

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

Bulletin—Boletín

Vol. 20, No. 3

**AN EVALUATION OF GEOGRAPHIC AND ANNUAL VARIATION IN  
MORPHOMETRIC CHARACTERS AND GILL-RAKER COUNTS OF YELLOWFIN  
TUNA, *THUNNUS ALBACARES*, FROM THE PACIFIC OCEAN**

**UNA EVALUACION DE LA VARIACION GEOGRAFICA Y ANUAL EN LAS  
CARACTERISTICAS MORFOMETRICAS Y CONTEOS DE BRANQUIESPINAS  
DEL ATUN ALETA AMARILLA, *THUNNUS ALBACARES*,  
DEL OCEANO PACIFICO**

by—por

Kurt M. Schaefer

La Jolla, California

1992

## CONTENTS – INDICE

### ENGLISH VERSION – VERSION EN INGLES

	Page
ABSTRACT .....	135
INTRODUCTION .....	135
MATERIALS AND METHODS .....	136
Sampling and data collection .....	136
Statistical analyses .....	136
RESULTS .....	138
Differences among samples based on gill-raker counts .....	138
Differences among samples based on morphometric characters .....	138
Morphometric differences between fish from Mexico and Ecuador .....	140
Evaluation of morphometric characters .....	140
DISCUSSION .....	141
ACKNOWLEDGEMENTS .....	143

---

FIGURES – FIGURAS .....	144
-------------------------	-----

---

TABLES – TABLAS .....	149
-----------------------	-----

### VERSION EN ESPAÑOL – SPANISH VERSION

	Página
RESUMEN .....	153
INTRODUCCION .....	153
MATERIALES Y METODOS .....	154
Muestreo y toma de datos .....	154
Análisis estadístico .....	154
RESULTADOS .....	156
Diferencias entre muestras basadas en conteos de las branquiespinas totales .....	156
Diferencias entre muestras basadas en características morfométricas .....	156
Diferencias morfométricas entre peces de México y Ecuador .....	158
Evaluación de las características morfométricas .....	159
DISCUSION .....	159
RECONOCIMIENTOS .....	161

---

LITERATURE CITED – BIBLIOGRAFIA CITADA .....	162
--	-----

**AN EVALUATION OF GEOGRAPHIC AND ANNUAL VARIATION  
IN MORPHOMETRIC CHARACTERS AND GILL-RAKER COUNTS  
OF YELLOWFIN TUNA, *THUNNUS ALBACARES*,  
FROM THE PACIFIC OCEAN**

by

**Kurt M. Schaefer**

**ABSTRACT**

Samples of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, collected from five areas of the Pacific Ocean (Mexico, Ecuador, Australia, Japan, and Hawaii) between January and May of 1988 and 1990 were examined for spatiotemporal variation in morphometric characters and gill-raker counts. Two-factor analysis of variance, with area and year treated as grouping factors, indicated a significant difference in the means of the total gill-raker counts among fish from different areas, but no significant difference between fish caught in different years. The morphometric data were adjusted by allometric formulae to remove size effects. The correct classification rates for the five groups, using discriminant function analysis, based on adjusted morphometric characters, were 77.6% for the samples from 1988 and 74.4% for those from 1990. These are 72.0% and 68.0% (Cohen's kappa statistic) better than would have occurred by chance. The pattern of geographic variability, however, is unstable for these two years, thus requiring separate discriminant functions for each year. Although there is annual variability in the morphometric characters, these results demonstrate that the stocks examined are morphometrically distinguishable and that their phenetic relationships reflect their geographic origin.

**INTRODUCTION**

Yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, is an epipelagic, oceanic species, with a worldwide distribution throughout tropical and subtropical seas (Collette and Nauen, 1983). This species is a primary target of important local and long-distance commercial fisheries of the Pacific Ocean. Information on spatiotemporal variation in distribution can therefore be of considerable value for the proper management of this resource. Stock identification is potentially a critical component of the realistic application of population dynamics models to yellowfin tuna. The term "stock," as used here, does not necessarily correspond to a genetically distinct group, but refers to individuals which can be grouped by common phenotypic characteristics within a geographic region; reproductive isolation is not a criterion.

For marine fishes various stock identification procedures have been employed (Ihssen *et al.*, 1981). Most inferences about population structure of yellowfin in the Pacific Ocean have come from analyses of morphometric, catch-and-effort, length-frequency, tagging, spawning, and genetic data (Cole, 1980). In a comprehensive review of these investigations, Suzuki *et al.* (1978) concluded there are at least three relatively independent stocks: western, central, and eastern Pacific. More recently, Schaefer (1989 and 1991) has shown morphometric and meristic differences not only among fish from the eastern, central, and western Pacific, but also latitudinal differences for fish from both the eastern and western Pacific.

Phenotypic characters, such as morphometrics and meristics, utilized for stock identification may be influenced by yearly variability (Blouw *et al.*, 1988). Although several morphometric and meristic studies have provided results useful for identifying marine fish stocks, few such investigations have examined the temporal stability of the stocks or their characteristics. It is important to investigate the temporal variation, however, to determine the reliability of phenotypic characters as practical descriptors of population structure (Winans, 1987).

The purpose of this study was to evaluate the geographic and annual variation in morphometric characters and gill-raker counts of yellowfin tuna from five widely-scattered locations of the Pacific basin.

## MATERIALS AND METHODS

### *Sampling and data collection*

Yellowfin tuna were captured by baitboats, trollers, longliners, and sportfishing boats during January to May, 1988 and 1990, from five localities in the Pacific Ocean: the Revillagigedo Islands, Mexico; Manta, Ecuador; New South Wales, Australia; Ishigaki, Okinawa, Japan; and Oahu, Hawaii, U.S.A. (Figure 1). These locations were selected to provide a wide spatial coverage within the distribution of the surface and longline fisheries for yellowfin in the Pacific. Samples ranged from 66 to 105 individuals per location (Table 1), and included fish from at least four schools from each area.

Thirteen linear measurements (Figure 2) were made with calipers on each specimen within 24 hours of capture, and recorded to the nearest millimeter, according to methods described by Marr and Schaefer (1949). To examine the effect of measurement errors, the set of 13 morphometric measurements was repeated 30 times on two separate specimens. The number of gill rakers on the first left gill arch was also recorded for each fish (Collette and Nauen, 1983). In order to eliminate the added variance component due to variation among different observers, all the measurements were made by a single person (the author). The sex of the fish collected from Ecuador and Australia in 1988 was determined by examination of the gonads, and this subset of fish was used to test the hypothesis of no sexual dimorphism in morphometric characters of yellowfin tuna (Schaefer, 1991).

### *Statistical analyses*

Data from male and female yellowfin were pooled in all analyses because testing of adjusted morphometric characters and gill-raker counts of fish from 1988 indicated no significant differences between sexes (Schaefer, 1991).

Because of the variation in the size of fish from different areas (Table 1), morphometric data were statistically adjusted to permit comparative analysis in terms of shape independently of size (Gould, 1966; Thorpe, 1983). The three morphometric data sets, 1988, 1990, and 1988 plus 1990, were adjusted separately, following the methodology of Schaefer (1991).

The morphometric measurements were first transformed to common logarithms because linearity and multivariate normality are usually more closely approximated by logarithms than by the original variables (Pimentel, 1979). Outliers were detected by regression analyses of morphometric characters against total length, scatter plots of residuals *versus* predicted values, Studentized residuals, and Cook's distances (Cook and Weisburg, 1982). When an outlier was found with a Studentized residual over 3, all the morphometric data (but not the gill-raker data) for that fish were withdrawn from further consideration. This procedure resulted in the elimination of morphometric data for 23 and 22 fish for the 1988 and 1990 data sets, respectively.

Each of the morphometric characters showed a linear relationship with total length ( $r^2$  ranged from 0.92 to 0.99), when analyzed by area. Analysis of covariance (ANCOVA) was used to test for differences in allometric relationships among samples, and to estimate the common within-group regression slopes. Within-group regression slopes were significantly different ( $P < 0.01$ ) for 10, 9, and 11 of the morphometric characters for the 1988, 1990, and 1988 plus 1990 data sets, and thus size adjustments were based on the common within-group slopes. Coefficients from the common within-group regression are used to adjust variates allometrically when between-group heterogeneity exists

(Thorpe, 1976; Reist, 1985 and 1986). The measurements of the morphometric characters were adjusted to those expected for the overall mean total length with a modification of the allometric formula given by Thorpe (1975):

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

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.

Reist (1985) has shown that this allometric adjustment effectively removed size variation from the data he examined. This procedure has also been shown to be appropriate for objective analysis of the data when there is size overlap among the groups being examined (Claytor and MacCrimmon, 1986). Initially the adjusted morphometric characters from the 1988 and 1990 samples were utilized in a two-factor analysis of variance (ANOVA) to examine the effect of area and year for the individual characters. Gill-raker counts were not adjusted because Spearman's rank correlation procedure indicated that there were no significant correlations between gill-raker counts and total lengths. Two-factor ANOVAs were used to examine the effect of area and year for the gill-raker counts.

Canonical discriminant analysis was used to examine the size-adjusted morphometric data from the five areas. Canonical variates are the scores from the individual discriminant functions; *i.e.*, they are linear combinations of the original variables. The graphical display of the group centroid canonical scores is useful for demonstrating differences among groups. Agglomerative hierarchical clustering, using the single linkage method (minimum distance), was computed on Mahalanobis distances between group centroids and superimposed on the canonical variable plots to demonstrate the phenetic relationships between groups. In addition, canonical variates were used for: 1) examining the effectiveness of the size-adjustment procedure, 2) evaluating differences in morphology due to geography and to time, and 3) examining the temporal nature of the pattern of geographic variation. Canonical variates 1 and 2 were regressed against total length, and size was considered to be effectively removed if regressions were not significant (Claytor and MacCrimmon, 1986). Canonical variates 1 and 2 were also examined in a two-factor ANOVA to quantify differences in shape due to geography (between stocks) and time (between years within areas) (Winans, 1987). The correlation of group centroid values for 1988 and 1990 were derived to quantify the annual stability of the pattern of geographic variation (Winans, 1987).

Discriminant analysis was applied to the adjusted morphometric characters for classifying individual fish into groups. The expected actual error rates of the classification function were estimated using Lachenbruch's holdout procedure (Lachenbruch and Mickey, 1968; Lachenbruch, 1975; Johnson and Wichern, 1982). This procedure provides less biased estimates of the misclassification rate than the resubstitution method (Lachenbruch, 1975). The holdout procedure, or leaving-one-out method, is based on the classification of single observations that were withheld from model development and later classified. Cohen's kappa ( $\kappa$ ) statistic and associated 95% confidence intervals were used to determine the improvement over chance of the correct classification rates (Titus *et al.*, 1984).

Discriminant analysis was also used to classify the specimens sampled in 1990, using the classification functions from the discriminant analysis of the 1988 specimens, as well as to classify the

specimens sampled in 1988 using the classification functions from the discriminant analysis of the 1990 specimens. The proportion of correct classification for the specimens provided an empirical measure of the predictive value of the classification functions.

Stepwise discriminant analysis was employed to select the combinations of variables that best separated the groups for each of the data sets, in order to evaluate the classification functions based upon all of the characters *versus* a subset.

All statistical analyses were performed on a MicroVax 3500 computer. MINITAB (Ryan *et al.*, 1976) was used to perform regression analyses, correlation analyses, and discriminant analyses; BMDP (Dixon *et al.*, 1981) was used to perform ANOVA and ANCOVA procedures, stepwise discriminant analyses, and cluster analyses; and SAS (SAS Institute Inc., 1985) was used to perform canonical discriminant analyses.

