

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

Bulletin—Boletín

Vol. 21, No. 1

**AN EVALUATION OF LENGTH-FREQUENCY SAMPLING
PROCEDURES AND SUBSEQUENT
DATA ANALYSIS FOR PURSE SEINE-CAUGHT
YELLOWFIN TUNA IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN**

**UNA EVALUACION DE LOS PROCEDIMIENTOS DE MUESTREO DE
FRECUENCIA DE TALLA Y DEL ANALISIS SUBSECUENTE DE LOS
DATOS DE ATUN ALETA AMARILLA CAPTURADO CON RED DE
CERCO EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL**

by—por

A. Wild

La Jolla, California
1994

CONTENTS-INDICE

ENGLISH VERSION—VERSION EN INGLES

	Page
ABSTRACT	3
1. INTRODUCTION	4
2. CHARACTERISTICS OF SIZE VARIATION IN WELLS DURING UNLOADING	6
3. VERTICAL MIXING IN A WELL	7
4. EFFECT OF DIFFERENT SAMPLING METHODS ON THE STATISTICS DERIVED FROM LENGTH-FREQUENCY SAMPLES	8
5. ESTIMATION OF THE MINIMUM NUMBER OF PRIMARY UNITS TO SAMPLE	11
6. EFFECT OF STRATIFYING LENGTH-FREQUENCY SAMPLES BY SET TYPE	14
7. RECRUITMENT ESTIMATES: THEIR VARIANCES AND SENSITIVITY TO CHANGES IN CATCHES	16
8. DISCUSSION AND RECOMMENDATIONS	18
ACKNOWLEDGEMENTS	21
APPENDIX I	22
APPENDIX II	24

FIGURES—FIGURAS	25
------------------------------	----

TABLES—TABLAS	30
----------------------------	----

VERSION EN ESPAÑOL—SPANISH VERSION

	Página
RESUMEN	45
1. INTRODUCCION	46
2. CARACTERISTICAS DE LA VARIACION DE TALLA EN LAS BODEGAS DURANTE LA DESCARGA	48
3. MEZCLA VERTICAL EN UNA BODEGA	50
4. EFECTO DE DIFERENTES METODOS DE MUESTREO SOBRE LAS ESTADISTICAS DERIVADAS DE MUESTRAS DE FRECUENCIA DE TALLA	51
5. ESTIMACION DEL NUMERO MINIMO DE UNIDADES PRIMARIAS A MUESTREAR	54
6. EFECTO DE ESTRATIFICAR MUESTRAS DE FRECUENCIA DE TALLA POR TIPO DE LANCE	57
7. ESTIMACIONES DEL RECLUTAMIENTO: SUS VARIANZAS Y SENSIBILIDAD A CAMBIOS EN LAS CAPTURAS	59
8. DISCUSION Y RECOMENDACIONES	61
RECONOCIMIENTOS	64
ANEXO I	65
ANEXO II	67

REFERENCES—REFERENCIAS	69
-------------------------------------	----

**AN EVALUATION OF LENGTH-FREQUENCY SAMPLING
PROCEDURES AND SUBSEQUENT DATA ANALYSIS FOR PURSE
SEINE-CAUGHT YELLOWFIN TUNA IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN**

by
A. Wild

ABSTRACT

A two-stage sampling design is used to estimate the variances of the numbers of yellowfin in different age groups caught in the eastern Pacific Ocean. For purse seiners, the primary sampling unit (n) is a brine well containing fish from a month-area stratum; the number of fish lengths (m) measured from each well are the secondary units. The fish cannot be selected at random from the wells because of practical limitations. The effects of different sampling methods and other factors on the reliability and precision of statistics derived from the length-frequency data were therefore examined. Modifications are recommended where necessary.

Lengths of fish measured during the unloading of six test wells revealed two forms of inherent size stratification: 1) short-term disruptions of existing pattern of sizes, and 2) transition zones between long-term trends in sizes. To some degree, all wells exhibited cyclic changes in mean size and variance during unloading. In half of the wells, it was observed that size selection by the unloaders induced a change in mean size. As a result of stratification, the sequence of sizes removed from all wells was non-random, regardless of whether a well contained fish from a single set or from more than one set. The number of modal sizes in a well was not related to the number of sets. In an additional well composed of fish from several sets, an experiment on vertical mixing indicated that a representative sample of the contents may be restricted to the bottom half of the well.

The contents of the test wells were used to generate 25 simulated wells and to compare the results of three sampling methods applied to them. The methods were: (1) random sampling (also used as a standard), (2) protracted sampling, in which the selection process was extended over a large portion of a well, and (3) measuring fish consecutively during removal from the well. Repeated sampling by each method and different combinations of n and m indicated that, because the principal source of size variation occurred among primary units, increasing n was the most effective way to reduce the variance estimates of both the age-group sizes and the total number of fish in the landings. Protracted sampling largely circumvented the effects of size stratification, and its performance was essentially comparable to that of random sampling. Sampling by this method is recommended. Consecutive-fish sampling produced more biased estimates with greater variances.

Analysis of the 1988 length-frequency samples indicated that, for age groups that appear most frequently in the catch, a minimum sampling frequency of one primary unit in six for each month-area stratum would reduce the coefficients of variation (CV) of their size estimates to approximately 10 percent or less. Additional stratification of samples by set type, rather than month-area alone, further reduced the CV's of scarce age groups, such as the recruits, and potentially improved their accuracy.

The CV's of recruitment estimates for completely-fished cohorts during the 1981-84 period were in the vicinity of 3 to 8 percent. Recruitment estimates and their variances were also relatively insensitive to changes in the individual quarterly catches and variances, respectively, of which they were composed.

1. INTRODUCTION

Length-frequency samples collected from catches or landings provide one of the most important sources of information to initiate and maintain fisheries assessments (Quinn *et al.*, 1983; Doubleday and Rivard, 1983; Pálsson *et al.*, 1989; Megrey and Wespestad, 1990). For species that demonstrate some form of seasonal growth, it may be possible to use the progression of frequency modes over time to estimate growth rates and relative ages. If additional information on catch, effort and independent estimates of ages is also available, then it may be possible to estimate the size and age composition of the catch, recruitment and changes in mortalities related to fishing effort, and to make inferences regarding the population from which the catch was derived (Hennemuth, 1957; Quinn *et al.*, 1983).

To initiate such assessments, the Inter-American Tropical Tuna Commission (IATTC) began collecting length-frequency samples of yellowfin (*Thunnus albacares*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*) tunas in San Diego, California, U.S.A., in 1954. The program has since been expanded to include other tunas and field offices in Manta, Ecuador; Ensenada, Baja California, and Mazatlan, Sinaloa, Mexico; Trujillo, Peru; Terminal Island, California, and Mayaguez, Puerto Rico, U.S.A.; and Cumaná, Venezuela. The logbooks of fishing vessels returning to these sampling ports, as well as other locations, are almost always made available to IATTC field personnel, who abstract information necessary for various studies conducted by the IATTC. Of particular interest are the catches by species, capture dates and positions, with reference to the designated market-measurement areas in the eastern Pacific Ocean (EPO; Fig. 1). The location aboard the vessel of fish caught in each fishing stop is equally important. The purpose is to identify a well or pair of wells that contains fish caught within a single month-area stratum. Such wells are designated as primary units and may be chosen for sampling. Wells containing fish from mixed strata are not sampled. The individual fish of a particular species sampled from a primary unit form the secondary units of the two-stage sampling design. The length frequencies of the samples and the logbook information are sent frequently to the head office in La Jolla, California, U.S.A., where they are further processed and entered into their respective data bases. Individual samples are then available for analysis according to strata (species, gear type, month and area), capture location (5° , and possibly 1° , areas), date of capture, tonnage, whether the fish were caught in association with any other tuna species, and school type. The last item usually applies to purse seiners, the dominant gear type, and it indicates whether the fish were caught in association with floating objects, in association with dolphins, or in unassociated schools ("schoolfish"). Tomlinson *et al.* (1992) provide a detailed account of using length-frequency data in different analytical procedures and sampling models to estimate the numbers, variances and weights of fish caught, by length intervals.

Hennemuth (1961) identified two semi-annual cohorts, X and Y, that provide recruits to the yellowfin fishery in the EPO each year. Fish designated as X87, for example, were about 30 cm in length in November of 1987, entered the fishery in small numbers during the first half of 1988, and contributed appreciably to the catch in the second half of 1988. Similarly, fish of cohort Y87 were about 30 cm in May of 1987, entered the fishery in small numbers during the second half of the year, and contributed significantly to it in the first half of 1988 (Anon. 1992: 50). During certain months of the year, the fishery may consist of up to seven different age groups for each of the X and Y cohorts. To simplify the nomenclature in this paper, the term cohort is used henceforth to refer to fish hatched in a specific year and time period, such as X87 mentioned above, as well as in the more general case of individual age groups, such as X-0 or Y-III, when referring to different age groups in the same year or shorter time interval.

Certain characteristics of vessel operation and unloading and storage procedures can prevent the application of random sampling. For example, the potential number of wells in a vessel that can be sampled is unknown until the logbook has been examined. The order in which the wells are unloaded, or their availability, is also independent of sampling needs. Under these circumstances, primary units are chosen opportunistically to approximate a random selection. The fish in the sample are also collected opportunistically for at least three reasons: 1) because the samplers are not allowed to interfere with the unloading process; 2) the unknown number of fish in the well precludes a random sample; and 3) a second chance to sample the same fish is neither practical nor likely. In addition, it may take several hours to unload a well because the process may be interrupted for an unspecified length of time due to either mechanical problems or the demand for fish of a particular size from a different well. To allow a sampler to concentrate on a single well for long periods is therefore both uneconomical and statistically unsound because of the additional need to determine the variability of fish sizes among primary units. For these reasons, only a portion of a well is sampled, beginning at a randomly-selected point. Such a sample may not be representative of all sizes in a well because fish from two or more sets having different size distributions may not have mixed appreciably. However, it is assumed that the selection of wells and sample starting points are sufficiently close to random to overcome any systematic, size-depth stratification that might exist in wells, and that collectively the samples are representative of the size distributions in the catch.

There are two principal methods of obtaining length-frequency samples at present. The first, commonly referred to as a "grab" sample, involves the arbitrary selection of fish for measurement from a chute after they have been removed from the opening to the well, or well head. Between measurements, the passage of a variable number of fish along the chute ensures an irregular component in the selection process. The second, but less frequently used, method of sampling is similar to grab sampling, but the number of fish that are allowed to pass by between measurements is severely curtailed. The situation usually arises from a restriction in time or sampling conditions. For example, the need to not interfere with unloading under crowded conditions, the initiation of sampling when the well is nearly empty, or when sampling demands are excessive, may compress the time over which a sample is collected.

When the sampling program began, the most efficient sample size and sampling frequency were unknown, and the sample size was therefore set at 150 to 200 fish to accommodate the anticipated extremes in length variation. Hennemuth (1957) utilized such large samples to investigate the problem of how best to allocate sampling effort between the number of primary and secondary units to minimize the variance of the mean-size estimate. In the process, he found that some wells containing skipjack exhibited size-depth stratification, and he recommended that this condition be examined to determine if it could affect the sampling results. He also found that the distribution of lengths within samples from the same strata (month-area) ranged from near-normal, unimodal frequencies to indefinite polymodal configurations. The variation in fish lengths among primary units was also relatively large, and frequently outweighed the variance within samples, among sampling methods and, sometimes, among areas and months. In his analysis he therefore used only near-normal, uni- and bimodal samples, and chose a variance-component (within wells and among wells) model in which the numbers of fish in the sampled wells were assumed to be equal and the fish were sampled with replacement. For both yellowfin and skipjack, he concluded that a sample size of 50 fish was adequate because larger numbers had little impact on reducing the variance of the mean size. On the other hand, to reduce the variance among vessels, 3 unimodal or 13 bimodal samples of yellowfin were required in each month-area stratum to attain a 2-cm confidence interval for the mean size. Since this recommen-

dation was introduced, it has provided a useful guideline for determining sampling requirements. In 1985 some canneries began offering higher prices for large yellowfin. This resulted in fish from a well being sorted into two or more size categories during the unloading process. To estimate the numbers and sizes of fish correctly, an estimate of the tonnage and a 25-fish sample are obtained from each category.

The present study has several objectives that are related to both the sampling process that has just been described, as well as the derived estimates of cohort sizes, or the numbers of fish in the various age groups, and their variances. Specifically, the objectives are to:

- 1) Examine the characteristics of size variation in wells during unloading;
- 2) Explore the degree and effect of vertical mixing in a well;
- 3) Determine the effect of different sampling methods on the statistics derived from length-frequency samples;
- 4) Re-estimate the minimum number of primary units to be sampled per month-area stratum;
- 5) Determine the effect of further stratifying the length-frequency samples by set type rather than month-area alone; and
- 6) Determine the magnitude of the variances and sensitivities of recruitment estimates.

In what follows, each objective is treated separately in a section containing an introduction, methods and results. A discussion that focuses on the most important aspects of the study is then followed by the overall recommendations. The report is confined to purse seine-caught yellowfin because, in recent years, that gear represented about 99 percent of the catch of the surface fleet in the EPO. The terms "primary unit" and "well" are used interchangeably.

2. CHARACTERISTICS OF SIZE VARIATION IN WELLS DURING UNLOADING

In a well consisting of fish from a single set, the variation in sizes of yellowfin is correlated in part with the time and area in which the fish were caught, and whether they were in a free-swimming school or associated with either dolphins or a floating object (Allen, 1981). The variation is likely to increase progressively if the contents of the well is made up of two or more sets of the same type, if different set types are mixed or if the sets are separated by increasing amounts of time (days) and distance (Anon., 1988: 17-18; Punsly and Deriso, 1991). The presence of skip-jack in the catch potentially reduces the variation because the yellowfin associated with them tend to be smaller and less variable in size than those in pure yellowfin schools (Orange *et al.*, 1957; Broadhead and Orange, 1960). Superimposed on these sources of variation is the possibility of size stratification within the well. Since a sample is collected from only a portion of a well, it is important to examine the potential effects of these sources of size variation on a sample.

2.1 Methods

The size variation of yellowfin in six primary units was determined by systematically measuring their contents during unloading. The test wells contained fish from either a single set (schoolfish and dolphin set types), multiple dolphin sets, or combinations of these set types (Fig. 2). The estimated number of fish in the wells ranged from 1,010 to 10,038 while the well tonnages ranged from 36 to 63 metric tons (mt). All of the fish were removed from the wells using a flotation technique, a method in which an increase in brine density is used to float the fish to the surface at the well head. With one exception, an observer stationed at the well head identified every k th fish in the order removed by the unloaders and set it aside for measurement. Otherwise, the fish would have been disposed of either by sending it down a chute to a bucket

positioned below an unloading bay or by discarding it temporarily because of damage or inappropriate size. The selection frequency (k) was predetermined and remained fixed for each primary unit. It was usually set at 3, but it ranged from 3 to 10 for different wells in accordance with the anticipated unloading speed and sizes of fish. The exception noted above referred to test well 3 in which every third fish was measured from every alternate bucket as it was removed from the vessel. Each bucket contained about 17 to 35 fish.

The mean size and standard deviation (SD) of the sequence of size measurements obtained during the unloading of each well was tested for randomness, using a Monte Carlo simulation. Initially, the means and SD's were calculated for 1000 samples of 50 fish, collected at random and without replacement, from the sizes in each well. The resulting distributions of these statistics were used to determine the critical values of $\alpha = 0.025$ and 0.975 . The mean and SD were then calculated for the actual sequence of sizes in progressions of 50 fish, *i.e.* fish 1-50, 2-51, 3-52, *etc.* The trends in mean size and SD were easily recognizable when plotted in relation to the predetermined confidence limits (Fig. 3).

2.2 Results

Several important characteristics emerged from the overall size distributions in the test wells (Fig. 2). To begin with, none of the modal size groups was normally distributed; they were all skewed either to the left or right. Also, the number of modal groups was not related to the number of sets in a well. For example, Wells 1 and 6 each contained fish caught in a single set, but the lengths of those captured in association with dolphins (Well 1) were bimodally distributed, whereas those caught in a schoolfish set (Well 6) consisted largely of a single size group. The remaining four test wells contained fish from either two or more sets made on schoolfish, fish associated with dolphins, or both set types. For these wells, the overall length distributions ranged from uni- to trimodal.

The manner in which trends in size and the variation in sizes evolved during the unloading process (Fig. 3) provided a dynamic interpretation of size variation within wells. In general, the test wells demonstrated either long-term trends in mean size and SD (Wells 3, 4 and 6) or short-term changes (Wells 1, 2 and 5) that were independent of the number of sets in the well. All wells exhibited cyclic changes in these statistics to some degree, but they were most pronounced in Wells 1, 2 and 5. The reason for these cycles is unknown, but in Wells 1, 3 and 6 they can be attributed to episodes of size selection by the unloaders. For example, it was observed that periods in which the unloaders chose similarly-sized fish alternated with periods of more random selection. The results are indistinguishable from the cyclic patterns in wells in which unloader selection was not observed, and therefore it is not clear if it is due to more than one cause. It is also clear that the trends in mean size and SD resulted in significant departures from expectation, as indicated by values that lay outside the 95-percent confidence limits (Fig. 3). Whether these departures occurred occasionally, as in most of the wells, or frequently (Well 2), the conclusion is that all wells were stratified regardless of the number of sets they contained.

3. VERTICAL MIXING IN A WELL

Test Well 5 is interesting in that it contained fish from five yellowfin sets distributed over three modal groups of substantially different frequencies (Fig. 2). Nevertheless, the sizes of fish in the unloading sequence cumulatively represented a random selection approximately 95 percent of the time (Fig. 3). This may have occurred as a result of vertical mixing, although the

degree to which this generally occurs and how it takes place is more the subject of speculation than of fact. For example, although it is reasonable to assume that the number and tonnage of sets in a well, differences in fish sizes and loading strategies (brine temperature, salinity and manipulation of brine depth) may have an effect on vertical distribution, the interaction of these components is unknown (E.E. Pedersen, IATTC; pers. com.). The possible effect of vertical mixing, or the lack of it, on a sample obtained from only a portion of a well therefore needs to be investigated.

3.1 Methods

In an experiment conducted at sea, a total of 128 yellowfin from seven sets were tagged opportunistically as they were being loaded into a single well with a capacity of 65 mt of fish. Each tag consisted of a numbered square of fabric-backed vinyl attached with a plastic cable tie to the caudal peduncle of the fish. In port, the fish were removed from the brine-filled well by flotation. The usual requirement with this technique is for the unloading crew to frequently pry apart the frozen mass of fish with either long poles or small explosive devices to allow individual fish to float to the surface at the well head. The unloading sequence of the 128 tagged fish was recorded for comparison to the reverse order of entry. To determine whether the fish were randomly mixed in the well, upon recovery each tagged fish was assigned to one of two groups, depending on whether it had been caught in sets 1 to 3 or 4 to 7.

3.2 Results

A runs test on the grouped data of tag numbers indicated that when viewed overall, the number of runs (41) was significantly less than expected (64.8) and the unloading sequence was non-random. However, the number of runs became random after 48 percent of the fish in the well were removed. As unloading began, the sequence of sets represented by the tagged fish was also correlated with the reverse order of entry, but the relationship was no longer significant after recovering the 36th tagged fish. To help explain these two interpretations of the data, it is useful to examine the unloading sequence of the tagged fish.

In Fig. 4, the deviation of the actual tag number from its expected value during unloading is based on the assumption that no mixing occurred. Although the first 13 fish unloaded adhered closely to the order in which they were added to the top of the well, thereafter, up to the 72nd fish, the tag numbers of the majority of fish were less than their expected values. The most likely explanation for this is that the unloaders penetrated deeper and deeper into the center of the well, rather than removing the frozen and interlocking fish in horizontal layers. This interpretation is supported by the fact that, when the well was about half empty, the 57th and 58th tagged fish recovered were from the first set placed in the well. After the 72nd fish, most of the tag numbers were greater than expected. This suggests that fish tagged during the latter part of loading were falling away from both the sides of the well and the shaft created by the unloaders before floating to the surface for removal.

4. EFFECT OF DIFFERENT SAMPLING METHODS ON THE STATISTICS DERIVED FROM LENGTH-FREQUENCY SAMPLES

If the fish could be sampled randomly, the factors contributing to size stratification within wells and the selective influence of the unloaders would be irrelevant. However, with the constraint of opportunistically sampling only a portion of the well, the size variation in a sample may be affected by all of these factors, as well as the duration of sampling. In this situation, the

effectiveness of sampling methods to ultimately reflect the size distribution of fish in the catch needs to be examined.

4.1 Methods

The differences between the systematic length measurements in the six test wells were used to generate the contents of 25 simulated wells (Table 1) by the procedures outlined in Appendix I. An attempt was made to preserve the original trends in sizes and unloader selection. The number of fish in the simulated wells ranged from 960 to 9500, and they included a total of nine age groups from the X and Y cohorts, the same number present in the original test wells. The size distributions in 24 of the 25 wells were also statistically different, according to the Smirnov test (Conover, 1980).

The performance of three different sampling methods was evaluated by repeated sampling of the simulated wells. Although one of the methods, random sampling, cannot be applied in practice, it was used to determine the relative bias of certain statistics under ideal conditions, and to serve as a standard of comparison for the overall performance of other sampling designs. Because of this dual role, random sampling was designated as Method I. The intent of the second sampling scheme, protracted sampling (Method II), was to circumvent the effects of unloader selection and size stratification (sections 2 and 3) by extending the sampling process over a large portion of a well. For this purpose, the interval between length measurements was regulated according to a prior estimate of the sizes of fish in the wells. (This information can be obtained readily from the chief engineer or navigator of the vessel.) For example, if the anticipated lengths of fish were more than 100 cm, the table below indicates that, say, every fourth fish in the unloading sequence could be measured:

Category	Length Range (cm)	Selection Frequency Range	Approximate Volume of Well Sampled (%)
1	up to 80	10-15	9-25
2	80+ to 100	6-10	7-21
3	100+ to 180	3-5	10-15

In applying Method II, the fish in the 25 wells were first assigned to a size category, and then individuals were chosen for measurement at random within the selection range. The third procedure tested was consecutive-fish sampling (Method III), the extreme case of decreasing the interval between fish measurements.

The procedure applied to all sampling methods was to first select n wells at random, without replacement, and then collect m fish from each of them, using a random starting point for the first fish. Combinations of the numbers of wells and sample sizes used were $n = 5, 10, 15, 20, 23$ and 25 and $m = 25, 38, 50, 75$ and 100, respectively. After converting the lengths of fish in the samples to weights, the number of fish in each well was estimated by proportion from the known tonnage in the wells, and then summed across all sampled wells. Based on the total number of fish and the size distribution of the sampled wells, estimates were made of the mean weight (\bar{W}_T) and total number of fish in the catch (\hat{N}_T) of 25 wells, and of the nine cohorts (\hat{N}_j) of which they were comprised. For each n, m combination, the procedure was repeated 1000 times, and from the resulting distributions of \bar{W}_T , \hat{N}_T and \hat{N}_j , the biases of their means and coefficients of variation (CV) were determined.

