

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

Bulletin—Boletín  
Vol. 19, No. 5

**MORPHOMETRIC ANALYSIS OF YELLOWFIN TUNA, *THUNNUS ALBACARES*,  
FROM THE EASTERN PACIFIC OCEAN**

**ANALISIS MORFOMETRICO DEL ATUN ALETA AMARILLA,  
*THUNNUS ALBACARES*, DEL OCEANO PACIFICO ORIENTAL**

by—por  
Kurt M. Schaefer

La Jolla, California  
1989

**CONTENTS – INDICE**

**ENGLISH VERSION – VERSION EN INGLES**

	Page
ABSTRACT .....	389
INTRODUCTION .....	389
MATERIALS AND METHODS .....	390
ANALYSES AND RESULTS .....	390
DISCUSSION .....	394
ACKNOWLEDGEMENTS .....	396

---

<b>FIGURES – FIGURAS .....</b>	<b>397</b>
--------------------------------	------------

---

<b>TABLES – TABLAS .....</b>	<b>405</b>
------------------------------	------------

---

**INDICE – CONTENTS**

**VERSION EN ESPAÑOL – SPANISH VERSION**

	Página
RESUMEN .....	417
INTRODUCCION .....	417
MATERIALES Y METODOS .....	418
ANALISIS Y RESULTADOS .....	418
DISCUSION .....	422
RECONOCIMIENTOS .....	424

---

<b>LITERATURE CITED – BIBLIOGRAFIA CITADA .....</b>	<b>425</b>
---	------------

# MORPHOMETRIC ANALYSIS OF YELLOWFIN TUNA, *THUNNUS ALBACARES*, FROM THE EASTERN PACIFIC OCEAN

by

Kurt M. Schaefer

## ABSTRACT

Morphometric data from yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, were collected from various locations in the eastern Pacific Ocean during 1974 to 1976, to assess geographic and temporal variation of morphometric characters. The data were statistically adjusted, using allometric formulae to partition size. Discriminant analyses were applied to the adjusted morphometric characters. Yellowfin sampled from north of 15°N-20°N were different from those sampled from south of 15°N-20°N. The absence of any clinal relationships between morphometric characters and latitude or longitude suggests a pattern of somewhat distinct regional groups. These results clearly demonstrate geographic variation in morphometric characters of yellowfin in the eastern Pacific Ocean, which suggests differences between the life histories of the northern and southern groups.

## INTRODUCTION

Yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, an epipelagic oceanic species with a nearly continuous distribution in the Pacific Ocean from roughly 40°N to 40°S (Collette and Nauen, 1983), is the primary target of the surface fishery for tropical tunas in the eastern Pacific Ocean. Knowledge of the population structure of yellowfin in the eastern Pacific Ocean is of fundamental importance for proper management of the fishery. Quantitative assessment of the intensity and patterns of geographic variability of the biological characteristics of an organism can provide insight with respect to population structure (Gould and Johnston, 1972).

Tagging studies in the eastern Pacific have indicated that although yellowfin are capable of movements in excess of a thousand nautical miles, most exhibit only localized movements, with limited mixing between the northern and southern regions of the eastern Pacific (Schaefer *et al.*, 1961; Fink and Bayliff, 1970; Bayliff and Rothschild, 1974; Bayliff, 1979; Bayliff, 1984). Other life history characteristics which indicate geographic variability for the yellowfin in the eastern Pacific are growth rates (Bayliff, 1988) and reproductive characteristics, such as spawning areas, seasons, and size at maturity (Orange, 1961).

Multivariate statistical analysis of morphometric characters is a powerful technique for investigating geographic variation. Because it can yield information complementary to that derived from biochemical, physiological, and life history studies, it has provided results useful for assessing the stock structure of several species of marine fish (Sharp *et al.*, 1978; Wilk *et al.*, 1980; Ihssen *et al.*, 1981; Shaklee and Tamaru, 1981; Meng and Stocker, 1984; Winans, 1985; Almeida, 1987; Winans, 1987; Bowering, 1988). Morphometric studies of Pacific yellowfin employing mostly univariate statistical techniques have been reported (Godsil, 1948; Godsil and Greenhood, 1951; Schaefer, 1952; Broadhead, 1959; Royce, 1964). However, since morphometric data consist of simultaneous measurements of several variables and contain correlations among variables, the data can be analyzed appropriately only by multivariate methods (Pimentel, 1979; Johnson and Wichern, 1982).

The purpose of this study is to attempt to assess objectively morphometric variation in yellowfin tuna from the eastern Pacific, utilizing a variety of univariate and multivariate statistical techniques to elucidate geographic patterns.

### MATERIALS AND METHODS

The specimens of yellowfin tuna used in this study were captured by baitboats and purse seiners between April 1974 and November 1976. Staff members of the Inter-American Tropical Tuna Commission (IATTC) collected a total of 55 morphometric samples from various areas of the eastern Pacific (Table 1, Figure 1). Most of these consisted of 50 randomly-selected fish, comprising a total of 2,701 fish. The samples are ordered by latitudinal position from north to south.

The eight morphometric linear measurements (Figure 2) were made with calipers on each freshly-killed specimen, either at sea or at the dock, and recorded to the nearest millimeter, following the detailed descriptions given by Marr and Schaefer (1949). The recorded data were edited, and when one or more of the morphometric measurements were missing all data for that fish were withdrawn from further consideration. All statistical analyses were executed on the IATTC's MicroVAX 3500 computer, using various programs specified in the text.

### ANALYSES AND RESULTS

The sample sizes and the means, standard deviations, and ranges of the lengths of the fish for each sample are given in Table 1. Samples 11, 12, 14, 18, 23, 31, 32, 41, and 50 were excluded from further analyses because the fish in these samples were smaller or larger than most of those in the other samples. For the remaining 45 samples there is still variation in the lengths of the fish from different samples. It is necessary, therefore, to adjust the morphometric data statistically, so that the comparative analysis is in terms of shape variates independent of size (Gould, 1966; Thorpe, 1976).

The measurements were transformed to common logarithms for all statistical analyses. Linearity and multivariate normality are usually more closely approximated by logarithms than by the original variables (Pimentel, 1979). The data were then screened statistically to detect outliers (Cook and Weisburg, 1982), employing regression analyses and scatter plots of residuals versus predicted values using MINITAB (Ryan *et al.*, 1976). When an outlier was found all the morphometric data for that fish were withdrawn from further consideration. This procedure resulted in the elimination of the data for 160 fish, which is 7.2% of the data.

Within samples each of the morphometric characters showed a linear relationship with total length. Analysis of covariance (ANCOVA), using BMDP1V (Anonymous, 1981), was employed to test for differences in allometric relationships among samples, and to derive the common within-group regression slopes. ANCOVAs were carried out separately for the samples collected in 1974, 1975, 1976, and 1974-1976, and for those collected in each of the 28 1° areas (Table 1, Figure 1). ANCOVAs indicated that the within-group regression slopes were significantly different ( $P < 0.01$ ) for each of the morphometric characters, and thus the common within-group slopes must be used to adjust for size. Thorpe (1976) and Reist (1985 and 1986) give detailed explanations for the use of the common within-groups relationship in the univariate computation of allometric variates to estimate shape, when between-group heterogeneity exists.

The measurements of the morphometric characters were adjusted to those expected for the overall mean total length with the formula:

$$\hat{Y}_i = \log_{10} Y_i - [\beta(\log_{10} X_i - \log_{10} \bar{X})]$$

where

- $\hat{Y}_i$  = adjusted logarithmic character measurement of the  $i$ th specimen,
- $Y_i$  = unadjusted character measurement of the  $i$ th specimen,

$\beta$  = common within-group regression coefficient of  $\log_{10}Y$  against  $\log_{10}X$ ,  
 $X_i$  = total length of the  $i$ th specimen, and  
 $\bar{X}$  = overall mean total length.

Discriminant function analyses, using BMDP7M (Anonymous, 1981), were used to produce jackknifed classification matrices and canonical variable plots of group centroids. The classification functions were evaluated to reduce the bias in the classification of fish, using the jackknife-validation procedure discussed by Lachenbruch and Mickey (1968), Lachenbruch (1975), and Johnson and Wichern (1982).

As an initial step, discriminant analyses were employed with groups consisting of the samples from either 1974, 1975, 1976, 1974-1976, or the 28 1° areas (Figure 1).

The discriminant analysis of the measurements from the 1974 samples gave significant differences among the groups ( $F_{0.05, (126, 5,849)} = 16.10, P < 0.001$ ), indicating geographic variation. The jackknifed classification matrix (Table 2) from the discriminant analysis for the 19 groups showed correct classification ranging from 6.0 to 65.3%, with a total of 28.1%. The matrix reveals that groups 6, 7, and 8 have a relatively high percent-correct classification and greater degree of misclassification into one another. In the scatter plot of the group centroids on the first two canonical axes (Figure 3) there is a clear north (groups 6, 7, and 8) versus south separation on the second canonical axis.

The discriminant analysis of the measurements from the 1975 samples gave significant differences among the groups ( $F_{0.05, (66, 2,638)} = 18.78, P < 0.001$ ), indicating geographic variation. The jackknifed classification matrix (Table 3) from the discriminant analysis for the 12 groups showed correct classification ranging from 19.1 to 75.0%, with a total of 41.3%. The matrix reveals that several of the groups have a relatively high percent-correct classification, and that groups 1, 2, and 3 have a fairly high degree of misclassification into one another. In the scatter plot of the group centroids on the first two canonical axes (Figure 3) there is a clear north (groups 1, 2, 3, 5, 10, and 15) versus south separation on the first canonical axis.

The discriminant analysis of the measurements from the 1976 samples gave significant differences among the groups ( $F_{0.05, (91, 3,905)} = 15.12, P < 0.001$ ), indicating geographic variation. The jackknifed classification matrix (Table 4) from the discriminant analysis for the 14 groups showed correct classification ranging from 8.7 to 68.0%, with a total of 36.3%. The matrix reveals a relatively higher percent-correct classification for the samples coming from south of 10°N than for the other samples. In the scatter plot of the group centroids on the first two canonical axes (Figure 3) there is not a clear north versus south separation on either of the canonical axis. However, the samples from the north (groups 4, 9, 13, 16, and 17) show a clustering pattern in the scatter plot.

The discriminant analysis of the measurements from the 1974-1976 samples gave significant differences among the groups ( $F_{0.05, (301, 13,974)} = 18.11, P < 0.001$ ), indicating geographic variation. The jackknifed classification matrix (Table 5) from the discriminant analysis for the 45 groups showed correct classification ranging from 0 to 55.3%, with a total of 24.3%. The matrix reveals that the groups north of 20°N have a relatively high percent-correct classification and higher amount of misclassification into one another. In the scatter plot of the group centroids on the first two canonical axes (Figure 3) there is a clear north (groups 1, 2, 3, 6, 7, 8, 9, 15, and 17) versus south separation on the second canonical axis.

The discriminant analysis of the measurements from the 1974-1976 samples from within the 1° areas (Figure 1) gave significant differences among the groups ( $F_{0.05, (196, 13,859)} = 20.46, P < 0.001$ ), indicating geographic variation. The discriminant analysis for the 28 groups revealed a jackknifed correct classification ranging from 3.4 to 57.4%, with a total of 22.3%. These results, shown

in Figure 4, illustrate that there is no clear pattern nor a high percentage of correct classification of fish within 1° areas.

Regression analysis, using MINITAB (Ryan *et al.*, 1976), was employed to test whether size was partitioned from the adjusted morphometric characters. The first two canonical variables of each of the discriminant analysis were regressed against total length for each fish. Size was considered to be significantly partitioned for the 1974, 1975, 1976, and 1974-1976 samples used in the discriminant analyses, since none of the regressions for the canonical variables against total lengths was significant ( $P < 0.05$ ) (Table 6).

Regression analysis, using MINITAB (Ryan *et al.*, 1976), was employed to explore for any clinal trends in the morphometric variation as described by the discriminant analysis. The first two canonical variables of each of the discriminant analysis were regressed against latitude and longitude of the sample locations. There is no evidence to suggest any clinal trends in the morphometric variation, since none of the regressions for the canonical variables against location for the 1974, 1975, 1976, and the 1974-1976 samples was significant ( $P < 0.05$ ) (Table 7).

Canonical discriminant analysis, using SAS procedure CANDISC (Anonymous, 1985), was employed to produce matrices of Mahalanobis' distances. Mahalanobis' distance is a measure of the distance between group centroids in discriminant space, as used in this analysis. The analyses were executed on the adjusted morphometric data with groups consisting of the samples from either 1974, 1975, 1976, or 1974-1976. Cluster analyses, using BMDP1M (Anonymous, 1981), with minimum distance as the linkage criteria, were applied to the matrices of Mahalanobis' distances for descriptive purposes, to further illustrate the relationships between samples. Dendrograms derived from the cluster analyses were evaluated, following recommendations of Everitt (1974) and Johnson and Wichern (1982).

The dendrogram derived from the cluster analysis of the 1974 samples (Figure 5) shows some distinction between the samples taken north of 16.5°N (6, 7, and 8) and the other samples. These are shown to be the most different from the others. Notice that samples 6 and 7 are more similar to each other than the other samples, but do not merge until the distance between samples has increased substantially, and then finally sample 8 merges with all the rest of the samples at the largest distance. This further confirms the results from the discriminant analysis shown in the canonical graph in Figure 3.

The dendrogram derived from the cluster analysis of the 1975 samples (Figure 5) shows a dichotomy between some of the samples north of 16.5°N (1, 2, and 3), forming a cluster at a distance of about 1.2, and the samples south of this delineation. As the distance increases sample 10 joins the main cluster of southern samples, and then sample 5 merges with the southern group of samples. The cluster of northern samples then merges with the cluster of southern samples, and finally sample 15, which is shown to be most different from the others, merges with all the rest of the samples at the largest distance. This concurs with the results from the discriminant analysis shown in the canonical graph in Figure 3.

The dendrogram derived from the cluster analysis of the 1976 samples (Figure 5) shows clustering of the samples north of 16.5°N. Initially, samples 13 and 16 merge at a distance of about 0.75 and samples 9 and 17 merge at a distance of 1.0, with these two clusters then joining. Sample 4 then joins this cluster at a distance of 1.25. This also concurs with the results from the discriminant analysis shown in the canonical graph in Figure 3.

The dendrogram derived from the cluster analysis of the 1974-1976 samples (Figure 5) shows dichotomy of some northern samples (1, 2, and 3) from the main cluster of samples which forms at a distance of about 1.2. Samples 13 and 16, which merge at about 0.7, are from north of 16.5°N, but join this main cluster of samples which is otherwise made up of samples from south of this

delineation. As the allowable distance increases samples 4 and 5 join one another, as well as the main cluster. Other samples from north of  $16.5^{\circ}\text{N}$  (6, 7, 8, and 10,) are seen as different from the main cluster and join only as the allowable distance increases. Finally the cluster of northern samples then merges with the others, and then sample 15, which is shown as most different than all the others, merges with all the rest of the samples at the greatest distance. These results tend to confirm the results from the discriminant analysis shown in the canonical graph in Figure 3, with a high percentage of the samples from north of  $16.5^{\circ}\text{N}$  showing distinct differences from the samples south of this delineation. However, it is apparent that the relationships are not nearly so clear for the combined 1974-1976 samples as for the years separately.

