

INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION
COMISION INTERAMERICANA DEL ATUN TROPICAL

Bulletin — Boletín

Vol. 13, No. 1

POPULATION DYNAMICS OF THE SKIPJACK TUNA
(*KATSUWONUS PELAMIS*) OF THE EASTERN PACIFIC OCEAN

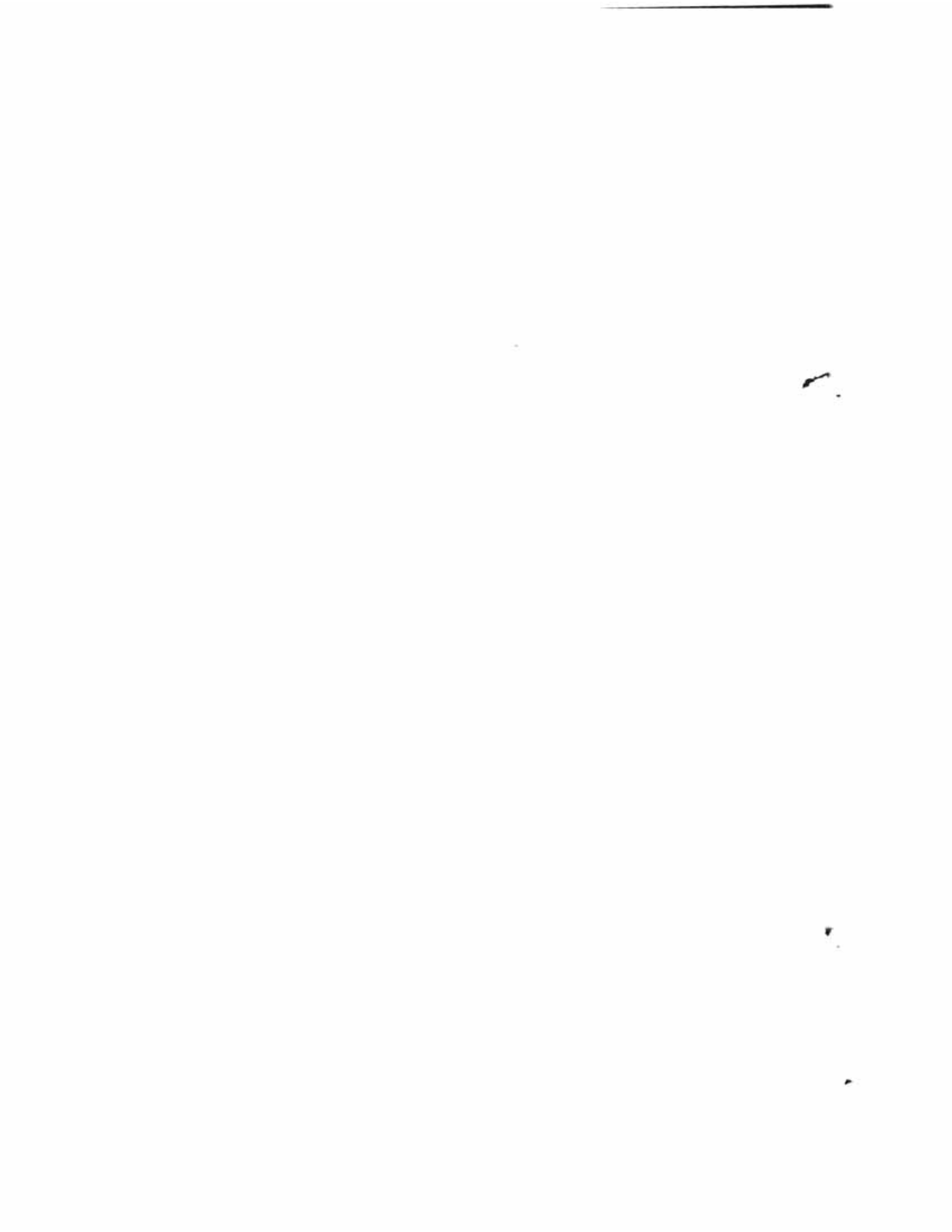
DINAMICA DE LAS POBLACIONES DEL BARRILETE
(*KATSUWONUS PELAMIS*) DEL OCEANO
PACIFICO ORIENTAL

by — por

James Joseph and/y Thomas P. Calkins

La Jolla, California

1969



CONTENTS — INDICE
ENGLISH VERSION — VERSION EN INGLES

	Page
I. ABSTRACT.....	7
II. INTRODUCTION.....	7
III. THE FISHERY IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN.....	9
A. Fishing gear.....	9
1. Live-bait fishing.....	10
2. Purse-seine fishing.....	10
B. Historical review.....	11
IV. THE RESOURCE.....	12
A. The distribution of skipjack and their fisheries in the Pacific Ocean.....	13
1. Larval distribution.....	13
2. Visual sightings.....	14
3. The fisheries.....	14
a. Eastern Pacific.....	15
b. Western Pacific.....	15
c. Central Pacific.....	15
4. Catches of the high-seas longline fleet.....	16
5. General comments on skipjack distribution.....	16
B. Population structure.....	17
V. CATCH, INTENSITY AND ABUNDANCE.....	19
A. Geographical distribution of catch and effort.....	21
1. Average geographical distribution.....	22
2. Annual geographical distribution of skipjack catch.....	24
3. Partitioning of total catch and effort data.....	25
B. Apparent abundance of skipjack.....	26
1. Standardization of fishing effort.....	26
a. Relative efficiency factors for size classes within gear types.....	28
i) Geometric mean estimates.....	28
ii) Maximum likelihood estimate.....	29
iii) Comparison of the two estimates.....	32
b. Efficiency factors between standard gear types.....	33
2. Calculation of indices of abundance and total fishing effort.....	35
a. Processing of data.....	36
b. Fluctuation in the index of abundance.....	37
c. Seasonal variation in the index of abundance.....	39
d. Measures of fishing effort.....	39
e. Fishing effort by the Manta, Ecuador fleet.....	41
VI. GROWTH.....	43
A. Methods and materials.....	43
B. Analyses and results.....	43
1. Estimates of size at release.....	43
2. Estimating the parameters of growth.....	44
3. Estimates of growth rate and asymptotic size.....	48
a. Estimates for the von Bertalanffy growth function.....	48
b. Estimates for the Chapman-Richards growth function.....	49
4. Confidence regions for the parameters K and L_{∞}	50

	Page
C. Comparison of present estimates with those from the literature.....	55
1. Western Pacific.....	55
2. Central Pacific.....	56
3. Eastern Pacific.....	57
D. Discussion and conclusions.....	59
VII. MORTALITY RATES.....	60
A. Source of data.....	61
B. Some theoretical considerations of the models used to estimate mortality rates.....	62
C. Results.....	65
1. Estimates for the fishery in the north.....	65
2. Estimates for the fishery in the south.....	68
D. Discussion.....	70
1. Northern grounds.....	70
2. Southern grounds.....	72
VIII. YIELDS FROM THE FISHERY.....	73
A. Relation among fishing effort, abundance and total yield.....	73
1. Northern area.....	74
2. Southern area.....	74
B. Yield per recruitment.....	75
1. Analysis.....	75
2. Results.....	78
a. Northern area.....	78
b. Southern area.....	79
3. Discussion.....	79
C. Potential yields.....	80
IX. SUMMARY AND CONCLUSIONS.....	81
—————	
FIGURES — FIGURAS.....	86
—————	
TABLES — TABLAS.....	119

VERSION EN ESPAÑOL — SPANISH VERSION

	Página
I. EXTRACTO.....	140
II. INTRODUCCION.....	141
III. LA PESCA EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL.....	143
A. Artes de pesca.....	143
1. Pesca con carnada viva.....	143
2. Pesca con redes de cerco.....	144
B. Revisión cronológica.....	145
IV. EL RECURSO.....	146
A. La distribución y las pescas del barrilete en el Océano Pacífico.....	147
1. Distribución larval.....	147
2. Observaciones de cruceros científicos.....	148
3. Las pescas.....	148
a. Pacífico oriental.....	149
b. Pacífico occidental.....	149
c. Pacífico central.....	149
4. Capturas palangreras de altura.....	150
5. Comentarios generales sobre la distribución del barrilete.....	150
B. Estructura poblacional.....	151
V. CAPTURA, INTENSIDAD Y ABUNDANCIA.....	153
A. Distribución geográfica de la captura y el esfuerzo.....	156
1. Promedio de la distribución geográfica.....	157
2. Distribución geográfica anual de la captura del barrilete.....	159
3. División de los datos del esfuerzo y de la captura total.....	161
B. Abundancia aparente del barrilete.....	161
1. Standardización del esfuerzo de pesca.....	162
a. Factores relativos de eficiencia para las clases de tamaño en los tipos de arte.....	164
i) Estimativos de la media geométrica.....	164
ii) Estimativos máximos de verosimilitud.....	164
iii) Comparación de los dos estimativos.....	168
b. Factores de eficiencia entre los tipos standard de las artes.....	169
2. Cálculo de los índices de la abundancia y del esfuerzo total de pesca.....	172
a. Procesamiento de los datos.....	172
b. Fluctuaciones del índice de la abundancia.....	174
c. Variación estacional en el índice de la abundancia.....	175
d. Medidas del esfuerzo de pesca.....	176
e. Esfuerzo de pesca por la flota de Manta, Ecuador.....	178
VI. CRECIMIENTO.....	180
A. Métodos y materiales.....	180
B. Análisis y resultados.....	181
1. Estimativos de la talla en el momento de la liberación.....	181
2. Estimación de los parámetros de crecimiento.....	182
3. Estimativos de la tasa de crecimiento y del tamaño asintótico.....	186
a. Estimativos para la función de crecimiento de von Bertalanffy.....	187
b. Estimativos para la función de crecimiento de Chapman-Richards.....	188
4. Regiones de confianza para los parámetros K y L_{∞}	189

	Página
C. Comparación de los estimativos presentes con los de otros estudios.....	194
1. Pacífico occidental.....	194
2. Pacífico central.....	195
3. Pacífico oriental.....	197
D. Discusión y conclusiones.....	198
VII. TASAS DE MORTALIDAD.....	200
A. Origen de los datos.....	201
B. Algunas consideraciones teóricas de los modelos usados para estimar las tasas de mortalidad.....	201
C. Resultados.....	205
1. Estimativos de la pesca septentrional.....	205
2. Estimativos de la pesca meridional.....	209
D. Discusión.....	210
1. Región septentrional.....	210
2. Las regiones meridionales.....	212
VIII. RENDIMIENTO DE LA PESCA.....	214
A. Relación entre el esfuerzo de pesca, la abundancia y el rendimiento total.....	214
1. Area septentrional.....	214
2. Area meridional.....	215
B. Rendimiento por recluta.....	216
1. Análisis.....	216
2. Resultados.....	219
a. Area septentrional.....	219
b. Area meridional.....	220
3. Discusión.....	221
C. Rendimientos potenciales.....	221
IX. SUMARIO Y CONCLUSIONES.....	223
—————	
LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA	228
—————	
APPENDIX FIGURES — FIGURAS DEL APENDICE.....	235
—————	
APPENDIX TABLES — TABLAS DEL APENDICE.....	251

POPULATION DYNAMICS OF THE SKIPJACK TUNA (*KATSUWONUS PELAMIS*) OF THE EASTERN PACIFIC OCEAN

by

James Joseph and Thomas P. Calkins

I. ABSTRACT

Catches of skipjack tuna supporting major fisheries in parts of the western, central and eastern Pacific Ocean have increased in recent years; thus, it is important to examine the dynamics of the fishery to determine man's effect on the abundance of the stocks.

A general linear hypothesis model was developed to standardize fishing effort to a single vessel size and gear type. Standardized effort was then used to compute an index of abundance which accounts for seasonal variability in the fishing area. The indices of abundance were highly variable from year to year in both the northern and southern areas of the fishery but indicated a generally higher abundance in the south.

Data from 438 fish tagged and recovered in the eastern Pacific Ocean were used to compute growth curves. A least-squares technique was used to estimate the parameters of the von Bertalanffy growth function. Two estimates of the parameters were made by analyzing the same data in different ways. For the first set of estimates, $K = 0.819$ on an annual instantaneous basis and $L_{\infty} = 729$ mm; for the second, $K = 0.431$ and $L_{\infty} = 881$. These compared well with estimates derived using the Chapman-Richards growth function, which includes the von Bertalanffy function as a special case. It was concluded that the latter function provided an adequate empirical fit to the skipjack data since the more complicated function did not significantly improve the fit.

Tagging data from three cruises involving 8852 releases and 1777 returns were used to compute mortality rates during the time the fish were in the fishery. Two models were used in the analyses. The best estimates of the catchability coefficient (q) in the north and south were 8.4×10^{-4} and 5.0×10^{-5} respectively. The other loss rate (X), which included losses due to emigration, natural mortality and mortality due to carrying a tag, was 0.14 on an annual instantaneous basis for both areas.

To detect the possible effect of fishing on abundance and total yield, the relation between abundance and effort and between total catch and effort was examined. It was found that at levels of intensity observed in the fishery, fishing does not appear to have had any measurable effect on the stocks. It was concluded therefore that the total catch could probably be increased by substantially increasing total effort beyond the present level, and that the fluctuations in abundance are fishery-independent.

The estimates of growth, mortality and fishing effort were used to compute yield-per-recruitment isopleths for skipjack in both the northern and southern areas. For a size at first entry of about 425 mm, the yield per recruitment was calculated at 3 pounds in the north and 1.5 pounds in the south. In both areas it would be possible to increase the yield per recruitment by increasing fishing effort.

It was not possible to assess potential production of the skipjack stocks fished in the eastern Pacific, except to note that the fishery had not affected their abundance and that they were certainly under-exploited. It was concluded that the northern and southern stocks could support increased harvests, especially the latter.

II. INTRODUCTION

During the decade from 1950 to 1960, world production of tunas of all species rose from approximately 400,000 to nearly 800,000 short tons. Since 1960, landings have continued to increase. Chapman (1963) stated that in the United States alone the market for canned tuna has a little more

than doubled every 10 years for the past 50 years and continues to increase at about the same rate. During the last few years, however, this rate has decreased somewhat. He suggested that the world tuna market will require about 1.5 million tons of tuna by 1970. To supply this demand, fishermen of more than two dozen nations capture tuna throughout the world oceans.

Though fishing effort has remained at a high level in recent years, and in some areas has increased, catches of some of the more desirable tuna species have remained relatively stable, and in some instances have declined. To meet the increasing demand for the canned product, it will be necessary to locate and harvest presently unexploited stocks, to manage overexploited stocks to provide the maximum biological yield possible on a sustained basis, and to alter fishing methods on certain stocks to increase yield per recruitment and hence total yield.

In the eastern Pacific Ocean, one of the major tuna producing areas of the world, two species of tuna are fished intensively by nationals of South, Central and North America. In the late 1940's, participants in this international fishery became concerned about the possible effects this increasing fishing intensity might have on the tuna stocks. To examine this problem on a scientific basis, the Inter-American Tropical Tuna Commission (hereafter called the Commission) was charged with the responsibility of making scientific studies on the tunas and baitfishes captured by vessels operating in the eastern Pacific fishery, designed to determine the effects that man's predation might have upon their abundance. It was further charged with the responsibility for recommending management measures, if and when needed, to insure production of maximum sustainable biological yields from the species in question. The Commission's research has been primarily concerned with yellowfin tuna because it was apparent at an early date that this species was being exploited at a level very near to its maximum potential. The yellowfin stock in the eastern Pacific is presently overexploited and has been under management since 1966. It is obvious therefore that very little increased production can be expected from yellowfin in the eastern Pacific.

In spite of this, demand for canned tuna continues to increase as noted above, and the fishing fleet of the eastern Pacific continues to grow. If it is to operate profitably and supply the increasing demand for tuna, the fleet must seek species other than yellowfin. A species considered by many to have great potential as a source of raw material is skipjack tuna.

Little is known concerning the details of skipjack distribution and life history. They are generally found throughout the world's tropical waters. In the Pacific Ocean there are substantial surface fisheries for skipjack along the Americas, and in the western Pacific north of the equator. The relationship among skipjack in the western, central and eastern Pacific is

not known. It is certain, however, that the fish captured in the eastern Pacific do not constitute a separate sub-population from those found farther westward. They are transitory in the eastern Pacific, and are most likely related to stock(s) farther offshore. Their abundance in this area, which appears to vary greatly among years, is probably more closely related to environmental conditions than to fishery-dependent causes.

Before an assessment of their potential yield can be made or their abundance at any particular time be predicted, it will be necessary to understand their relationship to fish farther offshore and their ecology in terms of how they respond to environmental changes, and to estimate parameters such as their intrinsic rate of increase, mortality rates and growth rates.

A concerted interagency and international effort, the EASTROPAC program, presently underway is designed to describe spatial and temporal patterns in the chemical, physical and biological features of the eastern Pacific Ocean with special emphasis on skipjack ecology. It is hoped that this program will yield information which will be useful in developing the fishery farther to the westward of the present skipjack fishery and will enable the prediction of their abundance in the eastern Pacific surface fishery.

Before full advantage can be taken of this environmental program, it is desirable to examine all existing data concerning the skipjack fishery in the eastern Pacific Ocean which might lead to estimates of the population dynamics mentioned above. It is the purpose of this paper to examine critically such information contained in the files of the Inter-American Tropical Tuna Commission.

The manuscript reviews and helpful criticisms provided by Professors Douglas G. Chapman and Gerald J. Paulik and by Brian J. Rothschild, University of Washington, are greatly appreciated. To our colleagues William H. Bayliff, Jerome J. Pella and Patrick K. Tomlinson, all of whom gave willingly and freely of their time and advice during the preparation of this report, we are deeply indebted.

III. THE FISHERY IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN

The surface fishery for tropical tunas in the eastern Pacific Ocean, which began in California prior to World War I, is based principally on skipjack and yellowfin tuna. The participants are mostly fishermen of the Americas.

A. Fishing gear

Most skipjack and yellowfin tuna captured in the Pacific Ocean are taken by live-bait fishing or purse-seining. Negligible quantities are taken

by trolling in some subsistence fisheries located near certain island groups. Catches incidental to other more sought-after species are made on longline gear used by the Japanese high seas fleet.

1. Live-bait fishing

About 1910, California albacore fishermen began using handlines baited with live sardines. They later replaced these with bamboo poles and introduced the method of attracting tuna and inducing them to bite, by scattering live fish over the surface of the water (chumming). These methods were extended to the capture of skipjack and yellowfin tuna in subsequent years. Detailed descriptions of the live-bait method of capturing tuna are given by Godsil (1938) and Shimada and Schaefer (1956). Because the different types of fishing will be referred to so often in later sections of this report, we give a brief description of them here.

Bait is generally captured in bays and along coastal waters and held alive in tanks of circulating sea water. After capturing a load of bait, the vessel proceeds to the fishing grounds and the fishermen scout for tuna schools. When a school is sighted, the vessel slowly approaches to within a few feet and chumming commences. The fishermen, stationed in racks which hang over the stern of the vessel, use bamboo poles to jerk the tuna from the water and cast them on board. If the school is in a frenzied condition and biting wildly, the fishermen use artificial lures to capture them. If the fish are reluctant to bite, however, the captain may choose to use hooks baited with live fish or seek another school.

Since live bait is essential to this fishing method, a great deal of time is expended in its capture. Alverson and Shimada (1957) give an excellent review of this fishery.

From the beginning of the tropical tuna fishery until about 1959, approximately 95% of all yellowfin tuna and skipjack taken from the eastern Pacific were captured by the live-bait method. During 1951, when the fleet was at its maximum size, there were about 190 vessels of over 100 tons capacity which were active in the fishery.

During the early 1950's, availability of lower-cost foreign tuna imports and competition from other protein foods drove prices below the level at which many bait vessels could make a profit. These economic difficulties and other factors (Orange and Broadhead 1959, and Broadhead and Marshall 1960), prompted fishermen to consider alternative fishing methods which would be more efficient and hence more profitable. By 1963, there were only 13 baitboats of over 100 tons capacity.

2. Purse-seine fishing

Unlike baitfishing, purse-seine fishing does not require the use of live baitfish to attract and capture tuna. Schools of tuna are located visually

and encircled with a large net. The bottom of the net is then closed or "pursed," forming a large bag or purse, and as the net is pulled aboard the vessel, the volume of the purse decreases.

Purse-seine fishing for tropical tunas has been practiced since the beginning of the fishery off Mexico in the early 1920's, although on a much smaller scale than baitfishing. In 1951, about 45 purse-seine vessels over 100 tons capacity were active in the fleet.

Prompted by the adverse economic condition of the live-bait fishery for tuna in the eastern Pacific Ocean during the 1950's and coupled with technical advancements in seining gear (McNeely 1961), fishermen began converting their bait vessels to handle seine gear. Because this proved to be a much more efficient fishing method, the number of baitboats rapidly declined. By 1963, there were 111 seiners of over 100 tons capacity active in the fleet, accounting for more than 85% of the tuna landed. This remarkable change in gear can be more readily appreciated by examination of Figure 1 showing total carrying capacity of the two types of gear by vessel size categories for 1958-1965. During 1958, the majority of the fleet was composed of bait vessels in the 200 to 400-ton class. By 1965, purse-seiners were by far the dominant element of the fleet and the greatest increases were in the largest vessels of over 400 tons.

B. Historical review

The fishery for tunas in the eastern Pacific Ocean began in 1903 when albacore off the California coast were first captured and canned. In 1916, a rapidly expanding market and a limited, unstable supply of albacore led to the canning of small quantities of skipjack and yellowfin tuna.

Shimada and Schaefer (1956) give a detailed account of the development of the fishery for tropical tuna in the eastern Pacific. They describe the development of a mothership operation beginning in 1922 and operating seasonally off the west coast of Lower California. Because of continued increase in demand for the raw product and economic and legal problems associated with the mothership operations, the industry began to shift to the use of newly introduced large vessels which were able to fish independently and profitably on the high seas beyond Mexican territorial waters. By 1929, the quantity of tuna landed in California rose to almost 65 million pounds, nearly half of which was skipjack.

The size of the fleet operating in the eastern Pacific continued to grow rapidly and had extended its operational range to as far south as the Galapagos Islands by the beginning of World War II. Due to military restrictions on the high seas tuna fleet, tuna landings dropped and remained low until the end of the war. During the postwar period, the size of the fleet increased rapidly and landings soared upwards, remaining at a relatively high level.

At present, the tropical tuna fleet ranges from about 30°N latitude to as far south as 20°S, and to about 500 miles offshore. The distribution of skipjack in the Pacific Ocean is shown in Figure 2. The shaded areas along the Americas represent the usual locations where skipjack tuna are fished by the tropical tuna fleet. The two principal skipjack fishing grounds are located north and south of the Gulf of Tehuantepec.

To examine in detail the skipjack catch from the eastern Pacific, the amounts of tuna captured in each year from both areas combined, and from the northern grounds alone are plotted in Figure 3 and tabulated in Table 1. The data through 1945 were taken from Shimada and Schaefer (1956). They were able to determine the area of capture for the period 1934 to 1945 by utilizing data from the California "pink-ticket" system. From 1946 to 1957, data on landings were taken from Table 3 of Broadhead and Barrett (1964). These authors used a slightly different method, which they described in detail, of assigning catch to area of capture than did Shimada and Schaefer. Data after 1957 are from the Commission files.

It is important to note that prior to 1958, the catch figures listed in Table 1 are really landings whereas after 1957 they are actual catch. Landings is defined as the amount of fish unloaded during the calendar year. This differs from the actual catch since tuna vessels remain at sea for 3 to 4 months, so that fish unloaded during a given year may have been captured during the previous year. Catch, on the other hand, is defined as the amount of fish captured during a calendar year, irrespective of the year of unloading.

It is not possible to obtain data on the amount of tuna captured in the northern and southern areas prior to 1934. Since essentially all skipjack taken from 1934 to about 1939 were from the northern area, however, it is reasonable to assume that all skipjack captured prior to 1934 were taken from the northern grounds also.

Since 1947, the total catch of skipjack in the eastern Pacific has increased rapidly. This increase was due entirely to catches made in the southern area; the northern grounds produced, on the average, about the same amount as they had since the mid-30's (Fig. 3). This suggests, as noted by Shimada and Schaefer (1956), that the increased production in the south has not affected production from the northern area, and that expansion of the fishery to the south was not motivated by a decrease in skipjack yield, but primarily by increased demands for greater volumes of fish which could not be filled by production from the northern area.

IV. THE RESOURCE

Before detailed studies of the dynamics of an exploited stock of fish can be conducted, something must be known of the structure of the stock

because genetically isolated portions of a population may differ in many aspects of behavior and physiology, and estimates of vital statistics and mortality rates for one portion may not necessarily be applicable to another. Therefore, for the present study it is important to review what is known concerning the distribution and population structure of skipjack tuna in the area of concern. Because skipjack are distributed so widely throughout the Pacific Ocean, this discussion will, for the sake of consistency, be extended beyond the present range of the eastern Pacific fishery.

The terms population, stock and subpopulations, as applied to skipjack in this paper, are defined as follows:

Population—Generally, this includes all individuals of the species when there are no subspecies (the definition of subspecies given by Mayr [1965] is referred to). In this study the skipjack population in the Pacific Ocean is defined as all skipjack in that ocean.

Stock—A portion of the population, generally inhabiting a specific geographic location, members of which are characterized by certain similarities not necessarily inheritable. A stock may be composed of one or more subpopulations. When it is subject to fishing, it is considered to include all individuals of a single species inhabiting the fishery area when the genetic relationship of each to the other is unknown.

Subpopulation—A portion of the population in which individuals are so located that any two have an equal probability of mating with each other and producing young, implying an ideally panmictic population. The subpopulation, then, shares a common gene pool.

For a more detailed discussion of these terms and concepts, the reader is referred to Mayr (1965) and Marr (1957).

A. The distribution of skipjack and their fisheries in the Pacific Ocean

The skipjack tuna is a cosmopolitan species found throughout most of the warm seas of the world. In the Pacific Ocean it occurs in commercial quantities along both the eastern and western boundaries. The extent to which they occur in the area between these boundaries is unknown. There are a number of ways in which some indication of their general distribution within these areas can be obtained. Those used in this study are inferences drawn from the occurrence of skipjack larvae, visual sightings from surveys, and evidence from fishing data.

1. Larval distribution

Matsumoto (1966) gathered most of the available information dealing with larval skipjack distribution in the Pacific Ocean. His data are compiled from cruises of the Bureau of Commercial Fisheries of the U. S. Fish and Wildlife Service, the Nankai Regional Fisheries Research Laboratory

of the Japan Fishery Agency, and the Inter-American Tropical Tuna Commission. Data collected from 1949 to 1964 are shown graphically in Figures 4 and 5.

Figure 4, showing the location of skipjack larvae captured during the study period, does not reflect the effort exerted to make the captures and therefore does not reflect relative abundance of larvae, but merely shows locations where they were encountered. Skipjack larvae are found across the entire breadth of the Pacific Ocean between approximately 30°N and 20°S, but they have been encountered much less frequently in the eastern Pacific than to the westward.

Figure 5, modified from Matsumoto (*op. cit.*), shows the catch per net tow and reflects the relative abundance of larvae in the eastern and central Pacific. In the eastern Pacific, where sampling effort has been quite intense, the data indicate a real scarcity of larvae. Because skipjack are quite abundant in the eastern Pacific Ocean, at least seasonally, it is quite clear that larval data cannot be used to determine the real, permanent presence of fish, but merely the occasional occurrence associated with spawning.

In summary, larval data reflect little more than the occasional occurrence of skipjack tuna from the American continents to Asia and Australia between approximately 30°N and 20°S.

2. Visual sightings

Waldron (1964) published a summary of the results of visual observations of skipjack schools in a portion of the central Pacific Ocean bounded by latitudes 20°S and 30°N, between longitudes 110°W and 180°W. The observations were made by biologists and fishermen aboard vessels of the Bureau of Commercial Fisheries Biological Laboratory in Honolulu from 1950 to 1961. Each chart, averaged by 3-month periods, shows the number of schools sighted per 10 hours of scouting, within 5-degree squares. Examination of these quarterly charts shows that skipjack schools occur occasionally throughout a large portion of the area surveyed. The greatest concentrations of fish appeared to be centered around island groups, however. There were also noted distinct seasonal changes in the rates of sighting.

Hynd and Robins (1967) reported on sightings of skipjack made from research vessels and aircraft in Tasmanian waters during 1 February to 31 May 1965. Although there is no commercial fishery for this species in that area at present, they reported the occurrence of commercial concentrations of skipjack during the survey period as far south as 44°S.

3. The fisheries

Skipjack tuna are taken commercially in greatest quantities along the eastern and western seaboard of the Pacific Ocean. There are two

major fisheries for this species at present: the Japanese fishery in the western Pacific near the home islands and the eastern Pacific fishery. Much smaller fisheries are conducted around the Hawaiian Islands, Micronesia and French Polynesia. Subsistence fisheries for which catch data are not available exist around many Pacific island groups.

a. Eastern Pacific

Vessels engaged in this fishery generally operate throughout the area between 28°N latitude and 22°S latitude (off Chile). The majority of the catch is made within 250 miles of shore. Since 1934, catches have ranged between 14.8 and 212.2 million pounds. The 1956-1965 average was 154 million pounds. More details of this fishery will be given later in this report.

b. Western Pacific

The largest skipjack fishery in the Pacific is that of the Japanese around the home islands. Baitfishing has been of primary importance, although in recent years purse-seining has become more popular. From 1918 to the present time, catches have fluctuated between 43.3 and 371.0 million pounds. From 1918 to about 1935, catches remained fairly stable at approximately 140.0-160.0 million pounds and after 1938 climbed to 266.4 million pounds, the highest level prior to World War II. During the war, catches were at the lowest level since 1918, but have been climbing since 1946, reaching a high of 371.0 million pounds in 1962 (Table 1). Kawasaki (1965a) reviewed this fishery in some detail, reporting catches as far north as about 45°N latitude.

Prior to World War II, Japanese baitboats fished in the Caroline, Marshall and Mariana Islands for skipjack. Truk and Palau Islands were the principal fishing ports with approximately 35 vessels operating from each of them. About 72.8 million pounds were caught in the best year. This fishery was terminated during World War II but recently was resumed in Palau with locally-manned vessels.

c. Central Pacific

A modest skipjack fishery, based on the live-bait method, has operated from the Hawaiian Islands for many years. The fishery has produced between 6 and 14 million pounds since 1952 (Table 1). The fleet, consisting in recent years of about 20 "sampan" vessels, obtains nearly 75% of its catch within 20 miles of the main islands.

Uchida (1966) presented a detailed account of this fishery, including statistics of catch and effort for 1952-1964.

In Tahiti, fishermen in small motor launches catch skipjack by using the traditional Polynesian pearl-shell lure. Annual landings at the Papeete market have ranged from 0.4 to 1.0 million pounds in recent years (Brun and Klawe 1968). Subsistence fisheries around other island groups in French Polynesia are common; Kawasaki (1965b) has reported catches of 0.06 to 0.14 million pounds in the Marquesas Islands.

4. Catches of the high-seas longline fleet

The Japanese longline fleet fishes primarily for large, deep-swimming tunas and billfishes from the west coast of the Americas to the shores of Asia and throughout the Indonesian Archipelago, between approximately 45°N and 45°S latitudes. They do, however, capture incidentally some skipjack during these fishing operations which, although they are of no commercial consequence, serve to determine the high seas distribution of the species. Miyake (1968) has gathered all of the available data from logbook records of commercial vessels and exploratory fishing vessels concerning the capture of skipjack tuna in time and space, which would be useful in studies of their distribution and migration. His data, extending over the period 1949 to 1965, include quarterly charts of skipjack distribution by 5-degree squares. The data were used to prepare Figure 2 showing a diagonal in each 5-degree square where skipjack were taken at some time during 1949-1965. Locations where major commercial fisheries currently exist for skipjack tuna throughout the Pacific Ocean are shown by shading.

5. General comments on skipjack distribution

Skipjack tuna occur in some quantities throughout almost the entire Pacific Ocean between about 45°N and 45°S latitude. They occur in commercial quantities at least in both the western and eastern boundary current systems as well as around many island groups scattered throughout the central and western Pacific. In the western Pacific, their latitudinal divergence from the equator is greater than in the eastern Pacific. This is not surprising when one examines the major current systems in the Pacific (Fig. 6). In equatorial regions, there is a westward transport of surface water by the North and South Equatorial Currents. As these currents of warm tropical water meet the landmasses at their western boundary, they are turned poleward, transporting large volumes of water into temperate latitudes. They then move eastward, mixing with cold water currents, and cooling until they reach their eastern boundaries. Then they flow toward the equator where they once again move westward.

This circulation results in substantially different conditions in the western and eastern sides of the ocean. The former has a rather broad band of tropical water while the band of warm water for the latter is much narrower. Throughout these warm waters the temperature of the upper mixed layer is very uniform relative to temperatures below the thermocline. It is in this upper mixed layer that skipjack most likely live. The depth of the upper mixed layer is not constant, but shoals in an eastward direction along the equator. In the western and central Pacific, the depth of the upper mixed layer about the equator is about 100 m, shoaling eastward to within 10 m of the surface (Fig. 7).

Skipjack seem to be distributed horizontally within the area of the

upper mixed layer encompassed by the 20°C surface isotherm. The average position of the isotherms during July in the northern hemisphere and during January in the southern hemisphere is shown superimposed in Figure 2. Since the isotherms shown are *averages* of numerous observations, whereas the occurrence of skipjack indicates the *maximum* extent of their poleward distribution, exact correspondence between them should not be expected. It can be stated generally, however, that the 20°C isotherms coincide with the poleward distribution of skipjack.

B. Population structure

A number of reports dealing with skipjack population structure in the Pacific Ocean have appeared in the literature in recent years (Hennemuth 1959a; Blunt and Messersmith 1960; Schaefer, Chatwin and Broadhead 1961; Schaefer 1963; Sprague 1963; Broadhead and Barrett 1964; Kawasaki 1965a and b; Rothschild 1965; and Barrett and Tsuyuki 1967). Most of these reports, as regards population structure, have been brief, merely commenting on the possibility that skipjack tuna exploited in the eastern Pacific are most likely not a resident stock, but that they move offshore seasonally and, in fact, might be related to other stocks farther westward.

Kawasaki (*op. cit.*), discussing the skipjack population inhabiting the entire Pacific Ocean, considered it to be a single unit. He suggested that the major spawning areas are in the central Pacific, and as the fish approach the end of their first year, they move to the peripheral waters of the central Pacific where they are exploited. As they approach their third year of life, they begin returning to the waters of the central Pacific where they remain.

Rothschild (*op. cit.*) presented a slightly different hypothesis on the origin of the skipjack exploited in the eastern and central Pacific Ocean. He examined data on skipjack size composition and spawning. He hypothesized that skipjack tuna exploited in the eastern Pacific come from spawnings in the central Pacific Ocean. They migrate to the eastern Pacific where they are recruited to the fishery at approximately 35-40 cm. As they approach the west coast of the Americas, the potential recruits to the eastern Pacific fishery are split into two components by a wedge of warm water extending from the southern Mexican coast. The northern and southern groups of fish comprise the fisheries of the northern and southern grounds respectively. They remain in the eastern Pacific fishery until they approach sexual maturity at sizes from 40 to 65 cm. They then migrate from the area to the central Pacific spawning grounds.

Rothschild hypothesized that the skipjack population inhabiting the central and eastern Pacific is composed of a number of subpopulations. He arrived at this conclusion from two lines of reasoning. The first is based on immunogenetic studies of Sprague (1963) who examined blood group systems of skipjack from selected areas of the Pacific Ocean. Com-

paring gene frequencies from these samples, he identified seven subpopulations in the central Pacific. Judging from the extent of Sprague's sampling in time and space, it is probable that his technique will reveal additional subpopulations throughout the Pacific Ocean. The second reason is related to the distribution of larval fish. Skipjack larvae in the central Pacific are not distributed uniformly in time and space, suggesting some isolating mechanism and hence less than random mating throughout the central Pacific. This negates the possibility of a single subpopulation inhabiting the area.

In a recent publication, Barrett and Tsuyuki (1967) identified a three-allele transferrin system in skipjack tuna. They examined three samples each of fish from the northern and southern waters of the eastern Pacific and computed gene frequencies for each sample. They subjected the data to a statistical analysis and concluded that the samples were from a common subpopulation. These results do not necessarily contradict the hypothesis of Rothschild or the work of Sprague, nor do they confirm the hypothesis of Kawasaki because it is genetically possible that different subpopulations of animals can exhibit identical frequencies of alleles at a particular locus.

In summary then, two rather broad hypotheses have been proposed to explain skipjack population structure in the eastern and central Pacific, and these two hypotheses are not consistent. A single subpopulation in the Pacific Ocean is proposed in one whereas in the other there is more than one subpopulation. Before this problem can be resolved, further studies of the genetics, migrations and rates of mixing of skipjack tuna are needed.

At this time it can only be stated with any degree of confidence that skipjack tuna of the eastern Pacific fishery do not spend their entire lives in the area. At least some portion of them migrate to the central Pacific. This is supported by the distribution of larvae, and by three tag recoveries in Hawaii and one in the Line Islands from fish tagged in the northern area of the eastern Pacific fishery. What part of this northern group makes this migration is not known, nor is there any indication of the magnitude of the central Pacific stocks or the portion of them that migrate to the eastern Pacific.

In the eastern Pacific, as noted previously, skipjack generally occur in two distinct groups, one to the north and the other to the south of the Gulf of Tehuantepec. Whether these groups of fish are separate subpopulations is not known. Genetic data of Barrett and Tsuyuki (*op. cit.*) suggest no differences among areas whereas morphometric studies (Hennemuth, *op. cit.*) indicate a lack of complete mixing among areas within the eastern Pacific. Direct evidence from tagging leads one to believe that there is little mixing of skipjack between the northern and southern areas. Of 76,146 fish tagged in the eastern Pacific through 1964, 4,124 have been

recovered. Of these only two show interchange between the two areas. This indicates little mixing of skipjack tuna between the two areas during the time they are in the eastern Pacific Ocean.

For subsequent analysis the following assumptions regarding the population structure of skipjack in the eastern Pacific Ocean were made: i) Skipjack in the eastern Pacific originate from spawning to the west of the areas where they are exploited in the eastern Pacific; ii) they migrate to the eastern Pacific at a size of about 40 cm, where they enter the commercial catch, remain until approaching maturity, and immigrate to the spawning areas west of the fishery; iii) fish in the northern grounds are considered to be a separate stock from those to the south.

V. CATCH, INTENSITY AND ABUNDANCE

To study the abundance and distribution of fish in time and space and to evaluate the effect that fishery-dependent and independent factors may have on this distribution and abundance, some measure of the population size during any period of time must be obtained. In the fisheries field, the statistic most commonly used to represent the abundance of a fish population is the catch per unit of effort.

There have been numerous and extensive discussions in the literature on the use of this statistic for estimating the relative apparent abundance of a variety of fish species [*e.g.* the papers of Gulland (1956), Beverton and Holt (1957), Ketchen and Forrester (1966), and a special publication edited by Gulland (1964a) containing contributions to the 1963 ICES symposium on "The measurement of abundance of fish stocks"]. It is of value to review briefly some of the concepts relating to the use of catch per effort to measure the abundance of fish.

There is a certain probability (q) that a standard unit of fishing effort (f) will capture a randomly selected fish from an exploited stock. For example, if 10 fish are removed from a population of 10,000, the probability (q) of a fish being captured is 0.001. This probability (q) is generally termed the catchability coefficient (Holt *et al.* 1959) representing the proportion of the stock removed by a unit of effort, i.e. the instantaneous fishing mortality (F) exerted by a single unit of effort:

$$F = qf \quad (1)$$

Of course the total catch resulting from the effort (f) is

$$\text{Catch} = qf\bar{N}(t_1 - t_0) \quad (1a)$$

where $\bar{N}(t_1 - t_0)$ is equivalent to the average population size during the time interval $\Delta t = (t_1 - t_0)$, and the catch per unit of effort is $q\bar{N}(t_1 - t_0)$.

If q is unvarying, that is, if it is constant at all levels of stock abun-

dance and effort is not affected by environmental factors, the catch per unit of effort will adequately represent the relative stock abundance. However, the assumption that catch per unit of effort is always proportional to population size often is not valid because of variation in the value of q resulting from a number of different factors. The causes of variability of q have been discussed in great detail by earlier workers and has most recently been summarized by Gulland (1964a). He suggested that variations in q may be due to direct causes of variation such as changes in availability and vulnerability. In this case, if a is designated as a coefficient representing availability and v vulnerability, then

$$F = avqf \quad (2)$$

and the fishing mortality rate would vary with each unit of effort as a and v varied. Gulland also listed non-direct causes due to the relation of q to other factors as a second major category of variation in q . These are: i) changes with the amount of fishing, ii) changes related to true stock abundance, iii) long-term changes or trends, and iv) random changes.

Given that q does not change because of any of the factors mentioned above, an unbiased estimate of it will require the examination of the distribution of the fish being captured in both time and space. Paloheimo and Dickie (1964) discussed in great detail the concept of randomness of the fish and the effort being exerted on them and effects of deviations from this randomness on estimates of the relative apparent abundance as measured by catch per unit of effort.

For the tuna fishery of the eastern Pacific Ocean, which occurs over a rather extensive area of the ocean during the entire year, it would be difficult to justify the assumption that the fish and the effort, or both, are randomly distributed during any year, especially for skipjack which appear to exhibit some seasonal peaks in abundance. In fact, analyses by Griffiths (1960) and Calkins (1961, 1963) indicate that over the period of a year neither the effort nor the fish are randomly distributed. Therefore, in attempting to derive estimates of catch per effort which truly represent relative abundance, it is important to deal in sampling units for which the assumptions of randomness can be reasonably upheld for either the effort or fish, or both.

The problems encountered in estimating catch per unit of effort as discussed above have been confined to situations involving only a single species of fish. The problems encountered in measuring abundance of a fish species from a fishery exploiting more than one species become much more complex. Ketchen (1964) discussed these problems to some extent in an analysis of the petrale sole fishery along the west coast of North America. He computed estimates of catch per effort by only utilizing data from trips which landed more than a certain minimum portion of petrale sole to the total catch. Though he discussed the problems inherent in such a fishery,

he did not offer any solutions. Rothschild (1967) discussed the effect of multiple-species catches on the catch-per-effort statistic for a single species caught by longline gear. He considered this effort in terms of a simple stochastic model and derived factors which adjust the single-species catch per effort so that it is never less than the multiple-species catch per effort.

As already stated, the fishery for tropical tunas exploits yellowfin and skipjack tuna simultaneously over much of the area fished. In the Commission's statistical system (Shimada and Schaefer 1956), no attempt has been made previously to separate yellowfin effort from skipjack effort. The ranges of the two species overlap considerably, and catches of both species are generally made by each vessel on each trip, often in the same time and place. However, the relative abundance of skipjack compared to yellowfin is quite different in different areas so that it is possible to arrive at more accurate estimates of the apparent abundance of skipjack by making some separation of effort between the two species. To do this, one must look in some detail at the geographical distribution of effort and resulting catch.

A. Geographical distribution of catch and effort

The Commission processes logbook records of the tuna fleet annually to compile catches and days of fishing by 1-degree and 5-degree areas and by month, quarter and year. We used strata of 1-degree area by year in our study.

Catches are recorded as pure yellowfin, pure skipjack, yellowfin and skipjack in any proportion (mixed), and yellowfin or skipjack (unspecified). The mixed and unspecified catches are not included in the data for the years 1951 through 1958. Thereafter these catches are prorated in the same proportion as the catches identified by species in each 1-degree area and quarter of the year. Catches which could not be assigned to a 1-degree area are also excluded. Catches and day's fishing by seiners and baitboats are combined by 1-degree areas and year.

Part of the following discussion deals with the average day's fishing, catches and percent of skipjack for 1951 to 1965. These averages were computed for each 1-degree area in which some fishing effort was expended in at least 8 of the 15 years. Catches (C) were summed by species in each of the 1-degree areas and divided by the number of years in which each received fishing effort:

$$\sum_{i=1}^n C_i/n \quad (3)$$

where $i = 1, \dots, n$ the number of years employed. The average percent of skipjack in each area was taken as the total catch of skipjack (CS) for the entire series of years divided by the total combined catch of yellowfin and

skipjack (CSY) times 100. For each 1-degree square this is

$$\frac{\sum_{i=1}^n CS_i}{\sum_{i=1}^n CSY_i} 100 \quad (4)$$

The average logged day's effort per year was taken as the total logged days by baitboats and seiners combined divided by 15, the number of years in the series, except in the case of the 1-degree areas encompassing Shimada Bank and the 1-degree area south of $15^{\circ}S$. These areas were first fished in 1957 and, therefore, the total days were divided by nine. Then for each 1-degree area the average *unstandardized* logged effort for all size classes and gear types (X^*) is

$$\sum_{i=1}^n X^*_{i..} / n \quad (5)$$

where $X^*_{i/jk}$ = unstandardized effort in days of fishing in year i , of gear j and size class k .

1. Average geographical distribution

The annual average distribution of logged day's fishing by baitboats and seiners combined for the period 1951-1965 is shown by 1-degree areas in Figure 8. The regularly fished area extends along the coast of the Americas from $35^{\circ}N$ to $21^{\circ}S$, and offshore to a distance of 200-300 miles. Regularly fished areas farther offshore include the Revillagigedo Islands, Shimada Bank, Clipperton Island, Cocos Island, Malpelo Island, the Galapagos Islands and banks north of this group. The heavily fished area is continuous from about $28^{\circ}N$ to $5^{\circ}S$ and includes the offshore areas. Two other fairly heavily fished areas, not continuous with the above, are Chimote Bank at $10^{\circ}S$ and the region of the Peru-Chile border between $18^{\circ}S$ and $21^{\circ}S$. The most heavily fished areas are the banks adjacent to the southern half of the Baja California peninsula, the region of the mouth of the Gulf of California adjacent to the tip of the Baja California peninsula, the area adjacent to the Revillagigedos, those adjacent to the Central American coast at the border of Nicaragua and Costa Rica and the areas near the Gulf of Guayaquil encompassing Guayaquil Bank and ridge.

The average distribution of yellowfin catches for 1951-1965 is shown in Figure 9. The distribution of yellowfin catches conforms fairly well with the distribution of effort. Fairly heavy catches are continuous from $26^{\circ}N$ to $5^{\circ}S$, and the greatest yellowfin catches most often occur in 1-degree areas which receive the greatest effort.

The average distribution of skipjack catches for 1951-1965 is shown in Figure 10. Again, the 1-degree areas which receive the highest effort yield the highest catches but the area of good catches is not continuous all along the Mexican coast as it is with yellowfin. The correspondence of

catch and effort, except for the areas which have the very highest values for both, is not as good as for yellowfin. In the area along the coast between 20°N and where 92°W crosses the coast near the southern edge of the Gulf of Tehuantepec, the catches of skipjack are light. All of these 1-degree areas averaged less than 100 tons per year and the majority of them averaged less than 25 tons per year. In contrast, almost all of these same areas received fairly heavy fishing effort and yielded catches of over 100 tons per year of yellowfin. A similar situation prevails in the inner Gulf of California.

Figure 11 shows the percentage of skipjack in the total catch from each 1-degree area which had a total catch of 100 or more tons for 1951 through 1965. The majority of the 1-degree areas in the inner Gulf of California and along the Mexican coast yielded catches of less than 10% skipjack.

These figures taken together tend to show that the yellowfin catches have been more evenly distributed over the fishing area and correspond more closely with the distribution of effort than do the catches of skipjack. It would be unjustifiable to say that the fishing effort applied to any 1-degree area was not yellowfin effort. For skipjack, on the other hand, average catches and the percentage of skipjack in the catch are very low in the Gulf of California and in a large area hereafter called the "Mexican Coast." This situation is not due to a lack of fishing effort but rather to the fact that effort in these areas is obviously not directed primarily at skipjack, and it appears that skipjack are not present in large quantities or are not available to the fishery. Therefore, a better estimate of skipjack abundance might be obtained by eliminating the catch and effort in these areas from the computation of skipjack catch per unit of effort.

When considering which areas to eliminate from the computation of skipjack catch per unit of effort, the year-to-year variation in the geographical distribution of catches must be considered. This will be examined in the next section. Before doing this, however, the average distributions shown in Figures 10 and 11 can be used to decide which areas should *always be included*, regardless of the catch in a particular year. All of the 1-degree areas west of 100°W from the tip of Baja California south to 15°N , on the average, yield a high percentage of skipjack, mostly more than 50%. This region, which includes the Baja California banks, the Revillagigedos and Shimada Bank, usually produces a considerable tonnage of skipjack. The region also includes the most northerly portion of the fishing area in which lighter catches are made but where the abundance of skipjack is high in relation to yellowfin. Another large area for which the same comments apply includes all subareas east of 90°W from the coast south to 5°N and everything south of 5°N . Skipjack are as present and available as yellowfin in these two large areas; therefore the effort applied must all be considered as skipjack effort (it must also be counted as yellowfin effort, of course).

This leaves many 1-degree subareas, comprising about one-third of the entire fishing area, in which skipjack availability varies from year to year. The boundaries of this area are 110°W from the tip of Baja California south to 5°N and from 5°N east to 90°W, and then north to the continent. The 1-degree subareas within these boundaries were included with or excluded from the skipjack catch and effort data depending upon actual catches made in the areas in each year.

2. Annual geographical distribution of skipjack catch

The annual geographical distribution of skipjack catch by baitboats and seiners combined are shown by 1-degree subareas in appendix Figures 1 through 15 (A-series). The percentage of skipjack in the total catch within each 1-degree subarea which had a recorded total catch of 25 or more tons of tropical tunas is shown for each year in the B-series of appendix Figures 1 through 15. In every year of the series, except 1956, skipjack catches and the percentage of skipjack in the catch were low in the Mexican coast region but the extent of the area of low abundance varied considerably from year to year. The area was largest from 1957 through 1960 and narrowed considerably in 1953, 1955 and 1964. In 1956, skipjack catches were continuous from Baja California to 5°S, and those along the Mexican coast were not greatly lower in amount or percentage than in adjacent areas.

It seems impractical to formulate invariable rules to decide whether or not every 1-degree subarea in every year should be included. Such a procedure would result in a patchy pattern in which there would be isolated areas of one category surrounded by areas of the other. Such a pattern would be unrealistic in regard to oceanographic conditions or to the average differences in yellowfin and skipjack distribution. A more flexible system was adopted requiring that the included and excluded areas be continuous blocks of territory. The boundaries of the excluded areas are shown in the A-series of appendix Figures 1 through 15. We tried to keep the boundaries fairly straight and regular and to adhere to 5-degree area boundaries when possible, although our attempts were admittedly somewhat arbitrary. A brief discussion of the separation in each year is given below.

In 1951 (appendix Figures 1A and 1B), the area of low skipjack abundance is quite clearly defined, extending from the tip of Baja California to the middle of the Gulf of Tehuantepec. In 1952 (appendix Figures 2A and 2B), the distribution of skipjack catch and the excluded area were virtually the same as in the preceding year.

In 1953 (appendix Figures 3A and 3B), the excluded area is narrow because fairly good catches containing a high percentage of skipjack extended down to 18°N on the Mexican coast. Both the northern and southern boundaries of the excluded area are shifted to the south. Also, this year differed from 1952 in that the skipjack catch and the percentage of

skipjack were low in the inner portion of the Gulf of California. Therefore the Gulf was excluded.

In 1954 (appendix Figures 4A and 4B), the excluded area is similar in extent to that of 1951 and 1952, but with the addition of all of the Gulf of California except for three 1-degree subareas adjacent to the tip of the peninsula. For 1954, the drawing of the southern boundary of the excluded areas is somewhat arbitrary. The percentage of skipjack in the catch from some of the 1-degree subareas on the Mexican coast was much higher than average. The amount of catch from these subareas, however, was not great. The same situation prevailed in 1955 (appendix Figures 5A and 5B).

In 1956 (appendix Figures 6A and 6B), there is no discernible break in the skipjack catches along the Mexican coast. The only excluded areas are in the inner Gulf of California and the 5-degree area 10-105 which contains Clipperton Island.

In 1957 (appendix Figures 7A and 7B), the excluded area includes all of the Gulf of California and all of the area along the Mexican coast south to the eastern edge of the Gulf of Tehuantepec.

From 1958 through 1960 (appendix Figures 8-10, A and B), the excluded area is the largest for the series of data examined. In 1961 and 1962 (appendix Figures 11 and 12, A and B) the excluded area is again at its maximum extent. The situation is the same in 1963 (appendix Figures 13A and 13B), except that a single 1-degree subarea at the tip of Baja California was removed from the excluded area.

In 1964 (appendix Figures 14A and 14B), the excluded area is narrowed considerably, especially in the north where good skipjack catches were made in the vicinity of 20°N on the Mexican coast. This was one of the more difficult years for separation of areas of high and low abundance of skipjack. The placement of the northern boundary was determined by comparing appendix Figures 14A and 14B. Although the excluded area includes some 1-degree subareas in which the skipjack catch was quite high, the percentage of skipjack in the catch from these areas was low. In 1965 (appendix Figures 15A and 15B), the excluded area is again at its maximum extent.

3. Partitioning of total catch and effort data

The percentage of the total logged skipjack catch and effort that is eliminated by excluding the 1-degree subareas which lie within the boundaries shown in appendix Figures 1 through 15 (A-series) is given for each year in Table 2. The 15-year average for combined gear is 22.1% of the logged fishing days and 1.3% of the logged skipjack catch. The amount of logged fishing days eliminated ranged from 0.8% in 1956 to 45.8% in 1960. The amount of logged catch eliminated ranged from less than 0.1%

in 1956 and 1958 to 3.7% in 1964. The average percent reduction in logged days and logged catch for baitboats is 12.8 and 0.7 as opposed to 32.5 and 2.5 for seiners, indicating that seiners have devoted proportionately more effort to areas where the catch is predominantly yellowfin than have the baitboats.

B. Apparent abundance of skipjack

The magnitude of fish populations is most often estimated by the catch per unit of effort. Errors in estimating abundance in this manner were discussed above in relation to variability in q ; however, it is possible under certain conditions to interpret the catch per effort in terms of the relative abundance of skipjack tuna. Estimates of relative abundance, as measured by catch per day's fishing are discussed below, assuming the following conditions:

- i) q remains constant at all levels of fishing intensity and stock size.
- ii) The effects of changes in availability and vulnerability are random in time and space and uncorrelated with changes in abundance.
- iii) The effort, the fish, or both, are randomly distributed within the time-area strata chosen for analysis.
- iv) When fishing in either the northern or the southern grounds, the proportion of total effort devoted to skipjack is not influenced by the yellowfin abundance, *i.e.*, skipjack are not passed by to catch yellowfin.

Condition i) is not true when considering all size classes and gear types, but is probably true for the standardized effort. Condition ii), has been discussed partially in an earlier section; however, it is impossible to evaluate this effect for the skipjack fishery in the eastern Pacific Ocean. By utilizing smaller time and area strata, 5-degree by quarter, it can reasonably be assumed that fishing effort is randomly distributed (condition iii) and possibly the fish too. Condition iv) deals with problems inherent in attempting to credit fishing effort properly to skipjack when in fact the fishery operates simultaneously on both species over much of the area. This will be discussed in more detail in a later section.

1. Standardization of fishing effort

The methods used by the Commission for standardizing the effort of tuna vessels of different sizes have been discussed in several of its Bulletins (for example Volume 1, No. 7). It would be helpful to review briefly the procedures used. The commercial catches of yellowfin, skipjack and catches unspecified as to species for the various size classes of vessels are compared in strata of 5-degree areas and years. Catch per day's fishing of yellowfin and skipjack combined is computed from the logbook data for

each size class for each 5-degree area in a given year, and the ratio of the catch per day's fishing of each size class to the standard size class (Class 4 for baitboats and Class 3 for seiners) is taken. Comparisons are limited to areas and size classes for which a minimum amount of effort is logged, *i.e.*, 20 days for baitboats and 10 for purse-seiners. The geometric mean of these ratios is taken as the efficiency factor for each size class. The same efficiency factors have been used to standardize both yellowfin and skipjack effort. This standardization can be explained algebraically using the following notation:

The catch of skipjack and yellowfin per unit of effort is

$$USY_{ijk} = CSY_{ijk}/X^*_{ijk} \quad (6)$$

where CSY_{ijk} is the yellowfin and skipjack catch combined in the i^{th} area, during the j^{th} time period for the k^{th} vessel-size category

$$\begin{aligned} \text{where } i &= 1, \dots, a \\ j &= 1, \dots, n \\ k &= 1, \dots, v \end{aligned}$$

Then for each size category (k) the logarithm of the standardization factor relative to a standard size (s) within a year is

$$\rho^*_k = \frac{a}{\sum_{i=1}^a} \frac{n}{\sum_{j=1}^n} [\log(\frac{USY_{ijk}}{USY_{ijs}})]/a \cdot n \quad (7)$$

Letting $\text{antilog } \rho^*_k = \rho_k$, the total standardized effort is

$$f = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^v X_{ijk} \rho_k \quad (8)$$

Shimada and Schaefer (1956), working with catch and effort data for the period 1934-1954, standardized skipjack effort using only size class 1 through size class 4 baitboat data with size class 3 as the standard. These efficiency factors were used to calculate the catch of skipjack per standard day's fishing (CSSDF) and fishing effort (f) through 1961. The series was then discontinued due to the small size of the baitboat fleet. Data from the larger size classes were not used because it appeared that the larger vessels may have ignored skipjack up to 1951 or 1952 in order to catch yellowfin, a more remunerative species (see Shimada and Schaefer 1956: p. 376). To examine this for more recent years, CSSDF and CYSDF are shown in Figure 12 for seiners of size classes 3 through 6 during 1960 through 1964. If skipjack were being avoided in preference to yellowfin, the skipjack catch per day would be expected to stay very low while that for yellowfin varied with population size. There is some indication that this occurred in the case of size class 3 but for the larger vessels the CSSDF varies considerably during the years included. In Figure 13, the CSSDF for baitboats is shown by size class for 1934 through 1960. As

suggested by Shimada and Schaefer (1956), all size class of baitboats, subsequent to 1951, could be utilized adequately to represent the relative apparent abundance of skipjack tuna. Therefore, it is reasonable to assume that during 1951-1965 discrimination against skipjack by the larger vessels did not occur except perhaps in 1951 and 1952. In fact, since 1957, the larger vessels (classes 5 and 6) have taken a larger percentage of skipjack than the medium and small vessels, with the possible exception of class 1 baitboats. The data from all size classes of baitboats and seiners, therefore, were included in the estimation of apparent abundance of skipjack.

To standardize skipjack effort, it is reasonable to use skipjack catches rather than catches of yellowfin and skipjack combined. Since several 5-degree areas usually yield catches that are almost entirely yellowfin, these areas receive equal weight with those that skipjack normally frequent if the combined species catch is used to standardize. To overcome this, only the 5-degree areas which are wholly or mainly outside the excluded area outlined in appendix Figures 1-15, A-series, were used, and the ratios were computed by quarters rather than annually. In addition to fulfilling more realistically the assumption of randomness (condition iii above) of fish distribution and/or effort within time and area strata, this method has the added advantage of increasing the number of comparisons between size classes.

Size class 3 has been used as the standard for seiners since the beginning of the Commission's statistical system because they comprised almost the entire seiner fleet up until the period of baitboat conversion (1959 to 1961). Since 1959, the portion of size class 3 in the fleet has declined steadily and it appears certain that this trend will continue. In addition, size class 3 is not a good standard for skipjack because the effort of this class is quite low south of the Gulf of Tehuantepec where the majority of the skipjack catch is made. Therefore, class 4 was used as the standard for seiners. This limits the useable seiner data to that from 1959 on; however, seiners landed less than 25% of the skipjack prior to 1960.

a. Relative efficiency factors for size classes within gear types

i) Geometric mean estimates

New efficiency factors for standardizing skipjack effort for baitboats (1951-1960) and seiners (1959-1965) were calculated using equations (6) through (8) and the modification described above (Table 3). Calculations of ratios of the various size classes to the standard were made in strata of 5-degree areas and quarter. For 1951, strata of 5-degree areas by year were used because of incomplete logbook coverage. There was not enough class 4 baitboat effort after 1960 to calculate efficiency factors using this class as a standard; therefore, beginning with 1961, the average efficiency factors for 1957-1960 were used to standardize baitboat effort. There

appears to be a general linear increase in efficiency associated with an increase in vessel size.

ii) Maximum likelihood estimates

Beverton and Holt (1957) discussed the use of ratio estimates to evaluate the fishing power of one type of vessel relative to another. They pointed to the shortcomings of this approach and indicated the need for more rigorous statistical treatment of the problem. Gulland (1956) discussed the use of techniques of analysis of variance to estimate the relative fishing power of individual vessels operating on demersal fish stocks near the British Isles. Robson (1967) extended this and suggested a more efficient method of estimating power factors based on the maximum likelihood method.

Since the measure of effort is so basic to the Commission's statistical series, and essential for evaluating man's predation on tuna stocks, it is important to explore the possibility of using more efficient statistical estimates to accomplish this. We chose, therefore, to develop a linear model based on the method of Robson (1967) to calculate efficiency factors.

A computer program which performs the calculations required for a general linear hypothesis model was employed to carry out the analysis. This program (BMD X64) is one of a series which appears in a manual of biomedical computer programs published by the Health Sciences Computing Facility, Department of Preventive Medicine, University of California at Los Angeles. Since the program was designed to compute the analysis in matrix form, it is important to touch briefly on the modifications necessary in the linear hypothesis model to apply it to the problem of gear standardization. Graybill (1961) discusses modifications of this type in some detail.

By way of introduction, we may consider two treatment effects γ_1 and γ_2 on some average condition μ . The model for this would be

$$Y_{ij} = \mu + \gamma_i + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

where

$i = 1, 2$, the treatment

$j = 1, 2, 3$, three repetitions of each treatment. Writing this system in

matrix notation

$$Y = X\beta + e \quad (10)$$

which is identical to

$$\begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \\ y_{13} \\ y_{21} \\ y_{22} \\ y_{23} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu \\ \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{11} \\ e_{12} \\ e_{13} \\ e_{21} \\ e_{22} \\ e_{23} \end{bmatrix} \quad (11)$$

For this example X , a 6×3 matrix has a rank of two hence the parameters are not all estimable. However, if we let $\mu + \gamma_1 = \alpha_1$ and $\mu + \gamma_2 = \alpha_2$, then the model becomes

$$Y_{ij} = \alpha_i + \epsilon_{ij} \quad (12)$$

and the matrix X , in this case a 6×2 matrix, has a rank of two and all parameters in (12) are estimable. Graybill terms this procedure reparameterization and it will be necessary to consider such a procedure for the problem of standardization of size classes.

If the catch by a vessel of size class i fishing in area-time stratum j is

$$C_{ij} = q_i \cdot f_{ij} \cdot \bar{N}_j \epsilon_{ij} \quad (13)$$

where

q_i is the catchability coefficient of the i^{th} vessel,

f_{ij} is the fishing effort in days of the i^{th} vessel in the j^{th} time-area stratum,

\bar{N}_j is the mean population abundance in the j^{th} time-area stratum,

and

ϵ_{ij} is a lognormal random variable, then the catch per effort for the vessel of size i in stratum j is

$$\frac{C_{ij}}{f_{ij}} = q_i \bar{N}_j \epsilon_{ij} \quad (14)$$

Taking logarithms of both sides, we have the linear model

$$y_{ij} = \alpha_i + \beta_j + \eta_{ij} \quad (15)$$

where

$$y_{ij} = \ln C_{ij}/f_{ij}$$

$$\alpha_i = \ln q_i$$

$$\beta_j = \ln \bar{N}_j$$

and

$\eta_{ij} = \ln \epsilon_{ij}$ is now a $N(0, \sigma^2)$ random variable (see Beverton and Holt, 1957: 174-175).

If the parameters of this model were estimable, we would have estimates both of the catchability coefficient of every vessel size and of the average stock size for every stratum. Unfortunately the parameters are not estimable since the design matrix has less than full rank. Thus the model must be reparameterized as follows:

$$\text{Let } \bar{\alpha} = \frac{a}{\sum_{i=1}^a \alpha_i/a} \text{ and } \bar{\beta} = \frac{b}{\sum_{j=1}^b \beta_j/b}$$

now

$$y_{ij} = (\alpha_i - \bar{\alpha}) + \bar{\alpha} + (\beta_j - \bar{\beta}) + \bar{\beta} + \eta_{ij} \quad (16)$$

Letting $\alpha_i' = \alpha_i - \bar{\alpha}$, $\beta_j' = \beta_j - \bar{\beta}$, and $\mu = \bar{\alpha} + \bar{\beta}$

we have

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i' + \beta_j' + \eta_{ij}' \quad (17)$$

where $\sum \alpha_i' = 0$ and $\sum \beta_j' = 0$. The design matrix of this model has full rank so the parameters are estimable. While the catchability coefficient cannot be estimated directly for every vessel size, the power factor between any vessel size and another chosen as a standard can be estimated. For example, if one wishes to estimate the power factor of vessel size i relative to vessel size s it is obvious that

$$\alpha_i' - \alpha_s' = \alpha_i - \bar{\alpha} - \alpha_s + \bar{\alpha} = \alpha_i - \alpha_s = \ln q_i - \ln q_s$$

or

$$e^{\alpha_i' - \alpha_s'} = \frac{q_i}{q_s} = \rho_i$$

When the parameters are replaced with their estimates, it is found that the relative power factors can be estimated.

To standardize effort for the skipjack tuna fishery in the eastern Pacific, one might logically choose the model

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + e_{ijk} \quad (18)$$

where

- $i = 1, \dots, v$, the size category of vessel,
- $j = 1, \dots, a$, the area stratum, and
- $k = 1, \dots, n$, the time stratum.

Additivity cannot be assumed for this model since interaction between area and quarter would be expected. If the interaction term $(\beta\gamma)_{jk}$ is added to the model to estimate its effect, then the number of parameters to be estimated exceeds the capacity of the BMD X64 program. To overcome this problem, the model can be rewritten to use time-area strata as a unit, in which case the model becomes

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{ij} \quad (19)$$

where

- $i = 1, \dots, v$, the vessel size class, and
- $j = 1, \dots, m$, the time-area stratum.

For this model additivity will be assumed; however, it is possible to test this assumption. Tukey (1949) describes an analysis which can be used to

test the validity of assuming additivity. The method essentially involves partitioning the sums of squares of the residual into a component due to interaction, with one degree of freedom, and a balance term, with the remaining degrees of freedom attributable to residual, with which to test the significance of the interaction term. If the F -ratio for the interaction term is significant, then additivity cannot be assumed.

To test this assumption for our data, 2 years were chosen at random and Tukey's test for additivity was applied. Since the F -ratio was non-significant in both cases, it was concluded that the assumption of additivity was valid (Table 4).

The estimation of the necessary parameters for strata of 1-degree areas and month exceeds the capacity of the program again. Therefore, strata of 5-degree areas and quarter were used for the data from 1952 to 1965. Five-degree areas and year were used as before for the baitboats during 1951 due to the nature of the data.

It should be borne in mind that if each area-time cell in the analysis contained data, the two models (18) and (19) would require the same number of parameters. However, since a number of the cells do not contain data, (19) requires far fewer parameters.

Maximum likelihood estimates of the efficiency factors for size class of vessel for both purse-seiners and baitboats were computed using equation (19) (Table 5). All 5-degree area-quarter strata within a year were treated as a single problem in the analysis. F -values were computed to test for significance among differences in size classes within years (Table 6). In general there was a significant difference in the catch per day's fishing among size classes of baitboats, but not among size classes of purse-seiners. Since the larger size classes of purse-seine vessels generally do not operate in the northern areas, the data were divided into a northern and a southern component and the analysis performed within each of these major areas. Again no significant difference was detected among size classes within these two major areas.

iii) Comparison of the two estimates

To compare graphically the estimates of efficiency factors computed by the two methods, the mean efficiency factors computed for all years are plotted in Figures 14 and 15. These are shown as dots for the ratio estimates and crosses for the maximum likelihood estimates. The vertical lines represent one standard deviation on either side of the mean. For both baitboats and purse-seiners, the maximum likelihood point estimates appear to be more consistent estimators, *i.e.*, the variance of these estimates is less than that of the ratio estimates. The greatest discrepancy among the standardization factors computed by the two methods occurs in the case of vessels larger than class 4, and especially size class 6, the largest vessels.

The efficiency factors for size classes 5 and 6 of both baitboats and purse-seiners are less for the maximum likelihood method than for the ratio method. Since, however, the maximum likelihood technique has a number of good statistical properties such as consistency and asymptotic efficiency, the results of the general linear hypothesis study were used. If all time-area strata contained data, then the maximum likelihood and ratio methods would give identical results.

Because in most cases the *F*-values for variability among size classes of baitboats were significant (Table 6), the efficiency factors given in Table 5 were used to standardize effort to size class 4. On the other hand, since none of the *F*-values for the 7 years examined for variability among size classes of purse-seiners are significant, seiner effort was not standardized. Each vessel was assigned a factor of 1.

The procedure of giving equal weight to each size class of purse-seiners is substantiated by the analysis of Bayliff and Orange (1967) who examined data concerning the purse-seine fishery for tunas in the eastern Pacific. They found that the number of sets made per day, the proportion of successful to non-successful sets and the catch per successful set did not differ significantly among vessel size classes except for the latter measure which showed a slight difference, with larger vessels generating higher values, in the southernmost area of the fishery.

b. Efficiency factors between standard gear types

After 1961, the quantity and coverage of baitboat effort in the fishing area dropped to such an extent that the baitboat catch per day's fishing was no longer a reliable index of skipjack apparent abundance. For the same reason, the catch per day's fishing for seiners before 1960 is not a good estimate of the apparent abundance of skipjack. To provide a continuous series of estimates of skipjack apparent abundance covering all of the period for which the Commission has logbook data, seiner effort must be converted to equivalent baitboat units. To accomplish this, it is necessary to compare the catch per standard day's fishing of baitboats and seiners fishing the same areas at the same time upon populations of the same true abundance. The years of transition, 1959-1961, from a predominantly baitboat fleet to a predominantly seiner fleet, are the only years when the two gears fished together over a large part of the fishing area. These years were therefore chosen for comparing the efficiency of the two gears.

It would be ideal to compare catches of baitboats and seiners fishing side by side on the same day; unfortunately the data are not readily available in this form. The smallest strata for which catch and effort data are available, in summarized form, are 1-degree areas by month. Therefore, after using the new efficiency factors to compute the catch per unit of effort for standard size classes within gear, the comparisons were made on the basis of 1-degree areas by months.

The skipjack catch per standard day's fishing for baitboats and seiners were compared in those 1-degree areas and months in which there were 5 or more logged days of fishing for both gears, and in which some catch of skipjack was made by both gears. The latter restriction was applied because there is some indication from the overall catch per unit of effort of the two gears for yellowfin and skipjack, that the seiners were not actively seeking skipjack during 1959 and 1960, except off Ecuador and Peru. By excluding strata with no catches, this difficulty is partially offset. The data on catch per effort which qualified under the two restrictions were grouped and averaged in three major areas: north of 15°N, the equator to 15°N, and south of the equator. Comparisons between gears in major areas were limited to those in which there was a minimum of 20 logged days of fishing for both gears. The data grouped in this manner are shown in appendix Table 1 and in Figures 17 and 18. In Figure 16, the catch per standard day's fishing for baitboats is plotted against the catch per standard day's fishing for purse-seiners for each 1-degree area. In Figure 17 the data are grouped by major areas for which there are 34 comparisons.

The relationship between the two variables cannot be adequately expressed by a straight line which passes through the origin, but rather is curvilinear (Fig. 17). As the apparent abundance of skipjack increases, the purse-seiners become increasingly more efficient than the baitboats, probably because the rate at which fish are landed on a baitboat is limited by the physical exertion required to cast a hook into the water and retrieve it. This, coupled with the fact that there is an economic limit to the number of fishermen on a single vessel, places a limit on the number of fish that can be landed from a school regardless of how large that school may be. On the other hand, the number of fish captured in a purse-seine net is more closely related to the maximum size that a school attains, since the nets are large enough to encircle the largest of schools in most cases.

To rectify the data, they were transformed by logarithms and a straight line was fitted to the observations by the method of least squares. The catch per standard day's fishing of purse-seiners expressed in terms of catch per standard day's fishing in baitboat units is given by

$$\log \hat{Y} = 0.5317 + 0.2770 \log X \quad (20)$$

or

$$\hat{Y} = 3.402(X^{0.2770}) \quad (21)$$

where X is the catch per standard day's fishing for seiners and Y is the catch per standard day's fishing for baitboats. This line is shown in Figure 18 on a log-log scale and in Figure 17 on an arithmetic scale. For equation (20), the standard deviation from the regression is 0.2675 and the regres-

sion coefficient is significant at the 0.01 level. The correlation coefficient is 0.4790 and is significant at the 0.01 level with 32 degrees of freedom. Also shown in Figure 18 are the 95% confidence intervals about the estimate of the mean of the logarithms of the \hat{Y} 's.

It is obvious from Figure 17 that at low levels of skipjack abundance, baitboats are more effective than seiners. At a level of 5.5 tons per standard day's fishing, the two gears are about equally effective but as apparent abundance increases above this level, the seiners become increasingly effective relative to baitboats. This relationship is similar to that found by Broadhead (1962) in his study on the effectiveness of the two gears in catching yellowfin. On yellowfin, however, the two gears are equally effective at just over 1.0 tons per day; above this level seiners rapidly become more effective. This difference between the effectiveness of the two gears for the two species may be due to seiners exercising a greater preference for yellowfin than do baitboats or to differences in behavior of the two species. It is unfortunate that the period of comparison is limited to years when seiners were enjoying exceptionally good yellowfin fishing.

Utilizing either equation (20) or (21) above, seiner effort can be converted easily into standard baitboat effort by merely computing the catch of skipjack per standard day's fishing for seiners for each month of the year for each of the major areas, using only data from the skipjack areas defined above. These values are then converted to baitboat equivalent catch per standard day's fishing by using equations (20) or (21). Estimates of seiners effort expressed in standard day's fishing in class 4 baitboat units are obtained by dividing the converted catch-per-effort data for each major area into the catch of skipjack logged by the seiner fleet in the same time-area stratum. Summation for all areas and months gives an annual total of standard days fishing for seiners in equivalent baitboat units.

2. Calculation of indices of abundance and total fishing effort

The Commission uses the catch per standard day of fishing in baitboat class 4 units as an indicator of relative abundance of yellowfin and skipjack in the eastern Pacific. This is calculated by dividing the total annual logged catch by the total annual standard days of fishing. This has proven a useful index since under certain conditions it is proportional to population size, hence a comparison of indices is equivalent to a comparison of stock sizes. It also indicates the relative success of the fishing fleet in terms of economic returns. However, this index may not give a very precise estimate of changes in abundance of eastern Pacific skipjack. The distribution of fishing effort is influenced strongly by the yellowfin abundance and can have a substantial effect on the annual skipjack catch per standard day of fishing. Also changes in oceanographic conditions can effect this index by causing concentration or dispersion of the fish.

Another way of examining relative apparent abundance is to calculate the average density of the fish per unit area over the fishing area. This was done for the eastern Pacific skipjack caught during 1951-1965. The procedures used are described below.

a. Processing of data

The division of the skipjack fishery into northern and southern components (described in a previous section) through the elimination of yellowfin areas was done for each year in the series 1951-1965. For each of these years, there is available logged skipjack catch and logged day's fishing, both standardized and unstandardized, and catch per standard day of fishing by strata of 1-degree area and month for baitboats and purse-seiners. In computing an index of abundance in terms of density, the effect that variable exclusion of areas among years might have upon this index is important. If this variable exclusion is not accounted for in the index, then instead of measuring the relative abundance of fish in the area of concern, one may only be monitoring changes in density. For example, if in year J the average number of fish present over an area of size A is \bar{N} , then the catch per effort would be $q\bar{N}$, if effort were constant, where q is the catchability coefficient per unit area of A . If in year $J + 1$ there were $\bar{N}/2$ fish occupying an area of size $A/2$, then the density over $A/2$ would be the same as the density of fish in area A during year J . Therefore, in year $J + 1$ the catch per unit of effort calculated over area $A/2$ would be approximately the same as in year J , when in fact there were only half as many fish.

To account for the changing density caused by the variable exclusion of certain areas, a weighting factor was introduced into the calculation of indices of abundance. The annual weighting factor is the ratio of the number of 1-degree areas in which fishing was accomplished at some time during a year to the total number of 1-degree squares fished at some time during 1951-1965. The annual measure of catch per unit of effort was then weighted by this factor.

A similar weighting scheme was used to calculate the monthly measure of abundance, but in this case the monthly weighting factor is the ratio of the number of 1-degree squares fished in the month to the total number of 1-degree squares occupied at some time during the year.

For both months and years this weighting scheme is based on the assumption that fishermen do not fish at certain times in certain areas considered as part of the fishing grounds because they know that there are no fish in those particular areas at those times. By accounting for this in the weighting scheme, these areas are essentially given a catch per unit of effort of zero and the bias introduced by changing the size of the fishing area in each year is offset.

The monthly index of abundance was computed as

$$U_{.j} = \left(\sum_{i=1}^I \text{CSSDF}_{ij}/I_j \right) (I_j/I_J) \quad (22)$$

where CSSDF_{ij} is the catch of skipjack per standard day of fishing in 1-degree square i and month j .

I_j is the number of 1-degree areas which received 5 or more logged days of effort during month j ,

and I_J is the total number of 1-degree areas which received 5 or more logged days of effort during year J .

The annual index of abundance is

$$U_{..} = 1/12 \sum_{j=1}^{12} U_{.j}(I_j/I^*_j) \quad (23)$$

where I^*_j is the total number of 1-degree areas which at some time received 5 or more logged days of fishing effort during the period 1951-1965.

From 1951 through 1959, baitboats were the important element of the fleet. They caught most of the skipjack, fished all year and in all areas of the fishery. During this period the seiners fished seasonally and most of their effort was expended on the northern grounds. Therefore the baitboat data alone were used to calculate estimates of abundance during this period. During 1959-1961, almost all of the baitboats of the four largest size classes were converted to purse-seiners and in 1961 seiners landed more skipjack than baitboats for the first time. After 1961 nearly all of the baitboat effort was confined to the northern grounds and much smaller amounts were expended in the areas of the Revillagigedo and Galapagos Islands. However, the reduced baitboat fleet still catches meaningful amounts of skipjack in these areas. Therefore, the catch and effort data for both gears must be used to calculate estimates of abundance for the years after 1959. Purse-seiner effort was converted into standard baitboat units by means of regression equations (20) and (21)

b. Fluctuations of the index of abundance

The estimates of abundance for the northern area, the southern area and for the two areas combined are given in appendix Table 2. The sum of the catch of skipjack per standard day of fishing $\Sigma(\text{CSSDF})$, of the exploited 1-degree areas and the monthly index of abundance ($U_{.j}$) calculated from this are shown for each month in columns 2 and 3, respectively. At the bottom of columns 3 and 4, there are shown for each year the number of 1-degree areas fished in year J , (I_J), and the ratio of this to the total number fished from 1951-1965 (I_J/I^*_J). Below these are listed the un-

weighted $\left(\sum_{j=1}^{12} U_{.j}/12 \right)$ and weighted ($U_{..}$) index of abundance. The

monthly indices of abundance ($U_{.j}$) are shown for the northern area, southern area and for the two combined in Figures 19A, B and C. The values ranged from zero to 3.78 in the north, and from zero to only 2.49 in the south. The greater range in the north is attributable to a few unusually high points, the average abundance being lower than in the south.

The annual indices of abundance, $U_{..}$, are shown in Figure 20 for the northern and southern areas and for both areas combined. There is much less variation in the annual average values of the index of abundance than in the monthly ones, both in the north and in the south. In the north, the index ranges from a low of 0.11 in 1961 to a high of 0.52 in 1956. The latter value is very high relative to other years because ocean temperatures in the southern Mexico-northern Central American area in that year were much cooler than normal, and skipjack were found in a continuous band from Peru to northern Baja California. Thus, the usual break in skipjack distribution along that area did not occur in 1956 (Appendix Figure 6A). Therefore, the ratio I_j/I°_j for 1956 is the highest ratio in the series. This resulted in a substantial increase when applied to the unweighted index of abundance. Also contributing to this high index of abundance was the fact that many of the fish, most likely belonging to the southern stock, were included with the northern stock because of the arbitrary choice of 95°W longitude as the dividing line between the northern and southern stocks. In the southern area, the annual index of abundance ranges from a low of 0.27 in 1952 to a high of 0.62 in 1954. Though not apparent when comparing the range of the indices of abundance in the north with that of the south, the annual values in the south are, on the average, over twice as great as those in the north. This implies that the density per 1-degree square in the south is twice as great as in the north. Since there are more 1-degree squares in the south, the total stock there is even greater than twice as large as in the north. There has been no upward trend or downward trend in the index of abundance in the north or in the south. Year-to-year variation in the annual index has not been great in either area and in the north, excluding 1956, it has been minor.

The index of abundance for the two areas combined conforms more to the fluctuations of the index in the southern area than in the northern area. The southern area is much larger, the fishery is less seasonal, and it contributes the bulk of the total skipjack catch. The combined monthly values of the index range from 0.08 to 1.83 (Figure 19C). The annual index of abundance has not fluctuated greatly, ranging from 0.21 in 1952 to 0.49 in 1956 over the 15-year period.

In appendix Table 3 are shown values of the index of abundance calculated from unconverted purse-seiner data from 1960-1965. The monthly values are plotted in Figure 21 and the annual ones in Figure 22. Again there is no indication of an upward or downward trend in apparent abundance. The purse-seiner index of abundance indicates that apparent

abundance is lower in the north and higher in the south than the index calculated from the combined gears.

c. Seasonal variation in the index of abundance

Figure 23 shows the monthly average values of the skipjack index of abundance for the northern area, the southern area, and for the two areas combined. In each of the three graphs, the dotted line represents the averages calculated from the baitboat data for 1951-1959 and the combined gear data for 1960-1965. The solid line represents the averages calculated for the baitboat data for 1951-1959, and the broken line represents the averages calculated from the purse-seiner data for 1960-1965.

In the northern area, the index of abundance is very low during the first 5 months of the year, rises rapidly to a peak in August, and then declines rapidly at the end of the year. The purse-seiner averages are lower than the baitboat and combined gear averages, the peak is flatter, and the values for August, September, and October are nearly identical.

In the south, the monthly fluctuations in the index of abundance are less than in the north and there are no extremely low values. The peak of abundance occurs in May, if measured by the purse-seiner data and combined gear data, or in June, if measured by the baitboat data. The lowest average values occur in March and October.

When the data for the northern and southern areas are combined, there is even less monthly fluctuation and the high and low points are the same as in the southern area.

d. Measures of fishing effort

The Commission's logbook system provides fairly complete coverage of the catch and fishing effort of the California and Puerto Rico-based tuna vessels. Coverage is poorer for the Mexico and Peru-based vessels, and the large fishery based in Manta, Ecuador, is not included in the logbook system. Although the Commission obtains virtually complete catch figures from unloading weights, it is not possible to count directly total fishing days. Total fishing effort must be estimated. This can be done by dividing the total catch by the catch per standard day of fishing (not the index of abundance) which is calculated from the logbook data (Method No. 1). Annual estimates of fishing effort obtained by this method are given in Table 7. Also shown in the table are the number of standard days of fishing from logbook data, logged skipjack catch in short tons, catch of skipjack per standard day of fishing (*CSSDF*), and total skipjack catch. The logbook data for 1951-1959 are from baitboats while those for 1960-1965 are from both gears with the purse-seiner effort converted to baitboat units. The unconverted purse-seiner data are also shown. The column showing "total catch" actually refers to landings for 1951-1957. Landings are the amount of fish landed in a calendar year, some of which may have

been caught the previous year. The figures for 1958-1965 show the amount of fish caught in a calendar year but not necessarily landed in that year. Catch is the better statistic for the procedures being applied here but there is insufficient information to separate catch from landings before 1958. Landings were divided into northern and southern components in the following manner. The figures for 1951-1961 were taken from Broadhead and Barrett (1964). They combined landings of skipjack from north of 16°N latitude, as shown by California Department of Fish and Game pink-ticket records, with imports to the United States from Mexico and Mexican domestic production to make up the northern component. The remainder of the total catch was assumed to belong to the southern component, as vessels based in Colombia, Ecuador and Peru fish only in the southern area. The catch figures for 1958-1961 were divided into northern and southern components in the same proportion as the landings. The United States and Mexican catch for 1962-1965 was divided into northern and southern components in the same proportion as the logged catch and the landings of the other nations were added to the southern component.

Assuming that the relation of logged catch and effort to total catch and effort is the same, one can also estimate total effort by calculating the percent that logged catch is of total catch and then increasing logged effort in the same proportion (Method No. 2). Estimates of total effort calculated by this method are given in Table 8.

There are now two estimates of skipjack effort for 1951-1959 and four estimates for 1960-1965. These estimates are compared in Figure 24. In all three panels of this figure the lines without dots represent fishing effort estimated by the first method (total SJ catch/*CSSDF*) and the two dotted lines represent effort estimated by the second method (logged effort prorated in the proportion of logged catch to total catch). The lines extending over the entire period 1951-1965 are the estimates in baitboat units and the shorter lines extending from 1960 to 1965 are estimates in seiner units.

In the northern area, the estimates of effort by methods one and two, in baitboat units, are very close in all years, although method one consistently gives a slightly higher estimate of total effort. The estimates in purse-seiner units, for 1960-1965, are somewhat higher than those in baitboat units, again with method one giving higher estimates than method two. All of the estimates indicate a sharp decline in effort between 1958 and 1960 followed by a stabilization at the lower level. This decline in effort coincided with the conversion of the fleet from one composed predominantly of baitboats to one made up predominantly of purse-seiners. In the northern area, purse-seiners have traditionally had more success catching yellowfin than skipjack and it is probable they have directed a larger proportion of their effort to yellowfin than was the case with the baitboats.

In the southern area, the two estimates of fishing effort calculated

in baitboat size-class 4 units gives quite similar results over the 15-year period. As in the north, method one consistently gives the higher estimates. The two estimates for purse-seiners give widely divergent estimates of effort for 1960. In that year coverage of the southern area by purse-seiners was poor and yellowfin apparent abundance was very high. By 1962, the purse-seiner estimates were close to the estimates for baitboats and remained so for the next 3 years. There has been very little baitboat effort in the southern area since 1961. The estimates in baitboat units show a decline in skipjack effort between 1958 and 1960; however, effort began to increase in 1961 and by 1963 was close to the level of the early 1950's. Effort declined sharply in 1964, when the apparent abundance of yellowfin was high, and then regained about half of this loss in 1965.

For the combined areas the picture is virtually the same as for the southern area. For baitboat units, methods one and two give consistent estimates of effort, with the method-one estimate always being higher. For the purse-seiner estimates, method one also yields the higher figures. The purse-seiner estimates are highly divergent in 1960 and 1961 and then begin to approximate more closely estimates in baitboat units. The overall trend in skipjack effort for the combined areas appears to be downward from 1951 to 1960 but since 1961 it has trended upward.

e. Fishing effort by the Manta, Ecuador fleet

In the late 1950's, a commercial tuna fishery began to develop at Manta, Ecuador. Fleet capacity and shore facilities have increased steadily. In the 1960's, annual landings in the order of 10,000-15,000 tons of skipjack were made so that this fishery became an important component of the southern area catch.

Most of the Manta fleet is composed of small to medium-sized baitboats. The vessels do not have refrigeration and catches are landed daily; therefore, most of the fishing is done within a day's run of Manta. The Commission has collected daily landing statistics from most of the fleet since 1959. Estimates of fishing effort by the Manta fleet over the period 1959-1965, have ranged from 3,500 to 7,600 boat-days per year. To get a better idea of the magnitude of this effort relative to the high-seas fleet operating in the eastern Pacific, an attempt was made to convert the Manta boat-days into standard baitboat size-class 4 units. Such estimates will be necessary for subsequent sections of this report which deal with the analysis of tagging data to estimate mortality rates and for studies of the effect that the fishery might have upon the abundance of skipjack stocks.

