

INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION
COMISION INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL

Bulletin—Boletín
Vol. 20, No. 2

**ESTIMATION OF THE ABUNDANCE OF YELLOWFIN TUNA,
THUNNUS ALBACARES, BY AGE GROUPS AND REGIONS
WITHIN THE EASTERN PACIFIC OCEAN**

**ESTIMACION DE ABUNDANCIA DEL ATUN ALETA AMARILLA,
THUNNUS ALBACARES, POR GRUPOS DE EDAD Y REGIONES
EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL**

by—por

Richard G. Punsly and Richard B. Deriso

La Jolla, California

1991

CONTENTS–INDICE

ENGLISH VERSION – VERSION EN INGLES

	Page
ABSTRACT	99
INTRODUCTION	99
METHODS	100
Methods overview	100
Error detection and correction	100
Comparing pairs of length-frequency samples	101
Converting multiple set-type samples to multiple samples of single set types	101
Catch rates of cohorts	102
Standardizing catch rates with generalized linear models	102
Locally-weighted least-squares regressions	103
Combining 2.5° quadrangles into larger regions	104
Converting catch rates to abundances in numbers of individuals	105
RESULTS	105
SUMMARY AND DISCUSSION	107
ACKNOWLEDGEMENTS	108

FIGURES – FIGURAS	109
--------------------------------	-----

TABLES – TABLAS	115
------------------------------	-----

INDICE – CONTENTS

VERSION EN ESPAÑOL – SPANISH VERSION

	Página
RESUMEN	119
INTRODUCCION	119
METODOS	120
General	120
Detección y corrección de errores	121
Comparación de pares de muestras de frecuencia de talla	121
La conversión de muestras de tipo de lance múltiple a muestras múltiples de un solo tipo de lance	122
Tasas de captura de las cohortes	122
La estandarización de las tasas de captura con modelos lineales generalizados	123
Regresiones por mínimos cuadrados con ponderación local	124
Combinación de los cuadrángulos de 2.5° en regiones más grandes	125
Conversión de las tasas de captura en abundancia en número de individuos	125
RESULTADOS	126
RESUMEN Y DISCUSSION	128
RECONOCIMIENTOS	129

LITERATURE CITED – BIBLIOGRAFIA CITADA	130
-----------------------------------------------------	-----

**ESTIMATION OF THE ABUNDANCE OF YELLOWFIN TUNA,
THUNNUS ALBACARES, BY AGE GROUPS AND REGIONS
WITHIN THE EASTERN PACIFIC OCEAN**

by

Richard G. Punsly and Richard B. Deriso

ABSTRACT

Monthly estimates of the abundance of yellowfin tuna by age groups and regions within the eastern Pacific Ocean during 1970-1988 are made, using purse-seine catch rates, length-frequency samples, and results from cohort analysis. The numbers of individuals caught of each age group in each logged purse-seine set are estimated, using the tonnage from that set and length-frequency distribution from the "nearest" length-frequency sample(s). Nearest refers to the closest length-frequency sample(s) to the purse-seine set in time, distance, and set type (dolphin associated, floating object associated, skipjack associated, none of these, and some combinations). Catch rates are initially calculated as the estimated number of individuals of the age group caught per hour of searching. Then, to remove the effects of set type and vessel speed, they are standardized, using separate weighted generalized linear models for each age group. The standardized catch rates at the center of each 2.5° quadrangle-month are estimated, using locally-weighted least-squares regressions on latitude, longitude and date, and then combined into larger regions. Catch rates within these regions are converted to numbers of yellowfin, using the mean age composition from cohort analysis. The variances of the abundance estimates within regions are large for 0-, 1-, and 5-year-olds, but small for 1.5- to 4-year-olds, except during periods of low fishing activity. Mean annual catch rate estimates for the entire eastern Pacific Ocean are significantly positively correlated with mean abundance estimates from cohort analysis for age groups ranging from 1.5 to 4 years old. Catch-rate indices of abundance by age are expected to be useful in conjunction with data on reproductive biology to estimate total egg production within regions. The estimates may also be useful in understanding geographic and temporal variations in age-specific availability to purse seiners, as well as age-specific movements.

INTRODUCTION

The objective of this study is to estimate the number of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, of different ages in various regions within the eastern Pacific Ocean (EPO). These estimates can then be used 1) with data from a current study on reproductive biology (Anonymous, 1989: 25) to estimate total egg production, 2) with tagging data to study movements, and 3) with environmental data to examine age-specific vulnerability to capture. Two methods which might seem appropriate for estimating the number of individuals by age group within regions are cohort analysis (*i.e.*, sequential computation of stock size in Ricker, 1975, also called "virtual population analysis" in Gulland, 1965) and analysis of catch rates. Cohort analysis is a powerful tool for estimating the absolute abundance, by age, in past years for the entire population; however, it is incorrect to apply when estimating the age structure within adjacent areas if there is significant migration across the boundaries (Deriso and Quinn, 1983). Also, a cohort must be in the fishery for a few years before the analysis produces a usable estimate of the cohort's abundance. On the other hand, there are more than 100,000 usable observations of yellowfin catch rates by purse seiners since 1970 in the Inter-American Tropical Tuna Commission's (IATTC) logbook data base. In addition, purse seiners catch a wide range of sizes of yellowfin; in particular, those from 50-160 cm in length are well represented. Since yellowfin less than 50 cm are probably immature and yellowfin greater than 160 cm are almost all male (Orange, 1961),

catch rates may be useful for estimating reproductive potential. With appropriate standardization procedures, catch rates offer the potential of producing relative abundance estimates by region and age which are valid to the current year. The main problem with catch rates is appropriate standardization. This paper describes one solution to this problem. We use catch rates to describe the relative changes in abundance, and then scale them to absolute abundance estimates with results from cohort analysis.

Historically, the IATTC staff has used catch rates as indices of yellowfin abundance in the EPO. Some examples of analyses of catch rates of all sizes of yellowfin combined are described by Schaefer (1953), Shimada and Schaefer (1956), Pella and Psaropolus (1975), Allen and Punsly (1984), and Punsly (1987). The methods used in this study are similar to those of Punsly (1987), but modified to work on catch rate by age groups and within regions.

METHODS

Methods overview

To apply the catch rate analysis to size or age groups, both the IATTC's length-frequency data (Hennemuth, 1957) and logbook data (Orange and Calkins, 1981; Punsly, 1983; Allen and Punsly, 1984) were used. The logbook data provide information on about 90% of the purse-seine sets on yellowfin, whereas the length-frequency coverage is much less (usually less than 5% of purse-seiner sets). Therefore, the length-frequency data are extrapolated to the coverage of the logbook data. This involves estimating the length frequency for each set in the logbook data.

The length frequency of yellowfin is partly a function of set type ("school", "dolphin" (Allen, 1981), or "floating object" (Greenblatt, 1979)), skipjack (whether the yellowfin were caught in association with skipjack), location, and time of year. For example, the mean length of yellowfin tends to be greater in dolphin-associated sets than in floating-object sets (Calkins, 1965; Allen, 1981), and smaller yellowfin are most frequently caught in sets mixed with skipjack. In addition, fewer small yellowfin are caught in regions far offshore than in regions close to shore. Since data on set type, skipjack association, location, and date are present in both the logbook and length-frequency data bases, they can be used to predict which known length-frequency samples are most likely to represent a given set in the logbook data. First each length-frequency sample of known set type, skipjack association, location, and date is compared to each other known length-frequency sample. Then the average differences between pairs of length-frequency samples are estimated for various combinations of set type, skipjack association, distance between samples, and days between samples. This information is useful for estimating which length-frequency sample(s) is (are) most likely to be representative of any given set in the logbook data.

Once the length frequencies of the yellowfin in each set in the logbook data are estimated, the catch for any length category can be estimated. Then the catch rate can be estimated. Finally, catch-rate indices of apparent abundance by length interval can be made within various regions.

Error detection and correction

The IATTC's length-frequency data base contains not only length frequencies, but also accompanying information on set type, skipjack association, date, and location. The data were first checked internally for errors, such as invalid set type codes. When internal errors were found, the original hand-written versions were retrieved and the data were corrected manually. Next, a computer program was written and used to compare information in the yellowfin length-frequency data base on location, set type, and skipjack association to the same information for the same set in the logbook data. Set locations in the length-frequency data were usually within 60 miles of what was recorded

in the logbooks (e.g. 93% in 1986). Only one discrepancy over 1000 miles was found after errors caused by misidentified vessels in the length frequency data base were corrected. Most of the large discrepancies were caused by transposed digits in the latitude or longitude in the length-frequency data base. Data on set type and skipjack tended to agree. Our working data base was created by using the logbook data to replace information in the length-frequency data base whenever there was a significant discrepancy.

Comparing pairs of length-frequency samples

Age composition in each length-frequency sample was estimated by combining 1-cm length data into 14 semi-annual age groups (the X and Y cohorts described by Anonymous, 1989: 51-53) by fitting multinormal distributions to the data using a computer program, NORMSEP, described in Abramson (1971), and constraining the fit to the growth-curve parameters of Wild (1986). The X cohort is defined as those fish attaining 30 cm (corresponding to the approximate age at first recruitment) during the fourth quarter, while the Y-cohort fish reach 30 cm during the second quarter.

A quantitative measure of dissimilarity between any two age compositions, in which each cohort is weighted equally as opposed to by its frequency, was developed based on a modified chi-square criterion:

$$d(i,i') = \frac{1}{n} \cdot \sum_{j=1}^n (p_{ij} - p_{i'j})^2 / \bar{p}_j \quad i \neq i'$$

where

- $d(i,i')$ = an index of the dissimilarity between the i th and the i' th age composition,
- n = the number of age groups,
- p_{ij} = the proportion of fish in the i th sample that are estimated to be of the j th age group,
and
- \bar{p}_j = the mean proportion of the j th age group over all samples.

It is important to weight each age group equally or the method will work well for the most abundant age groups in the catch, but poorly for the other age groups. The dissimilarity between samples increases rapidly with time and distance, as shown in Figure 1, for samples that agree on both set type and skipjack association. The effects of agreement (or lack thereof) in set type and skipjack are shown in Table 1. The age composition in an unsampled set (a set in the logbook data in which no length-frequency sample was taken) is most likely to be similar to the sample with the minimum $d(i,i')$, as predicted from the distance between them, the number of days apart, and whether they agree on set type and skipjack association. By applying these techniques, each unsampled set in the logbook data was matched with its most likely age composition. When, for a given unsampled set, more than one length-frequency sample had approximately the same minimum d , then all of these samples were combined, then applied to the unsampled set.

Converting multiple set-type samples to multiple samples of single set types

A length-frequency sample often consists of fish from more than one set. Some of these multiple set samples also include more than one set type. The index of dissimilarity analysis above uses only samples with one set type. The dissimilarity index was also used to estimate the set-type composition of each multiple set-type sample. Each multiple set-type sample is divided into subsamples, one for each set type. For example, the proportion of X1 (X cohort, age 1) yellowfin in a multiple set-type sample which are estimated to be from school sets is the weighted mean proportion of all

X1 fish sampled that were from school sets, where the weighting factor is equal to the reciprocal squared of the dissimilarity index described in the previous section:

$$\hat{s}_{ij} = \frac{\sum_i \{s_{ij} / [d(i,i)]^2\}}{\sum_i \{1 / [d(i,i)]^2\}}$$

where

\hat{s}_{ij} = estimated proportion of set type s yellowfin in the j th age group in the i th multiple set-type sample, and

s_{ij} = proportion of set type s yellowfin in the i 'th single set-type sample (s_{ij} equals 1 or 0).

Catch rates of cohorts

For any given cohort, each observation of a catch rate is defined as the estimated number of yellowfin of the cohort caught in a set divided by the hours of searching since the last set on the same cohort. Searches ending in sets in which less than 3 tons of yellowfin of all sizes combined were caught were not used because schools containing less than 3 tons are usually passed up by most purse seiners, and also there is a high probability that most of the fish escaped, making the set size a poor index of school size. Similarly, those searches ending in sets in which less than $3 \cdot \bar{p}_j$ tons of the cohort were caught, where tons of the cohort were caught, where \bar{p}_j is the mean proportion of the cohort in weight in all sets in which it was sampled, were not used because that cohort would not have been detectable had the other cohorts not been present. This prevents the search time calculation for one cohort from being dependent on the abundance of other cohorts.

Nighttime catch and effort data were not used because of the difficulty in standardizing nighttime effort to daytime effort and the fact that there are sufficient daytime observations.