The differences found between the original samples for the years separately and combined indicate a fairly clear north versus south pattern. Based upon these results, discriminant function analysis (DFA) between northern and southern groups was applied to the morphometric data for the years separately and combined. The grouping criterion for each of the DFAs was that the northern group consists of all samples from north of  $16.5^{\circ}\text{N}$ , and the southern group consists of those south of this delineation. The original measurements of the morphometric characters were adjusted for these two groups to those expected for the overall mean total length according to the allometric formula, given previously. The summary statistics of the DFAs, including the order in which the variables were entered and the percent correct jackknifed classification, are in Table 8. The percent-correct classification for the 1974 data was a total of 85.7%, with 77.1% for the northern group and 87.3% for the southern group. The histograms of the canonical variable (Figure 6) for the two groups show relatively good separation, but some overlap, of the two distributions. For the 1975 data it was a total of 84.3%, with 80.7% for the northern group and 87.5% for the southern group. The histograms of the canonical variable (Figure 6) for the two groups show relatively good separation, but some overlap, of the two distributions. For the 1976 data it was a total of 72.5%, with 71.6% for the northern group and 73.0% for the southern group. The histograms of the canonical variable (Figure 6) for the two groups show some separation of the two distributions, but more overlap than for 1974 and 1975.

The DFAs revealed that in 1974 all seven of the morphometric characters investigated contributed significantly to the multivariate discrimination between the northern and southern groups of fish, whereas in 1975 and 1976 only five of the variables contributed to the discrimination (Table 8). The analyses indicate temporal stability for the observed northern and southern geographic variation in the morphology of yellowfin in the eastern Pacific.

The percent-correct classification for the 1974-1976 data was a total of 72.1%, with 68.0% for the northern group and 73.7% for the southern group. The DFA revealed that six of the seven morphometric characters investigated contributed significantly to the multivariate discrimination between the northern and southern groups of fish (Table 8). The SFD, SDAF, FDAF, SAF, and HL dimensions are shorter for an average fish from the northern region than those for an average fish from the southern region. The posterior part of the body of the northern fish would thus be more elongate, particularly since the SDAF and FDAF dimensions are less in larger fish from the northern region, relative to those of comparable sizes of the southern region. The histogram of the canonical variable (Figure 6) from this analysis for the two groups shows the two distributions. Patterns in the similarity of the percent-correct classification from the stepwise discriminant analysis into the northern or southern groups is shown for the  $1^{\circ}$  areas from which yellowfin were sampled in Figure 7. It is evident from this figure that fish from several  $1^{\circ}$  areas in the northern and southern groups have fairly high percentages of fish classified correctly, and that there is not a distinct difference between the percent-correct classification of fish coming from north or south of  $5^{\circ}\text{N}$  within the southern group.

A cross-validation procedure (Anonymous, 1981; Johnson and Wichern, 1982), was employed with these data. The observations within a group are randomly subdivided into two groups. Then the classification function is estimated from the first group, and the second group is classified according to the function. The proportion of correct classification for fish from the second group provides an empirical measure of the success of the discrimination. The cross-validation procedures employing random subsampling of 20%, 40%, 60%, and 80% of the 1974-1976 data from each of the two groups (Table 9) demonstrates the success of the discrimination, and shows only slight differences in the percent-correct classifications.

Regression analysis was employed, as before, to test whether size was partitioned from the adjusted morphometric characters. The canonical variable of each of the discriminant analyses was regressed against total length for each fish. Size was considered to be significantly partitioned for the 1974, 1975, 1976, and 1974-1976 samples used in the discriminant analyses, since none of the regressions for the canonical variables against total lengths was significant ( $P < 0.05$ ) (Table 10).

Regression analysis was employed, as before, to explore for any clinal trends in the morphometric variation as described by the discriminant analysis. The canonical variable of each of the discriminant analyses was regressed against latitude and longitude of the sample locations within the northern and southern regions. There is no evidence to suggest any clinal trends in the morphometric variation, since none of the regressions for the canonical variables against location for the 1974, 1975, 1976, and 1974-1976 samples was significant ( $P < 0.05$ ) (Table 11).

## DISCUSSION

The results of these analyses suggest that the region north of 15°N-20°N is occupied by yellowfin which are morphologically different from fish from south of 15°N-20°N, although the analyses did not show any clear-cut separation between the two groups. This conclusion is supported by the discriminant function analyses of morphometric characters from samples collected during 1974-1976 (Table 8, Figure 6). The lack of significant regressions between morphometric characters and latitude and longitude within the northern and southern regions (Table 11) also supports a pattern of somewhat distinct regional groups, rather than clinal variation. The incorrectly-classified individuals are probably an indication of mixing of yellowfin between these regions.

The only previous morphometric analysis of yellowfin from the eastern Pacific specifically designed to examine geographic variation was conducted by Broadhead (1959). The measurements employed in that study consisted only of total length, head length, and second dorsal, anal, and pectoral fin lengths. Regression analyses of measurements relative to total length were then compared for different areas by ANCOVA. No differences were demonstrated among samples of yellowfin from various areas of the eastern Pacific. For the characters which he examined, he apparently found differences among replicate samples from the same area which were in some instances as great as those from among samples from different areas. In the present study, however, ANCOVA produced distinct differences in the relationships between head length and total length for samples coming from various areas, and furthermore, head length is shown to be a significant character in the discriminant analyses (Table 8).

Reist (1986), in an evaluation of coefficients to be used in the allometric adjustment for size variation in morphometric data, demonstrated that when heterogeneity of regression slopes for characters exists across regions that shape estimation is best achieved by using the common within-groups slopes. Although this procedure is not perfect, it is considered appropriate in the present study because size and shape were independent for all tests and the adjustment accounted for the heterogeneity of between-group regressions. Claytor and MacCrimmon (1986), in a comparison of



statistical procedures for partitioning size from morphometric data, also demonstrated that the procedures used in the present study of using morphometric characters adjusted by the common within-group slopes to adjust characters, is an appropriate procedure when samples consist of partially overlapping size groups. Use of these adjusted data as input to discriminant analysis is an objective means of identifying group membership for stock identification research.

The consistency of the results from the discriminant analyses in this study, using the data for 1974, 1975, and 1976 separately, and the pooled data for 1974-1976, demonstrates reliability of the results obtained. Since there are no apparent year-to-year differences in the geographic pattern and classification of morphometric characters, these findings indicate strong biological stability and demonstrate the utility of the morphometrics approach (Winans, 1987).

Environmental conditions are considerably different north and south of 15°N-20°N. In the northern region the sea-surface temperature is, on average, relatively cooler and shows a greater annual variation, and the thermocline depth is considerably greater than the overall average during the winter and somewhat shallower than that average during the summer (Wyrski, 1964). The annual average surface salinity is relatively greater, and the oxygen minimum layer depth is relatively shallower and much thicker in the northern region (Wyrski, 1967).

The results of these analyses are consistent with the findings of tagging studies (Schaefer *et al.*, 1961; Fink and Bayliff, 1970; Bayliff and Rothschild, 1974; Bayliff, 1979; Bayliff, 1984). Movement patterns of yellowfin in the eastern Pacific, as indicated from tagging studies, tend to demonstrate restricted movements, with only a few individuals moving more than a few hundred miles. These studies indicate little exchange of fish between the northern and southern regions of the eastern Pacific. Joseph *et al.* (1964) stated that yellowfin is not a far-ranging species, and that the majority of recovered fish had been caught within 200 miles of the area of release, based upon 55,737 yellowfin tagged during 1952 to 1962 and a total of 6,086 recoveries. Hunter *et al.* (1986) provide data on distances traveled by yellowfin at liberty for various time intervals, indicating that almost all fish free 31 to 180 days, as well as those free for more than 180 days, had been caught within 750 miles of the area of release. Schaefer (1967) reported that movement patterns of yellowfin within the eastern Pacific from tag recoveries "indicate that it is not inhabited by a single rapidly intermixing population. It appears that there may be at least two sub-populations, with an approximate boundary near 15°N latitude." Fink and Bayliff (1970) also noted the presence of "two main groups" north and south of about 15°N, but stated that "there is considerable intermingling among the fish of the two groups."

Hennemuth (1961), investigating inter-regional comparisons of year class composition stated, "There is some evidence to indicate that the stocks of fish in the Northern Region are of independent origin from those of the regions to the south." Joseph *et al.* (1964) stated that, although there is not complete mixing of the yellowfin within the eastern Pacific, there is no evidence of isolation of any groups. I assume that even though the amount of mixing taking place between the northern and southern extremes of the eastern Pacific is small there would be no genetic isolation, from what is known about other marine fish populations which have been investigated with the use of mitochondrial DNA for genetic stock identification purposes (Avisé, 1987).

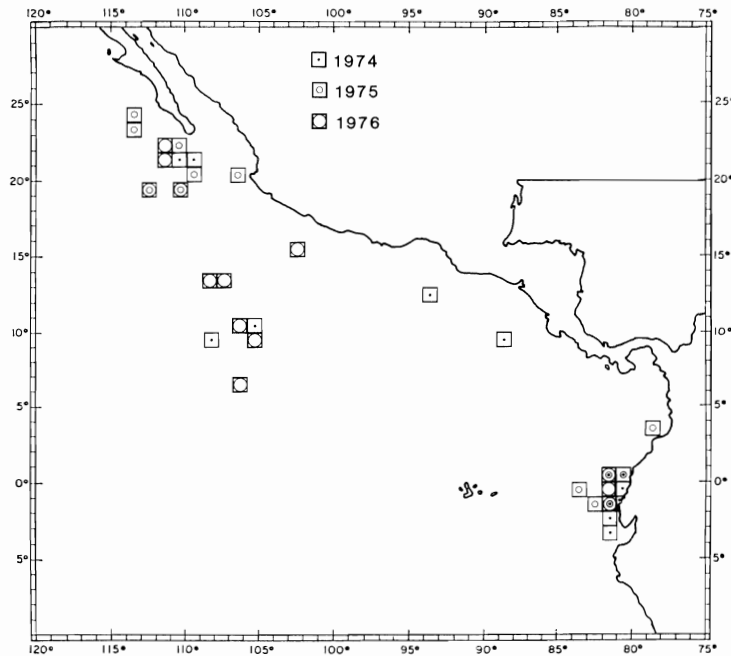
In the present study multivariate analysis of morphometric characters demonstrated significant separation into northern and southern regions. Although this analysis implies that yellowfin in the eastern Pacific consist of two biological groups, one should be cautious with respect to these findings and not consider these results alone for making any conclusions about stock delineation. The genetic control of morphological variation is poorly understood (Clayton, 1981), and differences in morphological and genetic variation may not be directly comparable statistically (Lewontin, 1984). Observed geographic patterns in morphology are probably best attributed to phenotypic responses

to different environmental conditions (Barlow, 1961) which are particularly influential on the growth processes during the early life history of fish (Huxley, 1932; Martin, 1949). Todd *et al.* (1981) showed that for ciscoes (Coregoninae) environmental factors, as well as genetic factors, influence morphological variation. The morphometric variation observed in the present study results, most likely, from adjustment to the external environment, and thus represents nonheritable variation. Rather than using the term stock(s), since it is not known whether there is a genetic component to the differences observed in the northern and southern regions, I prefer to use the term group(s), as defined by Marr (1957), since this avoids the technicality of whether there is a genetic component to the differences observed.

These findings should be considered along with information on: 1) genetics, utilizing mitochondrial DNA analysis, 2) reproductive biology, including spawning areas and times, as well as age, growth, and sexual maturity, and 3) movements.

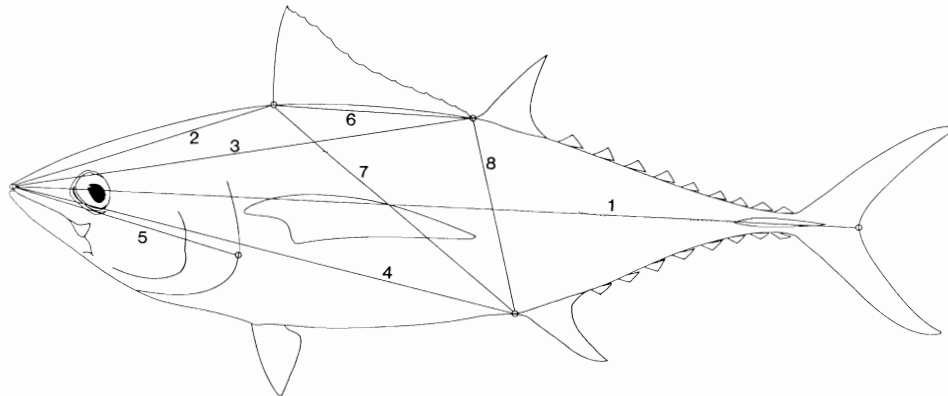
#### ACKNOWLEDGEMENTS

The data were collected by: J.S. Cole, K.R. Feng, T.J. Foreman, R.C. Francis, R.J. Olson, G.D. Sharp, and V.M. Silva. I am indebted to R.C. Francis for encouraging and supporting my interests in conducting this investigation, and to the Commission's Director, J. Joseph, for providing the opportunity to carry it out. I thank W.H. Bayliff, R.G. Punsly, and P.K. Tomlinson of the Commission's staff, for their comments on the manuscript. I extend special thanks to the following people for their comments and criticisms on the manuscript: R.R. Claytor, R.C. Francis, J. Ianelli, F.J. Rohlf, and R.S. Thorpe.



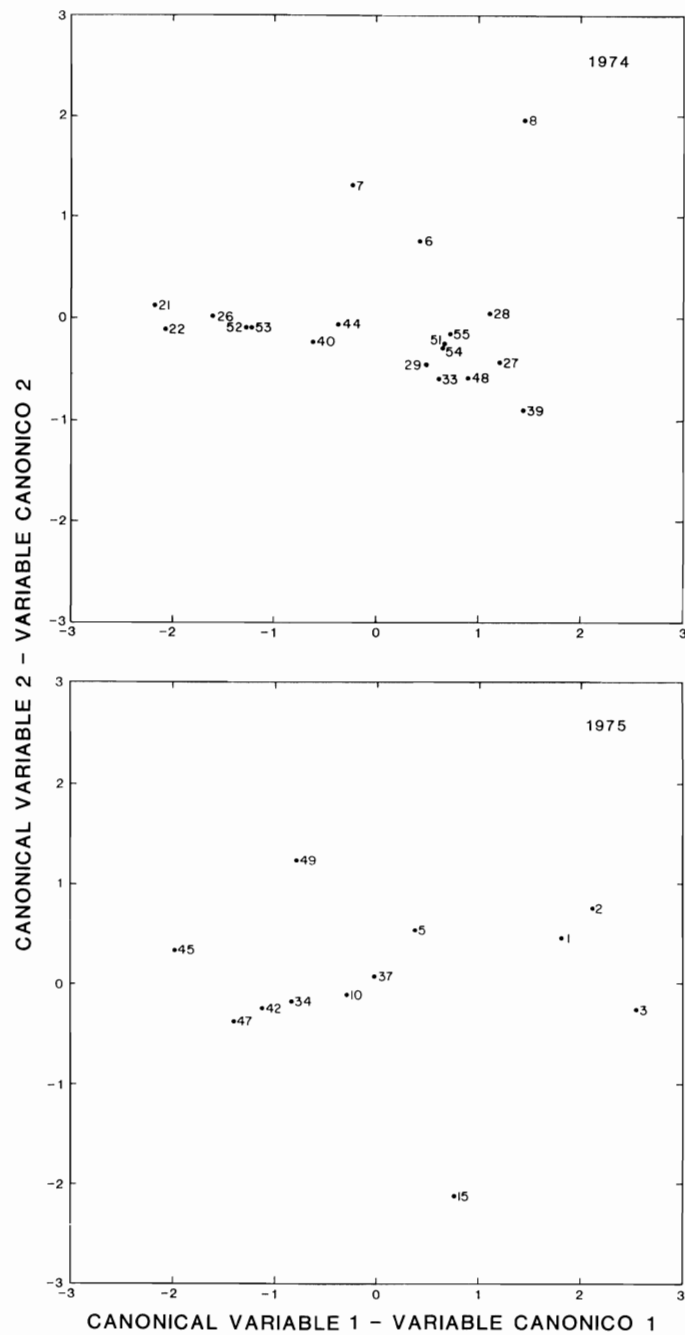
**FIGURE 1.** Sampling locations in the eastern Pacific Ocean. Symbols indicate the year when morphometric samples were collected within the 1° areas.

