

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

Bulletin—Boletín

Vol. 16, No. 4

**MEASURES OF TUNA ABUNDANCE FROM
PURSE-SEINE OPERATIONS IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN,
ADJUSTED FOR FLEET-WIDE EVOLUTION OF
INCREASED FISHING POWER, 1960-1971**

**EVALUACION DE LA ABUNDANCIA DE LOS ATUNES
SEGUN LOS DATOS DE PESCA DE LOS CERQUEROS
EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL,
AJUSTADA CON RELACION AL INCREMENTO DE LA
EFICACIA DE PESCA DE LA FLOTA, 1960-1971**

by—por

Jerome J. Pella and/y Christopher T. Psaropoulos

La Jolla, California
1975

CONTENTS—INDICE

ENGLISH VERSION—VERSION EN INGLES

	Page
ABSTRACT	283
INTRODUCTION	283
ACKNOWLEDGEMENTS	285
MEASURES OF EFFICIENCY CHANGES	285
Vessel speed	285
Successful set probabilities	286
Set times	287
School proportion captured	289
MEASURES OF TUNA ABUNDANCE AND ADJUSTMENTS FOR EFFICIENCY CHANGES	293
Stochastic model for purse seining	293
School density and species biomass indices for the fished region of the 5-degree area-month stratum	298
APPARENT ENCOUNTER RATES	303
BIOMASS INDICES-CATCH PER DAY RELATIONSHIPS	305
SENSITIVITY ANALYSIS	310
TUNA INDICES	310
5-degree area-month biomass indices	311
Annual biomass indices for 5-degree areas and the historic regions	313
SUMMARY	319
—————	
FIGURES	321
—————	
TABLES	343
—————	

VERSION EN ESPAÑOL—SPANISH VERSION

	Página
EXTRACTO	355
INTRODUCCION	355
AGRADECIMIENTOS	357
MEDIDAS DE LOS CAMBIOS EN LA EFICACIA	358
Velocidad de los barcos	358
Probabilidades de una calada positiva	358
Tiempo de las caladas	360
Proporción capturada del cardumen	362
MEDIDAS DE LA ABUNDANCIA DE LOS TUNIDOS Y CORREC- CIONES RESPECTO A LOS CAMBIOS EN LA EFICACIA	366
Modelo estocástico de la pesca con cerco	367
Densidad del cardumen e índices de la biomasa de las especies de la región pescada en el estrato de área de 5 grados y mes	372
INDICES APARENTES DE ENCUENTRO	379
RELACION ENTRE LOS INDICES DE LA BIOMASA Y LA CAPTURA POR DIA	381
ANALISIS DE SENSIBILIDAD	386
INDICES ATUNEROS	387
Índices de la biomasa por mes y área de 5 grados	388
Índices anuales de la abundancia por áreas de 5 grados y regiones históricas	390
SUMARIO	397
—————	
LITERATURE CITED—BIBLIOGRAFIA CITADA	399

**MEASURES OF TUNA ABUNDANCE FROM PURSE-SEINE
OPERATIONS IN
THE EASTERN PACIFIC OCEAN,
ADJUSTED FOR FLEET-WIDE EVOLUTION
OF INCREASED FISHING POWER, 1960-1971**

by

Jerome J. Pella¹ and Christopher T. Psaropoulos

ABSTRACT

The fishing power of the tuna purse-seine fleet of the eastern Pacific Ocean has increased since the early 1960's. Because the entire fleet seems to have adopted equipment and techniques to increase its efficiency in capturing tunas, traditional methods of adjusting catch rates to a reference vessel type of fixed efficiency to index tuna abundance from fishing success are inapplicable. Instead, a methodology for such adjustment based on a mathematical representation of purse seining activities is developed. Observed changes in efficiency in subprocesses of purse seining are then used to adjust catch rates when computing abundance histories for yellowfin and skipjack in large regions of the eastern Pacific Ocean.

INTRODUCTION

Yellowfin and skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean have been harvested in significant quantities since shortly after World War I (Shimada and Schaefer, 1956). Yellowfin appear to be resident to the region (Joseph, Alverson, Fink and Davidoff, 1964), while skipjack are probably immigrants from elsewhere in the Pacific (Schaefer, 1963; Rothschild, 1965). The cynosure of research conducted by the Inter-American Tropical Tuna Commission (IATTC) has been assessment of the potential production by these tuna populations. Mean annual production by the yellowfin stock as related to population biomass appears estimable from the catch and effort history of the fishery (Schaefer, 1957; Pella and Tomlinson, 1969). Up to this time, no one has been able to estimate potential yield from the skipjack stock in an analogous fashion, apparently because it is exogenous to the eastern Pacific. IATTC continues to monitor catch and effort for skipjack in this fishery in order to contribute eventually to such an evaluation (*e.g.*, Joseph and Calkins, 1969).

Rather complete records of catch and effort for both species are available since 1934. Baitboats produced the major portion of the catch from both species until 1958 (Anonymous, 1968). Subsequently the fleet converted rapidly to purse seining. By 1962, for example, more than 85% of the catch of each species was taken by purse seiners.

The purpose of this study is to develop abundance measures for yellowfin and skipjack in the eastern Pacific Ocean from purse-seine fishing results. Some jargon is essential in the ensuing discussion, and is introduced at this point by a

¹ Present address: National Marine Fisheries Service, Auke Bay, Alaska 99821

brief description of certain features of the fishery and operations of a seiner.

The current fishery extends along the coast from southern California to northern Chile and offshore beyond the western boundary of the Commission's Yellowfin Regulatory Area (CYRA) (Figure 21). In this region tuna are found in schools, which sometimes consist of one species to the exclusion of the other (pure schools), or other times of mixtures of species (mixed schools). Tuna schools are sometimes found under porpoise pods (porpoise fish) and other times swimming free or milling under debris (school fish).

A purse seiner seeks area and time strata in which tuna schools are expected to be numerous. When a vessel enters a stratum it cruises in search of schools during the daylight hours. Occasionally night fishing is conducted, using bioluminescence of disturbed marine organisms as the clue to the tunas' locations, but such fishing is rare; we have chosen to ignore it in this study. When a school is sighted the vessel attempts to enclose it in the seine. It spends a random length of time in the set, or attempt, during which the net is released, pursed up to enclose the fish, retrieved, and any fish captured are brought aboard. The length of time spent in the set depends on size of the catch and type of set; sets on porpoise fish require more time than those on school fish. If the school escapes (this type of set is called a skunk set), the vessel retrieves the net and again pursues the school, provided it can be relocated. On the other hand, if the set was successful or the school of a skunk set eludes the vessel, search for a new school begins, provided there is sufficient daylight to continue. If the vessel is in a set at nightfall, the catch is brought aboard during the night.

There has been an evolution of fishing equipment and techniques for purse seining since the early 1960's toward increased efficacy in capturing tunas. Increased efficacy can be ascribed to at least four factors: (1) greater vessel speed; (2) increased probability of capturing sighted tuna schools; (3) reduction of time spent in a set; and (4) greater portions retained of schools set upon successfully. These changes present a problem to IATTC, which is responsible for assessing the status of the stocks; catch, effort, and catch rate are monitored to contribute to the evaluation, but account must be made for changes in efficiency of the gear.

Time spent in sets by a purse seiner can represent a substantial part of the fishing day. The proportion of a day spent in sets will vary according to the abundance of the fish. The greater the abundance of fish, the greater the time spent in sets becomes and, correspondingly, the smaller the proportion of the day available for searching becomes. Further, the time devoted to setting on one species reduces the time available for searching for the other. Usual indices of population size based on biomass encountered per fishing day are biased downward when the fish are abundant relative to times when they are scarce, even if only a single species is being exploited. Since two species are simultaneously exploited in this fishery, such a measure of abundance for one species is influenced by the abundance of both species. Clearly, abundance indices unaffected by time spent in sets are needed.

A final consideration in computing abundance measures involves the size of the area inhabited by yellowfin and skipjack and exploited by the fishery

(Joseph and Calkins, 1969). The density (biomass per unit of area) and concomitant catch rate are high for a population concentrated and exploited in a small area as opposed to the same population exploited and distributed over a larger area. The index of population size should be the same for either case when comparisons are made. Generally, the index must be robust to variations in fish and fishing effort distributions.

We shall attempt to develop in the sequel abundance measures for the two species, based on records of the purse-seine fleet which meet the aforementioned criteria. Computed indices should be approximately proportional to population biomasses of each species. The period of time thoroughly considered extends from 1960 to 1971, as this is the period for which adequate records were available. Some preliminary results for 1972 are also included.

ACKNOWLEDGEMENTS

We wish to acknowledge Dr. James Joseph, Director of Investigations of IATTC, for originally posing the problem of accounting for efficiency changes in the purse-seine fleet when computing measures of abundance of tunas, and for his patient support of our project.

The senior author is indebted to Mr. Harry L. Rietze, Regional Director of the National Marine Fisheries Service in Alaska, and to Dr. William A. Smoker, Director of the Auke Bay Fisheries Laboratory of the National Marine Fisheries Service, for their support in the endeavor.

We owe nearly the entire staff of IATTC our thanks for their helpful discussions, advice, and assistance. We particularly want to thank Dr. William H. Bayliff, Mr. Thomas P. Calkins, Mr. Bruce M. Chatwin, Dr. Robert C. Francis, Mr. Craig J. Orange, Mr. Clifford L. Peterson, and Mr. Patrick K. Tomlinson.

Finally we wish to thank Mr. John A. Gulland of the Food and Agriculture Organization of the United Nations, and Dr. William W. Fox, Dr. William H. Lenarz and Dr. Brian J. Rothschild, all of Southwest Fisheries Center of the National Marine Fisheries Service, for reviewing an earlier version of the manuscript.

MEASURES OF EFFICIENCY CHANGES

We shall discuss here aspects of tuna purse seining in which modifications of equipment or technique have led to greater efficacy in capturing tunas, and demonstrate the degree of change over the period of this study. There are four categories in which salient changes have occurred: (1) vessel speed, (2) probability of capturing sighted schools, (3) time to complete a set, and (4) proportions captured of schools set upon successfully.

Vessel speed

Vessels in this fishery spend most of the daylight hours cruising in search of tuna schools. Cruising speed of a vessel determines the area of ocean surface which can be searched per unit of time. Fast vessels are capable of searching greater areas, and thus will encounter more schools than will slow vessels. Catch rate, say, tons per day, should increase roughly in proportion to area

searched, or equivalently in proportion to cruising speed of the vessel, provided width of the search path is constant. Increase in catch rate will be somewhat less than in proportion to increase in speed due to time involved in setting on sighted schools and bringing catches aboard.

Records of the cruising speed of each vessel in the fishery have been used to compute weighted average vessel speed by year and size class (Table 1). Size classes of vessels are defined by Shimada and Schaefer (1956). Cruising speed of each vessel of a size class has been weighted by its actual number of days spent fishing in the year. Annual averages for all size classes (Table 1) have been computed from these averages by weighting by total days expended by the size classes in those years. The trend toward greater cruising speed is evident for class-6 vessels and, to a lesser extent, class-3 vessels. Concentration of new investment in larger vessels is reflected in the annual averages for all size classes, which show a consistent increase in vessel speed.

Successful set probabilities

The sighting of a school is succeeded by pursuit and perhaps by capture. It may not be possible to set on a sighted school, because the school travels faster than the vessel or because it breaks up into several schools, none of which is large enough to justify an attempt. Recording of such events in vessel logbooks was inadequate for our analysis; such cases are ignored in the subsequent discussion which treats them as though the schools were not located. If a set is made the school can evade the seine by turning sharply while it is being set, or by either sounding below the net or swimming through the opening at the vessel while the seine is being pursued. When tuna are associated with porpoise, capture of the porpoise makes it highly probable that the tuna will be captured too. At the beginning of the 1960's porpoise schools more frequently escaped the seine than later when it was discovered that the pod could be herded by speed boats while the seine was being set. This herding procedure, now a standard practice of the fleet, is an important cause of the increased efficacy of the vessels. Devices commonly used on any type of school to attempt to prevent escape include small explosives to create noise and dyed rocks to produce a curtain of color; these are thrown in the net opening near the vessel while the seine is being pursued.

Four types of schools are considered in subsequent analyses: (1) porpoise-associated schools, (2) yellowfin school fish, (3) skipjack school fish, and (4) mixed school fish. Most vessels record detailed information on each set attempted, including whether the school was with porpoise, and the estimated biomass (tonnage) of each species present in the catch if the set was successful. Usually no guess as to the school type of a skunk set not associated with porpoise is given. In order to compute a measure of performance in setting on sighted schools of each type, we have assigned unsuccessful sets not associated with porpoise to either yellowfin, skipjack, or mixed schools. These assignments of skunk sets were made by considering areas and times where the sets were made and types of schools present in the vicinity as indicated by successful activities of the vessels which made the sets and those of other vessels nearby. Once these assignments of unsuccessful sets have been made, the natural measure of performance is the proportion of sets attempted which are successful. The

corresponding parameter will be called the successful set probability. This parameter has been estimated for each school type, each 5-degree area-month stratum, and each size class of vessel for which records were sufficiently complete. These measures, except those for porpoise schools, have the inherent weakness of uncertainty as to their validity due to our treatment of skunk sets described above. Results summarized in the discussion which follows are intuitively reasonable and lend credibility to the procedure.

In the analysis to be discussed at this point, we have culled the estimated successful set probabilities for a school type and size class, including only those 5-degree area-month strata in which 10 or more sets were attempted by the size class on the school type during the unregulated yellowfin season. Our reason for culling is that when only a few sets are attempted, the measure of success is unreliable. Ten was chosen as a compromise, being reasonably large, yet leaving an adequate number of observations to perform an analysis. The estimates of successful set probabilities from 5-degree area-month strata can be partitioned into years, school types, and size classes. Arithmetic averages over 5-degree area-month strata of each year, school type and size class formed the data base for analysis. The year 1960 was excluded because several cells were empty. One cell included in the analysis, mixed schools for class-3 vessels in 1968, was empty. We placed the mean for 1960-1967 and 1969-1971 for class-3 vessels on mixed schools in this cell, and examined the data by analysis of variance.

An approximate analysis of variance for unbalanced designs (Scheffé, 1970: 362) was used with the exception already noted concerning the estimation of the missing cell value. The results (Table 2) strongly indicate differential success on some school types by vessel size classes, and that this interaction between types of schools and classes of vessels is consistent over the years. The means for the size-class and school-type cells (Figure 1) suggest the probability of successfully setting on sighted porpoise fish, and possibly yellowfin school fish, increases slightly with size class, but is nearly independent of size class for other school types.

There was also a significant interaction between years and types of schools. Mean successful set probabilities by year and school type (Figure 2) indicate this interaction is due in part, at least, to improved success on porpoise schools, and mixed schools to a lesser extent, with little or less consistent improvement on other types. The development of techniques for herding porpoise pods may explain much of this trend for porpoise fish. Mixed school fish appear to be more difficult to capture than schools containing only one species (Figure 1). Mixed schools often consist of small yellowfin with skipjack. The cause of the improved success on these schools indicated by this analysis is unknown.

Years x classes interaction was easily accepted as nonsignificant, supporting our earlier statement that the entire fleet appears to have been improving, adopting techniques and equipment to increase setting success. Main effects, years, size classes, and school types, were all significant, but their interpretation is complicated by the presence of interactions.

Set times

Once a tuna school is sighted, the vessel ceases searching and begins the set.

While in the set, a vessel does not provide information on the abundance of schools although the set, if successful, provides information on biomass per school. Bias in usual abundance measures, catch per fishing day, is caused by time spent in sets. To contribute to the knowledge of set time in the seining process, and eventually to the development of unbiased abundance measures, samples of paired observations of set time (hours) and size of set (short tons) reported by fishermen were drawn. Time recorded by fishermen includes only that between release of the seine overboard and recovery of the seine after any catch is loaded. Information on time spent pursuing a sighted school previous to setting is not available. Such pursuit time should be eliminated from the fishing day when indexing abundance, but we will not attempt this refinement in this paper. The groups of pages of IATTC abstracts of vessel logbooks for each size class and each quarter of each year were considered as sampling frames. Times in sets were recorded for skunk sets and for intervals of 5 tons thereafter for two categories: porpoise fish and school fish. Differences in setting time among types of school fish, mixed, yellowfin, or skipjack schools, are considered negligible compared to differences between porpoise and school fish sets. For porpoise sets there is required additional time to launch and retrieve speedboats for herding pods and to remove the porpoise from the net.

Pages were selected by simple random sampling until half of those available for a size class, quarter and year were sampled. Set times for the tonnage categories were taken from these pages. If the sample size in a tonnage category for a type of school, either school fish or porpoise fish, exceeded 10, further observations for that category were not included in our samples. Usually upon completion of this stage of sampling, smaller tonnage categories would each have 10 observations, while larger categories would have fewer. Therefore, the remaining pages of the logs were searched for set times on large sets; these were included in our samples, provided their number at a tonnage category did not exceed 10.

Bayliff and Orange (1967) adopted a linear model to analyze time in set information, namely,

$$y = \alpha + \beta x + \epsilon \quad (1)$$

where

y = time to complete the set,

x = size of the catch,

α and β = constants, and

ϵ = random variable with mean 0 and variance σ^2 .

To examine changes in time to complete a set, we chose the linear model as a basis to perform an analysis of covariance (Table 3) for the observations for 1961 through 1971. Data for 1960 were omitted from this analysis because no observations were available for class-6 vessels that year. The linear model was fitted to skunk sets and to the midpoint of the tonnage intervals, *i.e.*, our x values were 0, 2½, 7½, and so on to the maximum tonnage category observed in a sample.

Observations from different quarters in the same year were combined, although in subsequent analyses the quarter classification was maintained. The data can be classified by year, size class, and school type, either porpoise or school fish. Additivity was assumed after preliminary examination of regression results indicated its tenability; with interactions absent, both computations and interpretation are straightforward.

Computed F statistics are evincive of significant main effects. Time required to set on porpoise fish is clearly greater than that for school fish (Figure 3) due to the additional effort required for porpoise sets.

Larger vessels can bring large catches aboard more rapidly than smaller vessels can, but smaller vessels can retrieve their smaller nets more rapidly (Figure 4). For small catches, therefore, small vessels can complete a set more rapidly than can large vessels, and *vice-versa*.

Reduction over the years in time required to bring catches aboard is relevant to indexing tuna populations. Using estimated regression lines from our analysis, and additionally estimated lines for available data of 1960, we calculated times required by each size class for each year to complete a set of 50 tons on porpoise fish (Figure 5). The trend toward more rapid handling of catches is evident. A similar trend occurred for large sets on school fish. Such a trend is absent for smaller catches of either school type. Since large catches are less frequent, the influence of reduction of time in large sets may not be of great consequence in indexing tunas. Nonetheless, set time remains important in computing abundance indices since school density is measured only during the part of the day when the vessel is in the search state.

School proportion captured

When a set on a sighted school is successful, some random fraction of the school is captured. Since the proportion of the school which escapes is unknown, no means of determining the distribution of school sizes exists unless some further assumptions are possible concerning the relation between expected catch and school size. Such assumptions will become necessary, but their discussion will be deferred.

We next obtain insight into the proportions of schools captured by size class, and thereby provide some basis for judging the validity of assumptions made later. The average fraction captured of schools set on successfully by each size class relative to that of a class chosen as a standard will be determined under the assumption adopted in this section that vessels fishing in the same time and area stratum are fishing on schools with the same biomass distribution. Later analyses will suggest that class-3 vessels, and perhaps class-4 vessels, set on small schools which the larger classes pass by in favor of searching for larger schools. If such a difference in strategy exists among size classes, our analysis presented here will underestimate the proportions of schools captured by small size classes relative to those by large classes. In computing abundance indices later, we examine the effect of this bias.

To begin, we observe that the size of a set is the product of the random fraction captured and the size of the school encountered, hence

$$t = \zeta T \quad (2)$$

where

t = the biomass of a set,

ζ = the random fraction of the school taken in the set, and

T = the biomass of the school.

If ζ and T are independent we have the consequence

$$E[t] = E[\zeta] \cdot E[T] \quad (3)$$

i.e., the average size of a set in an area-time stratum equals the average random fraction taken multiplied by the average school size. No data exist to refute the assumption of independence of ζ and T . The assumption is intuitively unrealistic when schools are large, but may hold for most sets since large schools are rare; if so, results based on (3) will be reliable.

$E[\zeta]$ may be characteristic of a size class of vessels if these vessels are sufficiently homogeneous with respect to their equipment and net configuration. With this as a starting assumption, we have for the i th size class in the j th area-time stratum, after attaching appropriate subscripts to (3) and taking logarithms of the resultant model,

$$y_{ij} = \alpha'_i + \beta'_j + e_{ij} \quad i = 1, \dots, 4; j = 1, \dots, J \quad (4)$$

where

y_{ij} = natural logarithm of an estimate of mean set size by class- i vessels in area-time stratum j ,

α'_i = natural logarithm of $E[\zeta]$ for the i th size class,

β'_j = natural logarithm of mean school size in stratum j , and

e_{ij} = residual error due to estimating average set size.

These coefficients are not estimable, but after some manipulation this expression can be altered to a form with estimable parameters,

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{ij} \quad (5)$$

where

$$\begin{aligned}\mu &= \bar{\alpha} + \bar{\beta}, \\ \alpha_i &= \alpha'_i - \bar{\alpha}, \\ \beta_j &= \beta'_j - \bar{\beta}, \\ \bar{\alpha} &= \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \alpha'_i, \text{ and} \\ \bar{\beta} &= \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \beta'_j,\end{aligned}$$

and y_{ij} and e_{ij} are defined as earlier. When only three of the four size classes are compared, the slight change in the notation is obvious.

If the set power of the i th vessel class, χ_i , is defined as the ratio of the average proportion of a school taken by the i th class to that of the standard class, *i.e.*,

$$\chi_i = \frac{E(\zeta_i)}{E(\zeta_s)} \quad (6)$$

then after estimating the α_i by least squares, estimates of set power are obtained by

$$\hat{\chi}_i = \exp(\hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_s) \quad (7)$$

Since we are exponentiating an approximately normally distributed random variable, the estimate from (7) is biased. Corrections for bias proved to be negligible, however, so they will not be discussed further.

To implement this theory, data were selected from 5-degree area-month strata occurring within the non-regulated portion of each year in which vessels of two or more size classes fished. Average size of successful sets by each size class in these strata was used as the estimate of true mean set size. Such estimates were arbitrarily discarded if they represented less than four successful sets. The total acceptable observations in a given year were partitioned into those on porpoise schools and those on school fish, either pure yellowfin, pure skipjack, or mixed school fish; finer partitioning was not feasible because of sparsity of the data. Vessel size class 5 was chosen as the standard.

Preliminary analysis of variance using (5) as the model indicated that the size classes differed in set power on both porpoise and school fish; differences are significant in 8 of 12 years for porpoise schools and in 7 of 12 years for school fish. The level of significance was less than 1% in 5 years for each case. Set power estimates (Figures 6-11) present time series which are erratic, but in most cases suggest a fairly simple underlying relationship between set power and time.

Imprecise set power estimates may disturb the time series. Variances of set power estimates can be approximated by the delta method (Deming, 1943) as

$$V(\hat{\chi}_i) = \chi_i^2 (\sigma_{\hat{\alpha}_i}^2 + \sigma_{\hat{\alpha}_5}^2 - 2 \sigma_{\hat{\alpha}_i, \hat{\alpha}_5}) \quad (8)$$

where

$\sigma^2_{\hat{\alpha}_i}$ = variance of the estimate of α_i of the model at (5) and

$\sigma_{\hat{\alpha}_i, \hat{\alpha}_5}$ = covariance of the estimates of α_i for the i th size class and α_5 for the standard class 5.

Parameters were replaced with estimates obtained from our analysis of the mean set size data to calculate estimates of variances of the set power factors. The results indicate to us that the precision of the set power estimates in a given time series varies as much as several hundredfold. The most irregular series are for class-4 vessels on porpoise fish, and class-3 and -4 vessels on school fish. These cases also show the greatest range in precision of set power estimates. The data for class-4 vessels on porpoise schools is particularly striking; little change in set power estimates occurred until 1971, but the variance of this estimate is manifold greater than variances of the remaining estimates of that series.

Changes in set powers of the classes are expected to be less erratic than the estimates indicate. However, trends may occur as vessel classes modify nets and techniques. Therefore the set power time series will be determined in a more realistic manner. A low order polynomial in time is assumed adequate to describe the series,

$$\chi(t) = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i t^i + e_t \quad (9)$$

where

$\chi(t)$ = set power of a particular size class on a school type in year t ,

$t = 1, \dots, 12$, corresponding to the years of the study,

α and β_i = constants, and

e_t = residual in year t .

The residuals are assumed to be normally distributed with mean zero and variance σ^2_t to permit testing. The σ^2_t in our analysis are approximated by the estimates obtained from equation (8) described earlier. This model has been fitted by weighted least squares, using as weights inverses of the estimates for the σ^2_t . The analysis is approximate in the sense that we have used estimates of the σ^2_t rather than true values, which are unknown. Ignoring this point, analysis of the polynomials proceeds as in the case when the variance of the residuals is homogeneous. Polynomials were fitted to the set power time series to a degree such that either two successive additions of terms failed to significantly contribute to explaining the variation in set power or a fourth degree polynomial was achieved. Resultant polynomials for each case (Table 4) are plotted together with the actual estimates (Figures 6-11). We tentatively conclude from this analysis that class-3 and -4 vessels changed little if any in set power relative to class-5 vessels for porpoise fish. Both took smaller fractions of porpoise schools than did class-5 vessels. On the other hand, class-6 vessels

consistently improved relative to class-5 vessels, beginning as less effective in 1961, but matching them by 1964 and exceeding them in effectiveness thereafter.

The situation is similar for school fish. Class-3 and -4 vessels have perhaps shown a gradual improvement in set power. On the other hand, class-6 vessels again began as less efficient than class-5 vessels and surpassed them by 1963 and 1964.

The tentative conclusions above will be elaborated and modified at a later point when evidence is presented that large seiners may avoid smaller schools which are set on by the small ones. The conclusions on set power of class 5 relative to class 6 will not change substantially.

MEASURES OF TUNA ABUNDANCE AND ADJUSTMENTS FOR EFFICIENCY CHANGES

In the previous section it was demonstrated that substantial changes in efficiency of tuna purse seiners have taken place during the period covered by this study. Some changes seem to have occurred for the entire fleet; to be sure, there was differential development of catching power among size classes, but all classes have increased their catching power since the early 1960's. The fleetwide evolution of increased fishing power presents a difficult problem to the Commission in determining the status of the stocks of yellowfin and skipjack in the eastern Pacific Ocean.

In this section an index of biomass is developed which uses the available information on efficiency changes. The seining process is divided into subprocesses related to searching and setting operations. Assumptions are made to relate these subprocesses to success of vessels as measured by the original index, catch per day. Using information on efficiency changes in the subprocesses, we develop indices of biomass which account for the known efficiency changes. The methodology is demanding on the data base; our biomass index cannot be computed for many area-time strata for which the catch per day index can be computed. Therefore we proceed to determine certain relationships between the two indices which can be used to estimate the biomass index from the catch per day index when information is inadequate for direct computation. We begin by describing a model of purse seining which serves as the basis for all further analysis.

Stochastic model for purse seining

In order to quantify the effect of efficiency changes on catch rates by purse seiners and to account for time in sets in computing abundance measures, a mathematical formulation of the fishing process is required. We adopt the model described by Pella (1969) with a straightforward extension to four school categories, since it is natural and meaningful to consider four types of tuna schools in the eastern Pacific. Our conception of the fishing process was described earlier in the Introduction. Development of the mathematical approximation to the process follows:

Model description

The activities of a purse seiner fall into nine operations or states: S_0 = searching; S_1 and S_2 = being in a successful and unsuccessful set, respectively, on school type 1; S_3 and S_4 = being in a successful and unsuccessful set, respectively, on school type 2; S_5 and S_6 = being in a successful and unsuccessful set, respectively, on school type 3; and S_7 and S_8 = being in a successful and unsuccessful set, respectively, on school type 4. Possible transitions between states which a vessel may assume during a day are obvious (Figure 12).

We wish to compute the expected number of entries into each set state during a fishing day as related to probabilities of successfully setting on sighted tuna schools, time it takes to make these sets, and number of tuna schools in an area. To compute these expectations one needs to consider waiting time distributions in states and transition probabilities between states.

Waiting time in the states

We consider time spent in a state as a random variable with distribution depending on the state occupied and, in some cases, the next state entered. In the model, time spent in S_2 , S_4 , S_6 and S_8 may depend not only on these states but also on whether the process proceeds to the search state, to the successful set state, or even remains in the unsuccessful set state, thereby allowing for changes in behavior of either fish or fishermen after entry into an unsuccessful set state.

The density function, mean, and variance of time spent in the search state, denoted by f , μ_0 , and σ_0^2 , respectively, are obtained by theoretical considerations. Suppose there are K schools of fish distributed randomly in a large area of size A . Then, by definition, the probability that k schools are discovered in t units of time by a vessel which can search through and find all schools in an area of size a of A per unit of time is given by the function

$$P_k(t) = \binom{K}{k} \left(\frac{a}{A}t\right)^k \left(1 - \frac{a}{A}t\right)^{K-k} \quad (10)$$

for $0 \leq k \leq K$.

If K is large and $\frac{a}{A}t$ is small,

$$P_k(t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} \exp(-\lambda t) \quad (11)$$

where $\lambda = \frac{a}{A} K$.

On the basis of properties of the Poisson process

$$E(k) = \lambda t \text{ and} \quad (12)$$

$$\text{Var}(k) = \lambda t \quad (13)$$

Waiting time between discoveries, u , is a random variable with the negative exponential distribution. We know therefore that

$$f(u) = \lambda \exp(-\lambda u), \quad u \geq 0 \quad (14)$$

$$\mu_0 = \frac{1}{\lambda}, \text{ and} \quad (15)$$

$$\sigma_0^2 = \frac{1}{\lambda^2} \quad (16)$$

Therefore if schools are randomly distributed in an area, the mean and variance of waiting time in the search state are determined by school density and vessel search rate.

Distributions, means and variances of waiting times in the set states probably depend on such factors as ocean conditions, weather, vessel properties, and the fish themselves. These distributions and their moments cannot be determined from theoretical considerations, but may be determined by sampling duration of sets from vessel records. To complete the notation on waiting times, let density functions, means, and variances of waiting time spent in S_1, S_3, S_5 and S_7 be denoted by $g_1, g_3, g_5, g_7, \mu_1, \mu_3, \mu_5, \mu_7$, and $\sigma_1^2, \sigma_3^2, \sigma_5^2, \sigma_7^2$, respectively. Further, we denote the density function of waiting time spent in S_2 , given S_i is the next state, by g_{2i} , with mean μ_{2i} and variance σ_{2i}^2 , for $i = 0, 1$, and 2 . The density function of the waiting time in S_4 , given S_i is next visited, is g_{4i} , which has mean μ_{4i} and variance σ_{4i}^2 for $i = 0, 3$, and 4 . The density function of the waiting time in S_6 , given S_i is next visited, is g_{6i} , which has mean μ_{6i} and variance σ_{6i}^2 for $i = 0, 5$ and 6 . Finally, the density function of the waiting time in S_8 , given S_i is next visited, is g_{8i} , which has mean μ_{8i} and variance σ_{8i}^2 for $i = 0, 7$, and 8 .

Transition probabilities

To complete the model we need to know the probabilities of passing from one state to another given a transition has occurred. The transition probability of passing from state i to state j is denoted by π_{ij} . If we let

ν_z = probability of successfully setting on a school of type z once sighted,

K_z = number of schools of type z in the area of size A ,

$z = 1, 2, 3, 4$, and

$K = K_1 + K_2 + K_3 + K_4$

then provided vessels are not selective for school type,

$$\begin{aligned} \pi_{01} &= \frac{K_1}{K} \nu_1 & \pi_{05} &= \frac{K_3}{K} \nu_3 & (17) \\ \pi_{02} &= \frac{K_1}{K} (1 - \nu_1) & \pi_{06} &= \frac{K_3}{K} (1 - \nu_3) \\ \pi_{03} &= \frac{K_2}{K} \nu_2 & \pi_{07} &= \frac{K_4}{K} \nu_4 \\ \pi_{04} &= \frac{K_2}{K} (1 - \nu_2) & \pi_{08} &= \frac{K_4}{K} (1 - \nu_4) \end{aligned}$$

If a school of type z escapes a set and is relocated with probability η_z ,

$$\begin{array}{lll}
 \pi_{21} = \eta_1 \nu_1 & \pi_{22} = \eta_1 (1 - \nu_1) & \pi_{20} = 1 - \eta_1 \\
 \pi_{43} = \eta_2 \nu_2 & \pi_{44} = \eta_2 (1 - \nu_2) & \pi_{40} = 1 - \eta_2 \\
 \pi_{65} = \eta_3 \nu_3 & \pi_{66} = \eta_3 (1 - \nu_3) & \pi_{60} = 1 - \eta_3 \\
 \pi_{87} = \eta_4 \nu_4 & \pi_{88} = \eta_4 (1 - \nu_4) & \pi_{80} = 1 - \eta_4
 \end{array} \tag{18}$$

The remainder of the transition probabilities have values of zero.

Expected number of successful sets

The expected number of successful sets on each school category during a given amount of fishing time may be computed given school densities, values for parameters of waiting time distributions, and values for transition probabilities. Denote by $N_i(t)$ the random number of entries into S_i during a time interval of length t , given the process starts in the search state. $N_1(t)$, $N_3(t)$, $N_5(t)$, and $N_7(t)$ represent the number of schools of each type captured by the vessel during the interval. While it does not seem possible to derive exact expressions for expectations of $N_1(t)$, $N_3(t)$, $N_5(t)$, and $N_7(t)$, approximate expressions may be derived. If one considers the sequence of recurrence times for S_i , $[T_{ii}^{(1)}, T_{ii}^{(2)}, \dots]$, where $T_{ii}^{(m)}$ is the random length of time between the m th and $(m + 1)$ th entries into state i , these random variables form a renewal process. If the sequence is augmented with the first passage time from S_0 to S_i , $[T_{0i}, T_{ii}^{(1)}, T_{ii}^{(2)}, \dots]$, the result is a general renewal process. From cumulants of the general renewal process (Murthy, 1961), the mean of $N_i(t)$, given the process begins in S_0 , is given by the approximation,

$$E[N_i(t)] = \frac{t}{\tau_{ii}} + \frac{\tau_{ii}^{(2)}}{2\tau_{ii}^2} - \frac{\tau_{0i}}{\tau_{ii}} \tag{19}$$

where

- τ_{ii} = mean recurrence time of S_i ,
- τ_{0i} = mean first passage time from S_0 to S_i , and
- $\tau_{ii}^{(2)}$ = second moment about the origin of T_{ii} .

To compute the expected number of entries into S_i , given the process begins in S_0 , we require τ_{ii} , τ_{0i} and $\tau_{ii}^{(2)}$. Pyke's method (1961a, 1961b) may be used to compute these expectations. Pyke's Q -matrix for this problem is:

$$Q = \begin{bmatrix}
 0 & \pi_{01}(1-e^{-\lambda t}) & \pi_{02}(1-e^{-\lambda t}) & \pi_{03}(1-e^{-\lambda t}) & \pi_{04}(1-e^{-\lambda t}) & \pi_{05}(1-e^{-\lambda t}) & \pi_{06}(1-e^{-\lambda t}) & \pi_{07}(1-e^{-\lambda t}) & \pi_{08}(1-e^{-\lambda t}) \\
 \int_0^t \rho_{11}(v)dv & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 \pi_{21} \int_0^t \rho_{11}(v)dv & \pi_{22} \int_0^t \rho_{11}(v)dv & \pi_{23} \int_0^t \rho_{11}(v)dv & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 \int_0^t \rho_{21}(v)dv & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 \pi_{43} \int_0^t \rho_{21}(v)dv & 0 & 0 & \pi_{44} \int_0^t \rho_{21}(v)dv & \pi_{45} \int_0^t \rho_{21}(v)dv & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 \int_0^t \rho_{43}(v)dv & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 \pi_{65} \int_0^t \rho_{43}(v)dv & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_{66} \int_0^t \rho_{43}(v)dv & \pi_{67} \int_0^t \rho_{43}(v)dv & 0 & 0 \\
 \int_0^t \rho_{65}(v)dv & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 \pi_{87} \int_0^t \rho_{65}(v)dv & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_{88} \int_0^t \rho_{65}(v)dv & \pi_{89} \int_0^t \rho_{65}(v)dv
 \end{bmatrix} \tag{20}$$

where q_{ij} = probability that, given the vessel is in state $i - 1$, it will pass directly into state $j - 1$ within t units of time after entering state $i - 1$ for $i = 1, \dots, 9$ and $j = 1, \dots, 9$.

Let us denote by G_1, G_3, G_5 and G_7 the Laplace-Stieltjes transforms of g_1, g_3, g_5 and g_7 and by $G_{20}, G_{21}, G_{22}, G_{40}, G_{43}, G_{44}, G_{60}, G_{65}, G_{66}, G_{80}, G_{87}$, and G_{88} the Laplace-Stieltjes transforms of $g_{20}, g_{21}, g_{22}, g_{40}, g_{43}, g_{44}, g_{60}, g_{65}, g_{66}, g_{80}, g_{87}$, and g_{88} . Laplace-Stieltjes transform of the negative exponential distribution with parameter λ is designated by F and equals $\lambda / (\lambda + s)$, where s is the variable of the transform. We now define the matrix R (script q in Pyke's notation) as follows:

$$R = \begin{bmatrix} 0 & \pi_{01}^F & \pi_{02}^F & \pi_{03}^F & \pi_{04}^F & \pi_{05}^F & \pi_{06}^F & \pi_{07}^F & \pi_{08}^F \\ G_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{20}^{G_{20}} & \pi_{21}^{G_{21}} & \pi_{22}^{G_{22}} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ G_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{40}^{G_{40}} & 0 & 0 & \pi_{43}^{G_{43}} & \pi_{44}^{G_{44}} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ G_5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{60}^{G_{60}} & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_{65}^{G_{65}} & \pi_{66}^{G_{66}} & 0 & 0 \\ G_7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{80}^{G_{80}} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_{87}^{G_{87}} & \pi_{88}^{G_{88}} \end{bmatrix} \quad (21)$$

Then Pyke has shown that Laplace-Stieltjes transforms of the probability distribution of first passage times from S_{i-1} to S_{j-1} and of recurrence times for S_{i-1} are given by the elements h_{ij} and h_{ii} , respectively, of the matrix H (script g in his notation) where

$$H = R(I-R)^{-1} [{}_d(I-R)^{-1}]^{-1} \quad i = 1, \dots, 9; j = 1, \dots, 9 \quad (22)$$

where ${}_dA = (\delta_{ij} a_{ij})$ and δ_{ij} is the Kronecker delta. So, for example, h_{11} is the Laplace-Stieltjes transform of the probability distribution of recurrence time for S_0 ; h_{12} is Laplace-Stieltjes transform of the probability distribution of first passage time from S_0 to S_1 . From properties of the transforms we can compute moments of recurrence and first passage times as follows:

$$\tau_{ij} = - \frac{\partial}{\partial s} h_{ij} \Big|_{s=0} \quad (23)$$

$$\tau_{ij}^{(2)} = \frac{\partial^2}{\partial s^2} h_{ij} \Big|_{s=0}$$

These expressions are lengthy and are not included in this report. Complete expressions for a two-species or school type model are available (Pella, 1969).

School density and species biomass indices for the fished region of the 5-degree area-month stratum

We have chosen the 5-degree area-month stratum as our basic sampling unit for which biomass indices will be computed with the purse-seine model. Choice of this stratum represents a compromise between theory and practice; in theory we would prefer strata small in area and brief in time so that searching would be random with respect to the tunas' distribution and densities of tunas would be reasonably stationary, while in practice larger areas and longer intervals of observation are required so that statistics of the fishery are based on adequate sample sizes.

Methodology

Tuna are sought in some portion of the 5-degree area during a month; this region corresponds to the area described in equation (10) of the purse-seine model. Within the region fished, vessels are assumed to search at random with respect to the distribution of the fish. This assumption could be weakened to searching at random with respect to the distribution within 1-degree areas. Practically speaking, both are equivalent because usually only a few 1-degree areas in a 5-degree area are intensively fished at any time in a month.

For those 5-degree area-month strata in which one or more vessels of a size class fished at least 5 days and in which certain criteria regarding quality of information recorded in vessel logbooks is met, the successful set probability, waiting time parameters in set states, and expected number of successful sets per fishing day are estimated for the class for each school type. Criteria and procedures are given under the following section on data inputs. Cruising speed of the size class in the stratum is calculated, and values for the recovery probabilities are chosen. Recovery probabilities are not estimable from information at our disposal, but a sensitivity analysis described later suggests their estimation is not critical, at least under the conditions examined.

