

INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION
COMISION INTERAMERICANA DEL ATUN TROPICAL

Bulletin — Boletín

Vol. VI, No. 1

**YEAR CLASS ABUNDANCE, MORTALITY
AND YIELD-PER-RECRUIT OF YELLOWFIN TUNA
IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN, 1954-1959**

**ABUNDANCIA DE LAS CLASES ANUALES, MORTALIDAD Y
RENDIMIENTO POR RECLUTA DEL ATUN ALETA AMARILLA
EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL, 1954-1959**

by — por

RICHARD C. HENNEMUTH

La Jolla, California

1961

CONTENTS — INDICE
ENGLISH VERSION — VERSION EN INGLES

	Page
INTRODUCTION.....	3
ACKNOWLEDGEMENT.....	4
DEFINITION OF STOCKS.....	4
FISHING GEAR.....	4
BASIC DATA.....	5
Growth rate and age composition of catch.....	5
Catch and effort data.....	5
INDICES OF ABUNDANCE.....	6
Population abundance.....	6
Abundance of year classes.....	6
Errors of estimate.....	7
TOTAL ANNUAL MORTALITY RATE.....	7
Method.....	7
Results.....	8
Northern Region (Areas 01-04, 08).....	8
Central Region (Area 05).....	10
X-series.....	10
Y-series.....	11
Comparison of these series.....	11
Southern Region (Areas 06, 07, 13 and 14).....	12
Regional comparisons.....	12
NATURAL AND FISHING MORTALITY COEFFICIENTS.....	13
YIELD-PER-RECRUIT.....	14
FIGURES — FIGURAS.....	17
TABLES — TABLAS.....	23

SPANISH VERSION — VERSION EN ESPAÑOL

	Página
INTRODUCCION.....	33
RECONOCIMIENTO.....	34
DEFINICION DE LOS STOCKS.....	34
SISTEMAS DE PESCA.....	35
DATOS BASICOS.....	35
Tasas de crecimiento y composición de edades de la pesca.....	35
Datos de la pesca y del esfuerzo.....	36
INDICES DE ABUNDANCIA.....	36
Abundancia de la población.....	36
Abundancia de las clases anuales.....	37
Errores en la estimación.....	38
TASA TOTAL DE MORTALIDAD ANUAL.....	38
Método.....	38
Resultados.....	39
Región Norte (Areas 01-04 y 08).....	39
Región Central (Area 05).....	41
Serie X.....	42
Serie Y.....	42
Comparación de estas series.....	43
Región Sur (Areas 06, 07, 13 y 14).....	43
Comparaciones regionales.....	44
COEFICIENTES DE LA MORTALIDAD NATURAL Y DE LA MORTALIDAD POR LA PESCA.....	44
RENDIMIENTO POR RECLUTA.....	45
LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA.....	50

**YEAR CLASS ABUNDANCE, MORTALITY,
AND YIELD-PER-RECRUIT OF YELLOWFIN TUNA
IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN, 1954-1959**

by

Richard C. Hennemuth*

INTRODUCTION

One primary duty of the Inter-American Tropical Tuna Commission is to estimate the maximum sustainable catches of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*), and to investigate and recommend proposals to maintain the stocks at levels which will permit these catches to be obtained. To do this, there is required some means of predicting yields relative to fishing intensity.

The kinds and amount of information needed completely to determine the relationship between yield and effort are succinctly outlined by Schaefer (1956, Fig. 1). The complexity of the interrelationships of the various factors involved (e.g. physical environment and biological aspects) makes a complete solution rather beyond our present capabilities. However, several relatively simple, but practically useful, equations, relating yield to fishing intensity and to some basic biological properties of fish populations have been formulated in recent years.

Schaefer (1957) has developed a model relating equilibrium catch to fishing intensity, and requiring as input only the statistics of total catch and catch-per-unit-of-effort. Estimates of maximum equilibrium catch, the corresponding level of fishing intensity, and the constant of proportionality relating intensity to the coefficient of fishing mortality are derived from this model. In applying this model to the yellowfin tuna fishery, Schaefer found that levels of effort in some recent years had approached that corresponding to the maximum sustainable catch.

The use of more explicit models, relating yield and yield-per-recruit to fishing rate and vital statistics of the population, is desirable and necessary. These models enable one to predict, albeit under rather idealized circumstances, the expected yield for varying levels of fishing mortality, and also in relation to size selectivity of the fishery. For the estimation of yield-per-recruit, the model requires information about growth rate, age composition of catch and natural mortality rate. For estimation of

* Present address: U. S. Bureau of Commercial Fisheries, Biological Laboratory, Woods Hole, Mass.

total yield, the model requires, in addition, information about recruitment as a function of population size and composition.

The age composition of catch, and growth rate of yellowfin tuna for recent years have now been estimated (Hennemuth, 1961). In this paper, relative abundance at age of yellowfin tuna shall be estimated and used, in turn, to estimate total mortality rate. Yield-per-recruit calculations, based on Beverton and Holt's (1957) simple equation, will be presented to compare present utilization with theoretical maxima under varying levels of fishing mortality and different ages at first capture.

ACKNOWLEDGEMENT

Many of the calculations involved in obtaining the mean weights, and numbers of fish per standard day's fishing (Tables 1 and 2), as well as the calculations of yield-per-recruit employing the Beverton-Holt equation, were made on the IBM 709 digital computer of the Western Data Processing Center at the University of California, Los Angeles. The use of this computer and the assistance of the programming and operating staffs of the Center is most gratefully acknowledged.

DEFINITION OF STOCKS

According to available evidence, the Eastern Pacific yellowfin tuna stocks form an autonomous population, which is well defined geographically by the areas of catch. The subpopulation structure has been investigated by morphometry (Broadhead, 1959), size-composition studies (Hennemuth, 1961) and tagging studies (Schaefer, Chatwin and Broadhead, 1961). Definitive results were not obtained from the morphometric studies. The size-composition data indicate only that the northern region (north of about 15°N latitude) may contain fish of different origin than the region to the south; however, considerable mixing may occur at times. Recoveries of tagged fish indicate that some mixing throughout much of the range of the fishery does occur.

Growth rate, and mortality rate (as will be demonstrated subsequently) are similar throughout the range of the fishery. Thus, while the expected yields calculated herein are taken as representative of the fishery as a whole, they would not necessarily be invalidated if the stocks should be composed of smaller semi-independent geographical contingents.

FISHING GEAR

During the years under study, the major part of the fishing fleet was the live-bait vessels. In certain fishing areas, however, purse-seiners were active and contributed substantially to the catch. At the present time, the fleet is changing to one predominated by purse-seiners. The data have, therefore, been collected and analyzed separately for these two types of gear to allow comparison of results.

BASIC DATA

Growth rate and age composition of catch

The Commission has been collecting length-frequency samples of the commercial catch of yellowfin tuna at major ports of landing since late 1954. Samples were collected from each month's catch within the several sampling areas subdividing the fishing grounds (Hennemuth, 1957). Analysis of these data to depict the size composition of catch, to identify and follow year classes of fish through their fishable life span, and to estimate age and growth rate has been published (Hennemuth, 1961). The study demonstrated that the monthly length-frequency distributions of catch were composed of distinct size groups of fish, which, in most cases, represented age groups. Furthermore, age groups of a particular year class could be traced through successive months and years in which they made a significant contribution to the fishery, a period of about three years.

For the present study, the monthly size-composition data were combined by quarters of the year to facilitate analysis, and to conform to the catch-effort data (presented below). Quarterly percentage length frequencies were estimated by averaging the monthly percentage frequencies; each month within the quarter being given equal weight.

The quarterly mean weight per fish, \bar{w} , (in pounds) was estimated as:

$$\bar{w} = \frac{\sum_{i=1}^n f_i \bar{w}_i}{\sum_{i=1}^n f_i}, \text{ where}$$

f_i = frequency of fish in the i^{th} class interval (2 cm. intervals),

\bar{w}_i = mean weight of fish in the i^{th} class interval, and

n = the number of intervals encompassing the quarter's data.

To estimate \bar{w}_i , the mid-point of the logarithmic length class intervals was substituted in the estimated length-weight relationship of yellowfin tuna (Chatwin, 1959). The estimated mean weights are listed in Table 1.

Catch and effort data

The methods of collection and analysis of catch statistics, and the distribution of catch and effort for the Eastern Pacific tuna fisheries, are described in Shimada and Schaefer (1956) and Shimada (1958). In few fisheries are such statistics as complete and well documented. The catch and effort data used in this paper are taken from the logbook records of the individual tuna boats. These data are logged at sea on a daily basis. Such records include about 80 per cent of the total Eastern Pacific landings for the years under study. A comparison of hailed weights, (i.e. those estimated by the fishermen at the time of catch and recorded in the logbooks) with actual weighouts at the time of landing has proven the fishermen to be very good estimators of weight of catch.

The effective effort of a boat is expressed in units (standard days' fish-

ing or SDF) relative to that of a standard size class of vessel (201-300 tons capacity for baitboats and 101-200 tons capacity for seiners) fishing in the same area at the same time (actually, within the same quarter of the year and five-degree longitude by five-degree latitude area).

For this study, the average catch-per-unit-effort for each quarter within sampling areas is calculated as the ratio of the total logged catch to the total number of standard days' fishing corresponding thereto. The calculated catch-per-unit-effort, C , (in pounds), and the SDF logged for each area and quarter are listed in Table 1.

INDICES OF ABUNDANCE

Population abundance

The catch-per-standard-day's-fishing is utilized as a relative measure of population abundance. Its validity as such a measure depends on the assumption that the availability of fish to the fishing gear is constant (at least beyond the age of full recruitment). In other words, each application of a unit of effort takes a constant proportion of stock. Actually, of course, small variations in availability may be expected and are not invalidating, provided they tend to be random.

Changes in availability associated with spatial and temporal distribution of fishing effort have been minimized by analyzing data within each of the several sampling areas outlined by Hennemuth (1961). Factors of the physical environment and characteristics of the fish stock which might influence availability may be expected to be more homogeneous within these areas than over the fishing grounds as a whole. Furthermore, any changes in availability from area to area are not being compounded by differential distributions in fishing effort which have occurred from time to time.

The abundance, in numbers of fish, was estimated, for each type of gear, by dividing the catch-per-SDF by the mean weight per fish. The resulting index, N , is listed by gear, quarters, and areas in Table 1.

Abundance of year classes

Within the monthly length-frequency distributions, age groups of successive year classes were, in most cases, separated by several intervals in which the frequency of fish was nil or very low. There was, in these cases, no difficulty in estimating the percentage area under the curve representing the component age groups. In cases where overlaps occurred, two age groups were separated at the interval of lowest frequency between them. The percentage area under the quarterly length-frequency distribution representing a year class was estimated by averaging the percentage areas under the monthly distributions corresponding to the same year class.

The average numbers of fish of each year class in successive quarters were estimated by multiplying the percentage area under the quarterly length-frequency distribution by the corresponding quarterly abundance index, N . The average numbers of fish at age (in quarters), N_t , are listed in Table 2 by gear, area and year class.*

Roman numerals in Table 2 refer to age (in years); the quarter of catch opposite the age is the quarter of the year in which the average fish reached that age.

Errors of estimate

No expression for estimating the variation of N_t has, as yet, been formulated. Errors in estimating age composition of catch, effort, and mean weight of fish are all compounded in the final estimate, N_t . The error of estimate in this statistic may, therefore, be relatively large. In subsequent sections, however, only the $\ln N_t$ as a function of time will be employed to estimate mortality rate. The relative magnitude of variation will be reduced thereby, and the estimate of the variation in $\ln N_t$ on t will at least allow us some measure of how all the above sources of variation compound to affect our estimate of mortality. While this must suffice for the present study, the author realizes that investigation of the exact distribution of these errors should be undertaken.

TOTAL ANNUAL MORTALITY RATE

Method

Assuming that the survival rate, s , is constant with respect to time, the number of fish of a year class surviving to any time t may be expressed as

$$N_t = sN_{t-1} = s^t N_0, \text{ where}$$

t = coded age, and

N_0 = numbers in initial, fully-recruited age group of the year class.

A logarithmic transformation results in the linear relationship,

$$\ln N_t = \ln N_0 + t \ln s.$$

Where t is a quarterly time division, an estimate of the quarterly total survival rate, s_q , is obtained. Since

$$\begin{aligned} s_q &= e^{-Z/4}, \\ \ln s_q &= -Z/4, \text{ and} \\ \ln N_t &= \ln N_0 - \frac{Z}{4} t, \text{ where} \end{aligned}$$

Z = the instantaneous total annual mortality coefficient.

* Year class refers to year of birth, which is one year earlier than year of first entry into the commercial catch which was used to designate year classes in Hennemuth (1961). For example, in Table 2 year class 1953 in Area 01 corresponds to year class X54 of Hennemuth (1961).

The least squares estimate of the slope of the line (through points from the initial point $t = 0$)

$$-b = -\frac{Z}{4}, \text{ and} \\ Z = 4b.$$

It would have been better, perhaps, to have used analytical regression estimates of b , which do not require the assumption of no error in t . This procedure is not feasible, however, with the few observations available for most year classes. Also the error in age is probably relatively small compared to that of $\ln N_t$, so that the least squares estimation is satisfactory.

The variance of b was computed in the usual manner, thus

$$VAR(b) = S^2_{y.x} / \sum x^2.$$

Since $Z = 4b$

$$VAR(Z) = 16 VAR(b)$$

Upper and lower 95 per cent confidence limits on Z , l_1 and l_2 , were computed as

$$Z \pm \sqrt{VAR(Z)} t_0,$$

where t_0 was taken from Students' distribution.

The corresponding annual survival rate, s , is calculated from

$$s = e^{-Z}.$$

Confidence limits on s , m_1 and m_2 , were computed as $m_1 = e^{-l_2}$, $m_2 = e^{-l_1}$. The limits on s are not exact, but are offered as approximate measures of the confidence in estimated survival rate.

Notation of the regression statistics and analyses of covariance follow that of Snedecor (1956, Chapter 13).

Results

Results of the analysis will be presented under regional headings. This is desirable because of the distribution of data; the most numerous data being from Areas 01-04, the northern fishing grounds. Furthermore, if there is found to be any autonomy of stocks, the distribution pattern is likely to have some resemblance to these general divisions.

This paper is primarily concerned with estimates of the regression coefficient from which values of Z are derived. Comparative abundance of year classes will be given only brief consideration.

Northern Region (Areas 01-04, 08)

Plots of $\ln N_t$ against t for year classes 1953-1956 within Areas 01-04 are presented in Figure 1. These include only those data derived from catches of baitboats. The data from Area 08 are insufficient for separate analysis, but the few observations are included in the pooled results.

The maximum abundance occurs rather consistently in one of the two quarters prior to that in which Age II is reached. The recruitment to the fishery, (as opposed to recruitment to the fishing grounds as discussed later) is rather fast, and is probably essentially complete at the quarter of maximum, but surely by Age II, which was chosen as the initial age for computation and coded as $t = 0$.

Regression statistics for those year classes for which three or more observations are available from Age II onward are tabulated in Table 3. The one or two observations for the other year classes indicated in the table are included in the total and common regressions.

The data are actually classified by two factors, year class and area. Many of these cells have no data, however, and among those that do there is a rather great disparity of numbers of observations. Under such circumstances a factorial analysis of variance would be impractical. We have, therefore, estimated variation both among year classes within areas (listed in Table 3), and among areas within year classes.

The variation among regression coefficients is not significant in either case; the two estimates being nearly identical (Table 4). The magnitude of the deviations of the slopes of individual year classes is large, but this is not surprising in view of the small number of degrees of freedom upon which the estimates are based.