## RESULTS

### *Differences among samples based on total gill-raker counts*

The means and standard deviations for the total gill-raker counts for each area and year are presented in Table 2. A two-factor ANOVA of these counts, with area and year treated as the grouping factors, indicated a significant difference ( $P < 0.01$ ) in their means with respect to area. There was no significant difference with respect to years, but the interaction between year and area is significant (Table 2). The means and 95% confidence intervals for means based on the pooled standard deviation for these counts by area and year are shown in Figure 3. These data give an indication as to how the population means differ. The overall conclusions from the Newman-Keuls multiple-range tests for unequal sample sizes (Zar, 1974) indicate, for 1988 and 1990, no significant differences between the mean counts for Australia and Japan and those for Mexico and Hawaii, but these pairs are significantly different from each other and from those of Ecuador. Although the counts from the Mexico and Ecuador samples were significantly different for the 1988 and 1990 data independently, there was no significant difference between the 1990 counts for Mexico and the 1988 counts for Ecuador. This is apparently the basis of the significant interaction between year and area in the two-factor ANOVA.

### *Differences among samples based on morphometric characters*

Size was considered to be significantly partitioned from the adjusted morphometric characters for the samples from the five areas, since none of the regressions for the canonical variables against total lengths was significant ( $P > 0.05$ ) (Table 3).

The means and their 95% confidence intervals, based on the pooled standard deviation for the characters by area and year shown in Figure 4, indicate how the population means differ. The pattern of values for some of the characters are fairly similar between years, but the annual variation within areas for other characters is quite apparent.

The plots of the first three canonical variates, from the analyses of the 1988, 1990, and 1988 plus 1990 adjusted morphometric data, show complete separation of the centroid values for each group (Figure 5).

For the 1988 analyses the first three canonical variates account for 57%, 26%, and 12% of the total variation. The eastern Pacific samples (Mexico and Ecuador) and the samples from Hawaii and Japan first form clusters (Figure 5). The Australian sample then merges with the samples from Japan and Hawaii. The cluster from the eastern Pacific then merges with the other samples.

For the 1990 analyses the first three canonical variates account for 65%, 22%, and 8%, of the total variation. The eastern Pacific samples (Mexico, Ecuador) initially form a cluster (Figure 5). The

samples from Hawaii, Japan, and then Australia successively merge with the cluster from the eastern Pacific.

For the analyses of the 1988 plus 1990 data the first three canonical variates account for 65%, 23%, and 7%, of the total variation. The samples from the eastern Pacific (Mexico and Ecuador) and the samples from Hawaii and Japan first form clusters and then merge (Figure 5). The Australian sample then merges with all the rest of the samples.

The patterns of phenetic similarities in Figure 5 show the inter- and intra-group relationships of the samples from the five areas. The samples from Mexico and Ecuador show the greatest similarity. The samples from Japan and Hawaii appear to be more similar than those from Australia and Japan. The Hawaiian sample appears to be intermediate in its relationship to the eastern Pacific samples and that of Japan. The position of the Australia sample in the clustering possibly reflects its geographic isolation from the other groups.

Discriminant analysis applied to the 1988 data indicates a significant difference among the five groups ( $F_{0.05, (44, 1,585)} = 40.77, P < 0.01$ ), based upon the approximate  $F$  statistic computed from Mahalanobis  $D^2$ . The correct classification rates estimated from the holdout procedure for the discriminant function ranged from 61.5% to 95.3%, with an overall rate of 77.6% (Table 4), which is 72.0% ( $\chi$ ) better than would have occurred by chance (95% confidence intervals:  $67.0\% \leq \chi \leq 77.0\%$ ).

Discriminant analysis applied to the 1990 data indicates a significant difference among the five groups ( $F_{0.05, (44, 1,682)} = 32.91, P < 0.01$ ), based upon the approximate  $F$  statistic computed from Mahalanobis  $D^2$ . The correct classification rates estimated from the holdout procedure for the discriminant function ranged from 55.8% to 90.4%, with an overall rate of 74.4% (Table 4), which is 68.0% ( $\chi$ ) better than would have occurred by chance (95% confidence intervals:  $62.9\% \leq \chi \leq 73.1\%$ ).

Discriminant analysis applied to the 1988 plus 1990 data indicates a significant difference among the five groups ( $F_{0.05, (44, 3,323)} = 51.01, P < 0.01$ ), based upon the approximate  $F$  statistic computed from Mahalanobis  $D^2$ . The correct classification rates estimated from the holdout procedure for the discriminant function ranged from 56.8% to 83.6%, with an overall rate of 66.3% (Table 4), which is 57.8% ( $\chi$ ) better than would have occurred by chance (95% confidence intervals:  $53.8\% \leq \chi \leq 61.8\%$ ).

In order to evaluate the predictive value of the classification functions, discriminant analysis was employed to classify (1) the specimens sampled in 1990, using the classification functions from the discriminant analysis of the 1988 specimens, and (2) the specimens sampled in 1988, using the classification functions from the discriminant analysis of the 1990 specimens. This analysis was conducted on the 1988 plus 1990 adjusted morphometric data. The results were not very good, with only 40.1% and 37.5% of the individuals from 1990 and 1988 being correctly classified.

Canonical variables 1 and 2, derived from the separate canonical discriminant analyses of the 1988 and 1990 data, were used in two-factor ANOVAs to examine the annual stability of these size-free shape components. The  $F$  statistics computed from the two-factor ANOVA for canonical variable 1 indicate a significant difference among fish of the five areas ( $F_{0.05, (4, 873)} = 563.32, P < 0.001$ ), but no significant difference between fish of the two years ( $F_{0.05, (1, 873)} = 0.43, P = 0.51$ ). The  $F$  statistics computed from the two-factor ANOVA for canonical variable 2 also indicate a significant difference among fish of the five areas ( $F_{0.05, (4, 873)} = 231.71, P < 0.001$ ), and no significant difference between fish of the two years ( $F_{0.05, (1, 873)} = 1.39, P = 0.24$ ). To evaluate further the temporal nature of these multivariate relationships, correlation analyses of canonical variables 1 and 2 were applied to the group centroids from the above-described analyses of the 1988 and 1990 data. There is no significant correlation ( $P > 0.05$ ) between the canonical variables for 1988 and 1990. For

canonical variable 1  $r = 0.87$ , and for canonical variable 2  $r = 0.61$ . These results appear to indicate annual instability in the pattern of geographic variability.

### ***Morphometric differences between fish from Mexico and Ecuador***

In order to test the hypothesis of morphometrically distinguishable northern and southern groups in the eastern Pacific (Mexico and Ecuador), morphometric characters of these fish for 1988, 1990, and 1988 plus 1990 were re-adjusted separately and each data set was subjected to discriminant analysis. The common within-group slopes were used to adjust the morphometric characters to those expected for the overall mean total length for these two groups for each data set, employing the allometric formula given previously. The regressions of the discriminant function score against total length were not significant ( $P > 0.05$ ), indicating that size effects were removed by the adjustment procedure (Table 3). The frequency distributions of the canonical variables (Figure 6) show fairly good separation into the two groups, with only a small amount of overlap for the 1988 and 1990 data. For the 1988 plus 1990 data, however, the overlap of the two groups is quite large.

Discriminant analysis applied to the 1988 data indicates a significant difference between fish of the two groups ( $F_{0.05, (6, 162)} = 40.00, P < 0.01$ ), based upon the approximate  $F$  statistic computed from Mahalanobis  $D^2$ . The correct classification rates estimated from the holdout procedure were 81.3% and 88.5% for the fish from Mexico and Ecuador, with an overall rate of 84.6% (Table 5), which is 69.3% ( $\chi$ ) better than would have occurred by chance (95% confidence interval:  $58.3\% \leq \chi \leq 80.3\%$ ).

Discriminant analysis applied to the 1990 data indicates a significant difference among the two groups ( $F_{0.05, (6, 182)} = 27.07, P < 0.01$ ) based upon the approximate  $F$  statistic computed from Mahalanobis  $D^2$ . The correct classification rates estimated from the holdout procedure were 80.9% and 89.5% for the fish from Mexico and Ecuador, with an overall rate of 85.2% (Table 5), which is 70.7% ( $\chi$ ) better than would have occurred by chance (95% confidence interval:  $60.4\% \leq \chi \leq 81.1\%$ ).

Discriminant analysis applied to the 1988 plus 1990 data indicates a significant difference among the two groups ( $F_{0.05, (5, 352)} = 16.40, P < 0.01$ ) based upon the approximate  $F$  statistic computed from Mahalanobis  $D^2$ . The correct classification rates estimated from the holdout procedure were 59.5% and 76.9% for the fish from Mexico and Ecuador, with an overall rate of 67.9% (Table 5), which is 36.1% ( $\chi$ ) better than would have occurred by chance (95% confidence interval:  $26.3\% \leq \chi \leq 45.9\%$ ).

In order to evaluate the predictive value of the classification functions, discriminant analysis was employed to classify (1) the specimens sampled in 1990, using the classification functions from the discriminant analysis of the 1988 specimens, and (2) the specimens sampled in 1988, using the classification functions from the discriminant analysis of the 1990 specimens. This analysis was conducted on the 1988 plus 1990 adjusted morphometric data. The results were not very good, with only 64.5%, and 59.8% of the individuals from 1990 and 1988 being correctly classified.

### ***Evaluation of morphometric characters***

The coefficients of variation for each of the characters indicate little variability in the repeated morphological measurements of two fish (Table 6). The correlation between the coefficients for each of the morphometric characters for fish 1 and fish 2 was 0.916. This indicates a high degree of similarity in the measurement error between the two fish for each character. The average coefficient of variation for the morphometric measurements for the two fish is 0.00095. The low coefficients indicate that these characters are ideal for morphometric comparisons, as expected from linear measurements of well-defined anatomical elements. The coefficients for each of the adjusted morphometric characters from the 1988 plus 1990 data by area are given in Table 7. The coefficients of



variation for the repeated morphological measurements for the two fish (Table 6) are roughly one-tenth those in Table 7.

Stepwise discriminant analyses applied to the morphometric characters for the groups of fish from the five locations, adjusted by the parameters for the 1988 plus 1990 data, selected PFL, AFL, SDFL, HL, SDAF, and SDPF among the top six characters in at least two of the three data sets (1988, 1990, and 1988 plus 1990). An evaluation of the loss of discriminatory power by using only these six characters in discriminant analyses for the 1988, 1990, and 1988 plus 1990 data sets independently was conducted. The overall correct classification rates estimated from the holdout procedure decreased from 80.0% to 69.9%, 73.6% to 70.7%, and 66.3% to 58.7%, respectively.

## DISCUSSION

These analyses of spatiotemporal variation of the 13 morphometric character measurements, along with gill-raker counts, indicate the value of these characteristics for identifying regional stocks of yellowfin tuna in the Pacific Ocean. Exploratory analyses of the morphometric data indicated annual variation in individual characters, along with interactions between areas and years. Annual variation is present within stocks, but this appears to be far less than the geographic variation among stocks. Stepwise discriminant analysis indicated that the morphometric characters with the greatest discriminatory power were not consistent in 1988 and 1990. Although the correct-classification rates from the discriminant analyses for the fish sampled in 1990 (74.4%) are comparable to those of 1988 (77.6%) (Table 4), the multivariate relationships between canonical variables are different for the two years (Figure 5).