A goodness-of-fit test based on Method I was also developed to measure the performance of Methods II and III. After each execution of the above procedure for each n, m combination and ran-

dom sampling, the following statistic was calculated from the modified χ -square test,

$$T_{n,m} = \sum_{j=1}^9 [(\hat{N}_j - N_j)^2 / N_j] \quad (1)$$

where \hat{N}_j and N_j are the estimated and actual frequencies, respectively, of the j th cohort. The summation was carried out for all values of \hat{N}_j including zero. The resulting skewed distribution of 1000 $T_{n,m}$ values was normalized by a transformation to determine the critical value, $T_{c(n,m)}$, for $\alpha = 0.05$ in one tail of the $T_{n,m}$ distribution. (To avoid misunderstanding, it should be mentioned that each critical value was peculiar to a particular n,m combination.) The values of $T_{n,m}$ for 1000 repetitions of sampling by Methods II and III for each n,m combination were also determined. The performance of Methods II and III relative to random sampling was measured by calculating the percentage of their $T_{n,m}$ values that were less than $T_{c(n,m)}$ for each n,m combination.

A measure of the overall performance of the three sampling methods was also devised. Since the distributions of sizes in 24 of the 25 wells were different, sampling only a few wells, by either method, could not produce estimates of cohort sizes that were as reliable as those prepared from sampling many wells. This fact allowed a comparison of overall performance of different values of n and m both within and among different sampling methods. For this purpose, the critical value of T_c for randomly sampling 50 fish from 24 wells was used as the standard of comparison.

4.2 Results

Increasing sample size and changing sampling methods had a negligible effect on the CV's and biases of the \hat{N}_T and \hat{W}_T estimates (Table 2). Increasing the number of sampled wells from 5 to 25, however, produced a 10-fold reduction in CV, and emphasized the importance of n in reducing or minimizing the variances of these estimates.

Overall, the biases associated with \hat{N}_T were generally small, about 4 percent, and were not affected by changes in n or m . With combinations of $n \geq 20$ and $m \geq 50$, the biases associated with protracted sampling were negligibly small (~ 1 percent) and comparable to the standard, but they were only half those produced by consecutive sampling. On the other hand, the biases in \hat{W}_T decreased rapidly to about one tenth of their starting values in response to increasing values of n , but they were virtually unaffected by changes in m . Once again, the biases associated with Method II were approximately equal to the standard and about half those obtained with Method III. Values of $n \geq 15$ and $m \geq 50$ were the most effective in reducing the CV's and biases of the total catch and mean size, and therefore further analysis was confined to these larger n,m values.

In the first application of the goodness-of-fit test, each line in Table 3a compares the percentage of non-significant values of $T_{n,m}$ for Methods II and III to the performance of random sampling for that particular n,m combination. Since the critical value for each combination was arrived at independently, the results for random sampling were all equal to 95 percent because α was set at 5 percent. As the number of sampled wells increased from 15 to 23, and for $m \geq 50$, Method II maintained an average achievement level of about 90 percent. In other words, protracted sampling rejected the actual overall frequency distribution of the cohorts about 5 percent more often than would be expected by random sampling for the same n,m combination. However, for $n = 25$, or complete-census sampling, the performance of Method II declined progressively from 86 to 76 percent as m increased from 50 to 100 fish. This result is expected because sampling only a portion of a well's contents (Method II or III) cannot perform as well as random sampling, and the disparity increases as n gets larger. Method III confined sampling to the smallest portion of a well, and consequently its performance was increasingly subordinate to those of Methods I and II as n and m became larger.

The performances of the three sampling methods, relative to the values of T_c for $n = 24$ and $m = 50$, appear in Table 3b. Against this standard, random sampling was ineffective in correctly estimating the distribution of cohort sizes until n was close to 23 wells and m equaled 50 to 100 fish. The performance of Method II closely paralleled that of Method I, indicating that protracted sampling was capable of absorbing some of the effects of size stratification. The table also demonstrates that the performance of Method II with a 75-fish sample was essentially equal to the performance of Method I with a 50-fish sample. Alternatively, a graphical interpretation of the data indicates that the performance of Method II could be raised to that of Method I if the number of samples were increased by 3 to 5 percent. In contrast to these results, the performance of Method III could not be made to approach the 90-percent level, relative to T_c , even if all the wells were sampled.

Combinations of n and m that produced small CV's for estimates of the total catch and overall mean size were less effective for reducing the CV's of individual cohorts (Table 4). In general, the most important variable contributing to a reduction in cohort CV's was an increase in the number of sampled wells. The potential benefits, however, were inversely related to the percentage of wells in which a cohort appeared (p_j). For example, for cohort 5, which appeared in all wells ($p_5 = 100$), an increase in n from 15 to 23 wells reduced the CV of a 50-fish, random sample by about 50 percent (from 17 to 9). The comparable reduction for cohort 9 with $p_9 = 28$, however, was only 13 percent (from 155 to 135). As a result, estimates of cohort sizes of fish that appear either less frequently in the catch, particularly the smallest and largest fish, or are distributed over few wells, will have relatively large variances. With respect to sampling methods, the CV's produced by Method II were comparable to those of random sampling, except for the largest fish (cohort 9). For cohorts that did not appear in all wells, Method II also produced consistently lower biases and CV's than Method III.

The biases associated with the estimated mean number of fish in the nine cohorts did not appear to be affected by changes in n or m for a given sampling method (Table 5). In general, the absolute magnitudes of the biases for random and protracted sampling were comparable and small, about 4 percent or less, for cohorts with $p_j \geq 80$ percent. For these methods, the biases for the largest fish (cohort 9) increased to an average value of -9 percent. Compared to Methods I and II, a consecutive sample showed a larger bias for all cohorts with p_j values less than 90 percent. For the smallest (cohort 1) and larger (cohorts 8 and 9) fish, the biases for Method III also approached an absolute average value of 17 percent. For all sampling methods, there was a tendency to underestimate the number of large fish and overestimate the number of small fish. Tomlinson *et al.* (1992) indicate that this is a result of using ratio estimators to calculate the number of fish in a well.

5. ESTIMATION OF THE MINIMUM NUMBER OF PRIMARY UNITS TO SAMPLE

In 1988, the surface fleet fishing in the EPO captured a record amount of yellowfin weighing approximately 288,500 mt (317,800 short tons (st); Anon., 1992: 13). The catch included more small fish than it had during 1984-1987 or 1989-1992, two periods in which the fishermen targeted large tuna, and therefore it was more representative of all sizes available to the fishery. Because of the large number of samples generated by the catch, the 1988 samples were used to evaluate the relationship between the number of primary units sampled and the resulting variances of the cohort-size estimates. As part of this evaluation, the opportunity was taken to use actual sample data to examine the interactive effects of n and m and to compare them to the results of the simulation study. In 1988, the majority of samples was obtained by the grab-sampling method.

5.1 Methods

a) Modifications of the Data Base

Initially, the raw data base of 900 samples collected in 1988 was scrutinized for errors according to the procedures developed by Punsly and Deriso (1991). In the process, 54 samples obtained from baitboats were eliminated to restrict the analysis to purse seine-caught yellowfin. Of the remaining samples, 307 of them were 25-fish samples collected from two or more size categories during size-sorting operations. Based on the length frequencies of the fish and the estimated tonnage associated with each size category, all of the size-sorted samples associated with a well were collapsed into a single, 500-fish sample. The large number was chosen so as not to lose any information on the proportions of all fish sizes in the overall sample. As a result of this process, the 307 sorted samples were reduced to 141 single samples representing individual wells. In addition, 92 samples were identified that contained a mixture of set types. The size distribution of each of these samples was compared, by means of the Smirnov test (Conover, 1980), to those of other samples consisting of a known, single set type in the same month-area stratum. If a matching distribution could not be found, the search was expanded to include samples from fish caught in adjacent areas during the same month. In this way, a well consisting of mixed sets could be reclassified to the single set type (dolphin, schoolfish or floating object) it was statistically similar to. By such comparisons, 82 percent, or 76, of the samples from mixed set types were assigned to single set types. The sample weight, estimated from the fish lengths, was also entered into the data base. The individual lengths in a sample were then assigned to the size range associated with a particular cohort, and the frequencies within cohorts were then tallied. After carrying out all of the adjustments described so far, the data base consisted of 680 samples from individual wells, 16 of which were of fish from mixed set types. As a final step, about 2 percent of the landings were assigned to adjacent areas because they were not sampled, and about 5 percent of the samples were also reassigned because no landings were recorded in some strata.

b) Methods used for Estimating Cohort Sizes and Their Variances

Three analytical steps were applied to the modified data base to estimate the minimum number of primary units to sample. First, the number of fish in each cohort (\hat{N}_j) in each area during 1988 was estimated, using the procedures outlined in Appendix II. By using cohort frequencies, rather than length frequencies, growth was integrated over time. The number of fish in a cohort during the entire year could then be estimated from all samples collected during the year in an area, rather than on the basis of individual months. The results of some of the intermediate calculations appear in Table 6.

In the second step, the variances of the cohort-size estimates were not calculated by the usual, two-stage sampling model (Cochran, 1977: 305; equation 11.30) applicable to a month-area strata, *i.e.*

$$v(\hat{N}_j) = \frac{\hat{N}^2(1-f_1)}{n} \frac{\sum \hat{M}_i^2 (\bar{y}_{ij} - \hat{Y}_j)^2}{n-1} + \frac{\hat{N}}{n} \frac{\sum \hat{M}_i^2 (1-f_2) \bar{y}_{ij} (1 - \bar{y}_{ij})}{m-1} \quad (2)$$

where

\hat{N} = the potential number of primary units associated with the catch in the strata,

$f_1 = n/\hat{N}$, the fraction of primary units actually sampled,

\hat{M}_i = a ratio estimate of the number of fish in well i ,

\bar{y}_{ij} = both the mean proportion and fraction of fish of cohort j in well i ,

\hat{Y}_j = the overall proportion of fish of cohort j in the samples (and catch) in the month-area strata, and

$f_2 =$ the fraction m/\hat{M}_i .

Instead of equation (2), what was needed was an expression for the variance of a cohort over all months within an area. Equation (2) was modified for this purpose as follows:

$$v(\hat{N}_j) \doteq \frac{\hat{N}^2 (1-f_1)}{n-1} \left[\frac{\sum \hat{M}_i^2 (\bar{y}_{ij} - \bar{Y}_{j,T})^2}{n} \right]_a + \frac{\hat{N}}{m-1} \left[\frac{\sum \hat{M}_i^2 \bar{y}_{ij} (1-y_{ij})}{n} \right]_w \quad (3)$$

where the bracketed terms subscripted by a and w are the average sum of squares among and within primary units, respectively, for each area for all months, and $\bar{Y}_{j,T}$ is the proportion of cohort j in all samples collected during the year over all areas. The value of the expression $(1-f_2)$ in equation (2) is close to 1 even for wells containing large fish, and therefore it was excluded from equation (3).

In the third and final step, the average sum of squares among and within wells for each cohort, weighted over all areas, were substituted into equation (3) for the a and w terms, respectively. The potential number of primary units in each area (Table 6) were used as weights. Some important aspects of the three stages of analysis—the annual number of fish in each cohort, the percent frequency with which each cohort appeared in the sampled wells, and the average sum of squares among and within wells—appear in Table 7.

The effect of n and m on the variances of the cohort-size estimates was evaluated by substituting different values of these variables into the final form of equation (3). However, preliminary tests indicated that $v(\hat{N}_j)$ was quite insensitive to changes in sample size. For example, increasing m from 50 to 100 fish reduced the cohort variances of the youngest (X-0) and oldest (Y-IV) age groups by only 0.2 and 2.2 percent, respectively. These reductions were insignificant compared to the magnitude of the initial variances, and the reduction in the cohort CV's were even smaller. Therefore, the value of m was fixed at 50 fish. By varying n , the only remaining variable in equation (3), from 200 to 1000 samples per year, the resulting estimates of cohort-size variances were changed into CV's and recorded in Table 8.

5.2 Results

Analysis of the 1988 samples confirmed the earlier results of the simulation study (section 4.2), namely, that for the type of size variation that exists among and within the catches of purse

seiners fishing in the EPO, increasing the number of sampled wells was the most effective way to reduce the variances of the cohort-size estimates. At one level, a variance was largely determined by how frequently the cohort appears in the sampled wells (p_j), the cohort size and the average sum of squares among vessels (Table 7). Beyond this basic level, however, reductions in variance were effected through the terms $(1 - f_1)/n$ or $(1 - f_1)/(n - 1)$ in equations (2) and (3), respectively. For example, at each level of n in Table 8, an increase of 50 samples resulted in a similar percentage decrease in CV across all cohorts. As n continued to increase, however, the percentage reduction in CV also became smaller and smaller because the rate of change of CV is negatively correlated with $1/n^2$. Consequently, for some cohorts that appear rarely in the catch, such as the smallest (X-0) and largest (X-V) fish, even large changes in n were inadequate to reduce their CV's to acceptable levels.

An overview of Table 8 indicates that many of the cohorts that appear frequently in the catch, or cohorts with p_j values of 25 to 50 percent, could achieve a reasonable target value of $CV \leq 10$ percent by a judicious choice of n . The selection process is illustrated by the cohorts enclosed by the staggered line in the table. As n increased beyond 300 primary units, the rate at which the cohorts achieved a $CV \leq 10$ percent reached a peak at about 700 units. For example, between 500 and 700 units the marginal return of sampling effort to reduce the cohort CV to 10 percent or less was one cohort for every 50 units. Beyond 700 units the marginal rate decreased appreciably, and the additional cost to acquire cohort X-IV by sampling 200 additional units may not be justified. Consequently for 1988, 700 units appeared to be a reasonable target to achieve a CV of 10 percent or less for the cohorts that appeared most frequently in the catch. Fortuitously, the actual number of samples collected, 680, was close to this target.

The sampling rate of primary units can also be expressed in more general terms based on the fraction $700/\hat{N}$, which is $700/4349$, or about 0.16. In other words, sampling one primary unit in six from each month-area stratum would represent a reasonable goal.

6. EFFECT OF STRATIFYING LENGTH-FREQUENCY SAMPLES BY SET TYPE

In the previous section, it was indicated that there are limits to what can be expected of n as a means of reducing the CV's of cohorts that are caught infrequently. One reason for this is that in the expression $(\bar{y}_{ij} - \bar{Y}_j)^2$ in equation (2), \bar{y}_{ij} may be quite large for the samples that the cohort appears in, but the overall proportion, \bar{Y}_j , may be relatively small because the cohort is found in only a few samples. As a result, the cohort variance among primary units is inflated relative to cohort size and contributes to a large CV. One method of overcoming this effect may be to reduce the cohort variances by stratifying the samples by set type. In this section, stratification of the samples by the usual criteria of month-area, and then additionally by set type, were used to estimate and compare the sizes and CV's of all cohorts entering the fishery in 1988.

6.1 Methods

A consistent, sample data set was prepared in which each sample could be identified by set type. Of the 680 samples used in the previous section, the 16 samples representing mixed set types were therefore removed from the 1988 data base. The catches in the logbook data base were also recorded by set type, and collectively they represented 92 percent of the total landings in 1988. Total monthly landings in each area by set type were therefore estimated by proportion. As before, about 2 percent of the landings were re-distributed to other areas in the same month because landings were not recorded for all months. The distribution of sample set types (Table 9) also indicated that samples of the three different types were not available in all months.

Consequently, an additional 7.5 percent of the total landings were re-distributed to adjacent areas because there were no samples for some set-type catches. As a result of these changes, the forthcoming results may not be entirely representative of the actual data for 1988, but the comparative purpose of the analysis has not been affected.

For the first interpretation of the data, all samples in a month-area stratum were combined before applying the procedural steps (Appendix II) and equation (2) to estimate the cohort sizes and their variances. For the second analysis, the samples were further stratified by set type before re-applying the method, and the monthly estimates of cohort sizes and their standard deviations were obtained by summing across all set types within a month-area (Table 10). The data in Table 10 are further summarized in Table 11, which indicates the percentage change in cohort sizes and differences in their CV's due to the additional stratification by set type. The equations for cohort analysis (Pope, 1972) *i.e.*

$$\hat{N}_{0,j} = \sum_{t_m}^{t_m-1} e^{-(2t-1)M/2} \cdot C_{t,j} + \frac{Ze^{(t_m-1)M}}{F(1-e^{-Z})} \cdot C_{t_m,j} \quad (4)$$

$$\text{or} + \frac{Ze^{(t_m-1)M}}{F} \cdot C_{t_m,j}$$

and the variance equations derived from them, *i.e.*

$$v(\hat{N}_{0,j}) = \sum_{t_m}^{t_m-1} e^{-(2t-1)M} \cdot v(C_{t,j}) + \left(\frac{Ze^{(t_m-1)M}}{F(1-e^{-Z})} \right)^2 \cdot v(C_{t_m,j}) \quad (5)$$

$$\text{or} + \left(\frac{Ze^{(t_m-1)M}}{F} \right)^2 \cdot v(C_{t_m,j})$$

were applied to the data in Table 10 to estimate the number of fish in each cohort ($\hat{N}_{0,j}$) entering the fishery in 1988, their variances ($v(\hat{N}_{0,j})$) and their CV's (Table 12). In the above equations, $C_{t,j}$ is the catch of cohort j in time period t ; t_m is the last period; and Z , F and M are the monthly instantaneous rates of total, fishing and natural mortality, respectively. The age-specific mortality rates for F were obtained from biomass analysis (Anon., 1988: 144), and they were appropriate for a year in which the yellowfin catch was distributed over many age groups. An annual rate of $M = 0.8$, based on age-structured assessment models, was used because the interpretation of data from the fishery was most compatible with this value (Anon., 1989: 51). Recruitment for cohort X-88 (age group 0) was back-calculated for only three months because of its short duration in the fishery. The last term in the top line of equations (4) and (5) was used for the incompletely-fished cohorts, such as X-88 through Y-84, and the last term on the lower line was used for the completely-fished cohort X-83.

6.2 Results

The expectation from further stratifying the 1988 length-frequency samples by set type was that it would reduce the standard deviations and CV's of the monthly catches of each cohort. This is confirmed by the data in Tables 10d and 11b. Of the 98 non-zero entries in Table 11b, 80 percent of the CV's were reduced overall, and 19 percent of them by greater than 10 percent. The greatest reductions occurred in cohorts that were not fully recruited, such as cohort X-88 in

November (-49.2 percent) and December (-73.0 percent), and in cohort Y-88 in May (-64.4 percent), June (-35.4 percent) and November (-30.6 percent). On the other hand, the additional stratification did not affect the estimates of the monthly catches to a large extent (Tables 10a and b; Table 11a). The average change was about 5 percent, but exceptional changes also occurred in cohorts that were not fully recruited. For example, the change in the size of cohort X-88 was +282 percent in November and -49 percent in December, and in cohort Y-88 the changes in May (+1,822 percent), November (+284 percent) and December (-62 percent) were also large. In these cases, the inclusion of the smaller fish in samples stratified by set type, rather than as a proportion of all samples, altered their estimated numbers. Provided that the set-type proportions recorded in the logbook data base are representative of those in the overall landings, the estimates of cohort catches after stratifying by set type are probably more accurate than those obtained by the current methodology.

Estimates of the number of fish in each cohort entering the fishery in 1988, as well as their variances, were also affected by the additional stratification by set type. The number of fish in the fully-recruited cohorts and the total number of fish changed by about 10 percent, or less (Table 12b). The CV's of most cohorts were also reduced by about 3 percent, on average. The smallest fish, however, were affected to a greater degree (Table 12). The CV of cohort X-88 declined by 70 percent, while its numbers were reduced by 60 percent. For cohort Y-88, the reductions in CV and cohort size were about 11 and 19 percent, respectively.

7. RECRUITMENT ESTIMATES: THEIR VARIANCES AND SENSITIVITY TO CHANGES IN CATCHES

Estimates of the number of yellowfin recruited to the fishery in the EPO have been prepared by the IATTC staff since 1972. The variances associated with these estimates, however, have not been calculated. For several recent fishing years, the CV's for recruits and the quarterly catches obtained from them were therefore examined. The sensitivity of the recruitment estimates and their variances to changes in the quarterly catches were also explored.

7.1 Methods

Recruitment estimates (\hat{N}_0) and their variances ($v(\hat{N}_0)$) for cohorts X81 through Y88 were obtained by applying equations (4) and (5) to the quarterly catches and their variances, respectively. To determine how sensitive these estimates and variances were to changes in the catches for each quarterly period, sensitivity-factor multipliers were calculated by the method of Prager and MacCall (1988), *i.e.*

$$S_{\hat{N}_0(t)} = \frac{C_t \cdot \frac{\partial(\hat{N}_0)}{\partial(C_t)}}{\hat{N}_0} \quad \text{and} \quad S_{v\hat{N}_0(t)} = \frac{v(C_t) \cdot \frac{\partial(v\hat{N}_0)}{\partial(v(C_t))}}{v(\hat{N}_0)} \quad (6)$$

The interpretation of these factors is that for a given percentage change in C_t (or $v(C_t)$) in time period t , the value of \hat{N}_0 (or $v(\hat{N}_0)$) will change by that same percentage multiplied by the factor $S_{\hat{N}_0(t)}$ (or $S_{v\hat{N}_0(t)}$).

Sensitivity factors for the X cohorts from 1981 through 1984 were modified in the following way to account for the effect of the denominator $(1 - e^{-Z})$ in equations (4) and (5). At the time these data were prepared, the large fish in these cohorts, which were in their 16th quarter in the fishery, were difficult to separate into their X and Y components. Therefore they were combined

into a single category. In this situation, the catches of the X cohorts in the 15th quarter represented an incompletely-fished cohort and the upper, terminal expressions in equations (4) and (5) were applicable. The effect of $(1 - e^{-Z})$, however, inflated the sensitivity factor for the 16th quarter, and reduced the factors in the previous quarters so they were no longer comparable to the Y cohorts in the same time period. To rectify the situation, the sensitivity factors for the X cohorts were based on summations for \hat{N}_0 and $v(\hat{N}_0)$ up to and including the 15th quarter. Estimates of recruitment and their variances, however, were based on all of the available data.

