

INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION
COMISION INTERAMERICANA DEL ATUN TROPICAL

Bulletin — Boletín

Vol. 19, No. 3

**ESTIMATION OF THE RELATIVE ANNUAL ABUNDANCE OF
YELLOWFIN TUNA, *THUNNUS ALBACARES*, IN THE EASTERN
PACIFIC OCEAN DURING 1970-1985**

**ESTIMACION DE LA ABUNDANCIA ANUAL RELATIVA DEL
ATUN ALETA AMARILLA, *THUNNUS ALBACARES*, EN EL OCEANO
PACIFICO ORIENTAL DURANTE 1970-1985**

by — por

Richard Punsly

La Jolla, California

1987

TABLE OF CONTENTS — INDICE

ENGLISH VERSION — VERSION EN INGLES

	Page
ABSTRACT	265
INTRODUCTION	265
METHODS	266
The data	266
Catch rates	266
Search time	267
Search classification	268
Season and area	268
Skipper	268
Western and central Pacific trips	269
Other factors	270
Weighting	270
Model selection	271
RESULTS	271
DISCUSSION	272
Possible sources of error	272
Comparison and contrast to catch per days fishing	274
Comparison and contrast to the method of Allen and Punsly	274
Summary	275
ACKNOWLEDGEMENTS	275

FIGURES — FIGURAS	276
--------------------------------	------------

TABLES — TABLAS	288
------------------------------	------------

INDICE — TABLE OF CONTENTS

VERSION EN ESPAÑOL — SPANISH VERSION

	Página
RESUMEN	293
INTRODUCCION	293
METODOS	294
Los datos	294
Tasas de captura	295
Tiempo de búsqueda	296
Clasificación de las búsquedas	296
Temporada y área	297
Capitanes	297
Viajes en el Pacífico central y occidental	298
Otros factores	298
Ponderación	298
Selección del modelo	299
RESULTADOS	300
DISCUSION	301
Posibles fuentes de error	301
Comparación y contraste a la captura por día de pesca	303
Comparación y contraste al método de Allen y Punsly	303
Resumen	304
RECONOCIMIENTO	304

LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA	305
--	-----

ESTIMATION OF THE RELATIVE ANNUAL ABUNDANCE OF YELLOWFIN TUNA, *THUNNUS ALBACARES*, IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN DURING 1970-1985

by

Richard Punsly

ABSTRACT

Estimates of relative annual abundance of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean during 1970-1985 are made using catch rates, measured as tons caught by purse seiners per hour of searching. Catch rates are standardized by a weighted generalized linear model. The important standardizing factors are vessel speed, season-area, and whether the yellowfin were caught in association with dolphins, skipjack tuna, or floating objects. Observations are weighted to give equal areas equal weight and to give each unit of fishing effort equal weight within an area. The results indicate that catch per days fishing underestimates abundance during the late 1970's when the fishery shifted some of its effort from dolphin sets to floating object sets, and overestimates abundance when the fishery shifted back to dolphin sets in 1984 and 1985.

INTRODUCTION

Catch rates have been the primary indices of the abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean (EPO), used by the Inter-American Tropical Tuna Commission (IATTC), since the 1950's (Schaefer, 1953). This is not surprising, since the fishery operates over an area (Figure 1) too large to cover by other methods such as acoustic surveys or egg and larva counts. Standardization of yellowfin catch rates began with Shimada and Schaefer (1956), who used different efficiency factors for different sizes of bait boats. By 1960 the fleet was comprised mostly of purse seiners, and a modification of Shimada and Schaefer's (1956) method, which uses only purse-seine effort standardized by size class, was the primary abundance index. However, vessels of the standard size class (101-200 short tons capacity) became less common in the 1970's, and raw catch per days fishing (CPDF) for seiners with greater than 400 tons of capacity became the primary index.

Detailed information on the fishing activities of purse seiners has been collected by the IATTC since 1959. In the late 1960's summaries of catch and effort data became available for analysis on a computer, but the detailed information was not available for computer analysis until the late 1970's. Analyses using these data revealed that factors other than seiner capacity had significant effects on catch rates. For example, Pella and Psaropoulos (1975) found that vessel speed and set type had effects on yellowfin catch rates. The set types they used were i) sets on yellowfin associated with dolphins (*Stenella attenuata*, *S. longirostris*, or *Delphinus delphis*), ii) sets on yellowfin associated with floating objects, iii) sets on yellowfin mixed with skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*), and iv) "school" yellowfin which were not associated with any of the above. Allen and Punsly (1984), using a generalized linear model, found that vessel speed, set type, net depth, the use of helicopters, and sea-surface temperature (SST) have larger effects than capacity on catch rates. The method of Allen and Punsly was modified in Anonymous (1984 and 1985).

As more data became available, computing costs became a limiting factor for analyses, and it was not until the acquisition of its own computing facilities in the early 1980's that the IATTC's ability to explore and analyze data was greatly increased. For example, catch-rate data could be displayed temporally and geographically in ways not previously possible; larger data subsets could be used in exploratory analyses; more categories could be used in the linear model; and new software made it easier to weight observations in a linear model. The following methods for exploring and analyzing catch-rate data use this increase in computing power to take full advantage of the data and the method developed by Allen and Punsly (1984).

METHODS

The data

The IATTC's logbook data base contains approximately 80 million bytes of information on the fishing activities of purse seiners in the EPO from 1959 to 1985. In this study data for 1970 to 1985 are used. The geographic distribution of the yellowfin catch during these years is shown in Figure 1. Information used in this study and the exploratory analyses preceding it include hauls of the catch by species in each set, starting and ending times of sets, type of set (school, dolphin, or floating object), latitude and longitude, sea-surface temperature (SST), wind speed and direction, vessel speed and capacity, whether the vessel had a helicopter or sonar, net length, net depth, and skipper. Exploratory analyses determined that sonar and wind data were either too incomplete to be useful or insignificant altogether, so they were omitted from further analysis. More information on the IATTC logbook data base is available in Orange and Calkins (1981) and Punsly (1983).

Although the IATTC logbook data cover about 90% of the yellowfin catch made by purse seiners in the EPO, not all of the data are used in this analysis. For example, data from trips in which the sum of the hauls differed from the unloading weights by more than 25% are not used. Data from trips which were legally regulated as to the amount of yellowfin which could be taken are excluded. Trips by skippers who fished in only one year are also excluded because the use of such data would make it difficult to separate skipper from year effects. After eliminating these and other data (discussed later) 83,483 sets are used in the analysis.

Catch rates

In many cases raw catch per unit of effort may not be a good index of abundance (Paloheimo and Dickie, 1964). However, in this study part of the vast amount of available information about the fishing operations is used to identify and then reduce some of the many sources of error. In general, searching time is used to measure effort free from handling time; weighting is used to reduce the effects of the contagious geographic and temporal distributions of yellowfin schools and purse seiners; and a generalized linear model is used to standardize annual catch rate indices so that they will not be influenced by yearly differences in vessel efficiency, environmental conditions, and modes of fishing.

In this study catch rates are used as indices of relative annual abundance in the following way. For each year, i , let y_i be the catch and h_i be the number of hours searched. Then y_i/h_i is the annual catch rate. The surface area covered by searching is $a_i = v_i w_i h_i$, where v_i is the mean vessel speed and w_i is the mean effective sweep width in year i . Beneath the surface area swept by searching there is an unknown number of tons of yellowfin, x_i ; i.e., x_i is only the fish under a_i . Part of the x_i is below the effective sweep depth of purse seiners (Figure 2), and some is within it. Let d_i be the mean fraction of yellowfin within the sweep depth at any instant in year i , and c_i be the fraction of those within the sweep depth that are caught. Then $y_i = d_i c_i x_i$. The catch rate, $y_i/h_i = v_i w_i d_i c_i (x_i/a_i)$ where x_i/a_i is the density. The annual catch rate, relative to year 0 is

$$\frac{(y_i/h_i)}{(y_0/h_0)} = \frac{v_i w_i d_i c_i}{v_0 w_0 d_0 c_0} \frac{(x_i/a_i)}{(x_0/a_0)}.$$

If $v_i w_i d_i c_i / v_0 w_0 d_0 c_0 = 1$, meaning that the product $v_i w_i d_i c_i$ is constant from year to year, then the relative annual catch rate is equal to relative annual density of yellowfin beneath the area searched. In this study data on vessel speed, for example, are used to adjust for annual variation in v_i , while data on set type and the seasonal and spatial variation of catch rates are used to adjust for annual variation in w_i , d_i , and c_i . Also, the observations are weighted such that each 5°-quadrangle-month receives a weight proportional to the amount of surface area of ocean in it. This is done so that annual catch rates, y_i/h_i , will be measuring the average density, x_i/a_i , throughout the year and over the entire area.

Each observation of catch rate is defined as the tons of yellowfin caught in a set divided by the search time (in hours) preceding it. Since the catch rates are strongly skewed to the right, a logarithmic transformation of the data was necessary. However, it was not necessary to add a constant, as in Allen and Punsly (1984), to make the distribution of the data approximate the normal (Figure 3).

Search time

Defining fishing effort is usually the most difficult part of choosing a catch rate index of abundance. Ideally, fishing effort should be directly proportional to the probability of catching an arbitrary fish. In the case of a searching fishery this probability should be proportional to the amount of area searched. However, crude measures such as boat-months are often the only choices available. The IATTC logbook data base allows for many measures of fishing effort; *e.g.*, number of trips, days at sea, days fishing, tons of capacity at sea. In this study, search time is used as a measure of effort because it is directly proportional to the area searched and allows for the removal of the significant amount of time spent in sets, during which the vessel is not searching any additional area. *Search time is defined here as the elapsed time between the end of one set and the beginning of the next set with the following six conditions:* 1) Each search begins at the end of a set in which more than 3 tons of yellowfin were caught. 2) Each search ends with the beginning of a set in which more than 3 tons of yellowfin were caught. 3) Only daylight hours of search time were used. Daylight search hours were

calculated using latitude, longitude, date and the Nautical Almanac (Anonymous, 1981). 4) Time spent in sets on other species such as skipjack is subtracted from the search time. 5) Both the catch and the search time data were excluded for the following situations. i) Set times were missing. ii) The set at the end of the search began after evening and before morning twilight (based on the Nautical Almanac). iii) Yellowfin was the target species, but less than 3 tons were caught. This is done because vessels tend to avoid setting on small schools; therefore, most of the time most of the fish escaped and an accurate estimate of school size is not possible. Or iv) the vessel stopped searching due to bad weather, a breakdown, or to travel to another area. 6) The search time is assigned to the set at the end of the search.

Search classification

Exploratory analyses indicated that annual catch rates are usually highest for searches ending with schoolfish sets and lowest for searches ending with floating-object sets (Figure 4). Since the proportion of the search time preceding each set type varies annually (Figure 5), catch-rate indices of abundance need to be adjusted so that, for example, an increase in the frequency of floating-object sets can be distinguished from a decrease in abundance and vice versa. It was also found that yellowfin catch rates were usually lower from searches ending in sets in which skipjack were also caught. Finally, it was determined that, on the average, if the set type is different than the previous set type, then the search time is considerably longer; therefore, the catch rate is considerably lower. Search classifications shown in Table 1 are used to standardize catch rates to remove the effects of set type and skipjack from the annual yellowfin abundance indices.

Season and area

Exploratory analyses showed that catch rates vary seasonally, and that the season effects are different in different areas. In order to investigate season-area effects in more detail, a computer program was written to display the data on a color computer graphics terminal so that the continuous effects of time and area on catch rate could be seen. Using shading and colored symbols of different sizes, the program displays data on catch rate, set type, SST, and wind speed and direction chronologically on a map of the EPO. Before the data for a given set are displayed, data from all sets made more than 24 hours previously are erased. At any instant approximately 24 hours of data are displayed, and the display constantly changes. If the display were to be stopped on, say, March 26, 1981, the information shown in Figure 6, plus wind and temperature data, could be viewed. In the displays for 1970, 1972, 1975-1976, and 1980-1985 the season-areas shown in Figure 7 appeared to be the most uniform in catch rate, set type, and SST.

Skipper

More than 600 skippers have made purse-seine sets on yellowfin in the EPO since 1970. If each skipper were considered a separate category in the linear model, the model would be too large to run on most computers and with most software. When the possibility that skipper effects may interact with other effects (*e.g.* set

type) is considered, the problem may become too large for any existing software or computer. Despite these problems, an examination of potential skipper effects was necessary.

In order to investigate skipper effects, the mean residual for each skipper-set type combination (from the final model shown in the Results section) was added to the model in the form of a covariate. Skipper-set type combinations which occurred in only one year were omitted to preserve year effects. One degree of freedom was assigned for each of the remaining skipper-set types. Skipper effects measured in this way were found to be insignificant. This result is not surprising because most of the effect that one would expect skippers to have has already been taken into account in the model; *e.g.*, the successful set ratio, the season-area fished in, and the vessel speed. Skipper-season-area effects were not investigated because many skippers fish in only a few season-areas.

Western and central Pacific trips

In recent years the number of vessels fishing west of 150°W has been greater than in the past. Therefore, there is a need to investigate the possibility that vessels bound for the western and central Pacific ocean (WACPO) might search in the EPO less thoroughly, giving an overestimate of fishing effort. However, when all data from trips which went to the WACPO were omitted from the analysis, the first two digits of the abundance estimates remained unchanged in all the years.

Other factors

The three categories used for vessel capacity were the same as those in Allen and Punsly (1984), less than 500 tons, 501-1000 tons, and greater than 1000 tons. The covariates, vessel speed, SST, net length, and net depth were centered and scaled to mean 0 and standard deviation 1, by subtracting the mean and dividing by the standard deviation.

Weighting

The choice of weighting factors in this analysis is based on the premise that if no standardizing was necessary then the least biased catch rate index of abundance in year k would be

$$U_k = \frac{1}{A} \sum_{i=1}^A \frac{\sum_{j=1}^{n_{ik}} y_{ijk}}{\sum_{j=1}^{n_{ik}} h_{ijk}}$$

where A is the number of areas (of equal and appropriate size), n_{ik} is the number of sets in the i th area, y_{ijk} is the catch, and h_{ijk} is the search time preceding the j th set in the i th area. After looking at the output from the display program, it was determined that 5°-quadrangles were a reasonable choice for equally weighted areas. The above method of calculating annual catch rate gives each 5°-quadrangle-

month equal weight, providing an index which reduces the bias which results when fishing effort, as suggested by Calkins (1961), is concentrated in the time-areas with the highest yellowfin densities. Also, each search hour is given equal weight within a 5°-quadrangle-month. This is preferable to the alternative in which short searches receive more weight per unit effort than long ones, which would upwardly bias the catch rate. However, in order to get the same mean using transformed data, which is used in the linear model, a weighting factor is needed.