Data for two years is obviously a minimum for examining annual stability of morphometric and meristic variation among samples. Sampling over several years would be necessary before any definitive statement could be made. Furthermore, any conclusions regarding temporal stability would require not only sampling over several years, but also on a seasonal basis, and it would be necessary to take samples from fish over the entire size range within areas. Nevertheless, the findings in this study are still informative. In addition to examining the annual variability of the multivariate relationships, the proportion of correct classification for the specimens from one year, using the discriminant functions derived from the specimens from the other year, provided an empirical measure of the predictive value of the classification functions. The high correct-classification rates from the discriminant analyses for the fish sampled in 1988 plus 1990 adds confidence in the use of the discriminant analyses. This can be interpreted as meaning that the influence of yearly environmental changes is less than the geographic differences, or that within-stock variation is small relative to among-stock variation in the morphometric characters. Winans (1987), in contrast, reported that the yearly variability for morphometric characters in juvenile chinook salmon, *Oncorhynchus tshawytscha*, was greater than between-locality differences, and concluded that there was no temporal stability to the pattern of geographic variation in the samples. Blouw *et al.* (1988) also reported extensive temporal variation of meristic traits within an Atlantic salmon (*Salmo salar*) stock.

As previously recommended (Schaefer, 1991), gill-raker counts should be collected in conjunction with morphometric data for separation of individuals on a broad geographic scale. Because reducing the number of characters included in the discriminant analysis caused a significant decrease in discriminatory power, and because the low incidence of measurement errors indicated that none of the characters is difficult to measure (Table 7), the entire set of 13 characters should be utilized in future investigations.

Relative to the fish from Australia, Japan, and Hawaii, the PFL, SDFL, and AFL are shorter for fish from the eastern Pacific. Head length, however, is shorter for fish from the western Pacific

(Figure 4). Furthermore, AFL, PFL, HL, and SDFL were the first, second, fourth, and fifth characters selected in the stepwise discriminant analyses for the 1988 plus 1990 data. Therefore, these four characters are potentially useful for distinguishing yellowfin from the eastern, central, and western Pacific.

There is a lack of consistent differences in the total gill-raker counts and in some of the morphological characters for the fish from Mexico and Ecuador in 1988 *versus* 1990. Although there is a significant separation of individuals (Table 5) for the 1988 and 1990 data for Mexico and Ecuador, the 1988 plus 1990 data show a high degree of overlap for individuals of the two regions (Figure 6). This yearly variability may be caused by environmental differences, as well as different cohorts or year classes.

The overall results of the present study are consistent with other recent findings on geographic variation in morphometrics and meristics of yellowfin (Schaefer, 1989 and 1991). These studies suggest that yellowfin might maintain fairly localized distributions within large regions of the Pacific Ocean and that origin might be delineated with a reasonable degree of accuracy utilizing multivariate morphometrics. The results of these morphometric studies appear to be corroborated by those of tagging studies. Thus far, results from extensive tagging studies designed to investigate movements of yellowfin have been reported only from the eastern Pacific. Movements of tagged yellowfin at liberty for more than 30 days in the eastern Pacific tend to be restricted, with few individuals moving more than 1,000 miles (Joseph *et al.*, 1964; Bayliff, 1979; Hunter *et al.*, 1986).

There has been debate over the use of morphometric and meristic characters for stock identification purposes because of the unknown interaction between genes and environment during development. Corti *et al.* (1988) recently reported congruence between morphometrics and genetics in six stocks of the common carp, *Cyprinus carpio*. In contrast, Claytor and Verspoor (1992) suggest that meristic, morphometric, and electrophoretic variation among Atlantic salmon (*Salmo salar*) populations are not likely to be congruent, except by coincidence. As for meristic characters, differences between fish populations have been shown to arise from heredity, from environmental influences, or from the interaction of both (Lindsey, 1988). Nevertheless, the importance of the genetic contribution compared to environmental influences on morphological variation is poorly understood (Clayton, 1981). Morphological differentiation is often clear and statistically significant, whereas differences in gene frequency are commonly less powerful in discriminating among populations (Lewontin, 1984). Morphometrics is potentially one of the most useful diagnostic tools for stock identification but, if genetically-distinct units can be detected, knowledge of the genetic diversity of the resource is desirable. The life history characteristics of tunas create a great potential for gene flow and dispersal, and one would expect to see distinct genetic units only over broad geographic ranges, or perhaps between oceans. However, genetic analysis of samples of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) and albacore tuna (*Thunnus alalunga*) employing restriction endonuclease analysis of mitochondrial DNA (mtDNA) revealed no significant genetic differentiation between fish from the Atlantic and Pacific (Graves *et al.*, 1984; Graves and Dizon, 1989). Hearts were collected from the same yellowfin specimens from which the morphometric and meristic data were taken in 1990 for an independent study of restriction endonuclease analysis of mtDNA, in order to address the hypothesis of phenotypic plasticity, or nongenotypic variation. The annual variation in morphometric characters indicates phenotypic plasticity, since one would expect consistent morphological traits within areas inhabited by discrete genetic units.

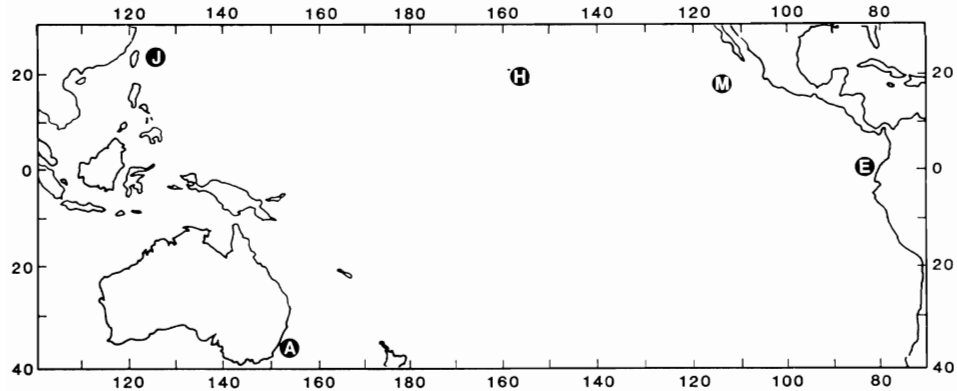
Although there is annual variability in the morphometric characters, these results demonstrate that the stocks examined are morphometrically distinguishable and that their phenetic relationships reflect their geographic origin. The habitat for yellowfin from the five sampling locations is heterogeneous and variable, and therefore the morphometric variation probably indicates that

regional stocks have been subjected to diverse ecological factors.

Presently the most reliable means of classifying an individual fish into a region using morphometrics would be based upon discriminant functions derived for the year in which it was caught. Data from more years should be analyzed to get a better idea of the annual variability of the morphometric characters. Annual variation in these characters requires further investigation, to attempt to elucidate the causes of the variation and so that classification may be based on characters with the most stability.

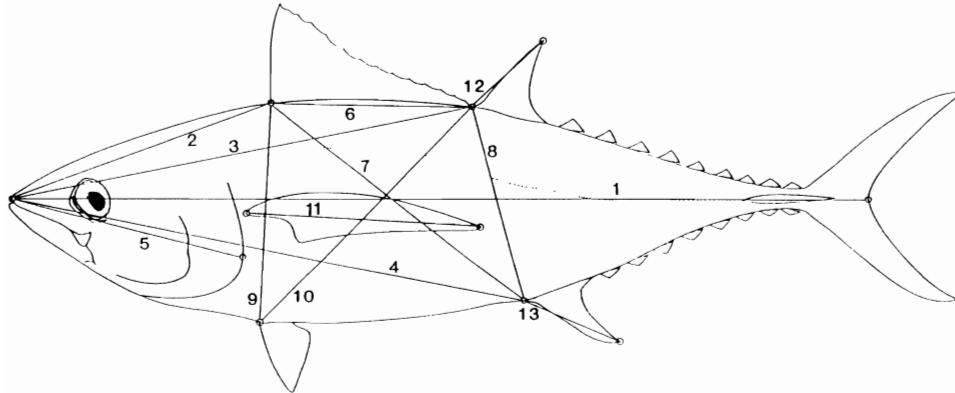
#### ACKNOWLEDGMENTS

I would like to thank the following individuals who were of considerable assistance with logistics: R. Childers, J. Diplock, T. Dunn, H. Fushimi, C. Heberer, K. Holland, N. Ishibashi, R. Kearney, S. Kume, F. LoPreste, S. Loomis, M. Oka, A. Suda, Z. Suzuki, and B. Takenaka. I especially wish to thank the Commission's Director, J. Joseph, and Chief Scientist, Tuna-Billfish Program, R. Deriso, for their support throughout this investigation. Special thanks are extended to the following individuals for critical reviews of earlier drafts of this paper: W. Bayliff, R. Claytor, R. Deriso, T. Hurlbut, R. Punsly, F. Rohlf, and A. Wild.



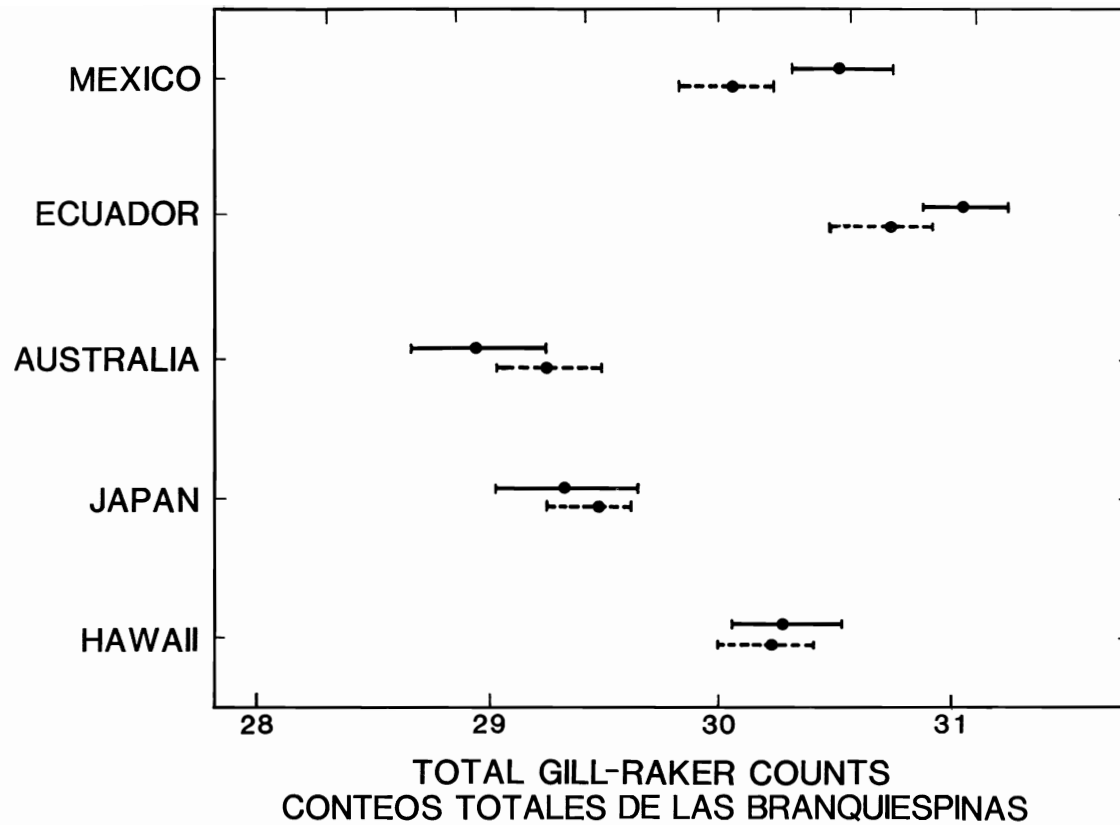
**FIGURE 1.** Sampling locations in the Pacific Ocean for yellowfin tuna: (M) Mexico, (E) Ecuador, (A) Australia, (J) Japan, (H) Hawaii.

**FIGURA 1.** Lugares de muestreo de atún aleta amarilla en el Océano Pacífico: (M) México, (E) Ecuador, (A) Australia, (J) Japón, (H) Hawaii.