The area fished by the Manta fleet most closely corresponds to the three 1-degree areas designated S05-080-17, S05-080-21, and S05-080-22 in the Commission's statistical area system (for description see Shimada and Schaefer 1956; p. 379). The Commission's logbook data were combined for these three areas and the catch of skipjack per standard day of

fishing (*CSSDF*) was calculated by months. These values were compared with the corresponding values calculated from catch and effort data from the Manta fleet. Months in which there were less than 5 days of effort or no catch by either fleet were excluded, leaving 59 comparisons for the period 1959-1965. In Figure 25 the values from the Commission's logbook data are plotted against those from the Manta fleet. Correlation and regression coefficients were calculated and a least-squares regression line was fitted to the data. The correlation coefficient is 0.528 and the regression coefficient is 1.22; both are significant at the 99% confidence level with 57 degrees of freedom. The formula for the least-squares regression line is

$$\hat{Y} = 2.55 + 1.22(X) \quad (24)$$

where X is the catch of skipjack per day of fishing for the Manta fleet and Y is the *CSSDF* for the Commission's logged fleet.

If both fleets are exploiting the same body of fish, then both measures of apparent abundance should approach zero as the true abundance approaches zero. Therefore, a line showing the relationship between the two indices should pass through the origin. To fit such a line, it was assumed that there was a curvilinear relationship between the two variables. A log-log transformation was applied to the data and the line represented by the equation

$$\hat{Y} = 2.56 (X^{0.611}) \quad (25)$$

where X and Y are as defined above, was plotted in Figure 25. Using this relationship, the annual values of skipjack catch per standard day's fishing by the Manta fleet were transformed into *CSSDF* for the Commission's logged fleet and these values were then divided into the annual Manta landings to get estimates of the Manta fishing effort in the Commission's standard unit of baitboat class 4 days. These estimates are shown below, preceded in each case by the year to which they correspond: 1959 (1709); 1960 (1701); 1961 (2613); 1962 (2094); 1963 (2658); 1964 (2952); 1965 (3682).

These estimates and the Manta landings were added to the logged catch and effort totals for the southern area and new values of *CSSDF* were calculated. These figures were then divided into the annual total catches to obtain new estimates of total fishing effort for the southern area. The new estimates utilizing the Manta data (Table 9) conform quite closely with those of method one. It will be recalled that the method-one estimates were obtained by dividing total catch by *CSSDF* derived only from the Commission's logbook data. The estimates utilizing the Manta data, averaging approximately 8% higher than the method-one estimates for 1959-1965, will be employed in a subsequent section where the relationship between fishing effort and stock size is examined.

VI. GROWTH

The literature contains a number of studies of skipjack tuna growth for the stocks inhabiting the Pacific Ocean. Various methods have been used to compute the growth estimates, usually including analyses of the temporal progression of modal sizes, "annual" check marks on hard parts such as vertebrae, and tagging data. The literature on this aspect of skipjack biology is confusing because it results in a wide variety of estimates of growth rate, asymptotic length and length at age. The most recent review of these studies was given by Rothschild (1966a). New estimates of skipjack growth rates were made utilizing tagging data and these are compared below with other published estimates.

A. Methods and materials

Data used here correspond to fish tagged and recovered during 1955-1964 in the eastern Pacific Ocean between approximately 25°N and 20°S latitude, covering the entire range of the fishery. Plastic dart tags and loop tags were used. The tagging materials and procedures were reviewed by Schaefer, Chatwin, and Broadhead (1961) and Fink (1965). The analyses are based on recovery data from 1,028 skipjack released in the eastern Pacific Ocean.

B. Analyses and results

1. Estimates of size at release

Tuna are very susceptible to injury from handling. Barrett and Connor (1962, 1964) showed that handling places certain physiological strains on skipjack which, in turn, lead to high mortalities. Since, therefore, it is important that tagging be done as rapidly as possible to decrease handling and time out of water, exact measurements of fish length are not made at the time of release. Instead, the length at tagging is estimated to the closest 5-cm interval. On the other hand, measurements made at the time of recovery are exact to the nearest millimeter.

To insure that measurements at time of tagging are realistic estimates of the actual length of the fish and to test for bias on the part of the tagger in measuring the fish released, we investigated the relationship between estimated size and actual size at tagging. To make this comparison, the actual size at tagging was estimated from fish which were recovered less than 10 days after release. It is assumed that no growth has taken place in 10 days and hence their size at recovery should equal their size at tagging. In Figure 26 there are plotted the means, by 5-cm intervals, of the actual length against the estimated length for 547 fish recovered within less than 10 days. If there is no bias on the part of the taggers in estimating the fish length at the time of release, the line of least-squares fitted to the data in Figure 26 should have a slope which is not significantly different from 1, and which passes through the origin. The least-squares line fitted to the 547 individual observations can be described by

$$\hat{Y} = 66.870 + 0.872(X) \quad (26)$$

where Y is actual length in mm at tagging, and

X is estimated length in mm at tagging.

It will be noticed that the classical method of calibration, *i.e.*, using the observations which are subject to error as the dependent variable, was not used in fitting this regression problem. The rationale for this choice was based on Krutchkoff's work (1967) who showed that the inverse of the classical approach, the one used in this study, is superior from the view point of the mean-squared error.

A t test of significance shows that the slope of equation (26) differs significantly from 1 ($P < 0.001$). Therefore, there is a bias in the estimated length at tagging. Fish lengths less than 522 mm are underestimated by about 5 cm on the average, while fish lengths over 522 mm are overestimated on the average.

If such biased data are used to calculate skipjack growth, the estimates of growth parameters would be biased. Therefore, the estimated size at release was corrected to correspond to the actual size at release by using the relationship expressed in equation (26). The corrected data include 481 tag returns for which statistics on estimated size at release and size at recapture were available. These are listed in appendix Table 4, along with size at recapture, days at liberty (Δt) and the growth increment (Δl).

However, growth does take place during the 10-day interval in which no growth is assumed and small fish grow more rapidly than larger ones, according to the growth function used in a later section of this paper. If there were no tagging bias involved in measuring length at release, it would still be expected that the relationship $y = \alpha + \beta x$ used in equation (26), $\beta < 1$ and $\alpha > 0$. Fish used in this analysis were free for 3 days, on the average, and the modal peak of the curve depicting days at liberty occurred at day 1. Considering the growth rates for skipjack presented below, the amount of growth during this period is considered to be negligible, particularly because of the variability of the estimates.

2. Estimating growth parameters

Estimates of the growth rate of fish through time can be obtained readily by comparing size at age during various periods in their life. However, in studies of commercially exploited fish species and the effect that man's predation may have upon them, it is valuable to describe the fish's growth by a mathematical expression. Such expressions lend themselves to prediction or extrapolation and may be useful in relating the apparent changes in growth rate to the physiology and the environment of the species being studied. Also a model describing growth is useful in computing potential production of the stock being studied.

Von Bertalanffy (1934, 1938) developed a function that lends itself quite readily to studies of fish growth. If growth is defined as the measurable increase of an organic system by the assimilation of materials obtained from its environment, an organism at any given moment is analogous to a stationary state in a chemical system subject to the laws of mass action. The mass of the organism at any time is defined to be the difference between construction (anabolism) and destruction (catabolism) to that time. Von Bertalanffy suggests that anabolism is proportional to the resorption of nutritive material and hence is proportional to the magnitude of the resorbing surface (s). Letting the synthesized mass per unit surface per unit time be equal to a constant H , the total amount synthesized will be Hs . On the other hand, if destruction is proportional to the mass of the organism and k is a constant for destruction per unit mass per unit time, the destruction for the total mass is km , where m is the mass. The growth rate, or increase in mass, can then be simply expressed as

$$\frac{dm}{dt} = Hs - km \quad (27)$$

Assuming that $s = pl^2$ and $m = ql^3$ where p and q are parameters, l is length and m , s and l are all functions of time, then

$$\frac{dl}{dt} = \frac{Hp}{3q} - \frac{kl}{3} \quad (28)$$

then setting $E = \frac{Hp}{3q}$ and $K = \frac{k}{3}$ equation (28) becomes

$$\frac{dl}{dt} = E - Kl \quad (29)$$

the solution of which is

$$l = \frac{E}{K} - \left(\frac{E}{K} - l_0\right)e^{-Kt} \quad (30)$$

where l_0 is the animal's length at age 0, and e is the base of natural logarithms. Then in equation (30) as t approaches ∞ , l_t approaches E/K , indicating that the organism approaches an asymptote as t increases. Denoting the asymptotic length as L_∞ and setting $l = 0$ at $t = t_0$, equation (30) becomes

$$l_t = L_\infty(1 - e^{-K(t-t_0)}) \quad (31)$$

A number of methods have been published for fitting exponential growth curves and specifically the curve of von Bertalanffy, *e.g.*, Tomlinson and Abramson (1961), von Bertalanffy (1938), Beverton and Holt (1957), Ricker (1958) and Walford (1946). Some of these methods are only approximate and in most cases require estimates of size at age. They do not lend themselves to the use of tagging data.

Fabens (1965) has published a method and corresponding computer program to estimate the parameters of equation (31)¹. The development of the equation fitted in the program is based on the fact that given K and L_∞ , the entire future growth of an animal can be predicted from its present size without any knowledge of the age of the animal. Conversely, K and L_∞ can be determined from data on sizes at known time intervals.

The size l_2 , of an animal at time $t + \Delta$, in terms of its size l_1 , at time t , can be developed as follows:

$$l_2 = L_\infty(1 - e^{Kl_0}e^{-Kt}e^{-K\Delta}) \quad (32)$$

From equation (31) it is obvious that

$$e^{Kl_0}e^{-Kt} = 1 - \frac{l_1}{L_\infty} \quad (33)$$

leading to

$$l_2 = L_\infty[1 - (1 - \frac{l_1}{L_\infty})e^{-K\Delta}] \quad (34)$$

which is

$$l_2 = L_\infty - (L_\infty - l_1)e^{-K\Delta} \quad (35)$$

or

$$l_2 = l_1 + (L_\infty - l_1)(1 - e^{-K\Delta}) \quad (36)$$

Equation (36) is identical with equation (3.12) of Chapman (1960) and (2.3) of Gulland (1964b): $\Delta_t L = k(L_\infty - L_t)$, where $k = (1 - e^{-K})$.

From tagging and recapture data, the parameters K and L_∞ can be estimated from the variable l_1 (size at tagging), l_2 (size at capture) and Δ (time at liberty). A detailed description of the iterative least-squares technique used to fit equation (36) is available in section 9 of Fabens' paper. The third parameter in equation (31), e^{Kl_0} , which is related to the animal's size at birth (l_0 of Beverton and Holt 1959), cannot be estimated from (36) since it is lost in the algebraic manipulation. However, given K and L_∞ , and having some observations of sizes at known ages, Fabens (1965) gives a method of estimating the third parameter in equation (31).

It was implied above that the von Bertalanffy growth function (VBGF) is not strictly an empirical relationship but that the parameters have biological significance that can be described in terms of physiological processes. Recent discussions by Paloheimo and Dickie (1966a, 1966b,

¹Fabens' method gives equal weight to each data point used in the analysis. As noted by Chapman (1960), some weighting procedure might be advisable to account for changes in the variance in the recovery lengths, which probably increase with time at liberty. A study by Tomlinson and Pella (*personal communication*) which takes into account changing variance is currently underway; however, it is not sufficiently advanced to be utilized in this paper.

1965), Southward and Chapman (1965), Richards (1959), and Chapman (1960) among others, have caused some doubt as to the validity of the biological interpretations of the parameters in the von Bertalanffy growth function.

Richards (1959) and Chapman (1960) developed a generalized empirical growth function, of which the VBGF is a special case, which does not place biological restraints or interpretations on its parameters (hereafter referred to as the Chapman-Richards growth function).

Chapman (*op. cit.*) begins the derivation of the general equation with

$$\frac{dm}{dt} = Hm^\alpha - km \quad (37)$$

where $m = ql\beta$, then in terms of length

$$\frac{dl}{dt} = El^\delta - Kl \quad (38)$$

where

$$E = \frac{Hq^{\alpha-1}}{\beta}, K = \frac{k}{\beta} \text{ and } \delta = 1 - \beta(1 - \alpha)$$

integrating (38) leads to

$$l_t^{1-\delta} = \frac{E}{K} - \frac{1}{K} e^{-K(1-\delta)(t+c)} \quad (39)$$

where c is the constant of integration. Letting $l = l_0$ at $t = 0$, and noticing that as t approaches ∞ , that l approaches $(E/K)^{1/(1-\delta)}$ equation (39) becomes

$$l_t^{1-\delta} = L_\infty^{1-\delta} - (L_\infty^{1-\delta} - l_0^{1-\delta}) e^{-K(1-\delta)t} \quad (40)$$

However, equation (40) in its present form is not useful for estimating growth from tagging data. If we write

$$l_1^{1-\delta} = L_\infty^{1-\delta} - (L_\infty^{1-\delta} - l_0^{1-\delta}) e^{-K(1-\delta)t_1} \quad (41)$$

and

$$l_2^{1-\delta} = L_\infty^{1-\delta} - (L_\infty^{1-\delta} - l_0^{1-\delta}) e^{-K(1-\delta)t_2} \quad (42)$$

then divide equation (42) by equation (41), after rearranging terms, this manipulation leads to

$$l_2^{1-\delta} = L_\infty^{1-\delta} + (l_1^{1-\delta} - L_\infty^{1-\delta}) e^{-K(1-\delta)(t_2-t_1)} \quad (43)$$

Equation (43) can then be used with tag and recapture data to estimate the parameters of growth.

Knowing from above that $\delta = 1 - \beta(1 - \alpha)$ and the relationship between length and weight for skipjack tuna, K and L_∞ estimated from (43) can be compared with the estimates gotten from the von Bertalanffy

growth equation expressed in equation (36). If the estimates from the two methods do not differ, it is possible that the parameters estimated for skipjack tuna based on the von Bertalanffy growth function may reflect the physiological significance placed upon them; it would at least indicate the impracticability of employing some more complicated growth function. However, as shown by Paulik and Gales (1964), a $\delta = 0$ could obtain for a variety of combinations of α and β and not necessarily only for $\alpha = 2/3$ and $\beta = 3$. Of importance is the work of Chatwin (1959) and Hennemuth (1959b) which demonstrate that for skipjack tuna β is very close to 3 and in some cases does not differ significantly therefrom.

3. Estimates of growth rate and asymptotic size

Schaefer, Chatwin, and Broadhead (1961), in their studies of skipjack growth based on tagging data, suggest that a large share of apparent negative increments during the first 90 days at liberty may have introduced some error into their growth estimates. To reduce the possibility of such error in the present analysis, the data have been edited by plotting the length increments (481 observations) between the time of tagging and time of recovery against the time at liberty to detect highly aberrant points (Fig. 27). The line fitted to the data by the least-squares method can be described by

$$\hat{Y} = 11.4300 + 0.2735(X) \quad (44)$$

where Y is length increment in mm and X is days at liberty.

The 90% confidence intervals on the individual points were also calculated. Although 19 points fall above the upper limit and 24 points below the lower one, it should not be overlooked that from a sampling point of view one would expect to get by chance alone, 48 (0.10×481) points falling outside the 90% confidence interval. On the basis of sampling alone, therefore, there is no strong evidence to suggest that removal of the 43 observations falling outside the 90% confidence limits will increase the precision of the growth estimates. However, in view of the findings of Schaefer, Chatwin, and Broadhead (1961), we believe that such editing of the data might be useful in determining better estimates. Therefore, in subsequent analyses these 43 observations which lie beyond the 90% confidence intervals are excluded from estimates of growth; they are indicated with asterisks in appendix Table 4.

a. Estimates for the von Bertalanffy growth function

The 438 observations falling within the confidence intervals of Figure 27 and corrected for errors in estimated size at release by equation (26), were used to fit equation (36) using Fabens' method. The estimates of the parameters are 0.819 for K on an annual basis and 729 mm for L_{∞} .

To assign ages to certain sizes of fish, some data on size at age must

be available or an estimate must be made of size at birth. Most current estimates of size at age are based on length-frequency data utilized to interpret modal progressions in time. As a result, there is a wide range of such estimates.

Aikawa and Kato (1938) estimated size at age by interpreting the formation of rings on the vertebral centra. Their results are questionable, however, since they do not attempt to establish whether or not the rings were laid down annually. Size at hatching was used in our study to assign ages to skipjack tuna.

Matsumoto (1958) states that the size of skipjack larvae at time of hatching is most likely between 2.44 to 3.04 mm. Actual measurements from larval skipjack range from 2.8 mm upward. From data published by Brock (1954) and Yabe (1954) we estimated that the circumference of skipjack eggs ranges from about 2.50 to 3.50 mm so we chose the mid-value (3.00 mm) for l_0 .

Assuming that growth between l_0 and size at first entry to the fishery ($l_{\rho'}$) follows the same growth function as size subsequent to $l_{\rho'}$, then ages assigned to skipjack in this study actually do represent the true ages. However, since this assumption may not be true, ages used in this study must be treated with some reservation.

The growth curve for $K = 0.819$ and $L_{\infty} = 729$ mm is shown in Figures 28, 29 and 30, and size at age is given in column 1, Table 10. Since most of the observations were made on fish less than 550 mm long (see appendix Table 4), growth may be overestimated because of the weight given to the lower size groups. Also L_{∞} would be poorly estimated because of the paucity of data on larger fish. To recognize this and to correct for it, the data were ranked by size within 10-day intervals of time at liberty, resulting in 67 usable observations for estimating the growth parameters (appendix Table 5). K was estimated to be 0.431 on an annual basis and L_{∞} to be 881 mm. The growth curve and size at ages are also shown in Figures 28, 29 and 30 and in column 2 of Table 10.

It must be assumed in this analysis that the variance of Δl regressed on Δt is homogeneous over the range of Δt ; otherwise some weighting factor would have to be employed to assign greater weight to time intervals, in a relative sense, which showed the minimum variance in Δl . It is entirely possible that the variance is actually increasing as a function of time at liberty, and a weighting scheme which assigned weight as some inverse function of time at liberty would be required. If this were true for our data, the above analysis would be invalid.

b. Estimates for the Chapman-Richards growth function

To fit equation (43) and estimate the parameters K , L_{∞} and δ , a program for an iterative least-squares technique which finds the minimum of

$$\Sigma \left\{ l_2 - [L_\infty^{1-\delta} + (l_1^{1-\delta} - L_\infty^{1-\delta}) e^{-K(1-\delta)(t_2-t_1)}]^{1/(1-\delta)} \right\}^2 \quad (45)$$

for fixed values of δ was written. The best fit to the data listed in appendix Table 5 was between ± 0.5 for δ , K was computed as $0.2 \sim 0.9$ on an annual basis, and L_∞ was 815 to 974 mm.

These estimates are subject to some degree of error because the data used do not cover the entire life span of the fish; therefore, when fitting the data to the family of curves described by the Chapman-Richards equation, it is difficult to distinguish the exact values of δ because of the nature of the curves over the range of these data. This is readily apparent from Figure 31, showing a series of curves from the family described by the Chapman-Richards equation. Over the range for which data in this study are available (between dotted lines), the curves are practically parallel. Only the horizontal scale is changing as δ changes.

This analysis indicates that the von Bertalanffy growth function provides as good an empirical fit to the data as any other growth function examined and whether or not the parameters have any biological restrictions or significance, the results of any subsequent yield per recruitment analysis based on this equation would be unaffected. It would be of no practical value, therefore, to employ some more complicated function to describe skipjack tuna growth in the eastern Pacific Ocean. In subsequent analysis, the parameters of the von Bertalanffy growth function will be employed.

4. Confidence regions for the parameters K and L_∞

Although the procedure for estimating the parameters of tuna growth is rather straightforward, the estimates themselves are highly variable because they are based on numerous and highly variable data. If these estimates are to be used in computing yields from the fishery, some measure must be obtained of the precision with which the parameters are determined. Williams (1962) discussed in detail the methodology for determining a confidence region for the parameters of a regression model with a single nonlinear parameter. He indicated that the method is sufficiently flexible to allow extension to models with several nonlinear parameters. While studying methods of obtaining confidence regions for the parameters of the von Bertalanffy equation, J. J. Pella (*personal communication*) specifically considered the setting of confidence regions from tag and recapture data using Williams' results. A brief recapitulation of the method follows: let

- l_{1j} = the length of the j^{th} individual at the time of tagging,
- l_{2j} = the length of the j^{th} individual at the time of recovery,
- Δt_j = time elapsed between tagging and recovery of the j^{th} individual,
- and

$$f(l_1, \Delta t; L_\infty, K) = L_\infty + (l_1 - L_\infty)e^{-K\Delta t} \quad (46)$$

then

$$l_{2j} = f(l_{1j}, \Delta t_j; L_\infty, K) + \varepsilon_j \quad j = 1, \dots, n \quad (47)$$

where ε_j is an error term. While the errors may be related to the length of time at liberty and the size at release, the study has not progressed sufficiently to account for this possibility. We assumed for our study that the errors are independent and normally distributed with mean zero and common variance. Under these conditions, the least-squares estimates obtained from Fabens' method are maximum likelihood estimates. Since the function f is nonlinear in the parameters, a direct approach to setting confidence regions through normal theory is not possible. Instead the model is linearized by a Taylor series expansion of f about the point (L_{∞_0}, K_0) say, curtailed at the first derivatives, *i.e.*, for points near (L_{∞_0}, K_0) it is approximately true that

$$\begin{aligned} f(l_1, \Delta t; L_\infty, K) = f(l_1, \Delta t; L_{\infty_0}, K_0) &+ \left. \frac{\partial f(l_1, \Delta t; L_\infty, K)}{\partial L_\infty} \right|_{(L_{\infty_0}, K_0)} \cdot (L_\infty - L_{\infty_0}) \\ &+ \left. \frac{\partial f(l_1, \Delta t; L_\infty, K)}{\partial K} \right|_{(L_{\infty_0}, K_0)} \cdot (K - K_0) \end{aligned} \quad (48)$$

it follows from (47) and (48) after some rearrangement that to an approximation

$$y_j = \beta_1 X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \varepsilon_j \quad (49)$$

where

$$\begin{aligned} y_j &= l_{2j} - f(l_{1j}, \Delta t_j; L_{\infty_0}, K_0) \\ \beta_1 &= L_\infty - L_{\infty_0} \\ \beta_2 &= K - K_0 \end{aligned}$$

$$X_{1j} = \left. \frac{\partial f(l_{1j}, \Delta t_j; L_\infty, K)}{\partial L_\infty} \right|_{(L_{\infty_0}, K_0)}$$

$$X_{2j} = \left. \frac{\partial f(l_{1j}, \Delta t_j; L_\infty, K)}{\partial K} \right|_{(L_{\infty_0}, K_0)}$$

By Williams' criterion it is said that a point (L_∞, K_0) lies within a confidence region provided the hypothesis that $\beta_1 = \beta_2 = 0$ is acceptable.

A 95% confidence region for L_∞ and K was obtained from the previously discussed sample of 438 skipjack recaptures. The estimated lengths at release are assumed to be without error. The confidence region resulting from this analysis is therefore smaller than it would be if this additional source of variation could be included in the determination. Since the esti-

mate of the residual error by an analysis utilizing (49) would be biased, an unbiased estimate was calculated by partitioning the sample into strata according to their length at release and period of freedom, *e.g.*, eight fish were released at a length of 536 mm and were recovered after 15 days. There were 69 strata in which two or more fish of the same size at release were recovered after the same time interval. An unbiased estimate of the variability in growth between individuals of the same starting length, hereafter referred to as the pure error term, was obtained by

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{69} \sum_{j=1}^{n_i} (l_{2ij} - \bar{l}_{2i})^2}{\sum_{i=1}^{69} (n_i - 1)} \quad (50)$$

with $\sum_{i=1}^{69} (n_i - 1)$ degrees of freedom

and where l_{2ij} = length in mm of the j^{th} fish at recovery in stratum i
 n_i = number of fish in stratum i

$$\bar{l}_{2i} = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} l_{2ij}$$

The estimate so computed equalled 410 with 170 degrees of freedom.

To determine if the point $L_\infty = 834$ and $K = 1.2 \times 10^{-3}$, for example, lies in the 95% confidence region, the values

$$y_j = l_{2j} + (834 - l_{1j}) e^{-0.00012\Delta t_j} - 834,$$

$$X_{2j} = (834 - l_{1j}) e^{-0.00012\Delta t_j} \Delta t_j,$$

and

$$X_{1j} = 1 - e^{-0.00012\Delta t_j}$$

were computed for each fish in the sample. These data were then analyzed using (49) and the independent estimate of error. The results are found in Table 11. The first test was for lack of fit. The residual error sum of squares was partitioned into two sources, that due to lack of fit and that due to pure error. The test for lack of fit, shown in Table 11, is significant at the 95% level. If lack of fit were not significant, the pure error term could have been used to test the acceptability of the next hypothesis that $\beta_1 = \beta_2 = 0$. Since lack of fit was significant, the larger mean square due to residual error, which includes pure error, was used.

The test statistic, computed as the ratio of the mean square due to regression to the mean square due to residual error, is distributed as F with (2,436) degrees of freedom. The hypothesis that $\beta_1 = \beta_2 = 0$ is rejected at the 95% level of testing. The point $L_\infty = 834$ and $K = 1.2 \times 10^{-3}$ lies outside the 95% confidence region.

The analysis was applied to a region around the least-squares estimate discussed above. The lack of fit was significant everywhere in the region considered. Any point in the (L_∞, K) —space for which the hypothesis that $\beta_1 = \beta_2 = 0$ is rejected lies outside the $(1 - \alpha)$ confidence region. Figure 32 depicts a portion of the parameter space including the 95% confidence region.

Because of the lack of fit terms, it is difficult to interpret the meaning of the region shown in the figure, therefore an alternative approach was taken to determine a confidence region for the (K, L_∞) parameter space by randomly splitting the 438 observations used above into subsamples. This approach is useful for comparing the confidence region computed above.

The bases for this confidence region are the multivariate analogue of the central limit theorem and Hotelling's T^2 statistic. [For a detailed explanation of these the reader is referred to Graybill (1961) and Wilks (1962)]. Since the least-squares estimates of K and L_∞ are maximum likelihood estimates, they may be considered for a large sample size as a random vector $Z = (\hat{K}, \hat{L}_\infty)$ drawn from a bivariate normal distribution. Given a sample of such vectors Z_1, \dots, Z_m drawn from a bivariate normal distribution with mean vector $\mu = (\mu_1, \mu_2)$ the quantity

$$\mu = (\bar{Z} - \mu^*) ' S^{-1} (\bar{Z} - \mu^*) \frac{m(m-2)}{2(m-1)} \quad (51)$$

is distributed as $F(2, m-2)$ if $\mu = \mu^*$ where $S = (s_{ij})$ is given by

$$\begin{bmatrix} \sum_{i=1}^m \frac{(Z_{1i} - \bar{Z}_{1\cdot})^2}{m-1} & \sum_{i=1}^m \frac{(Z_{1i} - \bar{Z}_{1\cdot})(Z_{2i} - \bar{Z}_{2\cdot})}{m-1} \\ \sum_{i=1}^m \frac{(Z_{1i} - \bar{Z}_{1\cdot})(Z_{2i} - \bar{Z}_{2\cdot})}{m-1} & \sum_{i=1}^m \frac{(Z_{2i} - \bar{Z}_{2\cdot})^2}{m-1} \end{bmatrix} \quad (52)$$

and is called the sample variance-covariance matrix. The inverse of S is $S^{-1} = (s^{ij})$. Knowing that if $\mu = \mu^*$,

$$P[\mu \geq F_\alpha(2, m-2)] = \alpha \quad (53)$$

therefore substituting in (53) for μ and after some manipulation

$$P[s^{11}(\bar{Z}_{1-\mu_1^*})^2 + 2s^{12}(\bar{Z}_{1-\mu_1^*})(\bar{Z}_{2-\mu_2^*}) + s^{22}(\bar{Z}_{2-\mu_2^*})^2 \leq \frac{2(m-1)}{m(m-2)} F_\alpha(2, m-2)] = 1 - \alpha \quad (54)$$

Thus the set of $\mu^* = (\mu_1^*, \mu_2^*)$ for which the relationship inside the probability statement is satisfied constitutes a $(1 - \alpha)$ percent confidence region. From the discussion above it is seen that the determination of a 95% confidence region for K and L_∞ involves finding the set of all $\mu^* = (K^*, L_\infty^*)$ such that

$$s^{11}(\bar{K} - K^*)^2 + 2s^{12}(\bar{K} - K^*)(\bar{L}_\infty - L_{\infty}^*) + s^{22}(\bar{L}_\infty - L_{\infty}^*)^2 \leq \frac{2(m-1)}{m(m-2)} F_{.05}(2, m-2) \quad (55)$$

where

$$\bar{K} = \frac{\sum_{i=1}^m K_i}{m}, \quad \bar{L}_\infty = \frac{\sum_{i=1}^m L_{\infty i}}{m}, \quad (56)$$

and S is the sample variance-covariance matrix of the K_i and $L_{\infty i}$.

To apply this technique to compute the confidence region of (K, L_∞) for the 438 observations on skipjack growth they were randomly split into 15 subsamples of about 29 elements each. For each of these subsamples, K and L_∞ were computed by least-squares techniques using Fabens' program (Table 12). The variances and covariances for these were also computed and are given by the following matrix:

$$S = \begin{bmatrix} 15.505 \times 10^{-6} & -536.3 \times 10^{-3} \\ -536.3 \times 10^{-3} & 44,207 \end{bmatrix} \quad (57)$$

The inverse of this matrix was

$$S^{-1} = \begin{bmatrix} 111,125 & 1.348 \\ 1.348 & 3.898 \times 10^{-5} \end{bmatrix} \quad (58)$$

and $\bar{K} = 3.882 \times 10^{-3}$ and $\bar{L}_\infty = 776$. Substituting these values into equation (55), with $m = 15$ and $F_{.05}(2, 13) = 3.80$, the boundary of the 95% confidence region is the ellipse

$$111,125(\bar{K} - K^*)^2 + 2.696(\bar{K} - K^*)(\bar{L}_\infty - L_{\infty}^*) + 38.975 \times 10^{-6}(\bar{L}_\infty - L_{\infty}^*)^2 = 0.5456 \quad (59)$$

The following translation and rotation is performed to determine the position of (59) in the (K, L_∞) -plane. Letting

$$\left. \begin{aligned} V_1 &= \bar{K} - K^* \\ V_2 &= \bar{L}_\infty - L_{\infty}^* \end{aligned} \right\} \quad (60)$$

and substituting (60) into (59) then

$$111,125V_1^2 + 2.696V_1V_2 + 38.975 \times 10^{-6}V_2^2 = 0.5456 \quad (61)$$

which is an ellipse centered at $(0, 0)$ in the (V_1, V_2) -plane, but slightly rotated. Since the angle, θ , which the axes of the ellipse make with the coordinate axes is a negligible angle ($\theta < 1'$) equation (61) can be approximated by omitting the cross product term as

$$111,125V_1^2 + 38.975 \times 10^{-6}V_2^2 = 0.5456 \quad (62)$$

The axes of this ellipse nearly coincide with the coordinate axes. Alter-

nately setting V_1 and V_2 equal to zero and solving for the remaining variable, the ends of the ellipse are: $V_1 = \pm 2.215 \times 10^{-3}$, and $V_2 = \pm 118$. From (60) and (62) it is clear that the 95% confidence region is an ellipse in the (K, L_∞) -plane centered at $(3.822 \times 10^{-3}, 776)$, with axes coinciding with the coordinate axes. The ellipse cuts the L_∞ axis at 894 and 658 and the K axis at 1.607×10^{-3} and 6.037×10^{-3} . This ellipse is shown in Figure 32, as *B*, with the previous estimate of the confidence region, using Pella's techniques, as *A*. The second method gives a much broader interval in the K -plane and only a slightly narrower interval in the L_∞ -plane than the first. The two confidence intervals are not directly comparable since the first one uses estimates based on a sample size of 438 fish while the second is computed from estimates for sample sizes of 29 fish. The 15 points corresponding to the estimates $(\hat{K}, \hat{L}_\infty)$ from the samples of 29 fish fall into a region whose general configuration is similar to that of the first confidence interval (Fig. 32). The effect of sample size upon the properties of the estimates for (K, L_∞) has not been studied. It is not known if the small size of the samples causes the wide scatter in the 15 points. For subsequent discussion we employed the confidence region computed using the first method.

C. Comparison of present estimates with those from the literature

Growth rates estimated utilizing the tagging data presented above were next compared with estimates appearing in the literature for the western, central and eastern Pacific. In addition, an estimate of growth based on published data on size frequencies of skipjack tuna from the eastern Pacific Ocean, plus similar, heretofore unpublished data, was compared with the present estimates from tagging. It is *emphasized* that this analysis is for comparative purposes only and is not to be considered an additional estimate of growth to be used in subsequent analysis concerning yield-per-recruitment estimates.

1. Western Pacific

The earliest estimate of growth of skipjack tuna in the Pacific Ocean was that of Aikawa (1937) who examined 20 specimens from the islands off the southern part of Izu Peninsula in the western Pacific, and that of Aikawa and Kato (1938) who examined 20 specimens from the Palau Island area. On the basis of their studies of markings on the vertebral centra, these workers determined that growth and size at age were the same in both areas (Table 10, Column 3). The growth curve for their data is plotted in Figure 28 for comparison with the curves which we calculated. The growth of skipjack in the western Pacific, determined from rings in the vertebral centra, is much slower than growth estimated from tagging data in the eastern Pacific. If the estimates by Aikawa (1937) and Aikawa and Kato (1938) are adequately measuring growth in the western Pacific, then it follows that the growth of fish in the eastern Pacific is quite dif-

ferent. However, it is not clear that their estimates adequately represent growth on an annual basis, since they made no attempt to establish that the vertebral rings used in their study are annual marks. If, however, these rings are laid down semiannually, then the estimates from the two areas are comparable. Rothschild (1966a) suggested that the age determination of these two authors may be in error because their growth curve is essentially a straight line over a rather long span of age.

Kawasaki (1955a, 1955b) gave estimates of the growth of skipjack from the southwestern sea of Japan, based on the progression of modal groups. In a later paper (Kawasaki 1963), he gave additional estimates of growth rates based on data from the area off northeastern Japan. To compare his estimates with those derived in this paper, we used his data (presented in appendix Table 1 of his 1963 publication) with equation (36) to compute K and L_{∞} , assuming that Δl is the difference between the modal size during time $t + 1$ and time t , and Δt is 30 days. The estimate of K on an annual basis is 0.12, and L_{∞} is 1418 mm. Assuming that l_0 equals 3 mm, the growth curve for these data is shown in Figure 28. The size at age is listed in column 4 of Table 10. These growth estimates compare rather well with those computed in our study, but are much greater than the estimates of Aikawa (1937) and Aikawa and Kato (1938) for fish from the same general area.

Since Kawasaki's estimates are from fish collected during the months of May to November, 1951 to 1959, they may only represent growth during half of the year. Therefore, if these estimates from Kawasaki's data are to be meaningful, it must be assumed that growth is the same throughout the year.

Yokota, *et al.* (1961) estimated growth rates based on modal progressions of skipjack from the Sulu Sea. Their estimates of size at age are listed in column 5 of Table 10 and their growth curve is plotted in Figure 28. They closely resemble our growth curves.

2. Central Pacific

Brock (1954) studied the growth of skipjack in the area of the Hawaiian Islands by examining the progression of modes computed from length-frequency samples. He estimated a growth rate much greater than that derived in this paper, and much greater than any estimates from the western Pacific. If Brock's estimates are correct, this suggests that all other estimates of K are too low. However, Rothschild (1966a) pointed out:

- 1) The 2-year-old fish of Brock may be overestimates of size at age because they may be estimated from a distribution of fish comprising more than one age group. As the average age of this multi-age group increases, the average size would increase correspondingly but the apparent age would not change. The result would be an overestimate of growth.

- 2) If skipjack maintain a size specific pattern of movement between the central and eastern Pacific, as suggested by Rothschild (1965), it is possible that fish about 2 years old have not been fully recruited to the central Pacific. This would result in an overestimation of the size of 2-year-old fish.

We used the data from Table 1 of Brock (1954) with equation (36) to estimate K , L_{∞} and size at age by again assuming that l_0 equals 3 mm. The estimate for K on an annual basis is 0.95 and L_{∞} is 851. Size at age is given in column 6 of Table 10, and the growth curve is plotted in Figure 29 for comparison with estimates derived in this paper.

Rothschild (1966a) estimated the parameters of growth for the von Bertalanffy growth function on the basis of 35 recoveries of fish tagged in Hawaiian waters in 1958 which were at liberty up to 420 days. The size of the tagged fish at time of release was estimated by measuring a sample of fish belonging to the school from which the fish were tagged. To estimate the bias and precision of this estimated length, Rothschild compared the estimated size at release with the size at capture for all fish recaptured within 10 days. Since results of this analysis suggested a bias in the estimated length, an equation was derived to correct for it. Using the corrected sizes at release for the 35 observations, he estimated K to be 0.77 on an annual basis and L_{∞} to be 823 mm.

Considering the Rothschild method used to estimate the size at time of release, it would appear that, on the average, a fish *randomly* chosen from a school should give an unbiased estimate of the average size of the fish in a school. Therefore, by correcting for size at release, as was done in the Hawaiian study, a bias may be introduced into the data. On the basis of this, we used the uncorrected data listed in Table I of Rothschild's paper to compute a value of 0.59 for K and 906 mm for L_{∞} . The close similarity of these estimates to those derived from our study, suggests no real difference in growth between skipjack from the eastern Pacific and the Hawaiian Islands; in fact they fall within the confidence region of our estimate. The estimates of size at age for Rothschild's corrected and uncorrected data are shown in columns 7 and 8 of Table 10 and are plotted in Figure 29.

3. Eastern Pacific

In the eastern Pacific, Schaefer, *et al.* (1961) examined the growth of skipjack tagged during 1955-1959. They divided their data into three successive size groups and calculated growth in terms of millimeters per year for each of the groups. Each group of data was fitted by standard least-squares regression techniques by 1) computing the slope of the line and the Y intercept, and 2) computing the slope only by forcing the line through the origin. The estimates for all of the data treated together were 124 mm per year according to the first method and 122 mm per year ac-

ording to the second. Since all of the data used by Schaefer *et al.* have been incorporated in our study, further discussion of their estimates will not be necessary.

In another paper, Schaefer (1961) reported the results of growth studies of skipjack tuna based on estimates from modal progression. The data consist of length measurements taken during 1954-1959 for the area north of 15°N latitude. The data show two series of modal progressions, called X and Y, which apparently enter the catch each year at different seasons. The X series first appears in the catch during the second quarter of the year at a modal length of 450-500 mm, and the fish are approximately 600-620 mm in modal length a year later. Schaefer reported that the Y series averages 130 mm of growth per year and that comparison of the X and Y series indicates similar growth rates.

Using Schaefer's data and equation (36) we have estimated K to be 0.44 on an annual basis and L_{∞} to be 851 mm. The sizes at age for this estimate are listed in column 9 of Table 10 and the growth curve is shown in Figure 30. This curve is almost identical to the one computed using the 67 observations from the grouped tagging data reported on above.

Diaz (1966), using additional data to those which were reported on by Schaefer (1961), continued the modal progression studies for skipjack in the eastern Pacific Ocean. He utilized length-frequency data to study the relationship between the change in length per month and the mean length of the fish in the interval used. He used a finite difference approximation of the differential equation of the von Bertalanffy growth equation from which the parameters L_{∞} and K should be estimable. He concluded that the rate of growth was uniform at about 9 mm per month within the range of the data used. Diaz suggested that his estimates are most likely too low and he listed the reasons for this.

In Diaz's analysis the slope of the regression line is equivalent to K and the intercept KL_{∞} . Therefore, from his report K is 0.13 on an annual basis and L_{∞} is 1370 mm. This represents growth which is much slower than that indicated by tagging data (Figure 30).

To compare more completely growth rates estimated from length-frequency data with those from tagging data (which we derived from eastern Pacific skipjack), we utilized the data presented by Schaefer (1961) and Diaz (1966), plus additional unpublished data from Commission files for 1954-1959 from the southern area and for 1964-1966 from all areas.

The procedures used to prepare the data for analysis were those described by Hennemuth (1961a) and Davidoff (1963). In determining which modes were to be included in a progression, the following criteria were established: 1) Negative increments were not included; 2) modes were not connected if data were not available for more than one interven-

ing month in the series; and 3) positive increments greater than 40 mm per month were not used. This latter criterion is based on tagging data which suggest that an increment of more than 40 mm is highly unlikely. The modal sizes used and the corresponding time intervals are shown in Table 13.

Taking the modal size at time t , (l_t), the modal size at time $t + 1$, (l_{t+1}) and the interval of time $t + 1 - t$, (Δt), equation (36) was used to estimate the parameters. The resultant estimates for K on an annual basis and L_∞ were 0.42 and 1075 mm, respectively.

Using l_0 as 3 mm, the calculated size at age for the parameters estimated above are shown in column 10 of Table 10 and the growth curve is graphed in Figure 30.

D. Discussion and conclusions

Tag returns from 438 skipjack tuna released and recovered in the eastern Pacific Ocean were utilized to estimate the parameters of growth for the von Bertalanffy growth function. The estimate based on each of these observations resulted in a K higher than that estimated by the averaging technique explained earlier. It was pointed out that the estimate based on these individual points was probably high because most of the tagged fish were less than 500 mm long. By giving equal weight to each size interval, a more accurate estimate of growth would be obtained. However, if as Rothschild (1965) suggested, skipjack undergo size-specific movements between the eastern and central Pacific Ocean, then the procedure of giving equal weight to each 10-day interval would give an inordinate amount of weight to the growth of those fish which spend the longest time in the eastern Pacific. According to Rothschild's assertion of size-specific movements, these fish would be the ones that grow more slowly. If this is so, then the procedure used would tend to cause an underestimate of growth.

It should also be borne in mind that if the variance of Δl regressed on Δt is not homogeneous over the range of Δt used in this study, a bias is introduced by giving equal weight to each size interval.

Therefore, both of the procedures used to analyze skipjack growth from tagging data are subject to error. Before this problem can be resolved and better estimates of growth obtained, it will be necessary to tag larger fish and to describe the relationship between skipjack of the eastern and central Pacific more clearly.

Since it was demonstrated for some species of fish that tagged individuals exhibit reduced growth rates compared to untagged members of the same population (Sette 1950; Broadhead 1958), the estimates above may be minimal, notwithstanding that estimates of the growth rate computed from modal progressions for fish from the same area are less. How-

ever, since it was not possible to assign fish to age or year classes in the analysis of modal progressions, the designation of modes was extremely arbitrary; hence the estimates of growth are quite subjective. Of the two methods employed in this paper, estimates based on tagging, though subject to error, should be more reliable.

By choosing the two extreme values for the A confidence region shown in Figure 32, it is possible to obtain some idea of the confidence region of the growth curve computed on the basis of the 438 observations. For the upper extreme with respect to L_{∞} , the parameters are 0.43 for K on an annual basis and 950 mm for L_{∞} . For the lower extreme with respect to K , these values are 1.39 and 650 mm, respectively. Comparing these estimates with those derived in our study and those derived by Rothschild (1966a), based on tagging data, it is clear that over the range of the data used, all of these estimates fall within an envelope of curves described by the two sets of parameters mentioned in the preceding sentence. All other estimates except those of Diaz (1966) and Aikawa and Kato (1938) also fall within this range.

In conclusion then we are left with two estimates of the parameters for the von Bertalanffy growth function which were derived from the same set of tagging data. Since there is not a good objective basis for choosing one as the best estimate, both of them were utilized in a subsequent analysis of this report dealing with estimates of yield per recruitment, to evaluate the effect of variation in growth on estimates of yield for skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean. The two sets of parameters are:

- 1) $K = 0.829$ on an annual basis
 $L_{\infty} = 729$ mm
- 2) $K = 0.431$ on an annual basis
 $L_{\infty} = 881$ mm

VII. MORTALITY RATES

There are a number of general approaches which can be used to estimate fishing and natural mortality rates of exploited fish stocks. Three methods have been used to estimate these rates for the tropical tunas in the eastern Pacific Ocean. The first method, which was applied to yellowfin tuna by Schaefer (1957), is based on the use of catch and effort statistics accumulated over a series of years and yields only an estimate of fishing mortality. However, to apply this method one must be dealing with an essentially closed system where there is no net migration and with a population for which growth can be described by a logistic equation. The second method is to measure the attrition of members of a specific year class as they pass through the fishery in time. To apply this method, the relative numbers of the year class in successive time periods must be estimated. Hennemuth (1961b) applied this technique to yellowfin and

estimated the total instantaneous mortality rate. The third method is to tag a portion of the population and observe the rate at which these tagged members are recovered in the fishery.

Because the skipjack stocks in the eastern Pacific do migrate and it is not possible to segregate accurately the catch of this species into age groups, one cannot estimate mortality rates using the first two methods. In the subsequent analysis tagging data therefore were used to estimate mortality rates.

In an earlier study Schaefer, Chatwin, and Broadhead (1961) examined tag returns from skipjack released during 1957 and 1958 in the eastern Pacific to estimate annual survival rates but cautioned that their estimates for some areas of the fishery were probably unreliable. Fink (1965) examined tagging data collected during 1955 to 1960 and, using the techniques of Gulland (1963), estimated mortality rates for skipjack taken off Baja California and northern Peru. His tagging data, all of which were from non-charter cruises, were not employed in our study.

A. Source of data

Our data are from three tagging cruises conducted aboard commercial baitboats, under charter to the Commission, in the eastern Pacific Ocean. The three cruises were selected from a total of six charter cruises made during 1958 to 1963 to tag yellowfin and skipjack tuna. These three cruises were selected because a standard dart tag was used exclusively. On the remaining cruises either loop tags or combinations of loop and dart tags were used. It is considered important to use data from a single tag type because:

- i) Increased handling time during the process of tuna tagging increases mortality due to the effect of tagging. Since it takes longer to tag a fish with a loop tag than a dart tag, it can be expected that tagging mortality associated with the former will be greater than with the latter.
- ii) Shedding rates for the two types of tags are different and, therefore, loss associated with each type would be different. Thus, estimates determined from different tag types would not be comparable unless their effects could be quantified.

Details of the three cruises used in this analysis are:

- 1) *Cruise 1038*: There were released 3560 tagged skipjack off the coast of Panama during 7 April to 2 May 1961. Of these, 105 were recovered.
- 2) *Cruise 1042*: There were released 3844 tagged skipjack off the coast of southern Baja California during 2 to 24 June 1962. Of these, 1008 were returned.

- 3) *Cruise 1043*: There were released 1448 tagged fish from 5 June to 1 July 1963 in the same general areas as in cruise 1042. Of these, 664 were returned.

The recovery data for these three cruises are presented in Table 14. Entries for the total numbers recovered do not correspond with those given above, because data from tags which were out over a year were not used in the analysis.

Estimates of fishing effort expended during the recapture periods were taken from those presented earlier in this paper and are expressed in standard baitboat size class 4 days (Table 14).

B. Some theoretical considerations of the models used to estimate mortality rates

Consider a fish population which is subjected to deaths from two major causes: those attributable to fishing and those to causes other than fishing which are of a natural type. If the fishing is continuous and conducted at a somewhat constant level of intensity, with gear fairly randomly distributed on the fishing area, the survivors of a cohort of these fish can be considered to decline exponentially with time.

Given an initial population (N_0) of fish which is subject to a constant instantaneous fishing mortality rate of F and a constant instantaneous natural mortality rate of M operating simultaneously but without synergism, the decline in their numbers can be expressed by the following differential equation:

$$\frac{dN}{dt} = -(F + M)N \quad (63)$$

The number of fish surviving during the interval from t_0 to t_1 , of length Δt , can be expressed by integrating (63) to get

$$N_1 = N_0 e^{-(F+M)\Delta t} \quad (64)$$

The rate of capture of fish from the initial N_0 is expressed by

$$\begin{aligned} \frac{dY_t}{dt} &= FN_t \\ &= FN_0 e^{-(F+M)(t-t_0)} \end{aligned} \quad (65)$$

By integrating equation (65), the total number of individuals captured between time t_0 and time t_1 is

$$\begin{aligned} Y_1 &= \int_{t_0}^{t_1} FN_t dt \\ &= N_0 \frac{F}{F+M} (1 - e^{-(F+M)\Delta t}) \end{aligned} \quad (66)$$

Y is the total number of fish captured over the entire span of time and is expressed as the limit of Y_1 as $t_1 \rightarrow \infty$. It is equal to $(FN_0)/(F + M)$.

The exploitation rate E_i during the interval Δ_i , which is the fraction of the total N_0 at the beginning of the interval that was removed by fishing is,

$$E_i = \frac{Y_i}{N_0} = \frac{F}{F+M} (1 - e^{-(F+M)\Delta_i}) \quad (67)$$

Now consider a population of tagged fish for which we know T_0 , the initial number tagged, and which follows the same survival curve as equation (64) above. These can be subjected to an initial mortality due to the immediate effects of the tagging operation. This is termed Type A loss by Ricker (1958) and Type 1 loss by Beverton and Holt (1957), and is herein expressed as $(1 - \pi)$. Included in Type 1 loss are all losses which have the same effect as reducing the initial number of fish tagged, such as failure to report recovered tags.

Tagged fish, unlike untagged fish, suffer an additional continuous mortality due to the effects of tagging. This is termed Type 2 loss by Beverton and Holt and Type B loss by Ricker. We expressed it as an instantaneous rate Q , which can be broken into two components. The first, G , is a continuous instantaneous rate of mortality due to the effects of carrying a tag, and the second, L , is the instantaneous rate of loss due to tag-shedding.

$$r_i = \pi T_0 \frac{F}{F+M+Q} (1 - e^{-(F+M+Q)\Delta_i}) \quad (68)$$

To estimate mortality rates for skipjack tuna, using the tagging data presented in Table 14, equation (68) can be modified using the approximation given by Chapman (1960) as suggested by J. G. Paulik (*personal communication*) in the following way. If under deterministic conditions we let $E'(r_i)$ equal the expected number of tagged fish returned during the first time interval of length Δ_i , then

$$E'(r_i) = \frac{qf_i}{qf_i + X} (1 - e^{-(qf_i + X)\Delta_i}) T_0 \pi \quad (69)$$

where, as defined earlier, q is the catchability coefficient, f_i the fishing effort during interval Δ_i , and X equals $M + Q$. If we let $E'(r_i) = E_i T_0 \pi$, E_i can be approximated by Taylor series expansion so that equation (69) becomes

$$E'(r_i) = \Delta_i q f_i e^{-(qf_i + X)\Delta_i/2} \quad (70)$$

During the next time interval $\Delta_2 = t_2 - t_1$, where $t_0 < t_1 < t_2$,

$$E'(r_2) = \Delta_2 q f_2 e^{-(qf_2 + X)\Delta_2/2} (T_0 \pi e^{-(qf_1 + X)\Delta_1}) \quad (71)$$

and generally for $i \geq 2$, $\Delta_i = t_i - t_{i-1}$,

$$E'(r_i) = \Delta_i q f_i (T_0 \pi) e^{-q \left[\sum_{k=1}^{i-1} f_k \Delta_k + (f_i \Delta_i)/2 \right] - X \left[\sum_{k=1}^{i-1} \Delta_k + (\Delta_i)/2 \right]} \quad (72)$$

To linearize (72) we can divide both sides of the equality by $\Delta_i f_i$ and take the logarithm of both sides to get

$$\ln\left(\frac{r_i}{\Delta_i f_i}\right) = \ln(qT_0\pi) - q\left[\sum_{k=1}^{i-1} f_k \Delta_k + \frac{f_i \Delta_i}{2}\right] - X\left[\sum_{k=1}^{i-1} \Delta_k + \frac{\Delta_i}{2}\right] \quad (73)$$

The parameters of the model (Model I), π , q and X , are estimable by least-squares techniques. It should be cautioned that if the vector of cumulative effort can be expressed as a multiple of the vector of cumulative time (this occurs when fishing effort remains constant from one time period to the next), it is not possible to use Model I. The greater the degree of non-proportionality between these two vectors, the more reliable the individual estimates are. It will be shown below that these vectors are not divergent to any great degree for the data examined in this study. Therefore the estimates of these parameters are not well determined.

To refine these estimates, we employed a second model (Model II) which gives an estimate of the instantaneous fishing mortality rate (F_i) during time interval i and computes the exploitation rate (E_i) during this interval. To utilize Model II, preliminary estimates of one of the F_i and all of the X_i are necessary. In this latter case, of course, only one X_i is needed if it is assumed to be constant.

Model II is a generalization of the Murphy (1965, 1966) solution to the catch equation and is attributable to Tomlinson (*unpublished data*). Murphy's solution was developed to estimate mortality rates based on catch data from a cohort of fish when the catches are in numbers of fish. Use of this method requires catches during equal time intervals to estimate the exploitation rate and instantaneous fishing mortality rate for each interval. Tomlinson's generalization of the procedure allows for time intervals of variable lengths and intervals with zero catches and is free of Type 1 error. The time period under consideration, e.g., period while catches are taken from the cohort, can be partitioned into finer time intervals. Let Δ_i be the length of the i^{th} interval, r_i be the catch of tagged fish during the i^{th} interval, and F_i and X_i be the instantaneous rates of fishing and other mortality during the interval i . The latter two rates are assumed constant over the interval i . If T_i is the number of live fish carrying a tag at the beginning of interval i , then the number alive to begin interval $i + 1$ is from (64)

$$T_{i+1} = T_i e^{-(F_i + X_i)\Delta_i} \quad (74)$$

Of course as expected from (66) and (67), the catch of tagged fish in interval i is

$$r_i = T_i E_i \quad (75)$$

and in $i + 1$

$$r_{i+1} = T_{i+1}E_{i+1} \quad (76)$$

A catch ratio R_i can then be constructed for all but the last time interval as

$$R_i = \frac{r_{i+1}}{r_i} = e^{-\frac{(F_i + X_i)\Delta_i}{E_{i+1}/E_i}} \quad (77)$$

and since π appears in both the numerator and denominator of E_i , the estimates of F_i and E_i are independent of Type 1 error, as mentioned above.

If all X_i are known (we assume X_i to be constant over all time intervals, *i.e.*, $X_i = X$) and F_i is known, all additional F_i are estimable once the R_i have been constructed from the catch and recovery data. This involves estimating E_{i+1} from E_i by

$$E_{i+1} = R_i E_i e^{(F_i + X_i)\Delta_i} \quad (78)$$

where $E_i \neq 0$.

Tomlinson (*unpublished data*) utilized a program which finds the F_i once the series of E_i are computed from equation (78). The procedure is to solve the following equation by iterative methods.

$$E_i = F_i(1 - e^{-(F_i + X_i)\Delta_i}) / (E_i + X_i) \quad (79)$$

This extension of Murphy's solution to the catch equation appears more robust than the first procedure described in the sense that it is free of Type 1 error and variability in X_i , if a reasonable approximation of an average X is available.

C. Results

As reported above, data from three tagging cruises were used to estimate mortality rates for skipjack tuna. Two of these cruises (1043) and (1042) were in the area of the northern fishery, and one (1038) was in the southern area. In the subsequent discussion each of these cruises are treated separately starting with the most recent cruise (1043).

1. Estimates for the northern fishery

Cruise 1043 was conducted during 5 June to 1 July 1963. There were released 1448 tagged fish of which 664 were recovered. However, in the analysis only 660 of the recoveries, made between June and November 1963, were used. Recovery data subsequent to November were not used because there were intervals of more than two months in which no recoveries were made.

In the north, the effort was fairly uniformly distributed over the area of the fishery during the months for which tag return data were used. Because of this, the total fishing effort was used to estimate the parameters of Model I rather than some measure of intensity, weighted by tag returns. Effort generated by the fishery which recaptured the tagged fish was cal-

culated from the logbook records of the fleet. Since complete logbook coverage is never obtained (usually 65 to 90%), the effort was adjusted to account for this by multiplying the observed effort by the reciprocal of the proportion of coverage. The area over which tags were assumed to be distributed was determined by expanding by monthly intervals the area over which tags were initially released by the average monthly dispersal rate of tagged fish as determined from the experiment in question. These dispersal rates are from Fink (*unpublished data*) who expressed them in terms of mean distance traveled per 30-day periods. As an example, if fish were released during the month in a particular 1-degree square and the dispersal rate for that month was calculated to be 60 miles per month, then the area over which tagged fish were assumed to be distributed during the next month was considered to be the 1-degree area of release and the 1-degree squares surrounding the release site. Though this technique is, to a degree, arbitrary, it is nevertheless consistent.

Because tags were being released at the same time recoveries were being made by the fishery, it was necessary to devise some scheme for weighting the fishing effort during the time over which tags were being released. The following equation appeared reasonable and was used to estimate the effective fishing effort during the month of tagging:

$$\bar{f}_j = \frac{\sum_{i=1}^{\chi} r_i d_i}{\sum_{i=1}^{\chi} r_i} f_j \quad (80)$$

where

- r_i = number of fish tagged on day i ,
- d_i = fraction of the month left at day i ,
- f_j = total effort in month j , and
- χ = number of days in the month of tagging.

For example, if 100 fish were tagged on the 15th day of a 30-day month, and 50 days of fishing effort were generated in that month, then, \bar{f}_j , the effective fishing effort on the tagged fish would be $[100(15/30)/100]50 = 25$ days.

The fishing effort and corresponding tag returns for this experiment are given in Table 14. A least-squares multiple regression program (BMD 06) was used to estimate the parameters for equation (73). For cruise 1043, the initial tagging mortality was calculated to be 0.32, q as 0.00155 and X as 0.23 on a monthly basis. As mentioned earlier, Type 1 error includes non-detection and non-reporting of tagged fish as well as initial tagging mortality. For the remainder of our study, we assumed that all tagged fish recovered by the fishery were detected and returned to the Commission. This was substantiated by the study of Fink (1965).

Taking q as 0.00155 and f during July 1963, the first month in which all the tagged fish were available to the fishery, F_i is 0.61, and assuming X as 0.23 to be constant, estimates of F_i and E_i were derived for each month of the experiment using Model II (Table 15).

Utilizing the estimates so obtained from Model II, it is possible to back extrapolate to calculate the number of tags available to the fishery at the beginning of the experiment. This estimate of the number of initial survivors can then be compared with the number calculated for that time by utilizing the estimate of πT_0 from Model I. Comparisons of this type were made for a series of estimates in which F_i was varied about the value 0.61. The minimum difference between Model I and Model II estimates of πT_0 was found for $F_i = 0.55$. The estimates of the F_i and E_i using these values with Model II are given in Table 15. The q estimate for each month from this experiment varied between 0.00140 and 0.00037, with a monthly mean of 0.00084. The monthly exploitation rate for this experiment varied between 0.39 and 0.18 with a mean of 0.30.

Employing Model II (equation 72) and making some simplifying assumptions, one can estimate Z , the total mortality rate for the tagged population for each experiment. It is assumed that f_k is fairly constant so that

$$\left(q \sum_{k=1}^{i-1} f_k \Delta_k + q \frac{f_i \Delta_i}{2} \right) \quad (81)$$

is fairly accurately approximated by

$$q \bar{f} \left(\sum_{k=1}^{i-1} \Delta_k + \frac{\Delta_i}{2} \right) \quad (82)$$

$$\text{where } \bar{f} = \frac{I}{\sum_{i=1}^I f_i \Delta_i} \frac{I}{\sum_{i=1}^I \Delta_i}$$

and I is the last period in $i = 1, 2, \dots, I$. Then (73) can be rewritten as

$$\ln \left(\frac{r_i}{\Delta_i f_i} \right) = \ln(q T_{0,\pi}) - (q \bar{f} + X) \left(\sum_{k=1}^{i-1} \Delta_k + \frac{\Delta_i}{2} \right) \quad (83)$$

The estimate of Z is now an estimate of $(q \bar{f} + X)$ where \bar{f} is as given above.

Using the recovery and time data for experiment 1043, the estimate of Z was equal to 0.8 on a monthly basis.

During cruise 1042, 2-24 June 1962, 3844 tagged skipjack were released and of these 1008 were recovered. For the same reason cited above for cruise 1043, only 1001 of these recoveries were used in the analysis. Estimates of fishing effort were computed in the same manner as described for cruise 1043 and are shown in Table 14.

Using Model I, equation (73), we attempted to estimate the parameters with the data from this cruise. However, the estimates derived were not at all realistic and, therefore, were not usable. This is not surprising when one considers that the vectors of effort and time were almost proportional. The correlation coefficient, the cosine of the angle between vectors, was calculated using the equation

$$\frac{\sum_{i=1}^w (f_i^* - \bar{f}^*) (t_i^* - \bar{t}^*)}{\sqrt{\sum_{i=1}^w (f_i^* - \bar{f}^*)^2} \sqrt{\sum_{i=1}^w (t_i^* - \bar{t}^*)^2}} \quad (84)$$

$$\text{where } f_i^* = \sum_{k=1}^{i-1} f_k \Delta_k + \frac{f_i \Delta_i}{2},$$

$$t_i^* = \sum_{k=1}^{i-1} \Delta_k + \frac{\Delta_i}{2},$$

and w is the number of monthly intervals used in the experiment.

The value was 0.996, which suggests almost perfect correlation and an angle between vectors of nearly zero. For cruise 1043, the value was only slightly lower. It is surprising then that realistic estimates were derived for this latter experiment at all, and it suggests that the estimates are most likely not well determined. The estimate of $Z = 1.60$ on a monthly basis was computed for this cruise using Model I, equation (83).

To utilize the data from cruise 1042 with Model II, one must have a preliminary estimate of F_i and the X_i . The estimates of q and X from Model I, based on data from cruise 1043, were used for this purpose. The instantaneous fishing mortality rate for July was then calculated as 0.41 and X as 0.23. The estimates of the F_i and E_i based on these initial estimates are given in Table 15.

Once again estimates of F_i and X were varied until the difference between πT_0 from Model I and the estimate of initial numbers from Model II was a minimum. The minimum difference in this case was 0.16 for an F during July, and 0.30 for an X . In this latter case, the q varied from 0.00067 in July to 0.00002 in October with a mean value of 0.00025. The corresponding values of E_i ranged from 0.13 to 0.01 with a mean of 0.06.

2. Estimates for the southern fishery

In the southern area, data from cruise 1038 were used to estimate mortality rates. Of 3560 fish tagged and released during 7 April to 2 May 1961, 105 were recaptured.

The total fishing effort used to recapture these fish was calculated in

the same manner as described above for cruises 1042 and 1043. However, since there was no fishing on these tagged fish until after the end of the release period, the effort was not adjusted by the weighting technique given in equation (80). Monthly estimates of effort and recoveries are given in Table 14.

In this particular experiment, tagged fish were not uniformly distributed in the area of the fishery. Though fish did appear to move to all areas of the southern grounds, the majority moved in a northerly direction. To account for this, a weighted mean fishing intensity (\bar{f}_i) was calculated in which the effort per 1-degree square was weighted by the number of tag returns and averaged over all 1-degree squares by months. The following relationship was utilized to calculate (\bar{f}_i) during month i :

$$\frac{\sum_{j=1}^n r_{ij}}{\sum_{j=1}^n \left(\frac{r_{ij}}{f_{ij}}\right)} \quad (85)$$

where

- r_{ij} is the number of tag returns during month i in the 1-degree area j ,
- f_{ij} is the effort in month i in the 1-degree area j , and
- n is the number of 1-degree areas for which there was at least one tag return.

These estimates of \bar{f}_i were used with the corresponding number of tag returns to calculate the parameters of Model I. The estimates so derived were 0.30 for π , 0.006 for X on a monthly basis, and a catchability coefficient, q , of 0.00009. The estimate of π does not seem reasonable at all since it indicates that there would have been only 107 tagged fish available to the fishery at the beginning of the experiment whereas, in fact, 105 fish were recovered. This, in turn, would imply an extremely low value for X (which was estimated from the data). Therefore, it does not seem reasonable to suppose that π or X are realistic. Likewise, the estimate of q is probably not well determined either. However, to use Model II, the estimate of q from this experiment has been used to calculate an F of 0.0152 for the month of June, and X was chosen to be 0.23 from experiment 1043. To be consistent, we also used in additional experiments values of q from cruises 1043 and 1042. The estimates derived from these latter experiments were not realistic because the tagged population reached zero long before tagged fish ceased to be recaptured. Likewise, the use of values of q much lower than 0.0009, gave an initial tagged population larger than was actually released.

Because a realistic estimate of π from the Model I analysis was not calculated for this experiment, it was impossible to back calculate to get an

estimate of initial numbers T_0 for comparison with πT_0 , as was done in the experiment above. Therefore, we have presented only one estimate of the parameters F and E from Model II. In this case, the best estimate of q was 0.00005 and E was 0.06 (Table 15).

D. Discussion

1. Northern grounds

Utilizing the data from cruise 1043, it was shown that the best estimate of q was 0.00084 and X was 0.23. Examination of Table 15 shows a general decline of q from the first to the last month of the experiment. If one then desires to apply the results from the tagged population to the untagged population, it must be assumed that q is not constant, but changes during the fishing year, unless of course some explanation can be given for q operating differently on the tagged fish than on the untagged population. There are a number of factors which could account for changes of q on the tagged population:

- i) Real changes in the q of the tagged population could be taking place because of changes in the behavior of the fish which affects their availability and vulnerability to gear.
- ii) Recruitment of untagged fish into the tagged population could affect q if there were incomplete mixing of the two. This is analogous to a two-species fishery with the catch of one interfering with the catch of the other.
- iii) Variable emigration of tagged fish would affect the estimates of q , as well as X , since it is assumed that the natural attrition of tagged fish is constant in this model.

Evidence of i) is not available. That ii) and iii) are possibilities is evidenced by inspection of Table 16, which shows the measure of apparent abundance for the northern area during 1963. These data clearly indicate the seasonal nature of the fishery. They demonstrate an increase in abundance attributable to recruitment from outside the area of the fishery, peaking in July-September and decreasing thereafter as fish emigrate from the fishery. Regarding iii), it should be noted that the effect of varying the X_i on the estimate of F_i was examined. It was observed that increasing or decreasing the X_i did not alter the estimate of F_i , as compared to the estimates using a single value for each of the X_i , so long as the average of the X_i nearly equaled the single value used. However, the real reason for this decreasing q must be left to conjecture. It was concluded that the tagging data used herein do not give well-determined estimates of the mortality rates for skipjack tuna *nor can they be applied to the untagged population without reservation.*

It was concluded that the best estimate of q during 1963 on the northern grounds is 0.00084 and the best estimate of X , mortality from

causes other than fishing, is 0.23 on a monthly basis. This value does not represent natural mortality only, however, but is the sum of the instantaneous rates of natural mortality (M), loss of tags due to shedding (L), continuous mortality due to carrying a tag (G), and loss of fish due to emigration from the fishery (I).

To calculate M , estimates of G , L , and I are necessary. Chapman, Fink and Bennett (1965) developed a technique to estimate L from double-tagging experiments. For yellowfin tuna, the estimated shedding rate of dart tags identical to those used in the skipjack tagging experiments discussed herein, was 0.814 on an annual basis, with a variance (σ) equal to 0.180. B. D. Fink (*personal communication*) examined data from double-tagging experiments on skipjack tuna using the same technique, and he estimated L to be about 1.06 on an annual basis. It was not possible, on the other hand, to estimate the rate of emigration from the fishery (I) nor mortality from carrying a tag (G) on the basis of data available in this study. Applying this value of L to the estimate of X shown above, a value of 0.14 is derived for $M + G + I$ on a monthly basis. Since it was not possible to separate G and I from the natural mortality, M in this section of our study is really $M + I + G$, and likewise Z equals $F + M + G + L + I$ instead of $F + M + L$.

Comparing the total mortality rate Z , which was calculated using Model II for the period June through November, with the total mortality rate Z by using Model I, equation (83), it is seen that the former is 3.51 and the latter is 4.80. Considering the variability in the data and the different methods of analysis, it is encouraging to find such agreement between the two. As stated above, we consider the estimates based on Model II as the best, in the sense that they describe mortalities suffered by the tagged population.

For cruise 1042, the best estimate of q is 0.00025. As in the case of the previous example, q varied, ranging from 0.00067 to 0.00002 during this tagging experiment. The reasons given above to account for this trend in decreasing q apply also in the case of cruise 1042. The measures of apparent abundance given in Table 16 reflect a decreased abundance compared with 1963. This is also suggested by the catches from the northern grounds for the two years. In 1962, the catch was 15.2 million pounds and in 1963, it was 36.7 million pounds.

The best estimate of X during this experiment (cruise 1042) was 0.030. Correcting this for the effect of L , M on a monthly basis is 0.21.

The total mortality rate (Z) calculated for this experiment, based on Model I, equation (83), was 1.60 on a monthly basis, an extremely high rate. Applying this for the period of the experiment, Z was 6.40. Calculating Z from the parameters estimated using Model II, resulted in a value of 1.50. The discrepancy between these two values casts doubt on the

validity of the estimates from this latter experiment. If the estimates are realistic, then not only is there apparently variability in q within years but also among years.

2. The southern grounds

In the one southern ground experiment analyzed, the best estimate of q was 0.00005. Because the estimate of X was unrealistic in this experiment, it was assumed to be 0.23, the same as that in the northern grounds. The estimate of initial tagging mortality for this experiment was likewise unrealistic. However, because it has been pointed out elsewhere (Fink 1965) that this most likely varies in some way with area, time and temperature, we did not attempt to change the estimated value for initial tagging mortality.

The value of q from this analysis does not appear to exhibit a trend like that noted for the north, although it does show variability (Table 15). This may be partially due to the fact that fish in the southern area seem to be available to the fishery over a longer period of time and, hence, emigration of tagged fish may not be as severe a problem as in the north.

It follows, therefore, that the I term in $X = M + I$ should be less in the south than in the north, while in fact it has been assumed to be the same. The assumed value of 0.23 for X in the south may, therefore, be overestimated.

To evaluate the validity of assuming that X for the southern area is about the same as for the northern area, we calculated the total monthly mortality rate Z for the southern data using Model I, equation (83). This value was 0.35. Expanding this to cover the 11-month period of the experiment, Z is then 3.85. Using 0.00005 for q and the effort generated during the experiment (15489), F was calculated to be 0.77. The difference between a Z of 3.85 and an F of 0.77 results in an X of 3.08 for the 11-month period of the experiment. By using the assumed monthly value of 0.23 for X in the south and expanding it to include the 11 months of the experiment, a value of 2.53 is obtained. The relatively minor difference between these two estimates of 0.55 suggests that in the use of Model II it is probably safe to assume that natural mortality in the north and south are approximately the same, and further substantiates that the catchability coefficient in the south may be less than in the north.

In summary then, we have estimated q and M for two experiments in the north and for one experiment in the south. The total annual mortality rate (Z) for cruise 1043 in the north is 3.81. This is lower than the Z of 5.92 estimated by Fink (1965) for data collected during 1957 from the northern area, but is nevertheless surprisingly close. The value of 2.45 estimated for Z on an annual basis from the southern area also compares quite favorably with the estimate of 3.96 given by Fink (1965) for data from the southern area collected during the period 1955 to 1960.

For further analyses in subsequent sections of this report, the following parameters were used:

$M = 0.14$ in both the north and south

$q = 0.00084$ for the north and 0.00005 for the south.

VIII. YIELDS FROM THE FISHERY

Estimates of the maximum sustainable yield obtainable from a stock of fish is one of the most important items of information sought by fisheries agencies. It is to this end that most fishery programs are directed and for which studies of growth, population structure, mortality rates, etc. are conducted. As pointed out in the Introduction of this report this potential yield must be estimated for the skipjack tuna harvested in the eastern Pacific before one can make an assessment of their potential to supply the increasing demand for the raw product and before one can manage them in a manner which will insure maximum yields on a sustained basis.

In view of the information available on the skipjack tuna exploited in the eastern Pacific Ocean, there are two general approaches which might be taken to examine this problem. The first is to investigate whether or not fishing has an effect on abundance and, if an effect is observed, to predict from this the sustainable yields at various fishing levels. The second approach is to examine the yield from a cohort of fish passing through the fishery, expanding this to total yield from all fish passing through the fishery. These methods will be investigated below and their possible application to estimating total yield discussed.

A. Relationship among fishing effort, abundance and total yield

Shimada and Schaefer (1956), examining the eastern Pacific skipjack fishery, and treating the stock as a single intermingling unit from Peru to Baja California, suggested that the fishery in a given year had no demonstrable effect on the abundance of the recruits in subsequent years, over the levels of intensity observed in their data. In a subsequent study Broadhead and Barrett (1964) divided the data into northern and southern components to examine the relationship between effort and abundance within areas. They found no relationship in the north but in the south found some suggestion of a limitation in total catch and a decrease in apparent abundance as total effort increased.

In this section the relationship between abundance and effort and between total catch and effort will be examined to detect the effect fishing might have on abundance and total yield. The indices of abundance and measures of total effort calculated in preceding sections of this report will be used for the analysis.

1. Northern area

In the upper panel of Figure 33 the relationship between abundance and effort is shown for 1951 to 1965. Effort is given along the abscissa and abundance along the ordinate. There is no apparent relationship between the index of abundance and fishing effort. For both high and low values of effort the abundance does not vary greatly, especially if one excludes 1956, a year for which the measures of abundance and effort are of questionable value as pointed out in a previous section.

In the lower panel of Figure 33, effort is again recorded along the abscissa but in this case total catch is given along the ordinate. The points plotted on the graph represent data for 1951 to 1965. There is a strong positive relationship apparent in this figure. As effort is increased the catch also increases.

These data indicate that the fishery in the northern area has had no effect on stock size as yet. It follows, therefore, that the variations in abundance noted during the years studied are most likely attributable to fishery-independent factors and that the size of the catch can be increased by increasing effort substantially above the present level.

2. Southern area

Data on the relationship between abundance and total effort for the southern area of the fishery are plotted in the upper panel of Figure 34. The effort, ranging from about 9,000 to 16,000 standard days of fishing, is shown along the abscissa and, the index of abundance along the ordinate. The effort is taken from Tables 7 and 9 and, after 1958, includes that generated by the Manta, Ecuador fleet but converted to standard baitboat size class 4 days. Again, there is no apparent relationship between fishing effort and stock size.

In the lower panel of Figure 34 is plotted the relationship between total catch along the ordinate, and total effort along the abscissa, in the southern area during 1951-1965. The catch and effort generated by the Manta, Ecuador fleet is included in the total figures for the years after 1958. Except for 1951, 1952 and 1953, there is a positive relationship between catch and effort and especially for the years after 1959. It will be recalled that earlier in this report we pointed out that in the southern area, prior to 1953, there was some indication that skipjack were being avoided in preference for yellowfin tuna. This fact would account for the low values in the graphs for the southern area.

Again it is observed that at the levels of intensity observed in the fishery up through 1965 in the southern area, it does not appear that fishing had any effect on stock size. We did not detect in our analysis any suggestion of a limitation in total catch and a decrease in apparent abundance associated with increasing total effort as observed by Broadhead

and Barrett (1964) for skipjack in the southern area. It is, therefore, reasonable to assume that by substantially increasing total effort beyond the present level, the catch can most likely be increased and that the fluctuations in apparent abundance are fishery-independent.

As would be expected for the northern and southern areas combined, there does not appear to be any apparent relationship between abundance and effort but there is a positive relationship between total catch and total effort, excluding the years 1951-1953 (Figure 35).

B. Yield per recruitment

Equilibrium yield per recruitment is a valuable concept to fishery scientists because it enables them to predict the effect that alterations in fishing strategy might have on the yield of an exploited fish stock.

Baranov (1918) was the first to present a comprehensive mathematical description of the joint effect of growth, mortality and fishing on the yield which could be expected from a biological system. In more recent years, Beverton and Holt (1957) and Ricker (1958) have treated the problem much more rigorously and provided mathematical models which integrate the effects of growth and mortality to estimate the equilibrium yield per recruitment under varying conditions of fishing and natural mortality.

In this section, the estimates of growth, mortality and fishing effort presented above were utilized to examine the effect that modifications in fishing strategy might have upon the yield per recruitment for skipjack tuna.

1. Analysis

The Ricker model of calculating yield per recruitment was chosen because for our study it was easier to use than that of Beverton and Holt since it permits the use of variable fishing mortality rates during the different periods in the life of the fish. We used a computer program described by Paulik and Bayliff (1967) to calculate yield per recruitment. These authors described in detail the Ricker model, the underlying assumptions and their technique of fitting.

To utilize the Ricker model one must have estimates of the mortality rates operating during each interval of the fish's life as well as either the growth rate by interval or the size at the beginning of each interval.

As reiterated above, skipjack tuna spend only a part of their lives in the eastern Pacific Ocean. Therefore, before yield per recruitment can be studied for this species, one must have some idea of the number of times a year class is exposed to the fishery during its life and the length of each of these exposures if more than one occurs. Also one must obtain an estimate of their size at the time they enter and leave their first and second

seasons in the fishery. Some idea of the exposure time can be obtained by examining the tagging data. In Figure 36 the number of tagged fish returned, by monthly intervals, from six charter cruises are plotted against the month of return. For both the north and south, tagged fish were recaptured during the year of tagging and during the following year. In the north, fish released at the beginning of the season were recovered throughout the fishing year until about the end of December. This corresponds to the time at which fishing for skipjack terminates in the northern grounds, presumably because they have left the area. Tags from these releases began appearing again at the start of the following season in May and were generally taken, though in small numbers, through the second season. For the four cruises in the north, tags were recovered in the fishery during the tagging season for 6 months on the average whereas exposure time in the south was 10 months. Though these values for exposure time in the north and south are rather arbitrary, they were used in the analysis of yield per recruitment. They do, however, correspond somewhat with the pattern of catches in the two areas. It was also assumed, on the basis of this analysis and the distribution of fish sizes within the fishery, as discussed below, that at least some portion of the population leaving during the first season returns during the second.

To illustrate the ensuing discussion concerning the application of yield per recruitment models to the skipjack tuna fished in the eastern Pacific, a flow diagram (Fig. 37) was prepared to depict the paths a cohort of fish might follow between birth and death, with two intervening exposures to exploitation. Five phases are represented in the diagram and the following notation is used: $I'_{i(j)}$ denotes the i^{th} interval, $i = 1, 2, 3, \dots, n$, within the j^{th} phase, $j = 1, 2, 3, 4, 5$. During the i^{th} interval within the j^{th} phase, the instantaneous rate of fishing mortality is $F_{i(j)}$, the instantaneous rate of natural mortality is $M_{i(j)}$ and of natural mortality (M) and emigration from the fishery (I) combined, is $X_{i(j)}$.

Phase I: This represents the pre-exploited portion of the life of skipjack, during which they die from natural causes only. At birth they are l_0 mm in length. Some portion leaves this stage at a length l_c and are recruited in a "knife-edge" (all at the same instant in time) manner into the fishery. The remainder, upon reaching l_c , move directly to Phase III. Phases I, III and V actually represent a continuous period of time and extend over the entire life span of the fish. An individual fish can remain on the high seas in Phases I, III and V, without ever being exposed to the fishery (Phases II and IV).

Phase II: During the first year in the fishery the recruits are subject to loss from the fishery by $F_{i(j)}$ and $X_{i(j)}$. All fish not removed during the time they were exposed to the fishery leave the fishing grounds at the end of $I'_{n(2)}$ at a length l_m .

Phase III: As shown in Figure 37, fish are subjected only to death from natural causes during Phase III. At the end of $P_{n(3)}$ some portion of the survivors enter the fishery for a second time at a length l_c ; the remainder are not available to the fishery, but move directly into Phase V.

Phase IV: Individuals enter the fishery for their second time at the beginning of $P_{i(4)}$. During this phase they are exposed to losses from X and F . All fish surviving to the end of $P_{n(4)}$ leave the fishery at a length of l_m and enter Phase V.

Phase V: This last phase in the life of the skipjack represents the spawning population, although spawning probably can and most likely does take place in Phase III. Individuals from Phase V do not return to the fishery and they die from natural causes only.

The arrows in the diagram represent the most likely flow between phases. Fish may go from Phase I to Phase II or directly to Phase V. From Phase II they move to Phase III. From Phase III they go to either Phase IV or V. Only Phases II, III and IV need be dealt with for the purposes of the yield per recruitment analysis. Estimates of $F_{i(j)}$, $M_{i(j)}$, $X_{i(j)}$, l_c , l_m , l_e and l_m are necessary as well as the length of each of the phases.

The estimates of the lengths of Phases II, III and IV were discussed above.

An estimate of l_c of 425 mm in both the north and the south is available from Diaz (1966) and Schaefer (1961). Their data also indicate that modal sizes greater than 680 mm are rarely encountered in the fishery. The remaining sizes required by the analysis can be computed using the growth parameters presented in section VI, and knowledge of the time in each phase. The various length estimates are presented with the results below.

The estimates for the $F_{i(j)}$ and $X_{i(j)}$ were given and discussed in section VII. The remaining values to be estimated are the $M_{i(j)}$ in Phase III and the proportion of fish that go from this phase to Phase IV. It is impossible to estimate these separately with the available data, so we had to approximate the combined effect of both of them by estimating the number of fish in the tagged population at $P_{n(2)}$ and the number of tagged fish entering $P_{i(4)}$. The ratio of the latter to the former is an estimate of the proportion returning to the fishery at $P_{i(4)}$.

Data from cruise 1043, in the north, were used to estimate this value. One tagged fish from this cruise was recaptured at the beginning of the second season. The number of tags present in the fishery was then estimated by taking the reciprocal of the exploitation rate calculated during the first month of the experiment ($1/E_{i(2)} = 2.63$). Because tags were being lost due to shedding over the year at liberty, 2.63 was expanded by $e^{1.06}$,

which gives an estimate of 7.59 tags available at the beginning of the second season ($P_{t(t)}$), if no shedding had occurred. The number of tagged fish in the population at the end of the first season, available from the results of tagging Model II, is 50.5 fish. The proportion returning to the fishery which did not die or escape to Phase V, is 0.150 over a 6-month period; on a monthly instantaneous basis, this is equivalent to 0.315. This same monthly instantaneous rate was used in the yield per recruitment estimates in the south.

2. Results

a. Northern area

Figure 38 is a yield-per-recruitment isopleth diagram for skipjack tuna in the northern area, calculated from the estimates based on tagging data from cruise 1043 in 1963. The multipliers on the abscissa are scalars of the annual instantaneous fishing mortality rate and, therefore, are proportional to fishing effort. The value 1.00 represents the actual fishing mortality rate observed in the fishery during 1963. Along the ordinates are listed selected values of the age at first entry corresponding to a size l_c , and time at first entry into the fishery. For this calculation of yield per recruitment, we used the value of the growth parameters, calculated from the von Bertalanffy growth function, $K = 0.81$, $l_\infty = 3$, and $L_\infty = 729$ (VBGF 1), and the resulting values of $l_c = 425$, $l'_c = 597$, $l_m = 543$, and $l'_m = 647$. To compare the effect that variability in the parameters might have on the estimates of yield per recruitment, we made a second analysis using $K = 0.43$, $l_\infty = 3$ and $L_\infty = 881$ (VBGF 2). The values $l_c = 425$, $l_m = 523$, $l'_c = 582$ and $l'_m = 648$, computed from VBGF 2, were used to prepare the isopleth diagram shown in Figure 39. The yield per recruitment computed using the VBGF 1 parameters is generally greater than that using the VBGF 2 parameters. In both cases the yield per recruitment is greatest at the entering size of 425 mm which corresponds to that actually observed in the fishery. This holds at all levels of intensity shown in the graphs. The values used to calculate the isopleth diagrams of Figures 38 and 39 are listed in Table 17. The months representing Phases II, III and IV are listed in the first column. The age in years of a cohort of fish entering the fishery for the first time on May 1 at a length (l_c) of 425 mm and at each subsequent month, is listed in column 2. The corresponding weight in pounds, computed from lengths converted by the relationship of Henne-muth (1959b), is listed in the next column. Intervals of time (t') over which natural mortality and emigration, and natural mortality only, operate are listed in column 4, and the annual instantaneous rates themselves are listed in column 5. The corresponding intervals (t'') and instantaneous fishing mortality rates are given in columns 6 and 7. Values of τ^* , the time of entry into the fishery, are listed in the last column.

Figure 40 was prepared to enable more careful examination of the

degree to which variability in growth rate alters the yield per recruitment. Yield per recruitment is represented along the ordinate, and fishing mortality is shown as multiples of one along the abscissa. The four curved lines represent the yield per recruitment, calculated on the basis of the two sets of growth parameters from VBGF 1 and 2, if the size at first entry is held constant. The upper solid line represents the observed size at first entry of approximately 425 mm and the lower solid line represents an assumed size at first entry of approximately 500 mm. Both of these lines were computed using the set of VBGF 1 growth parameters. The two dotted lines represent the same sizes at first entry, but the set of VBGF 2 parameters were used for the yield per recruitment calculations. In both cases the estimates of yield per recruitment are higher when the VBGF 1 growth parameters are used because of the much higher growth rates for the latter, and because of the high natural mortality rate in both cases. Yield per recruitment continues to increase as fishing effort increases but the greatest increase is between the observed level of intensity (1) and a level about three times as great as this.

b. Southern area

Figure 41 is a yield-per-recruitment isopleth diagram for skipjack tuna in the southern area calculated on the basis of the parameters estimated from the tagging data of cruise 1038. The values $l_c = 425$, $l_m = 578$, $l'_c = 597$ and $l'_m = 662$ were calculated using the parameters from VBGF 1 and were also used in the preparation of Figure 43. Furthermore, a second isopleth diagram using the set of parameters from VBGF 2 was prepared (Figure 42). The lengths computed for this latter figure were $l_c = 425$, $l_m = 560$, $l'_c = 582$ and $l'_m = 672$. As expected, the yield per recruitment is again higher for the estimates using VBGF 1 than they are for the estimates using VBGF 2, and as was noted for the north, the highest values of yield per recruitment are observed at the current entering size of approximately 425 mm. The data used to calculate the yield-per-recruitment isopleth diagrams in Figures 41 and 42 are listed in Table 18.

To examine in detail the manner in which the estimates of yield per recruitment are affected by varying the size at first entry and the use of different growth parameters, Figure 43 was prepared in the same manner as Figure 40. As would be expected on the basis of the results of the analysis for the northern area, the yield per recruitment is higher when the set of VBGF 1 growth parameters is used and continues to increase as fishing increases. However, in this case, the upper value is not approached as rapidly as in the north.

3. Discussion

It has been demonstrated for the fisheries in both the north and the south that at the current levels of fishing effort, the maximum yield per

recruitment is obtained for a size at first entry of approximately 425 mm. This is approximately the size at which skipjack are currently recruited to the fisheries in both the north and the south. In the north, the yield per recruitment under these conditions is approximately 3 pounds, while in the south it is only slightly more than 1.5 pounds. This fact suggests that the southern fishery can most likely support much greater yields than are currently being harvested.

In both areas the yield per recruitment can be increased by increasing the fishing effort. Because skipjack are not available to the fishery at a size below 425 mm, the yield isopleths were not calculated for sizes below. Therefore, it is impossible to locate the position of the eumetric fishing line, but it does appear from the relatively perpendicular nature of the isopleths at the lower levels of fishing effort, that it is near the current entering size in this region.

C. Potential yields

Before catch and effort data can be utilized to estimate potential yield like Schaefer (1957) did in his studies of yellowfin tuna, i) the fishery must have some measurable effect on abundance, and ii) there must be no net migration to or from the stock. Since i) does not obtain for the skipjack fishery under study and ii) most likely does not either, such approaches cannot be utilized to derive estimates of potential yield.

Regarding the yield-per-recruitment analysis presented above, the measures of yield pertain to *average* yield per each recruit entering the fishery and not to *total* yield because the relationship between recruitment and stock size is not understood. On the other hand, if one is willing to assume that recruitment is not density-dependent but is constant over an extremely wide range of stock size, these yields per recruitment can be extended to estimates of total yield. However, we doubt that recruitment is density-independent for skipjack tuna, especially when one considers the work of Schaefer (1967) who showed for yellowfin tuna, a closely related species which overlaps in range with skipjack, that a reduction of spawners affects recruitment in subsequent generations.

In light of these studies of total yield and yield per recruitment, it is of interest to comment on the work of Silliman (1966) and Rothschild (1966b) who estimated potential yields for the stocks of the eastern Pacific skipjack. Silliman (1966) estimated potential yield for the stock of skipjack during the time they are exposed to the fishery in the eastern Pacific, and also during their unexploited phase after they leave the fishery. He used a simulation technique based on estimates of growth, natural mortality, fishing mortality, fishing effort and a spawner-recruit relationship, to reproduce the pattern of catches actually observed in the fishery. Since the natural mortality, fishing mortality and spawner-recruit relationship

were unknown, he assumed certain values for them. He altered these values until he could approximate the actual catch patterns observed in the fishery and then assumed that these values represented the true situation. He estimated that the maximum sustainable yield for this stock is about 250,000 short tons. Though Silliman's method of estimating potential yields is very interesting, it is to be emphasized that it is impossible to arrive at a unique solution for simulating the observed catch history in the fishery. There are theoretically a number of combinations of fishing mortality, natural mortality and spawner-recruit relationships, coupled with the estimates of growth and fishing effort used by Silliman, which would give identical catch patterns to the one used. One would expect that this would, in turn, give a wide range of yield estimates.

