

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

Bulletin — Boletín  
Vol. VII, No. 4

**FECUNDITY OF YELLOWFIN TUNA (*THUNNUS ALBACARES*)  
AND SKIPJACK (*KATSUWONUS PELAMIS*) FROM THE  
EASTERN PACIFIC OCEAN**

**FECUNDIDAD DEL ATUN ALETA AMARILLA  
(*THUNNUS ALBACARES*) Y EL BARRILETE  
(*KATSUWONUS PELAMIS*) DEL  
OCEANO PACIFICO ORIENTAL**

by — por  
**James Joseph**

La Jolla, California  
1963

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

	Page
INTRODUCTION.....	257
ACKNOWLEDGEMENTS.....	258
METHODS AND MATERIALS.....	258
Source of specimens and treatment of samples.....	259
Effects of Gilson's fluid on ovum diameter.....	260
RESULTS.....	260
Yellowfin.....	260
Relation between fecundity and length.....	260
Relation between fecundity and weight.....	262
Fecundity comparisons between the Eastern Pacific and Hawaii.....	262
Fecundities at successive spawnings.....	263
Observations on the nature of spawning.....	263
Skipjack.....	264
Relation between fecundity and length.....	264
Relation between fecundity and weight.....	265
DISCUSSION.....	265
—————	
FIGURES — FIGURAS.....	267
—————	
TABLES — TABLAS.....	272

**SPANISH VERSION — VERSION EN ESPAÑOL**

	Pagin�
INTRODUCCION.....	278
RECONOCIMIENTO.....	279
METODOS Y MATERIAL.....	279
Procedencia de los espec�menes y tratamiento de las muestras.....	280
Efectos del fluido de Gilson en el di�metro del huevo.....	281
RESULTADOS.....	282
El at�n aleta amarilla.....	282
Relaci�n entre la fecundidad y la longitud.....	282
Relaci�n entre la fecundidad y el peso.....	284
Comparaciones de la fecundidad entre el Pac�fico Oriental y el Hawaii.....	284
Fecundidad en los desoves sucesivos.....	285
Observaciones sobre la naturaleza del desove.....	285
El barrilete.....	286
Relaci�n entre la fecundidad y la longitud.....	286
Relaci�n entre la fecundidad y el peso.....	287
ANALISIS.....	287
—————	
LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA.....	289

**FECUNDITY OF YELLOWFIN TUNA (*THUNNUS ALBACARES*)  
AND SKIPJACK (*KATSUWONUS PELAMIS*)  
FROM THE PACIFIC OCEAN**

by

James Joseph

**INTRODUCTION**

The major function of the Inter-American Tropical Tuna Commission is to conduct investigations on the yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) and the skipjack (*Katsuwonus pelamis*) in the Eastern Pacific Ocean (Schaefer, 1952b). A phase of these investigations which is important to the study of the ecology, population dynamics and life history of these two species is knowledge concerning their fecundity.

Comparatively little has been published concerning the fecundity of these species. June (1953) pointed out that the number of ova produced at a single spawning by individual yellowfin tuna from Hawaiian waters increased with fish size and ranged from 2,370,000 to 8,590,000. His conclusions were based on determinations made from eleven fish ranging in weight from 47.2 to 88.0 kilograms. In the Western Pacific, Yabe (1954) indicated, on the basis of five skipjack, that the number of ova produced by this species increased with fish size. Fish ranging from 46.8 to 61.0 cm. produced between 113,364 and 859,897 ova. Yoshida (MS) reported the fecundity of four skipjack to range between 100,000 and 2,000,000. These were captured in the vicinity of the Marquesas Islands and ranged from 43 to 75 cm. Raju (1962) has reported on fecundity determinations for 63 skipjack from the Indian Ocean, ranging in length from 41.8 to 70.3 cm. He found the number of ova in the most mature group to range between 151,900 and 1,977,900.

It is desirable to ascertain for each species whether one homogeneous population of fish is being dealt with, and whether one equation adequately describes the relationship between fecundity and fish size for the entire study area. Godsil (1948) and Broadhead (1959) examined morphometric measurements from yellowfin tuna from sub-areas within the Eastern Pacific area and indicated that it is probably inhabited by a single intermingling population. Godsil (*op. cit.*), Godsil and Greenwood (1951) and Schaefer (1952a, 1955) made morphometric comparisons between fish from the Eastern Pacific and Hawaii and concluded that the stocks of fish from these two areas were probably distinct from each other. Schaefer (1962) discussing immunogenetic studies of erythrocytes of skipjack tuna, by W. L. Klawe, reported that there had been detected no significant differences in agglutination frequencies between the Eastern Pacific and Hawaii. Hennemuth's (1959a) morphometric comparisons of skipjack indicated a lack of complete mixing between populations of the Central and Eastern Pacific, and a similar lack of complete mixing among different areas in the Eastern Pacific. He further pointed out that this indicated

that skipjack inhabiting the various fishing areas within the Eastern Pacific may represent semi-independent populations of fish and the stocks of the Eastern and Central Pacific also appeared to be at least semi-independent.

Tagging of yellowfin in the Eastern Pacific (Blunt and Messersmith, 1960, and Schaefer, Chatwin and Broadhead, 1961) indicates considerable, but not complete, mixing among different sub-areas. Lack of any recoveries to the westward tends to confirm the independence of populations in the Eastern Pacific and those to the westward. For skipjack, there is exhibited from tagging results considerable migration among some of Hennemuth's (*op. cit.*) sub-areas in the Eastern Pacific. Also, two skipjack tagged off Baja California, Mexico, in 1960 have been recently (1962) recovered (personal communication B. Fink) in the commercial fishery at Hawaii.

This paper reports on the results of studies of the fecundity of yellowfin tuna and skipjack in the Eastern Pacific Ocean, and the relationships between fecundity and fish size. Geographical differences in these relationships within the Eastern Pacific, and between the Hawaii area and the Eastern Pacific are discussed for yellowfin tuna. There is presented, in addition, an account on the nature of spawning in yellowfin tuna as inferred from ovarian condition.

#### ACKNOWLEDGEMENTS

Gratitude is extended to the California Department of Fish and Game, Terminal Island and the Starkist Seafood Company for allowing the use of certain of their equipment essential to this study.

Austin R. Magill, formerly of the Tuna Commission staff, initiated this fecundity program having made 20 of the yellowfin and 14 of the skipjack fecundity estimates which were used in this report.

I wish to express my sincere thanks to John S. MacGregor, U. S. Bureau of Commercial Fisheries, and Patrick K. Tomlinson, California Department of Fish and Game, for their helpful suggestions offered me during the preparation of this report.

#### METHODS AND MATERIALS

Fecundity is defined for the purpose of this paper as the number of eggs matured for a single spawning and was determined by enumerating the eggs of the most advanced mode (a distinct group of yolked ova which have been differentiated, by size, from the smaller ova) from an ovary sample of known weight, and calculating the total number of eggs from the weight of the entire paired ovary by the following formula:

$$\text{Fecundity} = \frac{(\text{number of ova in sample}) \times (\text{weight of paired ovaries})}{\text{weight of sample}}$$

Before the total number of ova spawned within a season by an individual fish can be determined, however, it must be known, in addition, how often that individual spawns within any one spawning season. For yellowfin

and skipjack, it has been established that more than one spawning occurs within a season; the actual number of spawnings, however, has not been determined (June 1953, Orange 1961 and Brock 1954).

#### **Source of specimens and treatment of samples**

The specimens used for this study were selected from commercial vessels during the unloading of frozen fish at San Diego and San Pedro, California, during 1959 to 1961. These specimens were not drawn at random, but rather, were selected to encompass the range of sizes of maturing fish.

After the catch was identified as to area of origin and date of capture, fish of the desired lengths were selected and a longitudinal slit was made along the body cavity of each one in order visually to determine the sex. Females deemed to be mature enough for fecundity determinations were retained. The total length of the fish, in millimeters, was taken after the method of Marr and Schaefer (1949) and recorded along with area and date of capture. The paired ovaries, after being removed from the fish were cleared of all superfluous connective tissue, drained and weighed to the nearest 0.1 gram on a triple-beam balance.

All females having a gonad index (Schaefer and Orange, 1956) of less than 40.0 were discarded, as previous investigation showed them generally to be too immature to enable distinction of the most advanced mode of eggs from other developing eggs.

June (1953), Yuen (1955) and Otsu and Uchida (1959) could detect no differences in the frequencies of ova-diameters selected from different areas along the length of the same ovaries, nor differences between paired ovaries, therefore in this study, a sample of about 0.5 gram was removed from the center portion of either the right or left ovary and weighed to the nearest 0.1 milligram on an analytical balance. The sample was then held in modified Gilson's fluid (Simpson, 1951) and from time to time agitated to hasten the breakdown of the connective tissue, a process requiring from one to two months.

After the individual ova became free from the connective tissue, a random sample was taken from the bottle by stirring the contents with a pipette and at the same time drawing up the eggs for measuring and counting. The equipment used and the technique employed in measuring these ova were identical to those described by Schaefer and Orange (*op. cit.*). After defining the limits of the most advanced mode, all ova from the entire sample which fell within this range were counted. The total number of ova in this most advanced mode was then calculated as indicated above.

It was originally planned to obtain samples from each of seven areas in the Eastern Tropical Pacific (Figure 1). These areas were taken to represent somewhat distinct spawning locations as to space and time and were established on the basis of studies made by Orange (1961) on the spawning habits of tuna in the Eastern Tropical Pacific as inferred from

gonad development, and similar studies by Klawe (1962) from the distribution of larval tunas. However, there were obtained yellowfin samples from only five of the seven areas and skipjack samples from only four of the areas. These are listed in Tables 1 and 10.

#### Effects of Gilson's fluid on ovum diameter

Simpson (1951), working with plaice from the North Sea, and Schaefer and Orange (1956) working with yellowfin and skipjack in the Eastern Pacific, found Gilson's fluid to be much superior to formalin as a preservative for certain ovarian studies as it breaks down the connective tissue, leaving the ova free for counting and measuring; thereby eliminating the tedious task of dissecting ova from the formalin-hardened gonads.

Schaefer and Orange (*op. cit.*) indicated that there may be some shrinkage of mature ova during preservation in Gilson's fluid. To further test this, and to determine if there was shrinkage in smaller ova, or differential shrinkage of different sized ova (which could affect the delimiting of modal groups), replicate samples from the ovaries of both yellowfin and skipjack were preserved in both 4% formaldehyde and in Gilson's fluid. After the samples had soaked in the solutions from one week to three months the mean ovum diameter of each modal group was determined. The diameters of the formalin-preserved ova were then compared with the diameters of their counterparts in Gilson's fluid. These data (circles) are presented in Figure 2 as a regression of mean ovum diameter in Gilson's fluid (Y) on mean ovum diameter in formalin (X). A straight line relationship of the form  $Y = bX$ , passing through the origin was used to represent these data. Assuming the variance to be homogeneous,  $b$  was calculated as  $\frac{\sum XY}{\sum X^2}$  and the resultant line was  $Y = .762X$ . Comparing this line with the line  $Y = X$  representing no differential shrinkage, it was concluded that a satisfactory estimate of ovum shrinkage in Gilson's fluid as compared to formalin for all egg sizes is 24%.

Twelve measurements comparing replicate samples measured fresh and measured from Gilson's fluid (crosses) are also included in Figure 2. The line representing these data does not differ from the line describing the difference in size between formalin-preserved ova and ova preserved in Gilson's fluid ( $Y = .765X$ ).