Standardizing catch rates with generalized linear models

We standardized age-specific catch rates by several non-spatiotemporal factors using generalized linear models similar to that of Punsly (1987) which is a modification of the methods of Allen and Punsly (1984), Gavaris (1980), Francis (1974), and Robson (1966). The resulting standardized catch rates are useful for investigating spatiotemporal variations in catch rates which are not attributable to the standardization factors. The standardization factors for vessel speed, set type, and presence or absence of skipjack were estimated for each semi-annual age group, using separate generalized linear models of the form:

$$\ln(X_{ijklm}) = \mu + Y_i + T_j + S_k + R_l + B_m + aV + (RB)_{lm} + (YR)_{il} + (YB)_{im} + \xi_{ijklm}$$

where

X = the number of yellowfin of a semi-annual age group caught in a purse-seine set, divided by the hours of searching preceding the set,

μ = the intercept,

Y_i = the effect of year i on X ,

T_j = the effect of set type j ,

S_k = the effect of the presence or absence of skipjack,

R_l = the effect of region l (Figure 2),

B_m = the effect of bimonthly period m ,

- aV = the effect of vessel speed V , where a is the regression coefficient,
 $(RB)_{tm}$ = the effect of region-bimonthly period interaction,
 $(YR)_{il}$ = the effect of the year-region interaction,
 $(YB)_{im}$ = the effect of the year-bimonthly period interaction, and
 ξ_{ijklm} = the error.

The independent variables are further described in Table 2. The resulting models and the regression coefficients obtained from the GLM procedure in SAS (Anonymous, 1985) are shown in Table 3. The method for the selection of independent variables is described by Allen and Punsly (1984).

Other factors examined for standardization which did not have significant effects on the catch rates of any of the semi-annual age groups included sea- surface temperature, wind speed and direction, presence of helicopters or sonar on the vessel, vessel size, and net dimensions. Factors which were not significant at a probability level of $\alpha = 0.001$ were excluded from the model to avoid overparameterization (Hocking, 1976), which can dilute the other effects. Some factors which are suspected to influence yellowfin catch rates, such as the depth of the thermocline (Green, 1967; Anonymous, 1982: 73-75) could not be used because data were incomplete. Also, data on a new type of radar, introduced to the fishery in 1988, which has improved capability for sighting birds which commonly associate with tunas, were not used because the data are not yet complete; however, these data are expected to be used in the future. As in Punsly (1987), in order to reduce the bias introduced by the fishery concentrating on the greatest concentrations of fish (Calkins, 1961), the observations were weighted such that each hour of searching received equal weight within a 5° quadrangle-month and each 5° quadrangle-month received a weight proportional to the amount of ocean surface area in it. A more detailed discussion of the effects of effort weighting and area weighting can be found in Quinn *et al.* (1982).

The regression coefficients for set type, skipjack association, and vessel speed were subtracted from the logarithms of the catch rates so that temporal and regional effects could be examined without being confounded by these factors; *i.e.*, the catch rates were standardized by set type, skipjack association, and vessel speed. It is interesting to note that the effect of vessel speed on the catch rate in numbers of yellowfin in each semi-annual age group (Table 3) is much less than it is on the catch rate in total tons of all age groups combined (coefficient = 0.11 in Punsly, 1987). Perhaps faster vessels are better at catching larger fish, thus more weight per fish.

Locally-weighted least-squares regressions

In order to provide relative abundance estimates of each semi-annual age group over spatiotemporal strata a locally-weighted least-squares regression was used. For each semi-annual age group we estimated the standardized logarithms of the catch rates at the center of each 2.5° quadrangle-month using a locally-weighted least-squares (*loess*) regression (Cleveland and Delvin, 1988) on latitude, longitude, and date:

$$\ln(CR) = \mu + aX + bY + cZ + \xi$$

where

- CR = the number of yellowfin caught per hour of searching,
 μ = the intercept,
 X = (latitude + 28.75 degrees) / 2.5,
 Y = (longitude - 68.25 degrees) / 2.5,
 Z = month + [(day of the month - the midpoint of the month) / (number of days in the month)], and
 ξ = the error.

The weighting factor used was a bicubic function of the distance (in both time and space) of the observation from the center of the stratum (*i.e.* 2.5-degree quadrangle-month), multiplied by the logarithm of the search time preceding the observation (*i.e.* sample size):

$$\begin{aligned}\text{weighting factor} &= (1 - (d/dmax)^3) \cdot \ln(t+1) \quad \text{for } d < dmax \\ \text{weighting factor} &= 0 \quad \text{for } d \geq dmax\end{aligned}$$

where

$$\begin{aligned}d &= \text{distance of the observation from the center of the stratum in units of } X, Y, \text{ and } Z, \\ dmax &= 3, \text{ and} \\ t &= \text{search time preceding the set.}\end{aligned}$$

In strata with at least one, but less than five, observations within the neighborhood ($dmax = 3$), the catch rate is set to the mean catch rate in the neighborhood because there are too few observations to do a meaningful regression. If there was effort in a stratum, but no catch, there would be no sets, and thus no observations of catch rate. Therefore, a “minimum” value (-1 for ages X0 and Y0; -2 for X1 and Y1; -3 for X2, Y2, X3, and Y3; -4 for X4 and Y4; and -5 for X5 and Y5) of the logarithm of catch rate was assigned to these strata. The minimum was estimated as the nearest integer to the lowest observed catch rate for that semi-annual age group.

The regression model is essentially fitting a plane to the spatial and temporal dimensions of each stratum, which can cause some problems if all of the observations are located in only half of a stratum. For strata with all observations on only one side of their center in either latitude, longitude, or Julian date, one observation with the “minimum” value was added to the regression at the center to stabilize the fitted model. The weights given to these “minimum” values were set to 1 minus the maximum bicubic part of the weighting factor over all observations in the neighborhood, multiplied by the logarithm of the sum of the search times plus 1 in the neighborhood:

$$\text{Weight for “minimum” catch rate} = MAX\{[(1 - d/dmax)^3] \cdot \ln(T + 1)\}$$

where T is the sum of the search times. If there was no fishing effort in a 2.5° quadrangle-month the catch rate was estimated by linear interpolation between the catch rate in the last month with effort in the quadrangle and the next month.

Combining 2.5° quadrangles into larger regions

The catch rate estimates for 2.5° quadrangle-months with effort are combined into region-months in the following manner, which is similar to the area-weighting method used in Quinn *et al.* (1982):

$$\bar{X}_{irm} = \frac{\sum_{k=1}^{N_r} a_k \bar{X}_{ikm}}{A_r}$$

where

$$\begin{aligned}\bar{X}_{irm} &= \text{the estimated catch rate of the } i\text{th semi-annual age group in region } r \text{ in month } m, \\ \bar{X}_{ikm} &= \text{the catch rate in } 2.5^\circ \text{ quadrangle } k \text{ in month } m, \\ a_k &= \text{the amount of ocean surface area in quadrangle } k, \\ A_r &= \sum a_k \text{ for } k \text{ within region } r, \text{ and} \\ N_r &= \text{the number of } 2.5^\circ \text{ quadrangles whose centers lie in region } r.\end{aligned}$$

The variance of the estimates is approximated by an upper bound estimate

$$\hat{V}_{irm} = \sum_{k=1}^{N_r} \left(\frac{a_k}{A_r} \right)^2 \cdot V_{ikm} + \hat{C}_{ikm}$$

where

- V_{ikm} = the variance of the catch rate at the center of quadrangle k as estimated with the *loess* regression, and
- \hat{C}_{ikm} = an upper bound estimate of the additional variance added by the covariance from neighboring quadrangles:

$$\hat{C}_{ikm} = \sum_{k' \in \Omega} \left(\frac{a_{k'}}{A_r} \right) \cdot \left(\frac{a_k}{A_r} \right) \cdot \sqrt{V_{ik'm} \cdot V_{ikm}}$$

where Ω is the set of quadrangles in the neighborhood of k , excluding k . The variance equations are straightforward approximations to the variance equations for linear mixtures (Mood *et al.*, 1974, page 179).

Converting catch rates to abundances in numbers of individuals

Before displaying the catch rates of a cohort from recruitment to age 5, the different semi-annual age groups need to be put into the same scale. Up to this point Y1 catch rates have been standardized to Y1s and Y2s to Y2s, *etc.*, which means they are on different scales. One way to combine all the Ys (or Xs) recruited in the same year is to convert them to numbers of individuals, using the mean age composition from cohort analysis.

$$\hat{N}_{irm} = (A_r \cdot \hat{X}_{irm} \cdot \bar{M}_{i.}) / (\bar{X}_{i..} \cdot \Sigma A_r)$$

where

- \hat{N}_{irm} = the estimated number of yellowfin in the i th semi-annual age group in region r in month m ,
- \hat{X}_{irm} = the catch rate of the i th semi-annual age group in the r th region in the m th month,
- $\bar{M}_{i.}$ = the mean number of individuals in the i th semi-annual age group in the entire population over all months and years estimated from cohort analysis,
- $\bar{X}_{i..}$ = the mean catch rate, weighted by area, of the i th semi-annual age group over all 2.5° quadrangle-months and years, and
- ΣA_r = the total area.

RESULTS

The results of this analysis are too voluminous to display in their entirety since a six-dimensional representation of catch rate for all cohorts by latitude, longitude, and month with confidence intervals would be necessary. Therefore, only samples of the results are shown. The samples chosen represent relative apparent abundance of the 1980X cohort (X group first recruited in 1980), the 1980Y, 1983X, and 1983Y cohorts during their time in the fishery in the six regions shown in Figure 2. Since the variation in \hat{N}_{irm} can be large, it is helpful to display the results in units of $\ln(\hat{N}_{irm})$. In Figures 3-6 are shown the apparent abundances of cohorts relative to the abundance

at recruitment at 30 cm in region F , *i.e.*, $\hat{R}_{irm} = \ln(\hat{N}_{irm}) - \ln(\hat{N}_{iF0})$, where \hat{R}_{irm} is the logarithm of the relative apparent abundance, and \hat{N}_{iF0} is the apparent abundance of the i th cohort, in region F , at the age at 30 cm (approximately 6 months). Note that if the cohort was not yet recruited into region F at 30 cm, $\ln(\hat{X}_{iF0})$ takes on the minimum detectable value of -1 . The values of $\ln(\hat{N}_{iF0})$ shown in Figures 3-6 are meaningless because the catch rates of 30-cm yellowfin are not correlated with their abundance. They are shown only as a calibration for the graphs. Values are truncated at -6 and $+6$ because the confidence intervals can be extremely large during time periods of sparse data. For example, in the first and fifth years of a cohort's existence the observations are sparse and the variance is large. Also, in regions A and E there are few observations during their respective winters due to bad weather, and thus the variance is large.

As expected, the apparent abundance of each cohort declines throughout its lifetime. The declines, however, are not always continuous. The occasional increases in apparent abundance may be due to temporal changes in availability or movements between regions. Sometimes it is possible to speculate on the causes of the discontinuities in the declines in apparent abundance. For example, the 1980X cohort (Figure 3) and 1980Y cohort (Figure 4) increased in apparent abundance at the end of the 1982-1983 El Niño. This is probably the result of low vulnerability to purse seiners during the El Niño caused by a deeper thermocline which could cause the yellowfin to be too deep to set on or able to dive below the nets and escape. Also the apparent abundance of a cohort usually increases during the first year of vulnerability to the fishery, as recruitment of the cohort to the fishery continues.

One way to measure how much catch rates of a particular semi-annual age group reflect the abundance of that age group is to compare annual mean catch rates over all regions with annual mean abundance estimates from cohort analysis. Table 4a shows that for cohorts Y1 through Y4 annual mean catch rates are highly correlated with estimates from cohort analysis. Catch rates for cohorts X0, Y0, X1, X5, and Y5 are not significantly ($\alpha = 0.05$) correlated with estimates from cohort analysis. The comparisons are made only for the unregulated seasons (Cole, 1980) for yellowfin catch because catch rate data are scarce for closed seasons. Also, note that the comparisons exclude the X0, Y0, and Y5 cohorts, as well as the years 1970-1971, because yellowfin of all cohorts were not caught in all years. Cohort analysis can produce unreliable estimates of abundance if natural mortality is not a constant, as assumed, over ages and years, if the estimate of natural mortality is incorrect, if the guess for the fishing mortality of the oldest age group is not very good, or if there is significant migration between the area in question and another area. Thus, perfect agreement between catch rate and cohort analysis is not expected, even in the case of constant vulnerability.

One way to measure the effect of age-specific vulnerability or the effect of the fleet targeting on one age group more than another is to examine the variation in age-specific fishing mortality from cohort analysis. Since fishing mortality during a given period differs from one age group to another, either one age group must be more vulnerable than another or the fleet is targeting more on one than another. For example, when the fishing mortality on one semi-annual age group in one year is zero, then the catch rate will be zero; however, if the cohort is caught in previous or subsequent years the abundance estimate from cohort analysis will be greater than zero and thus catch rate would underestimate abundance. In general, if the fishing mortality is greater than average, the catch rate can produce an overestimate of the abundance, and if it is less than average the catch rate can produce an underestimate of the abundance. When the residuals from a linear regression of annual catch-rate estimates of abundance against annual cohort-analysis estimates (restricted to go through the origin) are correlated against mean annual fishing mortality estimates, it appears that much of the variation in the residuals can be explained by changes in vulnerability or targeting (Table 4b). However, measurement errors in catch, catch rate, or any of the parameters used in the cohort analysis could

also cause such a relationship between the residuals and fishing mortality. If measurement errors are assumed to be negligible, the data in Table 4b show that vulnerability and/or targeting significantly affects the catch rates of ages less than 4 years. In addition, semi-annual classes such as the 1974Y and 1978Y cohorts (not shown here) appear to have had greater-than-average fishing mortalities throughout their lives, suggesting that perhaps the fleet was targeting on them. It is to be expected that larger fish would constantly be targeted on, since they are preferred by tuna fisherman. The results shown in Table 4b support this expectation; *i.e.*, variation in targeting and vulnerability appear to have small effects on the catch rates of the older yellowfin (*e.g.*, X4, Y4, and X5). Targeting appears to have a greater effect on the catch rates of small yellowfin.

