

**INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION**  
**COMISION INTERAMERICANA DEL ATUN TROPICAL**

Bulletin — Boletín

Vol. 14, No. 1

**VARIATIONS IN YEAR-CLASS STRENGTH AND ESTIMATES OF  
THE CATCHABILITY COEFFICIENT OF YELLOWFIN TUNA,  
*THUNNUS ALBACARES*, IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN**

**VARIACIONES DE LA FUERZA DE LA CLASE ANUAL Y  
ESTIMACIONES DEL COEFICIENTE DE CAPTURABILIDAD DEL  
ATUN ALETA AMARILLA, *THUNNUS ALBACARES*, EN EL  
OCEANO PACIFICO ORIENTAL**

by — por  
**EDWIN B. DAVIDOFF**

La Jolla, California

1969

**CONTENTS — INDICE**  
**ENGLISH VERSION — VERSION EN INGLES**

	Page
ABSTRACT.....	3
INTRODUCTION.....	3
ACKNOWLEDGMENTS.....	4
SOURCES AND TREATMENT OF DATA.....	4
Size composition .....	4
Catch and effort data.....	5
Year-class composition of the catch.....	5
Year-class strength.....	7
Biomass.....	8
Catchability coefficient ( $q$ ).....	9
RESULTS AND DISCUSSION.....	10
Virtual population estimates.....	10
Year-class strength estimates (Murphy method).....	10
Stock and recruitment.....	11
Catchability coefficient.....	12
Sea-surface water temperature and year-class strength.....	13
-----	
FIGURES.....	15
-----	
TABLES.....	20

**VERSION EN ESPAÑOL — SPANISH VERSION**

	Página
EXTRACTO.....	29
INTRODUCCION.....	29
RECONOCIMIENTO.....	30
FUENTES Y PROCESAMIENTO DE DATOS.....	30
Composición de talla.....	30
Datos de captura y esfuerzo.....	31
Composición de la captura según la clase anual.....	31
Fuerza de la clase anual.....	33
Biomasa.....	34
Coeficiente de capturabilidad ( $q$ ).....	35
RESULTADOS Y DISCUSION.....	36
Estimaciones virtuales de la población.....	36
Estimaciones de la fuerza de la clase anual (método Murphy).....	36
Stock y reclutamiento.....	38
Coeficiente de capturabilidad.....	39
Temperature del agua de la superficie del mar y fuerza de la clase anual	40
-----	
LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA .....	42

**VARIATIONS IN YEAR-CLASS STRENGTH AND ESTIMATES OF  
THE CATCHABILITY COEFFICIENT OF YELLOWFIN TUNA,  
*THUNNUS ALBACARES*, IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN**

by

**Edwin B. Davidoff**

**ABSTRACT**

Year-class composition of catch, virtual population size and year-class strength were determined from serial samples of size composition of catches and catch records. Murphy's Solution to the catch equation, which is free from the effects caused by changes in fishing pressure, was used to estimate year-class strength, *i.e.* the total population of fish age 3/4 years. The resultant estimates indicated that the X55, X56, X57, X62 and X63 year classes were above average and the X58, X59, X60, X61 and X64 year classes were below average. The year-class designation refers to the year of actual entry or presumed year of entry into the commercial fishery (at approximately 1 year of age). The strongest and poorest year classes were the X57 and X61 classes, respectively. The ratio of the strongest to the weakest year class was 2.6. This amount of variation is small compared to that found for other species of fish.

It was found that the relationship between stock size and year-class strength is of no value in predicting year-class strength. As a by-product of the analysis, estimates of the catchability coefficients ( $q_N$ ) of the age groups in the fishery were obtained. These estimates were found to vary with age and time. Age-two fish apparently showed the greatest vulnerability to fishing gear, followed by ages three and one, respectively. The average estimate of the catchability coefficient in weight was calculated and found to compare favorably with Schaefer's estimate.

The influence of sea-surface water temperature upon year-class strength was investigated to determine whether the latter can be predicted from a knowledge of sea-surface temperatures prevailing during and following spawning. No correlation was evident.

**INTRODUCTION**

Analyses of size-composition data to determine the age composition of the catch and the growth rate of yellowfin tuna have been reported by Hennemuth (1961a) and Davidoff (1963). The relative abundance (average catch in numbers of fish per standard day's fishing) among areas, years and quarters, and instantaneous total mortality rates of yellowfin tuna were estimated by Hennemuth (1961b) and Davidoff (1965). Schaefer (1957) applied a modification of the logistic model to estimates of the average abundances of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean for the years 1935 to 1954 to estimate sustainable yield from the stock as a function of fishing effort. In a subsequent paper (Schaefer 1967), he investigated the relationship between stock size and recruitment by combining the results obtained from applying the "dynamic-pool" model of Beverton

and Holt (1957) to the yellowfin tuna with those from his modification of the logistic model.

In this report some of the data and results of the above studies are used together with additional data for later years to estimate the year-class composition of the catch, the virtual population size, and the strengths of the year classes of yellowfin tuna. The relationship between stock size and year-class strength is further investigated and the results are compared with those of Schaefer (1967). As a by-product of the analysis, estimates of the catchability coefficients of the age groups in the fishery were obtained. In addition, the influence of sea-surface water temperature upon year-class strength is investigated to determine whether year-class strength can be predicted from a knowledge of sea-surface temperature during and following spawning.

### ACKNOWLEDGMENTS

Appreciation is expressed to William H. Bayliff, Gordon C. Broadhead, James Joseph, Jerome J. Pella, Milner B. Schaefer and Patrick K. Tomlinson for their suggestions and criticism. James A. Renner of the U. S. Bureau of Commercial Fisheries kindly made available unpublished records of sea-surface water temperature. Christopher T. Psaropulos prepared computer programs for tabulating and analyzing the size-composition data. Robert T. Umlor provided assistance in tabulating the data and performing computations.

### SOURCES AND TREATMENT OF DATA

The size-composition samples from the landings of yellowfin tuna from the eastern Pacific Ocean were collected by the Inter-American Tropical Tuna Commission. The methods of collection are described by Hennemuth (1957).

#### Size composition

Hennemuth's (1961b) procedures were used in the processing of the length data to estimate the relative abundance of the year classes. The following subscripts are used in the present report to describe the analysis of the data:

- $i = 1, 2, \dots 80$  length intervals (1 = 400-419 mm, 2 = 420-439 mm, . . . 80 = 1980-1999 mm; the midpoints are 410 mm, 430 mm, . . . 1990 mm),
- $j = 1, 2, \dots 14$  sampling areas (Figure 1),
- $k = 1, 2, 3$  fishing gears (1 = baitboat, 2 = purse seine, 3 = combined),

$l = 1, 2, 3$  months of a quarter (1 = January, April, July, or October, 2 = February, May, August, or November, 3 = March, June, September, or December),

$m = 1, 2, 3, 4$  quarters (1 = January-March, 2 = April-June, 3 = July-September, 4 = October-December),

$n = 1, 2, \dots, 12$  years (1 = 1955, 2 = 1956,  $\dots$  12 = 1966), and

$z = 1, 2, \dots, 28$  year classes (1 = X53, 2 = Y53,  $\dots$  28 = Y66).

The dot notation is employed in the subscripts to indicate sums as for

example for data  $X_1, X_2, \dots, X_I, X \cdot = \sum_{i=1}^I X_i$ , and  $\bar{X} \cdot = \frac{1}{I} X \cdot$ . The per-

centage of fish of a given length interval in the samples of a given area-gear-month-quarter-year stratum is denoted by  $p_{ijklmn}$  and is calculated as

$$p_{ijklmn} = \frac{S_{ijklmn}}{S \cdot jklmn} \times 100 \quad (1)$$

where

$S_{ijklmn}$  = number of fish of length  $i$  in the samples of stratum  $ijklmn$ , and

$S \cdot jklmn$  = total number of fish in the samples of stratum  $ijklmn$ .

The quarterly percentage length frequencies are computed as  $\bar{p}_{ijk \cdot mn}$ .

#### Catch and effort data

The methods of collection and analysis of the catch statistics are described by Shimada and Schaefer (1956) and Broadhead (1962), while the distributions of the catch and effort for tuna baitboat and purse-seine fisheries of the eastern Pacific are given by Shimada (1958), Alverson (1959, 1960, 1963), Martin (1962), and Calkins and Chatwin (1967). The fishing effort is expressed in units of standard day's fishing (SDF), *i.e.*, days of fishing by vessels of standard sizes (201-300 short tons capacity for baitboats and 101-200 short tons capacity for purse seiners). Data from both kinds of gear may be combined to express the catch-per-unit of effort, and the effort, in terms of standard baitboat units employing the procedures of Broadhead (1962).

#### Year-class composition of the catch

The procedures for identifying the year classes follow those of Henne-muth (1961a). The monthly length-frequency distributions of the samples are composed of one or more distinct size groups of fish, which are believed in most cases to represent age groups. The central tendency of the size groups is emphasized by smoothing the percentage length frequencies with a moving average of three intervals, giving the center interval double weight. The smoothed length-frequency distributions are employed for year-class identification, while the unsmoothed distributions are used for estimation of the year-class strength. Two size groups generally enter the

catch each year separated by an interval of approximately 6 months; these are denoted by prefixing an X or a Y to their actual or presumed year of entry into the fishery (at approximately 1 year of age). The fish of the X groups enter the fishery near the middle of the year at a length of approximately 55 cm, while those of the Y groups enter the fishery near the end of the year at approximately the same length. Thus for the 1955 data in Table 1, the ages of the fish are denoted as follows: Y55, X55, 1; Y54, X54, 2; Y53, X53, 3. In this table and in all subsequent ones the numbers have been rounded off. However, all calculations have been made using more precise figures. Yellowfin of a particular year class can be traced through the successive months and years in which they make significant contributions to the fishery, a period of about 3 years.

The percentage of the fish in the samples of a  $ijklmn$  stratum which was assigned to year class  $z$  (either an X or a Y year class) is denoted by  ${}^z p_{ijklmn}$ , and is estimated by

$${}^z p_{ijklmn} = \frac{{}^z U_{ijklmn} - {}^z L_{ijklmn}}{S_{ijklmn}} \times 100 \quad (2)$$

where

${}^z L_{ijklmn}$  = lower boundary (length interval) in the samples of the  $ijklmn$  stratum which were assigned to year class  $z$ , and

${}^z U_{ijklmn}$  = upper boundary (length interval) in the samples of the  $ijklmn$  stratum which were assigned to year class  $z$ .

The sums of these percentages for a given stratum do not necessarily equal 100, as portions of the length-frequency curves often cannot be assigned to specific year classes, especially the portions representing older fish.

The percentage of all the fish sampled from a  $ijkmn$  stratum which were assigned to year class  $z$  is computed by  ${}^z \bar{p}_{ijkmn}$ .

The average weight of fish sampled from a  $ijkmn$  stratum is denoted by  $\bar{w}_{ijkmn}$  and is estimated by

$$\bar{w}_{ijkmn} = \frac{\sum_{i=1}^I \bar{p}_{i,jk,mn} \times w_i}{100} \quad (3)$$

where

$w_i$  = weight of fish corresponding to the length at the midpoint of length interval  $i$  as computed from Chatwin's (1959) length-weight relationship.

The total number of fish caught in a  $ijkmn$  stratum is denoted by  $N_{ijkmn}$  and is estimated by

$$N_{ijkmn} = \frac{W_{ijkmn}}{\bar{w}_{ijkmn}} \quad (4)$$

where

$W_{jkmn}$  = total weight of fish caught in stratum  $jkmn$ .

The total number of fish caught in a  $jkmn$  stratum which were assigned to year-class  $z$  is denoted by  ${}_zN_{jkmn}$ , and is estimated by

$${}_zN_{jkmn} = \frac{{}_z\bar{p}_{jkmn} \times N_{jkmn}}{100} \quad (5)$$

The total number of fish of year-class  $z$  caught in year  $n$  is computed as  ${}_zN \dots n$ , and the total number of fish of year class  $z$  caught in all years is computed as  ${}_zN \dots$ . The total number of fish caught of all year classes combined in a year (excluding a number proportional to the portion in the samples which could not be assigned to a year class) is computed as  $.N \dots n$ .

The percentage of the total number of fish caught during year  $n$  which were of year-class  $z$  is denoted by  ${}_z p_n$ , and is estimated by

$${}_z p_n = \frac{{}_z N \dots n}{.N \dots n} \times 100 \quad (6)$$

The size composition of the annual catches is illustrated in Figure 2. The average weight of fish in the catches and the percentage year-class composition are indicated on the figure.

#### Year-class strength

Murphy (1965, 1966) developed a method of solving the catch equation to yield yearly estimates of the population at the beginning of the fishing season and the coefficient of fishing mortality. His method overcomes the effect of varying availability of the population to the fishery from year to year, and, in addition, provides a framework to which much of the available information on population size can be related. Further, it permits the estimation of fishing mortality rates from catch data when the catches are in numbers of fish from a known cohort or year class of fish, given that an estimate of the natural mortality rate ( $M$ ), assumed to be constant, and an independent estimate of the fishing mortality rate ( $F$ ) are available for one year. Murphy (1966) applied his method to sardine catch statistics for the years 1932 to 1960.

Tomlinson (*unpublished data*) generalized the Murphy catch equation (which required catches by time intervals, when each interval is of equal length and contains catches) to allow variable time intervals and zero catches, and, in addition, wrote a computer program to perform the necessary calculations. He has kindly made his program available to the author and rendered assistance and advice in using it. The reader is referred to Murphy's papers for a detailed description of the method. In applying the method to the catch data of yellowfin, the minimal assumptions were made that the tuna at  $2\frac{1}{2}$  years of age and  $3\frac{1}{2}$  years were equally exposed to the fishery and these and the intervening ages suffered a constant rate of natural mortality.