**FIGURA 1.** Lugares de muestreo en el Océano Pacífico oriental. Los símbolos indican el año en el cual se tomaron las muestras morfométricas en la zona de 1° correspondiente.



**FIGURE 2.** Morphometric characters measured for analysis of geographic variation. 1: TL, total length; 2: SFD, snout to insertion of first dorsal fin; 3: SSD, snout to insertion of second dorsal fin; 4: SAF, snout to insertion of anal fin; 5: HL, head length; 6: FDSD, insertion of first dorsal fin to insertion of second dorsal fin; 7: FDAF, insertion of first dorsal fin to insertion of anal fin; 8: SDAF, insertion of second dorsal fin to insertion of anal fin.

**FIGURA 2.** Caracteres morfométricos medidos en el análisis de la variación geográfica. 1: LT, longitud total; 2: HPD, del hocico a la inserción de la primera aleta dorsal; 3: HSD, del hocico al inserción de la segunda aleta dorsal; 4: HAA, del hocico al inserción de la aleta anal; 5: LC, longitud de la cabeza; 6: PDS, de la inserción de la primera aleta dorsal a la inserción de la segunda aleta dorsal; 7: PDAA, de la inserción de la primera aleta dorsal a la inserción de la aleta anal; 8: SDAA, de la inserción de la segunda aleta dorsal a la inserción de la aleta anal.



**FIGURE 3.** Positions of group centroids on the first 2 canonical variables from the discriminant analysis of the data for 7 adjusted morphometric characters.

**FIGURA 3.** Posición de los centroides de grupo en las primeras dos variables canónicas, a partir del análisis discriminante de los datos de 7 caracteres morfométricos ajustados.

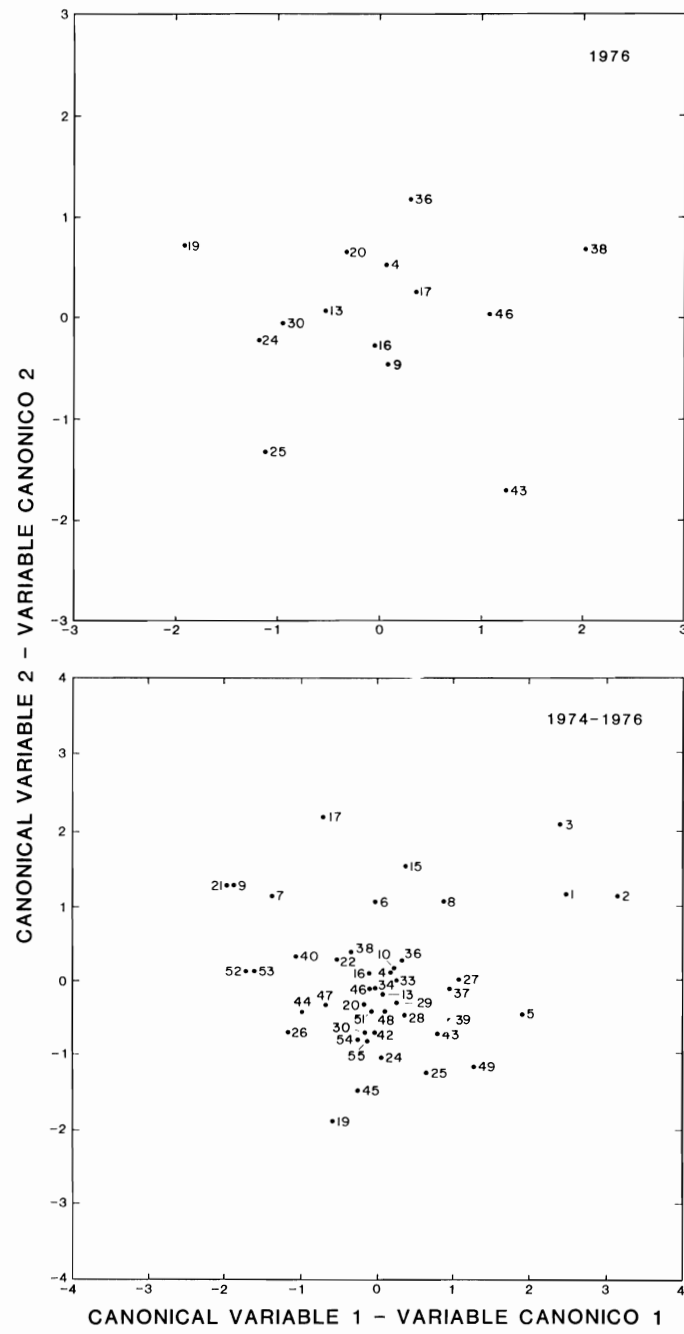
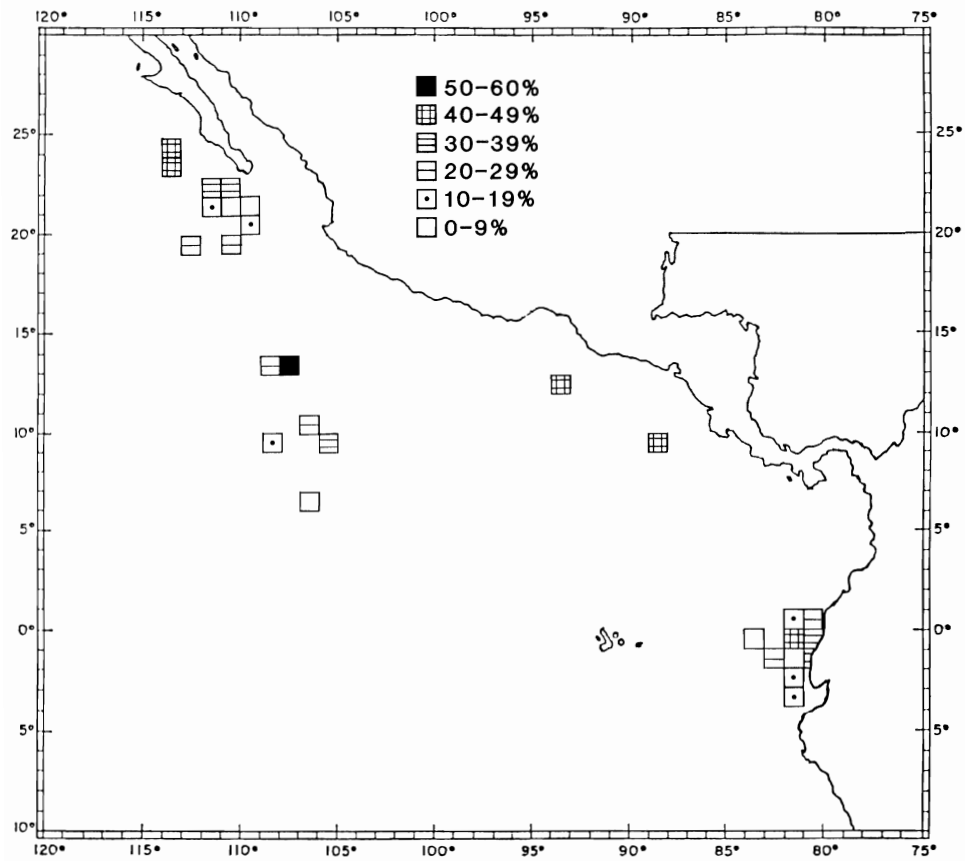


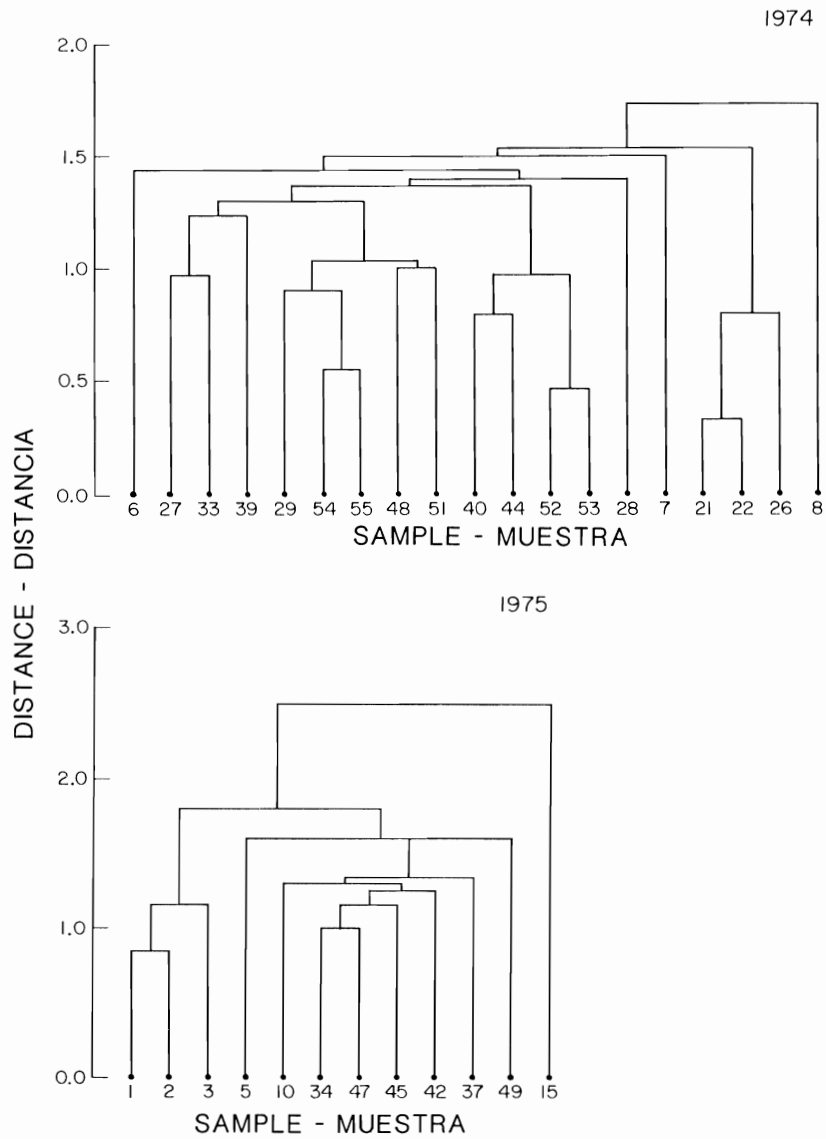
FIGURE 3. (continued).

FIGURA 3. (continuación).



**FIGURE 4.** Percentage of individuals correctly classified by 1° areas from jackknifed classifications from the discriminant analysis of the 1974-1976 data for the 28 groups and 7 adjusted morphometric characters.

**FIGURA 4.** Porcentaje de individuos clasificados correctamente, por áreas de 1°, a partir de las clasificaciones por "jackknife" de análisis discriminante de los datos de 1974-1976 de los 28 grupos y 7 caracteres morfométricos ajustados.



**FIGURE 5.** Dendrograms resulting from minimum-distance cluster analysis of Mahalanobis' distances of the data for seven adjusted morphometric characters.

**FIGURA 5.** Dendrogramas resultantes del análisis de conglomerados de distancia mínima de distancias de Mahalanobis de los datos de 7 caracteres morfométricos ajustados.

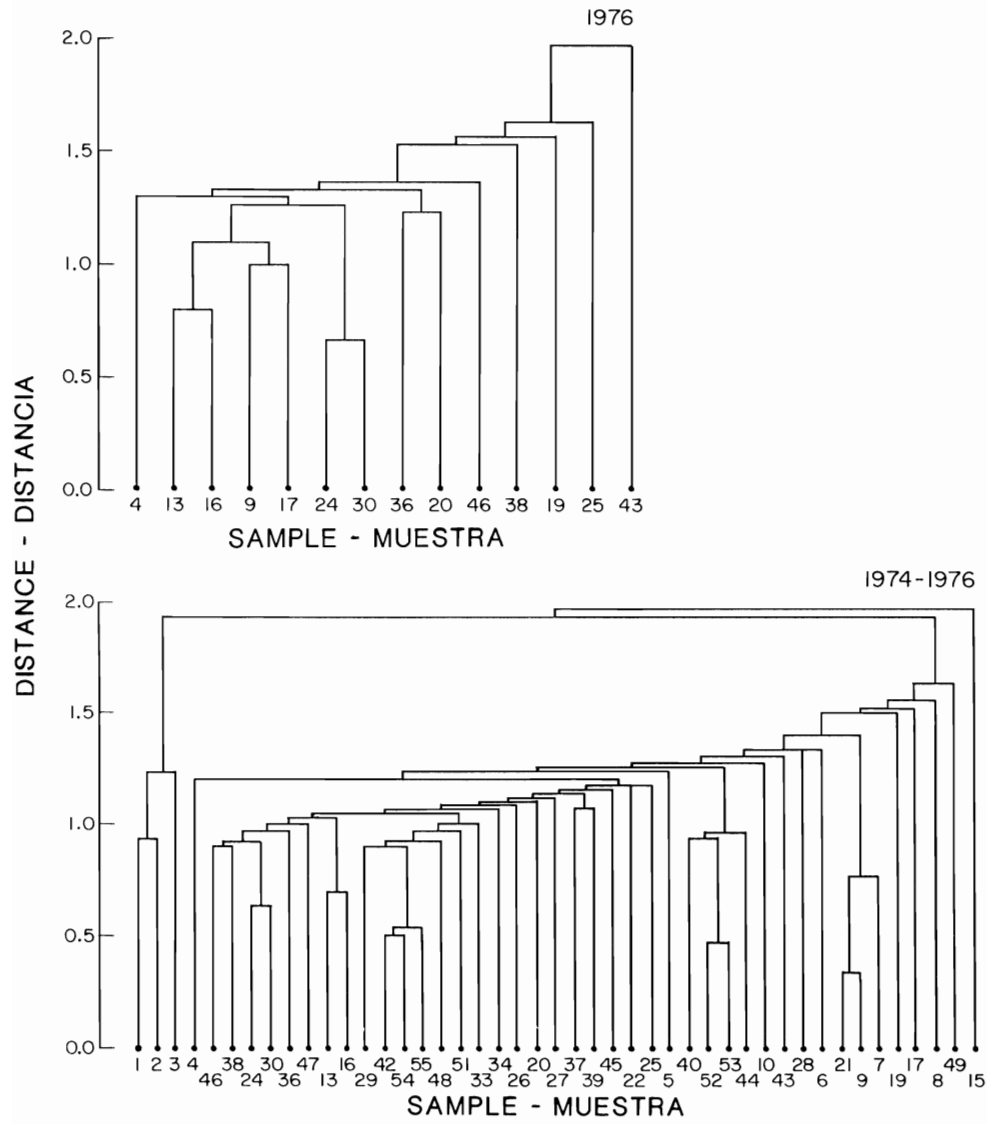
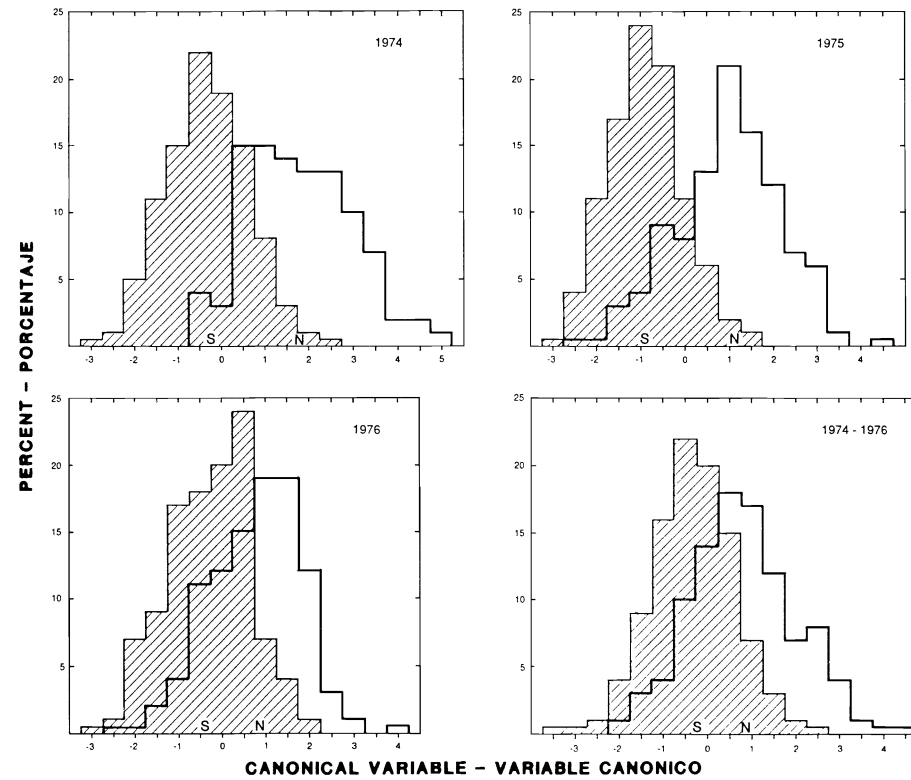