## RESULTS

### Yellowfin

#### *Relation between fecundity and length*

The total length, calculated weight and estimated fecundities for the ninety-four yellowfin tuna used in this study are listed, by areas, in Table 1 and presented graphically in Figures 3, 4, and 5. Due to the small number of the samples from each area, and the considerable scatter of the individual points, it was not possible to determine, for each area, whether the functional relationship between fecundity and fish length was rectilinear or curvilinear. It was therefore deemed necessary to combine all of

the data. However, before this could be done, it had to be ascertained whether there were any differences in the fecundity-length relationship among areas. Not knowing what form the relationship actually followed, the data were examined using three different forms of regression: 1) fecundity and length, 2) logarithm of fecundity and length, and 3) logarithm of fecundity and logarithm of length. However, of the five areas represented, data from only four were used to test for differences among areas; Area VII was deleted because it was represented by only three fish of a very restricted size range. After testing for homogeneity of variance and differences among slopes in each case, and showing non-significance\*, the adjusted mean fecundities for each of the four areas were tested by the methods of covariance analysis (Snedecor, 1956) for each of the three forms of regression. In each case the null hypothesis, that there were no differences among adjusted mean fecundities, was accepted (Tables 2, 3 and 4).

This indicated that the data for the four areas could be combined. Therefore the data, including the three samples from Area VII, were combined and fecundities and lengths of fish were plotted in Figure 3. The relationship is obviously non-linear.

To obtain a satisfactory fit, rectification of the data was attempted by 1) plotting the log of fecundity against log of total length (Figure 4) and 2) plotting the log of fecundity against total length. In each case the transformed data approximated a straight line, but due to the considerable scatter of the individual points about the regression line it was difficult to discern which fit was better. A comparison of the mean square of the log-log with the semi-log relationship was made and the F ratio (Snedecor, *op. cit.*) showed non-significance ( $F = 1.02, 92$  and 92 d.f.).

Beverton and Holt (1957) have pointed out that as the germinal epithelium is responsible for egg production it might be expected that the number produced would in some way be proportional to the area of this epithelium. They further indicated that if this epithelium is so highly convoluted that it fills the ovary, then fecundity might be expected to be proportional to body weight, provided that the size of eggs does not vary with size of fish. MacGregor (1957) indicated for the Pacific sardine (*Sardinops caerulea*) that the number of ova is theoretically dependent upon the volume of the ovary, and should therefore correlate better with the cube of the length rather than length.

Therefore, a cubic relationship between length and fecundity, or a linear relationship between weight and fecundity, should provide the best fit to the data since: 1) the body weight is very nearly proportional to the length cubed (Chatwin, 1959) and 2) the size of the mature yellowfin ova does not change with fish length (Schaefer and Orange, 1956). The exponential relationship between fecundity and length (Figure 4) was, in fact, found to be almost cubic (2.791). An interval estimate of  $b$

\*Significance of all tests judged at the .01 level of significance, unless otherwise indicated.

(Snedecor, *op. cit.*) showed the slope not to deviate significantly from three.

The relationship between fecundity and length is expressed by:

$$\log_{10}Y = 2.791 (\log_{10}X) - 8.048$$

or

$$Y = (8.955 \times 10^{-9}) X^{2.791}$$

where Y represents fecundity in millions of ova in the most advanced mode and X represents fish length in millimeters. Figure 4 shows the logarithmic relationship, and includes the 95% confidence intervals for the mean fecundity at any given length, assuming a normal conditional distribution for  $\log_{10}Y$ . The standard error of estimate is 0.117. The arithmetic form of the relationship is shown in Figure 3.

To determine whether the high degree of variation among the fecundities of fish of the same lengths was a biological difference, or was due to sampling and counting technique, duplicate samples from each pair of ovaries from ten fish were taken and the fecundity estimated for each separately (Table 5). The variance of the differences between duplicate estimates was 0.00085, which, since this compares to twice the population variance, results in a standard deviation of 0.021 due to variability of technique. This is approximately one-fifth the standard error of estimate from the data of Figure 4 (0.117). It is therefore quite obvious that a large component of the variation in fecundity among fish of equal size was of biological origin and not sampling error.

#### *Relation between fecundity and weight*

In lieu of actual measurements, lengths (X) were converted to weights (Y) by the formula  $\log_{10}Y = 3.020 (\log_{10}X) - 7.410$  (Chatwin, 1959). The fecundity-weight relationship of this species was then algebraically derived from the combination of Chatwin's formula and the fecundity-length formula presented in the preceding section. This derived fecundity (Y)-weight (W) formula,  $\log_{10}Y = 0.924(\log_{10}W) - 1.199$ , was found to be almost linear, as would be expected. An interval estimate of  $b$  (.924) showed no significant departure from one.

In view of these considerations it appears that the best fit, theoretically and in practice, to the fecundity-weight relationship is a straight line. The least-squares regression of fecundity (Y) on weight (W) is:

$$Y = 0.106 + 0.046W.$$

Both this line and the line corresponding to the logarithmic relationship derived above are graphed in Figure 5. As expected there is very little difference between them.

#### *Fecundity comparisons between the Eastern Pacific and Hawaii*

In Figure 6, four lines representing the average relationship between logarithm of fecundity and logarithm of length for four areas of the Eastern Pacific and, for comparison, one line derived from nine of June's (1953) fecundity determinations of yellowfin from Hawaii are shown. The



yellowfin weights reported by June were converted to lengths using the length-weight equation of Moore (1951). A comparison of fecundities between these two major areas using only fish from the Eastern Pacific within the range 1329 to 1452 mm. length, which overlapped June's size range of Hawaiian specimens, was made using the methods of covariance analysis. After demonstrating non-significance in tests of homogeneity of variance and slope, over this range, a comparison of the adjusted mean of June's data with the adjusted mean of the combined specimens from the Eastern Pacific was made. The F ratio proved to be highly significant, therefore, the null hypothesis was rejected (Table 6).

#### *Fecundities at successive spawnings*

It is of interest to know whether there is a diminishing of fecundity with successive spawnings within the same season, which could contribute to the observed variability of the fecundity estimates. To examine this, the ovary samples were divided into two groups: those containing no remnants of mature ova and those containing remnants of mature ova in early stages of resorption. These groups correspond to stages 3 and 5-A, respectively, of Orange (1961). June (1953) pointed out, for yellowfin tuna in Hawaiian waters, that ova remnants were not carried over from the previous years spawning. For yellowfin tuna in the Eastern Pacific the presence of mature, uncollapsed ova remnants, with or without the oil globule ruptured, indicates fish which have recently spawned (Orange, *op. cit.*) Fish of development stage 3 are assumed to represent individuals which have not yet spawned during the current season, while stage 5-A fish represent those which have recently spawned.

Of the 94 yellowfin examined, 17 were found to have no remnant egg cases (stage 3) and 13 were found having retained, mature ova greater than .91 mm. in diameter, but not in the advanced stages of resorption (stage 5-A) (Table 7). After transformation to logarithms, each of the two series of data was fitted by a straight line by the method of least squares (Figure 7). Analysis of covariance indicated no difference in the slopes of the lines, but the adjusted means were significantly different at the .10 level, although not at the .05 level (Table 8).

This indicates that there may be some decrease in fecundity at successive spawnings, but that such an effect is difficult to detect in the presence of high variability due to other factors.

#### *Observations on the nature of spawning*

A sample of 15 ripe fish (1156 to 1678 mm.) was obtained from a purse-seine catch of yellowfin tuna, taken during April 1961, near San Benedicto Island in the Revillagigedo group. These fish, which had gonad indices ranging from 32 to 113, appeared to have been captured in the act of spawning. Many of them had great quantities of ripe eggs in the lumina of the ovaries and, upon pressure to the abdominal region, eggs flowed freely from the oviduct. Mean sizes of the most advanced group

of fresh ova from two running-ripe specimens were 1.00 and 1.02 mm., with respective ranges of 0.70-1.24 mm. and 0.70-1.19 mm. The mean size of the oil globule was about 0.25 mm.

The fecundities of these 15 fully ripe fish were determined, in addition to four determinations from ripe fish of another sample, taken in the same area and on the same day, and it was noted that they fell into three categories (Table 9): 1) those of unusually low fecundity, with numerous eggs in the lumen of the ovary; 2) those of unusually low fecundity, with very few eggs in the lumen of the ovary; and 3) those of normal fecundity, with very few eggs in the lumen of the ovary. It is believed that these categories represent fish taken in three distinct stages of sexual development or spawning activity, that is: 1) fish taken in the act of spawning; 2) those having partially spawned their ripe eggs, or having completed spawning; and 3) those which are ripe but have not commenced spawning. The fact that fish were found with fully mature eggs, but of unusually low number, and with very few eggs in the lumen of the ovary (category 2) suggests one of the following two possibilities: 1) these fish had spawned only a portion of their ripe eggs, with more to be spawned; that is, spawning of the ripe eggs is accomplished by the extrusion of intermittent batches; or 2) spawning had been completed, with those ripe eggs still contained in the connective tissue to be resorbed. The former seems the more likely.

### **Skipjack**

#### *Relation between fecundity and length*

Determinations of fecundity of 42 skipjack taken from the Eastern Pacific were made, and the data are presented in Table 10, along with total length, calculated weight and origin of catch; they are also presented graphically in Figures 8 and 9. No attempt was made to examine fecundity-length relationships of fish from different locations within the Eastern Pacific, because only a few specimens from four areas, representing a very limited size distribution, were available. MacGregor (1957) pointed out that unless there is a sufficiently great range in the size of the fish used in calculating the regression of fecundity on fish length, curvilinearity may not be evident, therefore, for these skipjack, a straight line was fitted to the data by the method of least squares. The line describing this relationship of fecundity (Y) on length (X) is shown graphically in Figure 8 and is described by the formula (in this case Y equals fecundity in thousands):

$$Y = 6.326X - 3,503.$$

Ninety-five per cent confidence intervals for mean values of Y are given, assuming a normal distribution for Y. The standard error of the estimate is given as 276,000 ova. Inspection of the few replicate determinations in Table 5 suggests that the variability due to technique is about the same for skipjack as for yellowfin.

*Relation between fecundity and weight*

Figure 9 represents the fecundity-weight relationship for the same 42 specimens. The weights (Y) were converted from length (X) measurements using the formula of Hennemuth (1959b):  $\log_{10} Y = 3.336 (\log_{10} X) - 8.250$ . These data were also fitted to a straight line by the method of least squares and the formula describing this relationship is:  $Y = 88.613W - 608.807$ , where Y is fecundity in thousands and W is weight in pounds. The standard error of the estimate in this case is 273,000 ova.

That the variance about a linear regression of fecundity on length is somewhat greater than the variance about a linear regression of fecundity on weight, is, of course, to be expected, because, as in the case of yellowfin, we would expect the former to be actually curvilinear. These data for skipjack are, however, inadequate to examine closer the nature of the relationship of fecundity and fish size.

**DISCUSSION**

Workers studying the fecundity of various fishes have pointed out geographical differences in ova production, relative to size, of the same species of fish. Broadhead (1949), Aro and Broadhead (1950) and Rounsefell (1957) have indicated for Pacific salmon that these differences may be racial. Simpson (1951) reported differences in the fecundity of plaice from different areas and suggested, among other possibilities, that this may have been due to genetic differences.

Fecundity estimates of yellowfin tuna from the Eastern Pacific were examined by sub-area of collection, but no differences were detectable. If there do exist differences in fecundity in different sub-areas, we are unable, therefore, to detect them in the presence of the high variability of fecundity of fish of the same size in the same area. A single regression of fecundity on fish size adequately summarizes the data available at this time, and they provide no evidence of racial differentiation among yellowfin within the Eastern Pacific.