Data for use with Tomlinson's generalization consisted of the following:

1. Number of yellowfin tuna caught in the eastern Pacific Ocean by all gears combined, by age, quarter and year class (Table 2).
2. Catch ratios of 2 year-olds ( $C_{i+1}/C_i$ ), *i.e.* the catch of 2 year-olds of a specific year class in one quarter divided by the catch of the same year class one quarter earlier (Table 3, Cols. 6-9).
3. An assumed constant instantaneous quarterly value of natural mortality ( $M = 0.25$ ) was used which corresponds to Hennemuth's (1961b) upper estimate. This value was chosen because Hennemuth's average estimate was believed to be too low. Davidoff (1965) found that errors in estimating age composition of catch, effort and average weight of fish comprising the catch are all compounded in the final estimates of abundance. The total effect of all errors probably results in estimates of  $Z$  (total mortality rate) that are minimal. Therefore, Hennemuth's (1961b) upper estimate of  $Z = 1.85$  probably better measures the total mortality rate of yellowfin. Assuming Schaefer's (1957) estimate of  $q = 38.06 \times 10^{-6}$  to be correct, and the level of fishing effort during the period for which Hennemuth estimated the total mortality rate to be (25,000 SDF),  $F = 0.95$ ,  $M$  must be 0.90 or as high as 1.00 corresponding to Hennemuth's maximum estimate of  $M$ .
4. An estimate of  $F$  is required for either the first or last interval. Starting estimates of  $F$  for the fourth quarter in 1966 ranged from 0.20-0.40. It was believed that this range of  $F$  values would bracket the possible values of  $F$ . An examination of the estimates of  $F$  for the preceding quarters revealed that the same values of  $F$  were obtained for most quarters regardless of what estimate in the range chosen was used for the fourth quarter of 1966. The estimate of  $F = 0.25$  was chosen as the starting estimate of  $F$ .

### **Biomass**

Estimates of the number of yellowfin in each year class present at the beginning of a specific year-quarter stratum were calculated by the Murphy method. These estimates were used to compute the average numbers of fish of the same year class present during the quarter by averaging the estimates for two adjacent quarters. To estimate the numbers during the last quarter it was necessary to use the exploitation rate for the last interval and expand the population in total numbers. The estimated average numbers of fish of each year class present in each quarter were assembled by age, calendar year and quarter (Table 4). Average lengths corresponding to age of 20 months and older in each quarter were assigned by means of the von Bertalanffy growth curve (Davidoff 1963). In his calculation of the von Bertalanffy growth curve, Davidoff had excluded the modes of fish younger than 20 months because fishing selectivity caused the model size of these age groups to be over-estimated during the first



few months they were present in the fishery. Estimates of average length for ages less than 20 months were made by assuming that fish grow linearly from age 0 to age 20 months. These average lengths were converted to average weight at each age by means of Chatwin's (1959) length-weight equation (Table 5). Multiplication of the numbers of fish at each age in Table 4 by their corresponding average weight in Table 5 resulted in estimates of the biomass of each age present by year and quarter (Table 6). The total biomass in each quarter was obtained by summing the estimated weight of all age groups present in the quarter. Annual estimates of the total average biomass were obtained by averaging the four quarterly estimates for the same calendar year.

#### Catchability coefficient ( $q$ )

Estimates of the quarterly, instantaneous fishing mortality ( $F$ ) and exploitation rate ( $E$ ) for each year class at each age were available from the computer printout used to estimate year-class strength. Estimates of fishing effort for purse-seine and baitboat gear separately (1955-1966), and for the combined gears (1959-1966) were available from the Commission's records. Purse-seine fishing effort (SDF) for each year in the series 1955-1958 was converted to baitboat effort (SDF) using correction factors for the year 1959 following the procedure of Broadhead (1962). The converted fishing effort data were then summed with corresponding fishing effort data for baitboats to provide estimates for the combined gears ( $f$ ). Estimates of the catchability coefficient ( $q_N$ ) in numbers of fish for each year class at each age were obtained by dividing the estimates of  $F$  for each year class in Table 7 by the corresponding fishing effort ( $f$ ).

An estimate of  $q$  in weight, ( $q_w$ ) for all ages combined, was calculated for each year by

$$q_w = \frac{\sum_{j=1}^5 (B_j \cdot (q_N)_j)}{\sum_{j=1}^5 B_j} \quad (7)$$

where  $B_j$  is the biomass of the  $j^{\text{th}}$ -year old fish and  $(q_N)_j$  is the catchability coefficient in numbers of fish for the  $j^{\text{th}}$  year old fish.

It is stressed here that the magnitude of the estimates is dependent on the initial guesses, particularly of  $M$ , which were made to use the catch equation. If the guesses are incorrect, then correspondingly, the estimates of the catchability coefficient are inaccurate. Had the author guessed a lower value for  $M$ , the estimates of the catchability coefficient would have been larger. However, whatever the initial guesses were, the estimates of the catchability coefficients should still reflect the relative catchability of the different age groups.

## RESULTS AND DISCUSSION

### Virtual population estimates

The virtual population has been defined by Fry (1949) as the sum of the fish, belonging to a given year class, present in the water at any given time that are destined to be captured in the fishery in that year and all subsequent years.

The virtual population for each year class is calculated as  $\sum N \dots$  (see p. 7). These estimates are shown in Table 1, while Figure 3 shows them for the X55 through X65 year classes only. The mean in the figure was calculated from the data for the X55 through X64 year classes since these were the only ones for which complete data were available.

### Year-class strength estimates (Murphy method)

Virtual population estimates of year-class strength can be biased by changes in fishing pressure, in the availability and/or vulnerability of the fish to capture, and in the natural mortality [see the papers of Bishop (1959) and Paloheimo (1958)]. Because of these biases, the Murphy method (see p. 7) which is free from the effects caused by changes in fishing pressure was used to estimate year-class strength, *i.e.*, the total population of fish at age 3/4 years. Estimates of year-class strength were calculated from the data in items 1-4 (p. 8).

In Figure 4 the estimates of year-class strength obtained by the Murphy method are compared by logarithmic scale with those obtained by the virtual population method. A least squares regression line has been fitted to each series of data. The estimate for the 1965 year class was excluded in computing each regression line because it was based on incomplete data. Each regression line was found to have a negative slope suggesting that there has been a decline in the number of recruits with time. The rate of decline appears to be three times greater in the case of the Murphy method. The comparison of these lines statistically by an analysis of covariance and testing of the slopes of these regression lines indicated that the differences between the slopes of these regression lines are not statistically significant, and both slopes are not significantly different from zero. However, there has been an almost steady increase in fishing effort over this time period such that one would put a little more credence in the indicated negative slopes of these regression lines.

Comparing the estimates in Figure 4 for the X55-X64 classes, both methods rank the X55, X57, X62 and X63 year classes as above average and the X58, X59, X61 and X64 year classes as below average. Average here is defined as the best estimate of the expected recruitment after the time trend is taken into account, *i.e.*, the linear regression equations computed earlier provide the average for any year class. The methods differ primarily in regard to the X56 and X60 year classes which are ranked by the Murphy method as above and below average year classes respectively.

In addition, they differ in their estimates of strongest and poorest year classes; these are the X57 and X61 year classes respectively, according to the Murphy method and the X55 and X59 year classes respectively, according to the virtual population method. The Murphy method is superior to the virtual population method because it is free from the effects caused by changes in fishing pressure.

It is of interest to note that the ratio of the strongest to weakest yellowfin year class by the Murphy method is 2.6. If one considers the variability in year-class strength of yellowfin tuna in terms of deviation from the long-term trend, since a large component of the long-term trend is probably the effect of change in fishing effort rather than density-independent variability, it will be seen that the variability not associated with the long-term trend is even smaller than that indicated by the absolute values. This amount of variation is small compared to that found for other species of fish. Murphy (1966) found a 7.9-fold variation for Pacific sardines from 1932-1948 and a 3.8-fold variation from 1949-1957. In addition, he cites findings by other investigators for the following species: North Sea haddock, over 50-fold; British Columbia herring, 8-fold; and Tillamook Bay, Oregon, chum salmon, 10-fold. Marty (1959) observed that the variation between the strongest and poorest year classes is different in the different stocks of herrings. The amount of variation is low in Baltic herring (2-3), moderate in the North Sea stocks (8-10), but very high in the Atlantic Scandian stocks (25-30). He further observed that the amplitude of the short-term fluctuations in year-class strength appeared to be positively related to the age at first maturity and to the life span. The Baltic herring which had the least variations among the year classes, had the lowest age at first maturity (2-3 years) and the shortest life span (6-7 years), while the Atlantic-Scandian stocks, which had the greatest variation among year classes, had the highest age at first maturity (5-6 years) and longest life span (> 15).

Considering the above findings, the 2.6-fold variation between the strongest and weakest year classes of yellowfin is small compared to that found for other species. Furthermore, the amount of variation among year classes would be presumed to be small if the amplitude of fluctuations in year-class strength of tuna is also positively related to age at first maturity, since most yellowfin reach maturity during their second year of life (Schaefer, Broadhead, and Orange 1963).

#### **Stock and recruitment**

Murphy's method provides a means of estimating year-class strength from catches of fish for which age has been determined but provides no information for prediction of future year classes. Thus it is of interest to examine the relation of the parental stock to the recruits to determine if this is of value for prediction of the year-class strength. In addition, knowledge of the relation between stock and recruitment is essential for

the application of certain mathematical models to study the dynamics of the fishery (Schaefer and Beverton 1963). In examining the relationship between stock-biomass and recruitment the following assumptions were made: (1) X year classes generate only X year classes and Y year classes generate only Y year classes; (2) the sex ratio is constant from year to year; (3) the number of eggs produced by the mature fish is proportional to their body weight; and (4) the number of times each fish spawns each season is constant. Assumption (3) has been verified by Joseph (1963), who found that about 100 mature ova are produced per gram of body weight by mature fish irrespective of their length.

Annual estimates of total population size were obtained by the Murphy method and converted to weight, as described previously, to provide estimates of population biomass for the series of years 1955-1966. Unfortunately, no estimate of the population biomass was available for 1954, the parent year of the X55 year class; therefore, this year class is not represented in Figure 5 which compares the estimates of year-class strength (recruits) for age 3/4 years computed using Murphy's method, with estimates of the biomass of their parent populations. Examination of these data indicates no apparent relationship between stock-biomass and recruitment.

It is also of interest to compare the results of this study with the theoretical stock-recruitment relationship of Schaefer (1967). He combined the results obtained from applying his yield model with those obtained from the yield-per-recruit model of Beverton and Holt (1957) and was able to plot recruitment as a function of population biomass. Schaefer found that his stock-recruitment relationship resembled the dome-shaped theoretical curves of Ricker and showed a decline in recruitment at higher population levels. Assuming the recruitment function of Schaefer to be correct, one would expect the estimates of year-class strength to show a curvilinear relationship to the population. However, the stock during the period of observation covered in the present study has remained within a relatively small range, 50-172 million pounds, compared with that in Schaefer's recruit curve, 0-375 million pounds.

The limited size range is due in part both to the limited number of years of data and the inclusion of only X year classes in the present study whereas Schaefer's study involves over three times as much data and includes the entire population. It should be noted that within this limited size range, recruitment should, on the average, increase as population (biomass) increases, if natural mortality ( $M$ ) is near 1.0. The fact that this does not occur may be due in part to various measurement errors as well as to real differences caused by environmental factors.

#### **Catchability coefficient**

Estimates of the catchability coefficient ( $q_n$ ) in numbers of fish for each year class at each age were obtained, as described previously, by

dividing the estimate of  $F$  for each year class in Table 7 by the corresponding value of fishing effort ( $f$ ). The resultant estimates are presented in Table 8 by age, year, quarter and year class. These data indicate that the catchability coefficient ( $q_N$ ) varies with age and time. The annual estimates of  $q_N$  for ages, one, two and three, together with their respective means are plotted in Figure 6. Comparing these data, the estimated annual values of  $q_N$  for age two show the greatest amount of fluctuation about their mean, followed by those for age three. For age-two fish, above average vulnerability to fishing occurred during three periods, 1955-1956, 1961-1962 and 1966. Above average values of  $q_N$  for age-three fish occurred during four periods (1955, 1957, 1961-1962 and 1965-1966) while above average values for age-one fish occurred during three periods (1955, 1960-61 and 1966). Data for ages four and five were too limited for analysis. However, it is interesting to note that a large increase in vulnerability of age-four fish also took place in 1966.

Comparing the average estimates of  $q_N$  for each age in Figure 6, it appears that age-two fish show the greatest vulnerability to fishing gear followed by ages three and one respectively. These results are not surprising since age-one fish are still undergoing recruitment to the fishery (Hennemuth 1961b, Davidoff 1965) while age-three fish are becoming more available to the Japanese longline fishery (Suda and Schaefer 1965).

Annual estimates of  $q_W$  in weight, for all ages combined were calculated as described previously; these estimates (Figure 7) indicate three peak periods of above average vulnerability, 1955, 1961 and 1966. The average estimate of  $q_W$  for this period was  $27.36 \times 10^{-6}$  which compares favorably with Schaefer's (1957) estimate of  $38.06 \times 10^{-6}$  for the period 1934-1955. As was earlier indicated, a value of  $M < 1$  (annual basis) used in the Murphy computations would have increased the  $q$  estimates, presumably making the figure here even closer to Schaefer's estimate.

#### **Sea-surface water temperature and year-class strength**

Knowledge of the factors in the environment which influence or are related to the strength of year classes of yellowfin can be useful for predicting the abundance of fish in the incoming year class. Since water temperature during and following spawning has been shown to be an important factor in determining the year-class strength of some species of commercially important fish (Hela and Laevastu 1960), sea-surface temperature records were examined.