Simulations were performed to find a weighting factor which would minimize the bias of estimates of mean catch rate in year k relative to a base year 0, using the transformed data, $\ln(y_{ijk}/h_{ijk})$. The problem becomes finding the weighting factors, w_{ijk} , which minimize

$$\left| \frac{U_k}{U_0} - \frac{\exp \left[\frac{\sum_{ij} w_{ijk} \ln(y_{ijk}/h_{ijk})}{\sum_{ij} w_{ijk}} \right]}{\exp \left[\frac{\sum_{ij} w_{ij0} \ln(y_{ij0}/h_{ij0})}{\sum_{ij} w_{ij0}} \right]} \right|$$

Ten thousand simulations were run based on two equal-sized areas and two years. The mean and standard deviation of the catch and the search time were assigned to each of the four combinations of year and area by a random lognormal number generator, using the observed mean and standard deviation of 5°-quadrangle-months. Within each year-area a random number of observations was generated based on the lognormal distribution of the number of sets observed in 5°-quadrangle-months. Each of these observations was assigned a random catch and search time, based on the lognormal distribution and the mean and standard deviation previously randomly assigned to that particular year-area.

Many functions of fishing effort were examined as possible weighting factors, including those of the form $a \cdot \ln(h_{ijk} + b)$. The function which gave the minimum average bias was

$$w_{ijk} = \frac{\ln(h_{ijk} + 1)}{\sum_{j=1}^{n_i} \ln(h_{ijk} + 1)}$$

This weighting factor was used in the linear model to give equal areas equal weight and to give each unit of effort equal weight within an area.

Model selection

Using the notation of Allen and Punsly (1984), the standardizing model is:

$$\ln(\text{tons/search time}) = M + A_i + B_j \dots + F_k$$

where M is the mean and $A_i \dots F_k$ are the effects of factors on catch rates. One of these factors is always year. The other factors are all standardizing factors used to remove annual variation in vessel efficiency, mode of fishing, and environmental factors. In this way the year effects can be separated from the other effects. Differences in catch rates among years, which are not attributable to the other variables in the model, can serve as indices of relative annual abundance.

It is desirable not only to include all the significant standardizing factors possible, but also to avoid including insignificant factors, since an accumulation of these in the model can cause overparameterization (Hocking, 1976). The effect of overparameterization in this case could be a dilution of the differences among years. Therefore, model selection should be done carefully.

Model selection was done using the step-wise procedure of Allen and Punsly (1984), which uses an F test to determine which standardizing factors are significant. However, it was found that the residuals squared from the weighted model were not distributed as χ^2 (Figure 8) thus invalidating the F test. In fact, using the weighted model with the dependent variable, catch rate, assigned to each observation at random, F values were higher than expected. The following approach was used to solve this problem. Ten data subsets were created. Each subset was made up of one randomly-selected observation from each of the 4,498 5° -quadrangle-months that occurred in the entire data set. The subsets have three important properties. First, all of the 5° -quadrangle-months have equal weight. Second, since there is only one observation for each 5° -quadrangle-month each hour of search time within a 5° -quadrangle-month automatically receives equal weight. Third, since no weighting is used, the residuals are distributed as χ^2 (Figure 8) and the F statistic can be used to test the significance of the factors. The model selection procedure was applied to all 10 subsets to determine which factors were significant.

RESULTS

In all 10 subsets year, search classification and vessel speed have significant ($\alpha = .001$) effects on yellowfin catch rates (Table 2). The interaction between season-area and search classification is also significant in all 10 subsets. Season-area is included in the model because the combined effect of season-area plus the interaction between search classification and season-area is significant in all 10 subsets. Note that the interactions involving year effects (Table 2) are not significant; therefore, a single abundance estimate for the entire EPO is appropriate. The resulting model is

$$\ln(\text{tons/search time}) = M + A_i + B_j + C_k + (BC)_{jk} + aV + \epsilon_{ijk}$$

where M is the mean, A_i is the effect of the i th year, B_j is the effect of the j th search classification, C_k is the effect of the k th season-area, $(BC)_{jk}$ is the effect of the interaction between search classification j and season-area k , a is the regression coefficient for vessel speed V , and ϵ_{ijk} is the error.

Use of this model with all 83,483 observations, weighted as described in the previous section, plus the constraint that the highest level of each factor is set to 0, results in the parameter estimates in Table 3. Exponentiating the parameter estimates converts the linear additive model into a multiplicative model, which is easier to interpret. For example, a 1-knot increase in vessel speed results in a 7% increase in average catch rate. The same can be done for search classification within season-area. Figures 9-14 were generated by exponentiating the sum of the parameter estimates for search classification, season-area, and the interaction between them, and then dividing by the value for search classification 1 in season-area 1. These figures can be used to illustrate differences in catch rate among different search classifications in different season-areas "standardized" by year and vessel speed. For example, among cells with more than 500 observations, the school-set catch rate is highest during February through April near the Gulf of Panama (season-area 8, Figure 11), second during November through March near the tip of Baja California (season-area 20, Figure 14), and third during September and October off Ecuador (season-area 6, Figure 10). Dolphin-set catch rates are highest during November and December in the area offshore south of the equator (season-area 3, Figure 9), and second in season-area 20. Catch rates on floating objects are highest during September and October off Central America and southern Mexico (season-area 13, Figure 12), and second in season-area 8. With these figures, the effects of skipjack on yellowfin catch rate can also be seen. For example, yellowfin schoolfish catch rates are higher in the absence of skipjack in 16 of the 20 season-areas. Dolphin-set catch rates are higher in the presence of skipjack in 11 of 14 season-areas. Floating object sets had higher catch rates in the absence of skipjack in 13 of 19 season-areas.

Exponentiating the parameter estimates for year gives the effect of each year on catch rate relative to the base year, 1970. The year effects represent annual differences in catch rate which were not attributable to vessel speed, search classification, nor season-area. Therefore, these estimates should be better indices of relative annual abundance than those which are not standardized. In Figure 15 it is shown that the standardized catch rate indices of abundance declined from 1970 to 1983, and then rose from 41% of the 1970 level to 77% of it in 1985.

DISCUSSION

Possible sources of error

Although it has been shown that this method reduces many of the sources of error associated with using catch rates as indices of yellowfin abundance, other questions have not yet been addressed. For example, how are the residuals distributed with respect to the predicted values? Is there a non-linear component in the relationship between catch rate and vessel speed? Could the range of the

yellowfin population be getting smaller, resulting in an underestimate in the rate of decline in abundance? As suggested by Mangel and Beder (1985), aren't indices of abundance of an exploited stock which are based on a method designed for sampling *with* replacement always biased? And finally, is the model useless because only 10% of the variation in yellowfin catch rate was explained by it?

In Figure 16 the median and upper and lower quartiles of the residuals are plotted against the predicted values. The width of each box is proportional to the sum of the weights of the observations with the corresponding predicted value. The medians are close to 0, indicating that the data are not skewed. The upper and lower quartiles are homogeneous, indicating that the variance is stable. In the same manner the residuals can be examined with respect to the covariates as a test of linearity. In Figure 17 it is shown that the only covariate in this model, vessel speed, does, in fact, have a linear relationship with $\ln(\text{tons/search hours})$.

It is possible to imagine a situation in which, as a population is reduced, the geographic range contracts into some preferable region. However, from 1970 to 1982 the range of the fishery expanded. In Table 4 the annual proportions of 5°-quadrangle-months with effort but no catch are examined. The proportion has remained fairly constant with the exception of 1983, during which yellowfin were not available to the purse-seine fishery in many 5°-quadrangle months, possibly due to environmental factors associated with the El Niño in that year. There is no detectable reduction in the area of the yellowfin population in the EPO; in fact, the data cannot rule out expansion.

Mangel and Beder (1985) suggested that it is inappropriate to measure changes in abundance of exploited populations with a model based on sampling *with* replacement. However, output from the display program shows that catch rates in small ($< 5^\circ$) areas tend to increase before declining. This suggests that recruitment into an area sometimes greatly exceed removals by the fishery, and that when yellowfin leave the surface fishery in an area, by emigration or a decrease in vulnerability, the effect can be greater than that of removals by the fishery. The annual indices of abundance used in this study, however, are affected by removals in the sense that they are averages of the observed abundances throughout the year, during which the abundance is being reduced by removals by the fishery, emigration, and mortality and increased by growth, immigration, and recruitment.

Allen and Punsly (1984) give somewhat of an apology for the low r^2 associated with their model. However, Draper (1984) points out that " r^2 can be made to look 'too bad' by increasing the number of data points to extremely high levels," which certainly could apply to the 83,483 observations used in this study. He suggests using the Box and Wetz (1973) criterion. Both the r^2 and the Box-Wetz criterion for the full model, a model with year and capacity only, and a model with year only are shown in Table 5. The full model explains more than three times the variation in catch rate as a model with year only, and, according to the Box-Wetz criterion, is more than twice as useful. All the values of the Box-Wetz criterion in Table 5 exceed 10, the value recommended by Draper (1984) as that below which the model is not useful.

One of the greatest possible sources of error is that insufficient data are available for many things that influence yellowfin catch rates. This method assumes that these factors do not change annually and have a neutral effect on the annual indices. However, it is likely that some factors, such as the depth of the thermocline (Anonymous, 1982, pages 73-75), have an effect on catch rate and also exhibit annual variation. Since there are insufficient data to standardize the indices by some factors, the annual indices may reflect not only abundance, but also the annual variation in these factors.

Comparison and contrast to catch per days fishing

Through 1981 the principal index of yellowfin abundance in the EPO was CPDF, standardized by vessel capacity using a modification of the method of Shimada and Schaefer (1956). Since 1982, unstandardized CPDF for vessels with greater than 400 tons holding capacity has been used because the standard size class (201-300 tons) became too uncommon to be useful. There is no size class which was well represented in both 1970 and 1980. In addition to this problem, Allen and Punsly (1984) pointed out that the standardization techniques used for CPDF result in indices of abundance which depend on the choice of the standard class. Also, the standardized CPDF method does not provide for estimates of precision such as confidence intervals, nor is it easy to modify to handle multiway classifications, interactions, or empty cells. In this study it was found that search classification, season-area, and vessel speed are more useful than capacity for the standardization of catch rates. A comparison of the two indices is shown in Figure 18.

Comparison and contrast to the method of Allen and Punsly

One of the differences between this method and that of Allen and Punsly (1984) is the definition of search time. Allen and Punsly allow a search to end on a pure skipjack set. Consequently, the number of zero catch-rate observations depends on the distribution and abundance of skipjack. Since skipjack occur more frequently in their "school plus floating object" strata than in their "dolphin" strata, they found much lower catch rates in the former. In the current study, search time is defined as the time elapsed between yellowfin sets with the time spent in skipjack sets removed. This makes it easier to analyse the effects of set types and mixed yellowfin plus skipjack sets on yellowfin catch rates.

Allen and Punsly (1984) combined school sets and floating-object sets into the same category. However, searches ending with floating-object sets have lower catch rates than those ending with schoolfish sets, and the proportion of floating-object sets increased in the 1970's (Anonymous, 1985). Consequently, they found that the catch rates in their "school plus floating-object" strata declined faster than the catch rates in "dolphin" strata in the 1970's. In addition, they concluded that since catch rates in the two strata declined at different rates, a single abundance estimate for both strata combined was inappropriate because it would be biased by annual changes in frequency of observations in the two strata. In this study, school sets and floating-object sets are not combined. Consequently,

the interaction between year and search classification is not significant, so a single abundance index for all search classifications combined is appropriate.

Allen and Punsly (1984) found that SST, SST squared, and SST cubed had significant effects on yellowfin catch rates. However, when season-area is added to the model, SST effects become insignificant. It seems likely that the complicated relationship between catch rate and SST observed by Allen and Punsly was a consequence of the fact that SST varies with season-area, which has a significant effect on catch rate.

Summary

Many of the sources of error which result from using catch rates as indices of yellowfin abundance have been addressed by this study. Effort was defined in such a way that most of the handling time was removed. Annual abundance indices were standardized by search classification, time of year, area, and vessel speed, using a weighted generalized linear model. The observations were weighted in a way which gives equal areas receive equal weight and each unit of effort receives equal weight within a 5°-quadrangle month. However, much of the variability in catch rates remains unexplained. If this variability is caused by unknown factors which change from year to year then the index will still be in error, but to a lesser extent than simple CPDF.

ACKNOWLEDGMENTS

I would like to thank Robin Allen, William Bayliff, Steven Buckland, Laszlo Engelman, Michael Hinton, Pierre Kleiber, Nancy Lo, Marc Mangel, Alec MacCall, Thomas Polachek, Kurt Schaefer, Tim Smith, Patrick Tomlinson, Kao-Tai Tsai, and Gayle Ver Steeg for their time.

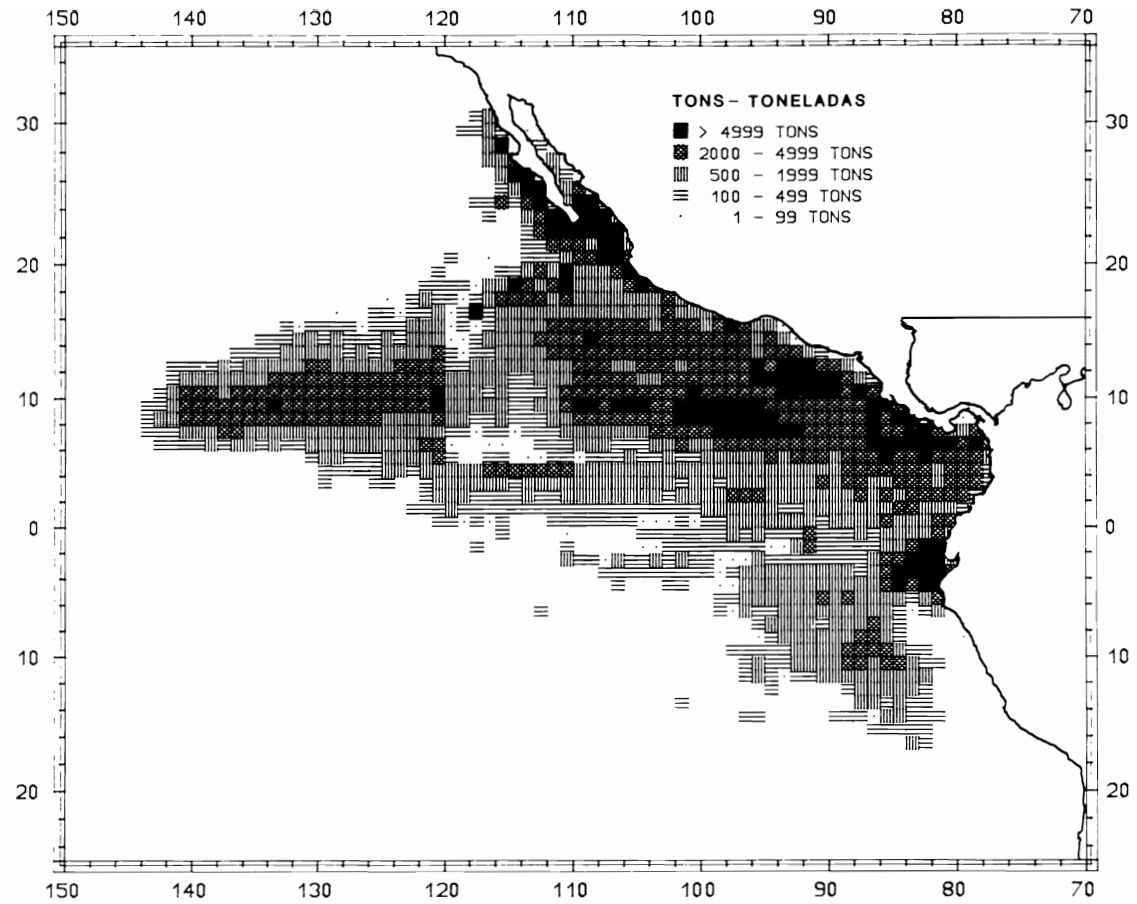


FIGURE 1. Geographic distribution of logged yellowfin catch by purse seiners in the eastern Pacific Ocean during 1970-1985.