The same data indicate rather larger variability among estimates of adjusted mean abundance. The pooled estimates of this variability among year classes within areas, and among areas within year classes, are both significant (Table 4). Abundance of successive year classes 1953-1956 has not been uniform, and a differential abundance of the same year class in the various areas is indicated. The 1955 year class seems especially to be at a lower level of abundance, particularly in Area 01. A closer examination of this aspect will be more worthwhile when a longer series of data is available.

The differences in abundance are important here, because under such circumstances the best estimate of slope is that obtained from the *common* regression rather than the *total* regression. The estimate of Z derived from the pooled common regression is 1.68 (Table 3).

Plots of logarithms of number of fish against age as estimated from purse-seine catches are presented in Figure 2 for the several areas and year classes. Maximum abundance occurs at about Age II, (perhaps a quarter later than in the catch curves derived from baitboats). This was again selected as the initial age for computation, and coded as $t = 0$.

Statistics of the regression are listed in Table 3. Analysis of covariance indicates no significant differences in regression coefficients or adjusted mean abundance among year classes within areas. The pooled com-

mon regression coefficient provides an estimate of $Z = 1.72$ (Table 3).

The regression coefficients estimated from the baitboat catches and the purse-seine catches are not significantly different. It is, therefore, possible to combine all data from the Northern Region to estimate the mortality rate. The overall pooled estimate of Z for the Northern Region, combining data from both purse-seine and baitboat catches and using the common regression line, is 1.69. The estimates of total mortality coefficient, corresponding survival rates, and confidence limits are summarized in Table 5.

The $\ln N_t$ were averaged over all areas and year classes within each quarter for each type of gear. Examination of the plot of the average $\ln N_t$ in both baitboat and purse-seine catches at successive ages (Figure 3) indicates no observable departure from linearity, confirming to some extent the assumption of constant survival. The peculiar shape of the average catch curve for purse-seiners is caused by the distribution of individual points (see Figure 2). Even a strictly linear relationship cannot be interpreted as necessarily inferring constant survival because of the possibility of fortuitous balancing of opposing trends. However, one of these trends, change in rate of fishing (another would be change in natural mortality with age), has not been evident in the present domain of time, and the apparent linearity is, therefore, somewhat more meaningful.

Abundance at ages below Age II relative to abundance at ages above Age II is lower for purse-seiners than for baitboats, indicating, perhaps, some differential size selectivity or availability between the two types of gear.

Central Region (Area 05).

The analysis of data of size composition of catch revealed the existence, in some areas, of two series of size groups entering the catch each year (see Hennemuth, 1961). In the Northern Region, one of the two components was a minor, sporadic constituent of the catch, and did not provide sufficient observations for estimation of abundance and mortality. In Area 05, however, the two components seemed to contribute about equal amounts to the catch, although one could be traced through the fishery for a longer period of time. The series of age groups entering the catch in mid-year, and corresponding to the predominant component to the north, was labeled the X-series. The series entering near the end or beginning of the year was called the Y-series. Both of these components are analyzed in this region.

X-series

Plots of $\ln N_t$ against age for the X-series for the 1954, 1955 and 1957 year classes may be examined in Figure 4. The ages were assigned to correspond to the Northern Region, since the time-size orientation was similar.

The maximum abundance occurs about midway between Ages I and II. Recruitment to the fishery was assumed to be complete by the quarter prior to Age II, and this quarter was coded as $t = 0$, the initial point for calculations.

Linear regression statistics are given in Table 3. Analysis of covariance yields no evidence of significant differences among the regressions of the individual year classes. The average values (Figure 4, lower panel) indicate no departure from linearity beyond the age of full recruitment. The slope common to the four year classes, $b = -0.591$, provides an estimate of $Z = 2.36$.

Y-series

The plots of abundance at age for the Y-series for year classes 1954-57 are found in the middle panel of Figure 4. The maximum of the catch curve occurs about Age I, and the quarter following was assumed to be the age of full recruitment, and coded as $t = 0$. The assignment of age for this series was somewhat more arbitrary than in previous analysis.* Since the size groups of the X and Y series in the catch were displaced about six months, the year classes of Y-series lagging six months behind those of the X-series, the age was lagged accordingly.

Regression statistics for the Y-series year classes are presented in Table 3. Differences in regression coefficients were not significant, but differences in adjusted mean abundance were significant. The estimated regression coefficient common to all year classes was -0.441 , corresponding to $Z = 1.76$.

Comparison of these series

Estimates of mortality rate from the two series of data are not significantly different, and the pooled common value of $Z = 2.08$ is taken as the best estimate for the Central Region. The estimates of mortality and confidence limits are found in Table 5.

The displacement of the abundance curves of the two series (Figure 4, bottom panel) deserves some comment. The maximum abundance of the Y-series occurs at an earlier age, about six months, than the X-series. The age scales (relative to one another), could, of course, be incorrect; but, if this were true, fish of the Y-series would have to be of substantially smaller size than those of the X-series, at the same ages. I doubt that this could be true. A more realistic explanation, indicated by the size-composition studies, is that the Y-series age groups first become susceptible to capture during the time of year when fishing intensity is greatest, the first quarter

* The reader is, no doubt, aware that the assignment of absolute age values has no effect on the estimates of mortality rate, since the origin of abscissae is merely translated one way or the other.

of the calendar year (see Table 1), and are fully exploited at an initially smaller size, hence younger age, than the X-series.

Southern Region (Areas 06, 07, 13 and 14)

A graph of the data on abundance at age from the southern areas, is presented in Figure 5. Data from baitboat catches only are utilized. Maximum abundance in this region occurs in the quarter following that in which Age I is attained. The initial age for calculation of mortality was chosen as the quarter prior to that in which Age II is reached, and coded as $t = 0$.

Regression statistics for individual year classes in Area 06 are presented in Table 3. The other areas have, at most, two observations for any particular year class so that separate regression estimates are not feasible therein. This also means that an estimate of the common regression is available only for Area 06. Since it seems desirable to include data from all areas, and the degrees of freedom would be considerably increased thereby, the *total* pooled regression has been used in this region for estimating mortality rate.

In previous analyses, the *total* regression coefficient was usually numerically greater than the *common*. In Area 06, the reverse is true, although there is no significant difference in adjusted mean abundance. Note, too, that the total regression coefficient for Area 06 is not much different than that of the pooled, regional total. At any rate, while the total and common estimates are usually not comparable, the limited data available for the Southern Region do not suggest that the use of the *total* regression for this area will result in any great discrepancy, when compared to other regions.

Total mortality coefficient is estimated as $Z = 1.78$. A summary of the estimates and confidence limits are presented in Table 5.

Regional comparisons

The estimated total mortality coefficients for the Northern and Southern Regions are very similar. That of the Central Region X-series is somewhat higher. Analysis of covariance indicates that differences are not significant, however.

A single estimate may, therefore, be used for the entire fishing region. Pooling the common regression sum of squares and cross products for the Northern and Central Regions with the total regression sum of squares and cross products of the Southern Region, a value of $Z = 1.72$ is obtained. The corresponding total survival rate, $s = 0.18$. Confidence limits are given in Table 5.

In Figure 6, there are portrayed smoothed average catch curves for the two types of gear in the Northern Region, and similar curves for bait-

boats only for the two series in the Central Region, and for the Southern Region. The displacement of the Central Region's Y-series curve and the curve derived from purse-seine catches in the Northern Region are rather apparent. Explanation of these differences has been offered in previous sections. The remaining three curves, representing the three different regions are nearly coincident. The similarity of slope of the descending right limbs of all catch curves is rather remarkable in view of the variable nature of the data upon which the estimates are based.

NATURAL AND FISHING MORTALITY COEFFICIENTS

There are several methods available by which, theoretically, an estimate of natural mortality can be obtained from the relationship of total mortality to fishing effort. Either a rather large range of effort levels, or at least two periods of sustained effort levels which are quite different are required for such methods. The present data do not offer a sufficient range of effort level. The separation of Z into its constituent fishing (F) and natural (M) mortality coefficients is not possible, therefore, by these methods.

Schaefer's model, utilizing only catch and effort data, provides an estimate of q (k_2 of Schaefer), the constant of proportionality relating fishing intensity (SDF) to the fishing mortality coefficient. In applying this model to the yellowfin tuna fishery, Schaefer estimated that $q = .38 \times 10^{-4}$, and at a level of effort obtaining in recent years (25,000 SDF), $F = 0.95$. The natural mortality coefficient, M , may be estimated by subtraction. We have, therefore, as the most likely estimate of mortality

$$Z = 1.72, \quad F = 0.95, \quad M = 0.77.$$

It is impossible, under the circumstances, to determine precise limits within which F or M may be expected to lie (provided, of course, there is some true single value).

We have estimated the variance of Z and computed 95 per cent confidence limits of 1.60 to 1.85. It seems quite reasonable to assume that the variation of F or M is no greater than that of Z . The limits on M , if its variation was the same as Z , would be 0.64 to 0.90; and on F , 0.82 to 1.08.

Regarding the estimate of fishing mortality, Schaefer concludes that over the range of values of q corresponding to F values of about 0.7 to 1.2 (at 25,000 SDF) there is no significant change in the variation of observed catches (adjusted to equilibrium catch) about the line of equilibrium catch.

Obviously, more refined estimation is needed. In the next section we shall use a somewhat pragmatic approach, however, to examine the effects on yield-per-recruit of a range of values of M . The discussion above leads us to choose 0.60 and 1.00 for extreme possible values of M .

YIELD-PER-RECRUIT

We shall now consider the effects on yellowfin tuna catches of modifying the selectivity of the fishery with respect to size of fish caught. The annual catch depends, *inter alia*, on the number of recruits to the fishery, but this information is not presently obtainable for the yellowfin fishery. We shall circumvent this problem by considering the catch on the basis of yield-per-recruit to the stock.

Many different procedures have been developed to calculate this yield, being analogous in principle, but varying with respect to the data required and assumptions about the populations. An equation formulated by Beverton and Holt (1957) appears most suitable to our fishery and available data.

This equation contains parameters representing growth rate, mortality rate, age of recruitment, and age beyond which the fish make no contribution to the catch. It applies to a fishery based on a stock which has a constant natural mortality rate (which specifically implies that it is independent of both age and stock density), and in which the fish follow an invariable growth pattern conforming to the von Bertalanffy growth curve. The observed growth pattern conforms rather well to the von Bertalanffy growth curve, and the assumption of constant natural mortality is not demonstrably violated.

Yield-per-recruit curves will correspond also to total yield curves *only* if recruitment is independent of stock density. Density-independent recruitment is extremely doubtful, however. The yield-per-recruit curves should *not*, therefore, be interpreted as total yield curves.

According to Beverton and Holt's formulation (with some slight changes in notation), the yield (in pounds) per recruit,

$$Y(w)/R = Fe^{-M(t_c-t_r)} W_\infty \sum_{n=0}^3 \left[C_n e^{-nk(t_c-t_0)} \right] \left[1 - e^{-(F+M+nk)(t_m-t_c)} \right] / \left[F+M+nk \right],$$

where

- F = instantaneous fishing mortality rate (fishing mortality coefficient)
- M = instantaneous natural mortality rate (natural mortality coefficient)
- W_∞ = asymptotic weight (from Bertalanffy equation)
- k = instantaneous growth rate (from Bertalanffy equation)
- c = numerical coefficient of terms resulting from expansion of cubic equation (Bertalanffy) representing weight at age
- t_0 = apparent age at apparent zero length or weight (from Bertalanffy equation)
- t_r = average age of recruitment to fishing grounds
- t_c = average age at first entry to fishery (or age at which fish become vulnerable to gear)
- t_m = age at which contribution to catch ceases

The model stipulates that a given, constant number of recruits become fully vulnerable to capture at age t_c , are subject to mortality M from age t_r to t_c , and are subject to mortality $F+M$ from age t_c to t_m . The integrated product of weight of the fish surviving to age t and the rate of fishing over the fishable life span is the expected yield from these recruits, and this divided by the number of recruits, R , is the yield-per-recruit.

The parameters of the growth curve were estimated by Hennemuth (1961); $W_\infty = 218$ lbs., $k = 0.60$, $t_0 = 0.85$ years. A single value of t_r infers, of course, "knife edge" entry to the fishing grounds, and it is assumed to be equal to t_c , at its present value. The size at first capture is presently controlled (in California) by a minimum limit of 55 cm. or 7.5 lbs. A year class becomes fully available at about 1.5 years of age. Again, the approximation of "knife edge" availability was used, and the initial, base value of $t_c = 1.5$ years was chosen to approximate the age at entry. Very few fish are present in the catch at or beyond the maximum age, t_m , of four years.

F and t_c are treated as variables; calculations were made for a range of F from 0 to 2.5 and a range of t_c from 1.5 to 3.5. Thus, for a given value of M , we have a two-dimensional array of yield-per-recruit, as a function of F and t_c . By contouring this array respecting equal yield-per-recruit, a yield-isopleth diagram is formed which displays rather clearly the trends of yield-per-recruit corresponding to changes in minimum size of capture and fishing mortality. Yield-per-recruit has been computed for a range of values of M within the limits set previously. Yield-isopleths for the upper and lower levels of this range of M , 0.60 and 1.00, together with those at the estimated value of 0.80 are presented in Figures 7, 8, and 9. The dots indicate the values of F and t_c for which yields were actually computed. The open circles represent interpolated values at two-pound intervals through which the contours were drawn. The dashed lines are the loci of the entering age at which would be obtained the maximum yield at any given value of fishing mortality.

The diagram for $M = 0.80$, the most likely value, illustrates that yield-per-recruit, at values of F above about 1.3, may be increased only by an increase in the minimum age at entry. The absolute possible maximum cannot much exceed 24 pounds, at very high fishing intensity, and age of entry of about 2.5 years.

The estimated yield-per-recruit with $M = 0.60$, the lowest probable value, is generally higher than that above for given values of average age of entry and fishing rate, as would be expected. Maximum yields for given fishing rates are obtained at greater average ages of entry than in the example above. The absolute maximum yield-per-recruit of about 32 pounds occurs at an entering age of about 2.7 years.

The yield-per-recruit at the highest possible level of natural mortality,

$M = 1.00$, is somewhat lower than that with $M = 0.80$, for given fishing rates and ages of entry, again as expected. The locus of maximum yields is noticeably more gradual in slope than in previous examples. An absolute maximum yield of about 19 pounds is predicted at an entering age of about 2-1/3 years.

The points that are emphasized by the yield-per-recruit isopleths are (1) at any reasonable level of M , the predicted maximum yield-per-recruit is obtained at entering ages substantially above that presently in effect, for all, except the very low, values of fishing rate, and (2) an increase in fishing rate much above the present value would not, apparently, increase the yield-per-recruit unless there were a concomittant increase in minimum size.

The relation between yield-per-recruit and age at first capture at fishing intensities near the present value, is more clearly illustrated in Figure 10, where predicted yields-per-recruit over the range of minimum ages are plotted for the three levels of natural mortality. For each value of M there is also plotted the yield-per-recruit at three levels of fishing mortality (0.80, 0.95, 1.10), the range of which was previously selected to bracket the probable average value obtained in recent years.

The yield (at $M = 0.80$, $F = 0.95$, $t_c = 1.5$ years) is estimated to be about 16.7 pounds per recruit, and is not much different at the higher or lower fishing mortalities. The maximum yield of about 19 pounds, which could vary from 18.5 to 20.5 lbs., depending on exact fishing rate, is predicted at an entering age slightly in excess of two years, or 28 lbs. Thus, a 16 per cent increase in yield is indicated for a six-month delay in first capture.

If the natural mortality rate were in fact substantially lower (0.6), the maximum yield occurs at the entering age of 2½ years, or 55 lbs., and would be 25 per cent higher than at present. Calculations for the other extreme, $M = 1.0$, indicate the maximum yield would be attained with an entering age slightly less than 2 years (28 lbs.), with an expected increase in yield-per-recruit of about 10 per cent. The expected gain would drop about 7 per cent if the fishing rate was actually on the lower side.