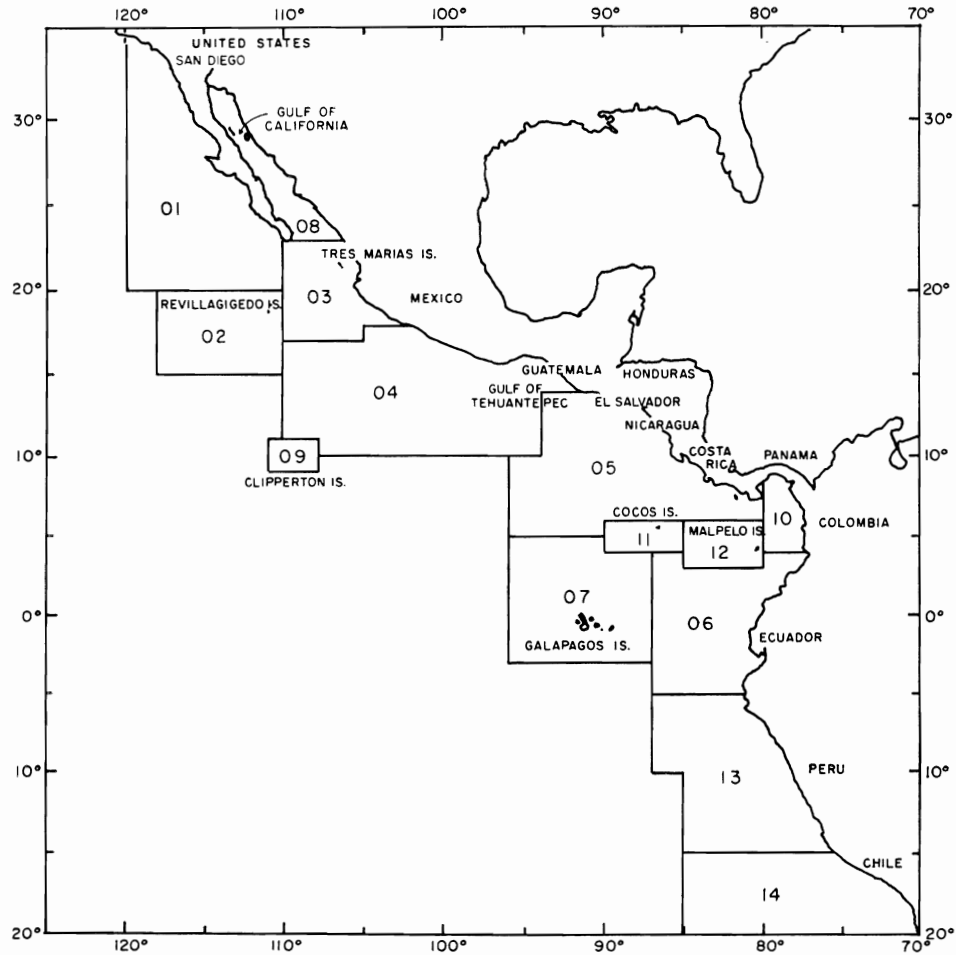
Mean monthly records of sea-surface temperature by 2-degree squares for the eastern Pacific Ocean were obtained from published (Renner 1963) and unpublished data of the U. S. Bureau of Commercial Fisheries for the period 1954-1963. These temperature records were calculated from the injection temperatures taken by merchant and naval ships cooperating with the U. S. Weather Bureau.

Data relative to yellowfin spawning were obtained from Orange (1961) and Klawe (1963). These studies indicated that yellowfin tuna spawn over an extensive area of the eastern Pacific, both along the coast and in offshore waters. Major spawning areas are located off the coasts of central and southern Mexico and Central America, and offshore in the Revillagigedo Islands. Yellowfin spawning is seasonal in most areas; the spawning period may be sharp-peaked as in the Revillagigedo Islands area, or extended, as in the area off the coast of Central America.

Since yellowfin spawning has been shown to occur over large areas of the eastern Pacific both in space and time, environmental conditions in one small area of the eastern Pacific cannot be expected to determine the strength of an individual year class. Most likely, conditions at the time of spawning in the major spawning areas collectively affect the size or strength of the year class produced. Therefore, sea-surface temperature data from the major spawning areas located off the coasts of central and southern Mexico and Central America from 22-6°N were considered. The distance offshore from the coast to which the analysis was extended was determined by the reliability of the sea-surface temperature data. Only those 2-degree squares with a mean of at least 17 injection temperature observations per month were considered reliable. Data on the mean monthly number of injection temperature observations by 2-degree squares were obtained from Figure 1 of Renner (1963). This editing of the sea-surface temperature data resulted in a total of 21, 2-degree squares (Figure 8) which were used in the subsequent analysis.

Sea-surface temperature data for each of these squares were recorded as anomalies from the 12-year (1947-58) monthly average for each 2-degree square. For each year in the series (1954-1963) the temperature anomalies from each of the 21, 2-degree squares in a given month were summed and a single monthly mean anomaly computed for the entire area. Estimates of year-class strength in this area were compared with different combinations of mean monthly anomalies of sea-surface temperature during spawning in the series of years 1954-1963. Year-class strength was not found to be significantly correlated with sea-surface temperature. The limited number of yearly data, coupled with the lack of detailed knowledge of the exact areas and time of spawning in individual years may have accounted for these results.

The lack of additional oceanographic data from offshore areas of the eastern Pacific for the series of years 1954-1963 precluded the investigation of the effect of additional environmental factors upon year-class strength.



**FIGURE 1.** Geographical boundaries of the sampling areas.

**FIGURA 1.** Límites geográficos de las áreas, de muestreo.

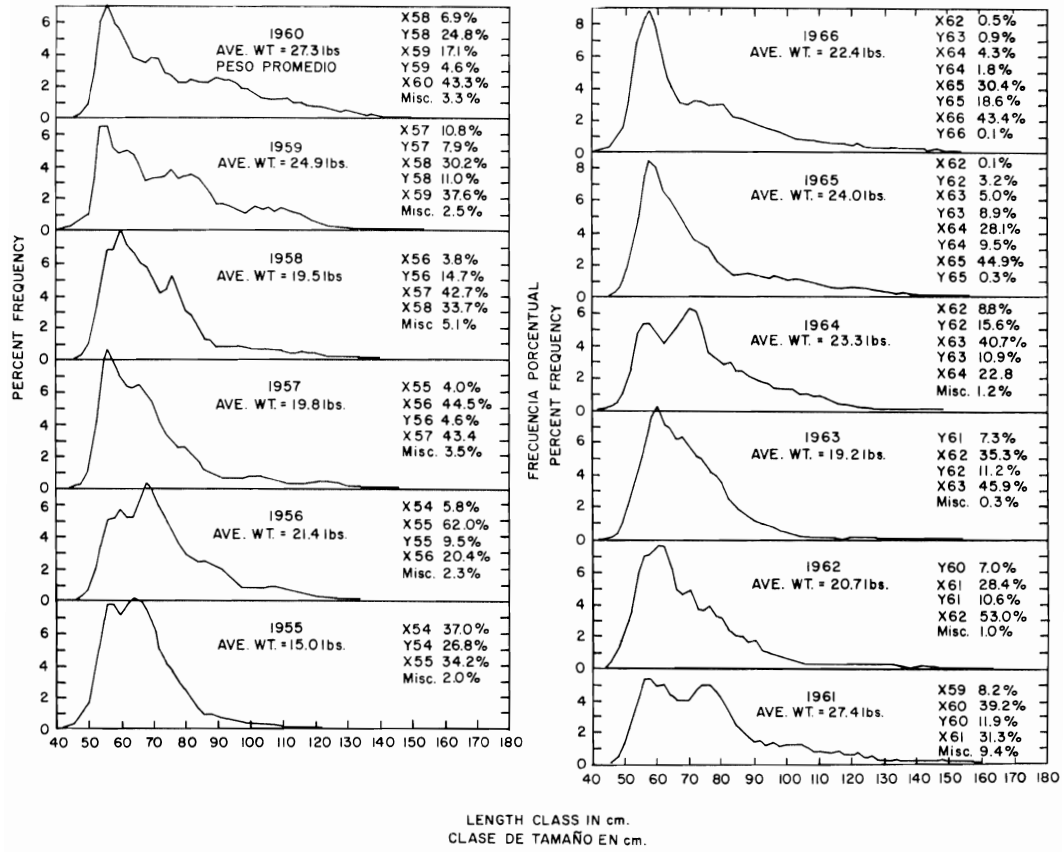
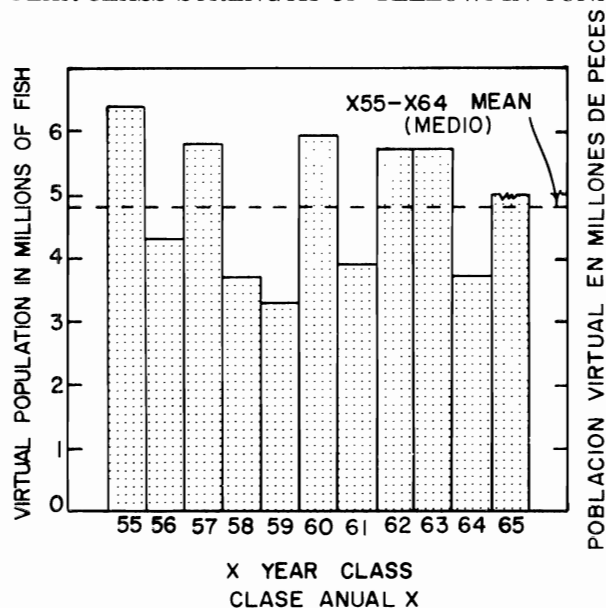


FIGURE 2. Annual percentage size composition, 1955-1966.

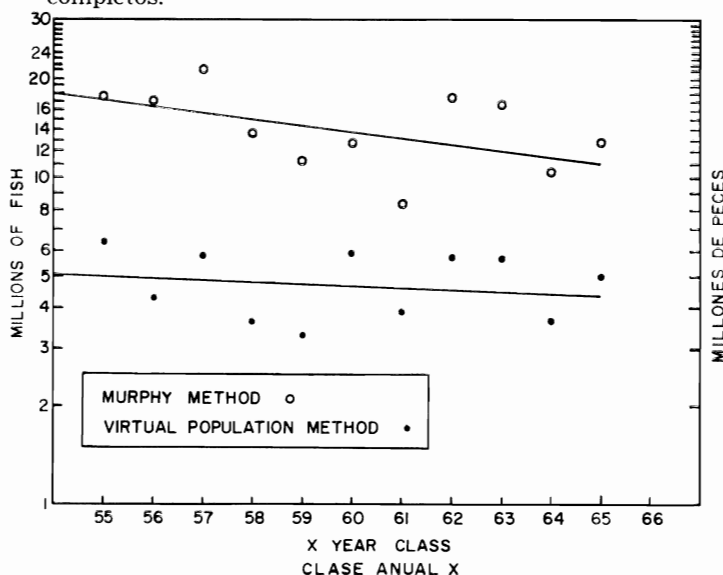
FIGURA 2. La composición porcentual de talla anual 1955-1966.





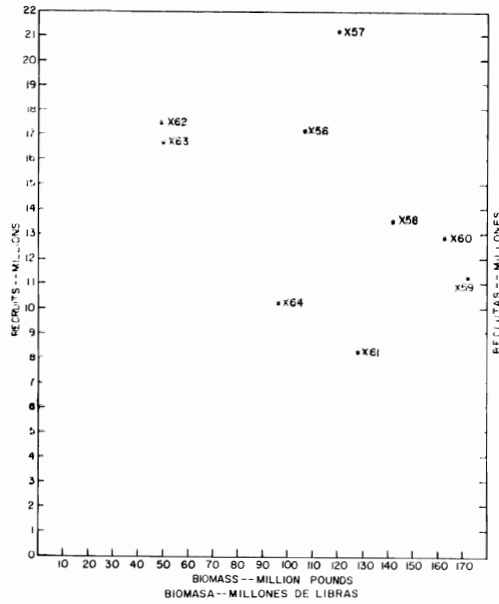
**FIGURE 3.** Virtual population estimates for the X55-X65 year classes of yellowfin tuna. Data for the X65 year class are incomplete.

**FIGURA 3.** Estimaciones de la población virtual para las clases anuales X55-X65 de atún aleta amarilla. Los datos para la clase anual X65 están incompletos.

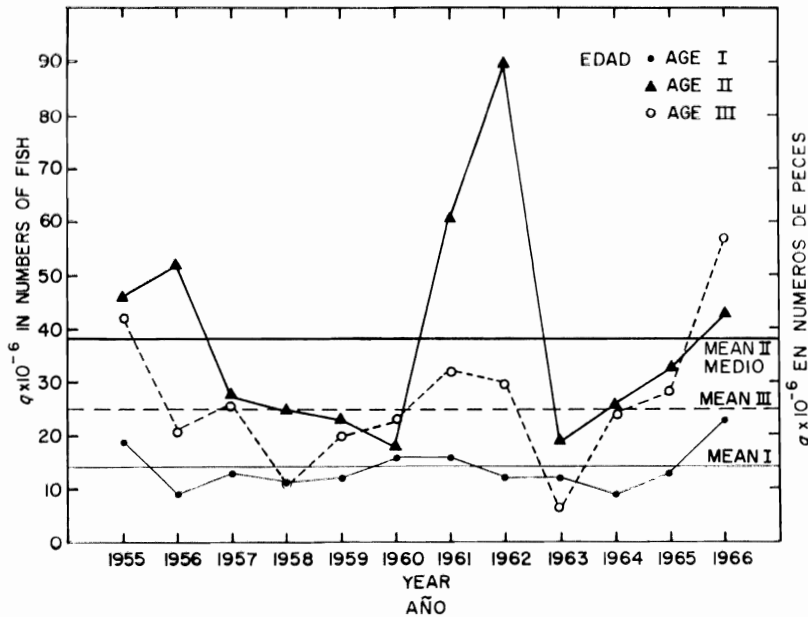


**FIGURE 4.** Comparison on a logarithmic scale of population estimates of the X55-X65 year classes of yellowfin tuna, obtained by virtual population method and Murphy method. The data are incomplete for the 1965 year class.