FIGURA 1. Distribución geográfica de capturas de aleta amarilla registradas por barcos cerqueros en el Océano Pacífico oriental durante 1970-1985.

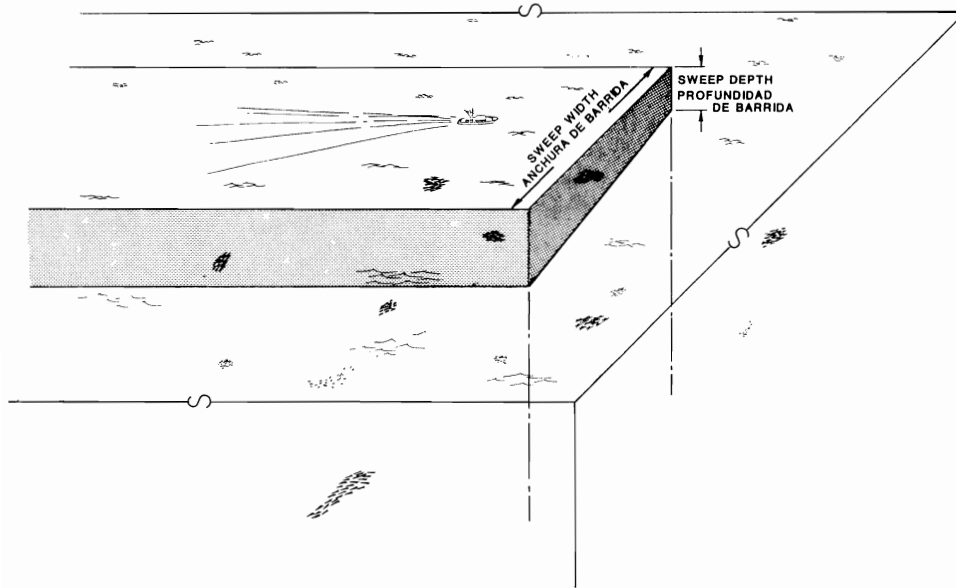


FIGURE 2. Purse-seiner catch rate is related to the abundance of yellowfin within the sweep width and sweep depth.

FIGURA 2. La tasa de captura de los barcos cerqueros está relacionada a la abundancia del aleta amarilla dentro de la anchura y profundidad de barrida.

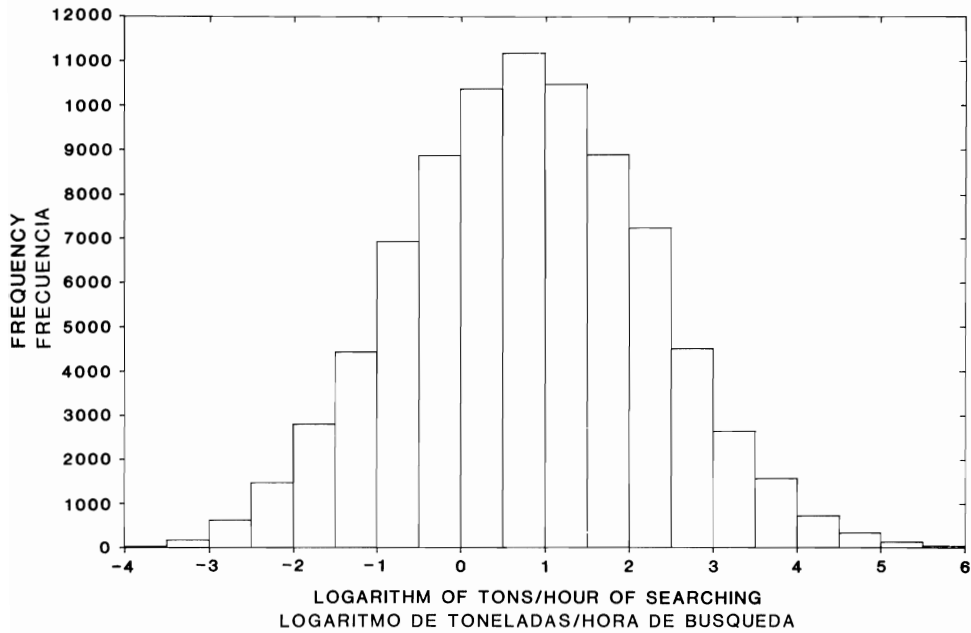


FIGURE 3. Distribution of $\ln(\text{tons caught}/\text{hours of searching since the last set})$.

FIGURA 3. Distribución de $\ln(\text{toneladas capturadas}/\text{horas de búsqueda desde el último lance})$.

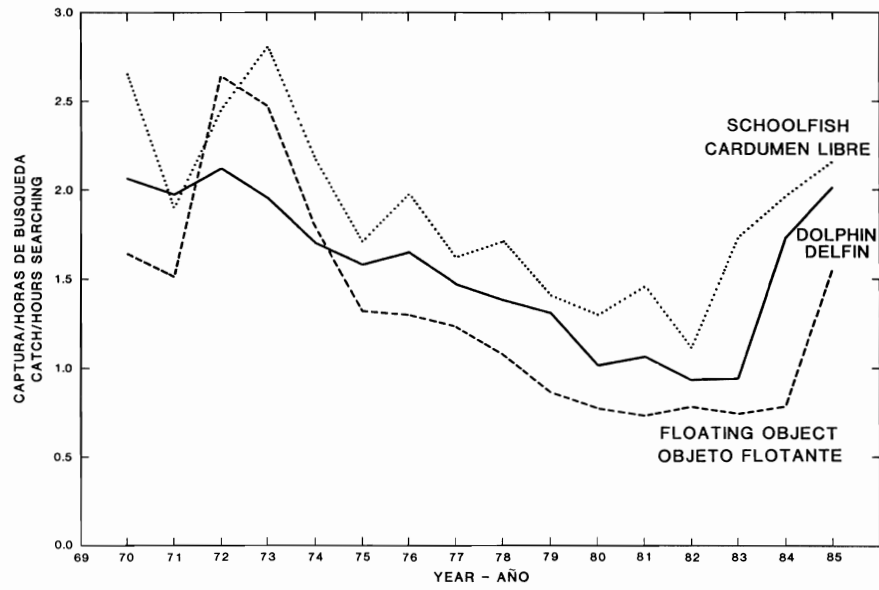


FIGURE 4. Annual trends in unstandardized, unweighted catch per hour of searching for the three set types.

FIGURA 4. Tendencias anuales en captura por hora de búsqueda no estandarizada ni ponderada para los tres tipos de lance.

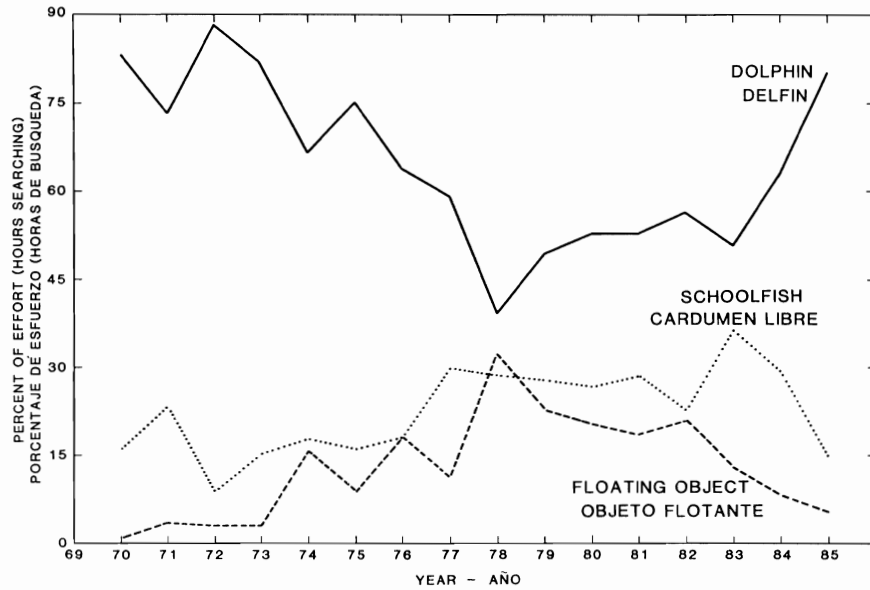


FIGURE 5. Annual changes in the percent of the total daylight search time preceding the three set types.

FIGURA 5. Cambios anuales en el porcentaje de tiempo total de búsqueda a luz de día que precede a los tres tipos de lance.

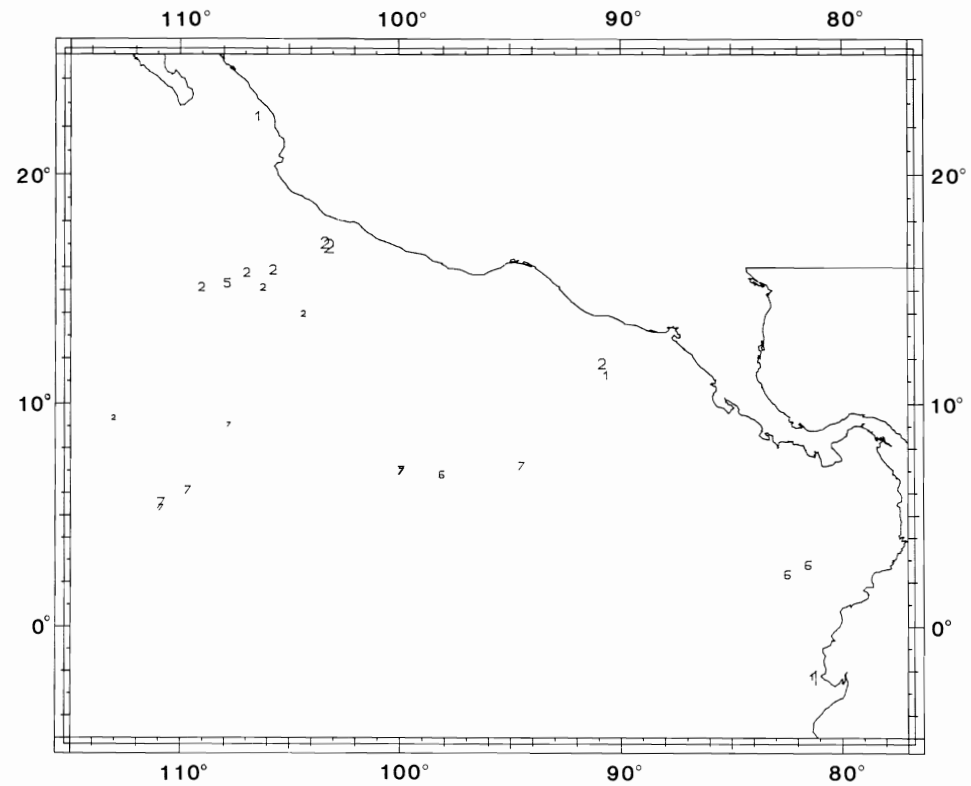


FIGURE 6. Geographic distribution of catch rates and search classifications on March 26, 1981. The numbers refer to the search classifications in Table 1. The height of each number is proportional to the logarithm of the catch rate. In the exploratory analyses a continuous chronological display of information such as this was viewed on a color computer graphics terminal.

FIGURA 6. Distribución geográfica de las tasas de captura y las clasificaciones de búsqueda el 26 de marzo de 1981. Las cifras se refieren a las clasificaciones de búsqueda en Tabla 1. La altura de cada cifra es proporcional al logaritmo de la tasa de captura. En los análisis exploratorios se presentó información semejante de forma cronológica continua en un terminal de computadora de color.

PUNSLY

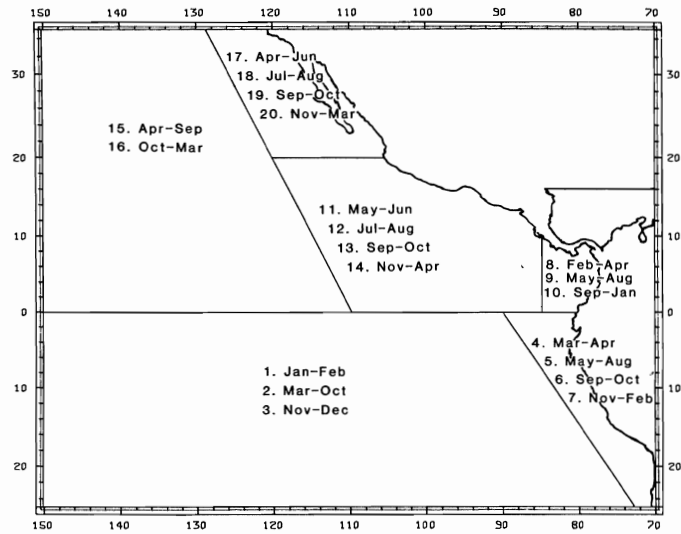


FIGURE 7. Season-area strata used to standardize catch rates.
FIGURA 7. Estratos de temporada-área utilizados para estandarizar las tasas de captura.

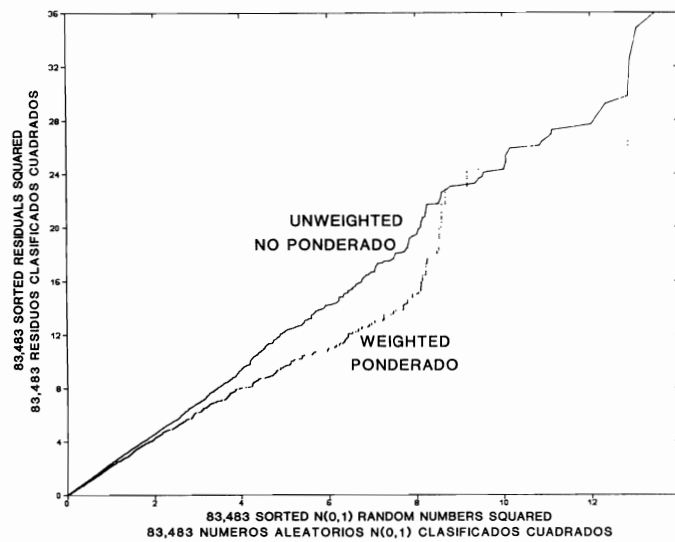


FIGURE 8. Plot of the 83,483 sorted residuals squared versus 83,483 sorted $N(0,1)$ random numbers squared. The relationship should be linear if the residuals are distributed χ^2 . The solid line is the residuals squared from the unweighted model. The dotted line or dots are the residuals squared from the weighted model.

FIGURA 8. Gráfico de los 83,483 residuales clasificados cuadrados contra los 83,483 números aleatorios $N(0,1)$ clasificados cuadrados. Si los residuales se encuentran distribuidos χ^2 , la relación debería ser lineal. La línea continua representa los residuales cuadrados del modelo no ponderado, la línea a trazos o puntos los del modelo ponderado.