FIGURE 5. (continued).

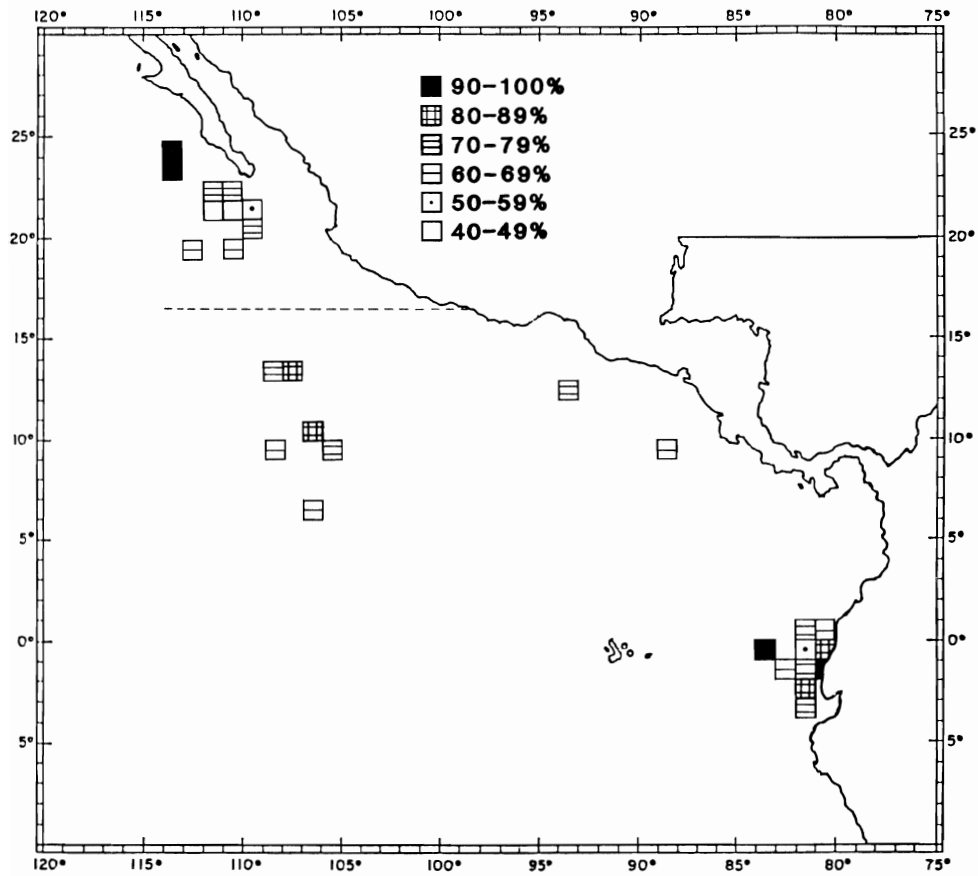
FIGURA 5. (continuación).





**FIGURE 6.** Histograms of the canonical variable from discriminant analysis of the data for the two groups and seven adjusted morphometric characters. The shading represents the southern specimens and the bold outline the northern. The symbols indicate respective group centroids: N = northern and S = southern.

**FIGURA 6.** Histogramas de la variable canónica, a partir del análisis discriminante de los datos de los dos grupos y 7 caracteres morfométricos ajustados. La zona sombreada representa los especímenes del sur, y la línea en negritas rodea los del norte. Los símbolos representan los centroides respectivos de los grupos: N = del norte y S = del sur.



**FIGURE 7.** Percentage of individuals correctly classified by 1° areas from jackknifed classifications from the discriminant analysis of the 1974-1976 data for the two groups, north or south of 16.5°N, and seven adjusted morphometric characters.

**FIGURA 7.** Porcentaje de individuos clasificados correctamente, por áreas de 1°, a partir de las clasificaciones por "jackknife" de análisis discriminante de los datos de 1974-1976 de los 2 grupos, al norte y al sur de 16.5°N, y 7 caracteres morfométricos ajustados.

TABLE 1. Morphometric samples taken and summary statistics.

TABLA 1. Muestras morfométricas tomadas, y estadísticas resumidas.

Sample Muestra	Location Posición	Date Fecha	n	Total length (mm) Longitud total (mm)			
				Mean Promedio	SD DE	Min.	Max.
1	24°06'N 113°29'W	12 Jul. 1975	50	593.7	80.9	500	780
2	24°03'N 113°43'W	10 Jul. 1975	50	550.0	23.3	500	600
3	23°58'N 113°47'W	7 Jul. 1975	50	540.2	24.0	480	590
4	22°42'N 111°12'W	20 Jun. 1976	50	605.6	49.6	485	697
5	22°03'N 110°20'W	21 Jul. 1975	50	690.1	150.3	478	888
6	21°51'N 110°07'W	7 Apr. 1974	50	560.8	21.6	490	605
7	21°40'N 109°20'W	4 Apr. 1974	50	556.9	24.2	465	621
8	21°40'N 109°20'W	4 Apr. 1974	50	546.8	23.0	479	600
9	21°08'N 111°07'W	19 Jun. 1976	50	490.3	51.7	422	688
10	20°35'N 109°49'W	27 Jun. 1975	50	520.4	51.4	450	770
11	20°08'N 106°04'W	31 Jul. 1975	51	857.2	29.7	777	906
12	19°18'N 110°48'W	3 Jul. 1975	41	808.5	32.4	730	870
13	19°18'N 110°48'W	14 Jun. 1976	24	693.1	37.0	598	764
14	19°03'N 112°08'W	18 Jul. 1975	50	820.0	56.1	690	900
15	19°03'N 112°08'W	17 Nov. 1975	52	589.5	38.2	474	692
16	19°03'N 112°08'W	15 Jun. 1976	50	655.3	52.5	481	774
17	19°03'N 112°08'W	13 Oct. 1976	50	577.8	57.6	437	740
18	15°05'N 102°12'W	14 Oct. 1976	50	928.2	55.9	790	1034
19	13°30'N 107°05'W	28 Nov. 1976	50	523.1	59.1	432	816
20	13°24'N 108°04'W	9 Nov. 1976	50	527.5	35.9	441	630
21	12°53'N 93°02'W	25 Apr. 1974	50	618.3	21.9	561	667
22	12°35'N 93°30'W	18 Apr. 1974	52	609.2	22.6	530	670
23	10°09'N 105°40'W	29 Oct. 1974	50	803.7	51.3	718	917
24	10°00'N 106°45'W	19 Nov. 1976	50	780.4	41.8	666	853
25	9°48'N 105°15'W	28 Oct. 1976	50	695.7	66.7	599	828
26	9°45'N 88°08'W	13 May 1974	50	614.1	22.2	564	662
27	9°30'N 108°49'W	7 Nov. 1974	50	756.1	59.3	651	910
28	9°26'N 108°53'W	8 Nov. 1974	50	713.6	39.8	600	781
29	9°19'N 108°29'W	23 Oct. 1974	50	722.6	39.2	591	794
30	6°45'N 106°15'W	22 Nov. 1976	50	761.4	59.4	653	872
31	3°16'N 78°44'W	24 Aug. 1975	50	398.3	20.2	356	455
32	0°43'N 80°33'W	14 May 1974	31	925.0	77.0	804	1104
33	0°40'N 81°08'W	25 Sep. 1974	50	647.5	30.7	540	703
34	0°29'N 80°40'W	13 May 1975	50	592.9	18.4	539	638
35	0°15'N 81°53'W	19 Sep. 1975	50	450.2	20.8	403	495
36	0°15'N 81°20'W	1 Apr. 1976	50	560.1	16.1	530	597
37	0°07'N 80°26'W	29 May 1975	50	592.8	29.2	516	650
38	0°05'N 81°20'W	31 Mar. 1976	50	555.4	14.3	524	587
39	0°04'N 81°13'W	2 Oct. 1974	50	673.4	17.7	639	715
40	0°08'S 80°54'W	23 May 1974	50	566.2	13.9	535	597
41	0°12'S 83°15'W	1 Aug. 1975	50	1084.2	44.9	1016	1245
42	0°39'S 83°02'W	15 Jan. 1975	50	740.6	26.0	639	793
43	0°56'S 81°33'W	17 Aug. 1976	50	663.7	18.5	594	713
44	1°03'S 81°34'W	18 May 1974	50	674.6	59.1	562	775

TABLE 1. (continued)

TABLA 1. (continuación)

Sample Muestra	Location Posición		Date Fecha	<i>n</i>	Total length (mm) Longitud total (mm)			
					Mean Promedio	SD DE	Min.	Max.
45	1°10'S	82°20'W	7 Dec. 1975	50	499.8	25.3	443	551
46	1°25'S	81°40'W	17 Sep. 1976	50	680.9	20.3	634	723
47	1°28'S	82°50'W	11 Jan. 1975	50	734.7	24.1	694	815
48	1°34'S	81°40'W	29 Oct. 1974	50	629.6	25.2	564	710
49	1°34'S	81°55'W	20 Sep. 1975	50	462.2	20.1	419	515
50	1°35'S	81°31'W	28 Sep. 1975	50	977.1	54.3	873	1097
51	1°35'S	81°30'W	28 Oct. 1974	50	651.9	32.9	606	735
52	1°40'S	80°38'W	8 Jul. 1974	50	629.4	28.9	575	689
53	1°40'S	80°38'W	9 Jul. 1974	50	634.8	25.8	581	687
54	2°30'S	81°16'W	1 Dec. 1974	50	702.1	33.9	631	785
55	3°04'S	81°20'W	30 Nov. 1974	50	731.1	28.6	673	793

TABLE 2. Jackknifed classification from the discriminant analysis of the 1974 data for the 19 groups and 7 morphometric characters.

TABLA 2. Clasificación por "jackknife" del análisis discriminante de los datos de 1974 para los 19 grupos y 7 caracteres morfométricos.

Group Grupo	% correct % correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo																		
		6	7	8	21	22	26	27	28	29	33	39	40	44	48	51	52	53	54	55
6	42.0	21	6	10	0	0	0	1	2	0	1	2	0	0	1	1	2	1	1	1
7	48.9	8	22	4	1	1	2	0	0	0	0	1	1	0	1	0	0	1	2	1
8	65.3	5	6	32	0	0	0	1	1	0	0	2	0	1	0	1	0	0	0	0
21	30.4	0	1	0	14	12	15	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	2	0	0
22	16.0	0	1	0	15	8	12	0	1	0	0	0	2	0	0	1	4	6	0	0
26	6.0	2	2	0	8	8	3	7	5	1	3	2	1	1	1	1	0	5	0	0
27	20.9	2	0	5	0	1	1	9	5	2	4	6	1	0	2	2	0	0	3	0
28	36.7	0	2	5	0	1	0	5	18	4	3	2	1	0	1	2	0	0	1	4
29	12.0	0	4	0	1	2	0	2	6	6	3	5	3	1	9	3	0	1	2	2
33	10.6	1	1	2	0	2	1	7	4	2	5	10	1	0	3	6	0	1	1	0
39	57.5	2	1	0	0	0	0	6	0	2	1	27	0	0	4	1	0	0	2	1
40	18.0	1	3	0	1	2	1	2	1	5	1	1	9	6	1	2	6	2	5	1
44	20.8	1	2	0	0	0	2	1	1	4	0	2	5	10	1	1	4	7	4	3
48	30.0	0	2	0	0	0	0	3	1	5	2	1	1	1	15	12	0	0	2	5
51	46.9	1	2	1	0	0	1	2	0	1	1	3	1	1	5	23	1	1	3	2
52	17.4	0	2	0	1	4	3	0	0	1	1	0	5	4	0	1	8	14	1	1
53	24.5	4	4	0	2	6	6	0	0	0	1	0	4	3	0	0	3	12	2	2
54	22.5	3	2	3	0	0	1	1	3	5	2	5	2	3	4	1	0	1	11	2
55	8.5	1	4	2	0	1	1	4	7	3	1	2	0	3	6	5	0	0	3	4
Total	28.1	52	67	64	43	48	49	51	55	41	29	71	37	35	54	63	29	54	43	29

**TABLE 3.** Jackknifed classification from the discriminant analysis of the 1975 data for the 12 groups and 7 morphometric characters.**TABLA 3.** Clasificación por "jackknife" del análisis discriminante de los datos de 1975 para los 12 grupos y 7 caracteres morfométricos.

Group Grupo	% correct % correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo											
		1	2	3	5	10	15	34	37	42	45	47	49
1	22.2	10	12	11	3	3	2	0	2	0	0	1	1
2	39.5	7	15	10	2	0	0	0	2	0	1	0	1
3	48.4	2	7	15	2	1	2	0	2	0	0	0	0
5	38.5	2	3	1	15	4	2	1	4	2	0	2	3
10	22.2	4	1	0	5	10	3	6	2	1	5	7	1
15	75.0	0	0	2	1	0	30	1	2	4	0	0	0
34	42.0	0	0	0	2	3	8	21	0	4	6	3	3
37	43.8	1	0	2	8	0	0	8	21	5	0	0	3
42	32.0	0	0	0	2	1	2	3	9	16	6	5	6
45	60.9	0	0	0	1	3	0	2	0	1	28	8	3
47	19.1	0	0	0	3	3	2	6	1	6	10	8	3
49	60.0	0	1	0	1	0	0	3	2	3	4	0	21
Total	41.3	26	39	41	45	28	51	51	47	42	60	34	45

**TABLE 4.** Jackknifed classification from the discriminant analysis of the 1976 data for the 14 groups and 7 morphometric characters.**TABLA 4.** Clasificación por "jackknife" del análisis discriminante de los datos de 1976 para los 14 grupos y 7 caracteres morfométricos.