7.2 Results

The CV's of the recruitment estimates for the completely-fished cohorts ranged from 3 to 8 percent, and averaged about 4.5 percent (Table 13). These small amounts suggest that the confidence limits of the estimates are also reasonably narrow. However, at the top of Table 14 the CV's of the incompletely-fished cohorts were larger, ranging from 10 to 40 percent. The principal reason for this increase was the combination of two ingredients: a large variance associated with the catch in the last quarter fished, and the inflationary effect of the $(1 - e^{-Z})$ divisor in equation (5). For example, the sensitivity-factor multiplier of the catch variance of cohort Y86 in the last quarter fished (Table 14b) indicated that, for a 1-percent change in that variance, the recruitment variance would change by 0.995 percent. In other words, virtually all of the variance was derived from the catch in the last month. Over all completely-fished cohorts the average sensitivity-factor multiplier was only about 0.060 (Table 14a). This value indicates that the catch in each of the 16 to 17 quarters in the fishable life of a yellowfin contributed about equally ($1/16 = 0.0625$) to the recruitment estimate. Individual factors that were considerably greater or less than the average were the products of relatively large and small catches, respectively.

The CV's of the recruitment estimates were also relatively small compared to the CV's of the individual quarterly catches (Table 13). While this is a result of the mathematical process of estimation, it also suggests that the recruitment variance is relatively insensitive to that of the quarterly catches from which it is derived. The average, sensitivity-factor multiplier for the variances, 0.063 (Table 14b), supports this finding.

In general, after yellowfin enter the fishery the CV's of catches in successive quarters demonstrate a pattern of relatively small values for the first four quarters and substantially larger amounts for the remainder of the fishable life of the cohort (Table 13). The reason for the smaller CV's is that the quarterly catches and the number of samples during the first year are usually large, and the contribution of a large variance from one group of samples is most often diluted, or offset, by the bulk of the samples with unremarkable variances. Catches during the fifth quarter in the fishery, however, are frequently an order of magnitude less than in the preceding quarters. The catches generally decline thereafter, and the number of samples are also reduced proportionately. Consequently, the presence of a large variation in cohort proportions in a few samples is less easily masked, and can result in a pronounced increase in the variance of the catch, beginning in the fifth quarter.

Exceptionally large CV's were associated with some quarterly catches during the first year, such as for cohort Y82 in the first quarter and X82 in the fourth quarter (Table 13). Inspection of the samples from these periods indicates that the cause is related to the difference between proportions of that cohort in individual samples (\bar{y}_j) and in all samples collected during the quarter (\bar{Y}_j). For example, in the case of cohort Y82 a few of the samples collected in the first quarter were composed almost entirely of this cohort ($\bar{y}_j = 0.98$), but the cohort did not appear in the remaining quarterly samples ($\bar{y}_j = 0$). In the case involving cohort X82, the cohort appeared in most samples, but the proportion \bar{y}_j was highly variable within the range from 0 to 1. In both

of these situations, the differences between the proportions in the term $(\bar{y}_j - \hat{Y}_j)$ in equation (2) generated unusually large variances. Further stratification by set type was not applicable to most of the samples examined, and consequently the occasional large variance is an inherent component of the present sampling scheme.

8. DISCUSSION AND RECOMMENDATIONS

Schaefer (1948) noted the tendency of yellowfin to school by size, and suggested that individual schools be used as the primary sampling unit. Subsequently, Calkins (1965) confirmed that the variation of fish sizes within samples from individual purse-seine sets, or single schools, was significantly less than among such sets (or among wells with multiple sets) from the same month-area stratum. A brief inspection of the samples collected in 1988 also showed that, of those strata containing two or more single-set samples, about 60 percent of them had unique length distributions. Taken together, these comments would support the choice of a single school as the primary sampling unit.

Samples taken from single schools, however, represent only about 25 percent of the total number collected annually (T.P. Calkins, IATTC; pers. com.). It is unlikely that accurate and precise estimates of the size and age composition of the catch could be prepared from such a reduced number of samples. The experiments involving the simulated wells and estimation of the minimum sample requirement support this viewpoint. To increase the number of primary units available for sampling, wells containing various numbers of sets must be included in the survey. The only requirement is that such wells contain fish from a single stratum. Examination of the test wells, however, suggests that all wells may be stratified by size, regardless of the number of sets they contain. If it is also recognized that the unloaders may impose a degree of size selection, that random sampling cannot be implemented and that there is limited information on the lack of vertical mixing in wells, then the difficulties in obtaining a sample that is representative of the sizes in the well are apparent. Under these conditions the manner in which the samples are collected is particularly important if they, in turn, are to reflect accurately the size and age distributions in the catch.

The simulation study demonstrated that protracted sampling (Method II) offers a practical alternative to random sampling. This judgement is made on the basis of goodness-of-fit tests, and the relative biases and CV's of estimates of the total catch, mean weight and cohort sizes. The intent of the method is to circumvent some of the limitations mentioned above and inherent in the following observation. If a well is filled with several hundred large, heavy fish that are being unloaded slowly, the time interval between fish made available for measuring is greater than if several thousand small fish are being unloaded quickly. In these extreme cases, the proportion of a well over which sampling is conducted may not be similar. Protracted sampling therefore provides a mechanism that fulfills three objectives: 1) it adjusts the selection frequency to the modal size of fish in the well, 2) it intentionally extends the sampling process over a larger portion of the well, and 3) it replaces the measurement of arbitrary fish with a predetermined selection-frequency range. The similar performance of protracted and random sampling (Tables 3a and b) also indicates that the proposed method is capable of minimizing the effects of size stratification that may be inherent in wells. Relative to protracted sampling, measuring consecutive fish (Method III) leads to an increasingly larger bias and CV for the younger and older age groups. If sampling is confined to only a small portion of a well, it is unlikely that the effects of all three forms of stratification, *i.e.* short- and long- term trends in size and unloader selection, can be overcome. Simply increasing the number of samples to be collected by the grab-sampling method will therefore not circumvent the problems associated with stratification.

Certain aspects of the simulation may appear to limit the usefulness of the results. For example, although a moving window was used to generate the missing sizes between measurements of fish (Appendix I), the choice of sizes was largely constrained to the range of sizes in the window. This device may have reduced the variance of sizes in the simulated well to some degree. However, the relative performance of the different sampling methods would not have been affected. More importantly, the use of the moving window preserved the trends in sizes during unloading, and this feature was essential in revealing the interaction between size stratification and sampling methods. Other objections may arise from the large number of cohorts (nine) in the simulated wells and the assumption that they could have come from the same stratum. However unusual this situation may seem, it is not unheard of. In fact, nine cohorts in the samples from one stratum has occurred, on average, 5.3 percent of the time in the last five years, beginning in 1987. Considering that cohorts that appear infrequently in the catch are estimated with the least reliability, and it is desirable to overcome this limitation, it is appropriate to evaluate sampling methods under these conditions.

The estimate of the minimum fraction of primary units that need to be sampled from each month-area stratum may actually be a conservative figure. Although real sample data were used in the analysis, the premise on which the two-stage model rests is that the samples were collected randomly. However, grab sampling was used to collect approximately 77 percent of the samples in 1988. To compensate for using non-random methods, the estimate of the minimum sampling requirement should probably be increased. The results of the simulation study indicated that, for a sample size of 50 fish, protracted sampling required about 5 percent more samples to achieve results comparable to random sampling. There is another viewpoint, though, that argues for a reduction in the sampling frequency. There is a distinct possibility that in some samples the measured fish were too closely spaced. The simulation showed the potential of such samples to inflate the CV's of the cohort-size estimates, and this would contribute to an overestimate of the minimum sampling fraction. Consequently, at this time the recommendation of sampling one primary unit in six for each month-area stratum is not altered. The situation should be reviewed in the future, however, when sampling by the protracted method is firmly in place.

Two of the major differences between the results of the simulation study and the analysis of the 1988 samples also need to be mentioned. The first point is that in 1988 the CV's of all age groups, and particularly those of the smaller and larger fish, were smaller than expected, considering that the frequencies with which the cohorts appeared in the samples were as small as 0.6 and 2.5 percent (Table 8). The simulation results suggest that for cohorts with such small p_j values, estimates of their numbers should be very imprecise. The explanation for the difference may be related to the frequency of similar size distributions. Of the 25 simulated wells, 24 of them had unique size distributions. In 1988, however, only 53 percent of the samples were unique (Table 15), and the size distributions of the remaining samples were statistically similar to one or more of the unique forms. This extensive amount of similarity would reduce the variance among primary units considerably, and help to explain the reduction in cohort CV's.

The second major difference between the two approaches to the sampling problem involves sample size. The simulation indicated that for protracted sampling, either increasing the number of 50-fish samples by 5 percent or increasing the sample size to 75 fish in the original number of samples would produce results comparable to random sampling. Examination of the 1988 samples showed two effects: 1) increasing the sample size beyond 50 fish had a negligible effect on reducing the variances of the cohort-size estimates, and 2) the most effective way to reduce the cohort CV's was to increase the number of samples. The reality of the 1988 samples must be favored in this case by retaining the 50-fish sample. The situation should also be reviewed again as experience is gained with protracted sampling.

The last item to be considered is the stratification of samples by set type, in addition to month and area. Such a step may increase the precision of cohort-size estimates overall, but it appears to have its greatest beneficial effect on both the accuracy and precision of the youngest age groups. This may be particularly important for predicting the numbers of fish when they are fully recruited. To implement this new form of stratification, it may be necessary to emphasize the collection of many samples of the different set types rather than their actual proportions in the landings. The reason for this adjustment is that as the number of strata increases, the number of samples within each stratum tends to diminish. The frequencies of set types in the 1988 data illustrates this point (Table 9). To correct for this change in emphasis, partitioning of the total landings must be done on the basis of set-type tonnages drawn from the logbook data base. It should be established first, however, that the set-type proportions in the logbook are the same as in the total landings.

On the basis of the foregoing comments and the analytical results, the following guidelines are recommended:

1) Approximately 75 to 80 percent of length-frequency samples are collected from wells containing fish from mixed sets. The subject of vertical mixing should therefore be studied more thoroughly with the purpose of obtaining representative samples under these conditions.

2) If a well containing mixed sets is being unloaded by the flotation method, a sample collected from the lower half of the well may be representative of the entire well. If a single set occupies the upper third of a well of mixed sets, a sample from that upper section may be representative of only that portion (tonnage) of the well.

3) Unless special circumstances exist, all length-frequency samples should be collected by the protracted-sampling method. The recommended sampling frequencies of fish of certain sizes are as follows:

Fork Length Range	Selection Frequency Range
up to 80 cm	10-15
80+ to 100	6-10
100+ to 180	3-5

4) The sample size remains unaltered at 50 fish.

5) No sample should be collected in which the sequence of fish is more closely spaced than that recommended for protracted sampling.

6) To avoid the potential bias introduced by the unloaders, the fish to be measured should be chosen from the sequence of sizes before the unloaders exercise any size selection. For the flotation method, the optimal location for choosing the fish is immediately at the well head. The problem associated with size sorting, *i.e.* identifying the tonnage of each sort, may also be circumvented by selecting fish at the well head.

7) The minimum number of primary units to be sampled is 16 percent of the available number. In practice, this requirement can be met independently by personnel at each field office by sampling one unit in six from each month- area stratum.

8) To potentially improve the accuracy and precision of cohort-size estimates, additionally stratifying the length-frequency samples by set type, rather than month-area alone, should be considered.

ACKNOWLEDGEMENTS

I would particularly like to thank Patrick Tomlinson for sharing his thoughts, understanding and advice concerning the problems associated with sampling. The mathematical and statistical discussions with Richard Deriso and Michael Hinton were also useful, and always appreciated. I relied on Edward Everett and Eric Pedersen both for their experience in the practical aspects of sampling and for their help in collecting measurements from the important test wells. I would also like to thank Eric Pedersen for his initiative in carrying out the vertical-mixing experiment. The cooperation of the owners, crew and unloaders on vessels from which the test-well data were collected is gratefully acknowledged. Alejandro Angauzzi's efforts in exploring the stratification within the test wells is appreciated. I am also indebted to William Bayliff, William Clark, Atilio Coan, Michael Hinton and Richard Punsly for reviewing various drafts of the manuscript.

APPENDIX I

SIMULATION OF THE SIZE DISTRIBUTIONS OF YELLOWFIN IN WELLS

Two steps were used to simulate the contents of full wells of yellowfin. First, using the six test wells, the differences in sizes of systematically-measured fish from similar set types were combined to form continuous loops of information. In order to reconstruct an entire well, the missing sizes of fish between the systematic measurements were then estimated during the second step. Each of these procedures is described below.

Continuous Loops of Successive Size Differences

The differences in sizes between successive measurements of fish in the six test wells (Fig. 2) captured all elements of variation due to trends in size and variance, abrupt discontinuities in trends and unloader selection. Because these differences were also independent of starting size, the differences for wells with similar set types were joined end to end to create a longer sequence of information on variability. A second sequence was then formed by reversing the order of the first sequence and changing its sign. Before joining the ends of the two sequences together to form a continuous loop, a random number of 3 to 10 differences was removed at each juncture to avoid a recapitulation of size differences in reverse order. (A continuous loop was necessary to facilitate random sampling at a later stage, *i.e.* the difference immediately preceding a random starting point became the last item to be included in the sequence of choices.) Such continuous loops created the possibility of generating wells of realistic successive differences in sizes and unloading configurations simply by choosing a random starting point in the loop and adding a starting size. Accordingly, the following four continuous loops were assembled:

Loop Components	Similar Traits
Test well 2, - (reverse well 2)	Pure dolphin; unimodal
Test wells (1, 3X, 4), - (reverse 1, 3X, 4)	Pure dolphin; bimodal
Test well (5, 6), - (reverse 5, 6)	Dolphin + schoolfish, and pure schoolfish
Test well 6, - (reverse 6)	Pure schoolfish

Well 3X was developed from test well 3 by generating the missing sizes for alternate buckets that were not measured. The method for doing this will be explained shortly.

To generate wells with realistic proportions of set types during the second step of the simulation, the following distribution of set types from the 1985-1987 period were considered:

Pure dolphin	60.8%
Pure schoolfish	18.4
Mixed dolphin, schoolfish and floating object (F)	5.7
Pure F (10.7%), schoolfish and F (3.1%) and unknown (1.3%)	15.1

The length range of yellowfin in the most common set type (dolphin) was 35 to 175 cm. In addition, the ratio of dolphin sets having a single mode, or two or more modes, was 1.5:1.0. Based on the above information on set type, length frequencies and modal frequencies, and using different starting sizes, the lengths of systematically-measured fish in 25 simulated test wells were created. The wells had the following properties:

ments to window size, the sizes of fish in 12 of the 25 wells were randomly distributed, the distributions were skewed to the left or right, and the number of fish in the wells ranged from 960 to 9500 in order to mimic realistically the conditions in the original six wells (Fig. 2). According to the Smirnov test (Conover, 1980), only 2 of the 25 wells had statistically-similar distributions. Collectively, the sizes of fish in the simulated wells represented a total of nine age groups of the X and Y cohorts (Table 1).

APPENDIX II

COHORT SIZE ESTIMATION

The estimated number of fish in each cohort over all months within an area was estimated by a sequence of calculations adapted from Shingu *et al.* (1974) and Tomlinson *et al.* (1992). The adaptation refers to the use of cohort frequencies in the samples rather than length frequencies. The problem of growth over time could therefore be circumvented by summing the monthly cohort frequencies over time within an area. Initially, the following steps were necessary to estimate the cohort sizes, \hat{N}_j , for each area. The superscripts $\hat{}$ and $\acute{}$ refer to mathematically-derived estimates and educated guesses, respectively.

\hat{w}_i = weight of the sample estimated from the lengths of m fish sampled from primary unit i ,

$\hat{w} = \hat{w}_i/m_i$ = average weight of fish in unit i ,

\acute{W}_i = total weight of fish, or haul weight, in unit i estimated by vessel personnel,

$\hat{M}_i = \acute{W}_i/\hat{w}_i = (\acute{W}_i \cdot m_i)/\hat{w}_i$ = estimated number of fish in i ,

y_{ijk} = a counter that equals 1 if fish k is in cohort j , and 0 otherwise,

$\bar{y}_{ij} = \sum_{k=1}^m y_{ijk}/m_i$ = both the mean proportion and fraction of cohort j in sample i (see Cochran, 1977: 50),

$\hat{M}_{ij} = \bar{y}_{ij} \cdot \hat{M}_i$ = estimated number of fish of cohort j in i ,

$\hat{Y}_j = (\sum \hat{M}_i \cdot \bar{y}_{ij}) / \sum \hat{M}_i$ = proportion of cohort j in n samples and total landings in an area,

W_T = weight of total landings in an area,

$\hat{W}_n = \sum \hat{W}_i/n$ = average weight of n sampled primary units in an area,

$\hat{N}_T = W_T/\hat{W}_n$ = estimate of the total number of primary units in an area,

$w_T = (\sum \hat{M}_i \cdot \hat{w}_i) / \sum \hat{M}_i = \sum \acute{W}_i / \sum \hat{M}_i$ = overall average weight of a sampled fish in area a ,

$\hat{M}_T = W_T/w_T$ = total fish landed in an area, and

$\hat{N}_{j,T} = \hat{M}_T \cdot \hat{Y}_j$ = estimate of the number of cohort j in the total landings in an area.

To obtain the overall estimates of cohort sizes in the EPO in 1988, the estimates prepared above for each cohort were summed across all areas. The cohort proportions in the total landings over all areas ($\bar{\bar{Y}}_{j,T}$) were then calculated.

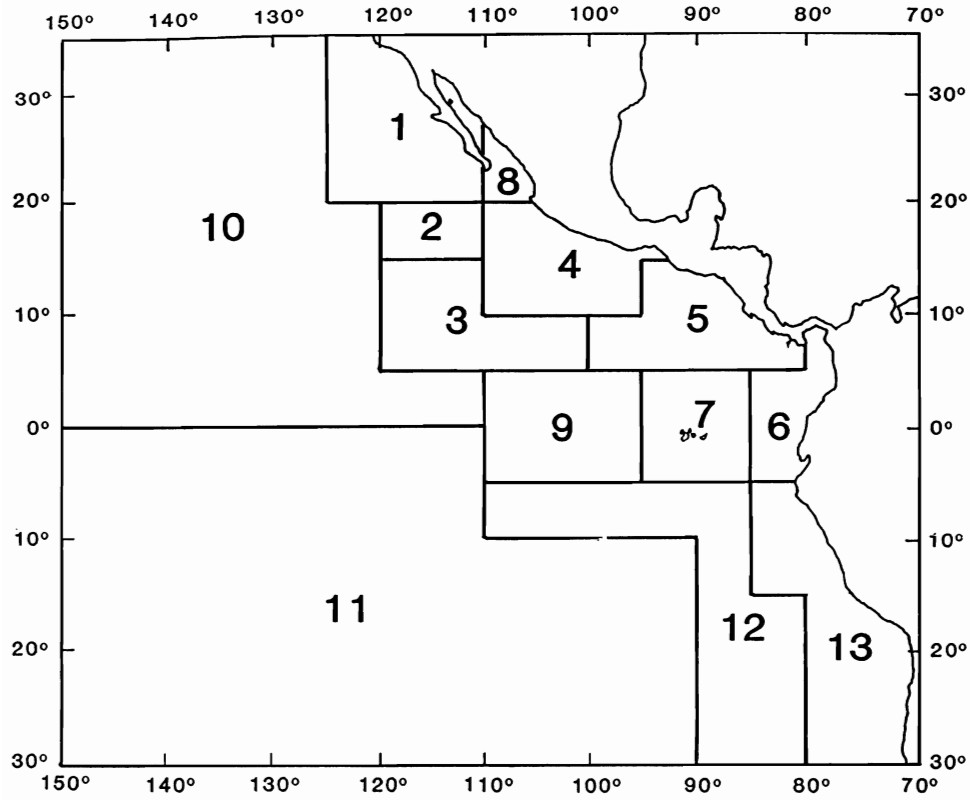
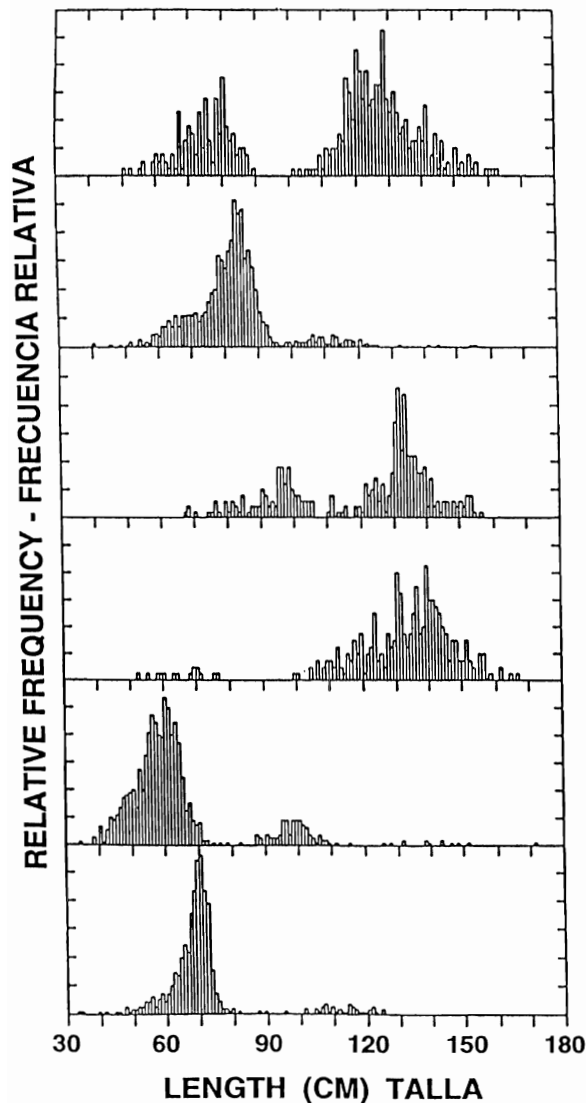


FIGURE 1. The 13 market measurement areas currently used by the Inter-American Tropical Tuna Commission in the eastern Pacific Ocean. Areas 10 and 11 extend to 150°W, but the islands of French Polynesia are not included in area 11.

FIGURA 1. Las 13 áreas de medición usadas actualmente por la Comisión Interamericana del Atún Tropical en el Océano Pacífico oriental. Las Areas 10 y 11 se extienden hasta 150° W, pero no se incluyen en el Area 11 las islas de la Polinesia Francesa.