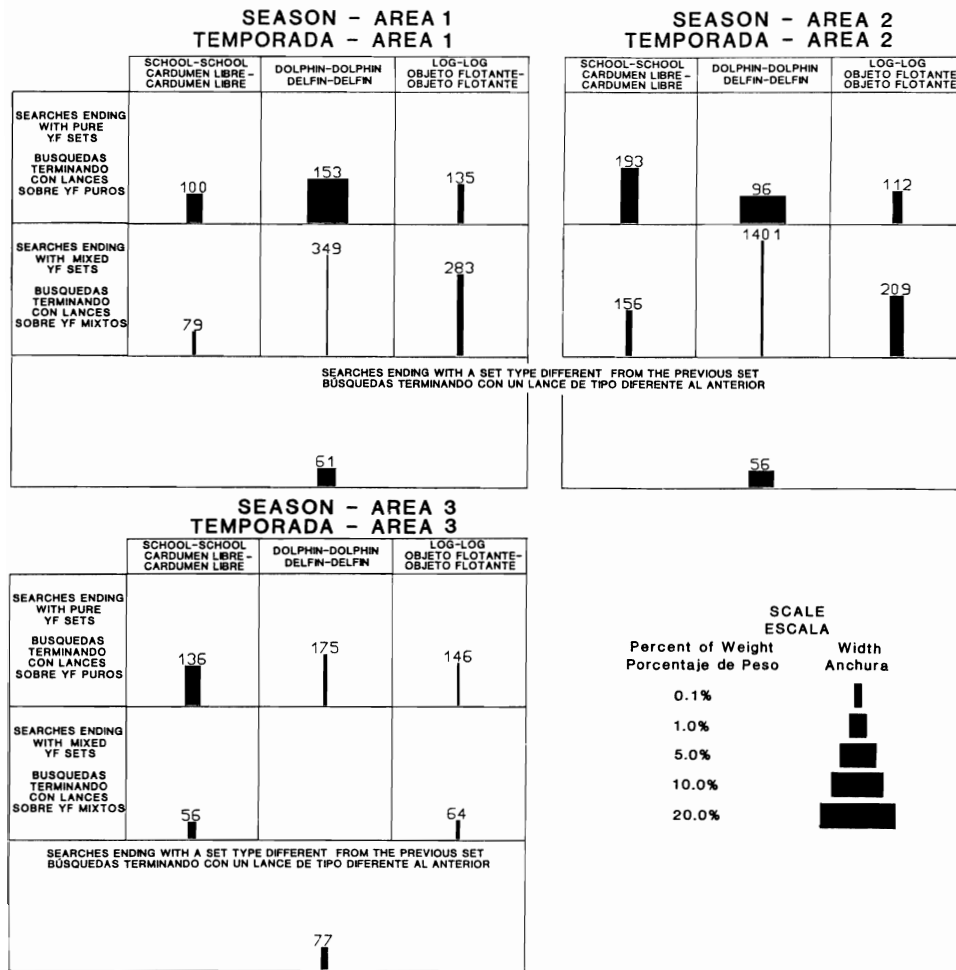


FIGURE 9. Catch rates by search classification in season-areas offshore south of the equator. The heights of the rectangles represent the catch rates standardized by vessel speed and year effects. The numbers show the catch rates as percentages of the catch rate for search classification 1 in season-area 1. The width of each rectangle is a function of the sum of the weights of the observations in each cell, as shown in the legend.

FIGURA 9. Tasas de captura por clasificación de búsqueda en temporada-áreas de alta mar al sur de la línea ecuatorial. La altura de los rectángulos representa las tasas de captura estandarizadas por efectos de velocidad del barco y año. Los números presentan las tasas de captura como porcentajes de la tasa de captura de clasificación de búsqueda 1 en temporada-área 1. La anchura de cada rectángulo es una función de la suma de las ponderaciones de las observaciones en cada célula (véase la leyenda).

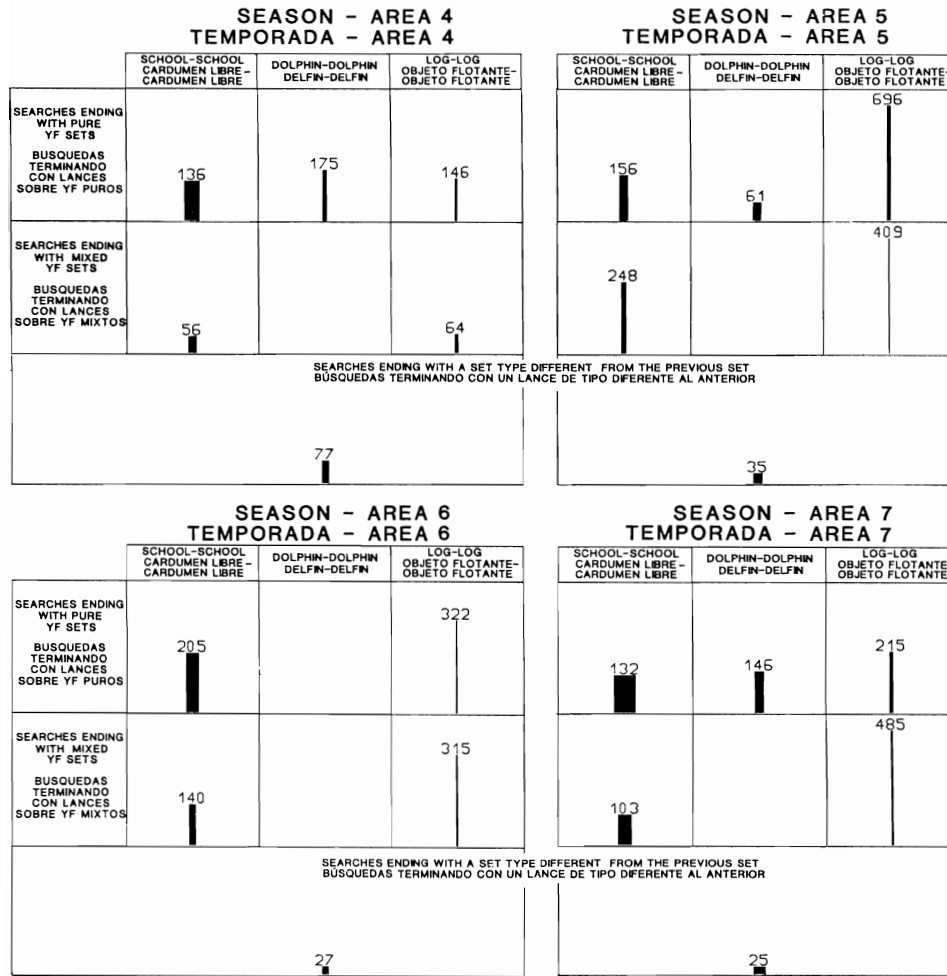


FIGURE 10. Catch rates by search classification in season-areas inshore south of the equator. The heights of the rectangles represent the catch rates standardized by vessel speed and year effects. The numbers show the catch rates as percentages of the catch rate for search classification 1 in season-area 1. The width of each rectangle is a function of the sum of the weights of the observations in each cell, as shown in the legend.

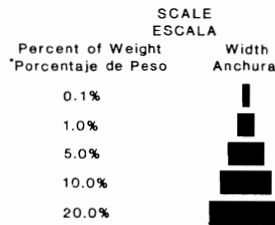


FIGURA 10. Tasas de captura por clasificación de búsqueda en las temporada-áreas cerca del litoral al sur de la línea ecuatorial. La altura de los rectángulos representa las tasas de captura estandarizadas por efectos de velocidad del barco y año. Los números presentan las tasas de captura como porcentajes de la tasa de captura para la clasificación de búsqueda 1 en la temporada-área 1. La anchura de cada rectángulo es una función de la suma de las ponderaciones de las observaciones en cada célula (véase la leyenda).

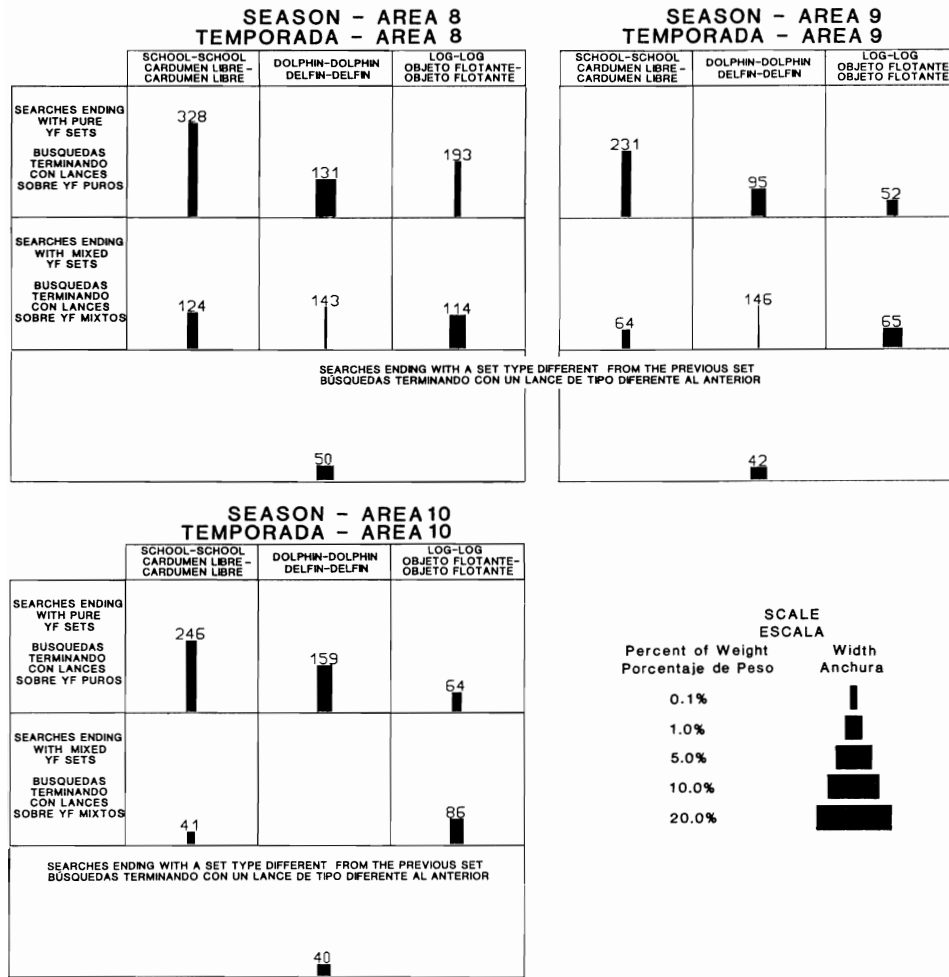


FIGURE 11. Catch rates by search classification in season-areas near the Gulf of Panama and Colombia. The heights of the rectangles represent the catch rates standardized by vessel speed and year effects. The numbers show the catch rates as percentages of the catch rate for search classification 1 in season-area 1. The width of each rectangle is a function of the sum of the weights of the observations in each cell, as shown in the legend.

FIGURA 11. Tasas de captura por clasificación de búsqueda en temporada-áreas cerca de Colombia y el Golfo de Panamá. La altura de los rectángulos representa las tasas de captura estandarizadas por efectos de velocidad del barco y año. Los números presentan las tasas de captura como porcentajes de la tasa de captura para la clasificación de búsqueda 1 en la temporada-área 1. La anchura de cada rectángulo es una función de la suma de las ponderaciones de las observaciones en cada célula (véase la leyenda).

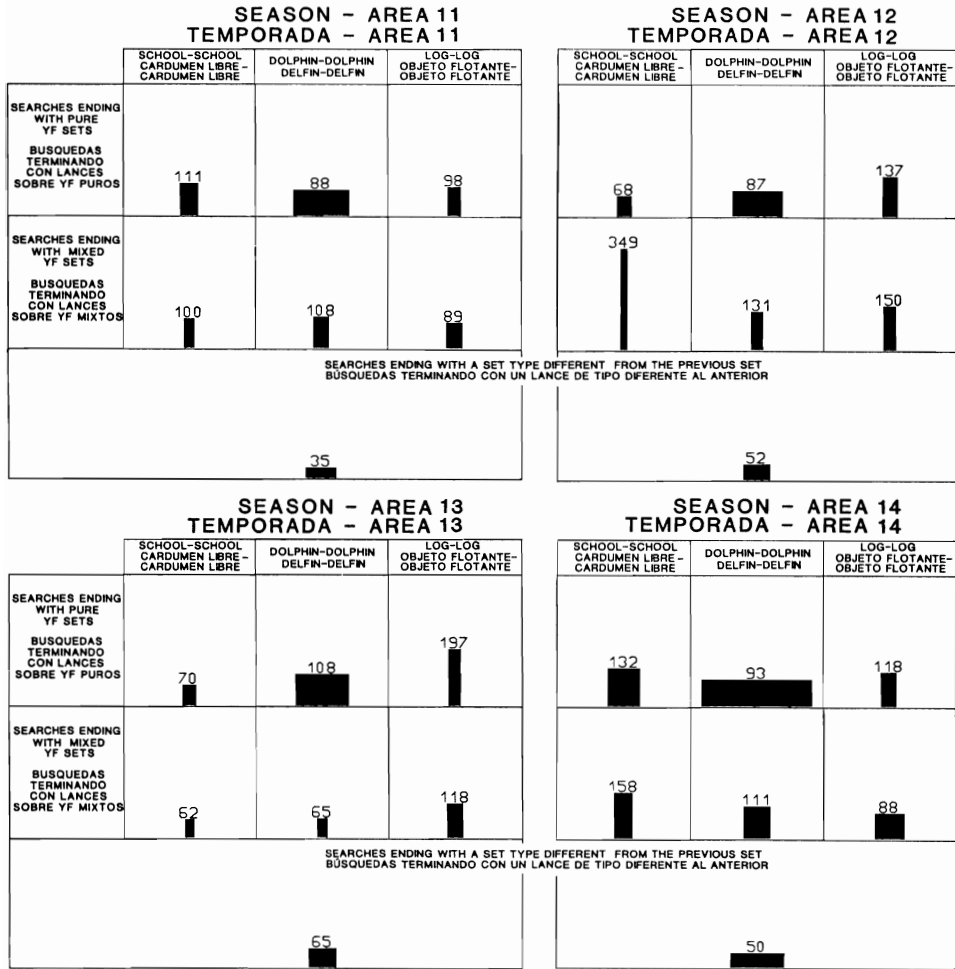


FIGURE 12. Catch rates by search classification in season-areas off Central America and southern Mexico. The heights of the rectangles represent the catch rates standardized by vessel speed and year effects. The numbers show the catch rates as percentages of the catch rate for search classification 1 in season-area 1. The width of each rectangle is a function of the sum of the weights of the observations in each cell, as shown in the legend.