SUMMARY AND DISCUSSION

A method for estimating the abundance of yellowfin tuna by age groups and regions, using purse-seine catch rates, length-frequency data, and results from cohort analysis was developed. The method was demonstrated on the X and Y cohorts within six regions of the EPO shown in Figure 2. Mean annual catch rate indices of abundance for the entire EPO agree with the results of cohort analysis for yellowfin 1.5 to 4 years old. The method could also be applied to age groups other than the semi-annual ones used in this study, provided that they are fully recruited, and to regions other than the six used in this study, provided that they have sufficient fishing effort.

Although the results appear promising, it is useful to point out possible sources of error. The problems with using the method of Punsly (1987) to estimate yellowfin tuna abundance are discussed in that paper. A good discussion of the problems with using catch rates in general can be found in Paloheimo and Dickie (1964). The age-specific analysis of catch rate introduces additional possible sources of error. First, not all fish in the catch are measured; hence, our length-frequency estimates are subject to sampling error. Second, improvements are currently being introduced to the IATTC staff's cohort analysis which could change the estimated mean age distribution, and thus all of our abundance estimates. Third, the estimates reflect not only abundance, but also vulnerability to purse seiners.

Vulnerability of a given size of yellowfin to purse seiners is a function of its vertical and horizontal distribution with respect to the fishery, as well as school size, the degree of aggregation among schools, the mean proportion the size group comprises in schools in which it occurs, and fishermen's preference. Most fishermen prefer the largest size of yellowfin they can find, especially when there is a big price differential. However, small yellowfin, being the most abundant on the average and tending to make up a high percentage of the catch in sets in which they are caught, are the easiest to target on or to avoid. When large yellowfin are scarce, as in 1977-1983, the fishery targets on small fish, and catch rates are good indices of their abundance. On the other hand, when large yellowfin are abundant, as in 1985-1989, the fishery appears to avoid small ones, and catch rates are a poor index of their abundance.

The results of this analysis should be useful for estimating potential egg production within regions, since the abundance estimates from this study appear to be most accurate for 1.5- to 4-year-old yellowfin and since the vast majority of mature female yellowfin are 1.5 to 4 years old. After completion of the IATTC staff's study on reproductive biology of yellowfin, total egg production, during years in which reproductive data were collected, could be estimated by the sum over regions and age groups of the product of percent female, percent mature, batch fecundity, frequency of spawning, and abundance:

$$\hat{E} = \sum_{ij} \hat{s}_{ij} \hat{m}_{ij} \hat{f}_{ij} \hat{p}_{ij} \hat{N}_{ij}$$

where

- E = total egg production,
- s_{ij} = the proportion of females in the i th stratum in the j th age group,
- m_{ij} = the percent mature,
- f_{ij} = the batch fecundity,
- p_{ij} = the frequency of spawning, and
- N_{ij} = the abundance.

Egg production in other years could be estimated if correlations are found between reproductive parameters and environmental data.

The results of this study may also be useful for looking at age-specific movements of yellowfin. For example, the catch in a region can be divided by the mean standardized catch rate in the region to get a measure of effective fishing effort, which is useful in estimating the probability of recapturing a tagged fish in the region. These effort estimates, in conjunction with tagging data, have been used to estimate movement rates of tagged yellowfin (Deriso, *et. al.*, 1991). Catch rates themselves offer a potential data source to estimate movements by modeling their flux over time and area, as is being done in an ongoing project to simulate the fishery in the EPO (Anonymous, 1991).

The future plans for improving the age-specific abundance estimates by regions include first interpolating missing values for environmental data such as sea-surface temperature, depth of the thermocline, and wind speed and direction, and then looking at the relationship between these factors and the catch rates. For those environmental factors for which such a relationship is significant we can standardize the catch rates and also gain a better understanding of age-specific vulnerability. Second, time lags in the environmental variables will be explored, which may provide even more understanding of age-specific vulnerability and/or movements. Finally, when the abundance estimates cannot be improved any more, environmental data will be used in conjunction with estimates of egg production and recruitment to measure the effects of the environment on survival from eggs to recruits.

ACKNOWLEDGEMENTS

We thank Patrick Tomlinson for providing the results of cohort analyses he had performed. We also express our gratitude to Drs. Robin Allen, William Bayliff, Pierre Kleiber, Terrance Quinn, and Alexander Wild, and Messrs. Alejandro Anganuzzi, Kurt Schaefer, and Nicholas Webb for reviewing the manuscript.

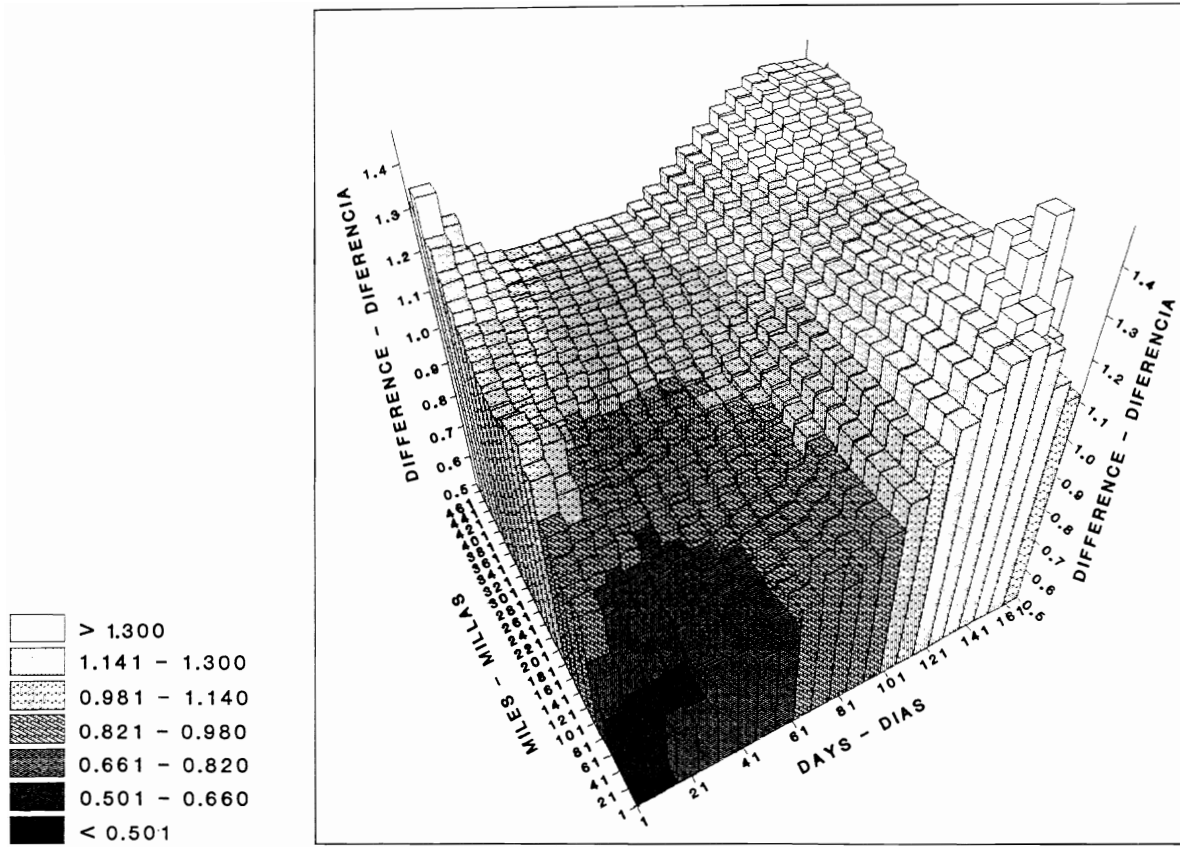


FIGURE 1. Dissimilarity indices for pairs of age-composition estimates, which agreed on both set type and skipjack, as a function of time and distance between samples.

FIGURA 1. Indices de disimilaridad correspondientes a las estimaciones de composición por edad que concuerdan en tipo de lance y presencia de barilete como función de tiempo y distancia entre muestras.

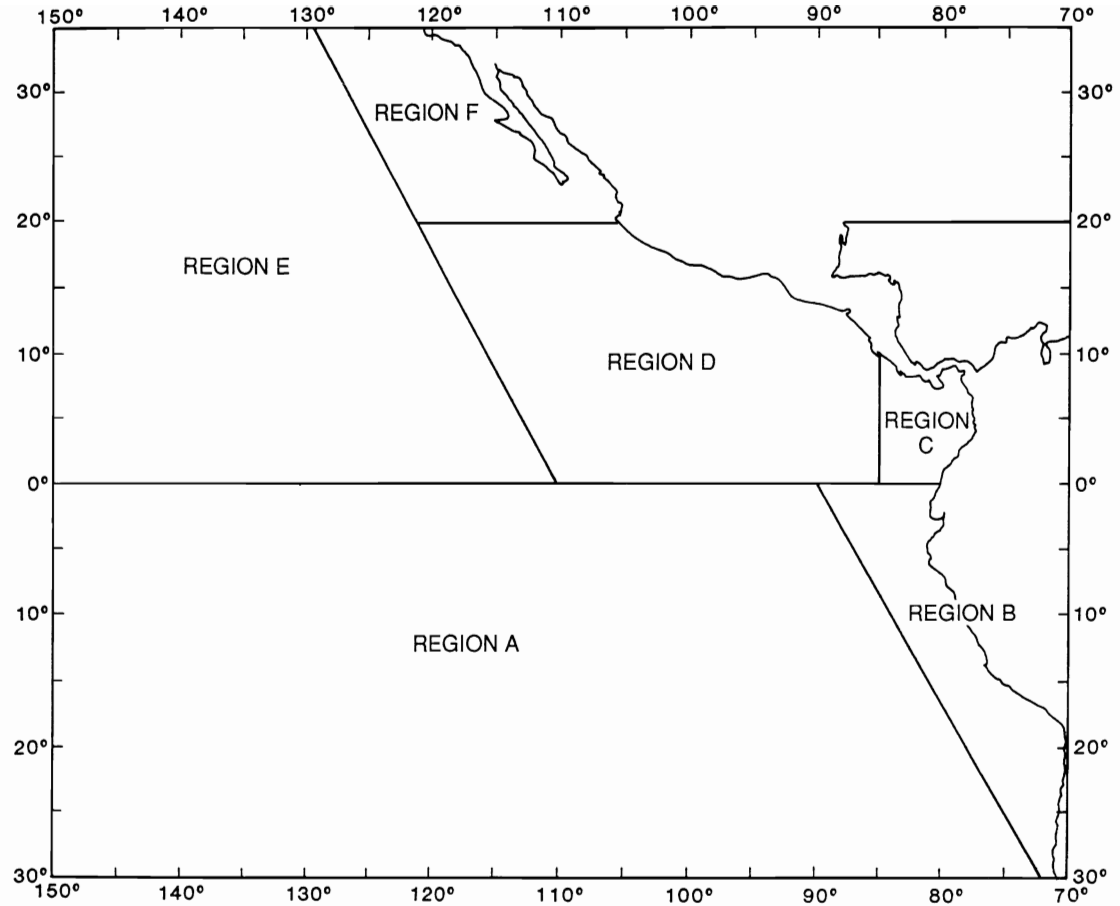


FIGURE 2. Regions used to standardize catch rates.

FIGURA 2. Regiones usadas para la estandarización de las tasas de captura.