In an additional study concerning the potential yield of eastern Pacific skipjack, Rothschild (1966b) estimated the yield per recruitment for the time they are in the fishery, and the yield per recruitment during their entire life from first recruitment into the fishery upwards. He multiplied the ratio of the latter to the former by the average catch made in the eastern Pacific fishery during recent years. He then used this as an estimate of the potential yield from the skipjack stock which passes through the eastern Pacific fishery, providing these fish could be harvested on the high seas. His estimates ranged from a 2-fold to 17-fold increase in yield. If one accepts the validity of all the assumptions Rothschild made to compute the estimates of yield per recruitment, these estimates cannot be expanded to calculate total yield without making the further assumption that catches up to 17 times greater than the ones currently being made will not affect recruitment in subsequent generations.

It is important to note that of the two estimates of total yield for skipjack tuna in the eastern Pacific, one assumes a precise spawner-recruit relationship and the other assumes that under these increased yields, stock sizes would remain within a range where their effect on recruitment is undetectable, on the average.

In conclusion, our data cannot be used to estimate the potential yield for eastern Pacific skipjack tuna. Before substantial improvement can be made to the estimates of Silliman and Rothschild, some knowledge of the stock structure of skipjack tuna and the effect of their sizes on subsequent recruitment must be obtained.

IX. SUMMARY AND CONCLUSIONS

The Inter-American Tropical Tuna Commission was charged with the responsibility of conducting scientific studies to determine the effect of fisheries exploitation on the tuna stocks in the eastern Pacific, and of recommending management measures, if needed, to insure maximum sus-

tainable biological yields of these tunas. The Commission's research has been concerned primarily with two tuna species, the yellowfin and the skipjack. Most Commission research has been directed toward the yellowfin because it was evident at an early date that this species was being exploited at a level very near its maximum sustainable yield. Intense studies on the skipjack tuna population were deferred in favor of the more urgent task of recommending management measures for the heavily exploited yellowfin stock.

The objective of this paper was to examine Commission data for the information required to fulfill the dictates of its treaty with respect to skipjack tuna.

On the basis of information on the distribution of larval fish, visual sightings of adult fish, and the catch of adults in commercial fisheries, it was concluded that skipjack tuna occur, in some quantities at least, throughout the entire Pacific Ocean between approximately 45°N and 45°S of the equator (Figure 2). In the eastern Pacific, skipjack occur in commercial quantities in the waters off northern Mexico and off Central and South America.

A fishery on this species developed early in the 1900's as an outgrowth of the California albacore fishery, and as the demand for the new raw product increased, expanded southerly to its present extent from 30°N latitude, south to about 20°S and seaward to about 500 miles offshore. Purse-seining and live-bait fishing are the two methods used to capture skipjack in this fishery. Prior to 1958, the majority of the catch was made by bait vessels; however, due to economic factors within the industry, the fleet converted from one composed predominantly of baitboats to one made up primarily of purse-seiners. Since the end of World War II, the catch of skipjack from the eastern Pacific Ocean has increased four-fold (Figure 3).

The relationship of skipjack taken in the eastern Pacific fishery to fish farther to the westward could not be described precisely. It was clear, however, that those found in the eastern Pacific were not resident to the area but occurred there seasonally. On the basis of the information we examined, it was assumed that i) skipjack exploited in the eastern Pacific are transitory, and originate from spawnings farther to the westward; ii) they are recruited to the fishery at approximately 40 cm, are exposed to fishing for two consecutive seasons, and subsequently become unavailable to the fishery; iii) fish taken in the eastern Pacific north of 15°N latitude are a separate stock from those taken south of this.

Indices of abundance were computed for both the northern and southern areas for 1951-1965 in the following way: First, we prepared charts of the distribution of the catch reported in tuna vessel logbooks, by 1-degree squares within years. We then estimated the raw logged fishing effort exclusively on the basis of those blocks of squares wherein skipjack

were generally encountered during the year. Maximum likelihood estimates of efficiency factors, which equated the effort within each size class category to a standard size class 4, were then computed for each gear type. The results for baitboats showed an increase in efficiency with size, but there did not appear to be any significant difference in the efficiency of various sizes of purse-seiners (Table 5). The efficiency factors for baitboats were used to standardize the logged effort to vessel size class 4 whereas logged effort for purse-seiners was not adjusted for vessel size. To compare purse-seine effort with baitboat effort, efficiency factors between standard gear types were computed by comparing the catches made by each gear type within strata of 1-degree area and month (Figure 18). These efficiency factors were then used to convert all purse-seine effort into standard baitboat 4 equivalents.

Monthly and annual indices of abundance were next computed in the north and the south for 1951 through 1965 (appendix Table 2), using the combined estimates of total effort in standard baitboat 4 units. The indices indicated that the abundance is higher and fish are available for a longer time in the south than in the north. The indices varied a great deal among years in both areas but there was no observable trend.

Estimates of total annual fishing effort were computed in two ways. The first estimates were made by dividing the total annual catch by the catch per standard day of fishing. Secondly, the measure of standard effort obtained from the logbook records was expanded in accord with the ratio of the total catch to the catch tabulated from the logbook records. For the first method, effort generated by the fleet of small bait vessels based in Manta, Ecuador was added to the estimates of total effort after being converted to the standard class 4 (Table 9). Both techniques were in good agreement and estimates from the first method were arbitrarily chosen to be used in further analysis.

Growth of skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean was computed using information from 438 tag returns. Least-square estimates of the parameters of the von Bertalanffy growth function (VBGF) were computed using each of the individual data points. The estimate of asymptotic size, L_{∞} was 729 mm, and the estimate of K on an annual basis was 0.82. Based on a hatching size, l_0 , of 3 mm, ages were assigned to skipjack tuna and their growth curves compared with other estimates from the literature (Figures 28, 29 and 30).

Since most of the 438 observations used in the analysis were made on fish less than 500 mm in length, growth might have been overestimated because of the weight given to the smaller size groups. Also because of the paucity of data on larger fish, L_{∞} was most likely underestimated. To correct for these factors, the data were grouped by size strata and time at liberty, giving each stratum equal weight, and the growth parameters

estimated. The resultant estimates were $K = 0.43$, and $L_{\infty} = 881$ mm. Since it was not possible to determine which set of estimates was best, both were used in subsequent analysis.

Estimates of the parameters of the Chapman-Richards growth function, of which the VBGF is a special case, were made using the 438 tagging data points. Since estimates from both methods were essentially the same, it was concluded that it would be of no practical value to use some more complicated function than the VBGF to describe the growth of this species.

Confidence regions for the growth parameters were computed by using two methods. The first, an extension of William's (1962) technique to include two nonlinear parameters, was superior to the second which involved partitioning the observations into sub-samples and comparing their variability using Hotelling's T^2 statistic (Figure 32).

Tagging data were used to estimate mortality rates for skipjack during the time they were exposed to the fishery. Using an approximation of the catch equation, the catchability coefficient (q), the initial mortality due to tagging (π), and the instantaneous rate of loss due to causes other than fishing (X) were computed. These estimates were then used as first approximations in an iterative least-squares technique to estimate the instantaneous fishing mortality (F), the instantaneous natural mortality (M) and the exploitation rate (E). Because emigration of skipjack most likely takes place during the fishing season, it was not possible to separate the effect of this from the estimates of (M). Therefore, (M) is most certainly overestimated. For the northern grounds, π was 0.32 and the best estimate of q was 0.00084. It was not possible to estimate π in the south but q was 0.00005. For both areas M was 0.14 on a monthly basis.

The relation between indices of abundance and total effort and total catch and total effort was examined for 1951 through 1965 in both the north and the south. There was no apparent relation between abundance and effort but a positive relation between total catch and total effort was apparent. It was concluded that fishing was not sufficiently intense to measurably affect the abundance of subsequent generations contributing to the eastern Pacific fishery. It was further observed that the variability noted in the abundance of skipjack among years was most likely due to fishery-independent causes.

Theoretical estimates of yield per recruitment were computed from a simple Ricker population model which integrates information on the growth and mortality rates. Fishing mortality and size at first entry into the fishery were varied to examine the effect that modifications in fishing strategy might have on yield per recruitment. It was demonstrated for the fishery in both the north and the south that at current levels of fishing effort, the maximum yield per recruitment is obtained for a size at first

entry of approximately 425 mm, the size at which they are currently recruited to the fishery in both areas. In the north, the yield per recruitment under those conditions was found to be approximately 3 pounds, while in the south it was about 1.5 pounds. It was concluded that the southern fishery could most likely support much greater yields than are currently being supported. In both the north and the south, yield per recruitment can be increased by increasing the fishing effort, providing, of course, the recruitment is not reduced by this increased effort.

Two methods of examining potential total yield from this fishery were investigated. The first was unsuccessful because a relation between stock abundance and total effort, a requisite of this method, could not be detected. The second method was dependent upon extending the results of the yield-per-recruitment studies to total yield. However, this latter approach was contingent upon knowing what relationship, if any, exists between spawners and recruits. Since the relationship for skipjack tuna in the eastern Pacific was not known and we were not willing to assume that recruitment was density-independent, yield per recruitment studies were not extended to total yield studies.

It has not been possible, therefore, to assess the potential production from the stocks of skipjack fished in the eastern Pacific Ocean, except to note that the fishery has not affected their abundance and that they are most certainly not being fully exploited. It was concluded that the stocks in both the north and the south could support increased harvests, especially the latter.

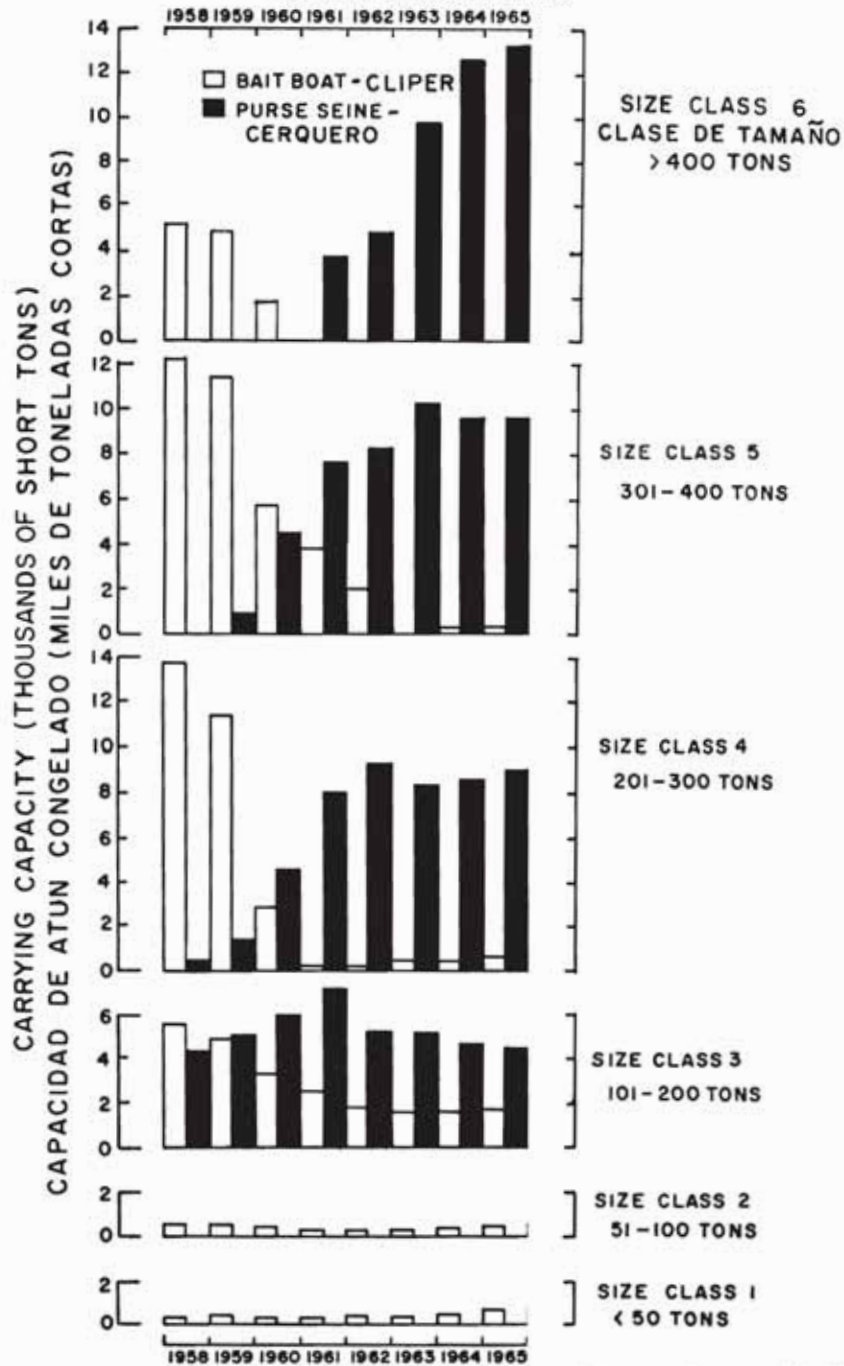


FIGURE 1. Carrying capacity, by size class, of United States seiners and baitboats, 1958-1965. After Calkins and Chatwin (1967).

FIGURA 1. Capacidad de acarreo, por clase de tamaño, de los cerqueros y de los barcos de carnada de los Estados Unidos, 1958-1965. Según Calkins y Chatwin (1967).

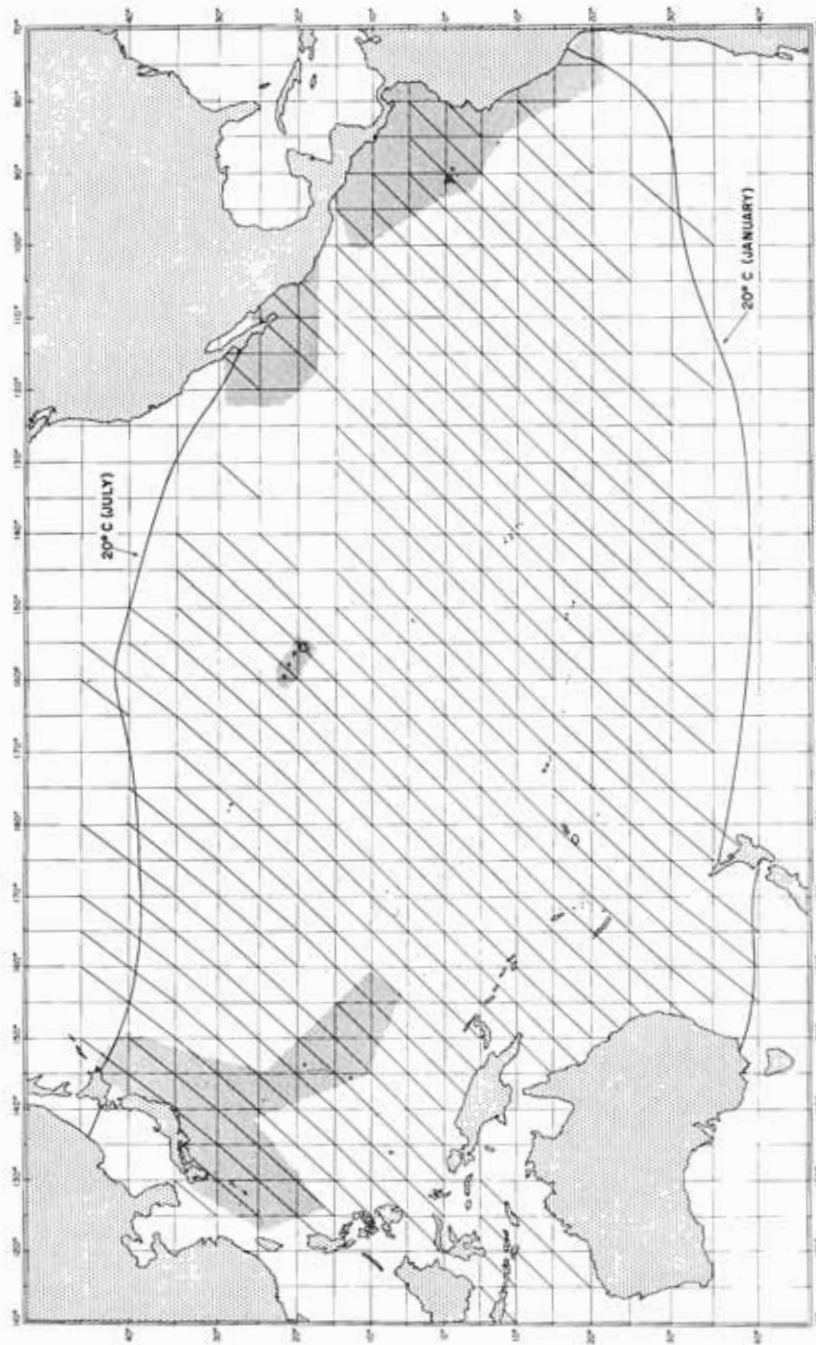


FIGURE 2. Distribution of skipjack tuna are depicted by striped area. Shaded areas are general locations of major fisheries. The poleward limits of the 20°C isotherm are also indicated.

FIGURA 2. La distribución del atún barrilete está representada por el área rayada. Las áreas sombreadas son localidades generales de las pesquerías principales. Se indican además los límites hacia el polo de la isoterma de 20°C.

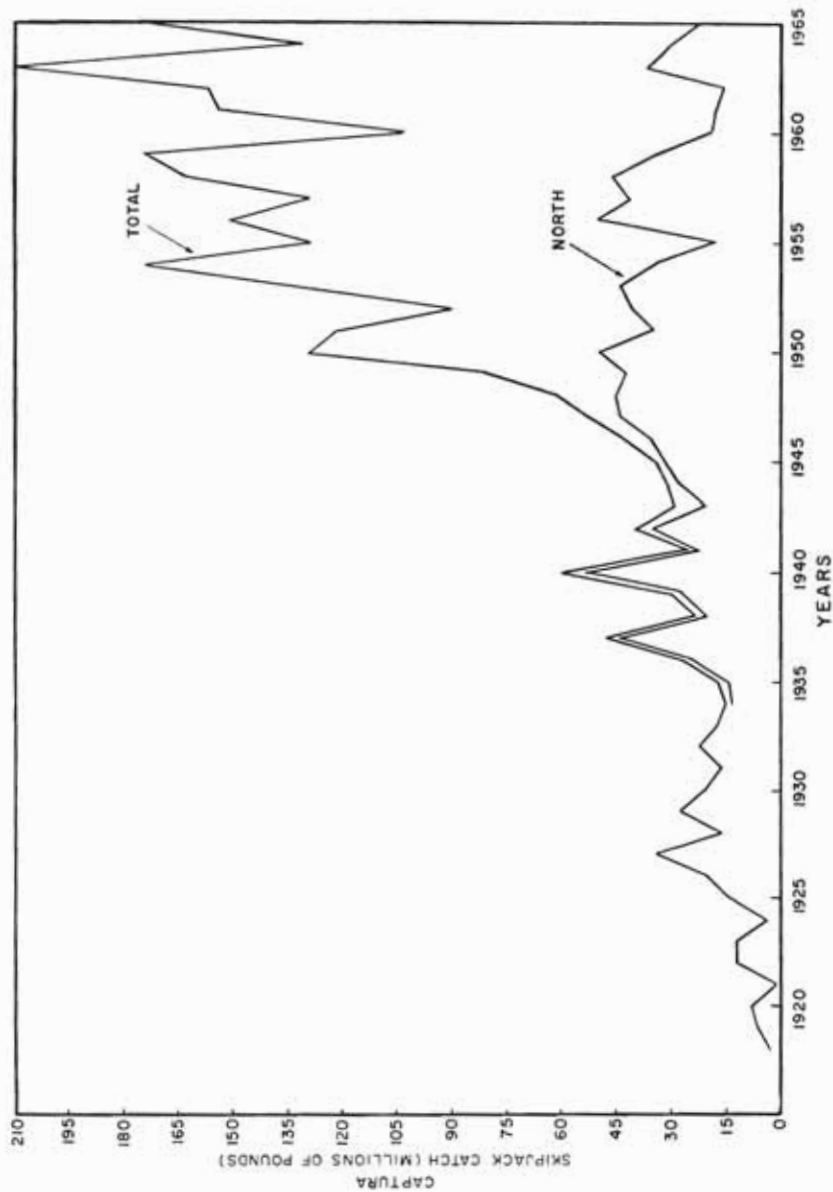


FIGURE 3. Skipjack catch (in millions of pounds) from the eastern Pacific Ocean, 1918-1965. Upper line is total catch; lower line is catch taken north of 15°N latitude.

FIGURA 3. Captura de barrilete (en millones de libras) del Océano Pacífico oriental, 1918-1965. La línea superior es la captura total; la línea inferior es la captura obtenida al norte de los 15°N de latitud.

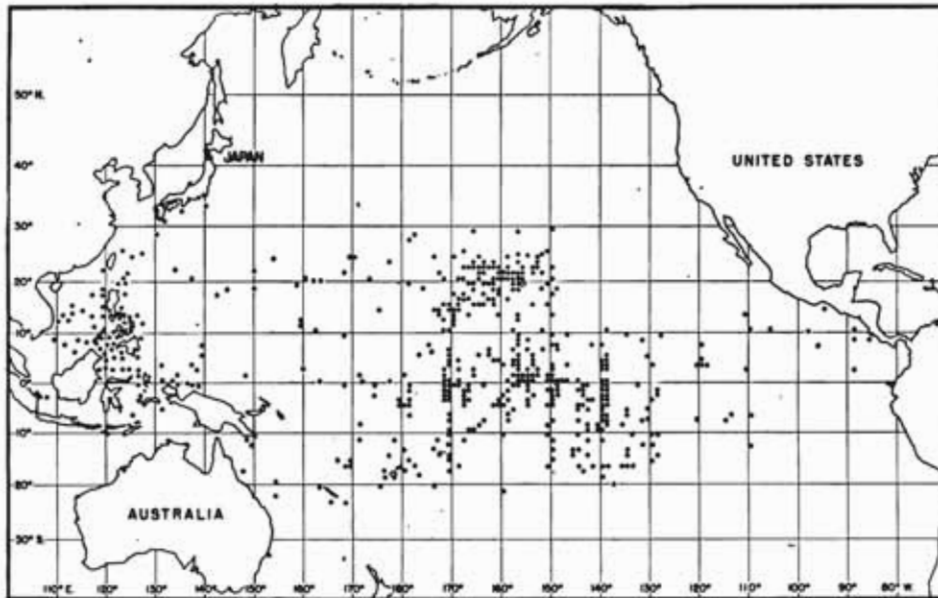


FIGURE 4. Locations of capture of skipjack larvae, 1949-1964. From Matsumoto (1966).

FIGURA 4. Localidades de captura de las larvas de barrilete, 1949-1964. Según Matsumoto (1966).

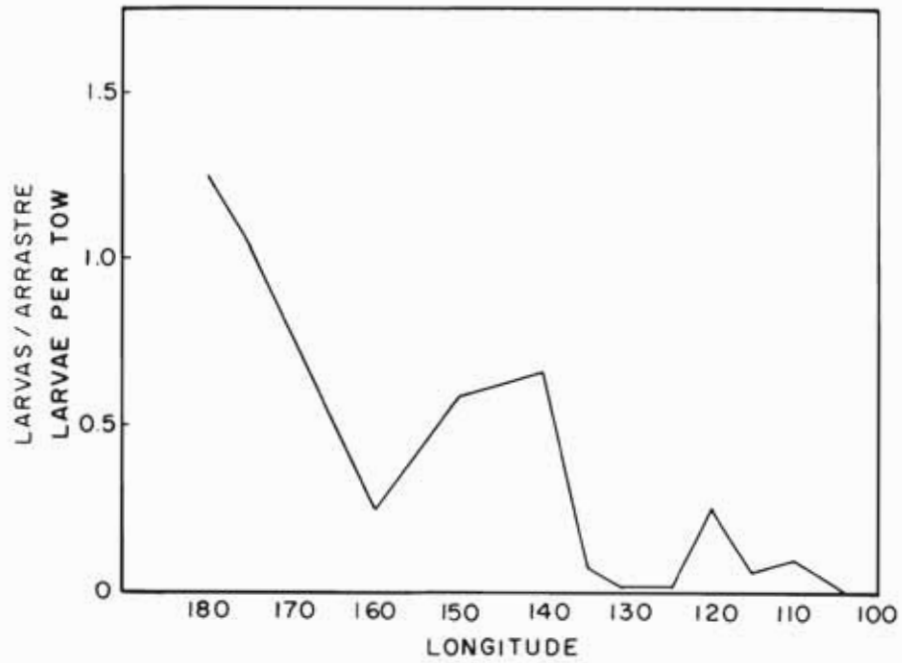


FIGURE 5. Catch of larvae per tow between 10°N and 10°S from 180°W to 105°W. Modified from Matsumoto (1966).

FIGURA 5. Captura de larvas por arrastre entre los 10°N y los 10°S desde los 180°W hasta los 105°W. Modificada según Matsumoto (1966).

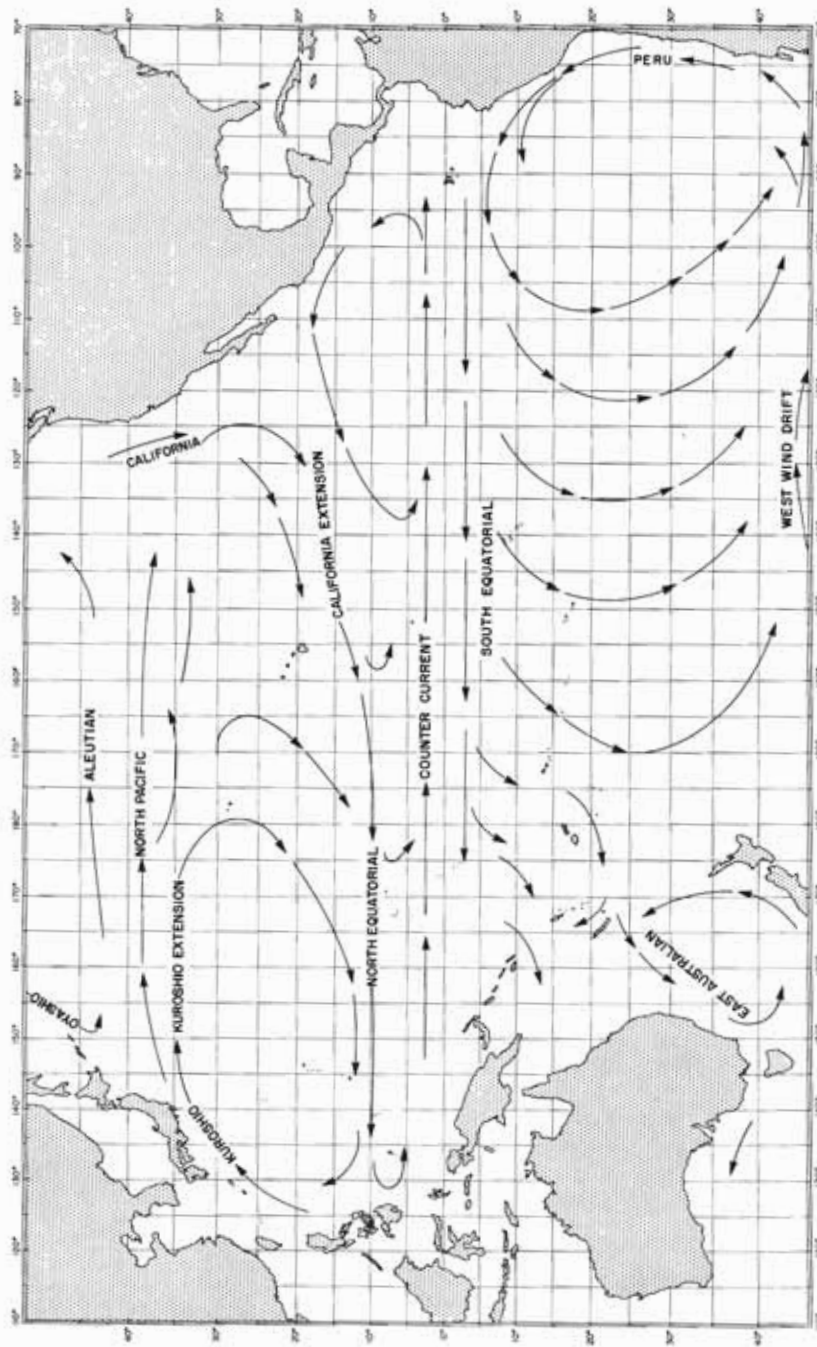


FIGURE 6. Generalized diagram of the major surface currents of the Pacific Ocean.

FIGURA 6. Diagrama generalizado de las corrientes principales de la superficie del Océano Pacifico.

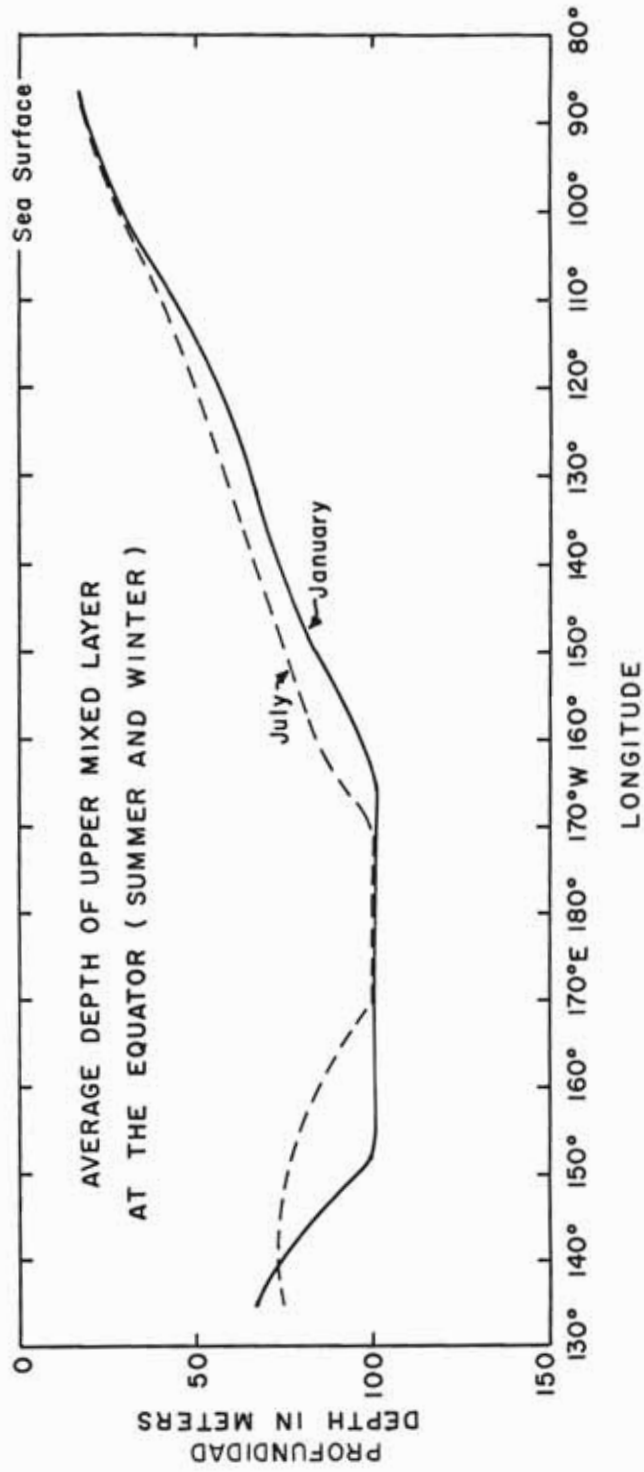


FIGURE 7. Average depth of the upper mixed layer along the equator during July and January. From Joseph (1966).

FIGURA 7. Promedio de profundidad de la capa mixta superior a lo largo del ecuador durante julio y enero. Según Joseph (1966).

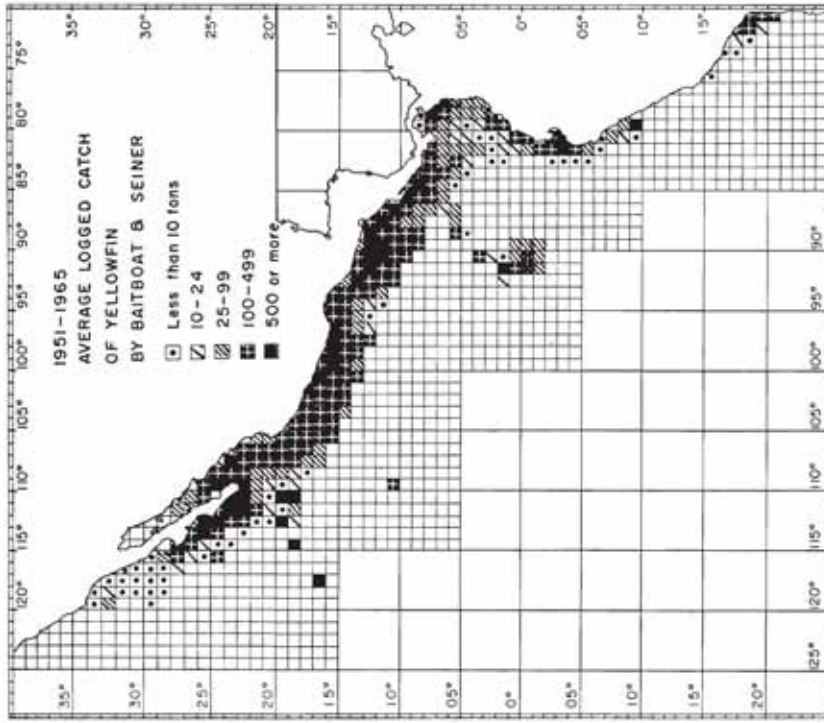


FIGURE 9. Yearly average distribution of yellowfin catches (in short tons) by baitboats and seiners, 1951-1965.

FIGURA 9. Distribución promedio anual de las capturas del atún aleta amarilla (en toneladas cortas) de los clipers y cerqueros, 1951-1965.

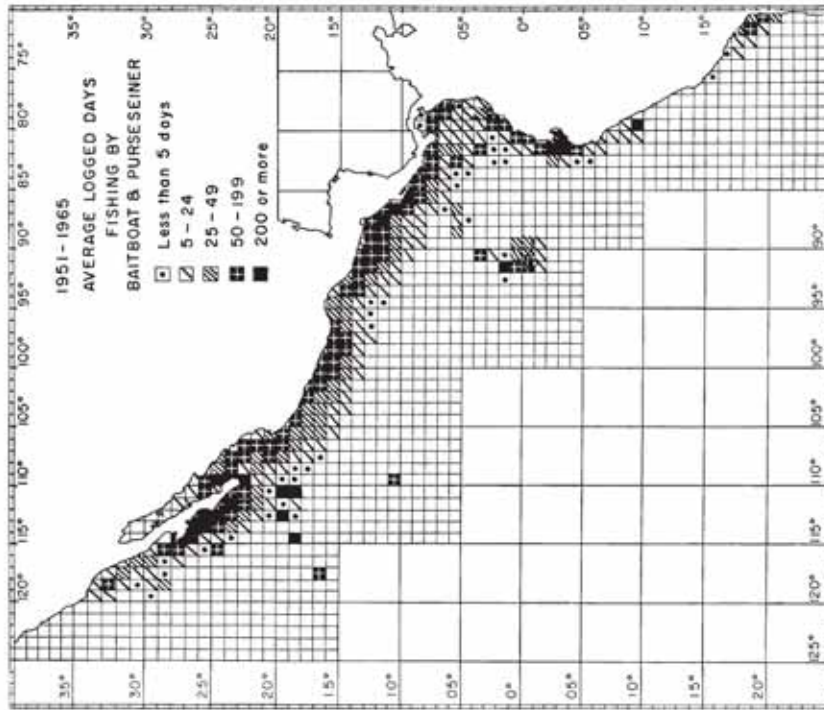


FIGURE 8. Yearly average distribution of logged day's fishing by baitboats and seiners combined, 1951-1965.

FIGURA 8. Distribución promedio anual de los días registrados de pesca de los clipers y cerqueros combinados, 1951-1965.

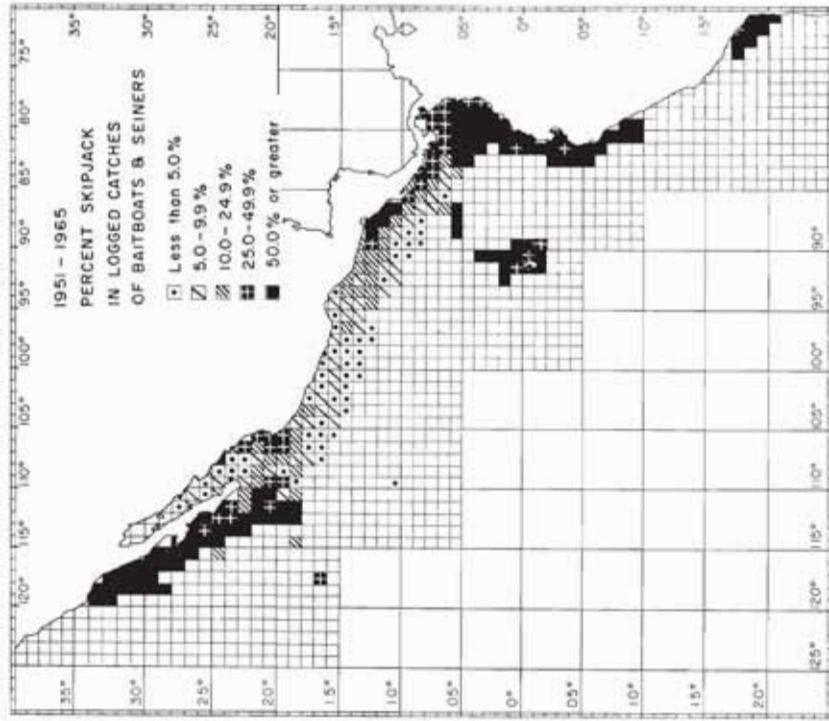


FIGURE 11. Mean annual percent of skipjack in the logged catches of baitboats and seiners, 1951-1965.

FIGURA 11. Porcentaje medio anual de barrilete en las capturas registradas de los clipers y cerqueros, 1951-1965.

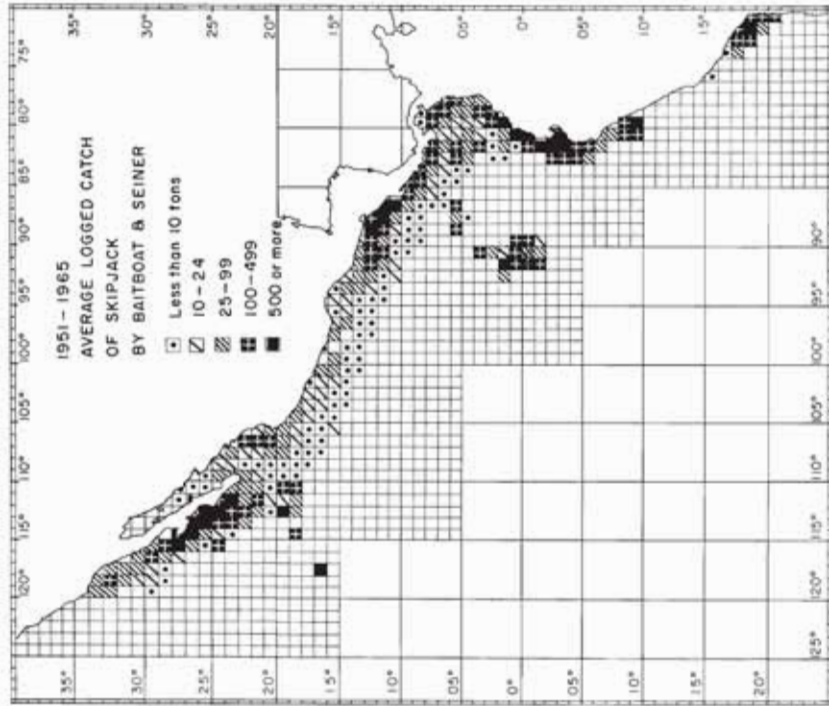


FIGURE 10. Yearly average distribution of skipjack catches (in short tons) by baitboats and seiners, 1951-1965.

FIGURA 10. Distribución promedio anual de las capturas de barrilete (en toneladas cortas) de los clipers y cerqueros, 1951-1965.

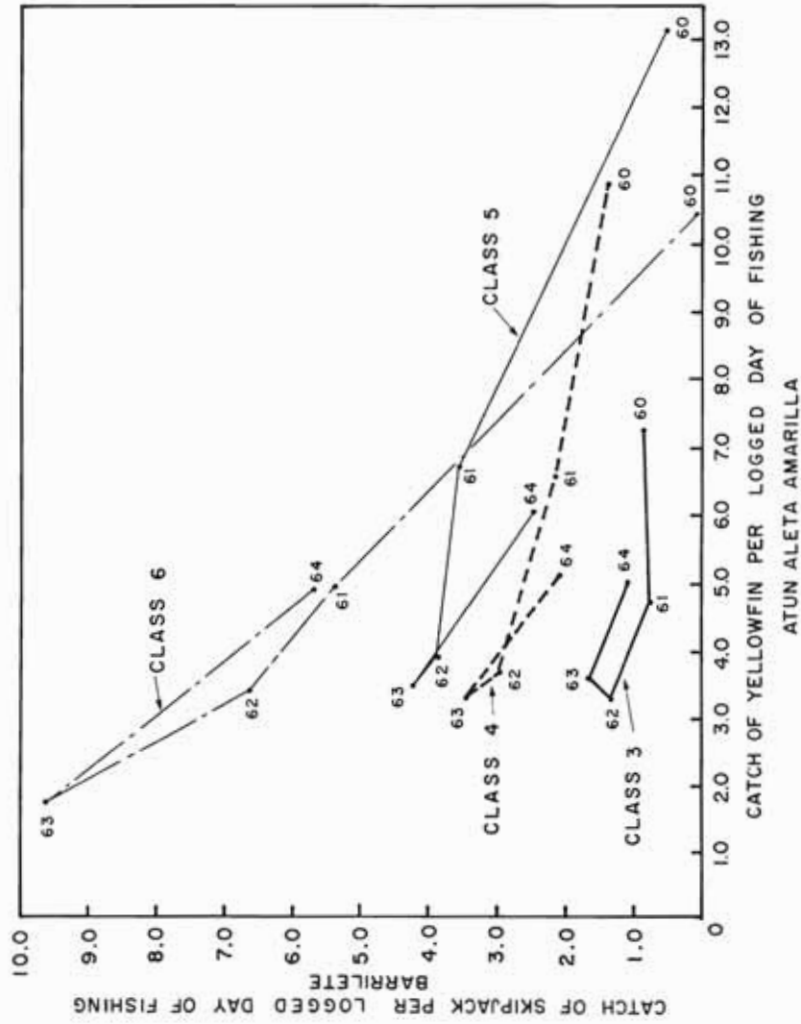


FIGURE 12. Skipjack catch per day plotted against yellowfin catch per day for different size classes of purse-seiners, 1960-1964 (catches in short tons).

FIGURA 12. Captura por día de barrilete graficada contra la captura por día del atún aleta amarilla para las diferentes clases de tamaño de los cerqueros, 1960-1964 (capturas en toneladas cortas).

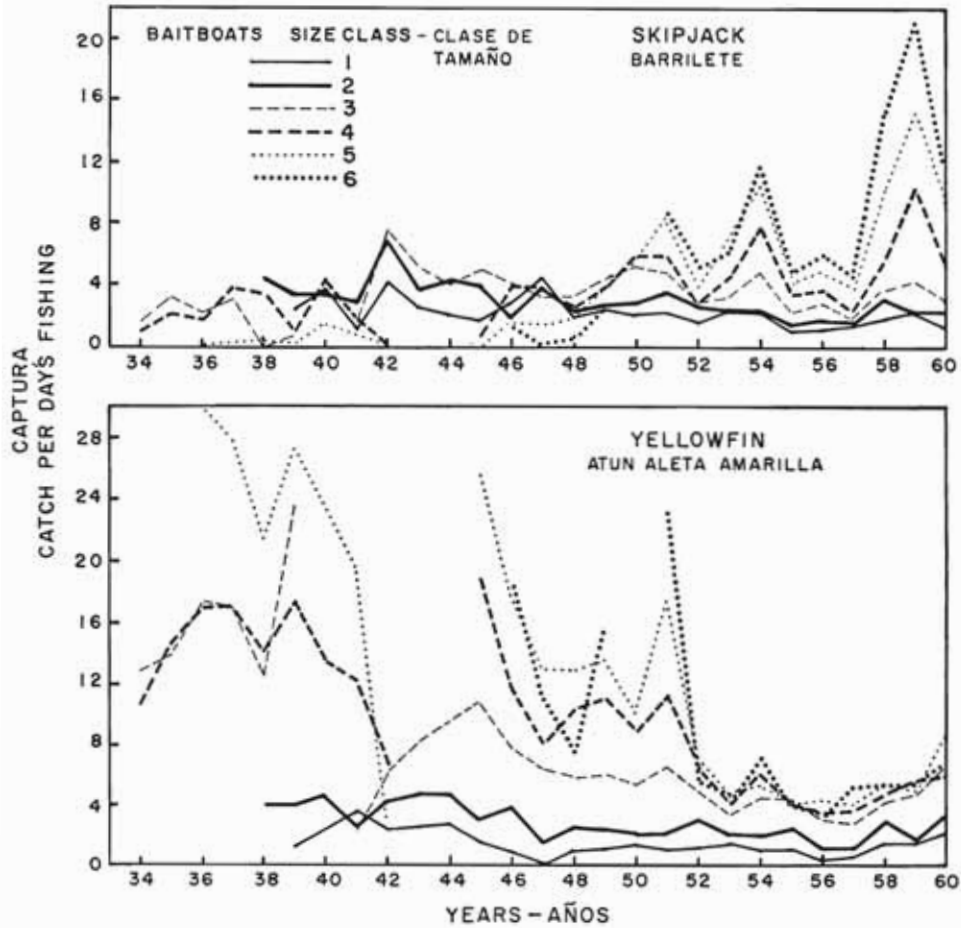


FIGURE 13. Yellowfin catch per fishing day and skipjack catch per fishing day by size class of baitboat, 1934-1960 (catches in short tons).

FIGURA 13. Captura por día de pesca del atún aleta amarilla y captura por día de pesca de barrilete, por clase de tamaño de los clipers, 1934-1960 (capturas en toneladas cortas).

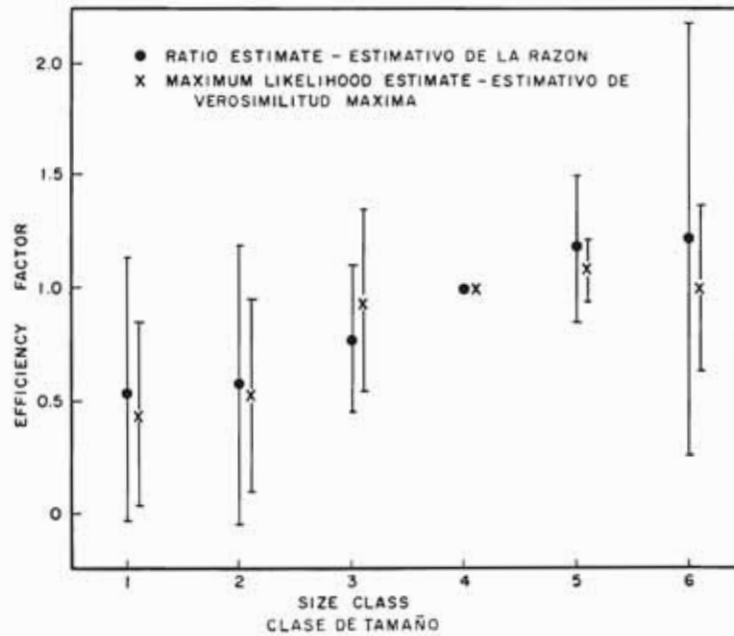


FIGURE 14. Comparison of ratio and maximum likelihood estimates of size-class efficiency factors for baitboats, 1951-1960.

FIGURA 14. Comparación de los estimativos de máxima verosimilitud y de la razón de los factores de eficiencia de las clases de tamaño correspondiente a los clipers, 1951-1960.

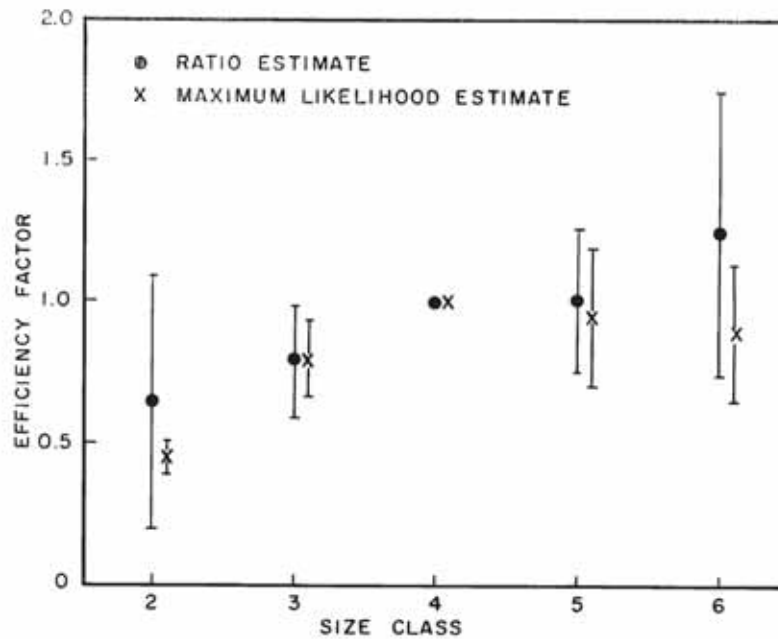


FIGURE 15. Comparison of ratio and maximum likelihood estimates of size-class efficiency factors for purse-seiners, 1960-1965.

FIGURA 15. Comparación de los estimativos de máxima verosimilitud y de la razón de los factores de eficiencia de las clases de tamaño correspondientes a los cerqueros, 1960-1965.

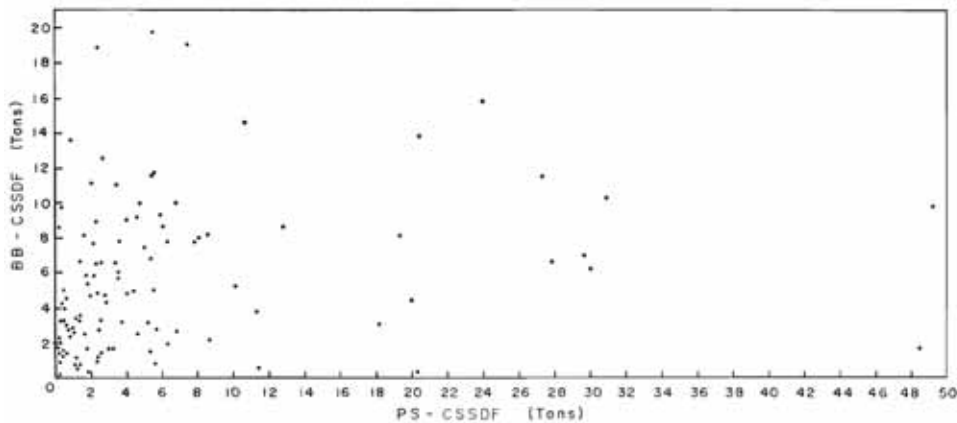


FIGURE 16. Skipjack catch per standard day of fishing for baitboats (ordinate) plotted against catch of skipjack per standard fishing day for seiners (abscissa) by strata of 1°-area and month.

FIGURA 16. Captura de barrilete por día standard de pesca de los clipers (ordenada) graficada contra la captura de barrilete por día standard de pesca de los cerqueros (abscisa) por estratos de área de 1° y mes.

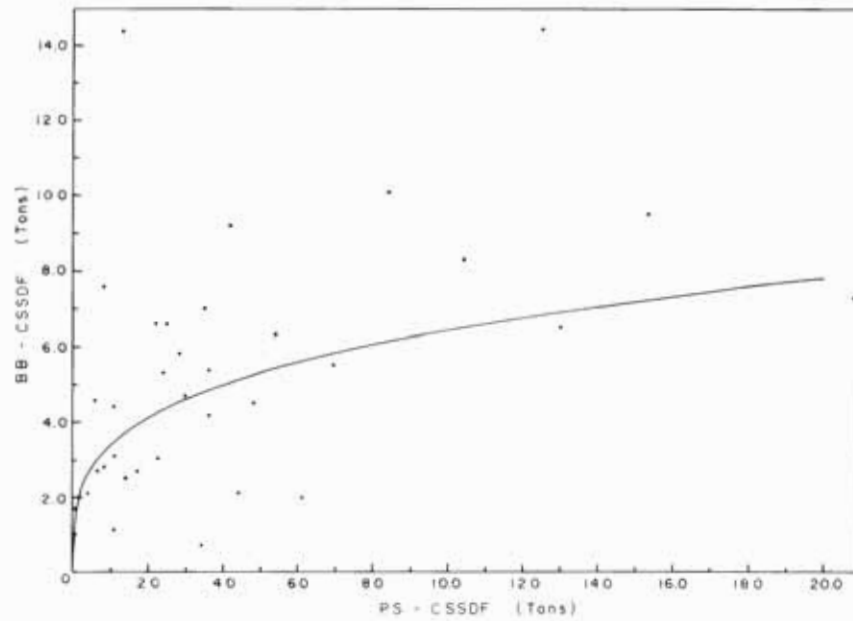


FIGURE 17. Skipjack catch per standard fishing day for baitboats (ordinate) plotted against the skipjack catch per standard fishing day for seiners (abscissa), by month grouped by three major areas.

FIGURA 17. Captura de barrilete por día standard de pesca de los clipers (ordenada) graficada contra la captura de barrilete por día standard de pesca de los cerqueros (abscisa), por mes, agrupadas en tres áreas principales.

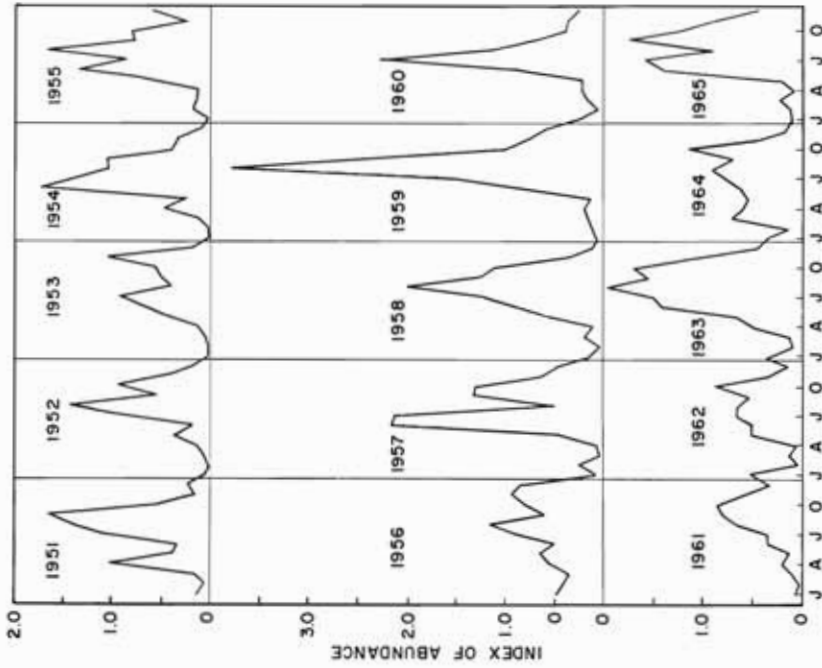


FIGURE 19A. Monthly values of skipjack index of abundance for the northern area, 1951-1965, calculated from baitboat and seiner data.

FIGURA 19A. Valores mensuales del índice de la abundancia del barrilete para el área septentrional, 1951-1965, calculados según los datos de los clipers y de los cerqueros.

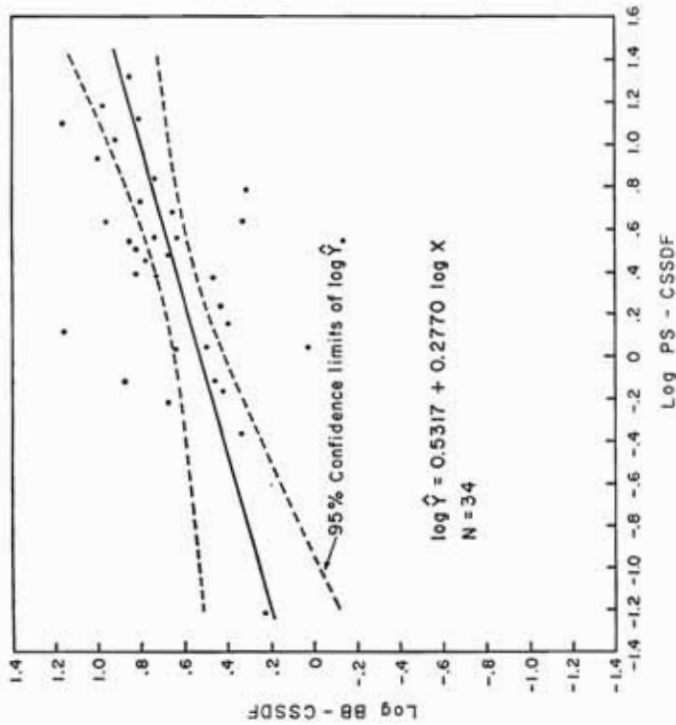


FIGURE 18. The logarithm of skipjack catch per standard fishing day for baitboats (ordinate) regressed on the logarithm of the skipjack catch per standard fishing day for seiners (abscissa), grouped by major areas. The 95% confidence limits of $\log \hat{Y}$ are shown in dotted lines.

FIGURA 18. El logaritmo de la captura de barrilete por día standard de pesca de los clipers (ordenada) regresado sobre el logaritmo de la captura de barrilete por día standard de pesca de los cerqueros (abscisa), agrupados por áreas principales. Los límites de confianza del 95% del $\log \hat{Y}$ se presentan en las líneas con puntos.

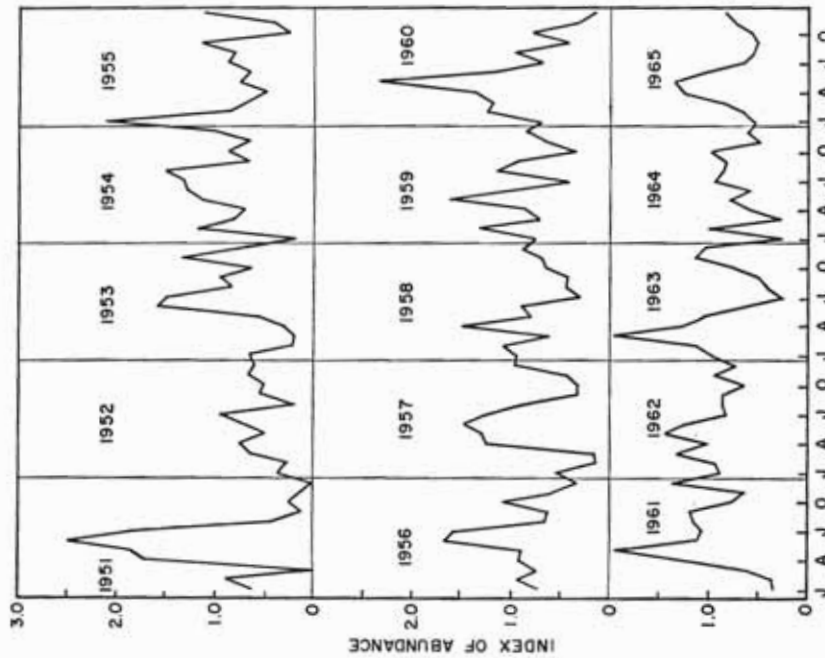


FIGURE 19B. Monthly values of skipjack index of abundance for the southern area, 1951-1965, calculated from baitboat and seiner data.

FIGURA 19B. Valores mensuales del índice de la abundancia del barrilete para el área meridional, 1951-1965, calculados según los datos de los clipers y de los cerqueros.

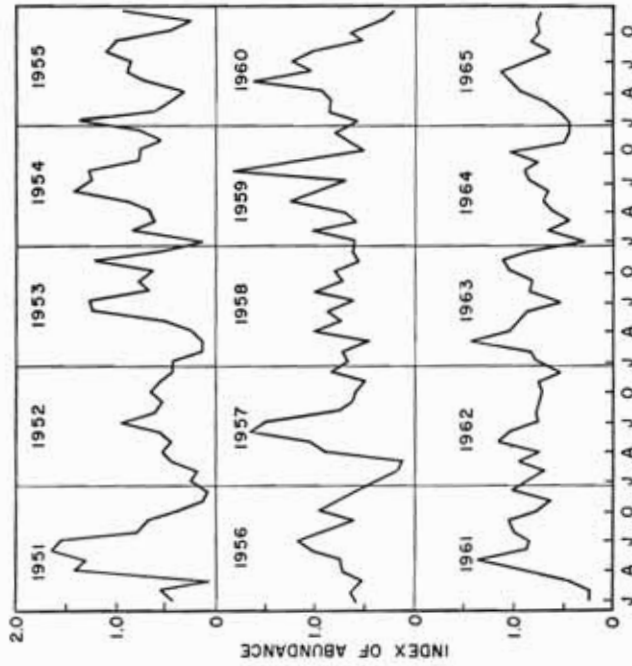


FIGURE 19C. Monthly values of skipjack index of abundance for the northern and southern areas combined, 1951-1965, calculated from baitboat and seiner data.

FIGURA 19C. Valores mensuales del índice de la abundancia del barrilete para las áreas combinadas norte y sur, 1951-1965, calculados según los datos de los clipers y de los cerqueros.

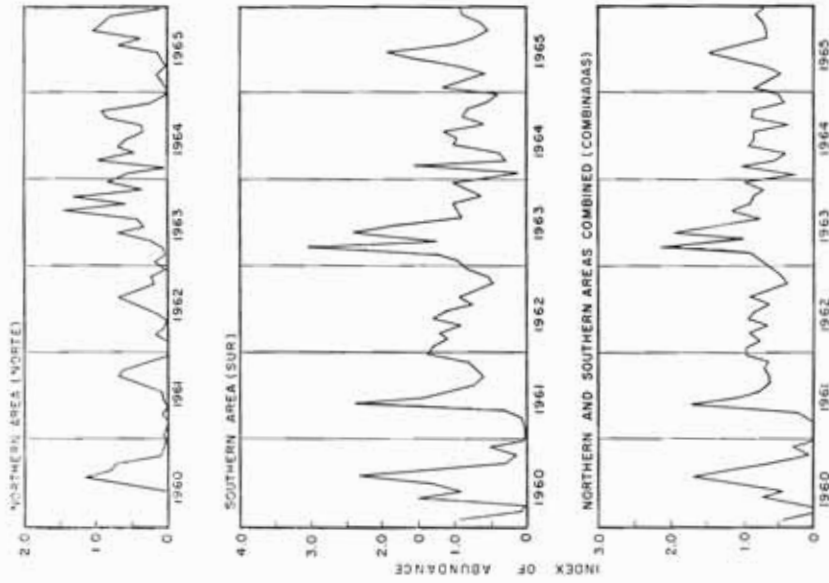


FIGURE 21. Monthly values of skipjack index of abundance, 1960-1965, calculated from seiner data only.

FIGURA 21. Valores mensuales del índice de la abundancia del barrilete, 1960-1965, calculados solo según los datos de los cerqueros.

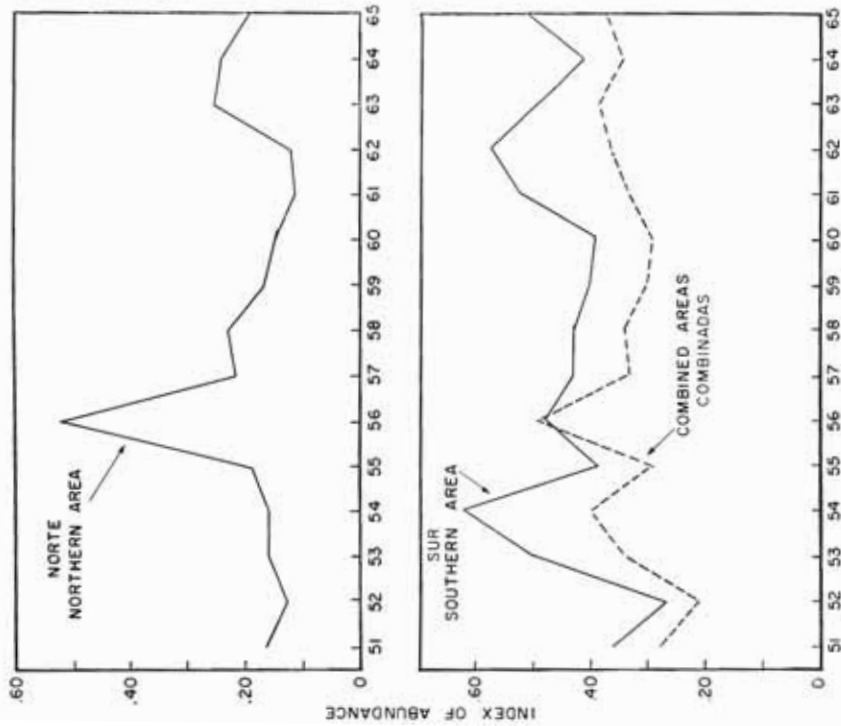


FIGURE 20. Annual values of skipjack index of abundance, 1951-1965.

FIGURA 20. Valores anuales del índice de la abundancia del barrilete, 1951-1965.

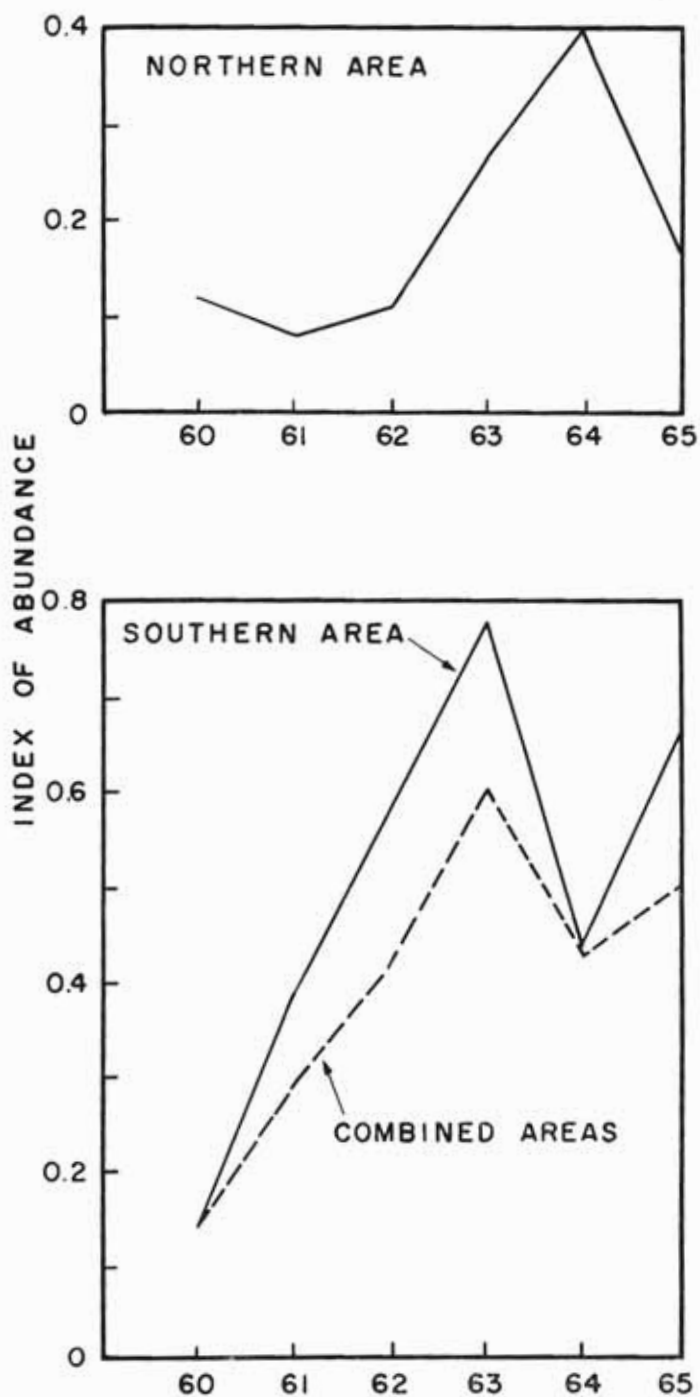


FIGURE 22. Annual values of skipjack index of abundance, 1960-1965, calculated from seiner data only.

FIGURA 22. Valores anuales del índice de la abundancia del barrilete, 1960-1965, calculados solo según los datos de los cerqueros.

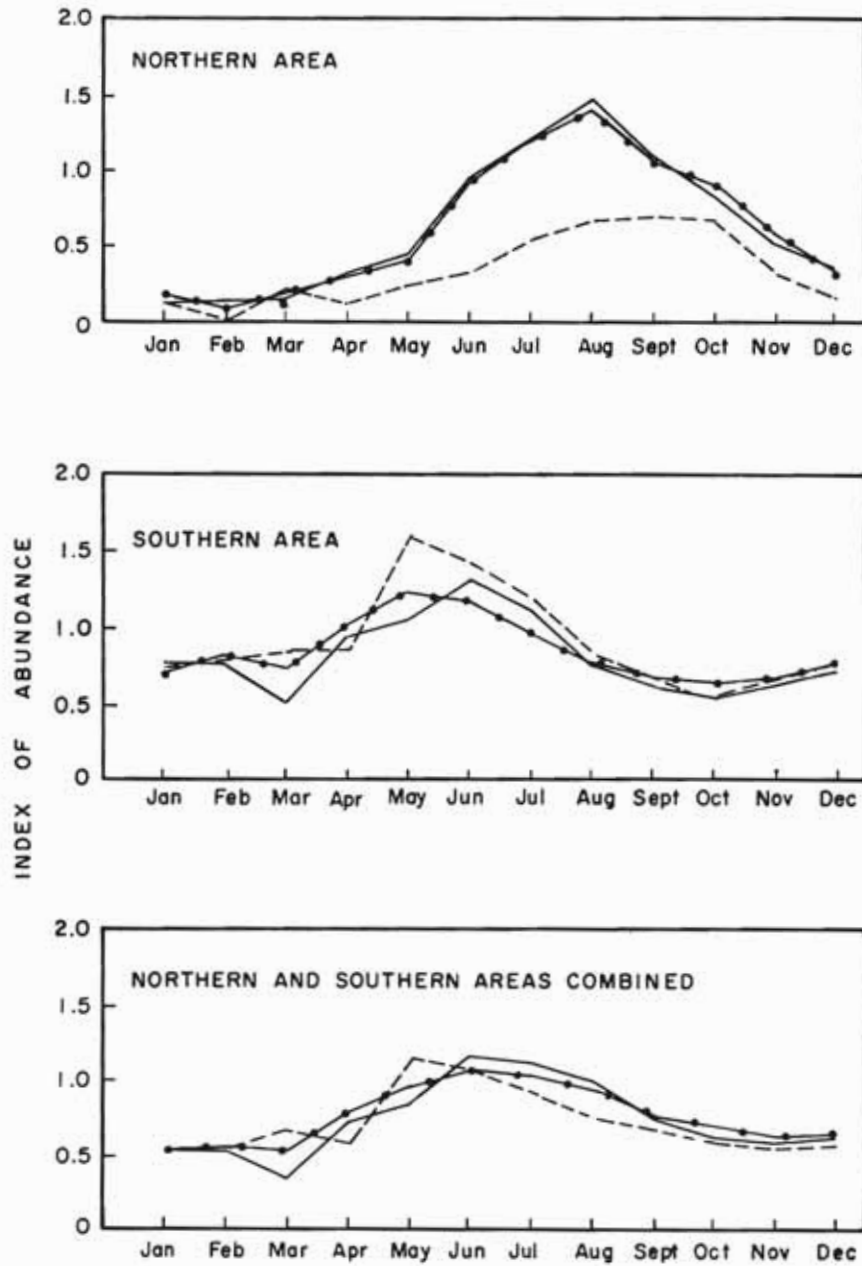


FIGURE 23. Monthly averages of skipjack index of abundance. Solid line calculated from baitboat data 1951-1959, dotted line calculated from baitboat data 1951-1959 plus combined data 1960-1965, and dashed line calculated from seiner data, 1960-1965.

FIGURA 23. Promedios mensuales del índice de la abundancia del barrilete. La línea sólida calculada según los datos de los clipers 1951-1959, la línea con puntos calculada según los datos de los clipers 1951-1959 además de los datos combinados 1960-1965, y la línea a guiones calculada según los datos de los cerqueros, 1960-1965.

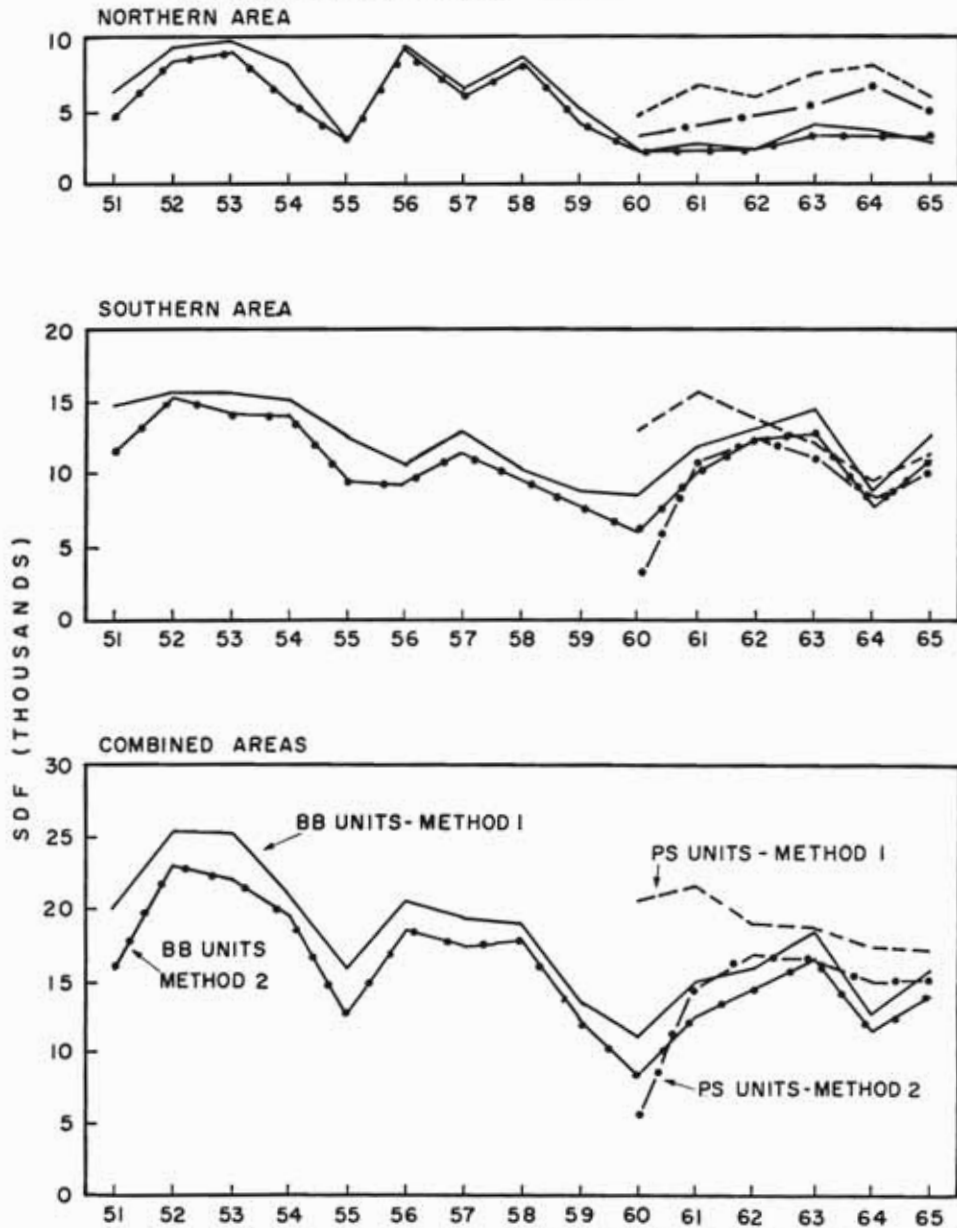


FIGURE 24. Estimates of skipjack fishing effort (SDF). Solid line is (total catch) /CSSDF in baitboat units, 1951-1965. Dashed line, 1960-1965, computed in the same way, is in purse-seine units. Dotted line is effort, estimated by ratio of total to logged catch, in baitboat units, 1951-1965. Dashed line with dots, 1960-1965, computed in the same way, is in purse-seine units.

FIGURA 24. Estimativos del esfuerzo de pesca del barrilete (DSP). La línea sólida es (la captura total)/CSSDF en unidades de clipers, 1951-1965. La línea a guiones, 1960-1965, computada de la misma manera, es en unidades de cerqueros. La línea con puntos es el esfuerzo estimado por la razón de la captura total por la registrada, en unidades de clipers, 1951-1965. La línea a guiones con puntos, 1960-1965, computada de la misma manera, es en unidades de cerqueros.

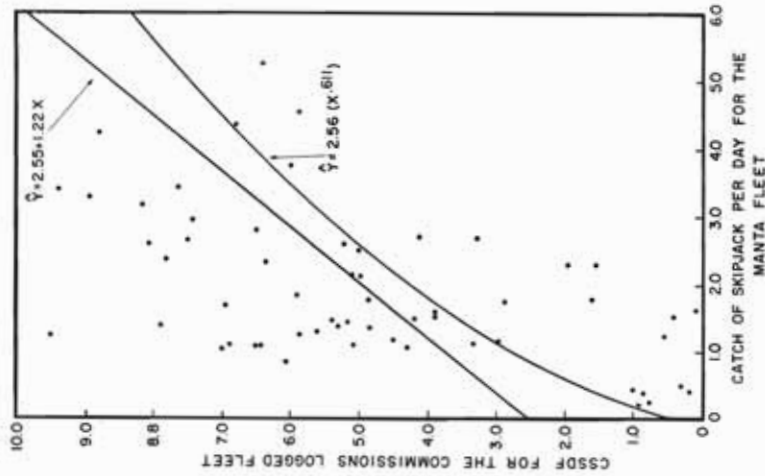


FIGURE 25. Relationship between the skipjack catch per standard fishing day for the Commission's logged fleet and the skipjack catch per fishing day for the Manta fleet, in the same areas (catches in short tons).
FIGURA 25. Relación entre la captura de barrilete por día estándar de pesca de los cuadernos de bitácora de la porción de la flota de la cual la Comisión obtiene los registros, y la captura de barrilete por día de pesca de la flota de Manta, en las mismas áreas (capturas en toneladas cortas).

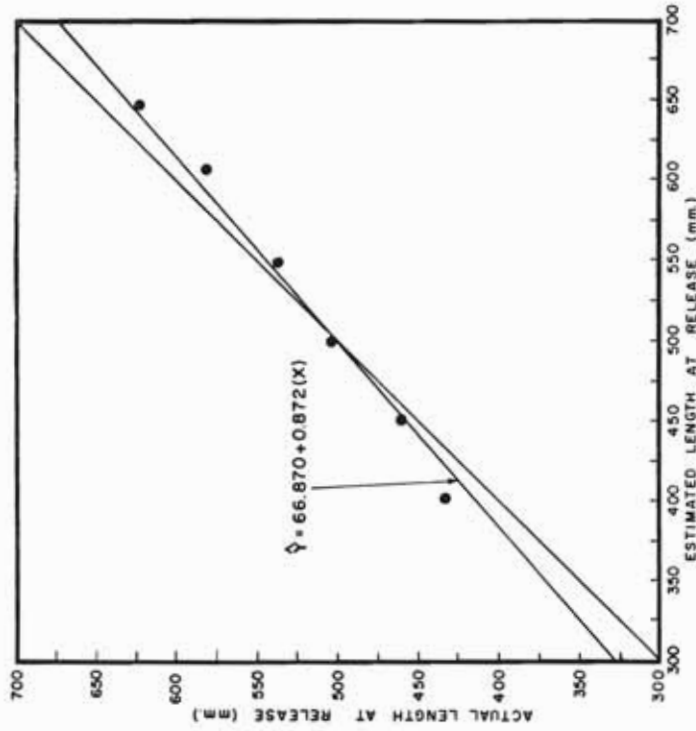


FIGURE 26. Relationship between actual size at release of tagged skipjack in the eastern Pacific (ordinate) and their estimated size at release (abscissa), for all recoveries made within 10 days of release. Data represent averages.
FIGURA 26. Relación entre la talla actual de liberación del barrilete marcado en el Pacífico oriental (ordenada) y su talla estimada de liberación (abscisa) de todos los recobros obtenidos en los 10 días de liberación. Los datos representan promedios.

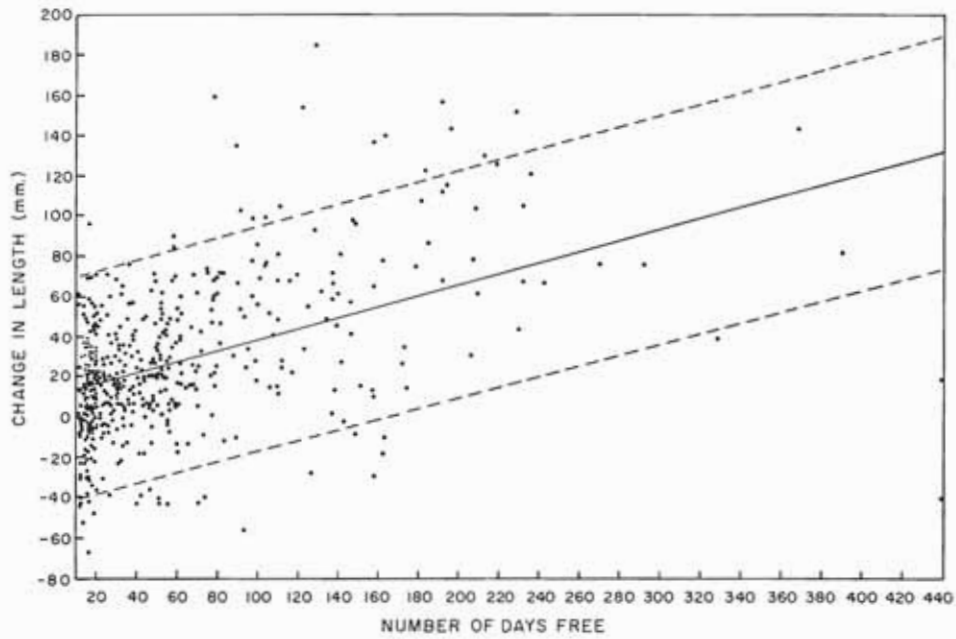


FIGURE 27. Relationship between change in length (ordinate) and number of days at liberty (abscissa) of fish tagged and released in the eastern Pacific Ocean. Dotted lines represent 90% confidence intervals on the individual points.

FIGURA 27. Relación entre el cambio de longitud (ordenada) y el número de días en libertad (abscisa) de los peces marcados y liberados en el Océano Pacífico oriental. Las líneas con puntos representan los intervalos de confianza del 90% en los puntos individuales.

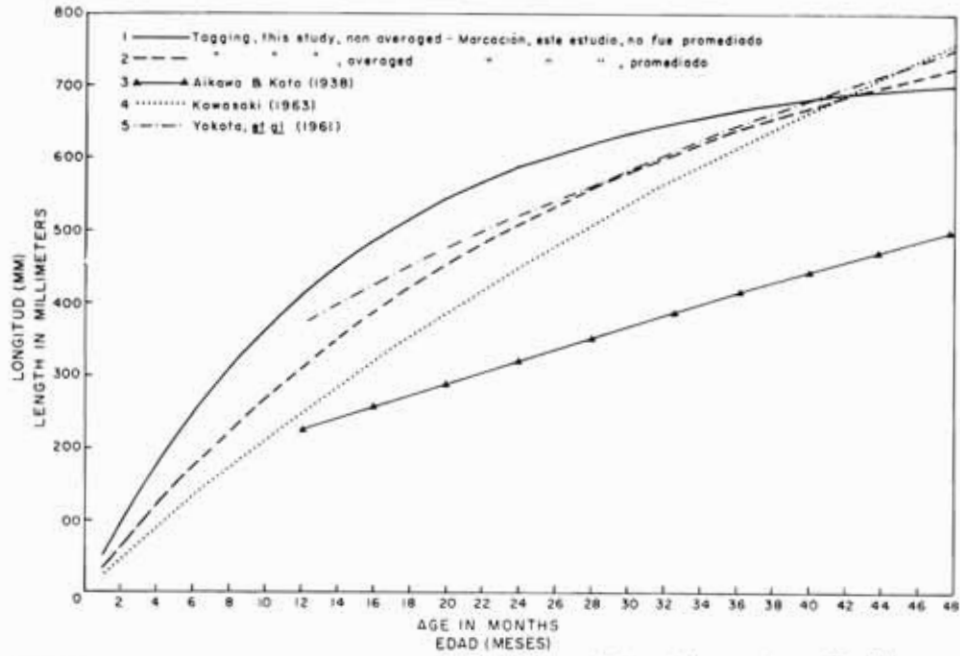


FIGURE 28. Estimates of skipjack growth from fish of the western Pacific compared with those derived in this study.

FIGURA 28. Estimativos del crecimiento del barrilete de peces del Pacifico occidental comparados con los derivados en este estudio.

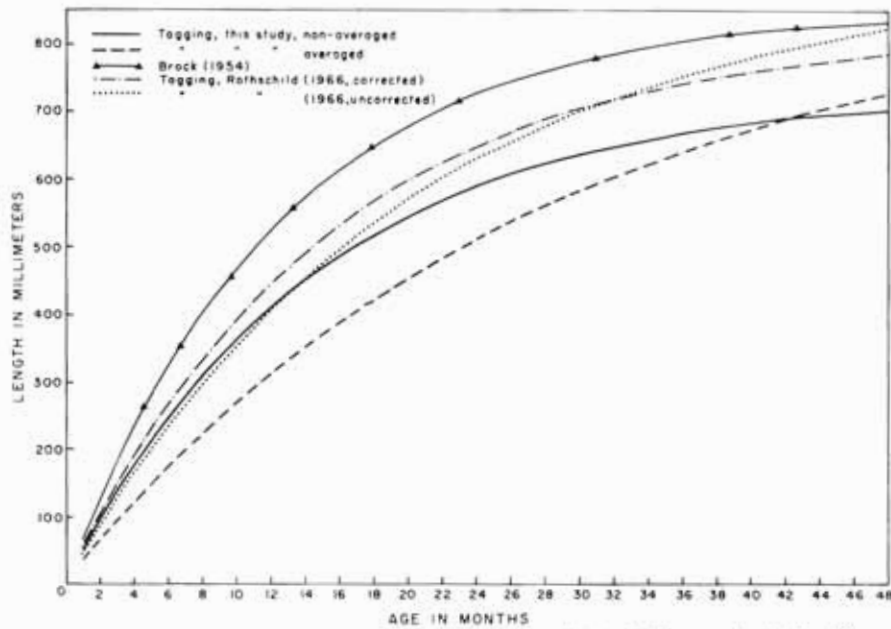


FIGURE 29. Estimates of skipjack growth from fish of the central Pacific compared with those derived in this study.

FIGURA 29. Estimativos del crecimiento del barrilete de peces del Pacifico central comparados con los derivados en este estudio.