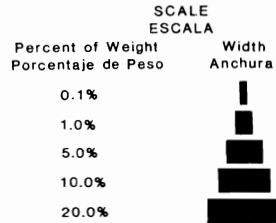


FIGURA 12. Tasas de captura por clasificación de búsqueda en temporada-áreas frente a América Central y el sur de México. La altura de los rectángulos representa las tasas de captura estandarizadas por efectos de velocidad del barco y año. Los números presentan las tasas de captura como porcentajes de la tasa de captura para la clasificación de búsqueda 1 en la temporada-área 1. La anchura de cada rectángulo es una función de la suma de las ponderaciones de las observaciones en cada célula (véase la leyenda).

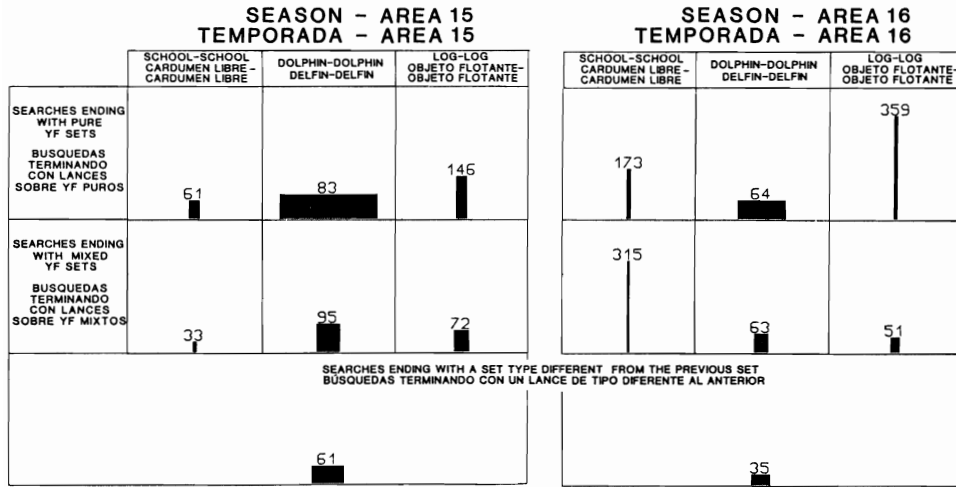


FIGURE 13. Catch rates by search classification in season-areas offshore north of the equator. The heights of the rectangles represent the catch rates standardized by vessel speed and year effects. The numbers show the catch rates as percentages of the catch rate for search classification 1 in season-area 1. The width of each rectangle is a function of the sum of the weights of the observations in each cell, as shown in the legend.

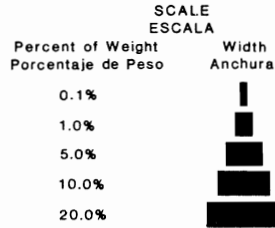


FIGURA 13. Tasas de captura por clasificación de búsqueda en las temporada-área de alta mar al norte de la línea ecuatorial. La altura de los rectángulos representa las tasas de captura estandarizadas por efectos de velocidad del barco y año. Los números presentan las tasas de captura como porcentajes de la tasa de captura para la clasificación de búsqueda 1 en la temporada-área 1. La anchura de cada rectángulo es una función de la suma de las ponderaciones de las observaciones en cada célula (véase la leyenda).

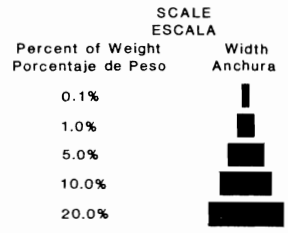
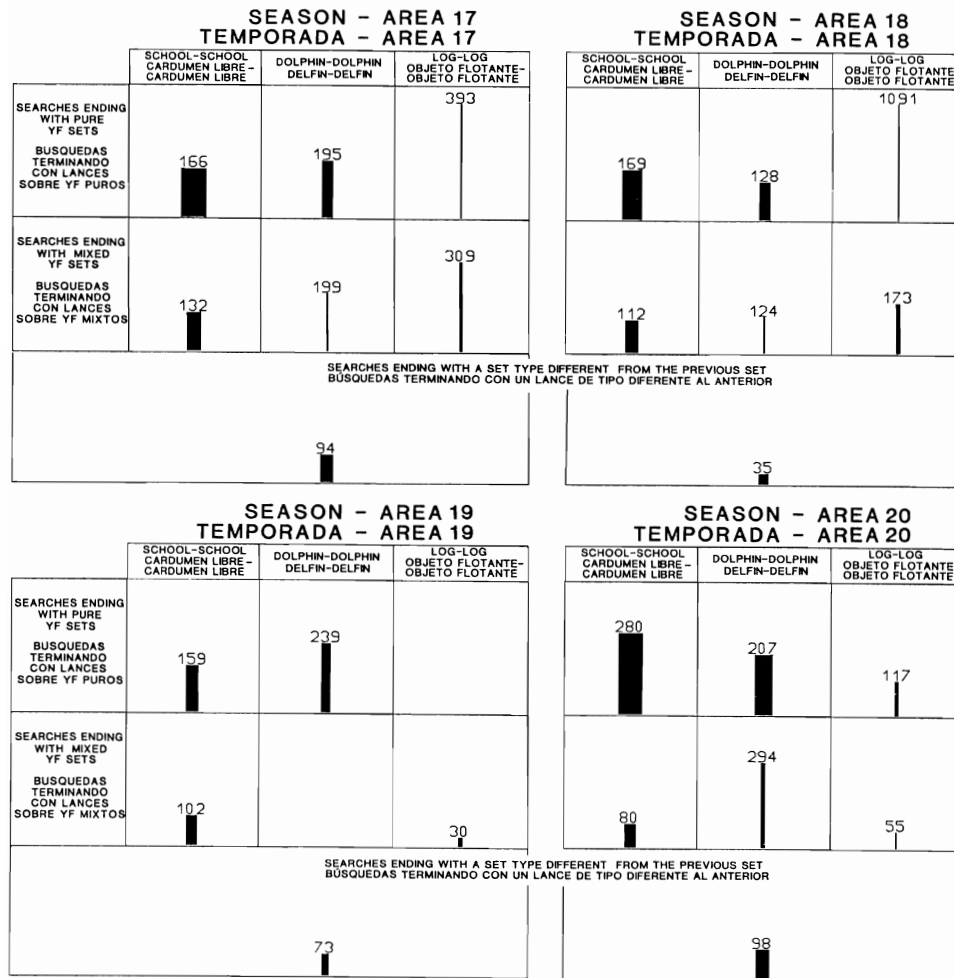


FIGURE 14. Catch rates by search classification in season-areas inshore off northern Mexico. The heights of the rectangles represent the catch rates standardized by vessel speed and year effects. The numbers show the catch rates as percentages of the catch rate for search classification 1 in season-area 1. The width of each rectangle is a function of the sum of the weights of the observations in each cell, as shown in the legend.

FIGURA 14. Tasas de captura por clasificación de búsqueda en las temporada-áreas cerca del litoral del norte de México. La altura de los rectángulos representa las tasas de captura estandarizadas por efectos de velocidad del barco y año. Los números presentan las tasas de captura como porcentajes de la tasa de captura para la clasificación de búsqueda 1 en la temporada-área 1. La anchura de cada rectángulo es una función de la suma de las ponderaciones de las observaciones en cada célula (véase la leyenda).

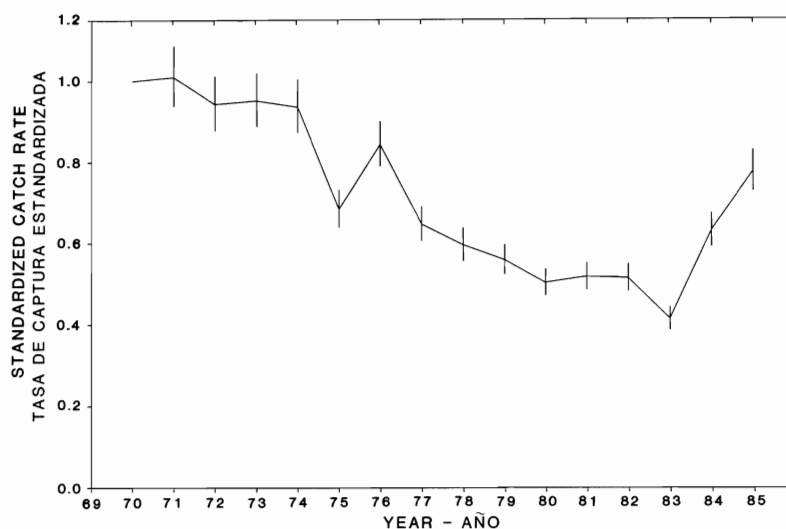


FIGURE 15. Annual indices of yellowfin abundance in the eastern Pacific Ocean. The vertical bars represent 95% confidence intervals.

FIGURA 15. Indices anuales de abundancia del aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental. Las barras verticales representan los intervalos de confianza de 95%.

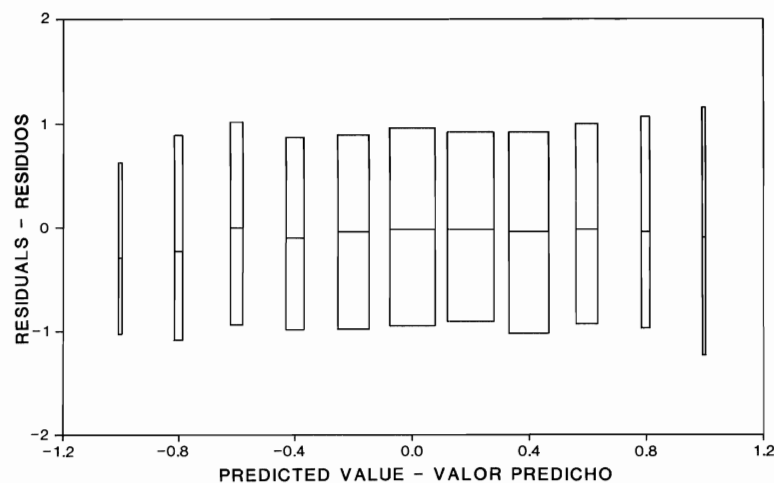


FIGURE 16. Plot of the residuals versus the predicted values from the weighted linear model. The boxes show the median and upper and lower quartiles for residuals corresponding to predicted values in a range of 0.2. Widths are proportional to the sum of the weights of observations with the corresponding predicted value.

FIGURA 16. Gráfico de los residuos contra los valores predichos del modelo lineal ponderado. Las casillas muestran las medianas y los cuartiles superiores e inferiores de los residuos correspondientes a valores predichos en una amplitud de 0.2. La anchura es proporcional a la suma de las ponderaciones de las observaciones con el valor predicho correspondiente.

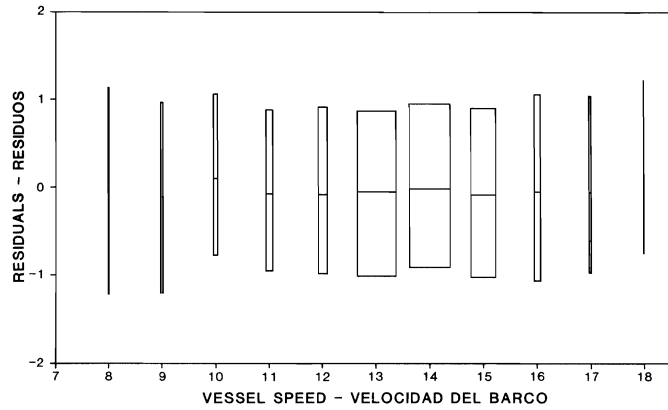


FIGURE 17. Relationship between the residuals from the weighted linear model and vessel speed. The boxes show the median and upper and lower quartiles for residuals corresponding to a vessel speed in a range of 1 knot. Widths are proportional to the sum of the weights of observations with the corresponding vessel speed.

FIGURA 17. Relación entre los residuales del modelo lineal ponderado y la velocidad del barco. Las casillas muestran las medianas y los cuartiles superiores e inferiores de los residuales correspondientes a una velocidad del barco en una amplitud de un nudo. La anchura es proporcional a la suma de las ponderaciones de las observaciones con la velocidad correspondiente del barco.

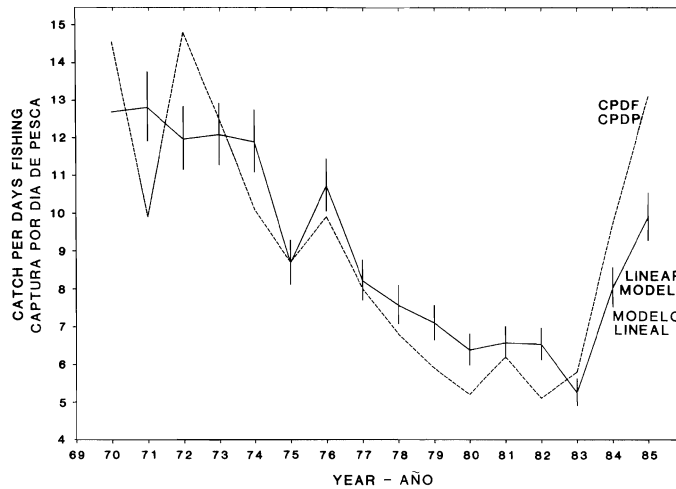


FIGURE 18. Comparison of annual indices of abundance. The solid line is the index from this study with the 16-year mean set equal to the 16-year mean CPDF and the vertical bars are the 95% confidence limits. The dashed line is the index most commonly used, CPDF for vessels with greater than 400 tons holding capacity.

FIGURA 18. Comparación de índices anuales de abundancia. La línea continua representa el índice de este trabajo, con el promedio de 16 años fijado igual al promedio de 16 años del CPDF, y las barras verticales representan los intervalos de confianza de 95%. La línea a trazos representa el índice más usado: CPDF de barcos de capacidad de carga superior a las 400 toneladas.

TABLE 1. Search classifications. YF = yellowfin. SJ = skipjack.**TABLA 1.** Clasificación de búsqueda. YF = aleta amarilla. SJ = barrilete.

Search classification	Set type at the end of the search	Previous set type	Mixed YF + SJ or pure YF at the
Clasificación de búsqueda	Tipo de lance al fin de la búsqueda	Tipo de lance anterior	YF + SJ mixto o YF puro al fin de la búsqueda
1	schoolfish cardumen libre	schoolfish cardumen libre	YF
2	dolphin delfin	dolphin delfin	YF
3	floating object objeto flotante	floating object objeto flotante	YF
4	schoolfish cardumen libre	schoolfish cardumen libre	YF + SJ
5	dolphin delfin	dolphin delfin	YF + SJ
6	floating object objeto flotante	floating object objeto flotante	YF + SJ
7	different from previous set diferente al lance anterior	different from set type at end of search diferente al tipo de lance al fin de la búsqueda	YF or-o YF + SJ

TABLE 2. F values for 10 data subsets, each composed of one randomly-chosen observation from each 5°-quadrangle-month. The factors listed above the line are included in the final model, and their F values correspond to the reduction in sums of squares obtained by adding the factor to a model made up of the rest of the factors above the line. The factors below the line are not included in the final model, and their F values correspond to the reduction in sums of squares obtained by adding the factor to a model made up of the factors above the line.