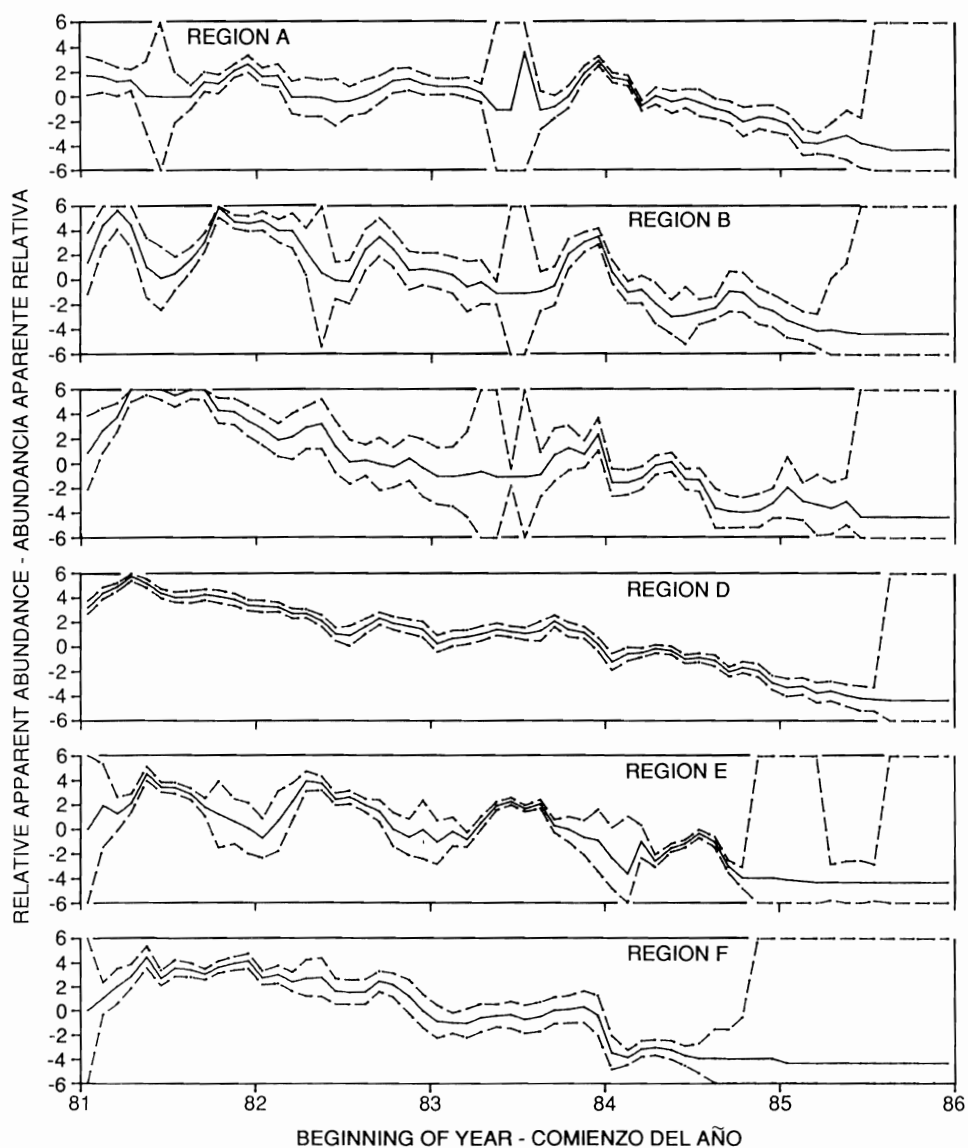


FIGURE 3. Monthly estimates of the logarithms of the relative apparent abundance of the 1980X cohort (hatched during the northern summer of 1980) in the six regions shown in Figure 2 (solid lines). The dashed lines are the approximate 95% confidence intervals. Values are truncated at +6 and -6. $\ln(\tilde{N}_{iF0}) = 3.72$.

FIGURA 3. Estimaciones mensuales de los logaritmos de la abundancia aparente relativa de la cohorte 1980X (criada durante el verano septentrional de 1980) en las seis regiones ilustradas en la Figura 2 (líneas continuas). Las líneas de trazos representan los intervalos de confianza de 95% aproximados. Los valores son truncados a +6 y -6. $\ln(\tilde{N}_{iF0}) = 3.72$.

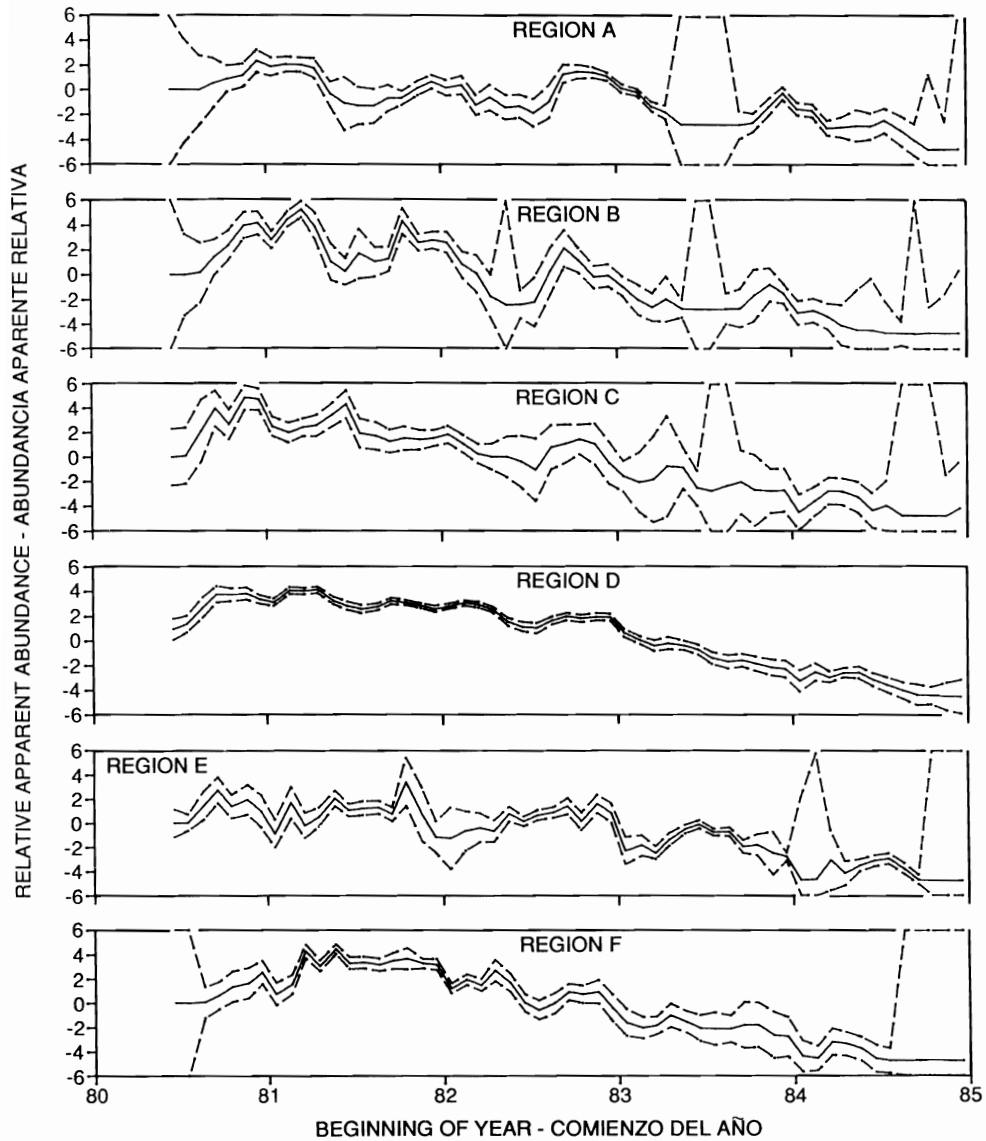


FIGURE 4. Monthly estimates of the logarithms of the relative apparent abundance of the 1980Y cohort (hatched during the southern summer of 1979-1980) in the six regions shown in Figure 2 (solid lines). The dashed lines are the approximate 95% confidence intervals. Values are truncated at +6 and -6. $\ln(\hat{N}_{iF0}) = 4.74$.

FIGURA 4. Estimaciones mensuales de los logaritmos de la abundancia aparente relativa de la cohorte 1980Y (criada durante el verano austral de 1979-1980) en las seis regiones ilustradas en la Figura 2 (líneas continuas). Las líneas de trazos representan los intervalos de confianza de 95% aproximados. Los valores son truncados a +6 y -6. $\ln(\hat{N}_{iF0}) = 4.74$.

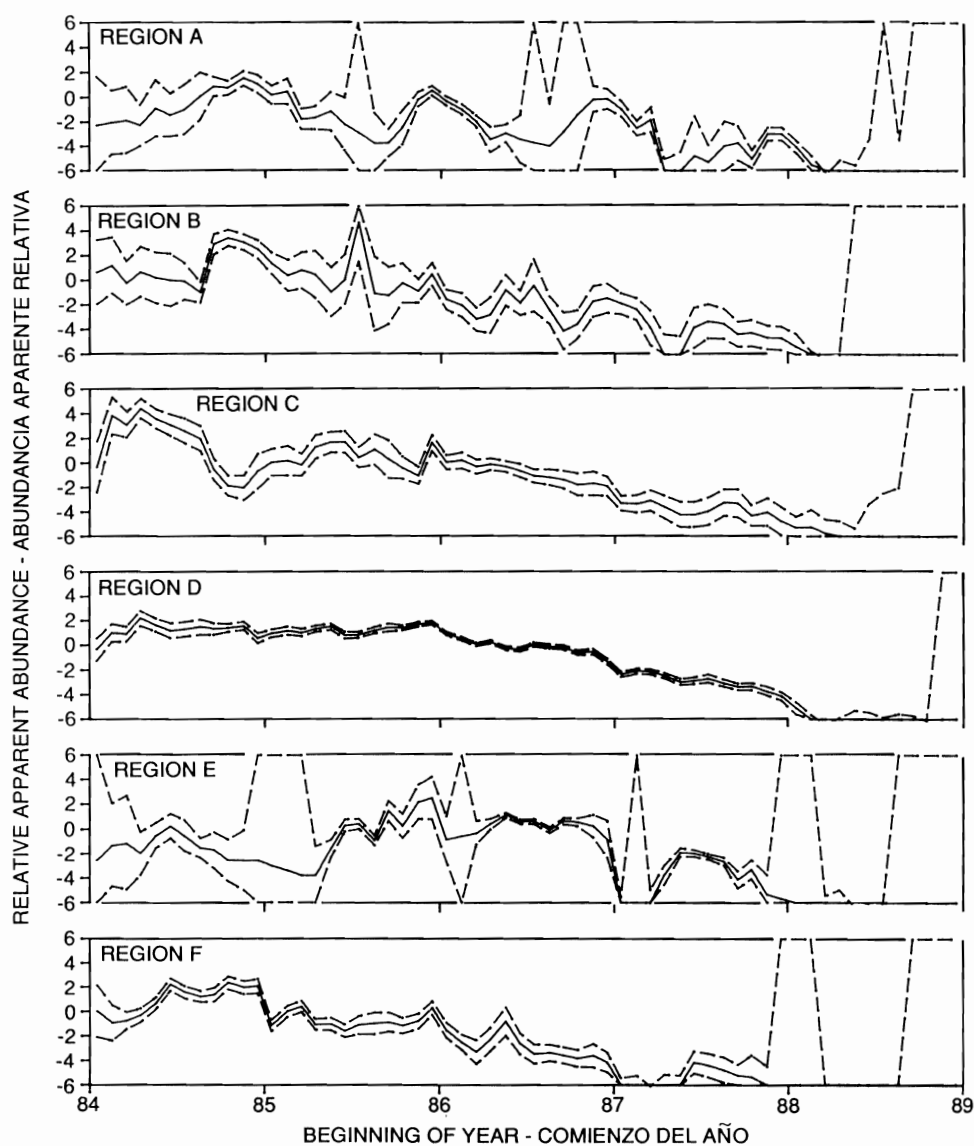


FIGURE 5. Monthly estimates of the logarithms of the relative apparent abundance of the 1983X cohort (hatched during the northern summer of 1983) in the six regions shown in Figure 2 (solid lines). The dashed lines are the approximate 95% confidence intervals. Values are truncated at +6 and -6. $\ln(\hat{N}_{iF0}) = 6.35$.

FIGURA 5. Estimaciones mensuales de los logaritmos de la abundancia aparente relativa de la cohorte 1983X (criada durante el verano septentrional de 1983) en las seis regiones ilustradas en la Figura 2 (líneas continuas). Las líneas de trazos representan los intervalos de confianza de 95% aproximados. Los valores son truncados a +6 y -6. $\ln(\hat{N}_{iF0}) = 6.35$.