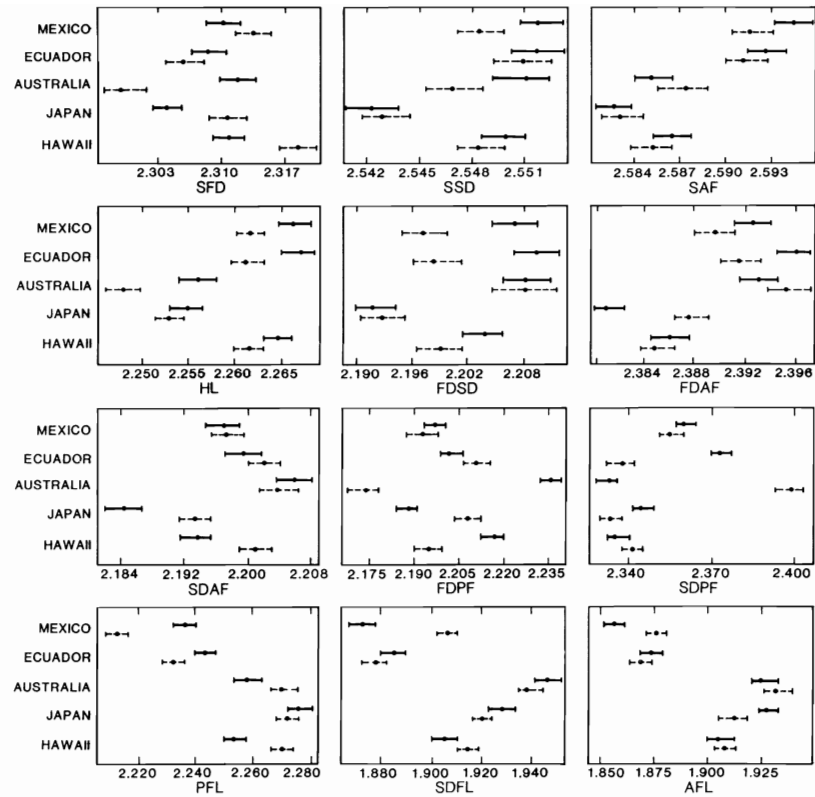
**FIGURE 2.** Measured morphometric characters and acronyms used for analysis of geographic variation of Pacific yellowfin tuna. 1) TL: total length; 2) SFD: snout to insertion of first dorsal fin; 3) SSD: snout to insertion of second dorsal fin; 4) SAF: snout to insertion of anal fin; 5) HL: head length; 6) FSDS: 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; 9) FDPF: insertion of first dorsal fin to insertion of pelvic fin; 10) SDPF: insertion of second dorsal fin to insertion of pelvic fin; 11) PFL: pectoral fin length; 12) SDFL: second dorsal fin length; 13) AFL: anal fin length.

**FIGURA 2.** Características morfométricas medidas y siglas usadas en el análisis de la variación geográfica del atún aleta amarilla del Pacífico. 1) TT: talla total; 2) HPD: hocico a la inserción de la primera aleta dorsal; 3) HSD: hocico a la inserción de la segunda aleta dorsal; 4) HAA: hocico a la inserción de la aleta anal; 5) TC: talla de la cabeza; 6) PSDS: inserción de la primera aleta dorsal a la inserción de la segunda aleta dorsal, FSDS; 7) PDAA: inserción de la primera aleta dorsal a la inserción de la aleta anal; 8) SDAA: inserción de la segunda aleta dorsal a la inserción de la aleta anal; 9) PDAP: inserción de la primera aleta dorsal a la inserción de la aleta pélvica; 10) SDAP: inserción de la segunda aleta dorsal a la inserción de la aleta pélvica; 11) TAP: talla de la aleta pectoral; 12) TSD: talla de la segunda aleta dorsal; 13) TAA: talla de la aleta anal.



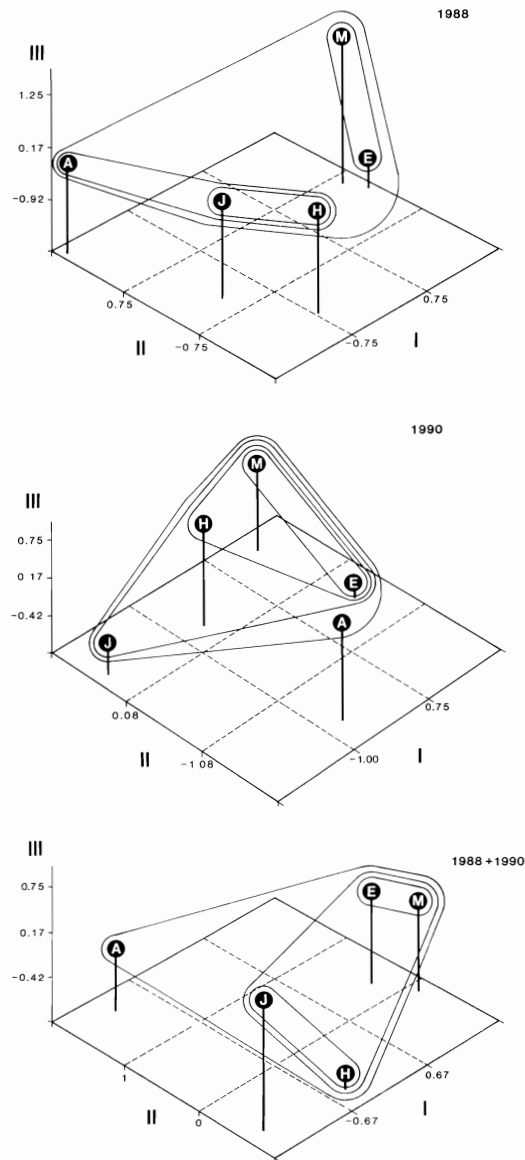
**FIGURE 3.** Means and individual 95% confidence intervals for means based on the pooled standard deviations for the total gill-raker counts, by areas and years. The solid and broken bars are for the 1990 and 1988 samples, respectively.

**FIGURA 3.** Promedios e intervalos de confianza de 95% individuales de los promedios basados en las desviaciones estándar agrupadas de los conteos de las branquiespinas totales, por área y año. Las barras sólidas y de trazos corresponden a las muestras de 1990 y 1988, respectivamente.



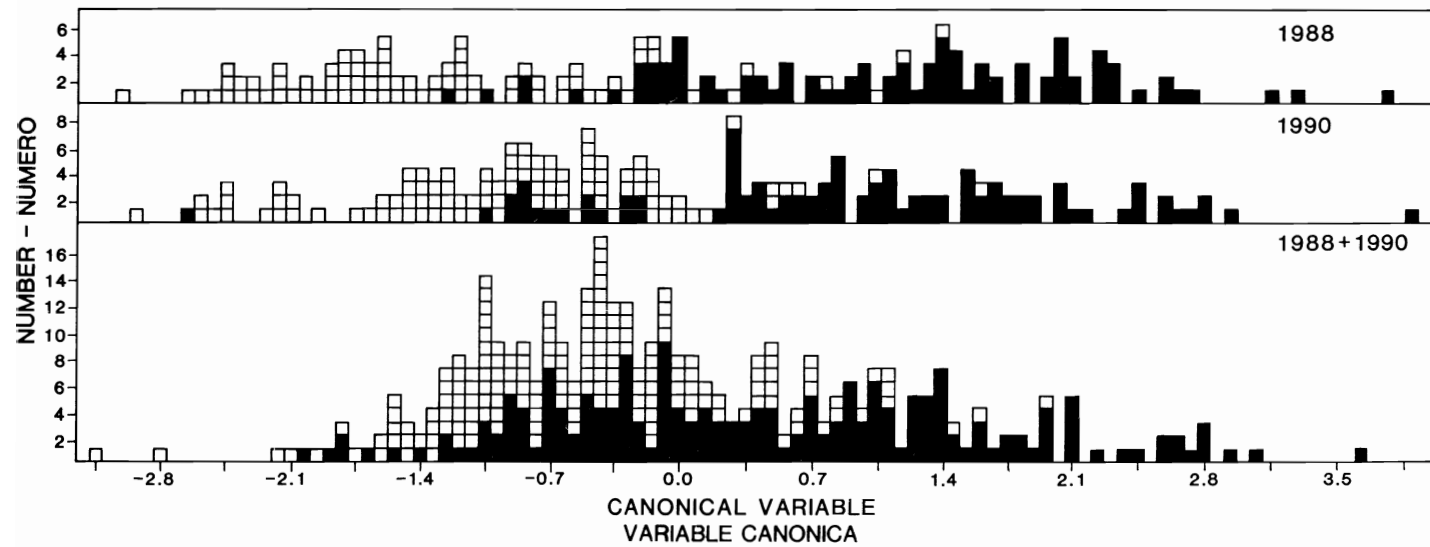
**FIGURE 4.** Means and individual 95% confidence intervals for means based on the pooled standard deviations for the morphometric characters adjusted for total length, by areas and years. The solid and broken bars are for the 1990 and 1988 samples, respectively.

**FIGURA 4.** Promedios e intervalos de confianza de 95% individuales de los promedios basados en las desviaciones estándar agrupadas de las características morfométricas ajustadas por talla total, por área y año. Las barras sólidas y de trazos corresponden a las muestras de 1990 y 1988, respectivamente.



**FIGURE 5.** Plots of group centroids on canonical variables 1, 2, and 3 for the 5 groups based on 12 adjusted morphometric characters, for the samples from 1988, 1990, and 1988 plus 1990. Clusters between group centroids are determined by the single linkage method computed on Mahalanobis distances. M = Mexico, E = Ecuador, A = Australia, J = Japan, and H = Hawaii.

**FIGURA 5.** Gráficos de los centroides de los grupos en las variables canónicas 1, 2, y 3, correspondientes a los 5 grupos basados en 12 características morfométricas ajustadas, de las muestras de 1988, 1990, y 1988 + 1990. Los conglomerados entre los centroides de los grupos fue determinado por el método de vínculo sencillo calculado a partir de las distancias de Mahalanobis. M = México, E = Ecuador, A = Australia, J = Japón, y H = Hawaii.



**FIGURE 6.** Frequency distributions of individual canonical scores based on 12 adjusted morphometric characters for yellowfin tuna from Mexico (open squares) and Ecuador (black squares), for the samples from 1988, 1990, and 1988 plus 1990. The centroid values for Ecuador and Mexico are  $-1.31$  and  $1.12$  (1988),  $-0.93$  and  $0.94$  (1990), and  $-0.50$  and  $0.47$  (combined).

**FIGURA 6.** Distribuciones de frecuencia de los totales canónicos individuales basados en 12 características morfométricas ajustadas de atunes aleta amarilla de México (cuadros abiertos) y Ecuador (cuadros negros), de las muestras de 1988, 1990, y 1988 + 1990. Los valores centroides de Ecuador y México son  $-1.31$  y  $1.12$  (1988),  $-0.93$  y  $0.94$  (1990), y  $-0.50$  y  $0.47$  (combinados).



**TABLE 1.** Summary statistics for total length in millimeters, by year and area.**TABLA 1.** Resumen de estadísticas de talla total en milímetros, por año y área.

Sample Muestra	Year Año	<i>n</i>	Mean Promedio	Standard deviation Desviación estándar	Minimum Mínimo	Maximum Máximo
México	1988	101	635.4	151.7	444	983
Ecuador		80	532.9	101.4	431	789
Australia		66	853.9	49.4	690	990
Japan		100	567.9	142.3	434	956
Hawaii		105	604.7	87.8	452	826
México	1990	100	627.9	125.2	501	995
Ecuador		100	604.5	76.8	494	974
Australia		76	846.0	100.5	579	983
Japan		100	636.0	134.4	450	962
Hawaii		100	733.4	61.5	500	854

**TABLE 2.** Total gill-raker counts (means±SD) and two-factor ANOVA for area and year. Sample sizes for areas, by year, are the same as those in Table 1.**TABLA 2.** Conteos de las branquiespinas totales (promedios±DE) y ANOVA de dos factores, por área y año. El tamaño de las muestras de cada área, por año, es igual que en la Tabla 1.