**FIGURA 4.** Comparación en escala logarítmica de las estimaciones de población de las clases anuales X55-X65 de atún aleta amarilla, obtenidas por el método de población virtual y el método de Murphy. Los datos están incompletos para la clase anual de 1965.



**FIGURE 5.** Comparison of relationship between stock-biomass and number of recruits, age 3/4, for yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean.  
**FIGURA 5.** Comparación de las relaciones entre la biomasa del stock y el número de reclutas, edad 3/4, para el atún aleta amarilla en el Océano Pacifico oriental.



**FIGURE 6.** Comparison of annual estimates of catchability coefficient  $q_N$  for ages one, two and three.  
**FIGURA 6.** Comparación de las estimaciones anuales del coeficiente de captura  $q_N$  para las edades una, dos y tres.

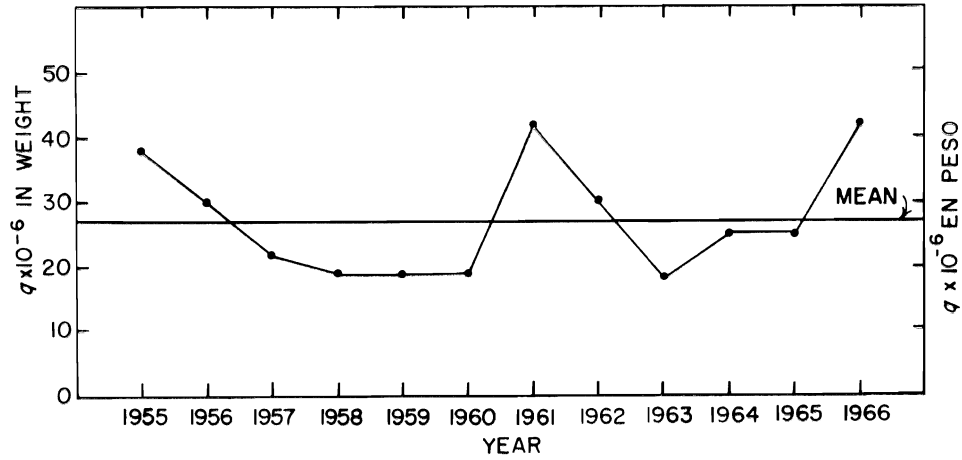


FIGURE 7. Annual catchability coefficient  $q_W$ , 1955-1966.

FIGURA 7. Coeficiente de capturabilidad anual  $q_W$ , 1955-1966.

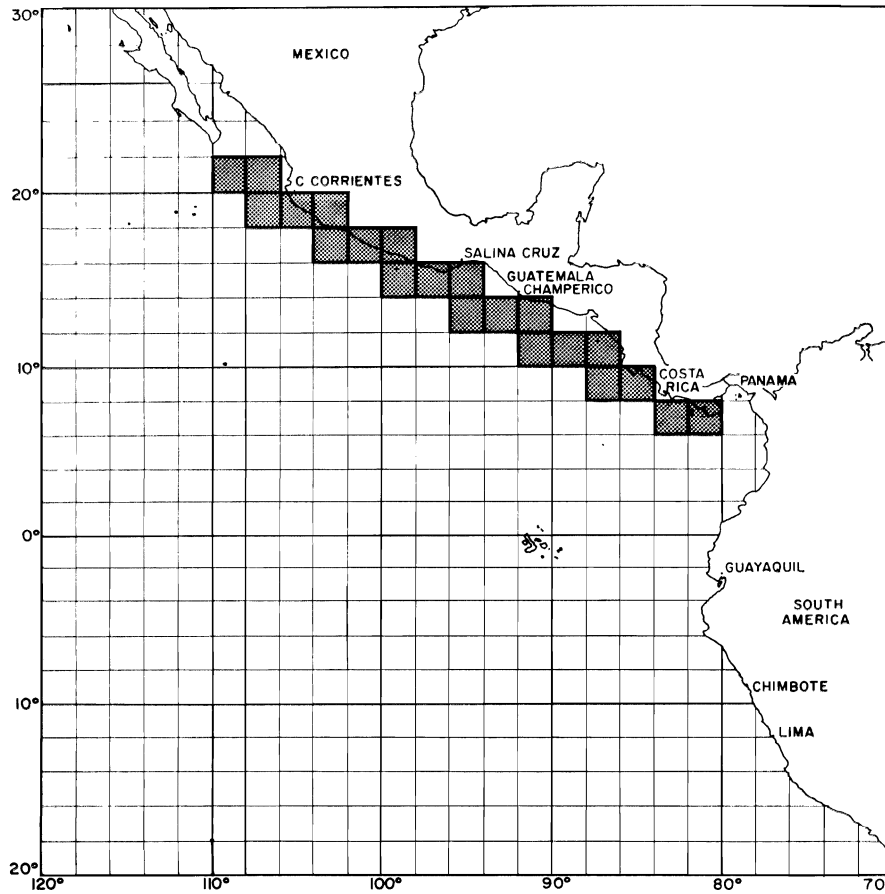


FIGURE 8. Outlined squares are those used in the analysis.

FIGURA 8. Los cuadrados trazados son aquellos usados en el análisis.

**TABLE 1.** Numbers (in thousands) of yellowfin tuna caught in the eastern Pacific Ocean by all gears combined, by year and year class, 1955-1966.

**TABLA 1.** Cantidades (en miles) de atún aleta amarilla capturado en el Pacífico oriental por todas las artes de pesca combinadas, por año y clase anual, 1955-1966.

YEAR OF CATCH — AÑO DE CAPTURA													
Year class Clase anual	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	Virtual population Población efectiva
X53	24												24*
Y53	78												78*
X54	2,564	350	29	4									2,947*
Y54	1,854	90	8										1,952*
X55	2,370	3,743	252	16									6,381
Y55	33	574	183										790
X56		1,232	2,821	228	25	6							4,312
Y56		45	291	881									1,217
X57			2,749	2,563	434	23							5,769
Y57				206	317	176	142						841
X58				2,022	1,212	499							3,733
Y58				83	439	1,782	265						2,569
X59					1,506	1,231	577	1					3,315
Y59					75	335	252						662
X60						3,119	2,767	45					5,931
Y60						31	840	415					1,286
X61							2,213	1,687	9				3,909
Y61							10	631	403				1,044
X62								3,151	1,950	613	5		5,719
Y62								12	621	1,086	208	31	1,958
X63									2,535	2,827	321	60	5,743
Y63										757	573		1,330
X64										1,581	1,800	299	3,680
Y64										79	610	126	815
X65											2,884	2,104	4,988*
Y65											19	1,290	1,309*
X66												3,006	3,006*
Y66												7	7*
Catch Captura	6,923	6,034	6,333	6,003	4,008	7,202	7,066	5,942	5,518	6,943	6,420	6,923	

\* Incomplete data — datos incompletos

**TABLE 2.** Numbers (in thousands) of yellowfin tuna caught in the eastern Pacific Ocean by all gears combined, by age, quarter and year class, 1955-1966.**TABLA 2.** Cantidades (en miles) de atún aleta amarilla capturado en el Océano Pacífico oriental por todas las artes combinadas de pesca, por edad, trimestre y clase anual, 1955-1966.

		AGE AND QUARTER — EDAD Y TRIMESTRE																			
		I				II				III				IV				V			
Year class	Clase anual	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
X53										10	6	8	—	—	—	—	—	—	—	—	—
X54						624	1,249	515	176	236	37	49	29	11	11	1	6	0.	4	—	—
X55	169	492	823	886	2,182	1,055	341	165		122	108	8	15	14	2	0.	—	—	—	—	—
X56	—	98	480	655	1,497	939	215	171		133	52	23	20	12	4	0.	10	6	—	—	—
X57	—	1,166	782	801	678	1,254	364	267		263	152	3	15	11	12	—	—	—	—	—	—
X58	25	842	449	706	549	282	136	246		320	147	1	30	—	—	—	—	—	—	—	—
X59	125	401	721	259	277	606	45	304		438	139	0.	0.	0.	1	—	—	—	—	—	—
X60	6	788	1,422	903	1,825	683	173	86		1	44	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
X61	8	696	829	679	943	576	126	38		8	0.	0.	1	—	—	—	—	—	—	—	—
X62	94	943	856	1,258	1,085	682	75	108		327	279	0.	7	5	—	—	—	—	—	—	—
X63	221	712	821	781	1,441	1,059	265	62		57	120	65	79	45	15	—	—	—	—	—	—
X64	45	382	770	385	711	753	194	143		245	33	21	—	—	—	—	—	—	—	—	—
X65	7	701	1,655	521	542	1,152	309	101		—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
X66	46	1,347	1,161	452	—	—	—	—		—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

— Year class absent from catch  
Falta la clase anual de la captura

**TABLE 3.** Catch ratios of yellowfin tuna caught in the eastern Pacific Ocean by all gears combined, by age, and year class, 1955-1966.**TABLA 3.** Proporciones de captura de atún aleta amarilla obtenido en el Pacifico Oriental por todas las artes de pesca combinadas, por edad, y clase anual, 1955-1966.

<b>AGE AND RATIO — EDAD Y PROPORCION</b>																
<b>Year Class Clase Anual</b>	<b>I</b>				<b>II</b>				<b>III</b>				<b>IV</b>			
	$C_2/C_1$	$C_3/C_2$	$C_4/C_3$	$C_5/C_4$	$C_6/C_5$	$C_7/C_6$	$C_8/C_7$	$C_9/C_8$	$C_{10}/C_9$	$C_{11}/C_{10}$	$C_{12}/C_{11}$	$C_{13}/C_{12}$	$C_{14}/C_{13}$	$C_{15}/C_{14}$	$C_{16}/C_{15}$	$C_{17}/C_{16}$
X53									0.53	1.44	—	—	—	—	—	—
X54					2.00	0.41	0.34	1.34	0.16	1.32	0.60	0.37	1.03	0.10	5.58	—
X55	2.91	1.67	1.08	2.46	0.48	0.32	0.48	0.74	0.88	0.08	1.79	0.97	0.14	0.13	—	—
X56	—	4.92	1.36	2.29	0.63	0.23	0.79	0.78	0.39	0.52	0.87	0.58	0.38	—	—	0.58
X57	—	0.67	1.02	0.85	1.85	0.29	0.73	0.99	0.58	0.02	4.97	0.69	1.15	—	—	—
X58	33.24	0.53	1.57	0.78	0.51	0.48	1.81	1.30	0.46	0.01	23.25	—	—	—	—	—
X59	3.20	1.80	0.36	1.07	2.19	0.07	6.73	1.44	0.32	—	—	—	—	—	—	—
X60	130.88	1.80	0.63	2.02	0.37	0.25	0.50	0.02	30.67	—	—	—	—	—	—	—
X61	83.37	1.19	0.82	1.39	0.61	0.22	0.30	0.21	—	—	—	—	—	—	—	—
X62	10.07	0.91	1.47	0.86	0.63	0.11	1.44	3.03	0.85	—	—	0.68	—	—	—	—
X63	3.22	1.15	0.95	1.85	0.73	0.25	0.23	0.92	2.10	0.54	1.21	0.57	0.34	—	—	—
X64	8.54	2.01	0.50	1.85	1.06	0.26	0.74	1.72	0.13	0.66	—	—	—	—	—	—
X65	106.22	2.36	0.32	1.04	2.13	0.27	0.33	—	—	—	—	—	—	—	—	—
X66	28.98	0.86	0.39	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

**TABLE 4.** Population (average numbers, in thousands) of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean by age, year, quarter and year class, 1955-1966.

**TABLA 4.** Población (cantidades promedio en miles) de atún aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental por edad, año, trimestre y clase anual 1955-1966.

		AGE — EDAD				
Year & quarter Año y trimestre		I	II	III	IV	V
1955		<b>X55</b>	<b>X54</b>	<b>X53</b>		
	1	20,244	6,025	118		
	2	15,476	3,872	22		
	3	11,476	2,244	43		
	4	8,188	1,445			
1956		<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>		
	1	—	5,036	945		
	2	15,286	2,511	617		
	3	11,650	1,346	443		
	4	8,575	827	311		
1957		<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>	
	1	—	5,735	518	224	
	2	18,345	3,401	303	165	
	3	13,429	2,143	186	123	
	4	9,763	1,500	134	93	
1958		<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>
	1	15,510	6,952	1,035	92	69
	2	11,699	4,568	725	65	52
	3	8,544	2,849	532	49	
	4	6,147	1,942	395		
1959		<b>X59</b>	<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>
	1	13,003	4,237	1,280	294	
	2	9,896	2,935	815	222	
	3	7,214	2,102	566	171	
	4	5,187	1,470	433	129	
1960		<b>X60</b>	<b>X59</b>	<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>
	1	14,747	3,805	897	326	94
	2	11,135	2,576	494	244	
	3	7,701	1,721	320		
	4	4,979	1,187	235		
1961		<b>X61</b>	<b>X60</b>	<b>X59</b>	<b>X58</b>	
	1	9,442	2,690	602		
	2	7,045	1,008	219		
	3	4,819	413	110		
	4	3,092	209	86		
1962		<b>X62</b>	<b>X61</b>	<b>X60</b>	<b>X59</b>	
	1	20,007	1,700	125	67	
	2	15,125	665	78	52	
	3	10,988	214			
	4	7,629	95			
1963		<b>X63</b>	<b>X62</b>	<b>X61</b>	<b>X60</b>	
	1	19,187	4,914	54		
	2	14,534	3,053	39		
	3	10,645	2,046	30		
	4	7,586	1,513	23		
1964		<b>X64</b>	<b>X63</b>	<b>X62</b>	<b>X61</b>	
	1	11,829	4,936	988		
	2	9,025	2,752	505		
	3	6,522	1,564	272		
	4	4,572	1,075	209		
1965		<b>X65</b>	<b>X64</b>	<b>X63</b>	<b>X62</b>	
	1	14,791	3,080	785	158	
	2	11,208	1,759	534		
	3	7,696	957	335		
	4	5,040	598	198		
1966		<b>X66</b>	<b>X65</b>	<b>X64</b>	<b>X63</b>	
	1	9,800	3,458	297	100	
	2	7,022	1,955	111	51	
	3	4,371	887	63		
	4	2,698	333			

**TABLE 5.** Average weight-at-age data for yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean.**TABLA 5.** Datos promedio del peso a la edad para el atún aleta amarilla en el Pacífico Oriental.