TABLA 2. Valores de F para 10 subconjuntos de datos, cada uno compuesto de una observación seleccionada al azar de cada cuadrado de 5°-mes. Se incluyen en el modelo final los factores situados encima de la línea, y sus valores de F corresponden a la reducción en las sumas de los cuadrados obtenidas añadiendo el factor a un modelo que consiste de los demás factores encima de la línea. No se incluyen en el modelo final los factores debajo de la línea, y sus valores de F corresponden a la reducción en las sumas de los cuadrados obtenidas añadiendo el factor a un modelo que consiste de los factores encima de la línea.

Factor	d.f. g.l.	Subset-Subconjunto									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Year-Año	15	9.1 ^a	7.0 ^a	10.4 ^a	11.2 ^a	9.8 ^a	10.2 ^a	9.3 ^a	10.4 ^a	10.3 ^a	10.8 ^a
Search classification Clasificación de búsqueda	6	8.4 ^a	11.3 ^a	15.1 ^a	12.6 ^a	14.5 ^a	9.5 ^a	11.7 ^a	17.6 ^a	18.2 ^a	13.4 ^a
Season-area ^b Temporada-área ^b	19	2.2	1.2	1.7	1.4	2.3 ^a	2.4 ^a	1.7	1.5	1.9	1.1
Vessel speed Velocidad del barco	1	28.4 ^a	13.6 ^a	28.7 ^a	21.0 ^a	30.5 ^a	33.7 ^a	27.1 ^a	28.3 ^a	24.2 ^a	26.5 ^a
Search class / Season-area Clase de búsqueda / Temporada-área	114 ^c	1.7 ^a	1.8 ^a	1.7 ^a	2.2 ^a	2.0 ^a	1.7 ^a	1.8 ^a	1.7 ^a	2.1 ^a	1.9 ^a
Capacity Capacidad	2	1.0	3.0	1.8	3.0	0.8	1.3	2.9	2.2	2.1	3.3
Helicopter on board Helicóptero a bordo	1	0.9	12.6 ^a	7.1	0.1	0.0	1.7	4.7	6.0	4.0	3.6
Net length Longitud de la red	1	2.6	3.1	3.3	0.5	0.1	0.8	0.1	3.1	3.8	3.9
Net depth Profundidad de la red	1	0.2	0.1	0.0	7.9	0.2	2.2	0.9	0.0	0.3	0.1
Sea-surface temperature Temperatura de la superficie del mar	1	0.6	0.6	0.1	0.0	3.2	2.5	0.9	0.0	0.2	0.1
Vessel speed / Search class Velocidad del barco / Clase de búsqueda	6	0.6	0.7	1.3	1.4	0.9	0.7	0.7	0.4	0.3	1.9
Vessel speed / Season-area Velocidad del barco / Temporada-área	19	1.1	1.1	1.4	0.7	1.3	0.6	0.7	1.0	1.2	1.1
Vessel speed / Year Velocidad del barco / Año	15	1.3	1.3	1.0	0.8	0.6	1.3	0.8	1.1	1.0	1.6
Year / Search class Año / Clase de búsqueda	90	1.5	1.2	1.2	1.2	1.0	1.2	1.3	1.1	1.0	1.3
Year / Season-area Año / Temporada-área	285 ^c	1.2	1.1	1.1	1.3	1.4 ^a	1.4 ^a	1.2	1.1	1.1	1.3

a. Significant at $\alpha = .001$

b. Season-area is included in the final model because the combined effects of season-area and the interaction between season-area and search classification are significant in all 10 subsets.

c. The actual degrees of freedom are fewer in some subsets because of empty cells.

a. Significativo a $\alpha = .001$

b. Se incluye temporada-área en el modelo final debido a que los efectos combinados de temporada-área y la interacción entre temporada-área y clasificación de búsqueda son significativos en todos los 10 subconjuntos.

c. Los grados de libertad efectivos son menores en algunos subconjuntos a causa de células vacías.

TABLE 3. Regression coefficients and standard errors from the weighted model.

TABLA 3. Coeficientes de regresión y errores estándar del modelo ponderado.

Year-Año	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985				
Estimate-Estimación	0.00	0.01	-.06	-.05	-.06	-.39	-.17	-.43	-.52	-.58	-.68	-.66	-.66	-.88	-.45	-.26				
s.e.-e.e.	—	.037	.036	.035	.035	.034	.033	.033	.034	.033	.032	.032	.032	.034	.033	.033				
Vessel speed (centered and scaled) / Velocidad del barco (centrada y escalada)																				
Estimate-Estimación	0.11																			
s.e.-e.e.	0.01																			
Search classification-Clasificación de búsqueda						1	2	3	4	5	6	7								
Estimate-Estimación							1.05	0.75	0.18	-0.20	1.10	-0.56	0.00							
s.e.-e.e.							.099	.107	.320	.133	.266	.798	—							
Season-area																				
Temporada-área	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Estimate-Estimación	-0.47	-0.54	-1.27	-0.23	-1.01	-1.23	-1.36	-0.64	-0.84	-0.89	-1.03	-0.61	-0.40	-0.66	-0.47	-1.01	-0.04	-1.02	-0.29	0.00
s.e.-e.e.	.106	.099	.117	.178	.156	.193	.130	.109	.110	.121	.095	.098	.097	.090	.094	.108	.130	.148	.183	—
Search classification / Season-area interaction																				
Clasificación de búsqueda / Interacción de temporada-área																				
Search class.-																				
Clasificación																				
de búsqueda																				
	Season-area / Temporada-área																			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1	-0.56	0.17	0.61	-0.49	0.44	0.96	0.61	0.80	0.66	0.76	0.11	-0.80	-0.98	-0.09	-1.04	0.53	-0.46	0.52	-0.27	0.00
s.e.-e.e.	.137	.127	.169	.200	.207	.218	.149	.169	.166	.169	.123	.133	.137	.108	.147	.273	.146	.166	.210	—
2	0.02	-0.23	0.61	0.06	-0.19	x	1.02	0.18	0.06	0.63	0.18	-0.26	-0.25	-0.14	-0.44	-0.15	-0.01	0.54	0.43	0.00
s.e.-e.e.	.126	.120	.139	.364	.221	x	.192	.138	.149	.156	.116	.119	.118	.110	.114	.128	.178	.192	.233	—
3	0.63	0.50	2.52	0.43	2.81	2.29	1.97	1.14	0.05	0.30	0.85	0.77	0.92	0.67	0.69	2.12	1.26	3.25	x	0.00
s.e.-e.e.	.369	.344	.657	.535	.456	1.18	.457	.370	.343	.351	.333	.332	.336	.329	.338	.452	.901	.798	x	—
4	0.45	1.21	2.40	-0.12	2.15	1.83	1.62	1.08	0.63	0.23	1.26	2.07	0.16	1.35	-0.41	2.38	0.54	1.36	0.53	0.00
s.e.-e.e.	.349	.226	.447	.248	.290	.272	.185	.182	.202	.217	.179	.213	.190	.150	.333	.442	.183	.199	.234	—
5	0.64	2.11	1.07	x	x	x	x	-0.07	0.14	x	0.03	-0.20	-1.10	-0.03	-0.66	-0.62	-0.34	0.17	x	0.00
s.e.-e.e.	.767	.556	.453	x	x	x	x	.516	.895	x	.280	.289	.291	.271	.274	.288	.662	.598	x	—
6	2.09	1.86	3.30	0.36	3.01	3.00	3.52	1.37	1.00	1.32	1.52	1.60	1.15	1.12	0.73	0.94	1.74	2.16	-0.31	0.00
s.e.-e.e.	.821	.804	.925	.856	2.01	.978	.969	.804	.803	.807	.802	.804	.802	.799	.803	.810	.874	.849	.857	—
7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
s.e.-e.e.	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

x Empty cell-Célula vacía
 — No estimate of standard error-Sin estimación de error estándar

TABLE 4. Proportions of 5°-quadrangle-months with effort but no catch.**TABLA 4.** Proporciones de cuadrados de 5°-mes con esfuerzo pero sin captura.

Year Año	Total with effort Total con esfuerzo	With effort but no catch Con esfuerzo pero sin captura	Proportion Proporción
1970	269	61	.23
1971	305	90	.30
1972	342	106	.31
1973	434	119	.27
1974	377	97	.26
1975	442	110	.25
1976	527	133	.25
1977	590	150	.25
1978	481	137	.28
1979	596	132	.22
1980	707	195	.27
1981	660	158	.24
1982	684	176	.26
1983	674	268	.40
1984	590	159	.27
1985*	423	111	.21

* preliminary-preliminar

TABLE 5. r^2 and Box-Wetz criterion values for three models. The formula used to calculate the Box-Wetz criterion is:

$$(\max \hat{y}_i - \min \hat{y}_i) / \sqrt{(\text{d.f.} \times \sigma^2 / N)}$$

TABLA 5. Valores de r^2 y del criterio de Box-Wetz para tres modelos. Para calcular el criterio de Box-Wetz se usa la fórmula:

$$(\max \hat{y}_i - \min \hat{y}_i) / \sqrt{(\text{g.l.} \times \sigma^2 / N)}$$

Model-Modelo	d.f.-g.l.	r^2	Box-Wetz
Year only Solo año	15	.029	17.8
Year and capacity Año y capacidad	17	.030	19.7
Full model Modelo completo	147	.098	40.3

**ESTIMACION DE LA ABUNDANCIA ANUAL RELATIVA DEL ATUN
ALETA AMARILLA, *THUNNUS ALBACARES*, EN EL OCEANO
PACIFICO ORIENTAL DURANTE 1970-1985**

por

Richard Punsly

RESUMEN

Se estima la abundancia anual relativa del atún aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental (OPO) durante 1970-1985 por medio de tasas de captura, calculadas como toneladas cortas capturadas por barcos cerqueros por hora de búsqueda. Se usa un modelo lineal ponderado generalizado para estandarizar las tasas de captura. Los factores importantes de estandarización son la velocidad del barco, temporada-área, y si se capturaron los aletas amarillas en asociación con delfines, barriletes, o objetos flotantes. Se ponderaron las observaciones para otorgar igual importancia a áreas iguales y a cada unidad de esfuerzo pesquero dentro de un área. Los resultados señalan que la captura por día de pesca estima por bajo la abundancia durante los últimos años de la década de los 70, en cual época la pesquería trasladó parte de su esfuerzo de lances sobre delfines a lances sobre objetos flotantes, y la sobreestima al volver la pesquería a lances sobre delfines en 1984 y 1985.

INTRODUCCION

Desde los años 50 la Comisión Interamericana del Atún Tropical (CIAT) utiliza las tasas de captura como índices primarios de la abundancia del atún aleta amarilla, *Thunnus albacares*, en el Océano Pacífico oriental (Schaefer, 1953), hecho que es de esperar ya que la pesquería opera en un área (Figura 1) demasiado grande para poder utilizar otros métodos, como por ejemplo estudios acústicos o conteos de óvulos o larvas. Shimada y Schaefer (1956) iniciaron la estandarización de las tasas de captura del aleta amarilla, variando los factores de eficacia según la capacidad de los barcos de carnada. Al iniciarse la década de los 60, la flota consistía principalmente de barcos cerqueros, y el índice primario de abundancia era una modificación del método de Shimada y Schaefer (1956), según el cual se estandariza solamente el esfuerzo cerquero por clase de arqueo. Embarcaciones de la clase estándar de arqueo (capacidad de 101 a 200 toneladas cortas) eran menos comunes en los años 70, y se adoptó la captura bruta por día de pesca (CPDP) de los barcos cerqueros de capacidad superior a las 400 toneladas como índice primario.

Desde 1959 CIAT recoge información detallada sobre las actividades pesqueras de los barcos cerqueros. A partir de fines de los años 60 se dispuso de datos resumidos sobre capturas y esfuerzo para análisis por computadora, pero se tuvo que esperar diez años más hasta disponer de información detallada para tales análisis. Estos descubrieron que otros factores además de la capacidad de los barcos cerqueros tenían un efecto significativo sobre las tasas de captura; por ejemplo, Pella y Psaropulos (1975) descubrieron que la velocidad del barco y el tipo de lance afectaban las tasas de captura del aleta amarilla. Usaron los siguientes tipos de lance: 1) lances sobre aletas amarillas asociados con delfines (*Stenella attenuata*, *S. longirostris*, o *Delphinus delphis*), 2) lances sobre aletas amarillas asociados

con objetos flotantes, 3) lances sobre aletas amarillas combinados con barriletes (*Katsuwonus pelamis*), y 4) aletas amarillas en cardúmenes libres no asociados. Usando un modelo lineal generalizado, Allen y Punsly (1984) descubrieron que la velocidad del barco, el tipo de lance, la profundidad de la red, el uso de helicópteros, y la temperatura de la superficie del mar (TSM) tienen un efecto más importante sobre las tasas de captura que la capacidad. Se modificó el método de Allen y Punsly en Anónimo (1984 y 1985).

Con la disponibilidad de esta gran cantidad de datos, los análisis se vieron limitados por los costos de computación, pero con la adquisición de una computadora por parte de la CIAT a principios de los años 80 aumentó de forma marcada la posibilidad de explorar y analizar los datos. Por ejemplo, se pudieron mostrar datos sobre tasas de captura en términos temporales y geográficos de manera anteriormente imposible; se pudieron usar subconjuntos mayores de datos en análisis exploratorios; se pudieron usar más categorías en el modelo lineal; y nuevos sistemas de métodos y técnicas de computadora facilitaron la ponderación de observaciones en un modelo lineal. Los métodos descritos a continuación para explorar y analizar datos sobre tasas de captura aprovechan de este aumento en capacidad de computación para aprovechar al máximo los datos y el método desarrollado por Allen y Punsly (1984).

MÉTODOS

Los datos

La base de datos de bitácora de la CIAT contiene unos 80 millones de bytes de información sobre las actividades pesqueras de barcos cerqueros en el OPO de 1959 a 1985. En este trabajo se usan datos del periodo de 1970 a 1985. Se muestra la distribución geográfica de la captura del aleta amarilla durante estos años en Figura 1. Se incluye la siguiente información en este trabajo y en los análisis exploratorios precedentes: estimaciones provisionales de la captura por especie en cada lance, hora del comienzo y fin de los lances, tipo de lance (sobre cardumen libre, delfines, o objeto flotante), latitud y longitud, temperatura de la superficie del mar (TSM), velocidad y dirección del viento, velocidad y capacidad del barco, si el barco disponía de un helicóptero o de equipo sonar, longitud y profundidad de la red, y el efecto del capitán. Análisis exploratorios mostraron que los datos sobre equipo sonar y viento o no eran suficientemente completos para ser útiles o eran completamente insignificativos, y se excluyeron de los análisis subsecuentes. Se presenta más información sobre la base de datos de bitácora de la CIAT en Orange y Calkins (1981) y Punsly (1983).

Los datos de bitácora de la CIAT cubren un 90% de las capturas del aleta amarilla efectuadas por barcos cerqueros en el OPO, pero no se utilizaron todos los datos en este análisis: por ejemplo, no se incluyeron datos de viajes en los cuales la suma de las estimaciones provisionales se diferenciaba del peso al descargar por más de 25%. Se excluyen también datos de viajes sometidos a reglamentos que limitaban la cantidad de aletas amarillas que se permitía capturar, y viajes por capitanes que pescaron en tan sólo un año, ya que el uso de estos datos

dificilitaría la separación del efecto del capitán de aquel de año. Una vez eliminados estos y demás datos (explicados más adelante), se basó el análisis en 83,483 lances.