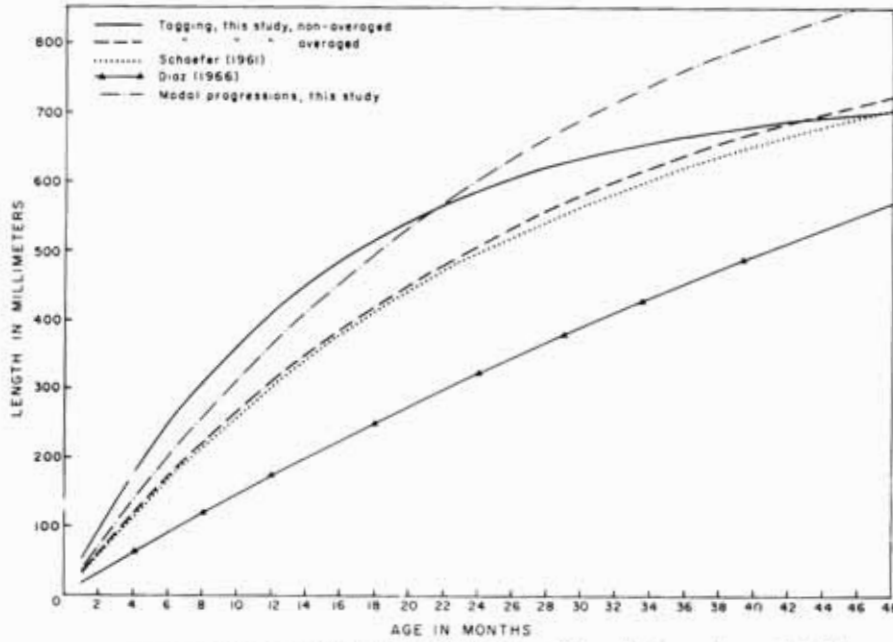


FIGURE 30. Estimates of skipjack growth from fish of the eastern Pacific.
FIGURA 30. Estimativos del crecimiento del barrilete de peces del Pacífico oriental.

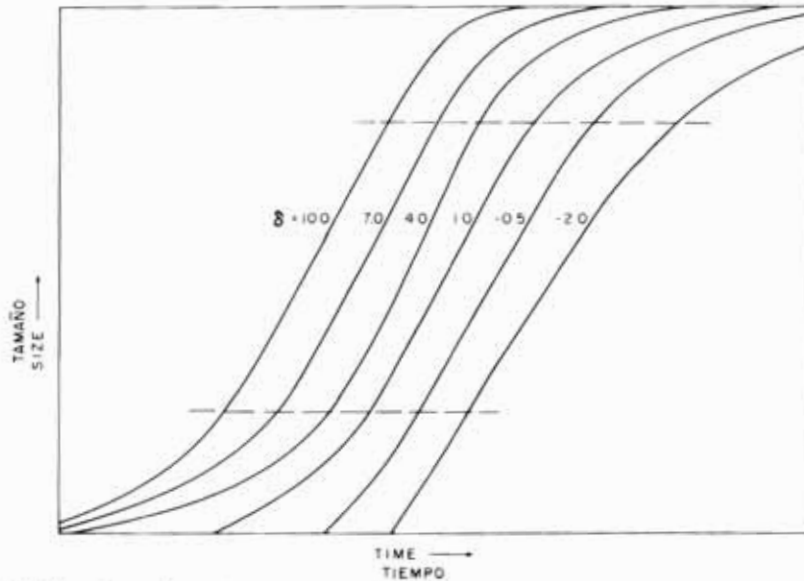


FIGURE 31. A series of curves of asymptotic growth from the family described by the Chapman-Richards growth function. Dotted lines include range within which data used in the present study most likely fall (after Richards, 1959).
FIGURA 31. Una serie de curvas del crecimiento asintótico de la familia descrita por la función de crecimiento de Chapman-Richards. Las líneas con puntos incluyen la amplitud en la que los datos usados en el presente estudio probablemente caen. Según Richards (1959).

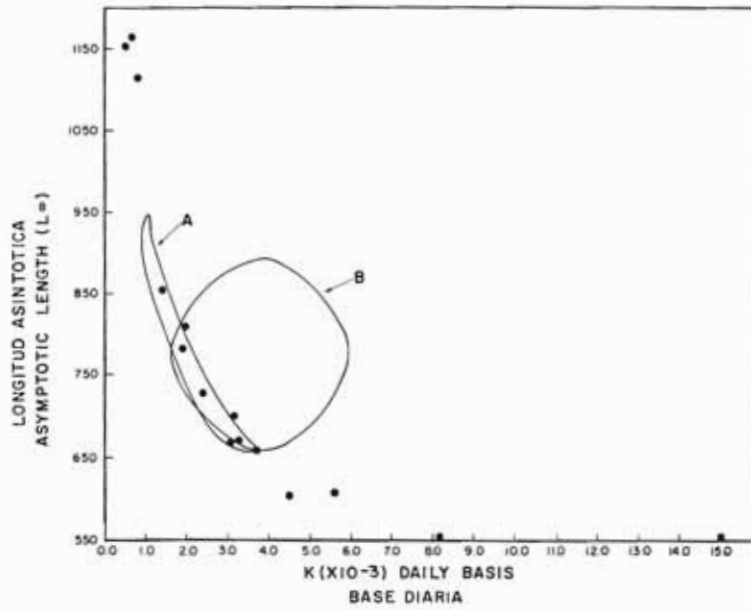


FIGURE 32. Confidence region for parameters of the von Bertalanffy growth function when fitted to the 438 observations discussed in the text. The letter *A* represents the region based on William's criterion, and *B* on random splitting.

FIGURA 32. Región de confianza de los parámetros de la función de crecimiento de von Bertalanffy cuando se ajustan a las 438 observaciones discutidas en el texto. La letra *A* representa la región basada en el criterio de William, y *B* en la división aleatoria.

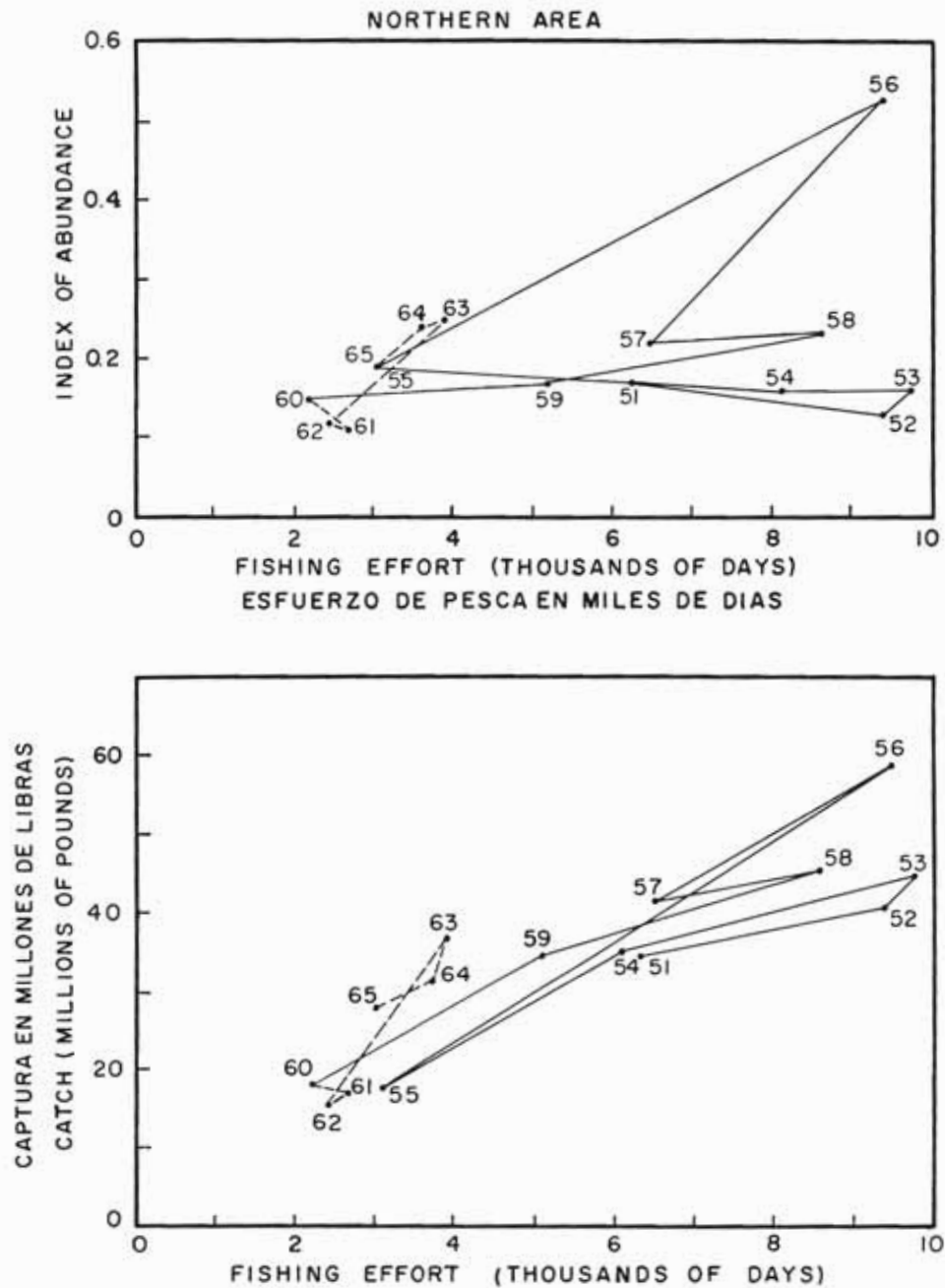


FIGURE 33. Index of abundance (upper panel) and total catch (lower panel) plotted against estimated total fishing effort, 1951-1965, for the northern area.

FIGURA 33. Índice de la abundancia (recuadro superior) y captura total (recuadro inferior) graficados contra el estimado del esfuerzo total de pesca, 1951-1965, para el área septentrional.

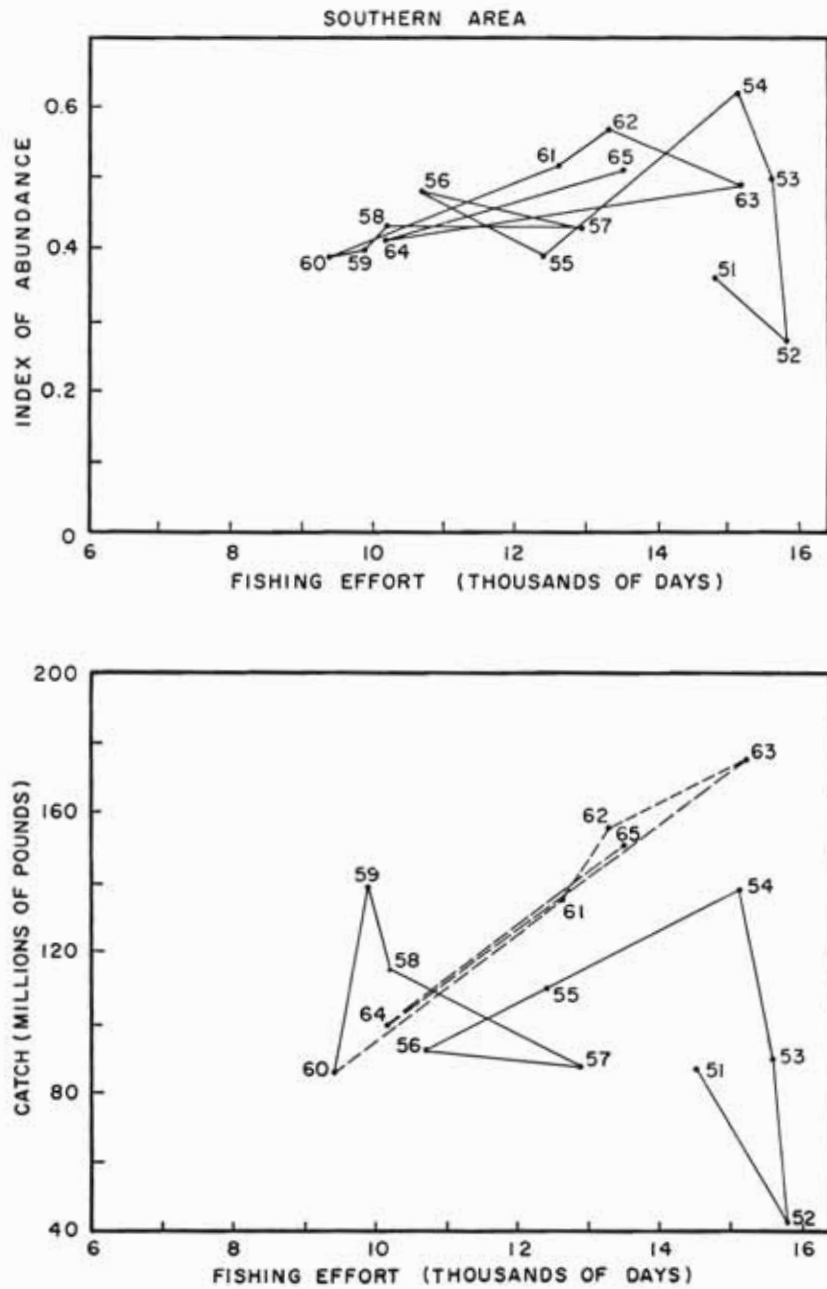


FIGURE 34. Index of abundance (upper panel) and total catch (lower panel) plotted against estimated total fishing effort, 1951-1965, for the southern area.

FIGURA 34. Índice de la abundancia (recuadro superior) y captura total (recuadro inferior) graficados contra el estimativo del esfuerzo total de pesca, 1951-1965, para el área meridional.

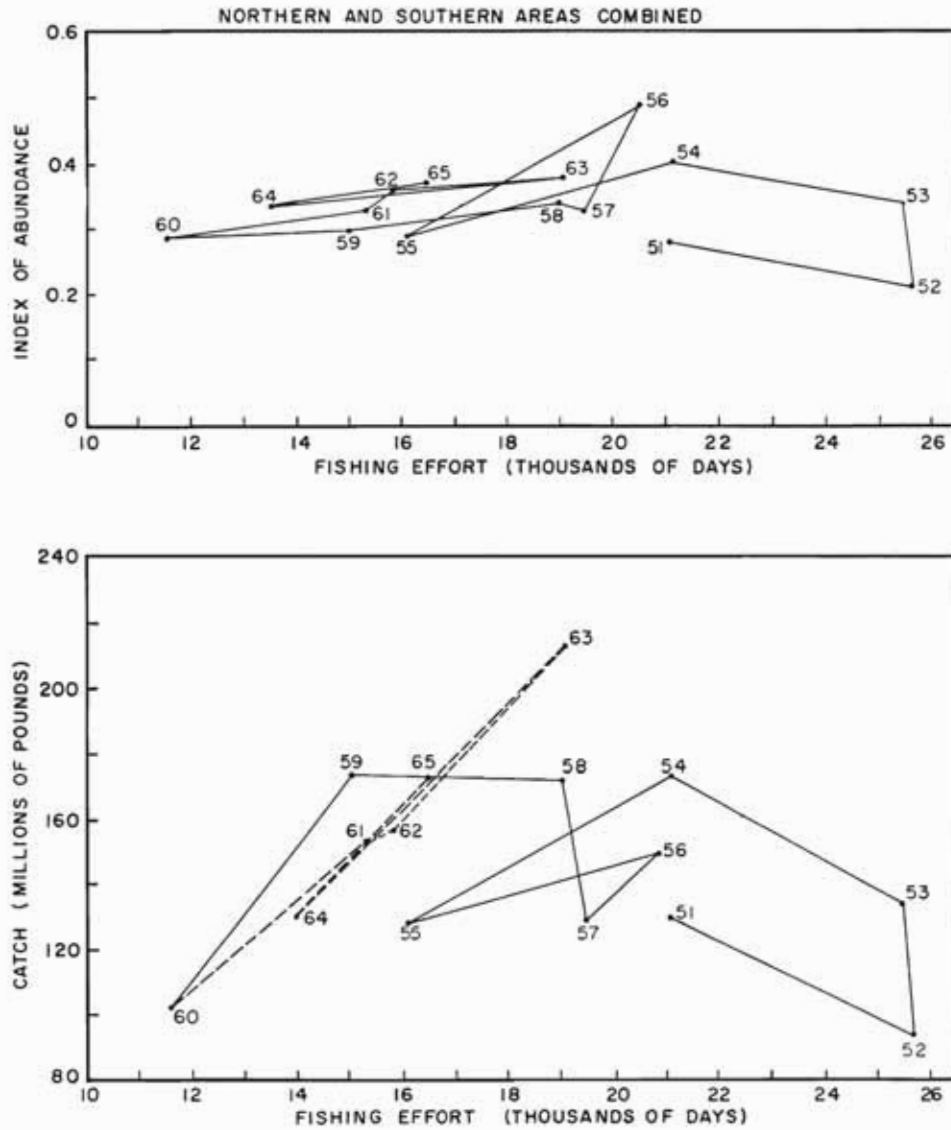


FIGURE 35. Index of abundance (upper panel) and total catch (lower panel) plotted against estimated total fishing effort, 1951-1965, for the northern and southern areas combined.

FIGURA 35. Índice de la abundancia (recuadro superior) y captura total (recuadro inferior) graficados contra el estimado del esfuerzo total de pesca, 1951-1965, para las áreas combinadas norte y sur.

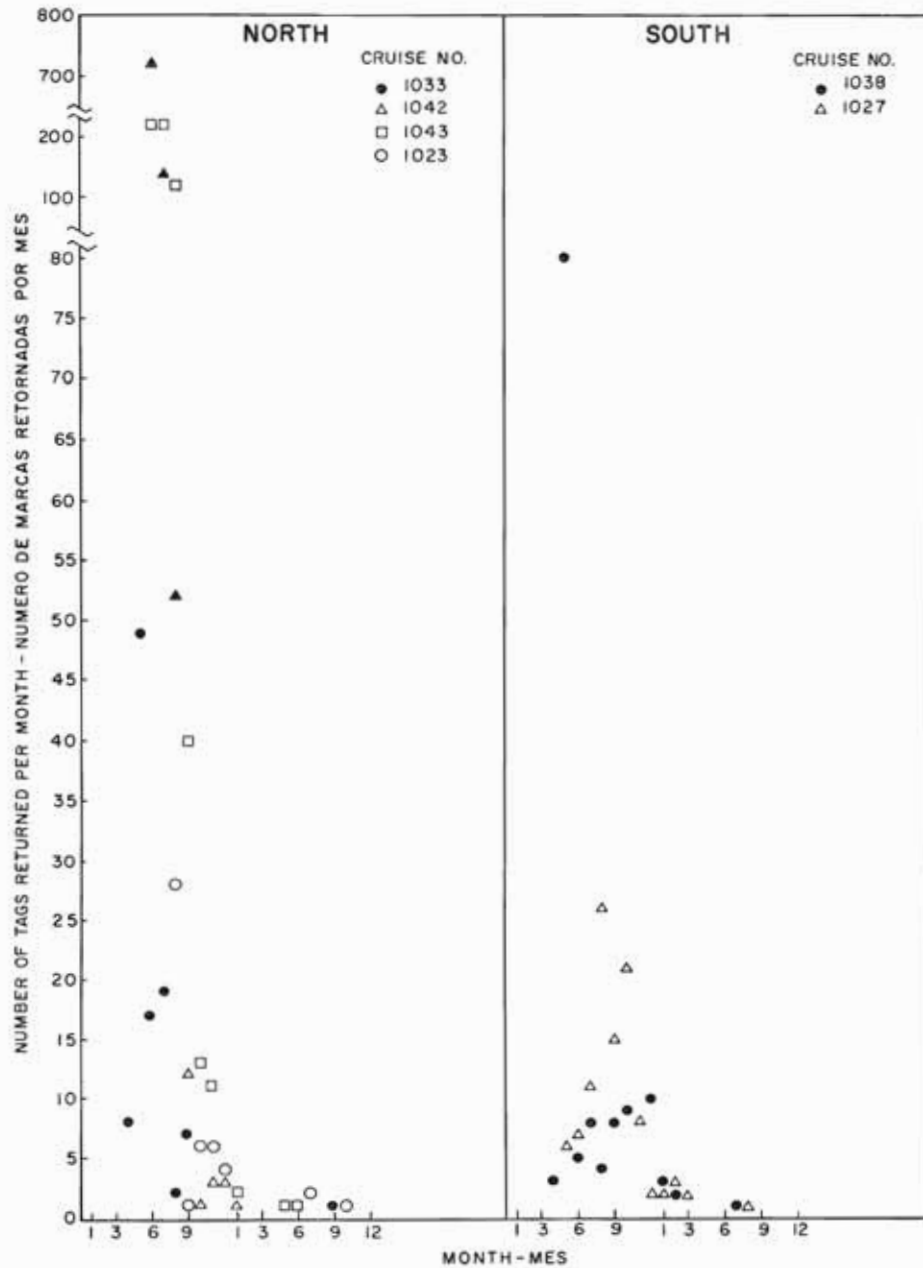


FIGURE 36. Number of tag returns per month plotted against month of recapture for four cruises in the north and two cruises in the south. Each cruise is indexed with a distinct mark within areas.

FIGURA 36. Número de marcas retornadas por mes graficado contra el mes de recaptura correspondiente a cuatro cruceros en el norte y dos cruceros en el sur. Cada crucero está indicado con una marca diferente entre las áreas.

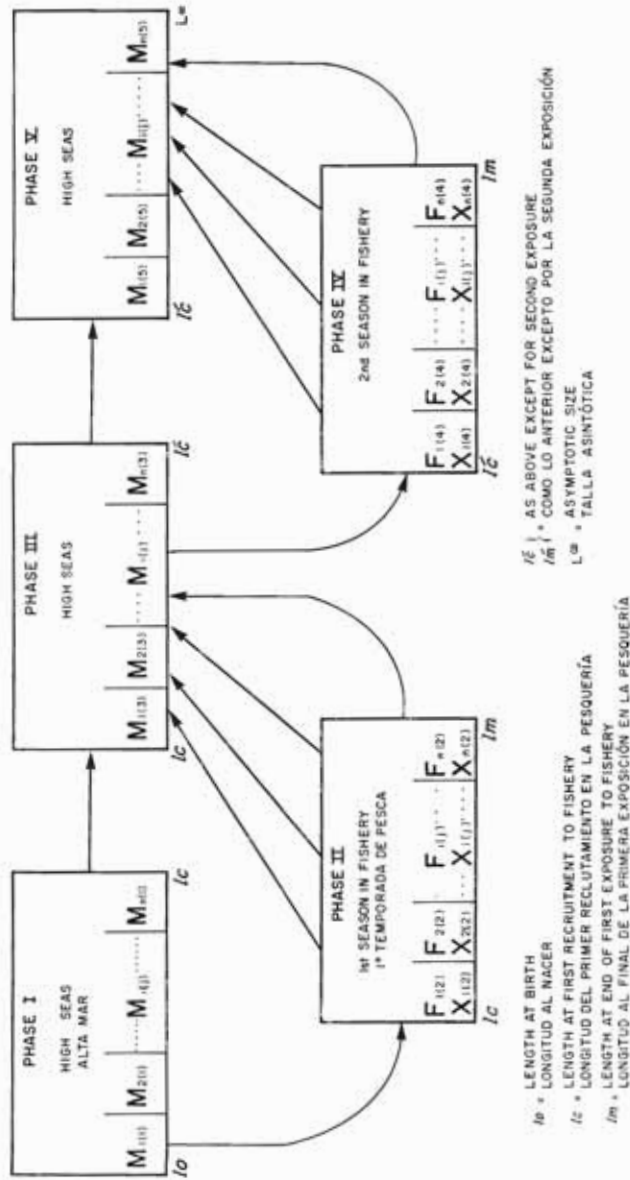


FIGURE 37. Diagrammatic sketch representing five phases in the life of a cohort of skipjack which are exploited in the fishery in the eastern Pacific. At least some portion of the cohort is assumed to be exposed to the fishery during the two consecutive seasons. (l_0 = length at birth; l_c = length at first recruitment to fishery; l_m = length at end of first exposure to fishery; l_c' and l_m' = as above except for second exposure; L_∞ = asymptotic size).

FIGURA 37. Bosquejo esquemático representante de las cinco fases en la vida de un grupo de barriletes que se encuentran explotados en la pesquería del Pacífico oriental. Por lo menos alguna porción del grupo se supone que está expuesta a la pesquería durante dos temporadas consecutivas. (l_0 = longitud al nacer; l_c = longitud al primer reclutamiento en la pesquería; l_m = longitud a fines de la primera exposición en la pesquería; l_c' y l_m' = a lo antedicho con excepción de la segunda exposición; L_∞ = talla asintótica).

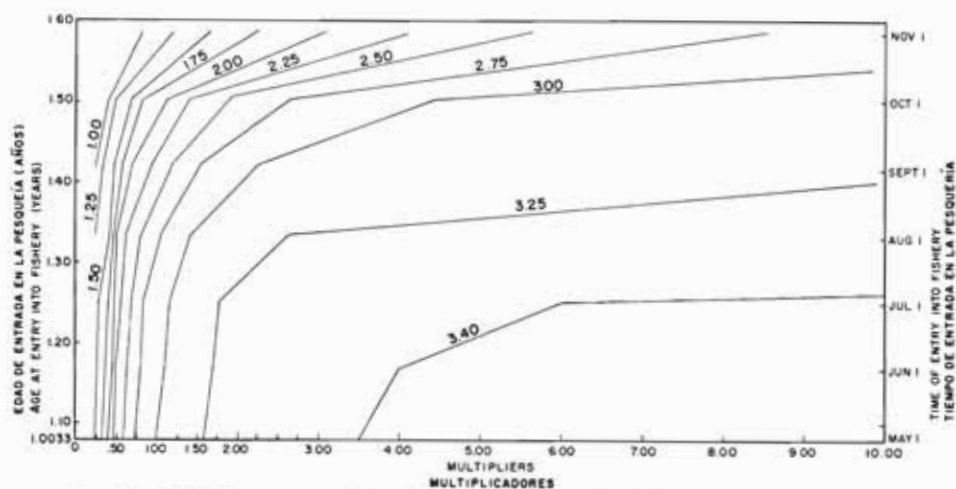


FIGURE 38. Yield per recruitment isopleth diagram for skipjack exposed to the northern fishery for two seasons and growing according to VBGF 1. The diagram shows the yield per recruitment in pounds, theoretically obtainable from any intensity of effort up to 10 times that in effect during 1963.

FIGURA 38. Diagrama de isopletas del rendimiento por recluta correspondiente al barrilete expuesto a la pesquería septentrional por dos temporadas y creciendo de acuerdo a la FCVB 1. El diagrama presenta el rendimiento por recluta en libras, teóricamente obtenible según cualquier intensidad del esfuerzo hasta 10 veces aquel en efecto durante 1963.

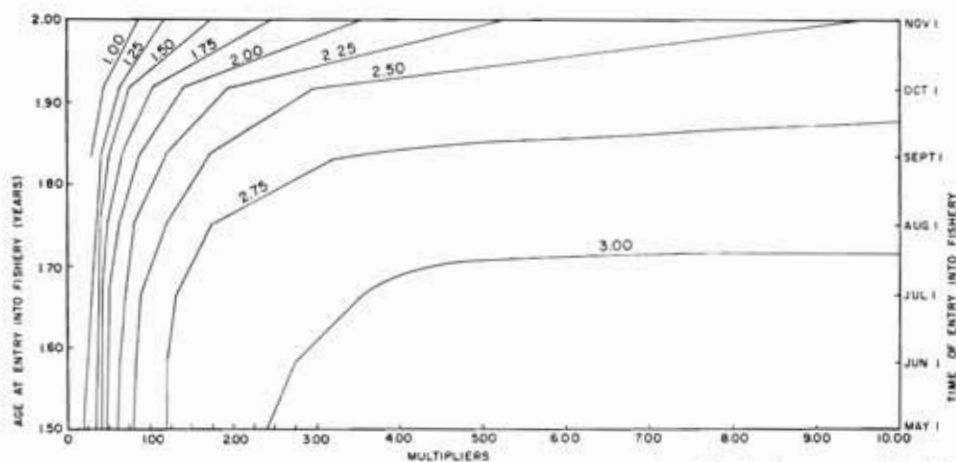


FIGURE 39. Yield per recruitment isopleth diagram for skipjack exposed to the northern fishery for two seasons and growing according to VBGF 2. The diagram shows the yield per recruitment in pounds, theoretically obtainable from any intensity of effort up to 10 times that in effect during 1963.

FIGURA 39. Diagrama de isopletas del rendimiento por recluta correspondiente al barrilete expuesto a la pesquería septentrional por dos temporadas y creciendo de acuerdo a la FCVB 2. El diagrama presenta el rendimiento por recluta en libras, teóricamente obtenible según cualquier intensidad del esfuerzo hasta 10 veces aquel que estuvo en efecto durante 1963.

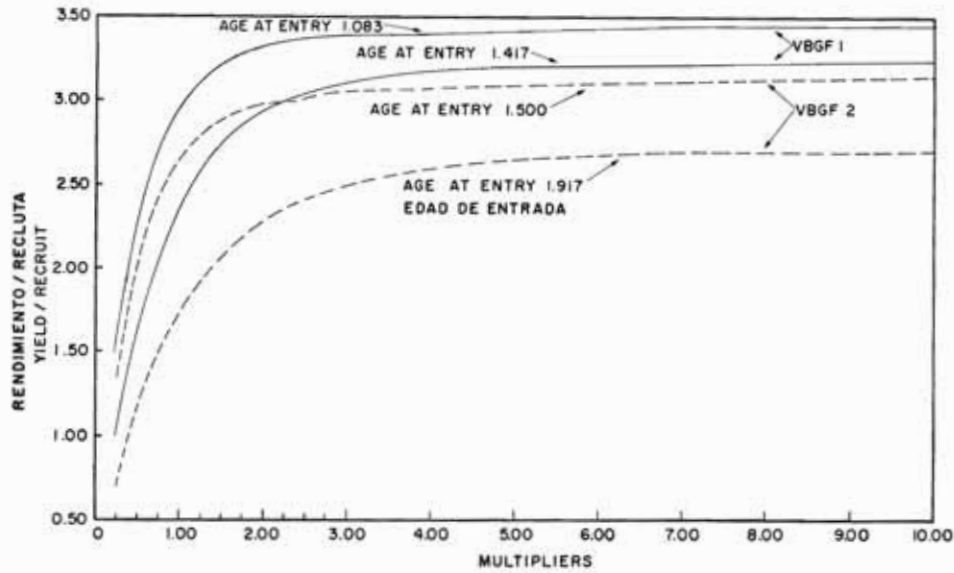


FIGURE 40. Yield per recruitment for selected entering ages, computed for the northern fishery using growth parameters from VBGF 1 and 2.

FIGURA 40. Rendimiento por recluta para edades seleccionadas de entrada, computado para la pesquería septentrional usando los parámetros de crecimiento 1 y 2 de la FCVB.

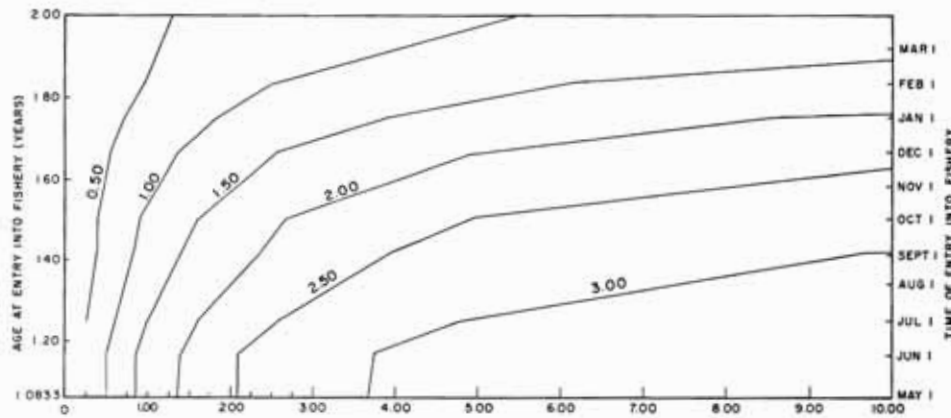


FIGURE 41. Yield per recruitment isopleth diagram for skipjack exposed to the southern fishery for two seasons and growing according to VBGF 1. The diagram shows the yield per recruitment in pounds, theoretically obtainable from an intensity of effort up to 10 times that in effect during 1961.

FIGURA 41. Diagrama de isopletas del rendimiento por recluta para el barrilete expuesto a la pesquería meridional por dos temporadas y creciendo de acuerdo a la FCVB 1. El diagrama presenta el rendimiento por recluta en libras, teóricamente obtenible según una intensidad de esfuerzo hasta 10 veces aquel que estuvo en efecto durante 1961.

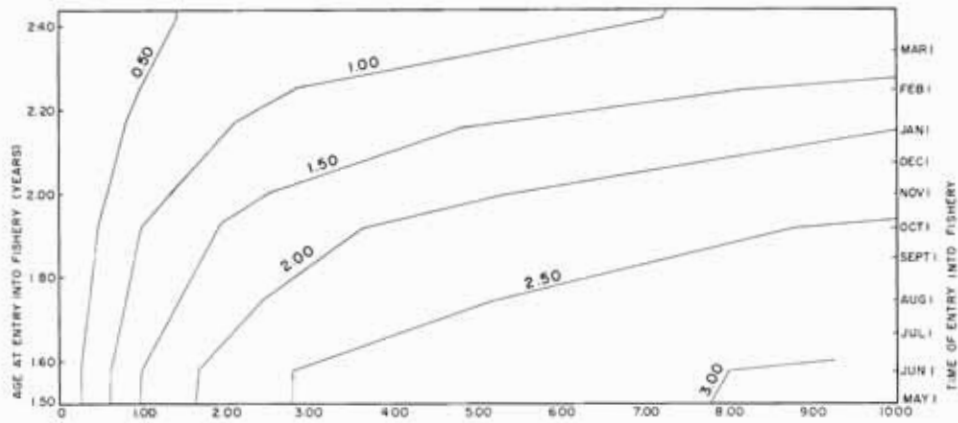


FIGURE 42. Yield per recruitment isopleth diagram for skipjack exposed to the southern fishery for two seasons and growing according to VBGF 2. The diagram shows the yield per recruitment in pounds, theoretically obtainable from an intensity of effort up to 10 times that in effect during 1961.

FIGURA 42. Diagrama de isopletas del rendimiento por recluta para el barrilete expuesto a la pesquería meridional por dos temporadas y creciendo de acuerdo a la FCVB 2. El diagrama presenta el rendimiento por recluta en libras, teóricamente obtenible según una intensidad de esfuerzo hasta 10 veces aquel que estuvo en efecto durante 1961.

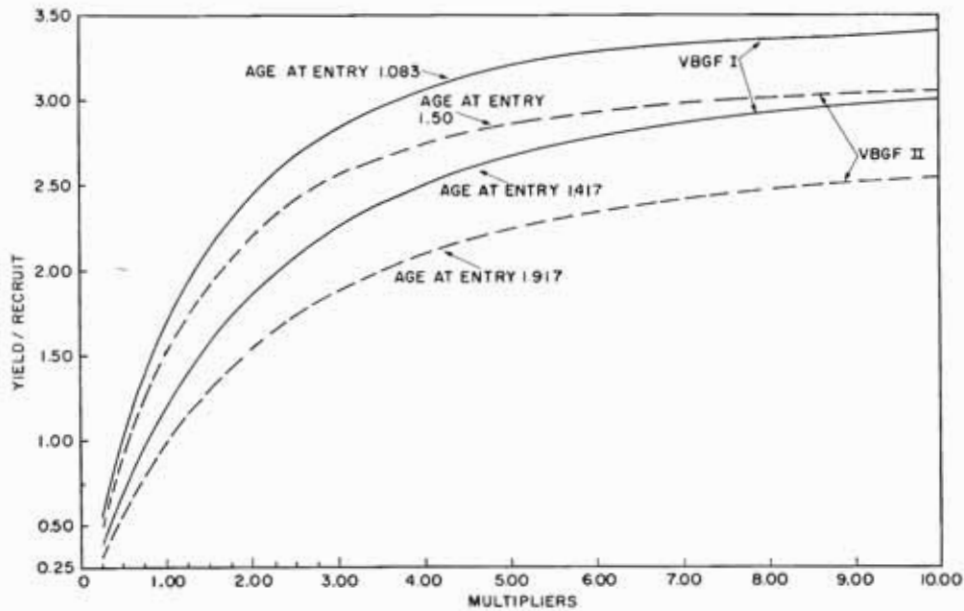


FIGURE 43. Yield per recruitment for selected entering ages, computed for the southern fishing area using growth parameters from VBGF 1 and 2.

FIGURA 43. Rendimiento por recluta por edades seleccionadas de entrada, computado para el área de la pesquería meridional usando los parámetros de crecimiento 1 y 2 de la FCVB.

TABLE I. Commercial catches of yellowfin and skipjack tuna from the eastern Pacific Ocean, and the catch of skipjack only from Japan and Hawaii (millions of pounds)

TABLA I. Captura comercial del atún aleta amarilla y del barrilete en el Océano Pacífico oriental, y captura de barrilete solamente del Japón y del Hawai (millones de libras)

	EASTERN PACIFIC										
	Skipjack			Yellowfin			Both species			Skipjack	
	Northern grounds	Southern grounds	North plus south	% of catch from south	North south	North plus south	Total catch	Not identified by species	Total catch	Total catch	Total catch
	PACIFICO ORIENTAL										
	Barrilete										
	Areas septentrionales	Areas meridionales	Norte y sur	% de la captura del sur	Norte y sur	Atún aleta amarilla	Captura total	No identificados por especies	Captura total	Captura total	
1918			3.0	0.0			3.0		154.0		
1919			6.9	0.0	0.3		7.2		141.2		
1920			7.9	0.0	2.0		9.9		194.4		
1921			1.1	0.0	1.3		2.4		179.9		
1922			11.9	0.0	7.4		19.3		143.9		
1923			11.5	0.0	10.8		22.3		149.5		
1924			3.8	0.0	3.0		6.8		150.5		
1925			14.2	0.0	13.2		27.4		153.3		
1926			20.9	0.0	12.6		33.5		152.0		
1927			33.8	0.0	25.9		59.7		188.9		
1928			15.9	0.0	32.3		48.2		178.0		
1929			27.0	0.0	37.4		64.4		159.0		
1930			20.5	0.0	56.6		77.1		151.7		
1931			16.5	0.0	36.6		53.1		177.1		
1932			21.6	0.0	36.9		58.5		148.0		
1933			16.7	0.0	51.1		67.8		170.4		
1934	12.7	2.1	14.8	14.2	60.9		75.7		187.2		
1935	14.0	3.2	17.2	18.6	72.3		89.5		160.8		
1936	23.2	3.8	27.0	14.1	78.4		105.4		222.7		
1937	45.1	2.0	47.1	4.2	91.5		138.6		233.5		
1938	21.8	0.8	22.6	3.4	78.3		100.9		266.4		
1939	27.3	2.8	30.1	9.3	110.4		140.5		221.6		

TABLE 1. (Continued)

EASTERN PACIFIC											
Skipjack			Yellowfin			Both species			Japan Hawaii		
Northern grounds	Southern grounds	North plus south	% of catch from south	North plus south	North plus south	Total catch	Not identified by species	Total catch	Total catch	Total catch	Total catch
PACIFICO ORIENTAL											
Barrilete			Atún aleta amarilla			Ambas especies			Barrilete		
Areas septentrionales	Areas meridionales	Norte y sur	% de la captura del sur	Norte y sur	Norte y sur	Captura total	No identificados por especies	Captura total	Captura total	Captura total	Captura total
1940	54.4	3.2	57.6	5.5	114.6	172.2		256.5			
1941	23.8	2.0	25.8	7.8	76.8	102.6		202.0			
1942	35.0	4.0	39.0	10.3	42.0	81.0		175.7			
1943	20.3	9.1	29.4	30.9	50.1	79.5		114.0			
1944	27.5	3.7	31.2	11.8	64.1	96.4	1.1	87.4			
1945	32.4	1.6	34.0	4.7	89.2	123.2		43.3			
1946	35.8	6.6	42.5	15.5	129.7	172.2		91.4			
1947	46.7	6.8	53.5	12.7	160.1	213.6		107.4			
1948	45.0	16.4	61.5	26.6	200.3	269.1	7.3	89.8			
1949	42.0	39.1	81.0	48.2	192.5	282.7	9.2	102.4			
1950	50.8	78.5	129.3	60.7	224.8	354.1		186.6			
1951	34.4	86.7	121.1	71.6	153.7	308.5	3.7	230.0			
1952	40.5	50.3	90.8	55.3	192.2	287.5	4.5	189.4			7.3
1953	44.7	89.0	133.7	66.6	138.9	274.2	1.6	160.3			12.1
1954	35.3	138.4	173.7	79.6	138.6	313.8	1.5	212.1			14.0
1955	17.7	110.3	128.0	86.2	140.9	268.9		219.6			9.7
1956	58.5	91.8	150.3	61.0	177.0	327.3		216.0			11.1
1957	41.4	86.9	128.3	67.7	163.0	291.3		214.8			6.1
1958	45.6	115.5	161.1	71.6	148.4	309.5		324.9			6.8
1959	34.6	139.5	174.1	80.1	140.5	314.6		367.3			12.4
1960	18.0	85.0	103.0	82.5	244.3	347.3		173.2			7.4
1961	17.4	135.3	152.7	88.6	230.9	383.6		317.9			10.9
1962	15.2	141.6	156.8	90.3	174.1	330.9		371.0			9.4
1963	36.7	175.5	212.2	82.7	145.5	357.7		238.7			8.1
1964	31.2	99.4	130.6	76.1	203.9	334.5		367.6			9.0
1965	21.6	150.8	172.2	87.4	180.1	352.3		300.0			16.2

TABLE 2. Reduction of logged catch and effort resulting from partitioning of skipjack effort.**TABLA 2.** Reducción de la captura y el esfuerzo registrados, como consecuencia de la división del esfuerzo sobre el barrilete.

Percent reduction — Porcentaje reducido						
Year	Baitboats		Purse seiners		Combined gear	
	Logged days	Logged catch	Logged days	Logged catch	Logged days	Logged catch
Año	Barcos de carnada		Cerqueros		Artes combinadas	
	Días registrados	Captura registrada	Días registrados	Captura registrada	Días registrados	Captura registrada
1951	8.1	0.4	7.0	1.3	8.0	0.4
1952	11.5	0.2	6.3	0.1	10.8	0.2
1953	10.6	1.0	18.5	5.1	11.8	1.2
1954	9.8	1.2	30.0	3.6	13.7	1.5
1955	17.1	3.5	53.8	0.0	24.9	3.1
1956	0.5	<0.1	2.5	0.5	0.8	<0.1
1957	26.8	2.2	41.2	9.9	29.0	2.5
1958	14.1	<0.1	60.4	0.1	20.9	<0.1
1959	18.4	0.1	50.0	0.9	26.3	0.2
1960	22.5	0.5	62.8	7.1	45.8	2.5
1961	12.7	0.1	39.3	0.5	33.5	0.4
1962	11.9	0.3	22.9	1.2	21.0	1.1
1963	18.7	1.2	26.3	1.5	25.4	1.5
1964	4.3	0.1	29.4	3.9	27.0	3.7
1965	5.5	0.2	36.9	1.5	32.3	1.4
1951-1965 Ave.	12.8	0.7	32.5	2.5	22.1	1.3

TABLE 3. Ratio estimates of size class efficiency factors for baitboats and purse-seiners fishing for skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean.**TABLA 3.** Razones estimadas de los factores de la eficiencia de las clases de tamaño de los clipers y cerqueros que están pescando atún barrilete en el Océano Pacífico oriental.

BAITBOATS — CLIPERS							
Size class — Clase de tamaño							
Year-Año	1	2	3	4	5	6	Strata-Estratos
1951	0.41	0.46	0.67	1.00	1.14	0.90	5° area-year
1952	0.84	0.62	0.76	1.00	1.03	1.06	5° area-quarter
1953	0.87	0.44	0.81	1.00	1.19	1.25	" "
1954	0.52	0.42	0.86	1.00	1.11	1.01	" "
1955	0.77	0.41	0.94	1.00	1.14	0.92	" "
1956	0.65	0.58	0.82	1.00	1.18	1.37	" "
1957	0.80	0.52	0.64	1.00	1.32	1.89	" "
1958	0.44	0.81	0.86	1.00	1.13	1.38	" "
1959	0.60	1.10	0.91	1.00	1.26	1.50	" "
1960	0.30	0.46	0.64	1.00	1.36	0.87	" "
\bar{x} 1957-1960	0.54	0.72	0.76	1.00	1.27	1.41	
\bar{x}	0.62	0.58	0.79	1.00	1.19	1.22	
σ^2	0.3560	0.4314	0.1083	0	0.0914	0.9609	
σ	0.597	0.657	0.329	0	0.302	0.980	
PURSE-SEINERS — CERQUEROS							
1959		0.96	0.74	1.00	0.86		5° area-quarter
1960		0.33	0.70	1.00	0.99		" "
1961			0.85	1.00	1.09	1.21	" "
1962			0.79	1.00	1.00	1.32	" "
1963			0.92	1.00	1.00	1.23	" "
1964			0.86	1.00	1.19	1.60	" "
1965			0.79	1.00	0.96	0.89	" "
\bar{x}		0.64	0.81	1.00	1.02	1.25	
σ^2		0.1958	0.0340	0	0.0647	0.2590	
σ		0.443	0.185	0	0.254	0.509	

TABLE 4. Analysis of variance used to determine the assumption of additivity for two samples from years chosen randomly from the series used in the maximum likelihood estimates of efficiency factors. (D.F. = degrees of freedom; S.S. = sum of squares; M.S. = mean square)

TABLA 4. Análisis de la variancia, empleado para determinar la suposición de la aditividad de dos muestras de años escogidos aleatoriamente según la serie empleada para estimar la máxima verosimilitud de los factores de eficiencia. (G.L. = grados de libertad; S.C. = suma de cuadrados; C.M. = cuadrado medio)

Example 1
Ejemplo

Source — Origen	D.F. G.L.	S.S. S.C.	M.S. C.M.	F-ratio Razón-F
Size class Clase de tamaño	2	0.0012	0.0006	
Areas	5	1.1430	0.2286	
Non-additivity No aditividad	1	0.0107	0.0107	<1
Balance	9	0.3440	0.0372	
Total	17			

Example 2

Source — Origen	D.F. G.L.	S.S. S.C.	M.S. C.M.	F-ratio Razón-F
Size class	2	0.0364	0.0182	
Areas	5	1.6507	0.3301	
Non-additivity	1	0.0014	0.0014	<1
Balance	9	0.4766	0.0530	
Total	17			

TABLE 5. Maximum likelihood estimates of size class efficiency factors for bait-boats and purse-seiners fishing for skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean.

TABLA 5. Estimativos máximos de verosimilitud de los factores de eficiencia de las clases de tamaño correspondientes a los clipers y cerqueros que pescan atún barrilete en el Océano Pacífico oriental.

BAITBOATS — CLIPERS							
Year-Año	Size class — Clase de tamaño						Strata-Estratos
	1	2	3	4	5	6	
1951	0.54	0.61	0.98	1.00	1.05	0.87	5° area-year
1952	0.68	0.76	0.91	1.00	0.98	0.99	5° area-quarter
1953	0.56	0.50	0.86	1.00	1.10	1.07	" "
1954	0.28	0.40	0.89	1.00	1.06	0.91	" "
1955	0.45	0.34	0.77	1.00	1.07	0.88	" "
1956	0.43	0.47	0.78	1.00	1.08	1.00	" "
1957	0.40	0.55	0.78	1.00	1.14	1.29	" "
1958	0.47	0.62	0.83	1.00	1.06	0.94	" "
1959	0.32	0.67	0.87	1.00	1.13	1.02	" "
1960	0.25	0.29	0.71	1.00	1.15	0.90	" "
\bar{x} 1957-1960	0.36	0.53	0.80	1.00	1.12	1.04	
\bar{x}	0.44	0.52	0.94	1.00	1.08	0.99	
σ^2	.1608	.2017	.1614	0	.0232	.1409	
σ	.401	.449	.402	0	.152	.375	
PURSE-SEINERS — CERQUEROS							
1959		0.43	0.74	1.00	0.85		5° area-quarter
1960		0.50	0.84	1.00	0.79		" "
1961			0.88	1.00	0.98	1.01	" "
1962			0.82	1.00	1.05	0.99	" "
1963			0.83	1.00	1.03	0.71	" "
1964			0.80	1.00	1.06	0.83	" "
1965			0.72	1.00	0.88	0.86	" "
\bar{x}		0.46	0.80	1.00	0.95	0.88	
σ^2		.0025	.0193	0	.0699	.0608	
σ		.050	.139	0	.264	.246	

TABLE 6. *F*-values computed to test for significance of efficiency factors among size classes of vessels fishing for skipjack tuna in the eastern Pacific.

TABLA 6. Valores de *F* computados para probar la significación de los factores de eficiencia entre las clases de tamaño de los barcos que pescan atún barrilete en el Pacífico oriental.

BAITBOATS — CLIPERS			
Year Año	D.F. G.L.	<i>F</i> <i>F</i>	Significance level Nivel de significación
1951	5,30	0.66	N.S.*
1952	5,78	0.87	N.S.
1953	5,82	2.29	0.05
1954	5,80	4.62	>0.01
1955	5,57	2.81	0.05
1956	5,98	3.06	0.05
1957	5,80	7.16	>0.01
1958	5,87	6.76	>0.01
1959	5,55	1.30	0.25
1960	5,33	5.50	>0.01
PURSE-SEINERS — CERQUEROS			
1959	3,8	0.21	N.S.
1960	3,13	0.99	N.S.
1961	3,46	1.36	N.S.
1962	3,64	2.23	N.S.
1963	3,61	0.47	N.S.
1964	3,56	1.32	N.S.
1965	3,42	0.54	N.S.

* Not significant

TABLE 7. Logged skipjack catch and effort, catch per standard day of fishing, total catch and estimated total effort, 1951-1965.

TABLA 7. Esfuerzo y captura registrados correspondientes al barrilete, captura por día standard de pesca, captura total y esfuerzo total estimado, 1951-1965.

PURSE SEINER ONLY — SOLO CERQUEROS											
Year	Standard days of fishing	Logged S-J catch	CSSDF	Total catch (tons)	Est. total effort (BB-4)	Standard days of fishing	Logged S-J catch	CSSDF	Est. total effort (PS-4)		
Año	Días standard de pesca	B. registrado	CDSPB	Captura total (ton)	Esfuerzo total est. (C-4)	Días standard de pesca	B. registrado	CDSPB	Esfuerzo total est. (R-4)		
NORTHERN AREA — AREA SEPTENTRIONAL											
1951	2,947.6	8,077.01	2.74	17,200	6,277						
1952	6,307.6	13,627.19	2.16	20,250	9,375						
1953	7,185.5	16,485.90	2.29	22,350	9,760						
1954	4,138.7	11,959.58	2.89	17,650	8,107						
1955	2,840.4	8,143.99	2.87	8,850	3,084						
1956	8,827.8	27,239.75	3.09	29,250	9,466						
1957	4,851.3	15,517.71	3.20	20,700	6,469						
1958	6,899.4	18,252.01	2.65	22,800	8,604						
1959	3,003.8	10,158.45	3.38	17,300	5,118						
1960	2,238.0	9,238.25	4.13	9,000	2,179	1,971.0	3,812.14	1.93	4,663		
1961	2,297.7	7,488.58	3.26	8,700	2,669	2,418.5	2,140.42	1.30	6,692		
1962	2,220.6	6,961.73	3.14	7,600	2,420	3,175.0	4,063.74	1.28	5,938		
1963	2,865.2	13,378.81	4.67	18,350	3,929	3,553.0	9,083.27	2.56	7,168		
1964	2,856.7	12,188.81	4.27	15,600	3,653	4,833.0	9,343.07	1.93	8,083		
1965	2,974.4	10,566.06	3.55	10,800	3,042	3,526.0	6,297.28	1.79	6,034		
SOUTHERN AREA — AREA MERIDIONAL											
1951	7,752.4	22,664.72	2.92	43,350	14,846						
1952	13,288.7	21,126.23	1.59	21,150	15,818						
1953	10,801.8	30,880.47	2.86	44,500	15,359						
1954	11,018.7	50,441.89	4.58	69,200	15,109						
1955	6,542.1	29,167.34	4.46	55,150	12,365						
1956	6,868.8	29,409.18	4.28	45,900	10,724						
1957	8,714.1	29,369.34	3.37	43,450	12,893						

TABLE 7. (Continued)

PURSE SEINER ONLY — SOLO CERQUEROS									
Year	Standard days of fishing	Logged SJ catch	CSSDF	Total catch (tons)	Est. total effort (BB-4)	Standard days of fishing	Logged SJ catch	CSSDF	Est. total effort (PS-4)
Año	Días standard de pesca	B. registrado	CDSPB	Captura total (ton)	Esfuerzo total est. (C-4)	Días standard de pesca	B. registrado	CDSPB	Esfuerzo total est. (R-4)
SOUTHERN AREA — AREA MERIDIONAL									
1958	7,862.0	44,548.36	5.67	57,750	10,185				
1959	5,980.1	46,775.10	7.82	69,750	8,919				
1960	3,796.0	18,664.14	4.92	42,500	8,638	1,348.0	4,403.50	3.27	12,997
1961	7,117.5	40,516.19	5.69	67,650	11,889	7,036.0	30,143.49	4.28	15,806
1962	9,568.9	51,017.24	5.33	70,800	13,283	9,198.0	47,008.19	5.11	13,855
1963	9,637.2	58,863.89	6.11	87,750	14,362	8,286.0	58,275.59	7.03	12,482
1964	5,793.1	32,337.74	5.58	49,700	8,907	5,936.0	31,377.94	5.29	9,395
1965	8,160.1	49,960.58	6.12	75,400	12,320	7,286.0	48,165.25	6.61	11,407
COMBINED AREAS — AREAS COMBINADAS									
1951	10,700.0	30,741.73	2.87	60,550	21,098				
1952	19,596.3	34,753.42	1.77	45,400	25,650				
1953	17,987.3	47,366.37	2.63	66,850	25,418				
1954	15,157.4	62,401.47	4.12	86,850	21,080				
1955	9,382.5	37,311.33	3.98	64,000	16,080				
1956	15,696.6	56,648.93	3.61	75,150	20,817				
1957	13,565.4	44,877.05	3.31	64,150	19,380				
1958	14,761.4	62,800.37	4.25	80,550	18,953				
1959	8,983.9	56,933.55	6.34	87,050	13,730				
1960	6,034.0	27,902.39	4.62	51,500	11,147	3,319.0	8,215.64	2.48	20,766
1961	9,415.2	48,004.77	5.10	76,350	14,971	9,454.5	33,293.91	3.52	21,690
1962	11,789.5	57,978.97	4.92	78,400	15,935	12,373.0	51,071.93	4.13	18,983
1963	12,502.4	72,242.70	5.78	106,100	18,356	11,389.0	67,358.86	5.69	18,647
1964	8,649.8	44,526.55	5.15	65,300	12,678	10,769.0	40,721.01	3.78	17,275
1965	11,134.5	60,526.64	5.44	86,200	15,846	10,812.0	54,462.53	5.04	17,103

TABLE 8. Estimates of skipjack fishing effort in standard days of fishing based on logged effort plus unlogged effort prorated in the proportion of logged catch to total catch.

TABLA 8. Estimativos en dias standard de pesca del esfuerzo de pesca correspondiente al barrilete, basados en el esfuerzo registrado ademas del esfuerzo no registrado, prorrateados en proporcion a la captura registrada por la captura total.

PURSE SEINER ONLY — SOLO CERQUEROS							
Year	% logged catch of total catch	Logged standard days of fishing	Est. total effort	% logged catch of total catch	Logged standard days of fishing	Est. total effort	
Año	% de la captura registrada según la captura total	Dias standard de pesca registrados	Esfuerzo total estimado	% de la captura registrada según la captura total	Dias standard de pesca registrados	Esfuerzo total estimado	
NORTHERN AREA — AREA SEPTENTRIONAL							
1951	46.96	2,947.6	4,511.0				
1952	67.29	6,307.6	8,370.8				
1953	73.76	7,185.5	9,071.0				
1954	67.76	4,138.7	5,473.0				
1955	92.02	2,840.4	3,067.1				
1956	93.13	8,827.8	4,434.3				
1957	74.96	4,851.3	6,066.1				
1958	80.05	6,899.4	8,275.8				
1959	58.72	3,003.8	4,243.8				
1960	100.00	2,238.0	2,238.0	42.36	1,971.0	3,107.1	
1961	86.08	2,297.7	2,617.5	36.10	2,418.5	3,963.9	
1962	91.60	2,220.6	2,407.1	53.47	3,175.0	4,652.3	
1963	72.91	2,865.2	3,641.4	49.50	3,553.0	5,347.3	
1964	78.13	2,856.7	3,481.5	59.89	4,833.0	6,771.5	
1965	97.83	2,974.4	3,038.9	58.31	3,526.0	4,996.0	
SOUTHERN AREA — AREA MERIDIONAL							
1951	52.28	7,752.4	11,451.8				
1952	84.00	13,288.7	15,414.9				
1953	69.39	10,801.8	14,108.2				
1954	72.89	11,018.7	14,005.9				
1955	52.89	6,452.1	9,624.1				

TABLE 8. (Continued)

PURSE SEINER ONLY — SOLO CERQUEROS							
Year	% logged catch of total catch	Logged standard days of fishing	Est. total effort	% logged catch of total catch	Logged standard days of fishing	Est. total effort	Est. total effort
Año	% de la captura registrada según la captura total	Días standard de pesca registrados	Esfuerzo total estimado	% de la captura registrada según la captura total	Días standard de pesca registrados	Esfuerzo total estimado	Esfuerzo total estimado
SOUTHERN AREA — AREA MERIDIONAL							
1956	64.07	6,868.8	9,336.8				
1957	67.59	8,714.1	11,538.3				
1958	77.14	7,862.0	9,659.3				
1959	67.06	5,980.1	7,949.9				
1960	43.92	3,796.0	5,924.8	10.36	1,348.0	2,556.3	
1961	59.89	7,117.5	9,972.3	44.56	7,036.0	10,936.8	
1962	72.06	9,568.9	12,242.5	66.40	9,198.0	12,288.5	
1963	67.08	9,637.2	12,809.8	66.41	8,286.0	11,069.3	
1964	65.06	5,793.1	7,817.2	63.13	5,936.0	8,124.6	
1965	66.26	8,160.1	10,913.3	63.88	7,286.0	6,917.7	
COMBINED AREAS — AREAS COMBINADAS							
1951			15,962.8				
1952			23,785.7				
1953			23,179.2				
1954			19,478.9				
1955			12,691.2				
1956			18,771.1				
1957			17,604.4				
1958			17,935.1				
1959			12,193.7				
1960			8,162.8			5,663.4	
1961			12,589.8				14,900.7
1962			14,649.6				16,940.8
1963			16,451.2				16,416.6
1964			11,298.7				14,896.1
1965			13,952.2				14,913.7

TABLE 9. Comparison of five estimates of fishing effort in the southern area.**TABLA 9.** Comparación de los cinco estimativos del esfuerzo de pesca en el área meridional.

Year	Method 1: logbook data; BB units	Method 1: logbook data; PS units	Method 2: logbook data; BB units	Method 2: logbook data; PS units	Method 1: logbook data + Manta data; BB units
Año	Método 1: datos diario de bitácora; unidades de clipers	Método 1: datos diario de bitácora; unidades de cerqueros	Método 2: datos diario de bitácora; unidades de clipers	Método 2: datos diario de bitácora; unidades de cerqueros	Método 1: datos diario de bitácora + datos de Manta; unidades de clipers
1959	8,919		7,950		9,894
1960	8,638	12,997	5,925	2,556	9,424
1961	11,889	15,806	9,972	10,937	12,621
1962	13,283	13,855	12,242	12,288	13,333
1963	14,362	12,482	12,810	11,069	15,208
1964	8,907	9,395	7,817	8,125	10,226
1965	12,320	11,407	10,913	9,918	13,464

TABLE 10. Size in mm, at given ages in months for various estimates of the growth of skipjack tuna from the Pacific Ocean. See text for explanation.

TABLA 10. Tamaño en mm, a la edad en meses correspondiente a varios estimativos de crecimiento del atún barrilete del Océano Pacífico. Véase el texto para su explicación.

Age in months Edad en meses	1 $K = 0.82$	2 $K = 0.43$	3	4 $K = 0.19$	5	6 $K = 0.95$	7 $K = 0.77$	8 $K = 0.59$	9 $K = 0.44$	10 $K = 0.41$
0	3	3		3		3	3	3	3	3
6	247	173		131		323	265	233	170	203
12	409	310	<270	247	370	523	443	405	304	366
18	516	421		352		647	564	533	411	498
24	588	510	270-370	448	520	724	647	628	498	605
30	635	582		536		772	703	699	567	693
36	667	640	370-460	615	645	802	741	752	623	764
42	688	687		688		820	767	791	668	822
48	702	725	460-550	754	750	832	785	820	704	869
L_{∞}	729	881	>800	1418	1400	851	823	906	851	1075

1. Tagging, this report non-averaged

2. Tagging, this report, averaged

3. Aikawa and Kato 1938

4. Kawasaki 1963

5. Yokota, *et al* (1961)

6. Brock (1954)

7. Rothschild (1966a) corrected

8. Rothschild (1966a) uncorrected

9. Schaefer (1961)

10. Modal progressions, this report

TABLE 11. Analysis of variance used in estimating the confidence region for the parameters in the von Bertalanffy growth function according to the method of Williams.

TABLA 11. Análisis de la variancia empleado de acuerdo al método de Williams, para estimar la región de confianza de los parámetros en la función de crecimiento de von Bertalanffy.

Source—Origen	D.F. G.L.	SS SC	MS CM	F
Due to regression Debido a la regresión	2	5416	2708	6.60
Error—error	479	262047		
Independent error estimate Estimativo del error independiente	170	69751	410	

TABLE 12. $K \times 10^{-3}$ and L_{∞} for 15 randomly selected subsamples from the 438 growth observations on tagged skipjack. The five samples are means of sets of three randomly selected samples chosen from the fifteen.

TABLA 12. $K \times 10^{-3}$ y L_{∞} para 15 submuestras seleccionadas aleatoriamente según 438 observaciones de crecimiento efectuadas en barriletes marcados. Las cinco muestras son las medias de las series de tres muestras seleccionadas aleatoriamente, escogidas de las 15 submuestras.

15 Subsamples Submuestras			Means of 5 sets of 3 subsamples Medias de 5 series de 3 submuestras		
Sample number Número de la muestra	$K \times 10^{-3}$	L_{∞}	Sample number Número de la muestra	$K \times 10^{-3}$	L_{∞}
1	4.537	615	1	1.962	856
2	1.869	783	2	2.736	726
3	3.058	667	3	3.789	815
4	0.780	1116	4	7.884	623
5	3.745	657	5	2.740	857
6	8.227	553			
7	3.236	670			
8	0.614	1157			
9	5.651	606			
10	1.956	808			
11	3.121	697			
12	15.994	558			
13	0.732	1167			
14	2.408	726			
15	1.406	854			

TABLE 13. Modal sizes of skipjack (l_1 & l_2) and corresponding time intervals in days (Δt), from data collected in the eastern Pacific Ocean which were used to estimate growth.

TABLA 13. Tallas modales de barrilete (l_1 & l_2) e intervalos de tiempo correspondientes, en días (Δt) según datos colectados en el Océano Pacífico oriental, los que fueron usados para estimar el crecimiento.

l_1	l_2	Δt (days)	l_1	l_2	Δt
430	440	30	620	640	30
440	480	30	640	650	30
430	440	30	650	665	30
490	500	30	470	500	30
500	540	30	500	520	30
540	550	30	520	525	30
550	580	30	550	565	30
500	510	30	490	520	30
510	550	30	600	610	30
530	550	30	560	570	30
550	560	30	570	580	30
460	470	30	550	560	30
470	480	30	510	520	30
480	500	30	645	660	30
530	560	30	660	670	60
560	570	30	520	550	30
480	500	30	490	500	30
500	520	30	500	510	30
520	540	30	600	640	60
450	460	30	620	630	30
520	540	30	530	560	30
460	480	30	560	580	30
480	490	30	620	640	30
490	530	30	425	450	30
530	550	30	450	470	60
550	560	30	470	490	30
520	540	30	490	580	91
540	560	30	580	590	30
460	480	30	590	620	91
480	520	30	520	535	30
470	500	30	570	590	30
500	520	30	570	600	30
430	450	30	490	520	30
450	460	30	520	550	30
460	480	30	480	500	30
535	540	30	500	530	30
425	450	30	460	470	30
450	460	30	470	510	30
460	480	30	490	500	30
470	480	30	500	510	30
480	490	30	450	470	30
490	510	30	470	470	30
510	540	30	530	540	30
500	510	30	570	590	30
510	520	30	590	620	30
520	530	30	540	570	30
570	590	30	570	610	30
610	630	30	550	560	30
670	690	30	550	570	30
530	550	30	570	600	30

TABLE 13. (Continued)

I_1	I_2	Δt (days)	I_1	I_2	Δt
550	590	30	600	610	30
590	610	30	530	550	30
570	600	30	550	550	30
550	560	30	430	460	30
540	560	30	460	500	30
560	560	30	490	500	30
560	580	30	500	540	30
500	520	30	510	530	30
520	530	30	410	440	30
530	550	30	520	550	30
550	570	30	510	520	30
570	575	30	520	540	30
575	590	30	540	540	30
610	630	30	630	650	30
580	590	30	560	580	30
590	610	30	550	560	30
535	540	30	560	580	30
540	560	30	580	630	60
560	570	30	480	480	30
500	520	30	480	510	30
520	550	30	490	510	30
550	560	30	490	490	30
560	570	30	490	530	30
570	590	30	530	550	30
530	550	30	530	540	30
480	500	30	540	570	30
500	540	30			
560	580	30			
580	600	30			
600	630	30			
500	510	30			
540	560	30			
490	490	30			
490	500	30			
500	530	30			
530	540	30			
440	460	30			
510	520	30			
510	520	30			
520	530	30			
530	550	30			
510	530	30			
530	550	30			
510	540	30			
540	570	30			
570	580	30			
500	520	30			
520	520	30			
520	530	30			
530	560	30			
500	530	30			
530	530	30			
530	550	30			
550	560	30			
560	570	30			
570	580	30			

TABLE 14. Number of tagged skipjack recovered by month, and the fishing effort exerted to make the recoveries for three tagging cruises conducted in the eastern Pacific Ocean.

TABLA 14. Número de barriletes marcados, recuperados por mes, y el esfuerzo de pesca empleado para hacer los recobros en tres cruceros de marcación conducidos en el Pacífico oriental.

	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	Jan	Feb	Mar	Apr
Cruise 1043 1963												
Recoveries Recobros		221	254	120	41	13	11					
Effort Esfuerzo		93	393	556	539	599	360					
Cruise 1042 1962												
Recoveries Recobros		799	138	52	11	1						
Effort Esfuerzo		195	239	311	389	197						
Cruise 1038 1961												
Recoveries Recobros	6	7	11	26	15	21	8	2	2	1	3	2
Effort Esfuerzo	169	1872	1554	1317	1019	1850	931	1669	1151	1386	1415	1325

TABLE 15. Estimates of instantaneous fishing mortality rate (F_i) on a monthly basis and exploitation rate (E_i) for skipjack tuna for three tagging cruises in the eastern Pacific Ocean (X = other loss rate).

TABLA 15. Estimaciones de la tasa de mortalidad instantánea de pesca (F_i) en base mensual, y tasa de explotación del barrilete de tres cruceros de marcación en el Océano Pacífico oriental (X = la tasa de otras pérdidas).

Time	Tagged population	Observed recoveries	Fishing effort	F	q	E
Período	Población marcada	Recobros observados	Esfuerzo de pesca	F	q	E
Cruise 1043; $F = 0.61$, $X = 0.23$						
Jul	615	254	393	0.6091	0.00155	0.41
Aug	266	120	556	0.6885	0.00124	0.45
Sep	106	41	539	0.5577	0.00103	0.39
Oct	48	13	599	0.3557	0.00059	0.27
Nov.	27	11	360	0.6023	0.00167	0.41
Total			2447	2.8133		1.93
Mean					0.00115	0.39
Cruise 1043; $F = 0.55$, $X = 0.23$						
Jul	665	254	393	0.5495	0.00140	0.38
Aug	305	120	556	0.5713	0.00103	0.39
Sep	137	41	539	0.4044	0.00075	0.30
Oct	73	13	599	0.2227	0.00037	0.18
Nov	46	11	360	0.3081	0.00086	0.24
Total			2447	2.0560		1.49
Mean					0.00084	0.29
Cruise 1042; $F = 0.37$, $X = 0.23$						
Jul	456	138	239	0.4099	0.00172	0.30
Aug	240	52	311	0.2757	0.00087	0.22
Sep	145	11	389	0.0886	0.00023	0.06
Oct	105	1	197	0.0107	0.00006	0.01
Total			1136	0.7849		0.59
Mean				0.1962	0.00069	0.15
Cruise 1042; $F = 0.16$, $X = 0.30$						
Jul	1076	138	239	0.1600	0.00067	0.13
Aug	679	52	311	0.0926	0.00030	0.08
Sep	459	11	389	0.0281	0.00007	0.02
Oct	330	1	197	0.0035	0.00002	0.01
Total			1136	0.2842		0.24
Mean				0.0621	0.00025	0.06
Cruise 1038; $F = 0.0152$, $X = 0.23$						
Jun	519	7	1872	0.0152	0.00001	0.01
Jul	406	11	1554	0.0308	0.00002	0.03
Aug	313	26	1317	0.0974	0.00007	0.08
Sep	226	15	1019	0.0772	0.00008	0.07
Oct	166	21	1850	0.1522	0.00008	0.13
Nov	113	8	931	0.0822	0.00009	0.07
Dec	83	2	1669	0.0274	0.00002	0.02
Jan	64	2	1151	0.0355	0.00003	0.03
Feb	49	1	1386	0.0230	0.00002	0.02
Mar	38	3	1415	0.0920	0.00007	0.08
Apr	28	2	1325	0.0843	0.00006	0.07
Total			15489	0.7172		0.61
Mean					0.00005	0.06

TABLE 16. Monthly measures of apparent abundance of skipjack tuna on the northern and southern grounds taken from statistics of catch and effort for the period 1961 through 1963.

TABLA 16. Medidas mensuales de la abundancia aparente del barrilete en las áreas norte y sur, derivadas de las estadísticas de la captura y el esfuerzo del periodo 1961 a 1963.

Year Año	Month Mes	North Norte	South Sur
1961	1	0.06	0.32
	2	0.03	0.34
	3	0.09	0.62
	4	0.20	1.29
	5	0.13	1.97
	6	0.37	1.11
	7	0.35	1.07
	8	0.65	1.16
	9	0.79	1.18
	10	0.85	0.77
	11	0.68	0.64
	12	0.33	1.38
	Annual average—Promedio anual		0.38
1962	1	0.65	0.88
	2	0.05	0.95
	3	0.12	1.32
	4	0.05	1.02
	5	0.49	1.43
	6	0.49	1.24
	7	0.67	0.81
	8	0.64	0.85
	9	0.54	0.85
	10	0.86	0.66
	11	0.36	0.93
	12	0.14	0.72
	Annual average—Promedio anual		0.42
1963	1	0.37	0.97
	2	0.09	1.12
	3	0.13	1.97
	4	0.51	1.27
	5	0.68	1.06
	6	1.40	0.66
	7	1.49	0.25
	8	1.96	0.40
	9	1.58	0.49
	10	1.71	0.76
	11	1.06	1.13
	12	0.46	1.03
	Annual average—Promedio anual		0.95

TABLE 17. Input data used to calculate the isopleth diagrams of Figures 38 and 39. See text for explanation of symbols.**TABLA 17.** Datos utilizados para calcular los diagramas de las isopletas de las Figuras 38 y 39. Véase el texto para la explicación de los símbolos.

Month Mes	t	Weight Peso	t'	X_i	t''	F_i	τ^*
Set—Serie VBGF 1: $l_0 = 3, K = 0.81, L_0 = 729$							
1 May	1.0833	3.35	1.0833	1.68	1.0833	0.9372	1.0833
1 June	1.1667	3.99	1.6667	3.78	1.1667	0.9372	1.1667
1 July	1.2500	4.55	2.0833	1.68	1.2500	3.9612	1.2500
1 August	1.3333	5.12	2.6667		1.3333	5.6040	1.3333
1 Sept.	1.4170	5.71			1.4170	5.4436	1.4170
1 Oct.	1.5000	6.30			1.5000	6.0384	1.5000
1 Nov.	1.5833	6.89			1.5833	3.6288	1.5833
1 Dec.	1.6667	7.47			1.6667	0.0000	2.0833
1 Jan.	1.7500	8.08			2.0833	0.9372	
1 Feb.	1.8333	8.63			2.1667	0.9372	
1 March	1.9167	9.20			2.2500	3.9612	
1 April	2.0000	9.74			2.3333	5.6040	
1 May	2.0833	10.23			2.4170	5.4436	
1 June	2.1667	10.72			2.5000	6.0384	
1 July	2.2500	11.26			2.5833	3.6288	
1 August	2.3333	11.69			2.6667		
1 Sept.	2.4170	12.20					
1 Oct.	2.5000	12.59					
1 Nov.	2.5833	12.99					
1 Dec.	2.6667	13.40					
Set—Serie VBGF 2: $l_0 = 3, K = 0.43, L_0 = 881$							
1 May	1.5000	3.25	1.5000	1.68	1.5000	0.9372	1.5000
1 June	1.5833	3.62	2.0833	3.78	1.5833	0.9372	1.5833
1 July	1.6667	4.08	2.5000	1.68	1.6667	3.9612	1.6667
1 August	1.7500	4.55	3.0833		1.7500	5.6040	1.7500
1 Sept.	1.8333	5.02			1.8333	5.4436	1.8333
1 Oct.	1.9167	5.52			1.9167	6.0384	1.9167
1 Nov.	2.0000	6.06			2.0000	3.6288	2.0000
1 Dec.	2.0833	6.59			2.0833	0.0000	2.5000
1 Jan.	2.1667	7.15			2.5000	0.9372	
1 Feb.	2.2500	7.70			2.5833	0.9372	
1 March	2.3333	8.28			2.6667	3.9612	
1 April	2.4170	8.83			2.7500	5.6040	
1 May	2.5000	9.41			2.8333	5.4436	
1 June	2.5833	9.96			2.9167	6.0384	
1 July	2.6667	10.60			3.0000	3.6288	
1 August	2.7500	11.13			3.0833		
1 Sept.	2.8333	11.75					
1 Oct.	2.9167	12.33					
1 Nov.	3.0000	12.93					
1 Dec.	3.0833	13.47					

TABLE 18. Input data used to calculate the isopleth diagrams of Figures 41 and 42. See text for explanation of symbols.**TABLA 18.** Datos utilizados para calcular los diagramas de las isoplejas de las Figuras 41 y 42. Véase el texto para la explicación de los símbolos.

Month Mes	t	Weight Peso	t'	X_i	t''	F_i	τ^*
Set—Serie	VBGF 1: $l_0 = 3, K = 0.81, L_\infty = 729$						
1 May	1.0833	3.35	1.0833	1.68	1.0833	0.1014	1.0833
1 June	1.1667	3.99	1.9167	3.78	1.1667	1.1232	1.1667
1 July	1.2500	4.55	2.0833	1.68	1.2500	0.9324	1.2500
1 August	1.3333	5.12	2.9167		1.3333	0.7902	1.4170
1 Sept.	1.4170	5.71			1.4170	0.6114	1.5000
1 Oct.	1.5000	6.30			1.5000	1.1100	1.6667
1 Nov.	1.5833	6.89			1.5833	0.5586	1.7500
1 Dec.	1.6667	7.47			1.6667	1.0014	1.8333
1 Jan.	1.7500	8.08			1.7500	0.6906	2.0000
1 Feb.	1.8333	8.63			1.8333	0.8316	2.0833
1 March	1.9167	9.20			1.9167	0.0000	2.2500
1 April	2.0000	9.74			2.0833	0.1014	2.5000
1 May	2.0833	10.23			2.1667	1.1232	
1 June	2.1667	10.72			2.2500	0.9324	
1 July	2.2500	11.26			2.3333	0.7902	
1 August	2.3333	11.69			2.4170	0.6114	
1 Sept.	2.4170	12.20			2.5000	1.1100	
1 Oct.	2.5000	12.59			2.5833	0.5586	
1 Nov.	2.5833	12.99			2.6667	1.0014	
1 Dec.	2.6667	13.40			2.7500	0.6906	
1 Jan.	2.7500	13.82			2.8333	0.8316	
1 Feb.	2.8333	14.18			2.9167		
1 March	2.9167	14.47					
Set—Serie	VBGF 2: $l_0 = 3, K = 0.43, L_\infty = 881$						
1 May	1.5000	3.25	1.5000	1.68	1.5000	0.1014	1.5000
1 June	1.5833	3.62	2.3333	3.78	1.5833	1.1232	1.5833
1 July	1.6667	4.08	2.5000	1.68	1.6667	0.9324	1.7500
1 August	1.7500	4.55	3.3333		1.7500	0.7902	1.9167
1 Sept.	1.8333	5.02			1.8333	0.6114	2.0000
1 Oct.	1.9167	5.52			1.9167	1.1100	2.1667
1 Nov.	2.0000	6.06			2.0000	0.5586	2.2500
1 Dec.	2.0833	6.59			2.0833	1.0014	2.4170
1 Jan.	2.1667	7.15			2.1667	0.6906	2.5000
1 Feb.	2.2500	7.70			2.2500	0.8316	2.5833
1 March	2.3333	8.28			2.3333	0.0000	2.6667
1 April	2.4170	8.83			2.5000	0.1014	2.7500
1 May	2.5000	9.41			2.5833	1.1232	3.0000
1 June	2.5833	9.96			2.6667	0.9324	
1 July	2.6667	10.60			2.7500	0.7902	
1 August	2.7500	11.13			2.8333	0.6114	
1 Sept.	2.8333	11.75			2.9167	1.1100	
1 Oct.	2.9167	12.33			3.0000	0.5586	
1 Nov.	3.0000	12.93			3.0833	1.0014	
1 Dec.	3.0833	13.47			3.1667	0.6906	
1 Jan.	3.1667	14.11			3.2500	0.8316	
1 Feb.	3.2500	14.69			3.3333		
1 March	3.3333	15.21					

**DINAMICA DE LAS POBLACIONES DEL BARRILETE
(KATSUWONUS PELAMIS) DEL OCEANO PACIFICO ORIENTAL**

por

James Joseph y Thomas P. Calkins

I. EXTRACTO

Las capturas de atún barrilete que sostienen las pesquerías principales de la parte occidental, central y oriental del Océano Pacífico han aumentado en los últimos años; así que es importante examinar la dinámica de la pesquería para determinar el efecto que pueda tener sobre la abundancia de los stocks.

Se desarrolló un modelo hipotético, lineal para standardizar el esfuerzo de pesca a un solo tamaño de barco y tipo de arte. Luego se usó el esfuerzo standardizado para computar un índice de la abundancia que pueda dar razón de la variabilidad estacional en el área de pesca. Los índices de la abundancia variaron mucho de un año a otro tanto en el área septentrional como en el área meridional de la pesquería, pero indicaron una abundancia generalmente superior en el sur.

Se emplearon los datos de 438 peces marcados y recuperados en el Océano Pacífico oriental para computar las curvas de crecimiento. Una técnica de mínimos cuadrados fue usada para estimar los parámetros de la función de crecimiento de von Bertalanffy. Se hicieron dos estimativos de los parámetros mediante el análisis de los mismos datos, de diferente manera. Para el primer juego de estimativos, $K = 0.819$ sobre una base anual instantánea y $L_{\infty} = 729$ mm; para el segundo, $K = 0.431$ y $L_{\infty} = 881$. Estos se correlacionaron bien con los estimativos obtenidos usando la función de crecimiento de Chapman-Richards, que incluye la de von Bertalanffy como un caso especial. Se decidió que la última función proveía un ajuste empírico, adecuado a los datos del barrilete, ya que la función más complicada no mejoró significativamente el ajuste.

Los datos de marcación de tres cruceros incluyendo 8852 liberaciones y 1777 retornos, fueron usados para computar las tasas de mortalidad durante el tiempo en que los peces estuvieron en la pesquería. Se usaron dos modelos en los análisis. Los mejores estimativos del coeficiente de capturabilidad (q) en el norte y en el sur fueron 8.4×10^{-4} y 5.0×10^{-5} , respectivamente. La otra tasa de pérdida (X), la cual incluyó pérdidas debidas a la emigración, mortalidad natural y mortalidad debida a llevar una marca, fue 0.14 sobre una base anual instantánea para las dos áreas.

Con el fin de descubrir el efecto que posiblemente pueda tener la pesca sobre la abundancia y el rendimiento total, se examinó la relación entre la abundancia y el esfuerzo y entre la captura total y el esfuerzo. Se encontró que a los niveles de la intensidad observada en la pesquería, la pesca no parece haber tenido ningún efecto perceptible en los stocks. Por lo tanto se decidió que mediante un aumento substancial del esfuerzo total, más allá del nivel actual, la captura total probablemente podría aumentarse, y que las fluctuaciones de la abundancia son independientes de la pesquería.

Los estimativos del crecimiento, mortalidad y esfuerzo de pesca fueron usados para computar las isopletras del rendimiento por recluta del barrilete, tanto en las áreas del norte como del sur. Para una talla de primera entrada de unos 425 mm, el rendimiento por recluta fue calculado en 3 libras en el norte y 1.5 libras en el sur. En ambas áreas sería posible aumentar el rendimiento por recluta mediante un aumento del esfuerzo de pesca.

No fue posible determinar la producción potencial de los stocks del barrilete pescado en el Pacífico oriental, excepto para observar que la pesquería no ha afectado su abundancia y que ciertamente se encuentran subexplotados. Se concluyó que los stocks norte y sur pueden soportar un aumento en el rendimiento, especialmente este último.

II. INTRODUCCION

Durante la década de 1950 a 1960 la producción mundial atunera de todas las especies ascendió aproximadamente de 400,000 a cerca de 800,000 toneladas cortas. Desde 1960, los desembarques han seguido en aumento. Chapman (1963) declaró que en los Estados Unidos el mercado del atún enlatado se ha duplicado cada 10 años durante los últimos 50 años y continúa aumentando aproximadamente en esta misma proporción. Sin embargo, durante los últimos años esta tasa ha disminuido algún tanto. Sugirió que el mercado mundial atunero en 1970, necesitará cerca de 1.5 millones de toneladas de atún. Para abastecer esta demanda, los pescadores de más de dos docenas de naciones pescan atún en todos los océanos del mundo.

A pesar de que el esfuerzo de pesca ha permanecido a un alto nivel en años recientes y en algunas áreas ha aumentado, las capturas de algunas de las especies de atún más apreciadas han permanecido relativamente estables, y en algunos casos han disminuido. Para afrontar la demanda siempre en aumento del producto enlatado será necesario localizar y cosechar existencias que están actualmente sin explotar, administrar sobre una base sostenida las existencias que han sido explotadas en exceso para proveer el rendimiento biológico máximo que sea posible y cambiar los métodos de pesca sobre ciertos stocks para aumentar el rendimiento por recluta y por lo tanto el rendimiento total.

En el Océano Pacífico oriental, una de las áreas del mundo con más producción atunera, dos especies de atún son pescadas intensivamente por los nacionales de Sudamérica, Centroamérica y Norteamérica. A fines de la década de 1940, los participantes de esta pesca internacional se preocuparon acerca de los posibles efectos que este aumento en la intensidad de pesca pudiera tener en los stocks atuneros. Para examinar este problema sobre una base científica se le encomendó a la Comisión Interamericana del Atún Tropical (llamada en adelante la Comisión) la responsabilidad de realizar estudios científicos de los atunes y de los peces de carnada capturados por barcos que operan en la pesca del Pacífico oriental, designados para determinar el efecto que la depredación del hombre pueda tener sobre su abundancia. Además se le encomendó la responsabilidad de recomendar las medidas administrativas cuando éstas fueran necesarias, con el fin de asegurar los rendimientos máximos biológicos que estas especies puedan sostener. La investigación de la Comisión se ha interesado principalmente en el atún aleta amarilla debido a que fue aparente desde un principio que esta especie había sido explotada a un nivel muy próximo a su potencial máximo. El stock del atún aleta amarilla en el Pacífico oriental está actualmente sobreexplotado y desde 1966, ha estado bajo reglamentación. Por lo tanto es obvio que no puede esperarse un aumento significativo en la producción del atún aleta amarilla del Pacífico oriental.

A pesar de esto, la demanda por el atún enlatado sigue en aumento

como se indicó anteriormente y la flota pesquera del Pacífico oriental continúa desarrollándose. Si la flota ha de operar lucrativamente y abastecer la demanda creciente de atún, debe buscar otras especies que no sea la del atún aleta amarilla. El atún barrilete es una especie considerada por muchos como una gran fuente potencial de materia prima.

Se conoce poco acerca de los detalles de la distribución e historia natural del barrilete. Generalmente se encuentran en todas las aguas tropicales del mundo. En el Océano Pacífico existen pescas superficiales substanciales de barrilete a lo largo de las Américas y en el Pacífico occidental al norte del ecuador. No se conocen las relaciones que existen entre el barrilete del Pacífico occidental, central y oriental. Sin embargo, es verdad que los peces capturados en el Pacífico oriental no constituyen una subpoblación separada de aquellos encontrados más lejos al oeste. Son transitorios en el Pacífico oriental y probablemente se relacionan más al stock o stocks que se encuentran más lejos mar afuera. Su abundancia en esta área, la cual parece variar considerablemente entre los años, se relaciona probablemente más estrechamente a las condiciones ambientales que a las causas dependientes de la pesca.

Antes de poder hacer un avalúo de su rendimiento potencial o de predecir su abundancia en cualquier tiempo determinado, será necesario conocer las relaciones que existen con los peces que habitan más allá en alta mar y con su ecología para saber como responden a los cambios ambientales, y estimar tales parámetros como son su tasa intrínseca de aumento, las tasas de mortalidad y las tasas de crecimiento.

El Programa EASTROPAC, un esfuerzo concertado e internacional que se está realizando actualmente, está designado para describir las pautas espaciales y temporales de las características químicas, físicas y biológicas del Océano Pacífico oriental con un énfasis especial en la ecología del barrilete. Se espera que este programa produzca información la cual será útil en el desarrollo de la pesca situada más hacia el oeste que la pesca actual del barrilete, y permitirá el predecir su abundancia en la pesca de superficie del Pacífico oriental.

Antes de que pueda derivarse un provecho completo de este programa ambiental, se desearía examinar todos los datos existentes referentes a la pesca del barrilete en el Océano Pacífico oriental que puedan conducir a los estimativos para el estudio de la dinámica poblacional mencionado anteriormente. El propósito de este estudio es examinar críticamente tal información que se encuentra en los archivos de la Comisión Interamericana del Atún Tropical.

La revisión del manuscrito y las críticas provechosas provistas por los Profesores Douglas G. Chapman, Gerald J. Paulik, Universidad de Washington, y Brian J. Rothschild son altamente apreciadas. Les estamos profundamente reconocidos a nuestros colegas William H. Bayliff, Jerome

J. Pella y Patrick K. Tomlinson, los cuales ofrecieron libre y voluntariamente su tiempo y consejo durante la preparación de este informe.

III. LA PESCA EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL

La pesca superficial de atunes tropicales en el Océano Pacífico oriental es esencialmente una pesca de dos especies que explota el barrilete y el atún aleta amarilla. Se inició en California antes de la Primera Guerra Mundial y la mayoría de los participantes son pescadores de las Américas.

A. Artes de pesca

La mayoría del barrilete y del atún aleta amarilla capturado en el Océano Pacífico es obtenida por medio de la pesca de carnada o con redes de cerco. Se logran cantidades insignificantes mediante el curricán en algunas pescas existentes, localizadas cerca a ciertos grupos de islas. Se obtienen capturas incidentales de otras especies a las perseguidas con el arte palangrero empleado por los japoneses en la flota de altura.

1. Pesca con carnada viva

Alrededor de 1910, los pescadores de albacora en California empezaron a usar cordeles de mano cebados con sardinas vivas. Más tarde los reemplazaron con cañas de bambú y adoptaron el método de atraer atunes incitándolos a morder, esparciendo peces vivos sobre la superficie del agua (arrojando cebo vivo al mar). Estos métodos fueron extendidos a la captura del barrilete y del atún aleta amarilla en los años siguientes. Descripciones detalladas del método de la carnada viva para capturar atunes son ofrecidas por Godsil (1938) y Shimada y Schaefer (1956). Debido a que se han de mencionar frecuentemente los diferentes tipos de pesca en otros capítulos de este informe, haremos en seguida una breve descripción de ellos.

La carnada se captura generalmente en las bahías a lo largo de las aguas costaneras y se mantiene viva en tanques en los cuales circula el agua de mar. Después de capturar una cantidad de carnada, el barco prosigue a las áreas de pesca y los pescadores exploran por cardúmenes de atún. Cuando se ve un cardumen, el barco se aproxima lentamente hasta una distancia de pocos pies y se empieza a arrojar la carnada al mar. Los pescadores se estacionan en las barandillas que cuelgan desde la popa del barco y usan cañas de bambú para halar los atunes del agua y lanzarlos a la cubierta. Si el cardumen se encuentra en estado de confusión o frenesí y muerde desatinadamente, los pescadores usan cebos artificiales para capturarlos. Sin embargo, si los peces están renuentes a morder, el capitán puede escoger el usar anzuelos cebados con peces vivos o buscar otro cardumen.