The above prediction could well be modified by applying more realistic models, particularly as regards density-dependent processes. Schaefer's model, for example, includes a linear, density-dependent factor, and comparisons of the yields predicted from both models are in process. This may provide some inference about the relationship of stock and recruitment. While it is premature to report in detail on these studies, it is desirable to note that the Beverton-Holt model (with $M = 0.8$, $t_c = 1.5$) and Schaefer's model predict very similar yields near the value of F (about 1.3) at which the maximum yields occur.

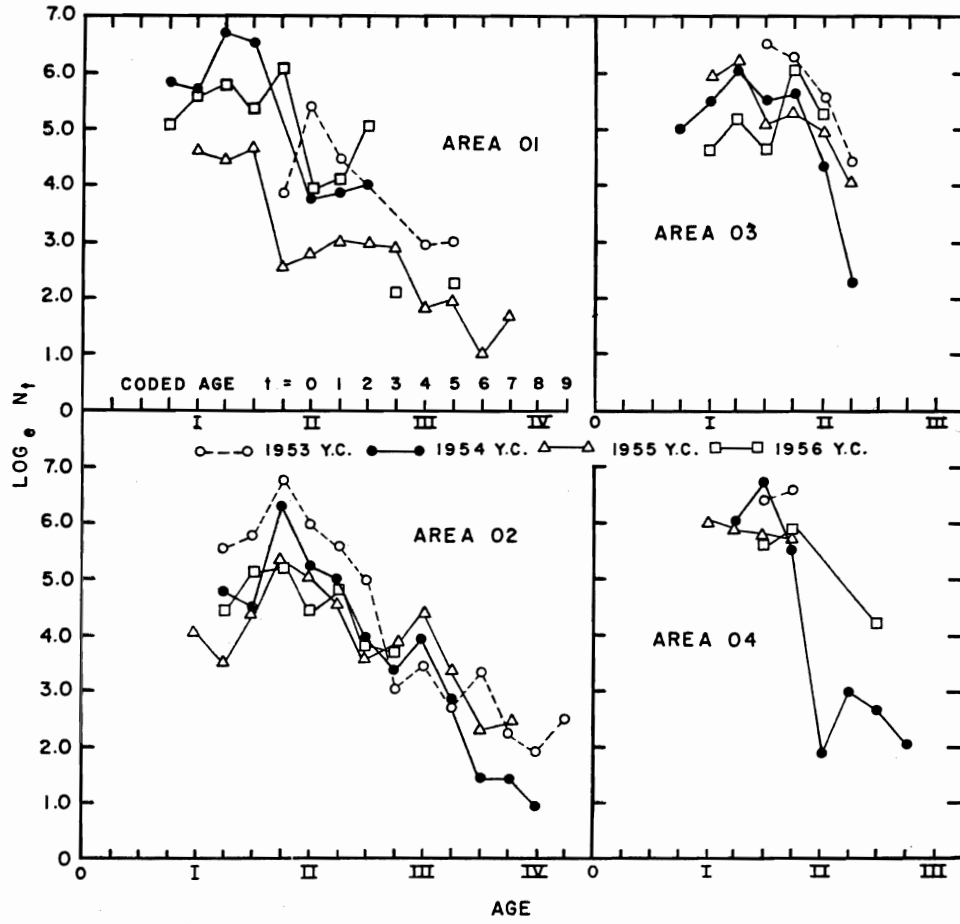


Figure 1. Logarithms of numbers of yellowfin tuna of successive ages estimated from baitboat catches in northern areas.

Figura 1. Logaritmos de los números estimados de atunes aleta amarilla de edades sucesivas, según las pescas de los barcos de carnada en las áreas del norte.

HENNEMUTH
YELLOWFIN NORTHERN REGION P.S.

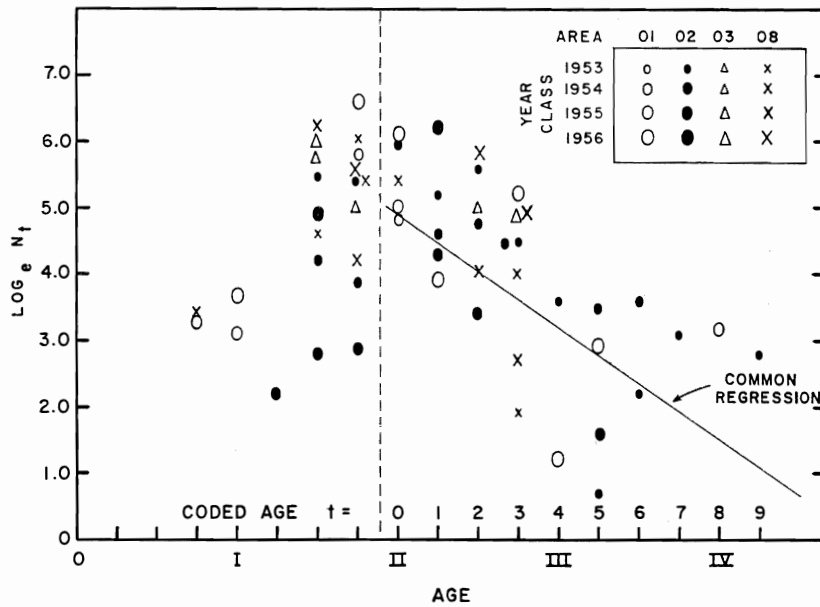


Figure 2. Logarithms of numbers of fish at successive ages estimated from purse-seine catches in northern areas.
Figura 2. Logaritmos de los números estimados de peces de edades sucesivas, según las pescas de los barcos rederos en las áreas del norte.

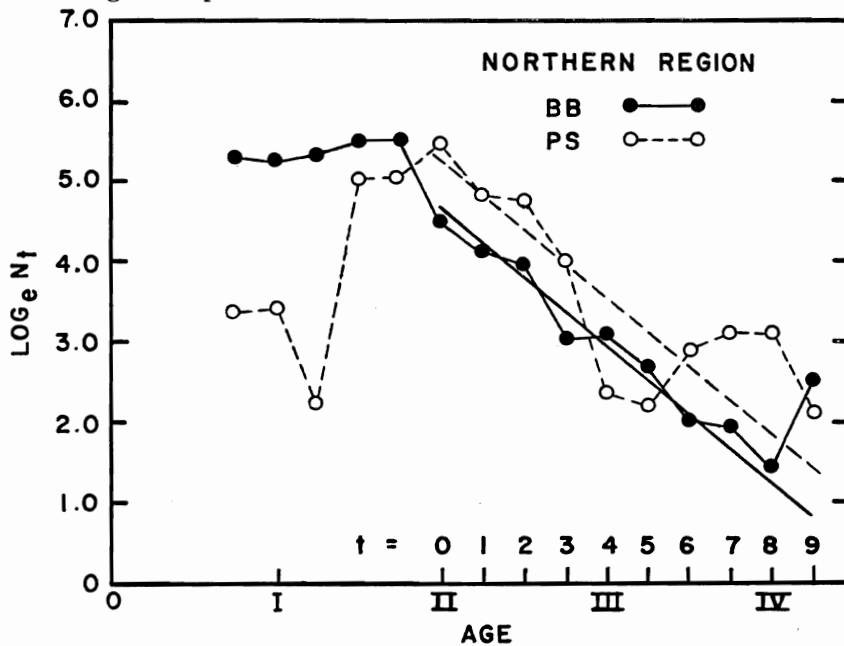


Figure 3. Average logarithms of numbers of fish at successive ages estimated from baitboat and purse-seine catches in Northern Region.
Figura 3. Logaritmos promedio de los números estimados de peces de edades sucesivas, según las pescas de los barcos de carnada y de los barcos rederos en la Región Norte.

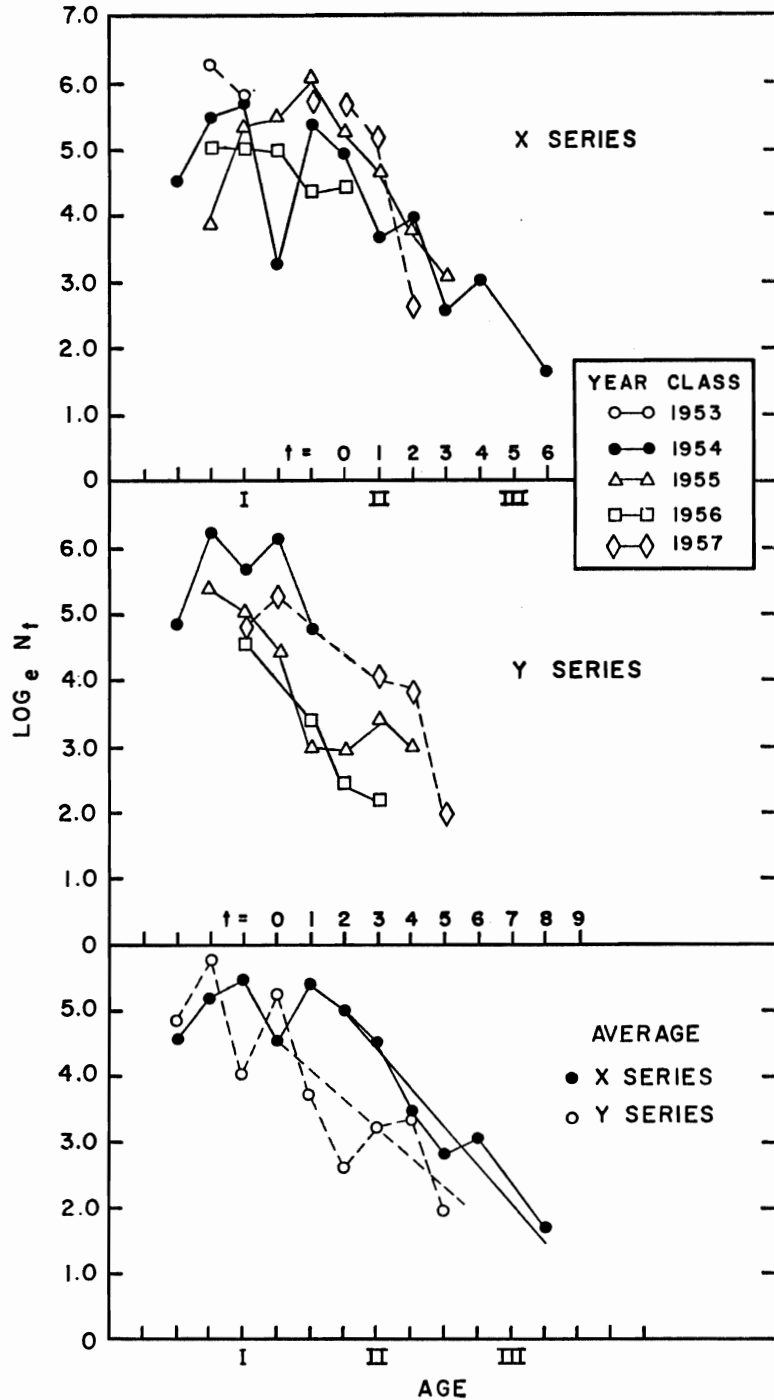


Figure 4. Logarithms of numbers of fish at successive stages in Area 05 (Central Region), from baitboat catches. See text for explanation of X and Y series.

Figura 4. Logaritmos de los números de peces de edades sucesivas en el Area 05 (Región Central), según las pescas de los barcos de carnada. Ver el texto para la explicación sobre las Series X e Y.

YELLOWFIN SOUTHERN REGION B.B

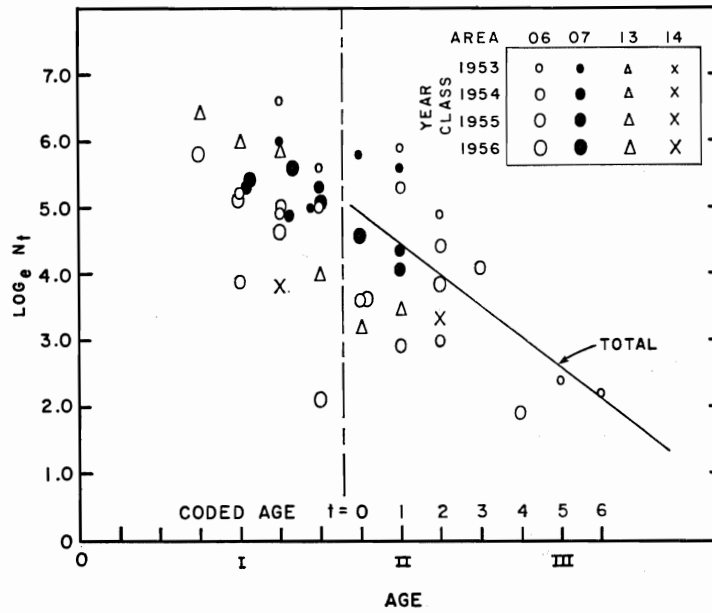


Figure 5. Logarithms of numbers of fish at successive ages in Areas 06, 07, 13, 14, Southern Region; estimates from baitboat catches.

Figura 5. Logaritmos de los números de peces de edades sucesivas en las Areas 06, 07, 13 y 14 de la Región Sur; estimaciones según las pescas de los barcos de carnada.

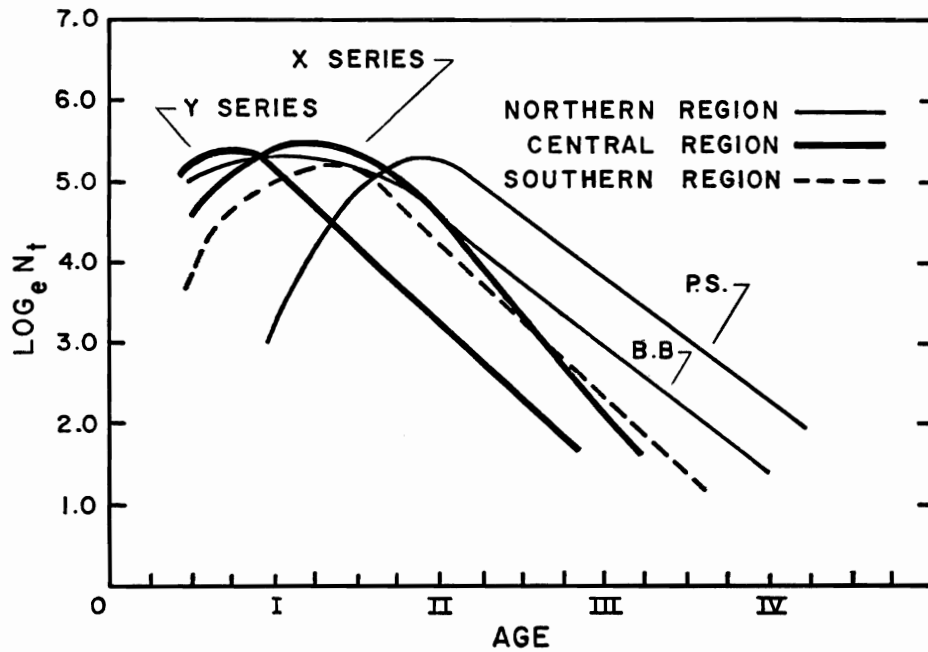


Figure 6. Idealized average catch curves representing Northern (BB & PS), Central (X and Y series) and Southern Regions.

Figura 6. Curvas idealizadas del promedio de la pesca representando las Regiones Norte (BC y BR), Central (Series X e Y) y Sur.