Constants of the purse-seine model are replaced by these estimates to calculate an index of school density, or number of schools per unit area, of each school type in the stratum. It will be recalled that equation (19) of the purse-seine model could be used to calculate expected numbers of successful sets per fishing day on each school type by size class, provided the constants of the model, including densities of schools, $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)$, were known [Here λ_i equals aK_i/A for $i = 1, \dots, 4$]. Estimates of the $E[N_i(t)]$, $i = 1, 3, 5$, and 7 for t equal to one fishing day are available now, together with the remaining constants except the densities, λ . The resulting non-linear system of four equations in the four unknown densities can be solved by iteration (Psaropoulos, 1975). If the idealized situation of identical purse seiners of size class k operating independently with parameters equal to those estimated were realized, expected values of the solution vector $\hat{\lambda}_k$ for size class k would be

$$\lambda_{ik} = d_k v_k K_i / A \quad i = 1, 2, 3, 4 \quad (24)$$

where

d_k = diameter of the circle within which tuna schools are assumed observable by the crew of a purse-seine vessel of size-class k ,

v_k = cruising speed of vessels of size-class k ,

K_i/A = number of schools of type i per unit of area in the stratum, and

λ_{ik} = expected number of schools of type i in an area of size $d_k v_k$ that can be searched by class- k vessels during a time unit (1 day was used in subsequent computations) provided no time is lost by setting.

If the solution $\hat{\lambda}_k$ is scaled by the inverse of cruising speed the expected value of the result $\hat{\lambda}'_k$ is

$$\lambda'_{ik} = d_k K_i / A \quad i = 1, 2, 3, 4 \quad (25)$$

The parameter d_k is next assumed identical across size classes and years and its common value is denoted by d . The expected values of such indices for a school type are then identical across size classes. If d_k differs among size classes, it probably increases with increasing size of vessel. By our assumption we would then underestimate the efficiency of large vessels. Later we show that validity of the assumption cannot be verified or rejected. In our application, we investigated the impact on our final results of violations of assumptions needed to adjust catch rates of small size classes to those of the large ones.

From earlier work the fraction captured of schools set upon successfully differs among size classes, and in some cases has changed with time for a given class. Therefore, to develop a biomass index from the school density index $\hat{\lambda}'_k$, an index of biomass per school which accounts for variation in set power must be obtained.

To begin, class-5 vessels are assumed to have taken the same proportion Ξ of schools set on successfully, either porpoise or school fish, over the years of the study. Violation of this assumption will cause errors in our biomass indices in direct proportion to variation in the parameter. The assumption appears plausible to us in view of results of our set power analysis. Relative to class 5, class-3 and -4 vessels were static in set power on porpoise schools. They exhibited a slight upward trend in set power on school fish over the years. Class-6 vessels were dynamic in set power, exhibiting large and rapid increases in set power on both school fish and porpoise fish. Estimates of set power for school fish and porpoise fish tend to be similar for each size class, though considerably different among size classes. Smaller size classes 3, 4, and 5, seem to have been relatively static in set power while class-6 vessels have greatly increased their set power.

Set power of class- k vessels in year l on school type i is denoted by

$$\chi_{ikl} = E(\zeta_{ikl}) / \Xi \quad (26)$$

where $E(\zeta_{ikl})$ is the average fraction captured from schools of type i set upon successfully by size class- k vessels in year l . This parameter may differ between school fish and porpoise fish for given size class, either class 3, 4, or 6, but it is assumed identical for school fish whether pure yellowfin, skipjack or mixed.

If the average of total weight of yellowfin in schools of type i is W_i for the stratum, the expectation of catch of yellowfin per successful set, w_{ik} , by class- k vessels in year l in the stratum is

$$E(w_{ik}) = E(\zeta_{ikl}) W_i \quad (27)$$

Observed w_{ik} is an estimate of this expectation; its value is scaled by the inverse of an estimate of set power to obtain

$$w_{ik}^{\wedge} = w_{ik} / \hat{\lambda}_{ikl} \quad (28)$$

Set power estimates are obtained from the polynomials we calculated (Table 4). Substitution of expected values in (28) results in

$$E(w_{ik}^{\wedge}) = \Xi W_i \quad (29)$$

The yellowfin biomass index for size class k is defined as

$$\hat{\gamma}_k = \sum_{i=1}^4 \hat{\lambda}_{ik}^{\wedge} w_{ik}^{\wedge} \quad (30)$$

Upon replacement of random variables by their expectations we have

$$\gamma_k = d \Xi B/A \quad (31)$$

where

$$B = \sum_{i=1}^4 K_i W_i \quad (32)$$

is total biomass of yellowfin in the stratum. Since d and Ξ are assumed invariant over the period covered by our study, the index $\hat{\gamma}_k$ is a measure proportional to biomass density with the proportionality constant identical for all vessel classes in all years.

Obviously a similar argument for skipjack could be made.

Data inputs

Estimates of parameters of the purse-seine model are obtained from data extracted from vessel logbooks. Data sources and techniques used in making estimates are described next.

Successful set probabilities

Earlier we described our data base for estimating by school type, size class, and 5-degree area-month stratum the probability of successfully setting on a sighted school. These same estimates are used as inputs for estimating school densities. In some cases, data were lacking in a particular 5-degree area-month stratum with which to estimate the successful set probabilities; we then chose the estimate from an adjacent stratum, either in area or time, for which such data were adequate.

Waiting time in set states

Only some logbook records contain information on time in set; however, nearly all contain size or biomass of set data. Therefore least-squares estimates

of parameters of the set time model (1) for each quarter of a year, for each size class, and for porpoise schools and school fish were used together with set size data to estimate the mean and variance of the waiting time in the set states. For instance, in the case of a given size class in a 5-degree area during some month of a year for which sizes of reported successful sets on yellowfin school fish by the size class were x_1, x_2, \dots, x_n , waiting time parameters for the successful set state for yellowfin are estimated by

$$\hat{\mu}_y = E(Y/x_1, x_2, \dots, x_n) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \bar{x} \quad (33)$$

$$\hat{\sigma}_y^2 = E(\sigma_y^2/x_1, x_2, \dots, x_n) = s^2 + \hat{\beta}^2 \sigma_x^2 \quad (34)$$

where

$\hat{\alpha}$ and $\hat{\beta}$ = estimates of the set time model (1) for school fish for the quarter and size class,

s^2 = corresponding sample variance about the line,

μ_y = true mean waiting time in the set state,

σ_y^2 = true variance of the waiting time in the set state,

$\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i/n$, and

$\sigma_x^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2/(n - 1)$.

For the corresponding unsuccessful set state on yellowfin school fish, we would estimate the mean of the waiting time by $\hat{\alpha}$ and the variance by s^2 .

By use of the appropriate parameter estimates together with observed sizes of sets, we can estimate the parameters of the waiting time distributions in the eight set states for any 5-degree area, month, and size class.

Waiting time parameters of the unsuccessful set states are assumed to be independent of the next state entered in the ensuing analysis.

Expected number of successful sets per fishing day

Expected number of successful sets per fishing day on a school type by a size class in a 5-degree area-month stratum is estimated by the ratio of an estimate of total successful sets by the class on the school type to actual number of fishing days by the class in the stratum. Information with which to estimate total successful sets is of variable reliability since individual successful sets are not always recorded, although total catches by species are available. We arbitrarily decided to use cases in which at least 75% of the weight of tuna captured are recorded by weight in the individual successful sets. When this criterion is met, the total successful sets on each school type by a size class in the time and area stratum is estimated in two steps: (1) the total numbers of successful sets, either with or without porpoise, and both reported or not reported in the vessel logbooks, are estimated for yellowfin, skipjack, and mixed schools; and (2) these estimates are allocated between sets with and without porpoise. The first step utilizes the relationships

$$N_1 w_1 + N_3 w_3 = Y \quad (35)$$

$$N_2 w_2 + N_3 w_3' = S$$

where

N_1 = number of successful sets on pure yellowfin schools, either with or without porpoise and both reported or not reported in the vessel logbooks,

N_2 and N_3 = corresponding number of such sets on pure skipjack schools, and mixed schools, respectively,

w_1 and w_2 = mean catch in weight per successful set reported in the log-books for pure yellowfin and pure skipjack schools, respectively,

w_3 and w_3' = mean catch in weight per successful set reported in the log-books for yellowfin and skipjack, respectively, in mixed schools, and

Y and S = total weights of yellowfin and skipjack caught in the stratum by the size class.

System (35) is an approximation, in that mean weights in reported sets are approximations to mean weights in both reported and unreported sets. Now let n_1 , n_2 and n_3 be numbers of reported successful sets on pure yellowfin, pure skipjack, and mixed yellowfin and skipjack, respectively. If $n_i \neq 0$ for $i = 1, 2$, and 3, we assume that

$$\frac{n_i}{n_j} = \frac{N_i}{N_j} \quad (36)$$

Then, using (36), we solve (35) in terms of N_1 to obtain

$$N_1 w_1 + N_1 \frac{n_3}{n_1} w_3 = Y \quad (37)$$

$$N_1 \frac{n_2}{n_1} w_2 + N_1 \frac{n_3}{n_1} w_3' = S$$

System (37) is solved for N_1 by least squares. Then the estimated numbers of successful sets are given by

$$\begin{aligned} \hat{N}_1 & \\ \hat{N}_2 &= \frac{n_2}{n_1} \hat{N}_1 \\ \hat{N}_3 &= \frac{n_3}{n_1} \hat{N}_1 \end{aligned} \quad (38)$$

When one or more of the n_i are zero, it is assumed the corresponding N_i are zero and similar least-squares estimates are calculated for remaining categories. Since we require a high reporting percentage, the procedure should provide reliable estimates. Estimates of total sets on pure yellowfin, skipjack and mixed schools are then proportionally allocated into those made on porpoise schools, or on school fish using number of such sets recorded. Details of the allocation are reported elsewhere (Psaropoulos, 1975).

When completed, estimates of the total number of successful sets on porpoise fish, yellowfin school fish, skipjack school fish, and mixed school fish are available; each, when divided by fishing days in the area-time stratum by the size class, is an estimate of the expected number of successful sets per fishing day on the school type.

Average weight of yellowfin and skipjack in successful sets

Information on sizes of individual sets is used to estimate average weights of fish per successful set by the size class in an area-time stratum (recall that such reporting is not complete). The procedure is straightforward; for each school type, we compute the average catch of yellowfin and of skipjack in reported

successful sets. Pure yellowfin or pure skipjack schools have a mean weight of zero for the other species, of course.

Vessel speed

Average cruising speed of vessels of a size class in a 5-degree area-month stratum is computed by weighting cruising speeds of individual vessels by actual fishing days in the stratum.

Recovery probabilities

No data are available with which to estimate recovery parameters. In our complete analysis we have chosen $\eta_i = 0.5$, $i = 1, \dots, 4$, noting this value minimizes the maximum possible error. Later sensitivity analyses are performed which justify our choice of a single value provided certain conditions hold; we qualify our conclusions for this missing information.

APPARENT ENCOUNTER RATES

Application of the methodology to our data base provided estimates by size class of school density (see equation 25) for 5-degree area-month strata; these can be classified by year. If assumptions of the methodology are fulfilled, estimates for a stratum for size classes fishing there have identical expectations. Violations are indicated if samples of strata show differences among size classes. Analysis parallels that for set power; school density replaces mean school size. Equation (25) is linearized by a logarithmic transformation. An encounter-rate coefficient for size class k ,

$$\psi_k = \frac{d_k}{d_s}, \quad (39)$$

is defined where

d_k = search path width for size class- k and

d_s = search path width for the standard size class.

If assumptions of the methodology are valid, the coefficient should have a value of unity for all size classes.

The linearized form was fit by least squares to observations of each school type and year except 1960. Class-6 vessels were too poorly represented in our samples that year. Observations fitted were logarithms of school density estimates (equation 25) for 5-degree area-month strata, as well as logarithms of the sum of school density estimates across school types. The sum represents an estimate of density of tuna schools of any type. Only strata were included in which at least three size classes each expended a minimum of 5 days fishing. If no successful sets on a school type were reported by a size class fishing in a stratum, but such data were available for the other classes, a small constant was substituted for

the density estimate of that size class to permit the logarithmic transformation. The same arbitrary constant was used for all analyses. Presumably the choice of this value was not critical; it should not bias comparisons among size classes, and the value was used in a small percentage of cases.

Analyses of variance for differences in encounter rate among size classes for each year and school type (and schools combined) were performed using the linearized model. Parameter ψ_i and its variance were estimated from appropriate least-squares estimators of the fitted model analogous to estimation of set power. The salient aspects of the outcome are:

1. For each individual school type, one year of eleven tested showed a significant difference in encounter rates among vessel classes; roughly two instead of the four significant tests would have been expected by chance.

2. When the analysis was performed on all school types combined, four of eleven years tested showed significant differences in encounter rates among size classes. Less than one would have been expected by chance.

3. When testing was on combined schools, for those years in which differences were detected, class 3 had the greatest encounter rate in all four cases, class 4 was second in three of the four cases, and classes 5 and 6 had the smallest encounter rates.

4. In the significant year for porpoise schools, class 3 had the greatest encounter rate, followed by classes 4, 5, and 6, in that order.

5. In the significant year for yellowfin schools, class 3 again had the greatest rate, followed by classes 4, 5 and 6, in that order.

6. In the significant year for skipjack schools, class 4 had the greatest rate, followed by classes 6, 3, and 5, in that order.

7. In the significant year for mixed schools, class 6 had the greatest rate, followed by classes 4, 5 and 3, in that order.

8. Estimated encounter rate coefficients of any size class for any school category did not exhibit obvious trends over the years. Therefore, weighted averages of the estimated coefficients were calculated across years for each school category and size class (Table 5). Class 5, not indicated in the table, has of course an average of one in all cases. Weights used were inverses of estimated variances for the encounter rate coefficient. A trend of decreasing encounter rate with increasing vessel size appears for combined schools. No trend is evident for porpoise schools. These two categories were judged to have highly significant differences in encounter rates among size classes on the basis of an overall test for each school type, which combines individual tests for years (Kendall and Stuart, 1968: Section 35.45). The tests for the remaining school categories indicated (at 10% level of testing) that no differences in encounter rates among vessel classes existed over the years.

The results of the individual tests by year and school type, the overall tests across years, and the averages are mixed. The discovery in several cases that encounter rates diminish with increasing size class cannot be explained by differences in search path width—the notion that search path width of small vessels exceeds that of large vessels is not tenable. When viewed together with

the set power analysis, these results might be interpreted as reflecting differences in strategy among size classes. Set power analysis indicated small classes successfully retained smaller proportions of captured schools; such could be explained, in part at least, by differential selection for school size among classes. If small vessels stopped to capture small schools bypassed by large vessels, small classes would have both greater apparent encounter rates and lower apparent set power than large vessels. The preceding interpretation presumes consistent strategies by size class. Vessels may vary strategies depending on fishing conditions such as competition from other vessels or density and behavior of schools. Such thoughts have not been pursued.

Possible differential school size selectivity among vessel classes confounds the set power analysis. Crucial to that analysis is the assumption that size classes do not differ in their selectivity for school size. If size classes differ in school size selection, large size classes should have lower encounter rates than small classes. This expectation appears to be realized for combined schools. Class 3 does appear to have a substantially greater average encounter rate than the other classes (Table 5). However, results for the individual school types are not consistent. Unless interrelationships among size classes are more complex than we realize, encounter rates for class 6 should have tended downward with time if changes in apparent set power were due simply to selection of larger schools. No such trend was evident for class-6 encounter rates. Therefore, judging from the small differences in average encounter rates for classes 5 and 6, and perhaps class 4, on combined schools, real differences in set power probably exist. The degree of differences in set power between large and small vessels is probably exaggerated by the set power analysis. The effect these complications have on our final analysis of abundance of yellowfin and skipjack in the eastern Pacific is examined later when we compare indices based on operations of classes 3, 4, 5, and 6, classes 4, 5, and 6 and finally classes 5 and 6 only.

BIOMASS INDICES – CATCH PER DAY RELATIONSHIPS

Relationships between our biomass indices and unstandardized, unadjusted catch per day indices are informative. Pairs of values for 5-degree area-month strata will be called ($\hat{\gamma}$, CPD) pairs. The number of such pairs for each size class and year for either species are usually substantial (Tables 6 and 7). With a few exceptions time and area strata included in these ($\hat{\gamma}$, CPD) pairs constitute areas and times where much of the fishing effort was expended and most of the catch was made (Table 8).

The ($\hat{\gamma}$, CPD) pairs of both species for class 5 in 1965 are plotted as a typical example (Figures 13 and 14). The relationship between the two indices apparently is not linear, and variability about any simple hypothesized relationship exists. Most points lie concentrated along lines plotted in the graphs (we shall describe the origin of the lines in a moment), but a few outlying points occur.

Variation in vertical (fixed CPD) and horizontal (fixed $\hat{\gamma}$) directions about lines relating the $\hat{\gamma}$ variables and CPD variables occurs for several reasons. First, fish in certain time and area strata become more liable to capture than in others, *i.e.*, the successful set probabilities become greater due either to biologi-

cal and physical conditions or occurrence of more effective vessels of the size class in the strata. The $\hat{\gamma}$ index estimated at a given CPD value, all other things being constant, will vary inversely with changing estimates of the successful set probabilities. On the other hand, the CPD value at a fixed $\hat{\gamma}$ level will vary directly with changing actual successful set probabilities.

Second, presence of one species will affect the CPD index of the other, since time spent capturing one species would have been applied to searching and capturing the other had the first not been present. Therefore at a given CPD level for one species, the $\hat{\gamma}$ index will vary directly with changing CPD values of the other species. Contrariwise, the CPD value corresponding to a fixed $\hat{\gamma}$ level of one species will vary inversely with the $\hat{\gamma}$ level of the other.

Third, if all parameters of the purse-seine process are held constant except time required to handle the net and bring the catch on board, the catches will vary since the time spent in sets interferes with searching time. Since vessels of a given class will vary in speed of handling the net and catch, some variation about lines relating $\hat{\gamma}$ indices and CPD indices will occur. Such variation is considered to be of minor significance in most strata of our samples, and would be expected to play a detectable role only in strata with high catch rates.

Finally, there are random errors in estimating parameters and deviations from assumed constant values, *e.g.*, width of the search path. Such factors are further sources of variation in ($\hat{\gamma}$, CPD) relationships.

There are two average relationships to view in the ($\hat{\gamma}$, CPD) plots: (1) average value of $\hat{\gamma}$ given CPD, and (2) average value of CPD given $\hat{\gamma}$. We shall refer to the first as the ($\hat{\gamma}$, CPD) regression and the second as the inverse ($\hat{\gamma}$, CPD) regression. The regression lines are in part determined by biological and physical conditions which control susceptibility of fish to capture, and in part by the capability of the vessels in capturing fish.

We wish later to use the CPD indices for which data are complete to approximate biomass indices for which data are incomplete. If the true ($\hat{\gamma}$, CPD) regression were known it could be used to estimate biomass indices from CPD indices. While the true regression is not known, it is estimable from our ($\hat{\gamma}$, CPD) samples under certain assumptions, particularly its form. Such estimates have been computed by least squares for each size class and year for the assumed true regression

$$\hat{\gamma}_y = \beta_1 \text{CPD}_y + \beta_2 \text{CPD}_y^2 + \beta_3 \text{CPD}_s \quad (40)$$

Subscripts *y* and *s* refer to yellowfin and skipjack, respectively. This form for the underlying regression was adopted because examination of the ($\hat{\gamma}$, CPD) plots suggested the relationship was either linear or quadratic; further, as indicated earlier, the CPD value of one species should affect the $\hat{\gamma}$ index for the other.

Estimates of the coefficients for equation (40) for yellowfin (Table 9) and for skipjack (Table 10) resulted after preliminary culling of observations; those beyond three standard deviations for individual observations from the expected value predicted by the estimated regression line based on the entire ($\hat{\gamma}$, CPD) samples were omitted. Numbers of observations deleted from year and size class

samples vary between none and three. Only coefficients significant at the 5% level of testing were retained, assuming normal testing theory was appropriate.

Least-squares fitting of the ($\hat{\gamma}$, CPD) regressions resulted in positive estimates of the β_3 coefficients in 12 of the 15 cases for which the coefficient was significant. This coefficient relates the $\hat{\gamma}$ index of one species to the CPD index of the other, and should be positive. The negative values are presumed to occur from use of the simple polynomial expression to fit a more complicated relation.

The ($\hat{\gamma}$, CPD) relationships for either species, holding the CPD value of the other species fixed are often significantly curvilinear, *i.e.*, $\beta_2 \neq 0$. A difference in direction of curvature between large and small size classes is evident, particularly for yellowfin tuna. Estimated ($\hat{\gamma}$, CPD) relationships for class 3 are convex for seven of the nine significant curvilinear cases of yellowfin and six of the eight significant cases on skipjack. Estimated ($\hat{\gamma}$, CPD) relationships for class 6 are concave for seven of the eight significant curvilinear cases on yellowfin and for six of the eight significant cases for skipjack. For yellowfin, class 4 is similar in this respect to class 3, while class 5 is similar to class 6. This separation of the size-class relationships into two categories of curvature suggests differences in strategy among vessel classes discussed earlier may be related. Shape of the relationship with CPD index of the other species fixed is not predictable from theoretical considerations. Evidence presented shortly indicates the coefficients obtained are of correct sign and magnitude.

Before utilizing ($\hat{\gamma}$, CPD) regressions to approximate $\hat{\gamma}$ indices from CPD indices, we wish to illustrate the magnitude and direction of our adjustments for efficiency changes. These effects are demonstrated by transforming CPD indices of a size class in any year to CPD indices of another size class chosen as a reference in that year (intra-annual standardization), and by transforming CPD indices of a size class in any year to CPD indices of a size class in some particular year, the size class of that year being chosen as the reference (interannual standardization). With this objective in mind, the inverse ($\hat{\gamma}$, CPD) relationship for yellowfin

$$\text{CPD}_{y,5} = \beta_1' \hat{\gamma}_{y,5} + \beta_2' \hat{\gamma}_{y,5}^2 + \beta_3' \hat{\gamma}_{s,5} \quad (41)$$

has been computed for class 5 vessels, the reference class, each year (Table 11). Coefficients significant at the 5% level of testing were retained and outlying points previously detected were excluded from these samples. As before, this form for the inverse regression was chosen because ($\hat{\gamma}$, CPD) plots appeared curvilinear and the CPD index of one species should be influenced by the $\hat{\gamma}$ index of the other.

Significant estimates of β_3 are negative as they should be in theory, *i.e.*, if skipjack are present in increasing density, the CPD index for yellowfin should decrease for fixed yellowfin density.

If effects of biological and physical conditions controlling susceptibility to capture and differences in vessel efficiencies within size classes at any given CPD level or $\hat{\gamma}$ level are assumed to average zero in the ($\hat{\gamma}$, CPD) plots, differ-

ences in either estimated regressions or inverse regressions among years and size classes would be due to differences in efficiency of capturing tunas. For the sake of illustration we make this assumption which is tenable at lower catch rates for which large numbers of 5-degree area-month strata occur in our samples, providing an opportunity for the averaging of effects to zero; but at high catch rates where few observations occur, the assumption probably does not hold. Whether the assumption holds or not, we shall observe very consistent changes in intra-annual and interannual standardizations which must be explained by efficiency changes. An alternative explanation based on a progressive change in environmental conditions, intensifying the susceptibility of tunas to capture over the 12-year period is considered unlikely.

Biomass indices are presumed independent of size class. Therefore, if the CPD index of skipjack is set equal to zero, substitution of (40) with appropriate subscripts for size class into (41) for biomass indices results in

$$CPD_{y,5} = \sum_{i=1}^4 \beta_i^* CPD_{y,i} \quad (42)$$

where

$$\beta_1^* = \beta_1' \beta_1 ,$$

$$\beta_2^* = \beta_1' \beta_2 + \beta_2' \beta_1^2 ,$$

$$\beta_3^* = 2 \beta_2' \beta_1 \beta_2 , \text{ and}$$

$$\beta_4^* = \beta_2' \beta_2^2 ,$$

and i refers to the size class being standardized, *i.e.*, CPD for class i is being transformed to CPD by class 5. Under conditions stipulated in the previous paragraph, equation (42) now permits us to standardize intra-annually and interannually. Standardizations are calculated for yellowfin, assuming the skipjack CPD index is zero.

These equations have been graphed for yellowfin tuna for each size class, for 1960, 1965, and 1971, standardizing first to class 5 of the corresponding year (Figures 15-17). If these lines are compared to 45° lines, it is evident that at lower CPD values, class 6 is most efficient and class 5 is next, followed by the smaller classes. Class 5 enjoys an advantage in catching rates in low-density situations, but smaller vessels are capable of matching catching rates of these larger vessels in high-density situations. Smaller vessels probably do not surpass the large vessels in catching rates as the curves imply at high CPD values; this is presumed to be an artifact of extending the fitted relationship beyond the bulk of the data.

Suspecting at first that the apparent improvement in catch rates by smaller classes relative to class 5 was an artifact of our analysis, we plotted paired (CPD_i, CPD_5) values (where i refers to the class being standardized) on these graphs for those 5-degree area-month strata in which the vessels fished together. Great variation occurs in the catch rates among classes in each plot but, generally speaking our derived (CPD_i, CPD_5) relationships fit the observations reasonably well when compared with least-squares fits of the paired values with CPD_5 as the dependent variable (Figures 15-17). Some preliminary analyses using more extensive samples of paired CPD values substantiate our finding (Tomlinson, personal communication). Presumably these relationships be-

tween catch rates of large and small size classes are due in part at least to differences in strategy, but complete determination of mechanisms involved will require further investigation.

The preceding discussion constitutes the evidence promised earlier to show the magnitude and sign of the (\hat{y} , CPD) relationships were appropriate. CPD values of each size class were transformed independently to \hat{y} values, *i.e.*, biomass indices corrected for efficiency differences between vessel classes. An average transformation from CPD to \hat{y} for each size class, equation (40), and an average inverse relationship from \hat{y} to CPD for class 5, equation (41), were computed. Concatenating these relationships, CPD values of other size classes could be transformed to CPD values for class 5 from equation (42). When this transformation is compared with a least-squares relationship for subsets of the data, *i.e.*, paired CPD values where class-5 vessels fished with the other vessels in a stratum, the two relationships were in good agreement.

The agreement between the least-squares fits and those from the transforming equation (42) tentatively suggests the violations of assumptions of our methodology may not be of great consequence. Otherwise, density indices for small size classes using equation (42) should be overestimated because set power estimates of these classes were probably biased downward.

To conclude this discussion on the effects of our adjustments, some interannual standardizations for yellowfin are considered (Figure 18). The (CPD_5 , CPD_i) relationships of equation (42) for size classes 3, 4, 5, and 6 for 1960, 1965, and 1971 are plotted to illustrate temporal changes. Class 6 is not plotted for 1960 since no data were available. Class-5 vessels of 1969 are chosen as the reference in all cases because they showed the greatest range in CPD values in that year. Equation (42) has been plotted only for those values on the abscissae included in the range of our (\hat{y} , CPD) samples.

Class-3 and -4 vessels were always less efficient than class-5 vessels of 1969 over catch rates covered by our samples. Class-6 vessels were more effective than class-5 vessels of 1969, and therefore more effective than class-3 and class-4 vessels in both 1965 and 1971.

For each size class the lines assume lower ordinate values at a given abscissa value, consistent with continual improvement of the fleet. Therefore relative to class-5 vessels in 1969, class-3 and -4 vessels showed great improvement between 1960 and 1965, but much less between 1965 and 1971. Class-5 vessels showed a consistent but less substantial improvement. Between class-5 vessels in 1969 and 1971, there was practically no change.

Class-6 vessels showed great improvement between 1965 and 1971, in contrast to the other classes. It appears the other size classes have reached a nearly stable level of efficiency and will probably remain there until technology provides some new opportunity to increase catching efficiency. From an examination of intermediate years, we judge that class-6 vessels are also reaching the limits of efficiency under current technology.

SENSITIVITY ANALYSIS

It was remarked earlier that recovery probabilities, $\eta = (\eta_1, \eta_2, \eta_3, \eta_4)$, are not estimable from available data. We arbitrarily used the minimax estimator, $\eta = (.5, .5, .5, .5)$. Naturally, we are concerned that such a choice might invalidate the analysis. Therefore the effect of these parameters on the (CPD_5, CPD_i) relationships has been examined for yellowfin tuna for 1961 and 1969 by reanalyzing the data with different values for η , *viz.*, $\eta = (.1, .1, .1, .1)$ and $\eta = (.9, .9, .9, .9)$. Results are summarized graphically (Figures 19 and 20). Concatenation of (41) and (42) for yellowfin tuna for the four size classes resulted in (CPD_5, CPD_i) relationships which are very similar regardless of choice of recovery probabilities. The relationships diverge at high CPD values, but such 5-degree area-month strata are rare both in our (\hat{y}, CPD) samples and in the fishery. Generally speaking, the discrepancies between the derived (CPD_5, CPD_i) relationships for the different choices of recovery probabilities are small in those regions of the (CPD_5, CPD_i) plots in which observations are concentrated. Our analysis appears to be robust with respect to the recovery probabilities under our restricted hypothesis of equality among school types for recovery probabilities and absence of temporal trends in these parameters. We admit this sensitivity analysis is far from exhaustive. Further analyses were not performed because of absence of information with which to formulate alternative hypotheses for recovery probabilities, and because of the expense involved in performing the calculations.

TUNA INDICES

We turn now to the problem of developing annual measures of abundance of yellowfin and skipjack in the eastern Pacific Ocean, using findings of the preceding analyses to adjust catch per day for efficiency changes of the purse-seine fleet. Indices are desired for discrete population units in the genetic sense; however, because knowledge of stock structure is incomplete, we compromise to computation of indices over geographical regions consisting of sets of 5-degree areas. Even then several problems remain in computing annual measures of average abundance. These problems originate from two sources: (1) the way the tuna fleet has distributed its effort spatiotemporally, and (2) our choice of time and area stratification, the 5-degree area-month unit.

The fishery has concentrated in area and time strata where tuna are known to be abundant, passing up strata in which abundance is thought to be lower. Further, yellowfin have been under regulation since 1966, the result being that information on yellowfin abundance within the regulatory area is missing during the later months of the year. Finally, the fishery has expanded areally in recent years, due in part to yellowfin coming under regulation in conjunction with an increasing fleet size. Since these more recently-fished areas presumably were occupied by tunas in earlier years, indices of abundance cannot be computed over the entire historic and extended region for years preceding expansion. As a result of these influences on the spatiotemporal distribution of effort, abundance of either species for many time and area strata is unobserved. When such strata are to be included in calculation of annual biomass indices, the dilemma of choosing an appropriate value when no effort was expended cannot be avoided. Our approach to this problem is described in a moment.

Our basic stratification unit, the 5-degree area-month, is coarse. The measure of average abundance generated by effort in these strata in reality applies to some part of the area and some portion of the month; generally, vessels search over sub-areas of the 5-degree area during a portion of the month. Abundance of tunas in the remainder of the stratum is unmeasured. As the size of the fleet increased over the years of our study, greater portions of many strata were searched. Therefore, while weighting the abundance index for a 5-degree area-month stratum by area fished or area in which a species was captured may appear desirable, such weighting would probably bias the abundance index of more recent years upward relative to earlier years simply because of the increased effort. We will not be able to resolve these difficulties here. Instead we assume that biomass indices from fished areas of strata, adjusted for surface area of the 5-degree areas, are proportional to average biomass in the strata. Determination of the extent to which this expedient is violated will need study beyond this work.

A detailed discussion of computations of abundance indices for yellowfin and skipjack over historic regions for each species follows. These regions (Figures 21 and 22) have been selected because continuous series of abundance measures can be calculated for nearly all their constituent 5-degree areas for 1960 to 1971, and because most effort expended and catch of tunas in the eastern Pacific has occurred in these regions.

5-degree area-month biomass indices

Fished strata

CPD values of yellowfin and skipjack for 5-degree area-month strata were transformed to \hat{y} values using equation (40) with parameter values of Tables 9 and 10. (Equation (40) might have been used to estimate \hat{y} values only when direct application of the purse-seine model to information of a stratum was impossible. The present approach is justified for our use since we will be computing averages of \hat{y} values over 5-degree area-month strata to obtain annual index values. The values of Tables 9 and 10 were computed by least squares, requiring that deviations from equation (40) sum to zero. Therefore, except for weighting in our averaging later and estimation of missing values when no effort occurred, the two approaches would give identical results when calculating annual indices from observations of 12 months, and probably very similar results when calculating short-term averages based on observations of fewer than 12 months.) Yellowfin CPD values were transformed only for the unregulated period of each year, since CPD values during the closed period are of little use for assessing abundance. Skipjack CPD values were transformed for both regulated and nonregulated periods, using appropriate coefficients of Table 10. In 1966, the regulated interval was roughly only one-third of the year. In this case coefficients for the nonregulated portion of the year were used. If no difference in strategy exists among the four size classes the \hat{y} values are comparable across size classes. When this assumption is made the \hat{y} value assigned an area-month cell when more than one size class fished in the stratum was an effort-weighted average across size classes; actual vessel days expended in the stratum by a size

class was used as the weight. Since strategy differences probably exist, further calculations are performed, progressively eliminating class 3 and classes 3 and 4 from the analyses.

Unfished strata

There are three situations in which biomass indices are missing for an area-month stratum: (1) some fishing occurred during a year in the 5-degree area, but none occurred in one or more months of that particular year; however, fishing did occur in each of the 12 months sometime between 1960 and 1971; (2) the second situation is similar to (1) except that fishing occurred in less than 12 months between 1960 and 1971; and (3) no fishing occurred during the year in the 5-degree area. Since we chose historical areas with an intention of avoiding case (3), this situation occurs infrequently, and we describe our response to this problem under the following section.

Estimation of abundance indices for tunas in cases (1) and (2) for those months in which fishing occurred sometime during the 12-year period is accomplished through linear model analysis of the $\hat{\gamma}$ values for the particular 5-degree area in which information is missing. Abundance of tuna of either species seems to have seasonal components as well as annual ones for many 5-degree areas. We attempt to account for these effects by the linear model

$$\hat{\gamma}_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{ijk} \quad (43)$$

where

$\hat{\gamma}_{ijk}$ = biomass index of the species under consideration, calculated from the CPD value for size class k in the j th month of the i th year,

μ = overall average,

α_i = effect of year i ,

β_j = effect of month j , and

e_{ijk} = residual error.

This model accounts only for main effects; interactions resulting from different seasonal trends in abundance among years in the area are included in the residual term. Admittedly the model cannot be considered more than an interpolation device, using all the information of a 5-degree area to bear on the problem of estimation of unobserved abundance.

The model, when fit by least squares, accounts for a good part of variation in the $\hat{\gamma}$ indices for most 5-degree areas for either species. To demonstrate its effectiveness, two statistics are used: (1) R_1 , proportion of the total variation of $\hat{\gamma}$ indices about their origin explained by the model, and (2) R_2 , proportion of the total variation of average values of biomass indices in a year-month cell about the origin explained by the model. Specifically, these statistics are computed by:

$$R_1 = \frac{\sum \sum \sum \hat{\gamma}_{ijk}^2 - \sum \sum \sum (\hat{\gamma}_{ijk} - \hat{\gamma}_i)^2}{\sum \sum \sum \hat{\gamma}_{ijk}^2}$$

$$R_2 = \frac{\sum \sum \bar{\gamma}_i^2 - \sum \sum (\bar{\gamma}_i - \hat{\gamma}_i)^2}{\sum \sum \bar{\gamma}_i^2}$$

where

$\bar{\hat{y}}_{ij}$ = arithmetic average across size classes fishing in the j th month of the i th year in the stratum and

$\hat{y}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{\alpha}_i + \beta_j$ = least-squares estimate of the cell value, and the summations are over the numbers of years, months, and size classes in the year-month cells of the 5-degree area.

A list of 5-degree areas for which \hat{y} indices were available for most months during an extensive period of years has been compiled together with corresponding R_1 and R_2 statistics (Table 12). The model has some merit for describing the time series of biomass indices of a 5-degree area for either species, particularly series of cell means which are of primary interest.

Caution is required in applying the model to the problem of estimation of missing values of biomass indices. For instance, the model was not applied to the skipjack fishery in the southern extreme because of erratic appearance of this species in different years. Hence the model was not applied to areas south of the Gulf of Guayaquil (*i.e.*, south of 5-degree area 2-05-080). (Five-degree areas are named using the procedure of Shimada and Schaefer (1956: 379).) Nevertheless, rather than inserting an arbitrary value in a year-month cell (such as the average of the remaining monthly values of a year or a zero), it seems an improvement for many areas to use the seasonality and annual difference in abundance by applications of the linear model.

Annual biomass indices for 5-degree areas and the historic regions

The annual biomass index for a 5-degree area was computed as the arithmetic average of the monthly values of the year; these monthly values were either the effort-weighted averages of a year-month cell or the predicted values from the linear model (43). In a few 5-degree areas, the annual average was computed across months in which fishing never occurred between 1960 and 1971. In these cases within the historical regions of either species, it was assumed the tunas did not occur during these months in those 5-degree areas, and values of zero were assigned as the indices of those strata.

Yellowfin

Annual averages of biomass indices for yellowfin by 5-degree statistical area in the historic region based on observations from size classes 3, 4, 5, and 6 (Table 13) resulted after the following modifications of the general procedure described: (1) eight annual values among the 216 area-year cells took on small negative values and were replaced by zero; and (2) values for area 0-05-090 in 1960 and 1963 took on values greater than three fold the remaining values. These two values were each based on less than 10 days of fishing in the area and, considering indices in nearby areas, were clearly suspect. They were replaced by the average over the remaining 5-degree areas in the appropriate year. These annual averages by 5-degree area, when plotted (Figure 23), provide a good notion of changes in average biomass in the areas between 1960 and 1971. Five-degree areas are plotted by geographical groups; we are not implying this grouping has any biological significance. Annual points are connected by lines

to aid the viewer, and should not be interpreted as index values within the years. General observations concerning these plots are: (1) annual indices in many areas near each other have similar trends over the years of the study; (2) most of the areas show a marked decline in yellowfin biomass indices between 1960 when abundance was very high and 1962 or 1963 when abundance was very low; and (3) many of the areas show an increase in index values between 1967 and 1968 or 1969.

Most of the negative values for area-year cells occurred in later years when yellowfin came under regulation. Predictions based on the linear model (43) are probably biased downward for these years, since the seasonal abundance of tuna would respond differently than in years preceding regulation, taking on greater values during a post-closure period of a year than when yellowfin were fished throughout the year. Therefore a second set of biomass indices for the first four months of each year has been constructed (Table 14). These indices were obtained by arithmetic averaging of the monthly biomass indices over the first four months of each year for each area. A single negative value occurred and was replaced by a zero. Calculations of this section were repeated twice more using information from classes 4, 5, and 6 and 5 and 6 only. The outcome of these analyses is summarized next.

Average annual biomass indices for the historic region were computed over the annual values of the 5-degree statistical areas, each weighted by the actual surface area of the 5-degree area. Both annual values based on all 12 months, as well as those based on the first 4 months of each year, were used. These computations were repeated three times, using information from classes 3, 4, 5, and 6, classes 4, 5, and 6, and classes 5 and 6 only. Numerical results for the case when classes 3, 4, 5, and 6 were included (Tables 13 and 14, last column) are compared with similar histories obtained by omission of class 3 and classes 3 and 4 (Figure 24). A preliminary value was calculated for 1972. Regardless of which data are used, the general trend in biomass indices is the same; population biomass in the region was greatest in 1960, declined rapidly over the next two years, and remained at a low level until it began to recover around 1966. It reached a maximum in 1968, and declined thereafter until 1971. An analysis of size-composition samples in conjunction with catch information indicates the increase in average biomass over the late recovery period was due, in part at least, to a large year class first recruited to the fishery in 1966 (P. K. Tomlinson, personal communication).

We recommend use of the biomass history based on the first four months with either class 3 or classes 3 and 4 omitted. Indices based on all 12 months are probably biased downward in recent years. Histories based on the three combinations of size classes generally agree well except for 1960 and 1961, when data from the purse-seine fleet were limited. Because of suspected strategy differences among size classes, complications in making catch rates comparable, and emergence of large vessels as the norm for the fleet, value of including class 3 and perhaps class 4 in yellowfin biomass indexing is dubious.

Since we are presenting alternate methodology for measuring abundance, and because the biomass history together with the catch history for yellowfin is central to determination of annual catch quotas, histories by our biomass index

method and the CPUE method (standardized, adjusted CPD) historically used by the Commission will be compared. First a description of CPUE procedure is given, followed by the comparison.