Year—Año	México	Ecuador	Australia	Japan	Hawaii	All—Todos
1988	30.0±1.1	30.8±0.9	29.2±1.0	29.5±1.1	30.2±1.0	30.0±1.1
1990	30.6±1.0	31.2±1.0	29.0±0.8	29.3±1.2	30.2±1.0	30.1±1.3

## Analysis of variance—Análisis de varianza

Source—Fuente	SS	DF	MS	<i>F</i>	<i>P</i>
Area	375.3214	4	93.8304	89.52	0.0000
Year—Año	2.4630	1	2.4630	2.35	0.1253
Interaction—Interacción	19.1757	4	4.7939	4.57	0.0012
Error	951.6823	908	1.0481		

**TABLE 3.** Values of  $r^2$  and *P* for regressions of canonical variables 1 and 2 against total length for the years separately and combined for the data from the five areas and for Mexico and Ecuador separately.**TABLA 3.** Valores de  $r^2$  y *P* para regresiones de las variables canónicas 1 y 2 contra talla total correspondientes a los años separados y combinados, para los datos de las cinco áreas y de México y Ecuador por separado.

	Canonical variable Variable canónica	$r^2$	<i>P</i>
1988	1	0.03	0.14
	2	0.05	0.09
1990	1	0.08	0.11
	2	0.12	0.07
1988+1990	1	0.06	0.15
	2	0.09	0.21
México+Ecuador (1988)	1	0.02	0.37
México+Ecuador (1990)	1	0.05	0.16
México+Ecuador (1988+1990)	1	0.04	0.23

**TABLE 4.** Classification results from discriminant analysis for 5 groups and 12 adjusted morphometric characters, for each of the years separately and combined.

**TABLA 4.** Resultados de la clasificación a partir del análisis discriminante de 5 grupos y 12 características morfométricas ajustadas, para cada año individualmente y todos los años combinados.

1988							
Group Grupo	<i>n</i>	Percent correct Porcentaje correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo				
			México	Ecuador	Australia	Japan	Hawaii
México	91	75.8	69	14	2	3	3
Ecuador	78	84.6	5	66	1	4	2
Australia	64	95.3	0	0	61	3	0
Japan	96	61.5	3	0	13	59	21
Hawaii	100	78.0	3	3	4	12	78
Total	429	77.6					

1990							
Group Grupo	<i>n</i>	Percent correct Porcentaje correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo				
			México	Ecuador	Australia	Japan	Hawaii
México	94	72.3	68	15	0	2	9
Ecuador	95	78.9	10	75	4	0	6
Australia	76	75.0	2	0	57	7	10
Japan	94	90.4	0	0	2	85	7
Hawaii	95	55.8	12	6	9	15	53
Total	454	74.4					

1988 + 1990							
Group Grupo	<i>n</i>	Percent correct Porcentaje correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo				
			México	Ecuador	Australia	Japan	Hawaii
México	185	56.8	105	62	1	4	13
Ecuador	173	64.7	36	112	7	5	13
Australia	140	83.6	2	1	117	12	8
Japan	190	72.1	0	4	16	137	33
Hawaii	195	58.5	18	19	18	26	114
Total	883	66.3					

**TABLE 5.** Classification results from discriminant analyses for Mexico and Ecuador groups and 12 adjusted morphometric characters, for the years separately and combined.

**TABLA 5.** Resultados de la clasificación obtenida de los análisis discriminantes de los grupos de México and Ecuador y 12 características morfométricas ajustadas, para los años individuales y combinados.

1988				
Group Grupo	<i>n</i>	Percent correct Porcentaje correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo	
			México	Ecuador
México	91	81.3	74	17
Ecuador	78	88.5	9	69
Total	169	84.6		

1990				
Group Grupo	<i>n</i>	Percent correct Porcentaje correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo	
			México	Ecuador
México	94	80.9	76	18
Ecuador	95	89.5	10	85
Total	189	85.2		

1988 + 1990				
Group Grupo	<i>n</i>	Percent correct Porcentaje correcto	Number of fish classified into group Número de peces clasificado en el grupo	
			México	Ecuador
México	185	59.5	110	75
Ecuador	173	76.9	40	133
Total	358	67.9		

**TABLE 6.** Descriptive statistics for repeated morphological measurements transformed to common logarithms for two yellowfin tuna.**TABLE 6.** Estadísticas descriptivas correspondientes a medidas morfológicas repetidas transformadas a logaritmos comunes, para dos atunes aleta amarilla.

Character Característica	Fish Pez	Mean Promedio (n=30)	Standard deviation Desviación estándar	Coefficient of variation Coeficiente de variación	
TL-TT	1	2.8125	0.0004	0.0001422	
SFD-HSD		2.3097	0.0020	0.0008659	
SSD-HSD		2.5573	0.0011	0.0004301	
SAF-HAA		2.5955	0.0011	0.0004238	
HL-TC		2.2718	0.0020	0.0008804	
FSDS-PDS		2.2139	0.0021	0.0009486	
FDAF-PDAA		2.3996	0.0019	0.0007918	
SDAF-SDAA		2.2083	0.0018	0.0008151	
FDPF-PDAP		2.2138	0.0020	0.0009034	
SDPF-SDAP		2.3716	0.0016	0.0006747	
PFL-TAP		2.2472	0.0017	0.0007565	
SDFL-TSAD		1.8810	0.0028	0.0014886	
AFL-TAA		1.8795	0.0025	0.0013301	
TL-TT		2	2.7880	0.0006	0.0002152
SFD-HSD			2.2823	0.0039	0.0017088
SSD-HSD			2.5382	0.0015	0.0005910
SAF-HAA			2.5709	0.0011	0.0004279
HL-TC	2.2543		0.0031	0.0013751	
FSDS-PDS	2.2032		0.0027	0.0012255	
FDAF-PDAP	2.3740		0.0017	0.0007161	
SDAF-SDAA	2.1820		0.0020	0.0009166	
FDPF-PDAP	2.1946		0.0020	0.0009113	
SDPF-SDAP	2.3451		0.0021	0.0008955	
PFL-TAP	2.2436		0.0024	0.0010697	
SDFL-TSAD	1.8607		0.0046	0.0024722	
AFL-TAA	1.8502		0.0033	0.0017836	

**TABLE 7.** Coefficients of variation for the adjusted morphometric measurements by area.**TABLE 7.** Coeficientes de variación de las medidas morfométricas ajustadas, por área.

Character - Característica	México	Ecuador	Australia	Japan	Hawaii	All
SFD-HSD	0.00389	0.00388	0.00473	0.00496	0.00421	0.00434
SSD-HSD	0.00199	0.00221	0.00265	0.00220	0.00216	0.00223
SAF-HAA	0.00215	0.00200	0.00268	0.00216	0.00207	0.00220
HL-TC	0.00370	0.00350	0.00380	0.00356	0.00408	0.00374
FSDS-PDS	0.00610	0.00637	0.00587	0.00508	0.00478	0.00564
FDAF-PDAP	0.00312	0.00309	0.00317	0.00311	0.00284	0.00306
SDAF-SDAA	0.00503	0.00518	0.00472	0.00479	0.00462	0.00487
FDPF-PDAP	0.03591	0.03074	0.03558	0.03418	0.02835	0.03295
SDPF-SDAP	0.03827	0.03603	0.03582	0.03244	0.03221	0.03494
PFL-TAP	0.01219	0.00855	0.00842	0.00744	0.00938	0.00936
SDFL-TSAD	0.01574	0.01053	0.01111	0.01080	0.01418	0.01274
AFL-TAA	0.01549	0.01237	0.01342	0.01326	0.01587	0.01422

**UNA EVALUACION DE LA VARIACION GEOGRAFICA Y ANUAL EN  
LAS CARACTERISTICAS MORFOMETRICAS Y CONTEOS DE  
BRANQUIESPINAS DEL ATUN ALETA AMARILLA,  
*THUNNUS ALBACARES*, DEL OCEANO PACIFICO**

por

**Kurt M. Schaefer**

**RESUMEN**

Se examinaron muestras de atún aleta amarilla, *Thunnus albacares*, tomadas de cinco áreas del Océano Pacífico (México, Ecuador, Australia, Japón, y Hawaii) entre enero y mayo de 1988 y 1990, para descubrir variaciones espaciotemporales en las características morfométricas y los conteos de branquiespinas. Un análisis de varianza de dos factores, con área y año como factores de agrupación, indicó una diferencia significativa en los promedios de los conteos de branquiespinas totales entre peces de distintas áreas, pero ninguna entre peces capturados en distintos años. Se ajustaron los datos morfométricos con fórmulas alométricas para eliminar los efectos de la talla del pez. En un análisis de función discriminante, las tasas de clasificación correcta de los cinco grupos, basadas en características morfométricas ajustadas, fueron 77.6% para las muestras de 1988 y 74.4% para aquellas de 1990. Estas cifras son 72.0% y 68.0% (estadístico de kappa de Cohen) mejores de lo que se hubiera obtenido al azar. Sin embargo, la variabilidad geográfica es inestable en estos dos años, requiriendo por lo tanto funciones discriminantes separadas para cada año. Aunque existe variabilidad anual en las características morfométricas, estos resultados demuestran que los stocks examinados son morfométricamente distinguibles, y que su relación fenética refleja su origen geográfico.

**INTRODUCCION**

El atún aleta amarilla, *Thunnus albacares*, es una especie oceánica epipelágica, distribuida por todos los mares tropicales y subtropicales del mundo (Collette y Nauen, 1983). En el Océano Pacífico la especie es el objetivo de importantes pesquerías comerciales locales y de altura. Información sobre la variación espaciotemporal de la distribución puede por lo tanto ser de valor considerable para la administración adecuada del recurso. La identificación del stock es potencialmente un componente crítico de la aplicación realista de los modelos de dinámica de poblaciones al atún aleta amarilla. El término "stock," tal como aquí se define, no corresponde necesariamente a un grupo genéticamente separado, sino que se refiere a individuos que pueden ser agrupados con base en características fenotípicas comunes en una región geográfica; aislamiento reproductivo no es un criterio.

Se han usado varias técnicas para identificar stocks de peces marinos (Ihssen *et al.*, 1981). La mayoría de las inferencias acerca de la estructura de la población de aletas amarillas en el Océano Pacífico se basan en análisis morfométricos y datos de captura y esfuerzo, frecuencia de talla, marcado, desove, y genéticos (Cole, 1980). En un repaso completo de estas investigaciones, Suzuki *et al.* (1978) concluyeron que existen por lo menos tres stocks relativamente independientes, los del Pacífico occidental, central, y oriental. Más recientemente, Schaefer (1989 y 1991) estableció que existen diferencias morfométricas y merísticas no solamente entre peces de estas tres regiones del Pacífico (oriental, central, y occidental) sino que también diferencias latitudinales en peces del Pacífico oriental y del occidental.

Características fenotípicas, tales como la morfometría y la merística, usadas para la identificación de los stocks pueden ser afectadas por variabilidad interanual (Blouw *et al.*, 1988). Varios estudios morfométricos y merísticos han producido resultados útiles para la identificación de stocks de peces marinos, pero pocos de ellos examinaron la estabilidad temporal de los stocks o sus

características. Sin embargo, es importante investigar la variación temporal, para determinar la confiabilidad de dichas características como descriptores prácticos de la estructura de la población (Winans, 1987).