Debido a que la carnada viva es esencial para este método de pesca, se

gasta una gran cantidad de tiempo en su captura. Alverson y Shimada (1957) hicieron una excelente revisión de esta pesca.

Desde el comienzo de esta pesca del atún tropical hasta cerca de 1959, aproximadamente el 85% de todo el atún aleta amarilla y barrilete obtenido en el Pacífico oriental fue capturado por el método de la carnada viva. Durante 1951, cuando la flota alcanzó su tamaño máximo, había cerca de 190 barcos de más de 100 toneladas de capacidad que estaban activos en la pesquería.

Durante los primeros años de la década de 1950, la accesibilidad a las importaciones de atún extranjero a un precio más bajo, y la competencia de otros alimentos proteínicos, condujo los precios por debajo del nivel al cual muchos barcos de carnada pudieran obtener ganancia. Estas dificultades económicas y otros factores (Orange y Broadhead 1959, y Broadhead y Marshall 1960) indujo a los pescadores a considerar métodos pesqueros alternativos que fueran más eficientes y por lo tanto más lucrativos. En 1963, solo habían 13 barcos de carnada de más de 100 toneladas de capacidad.

2. Pesca con redes de cerco

A diferencia de la pesca con carnada, la pesca con redes de cerco no requiere el uso de carnada viva para atraer y capturar atunes. Los cardúmenes de atún se localizan visualmente y se rodean con una red grande. Luego se cierra el fondo de la red formando una bolsa grande, y a medida que la red es halada, el volumen de la bolsa va disminuyendo.

La pesca con redes de cerco de atunes tropicales, ha sido practicada frente a México desde que se inició la pesca a principios de la década de 1920, aunque en una escala muy inferior a la pesca de carnada. En 1951, cerca de 45 cerqueros de más de 100 toneladas de capacidad estaban activos en la flota.

Inducidos por la condición económica adversa de la pesca con carnada viva para el atún en el Océano Pacífico oriental durante la década de 1950 y junto con los adelantos técnicos de las artes de cerco (McNeely 1961), los pescadores empezaron a reacondicionar sus barcos de carnada a artes cerqueras. A causa de que este arte probó ser un método de pesca mucho más eficiente, el número de los barcos de carnada declinó rápidamente. Al llegar a 1963, había 111 cerqueros de más de 100 toneladas de capacidad activos en la flota, que contaron por más del 85% del atún descargado. Este cambio notable en las artes puede apreciarse más fácilmente al examinar la Figura 1 en la que se indica la capacidad total de acarreo de los dos tipos de arte por categorías de tamaño de los barcos para 1958-1965. Durante 1958, la mayoría de la flota estaba compuesta por barcos de carnada de la clase de 200 a 400 toneladas. A partir de 1965, los cerqueros fueron el elemento dominante de la flota y los barcos que sobre-

pasaron las 400 toneladas de capacidad fueron los que incrementaron más la flota.

B. Revisión cronológica

La pesca de atunes en el Océano Pacífico oriental empezó en 1903 cuando se capturó por primera vez la albacora frente a la costa de California y fue enlatada. En 1916, la rápida expansión del mercado y el abastecimiento limitado e inestable de la albacora condujo al enlatamiento de pequeñas cantidades de barrilete y atún aleta amarilla.

Shimada y Schaefer (1956) dieron una cuenta detallada del desarrollo de la pesca del atún tropical en el Pacífico oriental. Describieron el desarrollo de la operación de un barco madre, empezando en 1922 y manio-brando estacionalmente frente a la costa de México en Baja California. Debido al aumento continuo en la demanda de la materia prima y a problemas económicos y legales asociados con las operaciones del barco madre, la industria empezó a cambiar empleando barcos grandes recientemente introducidos que eran capaces de pescar independiente y lucrativamente en alta mar, más allá de las aguas territoriales de México. Al llegar a 1929, la cantidad de atún desembarcada en California ascendió casi a 65 millones de libras de la cual aproximadamente la mitad era barrilete.

El tamaño de la flota operante en el Pacífico oriental continuó desarrollándose rápidamente y a principios de la segunda guerra mundial había extendido su radio operacional tan lejos hacia el sur como las Islas Galápagos. Debido a restricciones militares en la flota atunera de altura, los desembarques de atún disminuyeron y se mantuvieron bajos hasta el final de la guerra. Durante el período de la postguerra, el tamaño de la flota aumentó rápidamente y los desembarques se elevaron más, permaneciendo a un nivel relativamente alto.

Actualmente la flota del atún tropical se extiende por ahí de los 30°N de latitud tan lejos hacia el sur como los 20°S y aproximadamente 500 millas mar afuera. Se presenta en la Figura 2 un mapa de la distribución del barrilete en el Océano Pacífico. Las áreas sombreadas a lo largo de las Américas representan las localidades comunes en donde la flota tropical atunera pesca barrilete. Las dos áreas principales de la pesca del barrilete están localizadas al norte y al sur del Golfo de Tehuantepec.

Con el fin de examinar detalladamente la captura del barrilete en el Pacífico oriental, las cantidades de atunes capturadas cada año de ambas áreas combinadas y solo de las regiones septentrionales, se han graficado en la Figura 3 y tabulado en la Tabla 1. Los datos hasta fines de 1945 fueron obtenidos según Shimada y Schaefer (1956). Pudieron determinar el área de captura para el período de 1934 a 1945, utilizando los datos del sistema "pink-ticket" de California. Desde 1946 a 1957, los datos de los desembarques proceden de la Tabla 3 de Broadhead y Barrett (1964).

Estos autores emplearon un método ligeramente diferente al de Shimada y Schaefer en la asignación de la captura al área de pesca. Los datos después de 1957 pertenecen a los archivos de la Comisión.

Es importante el observar que antes de 1958, las cifras de captura enumeradas en la Tabla 1 son realmente desembarques, mientras que después de 1957 son capturas actuales. Los desembarques se definen como la cantidad de peces descargados durante el año civil. Esto difiere de la captura actual ya que los barcos atuneros permanecen en el mar de 3 a 4 meses, así que los peces descargados durante un año determinado pueden haber sido capturados durante el año anterior. La captura, por otra parte, se define como la cantidad de peces capturados durante un año civil, sin considerar el año de descargue.

No fue posible obtener datos sobre la cantidad capturada de atún en las áreas norte y sur antes de 1934. Sin embargo, es razonable el suponer que como casi todo el barrilete obtenido desde 1934 hasta por ahí 1939 provino del área septentrional, todo el barrilete capturado antes de 1934 fue pescado también en las áreas del norte.

Desde 1947, la captura total del barrilete en el Pacífico oriental ha aumentado rápidamente. Este aumento se debe enteramente a las capturas realizadas en el área del sur; el área septentrional rindió en promedio, cerca de la misma cantidad que produjo desde mediados de la década de 1930 (Fig. 3). Esto sugiere, conforme fue observado por Shimada y Schaefer (1956), que el aumento de la producción en el sur no ha afectado la producción del área septentrional y que la expansión de la pesca hacia el sur no fue motivada por una reducción en el rendimiento del barrilete pero principalmente por un aumento en la demanda que no podía ser llenada por la producción del área septentrional.

IV. EL RECURSO

Antes de poder conducir estudios detallados sobre la dinámica de un stock explotado de peces, debe tenerse algún conocimiento sobre la estructura del stock debido a que las porciones genéticamente aisladas de una población pueden diferir en muchos aspectos fisiológicos y de comportamiento, y los estimativos de las estadísticas vitales y de las tasas de mortalidad para una porción no son necesariamente aplicables a otra. Por lo tanto, para el estudio actual es importante revisar lo que se conoce acerca de la distribución y de la estructura de la población del atún barrilete en el área de interés. Debido a que el barrilete se encuentra distribuido ampliamente a través del Océano Pacífico, esta discusión será, por consideración a las conveniencias, extendida más allá de los límites actuales de la pesca del Pacífico oriental.

Los términos población, stock y subpoblación, conforme se aplican en este estudio al barrilete, serán definidos en la forma siguiente:

Población—Generalmente incluye todos los individuos de las especies cuando no existen subespecies [se refiere a la definición de las subespecies dada por Mayr (1965)]. En este estudio la población del barrilete en el Océano Pacífico es definida como todos los barriletes en ese océano.

Stock—Se refiere a una porción de la población que habita generalmente una localidad geográfica específica, los miembros de la cual se caracterizan por ciertas similitudes no necesariamente hereditarias. Un stock puede estar compuesto de una o más subpoblaciones. Cuando está sujeto a la pesca se considera que incluye todos los individuos de una especie individual que habitan el área de pesca cuando la relación genética del uno al otro no se conoce.

Subpoblación—Es una porción de la población en la que los individuos están localizados en tal forma que cualquier par tiene una probabilidad igual de apareamiento el uno con el otro y producen jóvenes, denotando una población "panmictica" ideal. La subpoblación, entonces, comparte una mezcla común de genes.

Para una explicación más detallada de estos términos y conceptos, el lector puede referirse a Mayr (1965) y Marr (1957).

A. La distribución y las pescas del barrilete en el Océano Pacífico

El atún barrilete es una especie cosmopolita que se encuentra a través de la mayoría de los mares cálidos del mundo. En el Océano Pacífico aparece en cantidades comerciales a lo largo tanto de los límites orientales como occidentales. No se conoce hasta que grado ocurren en el área situada entre estos límites. Existen varias vías en las que se puede obtener alguna indicación de su distribución general dentro de estas áreas. Las empleadas en este estudio son deducciones obtenidas según la aparición de larvas de barrilete y de los registros de expediciones científicas en alta mar, y según los datos evidentes de pesca.

1. Distribución larval

Matsumoto (1966) recogió la mayoría de la información disponible que trata de la distribución larval del barrilete en el Océano Pacífico. Sus datos han sido compilados según los cruceros del Bureau of Commercial Fisheries del U. S. Fish and Wildlife Service, del Nankai Regional Fisheries Research Laboratory del Japan Fishery Agency y de la Comisión Interamericana del Atún Tropical. Los datos obtenidos desde 1949 a 1964 se presentan gráficamente en las Figuras 4 y 5.

La Figura 4 que indica la localidad de las larvas de barrilete capturadas durante el período de estudio, no refleja el esfuerzo ejecutado para obtener las capturas y por lo tanto no refleja la abundancia relativa de las larvas, pero presenta simplemente las localidades en donde fueron encontradas. Las larvas de barrilete se encuentran a través de todo el

Océano Pacífico aproximadamente entre los 30°N y los 20°S, pero se han encontrado con mucho menos frecuencia en el Pacífico oriental que hacia el oeste.

La Figura 5, modificada según Matsumoto (*op. cit.*), indica la captura por cada lance de la red de arrastre y refleja la abundancia relativa de las larvas en el Pacífico oriental y central. En el Pacífico oriental, en donde el esfuerzo de muestreo ha sido bastante intenso, los datos indican una real escasez de larvas. Como el barrilete es bastante abundante en el Océano Pacífico oriental, por lo menos estacionalmente, es evidente que los datos larvales no pueden emplearse para determinar la presencia real y permanente de los peces, pero solo la aparición ocasional asociada con el desove.

En resumidas cuentas, los datos larvales reflejan no más que la aparición ocasional del atún barrilete desde el continente americano hasta Asia y Australia, aproximadamente entre los 30°N y los 20°S.

2. Observaciones de cruceros científicos

Waldron (1964) publicó un sumario de los resultados de las observaciones visuales de los cardúmenes de barrilete en una parte del Océano Pacífico central, limitada por las latitudes de los 20°S y 30°N, entre las longitudes de los 110°W y 180°W. Las observaciones fueron realizadas por biólogos y pescadores a bordo de barcos del Bureau of Commercial Fisheries Biological Laboratory en Honolulu desde 1950 hasta 1961. Cada diagrama de Waldron, promediado por períodos de tres meses, presenta el número de cardúmenes en cuadrados de 5 grados, vistos en 10 horas de reconocimiento. El examen de estos diagramas trimestrales indica que los cardúmenes de barrilete aparecen estacionalmente a través de una gran porción del área de reconocimiento. Las mayores concentraciones de peces parecen centralizarse, sin embargo, alrededor de grupos de islas. Además se observaron claros cambios estacionales en el número de cardúmenes vistos por cada período de 10 horas.

Hynd y Robins (1967) informaron sobre las observaciones visuales del barrilete realizadas desde barcos de investigación y aviones en aguas de Tasmania durante el 1 de febrero al 31 de mayo 1965. Aunque no existe actualmente una pesca comercial de esta especie en esa área, ellos informaron durante el período de reconocimiento sobre la aparición de concentraciones comerciales de barrilete tan lejos como los 44°S.

3. Las pescas

Se obtiene comercialmente atún barrilete en mayores cantidades a lo largo del litoral oriental y occidental del Océano Pacífico. Existen actualmente dos pesquerías principales de esta especie: la pesca japonesa en el Pacífico occidental cerca a las islas de este país y la pesca del Pacífico oriental. Se realizan pescas mucho más pequeñas alrededor de las Islas del Hawai, Micronesia y la Polinesia francesa. Existen pesquerías pequeñas

(para el sostenimiento diario del pescador) cuyos datos de captura no son accesibles, alrededor de varios grupos de islas en el Pacífico.

a. Pacífico oriental

Los barcos encargados de esta pesca generalmente maniobran a través del área entre los 28°N de latitud y los 22°S de latitud (frente a Chile). La mayoría de la captura se logra unas 250 millas mar afuera. Desde 1934, las capturas han fluctuado entre 14.8 y 212.2 millones de libras. El promedio de 1956-1965 fue de 154 millones de libras. Se ofrecerán luego más detalles sobre esta pesquería.

b. Pacífico occidental

La pesca más grande de barrilete en el Pacífico, es la de los japoneses alrededor de las islas de su país. La pesca con carnada ha sido de importancia primordial, aunque en años recientes la pesca con redes de cerco ha sido más popular. Desde 1918 hasta ahora, las capturas han fluctuado entre 43.3 y 371.0 millones de libras. Desde 1918 hasta por ahí 1935, las capturas permanecieron bastante estables aproximadamente a 140.0-160.0 millones de libras y después de 1938 ascendieron a 266.4 millones de libras, el nivel anterior a la segunda guerra mundial, más alto. Durante la guerra las capturas estuvieron al nivel más bajo desde 1918, pero han ascendido desde 1946, alcanzando un ápice de 371.0 millones de libras en 1962 (Tabla 1). Kawasaki (1965a) revisó la pesquería algo detalladamente e informó acerca de capturas tan lejos al norte como los 45°N de latitud.

Antes de la segunda guerra mundial, los barcos de carnada japoneses pescaron barrilete en las Islas Carolina, Marshall y Mariana. Las Islas Truk y Palau fueron los principales puertos pesqueros con aproximadamente 35 barcos operando en cada uno de ellos. Se lograron cerca de 72.8 millones de libras en el mejor año. Esta pesca se terminó durante la segunda guerra mundial, pero recientemente ha vuelto a reanudarse en Palau con barcos de tripulación local.

c. Pacífico central

Una modesta pesca de barrilete basada en el método de la carnada viva ha funcionado en las Islas del Hawai por varios años. La pesca ha producido entre 6 y 14 millones de libras desde 1952 (Tabla 1). La flota que en años recientes consiste en cerca de 20 sampanes, obtiene casi el 75% de la captura, unas 20 millas de las islas principales.

Uchida (1966) presentó un recuento detallado de esta pesquería incluyendo estadísticas de captura y esfuerzo para 1952-1964.

En Tahití, los pescadores en pequeñas lanchas de motor capturan barrilete empleando el cebo tradicional polinesio que es la concha de la madre perla. Los desembarques anuales en el mercado de Papeete han

fluctuado de 0.4 a 1.0 millones de libras en los últimos años (Brun y Klawe 1968). Pesquerías para el sostenimiento diario son comunes alrededor de otros grupos de islas en la Polinesia francesa; Kawasaki (1965b) ha informado sobre capturas de 0.06 hasta 0.14 millones de libras en las Islas Marquesas.

4. Capturas palangreras de altura

La flota palangrera japonesa, pesca primordialmente atunes grandes que nadan en las profundidades y peces espada desde la costa occidental de las Américas hasta el litoral asiático y a través del Archipiélago de Indonesia, aproximadamente entre los 45°N y 45°S de latitud. Sin embargo, capturan incidentalmente algunos barriletes durante estas operaciones de pesca que aunque no tienen consecuencia comercial sirven para determinar la distribución de esta especie en alta mar. Miyake (1968) ha juntado todos los datos disponibles de los registros de los cuadernos de bitácora de los barcos comerciales y de los barcos pesqueros exploratorios, referentes a la captura del atún barrilete en tiempo y en espacio que puedan ser útiles en los estudios de su distribución y migración. Sus datos incluyen diagramas trimestrales de la distribución del barrilete por cuadrados de 5 grados, en donde se obtuvo barrilete en alguna época durante el período 1949-1965. Los datos fueron utilizados para preparar la Figura 2 en la que se indica una diagonal en cada cuadrado de 5 grados donde se capturó barrilete en algún tiempo durante 1949-1965. Las localidades donde actualmente existen las principales pescas comerciales de barrilete a través del Océano Pacífico se presentan sombreadas.

5. Comentarios generales sobre la distribución del barrilete

El atún barrilete aparece en ciertas cantidades a través de casi todo el Océano Pacífico entre aproximadamente los 45°N y 45°S de latitud. Aparecen en cantidades comerciales por lo menos en el sistema de corrientes que lindan con la costa occidental y oriental, como también alrededor de varios grupos de islas esparcidas a través del Pacífico central y occidental. En el Pacífico occidental su divergencia latitudinal desde el ecuador es superior a la del Pacífico oriental. Esto no es sorprendente cuando uno examina los sistemas principales de corrientes en el Pacífico (Fig. 6). En las regiones ecuatoriales hay un transporte de agua superficial hacia el oeste ocasionado por las corrientes ecuatoriales norte y sur. Cuando estas corrientes de agua cálida tropical llegan a las masas territoriales de su margen occidental, giran hacia el polo, transportando grandes volúmenes de agua a latitudes templadas. Luego se desplazan hacia el este, mezclándose con las corrientes de agua fría y enfriándose hasta alcanzar sus límites orientales. Luego fluyen hacia el ecuador en donde de nuevo se desplazan hacia el oeste.

Esta circulación da como resultado condiciones substancialmente diferentes en los costados oeste y este del océano. El primero está caracterizado

por una faja más bien ancha de agua tropical mientras que la faja de agua cálida del último es mucho más estrecha. A lo largo de estas aguas cálidas la temperatura de la capa mixta superior es muy uniforme en relación a las temperaturas por debajo de la termoclina. Es en esta capa mixta superior en la que con más probabilidad vive el barrilete. La profundidad de la capa mixta superior no es constante; se hace menos profunda al dirigirse al este a lo largo del ecuador. En el Pacífico occidental y central, la profundidad de la capa mixta superior cerca al ecuador es por ahí de 100 m, perdiendo profundidad hacia el este hasta llegar a los 10 m de la superficie (Fig. 7).

El barrilete parece estar distribuido horizontalmente dentro del área de la capa mixta superior rodeada por la isoterma superficial de 20°C. Las posiciones promedio de las isotermas durante julio en el hemisferio norte y durante enero en el hemisferio sur se presentan superpuestas en la Figura 2. Como las isotermas presentadas son *promedios* de numerosas observaciones, mientras que la ocurrencia del barrilete indica el límite *máximo* de su distribución hacia el polo, no debe esperarse un acuerdo exacto entre ellas. Sin embargo, puede declararse en general, que las isotermas de 20°C coinciden con la distribución del barrilete hacia el polo.

B. Estructura poblacional

En años recientes han aparecido en la literatura científica un número de informes que tratan de la estructura poblacional del barrilete en el Océano Pacífico (Hennemuth 1959a; Blunt y Messersmith 1960; Schaefer, Chatwin y Broadhead 1961; Schaefer 1963; Sprague 1963; Broadhead y Barrett 1964; Kawasaki 1965a y 1965b; Rothschild 1965; y Barrett y Tsuyuki 1967). La mayoría de estos informes en cuanto a la estructura poblacional han sido breves, solo comentando sobre la posibilidad de que el atún barrilete explotado en el Pacífico oriental probablemente no es un stock residente, pero que se desplaza estacionalmente mar afuera y que en realidad, puede estar relacionado a otros stocks más lejos hacia el oeste.

Kawasaki (*op. cit.*) discutiendo la población del barrilete que habita todo el Océano Pacífico, la consideró como unidad individual. Sugirió que las áreas principales de desove se encuentran en el Pacífico central, y que cuando los peces se acercan al final de su primer año se desplazan a las aguas periféricas del Pacífico central en donde son explotados. Cuando se acercan a su tercer año de vida empiezan a regresar a las aguas del Pacífico central en donde permanecen.

Rothschild (*op. cit.*) presentó una hipótesis ligeramente diferente sobre el origen del barrilete explotado en el Océano Pacífico oriental y central. Examinó los datos sobre la composición de la talla y del desove del barrilete. Supuso que el atún barrilete explotado en el Pacífico oriental proviene de los desoves en el Océano Pacífico central. Luego los barriletes se desplazan al Pacífico oriental en donde son reclutados en la pesquería aproximada-

mente a los 35-40 cm. Cuando se acercan a la costa occidental de las Américas, los reclutas potenciales a la pesca del Pacífico oriental son divididos en dos componentes por una masa cuneiforme de agua cálida que se extiende desde la costa meridional de México. Los grupos norte y sur de los peces forman las pesquerías de las regiones norte y sur respectivamente. Permanecen en la pesca del Pacífico oriental hasta que se acercan a la madurez sexual a la talla de 40 a 65 cm. Luego se desplazan desde el área a la región del desove en el Pacífico central.

Rothschild supuso que la población del barrilete que habita el Pacífico central y oriental está compuesta de un número de subpoblaciones. Llegó a esta conclusión mediante dos raciocinios. El primero está basado en los estudios inmunogenéticos de Sprague (1963) quien examinó los sistemas de los grupos sanguíneos del barrilete en áreas seleccionadas del Océano Pacífico. Al comparar la frecuencia de los genes según estas muestras identificó siete subpoblaciones en el Pacífico central. A juzgar por el grado del muestreo de Sprague en tiempo y en espacio, es probable que este método revele subpoblaciones adicionales a través del Océano Pacífico. El segundo raciocinio se relaciona a la distribución de los peces larvales. Las larvas de barrilete en el Pacífico central no están distribuidas uniformemente en tiempo y en espacio, lo cual sugiere algún mecanismo aislador y por lo tanto un apareamiento algo menos que aleatorio en todo el Pacífico central. Esto excluye la posibilidad de que una sola subpoblación habite el área.

En una publicación reciente, Barrett y Tsuyuki (1967) identificaron un sistema de transferrina de tres aleles en el atún barrilete. Examinaron tres muestras de peces de las aguas meridionales y tres muestras de las aguas septentrionales del Pacífico oriental y computaron la frecuencia de los genes en cada muestra. Sujetaron los datos a un análisis estadístico y sacaron en conclusión que las muestras provenían de una subpoblación común. Estos resultados no contradicen necesariamente la hipótesis de Rothschild o el trabajo de Sprague, ni confirman la hipótesis de Kawasaki ya que es posible genéticamente que diferentes subpoblaciones de animales puedan exhibir frecuencias idénticas de aleles en un lugar particular.

Así, que en resumen, se han propuesto dos hipótesis más bien amplias para explicar la estructura poblacional del barrilete en el Pacífico oriental y central y estas dos hipótesis no son consistentes. Se propone una subpoblación individual en una, mientras que en la otra existe más de una subpoblación. Antes de que pueda resolverse este problema se necesita estudiar más la genética, las migraciones y las tasas de mezcla del atún barrilete.

Actualmente solo puede decirse con algún grado de confianza que el atún barrilete de la pesca del Pacífico oriental no pasa toda su vida en esta área. Por lo menos parte de esta especie se desplaza al Pacífico central.

Esto está apoyado por la distribución de las larvas y por el recobro de tres marcas en el Hawai y una en las Islas Línea, de peces marcados en el área septentrional en la pesquería del Pacífico oriental. No se conoce que porción de este grupo septentrional hace esta migración, ni existe indicación alguna sobre la magnitud de los stocks del Pacífico central o de la porción que se desplaza hacia el Pacífico oriental.

En el Pacífico oriental, como se observó anteriormente, el barrilete aparece generalmente en dos grupos distintos, uno al norte y otro al sur del Golfo de Tehuantepec. No se tiene conocimiento si estos grupos de peces son subpoblaciones separadas. Los datos genéticos de Barrett y Tsuyuki (*op. cit.*) no indican diferencias entre las áreas, mientras que los estudios morfométricos (Hennemuth *op. cit.*) indicaron una falta completa de mezcla entre las áreas en el Pacífico oriental. La evidencia directa según la marcación conduce a creer que no hay mucha mezcla de barrilete entre las áreas norte y sur. De 76,146 peces marcados en el Pacífico oriental durante 1964, se han recobrado 4,124. De éstos solo dos indican intercambio entre las dos áreas. Esto indica que es muy pequeña la mezcla del atún barrilete entre las dos áreas durante el tiempo en que ellos están en el Océano Pacífico oriental.

Para el análisis subsiguiente se hicieron las siguientes suposiciones con respecto a la estructura poblacional del barrilete en el Océano Pacífico oriental: i) El barrilete en el Pacífico oriental se origina del desove al oeste de las áreas en las que son explotados en el Pacífico oriental; ii) Cuando tienen una talla de aproximadamente 40 cm, emigran al Pacífico oriental donde entran en la pesca comercial, permaneciendo hasta que se acercan a la madurez, y luego emigran a las áreas de desove de la pesquería; iii) Los peces de las regiones septentrionales se consideran como un stock separado de los de las regiones del sur.

V. CAPTURA, INTENSIDAD Y ABUNDANCIA

Para estudiar la abundancia y distribución de los peces en tiempo y en espacio y para evaluar el efecto que sobre ellos puedan tener los factores dependientes e independientes de la pesca, debe obtenerse alguna medida del tamaño de la población durante cualquier período de tiempo. En el ramo de la ciencia que trata de las pesquerías, la estadística que se emplea más comúnmente para representar la abundancia de una población de peces es la captura por unidad de esfuerzo.

Han habido numerosas y amplias discusiones en los escritos sobre el empleo de esta estadística con el fin de estimar la abundancia aparente relativa de una variedad de especies de peces [*e.d.* los estudios de Gulland (1956), Beverton y Holt (1957) Ketchen y Forrester (1966) y una publicación especial editada por Gulland (1964a) que contiene las contribuciones al symposium de ICES en 1963 sobre "the measurement of abundance

of fish stocks”]. Vale la pena el revisar brevemente algunos de los conceptos relativos al empleo de la captura por esfuerzo para evaluar la abundancia de los peces.

Existe alguna probabilidad (q) de que una unidad standard del esfuerzo de pesca (f) capturaría al azar un pez seleccionado de un stock explotado. Por ejemplo, si se sacan 10 peces de una población de 10,000, la probabilidad (q) de la captura de un pez es 0.001. Esta probabilidad (q) se denomina generalmente como el coeficiente de capturabilidad (Holt *et al* 1959) representando la proporción del stock que ha sido removida por una unidad de esfuerzo, i.e., la mortalidad instantánea de pesca (F) ejecutada por una sola unidad de esfuerzo:

$$F = qf \quad (1)$$

Claro está la captura total que resulta del esfuerzo (f) es

$$\text{Captura} = qf\bar{N}(t_1 - t_0) \quad (1a)$$

en la que $\bar{N}(t_1 - t_0)$ es equivalente al tamaño promedio de la población durante el intervalo de tiempo $\Delta t = (t_1 - t_0)$, y la captura por unidad de esfuerzo es $q\bar{N}(t_1 - t_0)$.

Si q es invariable, i.e., si es constante en todos los niveles de la abundancia del stock y del esfuerzo y no se encuentra afectada por factores ambientales, la captura por unidad de esfuerzo representará adecuadamente la abundancia relativa del stock. Sin embargo, la suposición de que la captura por unidad de esfuerzo es siempre proporcional al tamaño de la población, a menudo no es válida debido a la variación en el valor de q que resulta de un número de diferentes factores. Las causas de la variabilidad en q han sido discutidas antes detalladamente por otros científicos, y han sido compendiadas más recientemente por Gulland (1946a). Gulland sugirió que las variaciones de q pueden ser debidas a causas directas de la variación, tales como los cambios en la accesibilidad y vulnerabilidad. En este caso si a se señala como un coeficiente que representa la accesibilidad y v la vulnerabilidad, entonces

$$F = avqf \quad (2)$$

y la tasa de la mortalidad por la pesca variaría con cada unidad de esfuerzo según a y v varíen. Además, Gulland enumeró causas indirectas debidas a la relación de q a otros factores como una segunda categoría principal de la variación en q . Estas son: i) cambios según la cantidad de pesca, ii) cambios relacionados a la abundancia real del stock, iii) cambios o tendencias a largo plazo, y iv) cambios aleatorios.

Definiendo que q no cambia debido a cualesquiera de los factores mencionados anteriormente, un estimativo insesgado de este parámetro necesitaría el examen de la distribución (tanto en tiempo como en espacio)

de los peces capturados. Paloheimo y Dickie (1964) discutieron detalladamente el concepto de la aleatoriedad de los peces y del esfuerzo ejecutado sobre ellos, y los efectos de las desviaciones de esta aleatoriedad sobre los estimativos de la abundancia aparente relativa conforme fue evaluada por la captura por unidad de esfuerzo.

Para la pesca atunera del Océano Pacífico oriental, que ocurre en un área más bien extensiva del océano durante todo el año, sería difícil el justificar la suposición de que los peces y el esfuerzo, o ambos, están distribuidos aleatoriamente durante cualquier año, especialmente en lo referente al barrilete que parece exhibir algunos máximos estacionales en la abundancia. En efecto, los análisis de Griffiths (1960) y Calkins (1961, 1963) indican que sobre el período de un año ya sea el esfuerzo o los peces no están distribuidos aleatoriamente. Consecuentemente al intentar derivar los estimativos de la captura por esfuerzo que representan verdaderamente la abundancia relativa, es importante emplear las unidades de muestreo para las cuales se puede defender razonablemente las suposiciones de aleatoriedad ya sea para el esfuerzo o los peces o ambos.

Los problemas encontrados en estimar la captura por unidad de esfuerzo como se discutió anteriormente, han sido confinados a situaciones que abarcan solamente una especie individual de peces. Los problemas encontrados en el avalúo de la abundancia de las especies de peces de una pesca que explota más de una especie han llegado a ser mucho más complejos. Ketchen (1964) discutió hasta cierto grado estos problemas en un análisis de la pesca del "petrale sole" lenguado a lo largo de la costa occidental de Norte América. Computó los estimativos de la captura por esfuerzo al utilizar solo los datos de los viajes que desembarcaron más de una cierta porción mínima en relación a la captura total de lenguados. A pesar de que discutió los problemas inherentes a tal pesquería, no ofreció solución alguna. Rothschild (1967) discutió el efecto de las capturas de especies múltiples sobre la estadística de la captura por esfuerzo correspondiente a una especie individual lograda por medio del arte de palangre. Consideró este esfuerzo en términos de un modelo estocástico sencillo y dedujo los factores que adaptan la captura por esfuerzo de una especie individual para que nunca sea inferior a la captura por esfuerzo de las especies múltiples.

Como ya se ha dicho, la pesca de atunes tropicales explota simultáneamente atún aleta amarilla y barrilete sobre la mayor parte de la región en que se pesca. En el sistema estadístico de la Comisión (Shimada y Schaefer 1956), no se ha intentado anteriormente el separar el esfuerzo para el atún aleta amarilla del esfuerzo para el barrilete. Los límites de distribución de las dos especies se superponen considerablemente, y generalmente cada barco en cada viaje captura ambas especies, frecuentemente en el mismo lugar y tiempo. Sin embargo, la abundancia relativa del barrilete comparada a la del atún aleta amarilla es bastante diferente en

distintas áreas, así que es posible el alcanzar estimativos más precisos de la abundancia aparente del barrilete mediante alguna separación del esfuerzo entre las dos especies. Para realizar ésto, debe examinarse detalladamente la distribución geográfica del esfuerzo y la captura resultante.

A. Distribución geográfica de la captura y el esfuerzo

La Comisión procesa los registros de los cuadernos de bitácora de la flota atunera anualmente para compilar las capturas y los días de pesca por áreas de 1 grado y 5 grados y por mes, trimestre y año. Utilizamos estratos de áreas de 1 grado por año en nuestro estudio.

Las capturas se registran como atún aleta amarilla puro, barrilete puro, atún aleta amarilla y barrilete en cualquier proporción (mezclado), y atún aleta amarilla o barrilete (sin especificar). Las capturas mixtas y sin especificar no se incluyen en los datos correspondientes a los años de 1951 a 1958. A partir de 1959 estas capturas son prorrateadas en la misma proporción que las capturas identificadas por especies en cada área de 1 grado y trimestre del año. Se excluyen también las capturas que no pueden ser asignadas a un área de 1 grado. Las capturas y días de pesca por cerqueros y barcos de carnada son combinadas por año y por áreas de 1 grado.

Parte de la discusión siguiente trata con el promedio de los días de pesca, las capturas y el porcentaje del barrilete para 1951 hasta 1965. Estos promedios fueron computados por cada área de 1 grado en la que se ejerció algún esfuerzo de pesca, por lo menos en 8 de los 15 años. Las capturas (C) fueron sumadas por especies en cada una de las áreas de 1 grado y divididas por el número de años en los que cada cual recibió esfuerzo de pesca:

$$\sum_{i=1}^n C_i/n \quad (3)$$

donde $i = 1, \dots, n$ el número empleado de años. El porcentaje promedio del barrilete en cada área fue tomado como la captura total de barrilete (CS) para la serie entera de años dividida por la captura total combinada del atún aleta amarilla y barrilete (CSY) multiplicada por 100. Para cada cuadrado de 1-grado esto es

$$\sum_{i=1}^n CS_i 100/\sum_{i=1}^n CSY_i \quad (4)$$

El promedio de los días registrados de esfuerzo por año, fue tomado como el total de días registrado por los barcos de carnada y cerqueros combinados, dividido por 15 (el número de años en la serie), omitiendo el caso de las áreas de 1 grado que rodean el Banco de Shimada y las áreas de 1 grado al sur de los 15°S. Se pescó en estas áreas inicialmente en 1957 y,

consecuentemente, el total de los días fue dividido por nueve. Luego para cada área de 1 grado el esfuerzo promedio registrado *sin standardizar* correspondiente a todas las clases de tamaño y tipo de artes (X^*) es

$$\sum_{i=1}^n X^*_{i..} / n \quad (5)$$

donde X^*_{ijk} = esfuerzo sin standardizar de los días de pesca en el año i , del arte j y clase de tamaño k .

1. Promedio de la distribución geográfica

La distribución promedio anual de los días registrados de pesca por barcos de carnada y cerqueros combinados para el período 1951-1965 es presentado por áreas de 1 grado en la Figura 8. El área que se pesca regularmente se extiende a lo largo de la costa de las Américas desde los 35°N hasta los 21°S, y mar afuera hasta una distancia de 200 a 300 millas. Las áreas pescadas regularmente más alejadas de la costa incluyen las Islas Revillagigedo, el Banco de Shimada, la Isla Clipperton, Isla Cocos, Isla Malpelo, las Islas Galápagos y los bancos al norte de este grupo. El área en la que se pesca fuertemente es continua desde cerca de los 28°N hasta los 5°S e incluye las áreas fuera de la costa. Otras dos áreas en las que se pesca bastante que no son contiguas a la anterior, son el Banco de Chimbote a los 10°S y la región de la frontera Perú-Chile entre los 18°S y 21°S. Las áreas en las que se pesca más fuertemente son los bancos adyacentes a la parte media meridional de la península de Baja California, la región de la boca del Golfo de California adyacente al extremo de la Península de Baja California, las áreas adyacentes a las Revillagigedo, aquellas adyacentes a la costa de Centroamérica en la frontera de Nicaragua y Costa Rica y las áreas cerca al Golfo de Guayaquil que rodean el banco y la convexidad de Guayaquil.

La distribución promedio de las capturas del atún aleta amarilla correspondientes a 1951-1965 se presenta en la Figura 9. La distribución de las capturas del atún aleta amarilla concuerda bastante bien con la distribución del esfuerzo. Capturas bastante fuertes son continuas desde los 26°N hasta los 5°S, y las capturas más grandes de atún aleta amarilla ocurren con más frecuencia en las áreas de 1 grado que reciben el mayor esfuerzo.

La distribución promedio de las capturas de barrilete para 1951-1965 se indican en la Figura 10. De nuevo las áreas de 1 grado que reciben el mayor esfuerzo rinden las capturas más altas, pero el área de buenas capturas no es continua a todo lo largo de la costa mexicana como lo es la del atún aleta amarilla. La reciprocidad de la captura y el esfuerzo, con excepción de las áreas que tienen los valores más altos para ambos, no es tan buena como para la del atún aleta amarilla. Las capturas de barrilete son ligeras en el área a lo largo de la costa entre los 20°N y donde los 92°W

cruzan la costa cerca al extremo meridional del Golfo de Tehuantepec. Todas estas áreas de 1 grado tienen un promedio inferior a 100 toneladas por año y la mayoría de ellas tienen un promedio inferior a 25 toneladas por año. En contraste, casi todas estas mismas áreas reciben un esfuerzo de pesca más bien pesado y rinden capturas de más de 100 toneladas por año de atún aleta amarilla. Una situación similar prevalece en el interior del Golfo de California.

La Figura 11 presenta el porcentaje de barrilete en la captura total de cada área de 1 grado que tuvo una captura total de 100 o más toneladas desde 1951 hasta 1965. La mayoría de las áreas de 1 grado en el interior del Golfo de California y a lo largo de la costa mexicana rindieron capturas de menos del 10% de barrilete.

Estas cifras consideradas juntas tienden a indicar que las capturas de atún aleta amarilla han sido distribuidas más uniformemente sobre el área pesquera y corresponden más estrechamente con la distribución del esfuerzo que las capturas del barrilete. Sería injustificable el decir que el esfuerzo pesquero aplicado en cualquier área de 1 grado no fue un esfuerzo para el atún aleta amarilla. Por otra parte, las capturas promedio y el porcentaje de barrilete en la captura son muy bajos en el Golfo de California y en una gran área más adelante llamada "La Costa Mexicana." Esta situación no se debe a una falta de esfuerzo de pesca pero más bien al hecho de que el esfuerzo en estas áreas obviamente no se dirige principalmente al barrilete, y parece que el barrilete no está presente en grandes cantidades o no es accesible a la pesquería. Por lo tanto, puede obtenerse un estimativo mejor de la abundancia del barrilete al eliminar del cómputo la captura y el esfuerzo en estas áreas de la captura del barrilete por unidad de esfuerzo.

Cuando se considera qué áreas han de eliminarse del cómputo de la captura de barrilete por unidad de esfuerzo, debe considerarse la variación de un año a otro en la distribución geográfica de las capturas. Esto será examinado en el próximo capítulo. Sin embargo, antes de hacer ésto, las distribuciones promedio presentadas en las Figuras 10 y 11 pueden emplearse para decidir cuáles áreas deben *ser siempre incluidas*, sin miras a la captura en un año especial. Todas las áreas de 1 grado al oeste de los 100°W desde la punta de Baja California hasta los 15°N, en promedio, rinden un porcentaje alto de barrilete, en su mayor parte más del 50%. Esta región, que incluye los bancos de Baja California, las Revillagigedo y el Banco de Shimada, produce comúnmente un tonelaje considerable de barrilete. La región incluye también la porción más septentrional del área pesquera en la que se obtienen capturas más ligeras pero en donde la abundancia del barrilete es alta en relación a la del atún aleta amarilla. Otra área grande a la que se pueden aplicar los mismos comentarios incluye todas las subáreas al este de los 90°W desde la costa hasta los 5°N y todo lo que queda al sur de los 5°N. El barrilete se encuentra tan accesible como el

atún aleta amarilla en estas dos áreas grandes; consecuentemente todo el esfuerzo aplicado debe considerarse como esfuerzo para el barrilete (debe también, claro está, contarse como esfuerzo para el atún aleta amarilla).

Esto deja muchas subáreas de 1 grado, las cuales incluyen cerca de un tercio de toda el área pesquera, en donde la accesibilidad del barrilete varía de un año a otro. Los límites de esta área son desde la punta de Baja California al sur (110°W) hasta los 5°N y desde los 5°N al este hasta los 90°W , y luego al norte hasta el continente. Las subáreas de 1 grado dentro de estos límites fueron incluidas o excluidas de los datos de la captura y el esfuerzo correspondientes al barrilete según las capturas actuales realizadas en las áreas en cada año.

2. Distribución geográfica anual de la captura del barrilete

Las distribuciones geográficas anuales de la captura del barrilete por barcos de carnada y cerqueros combinados se presentan por subáreas de 1 grado en las Figuras 1 hasta la 15 (serie A) del Apéndice. El porcentaje de barrilete en la captura total dentro de cada subárea de 1 grado que tiene una captura total registrada de 25 o más toneladas de atunes tropicales es indicado para cada año en la serie B de las Figuras 1 hasta la 15 del Apéndice. En cada año de la serie, con excepción de 1956, las capturas de barrilete y el porcentaje de esta especie en la captura fueron bajos en la región de la costa de México pero la extensión del área de poca abundancia varía considerablemente de un año a otro. El área fue más grande desde 1957 hasta fines de 1960 y se redujo considerablemente en 1953, 1955 y 1964. En 1956, las capturas de barrilete fueron continuas desde Baja California hasta los 5°S , y aquellas a lo largo de la costa mexicana no fueron muy inferiores en cantidad o en porcentaje a la de las áreas adyacentes.

No parece práctico el formular reglas invariables para decidir si cada subárea de 1 grado en cada año debe o no ser incluida. Tal procedimiento resultaría en un patrón deshilvanado en el que se encontrarían áreas aisladas de una categoría rodeadas por áreas de la otra. Tal patrón sería irrealístico en cuanto a las condiciones oceanográficas o a las diferencias promedio de la distribución del atún aleta amarilla y barrilete. Un sistema más flexible fue adoptado en el que se requiere que las áreas incluidas y excluidas sean bloques continuos de territorio. Los contornos de las áreas excluidas se indican en la serie A de las Figuras 1 a 15 del Apéndice. Hemos tratado de mantener los contornos bastante rectos y regulares y anexar cuando fuera posible los contornos de las áreas de 5 grados, aunque hay que reconocer que nuestros esfuerzos fueron algún tanto arbitrarios. Se ofrece más adelante una breve discusión de la separación de las áreas en cada año.

En 1951 (Figuras 1A y 1B del Apéndice), el área de baja abundancia de barrilete se define con bastante claridad, extendiéndose desde la punta de Baja California hasta la mitad del Golfo de Tehuantepec. En 1952

(Figuras 2A y 2B del Apéndice), la distribución de la captura del barrilete y el área excluida fueron virtualmente lo mismo al año anterior.

En 1953 (Figuras 3A y 3B del Apéndice), el área excluida es estrecha debido a que se lograron capturas bastante buenas que contenían un alto porcentaje de barrilete, extendiéndose a los 18°N en la costa mexicana. Ambos límites norte y sur del área excluida se desviaron hacia el sur. Además, este año difiere del de 1952 en que la captura y el porcentaje del barrilete fueron bajos en la parte interior del Golfo de California; consecuentemente el Golfo fue excluido.

En 1954 (Figuras 4A y 4B del Apéndice), el área excluida es similar en extensión a la de 1951 y 1952, pero con la adición de todo el Golfo de California exceptuando tres subáreas de 1 grado adyacentes a la punta de la península. En 1954, la colocación del límite meridional de las áreas excluidas es algún tanto arbitrario. El porcentaje de barrilete en la captura de algunas de las subáreas de 1 grado en la costa mexicana fue mucho más alto que el promedio. Sin embargo, la cantidad de captura de estas subáreas no fue muy grande. La misma situación prevaleció en 1955 (Figuras 5A y 5B del Apéndice).

En 1956 (Figuras 6A y 6B del Apéndice), no hay una interrupción perceptible en las capturas de barrilete a lo largo de la costa mexicana. Las únicas áreas excluidas son las del interior del Golfo de California y el área de 5 grados 10-105 que contiene la Isla Clipperton.

En 1957 (Figuras 7A y 7B del Apéndice), el área excluida incluye todo el Golfo de California y toda el área a lo largo de la costa mexicana hasta el extremo oriental del Golfo de Tehuantepec.

Desde 1958 hasta 1960 (Figuras 8A y B—10A y B del Apéndice), el área excluida es la más grande de la serie de datos examinados. En 1961 (Figuras 11A y 11B del Apéndice), el área excluida tiene de nuevo su alcance máximo. La situación es la misma en 1963 (Figuras 13A y 13B del Apéndice), con excepción de una sola subárea individual de 1 grado (situada en la punta de Baja California) que fue removida del área excluida.

En 1964 (Figuras 14A y 14B del Apéndice), el área excluida se ha estrechado considerablemente, especialmente al norte en donde se lograron buenas capturas de barrilete en la vecindad de los 20°N en la costa mexicana. Este fue uno de los años más difíciles en cuanto a la separación de las áreas de la abundancia alta y baja del barrilete. La colocación del límite septentrional fue determinada por medio de la comparación de las Figuras 14A y 14B del Apéndice. Aunque el área excluida incluye algunas subáreas de 1 grado en las que la captura de barrilete fue bastante alta, el porcentaje de la captura del barrilete fue bajo en estas áreas. En 1965 (Figuras 15A y 15B del Apéndice), el área excluida de nuevo tiene su alcance máximo.

3. División de los datos del esfuerzo y de la captura total

El porcentaje total registrado de la captura del barrilete y el esfuerzo concomitante que es eliminado al excluir las subáreas de 1 grado que yacen dentro de los límites indicados en las Figuras 1 hasta la 15 (serie-A) del Apéndice, se presentan para cada año en la Tabla 2. El promedio de los 15 años para las artes combinadas es 22.1% de los días de pesca registrados y 1.3% de la captura registrada del barrilete. La cantidad de los días de pesca registrados que han sido eliminados fluctuó de 0.8% en 1956 a 45.8% en 1960. La cantidad de captura registrada que fue eliminada varió de menos de 0.1% en 1956 y 1958 al 3.7% en 1964. El promedio de la reducción de los días registrados y de la captura registrada correspondiente a barcos de carnada es 12.8% y 0.7% en oposición al 32.5% y 2.5% correspondiente a los cerqueros, lo cual indica que los cerqueros han dedicado proporcionalmente más esfuerzo en áreas en donde la captura es predominantemente atún aleta amarilla que el dedicado por los barcos de carnada.

B. Abundancia aparente del barrilete

La magnitud de las poblaciones de peces se estima más frecuentemente por la captura por unidad de esfuerzo. Los errores al estimar la abundancia de esta manera fueron discutidos anteriormente en relación a la variabilidad de q ; sin embargo, es posible bajo ciertas condiciones el interpretar la captura por esfuerzo en términos de la abundancia relativa del atún barrilete. Los estimativos de la abundancia relativa, según han sido evaluados por la captura por día de pesca, se discuten más adelante, suponiendo las siguientes condiciones:

- i) q permanece constante a todos los niveles de la intensidad de pesca y tamaño del stock.
- ii) Los efectos de los cambios en la disponibilidad y vulnerabilidad son aleatorios en tiempo y en espacio y sin correlacionar con los cambios en la abundancia.
- iii) El esfuerzo, los peces o ambos, son distribuidos aleatoriamente en el estrato tiempo-área escogido para el análisis.
- iv) Cuando se pesca ya sea en las regiones norte o sur la proporción del esfuerzo total dedicado al barrilete no está influenciada por la abundancia del atún aleta amarilla, *i.e.*, no se ignora el barrilete para capturar atún aleta amarilla.

La condición i) no es verdadera cuando se consideran todas las clases de tamaño y clases de arte, pero probablemente es verdadera para el esfuerzo standardizado. La condición ii), ha sido discutida parcialmente en un capítulo anterior; sin embargo, es imposible evaluar este efecto en la pesca del barrilete en el Océano Pacífico oriental. Al emplear estratos más pequeños de tiempo y área, 5-grados por trimestre, puede suponerse razonablemente que el esfuerzo de pesca se encuentra distribuido aleatoria-

mente (condición iii) y posiblemente también los peces. Condición iv) trata de los problemas inherentes en el esfuerzo para acreditar el esfuerzo de pesca propiamente al barrilete cuando en realidad la pesquería funciona simultáneamente sobre ambas especies en la mayor parte del área. Esto se discutirá más detalladamente en un capítulo más adelante.

1. Standardización del esfuerzo de pesca

Los métodos empleados por la Comisión para standardizar el esfuerzo de los barcos atuneros de diferentes tamaños han sido discutidos en varios de sus boletines (por ejemplo Volumen 1 No. 7). Sería conveniente el revisar brevemente el procedimiento empleado. Las capturas comerciales de atún aleta amarilla, de barrilete y las capturas en las que no se especifican las especies se comparan por estratos de áreas de 5 grados y por años para las varias clases de tamaño de los barcos. La captura por día de pesca del atún aleta amarilla y del barrilete combinados es computada según los datos de los cuadernos de bitácora para cada clase de tamaño, por cada área de 5 grados en un año determinado, y se calcula la razón de la captura por día de pesca de cada clase de tamaño en relación a la clase de tamaño standard (Clase 4 para los clippers y Clase 3 para los cerqueros). Las comparaciones se limitan a las áreas y al tamaño de las clases para las cuales se ha registrado una mínima cantidad de esfuerzo, *i.e.*, 20 días para los barcos de carnada y 10 días para los cerqueros. La media geométrica de estas razones se toma como el factor de eficiencia para cada clase de tamaño. Los mismos factores de eficiencia han sido usados para standardizar tanto el esfuerzo aplicado al atún aleta amarilla como al barrilete. Esta standardización puede ser explicada algebraicamente por medio de la siguiente anotación:

La captura de barrilete y atún aleta amarilla por unidad de esfuerzo es

$$USY_{ijk} = CSY_{ijk}/X^*_{ijk} \quad (6)$$

donde CSY_{ijk} es la captura combinada del atún aleta amarilla y barrilete en el área i^{ava} , durante el periodo de tiempo j^{avo} para el tamaño de categoría de barco k^{ava}

$$\begin{aligned} \text{donde } i &= 1, \dots, a \\ j &= 1, \dots, n \\ k &= 1, \dots, v \end{aligned}$$

Luego para cada categoría de tamaño (k) el logaritmo del factor de standardización relativo a un tamaño standard (s) en un año es

$$P^*_k = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n [\log(\frac{USY_{ijk}}{USY_{ijs}})]/a \cdot n \quad (7)$$

dejando el antilog $P^*_k = P_k$, el esfuerzo total standardizado es

$$f = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^v X_{ijk} \rho_k \quad (8)$$

Shimada y Schaefer (1956), trabajando con los datos de la captura y el esfuerzo para el periodo 1934-1954, standardizaron el esfuerzo aplicado al barrilete al usar solamente los datos de los barcos de carnada de la clase de tamaño 1 hasta la clase 4, con la clase de tamaño 3 como standard. Estos factores de eficiencia fueron empleados para calcular la captura de barrilete por día standard de pesca (*CSSDF*) y el esfuerzo de pesca (f) hasta el fin de 1961. La serie fue entonces descontinuada debido al pequeño tamaño de la flota de clippers. Los datos de las clases de tamaño más grandes no se usaron porque parece que los barcos más grandes hasta 1951 o 1952 pasaron por alto al barrilete con el fin de capturar atún aleta amarilla, una especie más remunerativa (véase Shimada y Schaefer 1956: p. 376). Para examinar esto en años más recientes, se indica en la Figura 12 la *CSSDF* y la *CYSDF* correspondientes a 1960 hasta fines de 1964 para los cerqueros de las clases de tamaño 3 hasta la 6. Si se ha evitado el barrilete en preferencia al atún aleta amarilla, se esperaría que la captura por día de barrilete fuera muy baja, mientras que la del atún de aleta amarilla cambiaría con el tamaño de la población. Existe alguna indicación que esto sucedió en el caso de la clase 3 de tamaño, pero para los barcos más grandes la *CSSDF* varía considerablemente durante los años incluidos. En la Figura 13, la *CSSDF* para los barcos de carnada se presenta por clase de tamaño para los años 1934 hasta 1960. Conforme fue sugerido por Shimada y Schaefer (1956), todas las clases de tamaño de los barcos de carnada después de 1951 pueden utilizarse adecuadamente para representar la abundancia aparente relativa del atún barrilete. Por lo tanto es razonable el suponer que durante 1951-1965 la discriminación de los grandes barcos contra el barrilete no apareció excepto tal vez en 1951 y 1952. Realmente, desde 1957, los grandes barcos (clases 5 y 6) han obtenido un porcentaje más grande de barrilete que los barcos medianos o pequeños, con la posible excepción de los barcos de carnada de la clase 1. Consecuentemente, fueron incluidos en la estimación de la abundancia aparente del barrilete, los datos de todas las clases de tamaño de los barcos de carnada y cerqueros.

Para standardizar el esfuerzo aplicado al barrilete es razonable el usar capturas de barrilete en vez de las capturas combinadas del atún aleta amarilla y barrilete. Como varias áreas de 5 grados usualmente rinden capturas que son casi enteramente de atún aleta amarilla, estas áreas reciben un peso igual a aquellas que frecuenta normalmente el barrilete si la captura combinada de las especies es usada para standardización. Para superar esto, se usaron solamente las áreas de 5 grados que se encuentran total o principalmente por fuera del área excluida delineada en las Figuras 1-15 (serie-A) del Apéndice, y las razones fueron computadas por trimestres en vez de anualmente. Además de cumplir más realísticamente la suposición de aleatoriedad (condición iii anteriormente men-

cionada) de la distribución de los peces y/o del esfuerzo en estratos de tiempo y área, este método tiene la ventaja de aumentar el número de comparaciones entre las clases de tamaño.

La clase 3 de tamaño se ha empleado como standard para los cerqueros desde el principio del sistema estadístico de la Comisión debido a que incluye casi toda la flota cerquera hasta el período del reacondicionamiento de los barcos de carnada (1959 a 1961). Desde 1959, la porción de la clase 3 de tamaño en la flota ha declinado incesantemente y parece casi seguro que esta tendencia ha de continuar. Además, esta clase de tamaño no es un buen standard para el barrilete debido a que el esfuerzo de esta clase es bastante bajo al sur del Golfo de Tehuantepec en donde se obtienen la mayoría de las capturas de barrilete. Consecuentemente, se empleó la clase 4 de tamaño como standard para los cerqueros. Esto limita los datos que pueden usarse de los cerqueros de 1959 en adelante; sin embargo, los cerqueros desembarcaron menos del 25% de barrilete prior a 1960.

a. Factores relativos de eficiencia para las clases de tamaño en los tipos de arte

i) Estimativos de la media geométrica

Se calcularon nuevos factores de eficiencia para standardizar el esfuerzo aplicado al barrilete por los barcos de carnada (1951-1960) y los cerqueros (1959-1965) usando las ecuaciones (6) hasta la (8) y las modificaciones anteriormente descritas (Tabla 3). Los cálculos de las razones de las varias clases de tamaño a la clase standard fueron hechos en estratos de áreas de 5 grados y por trimestre. Para 1951 los estratos de las áreas de 5 grados por año, fueron empleados a causa de que los registros incluidos en los diarios de bitácora estaban incompletos. No hubo esfuerzo suficiente de la clase 4 de los barcos de carnada después de 1960 para calcular los factores de eficiencia usando esta clase como standard; por lo tanto, a partir de 1961, los factores promedio de eficiencia para 1957-1960 fueron empleados para standardizar el esfuerzo de los clipers. Parece existir un aumento lineal general en la eficiencia asociado con un aumento en el tamaño de los barcos.

ii) Estimativos máximos de verosimilitud

Beverton y Holt (1957) discutieron el uso de los estimativos de las razones para evaluar la fuerza pesquera de un tipo de barco en relación a otro. Indicaron las omisiones o faltas de esta aproximación e indicaron la necesidad de un tratamiento estadístico más riguroso de este problema. Gulland (1956) discutió el uso de las técnicas del análisis de la varianza para estimar la fuerza relativa de pesca de los barcos individuales que explotan los stocks de peces demersales cerca a las Islas Británicas. Robson (1967) amplió ésto y sugirió un método más eficiente para estimar

los factores de la fuerza pesquera basados en el método de máxima verosimilitud.

Como la medida del esfuerzo es tan básica a la serie estadística de la Comisión, y esencial en el avalúo de la depredación del hombre sobre los stocks de los túnidos, es importante el explorar la posibilidad de usar estimativos estadísticos más eficientes para lograr ésto. Consecuentemente, escogimos el desarrollar un modelo lineal basado en el método de Robson (1967) para calcular los factores de eficiencia.

Un programa de cómputo que realiza los cálculos requeridos para un modelo hipotético lineal, fue empleado para hacer el análisis. Este programa (BMD X64) es uno de los de la serie que aparece en el manual de los programas computadores biomédicos publicados por el Health Sciences Computing Facility, Department of Preventive Medicine, Universidad de California en Los Angeles. Como este programa fue concebido para realizar el cómputo del análisis en forma matriz, es importante el aludir brevemente sobre las modificaciones necesarias del modelo hipotético lineal para aplicarlo al problema de la standardización de las artes. Graybill (1961) discutió detalladamente las modificaciones de este tipo.

Como vía de presentación, debemos considerar dos efectos de tratamiento γ_1 e γ_2 sobre alguna condición promedio μ . El modelo para ésto sería

$$Y_{ij} = \mu + \gamma_i + \epsilon_{ij} \quad (9)$$

donde

$i = 1, 2$, el tratamiento;

$j = 1, 2, 3$, tres repeticiones de cada tratamiento. Escribiendo este

sistema en anotación matriz

$$Y = X\beta + e \quad (10)$$

el cuál es idéntico a

$$\begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \\ y_{13} \\ y_{21} \\ y_{22} \\ y_{23} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu \\ \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{11} \\ \epsilon_{12} \\ \epsilon_{13} \\ \epsilon_{21} \\ \epsilon_{22} \\ \epsilon_{23} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Para este ejemplo X , una matriz de 6×3 tiene un rango de dos, de aquí que los parámetros no son todos estimables. Sin embargo, si dejamos $\mu + \gamma_1 = \alpha_1$ y $\mu + \gamma_2 = \alpha_2$, entonces el modelo llega a ser

$$Y_{ij} = \alpha_i + \epsilon_{ij} \quad (12)$$

y la matriz X , en este caso una matriz de 6×2 , tiene un rango de dos y todos los parámetros en (12) son estimables. Graybill denomina este

procedimiento "reparameterización" y sería necesario el considerar tal procedimiento para el problema de la standardización del tamaño de las clases.

Si la captura de un barco de la clase de tamaño i pescando en un estrato de área-tiempo j es

$$C_{ij} = q_i \cdot f_{ij} \cdot \bar{N}_j \varepsilon_{ij} \quad (13)$$

donde

- q_i es el coeficiente de capturabilidad del barco i^{avo} ,
- f_{ij} es el esfuerzo pesquero en días del barco i^{avo} en el estrato de área-tiempo j^{avo}
- \bar{N}_j es la abundancia media de la población en el estrato de tiempo-área j^{avo} , y
- ε_{ij} es una variable aleatoria de distribución logarítmica normal, luego la captura por esfuerzo para el barco de tamaño i en el estrato j es

$$\frac{C_{ij}}{f_{ij}} = q_i \bar{N}_j \varepsilon_{ij} \quad (14)$$

Tomando los logaritmos de ambos lados, tenemos el modelo lineal

$$y_{ij} = \alpha_i + \beta_j + \eta_{ij} \quad (15)$$

dónde

$$\begin{aligned} y_{ij} &= \ln C_{ij}/f_{ij} \\ \alpha_i &= \ln q_i \\ \beta_j &= \ln \bar{N}_j \end{aligned}$$

y

$$\eta_{ij} = \ln \varepsilon_{ij} \text{ es ahora una variable aleatoria } N(0, \sigma^2) \text{ (véase Beverton y Holt 1957: p. 174-175).}$$

Si los parámetros de este modelo fueran estimables, hubiéramos tenido estimativos tanto del coeficiente de capturabilidad de cada tamaño de barco como del tamaño promedio del stock correspondiente a cada estrato. Desafortunadamente los parámetros no son estimables ya que el diseño de la matriz no tiene un rango completo. Así que el modelo debe ser "reparameterizado" como sigue:

$$\text{permítase } \bar{\alpha} = \frac{a}{\sum_{i=1}^a \alpha_i/a} \text{ y } \bar{\beta} = \frac{b}{\sum_{j=1}^b \beta_j/b}$$

ahora

$$y_{ij} = (\alpha_i - \bar{\alpha}) + \bar{\alpha} + (\beta_j - \bar{\beta}) + \bar{\beta} + \eta_{ij} \quad (16)$$

dejando $\alpha_i' = \alpha_i - \bar{\alpha}$, $\beta_j' = \beta_j - \bar{\beta}$, y $\mu = \bar{\alpha} + \bar{\beta}$

tenemos

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i' + \beta_j' + \eta_{ij}' \quad (17)$$

donde $\sum \alpha_i' = 0$ y $\sum \beta_j' = 0$. El diseño de la matriz de este modelo tiene un rango completo así que los parámetros son estimables. En tanto que el coeficiente de capturabilidad no puede estimarse directamente para cada tamaño de barco, el factor potencial entre cualquier tamaño de barco y otro escogido como standard pueden ser estimados. Por ejemplo, si se desea estimar el factor potencial del barco de tamaño i en relación al tamaño del barco s es obvio que

$$\alpha_i' - \alpha_s' = \alpha_i - \bar{\alpha} - \alpha_s + \bar{\alpha} = \alpha_i - \alpha_s = \ln q_i - \ln q_s$$

o

$$e^{\alpha_i' - \alpha_s'} = \frac{q_i}{q_s} = \rho_i$$

Cuando se reemplazan los parámetros con los estimativos, se encuentra que los factores potenciales relativos pueden ser estimados.

Con el fin de standardizar el esfuerzo para la pesca del atún barrilete en el Pacífico oriental, puede escogerse lógicamente el modelo

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + e_{ijk} \quad (18)$$

donde

$i = 1, \dots, v$, la categoría de tamaño del barco,

$j = 1, \dots, a$, el estrato del área,

y

$k = 1, \dots, n$, el estrato de tiempo

No puede asumirse la aditividad para este modelo ya que se esperaría una acción recíproca entre el área y el mes. Si el término de interacción $(\beta\gamma)_{jk}$ se agrega al modelo para estimar su efecto, entonces el número de parámetros que han de estimarse sobrepasan la capacidad del programa BMD X64. Para sobreponerse a este problema, se puede volver a escribir el modelo para usar el estrato de tiempo-área como una unidad, en tal caso el modelo sería

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{ij} \quad (19)$$

donde

$i = 1, \dots, v$, la clase de tamaño del barco

y $j = 1, \dots, m$, el estrato de tiempo-área.

Para este modelo se asumiría la aditividad; sin embargo, es posible probar esta suposición. Tukey (1949) describe un análisis que puede emplearse para probar la validez en suponer la aditividad. El método incluye esencialmente la separación de la suma de los cuadrados del residuo en un com-

ponente debido a la interacción, con un grado de libertad, y un término compensativo, con los grados restantes de libertad atribuibles al residuo, con los cuales probar la significación del término de interacción. Si la razón- F para el término de interacción es significativa, entonces no puede asumirse la aditividad.

Para probar esta suposición para nuestros datos, se escogieron 2 años al azar y se aplicó la prueba de Tukey para la aditividad. Como la razón- F no fue significativa en ambos casos, se sacó en conclusión que la suposición de la aditividad era válida (Tabla 4).

La estimación de los parámetros necesarios para los estratos de las áreas de 1-grado y mes excede de nuevo la capacidad del programa. Por lo tanto se emplearon los estratos de las áreas de 5-grados y el trimestre para los datos desde 1957 a 1960. Se emplearon como anteriormente las áreas de 5-grados y el año para los barcos de carnada durante 1951, debido a la naturaleza de los datos. Para 1952 hasta 1957 usamos también los cuadrados de 5-grados y el trimestre.

Debe tenerse en cuenta que si cada célula de área-tiempo en el análisis contuviera datos, los dos modelos (18) y (19) necesitarían el mismo número de parámetros. Sin embargo, como unas de las células no contienen datos, el modelo (19) requiere mucho menos parámetros.

Los estimativos de máxima verosimilitud de los factores de eficiencia para la clase de tamaño de barcos tanto para los cerqueros como para los clippers fueron computados usando la ecuación (19), (Tabla 5). Todos los estratos de trimestre y de áreas de 5-grados en un año fueron tratados como un problema individual en el análisis. Los valores de F fueron computados para probar la significación entre las diferencias en las clases de tamaño dentro de los años (Tabla 6). En general existió una diferencia significativa en la captura por día de pesca entre las clases de tamaño de los clippers, pero no entre las clases de tamaño de los cerqueros. Ya que las clases más grandes de barcos cerqueros generalmente no pescan en las áreas septentrionales, los datos fueron divididos en un componente septentrional y uno meridional y se efectuó el análisis en cada una de estas áreas principales. Nuevamente no se percibió diferencia significativa entre las clases de tamaño en estas dos áreas principales.

iii) Comparación de los dos estimativos

Para comparar gráficamente los estimativos de los factores de la eficiencia computados por los dos métodos, se graficaron en las Figuras 14 y 15 los factores medios de eficiencia computados para todos los años. Estos se indican como puntos para los estimativos por relativo, y como cruces para los estimativos de máxima verosimilitud. Las líneas verticales representan una desviación standard a cada lado de la media. Tanto para los clippers como para los cerqueros el punto de los estimativos máximos

de verosimilitud parecen ser estimativos más consistentes, *i.e.*, la varianza de estos estimativos es inferior a la de los estimativos por relativo. La diferencia más grande entre los factores de standardización computados por los dos métodos ocurre en el caso de barcos más grandes que los de la clase 4, y especialmente a la clase 6 de tamaño, los barcos más grandes. Los factores de eficiencia para las clases de tamaño 5 y 6 tanto de los clippers como de los cerqueros son más inferiores para el método de la máxima verosimilitud que para el método por relativo. Sin embargo, como la técnica de la máxima verosimilitud tiene un número de buenas propiedades estadísticas tal como la consistencia y eficiencia asintótica, los resultados del estudio de la hipótesis lineal fueron empleados. Si todos los estratos de tiempo-área contuvieran datos, entonces la máxima verosimilitud y el método por relativo darían resultados idénticos.

Debido a que en la mayoría de los casos los valores de F para la variabilidad entre las clases de tamaño de los clippers fueron significativos (Tabla 6), los factores de eficiencia presentados en la Tabla 5 fueron empleados para standardizar el esfuerzo a la clase de tamaño 4. Por otra parte, como ninguno de los valores de F fueron significativos en los 7 años examinados para ver si existía variabilidad entre las clases de tamaño de los cerqueros, no se standardizó el esfuerzo cerquero. Se le asignó a cada barco un factor de 1.

El procedimiento de dar un peso igual a cada clase de tamaño de los cerqueros es verificado por el análisis de Bayliff y Orange (1967) quienes examinaron los datos referentes a la pesca de atún de los cerqueros en el Pacífico oriental. Encontraron que el número de lances realizados por día, la proporción de lances con éxito a lances sin éxito y la captura por lance con éxito no se diferenciaban significativamente entre las clases de tamaño de los barcos, exceptuando la última medida que mostraba una ligera diferencia, produciendo los barcos más grandes valores más altos en el área más al sur de la pesquería.

b. Factores de eficiencia entre los tipos standard de las artes

Después de 1961, la cantidad y la extensión del esfuerzo de los clippers disminuyó en tal grado en el área de pesca, que la captura de los clippers por día de pesca no fue más un índice confiable de la abundancia aparente del barrilete. Por la misma razón, la captura por día de pesca de los cerqueros antes de 1960 no es un buen estimativo de la abundancia aparente del barrilete. Con el fin de proveer una serie continua de estimativos de la abundancia aparente del barrilete, incluyendo todo el período para el cual la Comisión tiene datos de los cuadernos de bitácora, se debe convertir el esfuerzo de los cerqueros a unidades equivalentes de clippers. Para efectuar esto, es necesario comparar la captura por día standard de pesca de los clippers y cerqueros que pescan en las mismas áreas, al mismo tiempo, sobre poblaciones de la misma abundancia verdadera. Los años de tran-

sición, 1959-1961, de una flota predominantemente de barcos de carnada a una flota predominantemente de cerqueros, son los únicos años en que las dos artes pescaron juntas en una gran parte del área de pesca. Consecuentemente se escogieron estos años para comparar la eficiencia de las dos artes.

Sería ideal el comparar las capturas de los clípers y de los cerqueros pescando lado a lado en el mismo día; desafortunadamente los datos no son fácilmente disponibles en esta forma. El estrato más pequeño para el cual se dispone de los datos de la captura y el esfuerzo, en forma de sumario, es el de las áreas de 1-grado por mes. Por lo tanto después de usar los nuevos factores de eficiencia para computar la captura por unidad de esfuerzo para las clases de tamaño standard, se efectuaron las comparaciones en base a las áreas de 1-grado, por meses.

La captura de barrilete por día standard de pesca correspondiente a los clípers y cerqueros fue comparada en esas áreas de 1-grado y por los meses en los que fueron registrados 5 o más días de pesca por ambas artes y en los que se obtuvo alguna captura de barrilete por ambas artes. La última restricción fue aplicada debido a que existe alguna indicación, según la captura total de atunes aleta amarilla y barriletes por unidad de esfuerzo de las dos artes, de que los cerqueros no estaban activamente persiguiendo barrilete durante 1959 y 1960, excepto frente al Ecuador y Perú. Al excluir los estratos sin captura, esta dificultad se compensa parcialmente. Los datos de la captura por esfuerzo que llenan los requisitos bajo las dos restricciones fueron agrupados y promediados en tres áreas principales: al norte de los 15°N, desde el ecuador hasta los 15°N y al sur del ecuador. Las comparaciones entre las dos artes en áreas principales fueron limitadas a aquellas en que hubo un mínimo de 20 días de pesca registrados por ambas artes. Los datos agrupados de esta manera se presentan en la Tabla 1 del Apéndice y en las Figuras 17 y 18. En la Figura 16, la captura por día standard de pesca para clípers se grafica contra la captura por día standard de pesca de los cerqueros en cada área de 1-grado. En la Figura 17 se agrupan los datos por áreas principales para las que hay 34 comparaciones.

La relación que existe entre las dos variables no puede expresarse adecuadamente por una línea recta que pasa a través del origen; más bien es curvilínea (Fig. 17). Según aumenta la abundancia aparente del barrilete, los cerqueros se vuelven más eficientes que los clípers probablemente a causa de que la tasa de captura obtenida por un pescador individual de un clíper, es limitada por el esfuerzo físico requerido al lanzar el anzuelo al agua y el halarlo. Esto, junto con el hecho de que existe un límite económico en el número de pescadores en un barco individual, limita el número de peces que se puede obtener de un cardumen, haciendo caso omiso de que tan grande sea el cardumen. Por otra parte, el número de peces capturado en una red cerquera se relaciona más estrechamente al tamaño

máximo que pueda tener el cardumen, ya que las redes son bastante grandes para circundar, en la mayoría de los casos, el más grande de los cardúmenes.

Con el fin de rectificar los datos, éstos fueron transformados por logaritmos y se adaptó una línea recta a las observaciones por el método de los cuadrados mínimos. La captura por día standard de pesca de los cerqueros, expresada en términos de captura por día standard de pesca en unidades de clipers, se da por

$$\log \hat{Y} = 0.5317 + 0.2770 \log X \quad (20)$$

o

$$\hat{Y} = 3.402(X^{0.2770}) \quad (21)$$

donde X es la captura por día standard de pesca para los cerqueros e Y es la captura por día standard de pesca para los clipers. Se indica esta línea en la Figura 18 sobre una escala log-log y en la Figura 17 sobre una escala aritmética. En la ecuación (20), la desviación standard de la regresión es 0.2675 y el coeficiente de regresión es significativo al nivel de 0.01. El coeficiente de correlación es 0.4790 y es significativo al nivel de 0.01 con 32 grados de libertad. Además se indican en la Figura 18 los intervalos de confianza del 95% alrededor del estimativo de la media de los logaritmos de los \hat{Y} .

Es evidente según la Figura 17 que a los niveles bajos de la abundancia del barrilete, los clipers son más efectivos que los cerqueros. A un nivel de 5.5 toneladas por día standard de pesca, las dos artes son casi igualmente efectivas pero a medida que la abundancia aparente aumenta sobre este nivel, los cerqueros llegan a ser más efectivos en relación a los clipers. Esta relación es similar a la encontrada por Broadhead (1962) en su estudio sobre la efectividad de las dos artes en capturar atún aleta amarilla. Sin embargo, las dos artes son igualmente efectivas en la captura del atún aleta amarilla justamente sobre 1.0 tonelada por día; sobrepasando este nivel los cerqueros se vuelven rápidamente más efectivos. Esta diferencia entre la efectividad de las dos artes para las dos especies puede ser debida a que los cerqueros ejercen más preferencia por el atún aleta amarilla que los clipers, o a diferencias en el comportamiento de las dos especies. Desafortunadamente el período de comparación se limita a los años en los cuales los cerqueros estaban gozando de una pesca excepcionalmente buena de atún aleta amarilla.

Utilizando ya sea la ecuación (20) o (21) mencionadas anteriormente, el esfuerzo cerquero puede convertirse fácilmente en esfuerzo standard de clipers al computar simplemente la captura de barrilete por cada área principal en cada mes del año por el día standard de pesca correspondiente a los cerqueros, empleando solo los datos de las áreas anteriormente defini-

das del barrilete. Estos valores se convierten entonces al equivalente de la captura por día standard de pesca de los clippers por medio de las ecuaciones (20) o (21). Los estimativos del esfuerzo cerquero expresados en días standard de pesca en unidades de la clase 4 de clippers se obtienen al dividir los datos de la captura registrada de barrilete, hecha por la flota cerquera en cada área principal, por los datos convertidos de la captura por unidad de esfuerzo en el mismo estrato de tiempo-área. La suma por todas las áreas y meses provee un total anual de días standardizados de pesca de los cerqueros, en unidades equivalentes de clippers.

2. Cálculo de los índices de la abundancia y del esfuerzo total de pesca

La Comisión usa la captura por día standard de pesca en unidades de la clase 4 de clippers como un indicador de la abundancia relativa del atún aleta amarilla y del barrilete en el Pacífico oriental. Esto se calcula al dividir la captura total anual registrada por el total anual de los días standard de pesca. Esto ha demostrado ser un índice útil ya que bajo ciertas condiciones es proporcional al tamaño de la población, de aquí que una comparación de los índices equivale a una comparación de las tallas del stock. Indica también el éxito relativo de la flota pesquera en términos de compensación económica. Sin embargo, este índice puede que no ofrezca un estimativo muy preciso de los cambios en la abundancia del barrilete del Pacífico oriental. La distribución del esfuerzo de pesca está fuertemente influenciada por la abundancia del atún aleta amarilla y puede tener un efecto substancial sobre la captura anual por día standard de pesca del barrilete. Además los cambios en las condiciones oceanográficas pueden afectar este índice causando concentración o dispersión de los peces.

Otra forma en que se puede examinar la abundancia aparente relativa es el calcular la densidad promedio de los peces por unidad de área sobre el área de pesca. Esto se efectuó para el barrilete obtenido en el Pacífico oriental durante 1951-1965. El procedimiento empleado se describe más adelante.

a. Procesamiento de los datos

La división del área de pesca del barrilete en los componentes norte y sur (descrita en el capítulo anterior) por medio de la eliminación de las áreas del atún aleta amarilla se hizo para cada año en la serie de 1951-1965. Se dispone de la captura registrada de barrilete y de los días de pesca registrados, ambos standardizados y sin standardizar para cada uno de estos años, y de la captura por día standard de pesca por estratos de área de 1-grado y mes para los clippers y cerqueros. Al computar un índice de la abundancia en términos de densidad, es importante el efecto que pueda ocasionar sobre el índice esta exclusión variable de las áreas entre los años. Si esta exclusión variable no se toma en cuenta en el índice, entonces en

vez de evaluar la abundancia relativa de los peces en el área de interés, puede que solo se estén evaluando los cambios en la densidad. Por ejemplo, si en el año J el número promedio de los peces presentes en un área de tamaño A es \bar{N} entonces la captura por esfuerzo sería $q\bar{N}$, si el esfuerzo fuera constante, donde q es el coeficiente de capturabilidad por unidad de área A . Si en el año $J + 1$ hubiera $\bar{N}/2$ de peces ocupando un área de tamaño $A/2$ entonces la densidad que sobrepase $A/2$ sería la misma que la densidad de los peces en el área A durante el año J . Consecuentemente, en el año $J + 1$ la captura por unidad de esfuerzo calculada sobre el área $A/2$ sería aproximadamente igual a la del año J , cuando realmente solo había la mitad de tantos peces.

Para tomar en cuenta el cambio de densidad causado por la exclusión variable de ciertas áreas, se incluyó un factor de ponderación al calcular los índices de abundancia. El factor anual de ponderación es la razón del número de las áreas de 1-grado pescadas en alguna época durante el año, en relación al número total de los cuadrados de 1-grado pescados en alguna época durante 1951-1965. La medida anual de la captura por unidad de esfuerzo se pondera entonces por este factor.

Se usa un esquema similar de ponderación para calcular la medida mensual de la abundancia, pero en este caso el factor mensual de ponderación es la razón del número de los cuadrados de 1-grado en los que se pesca en el mes, en relación al número total de los cuadrados de 1-grado ocupados en alguna época durante el año.

Tanto para los meses como para los años este esquema de ponderación está basado en la suposición de que los pescadores no pescan en ciertas épocas en algunas áreas consideradas como parte de las regiones de pesca, porque saben que no se encuentran peces en esas áreas particulares en esas épocas. Al tomar esto en cuenta en el esquema de ponderación, estas áreas reciben esencialmente una captura por unidad de esfuerzo de cero y el sesgo introducido al cambiar el tamaño del área de pesca en cada año es compensado.

El índice mensual de la abundancia se computa como

$$U_{.j} = \left(\sum_{i=1}^I \text{CSSDF}_{ij}/I_j \right) (I_j/I_J) \quad (22)$$

donde CSSDF_{ij} es la captura de barrilete por día standard de pesca en el cuadrado i de 1-grado y en el mes j ,

I_j es el número de las áreas de 1-grado las cuales recibieron 5 o más días registrados de esfuerzo durante el mes j ,

y I_J es el número total de las áreas de 1-grado las cuáles recibieron 5 o más días registrados de esfuerzo durante el año J .

El índice anual de la abundancia es

$$U_{..} = 1/12 \sum_{j=1}^{12} U_{.j} (I_j/I^*_j) \quad (23)$$

donde I^*_j es el número total de áreas de 1-grado las cuales recibieron en alguna época 5 o más días registrados de esfuerzo de pesca durante el período 1951-1965.

Desde 1951 hasta el fin de 1959, los clippers fueron el elemento importante de la flota. Capturaron la mayor parte de barrilete, pescaron todo el año y en todas las áreas de la pesquería. Durante este período los cerqueros pescaron estacionalmente y la mayor parte de su esfuerzo fue ejercido en las regiones septentrionales. Por lo tanto solo se usaron los datos de los clippers para calcular los estimativos de la abundancia durante este período. Durante 1959-1961 casi todos los clippers de las cuatro clases más grandes de tamaño fueron convertidos a cerqueros y en 1961 los cerqueros desembarcaron por primera vez más barrilete que los clippers. Después de 1961 casi todo el esfuerzo de los barcos de carnada fue confinado a las regiones septentrionales y pescaron mucho menos en las áreas de las Islas Revillagigedo y de las Galápagos. Sin embargo, la flota reducida de los clippers sigue capturando cantidades significantes de barrilete en estas áreas. Por lo tanto deben emplearse los datos de la captura y el esfuerzo de ambas artes para calcular los estimativos de la abundancia correspondientes a los años siguientes a 1959. El esfuerzo de los cerqueros fue convertido a unidades standard de clippers por medio de las ecuaciones de regresión (20) y (21).

b. Fluctuaciones del índice de la abundancia

Los estimativos de la abundancia para el área del norte, el área meridional y las dos áreas combinadas se ofrecen en la Tabla 2 del Apéndice. La suma de la captura de barrilete por día standard de pesca, $\Sigma(CSSDF)$, de las áreas explotadas de 1-grado y el índice mensual de la abundancia ($U_{.j}$) calculado según esto se indican para cada mes en las columnas 2 y 3, respectivamente. Al final de las columnas 3 y 4 se encuentra indicado para cada año el número de las áreas de 1-grado que han sido explotadas en el año J , (I_j), y la proporción de esto al número total pescado desde 1951-1965 (I_j/I^*_j). Debajo de éstos se enumera el índice de la abundancia sin

ponderar ($\sum_{j=1}^{12} U_{.j}/12$) y el ponderado ($U_{..}$). Los índices mensuales de la

abundancia ($U_{.j}$) se presentan para el área septentrional, el área meridional y para las dos áreas combinadas en las Figuras 19A, B y C. Los valores fluctúan de cero a 3.78 en el norte y de cero hasta solo 2.49 en el sur. La fluctuación mayor en el norte se atribuye a algunos pocos puntos inusualmente altos, siendo la abundancia promedio inferior a la del sur.

Los índices anuales de la abundancia, $U_{..}$, se presentan en la Figura 20 para las áreas septentrionales y meridionales y para ambas áreas com-

binadas. Existe una variación muy inferior en el promedio de los valores anuales del índice de la abundancia que en el de los valores mensuales, tanto en el norte como en el sur. En el norte el índice fluctúa desde un valor bajo de 0.11 en 1961 a uno alto de 0.52 en 1956. El último valor es muy alto en relación a otros años a causa de que las temperaturas oceánicas en el área de México meridional al norte de Centroamérica en ese año fueron mucho más frías de lo normal, y se encontró barrilete en una franja continua desde el Perú hasta el norte de Baja California. Así que la interrupción usual en la distribución del barrilete a lo largo de esa área no ocurrió en 1956 (Figura 6A del Apéndice). Por lo tanto la razón I_j/I^*_j correspondiente a 1956 es la razón más alta en la serie. Esto dio como resultado un aumento substancial cuando se aplicó al índice no ponderado de la abundancia. Otro hecho que contribuyó a este índice alto de la abundancia fue que muchos de los peces, pertenecientes probablemente al stock meridional, fueron incluidos en el stock septentrional debido a la selección arbitraria de los 15°N de latitud como la línea divisoria entre los stocks norte y sur. En el área meridional el índice anual de la abundancia fluctuó de un valor bajo de 0.27 a uno alto de 0.62 en 1954. Aunque no es aparente cuando se compara la amplitud de los índices de la abundancia en el norte con los del sur, los valores anuales en el sur son, en promedio, superiores al doble a aquellos del norte. Esto significa que la densidad por cada cuadrado de 1-grado en el sur es doblemente superior a la del norte. Como existen más cuadrados de 1-grado en el sur, el stock total allí es aún superior al doble de lo grande que es en el norte. No ha habido una tendencia descendente o ascendente en el índice de la abundancia en el norte o en el sur. La variación de año-a-año en el índice anual no ha sido grande en una u otra área y en el norte, exceptuando 1956, ha sido inferior.

El índice de la abundancia correspondiente a las dos áreas combinadas está más de acuerdo a las fluctuaciones del índice en el área meridional que en el área septentrional. El área meridional es mucho más grande, la pesca es menos estacional, y contribuye a la mayoría de la captura total del barrilete. Los valores mensuales combinados del índice fluctúan de 0.08 a 1.83 (Figura 19C). El índice anual de la abundancia no ha fluctuado mayormente variando de 0.21 en 1952 a 0.49 en 1956, durante el período de 15 años.

En la Tabla 3 del Apéndice se indican los valores del índice de la abundancia calculados según los datos sin convertir de los cerqueros desde 1960-1965. Los valores mensuales se grafican en la Figura 21 y los anuales en la Figura 22. De nuevo no existe indicación de una tendencia ascendente o descendente en la abundancia aparente. El índice de la abundancia de los cerqueros indica que la abundancia aparente es inferior en el norte y superior en el sur que el índice calculado según las artes combinadas.

c. Variación estacional en el índice de la abundancia

La Figura 23 presenta los valores promedio mensuales del índice de la

abundancia del barrilete para el área septentrional, el área meridional, y para las dos áreas combinadas. En cada uno de los tres gráficos la línea a puntos representa los promedios calculados según los datos de los clippers para 1951-1959 y los datos de las artes combinadas para 1960-1965. La línea sólida representa los promedios calculados para los datos de los clippers correspondientes a 1951-1959, y la línea a trazos representa los promedios calculados según los datos de los cerqueros para 1960-1965.

En el área septentrional el índice de la abundancia es muy bajo durante los 5 primeros meses del año, asciende rápidamente a un ápice en agosto, y luego declina rápidamente a fines del año. Los promedios de los cerqueros son inferiores a los promedios de los clippers y de las artes combinadas, el ápice es más plano, y los valores para agosto, septiembre y octubre son casi idénticos.

En el sur las fluctuaciones mensuales en el índice de la abundancia son inferiores a las del norte y no existen valores extremadamente bajos. El ápice de la abundancia ocurre en mayo si se avalúa por los datos de los cerqueros y de las artes combinadas, o en junio si se avalúa por los datos de los clippers. Los valores promedio más bajos ocurrieron en marzo y octubre.

Cuando se combinan los datos para las áreas del norte, hay aún menos fluctuación mensual y los puntos altos y bajos son los mismos a los del área meridional.

d. Medidas del esfuerzo de pesca

El sistema de los cuadernos de bitácora de la Comisión provee un abarcamiento bastante completo de la captura y del esfuerzo de pesca de los barcos atuneros basados en California y Puerto Rico. El abarcamiento es más pobre para los barcos basados en México y Perú, y la gran pesquería basada en Manta, Ecuador, no está incluida en el sistema de los cuadernos de bitácora. Aunque la Comisión obtiene cifras de captura virtualmente completas de los datos sobre el peso del atún desembarcado, no es posible contar directamente los días totales de pesca. El esfuerzo total de pesca debe ser estimado. Esto se puede hacer al dividir la captura total por la captura por día standard de pesca (no el índice de la abundancia) que se calcula según los datos de los cuadernos de bitácora (Método No. 1). Los estimativos anuales del esfuerzo de pesca obtenidos por este método se dan en la Tabla 7. Además en la tabla se indica el número de los días standard de pesca según los datos de los cuadernos de bitácora, la captura registrada del barrilete en toneladas cortas, la captura del barrilete por día standard de pesca (*CSSDF*), y la captura total de barrilete. Los datos de los cuadernos de bitácora para 1951-1959 pertenecen a los clippers, mientras aquellos para 1960-1965 provienen de ambas artes, con el esfuerzo de los cerqueros convertido a unidades de clippers. Se presentan también los datos sin con-

vertir de los cerqueros. La columna que indica "captura total" se refiere actualmente a los desembarques correspondientes a 1951-1957. Los desembarques son la cantidad descargada de peces en un año civil, algunos de los cuales pueden haber sido capturados el año anterior. Las cifras de 1958-1965 indican la cantidad de peces obtenida en un año civil pero que no han sido necesariamente desembarcados en ese año. La captura es la mejor estadística para los procedimientos que se aplican aquí, pero no existe suficiente información para separar la captura de los desembarques antes de 1958. Los desembarques fueron divididos en los componentes norte y sur de la siguiente manera. Las cifras de 1951-1961 fueron obtenidas según Broadhead y Barrett (1964). Para calcular el componente septentrional, ellos combinaron los desembarques del barrilete al norte de los 16°N de latitud, como los presenta el sistema estadístico ("pink ticket") del California Department of Fish and Game, con importaciones de México a los Estados Unidos y la producción doméstica mexicana. Se supone que la captura total restante, pertenece al componente meridional, ya que los barcos basados en Colombia, Ecuador y Perú pescan solo en el área meridional. Las cifras de captura para 1958-1961 fueron divididas en los componentes norte y sur, en la misma proporción que los desembarques. La captura de los Estados Unidos y de México para 1962-1965 fue dividida en los componentes norte y sur, en la misma proporción que la captura registrada, y los desembarques de otras naciones fueron agregados al componente meridional.