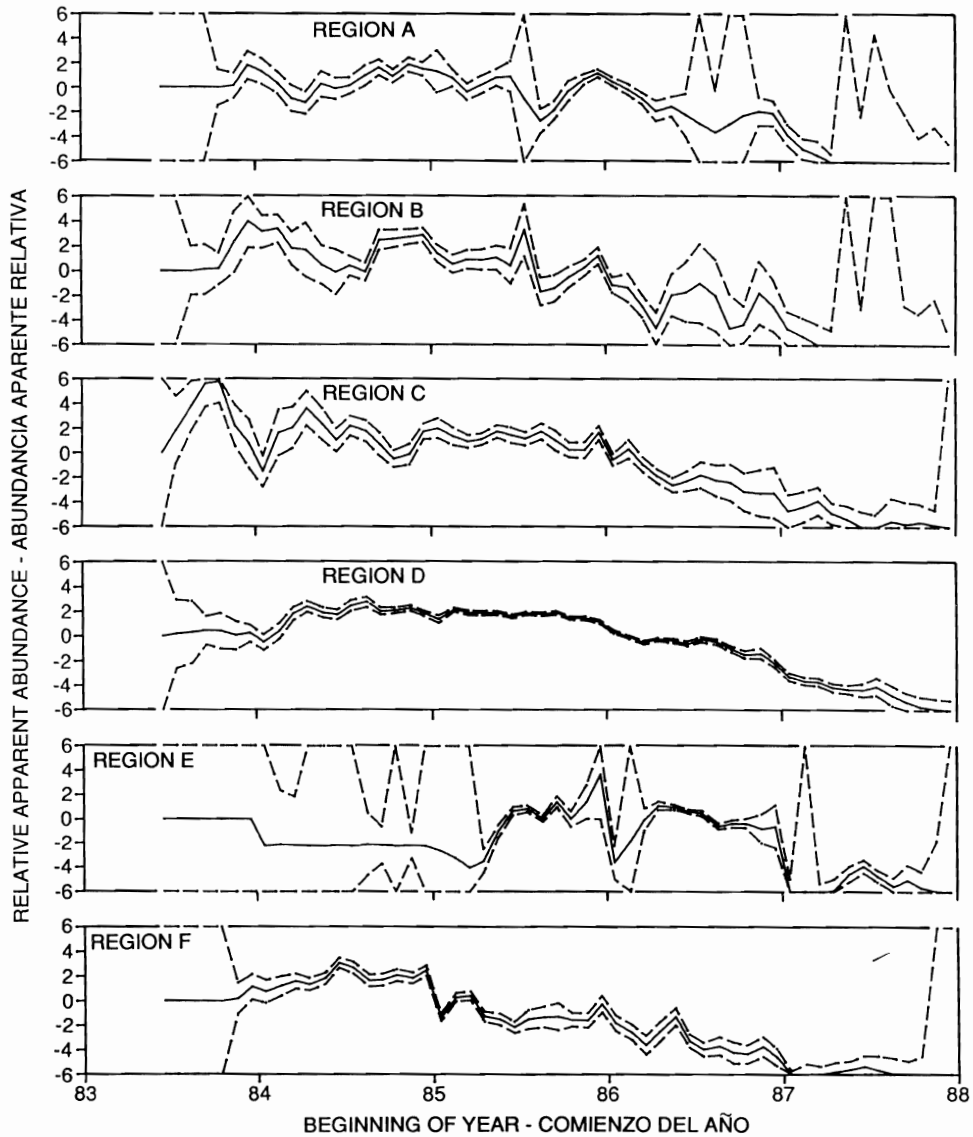


FIGURE 6. Monthly estimates of the logarithms of the relative apparent abundance of the 1983Y cohort (hatched during the southern summer of 1982-1983) in the six regions shown in Figure 2 (solid lines). The dashed lines are the approximate 95% confidence intervals. Values are truncated at +6 and -6. $\ln(\hat{N}_{iF0}) = 5.87$.

FIGURA 6. Estimaciones mensuales de los logaritmos de la abundancia aparente relativa de la cohorte 1983Y (criada durante el verano austral de 1982-1983) en las seis regiones ilustradas en la Figura 2 (líneas continuas). Las líneas de trazos representan los intervalos de confianza de 95% aproximados. Los valores son truncados a +6 y -6. $\ln(\hat{N}_{iF0}) = 5.87$.

TABLE 1. Means of dissimilarity indices for pairs of yellowfin age-composition estimates as a function of agreement or lack thereof in set type, presence or absence of skipjack, and time and distance apart.

TABLA 1. Promedios de los índices de disimilaridad correspondientes a pares de estimaciones de la composición de edad del aleta amarilla en función del acuerdo o falta de acuerdo en tipo de lance, presencia o ausencia de barrilete, y separación temporal y espacial.

Agree on both skipjack and set type Concuerdan en barrilete y tipo de lance				
Days – Días	Distance (miles) – Distancia (millas)			
	0-20	21-50	51-80	81-680
0- 10	0.49	0.60	0.68	1.09
11- 30	0.64	0.57	0.67	0.97
31- 55	0.74	0.67	0.83	1.03
56-165	0.97	0.91	1.13	1.24
Agree on either skipjack or set type, but not both Concuerdan en barrilete o tipo de lance, pero no ambos				
Days – Días	Distance (miles) – Distancia (millas)			
	0-20	21-50	51-80	81-680
0- 10	0.53	0.62	0.70	1.29
11- 30	0.73	0.60	0.80	1.23
31- 55	0.69	0.69	0.81	1.17
56-165	1.02	0.94	1.07	1.35
Agree on neither skipjack nor set type No concuerdan ni en barrilete ni tipo de lance				
Days – Días	Distance (miles) – Distancia (millas)			
	0-20	21-50	51-80	81-680
0- 10	0.72	0.93	1.40	2.20
11- 30	0.88	1.14	1.48	2.11
31- 55	2.51	1.32	1.78	1.77
56-165	1.14	1.50	1.26	1.63

TABLE 2. Independent variables used in the generalized linear model.**TABLA 2.** Variables independientes usadas en el modelo lineal generalizado.

Variable	Type	Description	Degrees of freedom
Variable	Tipo	Descripción	Grados de libertad
years años	classification clasificación	1970-1988	18
set type tipo de lance	"	school, dolphin, floating object brisa, delfín, objeto flotante	2
skipjack barrilete	"	presence or absence presencia o ausencia	1
region región	"	shown in Figure 2 ilustrada en la Figura 2	5
bimonthly period bimestre	"	1-6	5
vessel speed velocidad del barco	covariate covariable	(vessel speed–mean vessel speed) divided by the standard deviation (velocidad del barco–velocidad media del barco) dividido por la desviación estándar	1

TABLE 3. Standardization factors (regression coefficients from the linear models) for catch rates.
TABLA 3. Factores de estandarización (coeficientes de regresión de los modelos lineales) para las tasas de captura.

Cohort	School	Dolphin	Floating object	Skipjack	Vessel speed	Other significant variables
Cohorte	Brisa	Delfin	Objeto flotante	Barrilete	Velocidad del barco	Otras variables significativas
Y0	—	—	—	—	—	a,b,c
X1	0.000	-0.489	-0.149	—	—	a,b,c,d,e,f
Y1	0.000	-0.529	-0.029	-0.152	—	a,b,c,d,e,f
X2	0.000	-0.427	-0.367	-0.161	—	a,b,c,d,e,f
Y2	0.000	-0.439	-0.359	-0.133	0.039	a,b,c,d,e,f
X3	0.000	-0.229	-0.123	-0.076	0.065	a,b,c,d,e,f
Y3	0.000	-0.105	-0.031	-0.118	0.044	a,b,c,d,e,f
X4	0.000	-0.220	-0.260	—	0.034	a,b,c,d,e,f
Y4	—	—	—	—	—	a,b,c,d,e,f
X5	—	—	—	—	—	a,b,c
Y5	—	—	—	—	—	a,b

Other variables – Otras variables

- a) Year – Año
- b) Bimonthly period – Bimestre
- c) Region (Figure 2) – Región (Figura 2)
- d) Year-region interaction – Interacción año-región
- e) Year-bimonthly period interaction – Interacción año-bimestre
- f) Region-bimonthly period interaction – Interacción región-bimestre

TABLE 4. (a) Correlation coefficients between mean annual catch-rate estimates and mean annual abundance estimates from cohort analysis. These demonstrate the strength of the relationship between catch rates and abundance for different age groups. (b) Correlations between the residuals (of linear regressions of catch rate estimates versus cohort analysis estimates, restricted to go through the origin) and fishing mortality estimates from cohort analysis show the extent that age-specific vulnerability and targeting explain the difference between catch rate and abundance. An asterisk (*) indicates that the correlation is significant at $\alpha = 0.05$. Cautionary remarks regarding the significance of the correlation between the residuals and fishing mortality are given in the text.

TABLE 4. (a) Coeficientes de correlación entre las tasas de captura media anual estimadas y las estimaciones de la abundancia media anual del análisis de cohortes. Demuestran la fuerza de la relación entre las tasas de captura y la abundancia para distintos grupos de edad. (b) Correlaciones entre los residuales (de las regresiones lineales de las estimaciones de la tasa de captura contra las estimaciones del análisis de cohortes, restringidas a pasar por el origen) y las estimaciones de la mortalidad por pesca del análisis de cohortes demuestran en qué grado la vulnerabilidad específica por edad y el objetivo de la pesca explican la diferencia entre la tasa de captura y la abundancia. Un asterisco (*) indica que la correlación es significativa a $\alpha = 0.05$. En el texto se advierte acerca del significado de la correlación entre los residuales y la mortalidad por pesca.

Cohort Cohorte	(a) Catch rate and cohort analysis Tasa de captura y análisis de cohortes	(b) Residuals and fishing mortality Residuales y mortalidad por pesca
X1	0.167	-0.720*
Y1	0.891*	-0.671*
X2	0.807*	-0.662*
Y2	0.662*	-0.455
X3	0.801*	-0.640*
Y3	0.824*	-0.811*
X4	0.861*	0.180
Y4	0.566*	0.213
X5	-0.066	-0.171

**ESTIMACION DE ABUNDANCIA DEL ATUN AMARILLA,
THUNNUS ALBACARES, POR GRUPOS DE EDAD Y REGIONES
EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL**

por

Richard G. Punsly y Richard B. Deriso

RESUMEN

Se calculan estimaciones mensuales de la abundancia del atún aleta amarilla por grupos de edad y regiones en el Océano Pacífico oriental durante 1970-1988, usando tasas de captura cerquera, muestras de frecuencia de talla, y los resultados del análisis de cohortes. Se estima el número de individuos capturados de cada grupo de edad en cada lance cerquero registrado, usando el tonelaje del lance en cuestión y la distribución de frecuencia de talla de la(s) muestra(s) de frecuencia de talla "más cercana(s)." "Más cercana" significa la(s) muestra(s) de frecuencia de talla más parecida(s) al lance cerquero en cuanto a fecha, distancia, y tipo de lance (asociado con delfines, con objeto flotante, con barrilete, con ninguno de éstos, y algunas combinaciones). Se calculan inicialmente las tasas de captura como el número estimado de individuos del grupo de edad capturado por hora de búsqueda. A continuación, para eliminar los efectos del tipo de lance y la velocidad del barco, se estandarizan dichas tasas, usando un modelo lineal generalizado ponderado, para cada grupo por separado. Se estima la tasa de captura estandarizada al centro de cada cuadrángulo de 2.5°-mes, usando regresiones de mínimos cuadrados ponderados localmente por latitud, longitud, y fecha, y entonces combinándolas en regiones mayores. Se convierten las tasas de captura dentro de estas regiones en números de aletas amarillas individuales, usando el número promedio por edad proveniente del análisis de cohortes. Las varianzas de las estimaciones de la abundancia dentro de las regiones son grandes para los peces de 0, 1, y 5 años de edad, pero pequeñas para aquellos de entre 1.5 y 4 años de edad, excepto durante períodos de poca actividad pesquera. Las estimaciones de la tasa de captura media anual para todo el Océano Pacífico oriental están correlacionadas positivamente de forma significativa con las estimaciones de la abundancia media del análisis de las cohortes para los grupos de edad de entre 1.5 y 4 años. Se espera que los índices de abundancia por edad basados en las tasas de captura sean útiles, en conjunto con datos de la biología reproductiva, para estimar la producción total de huevos por regiones. Las estimaciones podrían asimismo ser útiles para la comprensión de las variaciones geográficas y temporales de la disponibilidad específica por edad a los barcos cerqueros, y también las migraciones específicas por edad.

INTRODUCCION

El objetivo del presente estudio es estimar el número de atunes aleta amarilla, *Thunnus albacares*, de distintas edades en varias regiones del Océano Pacífico oriental (OPO). Se pueden usar estas estimaciones (1) con datos de un estudio de la biología reproductiva actualmente en progreso (Anónimo 1989: 224) para estimar la producción total de huevos, (2) con datos de marcado para estudiar movimientos, y (3) con datos ambientales para examinar la vulnerabilidad a la captura específica por edad. Dos métodos que podrían ser adecuados para estimar el número de individuos por grupo de edad y regiones son el análisis de cohortes (la computación secuencial del tamaño del stock, Ricker, 1975, también llamado "análisis virtual de la población" en Gulland, 1965) y el análisis de tasas de captura. El análisis de cohortes es un método poderoso para la estimación de abundancia absoluta de la población entera, por edad, en años anteriores, pero no es correcto usarlo para estimar la estructura de edades en áreas adyacentes si ocurre una migración significativa a través de los límites de las mismas (Deriso y Quinn, 1983). Además, la cohorte tiene que estar en la pesquería

durante varios años antes de que el análisis produzca una estimación utilizable de la abundancia de la misma. Sin embargo, en la base de datos de bitácora de la Comisión Interamericana del Atún Tropical (CIAT) hay más de 100,000 observaciones utilizables de tasas de captura de aleta amarilla por barcos cerqueros desde 1970. Además, los cerqueros capturan aletas amarillas de muchos tamaños: ejemplares de entre 50 y 160 cm de talla están particularmente bien representados. Ya que los aletas amarillas de menos de 50 cm son probablemente inmaduros y aquellos de más de 160 cm son casi todos machos (Orange, 1961), las tasas de captura podrían ser útiles para estimar el potencial reproductivo. Con procedimientos de estandarización adecuados, se podrían usar las tasas de captura para producir estimaciones de la abundancia relativa por región y edad, válidas para el año en curso. El problema principal con dichas tasas es la estandarización adecuada, y en el presente trabajo se describe una solución al problema. Se usan las tasas de captura para describir los cambios relativos en la abundancia; a continuación, se convierten en estimaciones de abundancia absoluta de acuerdo con los resultados del análisis de cohortes.