El objetivo del presente estudio fue evaluar la variación geográfica y anual en las características morfométricas y los conteos de branquiespinas de atunes aleta amarilla de cinco lugares muy separados de la cuenca del Pacífico.

## MATERIALES Y METODOS

### *Muestreo y toma de datos*

Atunes aleta amarilla fueron capturados por barcos de carnada, curricanes, palangreros, y embarcaciones de pesca deportiva entre enero y mayo, en 1988 y 1990, en cinco lugares del Océano Pacífico: las Islas Revillagigedo, México; Manta, Ecuador; Nueva Gales del Sur, Australia; Ishigaki, Okinawa, Japón; y Oahu, Hawaii, EE.UU. (Figura 1). Se seleccionaron estos lugares para asegurar una cobertura espacial amplia dentro de la distribución de las pesquerías de superficie y palangreras del aleta amarilla en el Pacífico. Las muestras consistieron de entre 66 y 105 individuos por lugar (Tabla 1), e incluyeron peces de al menos cuatro cardúmenes de cada área.

A menos de 24 horas de capturar cada espécimen, se tomaron con calibre y se registraron al milímetro más cercano trece medidas lineales (Figura 2), usando los métodos descritos por Marr y Schaefer (1949). A fin de examinar el efecto de errores de medición, se repitieron las 13 medidas morfométricas 30 veces en dos especímenes distintos. Se registró también para cada pez el número de branquiespinas en el primer arco branquial izquierdo (Collette y Nauen, 1983). A fin de eliminar el componente de varianza adicional causado por la variación entre distintos observadores, todas las medidas fueron tomadas por la misma persona (el autor). Se determinó el sexo de los peces de Ecuador y Australia en 1988 mediante el examen de las gónadas, y se usó este subconjunto de peces para comprobar la hipótesis de ausencia de dimorfismo sexual en las características morfométricas del atún aleta amarilla (Schaefer, 1991).

### *Análisis estadístico*

Se agruparon los datos de los peces de ambos sexos en todos los análisis, ya que una prueba de las características morfométricas ajustadas y conteos de branquiespinas de los peces de 1988 no indicó ninguna diferencia significativa entre los sexos (Schaefer, 1991).

Dada la variación en el tamaño de los peces de distintas áreas (Tabla 1), se ajustaron estadísticamente los datos morfométricos para permitir un análisis comparativo de la forma independientemente de la talla (Gould, 1966; Thorpe, 1983). Los tres conjuntos de datos (1988, 1990, y 1988+1990) fueron ajustados por separado, siguiendo la metodología de Schaefer (1991).

En primer lugar se transformaron las medidas morfométricas a logaritmos comunes, ya que la linealidad y normalidad multivariada son generalmente mejor aproximadas por logaritmos que por las variables originales (Pimentel, 1979). Los valores atípicos fueron detectados por un análisis de regresión de las características morfométricas contra talla total, gráficos de los residuales contra valores predichos, residuales Studentizados, y distancias de Cook (Cook y Weisburg, 1982). Se eliminaron del análisis todos los datos morfométricos (pero no aquellos de las branquiespinas) de los peces con valores atípicos del residual Studentizado (más de 3). De esta forma se eliminaron los datos morfométricos de 23 y 22 peces de los conjuntos de datos de 1988 y 1990, respectivamente.

Cada una de las características morfométricas mostró una relación lineal con talla total ( $r^2$  varió entre 0.92 y 0.99) al ser analizada por área. Se usó un análisis de covarianza (ANCOVA) para descubrir diferencias en las relaciones alométricas entre muestras, y para estimar las pendientes de regresión comunes dentro de los grupos. Dichas pendientes fueron significativamente diferentes

( $P < 0.01$ ) para 10, 9, y 11 de las características morfométricas de los conjuntos de datos de 1988, 1990, y 1988 + 1990, y los ajustes de talla se basaron por lo tanto en las pendientes comunes dentro de los grupos. Se usaron los coeficientes de la regresión común dentro del grupo para ajustar las variables de forma alométrica en casos de heterogeneidad entre grupos (Thorpe, 1976; Reist, 1985 y 1986). Las medidas de las características morfométricas fueron ajustadas a aquellas esperadas para la talla total media general con una modificación de la fórmula alométrica de Thorpe (1975):

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

donde

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

Reist (1985) demostró que este ajuste alométrico eliminó eficazmente la variación de los datos por él examinados. Se ha demostrado también que el procedimiento es apropiado para el análisis objetivo de los datos en casos con superposición de talla entre los grupos examinados (Claytor y MacCrimmon, 1986). Inicialmente se usaron las características morfométricas ajustadas de las muestras de 1988 y 1990 en un análisis de varianza de dos factores (ANOVA) para examinar el efecto de área y año sobre las características individuales. No se ajustaron los conteos de branquiespinas, ya que el procedimiento de correlación por rangos de Spearman indicó que no existían correlaciones significativas entre los conteos de branquiespinas y la talla total. Se usaron ANOVA de dos factores para examinar los efectos de área y año sobre los conteos de branquiespinas.

Se usó un análisis discriminante de variables canónicas para examinar los datos morfométricos (ajustados por talla) de aletas amarillas de los cinco lugares de muestreo. Las variables canónicas son el resultado de las transformaciones determinadas por las funciones discriminantes individuales, es decir, son combinaciones lineales de las variables originales. La presentación gráfica de las variables canónicas de los centroides de los grupos es útil para demostrar las diferencias entre los grupos. Se aplicó un procedimiento de clasificación jerárquica aglomerativa de los centroides de grupos, usando el método de vínculo sencillo (distancia mínima), sobre distancias de Mahalanobis. Se superpuso la clasificación resultante sobre los gráficos de las variables canónicas para demostrar las relaciones fenéticas entre grupos. Adicionalmente, se usaron las variables canónicas para: 1) examinar la eficacia del procedimiento de ajuste de talla, 2) evaluar diferencias morfológicas debidas a geografía y tiempo, y 3) examinar el carácter temporal de la variación geográfica. Se hizo una regresión de las variables canónicas 1 y 2 contra talla total, y se consideró que el efecto de la talla había sido eliminado si las regresiones no fueron significativas (Claytor y MacCrimmon, 1986). Se examinaron asimismo las variables canónicas 1 y 2 con un ANOVA de dos factores para cuantificar las diferencias en la forma debidas a la separación geográfica (entre stocks) y temporal (entre años dentro de áreas) (Winans, 1987). Se calculó la correlación de los valores de los centroides de grupo correspondientes a 1988 y 1990 para cuantificar la estabilidad anual de la variación geográfica (Winans, 1987).

Se aplicó el análisis discriminante a las características morfométricas ajustadas para clasificar a peces individuales en grupos. Se estimaron las tasas de error real esperadas de la función de clasificación con el procedimiento de exclusión de Lachenbruch (Lachenbruch y Mickey, 1968; Lachenbruch, 1975; Johnson y Wichern, 1982). Dicho procedimiento produce estimaciones de la tasa de clasificación errónea menos sesgadas que el método de resustitución (Lachenbruch, 1975). El

procedimiento de exclusión se basa en la clasificación de observaciones individuales que se excluyen del desarrollo del modelo y luego se clasifican. Se usaron el estadístico kappa ( $\kappa$ ) de Cohen y los intervalos de confianza de 95% asociados para determinar el grado de mejora sobre el azar de las tasas de clasificación correcta (Titus *et al.*, 1984).

Se usó el análisis discriminante para clasificar también los especímenes tomados en 1990, usando las funciones de clasificación del análisis discriminante de los especímenes de 1988, así como para clasificar a los especímenes tomados en 1988, usando las funciones de clasificación del análisis discriminante de los especímenes de 1990. La proporción de clasificación correcta de los especímenes proporcionó una medida empírica del valor predictivo de las funciones de clasificación.

Se usó un análisis discriminante por pasos para seleccionar las combinaciones de variables que mejor servían para separar los grupos en cada conjunto de datos, a fin de evaluar las funciones de clasificación basadas en todas las características *versus* un subconjunto.

Todos los análisis estadísticos fueron realizados en una computadora MicroVax 3500. Se utilizaron MINITAB (Ryan *et al.*, 1976) para efectuar los análisis de regresión, de correlación, y discriminante; BMDP (Dixon *et al.*, 1981) para los procedimientos de ANOVA y ANCOVA, el análisis discriminante por pasos, y el análisis de conglomerados; y SAS (SAS Institute Inc., 1985) para el análisis canónico discriminante.

## RESULTADOS

### *Diferencias entre muestras basadas en conteos de branquiespinas totales*

En la Tabla 2 se presentan los promedios y las desviaciones estándar de los conteos de branquiespinas totales correspondientes a cada área y año. Un ANOVA de dos factores de estos conteos, con área y año como factores de agrupación, indicó una diferencia significativa ( $P < 0.01$ ) en los promedios de los conteos con respecto a área. No hubo ninguna diferencia significativa con respecto a años, pero la interacción entre año y área es significativa (Tabla 2). En la Figura 3 se presentan los promedios e intervalos de confianza de 95% correspondientes a los promedios basados en la desviación estándar agrupada de los conteos por área y año. Estos datos dan un indicio de cómo difieren los promedios de las poblaciones. Las conclusiones generales a partir de la prueba de Newman-Keuls de rango múltiple para muestras de tamaño desigual (Zar, 1974) no indican, para 1988 y 1990, ninguna diferencia significativa entre los conteos medios de Australia y Japón y aquellos de México y Hawaii, pero estas parejas son significativamente diferentes entre sí y con respecto a los conteos de Ecuador. Aunque los conteos fueron significativamente diferentes entre México y Ecuador en los datos de 1988 y 1990 independientemente, no hubo ninguna diferencia significativa entre los conteos de México de 1990 y los de Ecuador de 1988. Esto es aparentemente la base de la interacción significativa entre año y área en el ANOVA de dos factores.

### *Diferencias entre muestras basadas en características morfométricas*

Se consideró que la talla estaba significativamente separada de las características morfométricas ajustadas de las muestras de las cinco áreas, ya que ninguna de las regresiones de las variables canónicas contra talla total fue significativa ( $P > 0.05$ ) (Tabla 3).

Los promedios y sus intervalos de confianza de 95%, basados en la desviación estándar agrupada de las características por área y año (Figura 4), indican las diferencias entre las poblaciones. Los valores de algunas de las características son bastante similares entre años, pero la variación anual dentro de las áreas de otras características es bien aparente.

Los gráficos de las tres primeras variables canónicas, provenientes de los análisis de los datos morfométricos ajustados de 1988, 1990, y 1988+1990, señalan una separación completa de los valores centroides de cada grupo (Figura 5).



En el análisis de 1988 las tres primeras variables canónicas explican el 57%, 26%, y 12% de la variación total, respectivamente. Las muestras del Pacífico oriental (México y Ecuador) y las de Hawaii y Japón son las primeras en conglomerarse (Figura 5). A continuación la muestra de Australia se une a las de Japón y Hawaii, y finalmente el conglomerado del Pacífico oriental se une a las demás muestras.

En el análisis de 1990 las tres primeras variables canónicas explican el 65%, 22%, y 8%, de la variación total. Inicialmente las muestras del Pacífico oriental (México, Ecuador) forman un conglomerado (Figura 5); posteriormente, las muestras de Hawaii, Japón, y finalmente Australia se unen al conglomerado del Pacífico oriental.

En el análisis de los datos de 1988+1990 las tres primeras variables caónicas explican el 65%, 23%, y 7%, de la variación total. Las muestras del Pacífico oriental (México y Ecuador) y las de Hawaii y Japón primero forman conglomerados y luego se unen (Figura 5). A continuación la muestra de Australia se une a las demás muestras.