Suponiendo que la relación de la captura registrada y el esfuerzo registrado es la misma a la de la captura total y el esfuerzo total, puede también estimarse el esfuerzo total al calcular qué porcentaje es de la captura total la captura registrada, y luego aumentar el esfuerzo registrado en la misma proporción (Método No. 2). Los estimativos del esfuerzo total calculados por este método se presentan en la Tabla 8.

Existen ahora dos estimativos del esfuerzo del barrilete para 1951-1959, y cuatro estimativos para 1960-1965. Estos estimativos se comparan en la Figura 24. En todos los tres recuadros de esta figura las líneas que no tienen puntos representan el esfuerzo de pesca estimado por el primer método (captura total de barrilete/*CSSDF*) y las dos líneas con puntos representan el esfuerzo estimado por el segundo método (el esfuerzo registrado, prorrateado según la relación entre la captura total y la captura registrada). Las líneas que se extienden sobre todo el período 1951-1965 son los estimativos en unidades de clípers y las líneas más cortas que se extienden desde 1960 a 1965 son los estimativos en unidades de cerqueros.

En el área septentrional, los estimativos del esfuerzo por los métodos uno y dos, en unidades de clípers, están muy próximos en todos los años, aunque el método uno ofrece consistentemente un estimativo ligeramente más alto del esfuerzo total. Los estimativos en unidades de cerqueros, para 1960-1965, son algo más altos que los de las unidades de los clípers,

de nuevo rindiendo el método unos estimativos más altos que el método dos. Todos los estimativos indican una reducción aguda en el esfuerzo entre 1958 y 1960, seguida por una estabilización al nivel más bajo. Esta reducción en el esfuerzo coincide con el reacondicionamiento de la flota, de una compuesta predominantemente de clipers, a una formada predominantemente de cerqueros. En el área septentrional los cerqueros han tenido tradicionalmente más éxito capturando atún aleta amarilla que barrilete y probablemente es que han dirigido una parte más grande de su esfuerzo al atún aleta amarilla que no ha sido el caso de los clipers.

En el área meridional, los dos estimativos del esfuerzo de pesca calculados en unidades de clipers de la clase de tamaño 4, presentan unos resultados bastante similares sobre el período de 15 años. Así como en el norte, el método uno ofrece consistentemente los estimativos más altos. Los dos estimativos correspondientes a los cerqueros ofrecen unos estimativos del esfuerzo en 1960 ampliamente divergentes. En ese año el abarcamiento del área meridional por los cerqueros fue pobre y la abundancia aparente del atún aleta amarilla fue muy alta. A partir de 1962, los estimativos de los cerqueros estuvieron muy próximos a los estimativos de los clipers y permanecieron así durante los tres años consecutivos. Ha habido muy poco esfuerzo de parte de los clipers en el área meridional desde 1961. Los estimativos en unidades de clipers indican una reducción en el esfuerzo aplicado al barrilete entre 1958 y 1960; sin embargo, el esfuerzo empezó a aumentar en 1961 y en 1963, estuvo próximo al nivel de los primeros años de la década de 1950. El esfuerzo declinó agudamente en 1964, cuando la abundancia aparente del atún aleta amarilla fue alta, y luego recuperó cerca de la mitad de su pérdida en 1965.

El cuadro es virtualmente el mismo para las áreas combinadas que para el área meridional. Para las unidades de clipers, los métodos uno y dos ofrecen estimativos consistentes del esfuerzo, con el método uno siempre más alto. Para los estimativos de los cerqueros, el método uno también rinde cifras más altas. Los estimativos de los cerqueros fueron altamente divergentes en 1960 y 1961, y luego empezaron a aproximarse más estrechamente a los estimativos en unidades de clipers. La tendencia total en el esfuerzo aplicado al barrilete para las áreas combinadas parece descender desde 1951 a 1960, pero desde 1961, ha tendido a ascender.

e. Esfuerzo de pesca por la flota de Manta, Ecuador

A fines de la década de 1950, empezó a desarrollarse una pesca comercial atunera en Manta, Ecuador. La capacidad de la flota y las facilidades litorales han aumentado incesantemente. En los años siguientes a 1960 los desembarques anuales han producido de 10,000 a 15,000 toneladas de barrilete, así que esta pesca ha venido a ser un componente importante de la captura del área meridional.

La mayor parte de la flota de Manta está compuesta por barcos de

carnada de tamaño medio o pequeño. Los barcos carecen de refrigeración y las capturas son desembarcadas diariamente, consecuentemente, la mayoría de la pesca se realiza en el trayecto de un día desde Manta. La Comisión desde 1959 ha colectado las estadísticas de los desembarques diarios de la mayor parte de la flota. Durante el período de 1959-1965, los estimativos del esfuerzo pesquero de la flota de Manta han fluctuado de 3,500 a 7,600 días de pesca por año. Con el fin de tener una idea mejor acerca de la magnitud de este esfuerzo relativa a la flota de altura que maniobra en el Pacífico oriental, se ha intentado convertir los días de pesca de los barcos de la flota de Manta a unidades standard de la clase 4 de clipers. Tales estimativos serán necesarios para algunos capítulos subsiguientes de este informe que tratan del análisis de los datos de marcación para estimar las tasas de mortalidad, y para el estudio de los efectos que la pesca pueda tener sobre la abundancia de los stocks de barrilete.

El área en la que pesca la flota de Manta corresponde muy cercanamente a las tres áreas de 1-grado designadas S05-080-17, S05-080-21, y S05-080-22 en el sistema de las áreas estadísticas de la Comisión (véase para su descripción Shimada y Schaefer 1956, p. 379). Los datos de los diarios de bitácora de la Comisión se combinaron para estas tres áreas y se calculó la captura de barrilete por meses, por día standard de pesca (*CSSDF*). Estos valores fueron comparados con los valores correspondientes calculados según los datos de la captura y el esfuerzo de la flota de Manta. Los meses en los que hubo menos de 5 días de esfuerzo o no hubo captura, ya sea de una flota o la otra, fueron excluidos lo cual deja 59 comparaciones para el período 1959-1965. En la Figura 25 los valores de los datos de los cuadernos de bitácora de la Comisión se grafican contra aquellos de la flota de Manta. Los coeficientes de correlación y regresión fueron calculados y fue ajustada una línea de regresión de cuadrados mínimos a los datos. El coeficiente de correlación es 0.528 y el coeficiente de regresión es 1.22; ambos son significativos al nivel de confianza del 99% con 57 grados de libertad. La fórmula para la línea de regresión de los cuadrados mínimos es

$$\hat{Y} = 2.55 + 1.22(X) \quad (24)$$

donde X es la captura de barrilete por día de pesca de la flota de Manta y Y es la *CSSDF* de la porción de la flota que mantiene los cuadernos de bitácora de la Comisión.

Si ambas flotas explotan el mismo grupo de peces, entonces ambas medidas de la abundancia aparente deben aproximarse a cero así como la abundancia verdadera se aproxima a cero. Por lo tanto, una línea que indica la relación entre los dos índices debe pasar a través del origen. Para ajustar tal línea, se supuso que existía una relación curvilínea entre las dos variables. Una transformación log-log fue aplicada a los datos y la línea representada por la ecuación

$$\hat{Y} = 2.56 (X^{0.611}) \quad (25)$$

donde X e Y son definidas como se mencionó anteriormente, fue graficada en la Figura 25. Usando esta relación, los valores anuales de la captura del barrilete por día standard de pesca por la flota de Manta fueron transformados en la *CSSDF*. Estos valores fueron luego divididos por los desembarques anuales de Manta para obtener estimativos del esfuerzo de pesca de Manta en términos de la unidad standard de la Comisión, es decir, en días de pesca de los clipers de la clase 4. Estos estimativos se presentan más adelante precedidos en cada caso por el año al cual corresponden: 1959 (1709); 1960 (1701); 1961 (2613); 1962 (2094); 1963 (2658); 1964 (2952); 1965 (3682).

Estos estimativos y los desembarques de Manta fueron agregados al total de la captura registrada y al total del esfuerzo registrado para el área meridional, y se calcularon nuevos valores de la *CSSDF*. Estas cifras fueron entonces divididas por las capturas totales anuales para obtener nuevos estimativos del esfuerzo total de pesca para el área meridional. Los nuevos estimativos utilizando los datos de Manta (Tabla 9), se ajustan bastante estrechamente con aquellos del método uno. Se recordará que los estimativos del método uno fueron obtenidos al dividir la captura total por la *CSSDF* derivada solamente de los datos de los cuadernos de bitácora de la Comisión. Los estimativos que utilizan los datos de Manta, promediando aproximadamente un 8% más alto que los estimativos del método uno para 1959-1965, se emplearán en un capítulo subsiguiente en donde se examina la relación entre el esfuerzo de pesca y el tamaño del stock.

VI. CRECIMIENTO

La literatura científica contiene un número de estudios acerca del crecimiento del atún barrilete, correspondiente a los stocks que habitan el Océano Pacífico. Se han empleado varios métodos para computar los estimativos de crecimiento, incluyendo comúnmente el análisis de la progresión temporal de los tamaños modales, de las marcas o anillos anuales de las partes duras tales como las vértebras, y de los datos de marcación. Las publicaciones acerca de este aspecto de la biología del barrilete son confusas porque resultan en una amplia variedad de estimativos del crecimiento, de la longitud asintótica y de la longitud a la edad. La revisión más reciente de estos estudios fue provista por Rothschild (1966a). Hicimos nuevos estimativos de las tasas de crecimiento del barrilete mediante el empleo de los datos de marcación y éstos se comparan más adelante con otros estimativos publicados.

A. Métodos y materiales

Los datos empleados aquí corresponden a los peces marcados y recuperados durante 1955-1964 en el Océano Pacífico oriental entre aproxi-

madamente los 25°N y 20°S de latitud, abarcando todo el alcance de la pesquería. Se emplearon marcas plásticas de dardo y marcas de ojal. Los materiales y los procedimientos de la marcación fueron revisados por Schaefer, Chatwin y Broadhead (1961) y Fink (1965). Los análisis están basados en los datos de recobro de 1,028 barriletes liberados en el Océano Pacífico oriental.

B. Análisis y resultados

1. Estimativos de la talla en el momento de la liberación

Los túnidos son muy susceptibles a ser lesionados durante el manipuleo. Barrett y Connor (1962, 1964) indicaron que el manipuleo somete al barrilete a ciertos daños fisiológicos, que a su vez, conducen a una alta mortalidad. Por lo tanto, como es importante que la marcación se verifique tan rápidamente como sea posible para disminuir el manipuleo y el tiempo fuera del agua, no se toman las medidas exactas de la longitud de los peces en el momento de la liberación. En cambio, se estima la longitud en el momento de la liberación al intervalo más próximo a los 5-cm. Por otra parte, las mediciones efectuadas al momento del recobro son exactas al milímetro más próximo.

Para asegurar que las mediciones en el momento de la marcación sean estimativos realísticos de la longitud actual de los peces y para probar si existe sesgo de parte del marcador en medir los peces liberados, investigamos las relaciones entre la talla estimada y la talla actual en el momento de la marcación. Se comparó la talla actual en el momento de la marcación con la talla de los peces que fueron recobrados menos de 10 días después de haber sido liberados. Se supone que en 10 días no ha habido crecimiento y que por lo tanto la talla en el momento del recobro debe ser igual a la talla en el momento de la marcación. En la Figura 26 se han graficado las medias, por 5-cm de intervalo, de la longitud actual contra la longitud estimada correspondiente a 547 peces que fueron recobrados en menos de 10 días. Si no existe sesgo de parte de los marcadores al estimar la longitud de los peces en el momento de la liberación, la línea de los cuadrados mínimos ajustada a los datos en la Figura 26 debe tener un gradiente que no se diferencia significativamente de 1, y que pasa a través del origen. La línea de los cuadrados mínimos ajustada a las 547 observaciones individuales puede ser descrita por

$$\hat{Y} = 66.870 + 0.872(X) \quad (26)$$

donde Y es la longitud actual en mm en la marcación, y

X es la longitud en mm estimada en la marcación.

Se observará que el método clásico de calibración, *i.e.*, empleando las observaciones que están sujetas a error como la variable dependiente, no fue usado en el ajuste de este problema de regresión. La exposición razonada de esta selección fue basada en el trabajo de Krutchkoff (1967)

quién indicó que lo contrario al acercamiento clásico y al que ha sido empleado en este estudio es superior desde el punto de vista del error del cuadrado medio.

Una prueba *t* de significación indica que el gradiente de la ecuación (26) difiere significativamente de 1 ($P < 0.001$). Consecuentemente, existe un sesgo en la longitud estimada en el momento de la marcación. La longitudes de los peces inferiores a 522 mm están subestimadas en unos 5 cm en promedio, mientras que las longitudes de los peces de más de 522 mm, se encuentran en promedio, sobreestimadas.

Si se usan tales datos sesgados para calcular el crecimiento del barrilete, los estimativos de los parámetros de crecimiento estarán sesgados. Por lo tanto, se corrigió la talla estimada en el momento de la liberación, para que correspondiera a la talla actual en el momento de la liberación, mediante la utilización de la relación expresada en la ecuación (26). Los datos corregidos incluyen 481 retornos de marcas para los cuales se dispuso de las estadísticas de la talla estimada en el momento de liberación y de la talla estimada en el momento de recaptura. Estos se enumeran en la Tabla 4 del Apéndice, junto con la talla en el momento de recaptura, días en libertad (Δt) e incremento del crecimiento (Δl).

Sin embargo, hay crecimiento durante los 10 días de intervalo en los que se supone que no existe crecimiento y los peces pequeños crecen más rápidamente que los grandes, de acuerdo a la función de crecimiento que se emplea en otro capítulo de este estudio. Si no hubiera sesgo referente a la longitud medida en el momento de la liberación, aún se esperaría que en la relación $y = \alpha + \beta x$ usada en la ecuación (26), $\beta < 1$ y $\alpha > 0$. Los peces usados en este análisis estuvieron en promedio libres 3 días y el ápice modal de la curva que describe los días en libertad aparece el día 1. Al considerar las tasas de crecimiento para el barrilete presentadas más adelante, se considera insignificante la capacidad de crecimiento durante este periodo, especialmente debido a la variabilidad de los estimativos.

2. Estimación de los parámetros de crecimiento

Los estimativos de la tasa de crecimiento de los peces en tiempo pueden obtenerse fácilmente al comparar la talla a la edad durante varios periodos de sus vidas. Sin embargo, en estudios de especies de peces explotados comercialmente y en el efecto que la depredación del hombre pueda tener sobre ellos, vale la pena el describir el crecimiento de los peces por medio de una expresión matemática. Tales expresiones son útiles para la predicción o la extrapolación y para relacionar los cambios aparentes en la tasa del crecimiento a la fisiología y al ambiente de las especies estudiadas. Además un modelo que describa el crecimiento es útil para computar la producción potencial del stock que se está estudiando.

Von Bertalanffy (1934, 1938) desarrolló una función que se presta a

sí misma bastante fácilmente a los estudios sobre el crecimiento de los peces. Si se define el crecimiento como un aumento mensurable de un sistema orgánico producido por la asimilación de materiales obtenidos en su ambiente, un organismo en cualquier momento dado es análogo a un estado estacionario o fijo en un sistema químico sujeto a las leyes de la acción de la masa. La masa del organismo en cualquier momento se define como la diferencia entre construcción (anabolismo) y destrucción (catabolismo) en ese momento. Von Bertalanffy sugiere que el anabolismo es proporcional a la reabsorción del material nutritivo y de ahí es proporcional a la magnitud de la superficie reabsorbente (s). Dejando que la masa sintetizada por unidad superficial, por unidad temporal, sea igual a la constante H , la cantidad total sintetizada será Hs . Por otra parte, si la destrucción es proporcional a la masa del organismo y k es una constante de la destrucción por unidad de masa por unidad temporal, la destrucción de la masa total es km , donde m es la masa. La tasa de crecimiento, o aumento en la masa, puede expresarse simplemente como

$$\frac{dm}{dt} = Hs - km \quad (27)$$

Suponiendo que $s = pl^2$ y $m = ql^3$ donde p y q son parámetros, l es la longitud y m , s y l son todas las funciones de tiempo, entonces

$$\frac{dl}{dt} = \frac{Hp}{3q} - \frac{kl}{3} \quad (28)$$

entonces fijando $E = \frac{Hp}{3q}$ y $K = \frac{k}{3}$ la ecuación (28) viene a ser

$$\frac{dl}{dt} = E - Kl \quad (29)$$

la solución de lo cual es

$$l = \frac{E}{K} - \left(\frac{E}{K} - l_0\right) e^{-Kt} \quad (30)$$

donde l_0 es la longitud del animal a la edad 0, y e es la base del logaritmo natural. Entonces en la ecuación (30) según t se aproxima al ∞ , l_t se aproxima a E/K , indicando que el organismo se aproxima a una asíntota conforme t aumenta. Observando la longitud asíntota como L_∞ y fijando $l = 0$ a $t = t_0$, la ecuación (30) se vuelve

$$l_t = L_\infty(1 - e^{-K(t-t_0)}) \quad (31)$$

Se han publicado un número de métodos para ajustar las curvas del crecimiento exponencial y específicamente la curva de von Bertalanffy, *e.d.*, Tomlinson y Abramson (1961), von Bertalanffy (1938), Beverton y Holt (1957), Ricker (1958) y Walford (1946). Algunos de estos métodos son únicamente aproximaciones y en la mayoría de los casos requieren estima-

tivos de la talla a la edad. No se prestan por sí mismos al empleo de los datos de marcación.

Fabens (1965) ha publicado un método y un programa de cómputo correspondiente, para estimar los parámetros de la ecuación (31)¹. El desarrollo de la ecuación ajustada en el programa se basa en el hecho de que si ya se sabe el valor de K y L_∞ , todo el crecimiento futuro de un animal puede predecirse según su talla actual sin ningún conocimiento de la edad del animal. A la inversa, K y L_∞ pueden determinarse según los datos de las tallas a intervalos conocidos de tiempo.

El tamaño l_2 , de un animal a tiempo $t + \Delta$, en términos de su tamaño l_1 , a tiempo t , puede desarrollarse como sigue:

$$l_2 = L_\infty (1 - e^{Kl_1 e^{-Kt}} e^{-K\Delta}) \quad (32)$$

Según la ecuación (31) es evidente que

$$e^{Kl_1 e^{-Kt}} = 1 - \frac{l_1}{L_\infty} \quad (33)$$

conduciendo a

$$l_2 = L_\infty [1 - (1 - \frac{l_1}{L_\infty}) e^{-K\Delta}] \quad (34)$$

que es

$$l_2 = L_\infty - (L_\infty - l_1) e^{-K\Delta} \quad (35)$$

o

$$l_2 = l_1 + (L_\infty - l_1) (1 - e^{-K\Delta}) \quad (36)$$

La ecuación (36) es idéntica a las ecuaciones (3.12) de Chapman (1960) y a la (2.3) de Gulland (1964b): $\Delta_t L = k(L_\infty - L_t)$, donde $k = (1 - e^{-K})$.

De los datos de marcación y recaptura los parámetros K y L_∞ pueden estimarse según la variable l_1 (talla en la marcación), l_2 (talla a la recaptura) y Δ (tiempo en libertad). Una descripción detallada de la técnica iterativa de los cuadrados mínimos, empleada para ajustar la ecuación (36), es accesible en el capítulo 9 del estudio de Faben. El tercer parámetro de la ecuación (31), e^{Kl_1} , el cual está relacionado con la talla del animal al nacer (l_0 de Beverton y Holt, 1959), no puede estimarse según la ecuación (36) ya que se pierde en la manipulación algebraica. Sin embargo, si ya se conocen los valores de K y L_∞ , y teniendo algunas observaciones de las

¹El método de Faben da una ponderación igual a cada punto de los datos usados en el análisis. Como lo observó Chapman (1960), sería aconsejable algún procedimiento de ponderación para dar razón de los cambios en la varianza en las longitudes en el momento del recobro, los cuales probablemente aumentan con el tiempo en libertad. Un estudio por Tomlinson y Pella (*comunicación personal*) que toma en cuenta la varianza cambiante se está actualmente realizando; sin embargo, no es lo suficientemente avanzado como para utilizarlo en este estudio.

tallas a edades conocidas, Faben (1965) ofrece un método para estimar el tercer parámetro en la ecuación (31).

Fue implícito anteriormente que la función de crecimiento de von Bertalanffy (FCVB) no es estrictamente una relación empírica pero que los parámetros tienen un significado biológico que puede ser descrito en términos de procesos fisiológicos. Discusiones recientes de Paloheimo y Dickie (1966a, 1966b, 1965), Southward y Chapman (1965), Richards (1959), y Chapman (1960) entre otras, han causado alguna duda sobre la validez de las interpretaciones biológicas de los parámetros en la función de crecimiento de von Bertalanffy.

Richards (1959) y Chapman (1960) desarrollaron una función generalizada y empírica del crecimiento, de la cual el FCVB es un caso especial, el cual no exige limitaciones biológicas o interpretaciones biológicas de sus parámetros (en lo sucesivo llamada función de crecimiento de Chapman-Richards).

Chapman (*op. cit.*) empezó la derivación de la ecuación general con

$$\frac{dm}{dt} = Hm^\alpha - km \quad (37)$$

donde $m = ql^\beta$, luego en términos de longitud

$$\frac{dl}{dt} = El^\delta - Kl \quad (38)$$

donde

$$E = \frac{Hq^{\alpha-1}}{\beta}, K = \frac{k}{\beta} \text{ y } \delta = 1 - \beta(1 - \alpha)$$

integrando (38) conduce a

$$l_t^{1-\delta} = \frac{E}{K} - \frac{1}{K} e^{-K(1-\delta)(t+c)} \quad (39)$$

donde c es la constante de integración. Fijando $l = l_0$ a $t = 0$, y notando que según t se aproxima a ∞ , l se aproxima a $(E/K)^{1/(1-\delta)}$, la ecuación (39) viene a ser

$$l_t^{1-\delta} = L_\infty^{1-\delta} - (L_\infty^{1-\delta} - l_0^{1-\delta}) e^{-K(1-\delta)t} \quad (40)$$

Sin embargo, la ecuación (40) en su forma presente no es útil para estimar el crecimiento de los datos de marcación. Si escribimos

$$l_1^{1-\delta} = L_\infty^{1-\delta} - (L_\infty^{1-\delta} - l_0^{1-\delta}) e^{-K(1-\delta)t_1} \quad (41)$$

y

$$l_2^{1-\delta} = L_\infty^{1-\delta} - (L_\infty^{1-\delta} - l_0^{1-\delta}) e^{-K(1-\delta)t_2} \quad (42)$$

luego dividimos la ecuación (42) por la ecuación (41), después de arreglar de nuevo los términos, esta manipulación conduce a

$$L_2^{1-\delta} = L_\infty^{1-\delta} + (L_1^{1-\delta} - L_\infty^{1-\delta}) e^{-K(1-\delta)(t_2-t_1)} \quad (43)$$

La ecuación (43) puede usarse entonces con los datos de marcación y recaptura para estimar los parámetros de crecimiento.

Conociendo según lo anterior que $\delta = 1 - \beta(1 - \alpha)$ y la relación entre la longitud y peso del atún barrilete, K y L_∞ estimada de (43) pueden compararse con los estimativos obtenidos de la ecuación de crecimiento de von Bertalanffy expresada en la ecuación (36). Si los estimativos de ambos métodos no difieren, es posible que los parámetros estimados para el atún barrilete, basados en la función de crecimiento de von Bertalanffy, puedan reflejar el significado fisiológico que se les ha aplicado; indicaría por lo menos la impracticabilidad de emplear alguna función de crecimiento más complicada. Sin embargo, como lo ha indicado Paulik y Gales (1964), una $\delta = 0$ puede existir para una variedad de combinaciones de α y β y no necesariamente solo para $\alpha = 2/3$ y $\beta = 3$. Los trabajos de Chatwin (1959) y Hennemuth (1959b) son importantes aquí ya que demuestran que para el atún barrilete β es muy próxima a 3 y en algunos casos no difiere significativamente allí.

3. Estimativos de la tasa de crecimiento y del tamaño asintótico

Schaefer, Chatwin y Broadhead (1961) en sus estudios sobre el crecimiento del barrilete basados en los datos de marcación, sugieren que una gran parte de los incrementos negativos aparentes durante los primeros 90 días de libertad pueden haber introducido algún error en sus estimativos de crecimiento. Con el fin de reducir la posibilidad de tal error en el análisis actual, los incrementos de longitud (481 observaciones) entre el tiempo de marcación y el tiempo de recobro fueron graficados contra el tiempo en libertad para descubrir puntos altamente aberrantes (Figura 27). La línea ajustada a los datos por el método de los cuadrados mínimos puede ser descrita por

$$\hat{Y} = 11.4300 + 0.2735(X) \quad (44)$$

donde Y es el incremento de la longitud en mm y X son los días en libertad.

Los intervalos del 90% de confianza de los puntos individuales fueron también calculados. A pesar de que 19 puntos caen por encima del límite superior y 24 puntos por debajo del inferior, no debe pasarse por alto que desde el punto de vista del muestreo se esperaría conseguir solo por azar, $48 (0.10 \times 481)$ puntos que cayeran por fuera del intervalo del 90% de confianza. Por lo tanto basados solo en el muestreo, no existe una fuerte evidencia que sugiera que la eliminación de 43 observaciones que caen por fuera de los límites de confianza del 90%, aumentarían la precisión de los estimativos de crecimiento. Sin embargo, en vista de los hallazgos de Schaefer, Chatwin y Broadhead (1961), creemos que tal tratamiento de los datos pueda ser útil en determinar estimativos mejores. Consecuentemente, en los análisis subsiguientes, estas 43 observaciones que yacen más

allá de los intervalos de confianza del 90% se excluyen de los estimativos del crecimiento; se indican con asteriscos en la Tabla 4 del Apéndice.

a. Estimativos para la función de crecimiento de von Bertalanffy

Las 438 observaciones que caen dentro de los intervalos de confianza de la Figura 27, corregidas por la ecuación (26) para los errores en la estimación de la talla a tiempo de la liberación, fueron empleadas para ajustar la ecuación (36) usando el método de Fabens. Los estimativos de los parámetros son 0.819 para K sobre una base anual y 729 mm para L_{∞} .

Con el fin de asignar edades a ciertas tallas de peces debe disponerse de algunos datos de la talla a una edad determinada o debe realizarse un estimativo de la talla de nacimiento. La mayoría de los estimativos de la talla a una edad determinada están basados en los datos frecuencia-longitud utilizados para interpretar las progresiones modales en el tiempo. Como resultado existe un rango extensivo de tales estimativos.

Aikawa y Kato (1938) estimaron la talla a una edad determinada mediante la interpretación de la formación de anillos en el centro de las vértebras. Sin embargo, los resultados son dudosos ya que no intentaron el establecer si los anillos se formaban anualmente. La talla de nacimiento fue usada en nuestro estudio para asignar la edad de los barriletes.

Matsumoto (1958) declara que la talla de las larvas de barrilete en el momento de nacer es probablemente entre los 2.44 a 3.04 mm. Las medidas actuales de las larvas de barrilete varían desde 2.8 mm hacia arriba. Según los datos publicados por Brock (1954) y Yabe (1954) estimamos que la circunferencia de los huevos del barrilete fluctúa de unos 2.50 a 3.50 mm, así que escogimos el valor medio (3.00 mm) para l_0 .

Suponiendo que el crecimiento entre l_0 y la talla de primera entrada en la pesquería ($l_{p'}$) sigue la misma función de crecimiento que la talla subsiguiente a $l_{p'}$, entonces las edades asignadas a los barriletes en este estudio representan actualmente las edades verdaderas. Sin embargo, como puede que esta suposición no sea verdadera, las edades usadas en este estudio deben tratarse con cierta reservación.

La curva de crecimiento para $K = 0.819$ y $L_{\infty} = 729$ mm se presenta en las Figuras 28, 29 y 30, y la talla a la edad se da en la columna 1, Tabla 10. Como muchas de las observaciones se realizaron en peces de menos de 550 mm de largo (véase Tabla 4 del Apéndice), el crecimiento puede sobreestimarse debido al peso dado a los grupos de talla más pequeña. Además L_{∞} sería pobremente estimada debido a la escasez de datos sobre peces más grandes. Con el fin de reconocer esto y corregirlo, los datos fueron categorizados por talla dentro de intervalos de 10 días de tiempo en libertad, lo cual dio como resultado 67 observaciones útiles para estimar los parámetros del crecimiento (Tabla 5 del Apéndice). Se estimó que K

era 0.431 sobre una base anual y L_{∞} era 881 mm. La curva de crecimiento y la talla de una edad determinada fueron también indicadas en las Figuras 28, 29 y 30, y en la columna 2 de la Tabla 10.

Debe suponerse en el análisis que la varianza de Δl regresada a Δt es homogénea sobre la amplitud de Δt ; de otra manera algún factor de ponderación tendría que ser empleado para asignar un peso mayor a los intervalos de tiempo, en un sentido relativo, que indicaron una mínima varianza en Δl . Es muy posible que la varianza esté actualmente aumentando como función del tiempo en libertad, y sería necesario un esquema de ponderación que asigne el peso como una función inversa del tiempo en libertad. Si esto fuera verdad en cuanto a nuestros datos, el análisis anterior sería nulo.

b. Estimativos para la función de crecimiento de Chapman-Richards

Para ajustar la ecuación (43) y estimar los parámetros K , L_{∞} y δ , fue escrito un programa correspondiente a una técnica iterativa de los cuadrados mínimos la cual encuentra el mínimo de

$$\sum \left\{ l_2 - \left[L_{\infty}^{1-\delta} + (l_1 - L_{\infty}^{1-\delta}) e^{-K(1-\delta)(t_2-t_1)} \right]^{1/(1-\delta)} \right\}^2 \quad (45)$$

para los valores fijos de δ . El mejor ajuste a los datos enumerados en la Tabla 5 del Apéndice fue entre ± 0.5 para δ , K fue computada como $0.2 \sim 0.9$ sobre una base anual, y L_{∞} fue de 815 a 974 mm.

Estos estimativos están sujetos a algún grado de error debido a que los datos usados no abarcan todo el lapso de vida de los peces; por lo tanto, cuando se ajustan los datos a la familia de curvas descritas por la ecuación de Chapman-Richards, es difícil el distinguir los valores exactos de δ debido a la naturaleza de las curvas en toda la amplitud de estos datos. Esto es fácilmente aparente según la Figura 31, que presenta una serie de curvas de la familia descrita por la ecuación de Chapman-Richards. En toda la amplitud de los datos disponibles en este estudio (entre las líneas con puntos), las curvas son prácticamente paralelas. Solo la escala horizontal cambia según δ cambia.

Este análisis indica que la función de crecimiento de von Bertalanffy provee un ajuste empírico de los datos tan bueno como cualquier otra función de crecimiento examinada y ya sea o no sea que los parámetros tengan cualquier restricción biológica, los resultados de cualquier análisis subsiguiente del rendimiento por recluta basado en esta ecuación no serán afectados. Consecuentemente, no tendría valor práctico el emplear alguna función más complicada para describir el crecimiento del atún barrilete en el Océano Pacífico oriental. En los análisis subsiguientes, los parámetros de la función de crecimiento de von Bertalanffy serán empleados.

4. Regiones de confianza para los parámetros K y L_∞

Aunque el procedimiento para estimar los parámetros del crecimiento de los atunes es más bien directo, los estimativos por sí mismos son altamente variables a causa de que están basados en numerosos datos que son a su vez muy variables. Si estos estimativos han de emplearse en el cómputo de los rendimientos de la pesca, debe obtenerse alguna medida de la precisión alcanzada al determinar los parámetros. Williams (1962) discutió detalladamente la metodología para determinar una región de confianza para los parámetros de un modelo de regresión con un solo parámetro no lineal. Indicó que el método es suficientemente flexible para permitir la extensión a modelos con varios parámetros que no son lineales. Mientras se estudiaban los métodos con el fin de obtener las regiones de confianza para los parámetros de la ecuación de von Bertalanffy, J. J. Pella (*comunicación personal*) consideró específicamente la fijación de las regiones de confianza según los datos de marcación y recaptura usando los resultados de Williams. Sigue una breve recapitulación del método:

permita

l_{1j} = la longitud del j^{ava} individual en el momento de la marcación,

l_{2j} = la longitud del j^{ava} individual en el momento del recobro,

Δt_j = tiempo que ha pasado entre la marcación y el recobro del j^{ava} individual,

y

$$f(l_1, \Delta t; L_\infty, K) = L_\infty + (l_1 - L_\infty)e^{-K\Delta t} \quad (46)$$

entonces

$$l_{2j} = f(l_{1j}, \Delta t_j; L_\infty, K) + \varepsilon_j \quad j = 1, \dots, n \quad (47)$$

donde ε_j es un término de error. Mientras los errores puedan estar relacionados al lapso de tiempo en libertad y al tamaño en el momento de la liberación, el estudio no ha progresado suficientemente para tomar en cuenta esta posibilidad. Supusimos para nuestro estudio que los errores son independientes y normalmente distribuidos con la media de cero y la varianza común. Bajo estas condiciones, los estimativos de los cuadrados medios obtenidos según el método de Fabens son estimativos de máxima verosimilitud. Ya que la función f no es lineal en los parámetros, no es posible fijar las regiones de confianza a través de la teoría normal. En vez de esto, el modelo se alinea por la expansión de f de la serie Taylor, alrededor del punto (L_{∞_0}, K_0) , reducido en los primeros derivativos, *i.e.*, para los puntos cerca a (L_{∞_0}, K_0) es aproximadamente verdad que

$$\begin{aligned} f(l_1, \Delta t; L_\infty, K) = & f(l_1, \Delta t; L_{\infty_0}, K_0) + \left. \frac{\partial f(l_1, \Delta t; L_\infty, K)}{\partial L_\infty} \right|_{(L_{\infty_0}, K_0)} \cdot (L_\infty - L_{\infty_0}) \\ & + \left. \frac{\partial f(l_1, \Delta t; L_\infty, K)}{\partial K} \right|_{(L_{\infty_0}, K_0)} \cdot (K - K_0) \end{aligned} \quad (48)$$

Sigue según la ecuación (47) y (48) después de algún reajustamiento que es aproximadamente verdad

$$y_j = \beta_1 X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \varepsilon_j \quad (49)$$

donde

$$y_j = l_{2j} - f(l_{1j}, \Delta t_j; L_{\infty 0}, K_0)$$

$$\beta_1 = L_{\infty} - L_{\infty 0}$$

$$\beta_2 = K - K_0$$

$$X_{1j} = \left. \frac{\partial f(l_{1j}, \Delta t_j; L_{\infty}, K)}{\partial L_{\infty}} \right|_{(L_{\infty 0}, K_0)}$$

$$X_{2j} = \left. \frac{\partial f(l_{1j}, \Delta t_j; L_{\infty}, K)}{\partial K} \right|_{(L_{\infty 0}, K_0)}$$

Se dice por el criterio de William que un punto (L_{∞}, K_0) yace dentro de una región de confianza previendo que la hipótesis de $\beta_1 = \beta_2 = 0$ sea aceptable.

Una región de confianza del 95% para L_{∞} y K fue obtenida de la muestra de 438 barriletes recapturados, anteriormente discutida. Las longitudes estimadas en el momento de la liberación se supone que no tengan error. La región de confianza que resulta de este análisis es por lo tanto más pequeña de lo que sería si esta fuente adicional de variación pudiera ser incluida en la determinación. Como el estimativo de un error residual hecho por un análisis que emplea (49) sería sesgado, un estimativo insesgado fue calculado al dividir la muestra en estratos de acuerdo a la longitud de los barriletes en el momento de la liberación y al período de libertad, *e.d.*, se liberaron ocho peces de una longitud de 536 mm y fueron recobrados después de 15 días. Había 69 estratos en los que dos o más peces de la misma talla en el momento de la liberación fueron recobrados después del mismo intervalo de tiempo. Un estimativo insesgado de la variabilidad en el crecimiento entre individuos que empezaron con la misma longitud, en lo sucesivo llamada el término de error puro, fue obtenido por

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{69} \sum_{j=1}^{n_i} (l_{2ij} - \bar{l}_{2i})^2}{\sum_{i=1}^{69} (n_i - 1)} \quad (50)$$

con $\sum_{i=1}^{69} (n_i - 1)$ grados de libertad

y donde l_{2ij} = longitud en mm del j^{ava} pez, en el momento del recobro, en el estrato i

n_i = número de peces en el estrato i

$$l_{2i.} = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} l_{2ij}$$

El estimativo así computado equivale a 410 con 170 grados de libertad.

Para determinar si el punto $L_{\infty} = 834$ y $K = 1.2 \times 10^{-3}$, por ejemplo, yace en la región de confianza del 95%, los valores

$$\begin{aligned} y_j &= l_{2j} + (834 - l_{1j})e^{-0.00012\Delta t_j} - 834, \\ X_{2j} &= (834 - l_{1j})e^{-0.00012\Delta t_j} \Delta t_j, \end{aligned}$$

y

$$X_{1j} = 1 - e^{-0.00012\Delta t_j}$$

fueron computados para cada pez en la muestra. Estos datos fueron entonces analizados usando (49) y el estimativo independiente del error. Los resultados se encuentran en la Tabla 11. Si hizo la primera prueba para verificar si hubo falta de ajustamiento. El error residual de la suma de los cuadrados fue repartido en dos fuentes, esto debido a la falta de ajuste y esto debido a puro error. La prueba por falta de ajuste, indicada en la Tabla 11, es significativa al nivel del 95%. Si la falta de ajuste no fuera significativa el término del error puro pudo haber sido usado para probar la aceptabilidad de la hipótesis siguiente que $\beta_1 = \beta_2 = 0$. Como la falta de ajuste fue significativa, se empleó el cuadrado medio más grande debido a error residual, que incluye puro error.

La estadística de la prueba computada como la razón del cuadrado medio debido a la regresión y el cuadrado medio debido al error residual, se distribuye como F con (2,436) grados de libertad. La hipótesis que $\beta_1 = \beta_2 = 0$ es rechazada al nivel de prueba del 95%. El punto $L_{\infty} = 834$ y $K = 1.2 \times 10^{-3}$ yace por fuera de la región de confianza del 95%.

El análisis fue aplicado a la región alrededor de los estimativos de los cuadrados mínimos discutidos anteriormente. La falta de ajuste fue significativa en todas partes de la región considerada. Cualquier punto en el espacio— (L_{∞}, K) para el cual la hipótesis de que $\beta_1 = \beta_2 = 0$ es rechazada yace por fuera de la región de confianza $(1 - \alpha)$. La Figura 32 describe una porción del espacio del parámetro incluyendo la región de confianza del 95%.

A causa de la falta de términos de ajuste es difícil interpretar el sentido de la región indicada en la figura, por lo tanto se apropió una aproximación alternativa para determinar una región de confianza para el espacio del parámetro (K, L_{∞}) mediante la división aleatoria de las 438 observaciones usadas antes en submuestras. Esta aproximación es útil para comparar la región de confianza computada anteriormente.

Las bases de esta región de confianza son el análogo con múltiples variables del teorema del límite central y la estadística T^2 de Hotelling.

[Para una explicación detallada de ésto el lector puede referirse a Graybill (1961) y Wilks (1962)]. Como los estimativos de los cuadrados mínimos de K y L_∞ son probablemente estimativos de máxima verosimilitud, pueden ser considerados para una muestra de tamaño grande como el vector aleatorio $Z = (\hat{K}, \hat{L}_\infty)$ tomado de una distribución normal de dos variables. Dando una muestra de tales vectores Z_1, \dots, Z_m obtenidos de una distribución normal de dos variables con el vector medio $\mu = (\mu_1, \mu_2)$, la cantidad

$$\mu = (\bar{Z} - \mu^*) 'S^{-1}(\bar{Z} - \mu^*) \frac{m(m-2)}{2(m-1)} \quad (51)$$

se distribuye como $F(2, m-2)$ si $\mu = \mu^*$ donde $S = (s_{ij})$ se da por

$$\begin{bmatrix} \sum_{i=1}^m \frac{(Z_{1i} - \bar{Z}_{1\cdot})^2}{m-1} & \sum_{i=1}^m \frac{(Z_{1i} - \bar{Z}_{1\cdot})(Z_{2i} - \bar{Z}_{2\cdot})}{m-1} \\ \sum_{i=1}^m \frac{(Z_{1i} - \bar{Z}_{1\cdot})(Z_{2i} - \bar{Z}_{2\cdot})}{m-1} & \sum_{i=1}^m \frac{(Z_{2i} - \bar{Z}_{2\cdot})^2}{m-1} \end{bmatrix} \quad (52)$$

y es llamada la matriz de la muestra varianza-covarianza. Lo contrario a S es $S^{-1} = (s^{ij})$. Conociendo que si $\mu = \mu^*$,

$$P[\mu \geq F_\alpha(2, m-2)] = \alpha \quad (53)$$

substituyendo consecuentemente (53) por μ después de alguna manipulación

$$P[s^{11}(\bar{Z}_{1-\mu_1^*})^2 + 2s^{12}(\bar{Z}_{1-\mu_1^*})(\bar{Z}_{2-\mu_2^*}) + s^{22}(\bar{Z}_{2-\mu_2^*})^2 \leq \frac{2(m-1)}{m(m-2)} F_\alpha(2, m-2)] = 1 - \alpha \quad (54)$$

Así que la serie de $\mu^* = (\mu_1^*, \mu_2^*)$ para la cual la relación dentro de la declaración de probabilidad es satisfactoria constituye una región de confianza $(1 - \alpha)\%$. Según la discusión anterior, puede verse que la determinación de la región de confianza del 95% para K y L_∞ incluye el encontrar la serie de todos los $\mu^* = (K^*, L_\infty^*)$ así que

$$s^{11}(\bar{K} - K^*)^2 + 2s^{12}(\bar{K} - K^*)(\bar{L}_\infty - L_\infty^*) + s^{22}(\bar{L}_\infty - L_\infty^*)^2 \leq \frac{2(m-1)}{m(m-2)} F_{.05}(2, m-2) \quad (55)$$

donde

$$\bar{K} = \frac{\sum_{i=1}^m K_i}{m}, \bar{L}_\infty = \frac{\sum_{i=1}^m L_{\infty i}}{m}, \quad (56)$$

y S es la matriz de la muestra varianza-covarianza de K_i y $L_{\infty i}$.

Para aplicar esta técnica con el fin de computar la región de confianza

de (K, L_{∞}) para las 438 observaciones del crecimiento del barrilete, se dividieron aleatoriamente en 15 submuestras de unos 29 elementos cada una. Para cada una de estas submuestras, K y L_{∞} fueron computados por la técnica de los cuadrados mínimos usando el programa de Faben (Tabla 12). Las varianzas y covarianzas para éstos fueron también computadas y se dan por medio de la siguiente matriz:

$$S = \begin{bmatrix} 15.505 \times 10^{-6} & -536.3 \times 10^{-3} \\ -536.3 \times 10^{-3} & 44,207 \end{bmatrix} \quad (57)$$

Lo opuesto a esta matriz fue

$$S^{-1} = \begin{bmatrix} 111,125 & 1.348 \\ 1.348 & 3.898 \times 10^{-3} \end{bmatrix} \quad (58)$$

y $\bar{K} = 3.882 \times 10^{-3}$ y $\bar{L}_{\infty} = 776$. Substituyendo estos valores en la ecuación (55), con $m = 15$ y $F_{.05}(2, 13) = 3.80$, el limite de la región de confianza del 95% es la elipse

$$111,125(\bar{K} - K^*)^2 + 2.696(\bar{K} - K^*)(\bar{L}_{\infty} - L_{\infty}^*) + 38.975 \times 10^{-6}(\bar{L}_{\infty} - L_{\infty}^*)^2 = 0.5456 \quad (59)$$

La siguiente translación y rotación se ejecuta para determinar la posición de (59) y el plano (K, L_{∞}) . Permitiendo

$$\left. \begin{aligned} V_1 &= \bar{K} - K^* \\ V_2 &= \bar{L}_{\infty} - L_{\infty}^* \end{aligned} \right\} \quad (60)$$

y substituyendo (60) por (59) entonces

$$111,125V_1^2 + 2.696V_1V_2 + 38.975 \times 10^{-6}V_2^2 = 0.5456 \quad (61)$$

que es una elipse centralizada a $(0, 0)$ en el plano— (V_1, V_2) , pero ligeramente alternado. Como el ángulo θ (formado por los ejes de la elipse con los ejes coordinados) es un ángulo insignificante ($\theta < 1'$), la ecuación (61) puede ser aproximada mediante la omisión del término del producto cruzado como

$$111,125V_1^2 + 38.975 \times 10^{-6}V_2^2 = 0.5456 \quad (62)$$

Los ejes de esta elipse coinciden casi con los ejes coordinados. Fijando alternativamente V_1 y V_2 igual a cero y solucionando la variable restante, los extremos de la elipse son: $V_1 = \pm 2.215 \times 10^{-3}$, y $V_2 = \pm 118$. Es cierto que según (60) y (62) la región de confianza del 95% es una elipse en el plano— (K, L_{∞}) centralizada a $(3.822 \times 10^{-3}, 776)$ con ejes que coinciden con los ejes coordinados. La elipse corta el eje L_{∞} a 894 y 658 y el eje K a 1.607×10^{-3} y 6.037×10^{-3} . Esta elipse se indica como B en la Figura 32, con el estimativo previo de la región de confianza, usando la técnica de Pella, como A. El segundo método ofrece un intervalo mucho más amplio en el plano— K y solo un intervalo ligeramente más cerrado

en el plano- L_{∞} que en el primero. No se pueden comparar directamente los dos intervalos de confianza ya que el primero usa estimativos basados en una muestra de 438 peces, mientras el segundo se computa según los estimativos de las muestras de 29 peces. Los 15 puntos correspondientes a los estimativos ($\hat{K}, \hat{L}_{\infty}$) de las muestras de los 29 peces caen en una región cuya configuración general es similar a aquella del primer intervalo de confianza (Fig. 32). No se ha estudiado el efecto del tamaño de la muestra sobre las propiedades de los estimativos de (K, L_{∞}). No se conoce si el tamaño pequeño de las muestras ha causado la amplia dispersión de los 15 puntos. Para la discusión siguiente empleamos la región de confianza computada mediante el primer método.

C. Comparación de los estimativos presentes con los de otros estudios

Las tasas de crecimiento anteriormente presentadas, estimadas mediante los datos de marcación, fueron luego comparadas con los estimativos que aparecen en otros estudios realizados en el Pacífico occidental, central y oriental. Además se comparó un estimativo del crecimiento, basado en datos publicados sobre la frecuencia de tallas del barrilete del Océano Pacífico oriental, junto con datos similares que no han sido publicados hasta ahora, con estimativos actuales de la marcación. Se *insiste* que este análisis es solo con el objeto de hacer comparaciones y no debe considerarse como un estimativo adicional del crecimiento para emplearlo en análisis subsiguientes referentes a los estimativos del rendimiento por recluta.

I. Pacífico occidental

El estimativo más antiguo sobre el crecimiento del atún barrilete en el Océano Pacífico fue el de Aikawa (1937), quién examinó 20 especímenes de las islas frente a la parte meridional de la Península de Izu en el Pacífico occidental, y el de Aikawa y Kato (1938) quienes examinaron 20 especímenes del área de la Isla Palau. Basados en los estudios de las marcas o anillos observados en las vértebras, estos científicos determinaron que el crecimiento y la talla a una edad determinada eran similares en ambas áreas (Tabla 10, columna 3). La curva de crecimiento de estos datos está graficada en la Figura 28, para compararla con las curvas que nosotros habíamos calculado. El crecimiento del barrilete en el Pacífico occidental determinado según los anillos del centro de la vértebra, es mucho más lento que el crecimiento estimado según los datos de marcación del Pacífico oriental. Si los estimativos de Aikawa (1937) y Aikawa y Kato (1938) avalúan adecuadamente el crecimiento en el Pacífico occidental, entonces puede decirse que el crecimiento de los peces en el Pacífico oriental es bastante diferente. Sin embargo, no es evidente que esos estimativos representen adecuadamente el crecimiento sobre una base anual, ya que no intentaron establecer que los anillos vertebrales empleados en sus estudios eran marcas anuales. Sin embargo, si estos anillos se forman semestral-

mente, entonces los estimativos de las dos áreas son comparables. Rothschild (1966a) sugiere que las determinaciones de la edad de estos dos autores pueden estar erradas debido a que la curva de crecimiento es esencialmente una línea recta a través de un lapso de edad más bien largo.

Kawasaki (1955a y 1955b) ofreció estimativos del crecimiento del barrilete del sudoeste del mar del Japón, basado en la progresión de los grupos modales. En un estudio más reciente (Kawasaki 1963), ofreció estimativos adicionales de las tasas de crecimiento basado en los datos del área frente al nordeste del Japón. Con el fin de comparar estos estimativos con los de este estudio, empleamos sus datos (presentados en la Tabla 1 del Apéndice de su publicación de 1963) con la ecuación (36) para computar K y L_{∞} , suponiendo que Δl es la diferencia entre la talla modal durante el tiempo $t + 1$ y el tiempo t , y Δt es 30 días. El estimativo de K sobre una base anual es 0.12, y L_{∞} es 1418 mm. Suponiendo que l_0 equivale a 3 mm, la curva de crecimiento para estos datos se presenta en la Figura 28. La talla a una edad determinada se enumera en la columna 4 de la Tabla 10. Estos estimativos del crecimiento al compararlos no pierden con aquellos computados en nuestro estudio, pero son muy superiores a los estimativos de Aikawa (1937) y Aikawa y Kato (1938) en cuanto a los peces de la misma área general.

Como los estimativos de Kawasaki son de peces colectados durante los meses de mayo a noviembre, 1951 a 1959, puede que solo representen el crecimiento durante medio año. Por lo tanto, si estos estimativos de los datos de Kawasaki han de ser significativos, debe suponerse que el crecimiento es el mismo durante todo el año.

Yokota, *et. al.* (1961) estimaron las tasas de crecimiento, basados en las progresiones modales del barrilete del mar de Sulú. Los estimativos de la talla a una edad determinada se enumeran en la columna 5 de la Tabla 10 y la curva del crecimiento se grafica en la Figura 28. Se parecen bastante a nuestras curvas del crecimiento.

2. Pacífico central

Brock (1954) estudió el crecimiento del barrilete en el área de las Islas Hawaianas mediante el examen de la progresión de los modos, computada según las muestras frecuencia-longitud. Estimó una tasa de crecimiento mucho mayor que la obtenida en este escrito, y muy superior a cualesquiera estimativos del Pacífico occidental. Si los estimativos de Brock son correctos, ésto sugiere que todos los otros estimativos de K son demasiado bajos. Sin embargo, Rothschild (1966a) señaló:

- 1) Los peces de 2 años de edad de Brock pueden ser sobreestimaciones de la talla a una edad determinada porque pueden haber sido estimados según una distribución de peces que abarcan más de un grupo de edad. Según aumenta la edad promedio de este

grupo de edad múltiple, la talla promedio aumentaría de acuerdo pero la edad aparente no cambiaría. El resultado sería una sobreestimación del crecimiento.

- 2) Si el barrilete mantiene una pauta de movimiento, vinculada con la talla del pez, entre el Pacífico central y oriental, como lo sugiere Rothschild (1965), es posible que los peces de unos 2 años de edad no hayan sido totalmente reclutados en el Pacífico central. Esto resultaría en una sobreestimación de la talla de los peces de 2 años de edad.

Empleamos los datos de la Tabla 1 de Brock (1954) con la ecuación (36) para estimar K , L_{∞} y la talla a una edad determinada suponiendo de nuevo que l_0 equivale a 3 mm. El estimativo de K sobre una base anual es 0.95 y L_{∞} es 851. La talla a una edad determinada se da en la columna 6 de la Tabla 10, y la curva de crecimiento se grafica en la Figura 29 para compararla con los estimativos derivados en este escrito.

Rothschild (1966a) estimó los parámetros del crecimiento para la función del crecimiento de von Bertalanffy basado en 35 recobros de peces marcados en aguas hawaianas en 1958 los cuales alcanzaron a estar en libertad unos 420 días. La talla de los peces marcados en el momento de la liberación fue estimada mediante medidas tomadas de una muestra de peces proveniente del cardumen del cual los peces fueron marcados. Con el fin de estimar el sesgo y la precisión de esta longitud estimada, Rothschild comparó la talla estimada en el momento de la liberación con la talla al tiempo de la recaptura correspondiente a todos los peces recapturados en 10 días. Como los resultados de este análisis sugieren un sesgo en la longitud estimada, se derivó una ecuación para corregir ésto. Usando las tallas corregidas de las 35 observaciones, estimó que K era 0.77 sobre una base anual y L_{∞} era 823 mm.

Considerando el método de Rothschild usado para estimar la talla en el momento de la liberación, parecería que, en promedio, un pez escogido al azar, de un cardumen, debería producir en el cardumen un estimativo insesgado de la talla promedio de los peces. Consecuentemente, al corregir la talla al tiempo de la liberación, como se hizo en el estudio del Hawai, puede introducirse un sesgo en los datos. Basados en ésto, empleamos los datos no corregidos enumerados en la Tabla 1 del estudio de Rothschild para computar un valor de 0.59 para K y 906 mm para L_{∞} . La estrecha similitud de estos estimativos a aquellos obtenidos en nuestro estudio no sugiere una diferencia real en el crecimiento entre el barrilete del Pacífico oriental y de las Islas del Hawai; realmente caen dentro de la región de confianza de nuestro estimativo. Los estimativos de la talla a una edad determinada derivados de los datos corregidos y sin corregir de Rothschild se presentan en las columnas 7 y 8 de la Tabla 10 y se grafican en la Figura 29.

3. Pacífico oriental

En el Pacífico oriental, Schaefer, *et. al.* (1961) examinaron el crecimiento del barrilete marcado durante 1955-1959. Dividieron los datos en tres grupos sucesivos de talla y calcularon el crecimiento en término de milímetros por año para cada uno de los grupos. Cada grupo de datos fue ajustado por los métodos standard de regresión de los cuadrados mínimos; 1) al computar el gradiente de la línea y la intercepción Y , y 2) al computar solo el gradiente al forzar la línea a través del origen. Los estimativos de todos los datos que fueron procesados juntos fueron 124 mm por año de acuerdo al primer método y 122 mm por año de acuerdo al segundo. Como se han incorporado todos los datos empleados por Schaefer *et al.* en nuestro estudio, no será necesario discutir más estos estimativos.

En otro estudio, Schaefer (1961) informó los resultados de los estudios del crecimiento del barrilete, basado en los estimativos de la progresión modal. Los datos consisten de las medidas de longitud tomadas durante 1954-1959 en el área al norte de los 15°N de latitud. Los datos indican dos series de progresiones modales, llamadas X e Y , las que aparentemente entraron en la captura cada año en temporadas diferentes. La serie X aparece primero en la captura durante el segundo trimestre del año a una longitud modal de 450-500 mm, y los peces son aproximadamente de una longitud modal de 600-620 mm un año más tarde. Schaefer informó que la serie Y crece un promedio de 130 mm por año y que la comparación de las series X e Y indica tasas similares de crecimiento.

Usando los datos de Schaefer y la ecuación (36) hemos estimado que K es 0.44 en una base anual y L_{∞} es 851 mm. Las tallas a una edad determinada se enumeran para este estimativo en la columna 9 de la Tabla 10 y la curva de crecimiento se presenta en la Figura 30. Esta curva es casi idéntica a la que fue computada empleando las 67 observaciones del conjunto de los datos de marcación reportados anteriormente.

Díaz (1966), empleando datos adicionales a aquellos que fueron reportados por Schaefer (1961), continuó los estudios de la progresión modal del barrilete en el Océano Pacífico oriental. Utilizó los datos frecuencia-longitud para estudiar la relación entre el cambio en la longitud por mes y la longitud media de los peces en el intervalo usado. Empleó una aproximación de diferencia finita de la ecuación diferencial de la ecuación de crecimiento de von Bertalanffy de la que deben ser estimables los parámetros L_{∞} y K . Concluyó que la tasa de crecimiento fue uniforme en unos 9 mm por mes dentro de la amplitud de los datos usados. Díaz sugirió que sus estimativos son probablemente muy bajos y enumera las razones de esto.

En el análisis de Díaz el gradiente de la línea de regresión es equivalente a K y a la intercepción KL_{∞} . Consecuentemente, según este informe K es 0.13 sobre una base anual y L_{∞} es 1370 mm. Esto representa un

crecimiento mucho más lento al indicado por los datos de marcación (Figura 30).

Con el fin de comparar más cabalmente las tasas de crecimiento estimadas según los datos frecuencia-longitud con aquellas de los datos de marcación (los que fueron obtenidos del barrilete del Pacífico oriental) utilizamos los datos presentados por Schaefer (1961) y Díaz (1966), además de datos adicionales inéditos de los archivos de la Comisión para 1954-1959, del área meridional y para 1964-1966 de todas las áreas.

Los procedimientos usados para preparar los datos para el análisis fueron aquellos descritos por Hennemuth (1961a) y Davidoff (1963). Al determinar cuales modos habian de incluirse en una progresión, se establecieron los siguientes criterios: 1) no se incluyeron incrementos negativos; 2) los modos no fueron conectados si faltaron datos por más de un mes intermedio en la serie; y 3) los incrementos positivos superiores a 40 mm por mes no fueron usados. Este último concepto se basa en los datos de la marcación los que sugieren que un incremento de más de 40 mm es muy improbable. Los tamaños modales usados y los intervalos de tiempo correspondientes se presentan en la Tabla 13.

Tomando el tamaño modal en el tiempo t , (\bar{l}_t), el tamaño modal en el tiempo $t + 1$, (\bar{l}_{t+1}) y el intervalo de tiempo $t + 1 - t$, (Δt), la ecuación (36) fue usada para estimar los parámetros. Los estimativos resultantes para K en una base anual y para L_∞ fueron 0.42 y 1075 mm, respectivamente.

Usando l_0 como 3 mm, la talla calculada a una edad determinada para los parámetros estimados anteriormente se indican en la columna 10 de la Tabla 10 y la curva de crecimiento se grafica en la Figura 30.

D. Discusión y conclusiones

Los retornos de marcas de 438 barriletes liberados y recobrados en el Océano Pacífico oriental fueron utilizados para estimar los parámetros del crecimiento de la función de crecimiento de von Bertalanffy. El estimativo basado en cada una de estas observaciones resultó en una K superior de la que había sido estimada mediante la técnica del promedio explicada anteriormente. Se señaló que el estimativo basado en estos puntos individuales fue probablemente alto debido a que la mayor parte de los peces que fueron marcados eran de una longitud inferior a los 500 mm. Al dar un peso igual a cada intervalo de tamaño, se obtendría un estimativo de crecimiento más preciso. Sin embargo, si como fue sugerido por Rothschild (1965), el barrilete hace migraciones entre el Océano Pacífico oriental y central según la talla de los peces, entonces el procedimiento de dar un peso igual a cada 10 días de intervalo daría una cantidad excesiva de peso al crecimiento de aquellos peces que gastan más tiempo en el Pacífico oriental. De acuerdo a la aserción de Rothschild sobre las migraciones relacionadas al tamaño de los peces, estos peces serían los de

crecimiento más lento. Si esto es cierto, entonces el procedimiento empleado tendería a causar una subestimación del crecimiento.

Debe también tomarse en cuenta que si la varianza de la regresión de Δl sobre Δt no es homogénea a través de la amplitud de Δt empleada en este estudio, se introduce un sesgo al dar un peso igual a cada intervalo de tamaño.

Consecuentemente, ambos procedimientos usados en el análisis del crecimiento del barrilete, según los datos de marcación, están sujetos a error. Antes de que este problema pueda resolverse y se puedan obtener mejores estimativos del crecimiento, será necesario marcar peces más grandes y describir con más claridad la relación entre el barrilete del Pacífico oriental y central.

Como se demostró que para algunas especies de peces los individuos marcados exhibían tasas reducidas de crecimiento comparadas con las de los miembros sin marcar de la misma población (Sette 1950; Broadhead 1958), los estimativos anteriores pueden ser mínimos, no obstante que los estimativos de la tasa de crecimiento, computados según las progresiones modales para los peces de una misma área, fueron inferiores. Sin embargo, como no fue posible el asignar a los peces la edad o la clase anual en el análisis de las progresiones modales, la designación de los modos fue extremadamente arbitraria; por eso los estimativos de crecimiento son bastante subjetivos. De los dos métodos empleados en este escrito, los estimativos basados sobre la marcación, aunque sujetos a error, son de más confianza.

Mediante la selección de los dos valores extremos de la región de confianza A indicada en la Figura 32, es posible obtener alguna idea de la región de confianza de la curva del crecimiento computada sobre la base de 438 observaciones. Para el extremo superior con respecto a L_{∞} , los parámetros son 0.43 para K sobre una base anual 950 mm para L_{∞} . Para el extremo inferior con respecto a K , estos valores son 1.39 y 650 mm, respectivamente. Al comparar estos estimativos con aquellos obtenidos en nuestro estudio y aquellos obtenidos por Rothschild (1966a), basados en los datos de marcación, es evidente que sobre la amplitud de los datos usados todos estos estimativos caen dentro de una cubierta de curvas descrita por las dos series de parámetros mencionados anteriormente. Todos los otros estimativos con exclusión de los de Díaz (1966) y los de Aikawa y Kato (1938) caen también dentro de esta amplitud.

Finalmente, quedamos con dos estimativos de los parámetros de la función de crecimiento de von Bertalanffy los que fueron obtenidos de la misma serie de los datos de marcación. Como no existe una buena base objetiva para escoger uno de los mejores estimativos, se utilizaron ambos en un análisis de este informe que trata de los estimativos del rendimiento por recluta, con el fin de evaluar el efecto de la variación en el crecimiento

sobre los estimativos del rendimiento del atún barrilete en el Océano Pacífico oriental. Las dos series de parámetros son:

- 1) $K = 0.829$ sobre una base anual
 $L_{\infty} = 729$ mm
- 2) $K = 0.431$ sobre una base anual
 $L_{\infty} = 881$ mm

VII. TASAS DE MORTALIDAD

Existe un número de aproximaciones generales que pueden utilizarse para estimar las tasas de mortalidad natural y de pesca de los stocks explotados de peces. Se han usado tres métodos para estimar estas tasas para los atunes tropicales en el Océano Pacífico oriental. El primer método, el cual fue aplicado al atún aleta amarilla por Schaefer (1967), está basado en el uso de las estadísticas de la captura y el esfuerzo acumuladas en una serie de años, y provee solo un estimativo de la mortalidad de pesca. Sin embargo, con el fin de aplicar este método, uno debe tratar con un sistema esencialmente cerrado en el que no se encuentra migración neta y con una población para la cual el crecimiento puede describirse por una ecuación logística. El segundo método es el de evaluar la pérdida de miembros de una clase anual específica conforme pasan a través de la pesquería en tiempo. Para aplicar este método debe estimarse el número relativo de las clases anuales en períodos sucesivos de tiempo. Hennemuth (1961b) aplicó esta técnica al atún aleta amarilla y estimó la tasa total instantánea de mortalidad. El tercer método es el de marcar una parte de la población y el observar la tasa a la que estos miembros marcados son recobrados en la pesquería.

Debido a que los stocks de barrilete en el Pacífico oriental emigran y no es posible segregar acertadamente la captura de esta especie en grupos de edad, uno no puede estimar las tasas de mortalidad usando los dos primeros métodos. Por lo tanto en el análisis subsiguiente se utilizaron los datos de marcación para estimar las tasas de mortalidad.

En un estudio anterior, Schaefer, Chatwin y Broadhead (1961) examinaron los retornos de marcas de los barriletes liberados durante 1957 y 1958 en el Pacífico oriental para estimar las tasas anuales de supervivencia pero previnieron que sus estimativos correspondientes a algunas áreas de la pesquería no eran probablemente confiables. Fink (1965) examinó los datos de marcación colectados durante 1955 a 1960 y usando las técnicas de Gulland (1963), estimó las tasas de mortalidad correspondientes al barrilete obtenido frente a Baja California y al norte del Perú. Sus datos de marcación que son todos de cruceros no fletados, no fueron empleados en nuestro estudio.

A. Origen de los datos

Nuestros datos provienen de tres cruceros de marcación conducidos a bordo de clipers comerciales en el Océano Pacífico oriental que fueron fletados por la Comisión. Los tres cruceros fueron escogidos de un total de seis cruceros fletados, realizados durante 1958 a 1963 para marcar atún aleta amarilla y barrilete. Estos tres cruceros fueron seleccionados porque se usó exclusivamente una marca de dardo standard. En los otros cruceros se usaron marcas de ojal o la combinación de marcas de ojal y de dardo. Es importante usar los datos de un solo tipo de marca porque

- i) Ya que toma más tiempo el marcar un pez con una marca de ojal que de dardo, puede esperarse que la mortalidad por la marcación asociada con la primera marca sea superior que con la segunda marca. El aumento en el tiempo del manipuleo durante el proceso de la marcación del atún aumenta la mortalidad debida al efecto de la marcación.
- ii) Las tasas de desprendimiento de los dos tipos de marcas son diferentes y, consecuentemente, la pérdida asociada con cada tipo será diferente. Por lo tanto los estimativos determinados según los diferentes tipos de marcas no son comparables a menos que los efectos puedan ser cuantificados.

Los detalles de los tres cruceros usados en este análisis son:

- 1) *Crucero 1038*: Se liberaron 3560 barriletes marcados frente a la costa de Panamá desde el 7 de abril al 2 de mayo de 1961. De éstos, 105 fueron retornados.
- 2) *Crucero 1042*: Se liberaron 3844 barriletes marcados frente a la costa del sur de Baja California desde el 2 hasta el 24 de junio de 1962. De éstos, 1008 fueron retornados.
- 3) *Crucero 1043*: Se liberaron 1448 peces marcados desde el 5 de junio al 1 de julio de 1963 en las mismas áreas generales que en el crucero 1042. De éstos, 664 fueron retornados.

Los datos de recobro de estos tres cruceros se presentan en la Tabla 14. Las entradas de las cantidades totales recobradas no corresponden con las anotadas anteriormente, debido a que los datos de las marcas de los peces que estuvieron más de un año en libertad no fueron usados en el análisis.

Los estimativos del esfuerzo de pesca gastado durante los periodos de recaptura fueron obtenidos de aquellos presentados anteriormente en este estudio y son expresados en días de pesca de la clase de tamaño 4 de los clipers.

B. Algunas consideraciones teóricas de los modelos usados para estimar las tasas de mortalidad

Considere una población de peces la cual está sujeta a morir debido

a dos causas principales: una atribuible a la pesca y la otra a causas diferentes a la pesca que son del tipo natural. Si la pesca es continua y se conduce a algún nivel de intensidad más o menos constante, con artes distribuidas regularmente al azar en el área pesquera, los sobrevivientes de una cohorte de estos peces pueden considerarse que merman exponencialmente con el tiempo.

Si se supone una población inicial de peces (N_0) la cual está sujeta a una tasa constante de mortalidad instantánea de pesca F y a una tasa constante de mortalidad instantánea natural M , operando simultáneamente pero sin sinergismo, la declinación en su número puede expresarse por la siguiente ecuación diferencial:

$$\frac{dN}{dt} = -(F + M)N \quad (63)$$

El número de peces que sobrevive durante el intervalo de t_0 a t_1 , de longitud Δ_1 , puede expresarse al integrar (63) para lograr

$$N_1 = N_0 e^{-(F+M)\Delta_1} \quad (64)$$

La tasa de captura de los peces según la población inicial N_0 se expresa por

$$\begin{aligned} \frac{dY_t}{dt} &= FN_t \\ &= FN_0 e^{-(F+M)(t-t_0)} \end{aligned} \quad (65)$$

Mediante la integración de la ecuación (65), el número total de individuos capturados entre el tiempo t_0 y el tiempo t_1 es

$$\begin{aligned} Y_1 &= \int_{t_0}^{t_1} FN_t dt \\ &= N_0 \frac{F}{F+M} (1 - e^{-(F+M)\Delta_1}) \end{aligned} \quad (66)$$

Y es el número total de peces capturados durante todo el lapso de tiempo y se expresa como el límite de Y_1 como $t_1 \rightarrow \infty$. Es igual a $(FN_0)/(F + M)$.

La tasa de explotación E_1 durante el intervalo Δ_1 , que es la fracción del total N_0 al principio del intervalo que fue suprimido al pescar, es

$$E_1 = \frac{Y_1}{N_0} = \frac{F}{F+M} (1 - e^{-(F+M)\Delta_1}) \quad (67)$$

Considere ahora una población de peces marcados para la cual conocemos T_0 , el número inicial marcado, y la cual sigue la misma curva de sobrevivencia que la ecuación (64) anterior. Esta población puede estar sujeta a una mortalidad inicial debida a los inmediatos efectos de la operación de la marcación. Esto lo define Ricker (1958) como Tipo A de pérdida y Beverton y Holt (1957) como Tipo 1 de pérdida, e inclusive es

expresado como $(1 - \pi)$. Incluidas en el Tipo 1 de pérdida se encuentran todas las pérdidas que tienen el mismo efecto como es la reducción del número inicial de peces marcados, tal como es la falta de informes acerca de las marcas recuperadas.

Los peces marcados, a diferencia de los peces sin marcar, sufren una mortalidad adicional continua debida a los efectos de la marcación. Esto lo define Beverton y Holt como Tipo 2 de pérdida y Ricker como Tipo B de pérdida. Nosotros lo expresamos como tasa instantánea Q la cuál puede dividirse en dos componentes. El primero, G , es una tasa de mortalidad instantánea continua debida a los efectos de llevar una marca, y L , es el segundo, la tasa instantánea de pérdida debida al desprendimiento de la marca.

Entonces, empleando estos conceptos, puede fácilmente verse según (66) que de una población inicial T_0 de peces marcados y liberados, el número de individuos recuperado desde el tiempo t_0 al t_1 , es

$$r_1 = \pi T_0 \frac{F}{F+M+Q} (1 - e^{-(F+M+Q)\Delta_1}) \quad (68)$$

Para estimar las tasas de mortalidad del atún barrilete, usando los datos de marcación presentados en la Tabla 14, la ecuación (68) puede modificarse mediante la aproximación dada por Chapman (1960), como fue sugerido por J. G. Paulik (*comunicación personal*), de la siguiente manera. Si bajo condiciones determinativas permitimos que $E'(r_1)$ sea igual al número esperado de peces marcados, devueltos durante el primer intervalo de tiempo de duración Δ_1 , entonces

$$E'(r_1) = \frac{qf_1}{qf_1+X} (1 - e^{-(qf_1+X)\Delta_1}) T_0 \pi \quad (69)$$

donde, como se definió antes, q es el coeficiente de capturabilidad f_1 el esfuerzo de pesca durante el intervalo Δ_1 , y X equivale a $M + Q$. Si permitimos que $E'(r_1) = E_1 T_0 \pi$, puede ser aproximado por la expansión de la serie de Taylor, así que la ecuación (69) viene a ser

$$E'(r_1) = \Delta_1 q f_1 e^{-(qf_1+X)\Delta_1/2} \quad (70)$$

Durante el próximo intervalo de tiempo $\Delta_2 = t_2 - t_1$, donde $t_0 < t_1 < t_2$,

$$E'(r_2) = \Delta_2 q f_2 e^{-(qf_2+X)\Delta_2/2} (T_0 \pi e^{-(qf_1+X)\Delta_1}) \quad (71)$$

y generalmente para $i \geq 2$, $\Delta_i = t_i - t_{i-1}$,

$$E'(r_i) = \Delta_i q f_i (T_0 \pi) e^{-q \left[\sum_{k=1}^{i-1} f_k \Delta_k + (f_i \Delta_i)/2 \right] - X \left[\sum_{k=1}^{i-1} \Delta_k + (\Delta_i)/2 \right]} \quad (72)$$

Para linealizar (72) podemos dividir ambos lados de la igualdad por $\Delta_i f_i$ y tomar el logaritmo de ambos lados para obtener

$$\ln\left(\frac{r_i}{\Delta_i f_i}\right) = \ln(qT_0\pi) - q\left[\sum_{k=1}^{i-1} f_k \Delta_k + \frac{f_i \Delta_i}{2}\right] - X\left[\sum_{k=1}^{i-1} \Delta_k + \frac{\Delta_i}{2}\right] \quad (73)$$

Los parámetros del modelo (Modelo I), π , q y X , son estimables por las técnicas de los cuadrados mínimos. Debe prevenirse que si el vector del esfuerzo cumulativo puede ser expresado como un múltiple del vector del tiempo cumulativo (esto ocurre cuando el esfuerzo de pesca permanece constante de un periodo de tiempo al próximo), no es posible usar el Modelo I. Cuanto mayor sea el grado de la no proporcionalidad entre estos dos vectores, los estimativos individuales son más confiables. Se mostrará más adelante que estos vectores no son divergentes en ningún grado mayor para los datos examinados en este estudio. Por lo tanto los estimativos de estos parámetros no están bien determinados.

Con el fin de perfeccionar estos estimativos hemos empleado un segundo modelo (Modelo II) el cual provee un estimativo de la tasa instantánea de la mortalidad de pesca (F_i) durante el tiempo del intervalo i y computa la tasa de explotación (E_i) durante este intervalo. Con el fin de utilizar el Modelo II, se necesitan estimativos preliminares de uno de los estimativos de F_i y todos los de X_i . En este último caso, claro está, solo se necesita uno de X_i si se supone que sea constante.

El Modelo II es una generalización de la solución de Murphy (1965, 1966) de la ecuación de captura y es atribuible a Tomlinson (*datos inéditos*). La solución de Murphy se desarrolló con el fin de estimar las tasas de mortalidad basadas en los datos de captura de un conjunto de peces cuando se dan las capturas en términos de las cantidades de peces. Al usar este método se requiere que haya capturas durante intervalos equitativos de tiempo para estimar la tasa de explotación y la tasa instantánea de la mortalidad de pesca correspondiente a cada intervalo. La generalización de Tomlinson del procedimiento, permite los intervalos de tiempo de duración variable e intervalos con captura cero y es libre del error del Tipo 1. El periodo de tiempo bajo consideración, *e.d.*, el periodo mientras se obtienen las capturas del conjunto de peces, puede dividirse en intervalos de tiempo más pequeños. Dejemos que Δ_i sea la duración del intervalo i^{avo} , y F_i y X_i sean las tasas instantáneas de la mortalidad de pesca y debida a otras causas durante el intervalo i . Se supone que las dos últimas tasas son constantes sobre el intervalo i . Si T_i es el número de peces vivos portadores de marcas al principio del intervalo i , entonces el número de peces vivos al comenzar el intervalo $i + 1$ es según (64)

$$T_{i+1} = T_i e^{-(F_i + X_i)\Delta_i} \quad (74)$$

Claro está según se esperaba de (66) y (67), la captura de los peces marcados en el intervalo i es

$$r_i = T_i E_i \quad (75)$$

y en $i + 1$

$$r_{i+1} = T_{i+1}E_{i+1} \quad (76)$$

Una razón de captura R_i puede entonces construirse para todos menos el último intervalo de tiempo como

$$R_i = \frac{r_{i+1}}{r_i} = e^{-\frac{(F_i + X_i)\Delta_i}{E_{i+1}/E_i}} \quad (77)$$

y como π aparece tanto en el numerador como en el denominador de E_i , los estimativos de F_i y E_i son independientes del error del Tipo 1, como se mencionó antes.

Si todos los estimativos X_i se conocen (suponemos que X_i es constante durante todos los intervalos de tiempo, *i.e.*, $X_i = X$) y se conoce F_i , todos los F_i adicionales son estimables una vez que se ha formado R_i según los datos de la captura y del recobro. Esto comprende el estimar E_{i+1} de E_i por

$$E_{i+1} = R_i E_i e^{(F_i + X_i)\Delta_i} \quad (78)$$

donde $E_i \neq 0$.

Tomlinson (*datos inéditos*) utilizó un programa el cual encuentra el F_i una vez que las series de E_i han sido computadas según la ecuación (78). El procedimiento es el resolver la siguiente ecuación mediante métodos iterativos.

$$E_i = F_i(1 - e^{-(F_i + X_i)\Delta_i}) / (E_i + X_i) \quad (79)$$

Esta extensión de la solución de Murphy de la ecuación de captura aparece más robusta que el primer procedimiento descrito en el sentido que está libre del error del Tipo 1 y de la variabilidad en X_i , si se dispone de una aproximación razonable de un promedio X .

C. Resultados

Como se informó anteriormente, los datos de los tres cruceros de marcación fueron usados para estimar las tasas de mortalidad del atún barrilete. Dos de estos cruceros (1043) y (1042) se realizaron en el área de la pesquería septentrional, y uno (1038) en el área meridional. En la siguiente discusión se trató separadamente cada uno de estos cruceros, empezando con el crucero más reciente (1043).

1. Estimativos de la pesca septentrional

El crucero 1043 fue conducido desde el 5 de junio al 1 de julio de 1963. Se liberaron 1448 peces marcados de los cuales fueron recobrados 664. Sin embargo, en el análisis solo se emplearon 660 de los recobros, efectuados entre junio y noviembre de 1963. Los datos después de noviembre no

fueron usados debido a que se encontraban intervalos de más de 2 meses en los que no se habían efectuado recobros.

En el norte, el esfuerzo estuvo más bien uniformemente distribuido en el área de la pesquería durante los meses para los cuales se usaron los datos de retornos de marcas. A causa de esto, el esfuerzo total de pesca fue usado para estimar los parámetros del Modelo I en vez de alguna medida de la intensidad, ponderada según los retornos de marcas. El esfuerzo producido por la pesquería que recapturó los peces marcados, fue calculado según los cuadernos de bitácora de la flota. Como no se puede obtener nunca un abarcamiento completo de los cuadernos de bitácora (generalmente del 65 al 90%), el esfuerzo fue ajustado para dar cuenta de esto mediante la multiplicación del esfuerzo observado por el recíproco de la proporción del abarcamiento. El área en la cual se supuso que las marcas estaban distribuidas fue determinada mediante el desarrollo de los intervalos mensuales del área en la cual las marcas fueron inicialmente liberadas, de acuerdo con la tasa promedio mensual de la dispersión de los peces marcados como fue determinado según el experimento consabido. Estas tasas de dispersión provienen de Fink (*datos inéditos*) quién las expresó en términos de la distancia media de la migración de los peces durante un periodo de 30 días. Como un ejemplo, si los peces fueron liberados durante el mes en un cuadrado particular de 1-grado y la tasa de dispersión en ese mes fue calculada en 60 millas por mes, entonces el área en la cual se supuso que los peces marcados estaban distribuidos durante el próximo mes, se consideró que era integrada por el área de 1-grado de liberación y los cuadrados de 1-grado alrededor del sitio de liberación. Aunque esta técnica es, hasta cierto punto, arbitraria, es sin embargo consistente.

Como se liberaron marcas al mismo tiempo que la pesquería realizaba recobros, fue necesario idear un esquema para ponderar el esfuerzo de pesca durante el tiempo en que las marcas fueron liberadas. La siguiente ecuación pareció razonable y fue usada para estimar el esfuerzo efectivo de pesca durante el mes de la marcación:

$$f_j = \frac{\sum_{i=1}^{\chi} r_i d_i}{\sum_{i=1}^{\chi} r_i} f_j \quad (80)$$

donde

- r_i = número de peces marcados en el día i ,
- d_i = fracción que queda del mes en el día i ,
- f_j = esfuerzo total en el mes j , y
- χ = número de días en el mes de la marcación.

Por ejemplo, si se marcaron 100 peces en el día 15 de un mes de 30 días,

y se habían producido 50 días de esfuerzo pesquero en ese mes, entonces \bar{f}_j , el esfuerzo efectivo de pesca aplicado a los peces marcados sería $[100(15/30)/100]50 = 25$ días.

El esfuerzo de pesca y los retornos correspondientes de marcas para este experimento se dan en la Tabla 14. Un programa de regresión múltiple de mínimos cuadrados (BMD 06) fue usado para estimar los parámetros para la ecuación (73). En el crucero 1043, se calculó que la mortalidad inicial de marcación era 0.32, q como 0.00155 y X como 0.23 sobre una base mensual. Como se había mencionado antes, el error del Tipo 1 incluye los casos en los que no se descubre la marca o no se informa sobre el descubrimiento de la marca como también la mortalidad inicial de la marcación. Para el resto de nuestro estudio supusimos que todos los peces recuperados por la pesquería son hallados y retornados a la Comisión. Esto está verificado por el estudio de Fink (1965).

Tomando a q como 0.00155 y f durante julio de 1963, el primer mes en el que todos los peces marcados fueron accesibles a la pesquería, F_1 es 0.61, y suponiendo que X como 0.23 sea constante, los estimativos de F_i y E_i fueron derivados para cada mes del experimento mediante el Modelo II (Tabla 15).

Utilizando los estimativos así obtenidos según el Modelo II, es posible reservar la extrapolación para calcular el número de marcas accesible a la pesquería al principio del experimento. Este estimativo del número inicial de sobrevivientes puede entonces compararse con el número calculado para el mismo tiempo mediante el uso del estimativo de πT_0 del Modelo I. Las comparaciones de este tipo fueron hechas para una serie de estimativos en los que F_1 fue variado alrededor del valor de 0.61. La diferencia mínima entre los estimativos del Modelo I y el Modelo II de πT_0 fue encontrada por $F_1 = 0.55$. Los estimativos de F_i y E_i empleando estos valores con el Modelo II se dan en la Tabla 15. El estimativo de q para cada mes según este experimento varió entre 0.00140 y 0.00037, con una media mensual de 0.00084. La tasa de explotación mensual para este experimento varió entre 0.39 y 0.18 con una media de 0.30.

Empleando el Modelo II (ecuación 73) y realizando algunas suposiciones simplificadas, se puede estimar Z , la tasa de mortalidad total para la población marcada en cada experimento. Se supone que f_k es bastante constante así que

$$(q \sum_{k=1}^{i-1} f_k \Delta_k + q \frac{f_i \Delta_i}{2}) \quad (81)$$

es bastante exacta aproximada por

$$q \bar{f} (\sum_{k=1}^{i-1} \Delta_k + \frac{\Delta_i}{2}) \quad (82)$$

$$\text{donde } \bar{f} = \frac{\sum_{i=1}^I f_k \Delta_k}{\sum_{i=1}^I \Delta_k}$$

e I es el último periodo en $i = 1, 2, \dots, I$. Entonces (73) puede nuevamente escribirse como

$$\ln\left(\frac{r_i}{\Delta_i \bar{f}_i}\right) = \ln(qT_{0\pi}) - (q\bar{f} + X) \left(\sum_{k=1}^{i-1} \Delta_k + \frac{\Delta_i}{2} \right) \quad (83)$$

El estimativo de Z es ahora un estimativo de $(q\bar{f} + X)$ donde \bar{f} es como se dio antes.

Usando los datos de recobro y tiempo para el experimento 1043, el estimativo de Z fue igual a 0.8 en una base mensual.

Durante el crucero 1042, realizado del 2 al 24 de junio 1962, se liberaron 3844 barriletes marcados y de éstos 1008 fueron recuperados. Por la misma razón citada anteriormente referente al crucero 1043, solo 1001 de estos recobros fueron empleados en el análisis. Los estimativos del esfuerzo de pesca fueron computados de la misma manera como se describió para el crucero 1043 y se indican en la Tabla 14.

Usando el Modelo I, ecuación (73), intentamos estimar los parámetros con los datos de este crucero. Sin embargo, los estimativos deducidos no fueron del todo realísticos y, por lo tanto, no fueron utilizables. Esto no es sorprendente cuando se considera que los vectores del esfuerzo y el tiempo eran casi proporcionales. El coeficiente de correlación, el coseno del ángulo entre los vectores, fue calculado usando la ecuación

$$\frac{\sum_{i=1}^w (f_i^* - \bar{f}^*) (t_i^* - \bar{t}^*)}{\sqrt{\sum_{i=1}^w (f_i^* - \bar{f}^*)^2} \sqrt{\sum_{i=1}^w (t_i^* - \bar{t}^*)^2}} \quad (84)$$

$$\text{donde } f^* = \sum_{k=1}^{i-1} f_k \Delta_k + \frac{f_i \Delta_i}{2},$$

$$t^* = \sum_{k=1}^{i-1} \Delta_k + \frac{\Delta_i}{2},$$

y w es el número de los intervalos mensuales usado en el experimento.

El valor fue 0.996, lo que sugiere casi una perfecta correlación y un ángulo entre vectores de casi cero. Para el crucero 1043, el valor fue solo ligeramente inferior. Es sorprendente entonces que los estimativos realísticos fueran derivados siquiera para este último experimento, y sugiere que los estimativos no son probablemente bien determinados. El estimativo

de Z (1.60 en una base mensual) fue computado para este crucero usando el Modelo I, ecuación (83).

Con el fin de utilizar los datos del crucero 1042 con el Modelo II, debe tenerse un estimativo preliminar de F_i y de X_i . Los estimativos de q y X del Modelo I, basados en los datos del crucero 1043, fueron usados con este propósito. La tasa instantánea de la mortalidad de pesca para julio fue entonces calculada como 0.41 y X como 0.23. Los estimativos de F_i y E_i basados en estos estimativos iniciales se presentan en la Tabla 15.

Una vez más los estimativos de F_i y X fueron variados hasta que la diferencia entre πT_0 del Modelo I y el estimativo de las cifras iniciales del Modelo II estuvo a un mínimo. La diferencia mínima en este caso fue 0.16 para una F durante julio, y 0.30 para una X . En este último caso, la q varió de 0.00067 en julio a 0.00002 en octubre con un valor medio de 0.00025. Los valores correspondientes de E_i fluctuaron de 0.13 a 0.01 con una media de 0.06.

2. Estimativos de la pesca meridional

En el área meridional, los datos del crucero 1038 fueron usados para estimar las tasas de mortalidad. De 3560 peces marcados y liberados desde el 7 de abril al 2 de mayo 1961, 105 fueron recapturados.

El esfuerzo total de pesca usado para la recaptura de estos peces fue calculado de la misma manera como se describió antes para los cruceros 1042 y 1043. Sin embargo, como no hubo pesca de estos peces marcados hasta después de que se terminó el período de liberación, el esfuerzo no fue ajustado por la técnica de ponderación dada en la ecuación (80). Los estimativos mensuales del esfuerzo y del recobro se dan en la Tabla 14.

En este experimento particular, los peces marcados no estaban uniformemente distribuidos en el área de la pesquería. Aunque parece que los peces se desplazaron en todas las áreas de la región meridional, la mayoría se desplazó en una dirección septentrional. Para tener esto en cuenta, se calculó una media ponderada de la intensidad de pesca (\bar{f}_i) en la que el esfuerzo por el cuadrado de 1-grado fue ponderado por el número de los retornos de marcas y promediado en un todo en cuadrados de 1-grado por meses. Se utilizó la siguiente relación para calcular (\bar{f}_i) durante el mes i :

$$\frac{\sum_{j=1}^n r_{ij}}{\sum_{j=1}^n (\bar{f}_{ij})} \quad (85)$$

donde

r_{ij} es el número de las marcas retornadas durante el mes i en el área j de 1-grado,

f_{ij} es el esfuerzo en el mes i en el área j de 1-grado, y
 n es el número de áreas de 1-grado en las que por lo menos se retornó una marca.

Estos estimativos de \hat{f}_i fueron usados con el número correspondiente de marcas retornadas para calcular los parámetros del Modelo I. Los estimativos así derivados fueron 0.03 para π , 0.006 para X sobre una base mensual, y el coeficiente de capturabilidad, q , de 0.00009. El estimativo de π no parece de ninguna manera razonable ya que indica que solo debía haber 107 peces marcados accesibles a la pesquería en el comienzo del experimento mientras, en realidad, se recuperaron 105 peces. Esto, a su vez, significaría un valor extremadamente bajo de X (estimado según los datos). Consecuentemente, no parece razonable suponer que π o X son realísticos. Asimismo, el estimativo de q probablemente no está tampoco bien determinado. Sin embargo, para usar el Modelo II, el estimativo de q de este experimento ha sido usado para calcular una F de 0.0152 para el mes de junio, y X fue escogida para ser 0.23 según el experimento 1043. Para ser consistentes, usamos también valores de q (de los cruceros 1043 y 1042) en experimentos adicionales. Los estimativos derivados según estos últimos experimentos no fueron realísticos debido a que la población marcada alcanzó cero mucho antes que los peces marcados dejaron de ser recapturados. Asimismo, el uso de los valores de q muy inferiores a 0.00009, rindieron una población inicial, marcada, mucho más grande de la que actualmente fue liberada.