There is, however, a difference between the fecundity-length relationships for yellowfin from the Eastern Pacific and those from Hawaii. As previously indicated, yellowfin from these two areas appear to be genetically isolated stocks. There is a possibility that the observed difference is due to differences in technique rather than real differences in fecundity of yellowfin tuna from the two regions. Although essentially the same technique was employed in making the fecundity determinations of the Hawaiian fish as was used for the Eastern Pacific fish, different researchers made the estimates. Bridger (1961) reported differences between fecundity determinations made by two workers for the same species of fish to be as high as 12%. This possibility is considered, however, to be rather remote for these yellowfin tuna data.

On the other hand, if it is assumed that the differences between the two fecundity-length relationships for yellowfin from the Eastern Pacific

and Hawaii is not due to technique but is in fact real, the possibility that it may not be genetically controlled but rather due to environmental conditions cannot be overlooked. Bridger (*op. cit.*) studying the fecundity of the Downs herring has pointed out that over a period of 25 years fecundities have varied as much as 28%; and further pointed out that between 1933 and 1958 there was a marked increase in fecundity of fish of equal size. The fish examined by June (*op. cit.*) were captured in 1950 and those used for this study were taken between 1959 and 1961.

It should be emphasized that if the comparison of fecundities between fish of the same species from different areas is to be used for studying stock identification, the fish to be studied should be taken during the same time period, to reduce variability due to environmental factors that are common to the different areas and are correlated in time.

Since the earliest research on fecundity, workers have been concerned with the relationships between fecundity and fish size and age. The form of the lines used and the mathematical techniques employed in determining these lines are numerous. In most cases, however, there has been demonstrated an increase in fecundity with increase in size. Kolloen (1934) showed the value of larger Pacific halibut (*Hippoglossus hippoglossus*) as egg producers and indicated that a fish of 180 cm. spawns as many eggs as the aggregate production of 19 fish of about 80 cm. length. Schaefer (1936) showed that a 175 mm. surf smelt (*Hypomesus pretiosus*) spawns about 20 times more eggs than a 105 mm. individual. The following table illustrates the value of the larger yellowfin in contributing to the reproductive potential of the population:

Length (mm.)	Weight (kilos)	Fecundity	Ova/gm. of body weight	Ratio to 800 mm. ♀
800	10.5	1,140,000	109	1.00
1000	20.3	2,120,000	104	1.86
1200	35.2	3,520,000	100	3.09
1400	55.8	5,410,000	97	4.75
1500	68.9	6,560,000	95	5.75

Of course, what ultimately determines the total egg production of a population of yellowfin is a function of the following: 1) The relationship between fish size and fecundity. This relationship is linear with weight (see page 262), about 100 ova being produced per gram of body weight irrespective of fish length. 2) The relationship between age (size) and the frequency of spawning within a season. 3) The size composition and total abundance of the spawning stock, which is a product of growth and mortality.

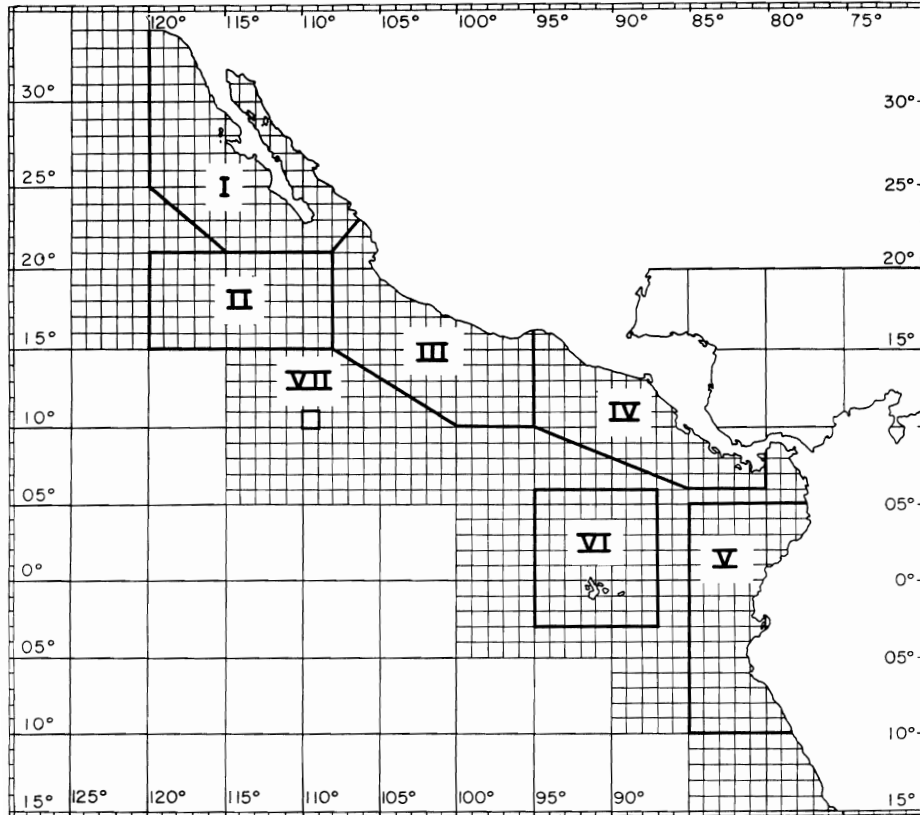


FIGURE 1. Sampling areas for tuna fecundity studies.

FIGURA 1. Areas de muestreo para los estudios de la fecundidad del atún.

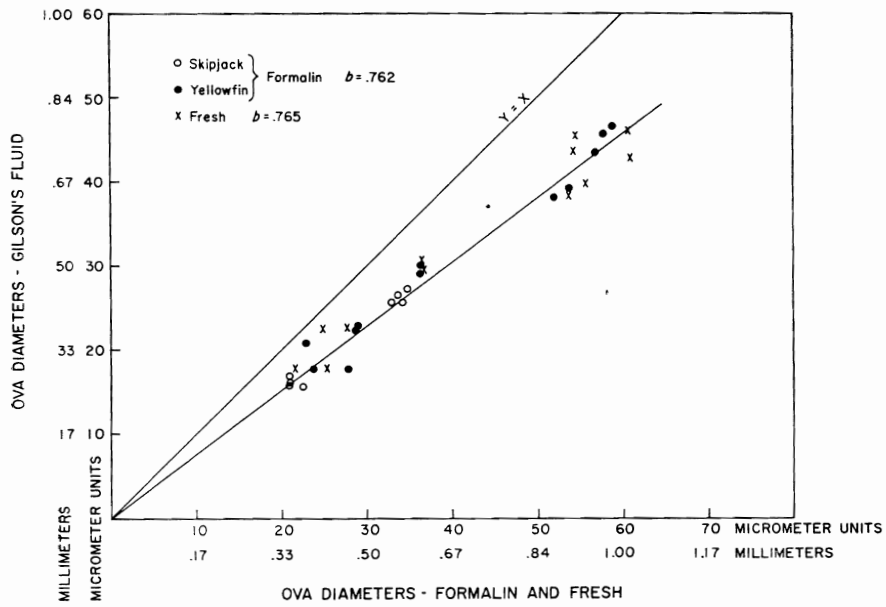


FIGURE 2. Relationship between size of ova preserved in Gilson's fluid and replicate samples preserved in formalin and fresh.

FIGURA 2. Relación entre el tamaño de los óvulos conservados en el fluido de Gilson, y las muestras duplicadas tanto frescas como las preservadas en formalina.

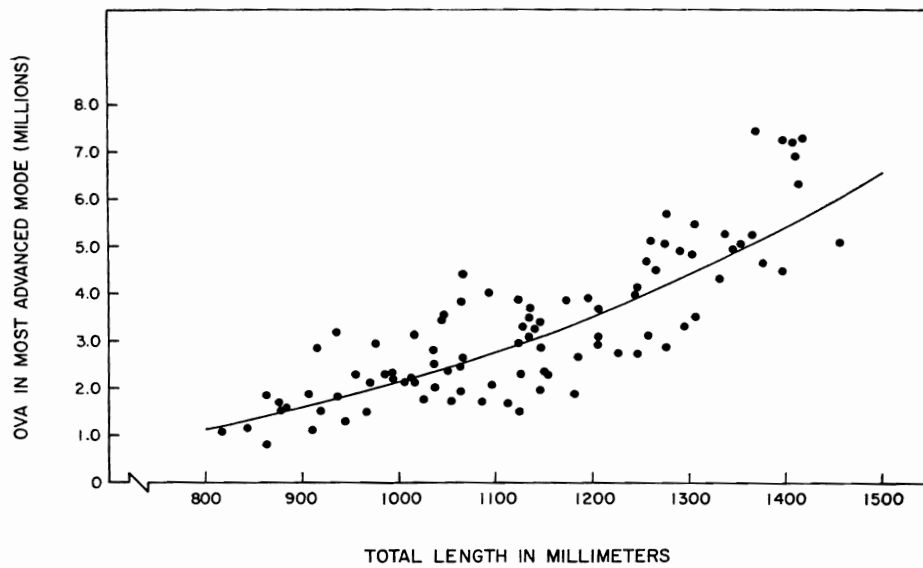


FIGURE 3. Relation between fecundity and length for 94 yellowfin tuna from the Eastern Pacific Ocean.

FIGURA 3. Relación entre la fecundidad y la longitud, en 94 atunes aleta amarilla del Océano Pacífico Oriental.

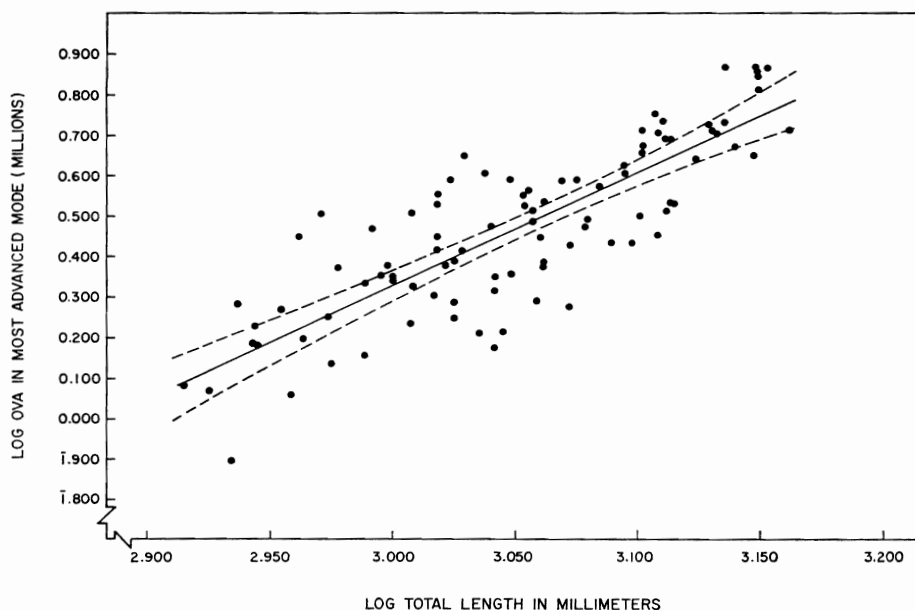


FIGURE 4. Relation between logarithm of fecundity and logarithm of length for 94 yellowfin tuna from the Eastern Pacific Ocean. The broken lines are 95% confidence limits for predicting mean logarithm of fecundity values for given values of logarithm of length.