Group Grupo	% correct % correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo													
		4	9	13	16	17	19	20	24	25	30	36	38	43	46
4	38.1	16	2	3	3	2	1	5	2	2	0	0	3	1	1
9	20.8	10	11	1	2	9	1	10	0	3	1	0	3	1	1
13	9.1	3	1	2	5	0	0	2	3	0	0	2	1	1	2
16	31.3	2	2	5	15	2	0	2	1	4	3	3	3	3	3
17	18.0	7	1	1	7	9	4	1	2	5	3	1	5	2	6
19	63.8	0	1	0	0	0	30	6	6	2	1	0	1	0	0
20	39.6	2	6	0	0	0	7	19	4	0	1	2	2	2	3
24	26.1	1	1	0	2	0	5	2	12	7	7	7	2	0	0
25	68.0	1	0	1	2	0	0	0	3	34	3	4	0	1	1
30	8.7	3	2	2	1	1	3	1	11	6	4	5	5	0	2
36	24.5	6	2	1	5	3	0	1	5	6	0	12	3	3	2
38	63.3	0	3	1	1	1	1	0	1	1	3	2	31	1	3
43	60.4	1	0	1	2	2	0	1	0	3	1	3	1	29	4
46	36.4	2	5	0	2	3	1	2	0	1	1	1	4	6	16
Total	36.3	54	37	18	47	32	53	52	50	74	28	42	64	50	46

TABLE 5. Jackknifed classification from the discriminant analysis of the 1974-1976 data for the 45 groups and 7 morphometric characters.

TABLA 5. Clasificación por "jackknife" del análisis discriminante de los datos de 1974-1976 para los 45 grupos y 7 caracteres morfométricos.

Group Grupo	% correct % correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo																													
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	13	15	16	17	19	20	21	22	24	25	26	27	28							
1	40.0	18	8	5	2	4	0	0	0	0	2	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	42.1	5	16	10	0	3	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	48.4	3	6	15	1	2	0	0	0	0	0	0	1	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	28.6	0	1	0	12	0	1	0	4	3	1	2	0	0	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0	1	1	1	2	
5	43.6	2	2	0	1	17	0	0	2	0	0	0	1	2	0	0	2	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	
6	32.6	1	0	0	2	0	14	0	2	0	1	0	4	0	1	1	0	0	0	1	1	0	1	1	0	1	1	0	1	1	
7	33.3	0	0	0	0	0	0	15	1	3	1	1	1	1	0	0	0	2	0	1	2	1	2	1	0	0	0	0	0	0	
8	38.8	0	0	0	2	4	6	0	19	0	0	0	0	2	0	1	0	0	0	1	2	0	0	1	2	0	0	1	0	0	
9	27.7	0	1	0	6	0	1	1	1	13	0	1	1	1	0	2	0	9	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	
10	6.0	2	2	2	1	2	0	4	2	1	3	1	1	3	2	0	2	0	0	1	0	2	1	1	0	2	1	1	1	1	
13	4.6	0	0	0	2	0	0	1	0	0	2	1	0	4	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	
15	54.6	0	0	2	0	0	2	0	1	0	0	0	18	2	2	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	
16	16.7	3	0	0	3	0	0	2	3	0	1	2	4	8	2	0	2	0	1	1	1	1	1	0	1	0	1	0	1	0	
17	51.0	0	0	0	1	0	0	3	0	0	0	0	4	1	25	0	1	1	0	0	0	2	0	0	0	2	0	0	0	0	
19	55.3	0	0	0	0	1	0	1	0	0	1	0	0	0	0	26	3	0	0	1	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	
20	24.5	0	0	0	2	0	1	0	0	5	2	0	1	0	0	4	12	0	0	1	0	8	2	2	0	0	0	0	0	0	
21	31.0	0	0	0	0	0	0	1	0	7	0	0	0	0	7	0	0	13	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
22	16.0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	2	4	0	0	14	8	0	0	8	0	0	0	0	0	0	0	0	
24	8.7	1	0	0	2	2	1	1	1	1	1	0	0	1	0	5	2	0	0	4	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
25	32.0	0	0	0	2	0	0	2	0	1	0	1	1	0	0	0	0	6	1	16	0	1	4	0	0	0	0	0	0	0	
26	36.4	0	0	1	0	0	0	2	0	3	1	0	0	0	2	0	1	9	0	0	16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
27	4.7	0	1	2	0	4	0	0	1	1	3	1	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	2	4	0	0	0	0	0	0	
28	22.5	0	1	1	0	3	1	0	2	0	0	0	1	1	0	2	3	0	0	0	1	1	0	11	0	0	0	0	0	0	
29	6.5	0	0	0	0	2	0	1	0	0	0	0	2	1	1	0	3	0	0	0	1	0	0	5	0	0	0	0	0	0	
30	0.0	0	0	0	1	3	0	1	2	2	2	1	0	1	0	0	1	1	0	7	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	
33	6.4	0	0	0	2	0	0	1	2	0	1	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	1	2	2	0	0	0	0	0	0	
34	22.0	0	0	0	0	1	2	2	1	0	1	2	5	2	0	1	0	0	0	3	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	
36	4.1	0	0	0	2	1	1	0	0	1	0	0	1	4	3	0	0	0	1	1	1	0	3	0	0	0	0	0	0	0	
37	20.8	1	0	1	0	2	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	1	2	0	3	0	0	0	0	0	0	0	
38	11.6	0	0	0	1	0	2	1	0	4	2	0	0	0	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
39	38.3	0	0	1	0	2	0	0	0	0	0	0	1	0	0	2	1	0	0	2	0	0	3	0	0	0	0	0	0	0	
40	14.0	0	1	0	0	0	0	3	0	3	0	1	2	0	1	1	0	1	2	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	
42	2.0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	4	0	2	1	0	0	1	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	
43	45.8	0	0	1	0	4	0	0	0	0	0	0	4	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
44	16.0	0	0	0	0	1	0	3	0	3	1	0	1	0	0	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
45	41.3	0	0	0	0	1	0	1	3	0	2	1	0	2	0	5	0	0	0	5	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
46	17.4	1	0	3	1	1	1	0	0	3	1	0	3	0	7	0	2	2	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	
47	9.5	0	0	0	1	0	0	3	1	0	1	1	0	5	0	1	0	0	3	1	0	2	1	0	0	0	0	0	0	0	
48	10.0	0	0	0	1	1	0	1	0	0	0	0	1	2	0	1	0	0	0	0	0	6	0	1	2	0	0	0	0	0	
49	51.4	0	0	0	0	2	0	0	2	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
51	18.4	1	0	0	2	0	0	1	1	0	0	0	0	3	0	1	0	0	0	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	
52	21.7	0	0	0	0	0	0	3	0	2	0	0	1	0	0	0	0	1	3	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	
53	24.5	0	0	0	0	0	0	2	0	3	0	0	0	2	2	1	2	2	0	0	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
54	8.2	0	0	0	0	1	0	0	1	1	1	0	0	1	0	3	2	0	0	0	2	0	0	2	0	0	0	0	0	0	
55	6.4	1	0	0	1	3	0	1	1	1	0	0	0	2	0	5	1	0	1	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
Total	24.3	39	39	44	44	68	33	55	56	63	33	15	61	57	70	71	44	56	36	37	47	57	25	50	0	0	0	0	0	0	

TABLE 5. (continued)

TABLA 5. (continuación)

Group Grupo	% correct % correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo																					
		29	30	33	34	36	37	38	39	40	42	43	44	45	46	47	48	49	51	52	53	54	55
1	40.0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0
2	42.1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	48.4	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	28.6	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	1	2	0	0	2	2	0	0	0	0
5	43.6	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0	0	0	4	0	0	0	0	0	0
6	32.6	0	1	1	0	0	0	0	2	2	1	1	0	0	0	1	0	0	2	2	0	0	0
7	33.3	1	0	0	0	0	0	0	1	3	0	1	1	5	0	1	1	0	0	0	1	1	0
8	38.8	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	1	6	0	0	0	2	0	0	0	0	0
9	27.7	0	0	0	1	0	0	1	1	2	0	0	1	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0
10	6.0	2	0	0	4	0	0	0	0	0	0	6	1	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0
13	4.6	0	0	1	2	0	1	1	0	0	0	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0
15	54.6	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	1	0	0
16	16.7	1	0	0	2	1	0	0	0	0	0	2	0	2	1	0	0	0	2	0	1	0	1
17	51.0	0	0	0	1	0	0	0	0	3	0	2	0	0	3	0	0	0	0	0	2	0	0
19	55.3	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	2	6	0	0	0	2	0	0	0	0	2
20	24.5	0	1	2	2	0	0	1	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
21	31.0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	1	1	0	0
22	16.0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	1	2	0	0	1	2	3	0	0
24	8.7	0	0	0	5	0	2	0	0	0	0	0	0	5	0	2	0	4	2	0	0	2	0
25	32.0	3	1	1	2	0	2	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1	4	1	0	0	3	1
26	36.4	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	4	0	0
27	4.7	0	1	4	0	0	2	1	6	0	2	2	0	0	2	0	0	0	0	0	0	1	0
28	22.5	3	0	2	0	0	0	0	3	1	0	5	0	1	3	2	0	0	1	0	0	0	0
29	6.5	3	0	1	2	0	2	0	2	2	0	2	0	0	3	1	6	1	2	0	1	1	1
30	0.0	1	0	0	3	2	1	2	0	0	1	0	0	4	0	3	1	2	1	0	2	0	0
33	6.4	1	0	3	1	0	4	0	8	2	2	3	0	0	1	0	3	2	3	0	1	0	0
34	22.0	0	2	0	11	1	0	1	1	0	0	1	0	1	1	2	0	2	1	1	1	1	2
36	4.1	1	1	3	5	2	5	1	1	0	2	1	0	2	1	0	3	0	0	0	0	1	1
37	20.8	0	0	2	4	1	10	0	7	0	0	3	0	0	0	0	3	2	1	0	0	1	2
38	11.6	0	1	1	1	3	0	5	0	1	0	2	0	1	3	3	0	0	2	0	1	2	0
39	38.3	1	0	0	2	0	4	1	18	0	0	2	0	0	0	1	2	2	0	0	0	1	1
40	14.0	4	0	0	0	1	1	0	1	7	1	0	4	0	1	2	1	0	0	7	1	2	0
42	2.0	7	0	0	1	0	5	0	4	1	1	0	0	2	1	2	1	2	5	0	2	4	0
43	45.8	0	0	1	1	0	1	0	1	1	0	22	1	0	2	0	1	1	2	0	1	1	0
44	16.0	2	0	0	0	0	1	0	1	4	0	0	8	0	0	0	0	1	5	7	4	0	0
45	41.3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	19	0	4	0	0	1	0	0	1
46	17.4	2	0	1	0	0	1	0	0	1	0	1	1	1	8	2	0	0	1	0	0	0	0
47	9.5	1	0	0	3	0	0	0	0	2	1	1	1	3	1	4	0	0	1	2	0	1	1
48	10.0	3	0	0	2	0	2	0	1	0	2	5	1	0	2	1	5	0	7	0	0	2	1
49	51.4	0	0	0	1	1	1	0	3	0	1	0	0	1	0	0	1	18	0	0	0	0	0
51	18.4	2	1	0	0	1	0	0	2	2	3	2	0	0	1	0	4	6	9	1	1	0	2
52	21.7	0	0	1	0	2	0	1	0	6	1	0	3	0	0	0	0	0	9	10	1	0	0
53	24.5	0	1	0	1	2	0	0	0	4	0	0	2	0	1	0	0	0	3	12	1	2	0
54	8.2	3	2	0	0	0	0	0	4	3	6	1	4	4	0	0	1	0	1	0	0	4	2
55	6.4	1	0	0	1	0	1	1	1	0	0	1	1	1	0	1	4	0	4	0	0	1	3
Total	24.3	44	12	24	60	19	49	23	72	50	25	70	34	71	45	36	39	58	53	33	53	35	19



**TABLE 6.** Values of  $r^2$  and  $P$  for regressions of canonical variables 1 and 2, from the discriminant analyses summarized in Tables 2, 3, 4, and 5, against total length for the years separately and combined.

**TABLA 6.** Valores de  $r^2$  y  $P$  para las regresiones de las variables canónicas 1 y 2, a partir de los análisis discriminantes resumidos en las Tablas 2, 3, 4, y 5, contra longitud total para los años individuales y combinados.

Year Año	Canonical variable Variable canónica	$r^2$	$P$
1974	1	0.00	0.69
	2	0.00	0.36
1975	1	0.00	0.83
	2	0.00	0.37
1976	1	0.00	0.49
	2	0.00	0.80
1974-1976	1	0.00	0.49
	2	0.00	0.61

**TABLE 7.** Values of  $r^2$  and  $P$  for regressions of canonical variables 1 and 2, from the discriminant analyses summarized in Tables 2, 3, 4, and 5, against latitude and longitude of the yellowfin sample locations, for the years separately and combined.

**TABLA 7.** Valores de  $r^2$  y  $P$  para las regresiones de las variables canónicas 1 y 2, a partir de los análisis discriminantes resumidos en las Tablas 2, 3, 4, y 5, contra latitud y longitud de los lugares de muestreo del aleta amarilla, para los años individuales y combinados.

Year Año	Canonical variable Variable canónica	$r^2$	$P$
1974	1	0.00	0.88
	2	0.00	0.86
1975	1	0.00	0.46
	2	0.00	0.80
1976	1	0.03	0.08
	2	0.03	0.08
1974-1976	1	0.00	0.92
	2	0.01	0.07

**TABLE 8.** Summary of stepwise discriminant function analysis between northern (N) and southern (S) groups, for each of the years separately and combined, including jackknifed classification and percent-correct classification.

**TABLA 8.** Resumen del análisis por pasos de función discriminante entre los grupos del norte (N) y del sur (S), para cada año separado y combinado, incluyendo la clasificación por "jackknife" y de porcentaje correcto.