En el pasado, los investigadores de la CIAT usaron tasas de captura como índices de abundancia del aleta amarilla en el OPO. Algunos ejemplos de análisis de tasas de captura de todas las tallas de aleta amarilla combinadas son descritos por Schaefer (1953), Shimada y Schaefer (1956), Pella y Psaropolus (1975), Allen y Punsly (1984), y Punsly (1987). Los métodos usados en el presente estudio son similares a aquellos de Punsly (1987), pero modificados para funcionar con tasas de captura por grupos de edad y regiones.

METODOS

General

Para aplicar el análisis de tasas de captura a los grupos de talla o de edad, se usaron los datos de la CIAT de frecuencia de talla (Hennemuth, 1957) y los de bitácora (Orange y Calkins, 1981; Punsly, 1983; Allen y Punsly, 1984). Los datos de bitácora proporcionan información sobre un 90% de los lances cerqueros con aletas amarillas, mientras que la cobertura del muestreo de frecuencia de talla es mucho más limitada (generalmente menos del 5% de los lances cerqueros). Por lo tanto, se extrapolan los datos de frecuencia de talla a la cobertura de los datos de bitácora. Esto implica estimar la frecuencia de talla para cada lance en los datos de bitácora.

La frecuencia de talla del aleta amarilla es, en parte, una función del tipo de lance ("brisa", "delfín" (Allen, 1981), u "objeto flotante" (Greenblatt, 1979)), barrilete (si el aleta amarilla fue capturado en asociación con barrilete), posición, y época del año. Por ejemplo, la talla media del aleta amarilla suele ser mayor en lances con delfines que en aquellos con objetos flotantes (Calkins, 1965; Allen, 1981), y los aletas amarillas más pequeños son capturados con mayor frecuencia en lances mixtos con barrilete. Además, se capturan más aletas amarillas pequeños en regiones cerca de la costa que alejadas de ella. Ya que los datos de tipo de lance, asociación con barrilete, posición, y fecha aparecen en las bases de datos de bitácora y de frecuencia de talla, pueden ser usados para predecir cuáles muestras de frecuencia de talla conocidos tienen la mayor probabilidad de representar un lance dado en los datos de bitácora. En primer lugar, se compara cada muestra de frecuencia de talla de tipo de lance, asociación con barrilete, posición, y fecha conocidos con las demás muestras de frecuencia de talla. A continuación, se estima la diferencia media entre pares de muestras de frecuencia de talla para distintas combinaciones de tipo de lance, asociación con barrilete, distancia entre muestras, y días entre muestras. Esta información es útil para estimar cuál(es) muestra(s) de frecuencia de talla tienen la mayor probabilidad de ser representativa(s) de un lance dado en los datos de bitácora.

Una vez estimadas las frecuencias de talla del aleta amarilla de cada lance en los datos de bitácora, se puede estimar la captura para cualquier categoría de talla. Entonces se puede estimar

la tasa de captura, y finalmente se pueden calcular índices de la abundancia aparente por intervalo de talla, basados en tasas de captura por región.

Detección y corrección de errores

La base de datos de frecuencia de talla de la CIAT contiene no solamente las frecuencias de talla, sino también información sobre el tipo de lance, la asociación con barrilete, fecha, y posición. Primero se revisaron los datos para detectar errores internos, tal como un código incorrecto para el tipo de lance. En caso de detectarse un error de este tipo, se obtuvo la versión original escrita a mano y se corrigieron los datos a mano. A continuación se escribió un programa de computadora para comparar la información sobre posición, tipo de lance, y asociación con barrilete en la base de datos de frecuencia de talla con la información equivalente en los datos de bitácora. La posición de la mayoría de los lances en los datos de frecuencia de talla estaba a menos de 60 millas de la posición registrada en las bitácoras (por ejemplo, 93% en 1986). Una vez corregidos los errores ocasionados por identificación errónea del barco, se descubrió solamente una discrepancia de más de 1000 millas. La mayoría de las grandes discrepancias resultaron de dígitos transpuestos en la latitud o longitud registrada en la base de datos de frecuencia de talla. Generalmente, los datos de tipo de lance y barrilete concordaban. Para crear la base de datos para este estudio se sustituyó la información en la base de datos de frecuencia de talla con datos de bitácora en caso de una discrepancia significativa.

Comparación de pares de muestras de frecuencia de talla

Para estimar la composición por edad en cada muestra de frecuencia de talla se combinaron los datos de talla de 1 cm en 14 grupos de edad semianuales (las cohortes X e Y descritas por Anónimo, 1989: 252-255), mediante el ajuste de distribuciones multinormales a los datos con el programa de computadora NORMSEP, descrito en Abramson (1971), restringiendo el ajuste a los parámetros de la curva de crecimiento de Wild (1986). Se define la cohorte X como aquellos peces que alcanzaron los 30 cm (talla correspondiente a la edad aproximada de reclutamiento inicial) durante el cuarto trimestre, y la cohorte Y como aquellos que alcanzaron los 30 cm durante el segundo trimestre.

Se desarrolló un índice cuantitativo de la disimilaridad entre dos composiciones por edad, en la cual se pondera cada cohorte igualmente y no de acuerdo con su frecuencia, sobre la base de un criterio de ji cuadrado modificado:

$$d(i, i') = \frac{1}{n} \cdot \sum_{j=1}^n (p_{ij} - p_{i'j})^2 / \bar{p}_j \quad i \neq i'$$

donde

$d(i, i')$ = índice de la disimilaridad entre la i -ésima y i' -ésima composición por edad,

n = número de grupos de edad,

p_{ij} = proporción de peces en la i -ésima muestra que se estima ser del j -ésimo grupo de edad, y

\bar{p}_j = proporción media del j -ésimo grupo de edad en todas las muestras.

Es importante ponderar igualmente cada grupo de edad, porque de otro modo el método funcionará bien para los grupos de edad más abundantes en la captura pero mal para los demás. La disimilaridad entre las muestras aumenta rápidamente con el tiempo y la distancia entre muestras, tal como se ilustra en la Figura 1, para aquellas muestras que comparten el mismo tipo de lance y la asociación con barrilete. En la Tabla 1 se presentan los efectos de la similitud (o falta de la misma) con respecto a estos dos factores. La composición por edad en un lance sin muestra (un lance registrado en los datos

de bitácora del cual no se tomó una muestra de frecuencia de talla) tiene una mayor probabilidad de ser similar a la muestra con el $d(i,i')$ mínimo predicho a partir de la distancia entre las dos muestras, el número de días que los separa, y la concordancia en tipo de lance y asociación con barrilete. Se usaron estas técnicas para asignar cada lance sin muestra a la composición por edad más probable. En el caso de que, para un cierto lance sin muestra, más de una muestra de frecuencia de talla posea aproximadamente el mismo d mínimo, se combinaron todas las muestras y se aplicaron al lance en cuestión.

La conversión de muestras de tipo de lance múltiple a muestras múltiples de un solo tipo de lance

Una muestra de frecuencia de talla consiste a menudo de peces de más de un lance. Algunas de estas muestras de lances múltiples incluyen, además, más de un tipo de lance. El análisis de índice de disimilaridad arriba descrito usa solamente muestras de un tipo de lance. El índice de disimilaridad fue usado también para estimar la composición por tipo de lance de cada muestra de tipo de lance múltiple. Se divide cada muestra de tipo de lance múltiple en submuestras, una para cada tipo de lance, como en el ejemplo siguiente. La proporción de aletas amarillas X1 (cohorte X, edad 1) en una muestra de tipo de lance múltiple que se estima provenir de lances sobre brisas es la proporción media ponderada de todos los peces X1 muestreados provenientes de lances sobre brisas, donde el factor de ponderación es igual al recíproco cuadrado del índice de disimilaridad descrito en la sección previa:

$$\hat{s}_{ij} = \frac{\sum_{i'} \{s_{i'j} / [d(i,i')]^2\}}{\sum_{i'} \{1 / [d(i,i')]^2\}}$$

donde

- \hat{s}_{ij} = proporción estimada de aleta amarilla del tipo de lance s en el j -ésimo grupo de edad en la i -ésima muestra de tipo de lance múltiple, y
- $s_{i'j}$ = proporción de aleta amarilla del tipo de lance s en la i' -ésima muestra de tipo de lance sencillo ($s_{i'j} = 1, 0$).

Tasas de captura de las cohortes

Para una cohorte dada, cada observación de una tasa de captura se define como el número estimado de aletas amarillas de esa cohorte capturados en un lance dividido por las horas de búsqueda desde el último lance sobre la misma cohorte. Las búsquedas que terminaron en un lance en el cual se capturaron menos de 3 toneladas de aleta amarilla de todas las tallas combinadas fueron excluidas, porque la mayoría de los cerqueros suelen dejar pasar a aquellos cardúmenes que contienen menos de 3 toneladas, y existe además una alta probabilidad de que la mayoría de los peces hayan escapado; estos lances son por lo tanto un índice pobre del tamaño del cardumen. Similarmente, se excluyeron aquellas búsquedas que terminaron en un lance en el cual se capturó menos de $3 \cdot \bar{p}_j$ toneladas de la cohorte, donde \bar{p}_j es la proporción media de la cohorte en peso en todos los lances en los cuales fue muestreada, porque la cohorte no hubiera sido detectable si las demás cohortes no hubieran estado presentes. Esto evita que el cálculo del tiempo de búsqueda para una cohorte dependa de la abundancia de otras cohortes.

No se usaron datos de captura y esfuerzo nocturnos a raíz de la dificultad de estandarizar el esfuerzo nocturno al diurno y también porque hay suficientes observaciones diurnas.

La estandarización de las tasas de captura con modelos lineales generalizados

Se estandarizaron las tasas de captura específicas por edad mediante varios factores de carácter no espaciotemporal, usando modelos lineales generalizados similares al aplicado por Punsly (1987), a su vez una modificación de los métodos de Allen y Punsly (1984), Gavaris (1980), Francis (1974), y Robson (1966). Las tasas de captura estandarizadas resultantes son útiles para investigar las variaciones espaciotemporales en las tasa de capturas no atribuibles a los factores de estandarización. Los factores de estandarización para la velocidad del barco, el tipo de lance, y la presencia o ausencia de barrilete fueron estimados para cada grupo de edad semianual, usando modelos lineales generalizados separados de la forma:

$$\ln(X_{ijklm}) = \mu + Y_i + T_j + S_k + R_l + B_m + aV + (RB)_{lm} + (YR)_{il} + (YB)_{im} + \xi_{ijklm}$$

donde

X = número de aletas amarillas de un grupo de edad semianual capturados en un lance cerquero dividido por las horas de búsqueda antes del lance,

μ = el intercepto,

Y_i = efecto del año i sobre X ,

T_j = efecto del tipo de lance j ,

S_k = efecto de la presencia o ausencia de barrilete,

R_l = efecto de la región l (Figura 2),

B_m = efecto del bimestre m ,

aV = efecto de velocidad del barco V , donde a es el coeficiente de regresión,

$(RB)_{lm}$ = efecto de la interacción región-bimestre,

$(YR)_{il}$ = efecto de la interacción año-región,

$(YB)_{im}$ = efecto de la interacción año-bimestre, y

ξ_{ijklm} = el término de error.

En la Tabla 2 se describen más detalladamente las variables independientes. En la Tabla 3 se presentan los modelos resultantes y los coeficientes de regresión obtenidos con el procedimiento GLM en SAS (Anónimo, 1985). El método para la selección de variables independientes es descrito por Allen y Punsly (1984).

Otros factores examinados para la estandarización que no ejercieron un efecto significativo sobre la tasa de captura de ninguno de los grupos de edad semianuales incluyeron la temperatura superficial del mar, la velocidad y dirección del viento, la presencia de un helicóptero y/o sonar a bordo del barco, el tamaño del barco, y las dimensiones de la red. Factores que no fueron significativos a un nivel de probabilidad de $\alpha = 0.001$ fueron excluidos del modelo para evitar una parametrización excesiva (Hocking, 1976), capaz de diluir los demás efectos. No fue posible usar algunos factores que se sospecha afectan la tasa de captura del aleta amarilla, tal como la profundidad de la termoclina, (Green, 1967; Anónimo, 1982: 172-174), porque los datos eran incompletos. Por la misma razón, tampoco se usaron los datos sobre un nuevo tipo de radar introducido a la pesquería en 1988, el cual ha mejorado la capacidad de detectar aves frecuentemente asociadas con atunes; sin embargo, se espera poder utilizarlos en el futuro. Al igual que en Punsly (1987), para reducir el sesgo causado por la concentración de la pesca sobre las mayores concentraciones de pescado (Calkins, 1961), se ponderaron las observaciones de tal forma que cada hora de búsqueda recibió una ponderación igual dentro de un cuadrángulo de 5°-mes y cada cuadrángulo de 5°-mes recibió una ponderación proporcional al área de superficie oceánica que contiene. En Quinn *et al.* (1982) se presenta una discusión más detallada de los efectos de ponderación del esfuerzo y del área.