<b>Quarter and month</b>	<b>Age in months</b>		<b>Average length in cm</b>	<b>Average weight in lbs</b>
<b>Trim. y mes</b>	<b>Edad en meses</b>		<b>Longitud promedio en cm</b>	<b>Peso promedio in lbs</b>
1 (Feb.)	7		23	0.6
2 (May)	10	I	33	1.7
3 (Aug.)	13		43	3.7
4 (Nov.)	16		53	6.9
1 (Feb.)	19		62	11.0
2 (May)	22	II	75	19.4
3 (Aug.)	25		88	31.3
4 (Nov.)	28		99	44.7
1 (Feb.)	31		109	59.4
2 (May)	34	III	116	71.6
3 (Aug.)	37		123	85.3
4 (Nov.)	40		130	100.7
1 (Feb.)	43		135	112.7
2 (May)	46	IV	139	123.4
3 (Aug.)	49		143	134.0
4 (Nov.)	52		146	142.6
1 (Feb.)	55		149	151.8
2 (May)	58	V	152	161.8



**TABLE 6.** Population (biomass, in thousands of pounds) of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean by age, year, quarter and year class, 1955-1966.**TABLA 6.** Población (biomasa, en miles de libras) de atún aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental por edad, año, trimestre y clase anual, 1955-1966.

		AGE — EDAD					
Year and quarter Año y trimestre		I	II	III	IV	V	Total biomass Biomasa total
		<b>X55</b>	<b>X54</b>	<b>X53</b>			
1955	1	12,146	66,270	7,029			85,445
	2	26,309	75,123	1,577			103,009
	3	42,462	70,240	3,676			116,378
	4	56,495	64,585				121,080
		<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>			
1956	1		55,401	56,130			111,531
	2	25,986	48,719	44,142			118,847
	3	43,106	42,136	37,761			123,003
	4	59,168	36,958	31,288			127,414
		<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>		
1957	1	—	63,086	30,780	25,300		119,166
	2	31,186	65,971	21,705	20,383		139,245
	3	49,688	67,084	15,824	16,515		149,111
	4	67,361	67,041	13,536	13,223		161,161
		<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>	
1958	1	9,306	76,477	61,475	10,369	10,544	168,171
	2	19,888	88,611	51,905	7,963	8,458	176,825
	3	31,614	89,172	45,347	6,602		172,735
	4	42,414	86,810	39,781			169,005
		<b>X59</b>	<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>	
1959	1	7,802	46,602	76,032	33,109		163,545
	2	16,824	56,937	58,327	27,369		159,457
	3	26,691	65,803	48,308	22,886		163,688
	4	35,792	65,696	43,605	18,370		163,463
		<b>X60</b>	<b>X59</b>	<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>	
1960	1	8,848	41,850	53,277	36,727	14,222	154,924
	2	18,929	49,973	35,395	30,092		134,389
	3	28,495	53,861	27,301			109,657
	4	34,353	53,074	23,707			111,134
		<b>X61</b>	<b>X60</b>	<b>X59</b>	<b>X58</b>		
1961	1	5,665	29,592	35,759			71,016
	2	11,977	19,546	15,666			47,189
	3	17,829	12,932	9,392			40,153
	4	21,335	9,346	8,635			39,316
		<b>X62</b>	<b>X61</b>	<b>X60</b>	<b>X59</b>		
1962	1	12,004	18,702	7,415	7,526		45,647
	2	25,712	12,903	5,550	6,363		50,528
	3	40,654	6,710				47,364
	4	52,641	4,263				56,904
		<b>X63</b>	<b>X62</b>	<b>X61</b>	<b>X60</b>		
1963	1	11,512	54,053	3,214			68,779
	2	24,708	59,225	2,766			86,699
	3	39,387	64,043	2,566			105,996
	4	52,346	67,643	2,309			122,298
		<b>X64</b>	<b>X63</b>	<b>X62</b>	<b>X61</b>		
1964	1	7,097	54,291	58,702			120,090
	2	15,342	53,380	36,189			104,911
	3	24,133	48,965	23,227			96,325
	4	31,549	48,036	21,048			100,633
		<b>X65</b>	<b>X64</b>	<b>X63</b>	<b>X62</b>		
1965	1	8,874	33,882	46,605	17,769		107,130
	2	19,054	34,126	38,199			91,379
	3	28,475	29,948	28,533			86,956
	4	34,773	26,718	19,888			81,379
		<b>X66</b>	<b>X65</b>	<b>X64</b>	<b>X63</b>		
1966	1	5,880	38,041	17,644	11,242		72,807
	2	11,938	37,928	7,958	6,354		64,178
	3	16,173	27,762	5,368			49,303
	4	18,617	14,892				33,509

**TABLE 7.** Fishing mortality and effort on yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean by age, year, quarter and year class, 1955-1966.**TABLA 7.** Mortalidad de pesca y esfuerzo del atún aleta amarilla en el Pacifico Oriental por edad, año, trimestre y clase anual, 1955-1966.

		AGE — EDAD					
Year and quarter Año y trimestre		I	II	III	IV	V	Effort Esfuerzo
		<b>X55</b>	<b>X54</b>	<b>X53</b>			
1955	1	.01	.10	.10			7,500
	2	.03	.33	.33			7,069
	3	.07	.23	.23			3,672
	4	.11	.12				2,139
		<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>			
1956	1	—	.45	.26			8,390
	2	.01	.44	.06			8,356
	3	.04	.26	.11			4,509
	4	.08	.20	.09			4,688
		<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>		
1957	1	—	.27	.24	.05		8,125
	2	.06	.28	.37	.07		8,795
	3	.06	.10	.04	.01		4,488
	4	.08	.11	.11	.07		4,641
		<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>	
1958	1	.00	.10	.13	.16	0	7,533
	2	.07	.28	.07	.03	.08	9,058
	3	.05	.13	.04	.00		4,496
	4	.12	.14	.05			5,137
		<b>X59</b>	<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>	
1959	1	.01	.13	.21	.04		5,897
	2	.04	.10	.19	.02		4,977
	3	.10	.07	.01	0		3,576
	4	.05	.17	.04	.07		5,644
		<b>X60</b>	<b>X59</b>	<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>	
1960	1	.00	.07	.37	.03	.06	8,722
	2	.07	.24	.31	.05		9,150
	3	.19	.03	.00			5,835
	4	.18	.26	.13			7,880
		<b>X61</b>	<b>X60</b>	<b>X59</b>	<b>X58</b>		
1961	1	.00	.73	.79			12,136
	2	.10	.73	.68			11,049
	3	.17	.43	0			6,758
	4	.22	.43	0			8,075
		<b>X62</b>	<b>X61</b>	<b>X60</b>	<b>X59</b>		
1962	1	.00	.59	.01	0		9,555
	2	.06	.97	.60	.02		10,291
	3	.08	.63				4,238
	4	.17	.42				7,628
		<b>X63</b>	<b>X62</b>	<b>X61</b>	<b>X60</b>		
1963	1	.01	.23	.15			9,638
	2	.05	.23	0			7,041
	3	.08	.04	0			3,338
	4	.10	.07	.05			6,709
		<b>X64</b>	<b>X63</b>	<b>X62</b>	<b>X61</b>		
1964	1	.00	.30	.34			10,622
	2	.04	.40	.58			9,927
	3	.12	.17	0			6,228
	4	.08	.06	.03			6,118
		<b>X65</b>	<b>X64</b>	<b>X63</b>	<b>X62</b>		
1965	1	.00	.24	.07	.03		9,742
	2	.06	.45	.23			10,717
	3	.22	.21	.20			6,571
	4	.10	.24	.41			7,647
		<b>X66</b>	<b>X65</b>	<b>X64</b>	<b>X63</b>		
1966	1	.00	.16	.92	.47		9,919
	2	.19	.63	.30	.30		9,668
	3	.27	.36	.35			7,567
	4	.17	.20				4,689

**TABLE 8.** Catchability coefficient in numbers  $\times 10^{-6}$  for yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean by age, year, quarter and year class, 1955-1966.**TABLA 8.** Coeficiente de capturabilidad en números  $\times 10^{-6}$  para el atún aleta amarilla en el Pacífico Oriental por edad, año, trimestre y clase anual, 1955-1966.

		AGE — EDAD				
Year and quarter Año y trimestre		I	II	III	IV	V
		<b>X55</b>	<b>X54</b>	<b>X53</b>		
1955	1	1.12	13.93	13.93		
	2	4.51	46.91	46.91		
	3	19.66	63.78	63.78		
	4	51.15	57.42			
Total		76.44	182.04	124.62		
Mean		19.11	45.51	41.54		
		<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>		
1956	1		53.71	30.39		
	2	0.79	52.25	7.18		
	3	9.18	57.42	24.59		
	4	16.44	43.25	20.07		
Total		26.41	206.63	82.23		
Mean		8.80	51.66	20.56		
		<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>	
1957	1	—	32.85	29.58	5.99	
	2	7.30	32.11	41.59	7.72	
	3	13.08	22.61	9.96	2.07	
	4	17.86	24.76	23.77	14.70	
Total		38.24	112.33	104.90	30.48	
Mean		12.75	28.08	26.22	7.62	
		<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>	<b>X54</b>
1958	1	0.22	13.10	17.24	20.80	.0
	2	8.00	31.01	7.97	3.46	8.84
	3	11.77	28.74	9.74	1.11	
	4	22.60	27.06	9.95		
Total		42.59	99.91	44.90	25.37	8.84
Mean		10.65	24.98	11.22	8.46	4.42
		<b>X59</b>	<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>	<b>X55</b>
1959	1	1.63	22.23	35.52	6.70	
	2	8.18	19.47	38.17	4.02	
	3	28.30	18.23	1.48	0	
	4	8.91	30.09	6.31	13.22	
Total		47.02	90.02	81.48	23.94	
Mean		11.76	22.50	20.37	5.98	
		<b>X60</b>	<b>X59</b>	<b>X58</b>	<b>X57</b>	<b>X56</b>
1960	1	0.06	8.42	42.21	3.73	6.88
	2	7.82	26.23	33.36	5.45	
	3	32.13	4.52	0.70		
	4	23.38	33.17	16.49		
Total		63.39	72.34	92.76	9.18	6.88
Mean		15.85	18.08	23.19	4.59	6.88
		<b>X61</b>	<b>X60</b>	<b>X59</b>	<b>X58</b>	
1961	1	0.07	60.34	65.32		
	2	9.01	66.22	61.55		
	3	25.80	64.23	0		
	4	27.72	52.67	0		
Total		62.60	243.46	126.87		
Mean		15.65	60.86	31.72		

TABLE 8. (Continued)

Year and quarter Año y trimestre		AGE — EDAD				
		I	II	III	IV	V
1962		<b>X62</b>	<b>X61</b>	<b>X60</b>	<b>X59</b>	
	1	0.49	61.44	1.19	0	
	2	6.12	94.43	58.31	1.94	
	3	18.55	147.95			
	4	21.94	54.43			
Total		47.10	358.25	59.50	1.94	
Mean		11.78	89.56	29.75	0.97	
1963		<b>X63</b>	<b>X62</b>	<b>X61</b>	<b>X60</b>	
	1	1.18	23.36	15.53		
	2	7.00	32.31	0		
	3	23.37	11.03	0		
	4	15.49	10.72	7.44		
Total		47.04	77.42	22.97		
Mean		11.76	19.36	5.74		
1964		<b>X64</b>	<b>X63</b>	<b>X62</b>	<b>X61</b>	
	1	0.36	28.17	32.05		
	2	4.29	40.10	58.79		
	3	19.19	27.67	0		
	4	13.89	9.50	5.46		
Total		37.73	105.44	96.30		
Mean		9.43	26.36	24.08		
1965		<b>X65</b>	<b>X64</b>	<b>X63</b>	<b>X62</b>	
	1	0.05	24.16	7.53	3.09	
	2	5.88	41.53	21.34		
	3	33.33	31.32	30.12		
	4	13.67	31.91	54.22		
Total		52.93	128.92	113.21	3.09	
Mean		13.23	32.23	28.30	3.09	
1966		<b>X66</b>	<b>X65</b>	<b>X64</b>	<b>X63</b>	
	1	0.47	16.01	92.44	47.39	
	2	20.16	64.82	31.17	31.04	
	3	35.88	47.44	46.24		
	4	36.28	42.65			
Total		92.79	170.92	169.85	78.43	
Mean		23.20	42.73	56.62	39.22	
GRAND TOTAL TOTAL GENERAL		634.28	1,847.68	1,119.59	172.43	15.72
GRAND MEAN MEDIA TOTAL		13.79	38.49	25.45	9.58	5.24

**VARIACIONES EN LA FUERZA DE LA CLASE ANUAL Y EN LAS ESTIMACIONES DEL COEFICIENTE DE CAPTURABILIDAD DEL ATUN ALETA AMARILLA, *THUNNUS ALBACARES*, EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL**

por

**Edwin B. Davidoff**

**EXTRACTO**

La composición de la clase anual en la captura, el tamaño de la población virtual y la fuerza de la clase anual, fueron determinados según una serie de muestras de la composición de tamaño de las capturas y de los registros de captura. La Solución de Murphy de la ecuación de captura, que está libre de los efectos causados por los cambios de la presión de pesca, fue usada para estimar la fuerza de la clase anual, *i.e.* la población total de peces de 3/4 años. Las estimaciones resultantes indican que las clases anuales X55, X56, X57, X62 y X63 fueron superiores al promedio y que las clases anuales X58, X59, X60, X61 y X64 fueron inferiores al promedio. La designación de la clase anual se refiere al año actual de entrada o al año supuesto de entrada en la pesca comercial (aproximadamente a la edad de 1 año). Las clases anuales más fuertes y más pobres fueron la X57 y X61 respectivamente. La razón de la clase anual más fuerte en relación a la más débil fue 2.6. Esta cantidad de variación es pequeña comparada con la encontrada para otras especies de peces.