For the CPUE method there is used a finer stratification of the geographical area than we can use; the 1-degree area-month is the basic sampling unit. These strata are aggregated into 5-degree area-month strata when catch rates of size classes fishing together in these larger strata are compared to develop effort conversion factors—multipliers by which fishing days by the various size classes can be transformed to those of the standard class, class 3. After such a conversion, catch rates, catch per standardized day, by the size classes in any stratum are presumed comparable. Assumptions preclude curvilinear relationships between catch rates of size classes suggested by our earlier analysis. After the conversion factors have been estimated, total effort for a year or subdivision of a year in terms of standardized days expended by all size classes is calculated for a chosen area such as our historic region. Total catch of yellowfin for the corresponding interval of time is obtained by summing catches across the same area and time strata. A preliminary abundance index is computed as the ratio of the total catch to the total standardized days. Finally, this preliminary index is adjusted for change in fishing power of the standard class. The measure of change in power is the annual successful set probability of the fleet for any school type in the region. Total recorded successful sets on any school type by any of the four size classes is divided by total recorded sets attempted in the fishery. The time series of estimated successful set probabilities is then transformed to a relative series by dividing each estimate by that of 1960. Each preliminary annual abundance index is scaled by the inverse of the corresponding relative successful set probability estimate. Preliminary indices are modified in the correct direction; as the successful set probabilities increase, preliminary values are progressively adjusted downward.

We compared the CPUE series for our historic region with the biomass index series using all four size classes, dividing the CPUE value for the first four months of each year by the corresponding member of the biomass index series. These ratios were then normalized by dividing each by the arithmetic average of the ratios. As a result the normalized ratios have a mean of one. If the CPUE and biomass histories were identical, each normalized ratio would have a value of one. Deviations of the normalized ratios from one indicate disagreement between the index histories. When the normalized ratio is less (greater) than one, the CPUE index indicated a lesser (greater) abundance than the biomass index as compared to the average over the years. The normalized ratios varied substantially from one (Figure 25: normalized ratio, effort-weighted CPUE). The trends evident in the plot are of concern. Between 1964 and 1968 the CPUE index indicated progressively lesser abundance as compared to the biomass index during this time. Between 1968 and 1972 the opposite occurred. The discrepancy during the recent interval is critical; the yellowfin stock may be near its minimum for the years considered if the biomass index is correct.

The two procedures have few elements in common, so explanations for the differences are not straightforward. Adjustment for temporal increase in efficiency through increased successful set probabilities differs considerably. The

CPUE index uses schools of any category to measure this aspect of change. The biomass index recognizes four school types and allows for differences among size classes in determining rate of success on the types. Little consistent change in successful set probability seems to have occurred for skipjack and yellowfin school fish. However, porpoise schools are captured with high rates of success, with the successful set probability increasing with size class and time. Yellowfin associated with porpoise represent a substantial part of the annual catch and presumably of the yellowfin population. If so, the practice of adjusting by a successful set probability based on all school types might underestimate the increased efficiency in setting on yellowfin. However, fishing days by class-3 vessels are being adjusted for increased efficiency by the CPUE index. Unless size class 3 has kept pace with the other larger classes in improving the successful set probability, the adjustment, based on successful set probability of the entire fleet might be too great, overestimating the change in efficiency by the standard class.

Time spent in sets could be a contributory factor in the disagreement between histories. The CPUE index does not account for time spent in sets during which the vessel is not searching. The biomass index removes that time recorded by the vessels during which the net is overboard and the catch is being loaded aboard the vessel. Therefore tuna abundance could be underestimated by the CPUE index during times of abundance relative to times when tuna are sparse. Increased speed in recent years in handling the net and catch by the standard class is not accounted for in the CPUE index.

Change in cruising speed by the standard class is not accounted for in the CPUE index; the biomass index does make this adjustment. We have seen that this parameter has increased erratically since 1960. As a result the CPUE index would be biased upward in later years as speed for class-3 vessels increased.

Effort weighting used in the CPUE index causes disagreement. The practice of summing catch and effort over all strata and computing their ratio as the CPUE index is equivalent to weighting the catch per unit of effort of each stratum by the effort of the stratum when computing an average across strata. The effort-weighted average is simple to compute, appears to circumvent the dilemma of assigning abundance indices for unfished strata, and effectively eliminates lightly-fished strata where abundance indices are imprecise. Actually assignment of abundance indices to unfished strata is not avoided; these strata are implicitly assigned the effort-weighted average of the fished strata. Even if all strata were fished, effort-weighting almost certainly introduces distortions from the actual abundance history unless the annual redistribution of total effort by the fleet assigns effort among time and area strata by some improbable rule related to density of yellowfin in the strata. A measure of the correspondence between effort and density in time and area strata is provided by the concentration index (Gulland, 1956). Values of this index greater (less) than unity indicate effort was concentrated in strata where abundance was greater (less) than the average abundance over the strata. Only if the fleet redistributed its effort each year such that the concentration index remained constant would effort weighting leave the abundance history undistorted.

The concentration index for the purse-seine fleet in the historic area for the first four months of each year has been calculated using 1-degree area-month strata in which any effort was expended as the basic observational units; methods used were described by Calkins (1963) who applied them to the entire CYRA. The fleet has varied in its concentration on yellowfin; concentration was greater between 1961 and 1966 than in the remaining years (Figure 25).

Such large changes in concentration necessarily distort the conception of actual abundance history based on the effort-weighted average. Gulland (1956) recommended generally that the geographic extent and temporal duration of the fishery be partitioned, abundance measures be computed for individual strata, and that these should be summed, weighting each by an appropriate factor for area. Because of variation in concentration, we concur with Griffiths (1960) that such a procedure would probably improve abundance indexing for this tuna fishery.

The general similarity of the plots for normalized ratios and concentration indices demonstrates that some of the discrepancy between the effort-weighted CPUE index and biomass index can be attributed to changes in concentration of the fleet on yellowfin. As concentration increases, the normalized ratio should increase because it has effort-weighted density measures in the numerator and area-weighted density measures in the denominator; the opposite should occur as concentration decreases.

To evaluate effort weighting as a source of the discrepancy between indices, we have compared the area-weighted CPUE for the first four months of each year for the historic area to the biomass index for the corresponding time and area. The area-weighted CPUE indices were used in calculation of the concentration indices earlier; they were the denominators corresponding to the effort-weighted averages in the numerators. As before, 1-degree area-month strata in which any effort was expended were the observational units. Unfished strata were assumed to contain yellowfin in abundance equal to the average across fished strata. General trends of normalized ratios between these area-weighted CPUE indices and the biomass indices (Figure 25; normalized ratio, area-weighted CPUE) are unaltered from those previously determined for the effort-weighted CPUE index. Range of variation of the ratios is smaller for the area-weighted case. Elimination of effort weighting as described produced slight improvement in agreement between the indexing approaches.

Finally, differences in treatment of unfished strata may contribute to disagreement in the biomass histories. The technical difficulty of estimating missing indices where no effort was expended is not as severe for our coarse strata as for the finer strata of the CPUE index. Fewer such missing indices occur for our coarse strata, and use of the linear model for their estimation was possible. Such an approach to missing values is probably impractical for the finer stratification of the CPUE index. However, the coarse stratification misses geographic variation detectable by the finer stratification of the CPUE method.

An objective quantitative criterion of choosing between indexing approaches is unknown to us. The judgment must be based on the discussed qualitative differences between the procedures. Fortunately the histories indicated by the

two methods are in reasonable agreement. Caution is recommended if management decisions are sensitive to the indexing approach adopted when differences between histories from the methods occur.

Skipjack

Skipjack, unlike yellowfin, do not spend their entire lives in the eastern Pacific Ocean. Spawning occurs in the central Pacific, and some of the young fish migrate to the eastern Pacific. After a sojourn of a few months in the eastern Pacific the fish, still immature, return to the central Pacific, where they eventually spawn. Fluctuations in total numbers entering the eastern Pacific are currently considered to be determined by natural factors rather than the intensity of the fishery. Of course, the rate of removal by the fishery influences the average abundance of skipjack in the eastern Pacific in the following sense—for two equal-sized populations which migrate to the eastern Pacific with equal rates of movement, the populations exploited at a higher rate will have a lower average abundance. Further, if the rates of movement differ and the two populations are exploited at the same rate, the average abundance of the population with the faster rate of passage through the eastern Pacific will be lower. Therefore, average abundance need not reflect size of migrant populations of skipjack in the eastern Pacific. These thoughts should be kept in mind when viewing our results of indexing skipjack presented now.

Annual averages, by 5-degree areas, of the monthly biomass indices for skipjack based on data for class-3, -4, -5, and -6 vessels were calculated for three regions of the historic fishing area (Table 15). In the northern and southern areas skipjack are more abundant than in the central area (Joseph and Calkins, 1969). No effort was expended in seven area-time strata designated by asterisks in the table; these were assigned values of 0 for calculation of the averages at the right side of the table. For 10 other strata the biomass indices were small negative values; these were changed to 0 in the table.

Annual averages for 5-degree areas of the northern and southern regions are shown graphically (Figures 26 and 27).

The area-weighted annual biomass indices from data of class-3, -4, -5, and -6 vessels for the northern and southern regions (Table 15, last column) are illustrated with corresponding indices based on class-4, -5, and -6 vessels, and for class-5 and -6 vessels only (Figure 28). Omission of the data for class-3 and -4 vessels has a greater impact on the biomass indices for the northern region than on those for the southern region. In the south substantial differences among the indices appear only for 1960. In the north, data for class-4 vessels appears critical for 1962-1966 and 1972. No relationship between biomass indices for the two regions is obvious.

The data for the southern region are dominated by the 5-degree area which includes the Gulf of Guayaquil, 2-05-080. The annual catches for this area typically equal or exceed those for the other areas of the southern region combined. The time series for the area-weighted biomass indices for this area (Figure 27) suggests a general decline, with interruptions in 1963 and 1967. Large catches were taken in this area in 1963, 1967 and 1971. Average annual

biomass indicated by the biomass index in 1971 was low, although the catch was high. In 1971 an intense fishery developed in the first quarter in the Gulf of Guayaquil; nearly the entire catch for the year was taken by the end of the quarter. Thereafter, catches as well as biomass indices declined to low levels for the remainder of the year. In most other years, catches were greatest during the second and third quarters, and the fishery was more extended in time.

The time series for the area-weighted biomass indices of the other 5-degree areas of the southern region differ from that of 2-05-080.

In the northern region the area-weighted biomass indices appear to have increased during 1961-1964, and thereafter fluctuated at a lower level.

SUMMARY

Efficacy of the tuna fleet of the eastern Pacific has increased in several respects between 1960 and 1971: (1) increased searching ability by class-6 vessels and, to a lesser extent, class-3 vessels due to increased cruising speed; (2) an increase in probability of capturing sighted schools, particularly porpoise-associated fish, for all vessel classes; (3) shorter time required by all size classes to bring the large catches on board; and (4) a trend over the years of the study for class-6 vessels to capture increased proportions of schools set upon successfully in relation to other size classes.

A mathematical representation of purse-seine fishing was developed which decomposes the fishing activities of a vessel during a fishing day into searching and setting operations. Expected changes in fishing success brought about by changes in efficiency of the vessels in the searching and setting operations can be predicted by the model. Further, the model allows us to adjust catch per fishing day to a population biomass index uninfluenced by the efficiency changes of which we are aware.

Adjustment of catch rates was accomplished by application of the purse-seine model to the fishing information of a 5-degree area-month stratum to compute a biomass index which was independent of the efficiency of the vessel. Strata for which information was sufficient to use the model directly constituted substantial samples of the total annual number of such strata in which fishing occurred. Such corrected biomass indices were related to the unadjusted catch per day of each size class in each year by regression methods. Using these derived relationships, we were then able to adjust all of the observed catch per day information by 5-degree area-month strata to the corrected biomass index.

Having performed the preceding computations, we examined the biomass indices over historic regions of the fishery for yellowfin and skipjack tunas during the period from 1960 to 1972. Abundance histories were calculated repeatedly, using information from purse seiners of size classes 3, 4, 5, and 6, next 4, 5, and 6, and finally only 5 and 6. Purpose of omission of smaller size classes from the analysis was the determination of consequences of suspected violations of assumptions required such that adjusted catch rates of different vessel classes were comparable. Biomass histories generated by use of information from the size class combinations were in good agreement, particularly for yellowfin. Average annual population biomass of yellowfin was greatest in

1960, declined rapidly over the next two years, and remained at a low level until it began to recover around 1966. It reached a maximum in 1968 and declined thereafter until 1971.

Yellowfin biomass indices of this study and catch per day indices historically used by IATTC were compared for 1960-1972 in a chosen region of the eastern Pacific. The two series are in reasonable agreement, although differences in the histories were evident. Possible sources for discrepancies are described in order to evaluate qualitatively the alternate indexing procedures.

Skipjack abundance was indexed in three subareas. In the northern area, average abundance appeared to increase during the early part of the series of years, and thereafter fluctuated at a generally lower level. In the southern region, skipjack seemed to show general decline in average annual biomass over the series, interrupted by major increases in 1963 and 1967. The central region had low abundance of skipjack in all years. Magnitude of skipjack migrations from the central to the eastern Pacific is currently considered independent of the level of exploitation.

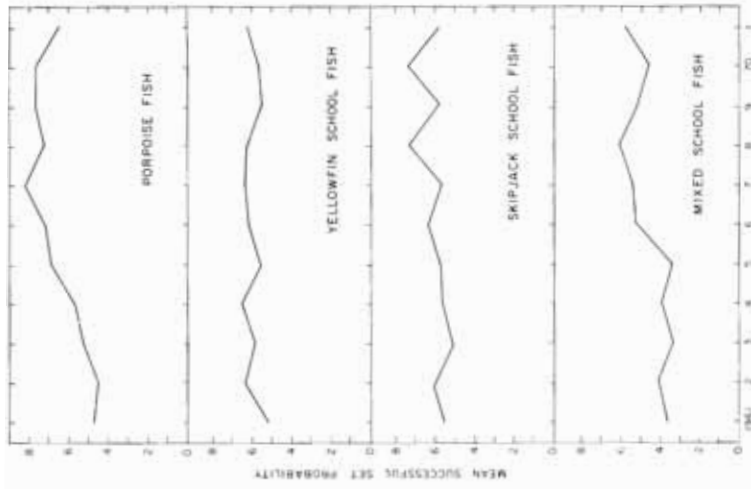


FIGURE 2. Mean estimated successful set probabilities by school type and year. (Annual means are connected by lines.)

FIGURA 2. Estimación de la media de probabilidades de caladas positivas por tipo de cardumen y año. (Los promedios anuales son conectados por medio de líneas.)

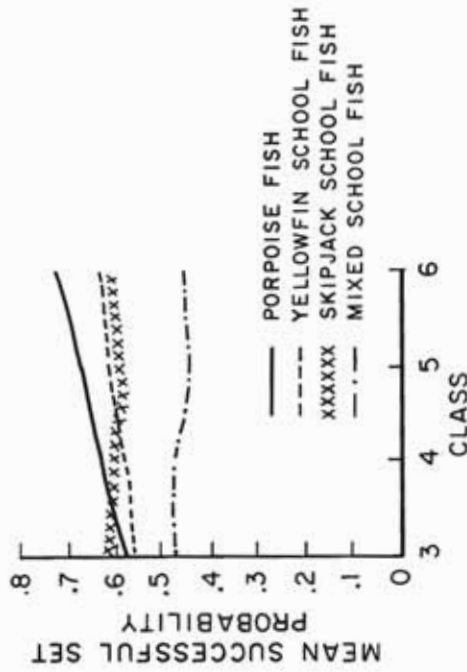


FIGURE 1. Mean estimated successful set probabilities by school type and size class. (Class means are connected by lines.)

FIGURA 1. Estimación de la media de probabilidades de caladas positivas por tipo de cardumen y clase de arqueo. (Los promedios de las clases son conectados por medio de líneas.)

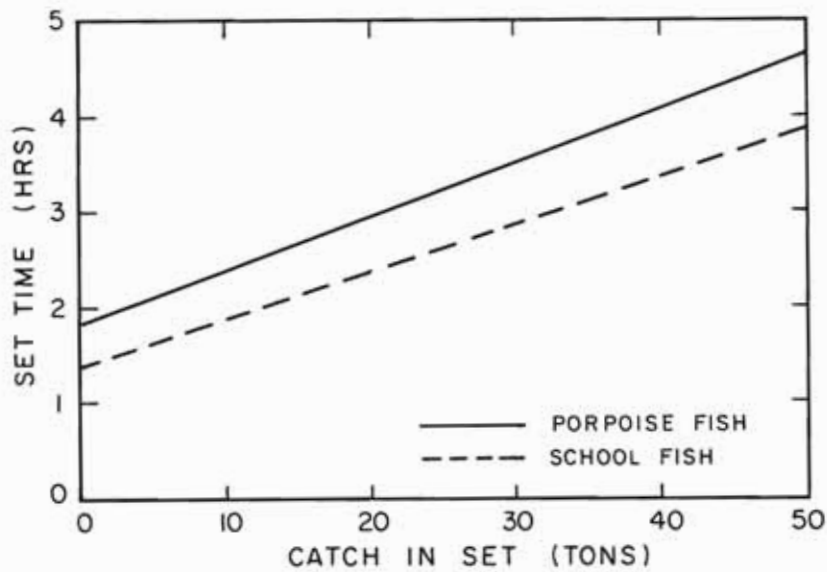


FIGURE 3. Estimated regression lines of set time and catch by school type, ignoring year and size class.

FIGURA 3. Líneas estimadas de regresión del tiempo de la calada y captura por tipo de cardumen, prescindiendo del año y de la clase de arqueo.

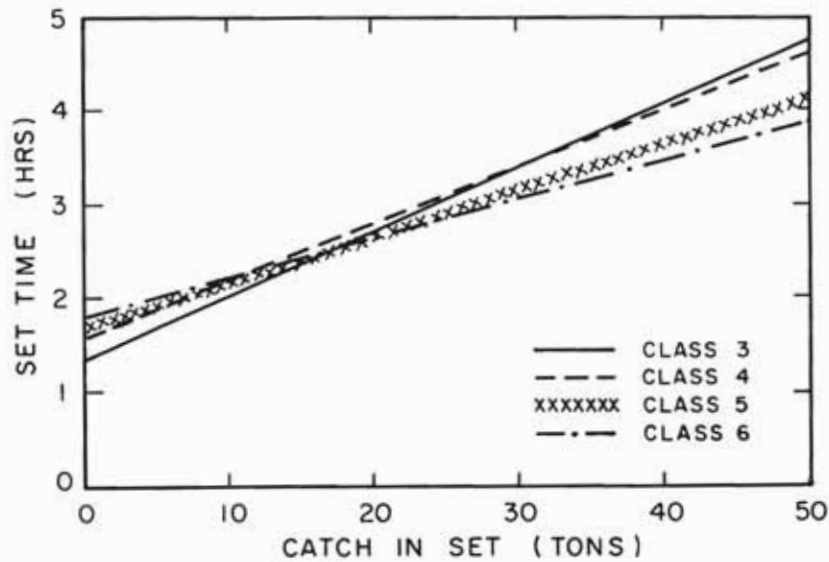


FIGURE 4. Estimated regression lines of set time and catch by size class, ignoring year and school type.

FIGURA 4. Líneas estimadas de regresión del tiempo de la calada por clase de arqueo, prescindiendo del año y del tipo de cardumen.

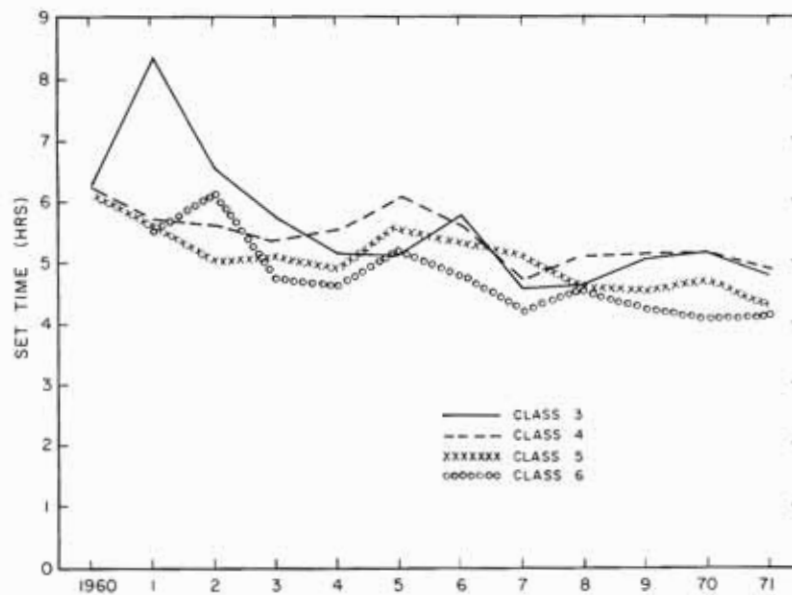


FIGURE 5. Estimated time in set for 50-ton sets on porpoise schools, 1960-1971, for each size class. (Annual values are connected by lines.)

FIGURA 5. Tiempo estimado de la calada respecto a caladas de 50 toneladas en cardúmenes asociados con delfines, 1960-1971, correspondiente a cada clase de arqueo. (Los valores anuales son conectados por medio de líneas.)

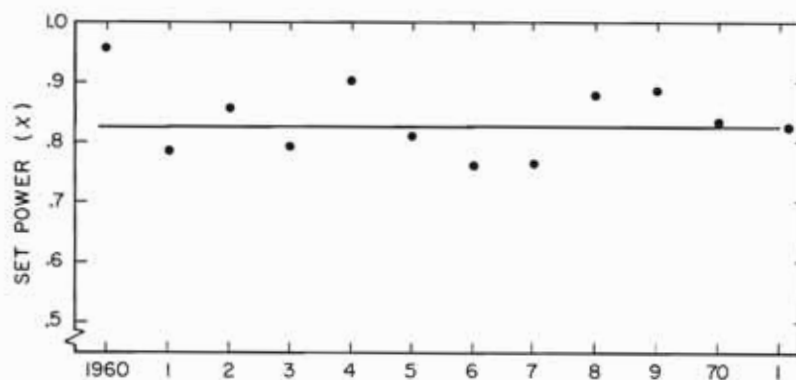


FIGURE 6. Set power estimates for porpoise fish for class-3 vessels, 1960-1971, with fitted polynomial.

FIGURA 6. Estimación de la eficacia de las caladas en peces asociados con delfines correspondiente a la clase 3 de arqueo, 1960-1971, con polinomios ajustados.

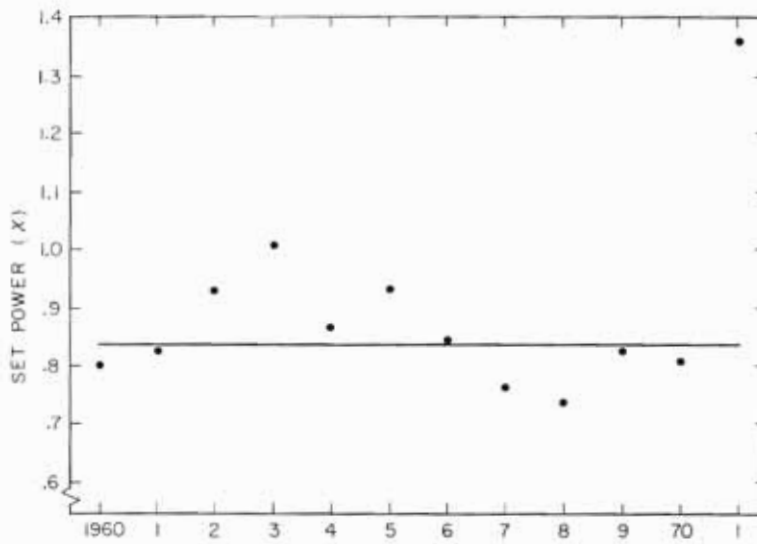


FIGURE 7. Set power estimates for porpoise fish for class-4 vessels, 1960-1971, with fitted polynomial.

FIGURA 7. Estimación de la eficacia de las caladas en peces asociados con delfines correspondiente a la clase 4 de arqueo, 1960-1971, con polinomios ajustados.

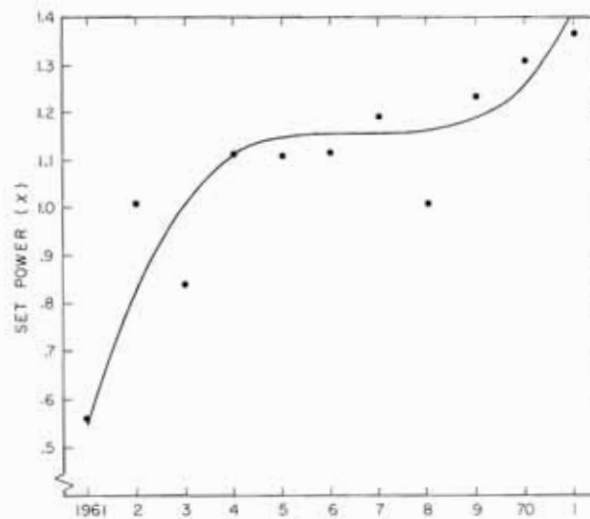


FIGURE 8. Set power estimates for porpoise fish for class-6 vessels, 1961-1971, with fitted polynomial.

FIGURA 8. Estimación de la eficacia de las caladas en peces asociados con delfines, correspondiente a la clase 6 de arqueo, 1961-1971, con polinomios ajustados.

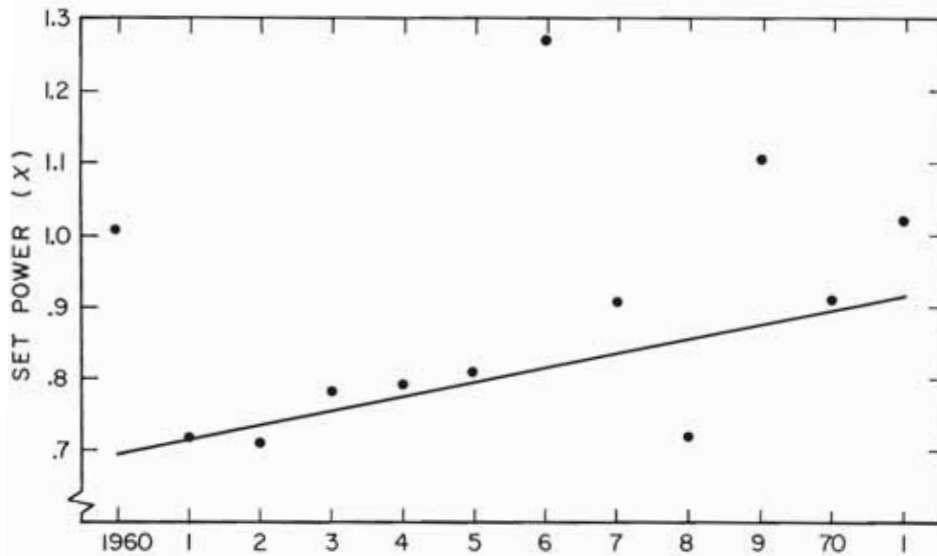


FIGURE 9. Set power estimates for school fish for class-3 vessels, 1960-1971, with fitted polynomial.

FIGURA 9. Estimación de la eficacia de las caladas en cardúmenes de peces, correspondiente a la clase 3 de arqueo, 1960-1971, con polinomios ajustados.

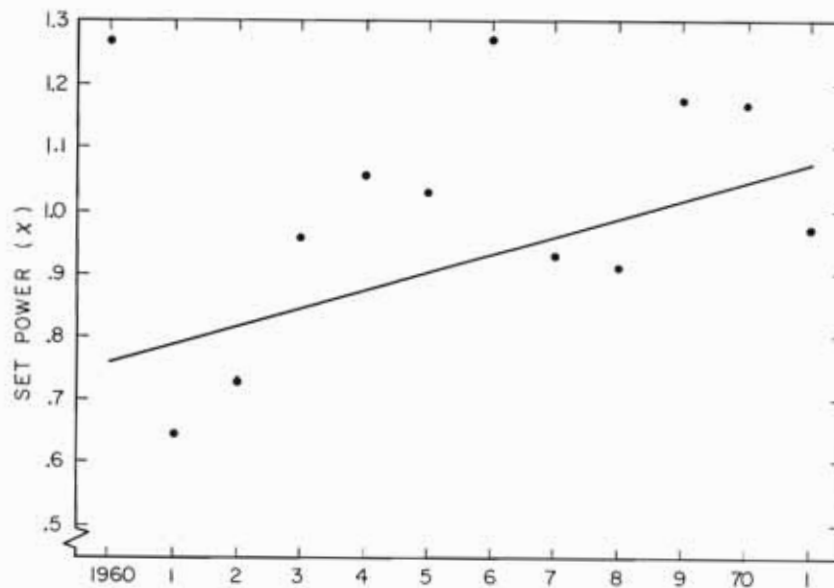


FIGURE 10. Set power estimates for school fish for class-4 vessels, 1960-1971, with fitted polynomial.

FIGURA 10. Estimación de la eficacia de las caladas en cardúmenes de peces, correspondiente a la clase 4 de arqueo, 1960-1971, con polinomios ajustados.

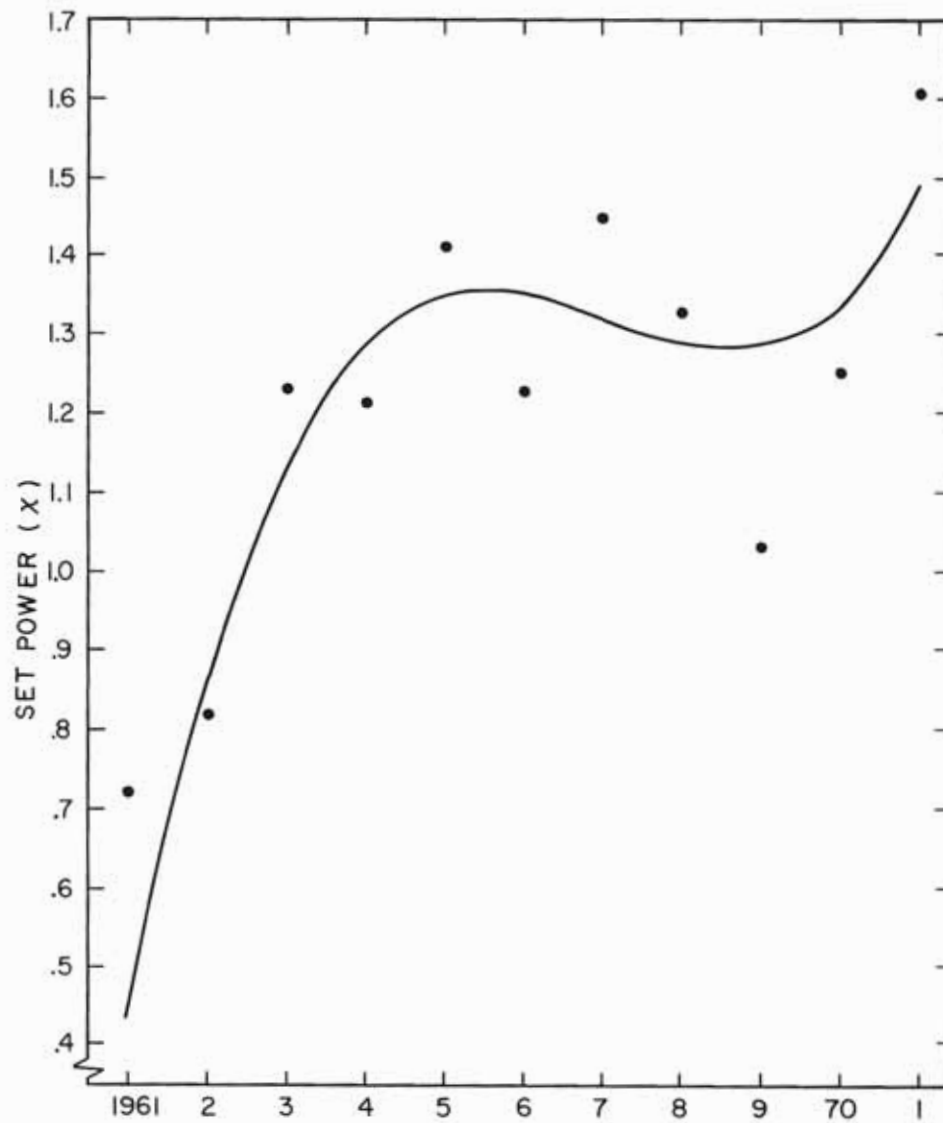


FIGURE 11. Set power estimates for school fish for class-6 vessels, 1961-1971, with fitted polynomial.

FIGURA 11. Estimación de la eficacia de las caladas en cardúmenes de peces, correspondiente a la clase 6 de arqueo, 1961-1971, con polinomios ajustados.

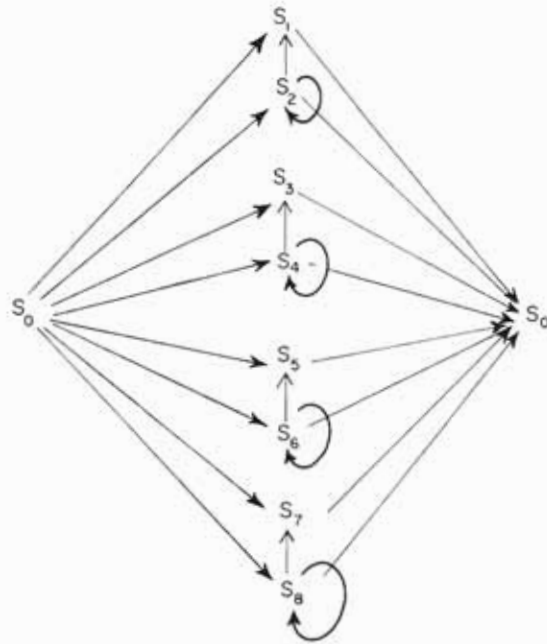


FIGURE 12. Schematic representation of the purse-seining process. S_0 is the search state; S_1 is the state of being in a successful set on tuna associated with a porpoise pod and S_2 is the state of being in an unsuccessful set on tuna associated with a porpoise pod; S_3 and S_4 are the states of being in a successful or unsuccessful set, respectively, on yellowfin, either free-swimming or associated with debris; S_5 and S_6 are the states of being in a successful or unsuccessful set, respectively, on skipjack, either free-swimming or associated with debris; S_7 and S_8 are the states of being in a successful or unsuccessful set, respectively, on a mixed yellowfin and skipjack school, either free-swimming or associated with debris. Possible transitions are indicated by arrows.

FIGURA 12. Representación esquemática del proceso cerquero. S_0 es la etapa de búsqueda; S_1 es la etapa de realizar una calada positiva en atunes asociados con una manada de delfines y S_2 es la etapa en la que se realiza una calada negativa en atunes asociados con una manada de delfines; S_3 y S_4 son las etapas en las que se realizan caladas positivas o negativas, respectivamente, en aletas amarilla que nadan libremente o asociados con escombros; S_5 y S_6 son las etapas en las que se realizan caladas positivas o negativas, respectivamente, tanto en barriletes que nadan libremente o que se encuentran mezclados con escombros; S_7 y S_8 son las etapas en las que se realizan caladas positivas o negativas, respectivamente, en cardúmenes mezclados de aleta amarilla y barrilete, ya sea que nadan libremente o asociados con escombros. Las transiciones probables se encuentran indicadas mediante flechas.

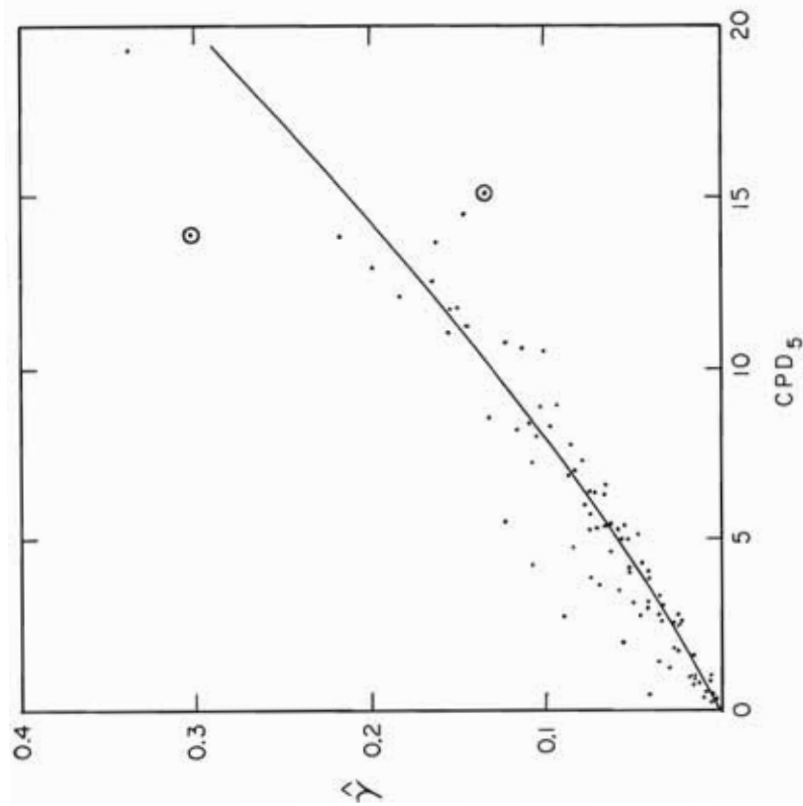


FIGURE 13. ($\hat{\gamma}$, CPD) pairs and estimated relationship for yellowfin in 1965 for class-5 vessels. Outliers from fitted relationship are circled.

FIGURA 13. ($\hat{\gamma}$, CPD) pares y relación estimada del aleta amarilla en 1965, correspondiente a la clase 5 de arqueo. Los que se encuentran fuera de la relación ajustada se hallan circundados.

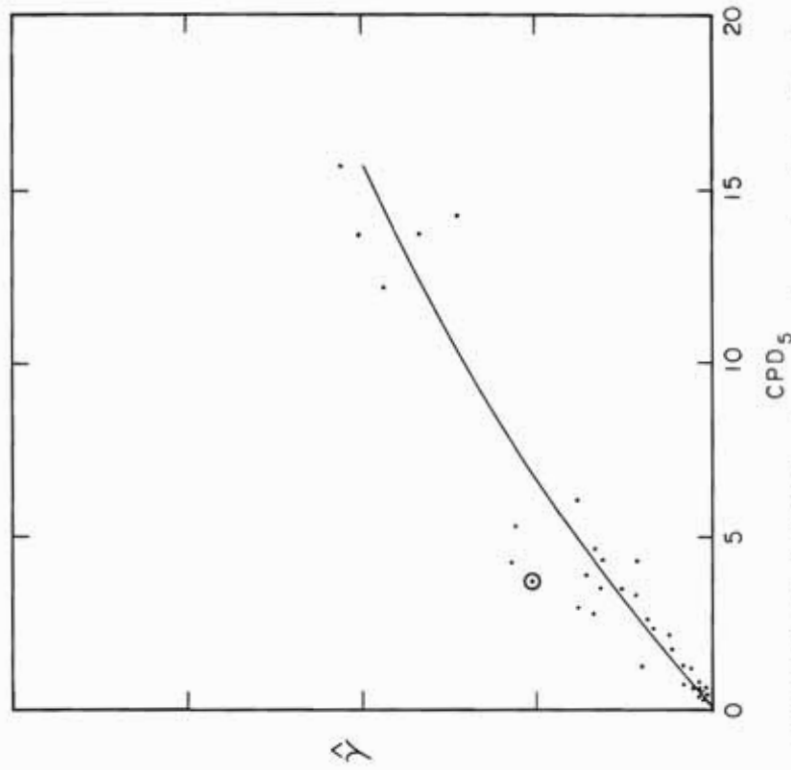


FIGURE 14. ($\hat{\gamma}$, CPD) pairs and estimated relationship for skipjack in 1965 for class-5 vessels. Outliers from fitted relationship are circled.

FIGURA 14. ($\hat{\gamma}$, CPD) pares y la relación estimada del barrilete en 1965, correspondiente a la clase 5 de arqueo. Los que se encuentran fuera de la relación ajustada se hallan circundados.