Los coeficientes de regresión de tipo de lance, asociación con barrilete, y velocidad del barco fueron restados de los logaritmos de las tasas de captura para permitir examinar los efectos temporales y regionales sin intrusión de estos factores; es decir, se estandarizaron las tasas de captura por tipo de lance, asociación con barrilete, y velocidad del barco. Es interesante notar que el efecto de la velocidad del barco sobre la tasa de captura en número de aletas amarillas en cada grupo de edad semianual (Tabla 3) es mucho menor que sobre la tasa de captura en tonelaje total de todos los grupos de edad combinados (coeficiente = 0.11 en Punsly, 1987). Tal vez los barcos más rápidos tengan mayor éxito en la captura de peces grandes, y por lo tanto obtengan un mayor peso por pez.

Regresiones por mínimos cuadrados con ponderación local

Se usó una regresión por mínimos cuadrados con ponderación local para obtener estimaciones de abundancia relativa de cada grupo de edad semianual por estratos espaciotemporales. Para cada grupo, se estimaron los logaritmos estandarizados de la tasa de captura en el centro de cada cuadrángulo de 2.5°-mes, usando una regresión por mínimos cuadrados con ponderación local (*loess*) (Cleveland y Delvin, 1988) por latitud, longitud, y fecha:

$$\ln(CR) = \mu + aX + bY + cZ + \xi$$

donde

CR = número de aletas amarillas capturados por hora de búsqueda,

μ = el intercepto,

X = (latitud + 28.75 degrees) / 2.5,

Y = (longitud - 68.25 degrees) / 2.5,

Z = mes + [(día del mes - el punto medio del mes) / (número de días en el mes)], y

ξ = el término de error.

El factor de ponderación usado es una función bicúbica de la distancia (temporal y espacial) entre la observación y el centro del estrato (es decir, el cuadrángulo de 2.5°-mes) multiplicada por el logaritmo del tiempo de búsqueda antes de la observación (es decir, el tamaño de la muestra):

$$\begin{aligned} \text{factor de ponderación} &= (1 - (d/dmax)^3)^3 \cdot \ln(t+1) \quad \text{cuando } d < dmax \\ \text{factor de ponderación} &= 0 \quad \text{cuando } d \geq dmax \end{aligned}$$

donde

d = distancia entre la observación y el centro del estrato, en unidades de X , Y , y Z ,

$dmax$ = 3, y

t = tiempo de búsqueda antes del lance.

En estratos con al menos una, pero no más de cinco, observaciones cercanas ($dmax$), se fija la tasa de captura al promedio local, ya que el número de observaciones es insuficiente para una regresión significativa. Un estrato con esfuerzo pero sin captura no tendría lances, y tampoco tasas de captura observadas. Por lo tanto, se asignó a estos estratos un valor "mínimo" (-1 para las edades X_0 e Y_0 ; -2 para X_1 e Y_1 ; -3 para X_2 , Y_2 , X_3 , e Y_3 ; -4 para X_4 e Y_4 ; y -5 para X_5 e Y_5) del logaritmo de tasa de captura. Este mínimo fue estimado como el número entero más cercano a la tasa de captura más baja observada para el grupo de edad semianual en cuestión.

Esencialmente, el modelo de regresión ajusta un plano a las dimensiones espaciales y temporales de cada estrato, lo cual puede causar problemas si todas las observaciones están en una mitad de un estrato. Para estratos con todas las observaciones a un lado de su punto central en latitud, longitud, o fecha juliana, se añadió una observación con el valor "mínimo" a la regresión en el centro

para estabilizar el modelo ajustado. La ponderación asignada a estos valores “mínimos” fue fijada en 1 menos la parte bicúbica máxima del factor de ponderación de todas las observaciones en las cercanías, multiplicado por el logaritmo de la suma de los tiempos de búsqueda más 1 en las cercanías:

$$\text{Ponderación para la tasa de captura "mínima"} = \text{MAX}\{ [(1 - d/dmax)^3]^3 \cdot \ln(T + 1)$$

donde T es la suma de los tiempos de búsqueda. Si no hubo esfuerzo de pesca en un cuadrángulo de 2.5°-mes, se estimó la tasa de captura mediante una interpolación lineal entre la tasa de captura en el último mes con esfuerzo en el cuadrángulo y el próximo mes.

Combinación de los cuadrángulos de 2.5° en regiones más grandes

Las tasas de captura estimadas para los cuadrángulos de 2.5°-meses con esfuerzo son combinadas en regiones-meses de la forma siguiente, similar al método de ponderación por área usado en Quinn *et al.* (1982):

$$\bar{X}_{irm} = \frac{\sum_{k=1}^{N_r} a_k \bar{X}_{ikm}}{A_r}$$

donde

\bar{X}_{irm} = tasa de captura estimada del grupo de edad semianual a cohorte i en la región r en el mes m ,

\bar{X}_{ikm} = tasa de captura en el cuadrángulo de 2.5° k en el mes m ,

a_k = cantidad de área oceánica superficial en el cuadrángulo k ,

$A_r = \sum a_k$ de k dentro de la región r , y

N_r = número de cuadrángulos de 2.5° cuyos centros yacen en la región r .

La varianza de las estimaciones es aproximada mediante la estimación del límite superior:

$$\hat{V}_{irm} = \sum_{k=1}^{N_r} \left(\frac{a_k}{A_r} \right)^2 \cdot V_{ikm} + \hat{C}_{ikm}$$

donde

V_{ikm} = varianza de la tasa de captura en el centro del cuadrángulo k , estimado con la regresión de *loess*, y

\hat{C}_{ikm} = límite superior estimado de la varianza adicional debida a la covarianza de los cuadrángulos vecinos:

$$\hat{C}_{ikm} = \sum_{k' \in \Omega} \left(\frac{a_{k'}}{A_r} \right) \cdot \left(\frac{a_k}{A_r} \right) \cdot \sqrt{V_{ik'm} \cdot V_{ikm}}$$

donde Ω es el grupo de cuadrángulos en las cercanías de k excluyendo k . Las ecuaciones de varianza son aproximaciones sencillas a las ecuaciones de varianza de mezclas lineales (Mood *et al.*, 1974, pagina 179).

Conversión de las tasas de captura en abundancia en número de individuos

Antes de graficar las tasas de captura de una cohorte desde su reclutamiento hasta la edad de

5 años, se han de poner los distintos grupos de edad semianuales en la misma escala. Hasta este punto, se han estandarizado las tasas de captura de Y1 a Y1, y las de Y2 a Y2, y así sucesivamente, quedando todas en distintas escalas. Una manera de combinar todas las cohortes Y (o X) reclutadas en el mismo año es convertirlas en números de individuos, usando el número medio por edad proveniente del análisis de cohortes.

$$\hat{N}_{irm} = (A_r \cdot \hat{X}_{irm} \cdot \bar{M}_i) / (\bar{X}_{i..} \cdot \Sigma A_r)$$

donde

- \hat{N}_{irm} = número estimado de aletas amarillas en el i -ésimo grupo de edad semianual en la región r en el mes m ,
- \hat{X}_{irm} = tasa de captura del i -ésimo grupo de edad semianual en la r -ésima región en el m -ésimo mes,
- \bar{M}_i = número promedio de individuos en el i -ésimo grupo de edad semianual en la población entera en todos los meses y años, estimado a partir del análisis de cohortes,
- $\bar{X}_{i..}$ = tasa de captura media, ponderada por área, del i -ésimo grupo de edad semianual en todos los cuadrángulos de 2.5°-meses y años, y
- ΣA_r = área total.

RESULTADOS

Los resultados del presente análisis son demasiado voluminosos como para presentarlos en su totalidad, ya que sería necesaria una representación en seis dimensiones de la tasa de captura de todas las cohortes por latitud, longitud, y mes, con intervalos de confianza. Por consiguiente se presentan solamente muestras de los resultados. Las muestras seleccionadas representan la abundancia aparente relativa de la cohorte 1980X (el grupo X reclutado por primera vez en 1980), las cohortes 1980Y, 1983X, y 1983Y durante su tiempo en la pesquería en las seis regiones ilustradas en la Figura 2. Ya que la variación \hat{N}_{irm} puede ser grande, es útil presentar los resultados en unidades de $\ln(\hat{N}_{irm})$. En las Figuras 3-6 se presentan las abundancias aparentes de las cohortes en relación a la abundancia al reclutamiento a los 30 cm en la región F , es decir, $\hat{R}_{irm} = \ln(\hat{N}_{irm}) - \ln(\hat{N}_{iF0})$, donde \hat{R}_{irm} es el logaritmo de la abundancia aparente relativa, y \hat{N}_{iF0} es la abundancia aparente de la i -ésima cohorte, en la región F , a la edad correspondiente a los 30 cm (aproximadamente 6 meses). Nótese que si la cohorte no estuvo todavía reclutada a la región F a los 30 cm, $\ln(\hat{X}_{iF0})$ adquiere el valor mínimo detectable de -1 . Los valores de $\ln(\hat{N}_{iF0})$ presentados en las Figuras 3-6 carecen de sentido, ya que las tasas de captura del aleta amarilla de 30-cm no están correlacionadas con su abundancia. Se incluyen únicamente para calibrar los gráficos. Los valores son truncados a -6 y $+6$ porque los intervalos de confianza pueden ser muy grandes en períodos con datos escasos. Por ejemplo, en el primer y quinto año de la existencia de una cohorte las observaciones son escasas y la varianza es grande. Además, en las regiones A y E hay pocas observaciones durante los meses de invierno debido al mal tiempo, y la varianza es por consiguiente grande.

Tal como se esperaba, la abundancia aparente de cada cohorte disminuye durante la vida de la misma. Sin embargo, las reducciones no son siempre continuas. Estos aumentos ocasionales en la abundancia aparente podrían deberse a cambios temporales en la disponibilidad o a movimientos entre regiones. Es a veces posible especular sobre las causas de la discontinuidad en las disminuciones de la abundancia aparente. Por ejemplo, la abundancia aparente de las cohortes 1980X (Figura 3) y 1980Y (Figura 4) se incrementó al fin del Niño de 1982-1983. Esto se debe probablemente a una reducción en la vulnerabilidad a las redes de cerco durante un Niño, resultado de la mayor

profundidad de la termoclina, a raíz de lo cual el aleta amarilla se encuentra a una profundidad inaccesible a las artes de superficie o puede escapar por debajo de la red. Además, la abundancia aparente de una cohorte suele aumentar durante el primer año de vulnerabilidad a la pesquería, a medida que continúa el reclutamiento de la cohorte a la pesquería.

Una forma de medir el grado en el que las tasas de captura de un grupo de edad semianual dado reflejan la abundancia del mismo es comparar las tasas de captura anuales medias de todas las regiones con las estimaciones anuales medias del análisis de cohortes. En la Tabla 4a se demuestra que para las cohortes Y1 a Y4 las tasas de captura anuales medias están altamente correlacionadas con las estimaciones del análisis de cohortes. Las tasas de captura de las cohortes X0, Y0, X1, X5, y Y5 no están significativamente correlacionadas ($\alpha = 0.05$) con las estimaciones del análisis de cohortes. Se hacen las comparaciones solamente para las temporadas en las cuales la captura del aleta amarilla no estuvo reglamentada (Cole, 1980) ya que los datos de tasa de captura son escasos para las temporadas de veda. Nótese también que las comparaciones excluyen las cohortes X0, Y0, y Y5, así como los años 1970-1971, debido a que no se capturaron en todos los años aletas amarillas de todas las cohortes. El análisis de cohortes puede producir estimaciones de abundancia poco confiables si la mortalidad natural no es una constante, tal como se supone, para todas las edades y años, si la estimación de la mortalidad natural es incorrecta, si la aproximación de la mortalidad por pesca para el grupo de edad mayor no es muy buena, o si ocurre una migración significativa entre el área en cuestión y otra área. No se espera por lo tanto un acuerdo perfecto entre la tasa de captura y el análisis de cohortes, aún en el caso de vulnerabilidad constante.