FIGURA 4. Relación entre el logaritmo de fecundidad y el logaritmo de longitud en 94 atunes aleta amarilla del Océano Pacífico Oriental. Las líneas a guiones, indican el 95 por ciento de los límites de confianza, para predecir el logaritmo medio de los valores de la fecundidad, correspondientes a los valores dados del logaritmo de longitud.

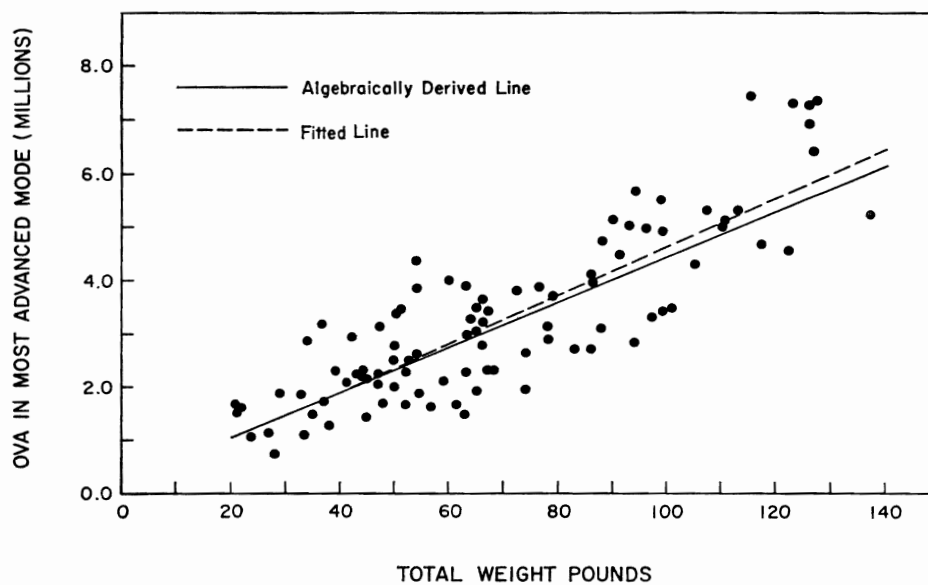


FIGURE 5. Relation between fecundity and weight for 94 yellowfin tuna from the Eastern Pacific Ocean.

FIGURA 5. Relación entre la fecundidad y el peso en 94 atunes aleta amarilla del Océano Pacífico Oriental.

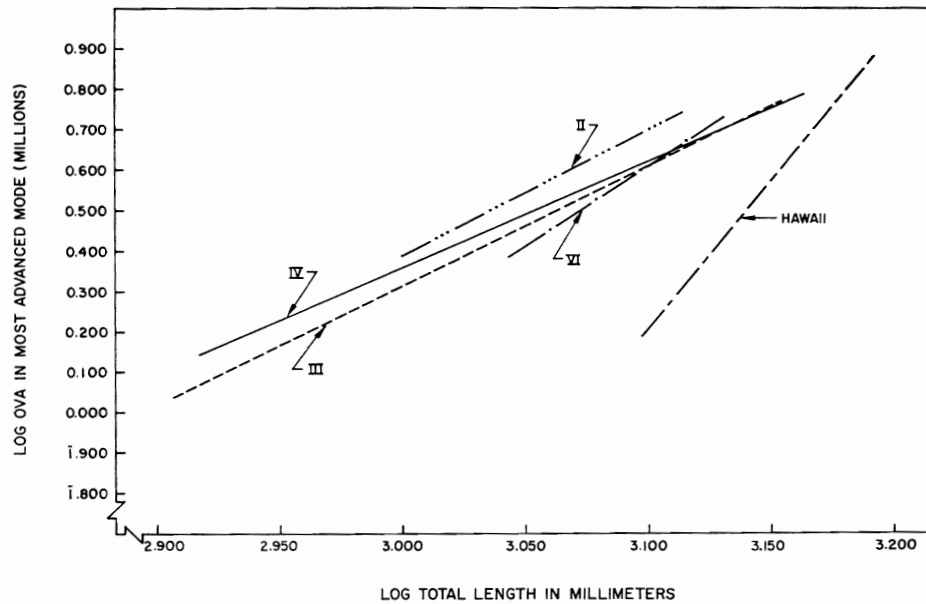


FIGURE 6. Relation between logarithm of fecundity and logarithm of length for 91 yellowfin tuna, presented by areas, from the Eastern Pacific Ocean; included is a line representing 9 yellowfin from Hawaii.

FIGURA 6. Relación entre el logaritmo de la fecundidad, y el logaritmo de la longitud de 91 atunes aleta amarilla, presentada por áreas del Océano Pacífico Oriental; se incluye una línea que representa 9 atunes aleta amarilla del Hawaii.

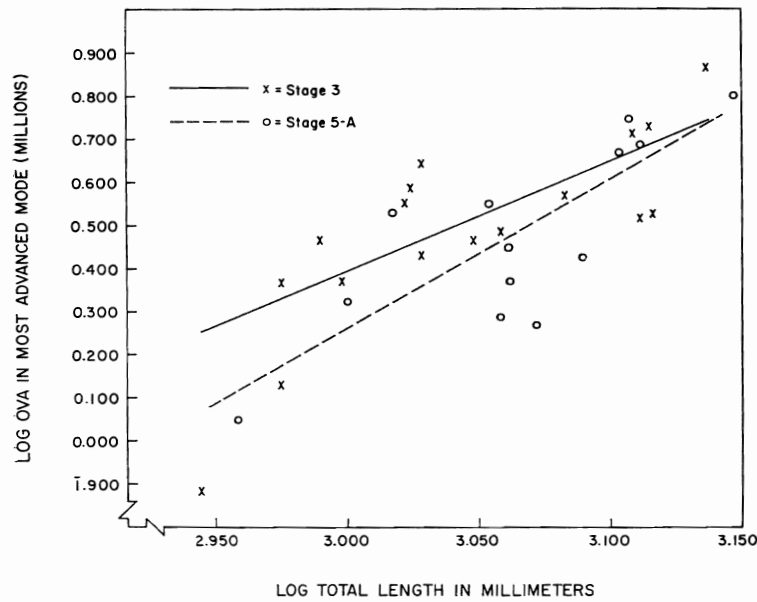


FIGURE 7. Comparison of the relation between logarithm of fecundity and logarithm of length of stage 3 and stage 5A yellowfin tuna from the Eastern Pacific Ocean.

FIGURA 7. Comparación de la relación entre el logaritmo de fecundidad, y el logaritmo de longitud en atunes aleta amarilla, en el estado 3 y en el estado 5A, del Océano Pacífico Oriental.



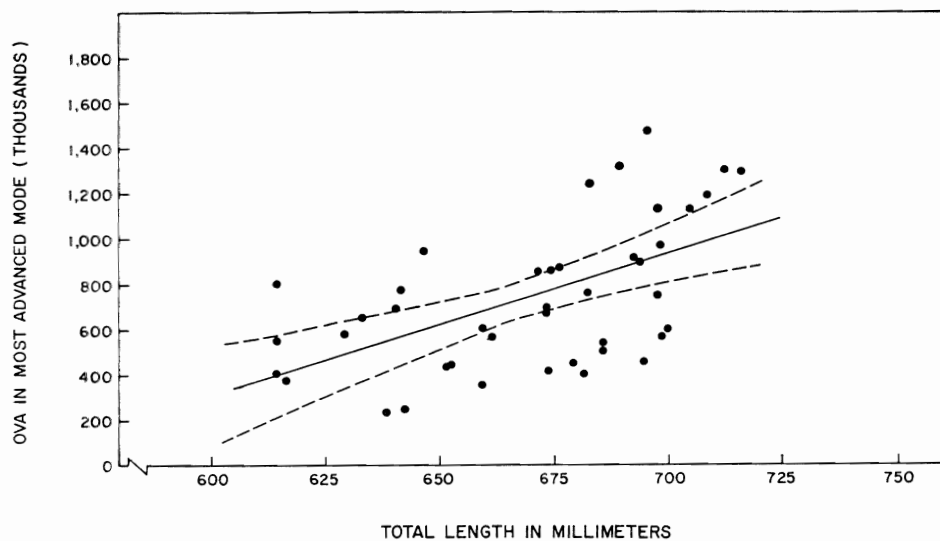


FIGURE 8. Relation between fecundity and length for 42 skipjack from the Eastern Pacific Ocean. The broken lines are 95% confidence intervals for predicting mean fecundity for a given value of length.

FIGURA 8. Relación entre la fecundidad y la longitud de 42 barriletes del Océano Pacífico Oriental. Las líneas a guiones indican el 95% de los intervalos de confianza, para predecir la fecundidad media correspondiente a un valor de longitud dado.

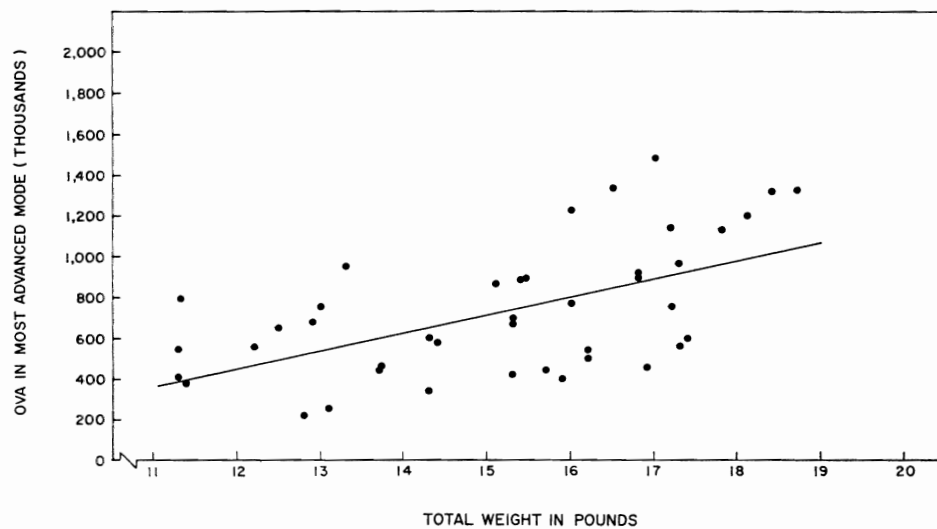


FIGURE 9. Relation between fecundity and weight for 42 skipjack from the Eastern Pacific Ocean.

FIGURA 9. Relación entre la fecundidad y el peso de 42 barriletes del Océano Pacífico Oriental.

TABLE 1. Fecundity determinations of 94 yellowfin tuna taken from the Eastern Pacific Ocean, including total length, calculated total weight, and area of capture.

TABLA 1. Determinaciones de la fecundidad de 94 atunes aleta amarilla pescados en el Océano Pacífico Oriental, incluyendo la longitud total, el peso total calculado y el área de captura.