Se encontró que la relación entre en tamaño del stock y la fuerza de la clase anual no tiene valor en predecir la fuerza de la clase anual. Se obtuvieron estimaciones de los coeficientes de capturabilidad ( $q_N$ ) de los grupos de edad en la pesquería como un producto derivado del análisis. Se encontraron que estas estimaciones variaron con la edad y tiempo. Los peces de edad dos aparentemente presentaron la vulnerabilidad más grande en relación al arte pesquero, seguidos por las edades tres y una, respectivamente. La estimación promedio del coeficiente de capturabilidad en peso fue calculada y se encontró que podía compararse favorablemente con la estimación de Schaefer.

La influencia de la temperatura del agua superficial del mar sobre la fuerza de la clase anual fue investigada para determinar si se podía predecir esta última según el conocimiento de las temperaturas superficiales del mar prevalecientes durante el desove y después de éste. No hubo correlación evidente.

**INTRODUCCION**

Los análisis de los datos de la composición de talla para determinar la composición de edad de la captura y la tasa de crecimiento del atún de aleta amarilla han sido reportados por Hennemuth (1961a) y Davidoff (1963). La abundancia relativa (captura promedio en número de peces por día standard de pesca) entre áreas, años y trimestres, y las tasas de mortalidad total instantánea del aleta amarilla fueron estimadas por Hennemuth (1961b) y Davidoff (1965). Schaefer (1957) aplicó una modificación del modelo logístico a las estimaciones de las abundancias promedio de esta especie en el Océano Pacífico oriental para los años 1935 hasta 1954 para estimar el rendimiento sostenible del stock como función del esfuerzo de pesca. En un estudio posterior Schaefer (1967), investigó la relación

entre el tamaño del stock y el reclutamiento mediante la combinación de los resultados obtenidos al aplicar el modelo de "agrupación dinámica" de Beverton y Holt (1957) al atún aleta amarilla con aquellos de su modificación del modelo logístico.

En este informe se emplean algunos de los datos y resultados de estudios previos junto con datos adicionales de años posteriores para estimar la composición de la clase anual de la captura, el tamaño de la población virtual y la fuerza de las clases anuales del atún aleta amarilla. La relación entre el tamaño del stock y la fuerza de la clase anual se investiga aún más y los resultados se comparan con aquellos de Schaefer (1967). Se obtuvieron estimaciones de los coeficientes de capturabilidad de los grupos de edad en la pesquería como un producto derivado del análisis. Además, la influencia de la temperatura del agua superficial del mar sobre la fuerza de la clase anual se investiga para determinar si se puede predecir la fuerza de la clase anual según el conocimiento de la temperatura superficial del mar durante el desove y después de éste.

### RECONOCIMIENTO

Se expresa reconocimiento a William H. Bayliff, Gordon C. Broadhead, James Joseph, Jerome J. Pella, Milner B. Schaefer y Patrick K. Tomlinson por sus sugerencias y crítica. James A. Renner del U. S. Bureau of Commercial Fisheries amablemente ofreció sus registros inéditos de la temperatura del agua superficial del mar. Christopher T. Psaropulos preparó los programas de cómputo para tabular y analizar los datos de la composición de talla. Robert T. Umlor ayudó en la tabulación de los datos y en la realización de cálculos.

### FUENTE Y PROCESAMIENTO DE LOS DATOS

Las muestras de la composición de talla de los desembarques de atún aleta amarilla del Océano Pacífico oriental fueron colectadas por la Comisión Interamericana del Atún Tropical. Los métodos de recolección se encuentran descritos por Hennemuth (1957).

#### Composición de talla

Los procedimientos de Hennemuth (1961b) fueron usados en el procesamiento de los datos de longitud para estimar la abundancia relativa de las clases anuales. Se emplean los siguientes subíndices en este informe para describir el análisis de los datos:

- $i = 1, 2, \dots 80$  intervalos de longitud (1 = 400-419 mm, = 420-439 mm ... 80 = 1980-1999 mm; los puntos medios son 410 mm, 430 mm, ... 1990 mm),
- $j = 1, 2, \dots 14$  áreas de muestreo (Figura 1),
- $k = 1, 2, 3$  artes pesqueras (1 = clipers, 2 = cerqueros, 3 = combinación),

- $l = 1, 2, 3$  meses de un trimestre (1 = enero, abril, julio, u octubre,  
 2 = febrero, mayo, agosto o noviembre, 3 = marzo, junio,  
 setiembre o diciembre),  
 $m = 1, 2, 3, 4$  trimestres (1 = enero-marzo, 2 = abril-junio, 3 = julio-  
 setiembre, 4 = octubre-diciembre),  
 $n = 1, 2, \dots, 12$  años (1 = 1955, 2 = 1956,  $\dots$  12 = 1966), y  
 $z = 1, 2, \dots, 28$  clases anuales (1 = X53, 2 = Y53,  $\dots$  28 = Y66).

La anotación del punto se emplea en los subíndices para indicar sumas

como por ejemplo para los datos  $X_1, X_2, \dots, X_l$ ,  $X. = \sum_{i=1}^l X_i$ , y  $\bar{X}. = \frac{1}{l} X..$

El porcentaje de los peces de un intervalo de longitud determinado en las muestras de un estrato determinado de area-equipos-mes-trimestres-año es designado por  $p_{ijklmn}$  y se calcula como

$$p_{ijklmn} = \frac{S_{ijklmn}}{S_{.ijklmn}} \times 100 \quad (1)$$

donde

$S_{ijklmn}$  = número de peces de longitud  $i$  en las muestras del estrato  $ijklmn$ , y  $S_{.ijklmn}$  = número total de peces en las muestras del estrato  $ijklmn$ . Las frecuencias trimestrales (expresadas en porcentaje) de longitud se computan como  $\bar{p}_{i.jk.mn}$ .

#### Datos de captura y esfuerzo

Los métodos de recolección y análisis de las estadísticas de captura son descritos por Shimada y Schaefer (1956) y Broadhead (1962), mientras las distribuciones de la captura y esfuerzo para las pesquerías de los barcos de carnada atuneros y los cerqueros del Pacífico oriental son presentados por Shimada (1958), Alverson (1959, 1960, 1963), Martin (1962), y Calkins y Chatwin (1967). El esfuerzo de pesca se encuentra expresado en unidades de días standard de pesca (DSP), *i.e.*, días de pesca por barcos de tamaño standard (201-300 toneladas cortas de capacidad para clípers y 101-200 toneladas cortas de capacidad para cerqueros). Los datos para ambos tipos de arte pueden combinarse para expresar la captura por unidad de esfuerzo, y el esfuerzo, en términos de unidades standard de clípers empleando los procedimientos de Broadhead (1962).

#### Composición de la clase anual de la captura

Los procedimientos para identificar las clases anuales se desprenden de los de Hennemuth (1961a). Las distribuciones mensuales frecuencia-longitud de las muestras están compuestas de uno o más grupos de peces de diferente tamaño, que se cree que representan en la mayoría de los casos grupos de edad. La tendencia central de los grupos de tamaño acentúa al suavizar las frecuencias porcentuales de longitud con una media móvil de tres intervalos, dándole doble peso al intervalo del centro. Las

distribuciones suavizadas frecuencia-longitud se emplean para la identificación de las clases anuales, mientras que las distribuciones sin suavizar se usan para la estimación de la fuerza de las clases anuales. Generalmente entran dos grupos de tamaño en la captura cada año separados por un intervalo de aproximadamente 6 meses; estos son señalados al anteponer una X o una Y al año actual o supuesto de entrada en la pesquería (aproximadamente a 1 año de edad). Los peces de los grupos X entran en la pesquería aproximadamente a la misma longitud. Así que para los datos de 1955 de la Tabla 1, las edades de los peces se indican en la siguiente forma: Y55, X55, 1; Y54, X54, 2; Y53, X53, 3. En esta tabla y en todas las que le siguen se han redondeado los números. Sin embargo, todos los cálculos se han hecho usando cifras más precisas. El aleta amarilla de una clase anual particular puede seguirse a través de meses y años sucesivos en los que produjeron contribuciones significativas en la pesquería, un período de unos 3 años.

El porcentaje de los peces en las muestras en el estrato de  $ijklmn$  que fue asignado a la clase anual  $z$  (ya sea una clase anual X o Y) se indica por  ${}^z p_{ijklmn}$ , y es estimado por

$${}^z p_{ijklmn} = \frac{\sum_{i=L_{ijklmn}}^{U_{ijklmn}} S_{ijklmn}}{S_{ijklmn}} \times 100 \quad (2)$$

donde

${}^z L_{ijklmn}$  = límite inferior (intervalo de longitud) en las muestras del estrato  $ijklmn$  que fueron designadas a la clase anual  $z$ , y

${}^z U_{ijklmn}$  = límite superior (intervalo de longitud) en las muestras del estrato  $ijklmn$  que fueron designadas para la clase anual  $z$ .

Las sumas de estos porcentajes para un estrato determinado no son necesariamente iguales a 100, ya que frecuentemente no se pueden asignar porciones de las curvas frecuencia-longitud a clases anuales específicas, especialmente las porciones que representan peces más viejos.

El porcentaje de todos los peces muestreados de un estrato  $jkmn$  que fue asignado a la clase anual  $z$  es computado mediante  ${}^z \bar{p}_{jkmn}$ .

El peso promedio de los peces muestreados de un estrato  $jkmn$  es indicado por  $\bar{w}_{jkmn}$  y es estimado mediante

$$\bar{w}_{jkmn} = \frac{\sum_{i=1}^I \bar{p}_{ijk.mn} \times w_i}{100} \quad (3)$$

donde

$w_i$  = peso del pez correspondiente a la longitud en el punto medio del intervalo de longitud  $i$  conforme se ha computado según la relación peso-longitud de Chatwin (1959).



El número total de peces capturado en un estrato  $jkmn$  es indicado por  $N_{jkmn}$  y es estimado por

$$N_{jkmn} = \frac{W_{jkmn}}{\bar{w}_{jkmn}} \quad (4)$$

donde

$W_{jkmn}$  = peso total de los peces capturados en el estrato  $jkmn$ .

El número total de peces capturado en un estrato  $jkmn$  que fue asignado a la clase anual  $z$  es indicado por  ${}^zN_{jkmn}$ , y es estimado por

$${}^zN_{jkmn} = \frac{{}^z\bar{p}_{jk.mn} \times N_{jkmn}}{100} \quad (5)$$

El número total de peces de la clase anual  $z$  capturado en el año  $n$  es computado como  ${}^zN \dots n$ , y el número total de peces de la clase anual  $z$  capturado en todos los años es computado como  ${}^zN \dots$ . El número total de peces capturado de todas las clases anuales combinadas en 1 año (excluyendo un número proporcional a la porción en las muestras que no podía asignarse a una clase anual) es computado como  $.N \dots n$ .

El porcentaje del número total de peces capturado durante el año  $n$  que era de la clase anual  $z$  es indicado por  ${}^zp_n$ , y es estimado por

$${}^zp_n = \frac{{}^zN \dots n}{.N \dots n} \times 100 \quad (6)$$

La composición de tamaño de las capturas anuales se encuentra ilustrada en la Figura 2. El peso promedio de los peces en las capturas y la composición porcentual de la clase anual está indicada en la figura.

### Fuerza de la clase anual

Murphy (1965, 1966) desarrolló un método para resolver la ecuación de la captura con el fin de que rindiera estimaciones anuales de la población al iniciarse la temporada pesquera, y del coeficiente de la mortalidad de pesca. Su método supera el efecto de la disponibilidad variable de la población a la pesquería de año a año, y, además provee un sistema al que puede relacionarse la mayoría de la información disponible sobre el tamaño de población. Además permite la estimación de las tasas de mortalidad para la pesca según los datos de captura cuando las capturas se registran en número de peces de una cohorte conocida o clase anual de peces, suponiendo que una estimación de la tasa de mortalidad natural ( $M$ ), que se asume sea constante, y una estimación independiente de la tasa de mortalidad por la pesca ( $F$ ) son disponibles por 1 año. Murphy (1966) aplicó su método a las estadísticas de captura de las sardinas para el año 1932 hasta el de 1960.

Tomlinson (*datos inéditos*) generalizó la ecuación de captura de Murphy (la cual requiere capturas por intervalos de tiempo, cuando cada intervalo es de igual longitud y contiene capturas) para permitir intervalos variables de tiempo y cero capturas, y, además, escribió un programa de cómputo

con el fin de realizar los cálculos necesarios. Amablemente ha puesto a la disposición el programa al autor y ha ayudado y aconsejado en el empleo del mismo. El lector puede recurrir a los estudios de Murphy para una descripción detallada del método. Al aplicar el método a los datos de captura del aleta amarilla, se realizaron suposiciones mínimas que el atún a los 2½ años de edad y 3½ años estaban igualmente expuestos a la pesquería y que estas edades y las intermedias sufren una tasa constante de mortalidad natural.