**TEST WELL 1**

VESSEL: *Maria Amalia II* WELL: Starboard 7 AREA: 3
 CAPTURE DATE: Oct. 14, 1986 SETS: 1, pure dolphin
 HAIL WT.: 59.9mt ESTIMATED WT.: 56.5mt MEASURED FISH: 478
 ESTIMATED TOTAL FISH: 1652 SEQUENCE: 3
 UNLOADING SEQUENCE: Non-Random

TEST WELL 2

VESSEL: *Maria Amalia II* WELL: Port 7 AREA: 4
 CAPTURE DATES: Oct. 25-26, 1986 SETS: 4, pure dolphin;
 Set 1: 1.8mt, Set 2: 6.4mt, Set 3: 28.1mt, Set 4: 20.0mt
 HAIL WT.: 56.2mt ESTIMATED WT.: 50.8mt MEASURED FISH: 1424
 ESTIMATED TOTAL FISH: 4272 SEQUENCE: 3
 UNLOADING SEQUENCE: Non-Random

TEST WELL 3

VESSEL: *Mary Antoinette* WELL: Port 4 AREA: 2
 CAPTURE DATES: Jan. 27-28, 1987 SETS: 2, pure dolphin;
 Set 1: 27.2mt out of 49.9mt, Set 2: 22.7mt out of 54.4mt
 HAIL WT.: 49.9mt ESTIMATED WT.: 41.7mt MEASURED FISH: 168
 (every 2nd bucket) ESTIMATED TOTAL FISH: 1041 SEQUENCE: 6
 UNLOADING SEQUENCE: Non-Random

TEST WELL 4

VESSEL: *Maria Veronica* WELL: Starboard 4 AREA: 10
 CAPTURE DATE: June 4, 1987 SETS: 2, pure dolphin;
 Set 1: 12mt out of 20mt, Set 2: 43mt out of 60mt
 HAIL WT.: 55mt ESTIMATED WT.: 50mt MEASURED FISH: 320
 ESTIMATED TOTAL FISH: 1010 SEQUENCE: 3
 UNLOADING SEQUENCE: Non-Random

TEST WELL 5

VESSEL: *Arkos I* WELL: Port 6 AREA: 5
 CAPTURE DATES: Sept. 25-30, 1987 SETS: 5; 4 dolphin and
 1 school fish. HAIL WT.: 58mt ESTIMATED WT.: 63.3mt
 MEASURED FISH: 950 ESTIMATED TOTAL FISH: 10,038
 SEQUENCE: 10 UNLOADING SEQUENCE: Non-Random

TEST WELL 6

VESSEL: *Chac Mool* WELL: Port 2 AREA: 8
 CAPTURE DATE: Nov. 26, 1987 SETS: 1, pure school
 HAIL WT.: 42mt ESTIMATED WT.: 35.7mt MEASURED FISH: 564
 ESTIMATED TOTAL FISH: 4546 SEQUENCE: 8
 UNLOADING SEQUENCE: Non-Random

FIGURE 2. Some of the major characteristics of six test wells and the overall size distributions of yellowfin in them. HAIL WT. is the at-sea estimate of tons in the well, and SEQUENCE refers to the sequential frequency (k) of measurement during unloading.

FIGURA 2. Algunas de las características principales de seis bodegas de prueba y las distribuciones generales de talla de los aletas amarillas que contenían. HAIL WT. es la estimación hecha en el mar del tonelaje en la bodega, y SEQUENCE se refiere a la frecuencia secuencial (k) de medición durante la descarga.

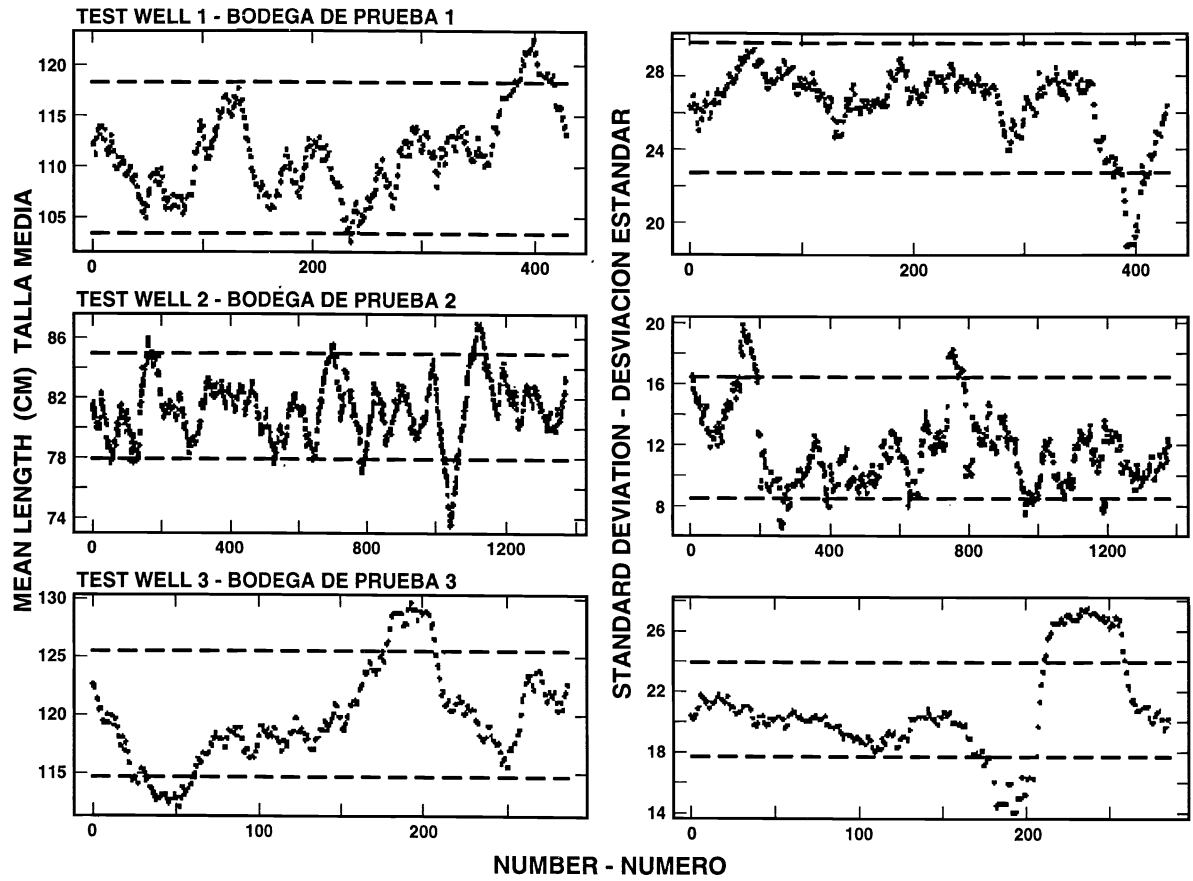


FIGURE 3. Mean size and standard deviation of successive 50-fish samples (*i.e.* 1-50, 2-51, *etc.*), plotted against the number of measured fish in each of six test wells. The dotted lines represent the 95-percent confidence limits.

FIGURA 3. Talla media y desviación estándar de muestras sucesivas de 50 peces (es decir, 1-50, 2-51, *etc.*), graficadas contra el número de peces medidos en cada una de seis bodegas de prueba. Las líneas de trazos representan los límites de confianza de 95%.

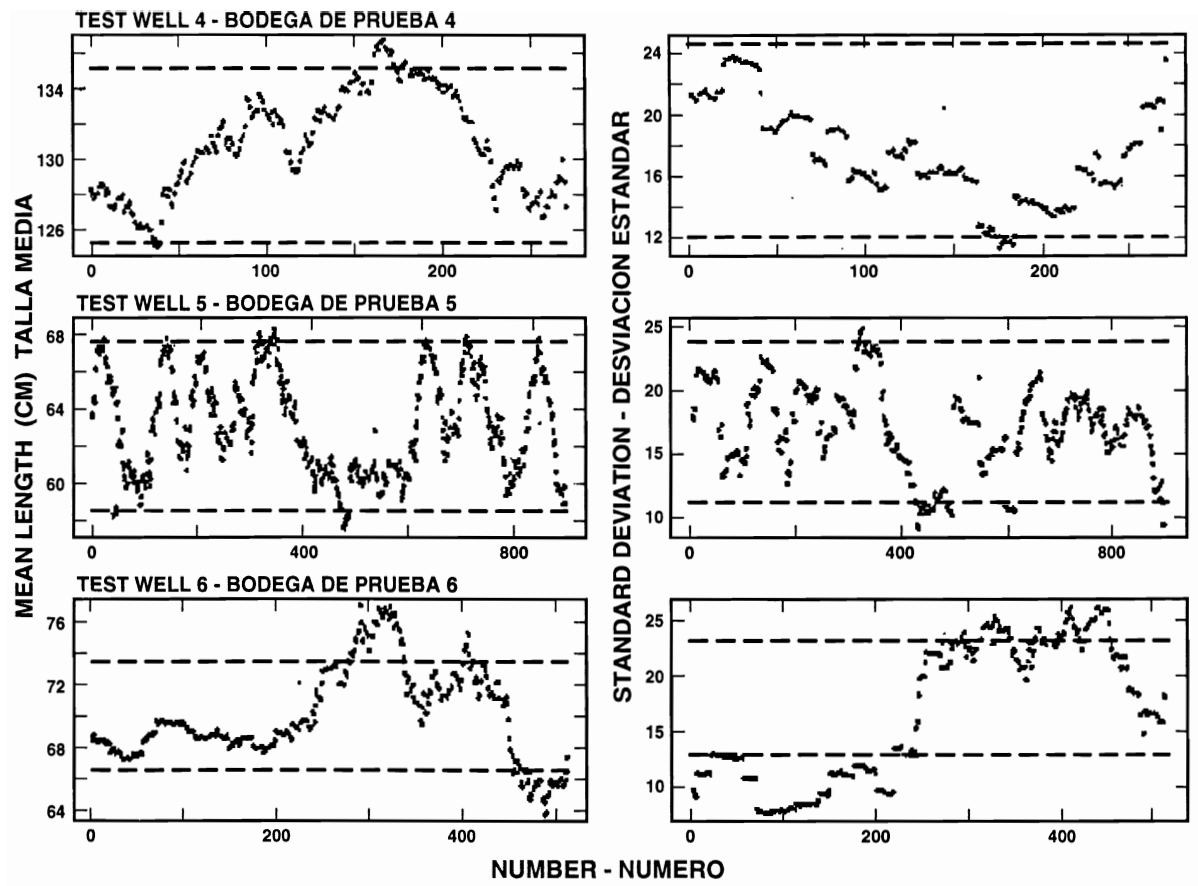


FIGURE 3. (continued)
 FIGURA 3. (continuación)

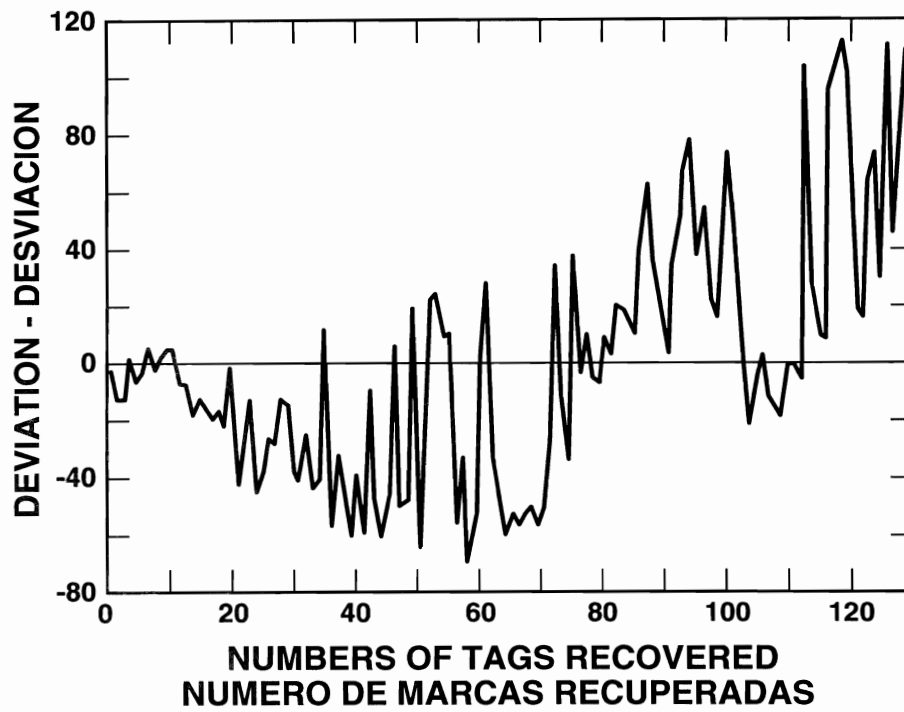


FIGURE 4. Deviations of the actual tag numbers from their expected values during unloading. The horizontal line shows where the points would lie if no mixing occurred.

FIGURA 4. Desviaciones de los números de las marcas de sus valores esperados durante la descarga. La raya horizontal indica donde estarían los puntos si no ocurriera ninguna mezcla.

TABLE 1. Frequency distributions of the size categories (cohorts) in 25 simulated wells. P = percentage of a cohort over all wells; p_j = percentage of wells that a cohort appears in.

TABLA 1. Distribuciones de frecuencia de las categorías de talla (cohortes) en 25 bodegas simuladas. P = porcentaje de una cohorte en todas las bodegas; p_j = porcentaje de bodegas en las cuales está presente una cohorte.

Well Bodega	Size categories, cm—Categorías de talla, cm								
	34-53	54-73	74-93	94-113	114-128	129-145	146-157	158-168	169-178
1	22	783	3083	262	102	12	5	3	0
2	0	55	904	1579	111	51	0	0	0
3	0	3	21	71	785	300	35	0	0
4	0	157	2157	905	75	6	0	0	0
5	0	0	99	848	620	59	24	0	0
6	0	2	23	43	512	445	78	7	0
7	226	3661	1959	153	1	0	0	0	0
8	11	8	117	679	568	199	8	0	0
9	82	1381	3118	288	64	14	3	0	0
10	0	15	391	1643	74	84	8	2	3
11	2	178	276	50	484	362	71	11	0
12	0	17	120	192	135	475	67	2	0
13	2	34	5	56	208	487	146	22	0
14	0	0	44	191	81	255	319	77	0
15	0	22	248	93	102	458	137	58	7
16	25	34	17	261	442	416	34	16	0
17	22	45	12	240	545	428	28	0	0
18	147	1140	1230	663	98	23	49	19	0
19	2070	6114	276	896	21	76	34	0	13
20	173	3306	689	187	157	0	0	0	0
21	6	1140	2325	126	295	11	33	18	6
22	2	951	2558	160	321	20	11	24	3
23	0	36	1498	1033	53	156	24	0	0
24	0	1137	2201	98	268	29	28	43	12
25	16	133	2930	151	166	96	0	0	0
Total	2,806	20,352	26,301	10,868	6,288	4,462	1,142	302	52
P	3.9	28.0	36.1	15.0	8.7	6.2	1.6	0.4	0.1
p_j	56	92	100	100	100	92	80	52	28

TABLE 2. Coefficients of variation (CV) and biases of a) estimates of the total number of fish (\hat{N}_T) and b) mean weight (\hat{W}_T) in 25 simulated wells. The estimates were developed using random (I), protracted (II) and consecutive (III) sampling of different combinations of n wells and m fish per sample.

TABLE 2. Coeficientes de variación (CV) y sesgos de a) estimaciones del número total de peces (\hat{N}_T) y b) peso medio (\hat{W}_T) en 25 bodegas simuladas. Se elaboraron las estimaciones usando muestreos aleatorio (I), extendido (II) y consecutivo (III) de distintas combinaciones de n bodegas y m peces por muestra.

m	Method Método	CV (%)						Bias—sesgo (%)					
		n						n					
		5	10	15	20	23	25	5	10	15	20	23	25
a) \hat{N}_T													
25	I	29	19	13	8	6	-	1.8	2.9	2.1	2.3	2.6	-
	II												
	III	41	23	14	10	8	-	3.7	2.7	4.5	4.7	4.8	-
38	I	28	18	12	8	5	-	1.2	0.8	1.3	1.6	1.6	-
	II												
	III	30	20	13	9	7	-	4.2	4.1	3.5	4.0	4.6	-
50	I	29	18	12	8	5	3	-1.0	1.2	1.4	1.5	1.1	1.0
	II												
	III	30	19	14	9	7	6	3.2	3.1	3.6	4.2	3.4	3.6
75	I	27	17	12	7	5	2	-0.7	1.6	0.3	0.6	1.0	0.9
	II												
	III	30	20	13	9	7	5	5.6	2.9	3.2	3.4	3.2	3.2
100	I	28	17	11	7	5	2	0.9	0.4	1.8	0.0	0.7	0.7
	II												
	III	30	19	13	9	6	5	1.7	1.7	2.8	2.8	3.0	2.8
b) \hat{W}_T													
25	I	30	19	13	9	6	-	6.7	0.7	-0.4	-1.6	-2.1	-
	II												
	III	32	21	14	10	8	-	6.0	1.5	-2.5	-3.4	-4.0	-
38	I	30	19	13	8	5	-	7.1	2.7	0.2	-1.0	-1.2	-
	II												
	III	31	20	13	9	7	-	5.1	-0.2	-1.7	-3.0	3.8	-
50	I	30	19	12	8	5	3	9.8	2.2	0.0	-0.8	-0.8	-0.9
	II												
	III	31	20	13	9	7	-	5.7	0.6	-1.7	-3.3	-2.8	-3.2
75	I	29	18	12	8	5	3	1.4	1.1	-0.7	-0.7	-0.7	-0.8
	II												
	III	32	20	13	9	7	5	6.6	1.0	-1.5	-2.5	-2.7	-2.9
100	I	29	18	11	7	5	2	7.1	2.7	-0.5	0.3	-0.5	-0.6
	II												
	III	32	20	13	9	6	5	7.9	2.0	-0.7	-2.0	-2.5	-2.5

TABLE 3. Goodness-of-fit test results for three different sampling methods: a) expressed as percentages of 1000 repetitions that were less than the critical value ($\alpha = 0.05$) for random sampling for each combination of wells (n) and sample size (m), and b) expressed as percentages of repetitions that were less than the critical value specific to randomly sampling 50 fish from 24 wells.

TABLA 3. Resultados de la prueba de precisión de ajuste correspondientes a tres métodos distintos de muestreo: a) expresados como porcentajes de 1000 repeticiones inferiores al valor crítico ($\alpha = 0.05$) para el muestreo aleatorio para cada combinación de bodegas (n) y tamaño de muestra (m), y b) expresado como porcentajes de las repeticiones inferiores al valor crítico específico del muestreo aleatorio de 50 peces de 24 bodegas.

n	m	Percentage of non-significant results Porcentaje de resultados no significativos		
		Method—Método I	Method—Método II	Method—Método III
a)				
15	50	95	90	80
	75	95	95	83
	100	95	93	80
20	50	95	90	78
	75	95	90	72
	100	95	91	73
23	50	95	90	69
	75	95	87	61
	100	95	89	62
25	50	95	86	58
	75	95	81	39
	100	95	76	32
b)				
15	50	16	14	10
	75	19	17	13
	100	21	20	14
20	50	50	40	26
	75	59	51	29
	100	62	55	32
23	50	82	69	42
	75	89	79	49
	100	93	87	53
25	50	97	92	57
	75	99	97	69
	100	99+	99	72

TABLE 4. Coefficients of variation of 1000 estimates of the number of fish in each of nine cohorts, using different sampling methods and combinations of number of wells sampled (n) and sample size (m). The percentages of wells that cohorts appear in are given by p_j .

TABLE 4. Coeficientes de variación de 1000 estimaciones del número de peces en cada una de nueve cohortes, usando varios métodos de muestreo y combinaciones del número de bodegas muestreadas (n) y tamaño de la muestra (m). p_j = porcentaje de bodegas en las cuales está presente una cohorte.

Cohort—Cohorte			1	2	3	4	5	6	7	8	9
Size—Talla (cm)			34-52	53-73	74-92	93-112	113-127	128-144	145-156	157-167	168-175
p_j	Method		56	92	100	100	100	92	80	52	28
n	m	Método									
15	50	I	72	31	18	19	17	18	32	50	155
		II	74	34	20	22	19	22	35	56	179
		III	84	37	20	22	20	22	38	66	199
	75	I	68	32	18	19	16	19	31	46	131
		II	69	32	19	20	17	19	32	50	156
		III	82	36	21	21	20	20	35	57	193
	100	I	63	31	19	18	16	18	28	42	117
		II	68	32	18	20	16	19	31	46	148
		III	85	36	20	22	18	20	34	54	190
20	50	I	51	21	12	13	12	13	23	43	141
		II	55	23	13	14	14	14	25	44	160
		III	63	24	14	16	14	16	27	51	177
	75	I	46	20	12	12	11	12	21	36	115
		II	49	22	13	14	12	13	22	39	134
		III	62	26	13	16	14	14	27	46	156
	100	I	45	20	11	12	11	12	20	31	99
		II	47	21	12	14	11	12	21	36	126
		III	61	25	14	15	13	14	24	42	160
23	50	I	37	14	8	9	9	9	18	36	135
		II	43	17	10	11	10	10	20	40	151
		III	55	20	10	13	12	11	24	47	173
	75	I	33	13	8	8	8	8	16	31	105
		II	35	15	9	10	9	9	18	36	128
		III	51	20	10	12	11	11	22	41	147
	100	I	30	12	7	8	8	8	15	28	89
		II	34	14	8	10	8	9	17	30	107
		III	49	19	10	11	10	10	20	36	136
25	50	I	28	10	5	6	7	7	15	34	121
		II	35	12	7	9	8	8	18	40	142
		III	49	17	8	11	10	10	20	44	157
	75	I	24	7	4	5	6	6	13	28	105
		II	26	10	6	8	7	7	15	33	123
		III	46	16	8	10	9	9	17	38	149
	100	I	20	7	3	4	4	4	11	24	95
		II	23	10	6	7	6	7	13	27	104
		III	45	14	7	9	8	8	17	34	146

TABLE 5. Percent biases of the means of 1000 estimates of the number of fish in each of nine cohorts, using different sampling methods and combinations of numbers of wells sampled (n) and sample sizes (m). The percentages of wells that cohorts appear in are given by p_j .

TABLA 5. Sesgos porcentuales de los promedios de 1000 estimaciones del número de peces en cada una de nueve cohortes, usando varios métodos de muestreo y combinaciones del número de bodegas muestreadas (n) y tamaño de la muestra (m). p_j = porcentaje de bodegas en las cuales está presente una cohorte.