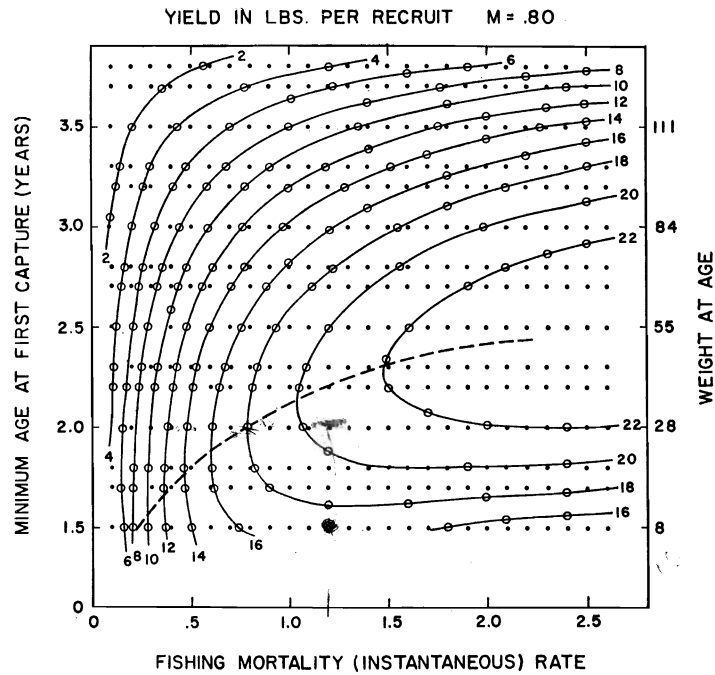


Figure 7. Yield-per-recruit diagram for various levels of fishing mortality and age of entry to the catch with a natural mortality of 0.80.

Figura 7. Diagrama del rendimiento por recluta correspondiente a varios niveles de mortalidad por la pesca y edad de entrada a la pesquería con una mortalidad natural de 0.80.

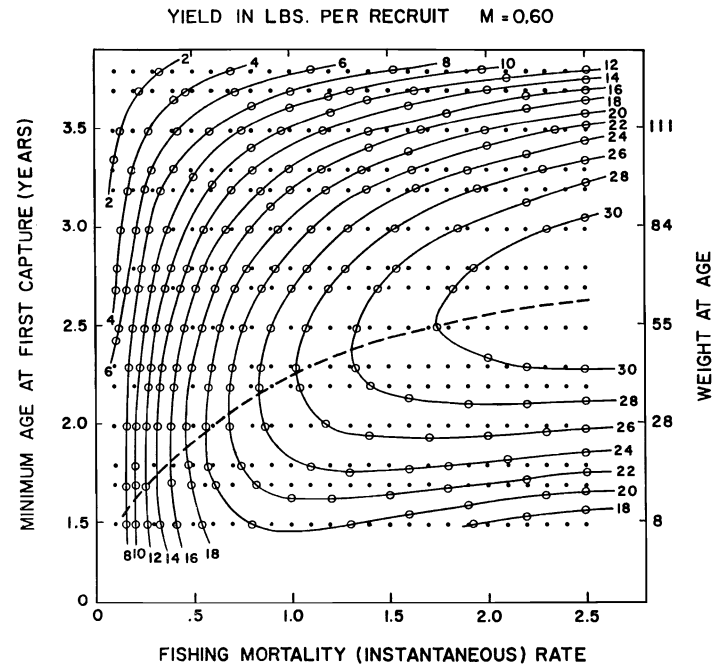


Figure 8. Yield-per-recruit diagram for various levels of fishing mortality and age of entry to the catch with a natural mortality of 0.60.

Figura 8. Diagrama del rendimiento por recluta correspondiente a varios niveles de mortalidad por la pesca y edad de entrada a la pesquería con una mortalidad natural de 0.60.

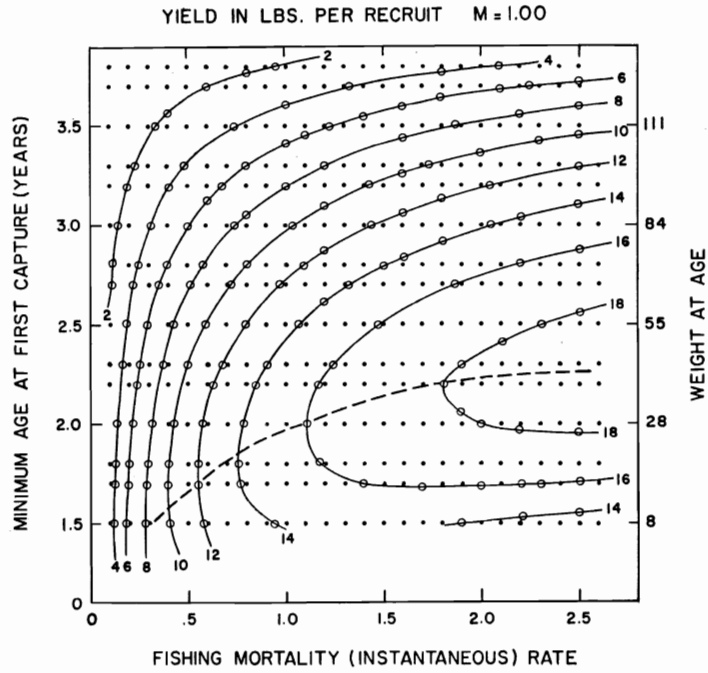


Figure 9. Yield-per-recruit diagram for various levels of fishing mortality and age of entry to the catch with a natural mortality of 1.00.

Figura 9. Diagrama del rendimiento por recluta correspondiente a varios niveles de mortalidad por la pesca y edad de entrada a la pesquería con una mortalidad natural de 1.00.

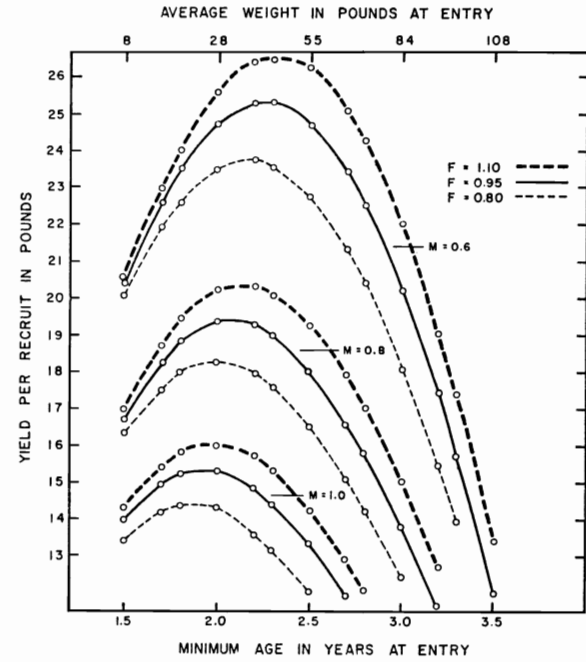


Figure 10. Yield-per-recruit at three values of fishing mortality for various minimum ages of entry, and three levels of natural mortality.

Figura 10. Rendimiento por recluta a tres valores de mortalidad por la pesca, correspondiente a varias edades mínimas de entrada a la pesquería y a tres niveles de mortalidad natural.

Table 1. Estimated number of standard days fishing (SDF), catch in pounds per standard days fishing (C), mean weight per fish in pounds (\bar{w}), and numbers of fish per standard days fishing (N) for yellowfin tuna, by quarter and sampling area.

Tabla 1. Número estimado de días estándar de pesca (SDF), pesca en libras por días estándar de pesca (C), peso medio en libras por pez (\bar{w}), y número de peces por días estándar de pesca (N) para el atún aleta amarilla, por trimestres y áreas de muestreo.

Area	Year	Quar- ter	Baitboats				Purse seiners			
			SDF	C	\bar{w}	N	SDF	C	\bar{w}	N
Area	Año	Tri- mestre	Barcos de carnada				Barcos rederos			
			SDF	C	\bar{w}	N	SDF	C	\bar{w}	N
01	1955	1	—	—	—	—	—	—	—	—
		2	92.1	3,338	9.0	376	—	—	—	—
		3	1184.6	12,315	16.4	753	126.5	6,166	19.7	313
		4	703.9	15,218	15.8	962	—	—	—	—
	1956	1	95.3	9,444	17.9	527	—	—	—	—
		2	138.2	1,085	46.5	23	388.9	11,292	30.4	371
		3	1473.5	4,277	27.3	157	407.0	5,056	34.5	147
		4	656.5	6,705	29.6	226	—	—	—	—
	1957	1	81.9	9,680	21.9	442	18.0	—	—	—
		2	391.6	2,200	10.4	211	185.4	636	77.1	08
		3	1714.3	3,400	10.6	322	351.0	5,082	24.2	210
		4	1281.7	5,180	13.8	376	6.0	146	—	—
	1958	1	429.7	4,827	19.0	255	68.4	264	—	—
		2	1083.0	7,166	14.6	489	235.4	13,262	15.3	865
		3	2322.3	2,650	22.4	118	246.3	14,884	18.0	826
		4	1680.4	4,618	26.1	177	110.4	1,974	19.5	101
	1959	1	186.4	10,332	40.6	254	19.2	—	—	—
		2	92.5	1,874	38.9	48	228.4	15,332	62.7	245
		3	957.5	2,542	10.5	241	926.4	4,712	19.9	237
		4	895.6	2,964	36.5	81	425.1	7,406	65.8	112
02	1955	1	213.5	7,110	19.3	369	217.7	6,834	23.1	296
		2	168.3	17,433	16.9	1032	185.6	5,990	26.2	229
		3	113.5	18,114	31.1	582	—	—	—	—
		4	253.3	14,489	29.3	494	139.0	7,768	38.0	204
	1956	1	270.3	10,640	38.6	275	760.7	18,238	50.7	360
		2	230.6	20,026	24.6	812	341.0	9,230	53.6	172
		3	587.4	10,099	37.3	271	18.0	19,332	41.8	462
		4	321.0	10,075	49.3	204	391.1	5,880	49.7	118
	1957	1	213.2	8,660	49.7	174	549.0	11,722	69.7	168
		2	601.9	8,280	29.1	285	248.6	12,002	85.6	140
		3	162.0	10,980	41.2	266	—	—	—	—
		4	379.4	8,980	42.9	209	226.2	8,488	62.7	135
	1958	1	686.7	5,837	24.9	234	314.8	9,002	41.7	216
		2	490.2	7,616	29.9	254	6.0	—	—	—
		3	99.2	9,798	51.6	190	—	—	—	—
		4	288.5	9,192	33.4	276	65.3	14,210	24.1	589
	1959	1	249.7	5,862	31.4	187	45.9	3,092	—	—
		2	393.4	5,114	53.7	95	1.0	—	—	—
		3	—	—	—	—	—	—	—	—
		4	62.7	5,956	16.2	368	9.1	878	—	—
03	1955	1	99.7	9,468	13.9	683	—	—	—	—
		2	132.2	11,196	15.8	707	—	—	—	—

Table 1. (Continued)

Area	Year	Quar- ter	Baitboats				Purse seiners			
			SDF	C	\bar{w}	N	SDF	C	\bar{w}	N
Area	Año	Tri- mestre	Barcos de carnada				Barcos rederos			
			SDF	C	\bar{w}	N	SDF	C	\bar{w}	N
		3	71.8	14,512	16.5	880	—	—	—	—
		4	164.3	8,764	15.9	552	—	—	—	—
	1956	1	618.7	4,551	16.4	277	307.4	13,226	17.9	739
		2	583.2	8,473	22.0	386	—	—	—	—
		3	227.0	7,559	15.2	499	—	—	—	—
		4	561.1	6,102	12.2	502	—	—	—	—
	1957	1	560.2	4,360	18.8	232	221.3	10,058	24.2	415
		2	383.5	4,980	22.4	222	412.6	16,558	54.7	303
		3	171.6	5,560	23.1	240	—	—	—	—
		4	354.3	5,200	21.0	247	1.0	—	—	—
	1958	1	443.1	4,134	25.7	161	218.6	14,088	27.9	504
		2	157.6	9,137	19.7	463	15.4	7,152	—	—
		3	109.2	7,198	25.6	281	—	—	—	—
		4	143.0	6,056	12.2	496	—	—	—	—
	1959	1	139.7	2,752	51.1	54	83.1	16,268	16.6	978
		2	38.9	946	—	—	137.1	20,888	37.2	562
		3	3.0	12,932	—	—	13.7	—	—	—
		4	71.4	3,792	—	—	30.7	—	—	—
04	1955	1	433.4	7,577	13.0	583	—	—	—	—
		2	500.8	11,613	16.2	715	—	—	—	—
		3	73.8	3,002	10.1	303	—	—	—	—
		4	171.9	5,236	10.8	490	—	—	—	—
	1956	1	1674.4	12,334	15.2	811	—	—	—	—
		2	925.1	6,771	24.6	276	—	—	—	—
		3	124.8	4,663	10.7	435	—	—	—	—
		4	383.9	5,804	14.3	405	—	—	—	—
	1957	1	1424.9	6,320	17.8	356	27.5	10,618	—	485
		2	811.3	7,700	21.2	363	9.0	29,332	—	1282
		3	92.0	2,920	12.4	236	—	—	—	—
		4	124.5	3,240	—	—	—	—	—	—
04	1958	1	640.0	3,894	13.5	289	17.2	13,372	—	816
		2	189.7	5,271	15.8	335	—	—	—	—
		3	22.8	2,982	—	—	—	—	—	—
		4	146.9	7,148	15.7	455	—	—	—	—
	1959	1	633.6	6,776	22.8	297	35.4	15,988	15.4	1035
		2	168.9	4,290	17.4	247	1.0	—	—	—
		3	4.0	3,700	—	—	3.1	—	—	—
		4	176.7	8,010	35.7	224	286.8	23,340	31.3	746
05	1954	1	—	—	—	—	—	—	—	—
		2	2252.5	3,922	7.1	552	—	—	—	—
		3	1610.6	4,737	9.2	512	—	—	—	—
		4	452.3	4,784	8.8	544	—	—	—	—
	1955	1	1667.7	5,926	14.5	409	205.1	4,328	23.2	186
		2	1562.4	9,122	12.4	738	—	—	—	—
		3	1200.5	4,242	11.8	360	—	—	—	—
		4	153.3	2,700	11.0	244	—	—	—	—
	1956	1	1030.4	5,367	13.5	398	—	—	—	—
		2	1822.6	7,674	21.1	364	90.5	6,850	34.4	199
		3	654.2	3,675	14.7	250	—	—	—	—
		4	167.2	5,179	16.5	313	—	—	—	—

Table 1. (Continued)