1974						
Step Number	Variable entered	<i>F</i> value to enter or remove	Number of variables	<i>U</i> -statistic	Approximate <i>F</i> -statistic	Degrees of freedom
Paso número	Variable entrada	Valor <i>F</i> a entrar o sacar	Número de variables	Estadística de <i>U</i>	Estadística de <i>F</i> aproximada	Grados de libertad
1	HL-LC	335.582	1	0.7310	335.582	1 912
2	FDS-D-PDS	85.357	2	0.6684	225.990	2 911
3	SSD-HSD	22.037	3	0.6526	161.485	3 910
4	SFD-HPD	14.949	4	0.6420	126.707	4 909
5	FDAF-PDAA	9.345	5	0.6355	104.165	5 908
6	FDS-D-PDS	1.754	4	0.6367	129.660	4 909
7	SAF-HAA	7.188	5	0.6317	105.872	5 908
Jackknifed classification—Clasificación por "jackknife"						
Group Grupo	% correct % correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo				
		N	S			
N	77.1	111	33			
S	87.3	98	672			
Total	85.7	209	705			

TABLE 8. (continued)

TABLA 8. (continuación)

1975						
Step Number	Variable entered	<i>F</i> value to enter or remove	Number of variables	<i>U</i> -statistic	Approximate <i>F</i> -statistic	Degrees of freedom
Paso número	Variable entrada	Valor <i>F</i> a entrar o sacar	Número de variables	Estadística de <i>U</i>	Estadística de <i>F</i> aproximada	Grados de libertad
1	SDAF-SDAA	287.041	1	0.6385	287.041	1
2	SFD-HPD	48.837	2	0.5823	181.481	2
3	SAF-HAA	19.738	3	0.5604	132.047	3
4	HL-LC	18.774	4	0.5403	107.214	4
5	FDSD-PDSD	14.904	5	0.5247	91.118	5
Jackknifed classification—Clasificación por “jackknife”						
Group Grupo	% correct % correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo				
		N	S			
N	80.7	192	46			
S	87.5	34	237			
Total	84.3	226	283			

TABLE 8. (continued)

TABLA 8. (continuación)

1976						
Step Number	Variable entered	<i>F</i> value to enter or remove	Number of variables	<i>U</i> -statistic	Approximate <i>F</i> -statistic	Degrees of freedom
Paso número	Variable entrada	Valor <i>F</i> a entrar o sacar	Número de variables	Estadística de <i>U</i>	Estadística de <i>F</i> aproximada	Grados de libertad
1	FDSD-PDSD	39.122	1	0.9426	39.122	1
2	HL-LC	45.132	2	0.8806	43.472	2
3	SSD-HSD	32.756	3	0.8377	41.336	3
4	FDAF-PDAA	15.209	4	0.8182	35.492	4
5	SDAF-SDAA	53.199	5	0.7552	41.353	5
Jackknifed classification—Clasificación por “jackknife”						
Group Grupo	% correct % correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo				
		N	S			
N	71.6	151	60			
S	73.0	117	316			
Total	72.5	268	376			

TABLE 8. (continued)

TABLA 8. (continuación)

1974-1976						
Step Number	Variable entered	<i>F</i> value to enter or remove	Number of variables	<i>U</i> -statistic	Approximate <i>F</i> -statistic	Degrees of freedom
Paso número	Variable entrada	Valor <i>F</i> a entrar o sacar	Número de variables	Estadística de <i>U</i>	Estadística de <i>F</i> aproximada	Grados de libertad
1	SFD-HPD	245.376	1	0.8938	245.376	1 2066
2	SDAF-SDAA	108.838	2	0.8491	183.511	2 2065
3	FDS-SDSD	66.785	3	0.8225	148.500	3 2064
4	FDAF-PDAA	15.795	4	0.8162	116.122	4 2063
5	SAF-HAA	45.208	5	0.7987	103.930	5 2062
6	SSD-HSD	8.780	6	0.7953	88.399	6 2061
7	FDS-SDSD	2.456	5	0.7963	105.512	5 2062
8	HL-LC	5.040	6	0.7943	88.939	6 2061
Jackknifed classification—Clasificación por “jackknife”						
Group Grupo	% correct % correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo				
		N	S			
N	68.0	404	190			
S	73.7	388	1086			
Total	72.1	792	1276			

**TABLE 9.** Results of stepwise discriminant function analyses between northern and southern groups, for the 1974-1976 morphometrics data using jackknifed classification and cross-validation procedures.

**TABLA 9.** Resultados de los análisis por pasos de función discriminante entre los grupos del norte y del sur de los datos morfométricos de 1974-1976, usando procedimientos de clasificación por "jack-knife" y de validación cruzada.

Subsamples (% random) Submuestras (% al azar)	Group Grupo	% correct % correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo	
			N	S
0	N	68.0	404	190
	S	73.7	388	1086
	Total	72.1	792	1276
20	N	68.6	336	154
	S	73.9	312	882
	NN	61.5	64	40
	NS	74.6	71	209
	Total	72.3	783	1285
40	N	68.3	263	122
	S	72.9	239	643
	NN	62.7	131	78
	NS	75.5	145	447
	Total	71.5	778	1290
60	N	66.3	173	88
	S	72.3	163	426
	NN	63.4	211	122
	NS	76.2	211	674
	Total	70.5	758	1310
80	N	63.4	83	48
	S	71.5	89	223
	NN	66.3	307	156
	NS	74.0	302	860
	Total	69.1	781	1287

N = North-Norte      NN = New North-Nuevo Norte  
S = South-Sur      NS = New South-Nuevo Sur

**TABLE 10.** Values of  $r^2$  and  $P$  for regressions of canonical variable 1 from the discriminant analyses summarized in Table 8, against total length for the years separately and combined.

**TABLA 10.** Valores de  $r^2$  y  $P$  de las regresiones de la variable canónica 1 de los análisis discriminantes resumidos en la Tabla 8, contra longitud total, para los años individuales y combinados.

<b>Year – Año</b>	<b><math>r^2</math></b>	<b><math>P</math></b>
1974	0.00	0.23
1975	0.01	0.07
1976	0.01	0.16
1974-1976	0.00	0.39

**TABLE 11.** Values of  $r^2$  and  $P$  for regressions of canonical variable 1, from the discriminant analyses summarized in Table 8, against latitude and longitude of the yellowfin sample locations, for the years separately and combined.

**TABLA 11.** Valores de  $r^2$  y  $P$  de las regresiones de la variable canónica 1 de los análisis discriminantes resumidos en la Tabla 8, contra latitud y longitud de los lugares de muestreo del aleta amarilla, para los años individuales y combinados.

<b>Year – Año</b>	<b>Group – Grupo</b>	<b><math>r^2</math></b>	<b><math>P</math></b>
1974	N	0.00	0.24
	S	0.00	0.15
1975	N	0.01	0.11
	S	0.00	0.34
1976	N	0.00	0.42
	S	0.00	0.22
1974-1976	N	0.01	0.08
	S	0.01	0.16

# ANÁLISIS MORFOMÉTRICO DEL ATÚN ALETA AMARILLA, *THUNNUS ALBACARES*, DEL OCEANO PACIFICO ORIENTAL

por

Kurt M. Schaefer

## RESUMEN

Entre 1974 y 1976 se tomaron datos morfométricos de atunes aleta amarilla, *Thunnus albacares*, de varios lugares en el Océano Pacífico oriental, a fin de evaluar la variación geográfica y temporal de los caracteres morfométricos. Se ajustaron los datos estadísticamente, usando fórmulas alométricas para eliminar los efectos del tamaño. Se aplicaron análisis discriminantes a los caracteres morfométricos ajustados. Aletas amarillas muestreadas provenientes del norte de 15°N-20°N eran diferentes a aquellos muestreados del sur de 15°N-20°N. La falta de una relación clinal entre los caracteres morfométricos y latitud o longitud sugiere la existencia de grupos regionales algo distintos. Estos resultados demuestran claramente una variación geográfica en los caracteres morfométricos del aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental, la cual sugiere diferencias en los ciclos vitales de los grupos del norte y del sur.

## INTRODUCCION

El atún aleta amarilla, *Thunnus albacares*, especie oceánica epipelágica distribuida casi continuamente en el Océano Pacífico entre 40°N y 40°S, aproximadamente (Collette y Nauen, 1983), es el objetivo principal de la pesquería de superficie de atunes tropicales en el Océano Pacífico oriental. Un conocimiento de la estructura de la población del aleta amarilla en esta zona oceánica es de importancia fundamental a la administración adecuada de la pesquería. La evaluación cuantitativa de la intensidad y las pautas de la variabilidad geográfica de las características biológicas de un organismo puede llevar a una mayor comprensión de la estructura de la población (Gould y Johnston, 1972).

Estudios de marcado en el Pacífico oriental indicaron que, pese a que los aletas amarillas son capaces de migraciones de más de mil millas náuticas, la mayoría de ellos sólo se desplazan localmente, con una mezcla limitada entre las regiones del norte y del sur en el Pacífico oriental (Schaefer *et al.*, 1961; Fink y Bayliff, 1970; Bayliff y Rothschild, 1974; Bayliff, 1979; Bayliff, 1984). Otras características del ciclo vital indicativas de una variabilidad geográfica son las tasas de crecimiento (Bayliff, 1988) y las características reproductoras, tal como zona de desove, temporada, y tamaño de madurez (Orange, 1961).

El análisis estadístico multivariable de los caracteres morfométricos es una técnica muy potente para la investigación de la variación geográfica. Ya que sus resultados complementan a la información derivada de estudios bioquímicos, fisiológicos, y del ciclo vital, puede proporcionar datos útiles en la evaluación de la estructura de los stocks de varias especies de peces marinos (Sharp *et al.*, 1978; Wilk *et al.*, 1980; Ihssen *et al.*, 1981; Shaklee y Tamaru, 1981; Meng y Stocker, 1984; Winans, 1985; Almeida, 1987; Winans, 1987; Bowering, 1988). Se han realizado estudios morfométricos de aletas amarillas del Pacífico usando principalmente técnicas estadísticas univariadas (Godsil, 1948; Godsil y Greenwood, 1951; Schaefer, 1952; Broadhead, 1959; Royce, 1964). No obstante, ya que datos morfométricos consisten de mediciones simultáneas de varias variables y contienen correlaciones entre variables, un análisis apropiado es posible únicamente con métodos multivariados (Pimentel, 1979; Johnson y Wichern, 1982).

El objetivo de este estudio es intentar evaluar de forma objetiva la variación morfométrica del aleta amarilla del Pacífico oriental por medio de varias técnicas estadísticas, univariadas y multivariadas, para poner en claro pautas geográficas.

## MATERIALES Y METODOS

Los especímenes de atunes aleta amarilla utilizados en este estudio fueron capturados por barcos de carnada y cerqueros entre abril de 1974 y noviembre de 1976. Miembros del personal de la Comisión Interamericana del Atún Tropical (CIAT) tomaron en total 55 muestras morfométricas de varias zonas del Pacífico oriental (Tabla 1, Figura 1). La mayoría de éstas consistieron de 50 peces, seleccionados al azar, con un total de 2,701 peces. Se ordenaron las muestras por posición latitudinal, de norte a sur.

En cada espécimen recién muerto se tomaron ocho medidas morfométricas lineales (Figura 2) con calibre, y se registraron éstas al milímetro más cercano, de acuerdo con las descripciones detalladas en Marr y Schaefer (1949). Se editaron los datos registrados, y si faltaba una o más de las medidas morfométricas, se eliminaban los datos del pez en cuestión del estudio. Los análisis estadísticos fueron llevados a cabo en la computadora MicroVAX 3500 de la CIAT, usando varios programas detallados en el texto.

## ANÁLISIS Y RESULTADOS

En la Tabla 1 se presentan los tamaños de las muestras y los promedios, desviaciones estándar, y rangos de la longitud de los peces de cada muestra. Las muestras 11, 12, 14, 18, 23, 31, 32, 41, y 50 fueron excluidas del análisis porque los peces en estas muestras eran mayores o menores en tamaño que la mayoría de los peces en las otras muestras. En las 45 muestras restantes existe todavía variación en la longitud de los peces de distintas muestras, y es por lo tanto necesario ajustar estadísticamente los datos morfométricos, para que el análisis comparativo sea independiente del tamaño, en lo que a la variabilidad de la forma de los peces se refiere (Gould, 1966; Thorpe, 1976).

Para los análisis estadísticos se transformaron las medidas en logaritmos comunes. Generalmente la linealidad y la normalidad multivariable son aproximadas más fielmente por los logaritmos que por las variables originales (Pimentel, 1979). A continuación se examinaron los datos estadísticamente para detectar valores atípicos (Cook y Weisburg, 1982), utilizando análisis de regresión y gráficos de dispersión de residuales versus valores predichos usando MINITAB (Ryan *et al.*, 1976). Si se detectó un valor atípico, se eliminaron del estudio todos los datos morfométricos del pez en cuestión. Este procedimiento resultó en la eliminación de 160 peces, representando el 7.2% de los datos.

Dentro de las muestras, cada uno de los caracteres morfométricos mostró una relación lineal con longitud total. Se utilizó un análisis de covarianza (ANCOVA), usando BMDP1V (Anónimo, 1981), para comprobar por diferencias en las relaciones alométricas entre muestras, y para derivar las pendientes de regresión comunes dentro de los grupos. Se realizaron ANCOVAs separadas para las muestras tomadas en 1974, 1975, 1976, y 1974-1976, y para aquellas tomadas en cada una de las 28 áreas de 1° (Tabla 1, Figura 1). Las ANCOVAs indicaron que las pendientes de regresión dentro de los grupos eran significativamente diferentes ( $P < 0.01$ ) para cada uno de los caracteres morfométricos, y que es por lo tanto necesario usar las pendientes de regresión comunes dentro de los grupos para ajustar por el tamaño. Thorpe (1976) y Reist (1985 y 1986) explican detalladamente el uso de la relación común dentro del grupo en el cálculo univariable de las variables alométricas para estimar la forma, en casos donde existe heterogeneidad entre grupos.

Se ajustaron las medidas de los caracteres morfométricos a aquellos esperados para la longitud total media general con la fórmula:

$$\hat{Y}_i = \log_{10} Y_i - [\beta(\log_{10} X_i - \log_{10} \bar{X})]$$

donde



- $\hat{Y}_i$  = medida logarítmica ajustada de los caracteres del  $i$ ésimo espécimen,  
 $Y_i$  = medida no ajustada de los caracteres del  $i$ ésimo espécimen,  
 $\beta$  = coeficiente de regresión común dentro del grupo de  $\log_{10}Y$  versus  $\log_{10}X$ ,  
 $X_i$  = longitud total del  $i$ ésimo espécimen, y  
 $\bar{X}$  = longitud total media general.

Se usaron análisis de función discriminante, utilizando BMDP7M (Anónimo, 1981), para producir matrices de clasificación por "jackknife" y gráficos de variables canónicas de los centroides de los grupos. Se evaluaron las funciones de clasificación para reducir el sesgo en la clasificación de peces usando el procedimiento de validación por "jackknife" comentado por Lachenbruch y Mickey (1968), Lachenbruch (1975), y Johnson y Wichern (1982).

Como paso inicial, se usaron análisis discriminantes con grupos que consistían de las muestras de 1974, 1975, 1976, 1974-1976, o de las 28 áreas de 1° (Figura 1).

El análisis discriminante de las medidas de las muestras de 1974 señaló diferencias significativas entre los grupos ( $F_{0.05, (126, 5,849)} = 16.10, P < 0.001$ ), lo cual indica una variación geográfica. La matriz de clasificación por "jackknife" (Tabla 2) del análisis discriminante para los 19 grupos muestra una clasificación correcta que oscila entre 6.0 y 65.3%, con un total de 28.1%. La matriz señala que los grupos 6, 7, y 8 tienen una clasificación de porcentaje correcto relativamente elevada, y un mayor grado de clasificación errónea de un grupo a otro. En el gráfico de dispersión de los centroides de los grupos en los primeros dos ejes canónicos (Figura 3) se ve una clara separación de norte (grupos 6, 7, y 8) versus sur en el segundo eje canónico.