Cohort—Cohorte			1	2	3	4	5	6	7	8	9
Size—Talla (cm)			34-52	53-73	74-92	93-112	113-127	128-144	145-156	157-167	168-175
p_j			56	92	100	100	100	92	80	52	28
n	m	Method Método									
15	50	I	1	2	2	0	-1	-2	-1	-3	-13
		II	-2	3	3	0	0	-3	-6	-2	-8
		III	15	9	2	0	1	-3	-5	-14	-23
	75	I	3	2	1	-1	1	-1	-2	-4	-10
		II	-1	2	4	-1	-2	-1	-4	-4	-2
		III	13	8	3	-1	0	-2	-6	-8	-20
	100	I	3	2	2	0	0	0	-1	-2	-5
		II	-2	1	3	-1	-1	-1	-5	-1	-1
		III	9	7	2	-1	1	-1	-6	-6	-14
20	50	I	6	2	1	0	0	-1	-2	-4	-12
		II	1	2	3	0	0	-2	-4	-6	-16
		III	17	10	3	-1	-1	-3	-5	-11	-24
	75	I	2	2	1	0	-1	0	-1	-3	-6
		II	-3	1	3	-1	-1	-1	-4	-2	4
		III	12	8	3	-1	-1	-2	-7	-6	-18
	100	I	0	1	1	0	0	0	-1	-2	-10
		II	-3	0	4	-1	0	-1	-4	-3	-6
		III	14	6	2	-1	0	-2	-5	-4	-16
23	50	I	5	3	1	0	-1	-1	-2	-4	-16
		II	1	3	3	-1	0	-1	-6	-2	-14
		III	15	9	2	0	0	-2	-6	-9	-21
	75	I	4	2	1	0	-1	-1	-1	-3	-10
		II	0	2	3	0	-1	-1	-4	-2	-2
		III	11	8	3	0	-1	-3	-6	-6	-20
	100	I	2	2	1	0	0	0	-1	-2	-8
		II	-3	0	3	-1	0	-1	-4	-3	0
		III	14	7	2	-1	0	-1	-6	-6	-22
25	50	I	4	2	1	0	0	-1	-2	-4	-16
		II	0	3	3	0	0	-1	-5	-6	-20
		III	13	8	3	0	-1	-2	-7	-11	-29
	75	I	3	2	1	0	0	0	-1	-3	-11
		II	-1	1	3	-1	0	-1	-4	-3	-8
		III	15	7	3	0	-1	-2	-6	-5	-21
	100	I	3	2	1	0	0	0	-1	-2	-12
		II	-4	1	3	-1	0	0	-4	-1	0
		III	11	6	2	0	-1	-2	-5	-7	-22

TABLE 6. Sample frequencies (n), and estimates of the total numbers of primary units (\hat{N}) and total yellowfin landed in 12 of the market measurement areas (MMA) in the EPO in 1988.

TABLA 6. Frecuencias de muestreo (n), y estimaciones del número total de unidades primarias (\hat{N}) de aletas amarillas descargados en 12 de las áreas de medición (MMA) en el OPO en 1988.

	Tons (st) sampled	n	st/n	Total tons landed in MMA	\hat{N}	Total fish in samples	Total fish in MMA
MMA	Tonelaje (tc) muestreado	n	tc/n	Tonelaje total descargado en el MMA	\hat{N}	Total de peces en las muestras	Total de peces en el MMA
1	1,824.3	40	45.6	14,220.1	312	260,323	2,030,519
2	2,666.8	39	68.4	16,050.0	235	236,416	1,424,558
3	5,627.0	70	80.4	44,381.4	552	271,694	2,142,501
4	6,827.8	101	67.6	39,357.5	582	633,601	3,651,047
5	11,688.3	157	74.4	80,595.4	1,083	1,870,829	12,905,145
6	7,002.8	111	63.1	49,843.6	790	1,260,506	8,971,169
7	2,798.6	29	96.5	10,102.7	104	151,095	541,858
8	5,028.9	61	82.4	22,789.5	276	458,769	2,075,742
9	814.8	7	116.4	5,343.7	46	105,063	690,414
10	3,902.0	51	76.5	22,379.8	293	112,351	645,468
12	632.5	7	90.4	3,863.7	43	24,093	148,000
13	650.6	7	92.9	3,099.6	33	10,878	51,282
Totals		680		311,937.0	4,349		35,277,703

TABLE 7. Estimates of the total numbers of yellowfin in the X and Y cohorts, the percentages of samples in which the cohorts appeared (p_j), and the average values of the cohort sums of squares among and within primary units. The data applies to the 1988 catch in the EPO. The cohort numerals refer to age groups.

TABLA 7. Estimaciones del número total de aletas amarillas en las cohortes X e Y, el porcentaje de las muestras en las que aparecieron las cohortes (p_j), y los valores medios de las sumas de cuadrados de las cohortes entre y dentro de unidades primarias. Los datos se basan en la captura de 1988 en el OPO. Los números de las cohortes se refieren a grupos de edad.

Cohort	Number of fish	p_j	Average sums of squares	
			Among	Within
Cohorte	Número de peces	p_j	Sumas de cuadrados medios	
			Entre	Dentro
X-0	36,705	0.6	35,246	75,738
Y-0	1,877,716	10.7	7,661,889	3,506,636
X-I	9,029,917	50.2	17,481,512	18,368,573
Y-I	16,652,294	76.3	18,007,917	19,566,522
X-II	4,669,638	66.3	4,380,112	4,594,639
Y-II	1,453,778	54.0	659,908	1,349,640
X-III	874,940	47.8	279,234	614,938
Y-III	408,789	36.3	63,330	271,671
X-IV	221,926	25.0	27,654	164,890
Y-IV	47,126	12.1	2,040	24,026
X-V	4,876	2.5	76	2,710

TABLE 8. The interaction between the numbers of sampled primary units (n) and the resulting coefficients of variation of the yellowfin X and Y cohorts captured in 1988 in the EPO. Coefficients of 10 percent or less are enclosed by the staggered line. The percentages of primary units that cohorts appear in, p_j , are also shown.

TABLA 8. La interacción entre el número de unidades primarias muestreadas (n) y los coeficientes de de variación resultantes correspondientes a las cohortes X e Y del aleta amarilla capturado en el OPO en 1988. La línea escalonada encierra los coeficientes de 10% o menos. Se presentan también los porcentajes de unidades primarias en las que aparecen las cohortes, p_j .

p_j	Cohort—Cohorte										
	0.6	10.7	50.2	76.3	66.3	54.0	47.8	36.3	25.0	12.1	2.5
n	X-0	Y-0	X-1	Y-1	X-II	Y-II	X-III	Y-III	X-IV	Y-IV	X-V
200	-	-	13.9	7.7	13.5	-	-				
250	-	-	12.4	6.8	12.0	-	-				
300	-	-	11.2	6.2	10.9	-	-				
350	-	-	10.3	5.7	10.0	-	-				
400	106.4	30.6	9.6	5.3	9.3	11.6	12.6	12.8	15.6	20.1	38.3
450	99.6	28.7	9.0	5.0	8.7	10.9	11.8	12.0	14.7	18.9	36.0
500	93.9	27.0	8.5	4.7	8.2	10.3	11.1	11.3	13.8	17.8	34.1
550	89.0	25.6	8.0	4.4	7.8	9.7	10.5	10.7	13.1	16.9	32.5
600	84.7	24.3	7.7	4.2	7.4	9.2	10.0	10.2	12.5	16.1	31.1
650	80.8	23.2	7.3	4.0	7.1	8.8	9.5	9.8	11.9	15.4	29.8
700	77.4	22.2	7.0	3.8	6.8	8.5	9.1	9.4	11.4	14.8	28.7
750	74.3	21.3	6.7	3.7	6.5	8.1	8.8	9.0	11.0	14.2	27.7
800	71.4	20.5	6.5	3.6	6.2	7.8	8.4	8.6	10.6	13.7	26.7
850	68.8	19.8	6.2	3.4	6.0	7.5	8.1	8.3	10.2	13.2	25.9
900	66.4	19.1	6.0	3.3	5.8	7.3	7.8	8.0	9.7	12.8	25.1
950	64.2	18.4	5.8	3.2	5.6	7.0	7.6	7.8	9.5	12.4	24.4
1000	62.2	17.8	5.6	3.1	5.4	6.8	7.3	7.5	9.2	12.0	23.8

TABLE 9. Frequencies of samples, sample set types, and total samples in each market-measurement area and month for purse seine-caught yellowfin in 1988. Set types: S - schoolfish; D - dolphin, and F - floating object.

TABLA 9. Frecuencias de muestras, tipo de lance muestreado, y muestras totales en cada área de medición y mes, correspondientes a atún aleta amarilla capturado con red de cerco en 1988. Tipos de lance: S - no asociado; D - delfin, y F - objeto flotante.

Month Mes	Market-measurement areas—Áreas de medición												
	1	2	3	4	5	6	7	8	8	10	12	13	
1	0	0	D 1	D 4	S 1 D 8	S 2 F 2	D 1	S 10	0	0	D 1 F 1	D 5	
	0	0	1	4	9	4	1	10	0	0	2	5	
2	0	0	D 5	S 2 D 8	S 10 D 4	S 2	0	S 17	0	0	D 1 F 1	D 1	
	0	0	5	12	14	2	0	17	0	0	2	1	
3	0	S 2	D 1	D 24	S 21 D 4	S 26 F 1	S 1	S 2	0	D 16	0	0	
	0	2	1	24	25	27	1	2	0	16	0	0	
4	0	S 8 D 1	D 4	S 12 D 16 F 1	S 10 D 8	S 11	0	S 5	S 1	D 9	0	D 1	
	0	9	4	29	18	11	0	5	1	9	0	1	
5	0	S 2 D 8	D 7	S 2 D 1	S 2 D 3 F 3	S 10 F 1	S 2 D 3	S 8	D 3	D 1	0	0	
	0	10	7	3	8	11	5	8	3	1	0	0	
6	S 6	S 1 D 5 F 2	D 2	D 3	S 3 D 1 F 3	S 1 F 1	0	0	0	D 12	0	0	
	6	8	2	3	7	2	0	0	0	12	0	0	
7	S 18	D 1	D 1	D 2	S 11 D 4	S 1 F 4	S 1	0	0	S 1 D 5	0	0	
	18	1	1	2	15	5	1	0	0	6	0	0	
8	S 5	0	S 1 D 7	D 1	S 2 D 3 F 3	S 9 D 1 F 1	S 4 D 4 F 1	D 1	D 2	0	0	0	
	5	0	8	1	8	11	9	2	2	0	0	0	
9	S 2	D 1	D 15	D 5	S 3 D 2 F 1	S 9 F 2	S 3 D 1	0	0	0	0	0	
	2	1	15	5	6	11	4	0	0	0	0	0	
10	S 4 D 1	D 3	D 21	S 1 D 3	S 9 D 3 F 2	S 10 F 2	S 1 D 1	S 5 D 2	D 1	D 3	0	0	
	5	3	21	4	14	12	2	7	1	3	0	0	
11	S 1 D 2	0	D 2	S 3 D 8	S 7 D 4 F 1	S 5	0	S 4 D 2	0	0	0	0	
	3	0	2	11	12	5	0	6	0	0	0	0	
12	D 1	S 1	D 2	D 4	S 2 D 1	S 9 F 1	S 1 D 2 F 1	S 5	0	D 3	D 3	0	
	1	1	2	4	3	10	4	5	0	3	3	0	
Sum	40	35	69	100	149	111	27	61	7	51	7	7	

TABLE 12. Estimates of the numbers of yellowfin (\hat{N}_j) in cohort j entering the fishery at the beginning of 1988, the standard deviation (SD) of the estimate and its coefficient of variation (CV). In a), the samples are stratified by month-area, and by month-area-set type. Differences between the two treatments appear in b).

TABLA 12. Estimaciones del número de aletas amarillas (\hat{N}_j) en la cohorte j ingresando a la pesquería al principio de 1988, la desviación estándar (SD) de la estimación, y su coeficiente de variación (CV). En a), las muestras están estratificadas por mes-área, y por mes-área-tipo de lance. En b) se presentan las diferencias entre los dos.

a)				Month-area-set type strata Estratos de mes-área-tipo de lance		
Cohort	Month-area strata Estratos de mes-área			\hat{N}_j	SD	CV
	\hat{N}_j	SD	CV			
X-88	4,048,334	3,161,146	78.1	1,605,440	121,811	7.6
Y-88	10,995,933	3,119,782	28.4	8,873,359	1,582,789	17.8
X-87	34,938,165	2,870,119	8.2	31,451,115	1,721,002	5.5
Y-87	41,627,173	3,697,517	8.9	37,990,217	2,922,460	7.7
X-86	8,801,198	848,967	9.6	9,665,448	550,421	5.7
Y-86	3,585,325	341,281	9.5	3,766,151	267,578	7.1
X-85	2,347,292	733,163	31.2	2,169,694	417,243	19.2
Y-85	606,062	68,367	11.3	580,964	54,445	9.4
X-84	289,700	34,279	11.8	271,997	27,498	10.1
Y-84	57,088	9,221	16.2	56,867	10,028	17.6
X-83	6,042	2,089	34.6	6,435	1,876	29.2
Sum	107,302,219			96,437,594		

b)			Changes in percentages Cambios en porcentajes	
Cohort	\hat{N}_j	CV		
X-88	-60.3	-70.5		
Y-88	-19.3	-10.6		
X-87	-10.0	-2.7		
Y-87	-8.7	-2.2		
X-86	+9.8	-3.9		
Y-86	+5.0	-2.4		
X-85	-7.6	-12.0		
Y-85	-4.1	-1.9		
X-84	-6.1	-1.7		
Y-84	-0.4	+1.4		
X-83	+6.5	-5.4		
Sum (weighted)	-10.1			

TABLE 13. Coefficients of variation (CV) for the recruits of completely-fished X and Y cohorts, and for the catches derived from them during quarterly periods.

TABLA 13. Coeficientes de variación (CV) correspondientes a los reclutas de cohortes X e Y completamente pescados, y a las capturas trimestrales de ellas derivadas.

Cohort Cohorte	X81	Y82	X82	Y83	X83	Y84	X84
Recruits Reclutas (x 10 ⁻³)	27,002	20,453	22,160	30,385	30,165	34,662	34,662
CV	7	4	4	3	3	3	8
Quarters—Trimestre							
1	9	18	9	8	8	6	13
2	6	11	7	4	5	15	4
3	9	6	7	6	4	8	5
4	11	6	24	5	8	9	7
5	19	26	32	16	12	8	25
6	20	22	17	16	22	6	11
7	33	16	23	11	21	8	10
8	34	14	16	14	10	9	12
9	26	23	22	23	10	9	9
10	20	16	15	10	9	13	11
11	17	30	21	11	12	9	11
12	17	15	11	14	10	13	13
13	28	22	11	16	15	16	15
14	17	14	22	13	13	21	17
15	20	15	20	15	21	16	15
16	18	27	20	18	20	21	19
17	—	103	—	38	—	28	—

TABLE 15. Frequencies of samples with statistically-similar length-frequency distributions in the market-measurement areas (MMA) and months of 1988 having large numbers of samples.

TABLA 15. Frecuencias de muestras con distribuciones de frecuencia de talla estadísticamente similares en las áreas de medición (MMA) y meses de 1988 con grandes números de muestras.

MMA	Month	Total samples	Number of unique samples	Number of samples within groups with statistically similar distributions. Groups of						
				2	3	4	5	6	7	8
MMA	Mes	Muestras totales	Número de muestras únicas	Número de muestras dentro de grupos con distribuciones estadísticamente similares. Grupos de						
				2	3	4	5	6	7	8
4	3	24	10	8	3	1	2	-	-	-
	4	31	13	6	5	4	1	1	-	1
	11	11	8	3	-	-	-	-	-	-
5	2	17	12	4	-	-	1	-	-	-
	3	26	12	3	4	2	2	1	2	-
	7	15	10	4	-	-	1	-	-	-
	9	14	7	6	1	-	-	-	-	-
	10	16	13	2	1	-	-	-	-	-
6	3	27	5	10	3	3	-	3	-	7
	12	10	5	2	1	1	-	1	1	-

UNA EVALUACION DE LOS PROCEDIMIENTOS DE MUESTREO DE FRECUENCIA DE TALLA Y DEL ANALISIS SUBSECUENTE DE LOS DATOS DE ATUN ALETA AMARILLA CAPTURADO CON RED DE CERCO EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL

por
A. Wild

RESUMEN

Se usa un diseño de muestreo de dos etapas para estimar las varianzas de los números de aletas amarillas en distintos grupos de edad capturados en el Océano Pacífico oriental. Para barcos cerqueros, la unidad primaria de muestreo (n) es una bodega de salmuera que contiene peces de un estrato de mes-área; el número de tallas de peces (m) medidas de cada bodega es la unidad secundaria. Limitaciones de carácter práctico impiden la selección aleatoria de peces de las bodegas. Por lo tanto, fueron examinados los efectos de distintos métodos de muestreo y otros factores sobre la confiabilidad y precisión de las estadísticas derivadas de los datos de frecuencia de talla. Se recomiendan modificaciones donde sean necesarias.

Las tallas de peces medidas durante la descarga de seis bodegas de prueba revelaron dos formas de estratificación inherente por talla: 1) perturbaciones a corto plazo en la pauta de tallas existente, y 2) zonas de transición entre las tendencias a largo plazo en las tallas. En cierto grado, todas las bodegas mostraron cambios cíclicos en talla media y varianza durante la descarga. En la mitad de las bodegas, se observó que selección por talla por los descargadores indujo un cambio en la talla media. Como resultado de la estratificación, la secuencia de tallas sacadas de todas las bodegas no fue aleatoria, sin considerar si una bodega contenía peces de un solo lance o de más de uno. El número de tallas modales en una bodega no estaba relacionado al número de lances. En una bodega adicional compuesta de peces de varios lances, un experimento de mezcla vertical indicó que una muestra representativa del contenido podría estar limitada a la mitad inferior de la bodega.

Se usó el contenido de las bodegas de prueba para generar 25 bodegas simuladas y comparar los resultados de tres métodos de muestreo aplicados a éstas. Los métodos fueron: (1) muestreo aleatorio (usado también como norma), (2) muestreo extendido, en el cual el proceso de selección fue extendido sobre una porción grande de una bodega, y (3) medición consecutiva de peces durante la descarga de la bodega. El muestreo repetido con cada método y distintas combinaciones de n y m indicó que, puesto que la fuente principal de variación de talla ocurría entre las unidades primarias, aumentar n fue la manera más eficaz de reducir las estimaciones de la varianza de las tallas de los grupos de edad y el número total de peces en los desembarcos. El muestreo extendido evitó mayormente los efectos de la estratificación por talla, y su desempeño fue esencialmente comparable a aquel del muestreo aleatorio. Se recomienda muestrear con este método. El muestreo de peces consecutivos produjo estimaciones más sesgadas con mayores varianzas.

Un análisis de las muestras de frecuencia de talla de 1988 indicó que, para los grupos de edad que aparecen con mayor frecuencia en la captura, una frecuencia de muestreo mínima de una unidad primaria de cada seis para cada estrato de mes-área reduciría los coeficientes de variación (CV) de las estimaciones de talla correspondientes a aproximadamente 10% o menos. Una estratificación adicional de las muestras por tipo de lance, y no solamente mes-área, redujo aún más los CV de los grupos de edad escasos, tales como los reclutas, y mejoró potencialmente su precisión.

Los CV de las estimaciones del reclutamiento para las cohortes completamente pescadas durante 1981-1984 fueron alrededor de 3-8%. Las estimaciones del reclutamiento y sus varianzas fueron también relativamente insensibles a cambios en las capturas de trimestres individuales y las varianzas, respectivamente, de las cuales fueron derivadas.

1. INTRODUCCION

Muestras de frecuencia de talla tomadas de las capturas o desembarcos proporcionan una de las fuentes más importantes de información para iniciar y mantener evaluaciones de pesquerías (Quinn *et al.*, 1983; Doubleday y Rivard, 1983; Pálsson *et al.*, 1989; Megrey y Wespestad, 1990). Para las especies que demuestran alguna forma de crecimiento estacional, quizás sea posible usar la progresión de modas de frecuencia con el tiempo para estimar las tasas de crecimiento y edades relativas. Si se dispone de información adicional sobre la captura, el esfuerzo, y las estimaciones independientes de las edades, entonces quizás sea posible estimar la composición de la captura por talla y edad, el reclutamiento, y los cambios en mortalidades relacionadas al esfuerzo de pesca, y hacer inferencias en cuanto a la población de la cual se derivó la captura (Hennemuth, 1957; Quinn *et al.*, 1983).

Para iniciar estas evaluaciones, en 1954 la Comisión Interamericana del Atún Tropical (CIAT) empezó a coleccionar muestras de frecuencia de talla de atunes aleta amarilla (*Thunnus albacares*) y barrilete (*Katsuwonus pelamis*) en San Diego, California (EE.UU.). Desde entonces el programa ha sido extendido para incluir otros atunes y oficinas regionales en Manta (Ecuador); Terminal Island, California, y Mayaguez, Puerto Rico (EE.UU.); Ensenada, Baja California, y Mazatlán, Sinaloa (México); Trujillo (Perú); y Cumaná (Venezuela). Casi siempre se ponen a disposición de los representantes de la CIAT los cuadernos de bitácora de los barcos de pesca que regresan a estos puertos, así como a otros lugares, y la información necesaria es extraída para varios estudios realizados por la CIAT. De interés especial son las capturas por especie, fecha de captura, y posición de captura con respecto a las áreas de medición designadas en el Océano Pacífico oriental (OPO; Figura 1). La ubicación a bordo del barco de peces capturados en cada parada de pesca es igualmente importante. El objetivo es identificar una bodega o pareja de bodegas que contiene peces capturados en un solo estrato de mes-área. Estas bodegas son designadas unidades primarias y son elegibles para el muestreo. No se muestrean bodegas que contienen peces de estratos mixtos. Los peces individuales de una cierta especie muestreados de una unidad primaria constituyen las unidades secundarias del diseño de muestreo de dos etapas. Las muestras de frecuencia de talla de los peces y la información de bitácora son enviadas rutinariamente a la oficina principal de la CIAT en La Jolla, California (EE.UU), donde son procesadas e ingresadas a sus bases de datos respectivas. Las muestras individuales están entonces disponibles para análisis, por estrato (especie, tipo de arte, mes, y área), lugar de captura (áreas de 5°, y posiblemente 1°), fecha de captura, tonelaje, si los peces fueron capturados en asociación con otras especies de atún, y tipo de cardumen. La última categoría es normalmente pertinente a barcos cerqueros, el arte de pesca predominante, e indica si los peces fueron capturados en asociación con objetos flotantes, en asociación con delfines, o en cardúmenes no asociados. Tomlinson *et al.* (1992) incluyen una descripción detallada de distintos procedimientos analíticos y modelos de muestreo usados con los datos de frecuencia de talla para estimar los números, varianzas, y pesos de los peces capturados, por intervalos de talla.