Area	Year	Quar- ter	Baitboats				Purse seiners			
			SDF	C	\bar{w}	N	SDF	C	\bar{w}	N
Area	Año	Tri- mestre	Barcos de carnada				Barcos rederos			
			SDF	C	\bar{w}	N	SDF	C	\bar{w}	N
06	1957	1	1529.0	9,860	15.8	625	18.1	—	22.5	—
		2	1321.0	7,840	19.7	398	—	—	—	—
		3	598.2	6,240	22.2	282	—	—	—	—
		4	233.0	5,500	26.7	206	—	—	—	—
	1958	1	530.0	4,721	20.8	226	13.6	2,064	—	—
		2	409.5	4,610	17.2	268	—	—	—	—
		3	40.0	5,367	—	—	—	—	—	—
		4	32.6	11,411	14.0	815	—	—	—	—
	1959	1	382.9	8,634	18.9	458	—	—	—	—
		2	494.2	11,786	25.2	468	—	—	—	—
		3	86.7	10,692	27.0	396	15.6	9,230	—	—
		4	382.9	6,788	39.3	24	172.1	18,258	30.9	591
	1955	1	341.8	1,820	6.9	262	—	—	—	—
		2	—	—	—	—	—	—	—	—
		3	494.6	11,059	18.4	601	—	—	—	—
		4	390.2	5,105	16.4	311	—	—	—	—
	1956	1	424.8	2,335	13.1	179	—	—	—	—
		2	64.6	2,570	7.5	343	—	—	—	—
		3	224.1	7,577	22.6	335	—	—	—	—
		4	1179.5	3,383	18.0	188	—	—	—	—
1957	1	96.3	920	13.5	68	—	—	—	—	
	2	249.6	3,820	10.0	384	—	—	—	—	
	3	466.5	5,120	21.7	236	—	—	—	—	
	4	639.7	5,640	29.6	191	—	—	—	—	
1958	1	191.1	3,747	47.1	80	—	—	—	—	
	2	862.1	1,902	25.9	74	—	—	—	—	
	3	541.5	9,703	24.1	403	—	—	—	—	
	4	1618.3	5,371	18.7	288	—	—	—	—	
1959	1	325.3	2,876	7.1	407	—	—	—	—	
	2	121.3	7,682	15.2	504	—	—	—	—	
	3	728.4	6,822	11.4	598	—	—	—	—	
	4	1061.1	2,046	21.6	94	—	—	—	—	
07	1955	1	515.4	1,657	11.0	151	—	—	—	—
		2	10.3	32,427	9.7	3346	—	—	—	—
		3	66.1	8,321	24.8	335	—	—	—	—
		4	34.0	12,765	9.5	1339	—	—	—	—
	1956	1	169.9	2,425	11.6	209	—	—	—	—
		2	—	—	—	—	—	—	—	—
		3	124.1	5,270	15.9	332	—	—	—	—
		4	90.0	6,666	16.5	404	—	—	—	—
	1957	1	123.9	4,000	9.2	434	—	—	—	—
		2	13.1	11,600	—	—	—	—	—	—
		3	220.0	6,380	18.4	346	—	—	—	—
		4	138.6	6,140	19.7	312	—	—	—	—
	1958	1	146.5	3,590	17.2	208	—	—	—	—
		2	92.5	4,238	28.0	152	—	—	—	—
		3	17.5	2,400	—	—	—	—	—	—
		4	123.6	9,061	10.9	832	—	—	—	—

Table 1. (Continued)

Area	Year	Quar- ter	Baitboats				Purse seiners			
			SDF	C	\bar{w}	N	SDF	C	\bar{w}	N
Area	Año	Tri- mestre	Barcos de carnada				Barcos rederos			
			SDF	C	\bar{w}	N	SDF	C	\bar{w}	N
08	1959	1	69.2	7,106	14.6	485	—	—	—	—
		2	9.8	6,224	17.7	351	—	—	—	—
		3	73.3	15,440	18.9	816	—	—	—	—
		4	267.7	7,986	18.1	441	—	—	—	—
	1955	1	—	—	—	—	183.3	3,906	22.3	175
		2	—	—	—	—	1479.6	10,034	18.9	530
		3	8.3	9,638	18.8	512	67.3	11,262	22.3	506
		4	—	—	—	—	—	—	—	—
	1956	1	55.1	436	12.7	34	—	—	—	—
		2	26.3	684	—	—	599.7	8,146	28.3	287
		3	63.9	5,947	10.8	553	80.8	7,870	30.5	258
		4	61.7	976	11.6	84	—	—	—	—
	1957	1	74.3	7,180	15.1	475	97.6	15,716	22.1	714
		2	65.7	1,940	—	—	588.1	9,624	53.9	178
		3	23.8	3,100	—	—	—	—	—	—
		4	86.8	6,080	30.9	197	1.0	—	—	—
1958	1	122.4	4,575	15.1	304	256.0	17,874	23.5	761	
	2	129.5	9,529	21.0	455	1038.7	19,098	19.1	1001	
	3	6.2	—	—	—	—	—	—	—	
	4	41.1	7,105	28.8	246	—	—	—	—	
1959	1	79.8	5,378	20.6	260	689.3	29,744	41.5	717	
	2	26.1	1,286	—	—	571.0	12,298	73.7	167	
	3	—	—	—	—	14.6	—	—	—	
	4	166.6	9,462	22.7	417	84.1	4,374	22.3	196	
13	1957	1	1.0	—	—	—	—	—	—	—
		2	69.7	12,040	15.8	762	—	—	—	—
		3	188.7	5,900	13.8	429	—	—	—	—
		4	342.8	5,620	14.1	397	—	—	—	—
	1958	1	618.2	1,356	14.2	94	—	—	—	—
		2	405.2	1,367	12.7	108	—	—	—	—
		3	902.7	2,900	14.6	198	—	—	—	—
		4	208.1	1,567	—	—	—	—	—	—
	1959	1	408.2	2,688	14.8	182	—	—	—	—
		2	780.2	2,510	13.9	180	—	—	—	—
		3	6.7	—	—	—	—	—	—	—
		4	31.4	—	—	—	—	—	—	—
14	1957	1	—	—	—	—	—	—	—	—
		2	—	—	—	—	—	—	—	—
		3	—	—	—	—	—	—	—	—
		4	250.9	748	17.3	43	—	—	—	—
	1958	1	203.8	618	—	—	—	—	—	—
		2	7.7	—	—	—	—	—	—	—
		3	—	—	—	—	—	—	—	—
		4	367.9	4,370	18.9	232	—	—	—	—
	1959	1	587.6	374	14.0	27	—	—	—	—
		2	—	—	—	—	—	—	—	—
		3	3.4	—	—	—	—	—	—	—
		4	31.5	—	—	—	—	—	—	—

Table 2. Quarterly average numbers of fish per standard day's fishing, N_t , by area, gear and year class ($ln = \log_e$).

Tabla 2. Promedios trimestrales de peces por día estándar de pesca, N_t , por área, equipo y clase anual ($ln = \log_e$).

Area	Gear*	Age (years)	Quarter of catch	Coded age (t)	YEAR CLASS									
					1953		1954		1955		1956		1957	
					N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t
Area	Equipo*	Edad (años)	Trim. de la pesca	Edad según clave (t)	CLASE ANUAL									
					1953		1954		1955		1956		1957	
					N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t
01	1	I	2				331	5.80			167	5.12		
			3				287	5.66	87	4.65	273	5.61		
			4				837	6.73	83	4.42	331	5.80		
			1				464	6.14	106	4.66	220	5.39		
		II	2			45	3.81	—	—	13	2.56	450	6.11	
			3	0	210	5.35	42	3.74	16	2.77	49	3.86		
			4	1	80	4.38	48	3.87	21	3.04	65	4.17		
			1	2	—	—	53	3.95	19	2.96	153	5.03		
		III	2	3	—	—	—	—	18	2.90	8	2.10		
			3	4	19	2.94	—	—	6	1.82	—	—		
			4	5	20	3.00	—	—	7	1.94	9	2.22		
			1	6	—	—	—	—	3	1.03	—	—		
			2	7	—	—	5	1.67	—	—				
01	2	I	2					26	3.26					
			3					22	3.09	40	3.69			
			4					—	—	—	—			
			1					—	—	—	—			
		II	2											
			3	0	326	5.79	—	—	740	6.61				
			4	1	124	4.82	143	4.96	452	6.11				
			1	2	—	—	—	—	49	3.89				
		III	2	3	—	—	—	—	—	185	5.22			
			3	4	—	—	—	—	3	1.19				
			4	5	—	—	—	—	18	2.89				
			1	6	—	—	—	—	—	—				
		IV	2	7	—	—	—	—	—	—				
			3	8	—	—	—	—	—	—				
			2	7	—	—	—	—	—	—				
			3	8	—	—	24	3.17	—	—				
02	1	I	3					56	4.02					
			4		243	5.49	126	4.83	33	3.50	81	4.40		
			1		315	5.75	89	4.49	92	4.52	178	5.18		
			2		880	6.78	540	6.29	220	5.39	179	5.19		
		II	3	0	366	5.90	180	5.19	148	5.00	82	4.40		
			4	1	270	5.60	150	5.00	96	4.56	114	4.74		
			1	2	141	4.95	50	3.91	38	3.64	46	3.84		
			2	3	20	3.01	27	3.31	48	3.86	44	3.79		
		III	3	4	31	3.43	50	3.92	74	4.31	—	—		
			4	5	15	2.71	16	2.79	28	3.32	—	—		
			1	6	28	3.33	4	1.44	10	2.29	—	—		
			2	7	9	2.21	4	1.41	12	2.45	—	—		
		IV	3	8	7	1.93	2	0.92	—	—	—	—		
			4	9	12	2.51	—	—	—	—	—	—		
			4						9	2.20				
			1		241	5.48	67	4.20	16	2.77	133	4.89		
02	2	II	2		210	5.35	51	3.93	18	2.89	—	—		
			3	0	—	—	394	5.98	—	—	—	—		
			4	1	191	5.25	101	4.62	71	4.26	509	6.23		
			1	2	260	5.56	124	4.82	30	3.40	—	—		
		2	3	94	4.54	92	4.52	—	—	—	—			

Table 2. (Continued)

Area	Gear*	Age (years)	Quarter of catch	Coded age (t)	YEAR CLASS									
					1953		1954		1955		1956		1957	
					N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t
Area	Equipo*	Edad (años)	Trim. de la pesca	Edad según clave (t)	CLASE ANUAL									
					1953		1954		1955		1956		1957	
					N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t	N_t	lnN_t
05	1				25 3.20		239 5.48		139 4.93					
					1		229 5.43	477 6.17	77 4.34	322 5.77				
					2	0	135 4.40	195 5.27	78 4.35	300 5.70				
					3	1	39 3.67	107 4.67		178 5.18				
					4	2	53 3.96	48 3.88		13 2.54				
					1	3	13 2.57	24 3.18						
					2	4	23 3.16							
					3	5								
					4	6								
									5 1.65					
YEAR END ENTERING SERIES (Y) SERIES ENTRANTES DE FIN DE AÑO (Y)														
05	1				133 4.89									
					4		504 6.22	216 5.38						
					1	I	292 5.68	150 5.01	91 4.51	113 4.73				
					2	0	482 6.18	82 4.40		185 5.22				
					3	1	47 4.84	22 3.07	27 3.31					
					4	2		18 2.90	11 2.42					
					1	II	29 3.38	9 2.23		56 4.02				
					2	4		21 3.03		47 3.86				
					3	5				7 1.90				
06	1				189 5.24		52 3.94		344 5.84		29 3.38			
					3	I	720 6.58	140 4.94	141 4.95	105 4.65	220 5.39			
					4		262 5.57	142 4.96		8 2.08	155 5.05			
					1	0			35 3.56	38 3.64	123 4.81			
					2	II	378 5.93	206 5.33	19 2.94	176 5.17	191 5.25			
					3	1	136 4.91	20 3.01	82 4.40	48 3.86	32 3.46			
					1	3			58 4.06					
					2	4			7 1.92					
					3	III	11 2.36							
					4	6	9 2.22							
07	1						196 5.28		226 5.42		36 3.58			
					3	I	406 6.01	133 4.89		262 5.57	707 6.56			
					4		144 4.97	206 5.33		145 4.98	434 6.07			
					1	0	334 5.81			100 4.60	344 5.84			
					2	II	268 5.60	85 4.45	62 4.13		328 5.79			
					3	1					71 4.26			
					4	2								
13	1								629 6.44		40 3.70			
					2	I				384 5.95	163 5.09			
					3				381 5.94					
					4				54 3.98	126 4.84				
					1	0			26 3.25	50 3.92				
					2	II	3	1		35 3.55				
14	1								43 3.76		202 5.31			
					1						12 2.46			
					2	0								
					3	I								
					4									
											29 3.38			

* Gear 1 = Baitboats, Gear 2 = Purse Seines
Equipo 1 = Barcos de carnada, Equipo 2 = Barcos rederos

Table 3. Statistics of linear regressions of the logarithm of abundance on age; and estimates of total instantaneous mortality rate by year class, area and type of gear.

Tabla 3. Estadística de las regresiones lineares del logaritmo de la abundancia sobre la edad; y estimación de la tasa total de mortalidad instantánea por clase anual, área y clase de equipo.

Gear	Area	Year class	b	a	d.f.	MS	Var(b)	Z	Var(Z)
Equipo	Area	Clase anual	b	a	g.l.	CM	Var(b)	Z	Var(Z)
1	01	1953	-.473	5.10	2	0.13	.0076	1.89	.1216
		1954	-.105	3.75	1	0.01	.0050	0.42	.0800
		1955	-.261	3.18	6	0.18	.0042	1.04	.0672
		1956	-.447	4.46	3	1.19	.0804	1.79	1.2864
		Total	-.397	4.17	18	0.60	.0066	1.59	.1056
		Common	-.335	4.01	15	0.40	.0053	1.34	.0848
		Within			12	0.41			
		Reg. coef.			3	0.37			
		Adj. means			3	1.59*			
		02	1953	-.426	5.47	8	0.45	.0054	1.78
	1954	-.558	5.32	7	0.19	.0031	2.23	.0496	
	1955	-.361	4.95	6	0.22	.0052	1.44	.0832	
	1956	-.270	4.58	2	0.12	.0242	1.08	.3840	
	Total	-.426	5.11	29	0.36	.0017	1.70	.0272	
	Common	-.449	5.20	26	0.30	.0015	1.80	.0240	
	Within			23	0.28				
	Reg. Coef.			3	0.41				
	Adj. Means			3	0.89				
	03	1953†							
	1954†								
1955	-.584	4.87	3	0.03	.0030	2.34	.0480		
1956†									
Total	-.608	4.77	8	0.68	.0386	2.43	.6176		
Common	-.681	4.86	5	0.27	.0245	2.72	.3920		
Within			2	0.05					
Reg. coef.			3	0.41					
Adj. means			3	1.38					
04	1954	.034	2.36	2	0.49	.0980	-.14	1.5680	
1956†									
Total	.186	2.49	3	1.24	.2384	-.74	3.8144		
Common	.034	2.74	2	0.49	.0980	-.14	1.5680		
Within			1	0.98					
Reg. coef.			1	0					
Adj. means			1	2.75					
1	Comb	Total	-.359	4.45	64	0.75	.0019	1.44	.0304
		Common	-.419	4.62	51	0.36	.0013	1.68	.0208
		Within			38	0.33			
		Reg. coef.			13	0.47			
		Adj. means			13	2.28**			
2	01	1954†							
		1955†							
		1956	-.664	5.59	3	2.47	.1436	2.66	2.2976
		Total	-.378	5.01	6	1.72	.0287	1.51	.4592
		Common	-.378	5.01	4	2.39	.0486	1.51	.7776
		Within			2	3.70			
	Reg. coef.			2	1.08				
	Adj. means			2	0.38				
	02	1953	-.469	5.55	6	1.50	.0301	1.88	.4816
	1954	-.357	5.52	4	0.16	.0006	1.43	.0096	
	1955	-.647	4.82	1	1.03	.1188	2.59	1.9008	
	1956†								
	Total	-.465	5.50	16	1.03	.0097	1.86	.1552	
	Common	-.452	5.45	13	0.74	.0009	1.81	.1392	
	Within			10	0.97				
Reg. coef.			3	0.20					
Adj. means			3	2.07					

Table 3. (Continued)

Gear	Area	Year class	b	a	d.f.	MS	Var(b)	Z	Var(Z)
Equipo	Area	Clase anual	b	a	g.l.	CM	Var(b)	Z	Var(Z)
	08	1953†							
		1954†							
		1955†							
		1956†							
		Total	-.344	5.01	5	1.13	.0219	1.38	.3504
		Common	-.585	5.66	2	0.19	.0345	2.34	.5520
2	Comb.	Total	-.547	5.69	33	0.62	.0038	2.19	.0608
		Common	-.431	5.34	21	0.98	.0070	1.72	.1190
		Within			13	1.32			
		Reg. coef.			9	0.36			
		Adj. means			12	0.005			
	Comb. (North Reg.)	Common	-.423	4.88	73	0.54	.0013	1.69	.0208
1	05 (X Series)	1954	-.482	4.60	4	0.24	.0102	1.93	.1632
		1955	-.706	5.31	2	0.005	.0010	2.82	.0160
		1957	-1.580	6.05	1	0.75	.3750	6.32	1.5000
		Total	-.615	5.05	11	0.38	.0103	2.46	.1648
		Common	-.591	5.01	9	0.45	.0148	2.36	.2368
		Within			7	0.25			
		Reg. coef.			2	1.14			
		Adj. means			2	0.06			
	05 (Y Series)	1954†							
		1955	-.243	3.85	3	0.30	.0300	0.97	.4800
		1956	-.540	3.73	1	0.08	.0400	2.16	.6400
		1957	-.571	5.46	2	0.55	.0392	2.28	.6272
		Total	-.496	4.65	12	0.87	.0249	1.98	.3984
		Common	-.441	4.53	9	0.40	.0150	1.76	.2400
		Within			6	0.35			
		Reg. coef.			3	0.49			
		Adj. means			3	2.30*			
	Comb. (Cent. Reg.)	Common	-.521	4.78	19	0.41	.0072	2.08	.1152
1	06	1953	-.770	6.56	2	0.12	.0070	3.08	.1120
		1954†							
		1955	-.216	3.81	3	1.13	.1130	0.86	1.8080
		1956†							
		1957	-.675	5.18	1	0.83	.4150	2.70	6.6400
		Total	-.444	4.79	15	0.91	.0194	1.78	.3104
		Common	-.557	5.01	11	0.93	.0295	2.23	.4720
		Within			7	0.83			
		Reg. coef.			4	1.10			
		Adj. means			4	0.86			
1	Comb. (Areas 06, 07, 13, 14) South Reg.	Total	-.446	4.84	27	0.88	.0139	1.78	.2224
	Comb. (All Regions)		-.431		109	0.59	.0012	1.72	.0046

† One or two observations
 Una o dos observaciones
 * Significant at .05 level
 Significante al nivel de .05

** Significant at .01 level
 Significante al nivel de .01

Table 4. Pooled estimates of variation of regression coefficients and adjusted mean abundance among year classes and among areas; estimated from baitboat catches in Northern Region.