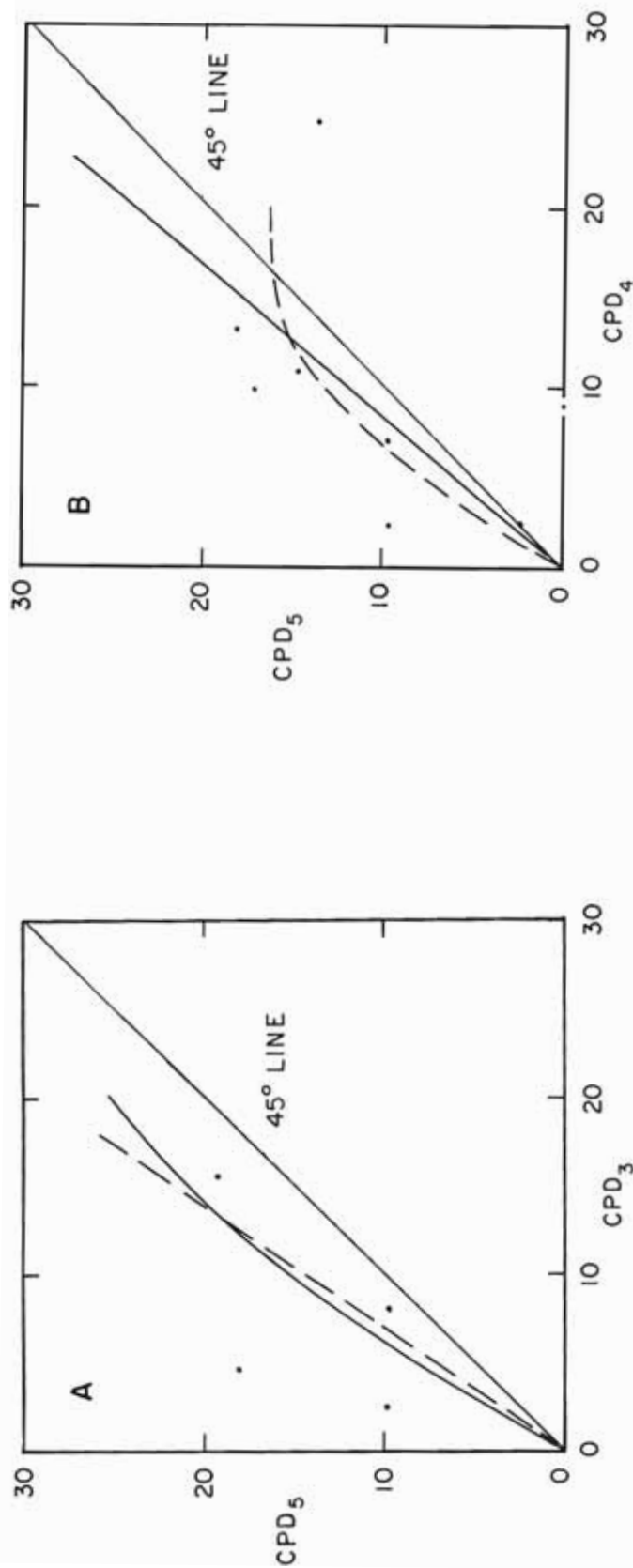


FIGURE 15. Paired CPD values for yellowfin in 5-degree area and month strata included in our 1960 ($\hat{\gamma}$, CPD) samples in which class-5 vessels fished with class-3 (A) and class-4 (B) vessels. The derived relationship, equation (42), is shown by the solid line and the least-squares relationship by the dashed line.

FIGURA 15. Valores pares de la CPD del aleta amarilla en estratos de área de 5 grados y mes incluidos en nuestras muestras ($\hat{\gamma}$, CPD) de 1960, en las que la clase de arqueo 5 pescó con la clase 3 (A) y la clase 4 (B) de arqueo. La relación derivada, ecuación (42), se indica mediante una línea sólida y la relación de los mínimos cuadrados por una línea a puntos.

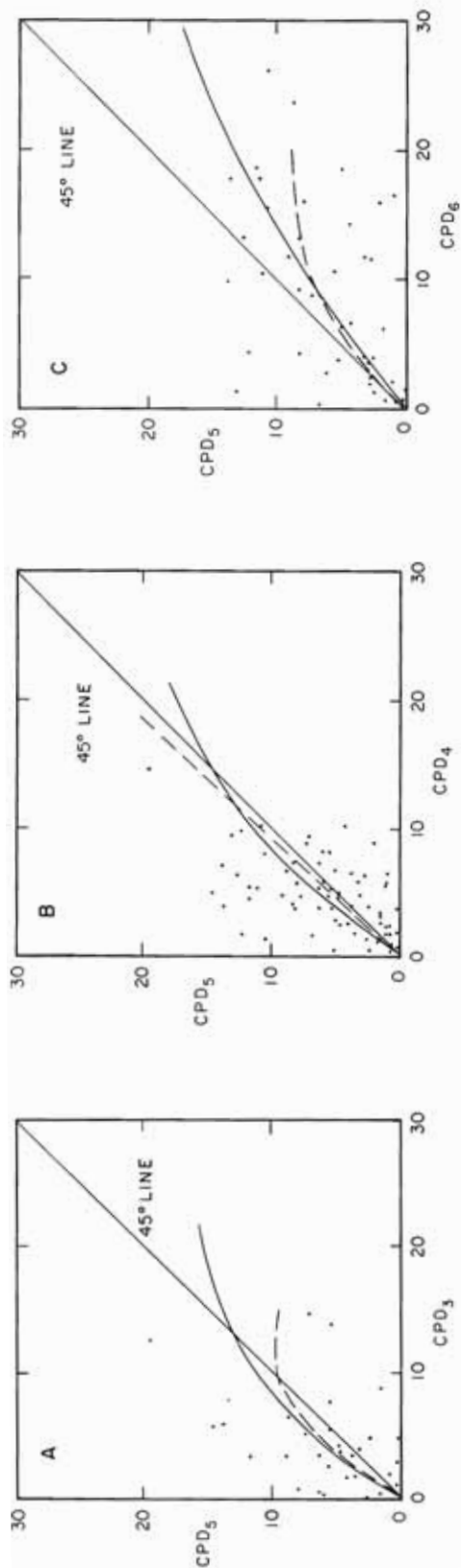


FIGURE 16. Paired CPD values for yellowfin in 5-degree area and month strata included in our 1965 (\hat{y} , CPD) samples in which class-5 vessels fished with class-3 (A), class-4 (B), and class-6 (C) vessels. The derived relationship, equation (42), is shown by the solid line and the least-squares relationship by the dashed line.

FIGURA 16. Valores pares de la CPD del aleta amarilla en estratos de área de 5 grados y mes, incluidos en nuestras muestras (\hat{y} , CPD) de 1965, en las que la clase 5 de arqueo pescó con la clase 3 (A), clase 4 (B) y la clase 6 (C) de arqueo. La relación derivada, ecuación (42), se indica por una línea sólida y la relación de los mínimos cuadrados por una línea a puntos.

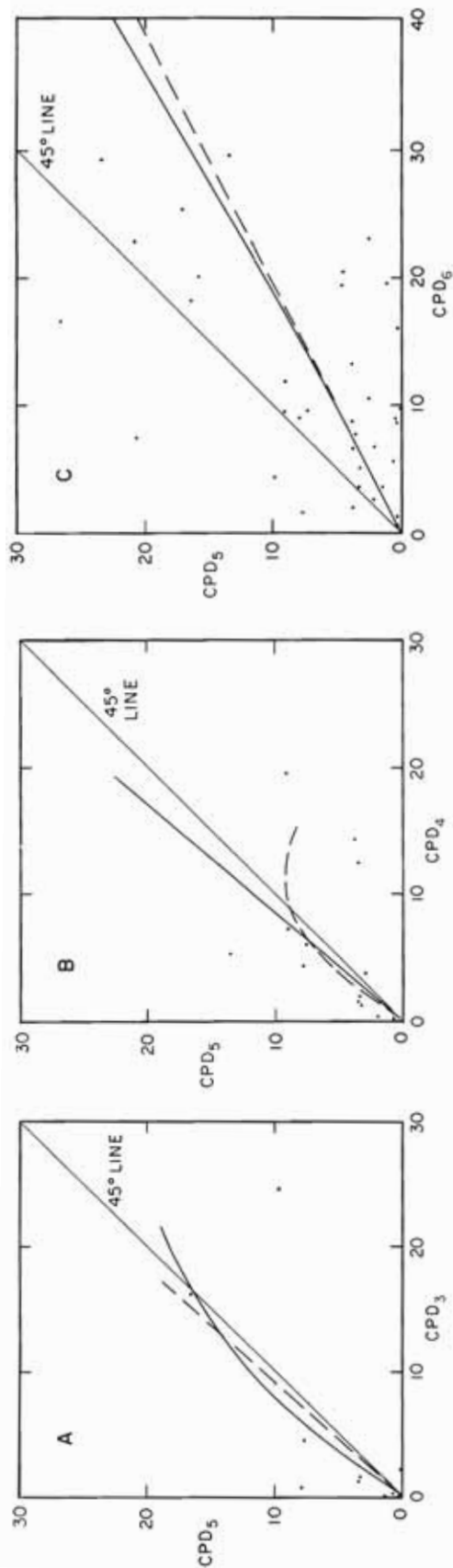


FIGURE 17. Paired CPD values for yellowfin in 5-degree area and month strata included in our 1971 (\hat{y} , CPD) samples in which class-5 vessels fished with class-3 (A), class-4 (B), and class-6 (C) vessels. The derived relationship, equation (42), is shown by the solid line and the least-squares relationship by the dashed line.

FIGURA 17. Valores pares de la CPD del aleta amarilla en estratos de área de 5 grados y mes incluidos en nuestras muestras (\hat{y} , CPD) de 1971, en las que la clase 5 de arqueo pescó con la clase 3 (A), clase 4 (B) y la clase 6 (C) de arqueo. La relación derivada, ecuación (42), se indica mediante una línea sólida y la relación de los mínimos cuadrados por una línea a puntos.

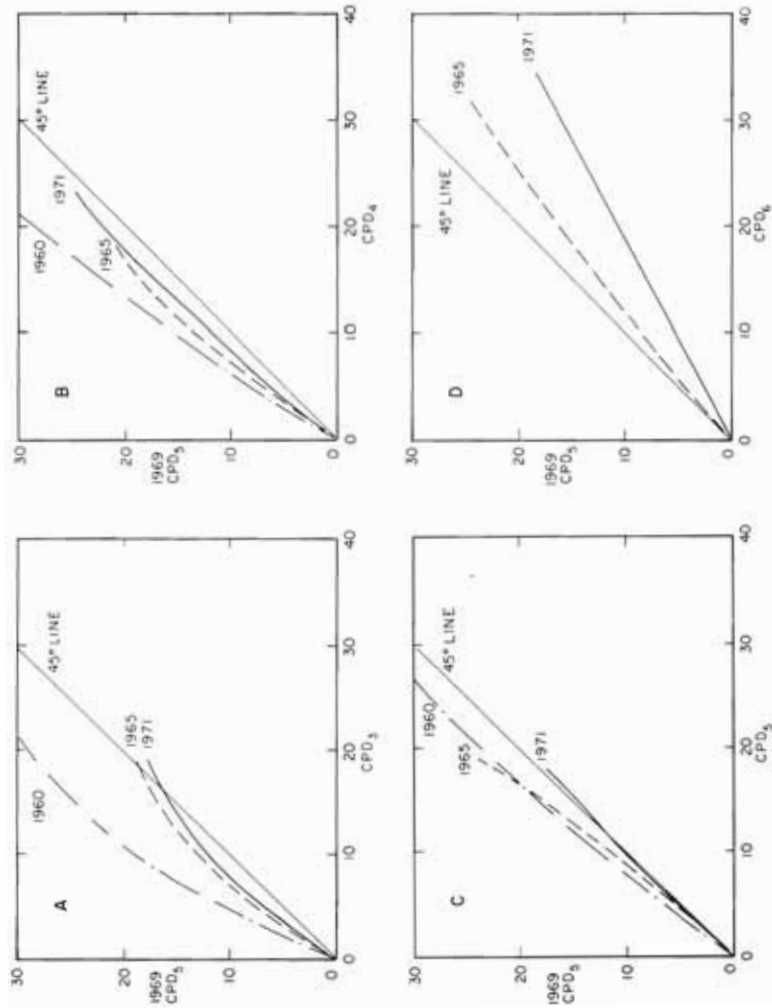


FIGURE 18. Interannual (CPD_{i-1} , CPD_i) relationships for yellowfin for 1960, 1965, and 1971 for class-3 (A), class-4 (B), class-5 (C), and class-6 (D) vessels. Class 5 in 1969 was chosen as the standard.

FIGURA 18. La relación interanual (CPD_{i-1} , CPD_i) del aleta amarilla en 1960, 1965 y 1971, de los barcos de la clase 3 (A), clase 4 (B), clase 5 (C) y clase 6 (D) de arqueo. En 1969, se escogió la clase 5 como la normal.

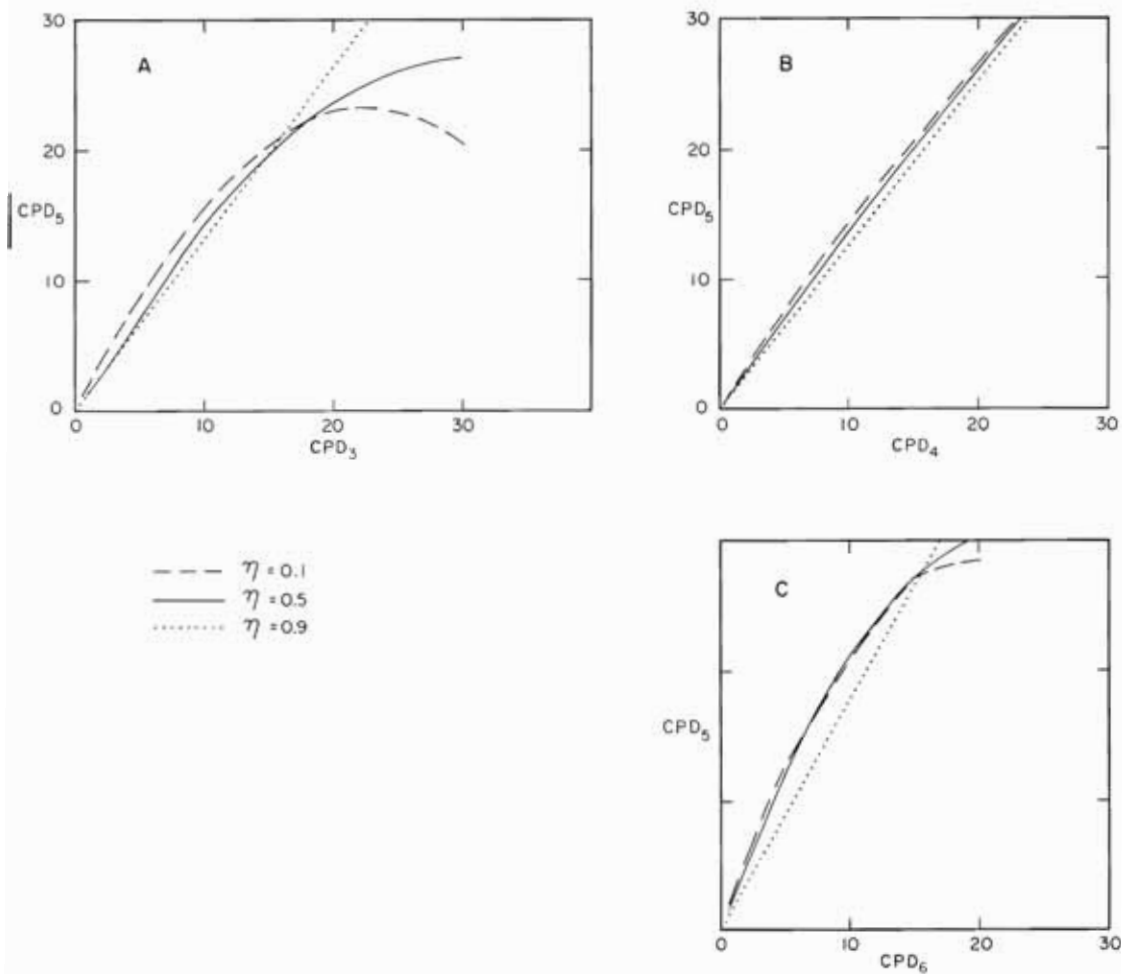


FIGURE 19. Intra-annual (CPD_5 , CPD_i) relationships for yellowfin in 1961 for three choices of recovery probability for class-3 (A), class-4 (B), and class-6 (C) vessels.

FIGURA 19. La relación intraanual (CPD_5 , CPD_i) del aleta amarilla en 1961, correspondiente a tres selecciones de probabilidades de recobro de los barcos de la clase 3 (A), clase 4 (B) y clase 6 (C) de arqueo.

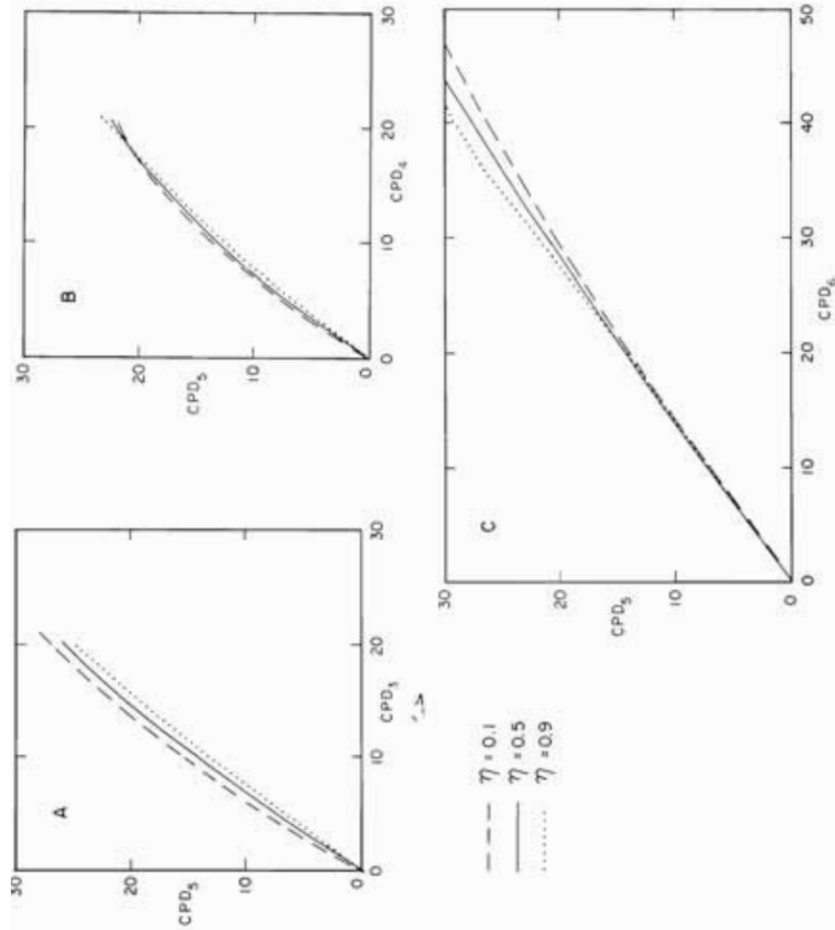


FIGURE 20. Intra-annual (CPD_s, CPD_i) relationships for yellowfin in 1969 for three choices of recovery probability for class-3 (A), class-4 (B), and class-6 (C) vessels.

FIGURA 20. Relación intraanual (CPD_s, CPD_i) del aleta amarilla en 1969, correspondiente a tres selecciones de probabilidades de recobro de los barcos de la clase 3 (A), clase 4 (B) y la clase 6 (C) de arqueo.

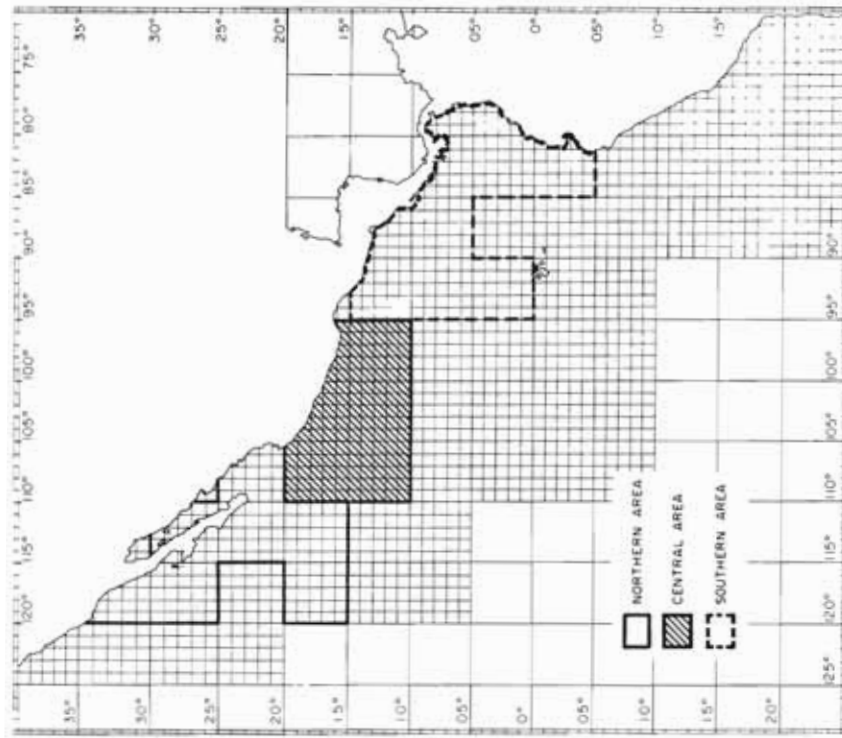


FIGURE 22. Historic skipjack fishing region.

FIGURA 22. Región histórica de pesca del barrilete.

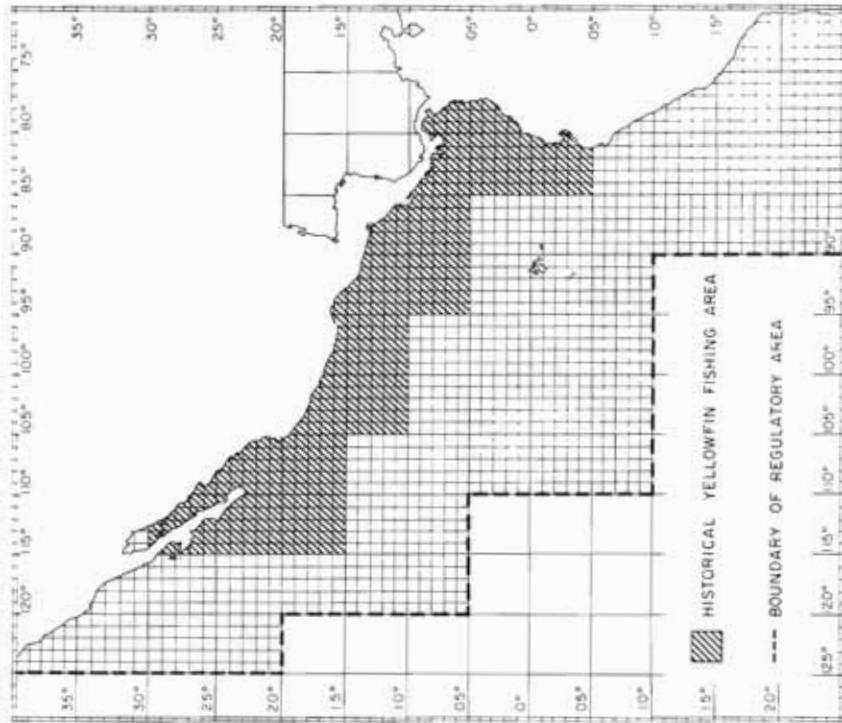


FIGURE 21. Historic yellowfin fishing region.

FIGURA 21. Región histórica de pesca del aleta amarilla.

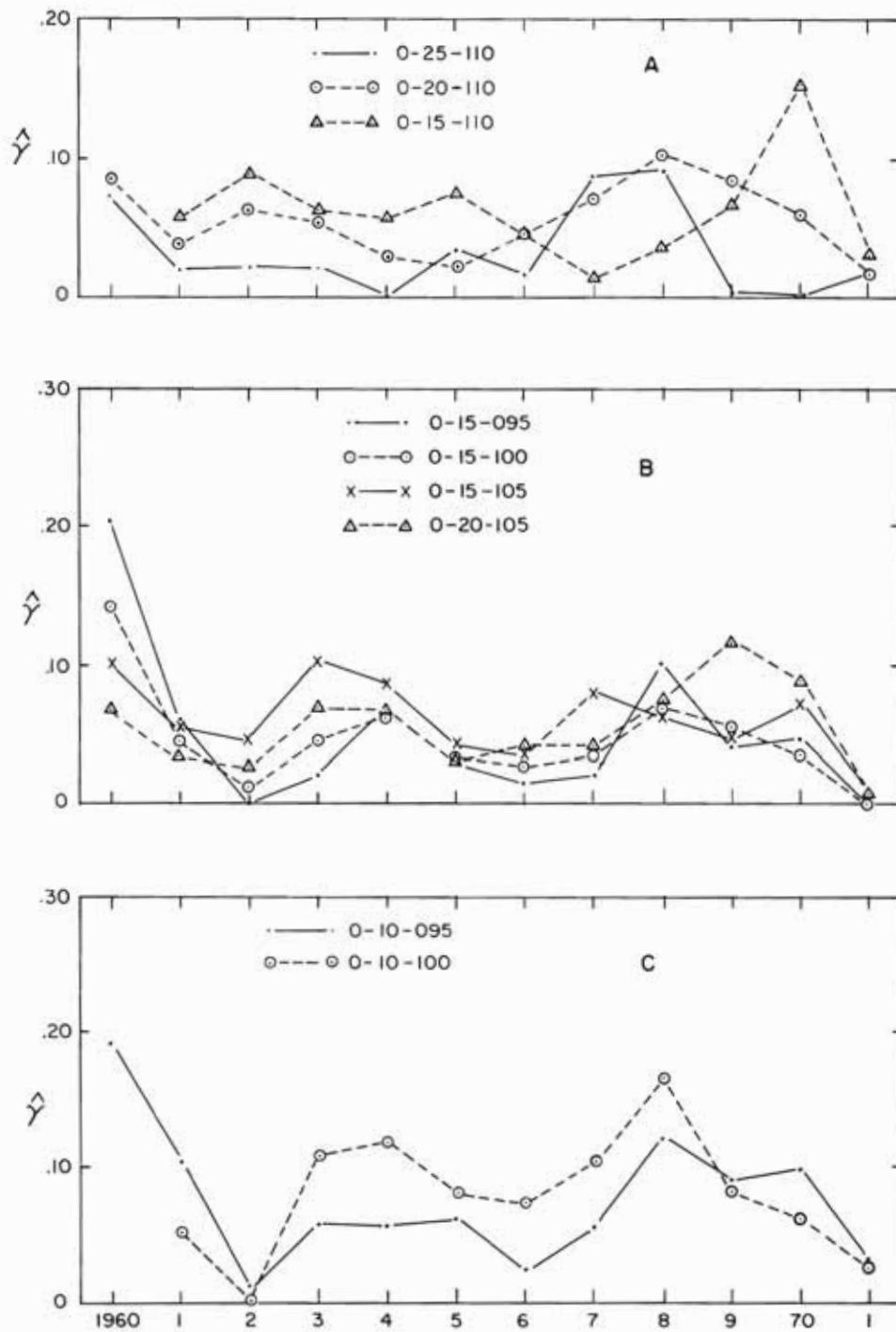


FIGURE 23. Annual biomass indices for yellowfin by 5-degree area in the historic fishing region, 1960-1971, based on information from vessel classes 3, 4, 5, and 6.

FIGURA 23. Indices anuales de la biomasa del aleta amarilla por área de 5 grados, en la región histórica de pesca, 1960-1971, basados en la información de barcos de la clase 3, 4, 5 y 6.

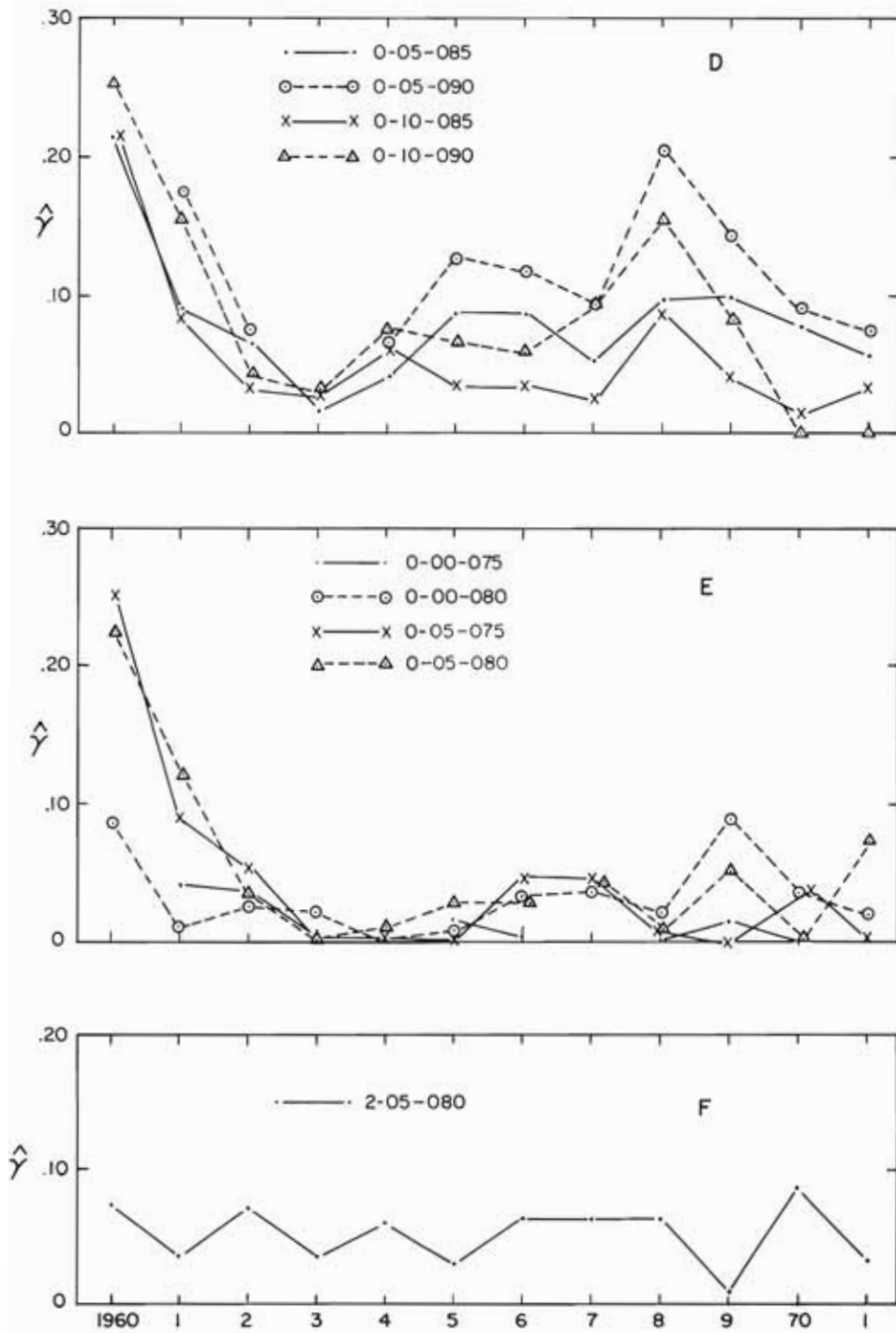


FIGURE 23 continued

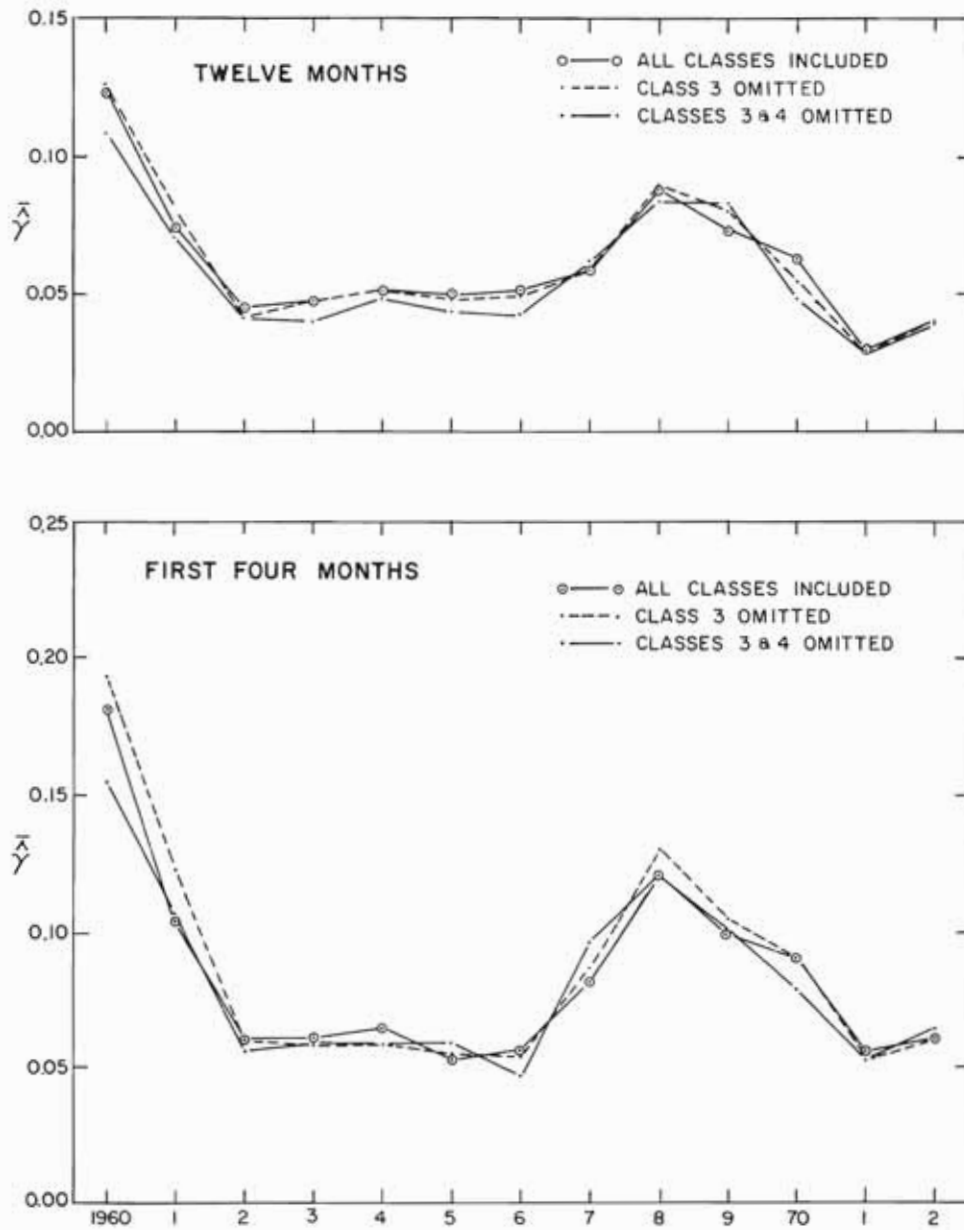


FIGURE 24. Annual biomass indices for yellowfin in the historic fishing region, 1960-1972, using information from vessel classes 3, 4, 5, and 6, 4, 5, and 6, and 5 and 6 only.

FIGURA 24. Indices anuales de la biomasa del aleta amarilla en la región histórica de pesca, 1960-1972, usando información de barcos de las clases 3, 4, 5 y 6, 4, 5 y 6, y 5 y 6 solamente.

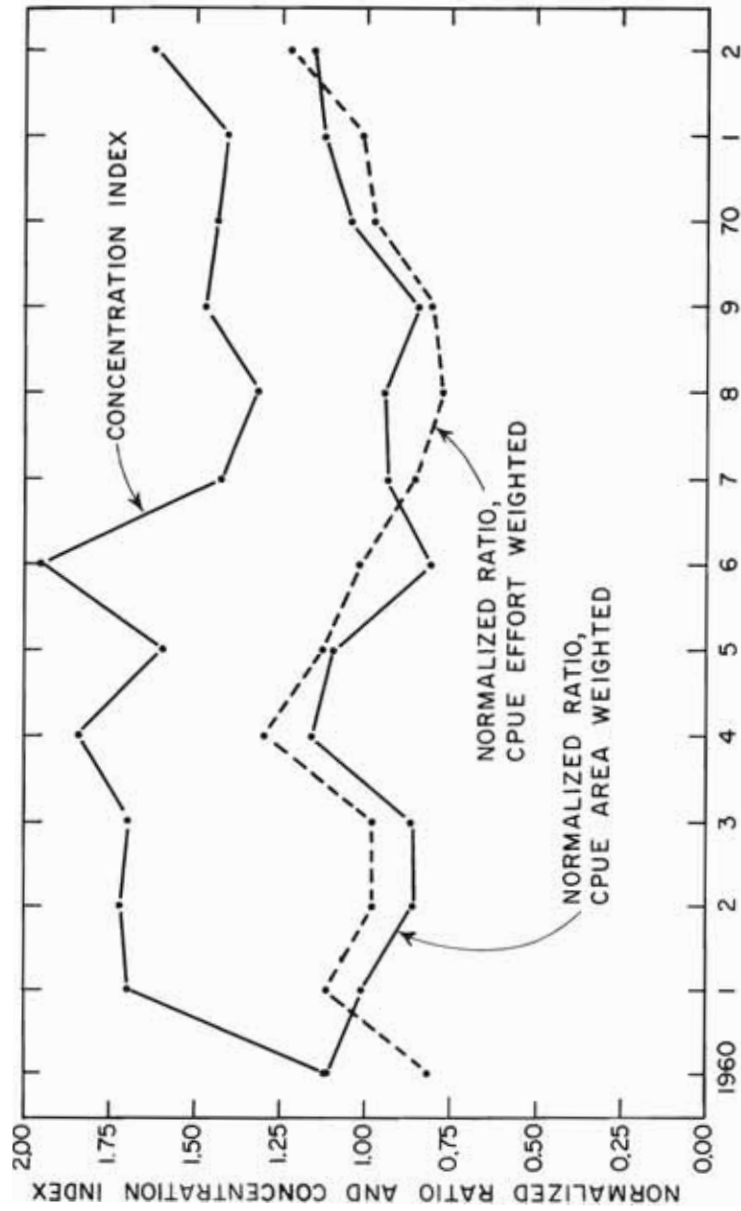


FIGURE 25. Yellowfin concentration indices and ratios of effort-weighted and area-weighted CPUE index to biomass index for the first four months of each year, 1960-1972.

FIGURA 25. Indices de concentración del aleta amarilla y razones ponderadas según el esfuerzo y el área del índice de la CPUE con relación al índice de la biomasa durante los cuatro primeros meses de cada año, 1960-1972.

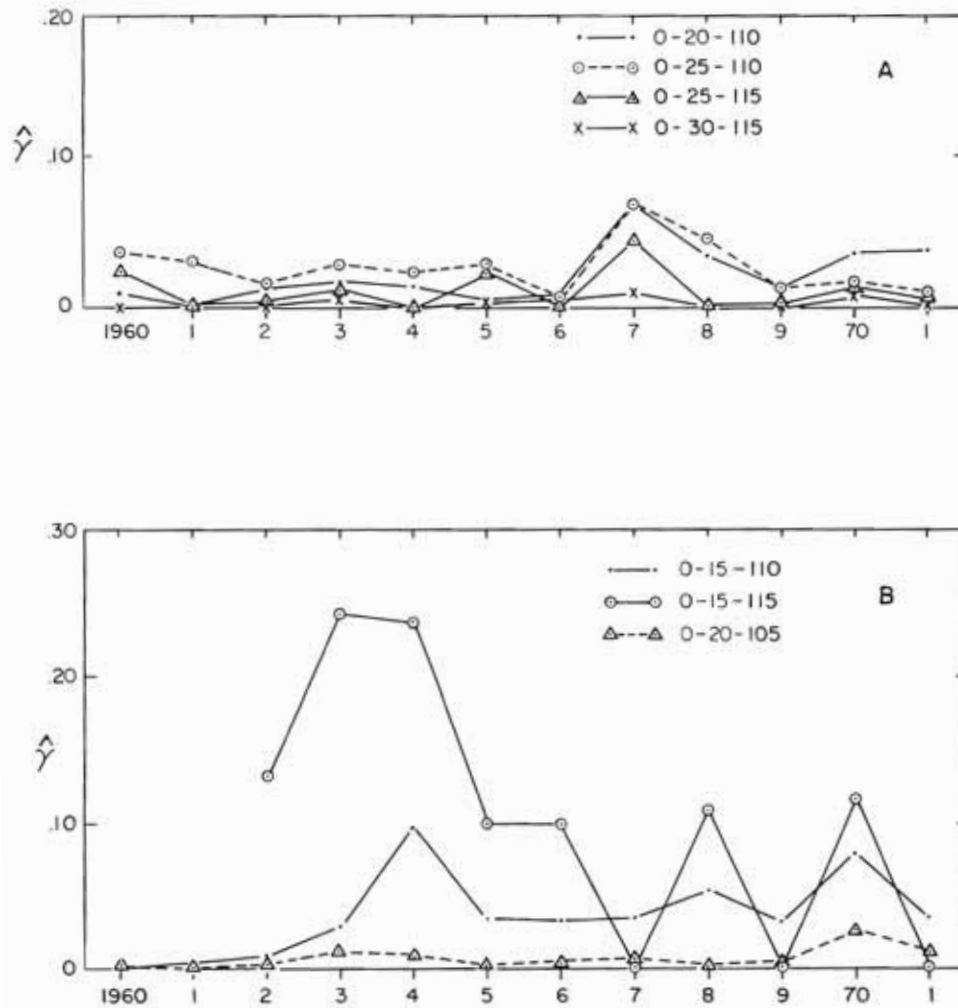


FIGURE 26. Annual biomass indices for skipjack by 5-degree area in the northern historic fishing region, 1960-1971, based on information for vessel classes 3, 4, 5, and 6.