Hennemuth (1961) identificó dos cohortes semi-anales, X e Y, que suministran reclutas a la pesquería del aleta amarilla en el OPO cada año. Por ejemplo, los peces designados X87 fueron de unos 30 cm de talla en noviembre de 1987, ingresaron a la pesquería en cantidades pequeñas durante la primera mitad de 1988, y contribuyeron apreciablemente a la captura en la segunda mitad de 1988. Similarmente, los peces de la cohorte Y87 fueron de unos 30 cm de talla en mayo de 1987, ingresaron a la pesquería en cantidades pequeñas durante la segunda mitad del año, y contribuyeron significativamente a ésta en la primera mitad de 1988 (Anón. 1992: 223). Durante ciertos meses del año, la pesquería puede consistir de hasta siete grupos de edad diferentes para cada una de las cohortes X e Y. A fin de simplificar las definiciones en este informe, se usa el tér-

mino cohorte de ahora en adelante para referir a peces criados en un año y período específico, tal como el X87 arriba mencionado, así como también en el caso más general de grupos individuales de edad, tales como X-0 o Y-III, al referirse a distintos grupos de edad en el mismo año o intervalo de tiempo más corto.

Ciertas características de la operación de un barco y de los procedimientos de descarga y almacenaje pueden imposibilitar el uso del muestreo aleatorio. Por ejemplo, no se sabe el número potencial de bodegas en un barco que pueden ser muestreadas hasta que se haya examinado la bitácora. El orden en el cual se descargan las bodegas, o su disponibilidad, es también independiente de las exigencias del muestreo. Bajo estas circunstancias, se seleccionan las unidades de muestreo oportunísticamente para aproximar una selección aleatoria. Los peces en la muestra son también colectados oportunísticamente por al menos tres razones: 1) no se permite a los muestreadores interrumpir el proceso de descarga; 2) el número desconocido de peces en la bodega imposibilita una muestra aleatoria; y 3) no es práctica ni probable una segunda oportunidad de muestrear esos mismos peces. Adicionalmente, la descarga de una bodega puede durar varias horas, porque el proceso puede ser interrumpido por un período no especificado debido a problemas mecánicos o a la demanda de peces de una cierta talla de otra bodega. Permitir al muestreador concentrarse en una sola bodega durante períodos largos es por lo tanto ni económico ni estadísticamente justificable debido a la necesidad adicional de determinar la variabilidad de las tallas de peces entre unidades primarias. Por estas razones, se muestrea solamente una porción de una bodega, empezando en un punto seleccionado al azar. Una muestra de este tipo quizás no sea representativa de todas las tallas en una bodega puesto que es posible que peces de dos o más lances con distintas distribuciones de talla no se hayan mezclado apreciablemente. Sin embargo, se supone que la selección de bodegas y puntos de partida para una muestra es suficientemente aleatoria para superar cualquier estratificación sistemática de talla-profundidad que pueda existir en las bodegas, y que colectivamente las muestras son representativas de las distribuciones de talla en la captura.

Actualmente hay dos métodos principales de obtener muestras de frecuencia de talla. En el primero, denominado muestreo de agarre (*grab sampling*), se seleccionan peces arbitrariamente para la medición de la canaleta por la que bajan tras ser sacados de la bodega por la escotilla. Entre mediciones, el pasaje de un número variable de peces por la canaleta asegura un componente irregular en el proceso de selección. El segundo método de muestreo, usado con menor frecuencia, es similar al primero, pero el número de peces que se permite pasar entre mediciones es severamente limitado. Esta situación resulta normalmente de una restricción de tiempo o de las condiciones de muestreo. Por ejemplo, la necesidad de no interrumpir la descarga bajo condiciones restringidas, iniciar el muestreo cuando la bodega esté casi vacía, o cuando las demandas del muestreo sean excesivas, pueden limitar el período en el cual se colecta una muestra.

Cuando se inició el programa de muestreo, se ignoraban el tamaño de muestra y frecuencia de muestreo más eficaces, y por lo tanto se fijó el tamaño de la muestra en 150-200 peces para acomodar los extremos anticipados en la variación de talla. Hennemuth (1957) utilizó estas muestras grandes para investigar el problema de cómo se debería repartir el esfuerzo de muestreo entre el número de unidades primarias y secundarias para minimizar la varianza de la estimación de la talla media. Durante esta investigación, descubrió que algunas bodegas que contenían barrilete mostraban estratificación por talla-profundidad, y recomendó que se examinara esta condición para determinar si podría afectar los resultados del muestreo. Descubrió también que la distribución de tallas dentro de muestras de los mismos estratos (mes-área) fluctuó entre frecuencias casi normales y unimodales y configuraciones polimodales indefinidas. La variación

en las tallas de los peces entre unidades primarias fue también relativamente grande, y frecuentemente sobrepasó la varianza dentro de muestras, entre métodos de muestreo y, a veces, entre áreas y meses. Por consiguiente, en su análisis usó solamente muestras uni- y bimodales casi normales, y escogió un modelo de varianza de componente (dentro de bodegas y entre bodegas) en el cual se supuso que los números de peces en las bodegas muestreadas eran iguales y los peces fueron muestreados con reemplazo. Para el aleta amarilla y el barrilete, concluyó que una muestra de 50 peces era suficiente, ya que cantidades mayores reducían poco la varianza de la talla media. Por otro lado, para reducir la varianza entre barcos, se requerían 3 muestras unimodales o 13 bimodales de aleta amarilla en cada estrato de mes-área para obtener un intervalo de confianza de 2 cm para la talla media. Desde que se introdujo esta recomendación, ha sido una pauta útil para determinar los requisitos de muestreo. En 1985 algunas enlatadoras empezaron a ofrecer precios más altos por aleta amarilla grande. Esto dió lugar a que los peces de una bodega fueran clasificados en dos o más categorías de talla durante la descarga. A fin de estimar correctamente el número y las tallas de los peces, se obtuvo para cada categoría una estimación del tonelaje y una muestra de 25 peces.

El estudio actual tiene varios objetivos relacionados al proceso de muestreo arriba descrito, y también a las estimaciones derivadas de la magnitud de las cohortes, o el número de peces en los varios grupos de edad, y sus varianzas. Concretamente, los objetivos son:

- 1) Examinar las características de la variación en talla en las bodegas durante la descarga;
- 2) Explorar el grado y efecto de la mezcla vertical en una bodega;
- 3) Determinar el efecto de distintos métodos de muestreo sobre las estadísticas derivadas de muestras de frecuencia de talla;
- 4) Estimar de nuevo el número mínimo de unidades primarias a muestrear por estrato de mes-área;
- 5) Determinar el efecto de una mayor estratificación de las muestras de frecuencia de talla por tipo de lance y no solamente mes-área; y
- 6) Determinar la magnitud de las varianzas y sensibilidades de las estimaciones del reclutamiento.

En lo siguiente, se trata cada objetivo por separado en una sección con introducción, métodos, y resultados. Una discusión enfocada en los aspectos más importantes del estudio es entonces seguida por las recomendaciones generales. El informe se limita al aleta amarilla capturado con redes de cerco puesto que, en años recientes, ese tipo de arte representó un 99% de la captura de la flota de superficie en el OPO. Los términos "unidad primaria" y "bodega" son tratados como sinónimos.

2. CARACTERÍSTICAS DE LA VARIACION DE TALLA EN LAS BODEGAS DURANTE LA DESCARGA

En una bodega que consiste de peces de un solo lance, la variación en las tallas de aletas amarillas está correlacionada parcialmente con el tiempo y área en los cuales fueron capturados los peces, y si estaban en un cardumen no asociado o asociados con delfines o un objeto flotante (Allen, 1981). Es probable que la variación aumente progresivamente si el contenido de la bodega resulta de dos o más lances del mismo tipo, si se mezclan distintos tipos de lance, o si los lances están separados por periodos (días) y distancias crecientes (Anón., 1988: 160-161; Punsly y Deriso, 1991). La presencia de barrilete en la captura reduce potencialmente la variación puesto que los aletas amarillas asociados con ellos suelen ser más pequeños y de talla menos variable

que aquellos en cardúmenes puros de aletas amarillas (Orange *et al.*, 1957; Broadhead y Orange, 1960). Además de estas fuentes de variación, existe la posibilidad de estratificación por talla dentro de la bodega. Ya que se toma una muestra de solamente una porción de una bodega, es importante examinar los efectos potenciales de estas fuentes de variación de talla sobre una muestra.

2.1 Métodos

Se determinó la variación de talla de aletas amarillas en seis unidades primarias mediante la medición sistemática de su contenido durante la descarga. Las bodegas de prueba contenían las capturas de lances singulares sobre peces no asociados y sobre delfines, lances múltiples sobre delfines, y combinaciones de estos dos tipos de lance (Figura 2). El número estimado de peces en las bodegas fluctuó entre 1,010 y 10,038, mientras que los tonelajes en las bodegas fluctuaron entre 36 y 63 toneladas métricas (tm). Todos los peces fueron sacados de las bodegas usando la técnica de flotación, en la cual se usa un aumento en la densidad de la salmuera para hacer que los peces floten a la superficie del agua en la bodega cerca de la escotilla. Con una excepción, un observador ubicado en la salida de la bodega identificó cada k -ésimo pez en el orden en que fue descargado el pescado y lo apartó para medirlo. Bajo condiciones normales el pez habría pasado por una canaleta a una tina colocada bajo una puerta de descarga o habría sido desechado temporalmente debido a talla desapropiada o daños. La frecuencia de selección (k) fue predeterminada y permaneció fija para cada unidad primaria. Normalmente fue fijada en 3, pero varió de 3 a 10 para distintas bodegas de acuerdo con la velocidad de descarga y las tallas anticipadas de los peces. La excepción arriba mencionada se refiere a la bodega de prueba 3, en la cual se midió cada tercer pez de cada segundo cubo a medida que fue descargado del barco. Cada cubo contenía de 17 a 35 peces, aproximadamente.

La aleatoriedad de la talla media y la desviación estándar (DE) de la secuencia de medidas de talla obtenidas durante la descarga de cada bodega fueron comprobadas usando una simulación de Monte Carlo. Inicialmente, se calcularon los promedios y DE para 1000 muestras de 50 peces, tomadas al azar y sin reemplazo, de las tallas en cada bodega. Se usaron las distribuciones resultantes de estas estadísticas para determinar los valores críticos de $\alpha = 0.025$ y 0.975 . A continuación el promedio y la DE fueron calculados para la secuencia real de tallas en progresiones de 50 peces, es decir, los peces 1- 50, 2-51, 3-52, *etc.* Las tendencias en talla media y DE fueron fácilmente reconocibles al ser trazadas en relación a los límites de confianza predeterminados (Figura 3).

2.2 Resultados

Varias características importantes surgieron de las distribuciones generales de talla en las bodegas de prueba (Figura 2). En primer lugar, ningún grupo modal de talla estuvo distribuido normalmente; todos estaban sesgados a la izquierda o a la derecha. Además, el número de grupos modales no estaba relacionado al número de lances en la bodega. Por ejemplo, las Bodegas 1 y 6 contenían peces de un solo lance, pero las tallas de aquellos capturados en asociación con delfines (Bodega 1) estaban distribuidas bimodalmente, mientras que la mayoría de aquellos capturados en un lance sobre peces no asociados (Bodega 6) era de un solo grupo de talla. Las cuatro bodegas de prueba restantes contenían peces de dos o más lances sobre peces en cardúmenes no asociados, peces asociados con delfines, o ambos tipos de lances. Para estas bodegas, las distribuciones de talla generales variaron de uni- a trimodales.

La manera en la cual las tendencias en talla y la variación en tallas se desarrollaron durante el proceso de descarga (Figura 3) proporcionó una interpretación dinámica de la variación de talla dentro de bodegas. Por lo general, las bodegas de prueba mostraron tendencias

a largo plazo en talla media y DE (Bodegas 3, 4, y 6) o cambios a corto plazo (Bodegas 1, 2, y 5) independientes del número de lances en la bodega. Todas las bodegas mostraron cambios cíclicos en estas estadísticas en cierto grado, pero fueron más marcados en las Bodegas 1, 2, y 5. Se ignora la razón de estos ciclos, pero en las Bodegas 1, 3, y 6 pueden ser atribuidos a episodios de selección por talla por los descargadores. Por ejemplo, se observó que períodos en los cuales los descargadores seleccionaron peces de tallas similares alternaron con períodos de selección más aleatoria. Los resultados son indistinguibles de las pautas cíclicas en las bodegas en las que no se observó selección por descargadores, y no es por lo tanto claro si se debe a más de una causa. Es también claro que las tendencias en talla media y DE resultaron en desviaciones significativas de lo esperado, tal como indican los valores que yacen fuera de los límites de confianza de 95% (Figura 3). Igual si estas desviaciones ocurrieron de vez en cuando, tal como ocurrió en la mayoría de las bodegas, o frecuentemente (Bodega 2), la conclusión es que todas las bodegas estaban estratificadas, sin considerar el número de lances que contenían.

3. MEZCLA VERTICAL EN UNA BODEGA

La bodega de prueba 5 es interesante en el sentido de que contenía pescado de cinco lances sobre aletas amarillas distribuidos sobre tres grupos modales de frecuencias sustancialmente diferentes (Figura 2). No obstante, las tallas de los peces en la secuencia de descarga representaron acumulativamente una selección aleatoria en un 95% de las ocasiones (Figura 3). Es posible que ésto ocurrió como resultado de una mezcla vertical, aunque el grado en el cual suele ocurrir ésta y cómo tiene lugar es más conjetura que hecho. Por ejemplo, aunque es razonable suponer que el número de lances y las tallas de los peces capturados en ellos en una bodega, diferencias en las tallas de los peces y las estrategias de carga (temperatura y salinidad de la salmuera, y manipulación de la profundidad de la misma) ejerzan un efecto sobre la distribución vertical, no se sabe cómo interactúan estos componentes (E.E. Pedersen, CIAT; com. pers.). Es por lo tanto necesario investigar el efecto posible de la mezcla vertical, o falta de la misma, en una muestra obtenida de solamente una porción de una bodega.

3.1 Métodos

En un experimento realizado en el mar, un total de 128 aletas amarillas de siete lances fueron marcados oportunísticamente mientras estaban siendo cargados en una bodega con una capacidad de 65 tm de pescado. Cada marca consistía de un cuadro numerado de vinilo forrado con tela atado con un lazo plástico al pedúnculo caudal del pez. En el puerto, los peces fueron sacados de la bodega llena de salmuera por flotación. El requisito normal con esta técnica es que los descargadores separen los peces individuales de la masa de pescado congelado con palos largos o pequeños dispositivos explosivos para permitirles flotar a la superficie en la escotilla de la bodega. La secuencia de descarga de los 128 peces marcados fue registrada para compararla con el orden inverso de carga. Para determinar si los peces fueron mezclados al azar en la bodega, al recuperar cada pez marcado se le asignó a uno de dos grupos, dependiendo si había sido capturado en los lances 1 a 3 ó 4 a 7.

3.2 Resultados

Una prueba de rachas sobre los datos agrupados de números de marcas indicó que, en general, el número de rachas (41) fue significativamente inferior a lo esperado (64.8) y la secuencia de descarga no fue aleatoria. Sin embargo, el número de rachas se hizo aleatorio después de sacar un 48% de los peces en la bodega. Al iniciar la descarga, la secuencia de lances representa-

dos por los peces marcados estuvo también correlacionada con el orden inverso de carga, pero la relación ya no fue significativa después de recuperar el 36º pez marcado. Para ayudar a explicar estas dos interpretaciones de los datos, es útil examinar la secuencia de descarga de los peces marcados.

En la Figura 4, la desviación del número real de la marca de su valor esperado durante la descarga se basa en la suposición de que no ocurrió ninguna mezcla. Aunque los 13 primeros peces descargados siguieron fielmente el orden en el cual fueron agregados a la parte superior de la bodega, subsecuentemente, hasta el 72º pez, los números de las marcas fueron casi siempre inferiores a los valores esperados. La explicación más verosímil de ésto es que los descargadores penetraron a una profundidad siempre mayor en el centro de la bodega, en vez de sacar el pescado congelado y entrelazado en capas horizontales. Esta interpretación es apoyada por el hecho que, cuando la bodega estaba medio vacía, los 57º y 58º peces marcados recuperados provenían del primer lance cargado en la bodega. A partir del 72º pez, la mayoría de los números de las marcas fueron superiores a lo esperado, lo cual sugiere que los peces marcados durante la última parte de la carga se estaban desprendiendo de los lados de la bodega y del pozo creado por los descargadores antes de flotar a la superficie.

4. EFECTO DE DIFERENTES METODOS DE MUESTREO SOBRE LAS ESTADISTICAS DERIVADAS DE MUESTRAS DE FRECUENCIA DE TALLA

Si fuera posible muestrear los peces al azar, los factores que contribuyen a la estratificación por talla dentro de bodegas y la influencia selectiva de los descargadores serían inaplicables. Sin embargo, con el constreñimiento de muestrear oportunísticamente solamente una porción de la bodega, la variación de las tallas en una muestra podría ser afectada por todos estos factores, así como también la duración del muestreo. En esta situación es necesario examinar la eficacia de los métodos de muestreo para reflejar finalmente la distribución de las tallas de los peces en la captura.

4.1 Métodos

Las diferencias entre las tallas medidas sistemáticamente en las seis bodegas de prueba fueron usadas para generar los contenidos de 25 bodegas simuladas (Tabla 1), usando los procedimientos detallados en el Anexo 1. Se hizo un intento de conservar las tendencias originales en las tallas y la selección por los descargadores. El número de peces en las bodegas simuladas fluctuó entre 960 y 9500, e incluía un total de nueve grupos de edad de las cohortes X e Y, el mismo número presente en las bodegas de prueba originales. Las distribuciones de las tallas en 24 de las 25 bodegas eran también estadísticamente diferentes, según la prueba de Smirnov (Conover, 1980).

El desempeño de tres métodos de muestreo diferentes fue evaluado mediante el muestreo repetido de las bodegas simuladas. Aunque uno de los métodos, el muestreo aleatorio, no puede ser usado en la práctica, fue usado para determinar el sesgo relativo de ciertas estadísticas bajo condiciones ideales, y para servir como base de comparación para el desempeño general de otros diseños de muestreo. Debido a esta doble función, el muestreo aleatorio fue designado Método I. El intento del segundo plan de muestreo, el muestreo extendido (Método II), fue evitar los efectos de selección por descargadores y estratificación por talla (Secciones 2 y 3) mediante la extensión del proceso de muestreo sobre una porción grande de una bodega. Para este propósito, el intervalo entre medidas de talla fue regulado de acuerdo con una estimación previa de las tallas de peces en las bodegas. (Se puede obtener esta información fácilmente del jefe de máquinas o nave-

gador del barco). Por ejemplo, si las tallas anticipadas de los peces fueran superiores a los 100 cm, la tabla siguiente indica que se podría medir cada cuarto pez en la secuencia de descarga:

Categoría	Rango de Talla (cm)	Rango de Frecuencia de Selección	Volumen Aproximado de la Bodega Muestreado (%)
1	hasta 80	10-15	9-25
2	80+ a 100	6-10	7-21
3	100+ a 180	3-5	10-15

Al aplicar el Método II, los peces en las 25 bodegas fueron primeramente asignados a una categoría de talla, y a continuación se seleccionaron al azar individuos para la medición dentro del rango de selección. El tercer procedimiento probado fue el muestreo de peces consecutivos (Método III), el caso extremo de disminuir el intervalo entre mediciones de peces.

El procedimiento aplicado a todos los métodos de muestreo fue primeramente seleccionar n bodegas al azar, sin reemplazo, y a continuación tomar m peces de cada una de éstas, usando un punto de partida aleatorio para el primer pez. Las combinaciones del número de bodegas y el tamaño de las muestras usados fueron $n = 5, 10, 15, 20, 23, \text{ y } 25$ y $m = 25, 38, 50, 75, \text{ y } 100$, respectivamente. Tras convertir las tallas de peces en las muestras a pesos, se estimó el número de peces en cada bodega en proporciones a partir del tonelaje conocido en las bodegas, y se sumaron para todas las bodegas muestreadas. A partir del número total de peces y la distribución de tallas de las bodegas muestreadas, se hicieron estimaciones del peso medio (\bar{W}_T) y número total de peces en la captura (\hat{N}_T) de 25 bodegas, y de las nueve cohortes (\hat{N}_j) de las cuales estaban compuestos. Para cada combinación de n, m , se repitió el procedimiento 1000 veces, y de las distribuciones resultantes de $\bar{W}_T, \hat{N}_T, \text{ y } \hat{N}_j$, se determinaron los sesgos de sus promedios y coeficientes de variación (CV).

Una prueba de precisión de ajuste basada en el Método I fue también desarrollada para medir el desempeño de los Métodos II y III. Después de cada ejecución del procedimiento arriba detallado para cada combinación de n, m y el muestreo aleatorio, se calculó la siguiente estadística a partir de la prueba modificada de χ -cuadrado,

$$T_{n,m} = \sum_{j=1}^9 [(\hat{N}_j - N_j)^2 / N_j] \quad (1)$$

donde \hat{N}_j y N_j son las frecuencias estimadas y reales, respectivamente, de la j -ésima cohorte. Se llevó a cabo la suma para todos los valores de \hat{N}_j , incluyendo cero. La distribución sesgada resultante de 1000 valores de $T_{n,m}$ fue normalizada por una transformación para determinar el valor crítico, $T_{c(nm)}$, correspondiente a $\alpha = 0.05$ en una cola de la distribución de $T_{n,m}$. (A fin de evitar malentendidos, cabe destacar que cada valor crítico es único a una combinación particular de n, m .) Se determinaron también los valores de $T_{n,m}$ correspondientes a 1000 repeticiones del muestreo con los Métodos II y III para cada combinación de n, m . Se evaluó el desempeño de los Métodos II y III con respecto al muestreo aleatorio mediante el cálculo del porcentaje de sus valores de $T_{n,m}$ que eran inferiores a $T_{c(nm)}$ para cada combinación de n, m .

Se desarrolló también una medida del desempeño general de los tres métodos de muestreo. Ya que las distribuciones de las tallas en 24 de las 25 bodegas eran diferentes, el muestreo de solamente unas pocas bodegas, con cualquiera de los dos métodos, no podía producir estimaciones

de la magnitud de las cohortes tan confiables como aquellas basadas en el muestreo de muchas bodegas. Esto hizo posible una comparación del desempeño general de distintos valores de n y m dentro de y entre distintos métodos de muestreo. Para este propósito, se usó como base de comparación el valor crítico de T_c para muestrear al azar 50 peces de 24 bodegas.

4.2 Resultados

Un aumento en el tamaño de la muestra y distintos métodos de muestreo tuvieron un efecto despreciable sobre los CV y sesgos de las estimaciones de \hat{N}_T y \hat{W}_T (Tabla 2). Sin embargo, un aumento en el número de bodegas muestreadas de 5 a 25 produjo una reducción de 90% en el CV, y recaló la importancia de n para reducir o minimizar las varianzas de estas estimaciones.