Total length (mm.)	Calculated total weight (lbs.)	Fecundity (millions)	Area of capture	Total length (mm.)	Calculated total weight (lbs.)	Fecundity (millions)	Area of capture
Largo total (mm.)	Peso total calculado (lbs.)	Fecundidad (millones)	Area de captura	Largo total (mm.)	Peso total calculado (lbs.)	Fecundidad (millones)	Area de captura
1005	44.7	2.13	II	1279	94.1	5.69	III
1064	53.3	3.85	"	1303	98.6	4.92	"
1121	62.9	2.98	"	1329	106.0	4.33	"
1304	98.6	5.48	"	1350	111.0	5.08	"
817	24.5	1.02	III	1368	116.0	7.47	"
862	28.3	0.79	"	1409	126.0	7.23	"
905	32.5	1.86	"	1415	129.0	7.31	"
920	34.7	1.58	"	843	26.7	1.17	IV
937	37.5	3.21	"	864	28.7	1.92	"
937	37.5	1.78	"	877	30.1	1.68	"
952	38.3	2.32	"	879	30.3	1.52	"
968	40.7	1.43	"	879	30.3	1.52	"
970	40.8	2.15	"	911	33.7	1.14	"
977	42.0	2.98	"	917	34.4	2.87	"
987	43.3	2.27	"	944	37.5	1.35	"
995	44.7	2.20	"	991	43.5	2.36	"
1013	46.0	2.22	"	1043	50.3	3.42	"
1016	47.4	3.17	"	1068	54.8	4.44	"
1017	47.4	2.09	"	1092	57.9	4.01	"
1025	48.9	1.72	"	1139	66.3	3.24	"
1036	50.3	2.80	"	1147	68.1	3.41	"
1039	50.4	2.58	"	1183	73.6	2.65	"
1039	50.4	2.00	"	1205	77.5	2.93	"
1046	51.8	3.58	"	1208	79.4	3.72	"
1050	51.8	2.38	"	1245	85.5	4.00	"
1055	53.3	1.77	"	1260	89.3	5.18	"
1051	53.6	2.43	"	1264	89.9	4.55	"
1032	53.6	1.91	"	1279	94.1	2.81	"
1033	54.3	2.62	"	1289	96.4	4.96	"
1087	57.9	1.62	"	1293	96.5	3.27	"
1097	59.6	2.06	"	1336	108.0	5.28	"
1112	61.2	1.64	"	1361	113.0	5.32	"
1123	62.9	3.90	"	1376	118.0	4.60	"
1124	62.9	1.49	"	1395	123.0	4.43	"
1129	64.6	3.33	"	1398	123.0	7.27	"
1134	66.3	3.55	"	1410	123.0	6.98	"
1135	66.3	3.04	"	1412	126.1	6.40	"
1138	66.4	3.67	"	1452	137.0	5.18	"
1145	68.0	1.96	"	1123	62.9	2.28	VI
1146	68.1	2.81	"	1245	87.5	4.17	"
1150	68.5	2.37	"	1255	89.8	4.73	"
1151	68.5	2.35	"	1277	94.1	5.02	"
1171	71.8	3.81	"	1303	93.6	3.40	"
1181	73.6	1.89	"	1349	111.0	5.05	"
1194	75.5	3.90	"	1228	83.5	2.72	VII
1201	77.5	3.10	"	1246	87.6	2.71	"
1255	89.8	3.16	"	1301	98.6	3.43	"

**TABLE 2.** Comparison among fecundities of yellowfin tuna from four areas of the Eastern Pacific Ocean, by covariance analysis using an arithmetic relationship.

**TABLA 2.** Comparación entre la fecundidad de los atunes aleta amarilla de cuatro áreas del Océano Pacífico Oriental, por medio del análisis de covariancia en el que se usó una relación aritmética.

Source of variation	d.f.	Deviations from regression	
		Sum of squares	Mean square
Causa de variación	g.l.	Desviaciones de la regresión	
		Suma de los cuadrados	Cuadrado medio
Within areas			
Dentro de las áreas	83	64.39	.776
Regression coefficient			
Coeficiente de regresión	3	1.74	.580
Common — Común	86	66.13	.769
Adjusted means			
Promedios ajustados	3	1.80	.600
Total	89	67.93	

Variance ratio (F) differences between adjusted means:  $F = .780^*$

Razón de las variancias por las diferencias entre los promedios ajustados:  $F = .780^*$

\* Not significant

\* No significativa

**TABLE 3.** Comparison among fecundities of yellowfin tuna from four areas of the Eastern Pacific Ocean, by covariance analysis using a semi-log relationship.

**TABLA 3.** Comparación entre la fecundidad de los atunes aleta amarilla de cuatro áreas del Océano Pacífico Oriental, por medio del análisis de covariancia usando una relación semi logarítmica.

Source of variation	d.f.	Deviations from regression	
		Sum of squares	Mean square
Causa de variación	g.l.	Desviaciones de la regresión	
		Suma de los cuadrados	Cuadrado medio
Within areas			
Dentro de las áreas	83	1.155	.014
Regression coefficient			
Coeficiente de regresión	3	.017	.006
Common — Común	86	1.173	.014
Adjusted means			
Promedios ajustados	3	.028	.010
Total	89	1.201	

Variance ratio (F) for differences between adjusted means:  $F = .714^*$

Razón de las variancias por las diferencias entre los promedios ajustados:  $F = .714^*$

\* Not significant

\* No significativa

TABLE 4. Comparison among fecundities of yellowfin tuna from four areas of the Eastern Pacific Ocean, by covariance analysis using a log-log relationship.

TABLA 4. Comparación entre la fecundidad de los atunes aleta amarilla de cuatro áreas del Océano Pacífico Oriental, por medio del análisis de covariancia usando una relación logarítmica-logarítmica.

Source of variation	d.f.	Deviations from regression	
		Sum of squares	Mean square
Causa de variación	g.l.	Desviaciones de la regresión	
		Suma de los cuadrados	Cuadrado medio
Within areas			
Dentro de las áreas	83	1.164	.014
Regression coefficient			
Coeficiente de regresión	3	.019	.006
Common — Común	86	1.183	.014
Adjusted means			
Promedios ajustados	3	.045	.015
Total	89	1.228	

Variance ratio (F) for differences between adjusted means:  $F = 1.07^*$

Razón de las variancias por las diferencias entre los promedios ajustados:  $F = 1.07^*$

\* Not significant

\* No significativa

TABLE 5. Fecundity estimates made from replicate samples from the same ovary.

TABLA 5. Estimaciones de la fecundidad hechas en dos muestras iguales del mismo ovario.

Species	Length (mm.)	Fecundity	
		A	B
Especies	Largo (mm.)	Fecundidad	
		A	B
Yellowfin		(millions of ova)	
Atún aleta amarilla		(millones de ovas)	
	843	1.19	1.15
	905	1.91	1.74
	995	2.16	2.25
	1013	2.19	2.24
	1245	4.02	4.06
	1255	4.81	4.66
	1260	5.07	5.31
	1277	5.02	5.02
	1289	5.04	4.89
	1409	6.70	7.77
Skipjack		(thousands of ova)	
Barrilete		(miles de ovas)	
	616	379	373
	673	709	635
	681	400	409
	733	615	623

**TABLE 6.** Comparison between fecundities of yellowfin tuna from the Eastern Pacific Ocean and Hawaii, by covariance analysis.

**TABLA 6.** Comparación entre la fecundidad de los atunes aleta amarilla del Océano Pacífico Oriental y del Hawaii, por medio del análisis de covariancia.

Source of variation	d.f.	Deviations from regression	
		Sum of squares	Mean square
Causa de variación	g.l.	Desviaciones de la regresión	
		Suma de los cuadrados	Cuadrado medio
Within areas			
Dentro de las áreas	19	.158	.008
Regression coefficient			
Coeficiente de regresión	1	.013	.013
Common — Común	20	.172	.009
Adjusted means			
Promedios ajustados	1	.186	.186
Total	21	.358	

Variance ratio (F) for differences between adjusted means:  $F = 20.67^*$

Razón de las variancias por las diferencias entre los promedios ajustados:  $F = 20.67^*$

\* Significant

\* Significativa

**TABLE 7.** Fecundity determinations and corresponding fish lengths for 17 stage 3 and 13 stage 5-A yellowfin tuna from the Eastern Pacific.

**TABLA 7.** Determinaciones de la fecundidad y longitudes correspondientes de 17 atunes aleta amarilla en el estado 3 y 13 en el estado 5-A, del Pacífico Oriental.

STAGE 3		STAGE 5-A	
Total length (mm.)	Fecundity (millions of ova)	Total length (mm.)	Fecundity (millions of ova)
ESTADO 3		ESTADO 5-A	
Largo total (mm.)	Fecundidad (millones de ovas)	Largo total (mm.)	Fecundidad (millones de ovas)
879	1.52	911	1.14
944	1.35	1005	2.13
952	2.32	1043	3.42
977	2.98	1134	3.55
991	2.36	1145	1.96
1046	3.58	1146	2.81
1064	3.85	1150	2.37
1068	2.62	1181	1.89
1068	4.44	1228	2.72
1121	3.00	1255	4.73
1135	3.04	1279	5.69
1208	3.72	1289	4.96
1277	5.02	1412	6.40
1293	3.27		
1301	3.43		
1304	5.48		
1368	7.47		

**TABLE 8. Comparison between fecundities of stage 3 and stage 5-A yellowfin from the Eastern Pacific Ocean, by covariance analysis.**

**TABLA 8. Comparación entre la fecundidad en los estados 3 y 5-A de los atunes aleta amarilla del Océano Pacífico Oriental, por medio del análisis de covariancia.**

Source of variation	d.f.	Deviations from regression	
		Sum of squares	Mean square
Causa de variación	g.l.	Desviaciones de la regresión	
		Suma de los cuadrados	Cuadrado medio
Within areas			
Dentro de las áreas	26	.393	.015
Regression coefficient			
Coeficiente de regresión	1	.015	.015
Common — Común	27	.408	.015
Adjusted means			
Promedios ajustados	1	.052	.052
Total	28	.461	

Variance ratio (F) for differences between adjusted means:  $F = 3.47^*$

Razón de las variancias por las diferencias entre los promedios ajustados:  $F = 3.47^*$

\* Significance  $P = .10$

\* Significancia  $P = .10$

**TABLE 9. Length, gonad index, fecundity and category (see page 264) of 19 yellowfin tuna taken during the act of spawning at San Benedicto Island, Revillagigedos during April 1961.**

**TABLA 9. Longitud, índice de gónadas, fecundidad y categoría (ver página 286) de 19 atunes aleta amarilla capturados durante el acto del desove en la Isla San Benedicto, de las Revillagigedo, en abril de 1961.**

Category	Length	G.I.	Fecundity
Categoría	Largo	I.G.	Fecundidad
1	1250	48	1.5
1	1379	49	2.3
1	1392	52	2.5
1	1393	53	2.3
1	1480	66	4.8
1	1485	53	1.2
1	1487	50	3.4
1	1678	55	4.2
2	982	36	.8
2	1156	32	.6
2	1189	33	.6
2	1199	45	1.3
2	1200	45	1.4
2	1200	63	2.2
2	1247	41	1.5
3	1005	78	2.1
3	1064	112	3.8
3	1121	79	3.0
3	1304	114	5.5

TABLE 10. Fecundity determinations of 42 skipjack taken from the Eastern Pacific Ocean, including total length, calculated weight and area of capture.

TABLA 10. Determinaciones de la fecundidad de 42 barriletes del Océano Pacífico Oriental, incluyendo la longitud total, el peso calculado y el área de captura.