A causa de que no se calculó un estimativo realístico de π del análisis del Modelo I, para este experimento, fue imposible reversar el cálculo para obtener un estimativo de los números iniciales T_0 para correlacionarlo con πT_0 como se hizo en los experimentos anteriores. Por lo tanto, hemos presentado solo un estimativo de los parámetros F y E del Modelo II. En este caso, el mejor estimativo de q fue 0.00005 y E fue 0.06 (Tabla 15).

D. Discusión

1. Región septentrional

Utilizando los datos del crucero 1043, se indicó que el mejor estimativo de q fue 0.00084 y X fue 0.23. El examen de la Tabla 15 señala una mengua en q desde el primero hasta el último mes del experimento. Si, entonces, se desea aplicar los resultados de la población marcada a la población sin marcar, debe suponerse que q no es constante, pero que cambia durante el año pesquero, a menos, claro está que se pueda ofrecer alguna explicación referente a que q opera diferentemente en el caso de peces marcados que en la población sin marcar. Existe un número de factores a los cuales se les puede atribuir los cambios de q en la población marcada:

- i) Cambios reales en q en la población marcada pueden ocurrir debido a los cambios en el comportamiento de los peces lo cual

afecta su accesibilidad y vulnerabilidad a las artes.

- ii) El reclutamiento de peces sin marcar en la población marcada puede afectar q si existiera una mezcla incompleta de los dos. Esto es análogo a una pesca de dos especies con la captura de una interfiriendo con la captura de la otra.
- iii) El desplazamiento variable de los peces marcados puede afectar los estimativos de q , como también los de X , ya que se supone que la pérdida natural de los peces marcados es constante en este modelo.

No se dispone de la evidencia para i). Es evidente por la inspección de la Tabla 16, que ii) e iii) son posibilidades que presenta la medida de la abundancia aparente en el área septentrional durante 1963. Estos datos indican claramente la naturaleza estacional de la pesquería. Demuestran un aumento en la abundancia atribuible al reclutamiento por fuera del área de la pesquería, culminando en julio-septiembre y disminuyendo después a medida que los peces emigran de la pesquería. En lo referente a iii), debe observarse que el efecto de variar el X_i en el estimativo de F_i fue examinado. Se observó que aumentando o disminuyendo el X_i no alteró el estimativo de F_i (al contrario de los estimativos que usan un solo valor para cada X_i) tanto como el promedio de los X_i sea casi igual al valor individual usado. Sin embargo, la verdadera razón de la disminución de q debe dejarse a la conjetura. Se concluyó que los datos de marcación usados aquí no ofrecen estimativos bien determinados de las tasas de mortalidad del atún barrilete y no pueden aplicarse sin reservación a la población sin marcar.

Se sacó en conclusión que el mejor estimativo de q durante 1963 en la región septentrional es 0.00084 y el mejor estimativo de X , la mortalidad debida a causas ajenas a la pesquería, es 0.23 en una base mensual. Sin embargo, este valor no representa solo la mortalidad natural, pero es la suma de las tasas instantáneas de la mortalidad natural (M), de la pérdida de marcas debida al desprendimiento (L), de la continua mortalidad debida a tener una marca (G), y de la pérdida de peces debida a la emigración de la pesquería (I).

Con el fin de calcular M , se necesitan los estimativos de G , L e I . Chapman, Fink y Bennett (1965) desarrollaron una técnica para estimar L según los experimentos de marcación doble. Para el atún aleta amarilla la tasa estimada del desprendimiento de las marcas de dardo, idénticas a las usadas en los experimentos aquí discutidos de la marcación del barrilete, fue 0.814 sobre una base anual, con una varianza (σ) igual a 0.180. B. D. Fink (*comunicación personal*) examinó los datos de los experimentos de la doble marcación en el atún barrilete usando la misma técnica, y estimó que L era por ahí 1.06 sobre una base anual. Por otra parte, basados en los datos disponibles de este estudio, no fue posible estimar la tasa de emigración de la pesquería (I) ni de la mortalidad por llevar una marca (G). Si se

aplica este valor de L al estimativo de X indicado antes, se deriva un valor de 0.14 para $M + G + I$ sobre una base mensual. Ya que no fue posible separar G e I de la mortalidad natural, M en esta sección de nuestro estudio es realmente $M + I + G$, y asimismo Z es equivalente a $F + M + G + L + I$ en vez de $F + M + L$.

Al comparar la tasa de la mortalidad total Z , la cual fue calculada usando el Modelo II para el período de junio a noviembre, con la tasa de mortalidad total Z calculada mediante el Modelo I, ecuación (83), se puede ver que la primera es 3.51 y la última 4.80. Al considerar la variabilidad en los datos y los diferentes métodos de análisis, es alentador encontrar tal acuerdo entre los dos. Como se dijo anteriormente, consideramos que los estimativos basados en el Modelo II son los mejores, en el sentido de que describen las mortalidades sufridas por la población marcada.

El mejor estimativo de q para el crucero 1042 es 0.00025. Como en el caso del ejemplo anterior, q varía, fluctuando de 0.00067 a 0.00002 durante el experimento de marcación. Las razones antes indicadas referentes a esta disminución en el valor de q , se aplican también en el caso del crucero 1042. Las medidas de la abundancia aparente indicadas en la Tabla 16, reflejan comparadas con 1963 una disminución en la abundancia. Esto también lo sugieren las capturas de las regiones septentrionales correspondientes a los dos años. En 1962, la captura fue de 15.2 millones de libras y en 1963, fue de 36.7 millones de libras.

El mejor estimativo de X durante este experimento (crucero 1042) fue 0.030. Corrigiendo ésto para el efecto de L , M es 0.21 sobre una base mensual.

La tasa de mortalidad total (Z) calculada para este experimento, basada en el Modelo I, ecuación (83), fue 1.60 sobre una base mensual, una tasa extremadamente alta. Aplicando ésto para el período del experimento, Z fue 6.40. Calculando Z según los parámetros estimados usando el Modelo II, dio como resultado un valor de 1.50. La diferencia entre estos dos valores arroja duda sobre la validez de los estimativos de este último experimento. Si los estimativos son realísticos, entonces no solo existe una variabilidad aparente en q en los años pero también entre los años.

2. Las regiones meridionales

En el único análisis de un experimento de las regiones meridionales, el mejor estimativo de q fue 0.00005. A causa de que el estimativo de X fue irrealístico en este experimento, se supuso que era 0.23, lo mismo que el de las regiones septentrionales. El estimativo de la mortalidad inicial de la marcación para este experimento fue asimismo irrealístico. Sin embargo, como se había señalado en otra parte (Fink 1965) que éste varía lo más probablemente en alguna forma con el área, tiempo y temperatura, no

intentamos cambiar el valor estimado para la mortalidad inicial de la marcación.

El valor de q según este análisis no parece exhibir una tendencia como la observada en el norte, aunque indica variabilidad (Tabla 15). Esto puede que se deba parcialmente al hecho de que los peces en el área meridional parecen ser accesibles a la pesquería por un periodo de tiempo más largo y, de ahí, la emigración de los peces marcados no es un problema tan severo como en el norte.

De lo cual se deduce, consecuentemente, que el término I en $X = M + I$ debe ser inferior en el sur que en el norte, mientras que en realidad se ha supuesto que sea lo mismo. El valor supuesto de 0.23 para X en el sur puede, por lo tanto, estar sobreestimado.

Para evaluar la validez al suponer que X para el área meridional es casi lo mismo que para el área septentrional, hemos calculado la tasa mensual de la mortalidad total Z correspondiente a los datos del sur usando el Modelo I, ecuación (83). Este valor fue 0.35. Desarrollando ésto para cubrir el período de los 11 meses del experimento, Z es entonces 3.85. Usando 0.00005 para q y el esfuerzo producido durante el experimento (15489), se calculó que F era 0.77. La diferencia entre una Z de 3.85 y una F de 0.77 dio como resultado una X de 3.08 para el período de 11 meses del experimento. Al usar el valor mensual supuesto de 0.23 para X en el sur y desarrollándolo para incluir los 11 meses del experimento, se obtuvo un valor de 2.53. La diferencia relativamente menor (0.55) entre estos dos estimativos sugiere que en el uso del Modelo II es probablemente más seguro el suponer que la mortalidad natural en el norte y en el sur es aproximadamente la misma, y comprueba aún más que el coeficiente de capturabilidad en el sur puede ser inferior al del norte.

Finalmente, entonces, hemos estimado q y m para dos experimentos en el norte y para un experimento en el sur. La tasa anual de mortalidad total (Z) para el crucero 1043 en el norte es 3.81. Es inferior a la Z de 5.92 estimada por Fink (1965) correspondiente a los datos colectados durante 1957 en el área septentrional, pero sin embargo, es sorprendentemente cercana. El valor de 2.45 estimado para Z sobre una base anual según el área meridional se correlaciona también bastante favorablemente con el estimativo de 3.96 dado por Fink (1965) correspondiente a los datos del área meridional colectados durante el período de 1955 a 1960.

Para otros análisis en secciones subsiguientes de este informe, se usaron los siguientes parámetros:

$$\begin{aligned} M &= 0.14 \text{ tanto en el norte como en el sur} \\ q &= 0.00084 \text{ para el norte y } 0.00005 \text{ para el sur.} \end{aligned}$$

VIII. RENDIMIENTO DE LA PESCA

Los estimativos del rendimiento máximo sostenible que pueden ser obtenidos de un stock de peces es uno de los puntos más importantes de información solicitado por las oficinas de pesquerías. Es hacia este fin que la mayor parte de los programas de investigación pesquera están dirigidos y para los que se conducen los estudios del crecimiento, de la estructura poblacional y de las tasas de mortalidad, etc. Conforme se indicó en la introducción de este informe este rendimiento potencial debe ser estimado para el atún barrilete obtenido en el Pacífico oriental antes de que se pueda hacer una evaluación de su potencial para suplir la demanda creciente de la materia prima y antes de que puedan ser administrados de una manera que pueda asegurar rendimientos máximos sobre una base sostenida.

En vista de la información disponible sobre el atún barrilete explotado en el Océano Pacífico oriental, existen dos aproximaciones generales que se pueden tomar para examinar este problema. La primera es investigar si la pesca tiene o no un efecto en la abundancia y, si se observa un efecto, predecir según esto los rendimientos sostenibles a diversos niveles de pesca. La segunda aproximación es examinar el rendimiento de un grupo de peces que pasan a través de la pesquería, extendiendo esto al rendimiento total de todos los peces que pasan a través de la pesquería. Estos métodos serán investigados más adelante y se discutirá la posible aplicación para estimar el rendimiento total.

A. Relaciones entre el esfuerzo de pesca, la abundancia y el rendimiento total

Shimada y Schaefer (1956), examinando la pesca del barrilete en el Pacífico oriental, y tratando el stock como una unidad individual entremezclada desde el Perú hasta Baja California, sugirieron que la pesca en un año determinado no ha tenido un efecto demostrativo en la abundancia de los reclutas en años subsiguientes, a través de los niveles de la intensidad observada en sus datos. En un estudio posterior Broadhead y Barrett (1964) dividieron los datos en componentes meridionales y septentrionales para examinar la relación entre el esfuerzo y la abundancia dentro de las áreas. No hallaron relación en el norte pero en el sur encontraron alguna indicación de una limitación en la captura total y una reducción en la abundancia aparente conforme el esfuerzo total aumentaba.

En esta sección, la relación entre la abundancia y el esfuerzo y entre la captura total y el esfuerzo, será examinada para descubrir los efectos que la pesca pueda tener sobre la abundancia y el rendimiento total. Los índices de la abundancia y las medidas del esfuerzo total calculado en secciones precedentes de este informe serán usados para el análisis.

1. Area septentrional

En el recuadro superior de la Figura 33 se indica la relación entre la

abundancia y el esfuerzo correspondiente a 1951 hasta 1965. El esfuerzo se registra a lo largo de la abscisa y la abundancia a lo largo de la ordenada. No existe una relación aparente entre el índice de la abundancia y el esfuerzo de pesca. La abundancia no varía grandemente tanto para los valores altos y bajos del esfuerzo, especialmente si se excluye 1956, un año para el cual las medidas de la abundancia y el esfuerzo son de valor dudoso conforme se indicó en una sección anterior.

En el recuadro inferior de la Figura 33, se registra de nuevo el esfuerzo a lo largo de la abscisa, pero en este caso la captura total se da a lo largo de la ordenada. Los puntos graficados en el diagrama representan los datos correspondientes a 1951 hasta 1965. Existe una fuerte relación aparente positiva en esta figura. A medida que el esfuerzo aumenta la captura también aumenta.

Estos datos indican que la pesquería en el área septentrional no tiene efecto en el tamaño del stock todavía. Se observa por lo tanto, que las variaciones en la abundancia notadas durante los años estudiados son probablemente atribuibles a factores independientes de la pesquería y el tamaño de la captura puede aumentarse mediante un aumento substancial del esfuerzo, más allá del nivel actual.

2. Area meridional

Los datos sobre la relación entre la abundancia y el esfuerzo total correspondiente al área meridional de la pesquería se grafican en el panel superior de la Figura 34. El esfuerzo, fluctuando de 9,000 a 16,000 días standard de pesca, se presenta a lo largo de la abscisa y el índice de la abundancia a lo largo de la ordenada. El esfuerzo es obtenido de las Tablas 7 y 9 y, después de 1958, incluye el producido de la flota de Manta, Ecuador, pero convertido a días standard de pesca de la clase 4 de barcos de carnada. De nuevo no existe una relación aparente entre el esfuerzo de pesca y el tamaño del stock.

En el recuadro inferior de la Figura 34 se encuentra graficada la relación entre la captura total, a lo largo de la ordenada, y el esfuerzo total, a lo largo de la abscisa, en el área meridional durante 1951-1965. La captura y el esfuerzo producidos por la flota de Manta, Ecuador se incluyen en las cifras totales para los años después de 1958. Con excepción de 1951, 1952 y 1953, existe una relación positiva entre la captura y el esfuerzo y especialmente para los años posteriores a 1959. Se recordará que antes, en este informe, señalamos que en el área meridional prior a 1953, hubo alguna indicación de que se estaba evitando el barrilete dándole preferencia al atún aleta amarilla. Este hecho explicaría los valores bajos en los gráficos correspondientes al área meridional.

Se observa de nuevo que a los niveles de la intensidad observada en la pesquería hasta el fin de 1965 en el área meridional, no parece que la

pesca haya tenido efecto alguno en el tamaño del stock. No descubrimos en nuestro análisis ninguna indicación de una limitación en la captura total y de una reducción en la abundancia aparente asociada con el aumento del esfuerzo total, como fue observado por Broadhead y Barrett (1964) para el barrilete en el área meridional. Consecuentemente, es razonable asumir que al aumentar substancialmente el esfuerzo total más allá del nivel actual, la captura probablemente puede aumentarse, y que las fluctuaciones en la abundancia aparente son independientes de la pesquería.

Como era de esperar, no parece que exista ninguna relación aparente entre la abundancia y el esfuerzo para las áreas combinadas del norte y del sur, pero existe una relación positiva entre la captura total y el esfuerzo total, excluyendo los años de 1951-1953 (Figura 35).

B. Rendimiento por recluta

El rendimiento equilibrado por recluta es un concepto valioso para los científicos pesqueros porque los capacita para predecir el efecto que puedan tener las alteraciones en la estrategia de pesca en el rendimiento de un stock explotado de peces.

Baranov (1918), fue el primero en describir en una forma matemática y comprensiva, el efecto conjunto que el crecimiento, la mortalidad y la pesca puedan tener sobre el rendimiento de un sistema biológico. En años más recientes, Beverton y Holt (1957) y Ricker (1958) han tratado el problema mucho más rigurosamente y han provisto modelos matemáticos los cuales integran los efectos del crecimiento y la mortalidad para estimar el rendimiento equilibrado por recluta bajo diferentes condiciones de pesca y de mortalidad natural.

En este capítulo, los estimativos precitados del crecimiento, mortalidad y del esfuerzo de pesca, fueron utilizados para examinar el efecto que puedan tener las modificaciones de la estrategia de pesca sobre el rendimiento por recluta para el atún barrilete.

1. Análisis

El método de Ricker de calcular el rendimiento por recluta fue escogido a causa de que para nuestro estudio era más fácil de usar que el de Beverton y Holt ya que permite el uso de tasas variables de mortalidad por la pesca durante los diferentes periodos en la vida de los peces. Empleamos un programa de cómputo descrito por Paulik y Bayliff (1967) para calcular el rendimiento por recluta. Estos autores describieron detalladamente el modelo de Ricker, las suposiciones fundamentales y la técnica del ajuste.

Con el fin de utilizar el modelo de Ricker, deben tenerse los estimativos de las tasas de mortalidad actuantes durante cada intervalo de la vida de los peces, como también ya sea la tasa de crecimiento por intervalo o la talla al comienzo de cada intervalo.

Como se reiteró antes, el atún barrilete pasa solo una parte de su vida en el Océano Pacífico oriental. Por lo tanto, antes de que pueda estudiarse el rendimiento por recluta para esta especie, debe tenerse algún conocimiento sobre las veces que una clase anual está durante su vida expuesta a la pesquería, y la duración de cada una de estas exposiciones si ocurre más de una. Además debe obtenerse un estimativo de su talla al tiempo en que entra y sale en su primera y segunda temporada en la pesquería. Se puede obtener alguna idea del tiempo de exposición al examinar los datos de marcación. En la Figura 36 el número retornado de peces marcados por intervalos mensuales, de seis cruceros fletados, se grafican contra el mes de retorno. Tanto para el norte como para el sur, los peces marcados fueron recapturados durante el año de marcación y en el año siguiente. En el norte, los peces liberados a principios de la temporada fueron recobrados durante el año pesquero por ahí hasta fines de diciembre. Esto corresponde al tiempo en el que se terminó la pesca del barrilete en las regiones septentrionales, presumiblemente debido a que se desplazaron del área. Las marcas de estas liberaciones empezaron de nuevo a aparecer en mayo, a principios de la temporada siguiente, y fueron generalmente obtenidas aunque en pequeñas cantidades, durante la segunda temporada. Se recobraron en la pesquería las marcas de los cuatro cruceros del norte, durante un promedio de seis meses en la temporada de marcación, mientras que el tiempo de exposición en el sur fue de 10 meses. Aunque estos valores correspondientes al tiempo de exposición en el norte y en el sur son más bien arbitrarios, se usaron en el análisis del rendimiento por recluta. Sin embargo, corresponden en alguna forma con la pauta de las capturas en las dos áreas. Se supuso también, basados en este análisis y en la distribución de la talla de los peces dentro de la pesquería como se discute luego, que por lo menos alguna porción de la población que se desplaza durante la primera temporada regresa durante la segunda.

Para ilustrar la siguiente discusión referente a la aplicación de los modelos del rendimiento por recluta al atún barrilete pescado en el Pacífico oriental, se presenta en la Figura 37 un diagrama de movimiento en el que se describe la trayectoria que puede seguir un grupo de peces entre el nacimiento y la muerte, con dos exposiciones intermedias de explotación. Se representan cinco fases en el diagrama y se usa la siguiente anotación: $P_{i(j)}$ denota el intervalo de i^{avo} , $i = 1, 2, 3, \dots, n$, dentro de la fase j^{ava} , $j = 1, 2, 3, 4, 5$. Durante el intervalo i^{avo} dentro de la fase j^{ava} , la tasa instantánea de la mortalidad de pesca es $F_{i(j)}$, la tasa instantánea de la mortalidad natural es $M_{i(j)}$, y la de la mortalidad natural (M) y la de la emigración de la pesquería (I) combinadas, es $X_{i(j)}$.

Fase I: Esta representa la porción preexplotada de la vida del barrilete, durante la cual mueren solo por causas naturales. Al nacer miden l_0 mm de longitud. Alguna porción sale de esta etapa a una longitud de l_c y es reclutada a la manera de en el "filo de un cuchillo" (todos al mismo

instante en tiempo) en la pesquería. El resto, al alcanzar l_c , pasan directamente a la Fase III. Las Fases I, III y V representan actualmente un período continuo de tiempo y se extiende sobre todo el lapso de vida de los peces. Un pez individual puede permanecer en alta mar en las Fases I, III y V, sin exponerse nunca a la pesquería (Fases II y IV).

Fase II: Durante su primer año en la pesquería los reclutas están sujetos a pérdida a causa de la pesquería por $F_{i(j)}$ y $X_{i(j)}$. Todos los peces que no han sido removidos durante el tiempo en que estaban expuestos a la pesquería abandonan las regiones de pesca a fines de $P_{n(2)}$ a una longitud de l_m .

Fase III: Conforme se indica en la Figura 37, los peces están sujetos a morir por causas naturales solamente durante la Fase III. A fines de $P_{n(3)}$ alguna porción de los sobrevivientes entra a la pesquería por segunda vez a una longitud de l_c ; el resto es accesible a la pesquería, pero pasa directamente a la Fase V.

Fase IV: Los individuos que entran en la pesquería por segunda vez al comienzo de $P_{i(4)}$. Durante esta fase están expuestos a pérdida por X y F . Todos los peces sobrevivientes a fines de $P_{n(4)}$ salen de la pesquería a la longitud de l_m y entran en la Fase V.

Fase V: Esta última fase en la vida del barrilete representa la población desovadora, aunque el desove probablemente puede y lo más probable es que tome lugar en la Fase III. Los individuos de la Fase V, no regresan a la pesquería y mueren solo por causas naturales.

Las flechas en el diagrama representan la ruta más probable entre las fases. Los peces pueden pasar de la Fase I a la Fase II o directamente a la Fase V. De la Fase II pasan a la Fase III. De la Fase III pasan ya sea a la Fase IV o V. Se necesita tratar únicamente con las Fases II, III y IV al analizar el rendimiento por recluta. Los estimativos de $F_{i(j)}$, $M_{i(j)}$, $X_{i(j)}$, l_c , l_m , l_e y l_m son necesarios lo mismo que la duración de cada una de las fases.

Los estimativos de las duraciones de las Fases II, III y IV fueron discutidos antes.

Se dispone de un estimativo de l_e (425 mm tanto en el norte como en el sur) según Díaz (1966) y Schaefer (1961). Sus datos indican también que los tamaños modales superiores a 680 mm se encuentran muy raramente en la pesquería. Las tallas restantes requeridas por el análisis, pueden computarse por medio de los parámetros del crecimiento presentados en la sección VI, y por el conocimiento del tiempo en cada fase. Los estimativos diversos de las longitudes se presentan más adelante con los resultados.

Los estimativos de $F_{i(j)}$ y $X_{i(j)}$ fueron provistos y discutidos en la

sección VII. Los valores restantes que se han de estimar son los de $M_{i(j)}$ en la Fase III y la proporción de peces que pasa de esta fase a la Fase IV. Es imposible estimar éstos separadamente con los datos disponibles, así que tenemos que aproximar el efecto combinado de ambos, mediante la estimación del número de peces en la población marcada en $P_{n(2)}$ y el número de peces marcados entrando $P_{i(1)}$. La proporción de este último en relación al primero es un estimativo de la proporción que regresa a la pesquería en $P_{i(1)}$.

Los datos del crucero 1043, en el norte, fueron usados para estimar este valor. Un pez marcado en este crucero fue recapturado a comienzos de la segunda temporada. El número de marcas presente en la pesquería fue entonces estimado mediante el cálculo del recíproco de la tasa de explotación correspondiente al primer mes del experimento $(1/E_{1(2)}) = 2.63$. A causa de que se perdieron marcas debido al desprendimiento ocurrido en el año en libertad, se desarrolló 2.63 por $e^{1.06}$, lo cual provee un estimativo de 7.59 marcas, disponible a principios de la segunda temporada ($P_{i(1)}$), si no ha ocurrido desprendimiento. El número de peces marcados en la población a fines de la primera temporada, disponible según los resultados de marcación del Modelo II, es 50.5 peces. La proporción regresada a la pesquería, que no murió o que se escapó a la Fase V, es de 0.150 sobre un período de 6 meses. Esto equivale a 0.315, sobre una base mensual instantánea. Esta misma tasa mensual instantánea, fue usada en los estimativos del rendimiento por recluta en el sur.

2. Resultados

a. Area septentrional

La Figura 38 es un diagrama de isopletras del rendimiento por recluta del atún barrilete en el área septentrional, calculado según los estimativos derivados de los datos de marcación del crucero 1043 en 1963. Los multiplicadores en la abscisa son escaladores de la tasa anual de la mortalidad instantánea de pesca y, por lo tanto, son proporcionales al esfuerzo de pesca. El valor 1.00 representa la tasa actual de la mortalidad de pesca observada en la pesquería durante 1963. A lo largo de la ordenada se enumeran los valores seleccionados de la edad de primera entrada correspondientes a la talla l_c , y el tiempo de la primera entrada en la pesquería. Para este cálculo del rendimiento por recluta, usamos el valor de los parámetros de crecimiento, calculado según la función de crecimiento de von Bertalanffy, $K = 0.81$, $l_0 = 3$, y $L_\infty = 729$ (FCVB 1), y los valores resultantes de $l_c = 425$, $l'_c = 597$, $l_m = 543$, y $l'_m = 647$. Para comparar el efecto que la variabilidad en los parámetros pueda tener en los estimativos del rendimiento por recluta, realizamos un segundo análisis usando $K = 0.43$, $l_0 = 3$ y $L_\infty = 881$ (FCVB 2). Los valores de $l_c = 425$, $l_m = 523$, $l'_c = 582$ y $l'_m = 648$, computados según la FCVB 2, fueron usados para preparar el diagrama de isopletras indicado en la Figura 39. El rendimiento por

recluta computado mediante los parámetros de la FCVB 1 es generalmente superior al computado mediante los parámetros de la FCVB 2. En ambos casos el rendimiento por recluta es superior correspondiente a la talla entrante de 425 mm la cual se correlaciona con la observada actualmente en la pesquería. Esto se mantiene a todos los niveles de intensidad indicados en los gráficos. Los valores usados para calcular los diagramas de isopletras de las Figuras 38 y 39, se enumeran en la Tabla 17. Los meses representantes de las Fases II, III y IV se enumeran en la primera columna. La edad en años de un grupo de peces que entra en la pesquería por primera vez el 1 de mayo a una longitud de (l_c) de 425 mm y en cada mes siguiente, se enumera en la columna 2. El peso correspondiente en libras computado según las longitudes, convertido mediante la relación de Hennemuth (1959b), se enumera en la columna siguiente. Los intervalos de tiempo (t') durante los que actúan la mortalidad natural y la emigración y solo la mortalidad natural, se enumeran en la columna 4, y las tasas anuales instantáneas se enumeran en la columna 5. Los intervalos correspondientes (t'') y las tasas instantáneas de la mortalidad de pesca se proveen en las columnas 6 y 7. Los valores de τ^* , el tiempo de entrada en la pesquería, son enumerados en la última columna.

Se preparó la Figura 40 para poder examinar con más cuidado el grado al cual la variabilidad en la tasa del crecimiento altera el rendimiento por recluta. El rendimiento por recluta está representado a lo largo de la ordenada, y la mortalidad de pesca se indica como múltiplo de uno a lo largo de la abscisa. Las cuatro líneas curvas representan el rendimiento por recluta, calculado en base a los dos juegos de los parámetros de crecimiento según la FCVB 1 y 2, si se mantiene constante la talla de primera entrada. La línea sólida superior representa la talla observada de primera entrada (425 mm) y la línea sólida inferior representa la talla supuesta de primera entrada (500 mm). Ambas líneas fueron computadas mediante el uso del juego de los parámetros de crecimiento de la FCVB 1. Las dos líneas con puntos representan las mismas tallas de primera entrada, pero se utilizó el juego de los parámetros de la FCVB 2 para los cálculos del rendimiento por recluta. En ambos casos, los estimativos del rendimiento por recluta son superiores cuando se usan los parámetros de crecimiento de la FCVB 1 a causa de la tasa de crecimiento mucho más alta en el último caso, y debido a la tasa alta de mortalidad natural en ambos casos. El rendimiento por recluta continúa aumentando según aumenta el esfuerzo de pesca, pero el aumento mayor es entre el nivel observado de intensidad (I) y un nivel unas tres veces mayor a éste.

b. Area meridional

La Figura 41 es un diagrama de isopletras del rendimiento por recluta del atún barrilete en el área meridional, calculado en base a los parámetros estimados según los datos de marcación del crucero 1038. Los valores $l_c = 425$, $l_m = 578$, $l'_c = 597$ y $l'_m = 662$ fueron calculados mediante los pará-

metros de la FCVB 1 y fueron también usados en la preparación de la Figura 43. Además se preparó un segundo diagrama de isopleas usando el juego de parámetros de la FCVB 2 (Fig. 42). Las longitudes computadas correspondientes a esta última figura fueron $l_c = 425$, $l_m = 560$, $l'_c = 582$ y $l'_m = 672$. Como era de esperarse, el rendimiento por recluta es otra vez superior para los estimativos que usaron la FCVB 1 de lo que fueron para los estimativos que usaron la FCVB 2, y como se observó en el norte, los valores más altos del rendimiento por recluta son observados en la talla actual entrante de aproximadamente 425 mm. Los datos usados para calcular los diagramas de isopleas del rendimiento por recluta en las Figuras 41 y 42 se enumeran en la Tabla 18.

Para examinar detalladamente la manera en la cual los estimativos del rendimiento por recluta son afectados por la variación de la talla a la primera entrada y por el uso de los diferentes parámetros del crecimiento, se preparó la Figura 43 de la misma manera que la Figura 40. Como podía esperarse en base a los resultados del análisis del área septentrional, el rendimiento por recluta es superior cuando se usa un juego de parámetros de crecimiento de la FCVB 1 y continúa aumentando conforme aumenta la pesca. Sin embargo, en este caso el valor superior no se acerca tan rápidamente como en el norte.

3. Discusión

Se ha demostrado para las pesquerías tanto en el norte como en el sur que a los niveles corrientes del esfuerzo de pesca, el rendimiento máximo por reclutamiento es obtenido por la talla de primera entrada de aproximadamente 425 mm. Esta es aproximadamente la talla en la que se recluta actualmente el barrilete en las pesquerías tanto del norte como del sur. En el norte, el rendimiento por recluta bajo estas condiciones es aproximadamente de 3 libras, mientras que en el sur es solo ligeramente más de 1.5 libras. Este hecho sugiere que la pesca meridional puede soportar probablemente rendimientos muy superiores a los obtenidos actualmente.

En ambas áreas el rendimiento por recluta puede ser aumentado si se incrementa el esfuerzo de pesca. Debido a que el barrilete no es accesible a la pesquería a una talla inferior de 425 mm, las isopleas del rendimiento no fueron calculadas para tallas inferiores. Consecuentemente, es imposible localizar la posición de la línea eumétrica de pesca, pero parece según la naturaleza relativamente perpendicular de las isopleas a los niveles bajos del esfuerzo de pesca, que está cerca a la talla corriente que entra en esta región.

C. Rendimientos potenciales

Antes de que se puedan utilizar los datos de la captura y el esfuerzo para estimar el rendimiento potencial como hizo Schaefer (1957) en sus estudios del atún aleta amarilla, i) la pesquería debe tener algún efecto

mensurable sobre la abundancia, e ii) no debe existir migración ya sea al stock o del stock. Como i) no prevalece en cuanto a la pesca del barrilete que se está estudiando e ii) probablemente tampoco, no se pueden utilizar tales métodos con el fin de derivar los estimativos del rendimiento potencial.

En referencia al análisis del rendimiento por recluta presentado antes, las medidas del rendimiento pertenecen al rendimiento *promedio* de cada recluta que entra en la pesquería y no al rendimiento *total*, porque no se comprende la relación que existe entre el reclutamiento y el tamaño del stock. Por otra parte, si se desea suponer que el reclutamiento no depende de la densidad pero es constante a través de una amplitud extremadamente grande del tamaño del stock, estos rendimientos por recluta pueden extenderse a los estimativos del rendimiento total. Sin embargo, dudamos de que el reclutamiento sea independiente de la densidad para el atún barrilete, especialmente si se considera el trabajo de Schaefer (1967) quién indicó para el atún aleta amarilla, una especie estrechamente relacionada la cual se sobrepone en alcance a la del barrilete, de que una reducción de los peces que desovan afecta el reclutamiento en generaciones sucesivas.

En vista de estos estudios del rendimiento total y del rendimiento por recluta, es interesante el comentar sobre el trabajo de Silliman (1966) y Rothschild (1966b) quienes estimaron los rendimientos potenciales de los stocks del barrilete en el Pacífico oriental. Silliman (1966) estimó el rendimiento potencial para los stocks de barrilete durante el tiempo en el que están expuestos a la pesquería en el Pacífico oriental, y también durante la fase inexplorada después de que se salen de la pesquería. Usó una técnica de simulación basada en los estimativos del crecimiento, la mortalidad natural, la mortalidad de pesca, el esfuerzo de pesca y de una relación recluta-desovador, con el fin de reproducir la pauta de las capturas actualmente observadas en la pesquería. Como la mortalidad natural, la mortalidad de pesca y la relación recluta-desovador eran desconocidas, él les atribuyó ciertos valores arbitrarios. Alteró estos valores hasta que pudo aproximarse a las pautas de la captura actual observada en la pesquería y luego supuso que estos valores representaban la situación verdadera. Estimó que el rendimiento máximo sostenible de este stock es por ahí de 250,000 toneladas cortas. Aunque el método de Silliman en estimar los rendimientos potenciales es muy interesante, se insiste que es imposible llegar a una solución única para simular la historia de la captura observada en la pesquería. Existen teóricamente un número de combinaciones de la mortalidad de pesca, mortalidad natural y de la relación recluta-desove, junto con estimativos del crecimiento y del esfuerzo de pesca usados por Silliman, los que darían pautas de captura idénticas a la empleada. Uno esperaría que esto a su vez, ofreciera una gran amplitud de los estimativos del rendimiento.

En otro estudio referente al rendimiento potencial del barrilete del Pacífico oriental, Rothschild (1966b) estimó el rendimiento por recluta

correspondiente al tiempo en que están en la pesquería, y el rendimiento por recluta durante todo el lapso de vida desde el primer reclutamiento en la pesquería y de ahí en adelante. Multiplicó la razón de este último estimativo y del primero por la captura promedio realizada en la pesquería del Pacífico oriental durante los últimos años. Luego la usó como un estimativo del rendimiento potencial del stock del barrilete que pasa a través de la pesquería del Pacífico oriental, con tal de que estos peces puedan ser obtenidos en alta mar. Sus estimativos fluctuaron de un aumento doble a séptuplo en el rendimiento. Si se acepta la validez de las suposiciones que Rothschild hizo para computar los estimativos del rendimiento por recluta, estos estimativos no pueden desarrollarse para calcular el rendimiento total a menos que se haga una suposición adicional de que las capturas hasta 17 veces superiores a las realizadas corrientemente no afectaran el reclutamiento en las generaciones subsiguientes.

Es importante el observar que de los dos estimativos del rendimiento total del atún barrilete en el Pacífico oriental, uno atribuye una relación precisa recluta-desove y el otro supone que bajo este aumento en los rendimientos, las tallas del stock permanecerán dentro de una amplitud en la que el efecto sobre el reclutamiento es en promedio imperceptible.

En conclusión, nuestros datos no pueden emplearse para estimar el rendimiento potencial del atún barrilete en el Pacífico oriental. Antes de que se puedan mejorar substancialmente los estimativos de Silliman y Rothschild, debe obtenerse algún conocimiento sobre la estructura del stock del atún barrilete y el efecto que pueda tener su talla en el reclutamiento subsiguiente.

IX. SUMARIO Y CONCLUSIONES

Se le encomendó a la Comisión Interamericana del Atún Tropical la responsabilidad de conducir estudios científicos para determinar el efecto que pueda tener la explotación de las pesquerías sobre los stocks atuneros en el Pacífico oriental, y el de recomendar medidas reglamentarias si eran necesarias, con el fin de asegurar rendimientos biológicos, máximos sostenibles de estos atunes. La investigación de la Comisión se ha interesado primordialmente en dos especies de atunes, el atún aleta amarilla y el barrilete. La mayor parte de la investigación de la Comisión se ha dirigido hacia el atún aleta amarilla a causa de que fue evidente desde un principio que esta especie se estaba explotando a un nivel muy cercano a su rendimiento máximo sostenible. Se aplazaron los estudios intensos sobre la población del barrilete en favor a la tarea más urgente de recomendar medidas reglamentarias referentes al stock del atún aleta amarilla que se estaba explotando fuertemente.

El objetivo de este estudio fue el examinar los datos de la Comisión

con el fin de obtener la información requerida para cumplir los dictados del tratado con respecto al atún barrilete.

Basados en la información sobre la distribución de las larvas de los peces, de la percepción visual de los peces adultos y de la captura de adultos en las pesquerías comerciales, se concluyó que el atún barrilete aparece, en ciertas cantidades por lo menos, a través de todo el Océano Pacífico aproximadamente entre los 45°N y los 45°S del ecuador (Figura 2). En el Pacífico oriental, el barrilete aparece en cantidades comerciales en aguas frente a México septentrional y frente a Centroamérica y Sudamérica.

A principios de 1900, se desarrolló una pesquería de esta especie como consecuencia de la pesquería californiana de albacora, y a medida que la demanda de la materia prima aumentó, se extendió hacia el sur hasta su límite actual, desde los 30°N de latitud al sur hasta cerca de los 20°S y hacia el mar unas 500 millas frente a la costa. La pesca con redes de cerco y carnada viva son los dos métodos usados para capturar el barrilete en esta pesquería. Antes de 1958, la mayoría de la captura la realizaban los barcos de carnada; sin embargo, debido a factores económicos dentro de la industria, la flota se convirtió de una compuesta predominantemente de barcos de carnada a una formada principalmente de barcos con redes de cerco. Desde el fin de la segunda guerra mundial, la captura de barrilete en el Océano Pacífico oriental se ha cuadruplicado (Figura 3).

La relación que existe entre el barrilete obtenido en la pesquería del Pacífico oriental y el que habita más allá hacia el oeste no puede describirse con precisión. Sin embargo, es evidente que los encontrados en el Pacífico oriental no eran residentes del área, pero aparecían allí estacionalmente. Basados en la información examinada, se supuso que i) el barrilete explotado en el Pacífico oriental era transitorio y originario de los desoves más hacia el oeste; ii) es reclutado en la pesquería cuando tiene aproximadamente una longitud de 40 cm, se encuentra expuesto a la pesca por dos temporadas consecutivas y luego no es accesible a la pesquería; iii) los peces obtenidos en el Pacífico oriental al norte de los 15°N de latitud pertenecen a un stock separado a los obtenidos al sur de esta latitud.

Los índices de la abundancia fueron computados tanto para las áreas del norte como las del sur para los años de 1951-1965 en la forma siguiente: primero, preparamos las cartas de la distribución de la captura obtenida según los diarios de bitácora de los barcos atuneros, por cuadrados de 1° en los años. Luego estimamos el esfuerzo de pesca preliminar registrado, exclusivamente en base a estos bloques de cuadrados en donde se encontraba generalmente barrilete durante el año. Los estimativos máximos de probabilidad de los factores de eficiencia, usados para igualar el esfuerzo en cada categoría de clase de tamaño a la clase de tamaño standard 4, fueron entonces computados por cada tipo de arte. Los resultados de los barcos de carnada indicaron un aumento en la eficiencia según aumenta

el tamaño, pero no parece existir ninguna diferencia significativa en la eficiencia de los varios tamaños de los barcos rederos (Tabla 5). Los factores de eficiencia de los clipers fueron usados para standardizar el esfuerzo registrado a la clase 4 del tamaño de los barcos, mientras el esfuerzo registrado para los cerqueros no fue ajustado para el tamaño de los barcos. Con el fin de comparar el esfuerzo de los cerqueros con el esfuerzo de los clipers se computaron los factores de eficiencia entre los tipos de artes standard mediante la comparación de las capturas obtenidas por cada tipo de arte en estratos de áreas de 1° y mes (Fig. 18). Estos factores de eficiencia fueron luego usados para convertir todo el esfuerzo de los cerqueros en equivalentes standard de la clase 4 de los clipers.

Los índices mensuales y anuales de la abundancia fueron luego computados en el norte y en el sur para 1951 hasta el fin de 1965 (Tabla 2 del Apéndice), usando los estimativos combinados del esfuerzo total en unidades standard de la clase 4 de clipers. Los índices indicaron que la abundancia es superior y que los peces son accesibles por más tiempo en el sur que en el norte. Los índices varían bastante entre los años en ambas áreas pero no hubo una tendencia observable.

Los estimativos del total del esfuerzo anual de pesca fueron computados de dos maneras. Los primeros estimativos se hicieron al dividir la captura total anual por la captura por días standard de pesca. Segundo, la medida del esfuerzo standard obtenida según los registros de los cuadernos de bitácora fue ampliada de acuerdo a la razón de la captura total por la captura tabulada de los registros de los cuadernos de bitácora. Para el primer método, el esfuerzo producido por la flota de pequeños clipers basada en Manta, Ecuador fue agregado a los estimativos del esfuerzo total después de haberse convertido a la clase standard 4 (Tabla 9). Ambas técnicas estuvieron en buen acuerdo y los estimativos del primer método fueron escogidos arbitrariamente para emplearlos en otros análisis.

El crecimiento del atún barrilete en el Océano Pacífico oriental fue computado usando la información de 438 retornos de marcas. Los estimativos de los mínimos cuadrados de los parámetros de la función de crecimiento de von Bertalanffy (FCVB) fueron computados usando cada uno de los puntos de los datos individuales. El estimativo de la talla asintótica, L_{∞} , fue 729 mm, y el estimativo de K en una base anual fue 0.82. Basados en la talla de nacimiento, L_0 , de 3 mm, se asignaron las edades al atún barrilete y las curvas de crecimiento se correlacionaron con otros estimativos según otras publicaciones (Figs. 28, 29 y 30).

Como la mayoría de las 438 observaciones usadas en el análisis fueron realizadas en peces de menos de 500 mm en longitud, puede que el crecimiento haya sido sobreestimado a causa del peso dado a los grupos de talla más pequeña. También debido a la escasez de datos de peces más grandes, L_{∞} fue probablemente subestimada. Para corregir estos factores, los datos

fueron agrupados por estratos de tamaño y tiempo de libertad, dándole a cada estrato un peso igual, y los parámetros de crecimiento fueron estimados. Los estimativos resultantes fueron $K = 0.43$, y $L_{\infty} = 881$ mm. Como no fue posible determinar que juego de estimativos era el mejor, se usaron ambos en análisis subsiguientes.

Los estimativos de los parámetros de la función de crecimiento de Chapman-Richards, de la cual la FCVB es un caso especial, se hicieron usando los puntos de los datos de 438 marcaciones. Ya que los estimativos de ambos métodos fueron esencialmente iguales, se concluyó que no tendría un valor práctico usar alguna función más complicada que la FCVB para describir el crecimiento de esta especie.

Las regiones de confianza de los parámetros de crecimiento fueron computadas mediante dos métodos. El primero, una extensión de la técnica de Williams (1962) de incluir dos parámetros no lineales, fue superior al segundo que comprendía la división de las observaciones en submuestras y la comparación de su variabilidad usando la estadística T^2 de Hotelling (Fig. 32).

Los datos de marcación fueron usados para estimar las tasas de la mortalidad del barrilete durante el tiempo en que estaban expuestos a la pesquería. Usando una aproximación de la ecuación de captura, el coeficiente de capturabilidad (q), la mortalidad inicial debida a la marcación (π), y la tasa instantánea de pérdida debida a causas ajenas a la pesca (X) fueron computadas. Estos estimativos fueron entonces usados como las primeras aproximaciones en una técnica iterativa de mínimos cuadrados para estimar la mortalidad instantánea de pesca (F), la mortalidad instantánea natural (M) y la tasa de explotación (E). A causa de que la emigración del barrilete se realiza probablemente durante la temporada de pesca, no fue posible separar el efecto de éste de los estimativos de (M). Por lo tanto, (M) se ha ciertamente sobreestimado. Para las regiones septentrionales π fue 0.32 y el mejor estimativo de q fue 0.00084. No fue posible estimar π en el sur pero q fue 0.00005. Para ambas áreas M fue 0.14 en una base mensual.

La relación entre los índices de abundancia y el esfuerzo total y la captura total y el esfuerzo total fue examinada desde 1951 a 1965 tanto en el norte como en el sur. No existió una relación aparente entre la abundancia y el esfuerzo, pero fue aparente una relación positiva entre la captura total y el esfuerzo total. Se concluyó que la pesca no fue lo suficientemente intensa para afectar perceptiblemente la abundancia de generaciones subsiguientes contribuyentes a la pesquería del Pacífico oriental. Además se observó que la variabilidad notada en la abundancia del barrilete entre los años, se debía probablemente más a causas independientes de la pesquería.

Estimativos teóricos del rendimiento por recluta fueron computados según el modelo poblacional sencillo de Ricker el cual integra la información

de las tasas del crecimiento y la mortalidad. La mortalidad de pesca y la talla de primera entrada en la pesquería fueron variadas para examinar el efecto que las modificaciones en la estrategia de pesca puedan tener en el rendimiento por recluta. Se demostró tanto para la pesquería del norte como para la del sur que a los niveles corrientes del esfuerzo de pesca, el rendimiento máximo por recluta corresponde a una talla de primera entrada de aproximadamente 425 mm, la talla a la cual son actualmente reclutados en la pesquería en ambas áreas. En el norte, el rendimiento por recluta bajo estas condiciones se encontró que era aproximadamente 3 libras, mientras en el sur fue por ahí de 1.5 libras. Se concluyó que la pesquería meridional puede probablemente soportar rendimientos mucho mayores que los soportados actualmente. Tanto en el norte como en el sur, el rendimiento por recluta puede aumentarse mediante un aumento del esfuerzo de pesca, con tal, claro está, que el reclutamiento no sea reducido por el aumento del esfuerzo.

Se investigaron dos métodos para examinar el rendimiento total potencial de esta pesquería. El primero no tuvo éxito debido a que no pudo percibirse una relación entre la abundancia del stock y el esfuerzo total, un requisito de este método. El segundo método era dependiente de la extensión de los resultados de los estudios del rendimiento por recluta al rendimiento total. Sin embargo, esta última aproximación fue eventual para saber que relación, si existía alguna, había entre los peces que desovan y los reclutas. Como no se conocía la relación del atún barrilete en el Pacífico oriental y no deseábamos suponer que el reclutamiento era independiente de la densidad, los estudios del rendimiento por recluta no fueron extendidos a los estudios del rendimiento total.

Consecuentemente no ha sido posible el evaluar la producción potencial de los stocks del barrilete pescado en el Océano Pacífico oriental, excepto para observar que la pesquería no ha afectado su abundancia y que verdaderamente no han sido explotados completamente. Finalmente se concluye que los stocks tanto en el norte como en el sur pueden soportar aumento en las cosechas, especialmente este último stock.

LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA

- Aikawa, H. 1937. Notes on the shoal of bonito (skipjack), *Katsuwonus pelamis*, along the Pacific coast of Japan. Bull. Jap. Soc. Sci. Fish. **6**(1): 13-21. English translation by W. G. Van Campen in Spec. Scient. Rep. U. S. Fish Wildl. Serv. (83): 32-50.
- _____ and M. Kato. 1938. Age determination of fish (Preliminary Report 1). Bull. Jap. Soc. Sci. Fish. **7**(2): 79-88. English translation by W. G. Van Campen in Spec. Scient. Rep. U. S. Fish Wildl. Serv. (21): 22 p.
- Alverson, F. G. and B. M. Shimada. 1957. A study of the eastern Pacific fishery for tuna baitfishes, with particular reference to the anchoveta (*Cetengraulis mysticetus*) [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **2**(2): 21-80.
- Baranov, F. I. 1918. On the question of the biological foundations of fishes. Nauchn. Issled. Ikhhol Inst., Izv., **1**(1): 81-128 (Translated from Russian by I. F. C., Min. Ag. and Fish. 1938).
- Barrett, I. and A. R. Connor. 1962. Blood lactate in yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus*, and skipjack, *Katsuwonus pelamis*, following capture and tagging [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **6**(6): 231-280.
- _____ and _____. 1964. Muscle glycogen and blood lactate in yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, and skipjack, *Katsuwonus pelamis*, following capture and tagging [in English and Spanish]. *Ibid.*, **9**(4): 217-268.
- _____ and H. Tsuyuki. 1967. Serum transferrin polymorphism in some scombroid fishes. Copeia, 1967, (3): 551-557.
- Bertalanffy, L. von. 1934. Untersuchungen über die Gesetzlichkeit des Wachstums. I. Teil. Allgemeine Grundlagen der Theorie; mathematische und physiologische Gesetzlichkeit des Wachstums bei Wassertieren. Archiv. f. Entwicklungswerk., **131**: 613-652.
- _____. 1938. A quantitative theory of organic growth (Inquiries on growth laws. II). Human Biology, **10**(2): 181-213.
- Beverton, R. J. H. and S. J. Holt. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. Min. Agr., Fish and Food (U. K.), Fish. Investig., Ser. II, 19: 533 p.
- Blunt, C. E., Jr. and J. D. Messersmith. 1960. Tuna tagging in the eastern tropical Pacific, 1952-1959. Calif. Fish and Game, **46**(3): 301-369.
- Broadhead, G. C. 1958. Growth of black mullet (*Mugil cephalus* L.) in west and northwest Florida. Techn. Ser. Fla. Bd. Conserv. (25): 33 p.

- _____. 1962. Recent changes in the efficiency of vessels fishing for yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, **6**(7): 281-332.
- _____ and I. Barrett. 1964. Some factors affecting the distribution and apparent abundance of yellowfin and skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Ibid.*, **8**(8): 417-473.
- _____ and A. R. Marshall. 1961. New methods of purse-seining for tuna in the eastern Pacific Ocean. *Proc. Gulf and Carib. Fish. Inst.*, 13th Ann. Session, Nov., 1960: 67-73.
- Brock, V. E. 1954. Some aspects of the biology of the Aku, *Katsuwonus pelamis*, in the Hawaiian Islands. *Pacific Science*, **8**(1): 94-104.
- Brun, M. and W. L. Klawe. 1968. Landings of skipjack and yellowfin tuna at Papeete market (Tahiti). *Comm. Fish. Rev.*, **30**(4): 62-63.
- Calkins, T. P. 1961. Measures of population density and concentration of fishing effort for yellowfin and skipjack tuna in the eastern tropical Pacific Ocean, 1951-1959 [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, **6**(3): 69-152.
- _____. 1963. An examination of fluctuations in the "concentration index" of purse-seiners and baitboats in the fishery for tropical tunas in the eastern Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Ibid.*, **8**(5): 255-316.
- _____ and B. M. Chatwin. 1967. Geographical distribution of yellowfin and skipjack catches in the eastern Pacific Ocean, by quarters of the year, 1963-1966 [in English and Spanish]. *Ibid.*, **12**(6): 438-508.
- Chapman, D. G. 1960. Statistical problems in dynamics of exploited fisheries populations. *Proceed. Fourth Berkeley Symposium on Math. Stat. and Prob.*, Univ. Calif. Press, Berkeley: 153-168.
- _____, B. D. Fink and E. B. Bennett. 1965. A method for estimating the rate of shedding of tags from yellowfin tuna [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, **10**(5): 333-352.
- Chapman, W. M. 1963. World-wide tuna research planning. *In* Rosa, H. (Ed.) *Proceed. World Scient. Meeting on Biology of Tunas and Related Species*. La Jolla, Calif., U. S. A., 2-14 June 1962. *FAO Fisheries Report* **6**(3): 1097-1107.
- Chatwin, B. M. 1959. The relationship between length and weight of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*) from the eastern tropical Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, **3**(7): 305-352.
- Davidoff, E. B. 1963. Size and year class composition of catch, age and

- growth of yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean, 1951-1961 [in English and Spanish]. *Ibid.*, 8(4): 199-254.
- Fabens, A. J. 1965. Properties and fitting of the von Bertalanffy growth curve. *Growth*, 29(723): 265-289.
- Fink, B. D. 1965. Estimations, from tagging experiments, of mortality rates and other parameters respecting yellowfin and skipjack tuna [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 10(1): 1-82.
- Godsil, H. C. 1938. The high seas tuna fishery of California. *Calif. Div. Fish and Game, Fish. Bull.*, (51): 41 pp.
- Graybill, F. A. 1961. *An Introduction to Linear Statistical Models*. McGraw-Hill Book Company, Inc., New York: 463 p.
- Griffiths, R. C. 1960. A study of measures of population density and of concentration of fishing effort in the fishery for yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus*, in the eastern tropical Pacific Ocean, from 1951 to 1956 [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 4(3): 39-136.
- Gulland, J. A. 1956. On the fishing effort in English demersal fisheries. *Min. Agr., Fish and Food (U. K.), Fish. Investig., Ser. 2*, (20): 1-5.
- . 1963. The estimation of fishing mortality rates from tagging experiments. *In* North Atlantic fish marking symposium, *Inter. Comm. NW—Atl. Fish., Spec. Pub. No. 4*: 218-227.
- . (ED.) 1964a. On the measurement of abundance of fish stocks. *Contribution to Symposium 1963. Rapp. et Proces-Verbaux des Reunions 155*: 1-223.
- . 1964b. *Manual of methods of fish population analysis*. *FAO Fish. Tec. Papers (40)*: 61 p.
- Hennemuth, R. C. 1959a. Morphometric comparison of skipjack from the central and eastern tropical Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 3(6): 239-304.
- . 1959b. Additional information on the length-weight relationship of skipjack tuna from the eastern tropical Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Ibid.*, 4(2): 23-37.
- . 1961a. Size and year class composition of catch, age and growth of yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean for the years 1954-1958 [in English and Spanish]. *Ibid.*, 5(1): 1-112.
- . 1961b. Year class abundance, mortality and yield-per-recruit of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean, 1954-1959 [in English and Spanish]. *Ibid.*, 6(1): 1-52.

- Holt, S. J., J. A. Gulland, C. Taylor and S. Kurita. 1959. A standard terminology and notation for fishery dynamics. *J. Cons. Int. Expl. Mer.*, (24): 239-242.
- Hynd, J. S. and J. P. Robins. 1967. Tasmanian tuna survey report of first operational period. C. I. S. R. O., Div. Fish. Ocean. Tech. Paper 22: 1-55.
- Joseph, J. 1966. Distribution and migration of yellowfin tuna. *In Proc. 11th Pac. Sci. Congress*, 7, Tokyo, Japan: (Abstract) p. 6.
- Kawasaki, T. 1955a. On the migration and the growth of the skipjack, *Katsuwonus pelamis* (Linnaeus), in the south-western sea area of Japan [with English summary]. *Bull. Tokohu Fish. Res. Lab.*, (4): 83-100.
- . 1955b. On the migration and growth of the skipjack, *Katsuwonus pelamis* (Linnaeus), in the Izu and Bonin Sea areas and the North-Eastern Sea area along the Pacific coast of Japan [with English summary]. *Ibid.*, (4): 101-119.
- . 1963. The growth of skipjack on the northeastern sea of Japan [with English summary]. *Ibid.*, (23): 44-60.
- . 1965a. Ecology and dynamics of the skipjack population II. Resource and fishing conditions. Study Ser. Jap. Fish. Resor. Conserv. Ass., 8-2: 49-108 (Original in Japanese. English translation by U. S. Joint Pub. Res. Serv.).
- . 1965b. Ecology and dynamics of the skipjack population I. Resource and fishing conditions. *Ibid.*, 8-1: 1-48. (Original in Japanese English translation by M. P. Miyake, Inter-Amer. Trop. Tuna Comm.)
- Ketchen, K. S. 1964. Measures of abundance from fisheries for more than one species. *In J. A. Gulland (Ed.), Contributions to Symposium 1963. Rapp. et Proces-Verbaux des Reunions* 155: 113-116.
- and C. R. Forrester. 1966. Population dynamics of the petrale sole. *Bull. Fish. Res. Bd. Canada* (153): 1-195.
- Krutchkoff, R. G. 1967. Classical and inverse regression methods of calibration. *Technometrics* 9(3): 425-439.
- Marr, J. C. 1957. The problem of defining and recognizing subpopulations of fishes. U. S. Fish Wildl. Serv., Spec. Sci. Rep., Fish., (208): 1-48.
- Matsumoto, W. M. 1958. Description and distribution of larvae of four species of tuna in Central Pacific waters. *Fish. Bull., U. S. Fish Wildl. Serv.*, 58(128): 31-72.
- . 1966. Distribution and abundance of tuna larvae in the Pa-

- cific Ocean. *In* Thomas A. Manar (Ed.), Proceedings, Governor's Conference on Central Pacific Fishery Resources, State of Hawaii: 221-230.
- Mayr, E. 1965. Animal species and evolution. Harvard Univ. Press, Cambridge, Mass.: 797 p.
- McNeely, R. L. 1961. Purse seine revolution in tuna fishing. *Pacific Fisherman*, **59**(7): 27-58.
- Miyake, M. P. 1968. Distribution of skipjack in the Pacific Ocean, based on records of incidental catch by the Japanese longline tuna fishery [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, **12**(7): 509-608.
- Murphy, G. I. 1965. A solution of the catch equation. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **22**(1): 191-202.
- _____. 1966. Population biology of the Pacific sardine. *Proc. Calif. Acad. Sci., 4th series* **34**(1): 1-84.
- Orange, C. J. and G. C. Broadhead. 1959. 1958-1959. A turning point for tuna purse-seine fishing? *Pacific Fisherman*, **57**(7): 20, 22, 25, 27.
- Paloheimo, J. E. and L. M. Dickie. 1964. Abundance and fishing success. *In* J. A. Gulland (Ed.), Contributions to Symposium 1963. *Rapp. et Proces-Verbaux des Reunions* **155**: 152-163.
- _____ and _____. 1965. Food and growth of fishes. I. A growth curve derived from experimental data. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **22**(2): 521-542.
- _____ and _____. 1966a. Food and growth of fishes. II. Effects of food and temperature on the relation between metabolism and body weight. *Ibid.*, **23**(6): 869-908.
- _____ and _____. 1966b. Food and growth of fishes. III. Relations among food, body size, and growth efficiency. *Ibid.*, **23**(8): 1209-1248.
- Paulik, G. J. and W. H. Bayliff. 1967. A generalized computer program for the Ricker model of equilibrium yield per recruitment. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **24**(2): 249-259.
- _____ and L. E. Gales. 1964. Allometric growth and the Beverton and Holt yield equation. *Trans. Amer. Fish Soc.*, **93**(4): 369-381.
- Richards, F. J. 1959. A flexible growth function for empirical use. *J. Experimental Botany*, **10**(29): 290-300.
- Ricker, W. E. 1958. Handbook of computations for biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Bd. Canada*, 119: 300 p.

- Robson, D. S. 1967. Estimation of the relative fishing power of individual ships. *Research Bull., Inter. Comm. NW-Atl. Fish.* (3): 5-14.
- Rothschild, B. J. 1965. Hypotheses on the origin of exploited skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the eastern and central Pacific Ocean. *U. S. Fish Wildl. Serv., Spec. Sci. Rep., Fish.*, (512): 1-19.
- . 1966a. Estimates of the growth of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the Hawaiian Islands. *IPFC/C66/Tech* 31: 1-6.
- . 1966b. Preliminary assessment of the yield potential of the skipjack tuna in the central Pacific Ocean. *In* Thomas A. Manar (Ed.), *Proceedings, Governor's Conference on Central Pacific Fishery Resources, State of Hawaii*: 251-258.
- . 1967. Competition for gear in a multiple-species fishery. *J. du Cons.*, **31**(1): 102-110.
- Schaefer, M. B. 1957. A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, **2**(6): 245-285.
- . 1961. Report on the investigations of the Inter-American Tropical Tuna Commission for the year 1960 [in English and Spanish]. *Ibid.*, *Ann. Rep.*, 1960: 40-183.
- . 1963. Report on the investigations of the Inter-American Tropical Tuna Commission for the year 1962 [in English and Spanish]. *Ibid.*, *Ann. Rep.*, 1962: 35-149.
- . 1967. Fishery dynamics and present status of the yellowfin tuna population of the eastern Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Ibid.*, *Bull.*, **12**(3): 87-136.
- , B. M. Chatwin, and G. C. Broadhead. 1961. Tagging and recovery of tropical tunas, 1955-1959 [in English and Spanish]. *Ibid.*, **5**(5): 341-455.
- Sette, O. E. 1950. Biology of the Atlantic mackerel (*Scomber scombus*) of North America. Part II. Migrations and habits. *Fish. Bull., U. S. Fish Wildl. Serv.*, **49**(51): 251-358.
- Shimada, B. M. and M. B. Schaefer. 1956. A study of changes in fishing effort, abundance, and yield for yellowfin and skipjack tuna in the eastern tropical Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, **1**(7): 351-469.
- Silliman, R. P. 1966. Estimates of yield for Pacific skipjack and bigeye tunas. *In* Thomas A. Manar (Ed.), *Proceedings, Governor's Conference on Central Pacific Fishery Resources, State of Hawaii*: 243-249.

- Southward, G. M. and D. G. Chapman. 1965. Utilization of Pacific halibut stocks: Study of Bertalanffy's growth equation. *Inter. Pac. Halibut Comm., Rep.*, (39): 1-33.
- Sprague, L. M. 1963. Subpopulations. *In*: Van Campen, W. G. (Ed.) Progress in 1961-62, Bureau of Commercial Fisheries, Hawaii area, Biological Laboratory, Honolulu, Hawaii. U. S. Fish Wildl. Serv., Circ. 163: 10-12.
- Tomlinson, P. K. and N. J. Abramson. 1961. Fitting a von Bertalanffy growth curve by least squares, including tables of polynomials. *Calif. Dept. Fish and Game, Fish. Bull.*, 116: 69 p.
- Tukey, J. W. 1949. One degree of freedom for non-additivity. *Biometrics*, 3(5): 232-242.
- Uchida, R. N. 1966. The skipjack tuna fishery in Hawaii. *In* Thomas A. Manar (Ed.), Proceedings, Governor's Conference on Central Pacific Resources, State of Hawaii: 147-159.
- Waldron, K. D. 1964. Fish schools and bird flocks in the central Pacific Ocean, 1950-1961. U. S. Fish Wildl. Serv., Spec. Sci. Rep., (464): 1-20.
- Walford, L. A. 1946. A new method of describing the growth of animals. *Biol. Bull.*, 90(2): 141-147.
- Wilks, S. S. 1962. *Mathematical Statistics*. John Wiley and Sons, Inc., New York: 644 p.
- Williams, E. J. 1962. Exact fiducial limits in non-linear estimation. *J. Royal Statist. Soc. B* (24): 125-139.
- Yabe, H. 1954. A study of spawning of skipjack in the Satsunan Sea area. *In*: Suisang ku no gaikan.—Nihon gakumutsu shinkokai, (General View of Fishery Science, Japan Assoc. for the Advancement of Science, Tokyo): 182-199. (In Japanese. English Translation in the files of the U. S. Bur. Comm. Fish. Biol. Lab., Honolulu).
- Yokota, T., M. Toriyama, F. Kanai and S. Nomura. 1961. Studies on the feeding habits of fishes [in Japanese with English summary]. *Rep. Nankai Reg. Fish. Res. Lab.*, (14): 234 p.

APPENDIX FIGURES

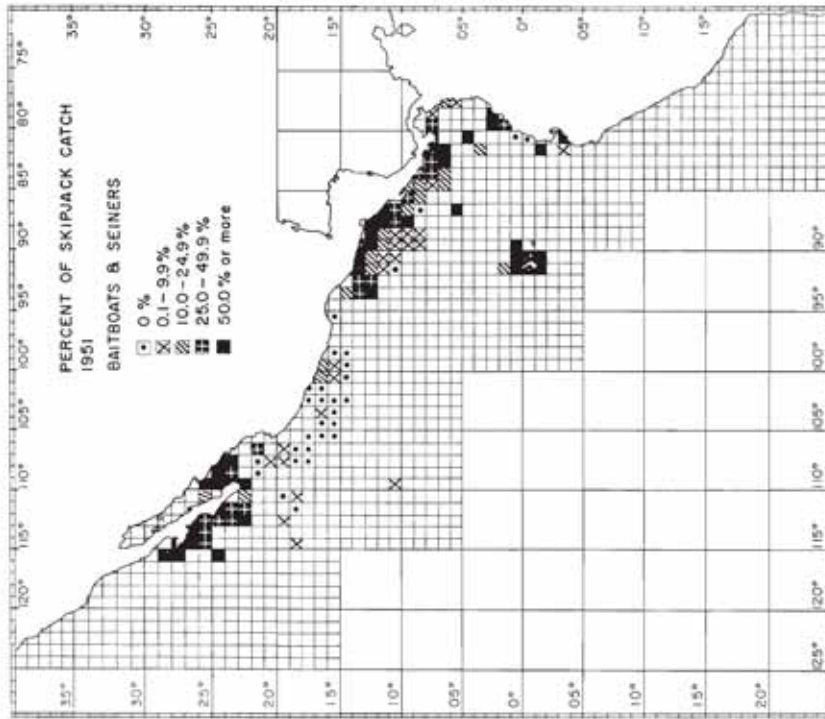
FIGURES 1A—15A. Distribution of logged catch of skipjack by baitboats and purse seiners, 1951-1965.

FIGURES 1B—15B. Percentage of skipjack in the total logged catch within each 1-degree subarea which had a recorded total catch of 25 or more short tons of tropical tunas.

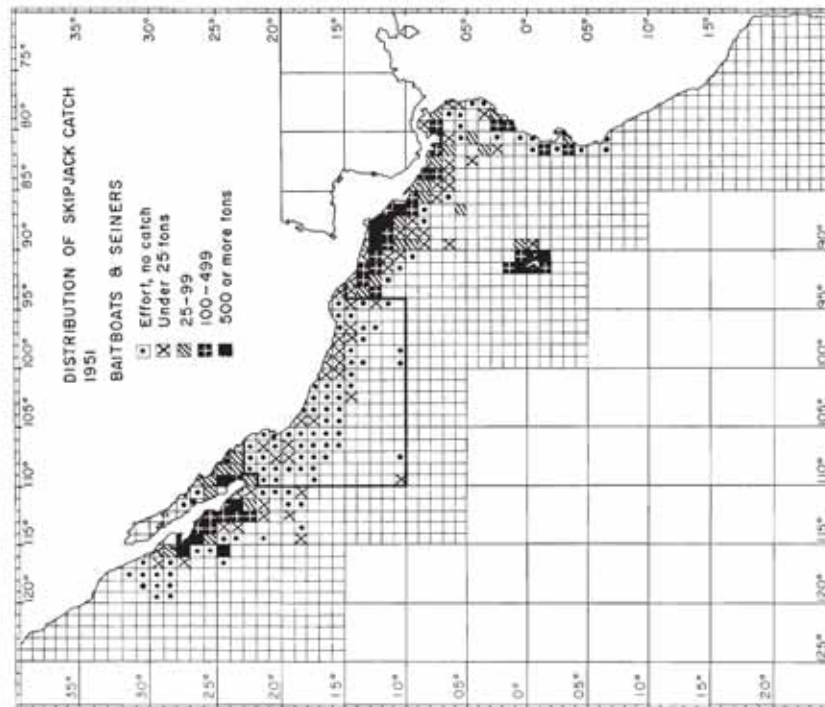
FIGURAS DEL APENDICE

FIGURAS 1A—15A. Distribución de la captura del barrilete, registrada por los barcos de carnada y los barcos con redes de cerco, 1951-1965.

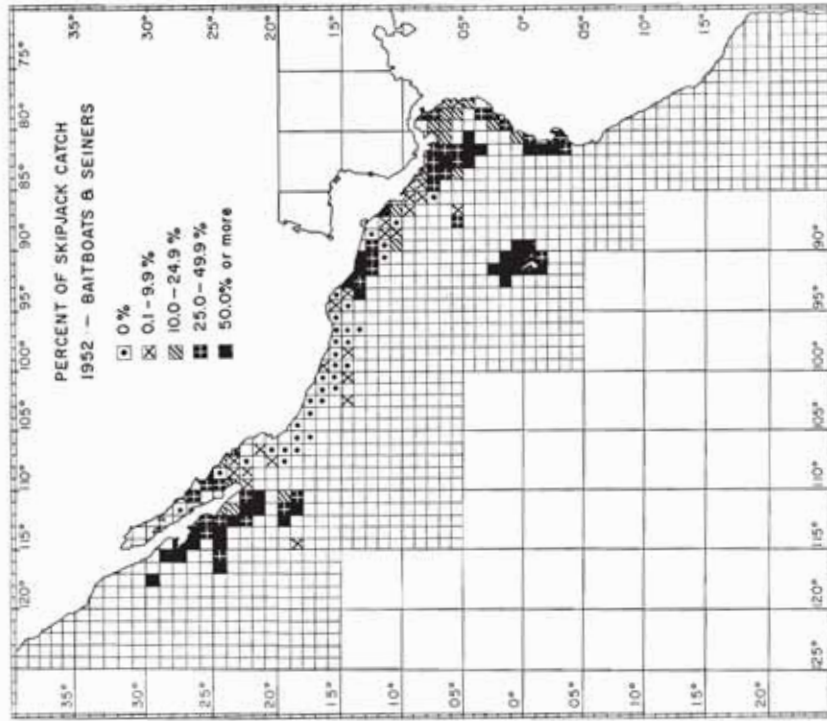
FIGURAS 1B—15B. Porcentaje del barrilete en la captura total registrada en cada subárea de 1-grado que tiene una captura total registrada de 25 o más toneladas cortas de atunes tropicales.