Una manera de medir el efecto de la vulnerabilidad específica por edad, o el efecto de que la flota dirija el esfuerzo sobre un grupo de edad más que otro, es examinar la variación en la mortalidad por pesca específica por edad estimado por el análisis de cohortes. Ya que la mortalidad por pesca durante un período dado varía de un grupo de edad a otro, entonces un grupo de edad tiene que ser más vulnerable que otro o la flota tiene que estar dirigiéndose más hacia uno que hacia el otro. Por ejemplo, cuando la mortalidad por pesca de un grupo de edad semianual en un año es cero, entonces la tasa de captura será cero; sin embargo, si la cohorte es capturada en años previos o subsiguientes la estimación de la abundancia a partir del análisis de cohortes será mayor de cero y la tasa de captura subestimaría la abundancia. En general, si la mortalidad por pesca es mayor que el promedio, la tasa de captura puede producir una sobreestimación de la abundancia, y si es inferior al promedio la tasa de captura puede producir una subestimación de la abundancia. Cuando los residuales de una regresión lineal entre estimaciones anuales de abundancia (basadas en tasas de captura) y las estimaciones anuales del análisis de cohortes (restringidas a pasar por el origen) son correlacionados contra las estimaciones medias anuales de la mortalidad por pesca, resulta aparente que gran parte de la variación en los residuales puede ser explicada por cambios en la vulnerabilidad o el objetivo de la pesca (Tabla 4b). No obstante, errores de medición en la captura, la tasa de captura, o cualquiera de los parámetros usados en el análisis de cohortes podría también causar una relación de este tipo entre los residuales y la mortalidad por pesca. Si se supone que los errores de medición sean insignificantes, los datos en la Tabla 4b indican que la vulnerabilidad y/o el objetivo de la pesca afectan significativamente las tasas de captura de los peces de menos de 4 años de edad. Además, algunas clases semianuales, por ejemplo las cohortes 1974Y y 1978Y (no presentadas en esta figura), parecen haber padecido una mortalidad por pesca superior a lo normal a lo largo de su vida, lo cual sugiere que tal vez la flota estaba dirigiendo sus esfuerzos hacia ellos. Es de esperar que los peces más grandes fueran constantemente objetivo de la pesca, ya que los pescadores los prefieren. Los resultados presentados en la Tabla 4b apoyan esta expectativa, ya que la variación en el objetivo de la pesca y la vulnerabilidad parecen ejercer un efecto mínimo sobre las tasas de captura de los aletas amarillas de mayor edad, X4, Y4, y X5, por ejemplo. El objetivo de la pesca parece tener un efecto

mayor sobre las tasas de captura del aleta amarilla pequeño.

RESUMEN Y DISCUSION

Se desarrolló un método para estimar la abundancia del atún aleta amarilla por grupos de edad y regiones, usando tasas de captura cerquera, datos de frecuencia de talla, y resultados del análisis de cohortes. El método fue demostrado con las cohortes X y Y dentro de las seis regiones del OPO presentadas en la Figura 2. Los índices de abundancia medios anuales del OPO entero obtenidos a partir de las tasas de captura concuerdan con los resultados del análisis de cohortes para el aleta amarilla de entre 1.5 y 4 años de edad. El método podría también ser aplicado a grupos de edad aparte de los semianuales usados en el presente estudio, siempre que estén completamente reclutados, y a otras regiones aparte de las seis usadas en este estudio, siempre que contengan suficiente esfuerzo de pesca.

Los resultados parecen prometedores, pero cabe destacar las fuentes de error posibles. Los problemas con el uso del método de Punsly (1987) para estimar la abundancia del atún aleta amarilla son comentados en ese mismo trabajo, y en Paloheimo y Dickie (1964) hay una buena discusión de los problemas con el uso de las tasas de captura en general. El análisis específico por edad de la tasa de captura introduce posibles fuentes de error adicionales. En primer lugar, no se miden todos los peces en la captura; por consecuencia, las estimaciones de frecuencia de talla están sujetas a errores de muestreo. En segundo lugar, como resultado de cambios en el análisis de cohortes usado en la CIAT, es posible que cambie la distribución media por edad promedio estimada, y por lo tanto todas nuestras estimaciones de abundancia. En tercer lugar, las estimaciones reflejan no solamente la abundancia, sino también la vulnerabilidad a los barcos cerqueros.

La vulnerabilidad de aletas amarillas de una talla dada a los barcos cerqueros es una función de su distribución vertical y horizontal con respecto a la pesquería, y también del tamaño del cardumen, el grado de agregación de los cardúmenes, la proporción media del cardumen formado por el grupo de talla en cuestión, y las preferencias de los pescadores. La mayoría de los pescadores prefieren las aletas amarillas más grandes, especialmente si existe una diferencia grande en el precio. No obstante, es más fácil dirigir el esfuerzo hacia, o evitar, el aleta amarilla pequeño, en promedio más abundante, y que suele formar un gran porcentaje de la captura en los lances en los cuales es capturado. Cuando el aleta amarilla grande escasea, tal como ocurrió en 1977-1983, la pesquería se dirige hacia peces pequeños, y las tasas de captura son buenos índices de su abundancia. Cuando el aleta amarilla grande abunda, en cambio, como ocurrió en 1985-1989, la pesquería parece evitar los ejemplares pequeños, y las tasas de captura son un índice pobre de su abundancia.

Los resultados del presente análisis deberían ser útiles para la estimación de la producción potencial de huevos por regiones, ya que las estimaciones de abundancia del presente estudio parecen ser más acertadas para las aletas amarillas de entre 1.5 y 4 años de edad, y la gran mayoría de las hembras maduras de la especie son de esta edad. Una vez completado el estudio de la CIAT sobre la biología reproductiva del aleta amarilla, se podría estimar la producción total de huevos, en años en los cuales se tomaran datos de reproducción, a partir de la suma, sobre regiones y grupos de edad, del producto del porcentaje de hembras, el porcentaje maduro, la fecundidad por camada, la frecuencia de desove, y la abundancia:

$$\hat{E} = \sum_{ij} \hat{s}_{ij} \hat{m}_{ij} \hat{f}_{ij} \hat{p}_{ij} \hat{N}_{ij}$$

donde

E = producción total de huevos,

s_{ij} = proporción de hembras en el i -ésimo estrato en el j -ésimo grupo de edad,
 m_{ij} = porcentaje maduro,
 f_{ij} = fecundidad por camada,
 p_{ij} = frecuencia del desove, y
 N_{ij} = abundancia.

Sería posible estimar la producción de huevos en otros años si se encontraran correlaciones entre los parámetros de reproducción y datos ambientales.

Los resultados del presente estudio podrían también ser útiles para el examen de los movimientos específicos por edad del aleta amarilla. Por ejemplo, la captura en una región puede ser dividida por la tasa de captura media estandarizada en la región para llegar a una medida del esfuerzo efectivo de pesca, útil para estimar la probabilidad de recapturar un pez marcado en la región. Estas estimaciones del esfuerzo, en conjunto con datos de marcado, han sido usados para estimar las tasas de movimiento de aletas amarillas marcadas (Deriso, *et al.*, 1991). Las tasas de captura mismas brindan una fuente potencial de datos para la estimación de los movimientos mediante el modelado de su flujo con el tiempo y el área, método actualmente en uso en una simulación de la pesquería en el OPO (Anónimo, 1991).

Planes futuros para mejorar las estimaciones de abundancia específica por edad y por regiones incluyen, en primer lugar, interpolar los valores que faltan para datos ambientales tal como la temperatura superficial del mar, la profundidad de la termoclina, y el viento y, a continuación, examinar la relación entre estos factores y las tasas de captura. Para aquellos factores ambientales para los cuales esta relación es significativa, se pueden estandarizar las tasas de captura y también obtener un conocimiento mejor de la vulnerabilidad específica por edad. En segundo lugar, se explorarán demoras temporales en las variables ambientales, lo cual podría llevar a un conocimiento todavía mayor de vulnerabilidad y/o los movimientos específicos por edad. Finalmente, cuando ya no sea posible mejorar más las estimaciones de la abundancia, se usarán los datos ambientales, en conjunto con las estimaciones de la producción de huevos y el reclutamiento, para medir los efectos del ambiente sobre la supervivencia en la etapa de huevos a reclutas.

RECONOCIMIENTOS

Agradecemos al Sr. Patrick Tomlinson el habernos proporcionado los resultados de su análisis de cohortes. Quisiéramos también expresar nuestro agradecimiento a los Dres. Robin Allen, William Bayliff, Pierre Kleiber, Terrance Quinn, y Alexander Wild, y los Sres. Alejandro Anganuzzi, Kurt Schaefer, y Nicolás Webb por revisar el manuscrito.

LITERATURE CITED—BIBLIOGRAFIA CITADA

- Abramson, N.J. 1971. Computer programs for fish stock assessment. FAO Fish. Tech. Pap. 101: 154 pp.
- Allen, R.L. 1981. Dolphins and the purse-seine fishery for yellowfin tuna. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Int. Rep., 16: 23 pp.
- Allen, R.L. and R.G. Punsly. 1984. Catch rates as indices of abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 18 (4): 301-379.
- Anonymous. 1982. Annual report of the Inter-American Tropical Tuna Commission 1981: 303 pp.
- Anonymous. 1985. SAS User's Guide. SAS Institute Inc., Box 8000, Cary, N.C.: 956 pp.
- Anonymous. 1989. Annual report of the Inter-American Tropical Tuna Commission 1988: 288 pp.
- Anonymous. 1991. Quarterly report of the Inter-American Tropical Tuna Commission, October-December 1990: 46 pp.
- Calkins, T.P. 1961. Measures of population density and concentration of fishing effort for yellowfin and skipjack tuna in the eastern tropical Pacific Ocean, 1951-1959. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 6 (3): 69-152.
- Calkins, T.P. 1965. Variation in size of yellowfin tuna within individual purse-seine sets. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 10 (8): 461-524.
- Cleveland, W.S. and S.J. Delvin 1988. Locally weighted regression: an approach to regression analysis by local fitting. J. Amer. Stat. Ass., 83 (403): 596-609.
- Cole, J.S. 1980. Synopsis of biological data on the yellowfin tuna, *Thunnus albacares* (Bonaterre, 1788), in the Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm. Special Rep., 2: 71-150.
- Deriso, R.B., R.G. Punsly, and W.H. Bayliff. 1991. A Markov movement model of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean and some analyses for international management. In Heifetz, J. and T.J. Quinn II (editors), Fish Population Dynamics: Solving Fishery Management Problems, Fish. Res. (special issue): in press.
- Deriso, R.B. and T.J. Quinn II. 1983. Estimates of biomass, surplus production, and reproductive value. Inter. Pac. Halibut Comm., Sci. Rep., 67 (2): 55-89.
- Francis, R.C. 1974. Effects of fishing modes on estimation of fishing power, relative abundance and surplus production in the eastern Pacific yellowfin fishery. Inter. Comm. Cons. Atlan. Tunas, Coll. Vol. Sci. Pap., 3: 194-211.
- Gavaris, S. 1980. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 37 (12): 2272-2275.
- Green, R.E. 1967. Relationship of the thermocline to success of purse seining for tuna. Amer. Fish. Soc., Trans., 96 (2): 126-130.
- Greenblatt, P.R. 1979. Association of tuna with flotsam in the eastern tropical Pacific. US Nat. Mar. Fish. Serv., Fish. Bull., 77 (1): 147-155.
- Gulland, J.A. 1965. Estimation of mortality rates. Annex to Rep. Artic Fish. Working Group, Int. Counc. Explor. Sea C.M. 1965 (3): 9 pp.

- Hennemuth, R.C. 1957. Analysis of methods of sampling to determine the size composition of commercial landings of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 2 (5): 171-243.
- Hocking, R.R. 1976. The analysis and selection of variables in linear regression. Biometrics, 32 (1): 1-49.
- Mood, A.M., F.A. Graybill, and D.C. Boes. 1974. Introduction to the Theory of Statistics, Third Edition. McGraw-Hill Book Co., New York: xvi, 564 pp.
- 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.
- Orange, C.J. and T.P. Calkins. 1981. Geographical distribution of yellowfin and skipjack tuna catches in the eastern Pacific Ocean, and fleet and total catch statistics 1975-1978. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 18 (1): 1-120.
- Paloheimo, J.E. and L.M. Dickie, 1964. Abundance and fishing success. Rapp. Proc. Verb. Reun. Cons. Int. Explor. Mer, 155: 152-163.
- Pella, J.J. and C.T. Psaropoulos. 1975. Measures of tuna abundance from purse-seine operations in the eastern Pacific Ocean adjusted for fleet-wide evolution of increased fishing power, 1960-1971. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 16 (4): 279-400.
- Punsly, R.G. 1983. Estimation of the number of purse-seiner sets on tuna associated with dolphins in the eastern Pacific Ocean during 1959-1980. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 18 (3): 227-299.
- Punsly, R.G. 1987. Estimation of the relative annual abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean during 1970-1985. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 19 (3): 261-306.
- Quinn, T.J. II, S.H. Hoag, and G.M. Southward. 1982. Comparison of two methods of combining catch-per-unit-effort data from geographic regions. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 39 (6): 837-846.
- Ricker, W.E. 1975. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. Fish. Res. Board Can., Bull., 191: 382 pp.
- Robson, D.S. 1966. Estimation of relative fishing power of individual ships. Research Bull. Inter. Comm. NW-Atlan. Fish., 3: 5-14.
- Schaefer, M.B. 1953. Report on the investigations of the Inter-American Tropical Tuna Commission during the year 1952. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Annual Report for 1952: 14-61.
- Shimada, B.M. and M.B. Schaefer. 1956. A study of changes in fishing effort, abundance, and yield for yellowfin and skipjack tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 1 (7): 351-469.
- Wild, A. 1986. Growth of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean based on otolith increments. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 18 (6): 421-482.