Total length (mm.)	Calculated total weight (lbs.)	Fecundity (thousands)	Area of capture
Largo total (mm.)	Peso total calcu- lado (lbs.)	Fecundidad (miles)	Area de captura
659	14.3	600	I
673	15.3	700	"
673	15.3	410	"
674	15.4	890	"
675	15.4	880	"
682	16.0	1,240	"
682	16.0	760	"
689	16.5	1,330	"
692	16.8	910	"
694	16.9	440	"
697	17.2	740	"
698	17.3	970	"
698	17.3	560	"
699	17.4	600	"
614	11.3	540	IV
633	12.5	640	"
638	12.8	210	"
640	12.9	680	"
641	13.0	760	"
642	13.1	230	"
646	13.3	930	"
651	13.7	420	"
652	13.7	430	"
659	14.3	340	"
661	14.4	580	"
671	15.1	860	"
673	15.3	670	"
679	15.7	430	"
681	15.9	400	"
685	16.2	500	"
685	16.2	530	"
693	16.8	900	"
695	17.0	1,490	"
697	17.2	1,140	"
704	17.8	1,140	"
708	18.1	1,200	"
712	18.4	1,320	"
715	18.7	1,330	"
614	11.3	400	V
614	11.3	800	"
629	12.2	570	"
616	11.4	380	VI

**FECUNDIDAD DEL ATUN ALETA AMARILLA**  
**(*THUNNUS ALBACARES*) Y EL BARRILETE**  
**(*KATSUWONUS PELAMIS*) DEL OCEANO PACIFICO ORIENTAL**

por

James Joseph

**INTRODUCCION**

La función principal de la Comisión Interamericana del Atún Tropical es la de efectuar investigaciones sobre el atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) y el barrilete (*Katsuwonus pelamis*) en el Océano Pacífico Oriental (Schaefer, 1952b). Una fase de estas investigaciones, importante para el estudio de la ecología, la dinámica de las poblaciones y la historia natural de estas dos especies, es el conocimiento sobre su fecundidad.

Comparativamente poco se ha publicado sobre la fecundidad de estas especies. June (1953) hizo notar que el número de huevos producidos en un sólo desove por el atún aleta amarilla individual, de las aguas del Hawaii, aumenta con el tamaño de los peces y varía entre 2,370,000 y 8,590,000. Sus conclusiones se basaron en las determinaciones hechas en once peces con un peso entre 47.2 y 88.0 kilogramos. En el Pacífico Occidental, Yabe (1954) indicó que, sobre la observación de cinco barriletes, el número de huevos producido por esta especie aumentó con el tamaño del pez. Peces entre 46.8 y 61.0 cm. produjeron entre 113,364 y 859,897 huevos. Yoshida (MS) informa sobre la fecundidad de cuatro barriletes con una producción entre 100,000 y 2,000,000 de huevos. Estos fueron capturados en la vecindad de las Islas Marquesas y midieron de 43 a 75 cm. Raju (1962) ha informado de las determinaciones sobre la fecundidad en 63 barriletes del Océano Indico, cuya longitud varió de 41.8 a 70.3 cm. El encontró que el número de huevos del grupo de mayor madurez sexual, variaba entre 151,900 y 1,977, 900.

Se desea determinar, con respecto a cada especie, si se está tratando con una población homogénea de peces, y si una sola ecuación puede describir adecuadamente la relación entre la fecundidad y el tamaño de los peces en toda el área del estudio. Godsil (1948) y Broadhead (1959) examinaron las medidas morfométricas en el atún aleta amarilla procedente de subáreas dentro del área del Pacífico Oriental, e indicaron que ésta se encuentra probablemente habitada por una sola población entremezclada. Godsil (*op. cit.*), Godsil y Greenwood (1951) y Schaefer (1952a y 1955) hicieron comparaciones morfométricas entre peces del Pacífico Oriental y del Hawaii, y obtuvieron la conclusión de que los stocks de peces de esas dos áreas eran probablemente distintos entre sí. Schaefer (1962) después de analizar los estudios inmunogenéticos de los eritrocitos del barrilete, realizados por W. L. Klawe, informó que no se habían notado diferencias significativas en las frecuencias de aglutinación entre el Pacífico Oriental y el Hawaii. Las comparaciones morfométricas de Hennemuth (1959a) en el barrilete han indicado una carencia completa



de mezcla entre las poblaciones del Pacífico Central y el Pacífico del Este, y una falta similar de una mezcla completa entre las diferentes áreas del Pacífico Oriental. El hizo notar también que esto indica que el barrilete encontrado en las diversas áreas de pesca dentro del Pacífico Oriental puede representar poblaciones semi-independientes de peces, y que los stocks del Pacífico Oriental y del Pacífico Central también parecen ser por lo menos semi-independientes.

La marcación de los atunes aleta amarilla en el Pacífico Oriental (Blunt y Messersmith, 1960 y Schaefer, Chatwin y Broadhead, 1961) indica una mezcla considerable, pero no completa entre las diferentes subáreas. La falta de recobros hacia el Oeste tiende a confirmar la independencia de las poblaciones en el Pacífico del Este y de aquéllas que se encuentran hacia el Occidente. Con respecto al barrilete, los resultados de las marcaciones han demostrado una migración considerable entre algunas de las subáreas estudiadas por Hennemuth (*op. cit.*) en el Pacífico Oriental. También, según una comunicación personal de B. Fink, dos barriletes marcados frente a Baja California, México, en 1960, han sido recientemente recobrados (1962) en la pesquería comercial del Hawaii.

El presente trabajo informa sobre los resultados de los estudios de la fecundidad del atún aleta amarilla y del barrilete en el Océano Pacífico Oriental, y de las relaciones entre la fecundidad y el tamaño de los peces. Las diferencias geográficas en estas relaciones dentro del Pacífico del Este, y entre éste y el área del Hawaii se han analizado en lo que respecta al atún aleta amarilla. Se presenta además, una descripción de la naturaleza del desove en el atún aleta amarilla, según se deduce de las condiciones de los ovarios.

### RECONOCIMIENTO

Me complace expresar mi gratitud al California Department of Fish and Game, en "Terminal Island", y a la Compañía "Starkist Seafood" por haber permitido el uso de algunos de sus equipos que fueron esenciales para este estudio.

Austin R. Magill, que perteneció al personal de la Comisión del Atún, inició este programa de investigaciones sobre la fecundidad, habiendo hecho 20 estimaciones en el atún aleta amarilla y 14 en el barrilete, las cuáles han sido utilizadas en el presente trabajo.

Deseo expresar también mis sinceros agradecimientos a John S. MacGregor, del U. S. Bureau of Commercial Fisheries, y Patrick K. Tomlinson, del California Department of Fish and Game, por la ayuda que me brindaron con sus consejos durante la preparación de este informe.

### MÉTODOS Y MATERIAL

Para el propósito de este trabajo, la fecundidad se define por el número de huevos madurados en un solo desove, y fué determinada por la enumeración de los huevos en el estado modal más avanzado (un grupo

Originalmente se planeó la obtención de muestras de cada una de las siete áreas en el Pacífico Oriental Tropical (Figura 1). Estas áreas fueron tomadas para representar en algo las distintas localidades de desove en cuanto a espacio y tiempo, y fueron establecidas sobre la base de los estudios realizados por Orange (1961) referentes a los hábitos de desove del atún en el Pacífico Oriental Tropical, inferidos por el desarro-

distinto de huevos con yema, que ha sido diferenciado por el tamaño de los huevos más pequeños) de una muestra de ovario de peso conocido, y calculando el número total de huevos según el peso del par de ovarios completos, de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$\text{Fecundidad} = \frac{(\text{número de huevos en la muestra}) \times (\text{peso del par de ovarios})}{\text{peso de la muestra}}$$

Sin embargo, antes de que pueda ser determinado el número total de huevos desovados dentro de una estación por un pez individual, debe saberse además, cuantas veces desova dicho ejemplar dentro de cualquier estación de desove. En cuanto al atún aleta amarilla y el barrilete, ya se ha establecido que se efectúa más de un desove dentro de cada estación; no obstante, el número actual de desoves no ha sido determinado (June, 1953, Orange 1961, y Brock 1954).

#### Procedencia de los especímenes y tratamiento de las muestras

Los especímenes empleados en este estudio fueron seleccionados en los barcos comerciales durante el descargue de peces congelados en San Diego y San Pedro, California, de 1959 a 1961. Estos especímenes no fueron tomados al azar, sino que se seleccionaron para incluir los límites de la distribución de tamaños de los peces en maduración.

Una vez identificada la pesca con respecto al área de origen y a la fecha de su captura, los peces de las longitudes deseadas fueron seleccionados, y se les hizo a cada uno un corte longitudinal a lo largo de la cavidad del cuerpo con el fin de determinar el sexo a simple vista. Las hembras que se creían que estaban lo suficientemente maduras para las determinaciones de la fecundidad, fueron retenidas. La longitud total de los peces, en milímetros, fué medida por el método de Marr y Schaefer (1949) y anotada junto con el área y la fecha de captura. Después de ser removidos el par de ovarios del pescado, fueron limpiados de todos los tejidos superfluos de conexión, secados y pesados a lo más cercano de 0.1 gramo en una balanza de tres brazos.

Todas las hembras que tenían un índice de gónadas (Schaefer y Orange, 1956) de menos de 40.0 fueron descartadas, ya que las investigaciones anteriores demostraban que en general, estaban tan lejos de su maduración como para poder distinguir los estados modales más avanzados de los huevos de otros huevos en desarrollo.

(1959), Yano (1955), Otsu y Uchida (1959) no pudieron deter-

mula  $Y=bX$ , pasando a través del origen, fué usada para representar estos datos. Asumiendo que la variancia es homogénea,  $b$  fué calculada como  $\frac{\sum XY}{\sum X^2}$ , y la línea resultante fué  $Y=.762X$ . Comparando esta línea con la línea  $Y=X$ , que representa un encogimiento no diferencial, se llegó a la conclusión de que una estimación satisfactoria del encogimiento del huevo en el fluido de Gilson es, comparado con el producido en la formalina para todos los tamaños de los huevos, de un 24%.

En la Figura 2 se incluyen también doce mediciones, en que se comparan los duplicados de las muestras que han sido medidas frescas, y de las medidas después de sacadas del fluido de Gilson (cruces). La línea que representa estos datos no difiere de la línea que describe la diferencia en tamaño entre los óvulos conservados en formalina y los preservados en fluido de Gilson ( $Y=.765X$ ).

Area VII, fueron combinados, y la fecundidad y las longitudes de los peces se graficaron en la Figura 3. La relación evidentemente no es lineal.

Para obtener un ajuste satisfactorio, se intentó la rectificación de los datos mediante 1) la graficación del logaritmo de fecundidad contra el logaritmo de la longitud total (Figura 4); y 2) la graficación del logaritmo de fecundidad contra la longitud total. En cada caso, los datos transformados se aproximaron a una línea recta, pero debido a la dispersión considerable de los puntos individuales alrededor de la línea de regresión, resultó difícil discernir cuál ajuste fué el mejor. Se hizo una comparación del cuadrado medio del log-log con la relación del semi-log, y la razón F (Snedecor, *op. cit.*) no demostró significación ( $F=1.02$ , 92 y 92 d.f.).

Beverton y Holt (1957) han hecho notar que, como el epitelio germinal es el responsable de la producción del huevo, podría esperarse que el número producido fuera en alguna forma proporcional para el área de este epitelio. Ellos además indicaron, que si este epitelio está tan replegado que llena el ovario, podría esperarse entonces que la fecundidad fuera proporcional al peso del cuerpo, estipulando que el tamaño de los huevos no varía con el tamaño de los peces. MacGregor (1957) indicó con respecto a la sardina del Pacífico (*Sardinops caerulea*) que el número de huevos depende teóricamente del volumen del ovario, y debería tener, en consecuencia, una mejor correlación con el cubo de la longitud que con la longitud.

Consecuentemente, una relación cúbica entre longitud y fecundidad, o una relación lineal entre el peso y la fecundidad, debería dar el mejor ajuste a los datos, ya que 1) el peso del cuerpo es muy aproximadamente proporcional al cubo de la longitud (Chatwin, 1959); y 2) el tamaño de los huevos maduros del atún aleta amarilla no cambia con la longitud de los peces (Schaefer y Orange, 1956). La relación exponente entre la fecundidad y la longitud (Figura 4) se encontró que, en realidad es casi cúbica (2.791).