La configuración de las similitudes fenéticas en la Figura 5 señalan las relaciones entre y dentro de los grupos de las muestras de las cinco áreas. Las muestras de México y Ecuador demuestran la mayor similitud. Las de Japón y Hawaii parecen ser más similares que aquellas de Australia y Japón. La muestra de Hawaii parece ser intermedia en su relación a las muestras del Pacífico oriental y la del Japón. La posición de la muestra de Australia en la conglomeración refleja posiblemente su aislamiento geográfico de los demás grupos.

Un análisis discriminante aplicado a los datos de 1988 señala una diferencia significativa entre los cinco grupos ( $F_{0.05, (44, 1,585)} = 40.77, P < 0.01$ ), basada en el estadístico de  $F$  aproximada calculado a partir de la  $D^2$  de Mahalanobis. Las tasas de clasificación correcta estimadas con el procedimiento de exclusión para la función discriminante oscilaron entre 61.5% y 95.3%, con una tasa general de 77.6% (Tabla 4), 72.0% ( $\kappa$ ) mejor de lo que se hubiera obtenido al azar (intervalos de confianza de 95%:  $67.0\% \leq \kappa \leq 77.0\%$ ).

Un análisis discriminante aplicado a los datos de 1990 señala una diferencia significativa entre los cinco grupos ( $F_{0.05, (44, 1,682)} = 32.91, P < 0.01$ ), basada en el estadístico de  $F$  aproximada calculado a partir de la  $D^2$  de Mahalanobis. Las tasas de clasificación correcta estimadas con el procedimiento de exclusión para la función discriminante oscilaron entre 55.8% y 90.4%, con una tasa general de 74.4% (Tabla 4), 68.0% ( $\kappa$ ) mejor de lo que se hubiera obtenido al azar (intervalos de confianza de 95%:  $62.9\% \leq \kappa \leq 73.1\%$ ).

Un análisis discriminante aplicado a los datos de 1988+1990 señala una diferencia significativa entre los cinco grupos ( $F_{0.05, (44, 3,323)} = 51.01, P < 0.01$ ), basada en el estadístico de  $F$  aproximada calculado a partir de la  $D^2$  de Mahalanobis. Las tasas de clasificación correcta estimadas con el procedimiento de exclusión para la función discriminante oscilaron entre 56.8% to 83.6%, con una tasa general of 66.3% (Tabla 4), 57.8% ( $\kappa$ ) mejor de lo que se hubiera obtenido al azar (intervalos de confianza de 95%:  $53.8\% \leq \kappa \leq 61.8\%$ ).

A fin de evaluar el valor predictivo de las funciones de clasificación, se usó el análisis discriminante para clasificar a (1) los especímenes tomados en 1990, usando las funciones de clasificación obtenidas del análisis discriminante de los especímenes de 1988, y (2) los especímenes tomados en 1988, usando las funciones de clasificación obtenidas del análisis discriminante de los especímenes de 1990. Se realizó este análisis con los datos morfométricos ajustados de 1988+1990. Los resultados no fueron muy buenos, con solamente el 40.1% y 37.5% de los individuos de 1990 y 1988 clasificados correctamente.

Las variables canónicas 1 y 2, derivadas de los análisis discriminantes canónicos separados de los datos de 1988 y 1990, fueron usadas en un ANOVA de dos factores para examinar la estabilidad anual de estos componentes de forma con los efectos de talla eliminados. El estadístico de  $F$  calculado

a partir del ANOVA de dos factores para la variable canónica 1 señala una diferencia significativa entre peces de las cinco áreas ( $F_{0.05, (4, 873)} = 563.32, P < 0.001$ ), pero ninguna entre peces de los dos años ( $F_{0.05, (1, 873)} = 0.43, P = 0.51$ ). El estadístico de  $F$  calculado a partir del ANOVA de dos factores para la variable canónica 2 también señala una diferencia significativa entre peces de las cinco áreas ( $F_{0.05, (4, 873)} = 231.71, P < 0.001$ ), y ninguna entre peces de los dos años ( $F_{0.05, (1, 873)} = 1.39, P = 0.24$ ). Para evaluar más a fondo el carácter temporal de estas relaciones multivariadas, se aplicaron análisis de correlación de las variables canónicas 1 y 2 a los centroides de los grupos de los análisis de los datos de 1988 y 1990 arriba detallados. No existe ninguna correlación significativa ( $P > 0.05$ ) entre las variables canónicas de 1988 y 1990. Para la variable canónica 1  $r = 0.87$ , y para la variable canónica 2  $r = 0.61$ . Estos resultados parecen señalar una inestabilidad anual en la variabilidad geográfica.

### ***Diferencias morfométricas entre peces de México y Ecuador***

A fin de comprobar la hipótesis de dos grupos morfométricamente distinguibles (norteño y sureño) en el Pacífico oriental (México y Ecuador), se reajustaron por separado las características morfométricas de estos peces de 1988, 1990, y 1988+1990, y se sometió cada conjunto de datos a un análisis discriminante. Se usaron las pendientes comunes dentro de los grupos para ajustar las características morfométricas a aquellas esperadas para las tallas totales medias generales correspondientes a estos dos grupos para cada conjunto de datos, usando la fórmula alométrica arriba presentada. Las regresiones de los valores asignados por la función discriminante contra talla total no fueron significativas ( $P > 0.05$ ), señalando que los efectos de talla fueron eliminados por el procedimiento de ajuste (Tabla 3). Las distribuciones de frecuencia de las variables canónicas (Figura 6) demuestran una separación bastante buena en los dos grupos, con solamente una ligera sobreposición para los datos de 1988 y 1990. Para los datos de 1988+1990, empero, la sobreposición de los dos grupos es bastante grande.

Un análisis discriminante aplicado a los datos de 1988 señala una diferencia significativa entre los dos grupos ( $F_{0.05, (6, 162)} = 40.00, P < 0.01$ ), basada en el estadístico de  $F$  aproximada calculado a partir de la  $D^2$  de Mahalanobis. Las tasas de clasificación correcta estimadas con el procedimiento de exclusión fueron 81.3% y 88.5% para los peces de México y Ecuador, con una tasa general de 84.6% (Tabla 5), 69.3% ( $\chi$ ) mejor de lo que se hubiera obtenido al azar (intervalos de confianza de 95%:  $58.3\% \leq \chi \leq 80.3\%$ ).

Un análisis discriminante aplicado a los datos de 1990 señala una diferencia significativa entre los dos grupos ( $F_{0.05, (6, 182)} = 27.07, P < 0.01$ ) basada en el estadístico de  $F$  aproximada calculado a partir de la  $D^2$  de Mahalanobis. Las tasas de clasificación correcta estimadas con el procedimiento de exclusión fueron 80.9% y 89.5% para los peces de México y Ecuador, con una tasa general de 85.2% (Tabla 5), 70.7% ( $\chi$ ) mejor de lo que se hubiera obtenido al azar (intervalos de confianza de 95%:  $60.4\% \leq \chi \leq 81.1\%$ ).

Un análisis discriminante aplicado a los datos de 1988+1990 señala una diferencia significativa entre los dos grupos ( $F_{0.05, (5, 352)} = 16.40, P < 0.01$ ) basada en el estadístico de  $F$  aproximada calculado a partir de la  $D^2$  de Mahalanobis. Las tasas de clasificación correcta estimadas con el procedimiento de exclusión fueron 59.5% y 76.9% para los peces de México y Ecuador, con una tasa general de 67.9% (Tabla 5), 36.1% ( $\chi$ ) mejor de lo que se hubiera obtenido al azar (intervalos de confianza de 95%:  $26.3\% \leq \chi \leq 45.9\%$ ).

A fin de evaluar el valor predictivo de las funciones de clasificación, se usó el análisis discriminante para clasificar a (1) los especímenes tomados en 1990, usando las funciones de clasificación obtenidas del análisis discriminante de los especímenes de 1988, y (2) los especímenes tomados

en 1988, usando las funciones de clasificación obtenidas del análisis discriminante de los especímenes de 1990. Se realizó este análisis con los datos morfométricos ajustados de 1988+1990. Los resultados no fueron muy buenos, con tan sólo el 64.5% y 59.8% de los individuos de 1990 y 1988 clasificados correctamente.

#### ***Evaluación de las características morfométricas***

Los coeficientes de variación de cada una de las características señalan poca variabilidad en las medidas morfológicas repetidas de dos peces (Tabla 6). La correlación entre los coeficientes de cada una de las características morfométricas del pez 1 y el pez 2 fue 0.916, indicando un alto grado de similitud en el error de medición entre los dos peces para cada característica. El coeficiente de variación medio para las medidas morfométricas de los dos peces es 0.00095. Los coeficientes bajos indican que estas características son ideales para las comparaciones morfométricas, tal como es de esperar de medidas lineales de elementos anatómicos bien definidos. En la Tabla 7 se presentan los coeficientes de cada una de las características morfométricas ajustadas correspondientes a los datos de 1988+1990, por área. Los coeficientes de variación de las medidas morfológicas repetidas de los dos peces (Tabla 6) son aproximadamente el 10% de aquellos en la Tabla 7.

Un análisis discriminante por pasos aplicado a las características morfométricas de los grupos de peces de los cinco lugares, ajustadas por los parámetros de los datos de 1988+1990, seleccionó a TAP, TAA, TSAD, TC, SDAA, y SDAP entre las seis primeras características en al menos dos de los tres conjuntos de datos (1988, 1990, y 1988+1990). Se realizó una evaluación de la pérdida de poder discriminatorio al usar solamente estas seis características en el análisis discriminante de los conjuntos de datos de 1988, 1990, y 1988+1990 independientemente. Las tasas generales de clasificación correcta estimadas a partir del procedimiento de exclusión disminuyeron de 80.0% a 69.9%, de 73.6% a 70.7%, y de 66.3% a 58.7%, respectivamente.

## **DISCUSION**

Estos análisis de la variación espaciotemporal de las 13 medidas de características morfométricas, junto con conteos de branquiespinas, indican el valor de dichas características para la identificación de stocks regionales del atún aleta amarilla en el Océano Pacífico. Un análisis exploratorio de los datos morfométricos señaló una variación anual en las características individuales, junto con interacciones entre áreas y años. Existe una variación anual dentro de los stocks, pero parece ser mucho menor que la variación geográfica entre stocks. Un análisis discriminante por pasos señaló que las características morfométricas con el mayor poder discriminatorio no fueron consistentes en 1988 y 1990. Aunque las tasas de clasificación correcta obtenidas del análisis discriminante para las muestras tomadas en 1990 (74.4%) son comparables a aquellas de 1988 (77.6%) (Tabla 4), las relaciones multivariadas entre las variables canónicas son diferentes para los dos años (Figura 5).

Dos años de datos son obviamente un mínimo para el examen de la estabilidad anual de la variación morfométrica y merística entre muestras. Sería necesario tomar muestras a lo largo de varios años antes de poder obtener resultados definitivos. Además, una conclusión objetiva acerca de la estabilidad temporal requeriría no sólo un muestreo a lo largo de varios años, sino también en las distintas temporadas de cada año, y sería necesario tomar muestras de peces que abarcaran todo el rango de tallas dentro de las áreas. Sin embargo, los resultados del presente estudio son informativos. Además de examinar la variabilidad anual de las relaciones multivariadas, la proporción de clasificaciones correctas de los especímenes de un año, usando las funciones discriminantes derivadas de los especímenes del otro año, proporcionaron una medida empírica del valor predictivo de las

funciones de clasificación. Las altas tasas de clasificación correcta obtenidas del análisis discriminante de los peces de 1988+1990 contribuyen a la confianza en el uso del análisis discriminante. Hay dos interpretaciones posibles: o la influencia de los cambios ambientales anuales es menos importante que las diferencias geográficas, o la variación dentro del stock es pequeña en relación a la variación de las características morfométricas entre los stocks. Winans (1987), en contraste, informó que la variabilidad anual de las características morfométricas de los salmones *Oncorhynchus tshawytscha* juveniles era mayor que las diferencias entre localidades, y concluyó que la variación geográfica en las muestras no poseía estabilidad temporal. Blouw *et al.* (1988) también señalaron una variación temporal extensa de las características merísticas en un stock de salmones del Atlántico (*Salmo salar*).