Los datos para usar la generalización de Tomlinson consistieron de lo siguiente:

1. Número de atún aleta amarilla capturado en el Océano Pacífico oriental por todas las artes combinadas, por edad, trimestre y clase anual (Tabla 2).

2. Razones de captura de los de 2 años de edad ( $C_{i+1}/C_i$ ), *i.e.* la captura de los de 2 años de edad de una clase anual específica en un trimestre dividida por la captura de la misma clase anual del trimestre anterior (Tabla 3, Col. 6-9).

3. Fue empleado un valor trimestral para la mortalidad natural instantánea ( $M = 0.25$ ) la cual se supuso como constante. Este valor corresponde a la estimación superior de Hennemuth (1961b). Se escogió este valor porque se creyó que la estimación promedio de Hennemuth era demasiado baja. Davidoff (1965) encontró que los errores al estimar la composición de edad de la captura, el esfuerzo y el peso promedio de los peces que forman la captura están todos incluidos en las estimaciones finales de la abundancia. El efecto total de todos los errores resulta probablemente en estimaciones de  $Z$  (tasa de mortalidad total) que son mínimas. Por lo tanto, la estimación superior de Hennemuth (1961b) de  $Z = 1.85$  mide probablemente mejor la tasa de mortalidad total del aleta amarilla. Suponiendo que la estimación de Schaefer (1957) de  $q = 38.06 \times 10^{-6}$  sea correcta, y que el nivel del esfuerzo de pesca durante el período para el cual Hennemuth estimó que la tasa de mortalidad total era (25,000 DSP),  $F = 0.95$ ,  $M$  debe ser 0.90 o tan alta como 1.00 correspondiendo a la estimación máxima de  $M$  de Hennemuth.

4. Se necesita una estimación de  $F$  o para el primero o para el último intervalo. Las estimaciones iniciales de  $F$  para el cuarto trimestre en 1966 fluctuaron de 0.20 a 0.40. Se creyó que este rango de los valores de  $F$  incluiría todos los valores posibles de  $F$ . Un examen de las estimaciones de  $F$  de los trimestres anteriores reveló que se obtenían los mismos valores de  $F$  para la mayoría de los trimestres sin cuidado de cual estimación, del rango escogido, fue usada para el cuarto trimestre de 1966. Se escogió la estimación  $F = 0.25$  como la estimación inicial de  $F$ .

### **Biomasa**

Fueron calculadas por el método de Murphy las estimaciones de las cantidades de aleta amarilla en cada clase anual presente al principio de

un estrato específico trimestre-año. Estas estimaciones fueron usadas para computar las cantidades promedio de los peces de la misma clase anual presente durante el trimestre mediante la técnica de promediar las estimaciones de dos trimestres adyacentes. Para estimar las cantidades durante el último trimestre fue necesario usar la tasa de explotación del último intervalo y ampliar la población en números totales. Se juntó la cantidad promedio estimada de peces de cada clase anual presente en cada trimestre por edad, año civil y trimestre (Tabla 4). Las longitudes promedio correspondientes a la edad de 20 meses y mayores en cada trimestre fueron asignadas mediante la curva de crecimiento de von Bertalanffy (Davidoff 1963). En sus cálculos de la curva de crecimiento de von Bertalanffy, Davidoff ha excluido los modos de los peces menores de 20 meses debido a que la selectividad de pesca fué la causa de que la talla modal de estos grupos de edad fueran sobre estimados durante los pocos primeros meses que estuvieron presentes en la pesquería. Las estimaciones de la longitud promedio para edades menores a los 20 meses se realizaron mediante la suposición de que los peces crecen linealmente desde la edad 0 hasta la edad de los 20 meses. Estas longitudes promedio fueron convertidas a peso promedio a cada edad mediante la ecuación (Tabla 5) peso-longitud de Chatwin (1959). La multiplicación del número de peces de cada edad en la Tabla 4 por su peso promedio correspondiente en la Tabla 5 dió como resultado las estimaciones de la biomasa de cada edad presente por año y trimestre (Tabla 6). La biomasa total fue obtenida promediando las cuatro estimaciones trimestrales para el mismo año civil.

#### **Coefficiente de capturabilidad ( $q$ )**

Se dispuso de las estimaciones trimestrales de la mortalidad instantánea de pesca ( $F$ ) y de la tasa de explotación ( $E$ ) para cada clase anual en cada edad según la salida imprimida del computador, usados para estimar la fuerza de la clase anual. Las estimaciones del esfuerzo de pesca por separado para las artes cerqueras y de los clípers (1955-1966), y para las artes combinadas (1959-1966) fueron obtenidas de los archivos de la Comisión. El esfuerzo de pesca de los cerqueros (DSP) para cada año en la serie 1955-1958 fue convertida a esfuerzo de los clípers (DSP) usando factores de corrección para el año 1959 siguiendo el procedimiento de Broadhead (1962). Los datos convertidos del esfuerzo de pesca fueron entonces sumados con los datos correspondientes del esfuerzo de pesca de los clípers para proveer estimaciones para las artes combinadas ( $f$ ). Las estimaciones del coeficiente de capturabilidad ( $q_N$ ) en números de peces para cada clase anual de cada edad fueron obtenidas dividiendo las estimaciones de  $F$  de cada clase anual en la Tabla 1 por el esfuerzo correspondiente de pesca ( $f$ ).

Fue calculada para cada año una estimación de  $q$  en peso, ( $q_W$ ) para todas las edades combinadas por

$$q_w = \frac{\sum_{j=1}^5 (B_j \cdot (q_N)_j)}{\sum_{j=1}^5 B_j} \quad (7)$$

donde  $B_j$  es la biomasa de los peces a la edad del año  $j^{avo}$  y  $(q_N)_j$  es el coeficiente de capturabilidad en cantidades de peces para los peces en el año  $j^{avo}$  de edad.

Se insiste aquí que la magnitud de las estimaciones depende de las suposiciones iniciales, especialmente de  $M$ , que se hizo para usar la ecuación de captura. Si las suposiciones son incorrectas, entonces, de acuerdo, las estimaciones del coeficiente de capturabilidad son erróneas. Si el autor supuso un valor bajo para  $M$ , las estimaciones del coeficiente de capturabilidad hubieran sido mayores. Sin embargo, cualquiera que fueran las suposiciones iniciales, las estimaciones de los coeficientes de capturabilidad tienen que seguir reflejando la capturabilidad relativa de los diferentes grupos de edad.

## RESULTADOS Y DISCUSION

### Estimaciones de la población virtual

La población virtual ha sido definida por Fry (1949) como la suma de los peces, perteneciente a una clase anual determinada, presente en el agua en cualquier tiempo dado, que están destinados a ser capturados en la pesquería en ese año y en todos los años siguientes.

La población virtual para cada clase anual se calcula como  ${}_zN \dots$  (véase página 33). Estas estimaciones se presentan en la Table 1, mientras la Figura 3 las presenta solamente para las clases anuales X55 hasta la X65. La media en la figura fue calculada según los datos para las clases anuales de X55 hasta X64, ya que eran las únicas para las cuales se obtuvieron datos completos.

### Estimaciones de la fuerza de la clase anual (método de Murphy)

Las estimaciones de la población virtual de la fuerza de la clase anual pueden tener un error sistemático por cambios en la presión de pesca, en la accesibilidad y/o vulnerabilidad de los peces a la captura y en la mortalidad natural [véase los estudios de Bishop (1959) y Paloheimo (1958)]. A causa de estos errores sistemáticos, el método de Murphy (véase página 33) que se encuentra libre de los efectos causados por cambios en la presión de pesca fue usado para estimar la fuerza de la clase anual *i.e.*, la población total de los peces a la edad de 3/4 años. Las estimaciones de la fuerza de la clase anual fueron calculadas según los datos en los puntos 1-4 (página 34).

En la Figura 4 las estimaciones de la fuerza de la clase anual obtenidas por el método de Murphy fueron comparadas por escala logarítmica con aquellas obtenidas por el método de la población virtual. Se ha ajustado una línea de regresión de mínimos cuadrados a cada serie de datos. La estimación para la clase anual de 1965 fue excluida al computar cada línea de regresión porque estaba basada en datos incompletos. Se encontró que cada línea de regresión tenía una pendiente negativa sugiriendo que había habido una declinación en el número de reclutas con relación al tiempo. La tasa de declinación parece ser tres veces superior en el caso del método de Murphy. La comparación de estas líneas estadísticamente por un análisis de covarianza y mediante la prueba de las pendientes de estas líneas de regresión indicó que las diferencias entre las pendientes de estas líneas de regresión no son estadísticamente significativas, y ambas pendientes no son significativamente diferentes de cero. Sin embargo, ha habido un aumento casi constante en el esfuerzo de pesca durante este período de tiempo de tal manera que uno daría más crédito a las pendientes negativas indicadas de esas líneas de regresión.

Al comparar las estimaciones en la Figura 4 para las clases anuales de X55-X64, ambos métodos clasifican las clases anuales de X55, X57, X62 y X63 como superiores al promedio y las clases anuales de X58, X59, X61 y X 64 como inferiores al promedio. El promedio aquí se define como la mejor estimación del reclutamiento esperado después de haber considerado el lapso de tiempo, *i.e.*, las ecuaciones de regresión lineal computadas anteriormente proveen el promedio para cualquier clase anual. Los métodos difieren principalmente respecto a las clases anuales de X56 y X60 que están clasificadas por el método de Murphy como clase anual superior e inferior, respectivamente. Además, difieren en sus estimaciones de las clases anuales más fuertes y más pobres; estas son las clases anuales de X57 y X61 respectivamente, de acuerdo al método de Murphy y las clases anuales X55 y X59 respectivamente, de acuerdo al método de la población virtual. El método de Murphy es superior al método de la población virtual debido a que se encuentra libre de los efectos causados por los cambios en la presión de pesca.

Es interesante anotar que la razón de la clase anual más fuerte de atún aleta amarilla con respecto a la más débil por el método de Murphy es 2.6. Si se considera la variabilidad en la fuerza de la clase anual del aleta amarilla en términos de desviación de la tendencia a largo plazo, ya que un gran componente de la tendencia a largo plazo es probablemente el efecto del cambio en el esfuerzo de pesca en lugar de la variabilidad independiente de densidad, se observará que la variabilidad que no está asociada con la tendencia a largo plazo es aún más pequeña que la indicada por los valores absolutos. Esta cantidad de variación es pequeña comparada con la encontrada para otras especies de peces. Murphy (1966) encontró una variación de 7.9 veces para las sardinas del Pacífico desde 1932 hasta 1948 y una variación de 3.8 veces desde 1949 hasta 1957. Además cita hallazgos

de otros investigadores para las siguientes especies: eglefino del Mar del Norte, sobre 50 veces; arenque de Colombia Británica, 8 veces; y el salmón (*chum*) en la bahía de Tillamook, Oregón, 10 veces. Marty (1959) observó que la variación entre las clases anuales más fuertes y más pobres, es diferente en los distintos stocks de arenques. La cantidad de variación es baja en el arenque del Báltico (2-3), moderada en los stocks del Mar del Norte (8-10), pero muy alta en los stocks escandinavos del Atlántico (25-30). Observó además que la amplitud de las fluctuaciones de corto plazo en la fuerza de las clases anuales parece estar positivamente relacionada a la edad de la primera madurez y a la duración de vida. El arenque del Báltico que tiene la menor variación entre las clases anuales, tiene la menor edad en la primera madurez (2-3 años) y el lapso de vida más corto (6-7 años), mientras que los stocks escandinavos del Atlántico, que tienen la mayor variación entre las clases anuales, tienen la mayor edad en la primera madurez (5-6 años) y la duración de vida más largo (> 15).

Al considerar los hallazgos anteriores, la variación de 2.6 veces entre las clases anuales más fuertes y más débiles del aleta amarilla es pequeña comparada con la encontrada en otras especies. Aún más, la cantidad de variación entre las clases anuales se presume que sea pequeña si la amplitud de las fluctuaciones en la fuerza de la clase anual de los túnidos está también positivamente relacionada a la edad de primera madurez, ya que la mayoría de los aleta amarilla alcanzan la madurez durante su segundo año de vida (Schaefer, Broadhead, y Orange 1963).

### **Stock y reclutamiento**

El método de Murphy provee un medio para estimar la fuerza de la clase anual de las capturas de peces para los cuales se ha determinado la edad pero no provee información para predecir las clases anuales futuras. Por lo tanto es interesante examinar la relación de los stocks de los progenitores en relación a los de los reclutas para determinar si esto tiene valor para predecir la fuerza de la clase anual. Además, el conocimiento de la relación entre el stock y el reclutamiento es esencial para la aplicación de ciertos modelos matemáticos para estudiar la dinámica de la pesquería (Schaefer y Beverton 1963). Al examinar la relación entre el stock-biomasa y el reclutamiento se realizaron las siguientes suposiciones: (1) las clases anuales X producen únicamente clases anuales X y clases anuales Y producen solamente clases anuales Y; (2) la razón del sexo es constante de año a año; (3) el número de huevos producido por los peces maduros es proporcional al peso de su cuerpo; y (4) el número de veces que cada pez desova en cada temporada es constante. La suposición (3) ha sido verificada por Joseph (1963), quién encontró que los peces maduros producen alrededor de 100 huevos maduros por gramo del peso del cuerpo sin considerar su longitud.

Las estimaciones anuales del tamaño total de la población fueron obtenidas por el método de Murphy y convertidas a peso, como se describió

anteriormente, para proveer las estimaciones de la biomasa de la población para la serie de años 1955-1966. Desafortunadamente no fue posible obtener estimación de la biomasa de población para 1954, el año progenitor de la clase anual X55; consecuentemente, esta clase anual no está representada en la Figura 5 que compara las estimaciones de la fuerza de la clase anual (reclutas) para la edad 3/4 años computada usando el método de Murphy, con estimaciones de la biomasa de las poblaciones progenitoras. El examen de estos datos no indica relación aparente entre el stock-biomasa y el reclutamiento.