El análisis discriminante de las medidas de las muestras de 1975 señaló diferencias significativas entre los grupos ( $F_{0.05, (66, 2,638)} = 18.78, P < 0.001$ ), lo cual indica una variación geográfica. La matriz de clasificación por "jackknife" (Tabla 3) del análisis discriminante para los 12 grupos muestra una clasificación correcta que oscila entre 19.0 y 75.0%, con un total de 41.3%. La matriz señala que varios grupos tienen una clasificación de porcentaje correcto relativamente elevada, y que los grupos 1, 2, y 3 tienen un grado de clasificación errónea de un grupo a otro bastante elevado. En el gráfico de dispersión de los centroides de los grupos en los primeros dos ejes canónicos (Figura 3) se ve una clara separación de norte (grupos 1, 2, 3, 5, 10 y 15) versus sur en el primer eje canónico.

El análisis discriminante de las medidas de las muestras de 1976 señaló diferencias significativas entre los grupos ( $F_{0.05, (91, 3,905)} = 15.12, P < 0.001$ ), lo cual indica una variación geográfica. La matriz de clasificación por "jackknife" (Tabla 4) del análisis discriminante para los 14 grupos muestra una clasificación correcta que oscila entre 8.7 y 68.0%, con un total de 36.3%. La matriz señala una clasificación de porcentaje correcto para las muestras provenientes del sur de 10°N relativamente más elevada que para las demás. En el gráfico de dispersión de los centroides de los grupos en los primeros dos ejes canónicos (Figura 3) no se ve una clara separación de norte versus sur en ninguno de los dos ejes canónicos. No obstante, las muestras del norte (grupos 4, 9, 13, 16, y 17) muestran una conglomeración en el gráfico de dispersión.

El análisis discriminante de las medidas de las muestras de 1974-1976 señaló diferencias significativas entre los grupos ( $F_{0.05, (30, 1, 13,974)} = 18.11, P < 0.001$ ), lo cual indica una variación geográfica. La matriz de clasificación por "jackknife" (Tabla 5) del análisis discriminante para los 45 grupos muestra una clasificación correcta que oscila entre 0 y 55.3%, con un total de 24.3%. La matriz señala que los grupos al norte de 20°N tienen una clasificación de porcentaje correcto relativamente elevada, y una mayor cantidad de clasificación errónea de un grupo a otro. En el gráfico de dispersión de los centroides de los grupos en los primeros dos ejes canónicos (Figura 3) se ve una clara separación de norte (grupos 1, 2, 3, 6, 7, 8, 9, 15, y 17) versus sur en el segundo eje canónico.

El análisis discriminante de las medidas de las muestras de 1974-1976 de dentro de las áreas de 1° (Figura 1) señaló diferencias significativas entre los grupos ( $F_{0.05, (196, 13,859)} = 20.46$ ,  $P < 0.001$ ), lo cual indica una variación geográfica. El análisis discriminante para los 28 grupos muestra una clasificación correcta por "jackknife" que oscila entre 3.4 y 57.4%, con un total de 22.3%. Estos resultados, presentados en la Figura 4, indican que no existe una pauta clara ni un porcentaje elevado de clasificación correcta de peces dentro de áreas de 1°.

Se usó un análisis de regresión, utilizando MINITAB (Ryan *et al.*, 1976), para comprobar si se habían eliminado los efectos del tamaño de los caracteres morfométricos ajustados. Se regresaron las primeras dos variables canónicas de cada uno de los análisis discriminantes contra la longitud total de cada pez. Se consideró que se habían eliminado los efectos del tamaño de forma significativa para las muestras de 1974, 1975, 1976, y 1974-1976 usadas en los análisis discriminantes, ya que ninguna de las regresiones para las variables canónicas versus longitud total fue significativa ( $P < 0.05$ ) (Tabla 6).

Se usó un análisis de regresión, utilizando MINITAB (Ryan *et al.*, 1976) para buscar tendencias clinales en la variación morfométrica descrita por el análisis discriminante. Las primeras dos variables canónicas de cada uno de los análisis discriminantes fueron regresadas contra la latitud y longitud del lugar de captura de las muestras. No existen indicaciones que sugieran tendencias clinales en la variación morfométrica, ya que ninguna de las regresiones para las variables canónicas versus lugar para las muestras de 1974, 1975, 1976, y 1974-1976 fue significativa ( $P < 0.05$ ) (Tabla 7).

Se usó un análisis discriminante canónico, utilizando el procedimiento CANDISC de SAS (Anónimo, 1985), para producir matrices de distancias de Mahalanobis. La distancia de Mahalanobis es una medida de la distancia entre centroides de grupos en espacio discriminante, tal como se usa en este análisis. Los análisis fueron realizados con los datos morfométricos ajustados con grupos que consistían de las muestras de 1974, 1975, 1976, o 1974-1976. Se aplicaron análisis de conglomerados, utilizando BMDP1M (Anónimo, 1981), con distancia mínima como criterio de unión, a las matrices de las distancias de Mahalanobis con fines descriptivos, para ilustrar mejor las relaciones entre muestras. Se evaluaron los dendrogramas derivados de los análisis de conglomerados, siguiendo las recomendaciones de Everitt (1974) y Johnson y Wichern (1982).

El dendrograma derivado del análisis de conglomerados de las muestras de 1974 (Figura 5) muestra cierta diferencia entre las muestras tomadas al norte de 16.5°N (6, 7, y 8) y las demás. Estas resultan ser las más diferentes de las demás. Cabe destacar que las muestras 6 y 7 son más similares entre sí que las demás muestras, pero que no se juntan hasta que haya aumentado sustancialmente la distancia entre muestras, y entonces la muestra 8 se junta con todas las otras muestras a la mayor distancia. Esto sirve para confirmar aún más los resultados del análisis discriminante presentados en el gráfico canónico en la Figura 3.

El dendrograma derivado del análisis de conglomerados de las muestras de 1975 (Figura 5) muestra una dicotomía entre algunas de las muestras del norte de 16.5°N (1, 2, y 3), que forman un conglomerado a una distancia de 1.2, aproximadamente, y las muestras al sur de esta línea. A medida que aumenta la distancia, la muestra 10 se junta al conglomerado principal de las muestras del sur, y luego la muestra 5 se junta al grupo de muestras del sur. A continuación el conglomerado de muestras del norte se junta con las demás, y finalmente la muestra 15, que se muestra ser la más diferente de las demás, se junta a todas las otras muestras a la mayor distancia. Esto concuerda con los resultados del análisis discriminante presentado en el gráfico canónico en la Figura 3.

El dendrograma derivado del análisis de conglomerados de las muestras de 1976 (Figura 5) muestra una conglomeración de las muestras al norte de 16.5°N. Al principio, las muestras 13 y 16 se juntan a una distancia de 0.75, aproximadamente, y las muestras 9 y 17 a una distancia de 1.0; entonces se juntan estos dos conglomerados. La muestra 4 se junta a este conglomerado a una

distancia de 1.25. Esto también concuerda con los resultados del análisis discriminante presentado en el gráfico canónico en la Figura 3.

El dendrograma derivado del análisis de conglomerados de las muestras de 1974-1976 (Figura 5) muestra una dicotomía de algunas muestras del norte (1, 2, y 3) del conglomerado principal de muestras que se forma a una distancia de 1.2, aproximadamente. Las muestras 13 y 16, que se juntan alrededor de 0.7, son del norte de 16.5°N, pero se unen a este conglomerado principal de muestras que sin ellas consiste de muestras del sur de esta línea. A medida que aumenta la distancia permisible, las muestras 4 y 5 se unen la una a la otra, y también al conglomerado principal. Otras muestras del norte de 16.5°N (6, 7, 8, y 10) se diferencian del conglomerado principal y se unen solamente a medida que aumenta la distancia permisible. Finalmente, el conglomerado de muestras del norte se une a las demás, y luego la muestra 15, que se muestra como la más diferente a todas las demás, se junta a todas las otras muestras a la mayor distancia. Estos resultados tienden a confirmar los resultados del análisis discriminante presentado en el gráfico canónico en la Figura 3, con un alto porcentaje de las muestras del norte de 16.5°N mostrando diferencias marcadas de las muestras del sur de esta línea. Sin embargo, es aparente que las relaciones son mucho menos claras para las muestras de 1974-1976 combinadas que para los años individuales.

Las diferencias descubiertas entre las muestras originales para los años individuales y combinados indican una pauta norte versus sur bastante clara. Con base en estos resultados, se aplicó un análisis de función discriminante (AFD) entre el grupo del norte y el del sur a los datos morfométricos de los años individuales y combinados. El criterio de agrupamiento para cada uno de los AFD fue que el grupo del norte consistiera de todas las muestras del norte de 16.5°N, y el del sur de todas las del sur de esta línea. Se ajustaron las medidas originales de los caracteres morfométricos de estos dos grupos a aquellos esperados para la longitud media total general según la fórmula alométrica, presentada anteriormente. En la Tabla 8 se presentan las estadísticas resumidas de las AFD, incluyendo el orden en el cual se introdujeron las variables y la clasificación por "jackknife" del porcentaje correcto. La clasificación de porcentaje correcto para los datos de 1974 fue 85.7% en total, con un 77.1% en el grupo del norte y un 87.3% en el grupo del sur. Los histogramas de la variable canónica (Figura 6) para los dos grupos muestran una separación bastante buena de las dos distribuciones, pero con alguna sobreposición. Para los datos de 1975 el total se cifró en un 84.3%, con un 80.7% para el grupo del norte y un 87.5% para el del sur. Los histogramas de la variable canónica (Figura 6) para los dos grupos muestran una separación bastante buena de las dos distribuciones, pero con alguna sobreposición. Para los datos de 1976 el total fue 72.5%, con un 71.6% para el grupo del norte y un 73.0% para el del sur. Los histogramas de la variable canónica (Figura 6) para los dos grupos muestran alguna separación de las dos distribuciones, pero con más sobreposición que en 1974 y 1975.

Los AFD demostraron que en 1974 todos de los siete caracteres morfométricos investigados contribuyeron significativamente a la discriminación multivariable entre los grupos de peces del norte y del sur, mientras que en 1975 y 1976 solamente cinco de las variables contribuyeron a la discriminación (Tabla 8). Los análisis indican una estabilidad temporal para la variación geográfica norte y sur observada en la morfología del aleta amarilla en el Pacífico oriental.

La clasificación de porcentaje correcto para los datos de 1974-1976 fue un total de 72.1%, con un 68.0% para el grupo del norte y un 73.7% para el del sur. Los AFD mostraron que seis de los siete caracteres morfométricos investigados contribuyeron significativamente a la discriminación multivariable entre los grupos de peces del norte y del sur (Tabla 8). Las dimensiones HPD, SDAA, PDAA, HAA, y LC son más cortas para un pez típico de la región del norte que aquellas de un pez típico de la región sur. La parte posterior del cuerpo del pez del norte sería entonces más alargada, particularmente debido al menor tamaño de las dimensiones SDAA y PDAA en peces mayores de la

región del norte, en relación con aquellos de tamaño comparable de la región del sur. El histograma de la variable canónica (Figura 6) de este análisis de los dos grupos muestra las dos distribuciones. En la Figura 7 se presentan las pautas de la similaridad de la clasificación de porcentaje correcto del análisis discriminante por pasos en grupo del norte o del sur para las áreas de 1° de las cuales se muestrearon aletas amarillas. A partir de esta figura, es evidente que los peces de varias áreas de 1° en los grupos del norte y del sur muestran porcentajes bastante elevados de peces clasificados correctamente, y que no hay una diferencia marcada entre el porcentaje clasificado correctamente de peces provenientes del norte o del sur de 5°N dentro del grupo del sur.

Se usó un procedimiento de validación cruzada (Anónimo, 1981; Johnson y Wichern, 1982) con estos datos. Las observaciones dentro de un grupo son divididas en dos grupos al azar; a continuación se estima la función de clasificación a partir del primer grupo, y se clasifica el segundo de acuerdo con esta función. La proporción de clasificación correcta de peces del segundo grupo proporciona una medida empírica del éxito de la discriminación. Los procedimientos de validación cruzada usando submuestreos aleatorios del 20%, 40%, 60%, y 80% de los datos de 1974-1976 de cada uno de los dos grupos demuestran el éxito de la discriminación, y señalan solamente pequeñas diferencias en las clasificaciones de porcentaje correcto.

Se usó de nuevo un análisis de regresión para comprobar si se habían eliminado los efectos del tamaño de los caracteres morfométricos ajustados. La variable canónica de cada uno de los análisis discriminantes fue regresado contra la longitud total para cada pez. Se consideró que se habían eliminado los efectos del tamaño de forma significativa para las muestras de 1974, 1975, 1976, y 1974-1976 usadas en el análisis discriminante, ya que ninguna de las regresiones de las variables canónicas versus longitud total fue significativa ( $P < 0.05$ ) (Tabla 10).

Se usó de nuevo un análisis de regresión para explorar por tendencias clinales en la variación morfométrica descrita por el análisis discriminante. La variable canónica de cada uno de los análisis discriminantes fue regresado contra la latitud y longitud de los lugares de muestreo dentro de las regiones norte y sur. No hay evidencia que sugiera tendencias clinales en la variación morfométrica, ya que ninguna de las regresiones de las variables canónicas contra lugar para las muestras de 1974, 1975, 1976, y 1974-1976 fue significativa ( $P < 0.05$ ) (Tabla 11).

## DISCUSION

Los resultados de estos análisis sugieren que la región al norte de 15°N-20°N es ocupada por aletas amarillas morfológicamente diferentes a los peces del sur de 15°N-20°N, aunque los análisis no demostraron una separación bien demarcada entre los dos grupos. Esta conclusión se ve apoyada por los análisis de función discriminante de los caracteres morfométricos de muestras tomadas durante 1974-1976 (Tabla 8, Figura 6). La falta de regresiones significativas entre las características morfométricas y latitud y longitud dentro de las regiones norte y sur (Tabla 11) apoya también una pauta de grupos regionales algo distintos, y no una variación clinal. Los individuos clasificados incorrectamente son probablemente una indicación de una mezcla de aletas amarillas entre estas regiones.

Broadhead (1959) realizó el único otro análisis morfométrico de aletas amarillas del Pacífico oriental ideado específicamente para examinar la variación geográfica. Las medidas usadas en ese estudio fueron solamente longitud total, longitud de la cabeza, y la longitud de las aletas dorsal, anal, y pectoral. A continuación se usó ANCOVA para comparar entre áreas los análisis de regresión de las medidas relativas a la longitud total. No se descubrieron diferencias entre muestras de aletas amarillas de varias áreas del Pacífico oriental. Para los caracteres examinados, descubrió aparentemente diferencias entre muestras replicadas de una sola zona, que en algunos casos eran tan grandes como aquellas entre muestras de diferentes áreas. En el estudio actual, sin embargo, ANCOVA

produjo diferencias notables en la relación entre longitud de la cabeza y longitud total para muestras provenientes de varias áreas, y la longitud de la cabeza es además un carácter significativo, según los análisis discriminantes (Tabla 8).

Reist (1986), en un evaluación de los coeficientes a usar en el ajuste alométrico para variación de tamaño en datos morfométricos, demostró que cuando existe heterogeneidad de pendientes de regresión para caracteres a través de regiones, la mejor manera de estimar la forma es mediante el uso de pendientes comunes dentro de grupos. Este procedimiento no es perfecto, pero se considera apropiado en este estudio porque tamaño y forma eran independientes en todas las pruebas y el ajuste explicó la heterogeneidad de las regresiones entre grupos. Claytor y McCrimmon (1986), en una comparación de procedimientos estadísticos para separar el tamaño de datos morfométricos, demostraron asimismo que los procedimientos utilizados en este estudio (el uso de caracteres morfométricos ajustados por las pendientes comunes dentro de los grupos para ajustar los caracteres) es un procedimiento adecuado cuando las muestras consisten de grupos de tamaño parcialmente superpuestos. El uso de estos datos ajustados como base para los análisis discriminantes es un método objetivo de establecer la pertenencia a un grupo en la identificación de los stocks.