FIGURA 26. Indices anuales de la biomasa del barrilete por área de 5 grados en la región histórica septentrional de pesca, 1960-1971, basados en la información de barcos de la clase 3, 4, 5 y 6.

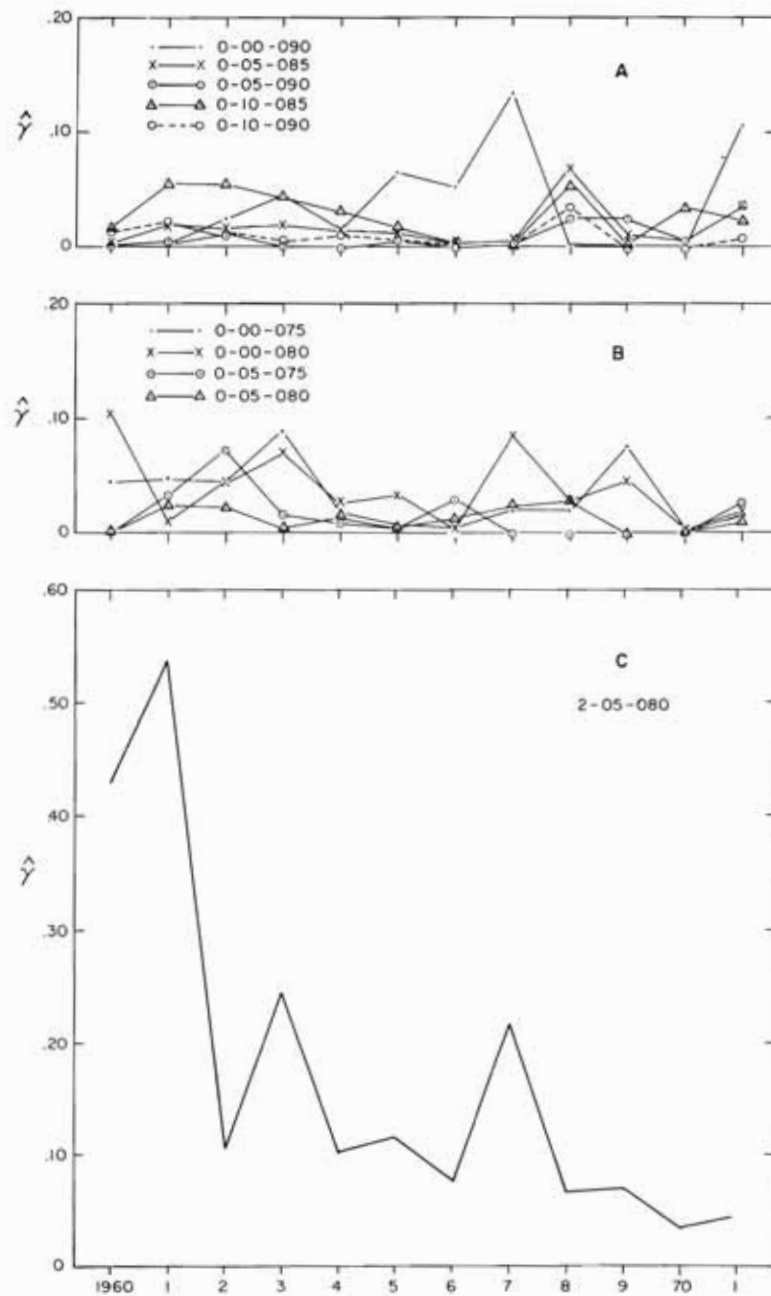


FIGURE 27. Annual biomass indices for skipjack by 5-degree area in the southern historic fishing region, 1960-1971, based on information from vessel classes 3, 4, 5, and 6.

FIGURA 27. Indices anuales de la biomasa del barrilete por área de 5 grados en la región histórica meridional de pesca, 1960-1971, basada en la información de barcos de la clase 3, 4, 5 y 6.

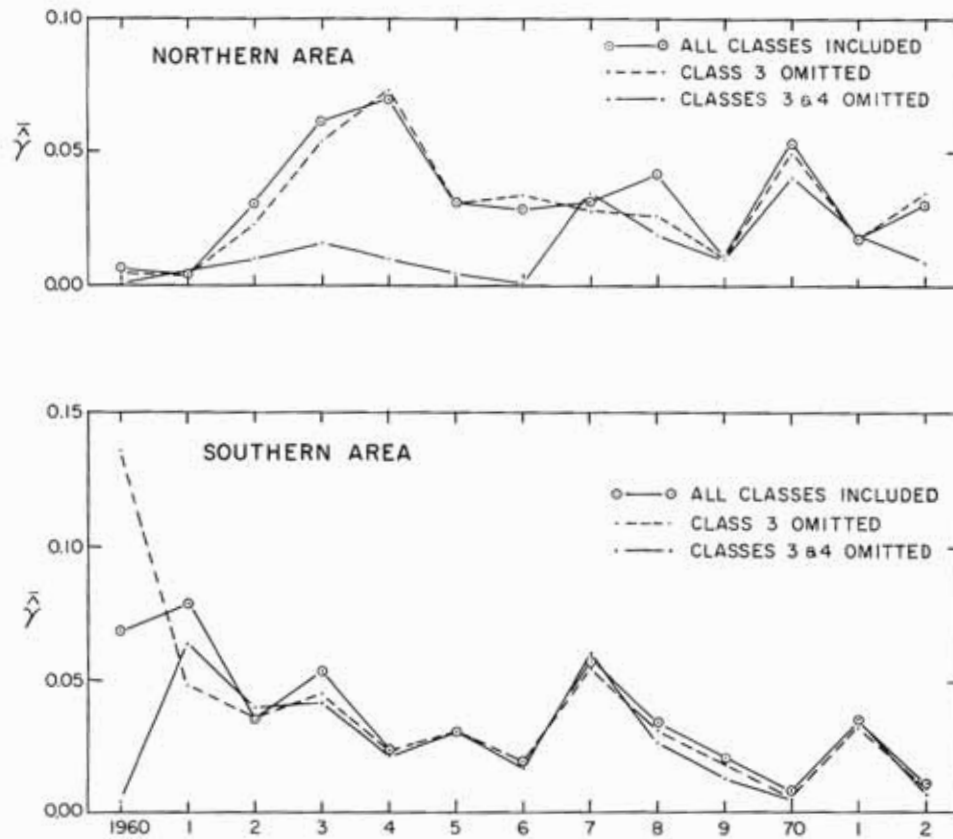


FIGURE 28. Annual biomass indices for skipjack in the historic fishing region, 1960-1972, using information from vessel classes 3, 4, 5, and 6, 4, 5, and 6, and 5 and 6 only.

FIGURA 28. Indices anuales de la biomasa del barrilete en la región histórica de pesca, 1960-1972, usando información de los barcos de las clases 3, 4, 5 y 6, 4, 5 y 6, y 5 y 6 solamente.

TABLE 1. Weighted average vessel speed (knots) by size class and year.
 TABLA 1. Promedios ponderados de la velocidad de los barcos (nudos) por clase de arqueo y año.

Size class Clase de arqueo	Year—Año											
	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971
3	8.85	9.05	9.04	9.29	9.24	9.21	9.26	9.35	9.30	9.31	9.29	9.38
4	9.84	9.82	9.76	9.72	9.73	9.72	9.59	9.60	9.67	9.65	9.65	9.60
5	10.46	10.55	10.60	10.57	10.58	10.58	10.48	10.46	10.42	10.43	10.34	10.22
6	10.00	11.50	11.22	11.98	11.96	11.44	11.92	12.06	12.41	12.70	12.84	12.62
Annual average Promedio anual	9.49	9.83	9.96	10.23	10.33	10.20	10.32	10.30	10.49	10.87	11.31	11.45

TABLE 2. Analysis of variance of estimated successful set probabilities by year, type of school, and size class of vessel.

TABLA 2. Análisis de variancia de la estimación de probabilidades de lances positivos por año, tipo de cardumen y clase de arqueo de los barcos.

Source—Fuente	df—gl	SS—SC	MS—MC	F
Years—años	10	.67049	.06705	20.07**
School types— tipos de cardumen	3	.86114	.28705	88.57**
Size classes—clases de arqueo	3	.03638	.01213	3.74*
Years x types— años x tipos	30	.61220	.02041	6.30**
Years x classes— años x clases	30	.10967	.00366	1.13 ^{NS}
Types x classes— tipos x clases	9	.09659	.01073	3.31**
Years x types x classes— años x tipos x clases	90	.36177	.00401	1.24 ^{NS}
Error	2,686	8.70533	.00324	

TABLE 3. Analysis of covariance of set times, 1961-1971.

TABLA 3. Análisis de covariancia del tiempo en las caladas, 1961-1971.

Source—Fuente	df—gl	SS—SC	MS—MC	F
Years—años	20	1,814	90.700	73**
School types— tipos de cardumen	2	1,836	918.000	738**
Size classes— clases de arqueo	6	2,403	400.500	322**
Error	24,394	30,340	1.244	
Total	24,422	36,393		

TABLE 4. Polynomial models relating set power and year by size class and type of school.

TABLA 4. Modelos polinomiales relacionando la eficacia de la calada y el año por clase de arqueo y tipo de cardumen.

Porpoise fish—Peces asociados con delfines

	3	$\rho = .82736$
Size class	4	$\rho = .84176$
Clase de arqueo	5	$\rho = 1.00000$
	6	$\rho = .16432 + .45859t - .06983t^2 + .00351t^3$

School fish—Peces en cardumenes

	3	$\rho = .67508 + .01997t$
Size class	4	$\rho = .72937 + .02945t$
Clase de arqueo	5	$\rho = 1.00000$
	6	$\rho = -.15912 + .70557t - .10547t^2 + .00500t^3$

TABLE 5. Weighted means and ranges of annual estimates of apparent encounter rates by size class and school type.

TABLA 5. Medias ponderadas y distribución de las estimaciones anuales de los índices aparentes de coincidencia por clase de arqueo y tipo de cardumen.

School type Tipo de cardumen	Size class—Clase de arqueo		
	3	4	6
Porpoise schools	1.03	.94	.90
Peces asociados con delfines	.75-1.88	.75-1.35	.64-1.33
Yellowfin school fish	1.03	1.10	.83
Cardumen de aleta amarilla	.64-1.99	.87-1.90	.59-2.27
Skipjack school fish	1.18	.88	.73
Cardumen de barrilete	.82-3.04	.60-1.91	.41-1.59
Mixed school fish	.64	1.07	1.02
Cardumen mixto	.28-2.15	.61-1.82	.63-2.01
Combined schools	1.17	1.04	1.01
Cardúmenes combinados	.82-1.56	.71-1.33	.89-1.25

TABLE 6. Number of ($\hat{\gamma}$, CPD) pairs used in computing regressions for yellowfin during the non-regulated fishing season.

TABLA 6. Número de pares($\hat{\gamma}$, CPD)usados en calcular las regresiones del aleta amarilla durante la temporada de pesca sin reglamentar.

Year—Año	Size class—Clase de arqueo			
	3	4	5	6
1960	13	27	23	0
1961	51	72	61	25
1962	49	78	74	36
1963	55	84	79	28
1964	39	90	90	55
1965	55	108	100	57
1966	45	103	74	57
1967	33	57	70	31
1968	32	57	54	57
1969	28	46	59	67
1970	19	35	47	86
1971	16	29	43	96

TABLE 7. Number of ($\hat{\gamma}$, CPD) pairs used in computing regressions for skipjack during the non-regulated (NR) and regulated (R) season for yellowfin.

TABLA 7. Número de pares ($\hat{\gamma}$, CPD) usados en calcular las regresiones del barrilete durante la temporada no reglamentada (NR) y reglamentada (R) del aleta amarilla.

Year—Año	Size class—Clase de arqueo			
	3	4	5	6
1960 NR	7	18	12	0
1961 NR	25	42	40	20
1962 NR	28	56	66	38
1963 NR	40	59	63	41
1964 NR	28	61	63	48
1965 NR	27	57	49	43
1966 NR	27	56	28	35
1967 NR	15	22	26	22
R	17	21	23	34
1968 NR	12	29	28	27
R	10	22	21	30
1969 NR	8	13	28	38
R	17	22	25	23
1970 NR	12	19	26	47
R	31	36	29	21
1971 NR	13	15	19	66
R	11	29	18	36

TABLE 8. Totals and proportions of catch (short tons) and effort (fishing days) included in biomass index samples.
 TABLA 8. Totales y proporciones de la captura (toneladas americanas) y esfuerzo (días de pesca) incluidos en las muestras del índice de la biomasa.

Year	Effort				NON-REGULATED FISHING—PESCA NO REGLAMENTADA				Skipjack catch			
	In sample	Total	Ratio	In sample	Total	Ratio	In sample	Total	Ratio	Total	Ratio	
Año	En la muestra	Total	Razón	En la muestra	Total	Razón	En la muestra	Total	Razón	Total	Razón	
1960	2,027	8,922	.227	20,581	83,970	.245	3,017	8,839	.341	8,839	.341	
1961	9,091	15,200	.598	48,963	89,315	.548	21,054	33,447	.631	33,447	.631	
1962	10,977	16,044	.668	44,833	58,183	.771	37,422	51,707	.724	51,707	.724	
1963	11,447	16,090	.711	35,738	51,166	.698	49,770	68,407	.728	68,407	.728	
1964	12,257	15,352	.798	72,525	81,272	.892	34,749	42,429	.819	42,429	.819	
1965	13,854	17,130	.809	63,991	73,104	.875	47,355	55,167	.858	55,167	.858	
1966	10,288	13,625	.755	65,092	76,713	.849	26,566	41,219	.645	41,219	.645	
1967	6,948	8,406	.827	59,874	68,453	.875	44,247	62,032	.713	62,032	.713	
1968	7,817	9,201	.850	87,055	94,243	.924	30,449	35,387	.860	35,387	.860	
1969	7,104	8,326	.853	90,050	97,620	.922	12,517	15,093	.829	15,093	.829	
1970	7,621	9,330	.817	95,420	110,219	.866	9,919	13,229	.750	13,229	.750	
1971	8,750	10,934	.800	71,112	84,271	.844	47,260	68,917	.686	68,917	.686	
REGULATED FISHING—PESCA REGLAMENTADA												
1967	3,472	4,135	.840				32,635	35,835	.911	35,835	.911	
1968	2,400	3,286	.730				18,065	19,766	.914	19,766	.914	
1969	3,056	4,886	.625				19,470	22,467	.867	22,467	.867	
1970	3,532	4,837	.730				15,576	19,639	.793	19,639	.793	
1971	2,164	4,388	.493				12,313	16,327	.754	16,327	.754	

TABLE 9. Significant coefficients of ($\hat{\gamma}$, CPD) regressions for yellowfin during non-regulated fishing. N implies non-significance at the 5% level of testing.

TABLA 9. Coeficientes significativos de las regresiones ($\hat{\gamma}$, CPD) del aleta amarilla durante la pesca sin reglamentar. N indica que al nivel del 5% no son significativos en la prueba.

	Class 3 Clase 3			Class 4 Clase 4			Class 5 Clase 5			Class 6 Clase 6		
	β_1	β_2	β_3	β_1	β_2	β_3	β_1	β_2	β_3	β_1	β_2	β_3
1960	.02589	-.00035	N	.01830	N	N	.01440	N	N	.03994	-.00088	N
1961	.02569	-.00041	N	.02091	-.00009	N	.01412	N	N	.01478	.00031	N
1962	N	.00404	N	.01996	N	N	.01421	N	N	.01108	.00015	N
1963	.02526	-.00078	N	.01828	N	N	.00378	.00093	.00195	.01149	N	N
1964	.01791	N	N	.01610	N	N	.01359	N	N	.00944	N	N
1965	.01859	0.00037	N	.01674	-.00014	N	.01077	.00023	.00146	.00632	.00013	.00212
1966	.01974	-.00041	N	.01498	N	N	.01157	N	N	.00704	.00007	N
1967	.01824	-.00026	N	.01430	N	N	.01150	N	.00363	.00776	.00005	N
1968	.02122	-.00040	N	.01621	N	-.00385	.00994	.00012	.00168	.00760	.00003	N
1969	.01617	N	.00478	.01666	-.00016	N	.01041	.00007	N	.00695	N	N
1970	.01599	N	N	.01569	N	N	.01120	N	.00300	.00567	N	N
1971	.01694	-.00032	N	.01338	N	N	.01138	N	N	.00002	.00056	.00056

TABLE 10. Significant coefficients of (\hat{y} , CPD) regressions for skipjack. N implies non-significance at the 5% level of testing.
 TABLA 10. Coeficientes significativos de la regresiones (\hat{y} , CPD) del barrilete. N indica que al nivel del 5% no son significativos en la prueba.

Year Año	During non-regulated yellowfin fishing—Durante la pesca sin reglamentar del aleta amarilla											
	Class 3 Clase 3			Class 4 Clase 4			Class 5 Clase 5			Class 6 Clase 6		
	β_1	β_2	β_3	β_1	β_2	β_3	β_1	β_2	β_3	β_1	β_2	β_3
1960	.02755	-.00089	N	.01849	N	N	.01519	-.00205	N	.02396	N	N
1961	.01527	.00094	N	.02266	-.00037	N	.01317	.00055	N	.01529	N	.00145
1962	.02605	N	N	.01538	.00036	N	.01260	.00022	N	.01447	N	N
1963	.01219	.00269	N	.01809	.00022	N	.01466	N	N	.01055	-.00009	N
1964	.01744	N	N	.01630	N	N	.01395	N	N	.01055	N	N
1965	.02036	N	N	.01964	-.00031	.00130	.01708	-.00029	N	.01055	N	N
1966	.01450	N	N	.01480	N	N	.01136	N	N	.00628	.00025	N
1967	.01869	-.00007	N	.01607	N	N	.00843	.00033	N	.01157	N	N
1968	.01800	-.00023	N	.01274	N	N	.01031	.00024	N	.00827	N	N
1969	.01813	-.00068	N	N	.00330	N	.01393	N	N	.00602	.00024	N
1970	.01688	N	N	.01520	N	N	.00738	.00060	N	.00608	.00014	N
1971	.01777	-.00070	N	.01226	N	N	.01289	N	N	.00869	-.00007	N
During regulated yellowfin fishing—Durante la pesca reglamentada del aleta amarilla												
1967	.02207	N	N	.01128	N	.03145	.01858	N	N	.00951	N	N
1968	.02550	-.00087	N	.01394	N	N	.01260	N	N	.00808	N	-.00196
1969	.01591	N	N	.01443	N	N	.01102	.00029	-.00683	.00599	.00010	N
1970	.01434	N	N	.01306	N	N	.00772	.00034	N	.00330	.00013	.00243
1971	.01233	N	N	.01133	N	N	.01707	N	N	.00532	.00011	N

TABLE 11. Significant coefficients of the inverse ($\hat{\gamma}$, CPD) regressions for yellowfin by Class-5 vessels during non-regulated fishing. N implies non-significance at the 5% level of testing.

TABLA 11. Coeficientes significativos de la correlación inversa ($\hat{\gamma}$, CPD) del aleta amarilla de la clase 5 de arqueo durante la temporada sin reglamentar. N indica que al nivel del 5% no son significativos en la prueba.

Year—Año	β_1'	β_2'	β_3'
1960	67.461	N	N
1961	67.637	N	N
1962	65.641	N	N
1963	75.549	-26.499	N
1964	71.734	N	N
1965	88.062	-91.815	- 9.634
1966	91.844	-37.500	- 9.974
1967	101.422	-94.774	-14.332
1968	99.998	-72.765	-11.794
1969	94.622	-45.835	N
1970	87.779	N	-24.187
1971	85.751	N	N

TABLE 12. Proportion of variation in \bar{y} indices for 5-degree areas explained by a linear model with year and month effects; numbers of years and months included in the analysis are indicated.

TABLA 12. Proporción de variación en índices \bar{y} por áreas de 5 grados explicada en un modelo lineal con efectos anuales y mensuales; se indica el número de años y meses incluidos en el análisis.

5-degree area Area de 5 grados	Yellowfin—Aleta amarilla				Skipjack—Barrilete			
	Years Años	Months Meses	R ₁	R ₂	Years Años	Months Meses	R ₁	R ₂
0-00-075	12	12	.31	.63	12	12	.31	.46
0-00-080	12	12	.41	.75	12	12	.09	.77
0-05-075	12	12	.38	.69	8	12	.46	.60
0-05-080	12	12	.54	.71	12	12	.24	.60
0-05-085	12	12	.54	.77	12	12	.28	.68
0-05-090	12	12	.49	.98	10	12	.22	.49
0-10-085	12	12	.47	.60	12	12	.35	.71
0-10-090	12	12	.68	.82	10	12	.25	.54
0-10-095	12	12	.65	.84	8	9	.14	.32
0-10-100	11	9	.74	.88	9	8	.39	.72
0-10-105	11	8	.73	.91	7	8	.30	.84
0-15-095	12	12	.58	.76	8	9	.19	.59
0-15-100	12	12	.64	.77	8	9	.21	.63
0-15-105	12	12	.53	.81	11	12	.13	.63
0-15-110	12	12	.58	.81	11	12	.29	.58
0-15-115	9	12	.54	.84	8	12	.44	.76
0-20-105	12	12	.54	.78	12	12	.15	.74
0-20-110	12	12	.41	.62	12	12	.42	.68
0-25-110	12	12	.27	.69	12	12	.40	.73
2-05-080	12	12	.48	.68	12	12	.39	.83

TABLE 13. Annual biomass indices for yellowfin by 5-degree area in the historic fishing region, based on observations from class-3, -4, -5, and -6 vessels, 1960-1971.

TABLA 13. Indices anuales de la biomasa de aleta amarilla en las regiones históricas de pesca por áreas de 5 grados, basados en observaciones de los barcos de la clase 3, 4, 5 y 6, 1960-1971.

Year Año	5-degree area—Area de 5 grados																Area-weighted annual average Promedio anual ponderado según el área			
	0-00-075	0-00-080	0-05-075	0-05-080	0-05-085	0-05-090	0-10-085	0-10-090	0-10-095	0-10-100	0-15-095	0-15-100	0-15-110	0-20-105	0-20-110	0-25-110		2-05-090		
1960	0	.089	.253	.226	.214	(.130)	.217	.264	.191	0	.204	.143	.101	0	.073	.085	.074	.074	.125	
1961	.041	.010	.090	.123	.091	.169	.087	.162	.103	.038	.061	.046	.055	.060	.040	.044	.044	.033	.074	.074
1962	.034	.026	.053	.035	.069	.078	.034	.040	.012	.003	.009	.013	.048	.087	.026	.072	.023	.072	.044	.044
1963	.007	.021	.007	.008	.016	(.040)	.027	.032	.039	.081	.021	.046	.101	.061	.072	.070	.024	.035	.046	.046
1964	.003	.001	0	.014	.044	.069	.062	.084	.055	.089	.068	.065	.087	.056	.039	.026	.009	.062	.052	.052
1965	.016	.011	.001	.029	.089	.117	.034	.074	.060	.060	.028	.030	.040	.070	.036	.023	.034	.030	.049	.049
1966	.004	.034	.045	.030	.089	.124	.033	.075	.024	.055	.016	.028	.039	.044	.043	.054	.018	.064	.052	.052
1967	0	.038	.046	.043	.052	.096	.027	.105	.057	.076	.021	.036	.079	.011	.044	.072	.089	.062	.057	.057
1968	.004	.024	.010	.012	.099	.186	.088	.159	.122	.124	.102	.069	.062	.037	.075	.131	.092	.064	.088	.088
1969	.018	.090	0	.052	.101	.167	.045	.094	.087	.060	.040	.055	.049	.065	.117	.081	.006	.011	.073	.073
1970	0	.038	.037	.008	.077	.104	.014	.008	.100	.046	.046	.035	.070	.150	.088	.059	.008	.085	.063	.063
1971	0	.023	0	.075	.059	.084	.036	.012	.030	.019	.005	0	.019	.028	.014	.016	.015	.034	.030	.030

() = value replaced by average of remaining area values of the year
valor reemplazado por el promedio de los valores de las áreas restantes del año

TABLE 14. Biomass indices for the first four months of each year for yellowfin by 5-degree area in the historic fishing region, based on observations from class -3, -4, -5, and -6 vessels, 1960-1971.
TABLA 14. Indices de la biomasa de aleta amarilla en las regiones históricas de pesca por área de 5 grados durante los cuatro primeros meses de cada año, basados en las observaciones de los barcos de la clase 3, 4, 5 y 6, 1960-1971.

Year Año	5-degree area—Area de 5 grados																Area-weighted annual average Promedio anual ponderado	
	0-00-075	0-00-080	0-05-075	0-05-080	0-05-085	0-05-090	0-10-085	0-10-090	0-10-095	0-10-100	0-15-095	0-15-100	0-15-105	0-15-110	0-20-105	0-20-110		0-25-110
1960	0	.110	.290	.374	.334	.183	.225	.343	.296	0	.274	.230	.207	0	.159	.149	.054	.065
1961	.036	.029	.116	.252	.089	.182	.136	.288	.112	.055	.093	.056	.078	.063	.100	.048	.024	.086
1962	.082	.072	.149	.078	.124	.058	.011	.077	.011	.016	.006	.032	.062	.081	.037	0	0	.147
1963	.018	.055	.020	.029	.040	(.054)	.061	.085	.074	.074	.033	.046	.083	.084	.107	.018	.009	.072
1964	.003	.001	.003	.026	.032	.059	.069	.082	.060	.135	.075	.111	.140	.051	.096	0	0	.108
1965	.024	.017	.001	.069	.070	.049	.025	.077	.114	.096	.028	.056	.054	.046	.059	.013	.001	.036
1966	.008	.070	.034	.039	.079	.124	.026	.054	.012	.074	.004	.024	.050	.056	.080	.060	.011	.077
1967	0	.069	.093	.113	.102	.143	.010	.187	.104	.113	.053	.089	.097	.021	.088	.043	.066	.093
1968	.014	.039	.030	.031	.108	.157	.073	.234	.196	.197	.186	.133	.116	.027	.119	.213	.149	.111
1969	.031	.134	.002	.110	.122	.180	.070	.154	.115	.110	.081	.113	.086	.088	.134	.044	0	.036
1970	.008	.059	.094	.051	.086	.120	.054	.060	.141	.096	.060	.096	.125	.174	.102	.036	0	.090
1971	.001	.006	.011	.118	.101	.119	.037	.056	.060	.031	.022	.030	.062	.055	.057	.014	.007	.050

() = value replaced by average of remaining area values
 valor reemplazado por el promedio de los valores de las áreas restantes

TABLE 15. Annual biomass indices for skipjack by 5-degree area in the northern, central, and southern historic regions, based on observations from class-3, -4, -5, and -6 vessels, 1960-1971.

TABLA 15. Indices anuales de la biomasa del barrilete en las regiones históricas septentrionales, centrales y meridionales, por áreas de 5 grados, basados en observaciones de barcos de la clase 3, 4, 5 y 6, 1960-1971.

Year Año	Northern area—Area septentrional										Area-weighted annual average Promedio anual ponderado según el área
	5-degree area—Area de 5 grados										
	0-15-110	0-15-115	0-20-105	0-20-110	0-25-110	0-25-115	0-30-115	0-10-090	0-10-085	2-05-080	
1960	0	*	0	.010	.038	.023	0				.007
1961	.006	*	0	.003	.032	.003	.001				.004
1962	.009	.133	.003	.013	.017	.003	0				.031
1963	.031	.244	.012	.018	.029	.012	.006				.060
1964	.008	.242	.009	.015	.023	0	0				.068
1965	.037	.099	.002	.006	.028	.022	.003				.032
1966	.033	.098	.005	.008	.027	0	.007				.028
1967	.036	0	.007	.070	.071	.046	.010				.032
1968	.054	.109	.002	.035	.047	.001	.002				.039
1969	.032	0	.005	.014	.014	.003	.001				.010
1970	.080	.117	.025	.037	.017	.015	.007				.051
1971	.035	0	.011	.039	.011	.005	.002				.017
Central area—Area central											
1960	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1961	0	0	0	0	0	.001	0	0	0	0	0
1962	0	0	0	.001	0	0	0	0	0	0	0
1963	0	.001	0	.002	.001	.015	0	0	0	0	.004
1964	.002	.002	.002	.009	.006	.008	.008	0	0	0	.004
1965	.002	.003	.003	.001	.002	.003	.003	0	0	0	.003
1966	0	0	.006	0	0	.005	0	0	0	0	.002
1967	.001	0	.001	0	0	.003	0	0	0	0	.001
1968	.004	0	.006	0	0	.002	0	0	0	0	.002
1969	.001	.002	.017	0	0	0	0	0	0	0	.004
1970	.002	.004	.002	0	0	.001	0	0	0	0	.002
1971	.002	0	0	.002	.001	.002	0	0	0	0	.001
Southern area—Area meridional											
1960	.043	.083	*	0	.001	.001	0	0	0	0	.074
1961	.047	.011	0	.033	.019	.019	.002	.020	.011	.011	.426
1962	.044	.045	.026	.072	.021	.021	.011	.056	.053	.020	.536
1963	.085	.070	.054	.017	.003	.019	0	.104	.009	.009	.078
1964	.019	.026	.016	.008	.013	.009	0	.245	.004	.004	.036
1965	.008	.033	.054	.005	.006	.012	.004	.042	.042	.010	.055
1966	.006	.002	.072	.027	.011	.003	0	.030	.006	.006	.024
1967	.019	.066	.164	0	.022	.002	.002	.015	.002	.002	.030
1968	.020	.030	*	0	.011	.003	0	.002	.002	.002	.116
1969	.019	.066	*	0	.022	.005	.001	.054	.054	.001	.066
1970	.001	.025	*	0	0	.011	.023	.069	.033	.033	.037
1971	.014	.014	.106	.025	0	.004	.004	.021	.021	0	.009
					.008	.026	.035	.022	.022	.004	.032

**EVALUACION DE LA ABUNDANCIA DE LOS ATUNES
SEGUN LOS DATOS
DE PESCA DE LOS CERQUEROS
EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL,
AJUSTADA CON RELACION AL
INCREMENTO DE LA EFICACIA
DE PESCA DE LA FLOTA, 1960-1971**

por

Jerome J. Pella¹ y Christopher T. Psaropulos

EXTRACTO

La eficacia de pesca de la flota de cerco atunera en el Océano Pacífico oriental ha aumentado desde el comienzo del decenio de 1960. Como toda la flota parece haber adoptado equipo y métodos para incrementar su eficacia en capturar atunes, no se pueden aplicar los métodos tradicionales de ajustar los índices de captura a un tipo normalizado de barco (es decir de eficacia fija) para indicar la abundancia del atún según los resultados de pesca. En su lugar se ha desarrollado un método para realizar tal ajuste basado en una representación matemática de las actividades de las embarcaciones de cerco. Cuando se calcula la abundancia histórica del atún aleta amarilla y barrilete en grandes regiones del Océano Pacífico oriental, se usan entonces los cambios observados en la eficacia de los subprocesos cerqueros para ajustar los índices de captura.

INTRODUCCION

Se han capturado cantidades considerables de atún aleta amarilla y barrilete en el Océano Pacífico oriental después de la primera guerra mundial (Shimada y Schaefer, 1956). Parece que el aleta amarilla reside en la región (Joseph, Alverson, Fink y Davidoff, 1964), mientras que el barrilete probablemente es un inmigrante de otra región del Pacífico (Schaefer, 1963; Rothschild, 1965). El avalúo de la producción potencial de estas poblaciones de túnidos ha sido el punto de interés principal en la investigación realizada por la Comisión Interamericana del Atún Tropical (CIAT). La producción media anual de las existencias de aleta amarilla conforme se relaciona a la biomasa de la población parece estimable según la historia de pesca de la captura y el esfuerzo (Schaefer, 1957; Pella y Tomlinson, 1969). Hasta ahora, ninguno ha podido estimar en forma análoga la producción potencial de la población de barrilete, debido aparentemente a que la población no se origina en el Pacífico oriental. La CIAT continúa vigilando la captura y el esfuerzo de esta pesca (barrilete) con el fin de contribuir eventualmente a dicha evaluación (*e.d.* Joseph y Calkins, 1969).

Se dispone desde 1934 de archivos bastante completos sobre la captura y el esfuerzo de ambas especies. Las embarcaciones de carnada hasta 1958 obtuvieron la porción principal de captura de ambas especies (Anónimo, 1968). A continuación, se reacondicionó rápidamente la flota a las artes de cerco. En 1962, por ejemplo, más del 85% de la captura de cada especie fue obtenida por

¹Dirección actual: National Marine Fisheries Service, Auke Bay, Alaska 99821

embarcaciones de cerco. Este estudio tiene el propósito de proyectar medidas de la abundancia del aleta amarilla y barrilete en el Océano Pacífico oriental de acuerdo a los resultados de la pesca con cerco. En la siguiente discusión es esencial usar algún modismo, y se presenta ahora al describir brevemente ciertas características de la pesca y maniobras de un cerquero.

La pesca actual se extiende a lo largo de la costa desde la California meridional hasta el norte de Chile y mar adentro más allá del límite occidental del Área Reglamentaria de la Comisión de Atún Aleta Amarilla (ARCAA) (Figura 21). En esta región los atunes se encuentran en cardúmenes, los que algunas veces están formados por una especie con exclusión de otra (cardúmenes puros), o otras veces por mezcla de especies (cardúmenes mixtos). Los cardúmenes de atunes se encuentran algunas veces debajo de una manada de delfines (peces asociados con delfines) y otras veces nadando libremente o remolineando bajo escombros (peces en cardúmenes).

Una embarcación de cerco busca los estratos de área y tiempo en los que se espera que los cardúmenes de atunes sean numerosos. Cuando un barco entra en un estrato lo recorre en busca de cardúmenes durante las horas diurnas. Ocasionalmente se realizan pescas nocturnas usando la bioluminiscencia de los organismos marinos que han sido perturbados, como clave de la localidad de los atunes, pero esta clase de pesca es muy rara; hemos decidido ignorarla en este estudio. Cuando se atisba un cardumen el barco trata de cercarlo con la red. El cerquero gasta un lapso de tiempo aleatorio en la calada, durante el cuál se lanza la red, se cierra en forma de jareta para encerrar los peces, se hala y cualquier pez capturado es izado a bordo. El lapso de tiempo gastado en la calada depende del volumen de la captura y del tipo de la calada; las caladas en peces asociados con delfines requieren más tiempo que los de los cardúmenes de peces. Si el cardumen se escapa (este tipo de calada es llamado por los pescadores calada negativa (*skunk set* en inglés)), el barco recobra la red y persigue de nuevo el cardumen, suponiendo que lo pueda relocalizar. Por otra parte, si la calada fue positiva o el cardumen de una calada negativa evitó el barco, vuelve a empezar la búsqueda de un nuevo cardumen, siempre y cuando haya suficiente luz diurna para continuar. Si el barco está haciendo una calada al anochecer, la captura se hala a bordo durante la noche.

Se ha presentado una evolución en el equipo de pesca y en la técnica de las artes de cerco desde el comienzo del decenio de 1960 tocante al incremento en la eficacia de la captura de atunes. El aumento en la eficacia puede atribuirse por lo menos a cuatro factores: (1) a la mayor velocidad de los barcos; (2) al aumento en la probabilidad de capturar cardúmenes de atunes vigiados; (3) a la reducción del tiempo gastado en la calada y (4) a las porciones más grandes retenidas de los cardúmenes sobre los que se realizó la calada positiva. Estos cambios presentan un problema para la CIAT, que tiene la responsabilidad de determinar la condición de las poblaciones; se vigila la captura, esfuerzo e índice de captura para contribuir a la evaluación, pero deben considerarse los cambios en la eficacia de las artes.

El tiempo gastado por un cerquero en las caladas puede representar una parte substancial del día de pesca. La proporción de un día gastado en caladas varía de acuerdo a la abundancia de los peces. Cuanto mayor sea la abundancia de los peces, más tiempo se gasta en las caladas, y de acuerdo, cuanto mayor sea la

abundancia, se disminuye la proporción disponible de tiempo para la búsqueda de otros peces. Además, el tiempo que se dedica a realizar una calada en una especie reduce el tiempo disponible de búsqueda para hacer otra. Los índices comunes de la magnitud de la población basados en la biomasa encontrada por día de pesca se encuentran sesgados (reducidos) cuando los peces son abundantes con relación a las veces que no lo son, aún si solo se explota una especie individual. Como se explotan simultáneamente dos especies en esta pesca, esta medida de abundancia de una especie se encuentra influenciada por la abundancia de ambas especies. Se necesitan, evidentemente, índices de abundancia que no hayan sido afectados por el tiempo gastado en las caladas.

Una consideración final al calcular las medidas de la abundancia es el tamaño del área que se encuentra habitada por el aleta amarilla y el barrilete y explotada por la pesca (Joseph y Calkins, 1969). La densidad (biomasa por unidad de área) y el índice de captura concomitante son altos para una población que se concentra y es explotada en una pequeña área en oposición a la misma población explotada y distribuida sobre un área extensa. El índice de la magnitud de la población debe ser en cualquier caso igual cuando se compara. Generalmente, el índice debe ser resistente con relación a las variaciones en la distribución de los peces y del esfuerzo de pesca.

A continuación, intentamos concebir las medidas de la abundancia de las dos especies, basadas en registros de la flota cerquera que llenen el criterio mencionado anteriormente. Los índices computados deben ser aproximadamente proporcionales a la biomasa de la población de cada especie. El periodo de tiempo detenidamente considerado se extiende desde 1960 a 1971, ya que este fue el periodo del que se tienen registros adecuados. Se incluyen además algunos resultados preliminares de 1972.

AGRADECIMIENTOS

Deseamos agradecerle al Dr. James Joseph, Director de Investigaciones de la CIAT, por haber planteado originalmente el problema de considerar los cambios en la eficacia de la flota cerquera al calcular las medidas de abundancia de los atunes, y por la paciencia con que ha apoyado nuestro proyecto.

El autor principal le está reconocido al Sr. Harry L. Rietze, Director Regional del National Marine Fisheries Service en Alaska, y al Dr. William A. Smoker, Director del Auke Bay Fisheries Laboratory del National Marine Fisheries Service, por apoyar esta empresa.

Le debemos nuestro agradecimiento a la mayor parte del personal de la CIAT por su consejo, discusiones útiles y ayuda. Agradecemos especialmente a los Dres. William H. Bayliff y Robert C. Francis, y a los Sres. Thomas P. Calkins, Bruce M. Chatwin, Craig J. Orange, Clifford L. Peterson y Patrick K. Tomlinson.

Finalmente deseamos darle las gracias al Sr. John A. Gulland, Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y Agricultura, y a los Dres. William W. Fox, William H. Lenarz y Brian J. Rothschild del Southwest Center del National Marine Fisheries Service, por haber tenido la gentileza de examinar una versión anterior del manuscrito.

MEDIDAS DE LOS CAMBIOS EN LA EFICACIA

Discutiremos aquí los aspectos de la pesca con cerco de atún que las modificaciones de equipo y técnica han conducido a una eficacia mayor para capturar atunes, y demostraremos hasta que punto ha llegado el cambio durante el período de este estudio. Existen cuatro categorías en las que han ocurrido cambios sobresalientes: (1) la velocidad de los barcos, (2) la probabilidad de capturar cardúmenes que han sido atisbados, (3) el tiempo necesario para terminar una calada y (4) las proporciones capturadas de cardúmenes en los que las caladas han sido positivas.

Velocidad de los barcos

Las embarcaciones en esta pesca gastan la mayoría de las horas diurnas en busca de cardúmenes de atún. La velocidad de crucero de un barco determina el área de la superficie oceánica que puede ser recorrida por unidad de tiempo. Los barcos más veloces pueden recorrer áreas más extensas y por lo consiguiente encontrar más cardúmenes que los barcos más lentos. El índice de captura, es decir, las toneladas por día, debe aumentar aproximadamente en proporción al área de búsqueda o equivalentemente en proporción a la velocidad de crucero de la nave, siempre que la extensión de la trayectoria de búsqueda sea constante. El aumento en el índice de captura será algún tanto inferior al de la proporción del aumento en la velocidad debido al tiempo comprendido en la calada en cardúmenes atisbados y a la halada de las capturas a bordo.