Es también interesante comparar los resultados de este estudio con la relación teórica stock-reclutamiento de Schaefer (1967). El combinó los resultados obtenidos al aplicar su modelo de rendimiento con aquellos obtenidos del modelo rendimiento por recluta de Beverton y Holt (1957) y logró graficar el reclutamiento como una función de la biomasa de población. Schaefer encontró que su relación stock-reclutamiento era semejante a las curvas teóricas cupuliformes de Ricker y demostraba una declinación en reclutamiento a niveles más altos de la población. Si se supone que la función de reclutamiento de Schaefer es correcta, se esperaría que fuera una relación curvilínea entre las estimaciones de la fuerza de la clase anual y la población. Sin embargo, el stock durante el período de observación que ha sido incluido en este estudio ha permanecido dentro de un alcance relativamente pequeño, 50-172 millones de libras, comparado con aquel en la curva de reclutamiento de Schaefer, 0-375 millones de libras.

El alcance limitado de tamaño es debido en parte tanto al número limitado de años en los que se obtuvieron datos como en la inclusión de solo las clases anuales X en este estudio mientras el estudio de Schaefer abarca más de tres veces esa cantidad de datos e incluye la población entera. Debe anotarse que dentro de este alcance limitado de tamaño, el reclutamiento debe, en promedio, aumentar según aumenta la población (biomasa), si la mortalidad natural ( $M$ ) está próxima a 1.0. El hecho que esto no ocurre se debe en parte a varios errores de medición como también a diferencias reales causadas por los factores ambientales.

#### **Coefficiente de capturabilidad**

Las estimaciones del coeficiente de capturabilidad ( $q_N$ ) en número de peces para cada clase anual en cada edad fueron obtenidos, como se describió anteriormente, al dividir la estimación de  $F$  correspondiente a cada clase anual en la Tabla 7, por el valor correspondiente del esfuerzo de pesca ( $f$ ). Las estimaciones resultantes se presentan en la Tabla 8 por edad, año, trimestre y clase anual. Estos datos indican que el coeficiente de capturabilidad ( $q_N$ ) varía con la edad y el tiempo. Las estimaciones anuales de  $q_N$  para las edades, una, dos y tres, junto con sus medias respectivas se grafican en la Figura 6. Comparando estos datos, los valores anuales estimados de  $q_N$  para la edad dos muestran la mayor cantidad de fluctuación respecto a su media, seguida por aquellos de la edad tres. Los peces de 2

años de edad fueron más vulnerables (superior al promedio) a la pesca durante tres períodos, 1955-1956, 1961-1962 y 1966. Se encuentran valores de  $q_N$  superiores al promedio para peces de 3 años de edad durante cuatro períodos (1955, 1957, 1961-1962 y 1965-1966) mientras que los valores superiores al promedio para los peces de 1 año de edad ocurren durante tres períodos (1955, 1960-61 y 1966). Los datos para las edades de 4 y 5 años eran demasiado limitados para el análisis. Sin embargo, es interesante observar que ocurrió un gran aumento en la vulnerabilidad de los peces de cuatro años de 1966.

Al comparar las estimaciones promedio de  $q_N$  para cada edad en la Figura 6, parece que los peces de 2 años de edad presentan la mayor vulnerabilidad a las artes de pesca, seguida por las edades tres y uno respectivamente. Estos resultados no son sorprendentes ya que los peces de 1 año de edad aún se están reclutando en la pesquería (Hennemuth 1961b, Davidoff 1965) mientras los peces de 3 años de edad se vuelven más accesibles a la pesca con palangre japonesa, (Suda y Schaefer 1965).

Las estimaciones anuales de  $q_{11}$  en peso, para todas las edades combinadas fueron calculadas como se describieron anteriormente; estas estimaciones (Figura 7) indican tres períodos cumbres de vulnerabilidad superior al promedio, 1955, 1961 y 1966. La estimación promedio de  $q_{11}$  para este período fue  $27.36 \times 10^{-6}$  que puede compararse favorablemente con la estimación de Schaefer (1957) de  $38.06 \times 10^{-6}$  para el período de 1934-1955. Como se indicó antes, un valor de  $M < 1$  (base anual) usado en los cálculos de Murphy hubiera aumentado las estimaciones de  $q$ , presumiblemente haciendo que el valor aquí se acercara aún más a la estimación de Schaefer.

### **Temperatura del agua superficial del mar y fuerza de la clase anual**

El conocimiento de los factores en el ambiente que influyen o que están relacionados a la fuerza de las clases anuales del aleta amarilla pueden ser útiles para predecir la abundancia de los peces de la próxima clase anual. Como se ha demostrado que la temperatura del agua durante y después del desove es un factor importante en determinar la fuerza de la clase anual de algunas especies de peces comercialmente importantes (Hela y Laevastu 1960), se examinaron los registros de la temperatura superficial del mar.

Los registros de la media mensual de la temperatura superficial del mar por cuadrados de 2 grados para el Océano Pacífico oriental fueron obtenidos según datos publicados (Renner 1963) e inéditos del U. S. Bureau of Commercial Fisheries para el período 1954-1963. Estos registros de temperatura fueron calculados de las temperaturas de inyección tomadas por barcos mercantes y navales que cooperaron con el U. S. Weather Bureau.

Los datos relativos al desove del aleta amarilla fueron obtenidos según Orange (1961) y Klawe (1963). Estos estudios indicaron que el aleta



amarilla desova sobre una área extensa del Pacífico oriental, tanto a lo largo de la costa como en las aguas mar afuera. Las áreas de mayor reproducción están localizadas frente a la costa central y meridional de México y de la América Central, y mar afuera de las Islas Revillagigedo. La reproducción del aleta amarilla es estacional en la mayoría de las áreas; el período de desove puede alcanzar un máximo agudo como en el área de las Islas Revillagigedo, o extensivo, como en el área frente a la costa de Centroamérica.

Como se ha indicado que la reproducción del aleta amarilla ocurre sobre grandes áreas del Pacífico oriental tanto en espacio como en tiempo, no se puede esperar que las condiciones ambientales en una pequeña área del Pacífico oriental determinen la fuerza de una clase anual individual. Lo más probable es que las condiciones en el tiempo de la reproducción en las áreas mayores de desove afecten colectivamente el tamaño y fuerza de la clase anual producida. Por lo tanto, se consideraron los datos de la temperatura superficial del mar de los 22-6°N de las áreas principales de reproducción localizadas frente a la costa central y meridional de México y de la América Central. La distancia mar afuera en la que se extendió el análisis desde la costa fue determinada por la precisión de los datos de temperatura superficial del mar. Únicamente esos cuadrados de 2 grados con una media de por lo menos 17 observaciones de temperatura por mes fueron considerados confiables. Los datos de la media mensual del número de las observaciones de temperatura por cuadrados de 2 grados fueron obtenidos de la Figura 1 de Renner (1963). Esta edición de los datos de la temperatura superficial del mar resultó en un total de 21 cuadrados de 2 grados (Figura 8) que fueron usados en el análisis siguiente.

Los datos de la temperatura superficial del mar para cada uno de estos cuadrados fueron registrados como anomalías del promedio mensual de 12 años (1947-58) para cada cuadrado de 2 grados. Para cada año en la serie (1954-1963) las anomalías de temperatura de cada uno de los 21 cuadrados de 2 grados en 1 mes determinado fueron sumadas y una anomalía mensual media fue computada para toda el área. Las estimaciones de la fuerza de la clase anual en esta área fueron comparadas con diferentes combinaciones de las anomalías de las medias mensuales de la temperatura superficial del mar durante la reproducción en la serie de años 1954-1963. No se encontró que la fuerza de la clase anual estaba significativamente correlacionada con la temperatura superficial del mar. El número limitado de datos anuales, junto con la falta de un conocimiento detallado de las áreas exactas y del tiempo de reproducción en años individuales puede haber sido el motivo de estos resultados.

La falta de otros datos oceanográficos de las áreas mar afuera del Pacífico oriental para la serie de años 1954-1963 imposibilitaron la investigación del efecto de otros factores ambientales sobre la fuerza de la clase anual.

**LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA**

- Alverson, F. G. 1959. Geographical distribution of yellowfin tuna and skipjack catches from the eastern tropical Pacific Ocean, by quarters of the year, 1952-1955 |in English and Spanish|. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **3**(4): 165-214.
- . 1960. Distribution of fishing effort and resulting tuna catches from the eastern tropical Pacific by quarters of the year, 1951-1958 |in English and Spanish|. *Ibid.*, **4**(6): 319-446.
- . 1963. Distribution of fishing effort and resulting tuna catches from the eastern tropical Pacific Ocean, by quarters of the year, 1959-1962 |in English and Spanish|. *Ibid.*, **8**(6): 317-379.
- Beverton, R. J. H., and S. J. Holt. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. Min. Agr., Fish and Food (U. K.), Fish Investig. Ser. II, 19: 533 p.
- Bishop, Y. M. M. 1959. Errors in estimates of mortality obtained from virtual populations. Jour. Fish. Res. Bd. Canada, **16**(1): 73-90.
- Broadhead, G. C. 1962. Recent changes in the efficiency of vessels fishing for yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean |in English and Spanish|. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **6**(7): 281-332
- Calkins, T. P., and B. M. Chatwin. 1967. Geographical distribution of yellowfin tuna and skipjack catches in the eastern Pacific Ocean, by quarters of the year, 1963-1966 |in English and Spanish|. *Ibid.*, **12**(6): 433-508.
- 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 |in English and Spanish|. *Ibid.*, **3**(7): 305-352.
- Davidoff, E. B. 1963. Size and year class composition of catch, age and growth of yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean 1951-1961 |in English and Spanish|. *Ibid.*, **8**(4): 199-251.
- . 1965. Estimation of year class abundance and mortality of yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific |in English and Spanish|. *Ibid.*, **10**(6): 353-396.
- Fry, F. E. J. 1949. Statistics of a lake trout fishery. Biometrics, **5**(1): 27-67.
- Hela, I. and T. Laevastu. 1960. The influence of temperature on the behaviour of fish. Arch. Soc. "Vanamo," **15**(1-2): 83-103.

- 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*) [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **2**(5): 171-244.
- \_\_\_\_\_. 1961a. Size and year class composition of catch, age and growth of yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean for the years 1954-1958 [in English and Spanish]. *Ibid.*, **5**(1): 1-112.
- \_\_\_\_\_. 1961b. Year class abundance, mortality and yield-per-recruit of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean, 1954-1959 [in English and Spanish]. *Ibid.*, **6**(1): 1-52.
- Joseph, James. 1963. Fecundity of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*) from the eastern Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Ibid.*, **7**(4): 255-292.
- Klawe, W. L. 1963. Observations on the spawning of four species of tuna (*Neothunnus macropterus*, *Katsuwonus pelamis*, *Auxis thazard*, and *Euthynnus lineatus*) in the eastern Pacific Ocean, based on the distribution of their larvae and juveniles [in English and Spanish]. *Ibid.*, **6**(9): 447-540.
- Martin, J. W. 1962. Distribution of catch-per-unit-of-effort and fishing effort for tuna in the eastern tropical Pacific Ocean by months of the years, 1951-1960 [in English and Spanish]. *Ibid.*, **6**(5): 179-229.
- Marty, Ju. Ju. 1959. Reproduction of marine herring in the light of the increasing intensity of fisheries. ICES, C. M. 1959, Doc. No. 65 (mimeo.) 7 p.
- Murphy, G. I. 1965. A solution of the catch equation. Jour. Fish. Res. Bd. Canada, **22**(1): 191-202.
- \_\_\_\_\_. 1966. Population biology of the Pacific Sardine (*Sardinops caerulea*). Proc. Cal. Acad. Sci., Fourth series **34**(1): 1-84.
- Orange, C. J. 1961. Spawning of yellowfin tuna and skipjack in the eastern tropical Pacific, as inferred from studies of gonad development [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **5**(6): 457-526.
- Paloheimo, J. E. 1958. A method of estimating natural and fishing mortalities. Jour. Fish. Res. Bd. Canada, **15**(4): 749-758.
- Renner, J. A. 1963. Sea surface temperature monthly averages and anomaly charts Eastern Tropical Pacific Ocean, 1947-58. U. S. Dept. Int., Fish and Wildlife Serv., Spec. Sci. Rep.-Fish. 442: 1-57.
- Schaefer, M. B. 1957. A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **2**(6): 245-285.

- \_\_\_\_\_. 1967. Fishery dynamics and present status of the yellowfin tuna population of the eastern Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Ibid.*, **12**(3): 87-136.
- \_\_\_\_\_, and R. J. H. Beverton. 1963. Fishery dynamics—their analysis and interpretation, p. 464-483. *In* The Sea, M. N. Hill [ed.], Vol. 2, Interscience, New York.
- \_\_\_\_\_, G. C. Broadhead and C. J. Orange. 1963. Synopsis on the biology of yellowfin tuna *Thunnus (Neothunnus) albacares* (Bonnatere) 1788 (Pacific Ocean) *in* Proceedings of the World Scientific Meeting on the Biology of Tunas and Related Species, La Jolla, California, U. S. A., 2-14, July 1962, Rosa, H., Jr. (Ed.) FAO Fish. Rep. No. 6, Vol. 2, 538-561.
- 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 [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, **2**(7): 287-363.
- \_\_\_\_\_, and M. B. Schaefer. 1956. A study of changes in fishing effort, abundance and yield for yellowfin and skipjack tuna in the eastern tropical Pacific Ocean [in English and Spanish]. *Ibid.*, **1**(7): 347-469.
- Suda, A. and M. B. Schaefer. 1965. Size-composition of catches of yellowfin tuna in the Japanese long-line fishery in the eastern tropical Pacific east of 130°W [in English and Spanish]. *Ibid.*, **10**(4): 265-331.