La consistencia de los resultados de los análisis discriminantes en este estudio, usando los datos de 1974, 1975, y 1976 por separado, y los datos combinados de 1974-1976, demuestra la confiabilidad de los resultados obtenidos. Ya que no existen diferencias anuales aparentes en las pautas geográficas y clasificación de los caracteres morfométricos, dichos resultados indican una estabilidad biológica fuerte, y demuestran la utilidad del enfoque morfométrico (Winans, 1987).

Las condiciones ambientales son considerablemente distintas al norte y al sur de 15°N-20°N. En la región del norte la temperatura de la superficie del mar es generalmente más baja y muestra una variación anual mayor, y la profundidad de la termoclina es mayor al promedio general en el invierno y algo inferior a aquel promedio en el verano (Wyrтки, 1964). La salinidad superficial media anual es relativamente mayor, y la capa de oxígeno mínimo está a una profundidad relativamente menor y es mucho más ancha en la región del norte (Wyrтки, 1967).

Los resultados de este análisis concuerdan con aquellos de los estudios de marcado (Schaefer *et al.*, 1961; Fink y Bayliff, 1970; Bayliff y Rothschild, 1974; Bayliff, 1979; Bayliff, 1984). Las pautas del movimiento de los aletas amarillas en el Pacífico oriental señaladas por dichos estudios suelen indicar movimientos restringidos, con solamente algunos individuos trasladándose más de algunos centenares de millas. Estos estudios señalan poco intercambio de peces entre las regiones norte y sur del Pacífico oriental. Joseph *et al.* (1964) manifestaron que el aleta amarilla no es una especie que se traslada grandes distancias, y que la mayoría de los peces recuperados fueron capturados a menos de 200 millas del punto de liberación, basándose en 55,737 aletas amarillas marcados entre 1952 y 1962, de los cuales se recapturaron 6,086. Hunter *et al.* (1986) presentan datos sobre las distancias cubiertas por aletas amarillas que permanecieron en libertad durante distintos períodos, e indican que casi todos los peces en libertad entre 31 y 180 días, así como aquellos en libertad más de 180 días, fueron capturados a menos de 750 millas del punto de liberación. Schaefer (1967) señaló que las pautas de movimiento del aleta amarilla dentro del Pacífico oriental, calculadas a partir de marcas recuperadas, indican que esta zona no es habitada por una sola población que se mezcla rápidamente entre sí. Parece que pudieran existir al menos dos subpoblaciones, con una frontera aproximada cerca de 15°N. Fink y Bayliff (1970) también señalaron la presencia de "dos grupos principales" al norte y al sur de 15°N, pero manifestaron que "existe una entremezcla considerable entre los peces de los dos grupos."

Hennemuth (1961), en una investigación de las comparaciones interregionales de la composición de generaciones anuales, manifestó que "Hay alguna evidencia de que los stocks de peces en la Región Norte son de origen independiente de los de las regiones al sur." Joseph *et al.* (1964)

manifestaron que, aunque no ocurre una mezcla completa de los aletas amarillas dentro del Pacífico oriental, no existen pruebas del aislamiento de ningún grupo. Supongo que aún si fuera bajo el nivel de mezcla que ocurre entre los extremos norte y sur de Pacífico oriental, no existiría un aislamiento genético, basándome en lo que se sabe de otras poblaciones de peces marinos cuyo DNA mitocondrial ha sido investigado con miras a identificar su stock genético (Awise, 1987).

En el estudio actual el análisis multivariable de los caracteres morfométricos demostró una separación significativa en regiones norte y sur. Este análisis sugiere que los aletas amarillos del Pacífico oriental consisten de dos grupos biológicos, pero se deben tratar estos resultados con cautela y no basar conclusiones sobre la delimitación de los stocks exclusivamente en ellos. No se comprende bien el control genético de la variación morfológica (Clayton, 1981), y es posible que las diferencias en la variación morfológica y genética no sean directamente comparables estadísticamente (Lewontin, 1984). Sería quizás mejor atribuir las pautas geográficas observadas en la morfología a reacciones fenotípicas a condiciones ambientales distintas (Barlow, 1961), que ejercen una influencia particularmente importante sobre el crecimiento en el ciclo vital temprano de los peces (Huxley, 1932; Martin, 1949). Todd *et al.* (1981) demostraron que en el caso de los arenques de lago (Coregoninae) no sólo los factores genéticos, sino también los ambientales, afectan la variación morfológica. La variación morfológica observada en el estudio actual resulta probablemente de ajustes al ambiente exterior, y no es heredable. Prefiero usar el término "grupo", de acuerdo con la definición de Marr (1957), y no "stock", ya que se ignora si hay un componente genético en las diferencias observadas en las regiones norte y sur.

Estos resultados deben ser considerados en conjunto con información sobre: 1) genética, usando análisis de DNA mitocondrial; 2) biología reproductora, comprendiendo zonas y horas de desove, y también edad, crecimiento, y madurez sexual; y 3) migraciones.

#### RECONOCIMIENTOS

Los datos fueron tomados por J.S. Cole, K.R. Feng, T.J. Foreman, R.C. Francis, R.J. Olson, G.D. Sharp, y V.M. Silva. Le agradezco a R.C. Francis su apoyo e interés en esta investigación, y al Director de la Comisión, J. Joseph, la oportunidad de realizarla. Quisiera expresar mi agradecimiento a W.H. Bayliff, R.G. Punsly, y P.K. Tomlinson, todos del personal de la CIAT, por sus comentarios sobre el manuscrito, y en particular a R.R. Claytor, R.C. Francis, J. Ianelli, F.J. Rohlf, y R.S. Thorpe por sus comentarios y críticas.

## LITERATURE CITED—BIBLIOGRAFIA CITADA

- Almeida, F.P. 1987. Stock definition of silver hake in the New England-middle Atlantic area. *N. Am. J. Fish. Man.* 7(2): 169-186.
- Anonymous. 1981. BMDP Statistical Software. University of California Press, Berkeley, CA.: 725 pp.
- Anonymous. 1985. SAS User's Guide: Statistics. SAS Institute Inc., Box 8000, Cary, NC.: 956 pp.
- Avise, J.C. 1987. Identification and interpretation of mitochondrial DNA stocks in marine species. *In* Kumpf, H.E., R.N. Vaught, C.B. Grimes, A.G. Johnson, and E.L. Nakamura (editors), Proceedings of the Stock Identification Workshop. Panama City Beach, Florida 5-7 November 1985: 105-136.
- Barlow, G.W. 1961. Causes and significance of morphological variation in fishes. *Syst. Zool.* 10(3): 105-116.
- Bayliff, W.H. 1979. Migrations of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean as determined from tagging experiments initiated during 1968-1974. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.* 17(6): 445-506.
- Bayliff, W.H. 1984. Migrations of yellowfin and skipjack tuna released in the central portion of the eastern Pacific Ocean, as determined by tagging experiments. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Internal Rep.* 18: 107 pp.
- Bayliff, W.H. 1988. Growth of skipjack, *Katsuwonus pelamis*, and yellowfin, *Thunnus albacares*, tunas in the eastern Pacific Ocean, as estimated from tagging data. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.* 19(4): 307-385.
- Bayliff, W.H. and B.J. Rothschild. 1974. Migrations of yellowfin tuna tagged off the southern coast of Mexico in 1960 and 1969. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.* 16(1): 1-64.
- Bowering, W.R. 1988. An analysis of morphometric characters of Greenland halibut (*Reinhardtius hippoglossoides*) in the Northwest Atlantic using a multivariate analysis of covariance. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 45(4): 580-585.
- Broadhead, G.C. 1959. Morphometric comparisons among yellowfin tuna *Neothunnus macropterus*, from the eastern tropical Pacific Ocean. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.* 3(8): 353-392.
- Clayton, J.W. 1981. The stock concept and the uncoupling of organismal and molecular evolution. *Can. Jour. Fish. Aquat. Sci.* 38(12): 1515-1522.
- Clayton, R.R. and H.R. MacCrimmon. 1986. Partitioning size from morphometric data: a comparison of five statistical procedures used in fisheries stock identification research. *Can. Tech. Rep. Fish. Aquat. Sci.* 1531: 31 pp.
- Collette, B.B. and C.E. Nauen. 1983. FAO species catalogue. Vol. 2. Scombrids of the world. An annotated and illustrated catalogue of tunas, mackerels, bonitos, and related species known to date. *FAO Fish. Synop.* 125, Vol. 2: 137 pp.
- Cook, R.D. and S. Weisburg. 1982. Residuals and Influence in Regression. Chapman and Hall, New York: 230 pp.
- Everitt, B. 1974. Cluster Analysis. John Wiley and Sons, New York: 122 pp.

- Fink, B.D. and W.H. Bayliff. 1970. Migrations of yellowfin and skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean as determined by tagging experiments, 1952-1964. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 15(1): 1-228.
- Godsil, H.C. 1948. A preliminary population study of the yellowfin tuna and the albacore. Calif. Dept. Fish Game, Fish Bull. 70: 90 pp.
- Godsil, H.C. and E.E. Greenwood. 1951. A comparison of the populations of the yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus*, from the eastern and central Pacific. Calif. Dept. Fish Game, Fish Bull. 82: 33 pp.
- Gould, S.J. 1966. Allometry and size in ontogeny and phylogeny. Biol. Rev. Cambridge Philos. Soc. 41(4): 587-640.
- Gould, S.J. and R.F. Johnston. 1972. Geographic variation. Annu. Rev. Ecol. Syst. 3: 457-498.
- Hennemuth, R.C. 1961. Size and year class composition of catch, age and growth of yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean for the years 1954-1958. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 5(1): 1-112.
- Hunter, J.R., A.W. Argue, W.H. Bayliff, A.E. Dizon, A. Fonteneau, D. Goodman, and G.R. Seckel. 1986. The dynamics of tuna movements: an evaluation of past and future research. FAO Fish. Tech. Pap. 277: 78 pp.
- Huxley, J.S. 1932. Problems of Relative Growth. The Dial Press. New York: 276 pp.
- Ihssen, P.E., H.E. Booke, J.M. Casselman, J.M. McGlade, N.R. Payne, and F.M. Utter. 1981. Stock identification: materials and methods. Can. Jour. Fish. Aquat. Sci. 38(12): 1838-1855.
- Johnson, R.A. and D.W. Wichern. 1982. Applied Multivariate Statistical Analysis. Prentice Hall, Inc., New Jersey: 594 pp.
- Joseph, J., F.G. Alverson, B.D. Fink, and E.B. Davidoff. 1964. A review of the population structure of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 9(2): 53-112.
- Lachenbruch, P.A. 1975. Discriminant Analysis. Hafner Press, New York: 128 pp.
- Lachenbruch, P.A. and M.R. Mickey. 1968. Estimation of error rates in discriminant analysis. Technometrics 10(1): 1-11.
- Lewontin, R.C. 1984. Detecting population differences in quantitative characters as opposed to gene frequencies. Am. Nat. 123(1): 115-124.
- Marr, J.C. 1957. The problem of defining and recognizing subpopulations of fishes. U.S. Fish Wild. Serv., Spec. Scien. Rep. Fish. 208: 1-6.
- Marr, J.C. and M.B. Schaefer. 1949. Definitions of body dimensions used in describing tunas. U.S. Fish Wild. Serv., Fish. Bull. 51(47): 241-244.
- Martin, W.R. 1949. The mechanics of environmental control of body form in fishes. Publ. Ont. Fish. Res. Lab. 70: 5-76.
- Meng, H.J. and M. Stocker. 1984. An evaluation of morphometrics and meristics for stock separation of Pacific herring (*Clupea harengus pallasii*). Can. Jour. Fish. Aquat. Sci. 41(3): 414-422.



- 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.* 5(6): 457-526.
- Pimentel, R.A. 1979. *Morphometrics*. Kendall/Hunt Publ. Co. Iowa: 276 pp.
- Reist, J.D. 1985. An empirical evaluation of several univariate methods that adjust for size variation in morphometric data. *Can. J. Zool.* 63(6): 1429-1439.
- Reist, J.D. 1986. An empirical evaluation of coefficients used in residual and allometric adjustment of size covariation. *Can. J. Zool.* 64(6) : 1363-1368.
- Royce, W.F. 1964. A morphometric study of yellowfin tuna *Thunnus albacares* (Bonnaterre). U.S. Fish Wild. Serv., Fish. Bull. 63(2): 395-443.
- Ryan, T.A., B.L. Joiner, and B.F. Ryan. 1976. *MINITAB Student Handbook*. Duxbury Press, North Scituate, Mass.: 341 pp.
- Schaefer, M.B. 1952. A comparison of yellowfin tuna of Hawaiian waters and of the American west coast. U.S. Fish Wild. Serv., Fish. Bull. 52(72): 353-373.
- Schaefer, M.B. 1967. Some new trends in investigation of tunas in the Pacific Ocean. *Proc. Symp. Scombroid Fishes, Part 3. Mar. Biol. Assoc. India, Symp. Ser. 1*: 1160-1172.
- Schaefer, M.B., B.M. Chatwin, and G.C. Broadhead. 1961. Tagging and recovery of tropical tunas, 1955-1959. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.* 5(5): 341-455.
- Shaklee, J.B. and C.S. Tamaru. 1981. Biochemical and morphological evolution of Hawaiian bonefishes (*Albula*). *Syst. Zool.* 30(2): 125-146.
- Sharp, J.C., K.W. Able, W.C. Leggett, and J.E. Carscadden. 1978. Utility of meristics and morphometric characters for identification of capelin (*Mallotus villosus*) stocks in Canadian Atlantic waters. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 35(1): 124-130.
- Thorpe, R.S. 1976. Biometrical analysis of geographic variation and racial affinities. *Biol. Rev. Cambridge Philos. Soc.* 51(4): 407-452.
- Todd, T.N., G.R. Smith, and L.E. Cable. 1981. Environmental and genetic contributions to morphological differentiation in ciscoes (Coregoninae) of the Great Lakes. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 38(1): 59-67.
- Wilk, S.J., W.G. Smith, D.E. Ralph, and J. Sibunka. 1980. Population structure of summer flounder between New York and Florida based on linear discriminant analysis. *Trans. Am. Fish. Soc.* 109(3): 265-271.
- Winans, G.A. 1985. Geographic variation in the milkfish, *Chanos chanos*. II. Multivariate morphological evidence. *Copeia* 1985(4): 890-898.
- Winans, G.A. 1987. Using morphometric and meristic characters for identifying stocks of fish. *In* Kumpf, H.E., R.N. Vaught, C.B. Grimes, A.G. Johnson, and E.L. Nakamura (editors), *Proceedings of the Stock Identification Workshop*. Panama City Beach, Florida 5-7 November 1985: 25-62.
- Wyrтки, K. 1964. The thermal structure of the eastern Pacific Ocean. *Supplement Dtsch. Hydrogr. Z., Series A* 8(6): 84 pp.
- Wyrтки, K. 1967. Circulation and water masses in the eastern equatorial Pacific Ocean. *Int. J. Oceanol. Limnol.* 1(2): 117-147.