Los registros de la velocidad de crucero de cada embarcación en la pesca, se han usado para calcular el promedio ponderado de la velocidad del barco por año y clase de arqueo (Tabla 1). Las clases de arqueo de las embarcaciones son definidas por Shimada y Schaefer (1956). La velocidad de crucero de cada barco de una clase de arqueo ha sido ponderada por el número actual de días que ha gastado en la pesca durante el año. Los promedios anuales de todas las clases de arqueo (Tabla 1) han sido calculados según estos promedios anuales al ponderar el total de los días gastados por la clase de arqueo en esos años. La tendencia hacia una velocidad mayor de crucero es evidente en la clase 6 de barcos y, en menos grado, en los de la clase 3. La concentración de nuevas inversiones en grandes barcos se refleja en los promedios anuales de todas las clases de arqueo, que indican un aumento constante en la velocidad de los barcos.

Probabilidades de una calada positiva

Después de atisbar un cardumen sigue la persecución y tal vez la captura. Puede que no sea posible realizar la calada en un cardumen vigiado, ya que el cardumen viaja con más rapidez que el barco o porque se divide en varios cardúmenes, no siendo ninguno lo suficientemente grande para justificar el tratar de hacer la calada. El registro de tales eventos en los cuadernos de bitácora de los barcos fue inadecuado para nuestro análisis; estos casos se ignoran en la siguiente discusión donde se tratan como si no se hubieran localizado cardúmenes. Si se realiza una calada el cardumen puede evadir el cerco al virar rápidamente mientras se hace la calada, ya sea fondeando debajo de la red o nadando a través de la abertura cuando el barco está cerrando el cerco.

Cuando los atunes se encuentran asociados con delfines, la captura de delfines hace que sea también muy probable la captura de los atunes. A principios del decenio de 1960, los cardúmenes de delfines se escapaban con más frecuencia de la red de cerco que más tarde cuando se descubrió que la manada podía agruparse mediante lanchas de motor mientras se calaba la red. Este procedimiento que es ahora una práctica normal de la flota, es una causa importante en el aumento de la eficacia de los barcos. Los dispositivos que se emplean comúnmente en cualquier tipo de cardumen con el fin de prevenir el escape incluyen pequeños explosivos para producir ruido y rocas teñidas que producen una cortina de color; éstas se arrojan en la abertura de la red cerca al barco mientras se está cerrando el cerco.

Se consideran cuatro tipos de cardúmenes en los análisis subsiguientes: (1) delfines asociados con cardúmenes, (2) cardúmenes de peces de aleta amarilla, (3) cardúmenes de peces barrilete y (4) cardúmenes mixtos de peces. La mayoría de los barcos registran información detallada de cada calada que se ha tratado de hacer, incluyendo si el cardumen estaba asociado con delfines y la biomasa estimada (tonelaje) de cada especie presente en la captura si la calada fue positiva. Comúnmente no se hace conjetura alguna sobre el tipo de cardumen de una calada negativa (*skunk*) que no estaba asociado con delfines. Con el fin de calcular una medida de la eficacia de las caladas en cardúmenes vigiados de cada tipo, asignamos caladas negativas no asociados con delfines ya sea al aleta amarilla, barrilete o mixtos. Las asignaciones de caladas negativas se hicieron al considerar las áreas y horas en que se efectuaron las caladas y los tipos de cardúmenes presentes en la vecindad según lo indicaban las actividades positivas de las embarcaciones que hicieron las caladas y aquellas de otros barcos adyacentes. Una vez que se asignaron las caladas negativas, la medida natural de la maniobra es la proporción positiva de las caladas intentadas. El parámetro correspondiente se denominó probabilidad de una calada positiva. Este parámetro ha sido estimado respecto a cada tipo de cardumen, por cada estrato de área de 5 grados y mes, y cada clase de arqueo en que los registros estaban lo suficientemente completos. Estas medidas, excepto las de los cardúmenes con delfines, tienen una debilidad inherente, es decir una incertidumbre respecto a su valor debido a nuestro tratamiento de las caladas negativas descritas anteriormente. Los resultados sumarizados en la discusión que sigue son intuitivamente razonables y prestan credibilidad al procedimiento.

En el análisis que se discute ahora, hemos escogido las probabilidades estimadas de caladas positivas de un tipo determinado de cardumen y clase de arqueo, incluyendo solo aquellos estratos de área de 5 grados y mes en los que los barcos de esta clase de arqueo intentaron realizar 10 o más caladas sobre este tipo de cardumen durante la temporada libre de pesca de aleta amarilla. La razón de esta selección es que cuando se intenta hacer solo unas pocas caladas, la medida de éxito no es confiable. Se escogieron diez como término medio, siendo una cantidad razonablemente grande, dejando sin embargo un número adecuado de observaciones para efectuar un análisis. Las estimaciones de las probabilidades de caladas positivas en estratos de área de 5 grados y mes pueden dividirse en años, tipos de cardúmenes y clase de arqueo. Los promedios aritméticos sobre estratos de área de 5 grados y mes de cada año, tipo de

cardumen, y clase de arqueo, formaron la base de los datos para el análisis. El año de 1960 se excluyó del diagrama ya que había unas casillas vacías. Una casilla incluida en el análisis, correspondiente a cardúmenes mixtos de la clase 3 de barcos en 1968, estaba vacía. Colocamos la media de 1960-1967 y 1969-1971, correspondiente a la clase 3 de barcos que pescaron cardúmenes mixtos, en esta casilla, y examinamos los datos mediante el análisis de la variancia.

Un análisis aproximado de la variancia de diseños desequilibrados (Scheffé, 1970: 362) fue usado con la excepción ya anotada correspondiente a la estimación del valor que faltaba en la casilla. Los resultados (Tabla 2) indican fuertemente que las distintas clases de barcos tienen diferente éxito en algunos tipos de cardúmenes, y que esta interacción entre los tipos de cardúmenes y clase de barcos es constante sobre los años. Las medias de las casillas del diagrama de la clase de arqueo y tipo de cardumen (Figura 1) sugieren que la probabilidad de caladas positivas sobre cardúmenes vigiados de atunes asociados con delfines, y posiblemente sobre cardúmenes de aleta amarilla, aumente ligeramente con la clase de arqueo, pero es casi independiente de ésta en otros tipos de cardúmenes.

Se presentó además una interacción significativa entre los años y los tipos de cardúmenes. La media de las probabilidades de caladas positivas por año y tipo de cardumen (Figura 2) indica que la interacción se debe, por lo menos en parte, al mayor éxito en los cardúmenes asociados con delfines y en menor grado a los cardúmenes mixtos, con poco o menos progreso constante en otros tipos. El desarrollo de las técnicas para agrupar las manadas de delfines puede explicar la mayor parte de esta tendencia en los cardúmenes asociados con delfines. Los cardúmenes mixtos de peces parecen más difíciles de capturar que los cardúmenes de una sola especie (Figura 1). Los cardúmenes mixtos están formados comúnmente del pequeños atunes aleta amarilla con barrilete. Se desconoce la causa por la cuál se tiene más éxito en estos cardúmenes.

La interacción años-clases se aceptó fácilmente como no significativa, apoyando nuestra previa declaración en que toda la flota parece haber progresado, adoptando técnicas y equipo para aumentar las caladas positivas. Los efectos principales, años, clase de arqueo y tipos de cardúmenes, fueron todos significativos, pero su interpretación se encuentra complicada por la presencia de interacciones.

Tiempo de las caladas

Una vez que se atisbe un cardumen, el barco deja de buscar y empieza la calada. Mientras se realiza la calada el barco no produce información sobre la abundancia de los cardúmenes, aunque si la calada es positiva presenta información sobre la biomasa por cardumen. El error (sesgo) en las medidas usuales de la abundancia (captura por día de pesca) es causado por el tiempo gastado en las caladas. Con el fin de contribuir al conocimiento del tiempo gastado al realizar las caladas en la pesca con redes de cerco, y poder eventualmente concebir medidas de abundancia sin sesgo, se sacaron muestras de observaciones pares del tiempo de las caladas (horas) y del volumen de las caladas (toneladas americanas) informadas por los pescadores. El tiempo registrado por los pescadores incluye solo cuando se lanza la red sobre borda y cuando se hala

después de que se obtiene cualquier captura. No se dispone de información sobre el tiempo gastado en perseguir un cardumen vigiado antes de realizar la calada. Este tiempo de persecución debe eliminarse del día de pesca cuando se calcula la abundancia, pero no intentaremos hacer esta corrección en este estudio. Los grupos de páginas de los extractos de bitácora de los barcos, de la CIAT, de cada clase de arqueo y por cada trimestre en cada año, se consideraron como marcos del muestreo. Se registraron los periodos de tiempo gastado (la duración) en caladas negativas y luego por intervalos de 5 toneladas para dos categorías: los atunes asociados con delfines y los peces en cardúmenes. Las diferencias en los periodos de tiempo gastado en las caladas entre los tipos de cardúmenes de peces (cardúmenes mixtos de peces, de aleta amarilla o de barrilete) se consideran insignificantes comparadas con las diferencias entre las caladas de los atunes asociados con delfines y los cardúmenes de peces. En las caladas de atunes asociados con delfines se requiere más tiempo para sacar los delfines de la red y lanzar y recobrar las lanchas de motor usadas en agrupar las manadas.

Las páginas se escogieron mediante un muestreo sencillo aleatorio hasta que se muestrearon la mitad de las que se tenían para una clase de arqueo, trimestre y año. De estas páginas se obtuvieron las horas de las caladas correspondientes a las categorías de tonelaje. Si el tamaño de la muestra en una categoría de tonelaje de un tipo de cardumen, ya fuera cardúmenes de peces o atunes asociados con delfines, era más de 10, no se incluían en nuestras muestras otras observaciones correspondientes a esa categoría. Comúnmente después de terminar esta etapa del muestreo, las categorías más pequeñas de tonelaje tenían cada una 10 observaciones, mientras que las categorías mayores tenían menos. Por lo consiguiente, se buscó en el resto de las páginas de bitácora los periodos (horas) de tiempo gastado en las grandes caladas; estas se incluyeron en nuestras muestras, siempre que el número no sobrepasara de 10 en una categoría de tonelaje.

Bayliff y Orange (1967) adoptó un modelo lineal para analizar la información del tiempo gastado en caladas, a saber

$$y = \alpha + \beta x + \epsilon \quad (1)$$

donde

y = tiempo para terminar la calada ,

x = volumen de la captura ,

α y β = constantes y

ϵ = variable aleatoria con una media de 0 y variancia σ^2 .

Con el fin de examinar los cambios en el tiempo requerido para terminar una calada, escogimos el modelo lineal como base para realizar un análisis de covariancia (Tabla 3) de las observaciones de 1961 a 1971. Se omitieron en este análisis los datos de 1960 porque no se dispuso ese año de observaciones de embarcaciones de la clase 6. El modelo lineal se ajustó a las caladas negativas y al punto medio de los intervalos del tonelaje, *e.d.* nuestros valores de x fueron 0, 2½, 7½, y de ahí en adelante hasta la categoría máxima de tonelaje observada en una muestra. Se combinaron las observaciones de los diferentes trimestres del mismo año, aunque en análisis subsiguientes se mantuvo la clasificación

trimestral. Los datos pueden clasificarse por año, clase de capacidad y tipo de cardumen, ya sea asociados con delfines o cardúmenes de peces. Se supuso la aditividad después de que el examen preliminar de los resultados de regresión indicaron que era justificable; encontrándose ausentes las interacciones, tanto los cálculos como la interpretación son directos.

Las estadísticas computadas de F indican los efectos principales significativos. Evidentemente se necesita más tiempo para realizar una calada en peces asociados con delfines que para los cardúmenes de peces (Figura 3) debido a que se requiere más esfuerzo en las caladas de delfines.

Las embarcaciones grandes pueden halar sus capturas a bordo más rápidamente que los barcos más pequeños, pero éstos últimos pueden halar sus pequeñas redes más rápidamente (Figura 4). Por lo consiguiente, en pequeñas capturas los barcos de menor capacidad pueden terminar una calada más rápidamente que barcos de gran porte y viceversa.

La reducción del tiempo para embarcar capturas, durante los años, tiene importancia en la evaluación de las poblaciones de atún. Al usar las líneas de regresión estimadas según nuestro análisis y otras líneas estimadas de los datos disponibles de 1960, calculamos el tiempo necesario para terminar una calada de 50 toneladas en peces asociados con delfines, por cada clase de arqueo y cada año (Figura 5). Es evidente que existe una tendencia en aumentar la rapidez con que se manipulea la captura. Una tendencia similar ocurre en las grandes caladas de cardúmenes de peces. Esta tendencia no se encuentra en capturas más pequeñas ya sea en uno u otro tipo de cardumen. Como las grandes capturas son menos frecuentes, la influencia de la reducción del tiempo en grandes caladas puede que no tenga mayor consecuencia al evaluar los atunes. Sin embargo, la duración de la calada sigue siendo importante al calcular los índices de la abundancia ya que la densidad de los cardúmenes se evalúa solo durante la parte del día en la que el barco está en la etapa de búsqueda.

Proporción capturada del cardumen

Cuando una calada en un cardumen vigiado es positiva, alguna fracción aleatoria del cardumen es capturada. Como se desconoce la proporción del cardumen que se escapa, no existe ningún medio para determinar la distribución de la magnitud de los cardúmenes a no ser que se puedan hacer otras suposiciones con respecto a la relación que existe entre la captura esperada y la magnitud del cardumen. Estas suposiciones serán necesarias pero se aplaza su discusión.

Obtenemos luego conocimiento sobre las proporciones de los cardúmenes capturados por clase de arqueo, y en esta forma se tiene una base para juzgar la validez de las suposiciones hechas más tarde. La fracción promedio capturada de cardúmenes en caladas positivas por cada clase de arqueo con relación a aquella de una clase escogida como normal será determinada bajo la suposición adoptada en esta sección de que los barcos que pescan en el mismo estrato de tiempo y área pescan cardúmenes con la misma distribución de biomasa. Los análisis posteriores indicarán que la clase 3 de barcos, y talvez la clase 4, hacen sus caladas en cardúmenes pequeños que las clases mayores pasan de largo con el fin

de buscar cardúmenes más grandes. Si existe esta diferencia de estrategia entre las clases de arqueo, el análisis aquí presentado subestimaré las proporciones capturadas de cardúmenes por las pequeñas clases de arqueo con relación a las de las clases grandes. Al computar más tarde los índices de la abundancia, examinaremos los efectos de este sesgo.

Para empezar, observamos que la magnitud de una calada es el producto de la fracción aleatoria capturada y del volumen del cardumen encontrado, de ahí

$$t = \zeta T \quad (2)$$

donde

t = la biomasa en una calada,

ζ = la fracción aleatoria del cardumen obtenida en la calada y

T = la biomasa del cardumen.

Si ζ y T son independientes tenemos el resultado

$$E [t] = E[\zeta] \cdot E [T] \quad (3)$$

e.d., la magnitud promedio de una calada en un estrato de área y tiempo equivale al promedio de la fracción aleatoria obtenida, multiplicado por la magnitud promedio del cardumen. No existen datos que contradigan la suposición de independencia de ζ y T . La suposición es intuitivamente ilusoria cuando los cardúmenes son grandes, pero puede afirmarse respecto a la mayoría de las caladas ya que los grandes cardúmenes son poco comunes; si es así, los resultados basados en (3) serán dignos de confianza.

$E [\zeta]$ puede ser característica de una clase de arqueo de los barcos si éstos son lo suficientemente homogéneos con respecto a su equipo y configuración de las redes. Con ésto como primera hipótesis, tenemos para la clase i de arqueo en el estrato j de área y tiempo, después de anexar los subscritos apropiados a (3) y tomando los logaritmos del modelo resultante,

$$y_{ij} = \alpha'_i + \beta'_j + e_{ij} \quad i = 1, \dots, 4; j = 1, \dots, J \quad (4)$$

donde

y_{ij} = logaritmo natural de una estimación de la magnitud media de una calada por la clase i de barcos en el estrato de área y tiempo j ,

α'_i = logaritmo natural de $E [\zeta]$ para la clase de arqueo i ,

β'_j = logaritmo natural de la media de la magnitud del cardumen en el estrato j y

e_{ij} = error residual debido a la estimación del promedio de la magnitud de la calada.

Estos coeficientes no son estimables, pero después de algun manipuleo puede alterarse esta expresión a una forma con parámetros estimables,

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{ij} \quad (5)$$

donde

$$\begin{aligned} \mu &= \bar{\alpha} + \bar{\beta}, \\ \alpha_i &= \alpha'_i - \bar{\alpha}, \\ \beta_j &= \beta'_j - \bar{\beta}, \\ \bar{\alpha} &= \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 \alpha'_i, \\ \bar{\beta} &= \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \beta'_j, \end{aligned}$$

e y_{ij} y e_{ij} se definen como anteriormente. Cuando se comparan solo tres de las cuatro clases de arqueo, es evidente el cambio ligero en la anotación.

Si la eficacia de la calada de la clase de barco i , χ_i , se define como la razón del promedio de la proporción del cardumen capturado por la clase i con relación a la de la clase normal, *e.d.*,

$$\chi_i = \frac{E(\zeta_i)}{E(\zeta_s)} \quad (6)$$

entonces después de estimar α_i mediante mínimos cuadrados, las estimaciones de la eficacia de la calada se obtienen por

$$\hat{\chi}_i = \exp(\hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_s) \quad (7)$$

Ya que estamos expresando en forma exponencial una variable aleatoria que aproximadamente se encuentra distribuida normalmente, la estimación de (7) está sesgada. Sin embargo, las correcciones del sesgo demostraron ser insignificantes así que ya no se discutirán más.

Para llevar a cabo esta teoría, se seleccionaron datos de los estratos de área de 5 grados y mes que aparecen en la porción sin reglamentar de cada año en la que los barcos de dos o más clases de arqueo pescaron. El promedio de la magnitud de las caladas positivas por cada clase de arqueo en estos estratos se empleó como la estimación de la media real de la magnitud de la calada. Estas estimaciones fueron descartadas arbitrariamente si representaban menos de cuatro caladas positivas. Todas las observaciones aceptables en un año determinado fueron divididas por aquellas referentes a los cardúmenes con delfines y aquellas en cardúmenes de peces, ya sea de aleta amarilla puro, barrilete puro o cardúmenes mixtos de peces; fue imposible hacer más divisiones debido a la escasez de los datos. Se escogió como normal la clase 5 de arqueo.

El análisis preliminar de la variancia usando (5) como modelo, indicó que las clases de arqueo se diferencian en la eficacia de las caladas tanto en peces asociados con delfines como en cardúmenes de peces; las diferencias son significativas en 8 de los 12 años en los cardúmenes con delfines y en 7 de los 12 años en los cardúmenes de peces. El nivel de significación fue inferior al 1% en cada caso en los 5 años. Las estimaciones de la eficacia de las caladas (Figuras 6-11) presentan series cronológicas que son erráticas, pero en la mayoría de los casos sugieren una relación fundamental bastante fácil entre la eficacia de las caladas y el tiempo.

La imprecisión de las estimaciones de la eficacia en las caladas puede alterar las series cronológicas. Las variancias de las estimaciones en la eficacia de las caladas pueden ser aproximadas por el método de delta (Deming, 1943) según

$$V(\hat{X}_i) = \chi_i^2 (\sigma^2_{\hat{\alpha}_i} + \sigma^2_{\hat{\alpha}_5} - 2 \sigma_{\hat{\alpha}_i, \hat{\alpha}_5}) \quad (8)$$

donde

$\sigma^2_{\hat{\alpha}_i}$ = variancia de la estimación de α_i del modelo en (5) y

$\sigma_{\hat{\alpha}_i, \hat{\alpha}_5}$ = la covarianza de las estimaciones de α_i de la clase de arqueo i y α_5 en la clase normal 5.

Los parámetros fueron reemplazados por las estimaciones obtenidas del análisis de la media del volumen de las caladas con objeto de calcular las variancias en los factores de la eficacia de las caladas. Los resultados indicaron que la precisión de las estimaciones de la eficacia de las caladas en una serie cronológica determinada podía fluctuar tanto como centenares de veces. Las series más irregulares corresponden a la clase 4 de barcos en caladas de cardúmenes asociados con delfines, y las clases 3 y 4 en caladas de cardúmenes de peces. Estos ejemplos indican también la distribución más grande en la precisión de las estimaciones de la eficacia de las caladas. Los datos de la clase 4 de barcos sobre cardúmenes asociados con delfines es especialmente sorprendente; hasta 1971, hubo muy poco cambio en las estimaciones de la eficacia de las caladas, pero la variancia de esta estimación es muy superior a las variancias de las estimaciones restantes de una serie.

Se espera que los cambios en la eficacia de las caladas realizadas por las distintas clases de arqueo sean menos erráticas de lo que las estimaciones indican. Sin embargo, pueden ocurrir cambios a medida que las clases de barcos modifican sus redes y técnicas. Consecuentemente la serie cronológica de la eficacia de las caladas será determinada de una manera más realística. Se supone que un polinomio (expresado en términos de tiempo) de orden inferior es adecuado para describir las series,

$$X(t) = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i t^i + e_i \quad (9)$$

donde

- $\chi(t)$ = eficacia de la calada de una clase de arqueo particular sobre un tipo de cardumen en el año t
 $t = 1, \dots, 12$, correspondiente a los años de estudio,
 α y β_i = constantes y
 e_t = residual en el año t .

Se supone que los residuos se distribuyen normalmente con un promedio de cero y la variancia σ^2 , para permitir la prueba. Los valores σ^2 , en nuestro análisis son aproximados por las estimaciones obtenidas de la ecuación (8) descrita anteriormente. Este modelo ha sido ajustado por mínimos cuadrados ponderados, usando las estimaciones invertidas de σ^2 , para la ponderación. El análisis es aproximado en el sentido de que hemos usado estimaciones de σ^2 , en lugar de valores reales, los cuales son desconocidos. Ignorando este punto, se procede con el análisis de los polinomios como en el caso en el que la variancia de los residuos es homogénea. Se ajustaron los polinomios a la serie cronológica de la eficacia de las caladas hasta tal punto que o dos adiciones sucesivas de términos fallaron en contribuir significativamente a explicar la variación de la eficacia de las caladas o se logró un polinomio de cuarto grado. Los polinomios resultantes en cada caso (Tabla 4) se graficaron junto con las estimaciones actuales (Figuras 6-11). Según este análisis determinamos tentativamente que las clases 3 y 4 de barcos cambiaron poco o no tuvieron ningún cambio en la eficacia de las caladas con relación a la clase 5 de barcos respecto a las caladas de cardúmenes con delfines. Ambas clases capturaron fracciones más pequeñas de cardúmenes con delfines en comparación a la clase 5 de arqueo. Por otra parte, las embarcaciones de la clase 6 mejoraron constantemente con relación a la clase 5, siendo menos efectivas a principios de 1961, pero igualándola en 1964 y excediéndola luego en eficacia.

La situación es similar para los cardúmenes de peces. La clase 3 y 4 de barcos han indicado talvez una mejora gradual en la eficacia de las caladas. Por otra parte, la clase 6 de barcos de nuevo empezó siendo menos eficaz que la clase 5 de barcos y la sobrepasó en 1963 y 1964.

Se han de elaborar y modificar más tarde los resultados tentativos anteriores cuando se prueba que los grandes cerqueros evitan los cardúmenes pequeños en los que las embarcaciones pequeñas realizan caladas. Las conclusiones referentes a la eficacia de las caladas de la clase 5 con relación a la clase 6 no cambiarán substancialmente.

MEDIDAS DE LA ABUNDANCIA DE LOS TUNIDOS Y CORRECCIONES RESPECTO A LOS CAMBIOS EN LA EFICACIA

En la sección anterior se demostró que han habido cambios importantes en la eficacia de las embarcaciones atuneras de cerco durante el periodo abarcado por este estudio. Parece que ocurrieron algunos cambios en toda la flota; sin duda hubo un desarrollo diferencial entre las clases de arqueo en la eficacia de la captura, pero todas las clases han aumentado su eficacia de captura desde

principios del decenio de 1960. La evolución de la flota con respecto al aumento en la eficacia de pesca presenta un problema difícil a la Comisión en cuanto a determinar la condición de las existencias de aleta amarilla y barrilete en el Océano Pacífico oriental.

En esta sección se concibió un índice de la biomasa, basado en la información disponible de los cambios en la eficacia. El proceso de la pesca con cerco se dividió en subprocesos relacionados a la búsqueda y a las maniobras de las caladas. Se hacen suposiciones con el fin de relacionar estos subprocesos al éxito obtenido por los barcos según se evalúa por el índice original, la captura por día. Al usar la información sobre los cambios en la eficacia en los subprocesos, desarrollamos índices de la biomasa los cuales explican los cambios conocidos en la eficacia. La metodología es exigente respecto al origen de los datos; nuestro índice de la biomasa no puede calcularse en muchos estratos de área y tiempo en los que se puede calcular el índice de la captura por día. Consecuentemente procedemos a determinar ciertas relaciones entre los dos índices que pueden utilizarse para estimar el índice de la biomasa según el índice de la captura por día cuando la información es inadecuada para hacer los cálculos directos. Empezamos por describir un modelo de la pesca con cerco que sirve como base para todos los demás análisis.

Modelo estocástico de la pesca con cerco

Con el fin de cuantificar el efecto de los cambios de la eficacia en los índices de captura de las embarcaciones de cerco y para tomar en cuenta el tiempo (duración) de las caladas al calcular las medidas de la abundancia, se necesita una formulación matemática del proceso de pesca. Adoptamos el modelo descrito por Pella (1969) con una extensión directa que abarca cuatro categorías de cardúmenes, ya que es natural y significativo considerar cuatro tipos de cardúmenes de atunes en el Pacífico oriental. Nuestro concepto sobre el proceso de pesca fue descrito anteriormente en la Introducción. Sigue a continuación el desarrollo de la aproximación matemática al proceso:

Descripción del modelo

Las actividades de una embarcación de cerco se dividen en nueve maniobras o etapas: S_0 = búsqueda; S_1 y S_2 = obtención de una calada positiva y negativa, respectivamente, en el tipo 1 de cardumen; S_3 y S_4 = obtención de una calada positiva y negativa, respectivamente, en el tipo 2 de cardumen; S_5 y S_6 = obtención de una calada positiva y negativa, respectivamente, en el tipo 3 de cardumen y S_7 y S_8 = obtención de una calada positiva y negativa, respectivamente, en el tipo 4 de cardumen. Son evidentes las transiciones posibles entre etapas que una embarcación pueda asumir durante un día (Figura 12).

Deseamos calcular el número esperado de entradas en cada etapa de la calada durante un día de pesca según se relaciona a las probabilidades de las caladas positivas en cardúmenes de peces vigiados, el tiempo necesario para realizar estas caladas y el número de cardúmenes de atún en un área. Para calcular estas expectativas se necesita considerar la distribución de los períodos de espera en las etapas y las probabilidades de transición entre etapas.

Periodo de espera entre etapas

Consideramos el tiempo gastado en una etapa como una variable aleatoria donde la distribución depende de la etapa ocupada y, en algunos casos, la próxima etapa en que entra. En el modelo, el tiempo gastado en S_2 , S_4 , S_6 y S_8 puede depender no solamente en estas etapas pero también de si (1) el proceso avanza a la etapa de búsqueda, (2) a la etapa de una calada positiva, o (3) si aún permanece en la etapa de una calada negativa, así teniendo en cuenta los cambios en el comportamiento ya sea de los peces o de los pescadores, después de entrar en la etapa de una calada negativa.

La función de densidad, la media y la variancia del tiempo gastado en la etapa de búsqueda, indicadas por f , μ_0 , y σ_0^2 , respectivamente, se obtienen mediante consideraciones teóricas. Suponga que existen K cardúmenes de peces distribuidos aleatoriamente en una gran área de extensión A . Entonces, según la definición, la probabilidad de que k cardúmenes sean descubiertos en unidades t de tiempo por una embarcación que puede buscar de un extremo a otro y encontrar todos los cardúmenes en un área de extensión a de A por unidad de tiempo es proporcionada por la función

$$P_k(t) = \binom{K}{k} \left(\frac{a}{A}t\right)^k \left(1 - \frac{a}{A}t\right)^{K-k} \quad (10)$$

de $0 \leq k \leq K$.

Si K es grande y $\frac{a}{A}t$ es pequeña,

$$P_k(t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} \exp(-\lambda t) \quad (11)$$

donde $\lambda = \frac{a}{A}K$.

Con base a las propiedades del proceso de Poisson

$$E(k) = \lambda t \text{ y} \quad (12)$$

$$\text{Var}(k) = \lambda t \quad (13)$$

El periodo de espera entre descubrimientos, u , es una variable aleatoria con distribución negativa exponencial. Por lo consiguiente sabemos que

$$f(u) = \lambda \exp(-\lambda u), \quad u \geq 0 \quad (14)$$

$$\mu_0 = \frac{1}{\lambda} \text{ y} \quad (15)$$

$$\sigma_0^2 = \frac{1}{\lambda^2} \quad (16)$$

Así que si los cardúmenes se encuentran distribuidos aleatoriamente en un área, la media y la variancia del periodo de espera en el estado de búsqueda se encuentran determinadas por la densidad de los cardúmenes y por el índice de búsqueda de las embarcaciones.

La distribución, media y variancia de los periodos de tiempo en las etapas de las caladas dependen probablemente en tales factores como son las condiciones del océano, tiempo, características de las embarcaciones y en los peces *per se*. Estas distribuciones y los momentos de distribución no pueden determinarse según consideraciones teóricas, pero pueden talvez determinarse por la duración del muestreo de las caladas según los registros de los barcos. Con el fin de completar la anotación sobre los periodos de tiempo, dejemos que las funciones de densidad, las medias y variancias de los periodos de tiempo gastados en S_1, S_3, S_5 y S_7 sean designados por $g_1, g_3, g_5, g_7, \mu_1, \mu_3, \mu_5, \mu_7, \sigma_1^2, \sigma_3^2, \sigma_5^2$ y σ_7^2 , respectivamente. Además señalamos la función de densidad del tiempo de espera gastado en S_2 , dado que S_1 sea la próxima etapa, por g_{2i} con media μ_{2i} y variancia σ_{2i}^2 para $i = 0, 1$ y 2 . La función de densidad del periodo de espera en S_4 , dado que se entre luego S_i , es g_{4i} , que tiene una media de μ_{4i} y variancia σ_{4i}^2 para $i = 0, 3, 4$. La función de densidad del periodo de espera en S_6 , dado que se visite luego S_i , es g_{6i} , que tiene la media μ_{6i} y variancia σ_{6i}^2 para $i = 0, 5$ y 6 . Finalmente, la función de densidad del periodo de espera en S_8 , dado que se visite luego S_i , es g_{8i} , que tiene la media μ_{8i} y variancia σ_{8i}^2 para $i = 0, 7$ y 8 .

Probabilidades de transición

Para terminar el modelo necesitamos conocer las probabilidades del paso de una etapa a otra dado que haya ocurrido transición. La probabilidad de transición de pasar del estado i al estado j se indica mediante π_{ij} . Si dejamos

ν_z = probabilidad de caladas positivas en un cardumen de tipo z una vez que se haya atisbado,

K_z = número de cardúmenes del tipo z en el área de extensión A ,

$z = 1, 2, 3, 4$ y

$K = K_1 + K_2 + K_3 + K_4$

luego siempre y cuando las embarcaciones no seleccionen el tipo de cardumen,

$$\pi_{01} = \frac{K_1}{K} \nu_1 \qquad \pi_{05} = \frac{K_3}{K} \nu_3 \qquad (17)$$

$$\pi_{02} = \frac{K_1}{K} (1 - \nu_1) \qquad \pi_{06} = \frac{K_3}{K} (1 - \nu_3)$$

$$\pi_{03} = \frac{K_2}{K} \nu_2 \qquad \pi_{07} = \frac{K_4}{K} \nu_4$$

$$\pi_{04} = \frac{K_2}{K} (1 - \nu_2) \qquad \pi_{08} = \frac{K_4}{K} (1 - \nu_4)$$

Si un cardumen del tipo z escapa una calada y se vuelve a localizar con probabilidad η_z ,

$$\begin{array}{lll} \pi_{21} = \eta_1 \nu_1 & \pi_{22} = \eta_1 (1 - \nu_1) & \pi_{20} = 1 - \eta_1 \\ \pi_{43} = \eta_2 \nu_2 & \pi_{44} = \eta_2 (1 - \nu_2) & \pi_{40} = 1 - \eta_2 \\ \pi_{65} = \eta_3 \nu_3 & \pi_{66} = \eta_3 (1 - \nu_3) & \pi_{60} = 1 - \eta_3 \\ \pi_{87} = \eta_4 \nu_4 & \pi_{88} = \eta_4 (1 - \nu_4) & \pi_{80} = 1 - \eta_4 \end{array} \quad (18)$$

El resto de las probabilidades de transición tienen valores de cero.

Número esperado de caladas positivas

El número esperado de caladas positivas en cada categoría de cardumen durante un lapso determinado de tiempo de pesca puede calcularse sabiendo las densidades de los cardúmenes, valores de los parámetros de la distribución del tiempo de espera y valores de las probabilidades de transición. Indicamos por $N_i(t)$ el número aleatorio de entradas en S_i durante un tiempo de intervalo de longitud t , dado que el proceso empezó en la etapa de búsqueda. $N_1(t)$, $N_3(t)$, $N_5(t)$ y $N_7(t)$ representan el número de cardúmenes de cada tipo capturado por la embarcación durante el intervalo. Aunque no parece posible deducir expresiones exactas para las expectativas de $N_1(t)$, $N_3(t)$, $N_5(t)$ y $N_7(t)$, pueden deducirse las expresiones aproximadas. Si se considera la secuencia de los tiempos de recurrencia de S_i , $[T_{ii}^{(1)}, T_{ii}^{(2)}, \dots]$ donde $T_{ii}^{(m)}$ es el periodo aleatorio de tiempo entre las entradas m ésimo y $(m+1)$ ésimo en la etapa i , estas variables aleatorias forman un proceso de renovación. Si se aumenta la secuencia con el primer tiempo de pasada de S_0 a S_i , $[T_{0i}, T_{ii}^{(1)}, T_{ii}^{(2)}, \dots]$, el resultado es un proceso general de renovación (Murthy, 1961), la media de $N_i(t)$, dado que el proceso empiece en S_0 , es proporcionado por la aproximación,

$$E[N_i(t)] = \frac{t}{\tau_{ii}} + \frac{\tau_{ii}^{(2)}}{2\tau_{ii}^2} - \frac{\tau_{0i}}{\tau_{ii}} \quad (19)$$

donde

τ_{ii} = media del tiempo de recurrencia de S_i ,

τ_{0i} = media del tiempo de la primera pasada de S_0 a S_i y

$\tau_{ii}^{(2)}$ = el segundo momento sobre el origen de T_{ii} .

Para calcular el número esperado de entradas en S_i , dado que el proceso empezara en S_0 , necesitamos τ_{ii} , τ_{0i} y $\tau_{ii}^{(2)}$. El método de Pyke (1961a, 1961b) puede usarse para calcular estas expectativas. La matriz Q de Pyke en este problema es:

$$Q = \begin{bmatrix} 0 & \pi_{01}^{(1-e^{-\lambda t})} & \pi_{02}^{(1-e^{-\lambda t})} & \pi_{03}^{(1-e^{-\lambda t})} & \pi_{04}^{(1-e^{-\lambda t})} & \pi_{05}^{(1-e^{-\lambda t})} & \pi_{06}^{(1-e^{-\lambda t})} & \pi_{07}^{(1-e^{-\lambda t})} & \pi_{08}^{(1-e^{-\lambda t})} \\ \int_0^t g_1^{(j+1)u} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{20} \int_0^t g_2^{(j+1)u} & \pi_{21} \int_0^t g_2^{(j+1)u} & \pi_{22} \int_0^t g_2^{(j+1)u} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \int_0^t g_3^{(j+1)u} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{40} \int_0^t g_4^{(j+1)u} & 0 & 0 & \pi_{41} \int_0^t g_4^{(j+1)u} & \pi_{44} \int_0^t g_4^{(j+1)u} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \int_0^t g_5^{(j+1)u} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{60} \int_0^t g_6^{(j+1)u} & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_{65} \int_0^t g_6^{(j+1)u} & \pi_{66} \int_0^t g_6^{(j+1)u} & 0 & 0 \\ \int_0^t g_7^{(j+1)u} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{80} \int_0^t g_8^{(j+1)u} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_{87} \int_0^t g_8^{(j+1)u} & \pi_{88} \int_0^t g_8^{(j+1)u} \end{bmatrix} \quad (20)$$

donde q_{ij} = dado que el barco esté en la etapa $i-1$, la probabilidad que pasará directamente a la etapa $j-1$ dentro de t unidades de tiempo después de entrar en la etapa $i-1$ para $i = 1, \dots, 9$ y $j = 1, \dots, 9$.

Designemos mediante G_1, G_3, G_5 y G_7 las transformaciones de Laplace-Stieltjes de g_1, g_3, g_5 y g_7 y por $G_{20}, G_{21}, G_{22}, G_{40}, G_{43}, G_{44}, G_{60}, G_{65}, G_{66}, G_{80}, G_{87}$ y G_{88} las transformaciones de Laplace-Stieltjes de $g_{20}, g_{21}, g_{22}, g_{40}, g_{43}, g_{44}, g_{60}, g_{65}, g_{66}, g_{80}, g_{87}$ y g_{88} . La transformación de Laplace-Stieltjes de la distribución del exponencial negativo con el parámetro λ es designada por F y equivale a $\lambda / (\lambda + s)$, donde s es la variable de la transformación. Definimos ahora la matriz R (suscrito q en la anotación de Pyke) como sigue:

$$R = \begin{bmatrix} 0 & \pi_{01}^F & \pi_{02}^F & \pi_{03}^F & \pi_{04}^F & \pi_{05}^F & \pi_{06}^F & \pi_{07}^F & \pi_{08}^F \\ G_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{20}^{G_{20}} & \pi_{21}^{G_{21}} & \pi_{22}^{G_{22}} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ G_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{40}^{G_{40}} & 0 & 0 & \pi_{43}^{G_{43}} & \pi_{44}^{G_{44}} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ G_5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{60}^{G_{60}} & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_{65}^{G_{65}} & \pi_{66}^{G_{66}} & 0 & 0 \\ G_7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \pi_{80}^{G_{80}} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_{87}^{G_{87}} & \pi_{88}^{G_{88}} \end{bmatrix} \quad (21)$$

Luego Pyke indicó que las transformaciones de Laplace-Stieltjes de la probabilidad de distribución del tiempo de las primeras pasadas de S_{i-1} a S_{j-1} y de los tiempos de recurrencia de S_{i-1} se encuentran representados por los elementos h_{ij} y h_{ii} , respectivamente, de la matriz H (suscrito g en su anotación) donde

$$H = R(I-R)^{-1} [I(I-R)^{-1}]^{-1} \quad i = 1, \dots, 9; j = 1, \dots, 9 \quad (22)$$

en la que ${}^sA = (\delta_{ij} a_{ij})$ y δ_{ij} es la delta de Kronecker. Así, por ejemplo, h_{11} es la transformación de Laplace-Stieltjes de la probabilidad de distribución del tiempo de recurrencia de S_0 ; h_{12} es la transformación de Laplace-Stieltjes de la probabilidad de distribución del primer tiempo de pasada de S_0 a S_1 . Según las propiedades de las transformaciones podemos calcular los momentos de recurrencia y los primeros tiempos de pasada en la forma siguiente:

$$\begin{aligned}\tau_{ij} &= -\frac{\partial}{\partial s} h_{ij} \Big|_{s=0} \\ \tau_{ij}^{(2)} &= \frac{\partial^2}{\partial s^2} h_{ij} \Big|_{s=0}\end{aligned}\tag{23}$$

Estas expresiones son largas y no se incluyen en este informe. Se dispone de las fórmulas completas para un modelo de dos especies o tipo de cardumen (Pella, 1969).

Densidad del cardumen e índices de la biomasa de las especies de la región pescada en el estrato de área de 5 grados y mes

Hemos escogido el estrato de área de 5 grados y mes como nuestra unidad básica de muestreo para la cual se calcularán los índices de la biomasa con el modelo cerquero. La selección de este estrato representa un compromiso entre la teoría y la práctica; en teoría preferimos estratos de pequeñas áreas y de poco tiempo para que la búsqueda sea aleatoria con respecto a la distribución de los atunes y las densidades de los túnidos sean razonablemente estacionarias, mientras que en la práctica se necesitan áreas más grandes e intervalos más largos de observación para que las estadísticas de pesca se basen en muestras de tamaño adecuado.