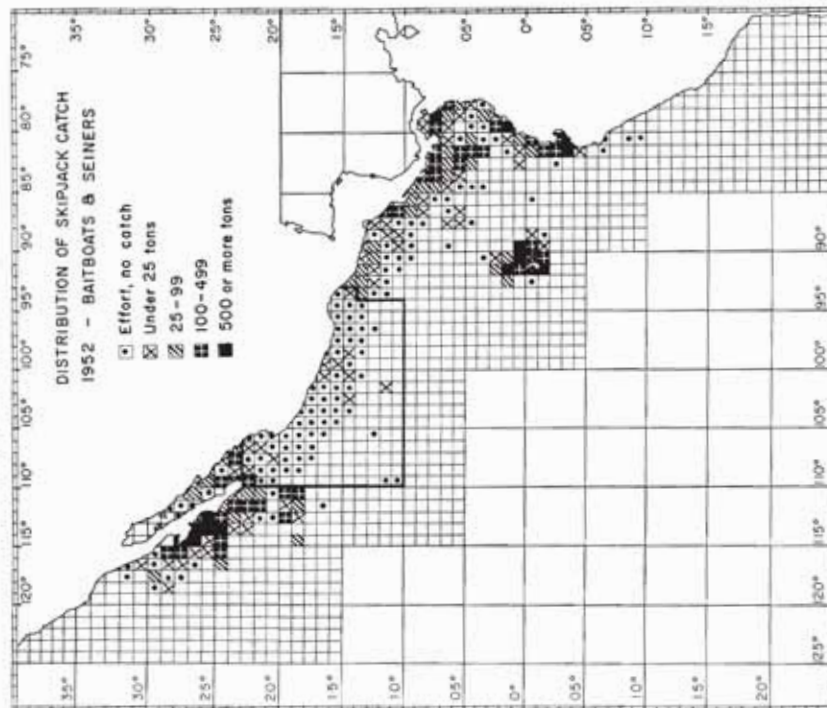
APPENDIX FIGURE 1B



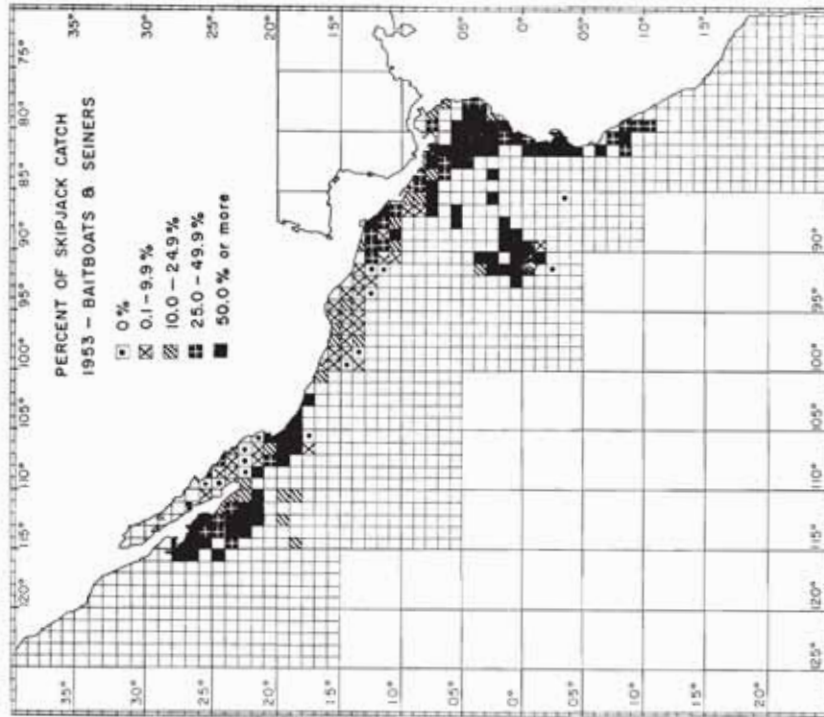
APPENDIX FIGURE 1A



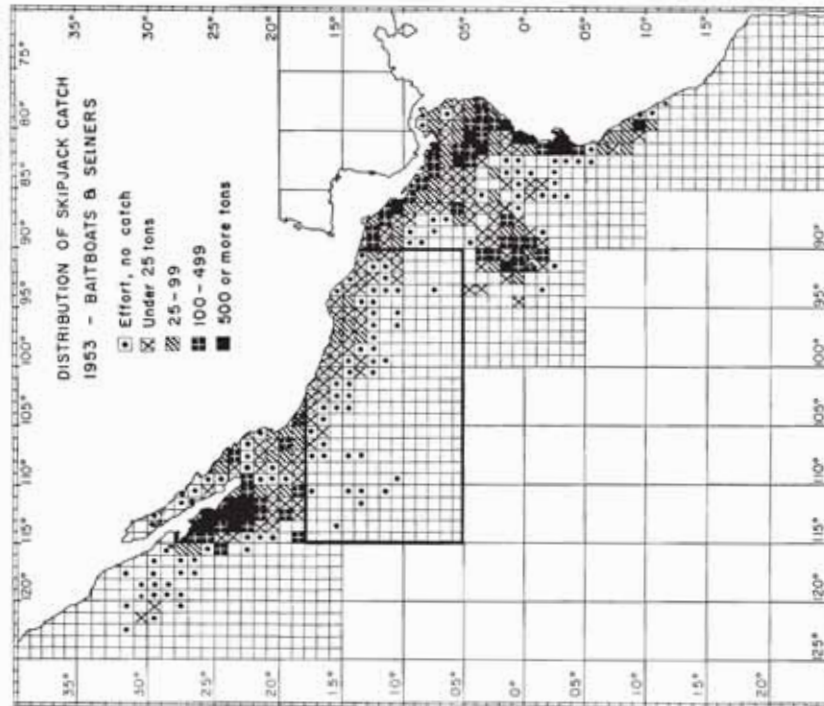
APPENDIX FIGURE 2B



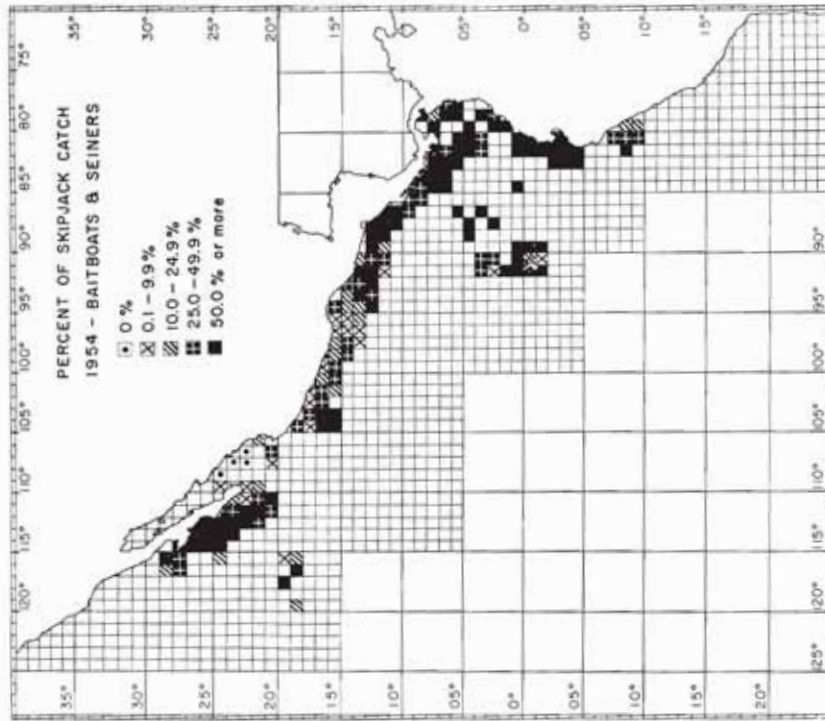
APPENDIX FIGURE 2A



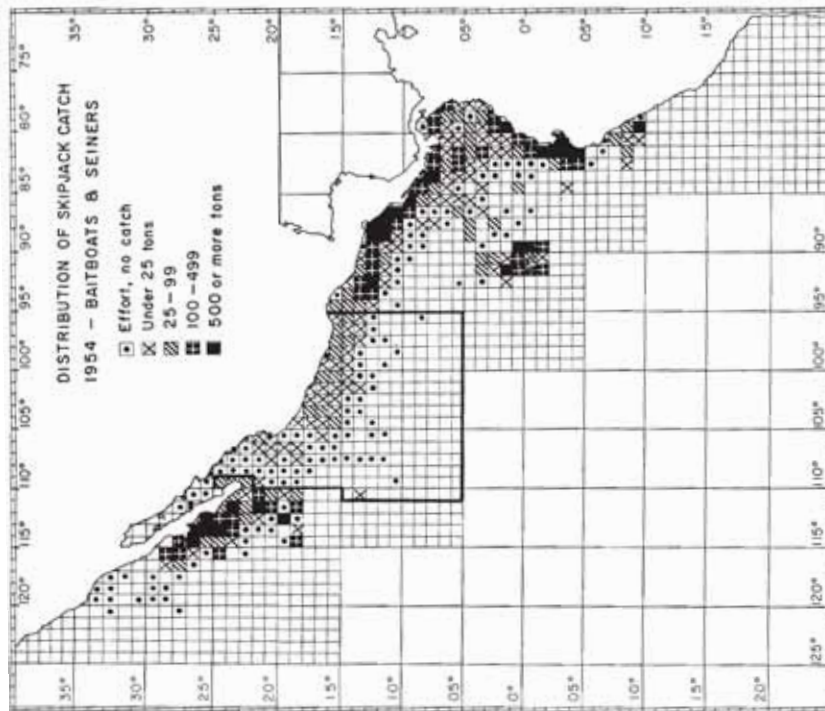
APPENDIX FIGURE 3B



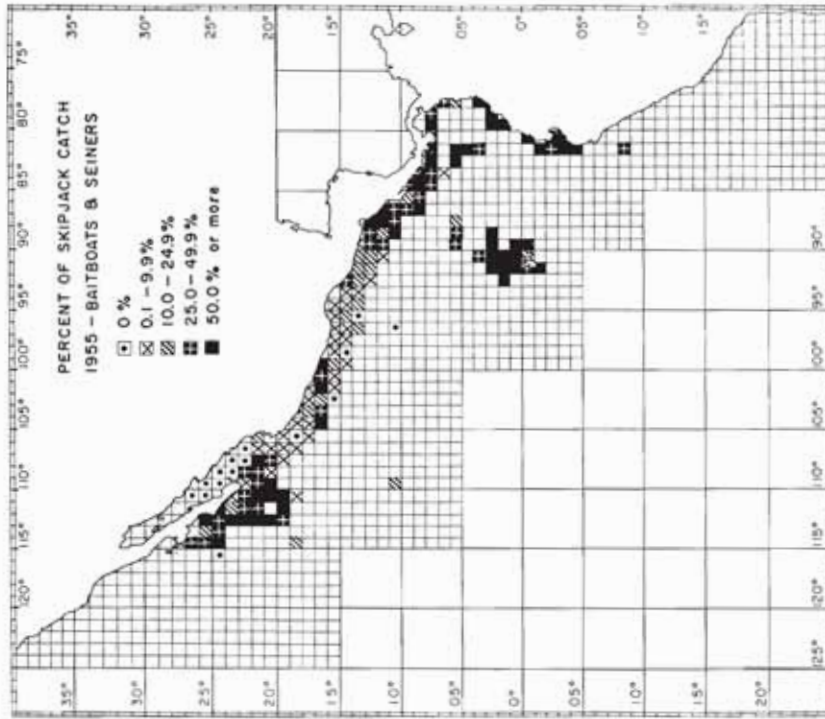
APPENDIX FIGURE 3A



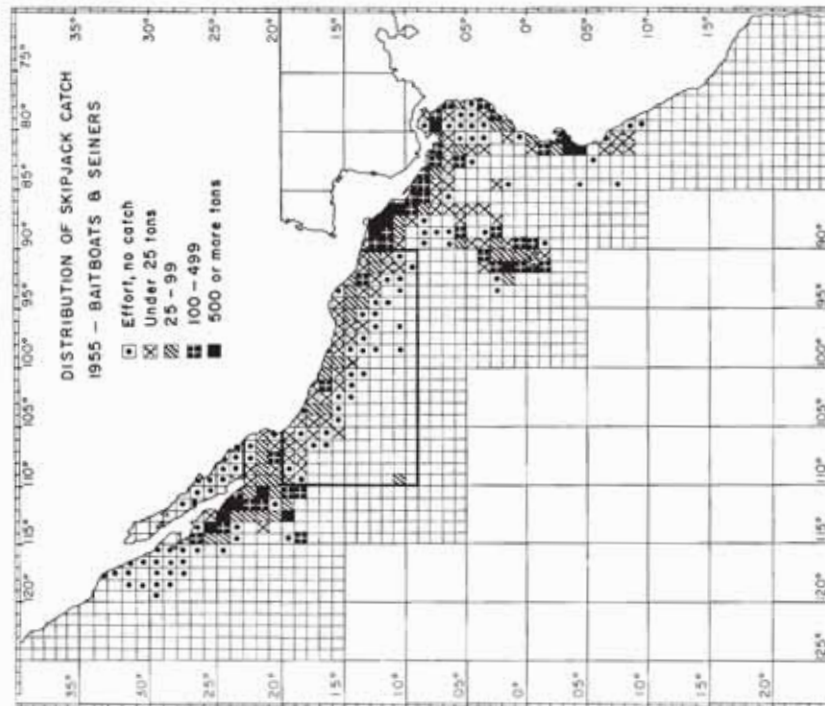
APPENDIX FIGURE 4B



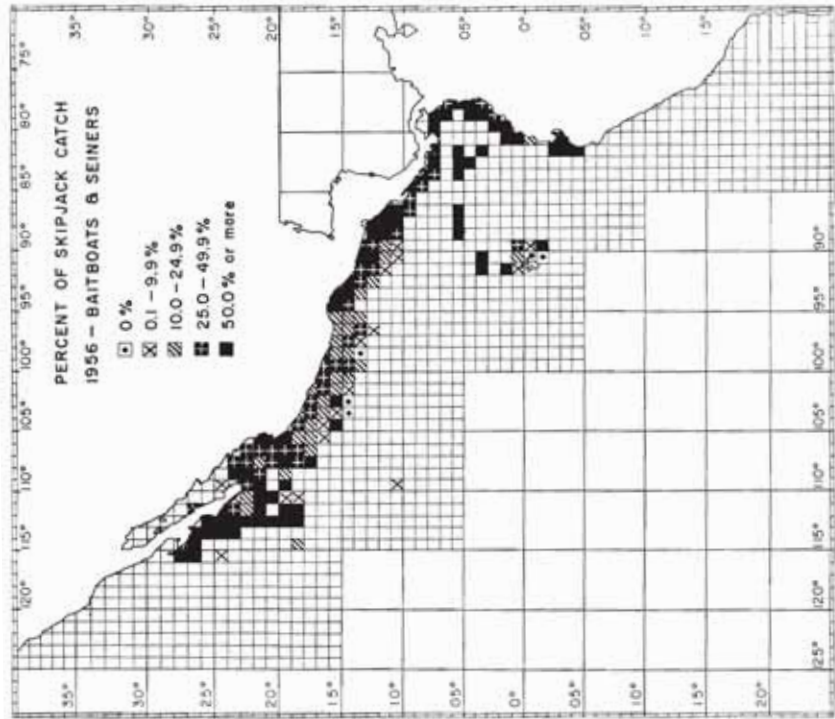
APPENDIX FIGURE 4A



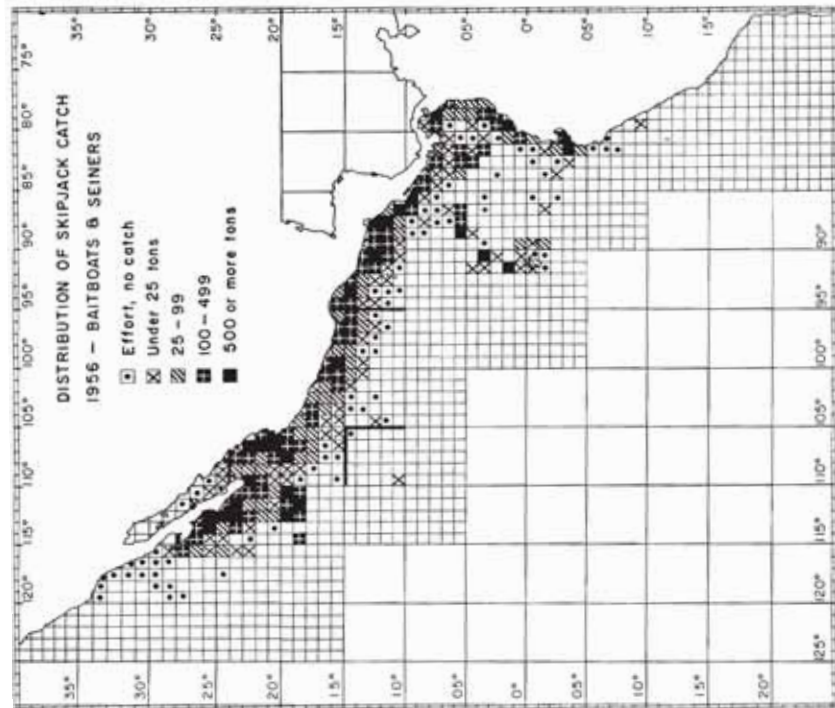
APPENDIX FIGURE 5B



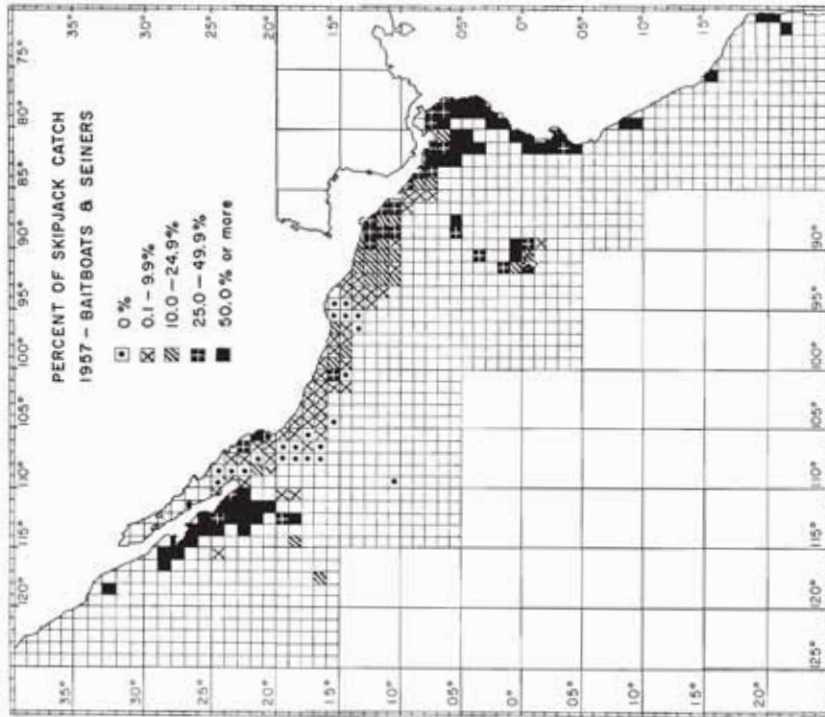
APPENDIX FIGURE 5A



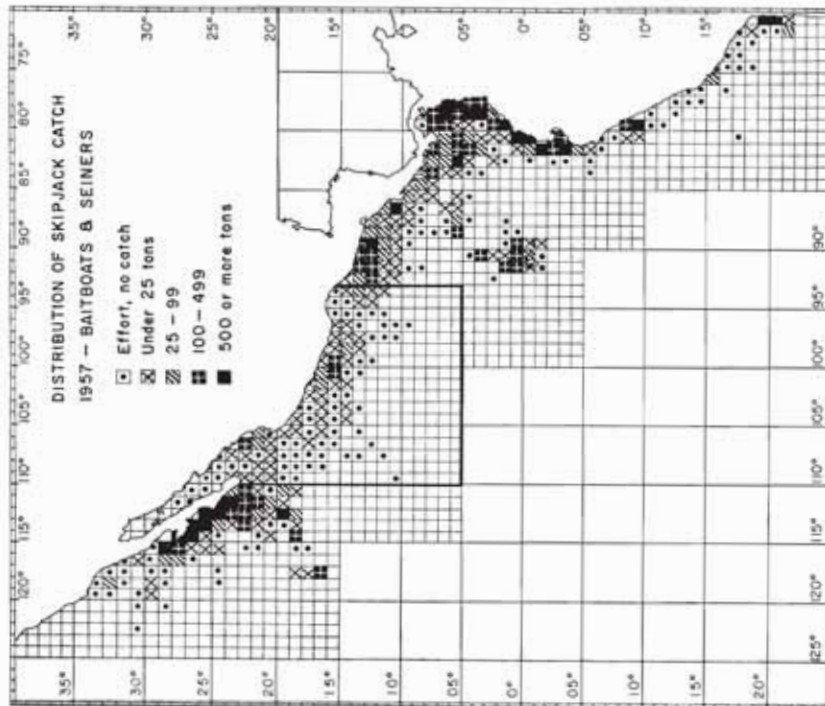
APPENDIX FIGURE 6B



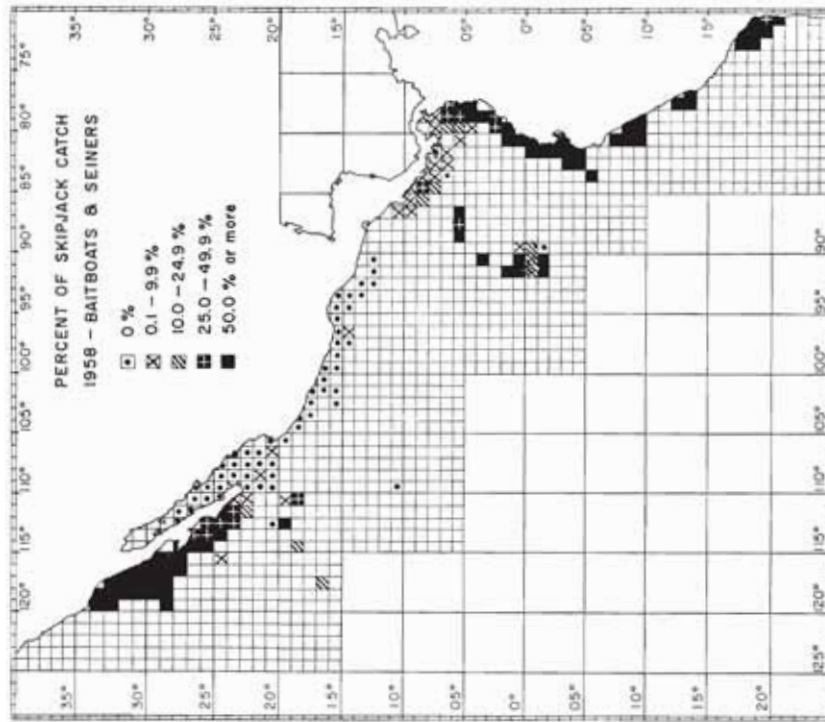
APPENDIX FIGURE 6A



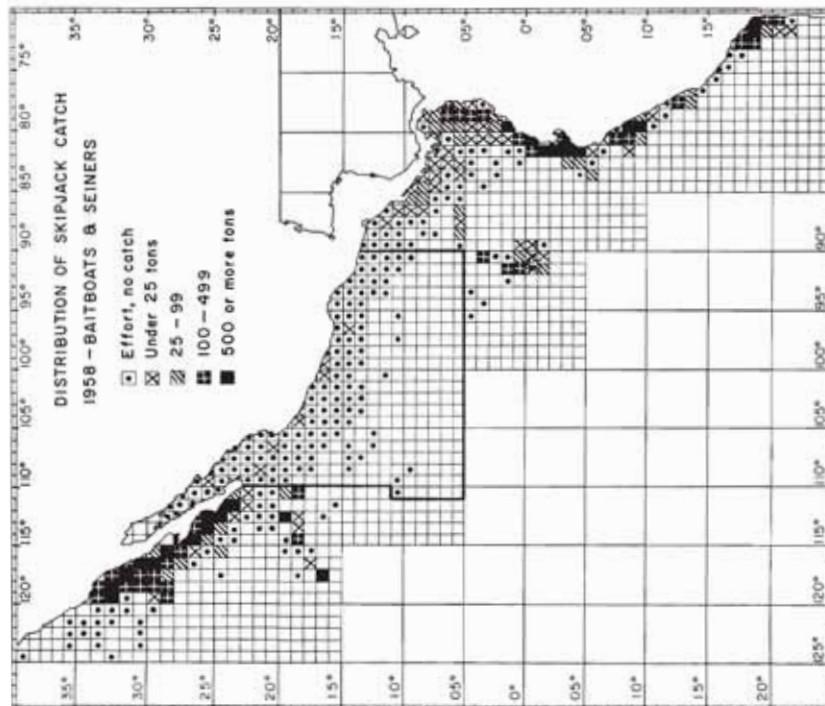
APPENDIX FIGURE 7B



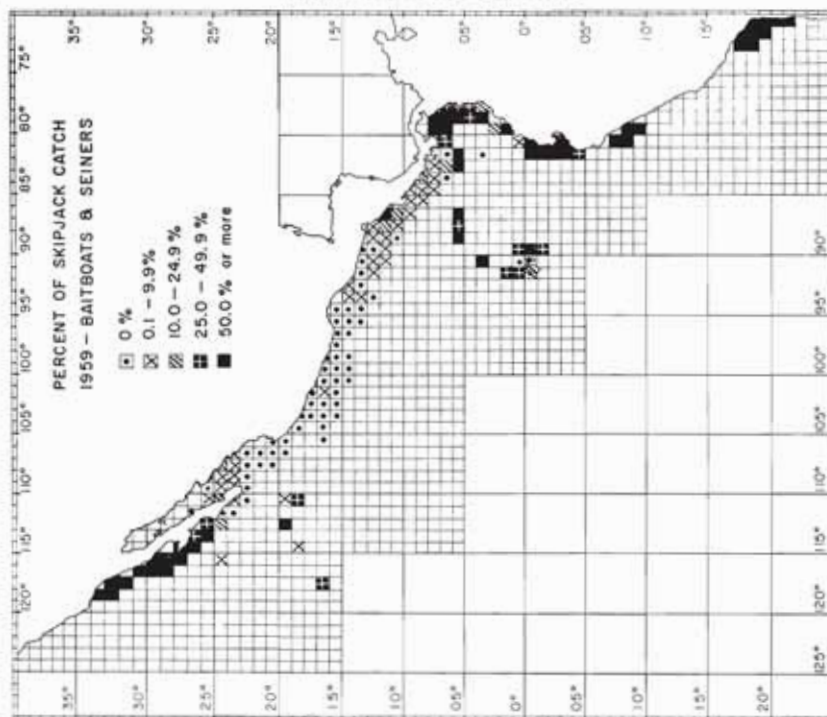
APPENDIX FIGURE 7A



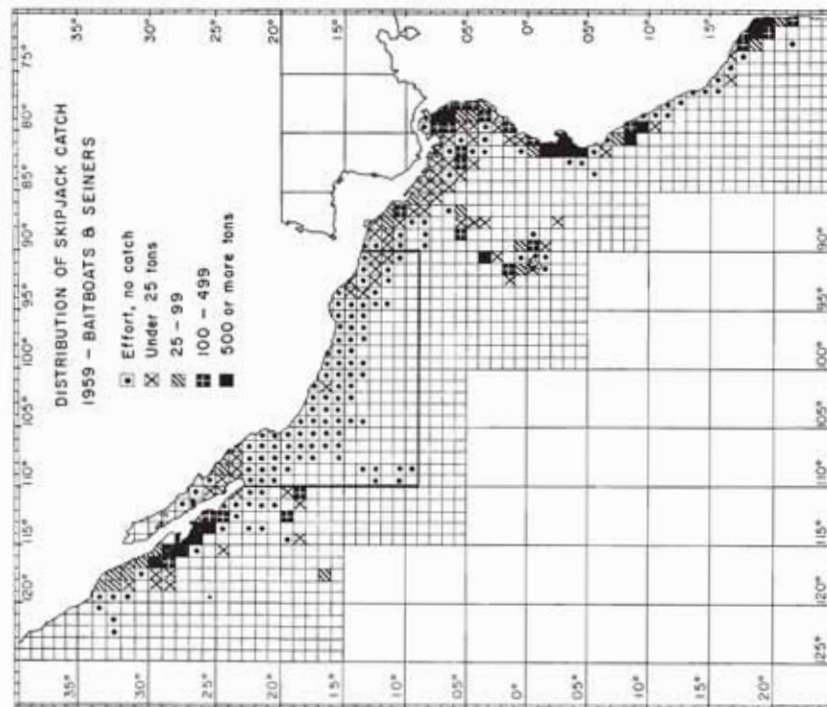
APPENDIX FIGURE 8B



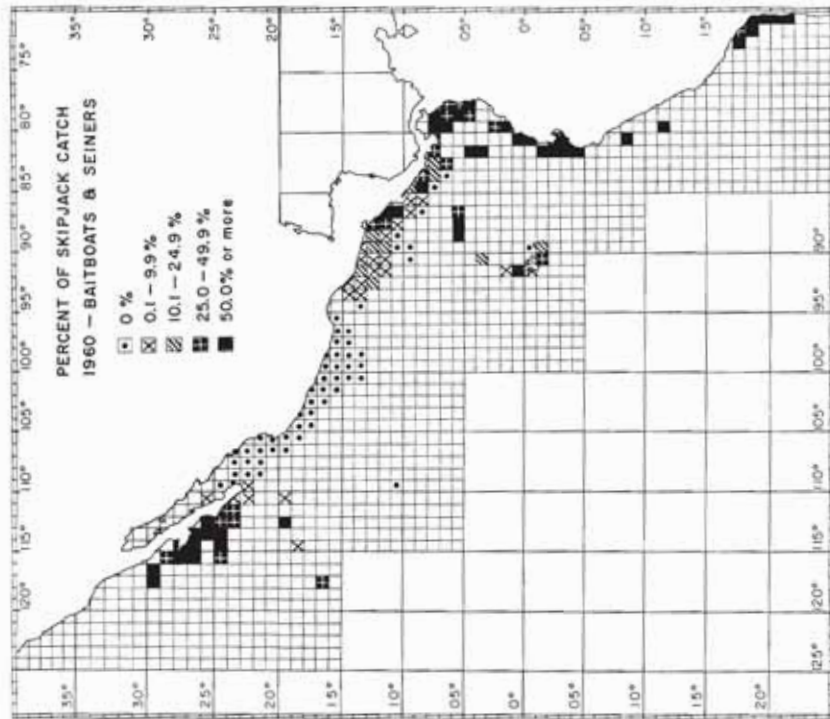
APPENDIX FIGURE 8A



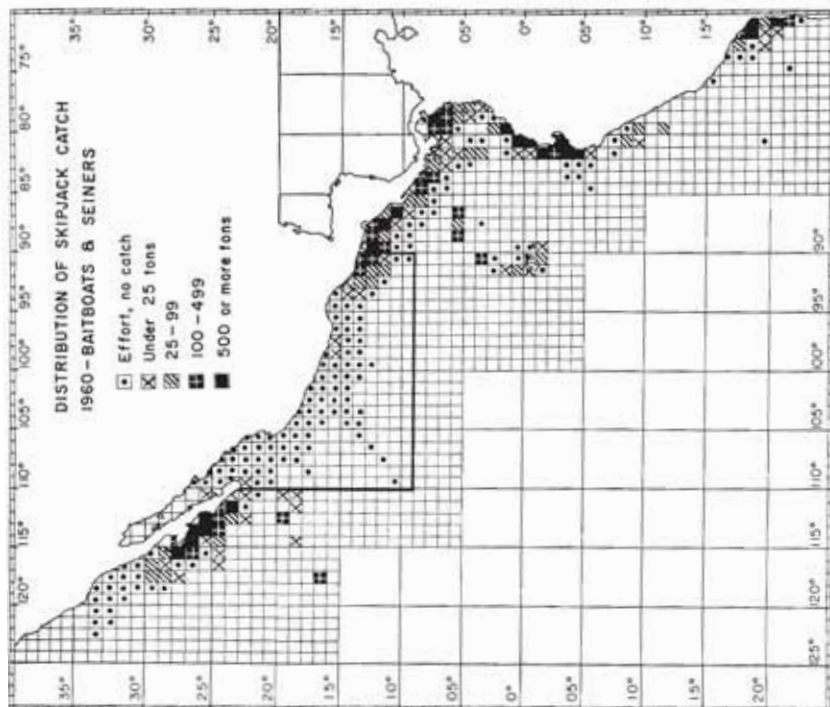
APPENDIX FIGURE 9B



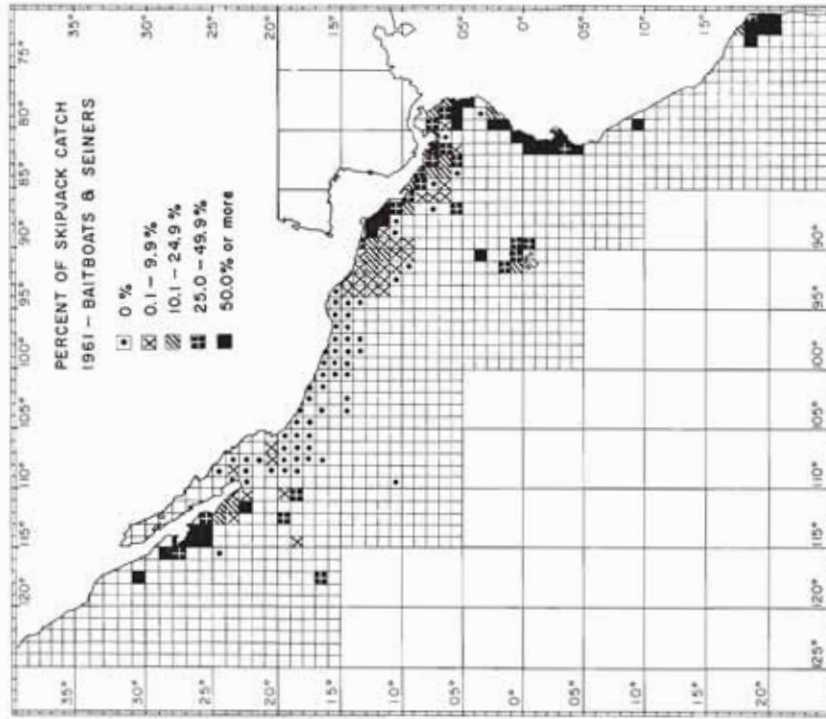
APPENDIX FIGURE 9A



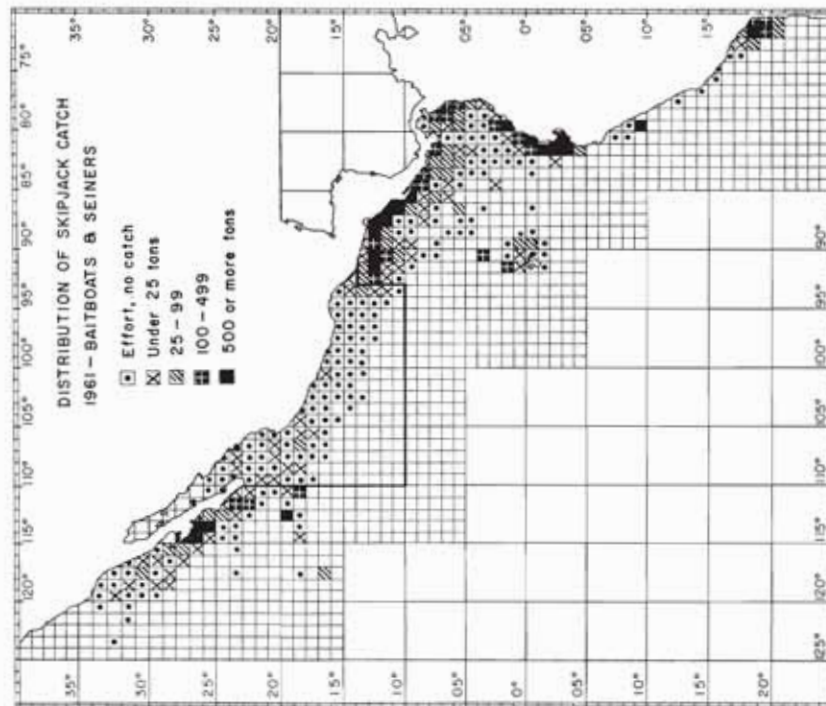
APPENDIX FIGURE 10B



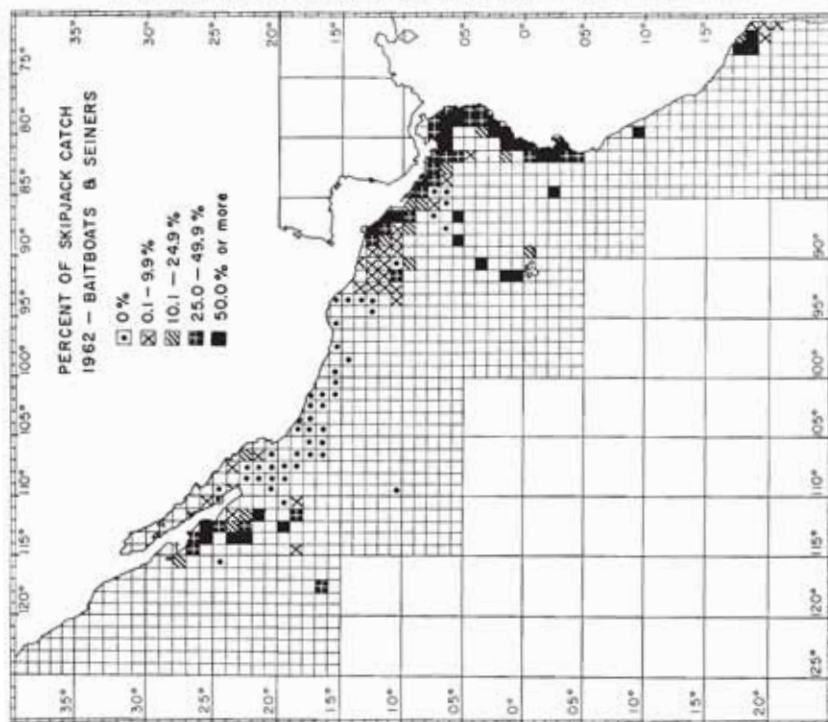
APPENDIX FIGURE 10A



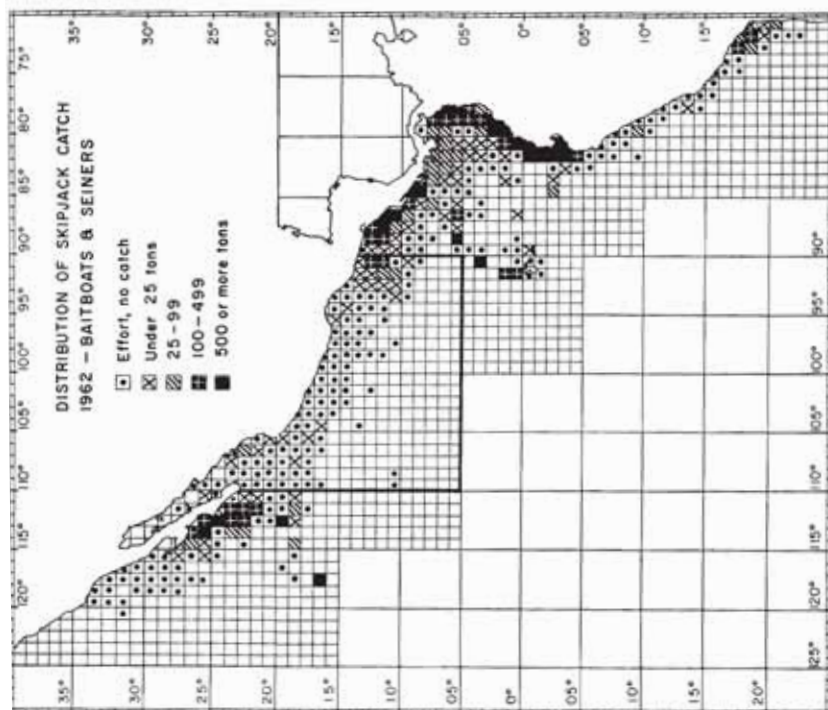
APPENDIX FIGURE 11B



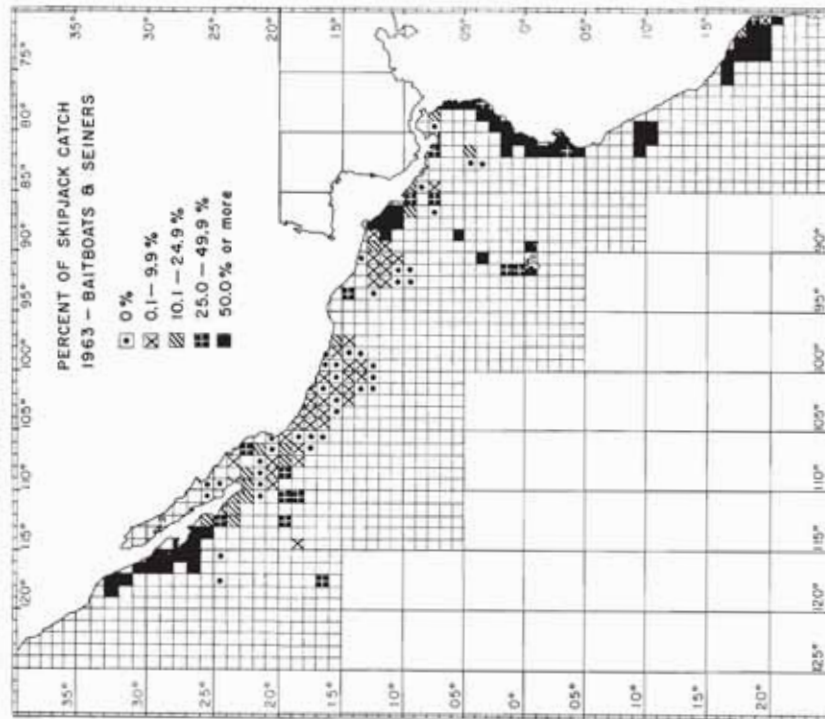
APPENDIX FIGURE 11A



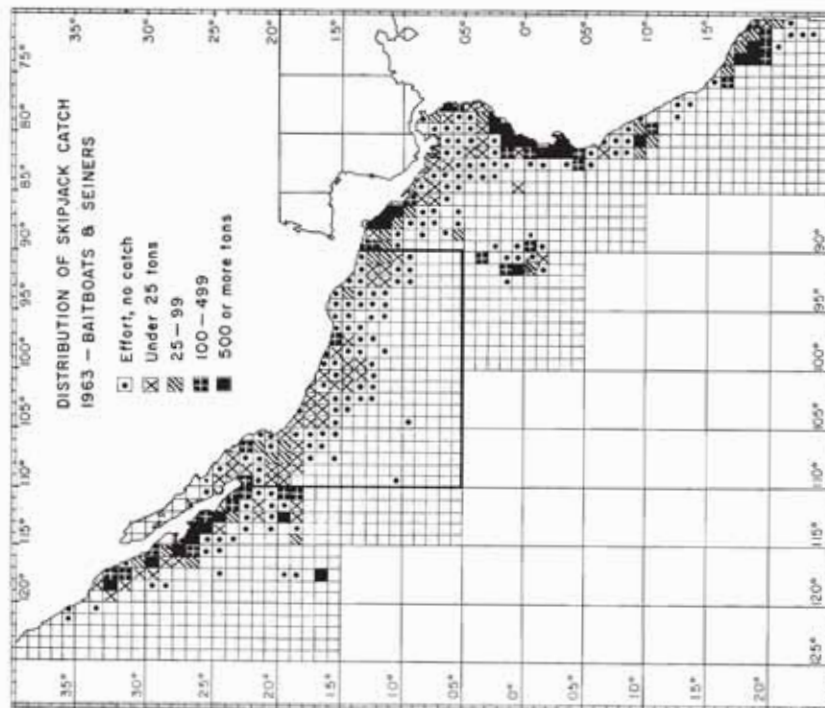
APPENDIX FIGURE 12B



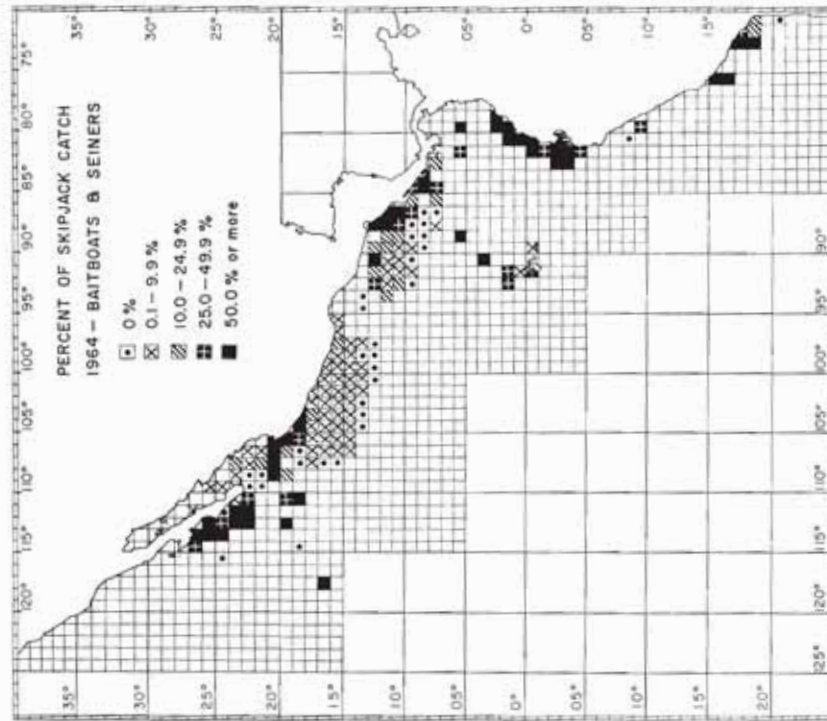
APPENDIX FIGURE 12A



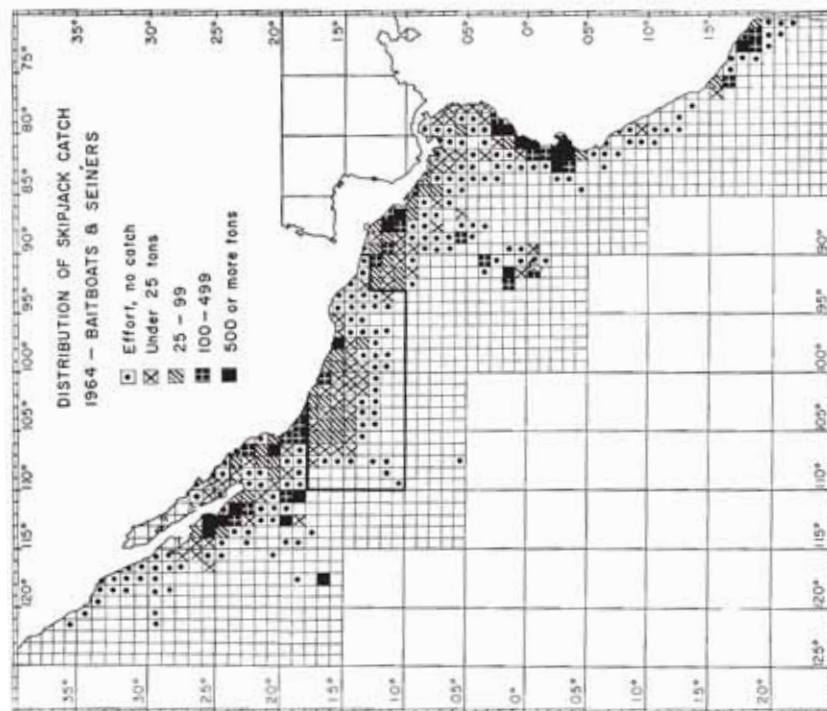
APPENDIX FIGURE 13B



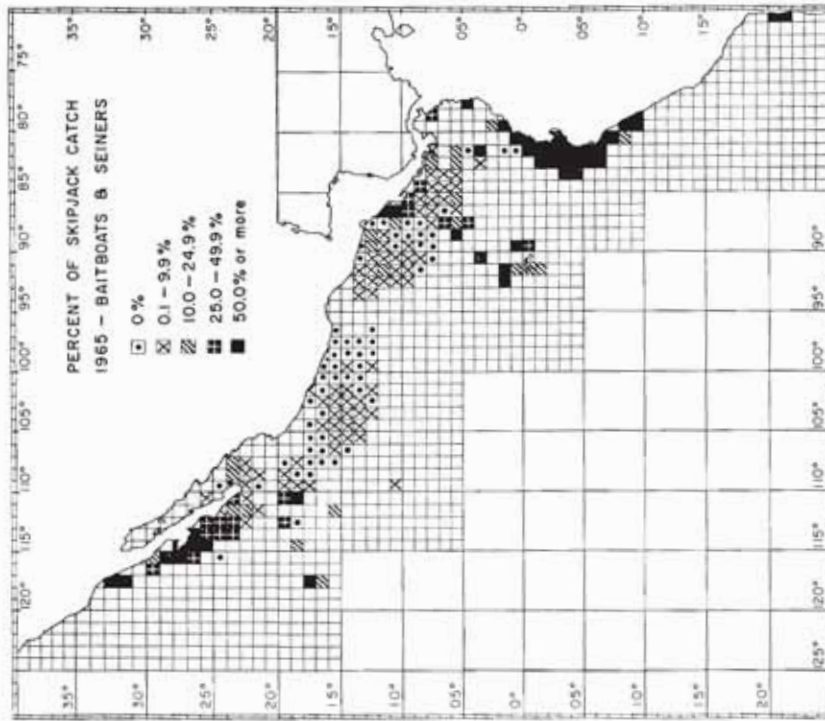
APPENDIX FIGURE 13A



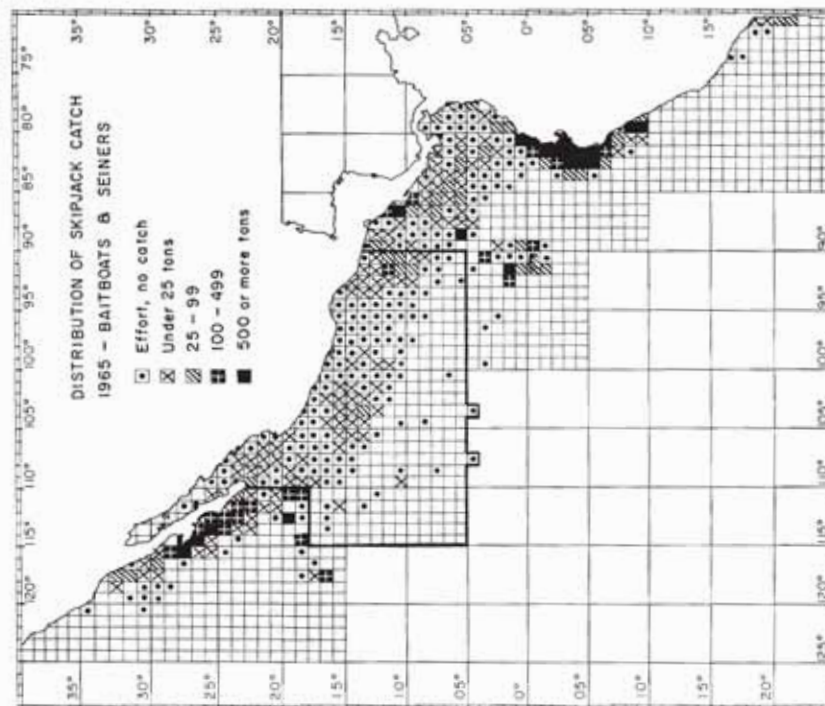
APPENDIX FIGURE 14 B



APPENDIX FIGURE 14 A



APPENDIX FIGURE 15B



APPENDIX FIGURE 15A

APPENDIX TABLE I. Comparison of purse-seine and baitboat skipjack catch per unit of effort, by 1-degree area, and month for 1959-1961.

TABLA DEL APENDICE I. Comparación de la captura de barrilete de los barcos cerqueros y de carnada, por unidad de esfuerzo, por áreas de un grado, y por mes, 1959-1961.

Year Month	Area	Purse-seiners				Baitboats			
		Days	SDF	SJ	CSSDF	Days	SDF	SJ	CSSDF
Año Mes	Area	Días	DSP	Barrilete	CDSPB	Días	DSP	Barrilete	CDSPB
1959 04	S05-080-07	7.0	7.0	142.00	20.29	8.0	8.8	2.82	0.32
07	25-110-10 -15	80.0 193.5	80.0 193.5	1021.55 1552.07	12.77 8.02	16.5 35.0	12.3 25.4	106.94 200.96	8.69 7.91
				10.40					8.30
08	S05-080-06	13.0	13.0	640.00	49.23	24.0	23.8	233.32	9.80
	25-110-03 -04 -09 -10 -15	22.5 100.0 10.5 9.5 57.5	22.5 100.0 10.5 9.5 57.5	44.00 667.62 17.00 31.00 199.88	1.96 6.68 1.62 3.26 3.48	8.0 30.0 18.0 8.0 25.5	7.8 27.9 16.9 7.6 23.2	87.00 279.40 137.80 49.20 132.60	11.15 10.01 8.15 6.47 5.72
	25-115-11 -16	72.0 29.0	72.0 29.0	337.50 103.70	4.69 3.58	123.0 147.5	117.7 147.6	1166.40 1149.40	9.91 7.79
	30-115-13 -14	6.0 27.0	6.0 27.0	34.00 10.00	5.67 0.37	5.0 13.0	5.1 12.7	13.70 15.40	2.69 1.21
				3.48					7.01
	S05-080-06 -07	27.0 5.0	27.0 5.0	649.22 4.56	24.05 0.91	100.0 84.5	106.0 86.1	1676.50 1124.88	15.82 13.06
				12.48					14.44
09	25-110-04 -09 -15	15.0 35.0 31.5	15.0 35.0 31.5	5.00 81.82 73.05	0.33 2.34 2.32	26.5 36.0 113.5	23.8 33.1 102.9	99.16 162.80 667.10	4.17 4.92 6.48
	25-115-16	8.5	8.5	53.00	6.24	86.0	78.5	608.00	7.75
				2.81					5.83

APPENDIX TABLE 1. (Continued)

Year	Month	Area	Purse-seiners				Baitboats			
			Days	SDF	SJ	CSSDF	Days	SDF	SJ	CSSDF
Año	Mes	Area	Días	DSP	Barrilete	CDSPB	Días	DSP	Barrilete	CDSPB
		S05-080-02	12.0	12.0	136.00	11.33	56.5	59.7	229.40	3.84
		-06	16.5	16.5	318.00	19.27	179.0	189.2	1534.27	8.11
		-11	7.0	7.0	223.00	31.86	29.5	31.3	322.70	10.31
					20.82					7.30
10		25-110-09	18.0	18.0	15.00	0.83	38.5	33.7	95.32	2.83
		-10	44.5	44.5	16.00	0.36	37.0	31.1	46.98	1.51
		-15	17.5	17.5	1.50	0.09	66.0	48.4	98.02	2.03
					0.43					2.12
		10-085-02	5.0	5.0	10.00	2.00	25.0	26.4	124.50	4.72
		S05-080-06	9.5	9.5	81.25	8.55	75.5	77.2	173.30	2.24
		-07	5.0	5.0	1.00	0.20	35.5	36.1	73.00	2.02
					4.38					2.13
11		25-110-03	17.5	17.5	1.00	0.06	18.0	13.3	22.22	1.67
		S05-080-17	11.0	11.0	200.00	18.18	6.0	6.2	19.00	3.06
1960	01	S05-080-06	5.0	5.0	139.00	27.80	150.0	149.6	985.62	6.59
	04	20-110-11	80.5	80.5	2.00	0.02	7.0	4.2	6.50	1.55
		00-080-01	7.0	7.0	208.00	29.71	29.0	26.0	181.18	6.97
	05	S05-080-06	7.5	7.5	45.18	6.02	12.0	11.7	100.50	8.59
		-17	10.0	10.0	200.00	20.00	6.0	5.9	26.20	4.44
					13.01					6.52
06		20-110-17	49.5	49.5	122.05	2.47	178.5	101.9	676.42	6.64
		05-085-21	10.0	10.0	17.50	1.75	10.5	10.0	54.30	5.43
		10-085-08	10.5	10.5	4.00	0.38	5.0	5.1	17.00	3.33
					1.06					4.38
		S05-080-06	11.0	11.0	302.00	27.45	6.5	5.9	67.70	11.47

APPENDIX TABLE I. (Continued)

Year	Month	Area	Purse-seiners				Baitboats			
			Days	SDF	SJ	CSSDF	Days	SDF	SJ	CSSDF
			Barcos cerqueros				Barcos de carnada			
Año	Mes	Area	Días	DSP	Barrilete	CDSPB	Días	DSP	Barrilete	CDSPB
11		25-110-04 -09	42.0 9.0	42.0 9.0	39.00 11.50	0.93 1.28	319.0 73.5	178.4 44.2	487.38 153.17	2.73 3.47
		10-085-08 -15	54.5 114.5	54.5 114.5	304.07 146.50	1.10 1.28	10.0 6.5	10.3 7.4	8.00 5.00	3.10 0.68
1961	03	S20-070-06	10.5	10.5	26.75	2.55	17.5	17.8	223.80	12.57
	04	15-110-16	15.5	15.5	17.00	1.10	25.0	19.7	21.05	1.07
	04	05-075-08	5.0	5.0	9.00	1.80	13.0	14.6	24.70	1.69
	05	05-075-14	15.0	15.0	9.00	0.60	53.5	57.1	264.70	4.64
	06	20-110-17	116.0	116.0	123.35	1.06	92.0	68.1	45.50	0.67
		25-110-10	24.5	24.5	11.00	0.45	5.5	4.0	19.86	4.97
		S05-080-07 -17	24.0 32.0	24.0 32.0	242.24 654.00	0.76 20.44	50.0 7.0	52.6 7.7	271.10 106.00	2.82 13.77
	07	20-110-17 25-110-04	73.0 114.0	73.0 114.0	58.60 64.25	0.80 0.56	9.0 27.5	5.0 20.9	11.58 62.55	2.32 2.99
		00-075-10 05-085-21	44.0 31.0	44.0 31.0	63.00 3.00	1.43 0.10	45.5 10.0	51.0 11.2	337.50 96.50	2.66 8.62
		S05-080-06 -17 -21	43.0 43.5 17.0	43.0 43.5 17.0	454.30 140.30 3.50	10.57 3.23 0.21	19.0 9.0 5.0	18.4 9.6 5.1	268.50 15.30 1.00	7.62 14.59 0.20
	08	25-110-09 -10 -15	28.5 19.5 14.5	28.5 19.5 14.5	130.00 33.50 41.06	7.00 4.56 2.83	57.5 57.5 28.5	46.0 46.0 22.8	112.93 269.84 107.20	5.46 2.46 4.70
						3.04				4.68

APPENDIX TABLE 1. (Continued)

Year Month	Area	Purse-seiners				Baitboats				
		Days	SDF	SJ	CSSDF	Days	SDF	SJ	CSSDF	
			Barcos cerqueros				Barcos de carnada			
Año	Mes	Area	Días	DSP	Barrilete	CDSPB	Días	DSP	Barrilete	CDSPB
		05-080-07	13.0	13.0	47.76	3.67	6.5	6.6	21.00	3.18
		05-085-21	26.5	26.5	13.00	0.49	6.0	6.4	9.00	1.41
		10-085-02	20.0	20.0	56.00	2.80	10.0	10.6	46.00	4.34
						2.32				2.98
09		25-110-04	27.5	27.5	30.50	1.11	29.0	21.0	71.08	3.38
		-09	86.5	86.5	542.60	6.27	20.5	16.4	31.00	1.89
		-10	43.5	43.5	370.48	8.52	30.5	24.4	197.25	8.08
		-15	77.0	77.0	267.62	3.48	56.0	45.1	272.16	6.03
		25-115-11	22.0	22.0	29.00	1.32	17.5	14.0	45.90	3.28
		-16	11.0	11.0	9.00	0.82	14.5	11.6	33.00	2.84
						3.59				4.25
		10-085-02	79.0	79.0	315.35	3.99	44.0	49.3	445.93	9.05
		-08	46.0	46.0	147.50	3.21	7.0	7.8	13.50	1.73
						3.60				5.39
10		25-110-04	76.0	76.0	393.00	5.17	41.5	28.8	89.00	3.09
		-09	65.5	65.5	288.00	4.40	31.0	19.1	95.20	4.98
		-10	33.5	33.5	135.00	4.03	29.5	22.3	106.70	4.78
		-15	29.5	29.5	162.00	5.49	40.5	31.3	155.97	4.98
						4.77				4.46
		05-085-21	157.0	157.0	842.46	5.37	9.0	10.1	15.00	1.49
		10-085-02	173.0	173.0	1180.13	6.82	21.5	24.1	62.00	2.57
						6.10				2.03
11		20-110-23	5.0	5.0	1.00	0.20	16.5	10.8	36.10	3.34
		25-110-04	14.5	14.5	71.70	4.94	216.5	148.0	1091.55	7.38
		-09	13.5	13.5	61.00	4.52	61.5	41.4	382.20	9.23
						3.22				6.65
12		S05-080-07	62.5	62.5	711.50	11.38	41.0	42.4	23.50	0.55
		-21	70.0	70.0	381.62	5.45	6.5	7.3	143.50	19.66
						8.42				10.10

APPENDIX TABLE 2. Skipjack indices of abundance by months with weighted and unweighted annual averages, 1951-1965. 1951-1959 values are derived from baitboat data. 1960-1965 values are derived from baitboat and purse-seine data converted to baitboat units.

TABLA DEL APENDICE 2. Indices de la abundancia del barrilete, por meses con promedios anuales ponderados y no ponderados, 1951-1965. Los valores de 1951-1959 fueron derivados de los datos de los barcos de carnada. Los valores de 1960-1965 fueron derivados de los datos de los barcos de carnada y de los cerqueros, convertidos a unidades de barcos de carnada.

		NORTHERN AREA		SOUTHERN AREA		COMBINED AREAS	
Year	Mo.	$\Sigma(\text{CSSDF})$	U_{j1}	$\Sigma(\text{CSSDF})$	U_{j2}	$\Sigma(\text{CSSDF})$	U_{j3}
		AREA SEPTENTRIONAL		AREA MERIDIONAL		AREAS COMBINADAS	
Año	Mes	$\Sigma(\text{CDSBP})$	U_{j1}	$\Sigma(\text{CDSBP})$	U_{j2}	$\Sigma(\text{CDSBP})$	U_{j3}
1951	1	5.58	0.13	43.64	0.62	49.22	0.44
	2	2.92	0.07	62.38	0.89	65.30	0.58
	3	7.76	0.18	1.15	0.02	8.91	0.08
	4	43.29	1.03	120.15	1.72	163.44	1.46
	5	16.45	0.39	131.21	1.87	147.66	1.32
	6	13.96	0.33	174.35	2.49	188.31	1.68
	7	45.07	1.07	130.58	1.87	175.65	1.57
	8	58.68	1.40	30.30	0.43	88.98	0.79
	9	68.67	1.64	8.53	0.12	77.20	0.69
	10	24.33	0.58	17.97	0.26	42.30	0.38
	11	6.54	0.16	9.15	0.13	15.69	0.14
	12	9.15	0.22	0.64	0.01	9.79	0.09
I_j and (I_j/I_j^*)		42.00	0.29	70.00	0.41	112.00	0.36
Unweighted and weighted indices of abundance		0.60	0.17	0.87	0.36	0.77	0.28
1952	1	3.04	0.07	29.80	0.36	32.84	0.26
	2	0.60	0.01	23.06	0.28	23.66	0.19
	3	2.91	0.07	55.10	0.66	58.01	0.46
	4	5.48	0.13	62.53	0.75	68.01	0.54
	5	16.06	0.37	41.17	0.50	57.23	0.45
	6	7.91	0.18	60.83	0.73	68.74	0.55
	7	40.67	0.95	80.18	0.97	120.85	0.96
	8	60.68	1.41	15.67	0.19	76.35	0.61
	9	23.75	0.55	44.67	0.54	68.42	0.54
	10	39.60	0.92	42.46	0.51	82.06	0.65
	11	16.78	0.39	55.11	0.66	71.89	0.57
	12	7.59	0.18	49.38	0.59	56.97	0.45
I_j and (I_j/I_j^*)		43.00	0.30	83.00	0.49	126.00	0.40
Unweighted and weighted indices of abundance		0.44	0.13	0.56	0.27	0.52	0.21
1953	1	0.07	0.00	69.93	0.67	70.00	0.43
	2	0.11	0.00	22.48	0.22	22.59	0.14
	3	2.17	0.04	20.77	0.20	22.94	0.14
	4	6.80	0.12	30.48	0.29	37.28	0.23
	5	25.93	0.44	60.46	0.58	86.39	0.53
	6	39.34	0.67	166.47	1.60	205.81	1.26
	7	54.43	0.92	154.74	1.49	209.17	1.28
	8	22.20	0.38	87.58	0.84	109.78	0.67
	9	29.21	0.50	99.67	0.96	128.88	0.79
	10	33.74	0.57	69.71	0.67	103.45	0.63
	11	59.95	1.02	139.63	1.34	199.58	1.22
	12	10.66	0.18	72.77	0.70	83.43	0.51
I_j and (I_j/I_j^*)		59.00	0.41	104.00	0.62	163.00	0.52
Unweighted and weighted indices of abundance		0.40	0.16	0.80	0.50	0.65	0.34

APPENDIX TABLE 2. (Continued)

		NORTHERN AREA		SOUTHERN AREA		COMBINED AREAS	
Year	Mo.	Σ (CSSDF)	U_j	Σ (CSSDF)	U_j	Σ (CSSDF)	U_j
		AREA SEPTENTRIONAL		AREA MERIDIONAL		AREAS COMBINADAS	
Año	Mes	Σ (CDSPB)	U_j	Σ (CDSPB)	U_j	Σ (CDSPB)	U_j
1954	1	0.33	0.01	19.27	0.18	19.60	0.13
	2	0.96	0.02	130.10	1.18	131.06	0.87
	3	2.62	0.07	88.69	0.81	91.31	0.61
	4	18.75	0.47	78.25	0.71	97.00	0.65
	5	8.39	0.21	124.92	1.14	133.31	0.89
	6	69.06	1.73	141.76	1.29	210.82	1.41
	7	53.90	1.35	144.91	1.32	198.81	1.33
	8	40.77	1.02	166.03	1.51	206.80	1.38
	9	42.09	1.05	72.96	0.66	115.05	0.77
	10	15.59	0.39	96.54	0.88	112.13	0.75
	11	12.95	0.32	71.47	0.65	84.42	0.56
	12	4.00	0.10	113.47	1.03	117.47	0.78
I_j and (I_j/I_j^*)		40.00 0.28		110.00 0.65		150.00 0.48	
Unweighted and weighted indices of abundance		0.56	0.16	0.95	0.62	0.84	0.40
1955	1	0.73	0.02	163.35	2.12	164.08	1.37
	2	7.80	0.18	65.74	0.85	73.54	0.61
	3	5.74	0.13	50.77	0.66	56.51	0.47
	4	5.31	0.12	36.92	0.48	42.23	0.35
	5	29.24	0.68	57.47	0.75	86.71	0.72
	6	57.32	1.33	50.43	0.65	107.75	0.90
	7	36.69	0.85	67.20	0.87	103.89	0.87
	8	70.99	1.65	62.21	0.81	133.20	1.11
	9	32.90	0.77	88.11	1.14	121.01	1.01
	10	34.99	0.81	20.18	0.26	55.17	0.46
	11	10.71	0.25	31.51	0.41	42.22	0.35
	12	25.25	0.59	86.01	1.12	111.26	0.93
I_j and (I_j/I_j^*)		43.00 0.30		77.00 0.46		120.00 0.38	
Unweighted and weighted indices of abundance		0.62	0.19	0.84	0.39	0.76	0.29
1956	1	52.97	0.49	63.77	0.72	116.74	0.59
	2	45.56	0.42	84.11	0.95	129.67	0.65
	3	40.40	0.37	65.83	0.74	106.23	0.54
	4	61.32	0.56	80.84	0.91	142.16	0.72
	5	70.28	0.64	79.51	0.89	149.79	0.76
	6	56.85	0.52	149.82	1.68	206.67	1.04
	7	97.23	0.89	139.97	1.57	237.20	1.20
	8	126.88	1.16	60.02	0.67	186.90	0.94
	9	66.22	0.61	55.82	0.63	122.04	0.62
	10	88.47	0.81	95.84	1.08	184.31	0.93
	11	100.89	0.93	55.17	0.62	156.06	0.79
	12	90.75	0.83	27.23	0.31	117.98	0.60
I_j and (I_j/I_j^*)		109.00 0.76		89.00 0.53		198.00 0.63	
Unweighted and weighted indices of abundance		0.69	0.52	0.90	0.48	0.78	0.49
1957	1	3.61	0.09	51.72	0.53	55.33	0.41
	2	11.02	0.28	12.49	0.13	23.51	0.17
	3	1.73	0.04	14.73	0.15	16.46	0.12
	4	3.09	0.08	120.46	1.24	123.55	0.91
	5	18.66	0.48	125.60	1.29	144.26	1.06
	6	84.15	2.16	143.78	1.48	227.93	1.68
	7	82.76	2.12	123.55	1.27	206.31	1.52
	8	20.29	0.52	83.28	0.86	103.67	0.76
	9	51.96	1.33	32.37	0.33	84.33	0.62

APPENDIX TABLE 2. (Continued)

		NORTHERN AREA		SOUTHERN AREA		COMBINED AREAS		
Year	Mo.	$\Sigma(\text{CSSDF})$	U_j	$\Sigma(\text{CSSDF})$	U_j	$\Sigma(\text{CSSDF})$	U_j	
		AREA SEPTENTRIONAL		AREA MERIDIONAL		AREAS COMBINADAS		
Año	Mes	$\Sigma(\text{CDSBP})$	U_j	$\Sigma(\text{CDSBP})$	U_j	$\Sigma(\text{CDSBP})$	U_j	
1957	10	50.84	1.30	32.40	0.33	83.24	0.61	
	11	25.47	0.65	41.99	0.43	67.46	0.50	
	12	19.40	0.50	95.10	0.98	114.50	0.84	
I_j and (I_j/I_j^*)			<u>39.00</u>	0.27		<u>97.00</u>	0.57	
Unweighted and weighted indices of abundance			0.80	0.22		0.75	0.43	0.77
1958	1	8.94	0.18	91.28	0.96	100.22	0.69	
	2	2.80	0.06	101.78	1.07	104.58	0.72	
	3	10.19	0.20	58.06	0.61	68.25	0.47	
	4	6.13	0.12	141.11	1.49	147.24	1.02	
	5	29.14	0.58	75.17	0.79	104.31	0.72	
	6	43.91	0.88	85.54	0.90	129.45	0.89	
	7	61.05	1.22	28.53	0.30	89.58	0.62	
	8	99.53	1.99	43.32	0.46	142.85	0.99	
	9	62.30	1.25	41.57	0.44	103.87	0.72	
	10	55.33	1.11	61.96	0.65	117.29	0.81	
	11	17.88	0.36	65.43	0.69	83.31	0.57	
	12	6.21	0.12	84.87	0.89	91.08	0.63	
I_j and (I_j/I_j^*)			<u>50.00</u>	0.35		<u>95.00</u>	0.56	
Unweighted and weighted indices of abundance			0.67	0.23		0.77	0.43	0.74
1959	1	2.09	0.08	58.73	0.77	60.82	0.60	
	2	3.40	0.13	100.76	1.33	104.16	1.02	
	3	4.46	0.17	54.19	0.71	58.65	0.58	
	4	5.51	0.21	66.92	0.88	72.43	0.71	
	5	4.13	0.16	124.10	1.63	128.23	1.26	
	6	22.25	0.86	79.23	1.04	101.48	0.99	
	7	40.13	1.54	32.01	0.42	72.14	0.71	
	8	98.31	3.78	88.06	1.16	186.37	1.83	
	9	57.09	2.20	70.17	0.92	127.26	1.25	
	10	25.86	0.99	25.72	0.34	51.58	0.51	
	11	20.14	0.77	47.96	0.63	68.10	0.67	
	12	15.73	0.60	66.29	0.87	82.02	0.80	
I_j and (I_j/I_j^*)			<u>26.00</u>	0.18		<u>76.00</u>	0.45	
Unweighted and weighted indices of abundance			0.96	0.17		0.89	0.40	0.91
1960	1	10.37	0.28	50.69	0.71	61.06	0.57	
	2	2.27	0.06	89.35	1.26	91.62	0.85	
	3	6.68	0.18	84.21	1.19	90.89	0.84	
	4	8.32	0.22	93.59	1.32	101.91	0.94	
	5	8.54	0.23	166.32	2.34	174.86	1.62	
	6	33.02	0.89	81.54	1.15	114.56	1.06	
	7	84.23	2.28	48.81	0.69	133.14	1.23	
	8	41.00	1.11	68.97	0.97	109.97	1.02	
	9	26.17	0.71	29.05	0.41	55.22	0.51	
	10	14.27	0.39	55.48	0.78	69.75	0.65	
	11	13.66	0.37	22.76	0.32	36.42	0.34	
	12	9.55	0.26	12.32	0.17	21.87	0.20	
I_j and (I_j/I_j^*)			<u>37.00</u>	0.26		<u>71.00</u>	0.42	
Unweighted and weighted indices of abundance			0.58	0.15		0.94	0.39	0.82

APPENDIX TABLE 2. (Continued)

		NORTHERN AREA		SOUTHERN AREA		COMBINED AREAS	
Year	Mo.	Σ (CSSDF)	U_{j1}	Σ (CSSDF)	U_{j1}	Σ (CSSDF)	U_{j1}
		AREA SEPTENTRIONAL		AREA MERIDIONAL		AREAS COMBINADAS	
Año	Mes	Σ (CDSPB)	U_{j1}	Σ (CDSPB)	U_{j1}	Σ (CDSPB)	U_{j1}
1961	1	2.53	0.06	28.90	0.32	31.43	0.24
	2	1.44	0.03	30.43	0.34	31.87	0.24
	3	3.93	0.09	55.53	0.62	59.46	0.45
	4	8.59	0.20	115.96	1.29	124.55	0.94
	5	5.40	0.13	177.21	1.97	182.61	1.38
	6	15.36	0.37	100.25	1.11	115.61	0.88
	7	14.52	0.35	96.54	1.07	111.06	0.84
	8	27.33	0.65	104.32	1.16	131.65	1.00
	9	33.08	0.79	106.18	1.18	139.26	1.06
	10	35.72	0.85	69.17	0.77	104.89	0.79
	11	28.52	0.68	57.82	0.64	86.34	0.65
	12	13.95	0.33	123.89	1.38	137.84	1.04
I_j and (I_j/I_j^*)		42.00 0.29		90.00 0.53		132.00 0.42	
Unweighted and weighted indices of abundance		0.38 0.11		0.99 0.52		0.79 0.33	
1962	1	26.79	0.65	87.56	0.88	114.35	0.82
	2	2.08	0.05	93.91	0.95	95.99	0.69
	3	5.07	0.12	130.90	1.32	135.97	0.97
	4	2.25	0.05	101.35	1.02	103.60	0.74
	5	19.96	0.49	141.98	1.43	161.94	1.16
	6	20.27	0.49	123.24	1.42	143.51	1.03
	7	27.38	0.67	80.37	0.81	107.75	0.77
	8	26.30	0.64	84.30	0.85	110.60	0.79
	9	21.96	0.54	83.84	0.85	105.80	0.76
	10	35.22	0.86	65.55	0.66	100.77	0.72
	11	14.57	0.36	92.12	0.93	106.69	0.76
	12	5.54	0.14	71.74	0.72	77.28	0.55
I_j and (I_j/I_j^*)		41.00 0.28		99.00 0.59		140.00 0.45	
Unweighted and weighted indices of abundance		0.42 0.12		0.97 0.57		0.81 0.36	
1963	1	14.14	0.37	87.14	0.97	101.28	0.79
	2	3.35	0.09	101.16	1.12	104.51	0.82
	3	4.94	0.13	177.10	1.97	182.04	1.42
	4	19.54	0.51	114.49	1.27	134.03	1.05
	5	25.87	0.68	95.17	1.06	121.04	0.95
	6	53.39	1.40	59.71	0.66	113.10	0.88
	7	56.64	1.49	22.27	0.25	78.91	0.62
	8	74.49	1.96	36.17	0.40	110.66	0.86
	9	60.12	1.58	43.71	0.49	103.83	0.81
	10	64.80	1.71	68.58	0.76	133.38	1.04
	11	40.34	1.06	101.45	1.13	141.79	1.11
	12	17.55	0.46	92.90	1.03	110.45	0.86
I_j and (I_j/I_j^*)		38.00 0.26		90.00 0.53		128.00 0.41	
Unweighted and weighted indices of abundance		0.95 0.25		0.93 0.49		0.93 0.38	
1964	1	20.91	0.35	25.31	0.25	46.22	0.29
	2	8.33	0.14	99.43	0.99	107.76	0.68
	3	41.35	0.70	25.75	0.26	67.10	0.42
	4	36.19	0.61	60.15	0.60	96.34	0.61
	5	32.44	0.55	79.99	0.80	112.43	0.71
	6	35.74	0.61	68.69	0.69	104.43	0.66
	7	44.90	0.76	93.92	0.94	138.82	0.87
	8	53.89	0.91	87.28	0.87	141.17	0.89
	9	40.99	0.69	81.83	0.82	122.82	0.77

APPENDIX TABLE 2. (Continued)

		NORTHERN AREA		SOUTHERN AREA		COMBINED AREAS	
Year	Mo.	$\Sigma(\text{CSSDF})$	$U_{.j}$	$\Sigma(\text{CSSDF})$	$U_{.j}$	$\Sigma(\text{CSSDF})$	$U_{.j}$
		AREA SEPTENTRIONAL		AREA MERIDIONAL		AREAS COMBINADAS	
Año	Mes	$\Sigma(\text{CDSBP})$	$U_{.j}$	$\Sigma(\text{CDSBP})$	$U_{.j}$	$\Sigma(\text{CDSBP})$	$U_{.j}$
1964	10	67.87	1.15	98.40	0.98	166.27	1.05
	11	26.52	0.45	51.30	0.51	77.82	0.49
	12	8.56	0.15	61.29	0.61	69.85	0.44
I_j and (I_j/I_j^*)		<u>59.00</u>	0.41	<u>100.00</u>	0.59	<u>159.00</u>	0.51
Unweighted and weighted indices of abundance		0.59	0.24	0.69	0.41	0.66	0.34
1965	1	3.30	0.09	60.77	0.56	64.07	0.44
	2	4.34	0.12	72.89	0.67	77.23	0.53
	3	8.16	0.22	93.14	0.85	101.30	0.69
	4	3.42	0.09	134.13	1.23	137.55	0.94
	5	4.42	0.12	145.76	1.34	150.18	1.03
	6	51.26	1.39	113.78	1.04	165.04	1.13
	7	58.93	1.59	71.98	0.66	130.91	0.90
	8	34.41	0.93	58.76	0.54	93.17	0.64
	9	64.28	1.74	56.07	0.51	120.35	0.82
	10	45.55	1.23	62.90	0.58	108.45	0.74
	11	32.52	0.88	81.23	0.75	113.75	0.78
	12	17.16	0.46	92.92	0.85	110.08	0.75
I_j and (I_j/I_j^*)		<u>37.00</u>	0.26	<u>109.00</u>	0.64	<u>146.00</u>	0.47
Unweighted and weighted indices of abundance		0.74	0.19	0.80	0.51	0.78	0.37

APPENDIX TABLE 3. Skipjack indices of abundance by months with weighted and unweighted annual averages, 1960-1965, derived from purse-seine data *only*.TABLA DEL APENDICE 3. Indices de la abundancia del barrilete, por meses, con los promedios anuales ponderados y no ponderados, 1960-1965, derivados de los datos de los barcos cerqueros *solamente*.

		NORTHERN AREA		SOUTHERN AREA		COMBINED AREAS	
Year	Mo.	$\Sigma(\text{CSSDF})$	$U_{.j}$	$\Sigma(\text{CSSDF})$	$U_{.j}$	$\Sigma(\text{CSSDF})$	$U_{.j}$
		AREA SEPTENTRIONAL		AREA MERIDIONAL		AREAS COMBINADAS	
Año	Mes	$\Sigma(\text{CDSBP})$	$U_{.j}$	$\Sigma(\text{CDSBP})$	$U_{.j}$	$\Sigma(\text{CDSBP})$	$U_{.j}$
1960	1	0.00	0.00	27.80	0.96	27.80	0.46
	2	0.00	0.00	1.00	0.03	1.00	0.02
	3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	4	0.02	0.00	43.91	1.51	43.93	0.73
	5	0.00	0.00	26.02	0.90	26.02	0.43
	6	19.12	0.62	38.18	1.32	57.30	0.96
	7	35.56	1.15	66.67	2.30	102.23	1.70
	8	24.36	0.79	34.71	1.20	59.07	0.98
	9	22.03	0.71	8.12	0.28	30.15	0.50
	10	2.81	0.09	3.80	0.13	6.61	0.11
	11	2.21	0.07	14.35	0.49	16.56	0.28
	12	0.00	0.00	0.62	0.02	0.62	0.01
I_j and (I_j/I_j^*)		31.00 0.43		29.00 0.19		60.00 0.27	
Unweighted and weighted indices of abundance		0.29 0.12		0.76 0.14		0.52 0.14	
1961	1	1.00	0.03	0.00	0.00	0.03	0.00
	2	0.00	0.00	0.48	0.01	0.48	0.00
	3	0.00	0.00	3.23	0.04	3.23	0.03
	4	2.16	0.07	22.96	0.31	25.12	0.24
	5	0.00	0.00	178.12	2.41	178.12	1.70
	6	1.79	0.06	113.97	1.54	115.76	1.10
	7	2.35	0.08	75.99	1.03	78.34	0.75
	8	11.54	0.37	53.24	0.72	64.78	0.62
	9	22.04	0.71	43.93	0.59	65.97	0.63
	10	19.51	0.62	52.57	0.71	72.08	0.69
	11	9.66	0.31	57.77	0.78	67.43	0.64
	12	0.00	0.00	101.07	1.37	101.07	0.96
I_j and (I_j/I_j^*)		31.00 0.43		74.00 0.49		105.00 0.47	
Unweighted and weighted indices of abundance		0.19 0.08		0.79 0.39		0.61 0.29	
1962	1	0.00	0.00	121.08	1.30	121.08	0.92
	2	0.00	0.00	100.79	1.08	100.79	0.76
	3	7.14	0.18	110.67	1.19	117.81	0.89
	4	1.83	0.05	83.34	0.90	85.17	0.65
	5	0.56	0.01	121.05	1.30	121.61	0.92
	6	7.75	0.20	102.92	1.11	110.67	0.84
	7	16.87	0.43	67.66	0.73	84.53	0.64
	8	26.36	0.70	89.83	0.96	117.19	0.89
	9	13.55	0.35	68.58	0.74	82.13	0.62
	10	7.44	0.19	40.71	0.44	48.15	0.36
	11	9.06	0.23	50.36	0.54	59.42	0.45
	12	0.18	0.00	79.24	0.85	79.42	0.60
I_j and (I_j/I_j^*)		39.00 0.54		93.00 0.62		132.00 0.59	
Unweighted and weighted indices of abundance		0.20 0.11		0.93 0.58		0.71 0.42	

APPENDIX TABLE 3. (Continued)

		NORTHERN AREA		SOUTHERN AREA		COMBINED AREAS				
Year	Mo.	$\Sigma(\text{CSSDF})$	U_j	$\Sigma(\text{CSSDF})$	U_j	$\Sigma(\text{CSSDF})$	U_j			
		AREA SEPTENTRIONAL		AREA MERIDIONAL		AREAS COMBINADAS				
Año	Mes	$\Sigma(\text{CDSPB})$	U_j	$\Sigma(\text{CDSPB})$	U_j	$\Sigma(\text{CDSPB})$	U_j			
1963	1	7.25	0.20	84.89	0.98	92.14	0.75			
	2	0.70	0.02	109.62	1.26	110.32	0.90			
	3	2.82	0.03	263.45	3.03	266.27	2.16			
	4	8.55	0.24	104.19	1.20	112.74	0.92			
	5	25.04	0.70	209.41	2.41	234.45	1.91			
	6	11.64	0.32	154.87	1.78	166.51	1.35			
	7	15.99	0.44	75.32	0.87	91.31	0.74			
	8	52.87	1.47	87.03	1.00	139.90	1.14			
	9	19.92	0.55	88.41	1.02	108.32	0.88			
	10	47.93	1.33	53.61	0.62	101.54	0.83			
	11	11.98	0.33	73.63	0.85	85.61	0.70			
	12	29.98	0.83	89.58	1.03	119.56	0.97			
I_j and (I_j/I_j^*)		36.00		0.50	87.00		0.58	123.00		0.55
Unweighted and weighted indices of abundance		0.54		0.27	1.34		0.78	1.10		0.60
1964	1	32.71	0.56	11.19	0.12	43.90	0.29			
	2	3.74	0.06	146.50	1.54	150.24	0.98			
	3	56.71	0.98	27.49	0.29	84.20	0.55			
	4	24.51	0.42	37.18	0.39	61.69	0.40			
	5	40.77	0.70	97.00	1.02	137.77	0.90			
	6	34.76	0.60	92.41	0.97	127.17	0.83			
	7	19.17	0.33	108.11	1.14	127.28	0.83			
	8	21.70	0.37	32.42	0.34	54.12	0.35			
	9	48.07	0.83	85.50	0.90	133.57	0.87			
	10	54.14	0.93	74.40	0.78	128.54	0.84			
	11	12.88	0.22	50.41	0.53	63.29	0.41			
	12	1.54	0.03	36.91	0.39	38.45	0.25			
I_j and (I_j/I_j^*)		58.00		0.81	95.00		0.63	153.00		0.69
Unweighted and weighted indices of abundance		0.50		0.40	0.70		0.44	0.62		0.43
1965	1	0.00	0.00	116.93	1.16	116.93	0.86			
	2	2.26	0.06	85.99	0.85	88.25	0.65			
	3	5.32	0.15	54.29	0.54	59.61	0.44			
	4	0.29	0.01	92.67	0.92	92.96	0.68			
	5	2.84	0.08	158.48	1.57	161.32	1.19			
	6	4.25	0.12	192.52	1.91	196.77	1.45			
	7	24.19	0.69	106.04	1.05	130.23	0.96			
	8	13.31	0.38	75.59	0.75	88.90	0.65			
	9	35.85	1.02	54.71	0.54	90.56	0.66			
	10	32.87	0.94	63.69	0.63	96.56	0.71			
	11	27.73	0.79	88.67	0.88	116.40	0.86			
	12	3.79	0.11	93.68	0.93	97.47	0.72			
I_j and (I_j/I_j^*)		35.00		0.49	101.00		0.67	136.00		0.61
Unweighted and weighted indices of abundance		0.36		0.17	0.98		0.66	0.82		0.50

APPENDIX TABLE 4. Size at release (l_1), size at recovery (l_2), growth increment (Δl) and time at liberty in days (Δt) for 481 tag returns from skipjack tagged in the eastern Pacific Ocean from 1955-1964. A "1" in column 5 denotes fish released in the area north of 15°N and a "2" denotes fish released south of 15°N. Asterisks in column 6 denote the 43 observations which lie beyond the 90% confidence intervals.

TABLA DEL APENDICE 4. Talla de liberación (l_1), talla de recobro (l_2), incremento del crecimiento (Δl) y tiempo de libertad en días (Δt), correspondiente a 481 marcas retornadas de barriltes marcados en el Océano Pacífico oriental de 1955 a 1964. Un "1" en la columna 5 indica peces liberados en el área al norte de los 15°N y un "2" indica peces liberados al sur de los 15°N. Los asteriscos en la columna 6 señalan las 43 observaciones que se encuentran más allá de los intervalos de confianza del 90%.

1	2	3	4	5	6
Corrected size at release (l_1)	Size at recovery (l_2)	(Δt)	(Δl)	Area of release	
Talla corregida de liberación (l_1)	Talla de recobro (l_2)	(Δt)	(Δl)	Área de liberación	
574	642	110	+068	1	
562	612	093	+050	1	
574	641	137	+067	1	
503	498	016	-005	1	
516	573	017	+057	1	
536	552	022	+016	1	
536	556	025	+020	1	
516	626	011	+110	1	*
543	553	015	+010	1	
603	626	018	+023	1	
603	633	029	+030	1	
483	468	018	-015	1	
603	674	019	+071	1	
536	577	026	+041	1	
490	438	013	-052	1	*
483	469	033	-014	1	
536	553	041	+017	1	
603	671	057	+068	1	
536	671	089	+135	1	*
603	626	117	+023	1	
536	570	095	+034	1	
536	546	019	+010	1	
603	673	017	+070	1	
570	626	013	+056	1	
530	520	022	+010	1	
503	520	060	+017	1	
503	540	050	+037	1	
570	572	011	+002	1	
503	539	017	+036	1	
503	494	011	-009	1	
536	544	011	+008	1	
536	492	011	-044	1	*
636	667	014	+031	1	
536	545	014	+009	1	
503	528	011	+025	1	
536	494	016	-042	1	*
570	597	027	+027	1	
603	609	012	+006	1	

APPENDIX TABLE 4. (Continued)

1	2	3	4	5	6
Corrected size at release (I_1)	Size at recovery (I_2)	(Δt)	(ΔI)	Area of release	
Talla corregida de liberación (I_1)	Talla de recobro (I_2)	(Δt)	(ΔI)	Area de liberación	
503	533	012	+030	1	
503	531	019	+028	1	
503	508	019	+005	1	
503	533	025	+030	1	
503	497	016	-006	1	
470	475	017	+005	1	
536	545	020	+009	1	
570	594	014	+024	1	
536	541	015	+005	1	
570	549	015	-021	1	
470	540	016	+070	1	
503	519	016	+016	1	
470	529	016	+059	1	
470	502	017	+032	1	
503	560	017	+057	1	
503	532	017	+029	1	
536	584	021	+048	1	
437	431	016	-006	1	
437	468	016	+031	1	
503	486	016	-017	1	
536	505	016	-031	1	
503	509	017	+006	1	
503	517	017	+014	1	
437	469	017	+032	1	
437	480	017	+043	1	
536	515	017	-021	1	
503	519	017	+016	1	
536	522	017	-014	1	
503	512	014	+009	1	
470	484	014	+014	1	
536	541	014	+005	1	
503	501	015	-002	1	
503	524	015	+021	1	
470	474	015	+004	1	
503	525	015	+022	1	
503	527	015	+024	1	
503	542	015	+039	1	
470	496	015	+026	1	
470	505	015	+035	1	
470	432	015	-038	1	
536	543	015	+007	1	
536	509	015	-027	1	
536	469	015	-067	1	*
536	519	015	-017	1	
470	487	015	+017	1	
470	496	015	+026	1	
470	519	015	+049	1	
503	540	015	+037	1	
536	553	030	+017	1	
503	519	017	+016	1	

APPENDIX TABLE 4. (Continued)

1	2	3	4	5	6
Corrected size at release (L_t)	Size at recovery (L_t)	(Δt)	(ΔI)	Area of release	
Talla corregida de liberación (L_t)	Talla de recobro (L_t)	(Δt)	(ΔI)	Area de liberación	
503	505	018	+002	1	
536	559	022	+023	1	
536	529	016	-007	1	
536	502	018	-034	1	
536	541	018	+005	1	
503	495	018	-008	1	
536	556	019	+020	1	
470	521	019	+051	1	
536	559	023	+023	1	
503	559	022	+056	1	
503	503	019	0000	1	
503	550	019	+047	1	
503	558	019	+055	1	
503	545	019	+042	1	
503	508	016	+005	1	
570	532	026	-038	1	*
536	541	020	+005	1	
503	510	023	+007	1	
437	474	027	+037	1	
470	521	025	+051	1	
503	507	028	+004	1	
437	460	021	+023	1	
536	500	020	-036	1	
503	545	053	+042	1	
503	522	043	+019	1	
437	457	043	+020	1	
470	520	044	+050	1	
536	585	043	+049	1	
470	485	032	+015	1	
470	491	053	+021	1	
503	531	031	+028	1	
503	564	032	+061	1	
437	508	048	+071	1	
470	538	049	+068	1	
470	533	047	+063	1	
470	480	048	+010	1	
503	490	047	-013	1	
503	524	046	+021	1	
503	467	046	-036	1	*
437	446	048	+009	1	
503	507	048	+004	1	
470	499	048	+029	1	
437	464	047	+027	1	
503	523	053	+020	1	
503	510	032	+007	1	
503	535	034	+032	1	
470	536	032	+066	1	
503	517	036	+014	1	
470	547	036	+077	1	
503	546	054	+043	1	

APPENDIX TABLE 4. (Continued)

1	2	3	4	5	6
Corrected size at release (l_r)	Size at recovery (l_r)	(Δt)	(Δl)	Area of release	
Talla corregida de liberación (l_r)	Talla de recobro (l_r)	(Δt)	(Δl)	Área de liberación	
536	550	069	+014	1	
503	572	079	+069	1	
536	569	072	+033	1	
503	570	090	+067	1	
536	561	070	+025	1	
470	501	088	+031	1	
437	596	078	+159	1	*
536	559	069	+023	1	
503	509	070	+006	1	
470	542	082	+072	1	
437	509	082	+072	1	
503	548	067	+045	1	
536	635	103	+099	1	*
437	462	094	+025	1	
437	489	105	+052	1	
536	721	229	+185	1	*
503	527	015	+024	1	
503	522	015	+019	1	
536	546	030	+010	1	
536	506	015	-030	1	
470	520	014	+050	1	
503	504	015	+001	1	
503	493	015	-010	1	
536	584	015	+048	1	
536	533	016	-003	1	
536	493	012	-043	1	*
536	506	012	-030	1	
536	506	015	-030	1	
503	525	019	+022	1	
536	531	020	-005	1	
536	517	014	-019	1	
503	510	019	+007	1	
503	526	019	+023	1	
503	524	023	+021	1	
503	521	020	+018	1	
503	499	020	-004	1	
470	516	020	+046	1	
503	534	019	+031	1	
503	538	019	+035	1	
536	514	019	-022	1	
470	503	019	+033	1	
503	495	023	-008	1	
503	509	023	+006	1	
503	532	023	+029	1	
503	515	019	+012	1	
536	551	030	+015	1	
536	607	025	+071	1	
503	522	028	+019	1	
536	546	027	+010	1	
503	515	038	+012	1	

APPENDIX TABLE 4. (Continued)

1	2	3	4	5	6
Corrected size at release (<i>l</i>)	Size at recovery (<i>l</i>)	(Δt)	(Δl)	Area of release	
Talla corregida de liberación (<i>l</i>)	Talla de recobro (<i>l</i>)	(Δt)	(Δl)	Area de liberación	
470	490	040	+020	1	
503	538	057	+035	1	
503	547	054	+044	1	
503	552	035	+049	1	
470	519	060	+049	1	
503	550	049	+047	1	
536	539	038	+003	1	
503	560	037	+057	1	
503	544	038	+041	1	
503	533	056	+030	1	
503	557	052	+054	1	
470	494	052	+024	1	
536	557	049	+021	1	
570	599	041	+029	1	
470	519	052	+049	1	
503	538	050	+035	1	
503	499	033	-004	1	
470	479	036	+009	1	
470	506	036	+036	1	
503	542	038	+039	1	
503	498	047	-005	1	
503	519	033	+016	1	
503	526	033	+023	1	
503	519	033	+016	1	
503	539	033	+036	1	
503	507	034	+004	1	
503	529	034	+026	1	
470	490	050	+020	1	
503	525	052	+022	1	
503	537	050	+034	1	
503	509	050	+006	1	
470	483	052	+013	1	
503	528	040	+025	1	
503	509	043	+006	1	
503	524	046	+021	1	
503	550	055	+047	1	
503	546	053	+043	1	
503	544	054	+041	1	
503	510	036	+007	1	
536	534	055	-002	1	
503	528	055	+025	1	
470	527	052	+057	1	
503	532	051	+029	1	
503	543	051	+040	1	
503	555	052	+052	1	
470	532	052	+062	1	
503	517	054	+014	1	
503	531	055	+028	1	
503	573	058	+070	1	
536	573	059	+037	1	

APPENDIX TABLE 4. (Continued)

1	2	3	4	5	6
Corrected size at release (l_1)	Size at recovery (l_2)	(Δt)	(Δl)	Area of release	
Talla corregida de liberación (l_1)	Talla de recobro (l_2)	(Δt)	(Δl)	Area de liberación	
503	565	070	+062	1	
536	610	074	+074	1	
503	546	072	+043	1	
503	548	067	+045	1	
503	519	067	+016	1	
437	490	077	+053	1	
503	563	078	+060	1	
503	518	064	+015	1	
570	571	077	+001	1	
470	541	068	+071	1	
503	528	079	+025	1	
503	571	078	+068	1	
503	563	061	+060	1	
503	520	061	+017	1	
470	510	061	+040	1	
503	542	061	+039	1	
536	552	066	+016	1	
536	562	067	+026	1	
503	564	079	+061	1	
503	494	073	-009	1	
536	583	077	+047	1	
503	525	078	+022	1	
503	519	079	+016	1	
503	562	078	+059	1	
536	563	061	+027	1	
503	602	097	+099	1	*
503	580	104	+077	1	
503	589	099	+086	1	
536	590	091	+054	1	
503	572	101	+069	1	
536	592	100	+056	1	
503	584	110	+081	1	
536	585	110	+049	1	
536	639	091	+103	1	*
503	596	128	+093	1	
570	584	138	+014	1	
503	562	137	+059	1	
503	566	132	+063	1	
503	560	146	+057	1	
503	600	148	+097	1	
470	551	141	+081	1	
603	574	158	-029	1	*
470	600	212	+130	1	*
536	588	061	+052	1	
503	535	040	+032	2	
533	533	012	0000	2	
533	545	014	+012	2	
533	530	016	-003	2	
533	560	019	+027	2	
533	585	020	+052	2	

APPENDIX TABLE 4. (Continued)

1	2	3	4	5	6
Corrected size at release (I_1)	Size at recovery (I_2)	(Δt)	(ΔI)	Area of release	
Talla corregida de liberación (I_1)	Talla de recobro (I_2)	(Δt)	(ΔI)	Area de liberación	
533	552	021	+019	2	
533	510	031	-023	2	
533	570	081	+037	2	
534	575	108	+041	2	
570	593	042	+023	2	
623	620	012	-003	2	
623	645	014	+022	2	
583	603	015	+020	2	
570	531	042	-039	2	*
536	493	071	-043	2	*
550	494	093	-056	2	*
483	637	122	+154	2	*
503	518	174	+015	2	
536	657	235	+121	2	
536	496	471	-040	2	*
513	532	502	+019	2	*
503	520	014	+017	2	
530	542	025	+012	2	
503	540	013	+037	2	
503	510	024	+007	2	
470	463	056	-007	2	
503	510	056	+007	2	
503	525	052	+022	2	
470	479	043	+009	2	
536	542	059	+006	2	
503	493	089	-010	2	
503	531	112	+028	2	
530	545	106	+015	2	
530	520	163	-010	2	*
437	553	194	+116	2	
570	610	328	+040	2	*
536	679	368	+143	2	
636	635	012	-001	2	
496	531	014	+035	2	
536	531	018	-005	2	
570	570	021	0000	2	
496	502	027	+006	2	
603	627	015	+024	2	
503	515	013	+012	2	
496	592	016	+096	2	*
530	508	032	-022	2	
636	645	057	+009	2	
503	495	149	-008	2	*
503	525	030	+022	2	
503	520	029	+017	2	
503	522	030	+019	2	
503	501	018	-002	2	
503	495	026	-008	2	
503	544	029	+041	2	
503	533	037	+030	2	

APPENDIX TABLE 4. (Continued)

1	2	3	4	5	6
Corrected size at release (l_1)	Size at recovery (l_2)	(Δt)	(Δl)	Area of release	
Talla corregida de liberación (l_1)	Talla de recobro (l_2)	(Δt)	(Δl)	Area de liberación	
503	515	041	+012	2	
503	510	046	+007	2	
503	520	031	+017	2	
503	546	039	+043	2	
503	510	045	+007	2	
503	521	033	+018	2	
503	499	037	-004	2	
503	503	044	0000	2	
503	550	081	+047	2	
503	463	074	-040	2	*
503	531	099	+028	2	
503	505	137	+002	2	
503	531	142	+028	2	
503	568	158	+065	2	
503	519	151	+016	2	
503	615	191	+112	2	
503	565	209	+062	2	
503	610	181	+107	2	
503	626	183	+123	2	*
503	571	232	+068	2	
503	655	228	+152	2	*
503	547	230	+044	2	
503	570	242	+067	2	
437	499	140	+062	2	
470	470	033	0000	2	
437	493	011	+056	2	
536	535	028	-001	2	
437	457	054	+020	2	
503	580	270	+077	2	
499	470	012	-029	2	
530	620	058	+090	2	*
470	538	116	+068	2	
553	555	052	+002	2	
553	590	031	+037	2	
536	591	125	+055	2	
536	534	143	-002	2	
553	628	179	+075	2	
536	571	173	+035	2	
570	648	162	+078	2	
570	638	192	+068	2	
473	450	014	-023	2	
473	495	016	+022	2	
493	490	017	-003	2	
493	495	021	+002	2	
493	480	028	-013	2	
493	480	024	-013	2	
523	475	019	-048	2	*
493	500	026	+007	2	
493	495	027	+002	2	
493	520	023	+027	2	

APPENDIX TABLE 4. (Continued)

1	2	3	4	5	6
Corrected size at release (I_1)	Size at recovery (I_2)	(Δt)	(ΔI)	Area of release	
Talla corregida de liberación (I_1)	Talla de recobro (I_2)	(Δt)	(ΔI)	Area de liberación	
473	470	024	-003	2	
493	500	030	+007	2	
473	534	011	+061	2	
473	442	023	-031	2	
493	500	025	+007	2	
493	487	012	-006	2	
493	480	035	-013	2	
493	450	040	-043	2	*
493	547	060	+054	2	
493	500	038	+007	2	
473	500	048	+027	2	
470	475	046	+005	2	
493	475	043	-018	2	
493	480	060	-013	2	
516	475	051	-041	2	*
493	475	041	-018	2	*
493	450	051	-043	2	*
493	450	055	-043	2	*
473	477	056	+004	2	
493	500	060	+007	2	
493	500	060	+007	2	
493	475	060	-018	2	
493	490	055	-003	2	
473	485	083	-012	2	
493	480	065	-013	2	
536	554	099	+018	2	
493	505	110	+012	2	
493	508	110	+015	2	
473	544	120	+071	2	
493	465	127	-028	2	*
493	565	137	+072	2	
493	555	146	+062	2	
493	542	134	+049	2	
493	506	157	+013	2	
493	504	158	+011	2	
493	520	172	+027	2	
473	610	158	+137	2	*
493	580	185	+087	2	
493	572	207	+079	2	
536	567	206	+031	2	
470	575	231	+105	2	
536	612	292	+076	2	
520	502	162	-018	2	*
536	525	015	-011	2	
503	575	075	+072	2	
570	591	077	+021	2	
470	495	112	+025	2	
403	560	191	+157	2	*
503	516	012	-013	2	
536	580	018	+044	2	

APPENDIX TABLE 4. (Continued)

1	2	3	4	5	6
Corrected size at release (l_1)	Size at recovery (l_2)	(Δt)	(ΔI)	Area of release	
Talla corregida de liberación (l_1)	Talla de recobro (l_2)	(Δt)	(ΔI)	Area de liberación	
503	497	030	-006	2	
470	493	017	+023	2	
503	548	018	+045	2	
503	516	030	+013	2	
536	550	018	+014	2	
536	546	018	+010	2	
503	520	021	+017	2	
503	542	030	+039	2	
503	523	026	+020	2	
503	572	030	+069	2	
536	596	026	+060	2	
536	532	025	-004	2	
536	551	030	+015	2	
503	515	030	+012	2	
503	522	024	+019	2	
503	552	056	+049	2	
536	557	047	+021	2	
503	524	046	+021	2	
503	538	031	+035	2	
570	575	033	+005	2	
503	518	037	+015	2	
503	534	051	+031	2	
503	588	058	+085	2	*
503	548	031	+045	2	
503	560	037	+057	2	
503	525	062	+022	2	
536	596	097	+060	2	
503	581	097	+078	2	
536	612	103	+076	2	
536	641	111	+105	2	*
536	570	123	+034	2	
503	549	139	+046	2	
503	601	147	+098	2	
503	647	196	+144	2	*
503	629	218	+126	2	
503	480	012	-023	2	
503	498	012	-005	2	
536	535	013	-001	2	
536	587	013	+051	2	
536	520	014	-016	2	
503	492	018	-011	2	
536	676	163	+140	2	*
470	574	208	+104	2	

APPENDIX TABLE 5. Size at release (l_1), size at recovery (l_2), time at liberty (Δt) and growth increment (Δl), for 481 observations of skipjack tuna from the eastern Pacific Ocean which are averaged by ranking by size within 10-day intervals of time at liberty. Measurements are in millimeters and days. Values shown are means where n is the number of observations in each mean.

TABLA DEL APENDICE 5. Talla de liberación (l_1), talla de recobro (l_2), tiempo en libertad (Δt) e incremento del crecimiento (Δl), de 481 observaciones de barriletes en el Océano Pacífico oriental, las cuales fueron promediadas mediante la clasificación de tallas en los 10 días de intervalo del tiempo en libertad. Las medidas se dan en milímetros y en días. Los valores indicados son las medias, donde n es el número de observaciones en cada media.

n	l_1	l_2	Δt	Δl	n	l_1	l_2	Δt	Δl
5	437	468	15	+31	6	524	579	104	+55
24	475	496	15	+21	4	482	512	112	+30
85	517	526	16	+9	3	514	567	111	+53
5	573	589	14	+16	1	574	642	110	+68
9	615	642	15	+27	1	603	626	117	+23
2	437	467	24	+30	1	473	544	120	+71
12	486	493	24	+7	3	525	586	125	+61
37	519	537	24	+18	2	493	554	136	+61
2	570	584	24	+14	4	503	546	136	+43
1	603	633	29	+30	2	572	612	138	+40
10	478	497	34	+19	1	437	499	140	+62
41	508	530	33	+22	2	482	553	144	+71
2	562	582	32	+20	5	510	565	145	+55
4	437	469	46	+32	2	493	505	158	+12
11	474	497	45	+23	2	503	544	154	+41
19	510	526	45	+16	1	570	648	162	+78
2	570	596	42	+26	1	493	520	172	+27
1	437	457	54	+20	2	520	544	174	+24
10	473	497	53	+24	1	553	628	179	+75
29	506	539	54	+33	1	493	580	185	+87
1	553	555	52	+2	1	503	610	181	+107
2	620	658	57	+38	1	437	553	194	+116
9	485	506	62	+21	1	503	615	191	+112
15	516	545	64	+29	1	570	638	192	+68
1	437	490	77	+53	2	482	573	208	+91
17	511	554	75	+43	2	520	566	208	+46
2	570	581	77	+11	1	503	629	218	+126
1	437	509	82	+72	1	470	575	231	+105
3	471	509	84	+38	3	514	592	232	+78
3	513	538	84	+25	1	503	570	242	+67
1	437	462	94	+25	1	503	580	270	+77
8	520	573	96	+53	1	536	612	292	+76
1	562	612	93	+50	1	536	679	368	+143
1	437	489	105	+52					