Una estimación del intervalo de  $b$  (Snedecor, *op. cit.*) demostró que la gradiente no se desviaba significativamente de tres.

La relación entre la fecundidad y la longitud es expresada por la siguiente fórmula:

$$\log_{10} Y = 2.791 (\log_{10} X) - 8.048$$

o por ésta:

$$Y = (8.955 \times 10^{-9}) X^{2.791}$$

en dónde Y representa la fecundidad en millones de óvulos en el estado modal más avanzado, y X representa la longitud de los peces en milímetros. La Figura 4 muestra la relación logarítmica e incluye el 95% de intervalos de confianza correspondiente para la fecundidad media en cualquiera longitud dada, asumiendo una distribución condicional normal para el  $\log_{10} Y$ . El error estándar de estimación es 0.117. La forma aritmética de la relación aparece en la Figura 3.

Para determinar si el alto grado de variación entre la fecundidad de los peces de igual longitud, se debía a una diferencia biológica o fué causado por la técnica empleada en el muestreo y en el conteo, se tomaron muestras duplicadas de cada par de ovarios de diez peces, y se estimó separadamente la fecundidad en cada uno (Tabla 5). La variancia de las diferencias entre las estimaciones duplicadas fué de 0.00085, la que, como se compara al doble de la variancia de la población, resulta en una desviación estándar de 0.021 debido a la variabilidad de la técnica. Esto es aproximadamente un quinto del error estándar de la estimación, según los datos de la Figura 4 (0.117). En consecuencia, es evidente que una causa estimable de la variación en la fecundidad, entre los peces de igual tamaño, fué de origen biológico y no un error en el muestreo.

*Relación entre la fecundidad y el peso*

En lugar de las mediciones actuales, las medidas de longitud (X) fueron convertidas a cifras de peso (Y) mediante la fórmula  $\log_{10}Y = 3.020(\log_{10}X) - 7.410$  (Chatwin, 1959). La relación fecundidad-peso de esta especie fué entonces derivada algebraicamente de la combinación de la fórmula de Chatwin y de la fórmula fecundidad-longitud presentada en la sección precedente de este trabajo. Esta fórmula de fecundidad derivada (Y)-peso (P),  $\log_{10}Y = 0.924(\log_{10}P) - 1.199$ , se encontró que era casi lineal, como era de esperarse. Una estimación del intervalo de  $b$  (.924) demostró que no hay alejamiento significativo de uno.

En vista de estas consideraciones, parece que el mejor ajuste, teóricamente y en la práctica, a la relación fecundidad-peso es una línea recta. La regresión de los cuadrados mínimos de fecundidad (Y) sobre el peso (P) es así:

$$Y = 0.106 + 0.046P.$$

Tanto esta línea como la línea correspondiente a la relación logarítmica derivada antes, han sido graficadas en la Figura 5. Como se esperaba, hay una diferencia muy pequeña entre ellas.

*Comparación de la fecundidad entre el Pacífico Oriental y el Hawaii*

En la Figura 6 se muestran cuatro líneas que representan la relación promedio entre el logaritmo de la fecundidad y el logaritmo de la longitud, correspondientes a cuatro áreas del Pacífico del Este y, para su comparación, una línea derivada del nueve, de las determinaciones de fecundidad de June (1953) en el atún aleta amarilla del Hawaii. Los pesos del atún aleta amarilla dados por June, fueron convertidos a longitudes por medio de la ecuación longitud-peso de Moore (1951). Empleando los métodos del análisis de covariancia, se hizo una comparación de valores de la fecundidad entre estas dos áreas principales, usando solamente peces del Pacífico Oriental dentro de un margen de 1329 a 1452 mm. de longitud, que traslapó el margen de tamaños de June correspondiente a especímenes del Hawaii. Después de demostrar la ninguna significación que resultó de las pruebas de la homogeneidad de la variancia y de la gradiente en dicho margen, se hizo una comparación

del medio ajustado de los datos de June con el medio ajustado de los especímenes combinados del Pacífico Oriental. La proporción  $F$  demostró ser altamente significativa y, consecuentemente la hipótesis de nulidad fué desechada (Tabla 6).

*Fecundidad en los desoves sucesivos*

Es de interés saber si hay una disminución de la fecundidad en los desoves sucesivos dentro de la misma estación, lo que podría contribuir a la variabilidad observada en nuestras estimaciones de la fecundidad. Para examinar esto, las muestras de los ovarios fueron divididas en dos grupos: aquéllos que no contenían residuos de óvulos maduros y aquéllos que los contenían en los primeros estados de reabsorción. Estos grupos corresponden a los estados 3 y 5-A de Orange (1961), respectivamente. June (1953) hizo notar, con respecto al atún aleta amarilla en aguas hawaianas, que los remanentes de huevos no eran acarreados de los desoves de años anteriores. En cuanto al atún aleta amarilla en el Pacífico del Este, la presencia de remanentes de óvulos maduros que no se han aplastado, con o sin la rotura del glóbulo de aceite, indica el desove reciente de los peces (Orange, *op. cit.*). Los peces en el estado 3 de desarrollo, se supone que representan individuos que todavía no han desovado durante la estación corriente, mientras que los que se encuentran en el estado 5-A representan a los que han desovado recientemente.

De los 94 atunes aleta amarilla examinados, se encontró que 17 no tenían cubiertas remanentes de huevos (estado 3) y que 13 habían retenido óvulos maduros mayores de 0.91 mm. en diámetro, pero no en los estados avanzados de reabsorción (estado 5-A) (Tabla 7). Después de la transformación a logaritmos, cada una de las dos series de datos fué ajustada por una línea recta mediante el método de cuadrados mínimos (Figura 7). El análisis de covarianza no indicó diferencias en las gradientes de las líneas, pero los valores medios ajustados resultaron significativamente diferentes al nivel de .10, pero no al nivel de .05 (Tabla 8).

Esto indica que puede haber alguna disminución en la fecundidad, en desoves sucesivos, pero tal efecto es difícil de apreciar en presencia de una alta variabilidad debida a otros factores.

*Observaciones sobre la naturaleza del desove*

Fuó obtenida una muestra de 15 peces maduros (de 1156 a 1678 mm.) de un barco redero de pesca de atún aleta amarilla, efectuada durante abril de 1961 cerca de la Isla San Benedicto del grupo de las Revillagigedo. Estos peces, que tenían índices de gónadas entre 32 y 113, parecían haber sido capturados en el acto del desove. Muchos tenían grandes cantidades de huevos maduros en el lumen de los ovarios, y al presionarles la región abdominal, los huevos salían libremente del oviducto. Los tamaños medios del grupo más avanzado de huevos frescos de dos especímenes en proceso de maduración midieron 1.00 y 1.02 mm., con

respectivos márgenes de tamaños de 0.70 y 1.24 mm., y entre 0.70 y 1.19 mm., inclusivo. El tamaño medio del glóbulo de aceite fué de unos 0.25 mm.

La fecundidad de estos 15 peces completamente maduros, fué determinada, además de cuatro determinaciones que se hicieron en peces maduros de otra muestra tomados en la misma área y en el mismo día; habiéndose observado que podían agruparse dentro de tres categorías (Tabla 9), 1) los de una fecundidad desusadamente baja, con numerosos huevos en el lumen del ovario; 2) los de una fecundidad desusadamente baja, con muy pocos huevos en el lumen del ovario; y 3) los de una fecundidad normal, con muy pocos huevos en el lumen del ovario. Se cree que estas categorías representan peces tomados en tres distintos estados de desarrollo sexual o de la actividad del desove, ésto es: 1) peces capturados en el acto del desove; 2) aquellos que han tenido un desove parcial de los huevos maduros o que han terminado su desove, y 3) aquéllos que ya están maduros pero que no han comenzado a desovar. El hecho de que se encontraran peces con huevos completamente maduros, pero en número desusadamente bajo, y con muy pocos huevos en el lumen del ovario (categoría 2), hace pensar en una de las dos posibilidades siguientes: 1) que estos peces habían desovado solamente una parte de sus huevos maduros, quedándoles más para desovar; ésto es, el desove de los huevos maduros que se efectúa por la evacuación intermitente por grupos, ó 2) que el desove había terminado por completo, con aquellos huevos maduros que aún permanecían en los tejidos conectivos para ser reabsorbidos. El primero parece ser el más probable.

### **El barrilete**

#### *Relación entre la fecundidad y la longitud*

Fueron hechas determinaciones de fecundidad de 42 barriletes capturados en el Pacífico del Este; los datos aparecen en la Tabla 10, junto con la longitud total, el peso calculado y el lugar de la pesca; también se presentan gráficamente en las Figuras 8 y 9. No se hizo el intento de examinar la relación fecundidad-longitud de peces procedentes de diferentes localidades dentro del Pacífico Oriental, porque sólo se dispuso de unos pocos especímenes de cuatro áreas, representativos de una distribución de tamaños muy limitada. MacGregor (1957) hizo notar que a menos que haya un margen de tamaños suficientemente grande en los peces usados en el cálculo de regresión de fecundidad sobre la longitud de los peces, la curvilinearidad puede no ser evidente y, en consecuencia, los datos correspondientes a estos barriletes fueron ajustados a una línea recta por el método de cuadrados mínimos. La línea que describe esta relación de fecundidad (Y) sobre la longitud (X) aparece gráficamente en la Figura 8 y se ajusta a la fórmula (en este caso Y equivale a la fecundidad en miles):

$$Y = 6.326X - 3,503.$$

Se ha dado un noventa y cinco por ciento de intervalos de confianza a los valores medios de Y, suponiendo una distribución normal de Y. El error

estándar de la estimación se calcula en 276,000 huevos. La observación de las pocas determinaciones en duplicado que aparecen en la Tabla 5, sugiere que la variabilidad debida a la técnica empleada es más o menos la misma para el barrilete que para el atún aleta amarilla.

#### *Relación entre la fecundidad y el peso*

La Figura 9 representa la relación fecundidad-peso correspondiente a los mismos 42 especímenes. Los pesos (Y) fueron convertidos de las medidas de longitud (X) usando la fórmula de Hennemuth (1959b):  $\log_{10} Y = 3.336 (\log_{10} X) - 8.250$ . Estos datos fueron también ajustados a una línea recta por el método de cuadrados mínimos; la fórmula que describe esta relación es la siguiente:  $Y = 88.613P - 608.807$ , en donde Y es la fecundidad en miles y P es el peso en libras. El error estándar de la estimación en este caso es de 273,000 huevos.

Que la variancia acerca de una regresión lineal de la fecundidad sobre la longitud es algo mayor que la variancia acerca de una regresión lineal de la fecundidad sobre el peso, es de esperarse desde luego, porque como en el caso del atún aleta amarilla, esperábamos que esta última fuera actualmente curvilínea. Estos datos para el barrilete son, sin embargo, inadecuados al examinar más de cerca, la naturaleza de la relación de fecundidad y el tamaño de los peces.

### **ANALISIS**

Los investigadores que estudian la fecundidad de varios peces, han hecho notar las diferencias geográficas en la producción de huevos, en relación al tamaño, de las mismas especies de peces. Broadhead (1949), Aro y Broadhead (1950) y Rounsefell (1957) han indicado, con respecto al salmón del Pacífico, que esas diferencias pueden ser raciales. Simpson (1951) informó sobre diferencias en la fecundidad de la platija de las diferentes áreas y sugirió, entre otras posibilidades, que ésto podía haber sido debido a las diferencias genéticas.