Metodología

Se buscan atunes durante un mes en alguna porción del área de 5 grados; esta región corresponde al área descrita en la ecuación (10) del modelo cerquero. Se supone que en la región de pesca, las embarcaciones realicen una búsqueda aleatoria con respecto a la distribución de los peces. Se puede aceptar la suposición más débil, es decir la búsqueda aleatoria con respecto a la distribución en las áreas de 1 grado. Prácticamente hablando, ambas son equivalentes, debido a que comúnmente solo unas pocas áreas de 1 grado en un área de 5 grados son pescadas intensivamente en cualquier tiempo de un mes.

En aquellos estratos de área de 5 grados y mes en los que uno o más barcos de una clase de arqueo pescaron por lo menos 5 días, y en los que se satisface algún criterio correspondiente a la calidad de información registrada en los cuadernos de bitácora, se estima para la clase y por cada tipo de cardumen la probabilidad de una calada positiva, los parámetros del período de espera en las etapas de las caladas y el número esperado de caladas positivas por día de pesca. Las normas y los procedimientos se indican en la sección siguiente (Entrada de datos). Se calcula la velocidad de crucero de la clase de barco en el estrato y se escogen los valores de las probabilidades de recobro. No se pueden estimar las probabilidades de recobro según la información que tenemos a nuestra disposición, pero un análisis de sensibilidad descrito más tarde sugiere que su estimación no es crítica, por lo menos bajo las condiciones examinadas.

Las constantes del modelo cerquero son reemplazadas por estas estimaciones para calcular un índice de la densidad del cardumen o número de cardúmenes por unidad de área de cada tipo de cardumen en el estrato. Se recordará que la

ecuación (19) del modelo cerquero podría usarse para calcular el número esperado de caladas positivas por día de pesca de cada tipo de cardumen por clase de arqueo, siempre y cuando se conocieran las constantes del modelo, incluyendo las densidades de los cardúmenes, $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)$. [Aquí λ_i equivale aK_i/A para $i = 1, \dots, 4$]. Se tienen ahora las estimaciones de $E[N_i(t)]$, $i = 1, 3, 5, 7$ para t equivalentes a un día de pesca, junto con el resto de las constantes excepto por las densidades, λ . El sistema no lineal resultante de cuatro ecuaciones en las cuatro densidades desconocidas puede resolverse por iteración (Psaropoulos, 1975). Si se realizara la situación ideal de cerqueros idénticos de la clase k de arqueo que maniobraran independientemente con parámetros iguales a los estimados, los valores esperados del vector de solución $\hat{\lambda}_k$ para la clase de arqueo k sería

$$\lambda_{ik} = d_k v_k K_i / A \quad i = 1, 2, 3, 4 \quad (24)$$

donde

d_k = diámetro del círculo en el que se supone que los cardúmenes de atún puedan ser observados por la tripulación de una embarcación con cerco de la clase k de arqueo,

v_k = velocidad de crucero de las embarcaciones de la clase k de arqueo,

K_i/A = número de cardúmenes del tipo i por unidad de área en el estrato y

λ_{ik} = número esperado de cardúmenes del tipo i en un área de tamaño $d_k v_k$ que puede ser explorada durante una unidad de tiempo (se usó 1 día en los otros cálculos) por embarcaciones de la clase k siempre que no se pierda tiempo en las caladas.

Si se escala la solución $\hat{\lambda}_k$ por la inversión de la velocidad del crucero, el valor esperado del resultado $\hat{\lambda}'_k$ es

$$\lambda'_{ik} = d_k K_i / A \quad i = 1, 2, 3, 4 \quad (25)$$

Se supone luego que el parámetro d_k sea idéntico a través de las clases de arqueo y de los años, y su valor común es designado por d . Los valores esperados de tal índice, correspondientes a un tipo de cardumen, son entonces idénticos a través de las clases de arqueo. Si d_k es distinto entre las clases de arqueo, aumenta probablemente al aumentar la capacidad del barco. Según nuestra hipótesis subestimariamos entonces la eficacia de los grandes barcos. Más tarde, indicamos que la validez de la suposición no puede verificarse o rechazarse. En nuestra aplicación, investigamos el impacto de nuestros resultados finales de las violaciones de las suposiciones necesarias para ajustar los índices de captura de las pequeñas clases de arqueo con relación a las grandes.

Según nuestros trabajos previos, la fracción capturada de cardúmenes en los que se realizan caladas positivas es diferente entre las clases de arqueo y en algunos casos ha cambiado con el tiempo en una clase determinada. Por lo tanto, para desarrollar un índice de la biomasa del índice de densidad del cardumen $\hat{\lambda}'_i$, debe obtenerse un índice de la biomasa por cardumen que toma en cuenta la variación en la eficacia de las caladas.

Se supone para empezar, que la clase 5 de barcos ha obtenido la misma proporción Ξ de cardúmenes ya sea de delfines o cardúmenes de peces sobre la que se realizaron caladas positivas durante los años de estudio. La violación de esta hipótesis causará errores en nuestros índices de la biomasa en proporción directa a la variación en el parámetro. La hipótesis nos parece digna de confianza en vista a los resultados de nuestro análisis sobre la eficacia de las caladas. Con relación a los barcos de la clase 5, las clases 3 y 4 se mantuvieron estáticas en la eficacia de las caladas en cardúmenes con delfines. Exhibieron una ligera tendencia ascendente en la eficacia de las caladas en los cardúmenes de peces durante los años. La clase 6 de arqueo fue dinámica en la eficacia de las caladas, exhibiendo rápidos y grandes aumentos en la eficacia de las caladas tanto en los cardúmenes de peces como en los asociados con delfines. Las estimaciones de la eficacia de las caladas en cardúmenes de peces y en los asociados con delfines tienden a ser similares en cada clase de arqueo, aunque considerablemente diferentes entre las clases de arqueo. Las clases más pequeñas de arqueo, 3, 4 y 5, parece que hubieran permanecido relativamente estáticas en la eficacia de las caladas, mientras la clase 6 ha aumentado bastante la eficacia de sus caladas.

La eficacia de las caladas de la clase k de barcos en el año l en un cardumen de tipo i se designa mediante

$$\chi_{ikl} = E(\zeta_{ikl}) / \Xi \quad (26)$$

donde $E(\zeta_{ikl})$ es el promedio de la fracción capturada de cardúmenes de tipo i en la que la clase k de barcos en el año l logró caladas positivas. Este parámetro puede ser diferente entre cardúmenes de peces y cardúmenes asociados con delfines en el caso de una clase determinada de arqueo, ya sea clase 3, 4 o 6, pero se supone que sea idéntica respecto a cardúmenes de peces ya sea de atún aleta amarilla puro, barrilete o mixto.

Si el promedio del peso total de aleta amarilla en cardúmenes del tipo i es W_i en el estrato, la expectativa de captura de aleta amarilla por calada positiva, w_{ik} , por barcos de la clase k en el año l en el estrato es

$$E(w_{ik}) = E(\zeta_{ikl}) W_i \quad (27)$$

La observación de w_{ik} es una estimación de esta expectativa; su valor ha sido escalado mediante la inversión de una estimación de la eficacia de las caladas con el fin de obtener

$$w_{ik}^* = w_{ik} / \hat{\chi}_{ikl} \quad (28)$$

Las estimaciones de la eficacia de las caladas se obtienen de los polinomios que calculamos (Tabla 4). La sustitución de los valores esperados en (28) resulta en

$$E(w_{ik}) = \Xi W_i \quad (29)$$

Ahora el índice de la biomasa del aleta amarilla de la clase k de arqueo se define como

$$\hat{\gamma}_k = \sum_{i=1}^4 \hat{\lambda}_{ik} w_{ik} \quad (30)$$

Después de reemplazar las variables aleatorias por sus expectativas tenemos

$$\gamma_k = d \Xi B/A \quad (31)$$

donde

$$B = \sum_{i=1}^4 K_i W_i \quad (32)$$

es la biomasa total de aleta amarilla en el estrato. Ya que se supone que d y Ξ son invariables durante el período abarcado por nuestro estudio, el índice $\hat{\gamma}_k$ es una medida proporcional a la densidad de la biomasa con la constante de proporcionalidad idéntica en todas las clases de barcos durante todos los años.

Se puede evidentemente declarar un argumento similar para el barrilete.

Entrada de datos

Las estimaciones de los parámetros del modelo cerquero se obtienen del extracto de los cuadernos de bitácora de los barcos. En seguida se describe la fuente de los datos y las técnicas usadas al producir las estimaciones.

Probabilidad de las caladas positivas

Describimos previamente nuestros datos basados en el tipo de cardumen, clase de arqueo y estrato por área de 5 grados y mes para estimar la probabilidad de realizar caladas positivas sobre un cardumen vigiado. Estas mismas estimaciones se emplean como entradas para estimar las densidades de los cardúmenes. En algunos casos, hicieron falta datos en un estrato especial de área de 5 grados y mes con los cuales estimar las probabilidades de las caladas positivas; escogimos luego las estimaciones de un estrato adyacente, ya sea en tiempo o área, para las cuales estos datos eran adecuados.

Tiempo de espera en las etapas de las caladas

Solo algunos registros de bitácora incluyen información sobre la duración de la calada; sin embargo, casi todos contienen datos sobre el volumen o biomasa de ésta. Consecuentemente se usaron las estimaciones de los mínimos cuadrados de

los parámetros del modelo de la duración de la calada (1) correspondientes a cada trimestre del año, a cada clase de arqueo y respecto a cardúmenes con delfines y de peces junto con los datos del volumen de la calada para estimar la media y la variancia del periodo de espera en las etapas de la calada. Por ejemplo, en el caso de una clase determinada de arqueo en un área de 5 grados durante cualquier mes del año en la que el volumen de las caladas positivas de cardúmenes de peces aleta amarilla realizadas por la clase de arqueo era x_1, x_2, \dots, x_n , se estimaron los parámetros del tiempo de espera en la etapa de la calada positiva de aleta amarilla por

$$\hat{\mu}_y = E(Y/x_1, x_2, \dots, x_n) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \bar{x} \quad (33)$$

$$\hat{\sigma}_y^2 = E(\sigma_y^2/x_1, x_2, \dots, x_n) = s^2 + \hat{\beta}^2 \sigma_x^2 \quad (34)$$

donde

$\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ = estimaciones de los parámetros del modelo de la duración de la calada (1) de cardúmenes de peces correspondientes al trimestre y clase de arqueo,

s^2 = variancia correspondiente de la muestra alrededor de la línea,

μ_y = media real del tiempo de espera en la etapa de la calada,

σ_y^2 = variancia real del tiempo de espera en la etapa de la calada,

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i/n \text{ y}$$

$$\sigma_x^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2/(n - 1).$$

Estimaríamos la media del periodo de espera en la etapa correspondiente de una calada negativa sobre un cardumen de peces de atún aleta amarilla, por $\hat{\alpha}$ y la variancia por s^2 .

Al usar las estimaciones de los parámetros apropiados junto con los volúmenes observados de las caladas, podemos estimar los parámetros de la distribución del tiempo de espera en las ocho etapas de las caladas por cualquier área de 5 grados, mes y clase de arqueo.

En el análisis que sigue se supone que los parámetros del periodo de espera en las etapas de las caladas negativas son independientes de la próxima etapa que se entra.

Número esperado de caladas positivas por día de pesca

El número esperado de caladas positivas por día de pesca sobre un tipo de cardumen por una clase de arqueo en un estrato de área de 5 grados y mes, se calcula por la razón de un estimativo del total de las caladas positivas de la clase sobre el tipo de cardumen con relación al número actual de días de pesca de la clase en el estrato. La información con la cual estimar el total de las caladas positivas es variable en confiabilidad ya que las caladas positivas, individuales,

no siempre se registran, aunque se tienen las capturas totales por especie. Decidimos usar arbitrariamente casos en los que se había registrado por lo menos el 75% del peso de los atunes capturados en caladas positivas individuales. Cuando se cumpla esta norma, se computa en dos etapas el número de caladas positivas en cada tipo de cardumen realizadas por una clase de arqueo en el estrato de tiempo y área: (1) se computa el número total de caladas positivas en cardúmenes de aleta amarilla, barrilete y mixtos, asociados con delfines o sin ellos, e informados o no en los cuadernos de bitácora; y (2) se dividen estas estimaciones entre las caladas ya sea con delfines o sin ellos. La primera etapa utiliza las relaciones

$$N_1 w_1 + N_3 w_3 = Y \quad (35)$$

$$N_2 w_2 + N_3 w'_3 = S$$

donde

N_1 = número de caladas positivas en cardúmenes puros de aleta amarilla, ya sea con delfines o sin ellos e informados o no en el cuaderno de bitácora,

N_2 y N_3 = número correspondiente de dichas caladas en cardúmenes puros de barrilete y cardúmenes mixtos, respectivamente,

w_1 y w_2 = promedio de la captura en peso por calada positiva informada en los cuadernos de bitácora correspondiente a cardúmenes puros de aleta amarilla y barrilete, respectivamente,

w_3 y w'_3 = promedio del peso de la captura por calada positiva informada en los cuadernos de bitácora de aleta amarilla y barrilete, respectivamente, en cardúmenes mixtos.

Y y S = peso total de aleta amarilla y barrilete capturado en el es trato por la clase de arqueo.

La fórmula (35) es una aproximación en la que la media del peso en caladas informadas es una aproximación a la media del peso tanto en caladas informadas como no informadas. Dejemos ahora que n_1 , n_2 y n_3 sea el número de caladas positivas informadas sobre aleta amarilla puro, barrilete puro y mezcla de estas dos especies, respectivamente. Si $n_i \neq 0$ para $i = 1, 2$ y 3 , suponemos que

$$\frac{n_i}{n_j} = \frac{N_i}{N_j} \quad (36)$$

Luego, usando (36), resolvemos (35) en términos de N_1 para obtener

$$N_1 w_1 + N_1 \frac{n_3}{n_1} w_3 = Y \quad (37)$$

$$N_1 \frac{n_2}{n_1} w_2 + N_1 \frac{n_3}{n_1} w'_3 = S$$

La fórmula (37) se resuelve por N_1 mediante los mínimos cuadrados. Luego se da el número estimado de las caladas positivas por

$$\begin{aligned} \hat{N}_1 & & (38) \\ \hat{N}_2 &= \frac{n_2}{n_1} \hat{N}_1 \\ \hat{N}_3 &= \frac{n_3}{n_1} \hat{N}_1 \end{aligned}$$

Cuando uno o más de las n_i son cero, se supone que las correspondientes N_i son cero y se calculan estimaciones similares de los mínimos cuadrados para las categorías restantes. Como necesitamos un alto porcentaje de información, el procedimiento debe producir estimaciones confiables. Las estimaciones de todas las caladas de aleta amarilla puro, barrilete y caladas mixtas se asignan luego proporcionalmente a aquellas realizadas en cardúmenes asociados con delfines, o cardúmenes de peces usando el número de las caladas registradas. Los detalles de la asignación se informan en otro lugar (Psaropulos, 1975).

Cuando se completan, se tienen las estimaciones del número total de caladas positivas en cardúmenes asociados con delfines, en cardúmenes de aleta amarilla, en cardúmenes de barrilete y en cardúmenes mixtos de peces; cuando se divide cada uno por los días de pesca en el estrato de área y tiempo por la clase de arqueo, resulta una estimación del número esperado de caladas positivas por día de pesca en el tipo de cardumen.

Peso promedio de aleta amarilla y barrilete en caladas positivas

La información sobre el volumen de las caladas individuales se utiliza para estimar el peso promedio de los peces por calada positiva realizada por la clase de arqueo en un estrato de área y tiempo (recuérdese que esta información no está completa). El procedimiento es directo; por cada tipo de cardumen, computamos el promedio de captura de aleta amarilla y de barrilete en caladas positivas informadas. Los cardúmenes puros de aleta amarilla y barrilete tienen, naturalmente, un promedio de peso cero para las otras especies.

Velocidad de las embarcaciones

El promedio de la velocidad de crucero de las embarcaciones de una clase de arqueo en un estrato de área de 5 grados y mes, se calcula al ponderar las velocidades de crucero de los barcos individuales por los días actuales de pesca en el estrato.

Probabilidades de recobro

No se tienen datos con los cuales poder estimar los parámetros de recobro. En nuestro análisis completo hemos escogido $\eta_i = 0.5, i = 1, \dots, 4$, indicando que este valor reduce al mínimo el error máximo posible. Más tarde se realizan los análisis de sensibilidad que justifican nuestra selección de un solo valor, siempre que se mantengan ciertas condiciones; calificamos nuestras determinaciones según la información que falta.

INDICES APARENTES DE ENCUENTRO

La aplicación de la metodología a nuestros datos básicos suministró estimaciones de la densidad del cardumen por la clase de arqueo (véase ecuación 26) y estratos de área de 5 grados y mes; éstas pueden clasificarse por año. Si se llenan las suposiciones de la metodología, las estimaciones de un estrato tienen expectativas idénticas para la clase de arqueo que pesca allí. Se indican las violaciones si las muestras de los estratos indican diferencias entre las clases de arqueo. Los análisis son paralelos a los de la eficacia de las caladas; la densidad del cardumen reemplaza el volumen promedio del cardumen. La ecuación (25) se linealiza mediante una transformación logarítmica. Un coeficiente del índice de encuentro para la clase k de arqueo

$$\psi_k = \frac{d_k}{d_n}, \quad (39)$$

se define donde

d_k = extensión de la trayectoria de búsqueda de la clase k de arqueo y

d_n = extensión de la trayectoria de búsqueda de la clase normal de arqueo.

Si las hipótesis de la metodología son válidas, el coeficiente debe tener un valor de unidad correspondiente a todas las clases de arqueo.

La forma linealizada se ajustó por los mínimos cuadrados a observaciones de cada tipo de cardumen y año excepto 1960. La clase 6 de embarcaciones estuvo muy pobremente representada en nuestras muestras de ese año. Las observaciones ajustadas eran los logaritmos de las estimaciones de la densidad de los cardúmenes (ecuación 25) por estratos de área de 5 grados y mes, como también los logaritmos de la suma de las estimaciones de la densidad de los cardúmenes a través de los tipos de cardumen. La suma representa una estimación de la densidad de los cardúmenes de atún de cualquier tipo. Se incluyeron solo los estratos en los que hubo por lo menos tres clases de arqueo, gastando cada una un mínimo de pesca de 5 días. Si no se recibió información sobre caladas positivas sobre un tipo determinado de cardumen en un estrato por una clase de arqueo, pero se tenían estos datos respecto a otras clases, se sustituyó una constante pequeña por la densidad estimada de la clase de arqueo para permitir la transformación logarítmica. Se empleó la misma constante arbitraria en todos los análisis. Presumiblemente no fue crítica la selección de este valor; no debe sesgar las comparaciones entre las clases de arqueo y se usó este valor solamente en un pequeño porcentaje de casos.

Los análisis de la variancia de las diferencias en el índice de encuentro entre las clases de arqueo en cada año y cada tipo de cardumen (y combinación de cardúmenes) fueron producidos usando el modelo de linealización. El parámetro ψ_k y su variancia fueron calculados por estimadores apropiados de mínimos cuadrados del modelo ajustado análogos a la estimación de la eficacia de la calada. Los aspectos sobresalientes del resultado son:

1. En cada tipo individual de cardumen, uno de once años probados mostró una diferencia significativa en los índices de encuentro entre las clases de

barcos; se hubieran esperado aproximadamente dos pruebas significativas al azar en vez de cuatro.

2. Cuando se realizó el análisis en todos los tipos combinados de cardúmenes, cuatro de los once años probados indicaron diferencias significativas en los índices de encuentro entre las clases de arqueo. Se hubiera esperado menos de uno al azar.

3. Cuando se efectuaron las pruebas en cardúmenes combinados, para aquellos años en los que se descubrieron diferencias, la clase 3 tuvo el mayor índice de encuentro en todos los cuatro casos, la clase 4 ocupó el segundo lugar en tres de los cuatro casos y las clases 5 y 6 tuvieron los índices más bajos de encuentro.

4. En el año que fue significativo para los cardúmenes con delfines, la clase 3 tuvo el mayor índice de encuentro, seguida por las clases 4, 5 y 6, en ese orden.

5. En el año que fue significativo para los cardúmenes de aleta amarilla, nuevamente la clase 3 tuvo el índice más alto, seguida por las clases 4, 5 y 6, en ese orden.

6. En el año que fue significativo para los cardúmenes de barrilete, la clase 4 tuvo el mayor índice, seguida por las clases 6, 3 y 5, en ese orden.

7. En el año que fue significativo para los cardúmenes mixtos, la clase 6 tuvo el mayor índice, seguida por las clases 4, 5 y 3, en ese orden.

8. Los coeficientes estimados de los índices de encuentro de cualquier clase de arqueo, correspondientes a cualquier categoría de cardumen, no exhibieron tendencias evidentes sobre los años. Consecuentemente, los promedios ponderados de los coeficientes estimados fueron calculados a través de los años respecto a cada categoría de cardumen y clase de arqueo (Tabla 5). La clase 5 que no se indicó en la tabla tiene naturalmente un promedio de uno en todos los casos. Los pesos usados fueron inversiones de las variancias estimadas del coeficiente del índice de encuentro. Con el aumento de la capacidad de los barcos, aparece la tendencia de un índice decreciente de encuentro respecto a los cardúmenes combinados. No hay ninguna tendencia evidente en cuanto a los cardúmenes de delfines. Basados en una prueba completa que abarca cada tipo de cardumen, la cual combina pruebas individuales de los años (Kendall y Stuart 1968: Sección 35.45), se juzgaron que estas dos categorías tenían diferencias altamente significativas en los índices de encuentro entre las clases de arqueo. Las pruebas de las categorías restantes de cardúmenes indicaron (al nivel del 10% de prueba) que no existían diferencias en los índices de encuentro entre las clases de los barcos durante los años.

Se confunden los resultados de las pruebas individuales por año y tipo de cardumen, el total de las pruebas de todos los años y los promedios. El descubrimiento en algunos casos de que los índices de encuentro disminuyen con relación al aumento en la clase de arqueo no puede explicarse por las diferencias en la extensión de la trayectoria de búsqueda — la idea de que la extensión de la trayectoria de búsqueda de los barcos pequeños excede a la de los grandes barcos no es justificable. Cuando se ven estos resultados junto con el análisis del valor de las caladas, pueden interpretarse como si reflejaran las diferencias en estrategia entre las clases de capacidad. El análisis de la eficacia de las caladas

indicó que las clases pequeñas retienen con éxito proporciones más pequeñas de cardúmenes capturados; esto puede explicarse, por lo menos en parte, por la diferencia en la selección de la magnitud de los cardúmenes entre las clases. Si las embarcaciones pequeñas se detuvieron a capturar cardúmenes pequeños que los grandes barcos ignoraron, las clases pequeñas tendrían tanto índices mayores de encuentro aparente que los grandes barcos como índices inferiores de eficacia aparente en las caladas. La interpretación anterior supone que exista una estrategia consistente por clase de arqueo. Las embarcaciones pueden variar de estrategia, lo cuál depende de las condiciones de pesca como debido a la competencia de otros barcos o a la densidad y comportamiento de los cardúmenes. Estas ideas no se han seguido.

La selectividad diferencial, posible, en la magnitud de los cardúmenes entre las clases de barcos confunde el análisis de la eficacia en las caladas. Crucial para ese análisis es la suposición de que las clases de arqueo de las embarcaciones no difieren en su selectividad respecto a la magnitud de los cardúmenes. Si las clases de arqueo difieren en la selección de la magnitud de los cardúmenes, las grandes clases de arqueo deben tener índices inferiores de encuentro con relación a las clases pequeñas. Parece que se ha realizado esta expectativa relativa a los cardúmenes combinados. La clase 3 parece tener un promedio del índice de encuentro substancialmente superior al de las otras clases (Tabla 5). Sin embargo, los resultados en tipos de cardúmenes individuales no son consistentes. A no ser que las interrelaciones entre las clases de arqueo sean más complejas de lo que creemos, los índices de encuentro de la clase 6 habrían declinado progresivamente con el tiempo si los cambios en la eficacia aparente de las caladas se debieran simplemente a la selección de cardúmenes más grandes. No fue evidente dicha tendencia en los índices de encuentro de la clase 6. Por lo tanto, a juzgar por las pequeñas diferencias en el promedio de los índices de encuentro de las clases 5 y 6, y talvez la clase 4, en cardúmenes combinados, existen probablemente diferencias reales en la eficacia de las caladas. El grado de las diferencias en la eficacia de las caladas entre embarcaciones grandes y pequeñas se exagera probablemente por el análisis de la eficacia de las caladas. Las consecuencias que estas complicaciones tienen en nuestro análisis final sobre la abundancia del aleta amarilla y barrilete en el Pacífico oriental se examinan más tarde cuando comparamos los índices basados en las maniobras de las clases 3, 4, 5 y 6, las clases 4, 5 y 6 y finalmente solo las clases 5 y 6.

RELACION ENTRE LOS INDICES DE LA BIOMASA Y LA CAPTURA POR DIA

La relación que existe entre nuestros índices de la biomasa y los índices sin ajustar y no normalizados, de la captura por día, es informativa. Los valores pares de los estratos de área de 5 grados y mes serán llamados pares (\hat{y} , CPD). El número de tales pares de cada clase de capacidad y año para cada especie son generalmente importantes (Tablas 6 y 7). Con algunas excepciones los estratos de área y tiempo incluidos en estos pares (\hat{y} , CPD) constituyen áreas y tiempo en los que se gastó la mayor parte del esfuerzo de pesca y en los que se logró la mayoría de la captura (Tabla 8).

Los pares ($\hat{\gamma}$, CPD) de ambas especies de la clase 5 en 1965 se grafican como un ejemplo típico (Figuras 13 y 14). La relación entre los dos índices no es aparentemente lineal, y existe la variabilidad en cualquier relación simple hipotética. La mayoría de los puntos se encuentran concentrados a lo largo de las líneas trazadas en los gráficos (describiremos en un momento el origen de las líneas) pero aparecen unos pocos puntos exteriores.

La variación en dirección vertical (CPD determinada) y horizontal ($\hat{\gamma}$ determinado) con respecto a las líneas que relacionan las variables $\hat{\gamma}$ y las variables de la CPD ocurre por varias razones. Primero, los peces en ciertos estratos de tiempo y área están más expuestos a ser capturados que en otros, *e.d.*, las probabilidades de una calada positiva son mayores debido ya sea a las condiciones biológicas y físicas o a la aparición de embarcaciones de una clase de arqueo más efectiva en los estratos. El índice $\hat{\gamma}$ estimado según un valor determinado de la CPD, siendo todos los demás casos constantes, variará inversamente con relación a los cambios en las estimaciones de las probabilidades de las caladas positivas. Por otra parte, el valor de la CPD a un nivel determinado de $\hat{\gamma}$ variará directamente según los cambios de las probabilidades actuales de las caladas positivas.

Segundo, la presencia de una especie afectará el índice de la CPD de la otra, ya que el tiempo gastado en capturar una especie se habría aplicado en buscar y capturar la otra si la primera no hubiera estado presente. Por lo consiguiente, a un nivel determinado de la CPD de una especie, el índice $\hat{\gamma}$ variará directamente según el cambio de los valores de la CPD de la otra especie, y viceversa el valor de la CPD correspondiente a un nivel determinado $\hat{\gamma}$ de una especie tendrá una variación inversa con relación al nivel $\hat{\gamma}$ de la otra.

Tercero, si todos los parámetros del proceso cerquero se mantienen constantes con excepción del tiempo necesario para manipular la red y halar la captura a bordo, las capturas variarán ya que el tiempo gastado en las caladas interfiere con el tiempo de búsqueda. Como las embarcaciones de una clase determinada varían en la rapidez con que manipulean la red y la captura, ocurrirá alguna variación alrededor de las líneas que relacionan los índices $\hat{\gamma}$ a los índices de la CPD. Se considera que dicha variación tiene poco significado en la mayoría de los estratos de nuestras muestras, y se esperaría que jugara un papel averiguable solo en los estratos con altos índices de captura.

Finalmente, existen errores aleatorios al estimar los parámetros y las desviaciones de valores constantes supuestos, *e.d.*, la extensión de la trayectoria de búsqueda. Dichos factores son otras fuentes de variación en las relaciones ($\hat{\gamma}$, CPD).

Existen dos relaciones promedio que pueden observarse en los gráficos ($\hat{\gamma}$, CPD): (1) el promedio del valor $\hat{\gamma}$ de la CPD determinada y (2) el promedio del valor de la CPD del $\hat{\gamma}$ determinado. Nos referimos a la primera como la regresión ($\hat{\gamma}$, CPD) y a la segunda como la regresión inversa ($\hat{\gamma}$, CPD). Las líneas de regresión se encuentran en parte determinadas por las condiciones biológicas y físicas que controlan la susceptibilidad de los peces a la captura, y en parte por la capacidad de las embarcaciones en capturar los peces.

Deseamos usar más tarde los índices de la CPD de los que se tienen datos completos para aproximar los índices de la biomasa en los que los datos están incompletos. Si se conociera la regresión real ($\hat{\gamma}$, CPD) podría usarse para estimar los índices de la biomasa de los índices de la captura por día de pesca. Aunque no se conoce la regresión real, puede estimarse según nuestras muestras ($\hat{\gamma}$, CPD) bajo ciertas hipótesis, especialmente su forma. Estas estimaciones han sido calculadas por mínimos cuadrados correspondientes a cada clase de arqueo y año para cada regresión real supuesta

$$\hat{\gamma}_y = \beta_1 \text{CPD}_y + \beta_2 \text{CPD}_y^2 + \beta_3 \text{CPD}_s \quad (40)$$

Los suscritos y y s se refieren al aleta amarilla y barrilete, respectivamente. Esta forma se adoptó en la regresión fundamental porque al examinar los gráficos ($\hat{\gamma}$, CPD) indicaron que la relación era lineal o cuadrática; además, como se indicó anteriormente, el valor de la CPD de una especie debe afectar el índice $\hat{\gamma}$ de la otra.

Las estimaciones de los coeficientes de la ecuación (40) de atún aleta amarilla (Tabla 9) y del barrilete (Tabla 10) resultaron después de escoger preliminarmente las observaciones; en el caso de las observaciones individuales se omitieron aquellas que tenían más de tres desviaciones normales del valor esperado pronosticado por la línea de regresión estimada, basada en todas las muestras ($\hat{\gamma}$, CPD). La cantidad eliminada de observaciones de las muestras anuales y clases de arqueo varía entre cero y tres. Solo se retuvieron los coeficientes significativos al nivel de prueba del 5%, suponiendo que la teoría normal de prueba era apropiada.

Los ajustes de los mínimos cuadrados de las regresiones ($\hat{\gamma}$, CPD) resultaron en estimaciones positivas de los coeficientes β_3 en 12 de los 15 casos en los que el coeficiente fue significativo. Este coeficiente relaciona el índice $\hat{\gamma}$ de una especie al índice de la CPD de la otra y debe ser positivo. Se supone que los valores negativos ocurren al usar la expresión simple del polinomio con el fin de ajustar una relación más complicada.

La relación ($\hat{\gamma}$, CPD) de una u otra especie, manteniendo determinado el valor de la CPD de la otra especie, es a menudo significativamente curvilínea, *e.d.*, $\beta_2 \neq 0$. Es evidente una diferencia en la dirección de la curvatura entre las clases de arqueo grandes y pequeñas, especialmente en el atún aleta amarilla. La relación ($\hat{\gamma}$, CPD) estimada para la clase 3 es convexa en siete de los nueve casos significativamente curvilíneos del aleta amarilla y en seis de los ocho casos significativos del barrilete. La relación ($\hat{\gamma}$, CPD) estimada para la clase 6 es cóncava en siete de los ocho casos significativamente curvilíneos del aleta amarilla y en seis de los ocho casos significativos del barrilete. La clase 4 es similar a la clase 3 con respecto al aleta amarilla, mientras la clase 5 es similar a la clase 6. Esta separación de la relación clase-arqueo en dos categorías de curvatura indica que las diferencias en la estrategia (discutidas anteriormente) entre las clases de barcos pueden estar relacionadas. La forma de la relación con el índice determinado de la CPD de la otra especie no es pronosticable según

consideraciones teóricas. La prueba presentada en breve indica que los coeficientes obtenidos tienen la orientación y magnitud correctas.

Antes de utilizar las regresiones ($\hat{\gamma}$, CPD) para aproximar los índices $\hat{\gamma}$ de los índices de la CPD, deseamos ilustrar la magnitud y dirección de nuestros ajustes correspondientes a los cambios en la eficacia. Estos efectos se demuestran al transformar los índices de la CPD de una clase de arqueo de cualquier año a índices de la CPD de otra clase de arqueo escogida como referencia en ese año (normalización intraanual), y al transformar los índices de la CPD de una clase de arqueo de cualquier año a índices de la CPD de una clase de arqueo en algún año determinado, habiéndose escogido la clase de arqueo de ese año como referencia (normalización interanual). Con este objetivo en mente la relación inversa ($\hat{\gamma}$, CPD) del aleta amarilla

$$\text{CPD}_{y,5} = \beta_1' \hat{\gamma}_{y,5} + \beta_2' \hat{\gamma}_{y,5}^2 + \beta_3' \hat{\gamma}_{y,5} \quad (41)$$

ha sido calculada cada año respecto a la clase 5 de barcos, la clase de referencia (Tabla 11). Los coeficientes significativos al nivel del 5% de prueba fueron retenidos y los puntos lejos de la línea descubiertos anteriormente fueron excluidos de estas muestras. Como se hizo antes, se eligió esta forma de regresión inversa debido a que los gráficos ($\hat{\gamma}$, CPD) aparecieron curvilíneos y el índice de la CPD de una especie debe estar influenciada por el índice $\hat{\gamma}$ de la otra.

Las estimaciones significativas de β_3' son negativas como deben ser en teoría, *e.d.*, si la densidad actual de barrilete está aumentando, el índice de la CPD del aleta amarilla debe disminuir si la densidad de esa especie se quede igual.

Si se supone que los efectos de las condiciones biológicas y físicas que controlan la susceptibilidad a la captura y las diferencias de la eficacia de los barcos en las clases de arqueo a cualquier nivel determinado de la CPD o de $\hat{\gamma}$ tienen un promedio de cero en los gráficos ($\hat{\gamma}$, CPD), las diferencias ya sea en las regresiones estimadas o regresiones inversas entre los años y clases de arqueo se deberían a las diferencias en la eficacia de la captura de atunes. A causa de la ilustración, hacemos esta suposición (la suposición es justificable respecto a los índices inferiores de captura ya que tenemos grandes cantidades de estratos de área de 5 grados y mes correspondientes a estos índices) ofreciendo una oportunidad para promediar los efectos a cero; pero en los índices altos de captura donde aparecen pocas observaciones, la suposición probablemente no es sostenible. Sea que la suposición sea sostenible o no, observaremos cambios muy consistentes en las normalizaciones intraanuales e interanuales que deben ser explicados por los cambios en la eficacia. No se considera probable una explicación alternativa basada en un cambio progresivo en las condiciones ambientales, intensificando la susceptibilidad de los atunes a la captura durante el período de 12 años.

Se supone que los índices de la biomasa son independientes de la clase de arqueo. Consecuentemente, si el índice de la CPD del barrilete se establece igual

a cero, la substitución de (40) con los suscritos apropiados de la clase de arqueo en (41) de los índices para la biomasa resulta en

$$CPD_{y,5} = \sum_{j=1}^4 \beta_j^* CPD_{y,i}^j \quad (42)$$

donde

$$\beta_1^* = \beta_1' \beta_1,$$

$$\beta_2^* = \beta_1' \beta_2 + \beta_2' \beta_1^2,$$

$$\beta_3^* = 2 \beta_2' \beta_1 \beta_2 \text{ y}$$

$$\beta_4^* = \beta_2' \beta_2^2,$$

refiriéndose i a la clase de arqueo que ha sido normalizada, *e.d.*, la CPD de la clase i es transformada a CPD por la clase 5. Bajo las condiciones estipuladas en el párrafo anterior, la ecuación (42) nos permite ahora normalizar intraanualmente e interanualmente. La normalización se calcula para el aleta amarilla, suponiendo que el índice de la CPD del barrilete sea cero.

Estas ecuaciones han sido graficadas respecto al aleta amarilla para cada clase de arqueo, en 1960, 1965 y 1971, al normalizar primero a la clase 5 del año correspondiente (Figuras 15-17). Si estas líneas se comparan a las de 45°, es evidente que la clase 6 a valores inferiores de la CPD es más eficaz y le sigue la clase 5, seguida por las clases más pequeñas. La clase 5 tiene una ventaja en los índices de captura en situaciones de poca densidad, pero los barcos más pequeños son capaces de igualar los índices de captura de estos grandes barcos en situaciones de alta densidad. Las embarcaciones más pequeñas probablemente no excedan en los índices de captura a los grandes barcos, según lo indican las curvas en los valores altos de la CPD; se supone que esto sean variaciones fortuitas propias, al extender la relación ajustada más allá de la mayor parte de los datos.

Sospechando al principio que la mejora aparente en los índices de captura de las clases más pequeñas con relación a la clase 5 era un fenómeno de nuestro análisis, graficamos valores pares (CPD_i , CPD_5) (donde i se refiere a la clase que se está normalizando) en estos gráficos correspondientes a aquellos estratos de área de 5 grados y mes en los que los barcos pescaron juntos. Aparece una gran variación en los índices de captura entre las clases en cada gráfico pero, generalmente hablando, nuestra relación derivada (CPD_i , CPD_5) se ajusta a las observaciones razonablemente bien cuando se compara con los ajustes de los mínimos cuadrados de los valores pares con la CPD_5 como la variable dependiente (Figuras 15-17). Algunos análisis preliminares que usan muestras más extensas de valores pares de la CPD confirman nuestro hallazgo (Tomlinson, comunicación personal). Presumiblemente estas relaciones entre los índices de captura de clases de arqueo grandes y pequeñas se deben por lo menos en parte a las diferencias en la estrategia, pero se necesitará investigar aún más la determinación completa de los mecanismos implicados.

La discusión anterior constituye la prueba prometida anteriormente para indicar que la magnitud y orientación de la relación ($\hat{\gamma}$, CPD) fueron apropiadas.

Los valores de la CPD de cada clase de arqueo fueron transformados independientemente a valores $\hat{\gamma}$, *e.d.*, índices de la biomasa corregidos por la diferencia en la eficacia entre las clases de barcos. Se calculó una transformación normal de la CPD a $\hat{\gamma}$ en cada clase de arqueo, ecuación (40), y el promedio de una relación inversa de $\hat{\gamma}$ con respecto a la CPD para la clase 5, ecuación (41). Al vincular estas relaciones, los valores de la CPD de otras clases de arqueo podían transformarse a valores de la CPD para la clase 5 según la ecuación (42). Cuando se compara esta transformación con la relación de los mínimos cuadrados de las subseries de los datos, *e.d.*, valores pares de la CPD donde las embarcaciones de la clase 5 pescaron con los otros barcos en el estrato, las dos relaciones estaban bien de acuerdo.

El acuerdo entre los ajustes de los mínimos cuadrados y aquellos de la ecuación de transformación (42) indican tentativamente que las violaciones de las suposiciones de nuestra metodología posiblemente no son de gran importancia. Por el contrario, los índices de densidad de las pequeñas clases de arqueo que usan la ecuación (42) deben ser sobreestimados ya que las estimaciones de la eficacia de las caladas de estas clases fueron probablemente sesgadas en forma descendente.

Para concluir con esta discusión sobre los efectos de nuestros ajustes, se consideran algunas normalizaciones interanuales para el aleta amarilla (Figura 18). La relación (CPD_5, CDP_i) de la ecuación (42) de las clases de arqueo 3, 4, 5, y 6 en 1960, 1965 y 1971, se grafican para ilustrar cambios temporales. La clase 6 no se grafica respecto a 1960 ya que no se obtuvieron datos. La clase 5 de barcos de 1969 se escogió como referencia en todos los casos ya que indicó la mayor distribución (alcance) de valores de la CPD en ese año. La ecuación (42) se graficó solamente respecto a aquellos valores de las abscisas incluidas en la distribución de nuestras muestras ($\hat{\gamma}$, CPD).

Las embarcaciones de las clases 3 y 4 fueron siempre menos eficaces que las de la clase 5 en 1969 con relación a todos los índices de captura abarcados por nuestras muestras. La clase 6 fue más efectiva que la clase 5 de 1969, y por lo tanto más efectiva que las embarcaciones de las clases 3 y 4 tanto en 1965 y 1971.