Tal como se recomendó previamente (Schaefer, 1991), los conteos de branquiespinas deberían ser realizados en conjunto con datos morfométricos para permitir una división geográfica amplia de los individuos. Ya que ocurrió una disminución significativa del poder discriminatorio con una reducción del número de características incluidas en el análisis discriminante, y ya que la baja incidencia de errores de medición indica que ninguna de las características es difícil de medir (Tabla 7), se deberían usar las 13 mediciones en investigaciones futuras.

Las características TAP, TSAD, y TAA son más cortas en los peces del Pacífico oriental que en aquellos de Australia, Japón, y Hawái. La talla de la cabeza (TC), empero, es menor en los peces del Pacífico occidental (Figura 4). Además, TAA, TAP, TC, y TSAD fueron respectivamente la primera, segunda, cuarta, y quinta característica seleccionada por el análisis discriminante por pasos de los datos de 1988+1990. Por lo tanto, estas cuatro características son potencialmente útiles para distinguir el aleta amarilla del Pacífico oriental, central, y occidental.

No hay diferencias consistentes en los conteos de branquiespinas totales y en algunas de las características morfológicas de los peces de México y Ecuador en 1988 contra 1990. Hay una separación significativa de los individuos (Tabla 5) en los datos de 1988 y 1990 de México y Ecuador, pero los datos de 1988+1990 señalan un alto grado de superposición para los individuos de las dos regiones (Figura 6). Esta variabilidad anual podría resultar de diferencias ambientales, y también de diferentes cohortes o clases anuales.

Los resultados generales del presente estudio son consistentes con otros resultados recientes sobre la variación geográfica de la morfometría y merística del aleta amarilla (Schaefer, 1989 y 1991). Estos estudios sugieren que el aleta amarilla podría mantener distribuciones bastante localizadas dentro de grandes regiones del Océano Pacífico, y que el origen podría ser delineado con un grado de precisión razonable mediante la morfometría multivariada. Los resultados de estos estudios morfométricos parecen ser corroborados por aquellos de los estudios de marcado. Hasta ahora, se ha dispuesto de resultados de estudios de marcado extensos, diseñados para investigar los desplazamientos del aleta amarilla, únicamente del Pacífico oriental. Los desplazamientos de aletas amarillas marcadas que permanecieron más de 30 días en libertad en el Pacífico oriental suelen ser limitados, con pocos desplazamientos de individuos de más de 1,000 millas (Joseph *et al.*, 1964; Bayliff, 1979; Hunter *et al.*, 1986).

El uso de las características morfométricas y merísticas para la identificación de los stocks es controversial, a raíz de las interacciones desconocidas entre los genes y el ambiente durante el desarrollo. Corti *et al.* (1988) informaron recientemente sobre una congruencia entre la morfometría y genética en seis stocks de la carpa común, *Cyprinus carpio*. En contraste, Claytor y Verspoor (1992) sugieren que es poco probable que la variación merística, morfométrica, y electroforética entre poblaciones del salmón del Atlántico (*Salmo salar*) sea congruente, excepto por casualidad. En cuanto a las características merísticas, se ha demostrado que diferencias entre poblaciones de peces pueden resultar de herencia, de influencias ambientales, o de la interacción de los dos (Lindsey, 1988). No

obstante, se sabe poco acerca de la importancia de la contribución genética en comparación con las influencias ambientales sobre la variación morfológica (Clayton, 1981). La diferenciación morfológica es a menudo clara y estadísticamente significativa, mientras que las diferencias en la frecuencia de los genes son normalmente menos potentes en discriminar entre poblaciones (Lewontin, 1984). La morfometría es potencialmente una de las herramientas diagnósticas más útiles para la identificación de stocks pero, si resulta ser posible detectar unidades genéticamente distinguibles, conocimientos de la diversidad genética del recurso son deseables. Las características del ciclo vital de los atunes crean un gran potencial para el flujo y dispersión de los genes, y se esperaría ver unidades genéticas separadas solamente en áreas geográficas amplias, o tal vez entre océanos. Sin embargo, el análisis genético de muestras de atunes barrilete (*Katsuwonus pelamis*) y albacora (*Thunnus alalunga*), usando análisis de endonucleasa de restricción de ADN mitocondrial (mtADN), no descubrió ninguna diferencia genética significativa entre peces del Atlántico y del Pacífico (Graves *et al.*, 1984; Graves y Dizon, 1989). Se extrajeron los corazones de los mismos especímenes de aletas amarillas de los cuales se tomaron los datos morfométricos y merísticos en 1990 para un estudio independiente del análisis de endonucleasa de restricción de mtADN, para examinar la hipótesis de plasticidad fenotípica, o variación no genotípica. La variación anual de las características morfométricas indica plasticidad fenotípica, ya que serían de esperar tendencias morfológicas consistentes dentro de áreas ocupadas por unidades genéticas separadas.

Aunque las características morfométricas presentan variabilidad anual, estos resultados demuestran que los stocks examinados son morfométricamente distinguibles y que sus relaciones fenéticas reflejan su origen geográfico. El habitat del aleta amarilla de los cinco puntos de muestreo es heterogéneo y variable, y por lo tanto la variación morfométrica indica probablemente que los stocks regionales han sido sometidos a factores ecológicos diversos.

Actualmente los métodos más confiables de clasificar un pez individual a una región usando morfometría se basarían en funciones discriminantes derivadas del año en el que fue capturado. Se deberían analizar los datos de más años para comprender mejor la variabilidad anual de las características morfométricas. La variación anual de estas características requiere una investigación más amplia, a fin de elucidar las causas de la variación y para poder basar la clasificación en las características más estables.

### RECONOCIMIENTOS

Quisiera agradecer a las personas siguientes su gran asistencia con cuestiones logísticas: R. Childers, J. Diplock, T. Dunn, H. Fushimi, C. Heberer, K. Holland, N. Ishibashi, R. Kearney, S. Kume, F. LoPreste, S. Loomis, M. Oka, A. Suda, Z. Suzuki, y B. Takenaka. Quisiera expresar mi agradecimiento especial al Director de la Comisión, J. Joseph, y el Científico Dirigente del Programa Atún-Picudo, R. Deriso, por su apoyo durante toda la investigación. Se agradece también a los siguientes sus revisiones y críticas de versiones previas de este trabajo: W. Bayliff, R. Claytor, R. Deriso, T. Hurlbut, R. Punsly, F. Rohlf, y A. Wild.

## LITERATURE CITED—BIBLIOGRAFIA CITADA

- Bayliff, W.H. 1979. Migrations of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean as determined from tagging experiments initiated during 1968-1974. Inter- Am. Trop. Tuna Comm., Bull. 17(6): 445-506.
- Blouw, D.M., S.D. Saxon, and E.M.P. Chadwick. 1988. Temporal variation of meristic traits within an Atlantic salmon (*Salmo salar*) stock, and implications for stock identification. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 45(8): 1330-1339.
- Clayton, J.W. 1981. The stock concept and the uncoupling of organismal and molecular evolution. Can. J. 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.
- Clayton, R.R. and E. Verspoor. 1992. Discordant phenotypic variation in sympatric resident and anadromous Atlantic salmon (*Salmo salar*) populations. Can. J. Zool.: (in press).
- Cole, J.S. 1980. Synopsis of biological data on the yellowfin tuna, *Thunnus albacares* (Bonnaterre, 1788), in the Pacific Ocean. Inter-Am. Trop. Tuna Comm., Spec. Rep. 2: 71-150.
- 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.
- Corti, M., R.S. Thorpe, L. Sola, V. Sbordoni, and S. Cataudella. 1988. Multivariate morphometrics in aquaculture: a case study of six stocks of the common carp (*Cyprinus carpio*) from Italy. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 45(9):1548-1554.
- Dixon, W.J., M.B. Brown, L. Engleman, J.W. Frane, M.A. Hill, R.I. Jenarich, and J.D. Toporek. 1981. BMDP statistical software. University of California Press, Berkeley, CA.: 725 pp.
- Gould, S.J. 1966. Allometry and size in ontogeny and phylogeny. Biol. Rev. Cambridge Philos. Soc. 41(4): 587-640.
- Graves, J.E. and A.E. Dizon. 1989. Mitochondrial DNA sequence similarity of Atlantic and Pacific albacore tuna (*Thunnus alalunga*). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 46(5): 870-873.
- Graves, J.E., S.D. Ferris, and A.E. Dizon. 1984. Close genetic similarity of Atlantic and Pacific skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) demonstrated with restriction endonuclease analysis of mitochondrial DNA. Mar. Biol. 79(3): 315-319.
- 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.
- 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. J. Fish. Aquat. Sci. 38(12): 1838-1855.
- Johnson, R.A. and D.W. Wichern. 1982. Applied Multivariate Statistical Analysis. Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, NJ: 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-Am. Trop. Tuna Comm., Bull. 9(2): 53-112.
- Lachenbruch, P.A. 1975. Discriminant Analysis. Hafner Press, NY: 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.
- Lindsey, C.C. 1988. Factors controlling meristic variation. In W.W. Hoar and D.J. Randall (editors), Fish Physiology. Vol. XIB. Academic Press, London: 197-274.
- 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.
- Pimentel, R.A. 1979. Morphometrics. Kendall/Hunt Publ. Co., Dubuque, 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.
- Ryan, T.A., B.L. Joiner, and B.F. Ryan. 1976. MINITAB Student Handbook. Duxbury Press, North Scituate, Mass.: 341 pp.
- SAS Institute Inc. 1985. SAS User's Guide: Statistics. SAS Institute Inc., Box 8000, Cary, NC.: 956 pp.
- Schaefer, K.M. 1989. Morphometric analysis of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, from the eastern Pacific Ocean. Inter-Am. Trop. Tuna Comm., Bull. 19(5): 387-427.
- Schaefer, K.M. 1991. Geographic variation in morphometric characters and gill-raker counts of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, from the Pacific Ocean. U.S. Nat. Mar. Fish. Serv., Fish. Bull., 89(2): 289-297.
- Suzuki, Z., P.K. Tomlinson, and M. Honma. 1978. Population structure of Pacific yellowfin tuna. Inter-Am. Trop. Tuna Comm., Bull. 17(5): 273-441.
- Thorpe, R.S. 1975. Quantitative handling of characters useful in snake systematics with particular reference to intraspecific variation in the ringed snake *Natrix natrix* (L.). Biol. J. Linn. Soc. 7: 27-43.
- Thorpe, R.S. 1976. Biometrical analysis of geographic variation and racial affinities. Biol. Rev. Cambridge Philos. Soc. 51(4): 407-452.
- Thorpe, R.S. 1983. A review of the numerical methods for recognizing and analyzing racial variation. In J. Felsenstein (editor), Numerical Taxonomy. Springer-Verlag, Berlin: 404-423.
- Titus, U., J.A. Mosher, and B.K. Williams. 1984. Chance-corrected classification for use in discriminant analysis: ecological applications. Am. Midl. Nat. 111(1): 1-7.
- Winans, G.A. 1987. Using morphometric and meristic characters for identifying stocks of fish. In H. E. Kumpf, 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.
- Zar, J.H. 1974. Biostatistical Analysis. Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, NJ: 620 pp.