Las estimaciones de la fecundidad del atún aleta amarilla del Pacífico Oriental fueron examinadas por subáreas de recolección, pero no se observaron diferencias. En consecuencia si efectivamente existen diferencias en la fecundidad de las diferentes subáreas, no estamos en capacidad de revelarlas en presencia de la alta variabilidad en la fecundidad de peces del mismo tamaño en la misma área. Una sola regresión de fecundidad en el tamaño de los peces compendia adecuadamente los datos disponibles hasta el momento, y éstos no proporcionan evidencia de diferenciación racial entre el atún aleta amarilla dentro del Pacífico Oriental.

Hay sin embargo, una diferencia entre las relaciones fecundidad-longitud para el atún aleta amarilla del Pacífico Oriental y los del Hawaii. Como fué indicado previamente, el atún aleta amarilla de estas dos áreas parecen ser stocks aislados genéticamente. Hay una posibilidad de que la diferencia observada sea debida a diferencias en la técnica empleada, más que a diferencias reales en la fecundidad del atún aleta amarilla de las dos

regiones. Aunque para efectuar las determinaciones de fecundidad de los peces hawaianos fué empleada esencialmente la misma técnica que se aplicó a los peces del Pacífico Oriental; diferentes investigadores hicieron las estimaciones. Bridger (1961) informa que las diferencias entre las determinaciones de fecundidad realizadas por dos científicos en la misma especie de peces, son tan altas como un 12%. Sin embargo, esta posibilidad se considera que es más remota con respecto a estos datos sobre el atún aleta amarilla.

Por otra parte si se supone que las diferencias entre las dos relaciones fecundidad-longitud en el atún aleta amarilla del Pacífico del Este y del Hawaii no son debidas a la técnica, sino que se trata de hechos reales, la posibilidad de que no sean controladas genéticamente sino que más bien sean debidas a las condiciones ambientales, no debe ser desestimada. Bridger (*op. cit.*), al estudiar la fecundidad del arenque Downs, ha hecho notar que en un período de 25 años la fecundidad ha variado tanto como en un 28%, y señaló además, que entre 1933 y 1958 hubo un aumento marcado en la fecundidad de peces de igual tamaño. Los peces examinados por June (*op. cit.*) fueron capturados en 1950 y aquéllos usados en este estudio fueron cogidos entre 1959 y 1961.

Se debe acentuar que si la comparación de la fecundidad entre peces de la misma especie de diferentes áreas, ha de usarse para estudiar la identificación del stock, los peces que han de ser estudiados deben ser tomados durante el mismo período de tiempo, para reducir la variabilidad debida a factores ambientales que son comunes a las diferentes áreas y que son correlacionados en el tiempo.

Desde las primeras investigaciones sobre la fecundidad, los científicos han tomado en cuenta las relaciones entre la fecundidad, el tamaño, y la edad de los peces. La forma de las líneas usadas y las técnicas matemáticas empleadas en la determinación de estas líneas son numerosas. En la mayoría de los casos, sin embargo, ha sido demostrado un aumento en la fecundidad con el aumento en el tamaño. Kolloen (1934) demostró el valor de un lenguado del Pacífico de tamaño grande (*Hippoglossus hippoglossus*) como productor de huevos, e indicó que un pez de 180 cm. desova tantos huevos como la producción en conjunto de 19 peces de unos 80 cm. de longitud. Schaefer (1936) demostró que un Esperlán de 175 mm. (*Hypomesus pretiosus*) desova unas 20 veces más huevos que un ejemplar de 105 mm. La siguiente tabla ilustra el valor del atún aleta amarilla de un tamaño más grande, en su contribución a la potencia reproductiva de la población.

Longitud (mm.)	Peso (kilos)	Fecundidad	Ovulos/grm. del peso del cuerpo	Proporción a 800 mm. ♀
800	10.5	1,140,000	109	1.00
1000	20.3	2,120,000	104	1.86
1200	35.2	3,520,000	100	3.09
1400	55.8	5,410,000	97	4.75
1500	68.9	6,560,000	95	5.75



Por supuesto, lo que acaba por determinar la producción total de huevos de una población de atún aleta amarilla es un hecho de lo siguiente: 1) La relación entre el tamaño de los peces y la fecundidad. Esta relación es lineal con el peso (ver página 284); son producidos unos 100 huevos por gramo de peso del cuerpo independiente a la longitud del pez. 2) La relación entre la edad (tamaño) y la frecuencia del desove dentro de una estación. 3) La composición de tamaños y la abundancia total del stock de desove que es un producto del crecimiento y la mortalidad.

---

#### LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA

Aro, K. V. and G. C. Broadhead

- 1950 Differences between egg counts of sockeye salmon at Lakelse and Babine Lakes.  
Fish. Res. Bd. Canada, Progress Repts. Pacific Coast Sta., No. 82, pp. 17-19.

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

- 1957 On the dynamics of exploited fish populations.  
Ministry Agric., Fish Investig., Ser. 2, Vol. 19, H.M.S.O., London, 535 pp.

Blunt, C. E. and J. D. Messersmith

- 1960 Tuna tagging in the Eastern Pacific, 1952-1959.  
Calif. Fish and Game, Vol. 46, No. 3, pp. 301-340.

Bridger, J. P.

- 1961 On fecundity and larval abundance of Downs herring.  
Ministry Agric., Fish Investig., Ser. 2, Vol. 23, H.M.S.O., London, 30 pp.

Broadhead, G. C.

- 1949 A study of the fecundity of the sockeye salmon (*Oncorhynchus nerka*) in the Chilko spawning area and a comparison with the sockeye salmon of the Cultus Lake.  
University of British Columbia, Vancouver, B. C., Thesis, 28 pp.
- 1959 Morphometric comparison among yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus*, from the Eastern Tropical Pacific Ocean.  
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 3, No. 8, pp. 355-382 (English), pp. 383-391 (Spanish).

Brock, V. E.

- 1954 Some aspects of the biology of the aku, *Katsuwonus pelamis* in the Hawaiian Islands.  
Pac. Sci., Vol. 8, No. 1, pp. 93-104.

Chatwin, B. M.

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

Godsil, H. C.

- 1948 A preliminary population study of the yellowfin tuna and Albacore.  
Calif. Div. Fish and Game, Fish. Bull., No. 70, 89 pp.

Godsil, H. C. and E. C. Greenhood

- 1951 A comparison of the populations of yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus*, from the Eastern and Central Pacific.  
*Ibid.*, No. 82, 33 pp.

Hennemuth, R. C.

- 1959a Morphometric comparison of skipjack from the Central and Eastern Tropical Pacific Ocean.  
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 3, No. 6, pp. 239-285 (Spanish), pp. 286-304 (Spanish).
- 1959b Additional information on the length-weight relationship of skipjack tuna from the Eastern Tropical Pacific Ocean.  
*Ibid.*, Vol. 4, No. 2, pp. 25-33 (English), pp. 34-37 (Spanish).

June, F. C.

- 1953 Spawning of yellowfin tuna in Hawaiian waters.  
U. S. Fish and Wildlife Service, Fish. Bull. 77, Vol. 54, pp. 47-64.

Klawe, W. L.

- 1962 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.  
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 6, No. 9, pp. 449-514 (English), pp. 515-540 (Spanish).

Koellen, L.

- 1934 Egg production in the Pacific halibut, *Hippoglossus hippoglossus*, correlated with length, weight and age.  
University of Washington, Seattle, Washington, Thesis, 115 p.

MacGregor, John S.

- 1957 Fecundity of the Pacific sardine (*Sardinops caerulea*).  
U. S. Fish and Wildlife Service, Fish. Bull. 121, Vol. 57, pp. 427-449.

Marr, J. C. and M. B. Schaefer

- 1949 Definitions of body dimensions used in describing tunas.  
*Ibid.*, 47, Vol. 51, pp. 241-244.

Moore, H. L.

- 1951 Estimation of age and growth of yellowfin tuna (*Neothunnus macropodus*) in Hawaiian waters by size frequencies.  
*Ibid.*, 65, Vol. 52, pp. 133-149.

Orange, C. J.

- 1961 Spawning of yellowfin tuna and skipjack in the Eastern Tropical Pacific, as inferred from studies of gonad development.  
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 5, No. 6, pp. 459-502 (English), pp. 503-526 (Spanish).

Otsu, T. and R. N. Uchida

- 1959 Sexual maturity and spawning of albacore in the Pacific Ocean.  
U. S. Fish and Wildlife Service, Fish. Bull. 148, Vol. 59, pp. 287-305.

Raju, G.

- 1962 Fecundity of the oceanic skipjack (*K. pelamis* Linn.) of Minicoy. Paper presented to the Symposium on Scombroid Fishes. Marine Biological Association of India, Mandapam Camp, India (MS.).

Rounsefell, G. A.

- 1957 Fecundity of North American Salmonidae.  
U. S. Fish and Wildlife Service, Fish. Bull. 122, Vol. 57, pp. 451-468.

Schaefer, M. B.

- 1936 Contribution to the life history of the surf smelt, *Hypomesus pretiosus*, in Puget Sound.  
State of Wash., Dept. of Fish., Biol. Rept., No. 35B, 45 pp.
- 1952a Comparison of yellowfin tuna of Hawaiian waters and of the American West Coast.  
U. S. Fish and Wildlife Service, Fish. Bull. 72, Vol. 52, pp. 353-373.
- 1952b Report on the investigations of the Inter-American Tropical Tuna Commission for the years 1950 and 1951.  
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Ann. Rept. for 1950-1951, pp. 15-24 (English), pp. 37-47 (Spanish).
- 1955 Morphometric comparison of yellowfin tuna from Southeast Polynesia, Central America, and Hawaii.  
*Ibid.*, Bull., Vol. 1, No. 4, pp. 61-116 (English), pp. 117-136 (Spanish).

- 1962 Report on the investigations of the Inter-American Tropical Tuna Commission for the year 1961.  
*Ibid.*, Ann Rept. for 1961, pp. 1-103 (English), 104-171 (Spanish).

Schaefer, M. B. and C. J. Orange

- 1956 Studies of the sexual development and spawning of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*) in three areas of the Eastern Pacific Ocean, by examination of gonads.  
*Ibid.*, Bull., Vol. 1, No. 6, pp. 281-320 (English), pp. 321-349 (Spanish).

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

- 1961 Tagging and recovery of tropical tunas, 1955-1959.  
*Ibid.*, Vol. 5, No. 5, pp. 343-416 (English), pp. 417-455 (Spanish).

Simpson, A. C.

- 1951 Fecundity of the plaice.  
Ministry of Agric., Fish. Investig., Ser. 2, Vol. 17, H.M.S.O., London 27 pp.

Snedecor, G. W.

- 1956 Statistical methods.  
Fifth Edit., The Iowa State Coll. Press, Ames, Iowa, 534 pp.

Yabe, H.

- 1954 A study of spawning of skipjack in the Satsunan Sea area.  
In: General view of fishery, Jap. Assoc. for the Advancement of Sci., Tokyo.  
U. S. Fish and Wildlife Service, Bureau of Commercial Fisheries, Honolulu. Unpublished manuscript.

Yoshida, H. O.

- MS Spawning of Marquesan skipjack.  
*Ibid.*

Yuen, H. S. H.

- 1955 Maturity and fecundity of bigeye tuna in the Pacific.  
U. S. Fish and Wildlife Service, Spec. Sci. Rept., Fisheries, No. 150, 30 pp.