En cada clase de arqueo las líneas asumieron valores inferiores en la ordenada a un valor determinado de la abscisa, compatible con el continuo desarrollo de la flota. Por lo consiguiente, respecto a la clase 5 de barcos en 1969, las clases 3 y 4 indicaron un gran progreso entre 1960 y 1965, pero mucho menos entre 1965 y 1971. La clase 5 de barcos entre 1969 y 1971 no tuvo prácticamente cambio alguno.

La clase 6 de barcos indicó gran progreso entre 1965 y 1971 en contraste con las otras clases. Parece que las otras clases de arqueo hubieran alcanzado un nivel casi constante de eficacia y probablemente permanecerán allí hasta que la tecnología ofrezca una nueva oportunidad para aumentar la eficacia de captura. Según el examen de los años intermedios, juzgamos que la clase 6 de barcos está alcanzando también los límites de la eficacia bajo la tecnología actual.

ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

Se observó anteriormente que las probabilidades de recobro, $\eta = (\eta_1, \eta_2, \eta_3,$

η_4) no pueden estimarse según los datos que se tienen. Arbitrariamente usamos el estimativo minimax, $\bar{\eta} = (.5, .5, .5, .5)$. Naturalmente, nos interesa que tal selección pueda anular el análisis. Por lo consiguiente el efecto de estos parámetros en las relaciones (CPD_s, CPD_i) han sido examinados respecto al aleta amarilla en 1961 y 1969, al reanalizar los datos con diferentes valores de $\bar{\eta}$, a saber, $\bar{\eta} = (.1, .1, .1, .1)$ y $\bar{\eta} = (.9, .9, .9, .9)$. Los resultados se sumarian gráficamente (Figuras 19 y 20). El vínculo de las ecuaciones (41) y (42) para el atún aleta amarilla correspondiente a las cuatro clases de arqueo dió como resultado las relaciones (CPD_s, CPD_i) que son muy similares, omitiendo la selección de las probabilidades de recobro. Las relaciones se desvían de los altos valores de la CPD, pero tales estratos de área de 5 grados y mes son raros tanto en nuestras muestras (\hat{y} , CPD) como en la pesca. Generalmente hablando, las diferencias entre las relaciones derivadas de la (CPD_s, CPD_i) de las diferentes selecciones de las probabilidades de recobro son pequeñas en aquellas regiones de los gráficos de la (CPD_s, CPD_i) en las que se concentran las observaciones. Nuestro análisis parece fuerte con respecto a las probabilidades de recobro bajo nuestra hipótesis limitada de igualdad entre tipos de cardúmenes con respecto a las probabilidades de recobro y a la ausencia de tendencias temporales en estos parámetros. Admitimos que este análisis de sensibilidad está muy lejos de estar completo. No se hicieron otros análisis por falta de información por la cual se podían formular hipótesis alternativas de las probabilidades de recobro y debido al gasto incluido en la realización de los cálculos.

INDICES ATUNEROS

Tratamos ahora el problema de como desarrollar medidas anuales de la abundancia del aleta amarilla y barrilete en el Océano Pacífico oriental, usando los resultados del análisis anterior para ajustar la captura por día según los cambios de la eficacia en la flota cerquera. En el sentido genético, se desean índices que representen las unidades discretas de la población; sin embargo, como no se tiene un conocimiento completo sobre la estructura de la población, acordamos calcular los índices en las regiones geográficas que están formadas por series de áreas de 5 grados. Aún así, quedan varios problemas en el cálculo de las medidas anuales del promedio de la abundancia. Estos problemas provienen de dos fuentes: (1) la manera que la flota atunera ha distribuido su esfuerzo espacio-temporal y (2) nuestra selección de la estratificación del área y tiempo, unidad mensual y área de 5 grados.

La pesca se ha concentrado en los estratos de área y tiempo donde se conoce que los atunes son abundantes, dejando pasar estratos en los que se pensó que la abundancia era baja. El aleta amarilla, además, ha estado bajo reglamentación desde 1966, lo cuál ha resultado en falta de información sobre la abundancia de esta especie durante los últimos meses del año en el área reglamentaria. Finalmente, la pesca se ha extendido en área en los últimos años, debido en parte a la reglamentación del aleta amarilla junto con el incremento en la magnitud de la flota. Como estas áreas en las que se ha pescado recientemente fueron presumiblemente ocupadas por atunes en años anteriores, no pueden calcularse los índices de la abundancia sobre toda la región histórica y extensión de la región correspondiente a los años anteriores a la expansión. Como resultado de estas

influencias en la distribución del esfuerzo espacio-temporal, la abundancia de una y otra especie no fue observada en muchos estratos de tiempo y área. Cuando se han de incluir estos estratos en los cálculos de los índices anuales de la biomasa, no puede evitarse el dilema de escoger un valor apropiado cuando no se ha ejercido esfuerzo. Describimos enseguida nuestro enfoque sobre este problema.

La calidad de nuestra unidad básica de estratificación, el mes y área de 5 grados, es muy pobre. La medida del promedio de la abundancia producida en estos estratos por el esfuerzo se aplica realmente a alguna parte del área y a alguna porción del mes; las embarcaciones generalmente buscan peces en subáreas del área de 5 grados durante una porción del mes. No se evaluó la abundancia de los atunes en el resto del estrato. A medida que aumentó la magnitud de la flota durante los años de nuestro estudio, se buscaron peces en porciones más grandes de muchos estratos. Consecuentemente, aunque puede parecer deseable ponderar el índice de la abundancia en un estrato de mes y área de 5 grados por área pescada o área en la que una especie fue capturada, tal ponderación puede probablemente sesgar el índice (*e.d.*, aumentarlo) de la abundancia de los años más recientes con relación a los años anteriores debido sencillamente al incremento del esfuerzo. No podemos solucionar aquí estos problemas. Suponemos en vez que los índices de la biomasa (ajustados por la superficie del área en las áreas de 5 grados) en los estratos de áreas pescadas, son proporcionales a la biomasa promedio de los estratos. Se necesitará estudiar más allá de este trabajo la determinación del grado en que esta hipótesis es quebrantada.

Sigue una discusión detallada respecto a los cálculos de los índices de la abundancia correspondientes al aleta amarilla y barrilete en las regiones históricas de cada especie. Se escogieron estas regiones (Figs. 21 y 22) porque se pueden calcular series continuas de las medidas de la abundancia en casi todas las áreas correspondientes de 5 grados desde 1960 a 1971, y debido a que en estas regiones ha ocurrido la mayor parte del esfuerzo gastado y la captura de atunes en el Pacífico oriental.

Índices de la biomasa por mes y área de 5 grados

Estratos pescados

Los valores de la CPD del aleta amarilla y barrilete por estratos de mes y área de 5 grados fueron transformados a valores \hat{y} usando la ecuación (40) con los valores del parámetro de las Tablas 9 y 10. (Se hubiera podido usar la ecuación (40) para estimar los valores de \hat{y} solo cuando fue imposible aplicar directamente el modelo cerquero a la información de un estrato. Se justifica el enfoque actual para nuestro uso ya que calcularemos los promedios de los valores \hat{y} en estratos de mes y área de 5 grados con el fin de obtener valores de los índices anuales. Los valores de las Tablas 9 y 10 fueron computados por mínimos cuadrados, siendo necesario que las desviaciones de la ecuación (40) sumaran cero. Por lo tanto, excepto por la ponderación en nuestros promedios más tarde, y la estimación de los valores que faltan cuando no ocurrió esfuerzo, los dos enfoques producirán resultados idénticos cuando se calculen los índices anuales según la observación de los 12 meses, y probablemente resultados muy similares al calcular prom-

edios de corto plazo basados en observaciones de menos de 12 meses). Los valores de la CPD de aleta amarilla fueron transformados solamente para el periodo de veda ya que los valores de la CPD tienen muy poco uso en determinar la abundancia. Los valores de la CPD de barrilete fueron transformados igualmente para los periodos reglamentados y no reglamentados, usando los coeficientes apropiados de la Tabla 10. En 1966, el intervalo reglamentado fue aproximadamente solo una tercera parte del año. En este caso se usaron los coeficientes de la porción no reglamentada del año. Si no existe diferencia en estrategia entre las cuatro clases de arqueo los valores $\hat{\gamma}$ son comparables a través de estas clases. Cuando se hace esta suposición el valor $\hat{\gamma}$ (asignado a una casilla de mes-área cuando más de una clase de arqueo pescó en el estrato) fue un promedio de esfuerzo ponderado de todas las clases de arqueo; se usaron como ponderación los días actuales de pesca gastados en el estrato por una clase de arqueo. Como existen probablemente diferencias en la estrategia, se hacen otros cálculos, eliminando progresivamente del análisis la clase 3 y las clases 3 y 4.

Estratos que no han sido pescados

Existen tres situaciones en las que no se tienen los índices de la biomasa de un estrato mes-área: (1) hubo alguna pesca en el área de 5 grados durante un año, pero en uno o más meses de ese año particular no hubo pesca; sin embargo, hubo pesca en cada uno de los 12 meses entre 1960 y 1971; (2) el segundo caso es similar al (1) excepto que no se pescó en todos los 12 meses entre 1960 y 1971; y (3) no hubo pesca durante el año en el área de 5 grados. Como escogimos las áreas tradicionales con la intención de evitar el (3) caso, esta situación no ocurre frecuentemente, y describimos nuestra solución al problema en la siguiente sección.

La estimación de los índices de la abundancia de los atunes en el (1) y (2) caso en aquellos meses en los que hubo alguna vez pesca durante el periodo de 12 años se realiza mediante el análisis del modelo lineal de los valores de $\hat{\gamma}$ en el área determinada de 5 grados de la cuál no se tiene información. La abundancia de los atunes de una u otra especie parece tener componentes estacionales como también anuales en muchas áreas de 5 grados. Tratamos de considerar estos efectos mediante el modelo lineal

$$\hat{\gamma}_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{ijk} \quad (43)$$

donde

$\hat{\gamma}_{ijk}$, = índice de la biomasa de las especies consideradas, calculado según el valor de la CPD de la clase k de arqueo en el mes j del año i ,

μ = promedio total,

α_i = efecto del año i ,

β_j = efecto del mes j y

e_{ijk} = error residual.

Este modelo solo explica los efectos principales; las interacciones que resultan de diferentes tendencias estacionales de la abundancia entre los años en el área se incluyen en el término residual. Reconocidamente, el modelo no puede con-

siderarse sino como una divisa de interpolación, usando toda la información de un área de 5 grados para tratar el problema de estimación de la abundancia inobservada.

El modelo, cuando se ajusta por los mínimos cuadrados, explica una buena parte de la variación de los índices $\hat{\gamma}$ de la mayor parte de las áreas de 5 grados de una u otra especie. Con el fin de demostrar su eficacia se usaron dos estadísticas: (1) R_1 , proporción de la variación total respecto al origen de los índices $\hat{\gamma}$, explicado por el modelo, y (2) R_2 , proporción de la variación total de los valores promedios de los índices de la biomasa en una casilla año-mes respecto al origen explicado por el modelo. Estas estadísticas se calculan específicamente mediante:

$$R_1 = \frac{\sum \sum \sum \hat{\gamma}_{ijk}^2 - \sum \sum \sum (\hat{\gamma}_{ijk} - \hat{\gamma}_{ij})^2}{\sum \sum \sum \hat{\gamma}_{ijk}^2}$$

$$R_2 = \frac{\sum \sum \bar{\gamma}_{ij}^2 - \sum \sum (\bar{\gamma}_{ij} - \hat{\gamma}_{ij})^2}{\sum \sum \bar{\gamma}_{ij}^2}$$

donde

$\hat{\gamma}_{ij}$ = promedio aritmético a través de las clases pesqueras de arqueo en el mes j del año i en el estrato e

$\hat{\gamma}_{ij} = \hat{\mu} + \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_j$ = estimación de los mínimos cuadrados del valor de la casilla, y las sumas incluyen los números de años, meses y clases de arqueo en las casillas de mes y área de 5 grados.

En la mayoría de los meses de un período extenso de años, se ha compilado una lista de áreas de 5 grados de las que se tienen índices $\hat{\gamma}$ junto con las estadísticas correspondientes de R_1 y R_2 (Tabla 12). El modelo tiene algún mérito en describir la serie cronológica de los índices de la biomasa de una u otra especie en un área de 5 grados, especialmente las series de las medias de las casillas que son de interés primordial.

Hay que tener precaución al aplicar el modelo al problema de estimación de los valores que faltan de los índices de la biomasa. Por ejemplo, no se aplicó el modelo a la pesca de barrilete en el extremo meridional debido a la aparición esporádica de esta especie en diferentes años. Por lo tanto, no se aplicó el modelo a áreas al sur del Golfo de Guayaquil (*e.d.*, al sur del área de 5 grados 2-05-080). (Las áreas de 5 grados se designan usando el procedimiento de Shimada y Schaefer (1956:379)). Sin embargo, en lugar de insertar un valor arbitrario en la casilla año-mes (como es el promedio de los valores mensuales restantes de un año o un cero), parece una mejora usar en muchas áreas la diferencia estacional y anual de la abundancia mediante la aplicación del modelo lineal.

Indices anuales de la abundancia por áreas de 5 grados y regiones históricas

Se calculó el índice de la biomasa anual de un área de 5 grados como promedio aritmético de los valores mensuales del año; estos valores mensuales fueron ya sea los promedios del esfuerzo ponderado de una casilla año-mes o los valores pronosticados del modelo lineal (43). El promedio anual en unas pocas áreas de 5

grados fue calculado en todos los meses en los que nunca hubo pesca entre 1960 y 1971. En estos casos dentro de las regiones históricas de una u otra especie, se supuso que los atunes no aparecieron durante estos meses en esas áreas de 5 grados, y se asignaron valores de cero como índices de esos estratos.

Atún aleta amarilla

Los promedios anuales de los índices de la biomasa del aleta amarilla basados en observaciones de las clases 3, 4, 5 y 6 (Tabla 13) por área estadística de 5 grados en la región histórica, resultaron después de las siguientes modificaciones del procedimiento general descrito: (1) ocho valores anuales entre las 216 casillas de área-año adquirieron pequeños valores negativos y fueron reemplazados por cero; y (2) los valores correspondientes al área 0-05-090 en 1960 y 1963 adquirieron valores superiores al triple que los valores restantes. Cada uno de estos dos valores fue basado en menos de 10 días de pesca en el área, y fueron dudosos al tomar en cuenta los índices en las áreas cercanas; fueron reemplazados por el promedio de las áreas restantes de 5 grados en el año apropiado. Estos promedios anuales por área de 5 grados cuando fueron graficados (Figura 23), presentan una buena noción de los cambios en el promedio de la biomasa en las áreas entre 1960 y 1971. Las áreas de 5 grados se grafican por grupo geográfico; no estamos suponiendo que esta agrupación tenga algún significado biológico. Los puntos anuales están conectados por líneas para ayudar al lector, y no deben interpretarse como un índice de los valores de los años. Las observaciones generales respecto a estos gráficos son: (1) los índices anuales en muchas áreas que se encuentran cerca la una de la otra tienen tendencias similares en los años de estudio; (2) la mayoría de las áreas presentan una reducción marcada en los índices de la biomasa del aleta amarilla en 1960 cuando la abundancia fue muy alta y en 1962 o 1963 cuando fue muy baja; y (3) muchas de las áreas indican un aumento en el índice de los valores entre 1967 y 1968 o 1969.

La mayor parte de los valores negativos de las casillas área-año aparecieron en los últimos años cuando se reglamentó el aleta amarilla. Los pronósticos basados en el modelo lineal (43) se encuentran probablemente sesgados en forma descendente en esos años, ya que la abundancia estacional de los atunes reaccionaría diferentemente que en los años anteriores a la reglamentación, adquiriendo valores más altos durante el periodo posterior a la clausura en un año que cuando se pesca aleta amarilla durante todo el año. Consecuentemente, se hizo una segunda serie de índices de la biomasa correspondiente a los cuatro primeros meses de cada año (Tabla 14). Se obtuvieron estos índices al promediar aritméticamente los índices mensuales de la biomasa en los cuatro primeros meses de cada año en cada área. Apareció un valor sencillo negativo y fue reemplazado por un cero. Se repitieron dos veces más los cálculos de esta sección usando información de las clases 4, 5 y 6, y 5 y 6 únicamente. El resultado de este análisis se compendia enseguida.

El promedio de los índices anuales de la biomasa en la región histórica fue calculado a través de los valores anuales de las áreas estadísticas de 5 grados, cada uno ponderado por la superficie actual de área del área de 5 grados. Se usaron tanto los valores anuales basados en todos los 12 meses, como los basados

en los 4 primeros meses del año. Estos cálculos se repitieron tres veces, usando la información de las clases 3, 4, 5 y 6, clases 4, 5 y 6, y clases 5 y 6 únicamente. Se comparan los resultados numéricos del caso en que se incluyeron las clases 3, 4, 5 y 6 (Tablas 13 y 14, última columna) con descripciones similares obtenidas al omitir las clases 3 y las clases 3 y 4 (Figura 24). Se calculó un valor preliminar en 1972. Prescindiendo de qué datos se usan, la tendencia general en los índices de la biomasa es la misma; la biomasa de la población en la región fue máxima en 1960, declinó rápidamente en los dos años siguientes y permaneció a un nivel bajo hasta que empezó a recuperarse alrededor de 1966. Alcanzó el máximo en 1968, y después declinó hasta 1971. Un análisis de las muestras de la composición de talla junto con la información de captura indicó que el aumento en el promedio de la biomasa a través del último periodo de recuperación fue debido, por lo menos en parte, a una gran generación de un mismo año, reclutada primeramente en la pesca de 1966 (P.K. Tomlinson, comunicación personal).

Recomendamos usar la descripción de la biomasa basada en los primeros cuatro meses, omitiendo ya sea la clase 3 o las clases 3 y 4. Los índices basados en todos los 12 meses se encuentran en años recientes probablemente sesgados en forma descendente. Las descripciones basadas en las tres combinaciones de las clases de arqueo están por lo general bien de acuerdo excepto en 1960 y 1961, cuando los datos de la flota cerquera fueron limitados. Debido a las diferencias dudosas de la estrategia entre las clases de arqueo, a las complicaciones al tratar de hacer comparables los índices de captura y, a la aparición de grandes embarcaciones como norma de la flota, se pone en duda la conveniencia de incluir la clase 3 y tal vez la clase 4 en el índice de la biomasa del aleta amarilla.

Como estamos presentando métodos alternos para evaluar la abundancia, y debido a que la descripción de la biomasa junto con la historia de captura del aleta amarilla son primordiales para determinar las cuotas anuales de captura, se comparan las historias mediante nuestro método del índice de la biomasa y el método de la CPUE (CPUE normalizada, ajustada) empleados históricamente por la Comisión. Se presenta primero una descripción del procedimiento de la CPUE, seguido por la comparación.

En el método de la CPUE, se usa una estratificación más fina de la que podemos emplear del área geográfica; la unidad básica de muestreo es el mes y área de 1 grado. Se agregan estos estratos a estratos de mes y área de 5 grados cuando los índices de captura de las clases de arqueo que pescan juntas en estos estratos más grandes, se comparan con el fin de desarrollar los factores de la conversión del esfuerzo, es decir, multiplicadores mediante los cuales los días de pesca de las varias clases de arqueo pueden transformarse a aquellos de la clase normal, clase 3. Después de tal conversión, se supone que los índices de la captura, la captura normalizada por día, por las clases de arqueo en cualquier estrato son comparables. Las suposiciones excluyen las relaciones curvilineales entre los índices de captura de las clases de arqueo sugeridas por nuestro análisis anterior. Después de que los factores de conversión han sido estimados, se calcula el esfuerzo total en un año o la subdivisión de un año en términos de días normalizados, ejercido por todas las clases de arqueo en un área escogida tal como nuestra región histórica. La captura total de aleta amarilla en el intervalo correspondiente de tiempo es obtenida al sumar las capturas a través de los

mismos estratos de área y tiempo. Se calcula un índice preliminar de la abundancia como la razón de la captura total con relación al total de los días normalizados. Finalmente, se ajusta este índice preliminar para tomar en cuenta el cambio en la eficacia de pesca de la clase normal. La medida del cambio en la eficacia de pesca es la probabilidad anual de las caladas positivas de la flota en cualquier tipo de cardumen de la región. El total registrado de las caladas positivas en cualquier tipo de cardumen por cualquiera de las cuatro clases de arqueo, se divide por el total registrado de las caladas realizadas en la pesca. La serie cronológica de las probabilidades estimadas de caladas positivas se transforma luego en una serie relativa, al dividir cada estimativo por el de 1960. Cada índice preliminar de la abundancia anual se escala mediante el inverso de la correspondiente probabilidad relativa de una calada positiva. Los índices preliminares se modifican en dirección correcta; a medida que aumentan las probabilidades de las caladas positivas, se ajustan progresivamente los valores preliminares en forma descendente.

Comparamos las series de la CPUE de nuestra región histórica con la serie del índice de la biomasa usando las cuatro clases de arqueo, dividiendo el valor de la CPUE de los cuatro primeros meses de cada año por el número correspondiente de la serie del índice de la biomasa. Estas razones fueron luego normalizadas al dividir cada una por el promedio aritmético de las razones. Como resultado las razones normalizadas tienen una media de uno. Si las descripciones de la CPUE y la biomasa fueran idénticas, cada razón normalizada tendría valor de uno. Las desviaciones de las razones normalizadas de uno indican desacuerdo entre los índices de las historias. Cuando la razón normalizada fue inferior a uno, el índice de la CPUE indicó menor abundancia que nuestro índice, y al contrario, cuando la razón normalizada fue más de uno, la CPUE indicó una abundancia superior a nuestro índice según se compara con el promedio durante los años. Las razones normalizadas varían substancialmente de uno (Fig. 25: razón normalizada, CPUE ponderada según el esfuerzo). Las tendencias evidentes en el gráfico son de interés. Entre 1964 y 1968, el índice de la CPUE indicó una abundancia progresivamente más pequeña comparada con la biomasa del índice durante esa época. Entre 1968 y 1972, ocurrió lo contrario. La discrepancia durante el intervalo reciente es crítica; la población de aleta amarilla puede estar cerca al mínimo en los años considerados, si el índice de la biomasa es correcto.

Los dos procedimientos tienen pocos elementos en común, así que las explicaciones de las diferencias no son completamente adecuadas. El ajuste correspondiente al incremento temporal en la eficacia mediante el aumento de las probabilidades de caladas positivas difiere considerablemente. El índice de la CPUE emplea cardúmenes de cualquier categoría para evaluar este aspecto del cambio. El índice de la biomasa reconoce cuatro tipos de cardúmenes y permite diferencias entre ellos, como es la dificultad en la captura y además diferencias entre las clases de arqueo al determinar la razón de éxito en cuanto a los tipos. Parece que ha ocurrido poco cambio en la probabilidad de las caladas positivas referente a los cardúmenes de peces barrilete y aleta amarilla. Sin embargo, se capturan cardúmenes con delfines con altos índices (tasas) de éxito, aumentando la probabilidad de la calada positiva con la clase de arqueo y el tiempo. El aleta amarilla asociado con los delfines representa una parte substancial de la captura anual y presumiblemente de la población de aleta amarilla. Si este es el

caso, la práctica de ajuste mediante la probabilidad de la calada positiva basada en todos los tipos de cardúmenes puede subestimar el aumento de la eficacia en las caladas del aleta amarilla. Sin embargo, se ha usado el índice de la CPUE para ajustar los días de pesca de las embarcaciones de la clase 3 correspondiente al aumento en la eficacia. A no ser que la clase 3 se haya mantenido a la par con otras clases mayores en cuanto al mejoramiento de las probabilidades de las caladas positivas, el ajuste, basado en la probabilidad de caladas positivas de toda la flota, puede ser demasiado grande, sobreestimando el cambio de la eficacia de la clase normal.

El tiempo gastado en las caladas puede ser un factor que contribuye al desacuerdo entre las descripciones. El índice de la CPUE no considera el tiempo gastado en las caladas durante el cuál el barco no está buscando. El índice de la biomasa elimina ese tiempo registrado por las embarcaciones durante el cuál la red se encuentra fuera borda y se está cargando la captura a bordo. Consecuentemente se podría subestimar la abundancia del atún por el índice de la CPUE durante las épocas de abundancia, comparada con las épocas en que el atún es escaso. El aumento en años recientes de la rapidez con la que la clase normal manipulea la red y la captura no se considera en el índice de la CPUE.

El cambio en la velocidad de crucero de la clase normal, no se considera en el índice de la CPUE; el índice de la biomasa hace este ajuste. Hemos visto que este parámetro ha aumentado erráticamente desde 1960. Como resultado, el índice de la CPUE estaría sesgado en forma ascendente en los últimos años, al aumentar la velocidad de las embarcaciones de la clase 3.

La ponderación del esfuerzo usado en el índice de la CPUE causa desacuerdo. La costumbre de sumar la captura y el esfuerzo en todos los estratos y calcular sus razones para determinar el índice de la CPUE, equivale a la ponderación de captura por unidad de esfuerzo en cada estrato por el esfuerzo del estrato al calcular un promedio a través de los estratos. El promedio ponderado según el esfuerzo es sencillo de calcular, parece evitar el dilema de asignar los índices de la abundancia a estratos sin pescar y elimina efectivamente los estratos de poca pesca donde los índices de la abundancia no son precisos. Actualmente, no se evita la asignación de los índices de la abundancia de estratos sin pescar; se asignan implícitamente el promedio ponderado según el esfuerzo de los estratos pescados a estos estratos. Aún si se pescara en todos los estratos, es casi cierto que la ponderación según el esfuerzo causaría distorsión con relación a la historia actual de la abundancia, a no ser que la redistribución anual del esfuerzo total de la flota asigne el esfuerzo entre los estratos de tiempo y área mediante alguna medida improbable relacionada a la densidad del aleta amarilla en los estratos. El índice de concentración (Gulland, 1956) presenta una medida de la reciprocidad entre el esfuerzo y la densidad en los estratos de tiempo y área. Los valores superiores a la unidad de este índice, indican que el esfuerzo estuvo concentrado en los estratos donde la abundancia fue mayor que el promedio de la abundancia en los estratos, y viceversa, si los valores del índice fueron inferiores a la unidad indican que el esfuerzo se concentró en estratos donde la abundancia fue inferior al promedio de la abundancia en los estratos. El esfuerzo ponderado dejaría sin distorsión la historia de la abundancia solamente

si la flota redistribuye su esfuerzo cada año, en tal forma que el índice de concentración permanezca constante.

El índice de concentración de la flota cerquera en el área histórica durante los cuatro primeros meses de cada año, ha sido calculado usando como unidades básicas de observación aquellos estratos de mes y área de 1 grado en los que no se ejerció ningún esfuerzo. Los métodos usados fueron descritos por Calkins (1963), quien aplicó estos métodos a toda el ARCAA. La flota ha variado en su concentración sobre el atún aleta amarilla; la concentración fue mayor entre 1961 y 1966, que en el resto de los años (Fig. 25). Estos grandes cambios en la concentración deforman necesariamente el concepto de la historia actual de la abundancia basada en el promedio ponderado del esfuerzo. Gulland (1956) recomendó generalmente, que se dividiera el alcance geográfico y la duración temporal de pesca, que se calcularan las medidas de la abundancia referente a los estratos individuales y que éstos debían sumarse, ponderando cada uno por un factor apropiado de área. Debido a la variación en la concentración, estamos de acuerdo con Griffiths (1960) que tal procedimiento mejoraría probablemente los índices de la abundancia de esta pesca atunera.

La similitud general de los gráficos de razones normalizadas y de los índices de concentración, demostraron que algunas de las discrepancias entre el índice de la CPUE ponderada según el esfuerzo, y el índice de la biomasa pueden atribuirse a los cambios en la concentración de la flota sobre el aleta amarilla. A medida que la concentración aumenta, la razón normalizada debe aumentar debido a que tiene medidas de densidad ponderadas según el esfuerzo en el numerador y medidas de densidad ponderadas según el esfuerzo en el denominador; debe ocurrir lo contrario según se reduce la concentración.

Con el fin de evaluar la ponderación del esfuerzo como fuente de las discrepancias entre los índices, hemos comparado la CPUE ponderada según el área, de los cuatro primeros meses de cada año en el área histórica con respecto al índice de la biomasa del área y tiempo correspondientes. Se usaron anteriormente los índices ponderados de la CPUE al calcular los índices de la concentración; fueron los denominadores correspondientes a los promedios ponderados según el esfuerzo en los numeradores. Las unidades de observación fueron como anteriormente, estratos de mes y área de 1 grado en los que se ejerció algún esfuerzo. Se supuso que los estratos que no habían sido pescados contenían atún aleta amarilla en igual abundancia al promedio de todos los estratos pescados. Las tendencias generales de las razones normalizadas entre los índices de la CPUE ponderados según el área y los índices de la biomasa (Fig. 25; razón normalizada y CPUE ponderada según el área) no cambian de aquella determinada anteriormente referente al índice de la CPUE ponderada según el esfuerzo. La distribución de la variación de las razones es pequeña con respecto al caso ponderado según el área. La eliminación de la ponderación del esfuerzo según se describió, produce un ligero mejoramiento entre los métodos de computación de los índices.

Finalmente, las diferencias en el procesamiento de los estratos que no se pescaron pueden contribuir al desacuerdo en las descripciones de la biomasa. La dificultad técnica al estimar los índices que faltan donde no se ejerció esfuerzo no es tan severa para nuestros estratos ordinarios como para los estratos más

refinados del índice de la CPUE. Hay menos casos en los que faltan índices de nuestros estratos ordinarios, y fue posible usar el modelo lineal para estimarlos. Tal enfoque respecto a los valores que faltan no es probablemente práctico para la estratificación más refinada del índice de la CPUE. Sin embargo, la estratificación ordinaria pierde la variación geográfica perceptible por la estratificación más refinada del método de la CPUE.

No conocemos un criterio objetivo, cuantitativo para escoger entre las aproximaciones de clasificación. Ese criterio debe basarse en las diferencias cualitativas discutidas entre los procedimientos. Afortunadamente las descripciones indicadas por los dos métodos se encuentran razonablemente de acuerdo. Se recomienda precaución si las decisiones administrativas son sensibles al enfoque adoptado del cómputo de los índices, cuando ocurren las diferencias entre las descripciones de los métodos.

Barrilete

El barrilete a diferencia del aleta amarilla, no pasa toda su vida en el Océano Pacífico oriental. El desove ocurre en el Pacífico central y algunos de los juveniles emigran al Pacífico oriental. Después de una estadía de unos pocos meses en el Pacífico oriental, los peces aún inmaduros, regresan al Pacífico central, donde se reproducen eventualmente. Se considera actualmente que las fluctuaciones de las cantidades totales que entran en el Pacífico oriental son determinadas por factores naturales en vez de a la intensidad de pesca. Naturalmente, la proporción de remoción por la pesca influye en el promedio de la abundancia del barrilete del Pacífico oriental en la forma siguiente — en dos poblaciones de igual tamaño que se desplazan al Pacífico oriental con índices iguales de movimiento, la población explotada en un índice más alto tendrá un promedio inferior de abundancia. Además, si los índices de movimiento difieren, y las dos poblaciones se explotan en la misma proporción, el promedio de abundancia de la población que tenga el índice de desplazamiento más rápido a través del Océano Pacífico oriental será inferior. Por lo consiguiente, el promedio de la abundancia no necesita reflejar la magnitud de la población migratoria del barrilete en el Pacífico oriental. Debe tenerse en cuenta estas ideas cuando se vean nuestros resultados al computar los índices de barrilete.

Se calcularon los promedios anuales de los índices mensuales de la biomasa correspondiente al barrilete por áreas de 5 grados, basados en los datos de las embarcaciones de las clases 3, 4, 5 y 6 en tres regiones del área histórica de pesca (Tabla 15). En las áreas norte y sur el barrilete es más abundante que en el área y tiempo designados mediante asteriscos en la tabla; a éstos se les asignaron valores de 0 al lado derecho de la tabla para calcular los promedios. Los índices de la biomasa en otros 10 estratos tuvieron pequeños valores negativos; estos se cambiaron a 0 en la tabla.

Los promedios anuales de áreas de 5 grados de las regiones norte y sur se presentan gráficamente (Figs. 26 y 27).

Los índices anuales de la biomasa, ponderados según el área, basados en los datos de las clases de embarcaciones 3, 4, 5 y 6 de las regiones norte y sur (Tabla 15, última columna) se ilustran con los índices correspondientes basados en las

clases de arqueo 4, 5 y 6, y para las clases 5 y 6 solamente (Fig. 28). La omisión de datos de las embarcaciones de las clases 3 y 4 tiene un mayor impacto en los índices de la biomasa en la región del norte que en los de la región del sur. En el sur aparecen solo en 1960, diferencias substanciales entre los índices. Los datos de la clase 4 de arqueo en el norte, parecen críticos respecto a 1962-1966 y 1972. No se percibe ninguna relación entre los índices de la biomasa de las dos regiones.

Los datos de la región meridional están dominados por el área de 5 grados que incluye el Golfo de Guayaquil, 2-05-080. Las capturas anuales en esta área son típicamente iguales o exceden aquellas de las otras áreas combinadas en la región meridional. La serie cronológica en esta área, de los índices de la biomasa ponderada según el área (Fig. 27) sugiere una reducción general, con interrupciones en 1963 y 1967. Se lograron grandes capturas en esta área en 1963, 1967 y 1971. El promedio anual de la biomasa indicado por el índice de la biomasa en 1971, fue bajo, aunque la captura fue alta. En 1971, hubo una intensa pesca en el Golfo de Guayaquil en el primer trimestre; casi toda la captura del año fue capturada a fines del trimestre. Luego, tanto las capturas como los índices de la biomasa declinaron a niveles bajos durante el resto del año. En la mayoría de los otros años, las capturas fueron superiores en el segundo y tercer trimestre, y la pesca duró más tiempo.

La serie cronológica del área y de los índices de la biomasa ponderada de las otras áreas de 5 grados de la región meridional es diferente a la de 2-05-080.

Parece que en la región del norte los índices de la biomasa ponderada según el área han aumentado durante 1961-1964, fluctuando luego a un nivel más bajo.

SUMARIO

La eficacia de la flota atunera en el Pacífico oriental ha progresado en varios aspectos entre 1960 y 1971: (1) aumento en la capacidad de exploración de las embarcaciones de la clase 6 y en menor grado en las de la clase 3, debido al aumento en la velocidad de crucero; (2) aumento en todas las clases de embarcaciones de la probabilidad de capturar cardúmenes vigiados, especialmente peces asociados con delfines; (3) todas las clases de arqueo requieren menos tiempo en halar la captura a bordo y (4) en los años de estudio, una tendencia de las embarcaciones de la clase 6, respecto a otras clases de arqueo de capturar mayores porciones de cardúmenes en los que se realizan caladas positivas.

Se ideó una representación matemática de la pesca con cerco la cuál divide las actividades pesqueras de una embarcación en maniobras de búsqueda y calada durante un día de pesca. Los cambios esperados en el éxito de pesca, producidos por los cambios en la eficacia de las embarcaciones en las maniobras de exploración y calada, pueden pronosticarse por el modelo. Además, el modelo nos permite ajustar la captura por día de pesca al índice de la biomasa de la población, sin estar influido por los cambios en la eficacia, los cuáles conocemos.

El ajuste de los índices de captura se realizó al aplicar el modelo cerquero a la información de pesca de un estrato de mes y área de 5 grados, para calcular el

índice de la biomasa que era independiente de la eficacia del barco. Los estratos de los que se tenía suficiente información para usar el modelo directamente, formaron muestras substanciales del número total anual de dichos estratos en los que hubo pesca. Estos índices corregidos de la biomasa, fueron relacionados por los métodos de regresión a la captura por día sin ajustar de cada clase de arqueo en cada año. Usando estas relaciones derivadas, fue posible que ajustáramos toda la información de la captura observada por día, con relación al índice corregido de la biomasa, por estratos de mes y área de 5 grados.

Después de realizar los cálculos anteriores, examinamos los índices de la biomasa en las regiones históricas de pesca de los atunes aleta amarilla y barrilete durante el periodo de 1960 y 1972. Las historias de la abundancia fueron calculadas repetidamente usando datos de los cerqueros de las clases de arqueo 3, 4, 5 y 6, de las clases 4, 5 y 6, y finalmente solo de las clases 5 y 6. El propósito al omitir las clases pequeñas de arqueo del análisis, fue determinar las consecuencias de las violaciones dudosas de las suposiciones que eran necesarias para hacer comparables los índices ajustados de captura de diferentes clases de embarcaciones. Las descripciones de la biomasa obtenidas mediante la información de las combinaciones de las clases de arqueo estuvieron en buen acuerdo, especialmente las del aleta amarilla. El promedio de la biomasa de la población anual de aleta amarilla fue superior en 1960, declinó rápidamente en los dos años siguientes y permaneció a un nivel bajo hasta 1966, cuando empezó a recuperarse. Alcanzó su máximo en 1968 y luego declinó hasta 1971.

Se comparan los índices de la biomasa del aleta amarilla de este análisis, y los índices de la captura por día, utilizados por la CIAT, respecto a los años de 1960-1972, en una región seleccionada del Pacífico oriental. Las dos series concuerdan bastante bien, aunque son evidentes algunas diferencias en las historias.

Se clasificó la abundancia del barrilete en tres subáreas. En el área septentrional, el promedio de la abundancia pareció aumentar durante la primera parte de la serie de años y luego fluctuó a un nivel generalmente inferior. En la región del sur el barrilete, en la serie, pareció indicar una reducción general en el promedio anual de la biomasa, interrumpida por incrementos principales en 1963 y 1967. La región central tuvo una abundancia baja de barrilete durante todos los años. La magnitud del desplazamiento del barrilete del Pacífico central al oriental se considera actualmente independiente del nivel de explotación.

LITERATURE CITED—BIBLIOGRAFIA CITADA

- Anonymous. 1968. Annual report of the Inter-American Tropical Tuna Commission for the year 1967 (in English and Spanish): 143 pp.
- Bayliff, W. H., and C. J. Orange. 1967. Observations on the purse-seine fishery for tropical tunas in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Internal Rep., 4: 79 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 (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 6 (3): 69-152.
- . 1963. An examination of fluctuations in the "concentration index" of purse seiners and baitboats in the fishery for tropical tunas in the eastern Pacific, 1951-1961 (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 8 (5): 255-316.
- Deming, W. E. 1943. Statistical Adjustment of Data. Dover Publ., Inc., New York: 261 pp.
- Griffiths, R. C. 1960. A study of measures of population density and of concentration of fishing effort in the fishery for yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus*, in the eastern tropical Pacific Ocean, from 1951 to 1956 (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 4 (3): 39-136.
- Gulland, J. A. 1956. A study of fish populations by the analysis of commercial catches. Conseil Int. Explor. Mer, Rapp. Proc.-Verb., 140 (1): 21-27.
- Joseph, J., F. G. Alverson, B. D. Fink, and E. B. Davidoff. 1964. A review of the population structure of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 9 (2): 55-112.
- Joseph, J., and T. P. Calkins. 1969. Population dynamics of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) of the eastern Pacific Ocean (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 13 (1): 1-273.
- Kendall, M. G., and A. Stuart. 1968. The Advanced Theory of Statistics, Vol. 3. Hafner Publ. Co., New York: 557 pp.
- Meeter, D. A. 1965. Non-linear least squares (Gaushaus). Univ. Wisconsin Computer Center, UWCC ID Code C0017-00/S0017-00.
- Murthy, V. K. 1961. On the general renewal process. Univ. North Carolina, Mimeo Series Inst. Statist., 293.
- Pella, J. J. 1969. A stochastic model for purse seining in a two-species fishery. J. Theor. Biol., 22: 209-226.
- Pella, J. J., and P. K. Tomlinson. 1969. A generalized stock production model (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 13 (3): 419-496.
- Psaropoulos, C. T. 1975. Mathematical techniques and computer programs used to calculate biomass indices of tunas. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Internal Rep.: in preparation.
- Pyke, R. 1961a. Markov renewal processes—definitions and preliminary properties. Ann. Math. Statist., 32: 1231-1242.
- . 1961b. Markov renewal processes with finitely many states. Ann. Math. Statist., 32: 1243-1259.

- Rothschild, B. J. 1965. Hypotheses on the origin of exploited skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the eastern and central Pacific Ocean. U.S. Fish Wildlife Serv., Spec. Sci. Rep., Fish. 512: 20 pp.
- Schaefer, M. B. 1957. A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 2 (6): 245-285.
- _____. 1963. Report on the investigations of the Inter-American Tropical Tuna Commission for the year 1962 (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Ann. Rep., 1962: 32-149.
- Scheffé, H. 1970. The Analysis of Variance. John Wiley and Sons, Inc., New York: 477 pp.
- 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 (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 1 (7): 351-469.