Tabla 4. Estimaciones combinadas de la variación de los coeficientes de regresión y la abundancia media ajustada entre las clases anuales y entre las áreas; estimadas según las pescas de los barcos de carnada en la Región Norte.

Source	D.F. G.L.	MS CM	Origen
Regression coefficients			Coefficientes de regresión
Among year classes within areas	9	0.40	Entre clases anuales dentro de las áreas
Among areas within year classes	10	0.49	Entre áreas dentro de las clases anuales
Adjusted mean abundance			Abundancia media ajustada
Among year classes within areas	9	1.29**	Entre clases anuales dentro de las áreas
Among areas within year classes	10	2.07**	Entre áreas dentro de las clases anuales
Within regressions (individual)	38	0.33	Dentro de las regresiones (individual)

Table 5. Regional summary of total mortality estimates, Z , corresponding survival rates, s , and estimated 95 per cent confidence limits.

Tabla 5. Resumen por regiones de las estimaciones de la tasa de mortalidad, Z , las correspondientes tasas de supervivencia, s , y el 95 por ciento estimado de los límites de confianza.

Region—Región	Z	95% C.L.	s	95% C.L.
Northern—Norte				
BB—BC	1.68	1.39—1.96	.19	.14—.25
PS—BR	1.72	1.00—2.44	.18	.09—.37
Combined	1.69	1.40—1.98	.18	.14—.25
Central (BB-BC)				
X series	2.36	1.25—3.47	.09	.03—.79
Y series	1.76	0.63—2.89	.17	.06—.53
Combined	2.08	1.37—2.79	.12	.06—.25
Southern—Sur (BB-BC)	1.78	0.81—2.75	.17	.06—.44
All Regions Todas las regiones	1.72	1.59—1.85	.18	.16—.20

**ABUNDANCIA DE LAS CLASES ANUALES, MORTALIDAD Y
RENDIMIENTO POR RECLUTA DEL ATUN ALETA AMARILLA
EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL, 1954-1959**

por

Richard C. Hennemuth*

INTRODUCCION

Uno de los principales deberes de la Comisión Interamericana del Atún Tropical es estimar las pescas máximas sostenibles de los atunes aleta amarilla (*Neothunnus macropterus*) y barrilete (*Katsuwonus pelamis*), así como estudiar y recomendar proposiciones para mantener los stocks a niveles que permitan obtener estas pescas. Para lograr este propósito se requieren algunos medios que permitan predecir el rendimiento en relación con la intensidad de la pesca.

La clase y el volumen de información que en total se necesita para determinar la relación entre el rendimiento y el esfuerzo han sido formuladas sucintamente por Schaefer (1956, Fig. 1). La complejidad de las interrelaciones de los diversos factores que éste comprende (como por ejemplo el ambiente físico y los aspectos biológicos) hace que la completa solución de estos problemas esté mucho más allá de nuestra actual capacidad. Sin embargo, en años recientes se han formulado diversas ecuaciones relativamente simples, pero muy útiles en la práctica, que relacionan el rendimiento con la intensidad de la pesca y con algunas propiedades biológicas básicas de las poblaciones de peces.

Schaefer (1957) ha desarrollado un modelo que relaciona la pesca de equilibrio con la intensidad de la pesca y que sólo requiere las estadísticas de la pesca total y de la pesca por unidad de esfuerzo. De este modelo se derivan las estimaciones de la pesca máxima de equilibrio, el nivel correspondiente de la intensidad de la pesca, y la constante de la proporcionalidad que relaciona la intensidad con el coeficiente de mortalidad por la pesca. Al aplicar este modelo a la pesquería del atún aleta amarilla, Schaefer encontró que los niveles del esfuerzo en algunos años recientes se habían aproximado al que corresponde a la pesca máxima sostenible.

El uso de modelos más explícitos, que relacionen el rendimiento y el rendimiento por recluta con la tasa de pesca y con las estadísticas vitales de la población, es no solamente deseable sino también necesario. Estos modelos nos ponen en condiciones de predecir, aunque bajo circunstancias

* Dirección actual: U. S. Bureau of Commercial Fisheries, Biological Laboratory, Woods Hole, Mass.

más bien idealizadas, el rendimiento esperado a niveles variables de mortalidad por la pesca y también en relación con la selectividad de tamaños de la pesquería. Para la estimación del rendimiento por recluta, el modelo requiere información acerca de la tasa de crecimiento, la composición de edades de la pesca y la tasa de mortalidad natural. Para estimar el rendimiento total, el modelo requiere, además, información acerca del reclutamiento como una función del tamaño y la composición de las poblaciones.

La composición de edades de la pesca y la tasa de crecimiento del atún aleta amarilla en años recientes han sido estimadas ahora (Hennemuth, 1961). En este trabajo, la abundancia relativa a una edad dada de esta especie será estimada y usada, a su vez, para estimar la tasa de mortalidad total. Los cálculos del rendimiento por recluta, basados en la ecuación simple de Beverton y Holt (1957), serán presentados para comparar la utilización actual con los máximos teóricos bajo valores variables de mortalidad por la pesca y a diferentes edades a la primera captura*.

RECONOCIMIENTO

Muchos de los cálculos que comprende la obtención de los pesos medios y las cantidades de peces por día estándar de pesca (Tablas 1 y 2), así como los cálculos del rendimiento por recluta mediante el empleo de la ecuación de Beverton-Holt, fueron hechos en el computador de dígitos IBM-709 del Western Data Processing Center de la Universidad de California, Los Angeles. Agradecemos en la forma más expresiva la ayuda brindada por el personal de programación y operación de dicho Centro, así como el que se nos permitiera el uso del computador.

DEFINICION DE LOS STOCKS

De acuerdo con la evidencia que tenemos, los stocks de atunes aleta amarilla del Pacífico Oriental forman una población autónoma que está bien definida geográficamente por las áreas de pesca. La estructura de las subpoblaciones ha sido investigada mediante estudios morfométricos (Broadhead, 1959), estudios de la composición de tamaños (Hennemuth, 1961) y experimentos de marcación (Schaefer, Chatwin y Broadhead, 1961). No se han obtenido resultados definitivos de los estudios morfométricos. Los datos de la composición de tamaños indican solamente que la región norte (al norte de los 15° N. de latitud más o menos) puede contener peces de diferente origen que los de la región sur; sin embargo, a veces puede ocurrir una mezcla considerable. Los recobros de peces marcados indican que, efectivamente, ocurre alguna mezcla en gran parte del radio de la pesquería.

Las tasas de crecimiento y de mortalidad (como se demostrará más

* Se usa esta expresión refiriéndose a cuando los peces están disponibles por primera vez para ser capturados.

adelante) son similares en todo el radio de la pesquería. De esta manera, si los rendimientos esperados según los cálculos de este estudio se toman como representativos de la pesquería en su totalidad, no tendrían que ser necesariamente invalidados si los stocks estuvieran compuestos de más pequeños y semi-independientes contingentes geográficos.

SISTEMAS DE PESCA

Durante los años estudiados, la mayor parte de la flota pesquera estuvo constituida por barcos que empleaban carnada viva. Sin embargo, en ciertas áreas de pesca, los barcos rederos estuvieron activos y contribuyeron substancialmente a la producción. Al presente, la flota está cambiando hacia el sistema predominante de pesca con redes. En consecuencia, los datos de estos tipos de embarcaciones han sido recolectados y analizados separadamente con el objeto de comparar los respectivos resultados.

DATOS BASICOS

Tasa de crecimiento y composición de edades de la pesca

Desde fines de 1954 la Comisión ha estado recolectando muestras de la frecuencia de las longitudes de la pesca comercial de atunes aleta amarilla en los puertos importantes de desembarque. Se han recolectado muestras de la pesca de cada mes dentro de las diversas áreas de muestreo en que se subdividen los bancos de pesca (Hennemuth, 1957). Ha sido publicado el análisis de estos datos que describe la composición de tamaños de la pesca, identifica y sigue la trayectoria de las clases anuales de los peces a través del período de su vida en que son susceptibles de captura, y estima la edad y la tasa de crecimiento (Hennemuth, 1961). El estudio demostró que las distribuciones mensuales de la frecuencia de las longitudes de la pesca estaban compuestas de distintos grupos de tamaños de peces que, en la mayoría de los casos, representaban también grupos de edades. Aún más, los grupos de edades de una determinada clase anual pudieron ser seguidos por meses y años sucesivos durante los cuales aportaron una contribución significativa a la pesquería en un período de más o menos tres años.

Para el presente estudio, los datos mensuales de la composición de tamaños fueron combinados por trimestres para facilitar el análisis y para compararlos con los datos sobre el esfuerzo de pesca (que se presentan más adelante). Los porcentajes trimestrales de la frecuencia de las longitudes fueron estimados al promediar las frecuencias mensuales de los porcentajes, dándose igual ponderación a cada mes dentro del trimestre.

El peso medio trimestral por pez, \bar{w} , (en libras) fué estimado así

$$\bar{w} = \frac{\sum_{i=1}^n f_i \bar{w}_i}{\sum_{i=1}^n f_i}, \text{ en donde}$$

f_i = frecuencia de los peces en el intervalo de clase i^{imo} (intervalos de 2 cm.),
 \bar{w}_i = peso medio del pez en el intervalo de clase i^{imo} , y
 n = número de intervalos que comprenden los datos del trimestre.

Para estimar \bar{w}_i , el punto medio de los intervalos logarítmicos de la clase de longitud fué substituído en la relación estimada longitud-peso del atún aleta amarilla (Chatwin, 1959). Los pesos medios estimados aparecen en la Tabla 1.

Datos de la pesca y del esfuerzo

Los métodos de recolección y análisis de las estadísticas de pesca y la distribución de la pesca y el esfuerzo de las pesquerías de atún del Pacífico Oriental han sido descritos por Shimada y Schaefer (1956) y por Shimada (1958). En pocas pesquerías las estadísticas de esta naturaleza son tan completas y bien documentadas. Los datos de la pesca y el esfuerzo usados en el presente trabajo se han tomado de los registros de los cuadernos de bitácora que llevan individualmente los barcos atuneros; estos datos son anotados diariamente durante las travesías. Los registros en referencia incluyen alrededor del 80 por ciento de todos los desembarques procedentes del Pacífico Oriental durante los años que comprende este estudio. La comparación de los pesos estimados por los pescadores (por ejemplo los estimados en el momento de la pesca y anotados en los cuadernos de los registros de bitácora de los barcos) con los pesos reales al momento de la descarga del pescado ha demostrado que los pescadores saben calcular muy bien el peso de la pesca.

El esfuerzo efectivo de un barco es expresado en unidades (días estándar pescando o DEP) en relación con el de una clase de tamaño de barco estandarizada (201-300 toneladas de capacidad para los barcos de carnada y 101-200 toneladas de capacidad para los barcos rederos) pescando en la misma área, al mismo tiempo (exactamente, dentro del mismo trimestre del año y del área de cinco grados de longitud por cinco grados de latitud).

Para este estudio, el promedio de la pesca por unidad de esfuerzo correspondiente a cada trimestre dentro de las áreas de muestreo se calcula como la razón de la pesca total anotada en los registros de los cuadernos de bitácora con el número total correspondiente de días estándar de actividad pesquera. El esfuerzo calculado de la pesca por unidad de esfuerzo, C , (en libras), y los DEP registrados para cada área y trimestre aparecen en la Tabla 1.

INDICES DE ABUNDANCIA

Abundancia de la población

La pesca por día estándar de actividad se utiliza como una medida relativa de la abundancia de la población. Su validez como tal medida

depende de la suposición de que la disponibilidad de los peces para el arte de pesca empleado es constante (por lo menos cuando ha pasado la edad del reclutamiento completo). En otras palabras, por cada aplicación de una unidad de esfuerzo se obtiene una proporción constante del stock. Por supuesto, en la realidad pueden esperarse pequeñas variaciones en la disponibilidad, las cuales no invalidan el cálculo dando por sentado que tienden a ser aleatorias.

Los cambios en la disponibilidad, asociados con la distribución espacial y temporal del esfuerzo de pesca, han sido reducidos al mínimo al analizar los datos dentro de cada una de las diversas áreas de muestreo delineadas por Hennemuth (1961). Los factores del ambiente físico y las características del stock de peces que podrían influir en la disponibilidad puede esperarse que sean más homogéneos dentro de estas áreas que en todas las localidades de pesca consideradas como un todo. Más aún, cualquier cambio en la disponibilidad de un área a otra no aumentaría por las distribuciones diferenciales en el esfuerzo de pesca que han ocurrido de tiempo en tiempo.

La abundancia, en número de peces, para cada clase de equipo, fué estimada dividiendo la pesca por día de actividad por el peso medio por pez. El índice resultante, N , aparece en la Tabla 1, por trimestres, sistemas de pesca y áreas.

Abundancia de las clases anuales

Dentro de las distribuciones mensuales de la frecuencia de las longitudes, los grupos de edades de clases anuales sucesivas fueron separados en la mayoría de los casos por intervalos diversos en que la frecuencia de los peces era cero o muy baja. En estos casos no hubo dificultad para estimar el porcentaje del área bajo la curva representativa de los grupos de edades componentes. En los casos en que ocurrió traslape, se hizo la separación de dos grupos de edades en el intervalo de la frecuencia más baja entre ellos. El porcentaje del área en la distribución trimestral de la frecuencia de las longitudes que representan una clase anual fué estimado al promediar el porcentaje de las áreas en las distribuciones mensuales correspondientes a la misma clase anual.

Los números promedio de peces de cada clase anual en trimestres sucesivos fueron estimados al multiplicar el porcentaje del área de la distribución trimestral de la frecuencia de las longitudes por el correspondiente índice de abundancia, N . Los números promedio de peces a una edad dada (por trimestres), N_t , aparecen en la Tabla 2 por áreas, clases anuales y sistemas de captura.*

Los números romanos en la Tabla 2 indican la edad (en años); el tri-

* La clase anual se refiere al año de nacimiento, que es el año anterior al de la primera entrada en la pesca comercial que se usó para designar las clases anuales de Hennemuth (1961). Por ejemplo, en la Tabla 2, la clase anual 1953 en el Area 01 corresponde a la clase anual X54 de Hennemuth (1961).

mestre de la pesca que aparece opuesto a la edad es el trimestre del año en el que el promedio de los peces alcanza dicha edad.