Tasas de captura

En muchos casos, es posible que la captura por unidad de esfuerzo bruta no sea un buen índice de abundancia (Paloheimo y Dickie, 1964). En este trabajo se usó una parte de la enorme cantidad de información sobre la pesquería a nuestra disposición para identificar y luego reducir algunas de las posibles fuentes de error. En general se usa el tiempo de búsqueda para medir el esfuerzo sin contar el tiempo de faena; se usa la ponderación para reducir los efectos de las distribuciones de contagio temporales y geográficas de cardúmenes de aleta amarilla y barcos cerqueros; y se usa un modelo lineal generalizado para estandarizar índices anuales de tasas de captura para que no influyan sobre ellas las diferencias anuales en eficacia de los barcos, condiciones ambientales, y modos de pesca.

En este trabajo se usan las tasas de captura como índices de abundancia anual relativa de la siguiente manera. Que para cada año, i , sea y_i la captura y h_i el número de horas de búsqueda. Entonces y_i/h_i es la tasa de captura anual. El área superficial cubierta por la búsqueda es $a_i = v_i w_i h_i$, donde v_i es la velocidad media del barco y w_i es la anchura media efectiva de barrida en el año i . Bajo el área superficial barrida por la búsqueda hay una cantidad desconocida de toneladas de aleta amarilla, x_i ; es decir, x_i representa solamente los peces debajo de a_i . Parte de x_i se encuentra más abajo de la profundidad de barrida efectiva de los barcos cerqueros (Figura 2), y parte dentro de ésta. Sea d_i la fracción media de aletas amarillas dentro de la profundidad de barrida en cualquier instante del año i , y c_i la fracción de ellos que se capturan. Entonces $y_i = d_i c_i x_i$. La tasa de captura, $y_i/h_i = v_i w_i d_i c_i (x_i/a_i)$ donde x_i/a_i es la densidad. La tasa de captura anual, relativa al año 0 es

$$\frac{(y_i/h_i)}{(y_0/h_0)} = \frac{v_i w_i d_i c_i}{v_0 w_0 d_0 c_0} \frac{(x_i/a_i)}{(x_0/a_0)}$$

Si $v_i w_i d_i c_i / v_0 w_0 d_0 c_0 = 1$, significando que el producto $v_i w_i d_i c_i$ es constante de año a año, entonces la tasa de captura relativa anual es igual a la densidad relativa anual de la aleta amarilla debajo del área buscada. En este estudio se usan los datos sobre, por ejemplo, la velocidad del barco para ajustar por la variación anual en v_i , mientras que los datos sobre tipo de lance y variación estacional y por área de las tasas de captura se usan para ajustar por la variación anual en w_i , d_i , y c_i . Se ponderan además las observaciones de tal manera que cada cuadrado de 5°-mes recibe una ponderación proporcional a la cantidad de área superficial de océano que contiene, y esto se hace para que las tasas anuales de captura, y_i/h_i , midan la densidad media, x_i/a_i , durante todo el año y sobre el área entera.

Se define cada observación de tasa de captura como las toneladas de aleta amarilla capturadas en un lance dividido por el tiempo de búsqueda (en horas) que lo precede. Ya que las tasas de captura son muy asimétricas a la derecha, fue

necesaria una transformación logarítmica de los datos, pero no fue necesario añadir un constante, tal como se hizo en Allen y Punsly (1984), para aproximar la distribución de los datos al normal (Figura 3).

Tiempo de búsqueda

La definición del esfuerzo de pesca es normalmente el aspecto más difícil de la elección de un índice de abundancia basado en la tasa de captura. El esfuerzo de pesca sería idealmente directamente proporcional a la probabilidad de capturar un pez cualquiera. En el caso de una pesquería de búsqueda tal probabilidad debería ser proporcional al área buscada, pero a menudo se dispone solamente de medidas imprecisas tal como meses-barco. La base de datos de bitácora de la CIAT tiene en cuenta muchas medidas de esfuerzo de pesca: por ejemplo, cantidad de viajes, días en el mar, días pescando, y toneladas de capacidad en el mar. En este trabajo se usa el tiempo de búsqueda como medida de esfuerzo porque es directamente proporcional al área buscada y permite sustraer la cantidad significativa de tiempo pasado en lances, durante el cual el barco no puede buscar áreas adicionales. *Se define aquí el tiempo de búsqueda como el tiempo transcurrido entre el fin de un lance y el comienzo del próximo, con las seis condiciones siguientes:* 1) Cada búsqueda comienza al fin de un lance en el cual se capturaron más de 3 toneladas de aleta amarilla. 2) Cada búsqueda termina al comenzar un lance en el cual se capturan más de 3 toneladas de aleta amarilla. 3) Solamente se consideraron búsquedas efectuadas de día. Horas de búsqueda a luz del día se calcularon a base de latitud, longitud, fecha, y el Almanaque Náutico (Anónimo, 1981). 4) Se sustrae del tiempo de búsqueda el tiempo dedicado a lances sobre otras especies, como por ejemplo el barrilete. 5) Se excluyeron los datos sobre captura y tiempo de búsqueda si ocurriera cualquiera de las siguientes condiciones. i) No se sabía la hora del lance. ii) El lance al fin de la búsqueda comenzó después del atardecer y antes del amanecer (basado en el Almanaque Náutico). iii) Atún aleta amarilla era el objetivo de la pesca, pero se capturaron menos de 3 toneladas. Esto se hizo porque los barcos prefieren no lanzar sobre cardúmenes pequeños; por consecuencia, en muchos casos la mayoría de los peces se escaparon y no es posible estimar con exactitud el tamaño del cardumen. iv) El barco cesó la búsqueda a causa de mal tiempo o avería, o para trasladarse a otro área. 6) Se asigna el tiempo de búsqueda al lance efectuado al fin de la búsqueda.

Clasificación de las búsquedas

Análisis exploratorios señalaron que las tasas anuales de captura son generalmente más elevadas para búsquedas que terminan en lances sobre cardúmenes libres y más bajas para las que terminan en lances sobre objetos flotantes (Figura 4). Ya que la proporción de tiempo de búsqueda que precede cada tipo de lance varía por año (Figura 5), es necesario ajustar los índices de abundancia basados en tasas de captura para que se pueda por ejemplo distinguir entre un aumento en la frecuencia de lances sobre objetos flotantes y una disminución en abundancia, y viceversa. Se descubrió además que las tasas de captura del aleta amarilla eran generalmente más bajas en el caso de búsquedas que terminaban en lances en los cuales se capturaban también barriletes. Por último, se determinó

que si un lance es diferente al anterior, el tiempo de búsqueda es típicamente bastante más largo, y que por consecuencia la tasa de captura es bastante más baja. Se usan las clasificaciones de búsqueda mostradas en Tabla 1 para estandarizar las tasas de captura y así erradicar los efectos de tipo de lance y del barrilete de los índices anuales de abundancia del aleta amarilla.

Temporada y área

Análisis exploratorios mostraron que las tasas de captura varían por temporada, y que los efectos de las temporadas varían de área a área. Para investigar los efectos de temporada y área más detalladamente, se escribió un programa de computadora para poder presentar los datos en un terminal de gráficos de color de tal manera que se pudieran ver los efectos continuos de temporada y área sobre las tasas de captura. El programa superpone datos sobre tasas de captura, tipo de lance, TSM, y velocidad y dirección del viento en orden cronológico sobre un mapa del Pacífico oriental, usando áreas sombreadas y símbolos de varios colores y formas. Antes de presentar datos sobre un cierto lance, se borran los datos sobre todos los lances efectuados más de 24 horas antes. En cualquier momento se presentan aproximadamente 24 horas de datos, y la presentación cambia constantemente. Si se parara la presentación en el 26 de marzo de 1981, por ejemplo, se vería la información mostrada en Figura 6, más datos sobre viento y temperatura. En las presentaciones de 1970, 1972, 1975-1976, y 1980-1985 las temporada-áreas mostradas en Figura 7 parecían ser las más uniformes en cuanto a tasa de captura, tipo de lance, y TSM.

Capitanes

Más de 600 capitanes han efectuado lances cerqueros sobre el aleta amarilla en el Pacífico oriental desde 1970. Si se considera cada capitán como una categoría separada en el modelo lineal, éste superaría la capacidad de la mayoría de computadoras y sistemas asociados. Si se considera la posibilidad de que el capitán produzca efectos que además actúan recíprocamente con otros efectos (por ejemplo, tipo de lance), el problema podría superar la capacidad de cualquier computadora o sistema asociado, pero a pesar de estas dificultades, fue necesario examinar los efectos potenciales del capitán.

Para investigar el efecto del capitán, se añadió al modelo en forma de covariable el residuo medio de cada combinación de capitán-tipo de lance (del modelo final presentado en la sección de Resultados). Se excluyeron las combinaciones de capitán-tipo de lance que solamente ocurrieron en un año para así conservar los efectos de año. Se asignó un grado de libertad a cada uno de los capitán-tipo de lances restantes. Se descubrió que los efectos del capitán que se midieron así no eran significativos, hecho que es de esperar ya que se ha tomado en cuenta en el modelo la mayor parte del efecto que tendría el capitán; por ejemplo, la proporción de lances positivos, la temporada-área en la cual la pesca tuvo lugar, y la velocidad del barco. No se investigaron los efectos de capitán-temporada-área porque muchos capitanes pescan solamente en unas pocas temporada-áreas.

Viajes en el Pacífico central y occidental

En años recientes ha aumentado el número de barcos que pescan al oeste de 150°W, y es por consecuente necesario investigar la posibilidad que barcos que se dirigen hacia el Pacífico central y occidental (OPCO) efectúan una búsqueda menos intensiva en el OPO, contribuyendo así a una sobreestimación del esfuerzo de pesca. Sin embargo, cuando se excluyeron del análisis todos los datos sobre viajes al OPCO, no cambiaron las primeras dos cifras de las estimaciones de abundancia de todos los años.

Otros factores

Se usaron las mismas categorías de capacidad de los barcos que se usaron en Allen y Punsly (1984): menos de 500 toneladas, 501-1000 toneladas, y más de 1000 toneladas. Se centraron y escalaron los covariables de velocidad del barco, TSM, y longitud y profundidad de la red al promedio 0 y la desviación estándar 1, restando el promedio y dividiendo por la desviación estándar.

Ponderación

La elección de factores de ponderación en este análisis se basa en la premisa que si no es necesaria la estandarización, entonces el índice de abundancia de la tasa de captura de menor sesgo sería

$$U_k = \frac{1}{A} \sum_{i=1}^A \frac{\sum_{j=1}^{n_{ik}} y_{ijk}}{\sum_{j=1}^{n_{ik}} h_{ijk}}$$

donde A es el número de áreas (de tamaño igual y apropiado), n_{ik} es el número de lances en la i-ésima área, y_{ijk} es la captura, y h_{ijk} es el tiempo de búsqueda que precede el j-ésimo lance en la i-ésima área. Se estudiaron las imágenes producidas por el programa de computadora, y se decidió que era razonable usar cuadrados de 5° para áreas de igual ponderación. El método de calculación de tasas de captura anuales aquí descrito asigna una ponderación igual a cada mes, rindiendo así un índice que reduce el sesgo que resulta de la concentración del esfuerzo de pesca en las áreas-tiempo de mayor densidad de aleta amarilla, tal como sugirió Calkins (1961). Este método asigna además una ponderación igual a cada hora de búsqueda dentro de un cuadrado de 5°-mes. Esto es preferible a la alternativa, en la cual se asigna mayor ponderación por unidad de esfuerzo a las búsquedas cortas que a las largas, lo cual produce un sesgo por exceso en la tasa de captura. Es necesario un factor de ponderación para obtener el mismo promedio usando datos transformados, tal como se usan en el modelo lineal.

Se llevaron a cabo simulaciones para descubrir un factor de ponderación que permitiría la estimación insesgada de la tasa media de captura en el año k en relación al año base 0, usando los datos transformados $\ln(y_{ijk}/h_{ijk})$. El problema

entonces es descubrir los factores de ponderación, w_{ijk} , los cuales reducen al mínimo

$$\left| \frac{U_k}{U_0} - \frac{\exp \left[\frac{\sum_{ij} w_{ijk} \ln(y_{ijk}/h_{ijk})}{\sum_{ij} w_{ijk}} \right]}{\exp \left[\frac{\sum_{ij} w_{ij0} \ln(y_{ij0}/h_{ij0})}{\sum_{ij} w_{ij0}} \right]} \right|$$

Se efectuaron diez mil simulaciones basadas en dos áreas de igual tamaño y dos años. El promedio y la desviación estándar de la captura y el tiempo de búsqueda fueron asignados a cada una de las cuatro combinaciones de año y área por un generador de números aleatorios lognormales, usando el promedio y la desviación estándar observados de cuadrados de 5°-mes. Dentro de cada año-área se generaron un número aleatorio de observaciones basadas en la distribución lognormal del número de lances observados en cuadrados de 5°-mes. A cada una de estas observaciones se asignó una captura y un tiempo de búsqueda aleatorios, basados en la distribución lognormal y el promedio y la desviación estándar asignadas anteriormente al azar a ese año-área.

Se examinaron muchas funciones de esfuerzo de pesca como posibles factores de ponderación, incluidos los de forma $a \cdot \ln(h_{ijk} + b)$. La función que rindió el sesgo medio mínimo fue

$$w_{ijk} = \frac{\ln(h_{ijk} + 1)}{\sum_{j=1}^{n_i} \ln(h_{ijk} + 1)}$$

Se usó este factor de ponderación en el modelo lineal para dar igual ponderación a áreas iguales, y para dar igual ponderación a cada unidad de esfuerzo dentro de un área.

Selección del modelo

Usando la notación de Allen y Punsly (1984), el modelo de estandarización es

$$\ln(\text{toneladas/tiempo de búsqueda}) = M + A_i + B_j \dots + F_k$$

donde M es el promedio y $A_i \dots F_k$ son los efectos de los factores sobre las tasas de captura. Uno de los factores es siempre año, y los otros son todos factores de estandarización utilizados para eliminar la variación anual en la eficacia de los barcos, modos de pesca, y factores ambientales. De este modo es posible separar los efectos de año de los otros. Las diferencias en tasas de captura entre años

que no se pueden atribuir a los otros variables en el modelo pueden servir como índices de abundancia anual relativa.

Es conveniente no sólo incluir todos los factores significativos de estandarización posibles sino también excluir los factores insignificativos, ya que si éstos se acumulan en el modelo, pueden causar una parametrización excesiva (Hocking, 1976). Un este caso esto podría diluir las diferencias entre los años, y se tiene que seleccionar el modelo con cuidado.