En general, los sesgos asociados con \hat{N}_T fueron pequeños, aproximadamente un 4%, y no fueron afectados por cambios en n o m . Con combinaciones de $n > 20$ y $m > 50$, los sesgos asociados con el muestreo extendido fueron insignificantes ($\sim 1\%$) y comparables a la norma, pero eran solamente la mitad de aquellos producidos por el muestreo consecutivo. Por otro lado, los sesgos en \hat{W}_T disminuyeron rápidamente a aproximadamente un décimo de sus valores iniciales en reacción a valores ascendientes de n , pero casi no fueron afectados por cambios en m . De nuevo, los sesgos asociados con el Método II fueron aproximadamente iguales a la norma y aproximadamente la mitad de aquellos obtenidos con el Método III. Valores de $n > 15$ y $m > 50$ fueron más eficaces para reducir los CV y sesgos de la captura total y talla media, y por lo tanto se limitaron los análisis posteriores a estos valores más grandes de n, m .

En la primera aplicación de la prueba de precisión de ajuste, cada línea en la Tabla 3a compara el porcentaje de valores no significativos de $T_{n,m}$ de los Métodos II y III al desempeño del muestreo aleatorio para esa combinación particular de n, m . Ya que se calculó independientemente el valor crítico para cada combinación, todos los resultados del muestreo aleatorio equivalieron a 95% puesto que se fijó α en 5%. A medida que el número de bodegas muestreadas aumentó de 15 a 23, y para $m > 50$, el Método II mantuvo un nivel medio de ejecución de aproximadamente 90%. En otras palabras, el muestreo extendido rechazó la distribución de frecuencia general real de las cohortes con una frecuencia aproximadamente 5% mayor de lo esperado por el muestreo aleatorio para la misma combinación de n, m . Sin embargo, para $n = 25$, o el muestreo de censo completo, el desempeño del Método II disminuyó progresivamente de 86% a 76% a medida que m aumentó de 50 a 100 peces. Se espera este resultado debido a que el muestreo de solamente una porción del contenido de una bodega (Método II o III) es incapaz de producir resultados tan buenos como el muestreo aleatorio, y la disparidad aumenta a medida que aumenta n . El Método III limitó el muestreo a la porción más pequeña de una bodega, y por consiguiente su desempeño fue cada vez peor a aquel de los Métodos I y II a medida que aumentaron n y m .

Se presentan en la Tabla 3b los desempeños de los tres métodos de muestreo, relativos a los valores de T_c correspondientes a $n = 24$ y $m = 50$. Bajo estas condiciones, el muestreo aleatorio fue ineficaz para estimar correctamente la distribución de las magnitudes de las cohortes hasta que n se aproximó a 23 bodegas y m equivalió a 50-100 peces. El desempeño del Método II fue estrechamente paralelo a aquel del Método I, indicando que el muestreo extendido era capaz de absorber algunos de los efectos de la estratificación por talla. La tabla demuestra también que el desempeño del Método II con una muestra de 75 peces fue esencialmente igual a aquel del Método I con una muestra de 50 peces. Alternativamente, una interpretación gráfica de los datos indica que el desempeño del Método II podría ser elevado al nivel de aquel del Método I si se aumentara el número de muestras por un 3 a 5%. En contraste a estos resultados, no se pudo elevar el desempeño del Método III al nivel de 90%, relativo a T_c , aún si se muestrearon todas las bodegas.

Combinaciones de n y m que produjeron CV pequeños para las estimaciones de la captura total y talla media general fueron menos eficaces para reducir los CV de cohortes individuales (Tabla 4). Por lo general, la variable más importante para la reducción de los CV de cohortes era un aumento en el número de bodegas muestreadas. Sin embargo, los beneficios potenciales estaban inversamente relacionados al porcentaje de bodegas en que aparecía una cohorte (p_j). Por ejemplo, para la Cohorte 5, que apareció en todas las bodegas, ($p_5 = 100$), un aumento en n de 15 a 23 bodegas redujo el CV de una muestra aleatoria de 50 peces en aproximadamente un 50% (de 17 a 9). Sin embargo, la reducción comparable para la Cohorte 9 con $p_9 = 28$ fue solamente un 13% (de 155 a 135). Como resultado, las estimaciones de las magnitudes de las cohortes de peces que aparecen con menor frecuencia en la captura, particularmente los peces más pequeños y más grandes, o que están distribuidos por pocas bodegas, tendrán varianzas relativamente grandes. Con respecto a los métodos de muestreo, los CV producidos por el Método II fueron comparables a aquellos del muestreo aleatorio, aparte de los peces más grandes (Cohorte 9). Para las cohortes que no aparecieron en todas las bodegas, el Método II produjo también sesgos y CV consistentemente más bajos que el Método III.

Los sesgos asociados con el número medio estimado de peces en las nueve cohortes no parecieron ser afectados por cambios en n o m para un método de muestreo dado (Tabla 5). Por lo general, las magnitudes absolutas de los sesgos de los muestreos extendido y aleatorio fueron comparables y pequeñas, aproximadamente 4% o menos, para cohortes con $p_j > 80\%$. Para estos métodos, los sesgos correspondientes a los peces más grandes (Cohorte 9) aumentaron a un valor medio de -9%. Comparada a los Métodos I y II, una muestra consecutiva arrojó un sesgo más grande para todas las cohortes con valores de p_j inferiores al 90%. Para los peces más pequeños (Cohorte 1) y más grandes (Cohortes 8 y 9), los sesgos del Método III se aproximaron también a un valor medio absoluto de 17%. Todos los métodos de muestreo solían subestimar el número de peces grandes y sobreestimar el número de peces pequeños. Tomlinson *et al.* (1992) indican que esto resulta del uso de estimadores de razón para calcular el número de peces en una bodega.

5. ESTIMACION DEL NUMERO MINIMO DE UNIDADES PRIMARIAS A MUESTREAR

En 1988, la flota de superficie pescando en el OPO capturó una cantidad récord de aleta amarilla, pesando aproximadamente 288,500 tm (317,800 toneladas cortas; Anón., 1992: 183). La captura incluía más peces pequeños que durante 1984-1987 ó 1989-1992, períodos en los cuales los pescadores dirigieron sus esfuerzos hacia atunes grandes, y era por lo tanto más representativa de todas las tallas disponibles a la pesquería. Debido al gran número de muestras generadas por la captura, se usaron las muestras de 1988 para evaluar la relación entre el número de unidades primarias muestreadas y las varianzas resultantes de las estimaciones de la magnitud de las cohortes. Como parte de esta evaluación, se aprovechó la oportunidad de usar datos reales de muestreo para examinar los efectos interactivos de n y m y compararlos a los resultados del estudio de simulación. En 1988, la mayoría de las muestras fueron obtenidas con el método de muestreo de agarre.

5.1 Métodos

a) Modificaciones de la Base de Datos

Inicialmente, la base de datos completa de 900 muestras tomadas en 1988 fue escudriñada para errores de acuerdo con los procedimientos desarrollados por Punsly y Deriso (1991). En el proceso, 54 muestras obtenidas de barcos de carnada fueron eliminadas para limitar el análisis a

aletas amarillas capturados por barcos cerqueros. De las muestras restantes, 307 eran muestras de 25 peces colectadas de dos o más grupos de talla durante la clasificación por talla. A partir de las frecuencias de talla de los peces y el tonelaje estimado asociado con cada grupo de talla, todas las muestras clasificadas por talla asociadas con una bodega fueron agrupadas en una sola muestra de 500 peces. Se escogió esta cantidad grande para evitar la pérdida de información sobre las proporciones de todas las tallas de peces en la muestra general. Como resultado de este proceso, las 307 muestras clasificadas fueron reducidas a 141 muestras singulares representando bodegas individuales. Además, fueron identificadas 92 muestras que contenían una mezcla de tipos de lance. Se comparó la distribución de tallas de cada una de estas muestras, usando la prueba de Smirnov (Conover, 1980), a aquella de otras muestras consistiendo de un solo tipo de lance conocido en el mismo estrato de mes-área. Si no se podía encontrar una distribución igual, se amplió la búsqueda para incluir muestras de peces capturados en áreas adyacentes durante el mismo mes. De esta manera, una bodega que consistía de lances mixtos podía ser reclasificada al tipo de lance (delfín, no asociado, u objeto flotante) al cual era estadísticamente similar. Mediante estas comparaciones, un 82%, o 76, de las muestras de tipos de lance mixtos fue asignado a un solo tipo de lance. El peso de la muestra, estimado a partir de las tallas de los peces, fue asimismo ingresado a la base de datos. A continuación las tallas individuales en una muestra fueron asignadas a cohortes y reemplazadas por sus frecuencias dentro de las mismas. Tras llevar a cabo todos los ajustes descritos hasta ahora, la base de datos consistía de 680 muestras de bodegas individuales, 16 de los cuales consistían de peces de tipos de lance mixtos. Como paso final, un 2% de los desembarcos fueron asignados a áreas adyacentes puesto que no fueron muestreados, y un 5% de las muestras fueron asimismo reasignadas debido a que no se registró ningún lance en algunos estratos.

b) Métodos Usados para Estimar la Magnitud de las Cohortes y sus Varianzas

Se aplicaron tres pasos analíticos a la base de datos modificada a fin de estimar el número mínimo de unidades primarias a muestrear. En primer lugar, se estimó el número de peces en cada cohorte (\hat{N}_j) en cada área en 1988, usando los procedimientos detallados en el Anexo II. Debido al uso de frecuencias dentro de cohortes, y no frecuencias de talla, el crecimiento fue integrado con el tiempo. El número de peces en una cohorte durante el año entero podía ser estimado a partir de todas las muestras tomadas durante el año en un área, y no a partir de meses individuales. Se presentan en la Tabla 6 los resultados de algunos de los cálculos intermedios.

En el segundo paso, las varianzas de las estimaciones de tallas de cohortes no fueron calculadas por el modelo de muestreo usual de dos etapas (Cochran, 1977: 305; ecuación 11.30) aplicable a un estrato de mes-área, es decir:

$$v(\hat{N}_j) \doteq \frac{\hat{N}^2(1 - f_1)}{n} \frac{[\sum \hat{M}_i^2 (\bar{y}_{ij} - \hat{Y}_j)^2]}{n - 1} + \frac{\hat{N}}{n} \frac{[\sum \hat{M}_i^2 (1 - f_2) \bar{y}_{ij} (1 - \bar{y}_{ij})]}{m - 1} \tag{2}$$

donde

\hat{N} = el número potencial de unidades primarias asociadas con la captura en los estratos,

$f_1 = n/\hat{N}$, la fracción de unidades primarias realmente muestradas,

\hat{M}_i = una estimación de razón del número de peces en la bodega i ,

\bar{y}_{ij} = la proporción y la fracción media de peces de la cohorte j en la bodega i ,

\hat{Y}_j = la proporción general de peces de la cohorte j en las muestras (y captura) en los estratos de mes-área, y

$f_2 =$ la fracción m/\hat{M}_i .

En lugar del modelo de varianza de componente de Cochran para estratos individuales de mes-área, lo que se necesitaba era una expresión para la varianza de una cohorte sobre todos los meses dentro de un área. Se modificó la ecuación (2) para este propósito como sigue:

$$v(\hat{N}_j) \doteq \frac{\hat{N}^2 (1 - f_1)}{n - 1} \left[\frac{\sum \hat{M}_i^2 (\bar{y}_{ij} - \bar{Y}_j, T)^2}{n} \right]_a + \frac{\hat{N}}{m - 1} \left[\frac{\sum \hat{M}_i^2 \bar{y}_{ij} (1 - \bar{y}_{ij})}{n} \right]_w \quad (3)$$

donde los términos en paréntesis con los subíndices a y w son la suma de cuadrados medios entre y dentro de unidades primarias, respectivamente, para cada área para todos los meses, y \bar{Y}_j, T es la proporción de la cohorte j en todas las muestras tomadas durante el año sobre todas áreas. El valor de la expresión $(1 - f_2)$ en la ecuación (2) es cercano a 1 hasta para las bodegas que contienen peces grandes, y por lo tanto fue excluida de la ecuación (3).

En el tercer y último paso, las sumas de cuadrados medios entre y dentro de bodegas para cada cohorte, ponderada sobre todas las áreas, sustituyeron a los términos a y w , respectivamente, en la ecuación (3). Se usó el número potencial de unidades primarias en cada área (Tabla 6) como ponderaciones. En la Tabla 7 se presentan algunos aspectos importantes de las tres etapas del análisis—el número anual de peces en cada cohorte, la frecuencia porcentual de presencia de cada cohorte en las bodegas muestradas, y la suma de cuadrados media entre y dentro de bodegas.

Se evaluó el efecto de n y m sobre las varianzas de las estimaciones de la magnitud de las cohortes sustituyendo distintos valores de estas variables en la forma final de la ecuación (3). Sin embargo, pruebas preliminares indicaron que $v(\hat{N}_j)$ fue bastante insensible a cambios en el tamaño de la muestra. Por ejemplo, un aumento en m de 50 a 100 peces redujo las varianzas dentro de cohortes de los grupos de edad más joven (X-0) y más viejo (Y-IV) por solamente 0.2% y 2.2%, respectivamente. Estas reducciones son insignificativas comparadas con la magnitud de las varianzas iniciales, y la reducción en los CV de las cohortes fue aun menor. Por lo tanto, el valor de m fue fijado en 50 peces. Al cambiar n , la única variable restante en la ecuación (3), de 200 a 1000 muestras por año, las estimaciones resultantes de las varianzas de la magnitud de las cohortes fueron transformadas en CV y se detallan en la Tabla 8.

5.2 Resultados

El análisis de las muestras de 1988 confirmó los resultados previos del estudio de simulación (Sección 4.2), es decir, que para el tipo de variación de talla que existe entre y dentro de las capturas de barcos cerqueros pescando en el OPO, aumentar el número de bodegas muestradas fue la manera más eficaz de reducir las varianzas de las estimaciones de la magni-

tud de las cohortes. En un nivel básico, una varianza fue determinada principalmente por la frecuencia de la presencia de la cohorte en las bodegas muestreadas (p_j), la magnitud de la cohorte, y la suma de cuadrados medios entre barcos (Tabla 7). Sin embargo, más allá de este nivel, las reducciones en la varianza fueron efectuadas mediante los términos $(1 - f_1)/n$ o $(1 - f_1)/(n - 1)$ en las ecuaciones (2) y (3), respectivamente. Por ejemplo, en cada nivel de n en la Tabla 8, un aumento de 50 muestras resultó en una disminución porcentual similar en el CV en todas las cohortes. Sin embargo, a medida que continuaba aumentando n , la reducción porcentual en el CV también se redujo más y más, debido a que la tasa de cambio del CV está correlacionada negativamente con $1/n^2$. Por consiguiente, para algunas cohortes que aparecen con poca frecuencia en la captura, tales como los peces más pequeños (X-0) y más grandes (X-V), hasta cambios grandes en n fueron insuficientes para reducir los CV a niveles aceptables.

Los datos en la Tabla 8 indican que muchas de las cohortes que aparecen con frecuencia en la captura, o cohortes con valores de p_j de 25-50%, podrían alcanzar un valor objetivo razonable de CV < 10% mediante la selección juiciosa de n . El proceso de selección es ilustrado por las cohortes encerradas por la línea escalonada en la tabla. A medida que n aumentó a más de 300 unidades primarias, la velocidad con la cual las cohortes alcanzaron un CV < 10% alcanzó un máximo en aproximadamente 700 unidades. Por ejemplo, entre 500 y 700 unidades el retorno marginal del esfuerzo de muestreo para reducir el CV de las cohortes a 10% o menos fue una cohorte por cada 50 unidades. Más allá de 700 unidades la tasa marginal disminuyó apreciablemente, y quizás no se justifique el costo adicional de adquirir la cohorte X-IV mediante el muestreo de 200 unidades adicionales. Por consiguiente, para 1988 700 unidades parecían ser un objetivo razonable para lograr un CV de 10% o menos para las cohortes que aparecieron con mayor frecuencia en la captura. Por casualidad, el número real de muestras tomadas, 680, se aproximó a este objetivo.

También se puede expresar la tasa de muestreo de unidades primarias en términos más generales con base en la fracción $700/\hat{N}$, en este caso $700/4349$, o aproximadamente 0.16. En otras palabras, muestrear una de cada seis unidades primarias de cada estrato de mes-área representaría un objetivo razonable.

6. EFECTO DE ESTRATIFICAR MUESTRAS DE FRECUENCIA DE TALLA POR TIPO DE LANCE

En la sección previa se señaló que existen límites sobre lo que se puede esperar de n como medio de reducir los CV de las cohortes que se capturan con poca frecuencia. Una razón por esto es que en la expresión $(\bar{y}_{ij} - \hat{Y}_j)^2$ en la ecuación (2), \bar{y}_{ij} puede ser bastante grande para las muestras en las cuales aparece la cohorte pero la proporción general, \hat{Y}_j , puede ser relativamente pequeña porque se encuentra la cohorte en solamente unas pocas muestras. Como resultado, la varianza de las cohortes entre unidades primarias es inflada en relación a la magnitud de la cohorte y contribuye a un CV grande. Un método de superar este efecto podría ser reducir las varianzas de las cohortes mediante la estratificación de las muestras por tipo de lance. En esta sección, se usó la estratificación de las muestras por los criterios usuales de mes-área, y a continuación adicionalmente por tipo de lance, para estimar y comparar las magnitudes y los CV de todas las cohortes que ingresaron a la pesquería en 1988.

6.1 Métodos

Se preparó un conjunto consistente de datos de muestras en el cual se podía identificar cada muestra por tipo de lance. Por lo tanto, de las 680 muestras usadas en la sección previa, las

16 muestras que representaban tipos de lance mixtos fueron excluidos de la base de datos de 1988. Las capturas en la base de datos de bitácora fueron también registradas por tipo de lance, y colectivamente representaron el 92% de los desembarcos totales en 1988. Los desembarcos mensuales totales en cada área por tipo de lance fueron por lo tanto estimados en proporciones. Al igual que antes, aproximadamente un 2% de los desembarcos fueron distribuidos a otras áreas en el mismo mes porque no se registraron desembarcos en todos los meses. La distribución de tipos de lance en la muestra (Tabla 9) también indicó que no existían muestras de los tres tipos de lance en todos los meses. Por consiguiente, un 7.5% adicional de los desembarcos totales fueron distribuidos a áreas adyacentes puesto que no habían muestras de capturas de algunos tipos de lance. Como resultado de estos cambios, es posible que los resultados presentados a continuación no sean completamente representativos de los datos reales de 1988, pero el fin comparativo del análisis no se ve afectado.

Para la primera interpretación de los datos, se combinaron todas las muestras en un estrato de mes-área antes de aplicar los pasos del procedimiento (Anexo II) y la ecuación (2) para estimar las magnitudes de las cohortes y sus varianzas. Para el segundo análisis, las muestras fueron estratificadas por tipo de lance antes de aplicar de nuevo el método, y se obtuvieron las estimaciones mensuales de la magnitud de las cohortes y sus desviaciones estándar sumando a través de todos los tipos de lance dentro de un mes-área (Tabla 10). Los datos en la Tabla 10 son resumidos en la Tabla 11, que indica el cambio porcentual en la magnitud de las cohortes y diferencias en sus CV debido a la estratificación adicional por tipo de lance. Las ecuaciones para el análisis de cohortes (Pope, 1972), es decir,

$$\hat{N}_{0,j} = \sum_{t_m}^{t_m-1} e^{-(2t-1)M/2} \cdot C_{t,j} + \frac{(Ze^{(t_m-1)M})}{F(1-e^{-Z})} \cdot C_{t_m,j} \quad (4)$$

or $+ \frac{(Ze^{(t_m-1)M})}{F} \cdot C_{t_m,j}$

y las ecuaciones de varianza de ellas derivadas, es decir,

$$v(\hat{N}_{0,j}) = \sum_{t_m}^{t_m-1} e^{-(2t-1)M} \cdot v(C_{t,j}) + \left(\frac{(Ze^{(t_m-1)M})^2}{F(1-e^{-Z})} \right) \cdot v(C_{t_m,j}) \quad (5)$$

or $+ \left(\frac{(Ze^{(t_m-1)M})^2}{F} \right) \cdot v(C_{t_m,j})$

fueron aplicadas a los datos en la Tabla 10 para estimar el número de peces en cada cohorte (\hat{N}_j) que ingresaron a la pesquería en 1988, las varianzas del mismo, ($v(\hat{N}_j)$) y sus CV (Tabla 12). En las ecuaciones arriba presentadas, C_j es la captura de la cohorte j en el período de tiempo t ; t_m es el último período; y Z , F , y M son las tasas instantáneas mensuales de mortalidad total, causada por la pesca, y natural, respectivamente. Las tasas de mortalidad específicas por edad para F fueron obtenidas de análisis de biomasa (Anón., 1988: 144), y eran apropiadas para un año en el cual la captura de aleta amarilla estuvo distribuida sobre muchos grupos de edad. Se usó una

tasa anual de $M = 0.8$, basada en modelos de evaluación con estructura de edad, puesto que la interpretación de datos de la pesquería fue más compatible con este valor (Anón., 1989: 252). El reclutamiento para la cohorte X-88 (grupo de edad 0) fue retrocalculado para solamente tres meses debido a su corta duración en la pesquería. El último término en el renglón superior de las ecuaciones (4) y (5) fue usado para las cohortes incompletamente pescadas, tales como X-88 a Y-84, y el último término en el renglón inferior fue usado para la cohorte completamente pescada X-83.

6.2 Resultados

El resultado esperado de estratificar las muestras de frecuencia de talla de 1988 por tipo de lance fue que reduciría las desviaciones estándar y los CV de las capturas mensuales de cada cohorte. Esto se ve confirmado por los datos en las Tablas 10d y 11b. De los 98 ingresos no equivalentes a cero en la Tabla 11b, un 80% de los CV fueron reducidos, el 19% de ellos por más de un 10%. Las reducciones mayores ocurrieron en las cohortes que no fueron completamente reclutadas, tales como la cohorte X-88 en noviembre (-49.2%) y diciembre (-73.0%) y la cohorte Y-88 en mayo (-64.4%), junio (-35.4%), y noviembre (-30.6%). Por otro lado, la estratificación adicional no afectó las estimaciones de las capturas mensuales en mayor grado (Tablas 10a y b; Tabla 11a). El cambio medio fue de aproximadamente 5%, pero ocurrieron cambios excepcionales en cohortes que no fueron completamente reclutadas. Por ejemplo, el cambio en la magnitud de la cohorte X-88 fue +282% en noviembre y -49% en diciembre, y en la cohorte Y-88 los cambios en mayo (+1,822%), noviembre (+284%) y diciembre (-62%) fueron también grandes. En estos casos, la inclusión de los peces más pequeños en las muestras estratificadas por tipo de lance, y no como proporción de todas las muestras, alteró las estimaciones del número de los mismos. Siempre que las proporciones de tipo de lance registradas en la base de datos de bitácora sean representativas de aquellas en los desembarcos totales, las estimaciones de captura por cohorte tras estratificar por tipo de lance son probablemente más precisas de aquellas obtenidas con la metodología actual.