Errores en la estimación

No ha sido formulada todavía una expresión para estimar la variación de N_t . Los errores en la estimación de la composición de edades de la pesca, el esfuerzo y el peso medio de los peces se agrupan en la estimación final, N_t . En consecuencia, el error de estimación en esta estadística puede ser relativamente grande; sin embargo, en los capítulos siguientes solamente se empleará $\ln N_t$ como función del tiempo para estimar la tasa de mortalidad. La magnitud relativa de la variación será reducida de este modo, y la estimación de la variación de $\ln N_t$ sobre t nos dará por lo menos alguna medida de cómo todas las causas de variación a que nos hemos referido anteriormente se suman o combinan para afectar nuestra estimación de la mortalidad. Aunque esto debe ser suficiente para el presente estudio, el autor considera que debe realizarse una investigación de la distribución exacta de los errores en referencia.

TASA TOTAL DE MORTALIDAD ANUAL

Método

Suponiendo que la tasa de supervivencia, s , es constante con respecto al tiempo, el número de peces de una clase anual que sobrevive en cualquier tiempo, t , puede expresarse así:

$$N_t = sN_{t-1} = s^t N_0, \text{ en donde}$$

t = edad codificada, y

N_0 = números en el grupo de edad inicial, cuando el reclutamiento de la clase anual ha sido completado en su totalidad.

Una transformación logarítmica resulta en la relación lineal,

$$\ln N_t = \ln N_0 + t \ln s.$$

En donde t es la división trimestral del tiempo, se obtiene una estimación de la tasa trimestral total de supervivencia, s_q . Puesto que

$$s_q = e^{-Z/4},$$

$$\ln s_q = -Z/4, \text{ y}$$

$$\ln N_t = \ln N_0 - \frac{Z}{4} t, \text{ en donde}$$

Z = coeficiente instantáneo de la mortalidad total anual.

La estimación de los mínimos cuadrados de la pendiente de la línea (a través de los puntos del punto inicial $t = 0$)

$$-b = -\frac{Z}{4}, \text{ y}$$

$$Z = 4b.$$

Habría sido mejor, tal vez, haber usado estimaciones de la regresión analítica de b , lo que requiere suponer que no hay error en t . Sin embargo,

este procedimiento no es factible por las pocas observaciones de que se dispone sobre la mayoría de las clases anuales. También el error en la edad es probable que sea relativamente pequeño comparado con el de $\ln N_t$, de modo que la estimación de los mínimos cuadrados es satisfactoria.

La variancia de b fué computada en la forma usual, de modo que

$$VAR(b) = S^2_{y,x} / \sum x^2.$$

Siendo $Z = 4b$

$$VAR(Z) = 16 VAR(b)$$

El 95 por ciento de los límites de confianza más altos y más bajos sobre Z , I_1 y I_2 fué computado así:

$$Z \pm \sqrt{VAR(Z)} t_0,$$

en donde t_0 fué tomada de la distribución de Student.

La correspondiente tasa anual de supervivencia, s , se calcula de

$$s = e^{-Z}.$$

Los límites de confianza sobre s , m_1 y m_2 fueron computado como $m_1 = e^{-I_2}$, $m_2 = e^{-I_1}$. Los límites sobre s no son exactos, pero se ofrecen como medidas aproximadas de confianza en la tasa de supervivencia estimada.

La anotación de las estadísticas de regresión y los análisis de covariancia se han hecho conforme a lo indicado por Snedecor (1956, Capítulo 13).

Resultados

Los resultados del análisis serán presentados bajo los encabezamientos correspondientes a cada región. Esto es deseable por la distribución de los datos; los más numerosos provienen de las Areas 01 a 04, que son las localidades septentrionales de la pesca. Más aún, si se encontrara que hay autonomía en los stocks, el patrón de la distribución es probable que tenga alguna semejanza con estas divisiones generales.

Este trabajo se ocupa principalmente de las estimaciones del coeficiente de regresión del que se derivan los valores de Z . La abundancia comparativa de las clases anuales solamente será objeto de una breve consideración.

Región Norte (Areas 01-04 y 08)

Los gráficos de $\ln N_t$ contra t , correspondientes a las clases anuales 1953-1956 dentro de las Areas 01-04, están presentados en la Figura 1. Estos contienen solamente los datos derivados de las pescas de los barcos de carnada. Los datos del Area 08 son insuficientes para un análisis separado, pero las pocas observaciones han sido incluídas en los resultados agrupados.

La abundancia máxima ocurre en forma bastante consistente en uno

de los dos trimestres anteriores al que la Edad II es alcanzada. El reclutamiento para la pesquería (en oposición al reclutamiento en las localidades de pesca, según será tratado más adelante) es bastante rápido, y es probable que esté esencialmente completado en el trimestre de abundancia máxima, pero con seguridad en la Edad II que fué escogida como la edad inicial para la computación y codificada como $t = 0$.

Las estadísticas de regresión correspondientes a las clases anuales de las que se dispone tres o más observaciones de la Edad II en adelante, han sido tabuladas en la Tabla 3. Las observaciones de menor número, correspondientes a las otras clases anuales indicadas en la tabla, están incluidas en las regresiones totales y en las comunes.

Actualmente, los datos están clasificados por dos factores: la clase anual y el área. Sin embargo, muchas de estas celdas no tienen datos, y entre las que sí los tienen hay una gran disparidad en el número de observaciones. Bajo tales circunstancias, no sería práctico un análisis factorial de la variancia. Consecuentemente, hemos estimado la variación tanto entre las clases anuales dentro de las áreas (Tabla 3), como entre las áreas dentro de las clases anuales.

La variación entre los coeficientes de regresión es insignificante en cualquier caso; las dos estimaciones son casi idénticas (Tabla 4). La magnitud de las desviaciones de las pendientes de cada clase anual es grande, pero ésto no es sorprendente en vista del pequeño número de grados de libertad sobre los que están basadas las estimaciones.

Los mismos datos indican una variabilidad bastante grande entre las estimaciones de la abundancia media ajustada. Las estimaciones agrupadas de esta variabilidad entre las clases anuales dentro de las áreas, y entre las áreas dentro de las clases anuales, son significativas ambas (Tabla 4). La abundancia de las clases anuales sucesivas 1953-1956 no ha sido uniforme, y está indicada una abundancia diferencial de la misma clase anual en las diversas áreas. La clase anual 1955, especialmente, parece estar a un nivel de abundancia más bajo, particularmente en el Area 01. Cuando se disponga de una serie más abundante de datos, un examen más detallado de este aspecto será de mayor valor.

Las diferencias en la abundancia son importantes en esta investigación porque, bajo las circunstancias apuntadas, la mejor estimación se obtiene de la regresión *común* que de la regresión *total*. La estimación de Z derivada de la regresión agrupada común es 1.68 (Tabla 3).

Los gráficos de los logaritmos del número de peces contra las edades estimadas según las pescas de los barcos rederos están presentados en la Figura 2 y corresponden a diversas áreas y clases anuales. La abundancia máxima ocurre alrededor de la Edad II (tal vez un trimestre más tarde que en las curvas de pesca derivadas de los barcos de carnada). Esta fué

seleccionada una vez más como la edad inicial para la computación, y codificada como $t = 0$.

En la Tabla 3 se presentan las estadísticas de la regresión. El análisis de covarianza indica que no hay diferencias significativas en los coeficientes de regresión o en la abundancia media ajustada entre las clases anuales dentro de las áreas. El coeficiente agrupado de la regresión común da una estimación de $Z = 1.72$ (Tabla 3).

Los coeficientes de regresión estimados según las pescas de los barcos de carnada y según las pescas de los barcos rederos no son significativamente diferentes. En consecuencia, es posible combinar todos los datos de la Región Norte para estimar la tasa de mortalidad. La estimación general agrupada de Z correspondiente a la Región Norte, combinando los datos de las pescas de los barcos rederos y de los barcos de carnada, y usando la línea de regresión común, es 1.69. Las estimaciones del coeficiente de mortalidad total, de las correspondientes tasas de supervivencia y de los límites de confianza han sido sumariadas en la Tabla 5.

Los valores $\ln N_t$ fueron promediados para todas las áreas y clases anuales dentro de cada trimestre para cada sistema de captura. El examen del gráfico del promedio de $\ln N_t$ en las pescas tanto con carnada como con redes, a edades sucesivas (Figura 3), indica que no hay desviación observable de la línea recta, lo que confirma hasta cierto punto la suposición de la supervivencia constante. La forma peculiar de la curva promedio de pesca correspondiente a los barcos rederos se debe a la distribución de los puntos individuales (ver Figura 2). Ni siquiera una relación estrictamente lineal puede interpretarse como que necesariamente infiere una supervivencia constante por la posibilidad de un balance fortuito de tendencias opuestas. Sin embargo, una de estas tendencias, el cambio en la tasa de la pesca (otra tendencia sería el cambio en la mortalidad natural con la edad), no ha sido evidente en el presente dominio de tiempo, y la aparente linealidad es, en consecuencia, algo más significativa.

La abundancia a edades menores de la Edad II, relativa a la abundancia de edades sobre la Edad II, es menor para los barcos rederos que para los barcos de carnada, indicando, tal vez, alguna selectividad de tamaños diferencial o una diferencia en la disponibilidad para uno y otro sistema de pesca.

Región Central (Area 05)

El análisis de los datos de la composición de tamaños de la pesca ha revelado la existencia, en algunas áreas, de dos series de grupos de tamaños que entran anualmente en la pesquería (ver Hennemuth, 1961). En la Región Norte, uno de los dos componentes era un elemento menor y esporádico de la pesca y no proporcionaba observaciones suficientes para la estimación de la abundancia y de la mortalidad. Sin embargo, en el

Area 05, los dos componentes parecían contribuir a la pesca más o menos en igual monto, a pesar de que uno podía ser seguido a través de la pesquería por un mayor período de tiempo. La serie de grupos de edades que entran en la pesca a mediados del año, y que corresponden al componente predominante en el norte, se distingue como la Serie X. La que entra a fines o a principio del año es llamada Serie Y. Ambos componentes son analizados en esta región.

Serie X

Las representaciones gráficas de $\ln N_t$ contra la edad, correspondientes a la Serie X para las clases anuales 1954, 1955 y 1957, pueden ser examinadas en la Figura 4. Las edades fueron asignadas para que correspondieran con la Región Norte, ya que la orientación tiempo-tamaño era similar. La abundancia máxima ocurre entre las Edades I y II y está muy cercana al año y medio. El reclutamiento para la pesquería se supuso que estaba completo en el trimestre anterior a la Edad II, y este trimestre fué codificado $t = 0$ como punto inicial para los cálculos.

Las estadísticas de la regresión lineal se ofrecen en la Tabla 3. El análisis de covariancia no evidencia diferencias significativas entre las regresiones de las clases anuales individualmente consideradas. Los valores promedio (Figura 4, recuadro inferior), no indican desviación de la línea recta más allá de la edad del reclutamiento completo. La pendiente común de las cuatro clases anuales, $b = -0.591$, proporciona una estimación de $Z = 2.36$.

Serie Y

Las representaciones gráficas de la abundancia a una edad dada, correspondientes a la Serie Y para las clases anuales 1954-1957 pueden encontrarse en el recuadro del centro de la Figura 4. El máximo de la curva de pesca ocurre más o menos a la Edad I, y se ha supuesto que el trimestre siguiente es el de la edad de reclutamiento completo, habiéndose codificado como $t = 0$. La asignación de edades para esta serie ha sido algo más arbitraria que en el análisis anterior.* Como los grupos de tamaños de las Series X e Y en la pesca fueron desplazados unos seis meses, las clases anuales de la Serie Y quedaron rezagadas por seis meses con respecto a la Serie X; la edad quedó rezagada también, de conformidad.

Las estadísticas de regresión correspondientes a las clases anuales de la Serie Y aparecen en la Tabla 3. Las diferencias en los coeficientes de regresión no fueron significativas, pero sí lo fueron las diferencias en la abundancia media ajustada. El coeficiente de regresión estimado, común a todas las clases anuales, fué de -0.441 , correspondiendo a $Z = 1.76$.

* El lector, sin duda, está enterado de que la asignación de valores absolutos para la edad no tiene efecto en las estimaciones de la tasa de mortalidad, ya que el origen de las abscisas se mueve simplemente de una manera u otra.

Comparación de estas series

Las estimaciones de la tasa de mortalidad de las dos series de datos no son significativamente diferentes, y el valor común agrupado de $Z = 2.08$ se ha tomado como la mejor estimación para la Región Central. Las estimaciones de la mortalidad y de los límites de confianza se encuentran en la Tabla 5.

El desplazamiento de las curvas de abundancia de las dos series (Figura 4, recuadro inferior) merece algún comentario. La abundancia máxima de la Serie Y ocurre a una edad más temprana, unos seis meses antes que la correspondiente a la Serie X. Las escalas de las edades (relativas a una y otra serie) desde luego podrían ser incorrectas; pero, si esto fuera cierto, los peces de la Serie Y tendrían que ser de un tamaño substancialmente menor que los de la Serie X, a las mismas edades, y el autor duda que esto pueda ser cierto. Una explicación más real, indicada por los estudios de la composición de tamaños, es la de que los grupos de edades de la Serie Y vienen a ser susceptibles de captura primero durante el tiempo del año en que la intensidad de la pesca alcanza su mayor grado que es primer trimestre del año calendario (ver Tabla 1), y son explotados por completo a un tamaño inicialmente menor; es decir, a una edad más temprana que la Serie X.

Región Sur (Áreas 06, 07, 13 y 14)

La Figura 5 presenta el gráfico de los datos de las áreas del sur sobre la abundancia a cada edad, habiéndose utilizado solamente los datos de las pescas de los barcos de carnada. La abundancia máxima en esta región ocurre en el trimestre siguiente al que es alcanzada la Edad I. El trimestre anterior al que la Edad II es alcanzada fué escogido como la edad inicial para los cálculos de la mortalidad y se codificó como $t = 0$.

Las estadísticas de regresión correspondientes a cada una de las clases anuales del Area 06 se presentan en la Tabla 3. Las otras áreas tienen, a lo sumo, dos observaciones para cualesquiera de las clases anuales, de modo que las estimaciones separadas de la regresión no son factibles. Esto significa también que solamente para el Area 06 se puede hacer una estimación de la regresión común. Como parece deseable incluir los datos de todas las áreas, con lo que los grados de libertad estarían considerablemente aumentados, la regresión *total* agrupada se ha empleado en esta región para estimar la tasa de mortalidad.

En anteriores análisis, el coeficiente de regresión *total* fué usualmente mayor numéricamente que el *común*. En el Area 06, lo contrario es cierto a pesar de que no hay una diferencia significativa en la abundancia media ajustada. Nótese, también, que el coeficiente de regresión total correspondiente al Area 06 no es muy diferente que el del total regional agrupado. De todas maneras, mientras que, en general, la estimación total y la común

no son comparables, los datos limitados que tenemos de la Región Sur no sugieren que el uso de la regresión *total* correspondiente a esta área pueda resultar en una discrepancia considerable al hacer la comparación con otras regiones.

El coeficiente de la mortalidad total es estimado como $Z = 1.78$. En la Tabla 5 se presenta un sumario de las estimaciones y de los límites de confianza.

Comparaciones regionales

Los coeficientes estimados de la mortalidad total para las Regiones Norte y Sur son muy similares. El de la Serie X de la Región Central es algo más alto. El análisis de covarianza indica, sin embargo, que las diferencias no son significativas.