Se seleccionó el modelo por medio del procedimiento por etapas de Allen y Punsly (1984), en el cual se usa una prueba de F para establecer cuales de los factores de estandarización son significativos. Se descubrió que los residuos cuadrados del modelo ponderado no se encontraban distribuidos como χ^2 (Figura 8), haciendo así inválida la prueba de F. Si se asignaba el modelo ponderado con el variable dependiente de tasa de captura a cada observación al azar, los valores de F eran más elevados de lo que se esperaba. Se utilizó el procedimiento siguiente para resolver este problema: se crearon diez subconjuntos de datos, cada uno de los cuales consistía de una observación, seleccionada al azar de cada uno de los 4,498 cuadrados de 5°-mes que ocurrían en el conjunto de datos entero. Estos subconjuntos tienen tres características importantes: en primer lugar, todos los cuadrados de 5°-mes tienen igual ponderación. En segundo lugar, debido a que sólo hay una observación para cada cuadrado de 5°-mes, cada hora de tiempo de búsqueda dentro de un cuadrado de 5°-mes recibe igual ponderación. En tercer lugar, ya que no se usa ninguna ponderación, los residuos se encuentran distribuidos como χ^2 (Figura 8) y se puede usar la estadística de F para comprobar el significado de los factores. Se aplicó el procedimiento de selección de modelo a todos los diez subconjuntos para establecer cuales de los factores eran significativos.

RESULTADOS

En todos los subconjunto-años, la clasificación de la búsqueda y la velocidad del barco tienen efectos significativos ($\alpha = .001$) sobre las tasas de captura del aleta amarilla (Tabla 2). La interacción entre temporada-área y clasificación de la búsqueda es también significativa en todos los diez subconjuntos. Se incluye temporada-área en el modelo debido a que el efecto combinado de temporada-área más la interacción entre clasificación de la búsqueda y temporada-área es significativa en todos los diez subconjuntos. Es de destacar que las interacciones de los efectos de año (Tabla 2) no son significativos, y es apropiado por consecuente una sola estimación de abundancia para el OPO entero. El modelo resultante es

$$\ln(\text{toneladas/tiempo de búsqueda}) = M + A_i + B_j + C_k + (BC)_{jk} + aV + \epsilon_{ijk}$$

donde M es el promedio, A_i es el efecto del i-ésimo año, B_j es el efecto de la j-ésima clasificación de búsqueda, C_k es el efecto de la k-ésima temporada-área, $(BC)_{jk}$ es el efecto de la interacción entre clasificación de búsqueda j y temporada-área k, a es el coeficiente de regresión para la velocidad de barco V, y ϵ_{ijk} es el error.

Las estimaciones de los parámetros en Tabla 3 resultan del uso de este modelo con todas las 83,483 observaciones, ponderadas de la manera descrita en la sección anterior, más la restricción de que el nivel máximo de cada factor se fija en 0. La exponenciación de las estimaciones de los parámetros convierte el modelo lineal aditivo en un modelo multiplicativo más fácil de interpretar. Por ejemplo, un aumento de un nudo en la velocidad del barco resulta en un aumento de 7% en la tasa media de captura. Se puede hacer lo mismo con la clasificación de búsqueda dentro de la temporada-área. Se produjeron las Figuras 9 a 14 por medio de la exponenciación de la suma de las estimaciones de los parámetros de clasificación de búsqueda, temporada-área, y la interacción entre los dos, y dividiendo entonces por el valor de la clasificación de búsqueda 1 en la temporada-área 1. Se pueden utilizar estas figuras para ilustrar las diferencias en las tasas de captura entre varias clasificaciones de búsqueda en varias temporada-áreas “estandarizadas” por año y velocidad del barco. En células con más de 500 observaciones, por ejemplo, se obtiene la tasa de captura máxima en lances sobre cardúmenes libres de febrero a abril cerca del Golfo de Panamá (temporada-área 8, Figura 11), la segunda de noviembre a marzo cerca de la punta de Baja California (temporada-área 20, Figura 14), y la tercera de septiembre a octubre frente a Ecuador (temporada-área 6, Figura 10). En lances sobre delfines se obtienen las tasas de captura máximas durante noviembre y diciembre en el área de alta mar al sur de la línea ecuatorial (temporada-área 3, Figura 9), y las segundas en la temporada-área 20. Se obtienen las tasas de captura máximas en lances sobre objetos flotantes durante septiembre y octubre frente a América Central y el sur de México (temporada-área 13, Figura 12), y las segundas en temporada-área 8. Estas figuras permiten además ver los efectos del barrilete sobre la tasa de captura del aleta amarilla—por ejemplo, en 16 de las 20 temporada-áreas las tasas de captura en lances sobre cardúmenes libres de aletas amarillas son mayores cuando no hay barriletes presentes. En lances sobre delfines, las tasas de captura son mayores cuando hay barriletes presentes en 11 de las 14 temporada-áreas, y en lances sobre objetos flotantes, mayores cuando no hay barriletes presentes en 13 de las 19 temporada-áreas.

La exponenciación de las estimaciones de los parámetros de año rinde el efecto de cada año sobre la tasa de captura relativa al año base 1970. Los efectos de año representan las diferencias anuales en las tasas de captura no atribuibles a la velocidad del barco, la clasificación de búsqueda, o la temporada-área, y por consecuente deberían ser mejores índices de la abundancia anual relativa que los no estandarizados. Figura 15 muestra que los índices estandarizados de abundancia de las tasas de captura disminuyeron de 1970 a 1983, pero que aumentaron de un 41% del nivel de 1970 en 1983 a un 77% de éste en 1985.

DISCUSION

Posibles fuentes de error

Este método reduce muchas de las fuentes de error asociadas con el uso de tasas de captura como índices de abundancia del aleta amarilla, pero quedan otras

preguntas a resolver—por ejemplo, ¿cómo se encuentran distribuidos los residuos con respecto a los valores predichos? ¿Existe un componente no lineal en la relación entre tasa de captura y velocidad del barco? ¿Es posible que el aleta amarilla se encuentre repartido en una zona geográfica reducida, y que por consiguiente se estima por bajo la tasa de reducción de abundancia? ¿No serán siempre sesgados los índices de abundancia de un stock explotado que se basan en un método diseñado para muestrear *con* reemplazo, tal como sugirieron Mangel y Beder (1985)? Y por último, ¿es inútil el modelo si sólo explica el 10% de la variación en la tasa de captura del aleta amarilla?

En Figura 16 se grafican las medianas y los cuartiles superiores e inferiores de los residuos contra los valores predichos. La anchura de cada casilla es proporcional a la suma de las ponderaciones de las observaciones con el valor predicho correspondiente. Las medianas se encuentran cerca de 0, lo cual indica que los datos no son asimétricos, y los cuartiles superiores e inferiores son homogéneos, indicando una varianza estable. Se pueden examinar asimismo los residuos con respecto a los covariantes como prueba del carácter lineal, y Figura 17 muestra que el único covariante en este modelo (velocidad del barco) tiene efectivamente una relación lineal con $\ln(\text{toneladas/horas de búsqueda})$.

Es posible imaginar una situación en la cual la extensión geográfica de una especie se reduce a una región preferible a medida que la población disminuye; sin embargo, de 1970 a 1982 la extensión de la pesquería aumentó. En Tabla 4 se examina la proporción anual de cuadrados de 5°-mes con esfuerzo pero sin captura, proporción que permanece bastante constante excepto en 1983, durante cual año el aleta amarilla no fue disponible a la pesquería cerquera en muchos cuadrados de 5°-mes, debido posiblemente a factores ambientales asociados con el evento de El Niño en aquel año. No se percibe una reducción en la extensión de la población del aleta amarilla en el OPO, y los datos no eliminan un aumento.

Mangel y Beder (1985) sugirieron que no es apropiado medir cambios en la abundancia de poblaciones explotadas con un modelo basado en muestreos *con* reemplazo. Los datos presentados por el programa de computadora demuestran que las tasas de captura en áreas pequeñas ($< 5^\circ$) suelen aumentar antes de disminuir, lo cual sugiere que el reclutamiento en un área es a veces mucho mayor a las capturas pesqueras, y que cuando los aletas amarillas desaparecen de la pesca de superficie en un área, sea por emigración o por una disminución en su vulnerabilidad, el efecto puede ser mucho mayor que el de la pesca. Los índices anuales de abundancia utilizados en este trabajo se ven afectados por las capturas pesqueras en el sentido de que son promedios de la abundancia observada a lo largo del año, durante la cual la abundancia es reducida por la pesca, la emigración, y la mortalidad, y aumentada por crecimiento, inmigración, y reclutamiento.

Allen y Punsly (1984) piden disculpas por el r^2 asociado con su modelo, pero Draper (1984) señala que es posible hacer que r^2 parezca “demasiado malo” si se aumenta la cantidad de puntos de datos a niveles muy elevados, tal como en el caso de las 83,483 observaciones utilizadas en este trabajo, y sugiere el uso del

criterio de Box y Wetz (1973). En Tabla 5 se muestran el r^2 y el criterio de Box y Wetz para el modelo completo, un modelo con año y capacidad solamente, y un modelo con año solamente. El modelo completo explica más de tres veces la variación en la tasa de captura que un modelo con año solamente, y es más que dos veces más útil según el criterio de Box y Wetz. Todos los valores del criterio de Box y Wetz en Tabla 5 son superiores a 10, valor mínimo recomendado por Draper (1984) para asegurar la utilidad del modelo.

Una de las mayores fuentes de error es la disponibilidad de datos insuficientes sobre muchos factores que afectan las tasas de captura del aleta amarilla: este método supone que estos factores no cambian cada año y ejercen así un efecto neutro sobre los índices anuales. Sin embargo, es probable que algunos factores, tal como la profundidad de la termoclina (Anónimo, 1982, pág. 172-174), ejercen un efecto sobre la tasa de captura y muestran además una variación anual. Ya que no se dispone de suficientes datos para estandarizar los índices por algunos factores, es posible que los índices anuales reflejan la abundancia y también la variación anual en estos factores.

Comparación y contraste a la captura por día de pesca

Hasta 1981, el índice principal de abundancia del aleta amarilla en el OPO era la CPDP, estandarizada por capacidad del barco por medio de una modificación del método de Shimada y Schaefer (1956). A partir de 1982 se usa una CPDP no estandarizada para barcos de capacidad de carga superior a las 400 toneladas debido a que habían tan pocos barcos de la clase de arqueo estándar (201-300 toneladas) que ésta ya no era de utilidad. No existe una clase de arqueo bien representada en 1970 y 1980. Además de este problema, Allen y Punsly (1984) señalaron que las técnicas de estandarización usadas para la CPDP resultan en índices de abundancia que dependen de cual clase estándar se utiliza. El método estandarizado de CPDP no permite además el uso de estimaciones de precisión tal como intervalos de confianza, ni tampoco es fácil modificarlo para que tome en cuenta más que un factor o interacción o células vacías. Se descubrió en este trabajo que la clasificación de búsqueda, la temporada-área, y la velocidad del barco eran de mayor utilidad en la estandarización de las tasas de captura que la capacidad. Se presenta una comparación de los dos índices en Figura 18.

Comparación y contraste al método de Allen y Punsly

Una diferencia entre este método y el de Allen y Punsly (1984) es la definición del tiempo de búsqueda. Allen y Punsly permiten que una búsqueda termine con un lance sobre un cardumen puro de barriletes, y por consecuente la cantidad de observaciones de tasas de captura nulas depende de la distribución y abundancia de éstos. Ya que el barrilete ocurre con mayor frecuencia en su estrato de "cardumen libre + objeto flotante" que en su estrato de "delfín", descubrieron tasas de captura muy inferiores en el primero. En el trabajo actual se define el tiempo de búsqueda como el tiempo que transcurre entre lances sobre aletas amarillas menos el tiempo que se gasta en lances sobre barriletes. Esto facilita el análisis de los efectos de tipo de lance y de lances sobre cardúmenes mixtos (barriletes y aletas amarillas) sobre las tasas de captura del aleta amarilla.

Allen y Punsly (1984) combinan lances sobre cardúmenes libres y lances sobre objetos flotantes en la misma categoría. Búsquedas que terminan en lances sobre objetos flotantes rinden tasas de captura inferiores a las que terminan en lances sobre cardúmenes libres, y la proporción de lances sobre objetos flotantes aumentó durante los años 70 (Anónimo, 1985), y se descubrió por consecuencia que las tasas de captura en el estrato de “cardumen libre + objeto flotante” se redujo más rápidamente que aquellas en el estrato de “delfín” en esa década. Concluyeron que no era apropiada una sola estimación de abundancia para los dos estratos combinados, ya que las tasas de captura en los dos estratos disminuían a pasos diferentes, y la estimación resultante se vería sesgada por los cambios anuales en la frecuencia de las observaciones en los dos estratos. No se combinan en este trabajo los lances sobre cardúmenes libres y los lances sobre objetos flotantes, y por eso no es significativa la interacción entre año y clasificación de búsqueda y es apropiado un solo índice de abundancia para todas las clasificaciones de búsqueda.

Allen y Punsly (1984) descubrieron que la TSM, la TSM cuadrada, y el cubo de la TSM tenían un efecto significativo sobre las tasas de captura del aleta amarilla, pero que los efectos de la TSM eran insignificativos una vez añadida temporada-área al modelo. Parece probable que la relación más bien complicada entre tasa de captura y TSM observada por Allen y Punsly resultaba de la variación de la TSM con respecto a temporada-área, lo cual ejerce un efecto significativo sobre la tasa de captura.

Resumen

Se han tratado en este trabajo muchas de las fuentes de error que resultan del uso de tasas de captura como índices de abundancia del aleta amarilla. Se definió el esfuerzo de tal manera que se eliminó la mayor parte del tiempo de faena; se estandarizaron los índices anuales de abundancia por clasificación de búsqueda, temporada del año, área, y velocidad del barco, usando un modelo lineal generalizado ponderado. Se ponderaron las observaciones de tal manera que las áreas iguales reciben igual ponderación, y cada unidad de esfuerzo recibe igual ponderación dentro de un cuadrado de 5°-mes. A pesar de todo esto, no se explica gran parte de la variabilidad en las tasas de captura: si tal variabilidad resulta de factores incógnitos que cambian de año a año, el índice permanecerá en error, pero en menor grado que una simple CPDP.

RECONOCIMIENTO

Deseo agradecer la ayuda prestada por Robin Allen, William Bayliff, Steven Buckland, Laszlo Engelman, Michael Hinton, Pierre Kleiber, Nancy Lo, Marc Mangel, Alec MacCall, Thomas Polachek, Kurt Schaefer, Tim Smith, Patrick Tomlinson, Kao-Tai Tsai, y Gayle Ver Steeg.

LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA

- 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. 1981. The Nautical Almanac for the Year 1983. United States Naval Observatory, Department of the Navy: 276 pp.
- Anonymous. 1982. Annual report of the Inter-American Tropical Tuna Commission 1981: 303 pp.
- Anonymous. 1984. Annual report of the Inter-American Tropical Tuna Commission 1983: 272 pp.
- Anonymous. 1985. Annual report of the Inter-American Tropical Tuna Commission 1984: 270 pp.
- Box, G.E.P. and J. Wetz. 1973. Criteria for judging adequacy of estimation by an approximating response function. Univ. Wisconsin Stat. Dept. Tech. Rep., 9: 92 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.
- Draper, N.R. 1984. The Box-Wetz criterion versus r^2 . J. R. Statist. Soc., 147(1): 100-103.
- Hocking, R.R. 1976. The analysis and selection of variables in linear regression. Biometrics, 32(1): 1-49.
- Mangel, M. and J.H. Beder. 1985. Search and stock depletion: theory and applications. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 42(1): 150-163.
- 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.

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.