En consecuencia, una sola estimación puede ser usada para la región de pesca entera. Agrupando la suma de las regresiones comunes de los cuadrados y de los productos cruzados para las Regiones Norte y Central con la suma de la regresión total de los cuadrados y de los productos cruzados de la Región Sur, se obtiene un valor de $Z = 1.72$. La tasa de supervivencia total correspondiente es $s = 0.18$. Los límites de confianza se dan en la Tabla 5.

En la Figura 6 se han delineado curvas suavizadas del promedio de la pesca para los dos sistemas de captura en la Región Norte, y curvas similares para los barcos de carnada solamente para las dos series en la Región Central y para la de la Región Sur. El desplazamiento de la curva de la Serie Y en la Región Central y la curva derivada de los datos sobre las pescas de los barcos rederos en la Región Norte son bastante evidentes. La explicación de estas diferencias ha sido ofrecida en secciones anteriores. Las tres curvas restantes, que representan las tres diferentes regiones, coinciden muy de cerca. La similitud de la pendiente a la derecha de los trazos descendentes de todas las curvas es muy notoria, en vista de la naturaleza variable de los datos en que están basadas las estimaciones.

COEFICIENTES DE LA MORTALIDAD NATURAL Y DE LA MORTALIDAD POR LA PESCA

Hay diversos métodos por medio de los cuales puede obtenerse, teóricamente, una estimación de la mortalidad natural, con base en la relación de la mortalidad total con el esfuerzo de pesca. Para el empleo de tales métodos se requiere, o bien una amplitud muy grande de los niveles del esfuerzo, o por lo menos dos períodos de niveles de esfuerzo sostenido que sean bastante diferentes. Los datos actuales no ofrecen una suficiente amplitud del nivel de esfuerzo. En consecuencia, por medio de estos métodos no es posible la separación de Z entre sus coeficientes constituyentes de mortalidad por la pesca (F) y de mortalidad natural (M).

El modelo de Schaefer, que utiliza solamente los datos de la pesca y del esfuerzo, proporciona una estimación de q (k_2 de Schaefer), la constante que relaciona proporcionalmente la intensidad de la pesca (SDF) con el coeficiente de la mortalidad. Al aplicar este modelo a la pesquería del atún aleta amarilla, Schaefer estimó que $q = .38 \times 10^{-4}$, y a un nivel de esfuerzo que se ha obtenido en años recientes (25,000 SDF), $F = 0.95$. El coeficiente de la mortalidad natural, M , puede ser estimado por sustracción. En consecuencia, tenemos como estimación más probable de la mortalidad

$$Z = 1.72, \quad F = 0.95, \quad M = 0.77.$$

Bajo estas circunstancias es imposible determinar los límites precisos dentro de los cuales puede esperarse que se sitúen F o M (si se cuenta, por supuesto, con algún valor real único).

Hemos estimado la variancia de Z y computado el 95 por ciento de los límites de confianza de 1.60 a 1.85. Parece bastante razonable suponer que la variación de F o de M no es mayor que la de Z . Los límites en M , si su variación fué la misma de Z , serían de 0.64 a 0.90; y en F , de 0.82 a 1.08.

En cuanto a la estimación de la mortalidad por la pesca, Schaefer saca la conclusión de que en la amplitud de los valores de q que corresponde a los valores de F de más o menos 0.7 a 1.2 (a 25,000 SDF), no hay un cambio significativo en la variación de las pescas observadas (ajustadas a la pesca de equilibrio) alrededor de la línea de la pesca de equilibrio.

Es obvio que se necesita una estimación más precisa. Sin embargo, en una sección posterior de este trabajo usaremos un medio algo más pragmático para examinar los efectos en el rendimiento por recluta de una amplitud de valores de M . El examen que hemos hecho nos lleva a escoger de 0.60 a 1.00 como posibles valores extremos de M .

RENDIMIENTO POR RECLUTA

Ahora vamos a considerar los efectos en las pescas de atún aleta amarilla de la modificación de la selectividad de la pesquería con respecto al tamaño de los peces capturados. La pesca anual depende, *inter alia*, del número de reclutas que ingresa a la pesquería, pero esta información no se puede obtener al presente para la pesquería del atún aleta amarilla. Abordaremos este problema considerando la pesca sobre la base del rendimiento por recluta al stock.

Se han desarrollado muy diferentes procedimientos para calcular este rendimiento, los cuales son análogos en principio, pero varían con respecto a los datos requeridos y a las suposiciones acerca de las poblaciones. Una ecuación formulada por Beverton y Holt (1957) parece ser la más apropiada para nuestra pesquería y para los datos de que disponemos.

Esta ecuación contiene parámetros que representan la tasa de creci-

miento, la tasa de mortalidad, la edad de reclutamiento y la edad pasada la cual los peces no efectúan ninguna contribución a la pesca. Esta ecuación es aplicable a una pesquería basada en un stock que tiene una tasa constante de mortalidad natural (lo que específicamente implica que es independiente tanto de la edad como de la densidad del stock) y en la que los peces siguen un patrón invariable de crecimiento, de acuerdo con la curva de crecimiento de von Bertalanffy. El patrón de crecimiento observado se conforma bastante bien con la curva de crecimiento de von Bertalanffy, y la suposición de la mortalidad natural constante no parece ser suficientemente aplicable.

Las curvas de rendimiento por recluta corresponden también con las curvas del rendimiento total, pero *solamente* cuando el reclutamiento es independiente de la densidad del stock. Sin embargo, el reclutamiento independiente de la densidad es dudoso en extremo. En consecuencia, las curvas de rendimiento por recluta *no* deben ser interpretadas como curvas del rendimiento total.

De conformidad con la fórmula de Beverton y Holt (con algunos ligeros cambios en la anotación) el rendimiento por recluta (en libras),

$$Y(w)/R = Fe^{-M(t_c-t_r)} W_\infty \sum_{n=0}^3 \left[C_n e^{-nk(t_c-t_0)} \right] \left[1 - e^{-(F+M+nk)(t_m-t_c)} \right] / \left[F+M+nk \right],$$

en donde

- F = tasa instantánea de mortalidad por la pesca (coeficiente de mortalidad por la pesca)
- M = tasa instantánea de mortalidad natural (coeficiente de mortalidad natural)
- W_∞ = peso asimptótico (de la ecuación de Bertalanffy)
- k = tasa instantánea de crecimiento (de la ecuación de Bertalanffy)
- c = coeficiente numérico de términos que resultan de la expansión de la ecuación cúbica (Bertalanffy), el cual representa el peso a una edad dada
- t_0 = edad aparente cuando la longitud o el peso aparentes son cero (de la ecuación de Bertalanffy)
- t_r = edad promedio del reclutamiento en las localidades de pesca
- t_c = edad promedio a la primera entrada a la pesquería (o edad a la que los peces llegan a ser vulnerables de ser capturados)
- t_m = edad en que cesa la contribución a la pesca.

El modelo estipula que un número dado, constante, de reclutas se vuelve completamente vulnerable de ser capturado a la edad t_c , está sujeto a la mortalidad M desde las edades t_r a t_c , y está también sujeto a la mortalidad $F+M$ desde las edades t_c a t_m . El producto integrado del peso de los peces que sobreviven la edad t , y la tasa de pesca sobre el sector vivo capturable, es el rendimiento esperado de estos reclutas, y éste dividido por el número de reclutas, R , es el rendimiento por recluta.

Los parámetros de la curva del crecimiento fueron estimados por Hennemuth (1961); $W_{\infty} = 218$ lbs., $k = 0.60$, $t_0 = 0.85$ años. Un solo valor de t_r infiere, por supuesto, una entrada instantánea a las localidades de pesca, y se supone que sea igual a t_c , a su valor presente. El tamaño a la primera captura está ya controlado (en California) por un límite mínimo de 55 cm. o 7.5 lbs. Una clase anual viene a estar completamente disponible a alrededor de un año y medio de edad (1.5 años). De nuevo fué usada la aproximación de la disponibilidad instantánea; y el valor base de $t_c = 1.5$ años fué escogido como la edad aproximada de entrada a la pesquería. Muy pocos peces están presentes en la pesca cuando tienen la edad máxima, t_m , de cuatro años o más.

F y t_c son tratados como variables; los cálculos fueron hechos para una amplitud de F de 0 a 2.5 y para una amplitud de t_c de 1.5 a 3.5. De modo que para un valor dado de M , tenemos un ordenamiento bidimensional de rendimiento por recluta, como una función de F y t_c . Al dibujar líneas de igual valor en este ordenamiento, respecto al rendimiento igual por recluta, se forma un diagrama de las isopletas de rendimiento, el cual exhibe bastante claramente los patrones del rendimiento por recluta correspondientes a los cambios en el tamaño mínimo de captura y en la mortalidad por la pesca. El rendimiento por recluta ha sido computado para una amplitud de valores de M dentro de los límites determinados previamente. Las isopletas de rendimiento correspondientes a los niveles superior e inferior de esta amplitud de M , 0.60 y 1.00, junto con aquellas a un valor estimado de 0.80, se han presentado en las Figuras 7, 8 y 9. Los puntos indican los valores de F y t_c para los cuales se computaron realmente los rendimientos. Los círculos abiertos representan valores interpolados a intervalos de dos libras, a través de los cuales se delinearon los contornos. Las líneas de guiones son las posiciones de la edad entrante a la pesquería a las cuales se obtendría el rendimiento máximo a cualquier valor dado de la mortalidad por la pesca.

El diagrama correspondiente a $M = 0.80$, el valor más probable, ilustra que el rendimiento por recluta, a valores de F sobre 1.3, sólo puede ser aumentado por un aumento en la edad mínima de entrada a la pesquería. El posible máximo absoluto no puede exceder en mucho las 24 libras, a una intensidad de pesca muy alta, ni la edad de entrada que es alrededor de unos 2.5 años.

El rendimiento por recluta estimado con $M = 0.60$, que es el valor más bajo probable, es generalmente más alto que aquel sobre los valores dados de la edad promedio de entrada a la pesquería y de la tasa de pesca, como podría esperarse. Los rendimientos máximos correspondientes a determinadas tasas de pesca son obtenidos a mayores edades promedio de entrada que en el ejemplo expuesto anteriormente. El rendimiento por recluta máximo absoluto de alrededor de 32 libras ocurre a una edad de entrada de unos 2.7 años.

El rendimiento por recluta al nivel más alto posible de la mortalidad natural, $M = 1.00$, es algo más bajo que aquel en que $M = 0.80$, para determinadas tasas de la pesca y edades de entrada, como se esperaba también. El lugar de los rendimientos máximos es notablemente más gradual en la pendiente que en los ejemplos previamente expuestos. Se predice un rendimiento máximo absoluto de unas 19 libras a una edad de entrada de unos 2 y $1/3$ años.

Los puntos que son destacados por las isopletas de rendimiento por recluta son: (1) a cualquier nivel razonable de M , el máximo rendimiento esperado por recluta es obtenido a edades de entrada substancialmente más altas que las que actualmente están en efecto, para todos los valores de la tasa de pesca, excepto los muy bajos, y (2) un aumento en la tasa de la pesca a mucho más del valor actual, aparentemente no aumentaría el rendimiento por recluta a menos que hubiese un aumento concomitante en el tamaño mínimo.

La relación entre el rendimiento por recluta y la edad a la primera captura a intensidades de pesca cercanas a la cifra actual, se ilustra con más claridad en la Figura 10 en donde los rendimientos predichos por recluta dentro de la amplitud de las edades mínimas han sido graficados para los tres niveles de mortalidad natural. Para cada valor de M se ha graficado también el rendimiento por recluta a tres niveles de mortalidad por la pesca (0.80, 0.95 y 1.10), cuya amplitud fué seleccionada previamente para incluir el valor promedio probable obtenido en años recientes.

El rendimiento (cuando $M = 0.80$, $F = 0.95$ y $t_c = 1.5$ años) se estima que sea más o menos de 16.7 libras por recluta, y no es muy diferente cuando la mortalidad por la pesca es más alta o más baja. El rendimiento máximo de alrededor de 19 libras, que puede variar de 18.5 a 20.5 libras, dependiendo de la tasa exacta de la pesca, se predice a una edad de entrada que excede ligeramente a dos años o 28 libras. Siendo así, un 16 por ciento de aumento en el rendimiento es indicado para un retraso de seis meses en la primera captura.

Si la tasa de mortalidad natural fuera, en efecto, substancialmente más baja (0.6), el rendimiento máximo ocurriría a una edad de entrada de 2 y $1/2$ años, o 55 libras, y sería un 25 por ciento más alto que al presente. Los cálculos para el otro extremo, $M = 1.0$, indican que el rendimiento máximo sería alcanzado con una edad de entrada ligeramente menor de 2 años (28 libras), con un aumento esperado en el rendimiento por recluta de más o menos un 10 por ciento. El aumento esperado descendería hasta un 7 por ciento si la tasa de pesca estuviera actualmente en el lado más bajo.

La predicción anterior bien podría ser modificada mediante la aplicación de modelos más realísticos, particularmente en cuanto a los procesos dependientes de la densidad se refiere. El modelo de Schaefer, por ejemplo, incluye un factor lineal que depende de la densidad; están en marcha las

comparaciones de los rendimientos predichos según ambos modelos. Esto puede proporcionar alguna inferencia acerca de la relación del stock y el reclutamiento. Aunque es prematuro informar en detalle sobre estos estudios, es conveniente hacer notar que el modelo Beverton-Holt (con $M = 0.8$, $t_c = 1.5$) y el modelo de Schaefer predicen rendimientos muy similares cercanos al valor de F (alrededor de 1.3) al que ocurren los máximos rendimientos.

LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA

Beverton, R. J. H. and S. J. Holt

- 1957 On the dynamics of exploited fish populations.
Min. of Agr. and Fish. (U. K.) Fish. Invest. Ser. II, Vol. XIX, 583 pp.

Broadhead, G. C.

- 1959 Morphometric comparisons among yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus*, from the Eastern Tropical Pacific Ocean.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 3, No. 8, pp. 353-382 (English), pp. 383-391 (Spanish).

Chatwin, B. M.

- 1959 The relationships between length and weight of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*) from the Eastern Tropical Pacific Ocean.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 3, No. 7, pp. 305-343 (English), pp. 344-352 (Spanish).

Hennemuth, R. C.

- 1957 An analysis of methods of sampling to determine the size composition of commercial landings of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*).
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 2, No. 5, pp. 171-225 (English), pp. 226-243 (Spanish).
- 1961 Size and year class composition of catch, age and growth of yellowfin tuna in the Eastern Tropical Pacific Ocean for the years 1954-1958.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 5, No. 1, pp. 1-82 (English), pp. 83-112 (Spanish).

Schaefer, M. B.

- 1956 The scientific basis for a conservation programme.
In papers presented at the Int. Tech. Conf. on the Cons. of the Living Res. of the Sea, Rome, 18 April to 10 May, 1955, pp. 14-55, U. N. Doc. A/Conf. 10/L. 1, United Nations, New York.
- 1957 A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the Eastern Tropical Pacific Ocean.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 2, No. 6, pp. 245-268 (English), pp. 269-285 (Spanish).

Schaefer, M. B., B. M. Chatwin, and G. C. Broadhead

- 1961 Tagging and recovery of tropical tunas, 1955-1959.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 5, No. 5, pp. 341-416
(English), pp. 417-455 (Spanish).

Shimada, B. M.

- 1958 Geographical distribution of the annual catches of yellowfin and skipjack tuna from the Eastern Tropical Pacific Ocean from vessel logbook records, 1952-1955.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 2, No. 7, pp. 285-354
(English), pp. 355-363 (Spanish).

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.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 1, No. 7, pp. 350-421
(English), pp. 422-469 (Spanish).

Snedecor, G. W.

- 1956 Statistical Methods.
Iowa State Coll. Press, Ames, Iowa, 534 pp.