Las estimaciones del número de peces en cada cohorte ingresando a la pesquería en 1988, así como sus varianzas, fueron también afectadas por la estratificación adicional por tipo de lance. El número de peces en las cohortes completamente reclutadas y el número total de peces cambiaron en un 10% o menos (Tabla 12b). Los CV de la mayoría de las cohortes fueron también reducidos por aproximadamente 3%, en promedio. Sin embargo, los peces más pequeños fueron afectados en grado más alto (Tabla 12). El CV de la cohorte X-88 disminuyó en un 70%, mientras que su número fue reducido en un 60%. Para la cohorte Y-88, las reducciones en CV y magnitud de cohorte fueron aproximadamente 11% y 19%, respectivamente.

7. ESTIMACIONES DEL RECLUTAMIENTO: SUS VARIANZAS Y SENSIBILIDAD A CAMBIOS EN LAS CAPTURAS

Desde 1972 el personal de la CIAT viene preparando estimaciones del número de aletas amarillas reclutados a la pesquería en el OPO. Sin embargo, no se han calculado las varianzas asociadas con estas estimaciones. Se examinaron por lo tanto los CV correspondientes a reclutas y las capturas trimestrales obtenidas de ellos en varios años recientes. La sensibilidad de las estimaciones del reclutamiento y sus varianzas a cambios en las capturas trimestrales fue también explorada.

7.1 Métodos

Se obtuvieron estimaciones del reclutamiento (\hat{N}_0) y sus varianzas ($v(\hat{N}_0)$) para las cohortes X81 a Y88 mediante la aplicación de las ecuaciones (4) y (5) a las capturas trimestrales y sus varianzas, respectivamente. Para determinar el grado de sensibilidad de estas estimaciones y varianzas a cambios en las capturas de cada trimestre, se calcularon multiplicadores de factor de sensibilidad con el método de Prager y MacCall (1988), es decir,

$$S_{\hat{N}_0}(t) = \frac{C_t \cdot \partial(\hat{N}_0)}{\hat{N}_0 \cdot \partial(C_t)} \quad \text{and} \quad S_{v\hat{N}_0}(t) = \frac{v(C_t) \cdot \partial(v\hat{N}_0)}{v(\hat{N}_0) \cdot \partial(v(C_t))}. \quad (6)$$

La interpretación de estos factores es que para un cambio porcentual dado en C_t (o $v(C_t)$) en el período de tiempo t , el valor de \hat{N}_0 (o $v(\hat{N}_0)$) cambiará por ese mismo porcentaje multiplicado por el factor $S_{\hat{N}_0}(t)$ (or $S_{v\hat{N}_0}(t)$).

Los factores de sensibilidad para las cohortes X de 1981 a 1984 fueron modificados de la forma siguiente para explicar el efecto del denominador $(1 - e^{-Z})$ en las ecuaciones (4) y (5). Al preparar estos datos, fue difícil separar los peces grandes en estas cohortes, que estaban en su 16° trimestre en la pesquería, en sus componentes X y Y. Por lo tanto, fueron combinados en una sola categoría. En esta situación, las capturas de las cohortes X en el 15° trimestre representaban una cohorte incompletamente pescada y eran aplicables las expresiones terminales superiores en las ecuaciones (4) y (5). Sin embargo, el efecto de $(1 - e^{-Z})$ infló el factor de sensibilidad para el 16° trimestre, y redujo los factores en los trimestres previos tanto que ya no eran comparables a las cohortes Y en el mismo período. Para rectificar la situación, los factores de sensibilidad para las cohortes X fueron basados en sumas para (\hat{N}_0) y $v(\hat{N}_0)$ hasta e incluyendo el 15° trimestre. Sin embargo, las estimaciones del reclutamiento y sus varianzas fueron basadas en todos los datos disponibles.

7.2 Resultados

Los CV de las estimaciones del reclutamiento para las cohortes completamente pescadas variaron de 3 a 8%, con un promedio de 4.5% (Tabla 13). Estos valores bajos sugieren que los límites de confianza de las estimaciones son también razonablemente estrechos. Sin embargo, en la parte superior de la Tabla 14 los CV de las cohortes incompletamente pescadas fueron mayores, de 10 a 40%. La razón principal de este aumento fue la combinación de dos factores: una varianza grande asociada con la captura en el último trimestre pescada, y el efecto inflacionario del divisor $(1 - e^{-Z})$ en la ecuación (5). Por ejemplo, el multiplicador de factor de sensibilidad de la varianza de la captura de la cohorte Y86 en el último trimestre pescada (Tabla 14b) indicó que, para un cambio de 1% en esa varianza, la varianza del reclutamiento cambiaría por un 0.995%. En otras palabras, casi toda la varianza fue derivada de la captura en el último mes. Para todas las cohortes completamente pescadas el multiplicador medio de factor de sensibilidad fue solamente un 0.060 (Tabla 14a). Este valor indica que la captura en cada uno de los 16 a 17 trimestres de vida pescable de un atún aleta amarilla contribuyó en medida casi igual ($1/16 = 0.0625$) a la estimación del reclutamiento. Factores individuales considerablemente superiores o inferiores al promedio fueron producto de capturas relativamente grandes y pequeñas, respectivamente.

Los CV de las estimaciones del reclutamiento fueron asimismo relativamente bajos con respecto a los CV de las capturas de trimestres individuales (Tabla 13). Aunque esto es un resul-

tado del proceso matemático de estimación, sugiere también que la varianza del reclutamiento es relativamente insensible a aquella de las capturas trimestrales de las cuales es derivada. El multiplicador medio de factor de sensibilidad para las varianzas, 0.063 (Tabla 14b), apoya este descubrimiento.

Por lo general, una vez ingresados los aletas amarillas a la pesquería, los CV de las capturas en trimestres sucesivos siguen una pauta de valores relativamente pequeños en los cuatro primeros trimestres y valores sustancialmente mayores durante el resto de la vida pescable de la cohorte (Tabla 13). La razón por los CV más pequeños es que normalmente las capturas trimestrales y el número de muestras durante el primer año son grandes, y la contribución de una varianza grande por un grupo de muestras es casi siempre diluida, o compensada, por la mayoría de las muestras con varianzas ordinarias. Sin embargo, las capturas durante el quinto trimestre en la pesquería son frecuentemente un orden de magnitud menores que en los trimestres precedentes. Las capturas disminuyen generalmente de allí en adelante, y el número de muestras se reduce también en proporción. Por consiguiente, la presencia de una variación grande en la proporción de cohortes en unas pocas muestras es más difícil de ocultar, y puede resultar en un aumento pronunciado en la varianza de la captura a partir del quinto trimestre.

Los CV excepcionalmente grandes estaban asociados con ciertas capturas trimestrales durante el primer año, tales como aquellas de la cohorte Y82 en el primer trimestre y X82 en el cuarto (Tabla 13). Un examen de las muestras de estos períodos indica que la causa está relacionada con la diferencia entre las proporciones de esa cohorte en muestras individuales (\bar{y}_j) y en todas las muestras tomadas durante el trimestre (\bar{Y}_j). Por ejemplo, en el caso de la cohorte Y82 algunas de las muestras tomadas en el primer trimestre estaban compuestas casi completamente de esa cohorte ($\bar{y}_j = 0.98$), pero la cohorte no apareció en las demás muestras trimestrales ($\bar{y}_j = 0$). En el caso de la cohorte X82, apareció en la mayoría de las muestras, pero la proporción \bar{y}_j fue altamente variable dentro del rango de 0 a 1. En ambas situaciones, las diferencias entre las proporciones en el término ($\bar{y}_j - \bar{Y}_j$) en la ecuación (2) generaron varianzas anormalmente grandes. Estratificación adicional por tipo de lance no fue aplicable a la mayoría de las muestras examinadas, y por consiguiente una varianza grande ocasional es un componente inherente del plan de muestreo actual.

8. DISCUSION Y RECOMENDACIONES

Schaefer (1948) notó la tendencia de los aletas amarillas de agruparse por talla, y sugirió que se usaran cardúmenes individuales como unidad principal de muestreo. Subsecuentemente, Calkins (1965) confirmó que la variación de tallas de peces dentro de muestras de lances cerqueros individuales, o de cardúmenes singulares, era significativamente menor que aquella entre lances de ese tipo (o entre bodegas con lances múltiples) del mismo estrato de mes-área. Un breve examen de las muestras tomadas en 1988 indicó también que, de los estratos que contenían dos o más muestras de lances singulares, un 60% tenían distribuciones de talla únicas. Juntos, estos factores apoyarían la selección del cardumen singular como unidad primaria de muestreo.

Sin embargo, muestras tomadas de cardúmenes singulares representan solamente un 25% del número total colectado cada año (T.P. Calkins, CIAT, com. pers.). Es improbable que sea posible preparar estimaciones acertadas y precisas de la composición por talla y edad de la captura de un número de muestras tan reducido. Los experimentos con las bodegas simuladas y la estimación de los requisitos mínimos de muestreo apoyan esta opinión. A fin de aumentar el número de unidades primarias disponibles para el muestreo, es necesario incluir en el estudio bodegas que contienen cantidades variables de lances. El único requisito es que las bodegas contengan

peces de un solo estrato. Sin embargo, un examen de las bodegas de prueba sugiere que todas las bodegas pueden ser estratificadas por talla, sin considerar el número de lances que contienen. Si se reconoce también que los descargadores pueden imponer un grado de selección por talla, que un muestreo aleatorio es imposible, y que existe información limitada sobre la falta de mezcla vertical en las bodegas, entonces se hacen aparentes las dificultades de obtener una muestra representativa de las tallas en la bodega. Bajo estas condiciones la forma de coleccionar las muestras es de importancia particular si dichas muestras, a su vez, van a reflejar con precisión las distribuciones por talla y edad en la captura.

El estudio de simulación demostró que el muestreo extendido (Método II) brinda una alternativa práctica al muestreo aleatorio. Este juicio se basa en las pruebas de precisión de ajuste, y los sesgos y CV relativos de las estimaciones de la captura total, peso medio, y magnitud de las cohortes. El intento del método es de evitar algunas de las limitaciones arriba mencionadas e inherentes en la siguiente observación. Si una bodega está llena de varios centenares de peces grandes y pesados que son descargados lentamente, el intervalo de tiempo entre peces tomados para la medición es mayor que si se descargasen rápidamente varios miles de peces pequeños. En estos casos extremos, la proporción de una bodega sobre la cual se realiza el muestreo puede no ser similar. El muestreo extendido proporciona por lo tanto un mecanismo que cumple tres objetivos: 1) ajusta la frecuencia de selección a la talla modal de los peces en la bodega, 2) extiende intencionalmente el proceso de muestreo sobre una porción mayor de la bodega, y 3) reemplaza la medición de peces arbitrarios con un rango predeterminado de frecuencia de selección. El desempeño similar de los muestreos extendido y aleatorio (Tablas 3a y b) indica también que el método extendido es capaz de minimizar los efectos de estratificación por talla que podría ser inherente en las bodegas. Relativo al muestreo extendido, la medición de peces consecutivos (Método III) resulta en un aumento progresivo del sesgo y CV para los grupos de edad más juveniles y más mayores. Si se limitara el muestreo a una porción pequeña de la bodega solamente, es poco probable que se superen los efectos de los tres tipos de estratificación, es decir, tendencias a corto y largo plazo en talla y selección por descargadores. Por lo tanto, un sencillo aumento en el número de muestras tomadas por el método de muestreo de agarre no evitaría los problemas asociados con la estratificación.

Ciertos aspectos de la simulación podrían aparentemente limitar la utilidad de los resultados. Por ejemplo, aunque se usó una ventana móvil para generar las tallas que faltaban entre medidas de peces (Anexo I), la selección de tallas fue limitada en gran parte al rango de tallas en la ventana. Esta técnica podría haber reducido la varianza de tallas en la bodega simulada en cierto grado. Sin embargo, el desempeño relativo de los distintos métodos de muestreo no habría sido afectado. De mayor importancia es que el uso de la ventana móvil conservó las tendencias en tallas durante la descarga, y esta característica fue esencial para descubrir la interacción entre la estratificación por talla y los métodos de muestreo. Se podría también poner reparos al gran número de cohortes (nueve) en las bodegas simuladas y a la suposición que podrían haber provenido del mismo estrato. Por rara que parezca esta situación, no es sin precedente. De hecho, la ocurrencia media de nueve cohortes en las muestras de un estrato ha sido 5.3% en el período de 1987-1991. Teniendo en cuenta que las estimaciones menos confiables corresponden a las cohortes que aparecen en la captura con poca frecuencia, y que es deseable superar esta limitación, es apropiado evaluar los métodos de muestreo bajo estas condiciones.

La estimación de la fracción mínima de unidades primarias que necesitan ser muestreadas de cada estrato de mes-área podría bien ser cautelosa. Aunque se usaron datos reales de muestras en el análisis, el supuesto el cual se basa el modelo de dos etapas es que las muestras fueron coleccionadas al azar. Sin embargo, se usó el muestreo de agarre para coleccionar un 77% de las mues-

tras en 1988. Para compensar por el uso de métodos no aleatorios, se debería probablemente aumentar la estimación del requisito mínimo de muestreo. Los resultados del estudio de simulación indicaron que, para una muestra de 50 peces, el muestreo extendido requirió aproximadamente un 5% más de muestras para alcanzar resultados comparables al muestreo aleatorio. Sin embargo, hay otro punto de vista que recomienda una reducción en la frecuencia de muestreo. Existe una buena posibilidad de que en algunas muestras los intervalos entre peces medidos fueron demasiado cortos. La simulación demostró el potencial de estas muestras de inflar los CV de las estimaciones de la magnitud de las cohortes, y ésto contribuiría a una sobreestimación de la fracción mínima de muestreo. Por consiguiente, por ahora no se modifica la recomendación de muestrear una de cada seis unidades primarias para cada estrato de mes-área. Sin embargo, se debería revisar la situación en el futuro, cuando el muestreo con el método extendido esté firmemente establecido.

Cabe mencionar también dos diferencias principales entre los resultados del estudio de simulación y el análisis de las muestras de 1988. El primer punto es que en 1988 los CV de todos los grupos de edad, y particularmente aquellos de los peces más pequeños y más grandes, fueron inferiores a lo esperado, considerando que las frecuencias de aparición de las cohortes en las muestras descendieron a niveles bajos como 0.6 y 2.5% (Tabla 8). Los resultados de simulación sugieren que, para las cohortes con valores de p_j tan pequeños, las estimaciones de su magnitud serían muy imprecisas. La explicación de la diferencia podría estar relacionada a la frecuencia de distribuciones de talla similares. De las 25 bodegas simuladas, 24 tenían distribuciones de talla únicas. Sin embargo, en 1988 solamente un 53% de las muestras eran únicas (Tabla 15), y las distribuciones de talla de las muestras restantes eran estadísticamente similares a una o más de las formas únicas. Esta similitud extensa reduciría considerablemente la varianza entre unidades primarias, y ayudaría a explicar la reducción en los CV de las cohortes.

La segunda diferencia principal entre los dos enfoques al problema de muestreo tiene que ver con el tamaño de la muestra. La simulación indicó que, para el muestreo extendido, aumentar el número de muestras de 50 peces por un 5% o ampliar la muestra a 75 peces con el número original de muestras produciría resultados comparables al muestreo aleatorio. Un examen de las muestras de 1988 indicó dos efectos: 1) aumentar la muestra más allá de 50 peces redujo insignificamente las varianzas de las estimaciones de la magnitud de las cohortes, y 2) la manera más eficaz de reducir los CV de las cohortes era aumentar el número de muestras. Se tiene que favorecer la realidad de las muestras de 1988 en este caso y retener la muestra de 50 peces, pero se debería revisar la situación de nuevo a medida que se gane experiencia con el muestreo extendido.

La última consideración es la estratificación de muestras por tipo de lance, además de mes y área. Este paso podría aumentar la precisión de las estimaciones de la magnitud de las cohortes generalmente, pero parece tener su mayor efecto positivo en la exactitud y precisión de los grupos de edad más jóvenes. Esto podría ser particularmente importante para la predicción de los números de peces una vez estén completamente reclutados. Para poner en práctica esta nueva forma de estratificación, quizás sea necesario enfatizar la colección de muchas muestras de los distintos tipos de lance y no sus proporciones reales en los desembarcos. La razón por este ajuste es que, a medida que aumenta el número de estratos, el número de muestras en cada estrato suele disminuir. Las frecuencias de los tipos de lance en los datos de 1988 ilustran este punto (Tabla 9). Para compensar este cambio de énfasis, es necesario dividir los desembarcos totales a partir de tonelajes en lances individuales por tipo de lance extraídos de la base de datos de bitácora. Sin embargo, se debería establecer en primer lugar que las proporciones de tipo de lance en la bitácora son iguales a aquellas en los desembarcos totales.

Con base en los comentarios anteriores y los resultados analíticos, se presentan las recomendaciones siguientes:

1) Aproximadamente un 75-80% de las muestras de frecuencia de talla son colectadas de bodegas que contienen pescado de lances mixtos. Por lo tanto, el tema de la mezcla vertical debería ser estudiado más a fondo a fin de obtener muestras representativas bajo estas condiciones.

2) Si una bodega que contiene pescado de distintos tipos de lance es descargada por el método de flotación, una muestra tomada de la mitad inferior de la bodega podría ser representativa de la bodega entera. Si un solo lance ocupa el tercio superior de la bodega, una muestra de dicha sección podría ser representativa de solamente esa porción (tonelaje) de la bodega.

3) Salvo en circunstancias especiales, todas las muestras de frecuencia de talla deberían ser colectadas mediante el método de muestreo extendido. Las frecuencias de muestreo recomendadas para peces de distintas tallas son las siguientes:

Rango de Talla Furcal (cm)	Rango de Frecuencia de Selección
hasta 80	10-15
80+ a 100	6-10
100+ a 180	3-5

4) El tamaño de la muestra permanece igual, en 50 peces.

5) No se debería coleccionar ninguna muestra en la cual los intervalos en la secuencia de peces son más cortos que lo recomendado para el muestreo extendido.

6) Para evitar el sesgo potencial introducido por los descargadores, los peces a medir deberían ser escogidos de la secuencia de tallas antes de que los descargadores ejerzan ninguna selección por talla. Para el método de flotación, el sitio óptimo para seleccionar los peces es directamente en la escotilla de la bodega. El problema asociado con la clasificación por talla, es decir, identificar el tonelaje de pescado de cada tipo, puede también ser evitado seleccionando peces en ese sitio.

7) El número mínimo de unidades primarias a muestrear es el 16% del número total disponible. En la práctica, este requisito puede ser satisfecho independientemente por el personal de cada oficina regional mediante el muestreo de una de cada seis unidades de cada estrato mes-área.

8) Para mejorar potencialmente la exactitud y precisión de estimaciones de la magnitud de las cohortes, se debería considerar la estratificación adicional de las muestras de frecuencia de talla por tipo de lance, y no solamente mes-área.

RECONOCIMIENTOS

Quisiera agradecer en particular a Patrick Tomlinson el haber compartido sus pensamientos, comprensión, y consejo en relación a los problemas asociados con el muestreo. Las discusiones matemáticas y estadísticas con Richard Deriso y Michael Hinton fueron también útiles, y siempre apreciadas. Conté con la experiencia de Edward Everett y Eric Pedersen en los aspectos prácticos del muestreo y con su ayuda en la toma de medidas de las importantes bodegas de prueba. Quisiera agradecer también a Eric Pedersen su iniciativa en llevar a cabo el experimento de mezcla vertical. Se reconoce con agradecimiento la cooperación de los armadores, tripulantes,

y descargadores en barcos de los cuales se colectaron los datos de las bodegas de prueba. Agradezco los esfuerzos de Alejandro Anganuzzi en la exploración de la estratificación en las bodegas de prueba, y a William Bayliff, William Clark, Atilio Coan, Michael Hinton, y Richard Punsly sus revisiones de varios borradores del manuscrito.

ANEXO I

SIMULACION DE LAS DISTRIBUCIONES DE TALLA DE ALETAS AMARILLAS EN LAS BODEGAS

Se usaron dos pasos para simular los contenidos de bodegas llenas de aletas amarillas. Primero, usando las seis bodegas de prueba, se combinaron las diferencias en las tallas de peces medidos sistemáticamente provenientes de tipos de lance similares para formar lazos continuos de información. Para reconstruir una bodega entera, en el segundo paso se estimaron las tallas que faltaban para los peces entre las medidas sistemáticas. A continuación se describen estos procedimientos.

Lazos continuos de diferencias sucesivas de talla

Las diferencias en las tallas entre medidas sucesivas de peces en las seis bodegas de prueba (Figura 2) capturaron todos los elementos de variación debidos a tendencias en talla y varianza, discontinuidades abruptas en las tendencias, y selección por descargadores. Ya que estas diferencias eran también independientes de talla inicial, las diferencias correspondientes a bodegas con tipos de lance similares fueron unidas punta con punta para crear una secuencia de información más larga sobre la variabilidad. A continuación se formó una segunda secuencia invirtiendo el orden de la primera secuencia y cambiando su signo. Antes de juntar los extremos de las dos secuencias para formar un lazo continuo, un número aleatorio de 3 a 10 diferencias fue sustraído en cada juntura para evitar una recapitulación de diferencias de talla en orden inverso. (Era necesario un lazo continuo para facilitar el muestreo aleatorio en una etapa posterior, es decir, la diferencia inmediatamente anterior a un punto de partida aleatorio se convirtió en la última incluida en la secuencia de selecciones.) Estos lazos continuos crearon la posibilidad de generar bodegas con diferencias sucesivas en tallas y configuraciones de descarga realistas mediante la sencilla selección de un punto de partida aleatorio en el lazo y una talla inicial. Con este propósito, se juntaron los cuatro lazos continuos siguientes:

Componentes del Lazo	Características Similares
Bodega de prueba 2, - (bodega invertida 2)	Puro delfín; unimodal
Bodegas de prueba (1, 3X, 4), - (invertida 1, 3X, 4)	Puro delfín; bimodal
Bodegas de prueba (5, 6), - (invertida 5, 6)	Delfín + no asociado, y no asociado puro
Bodega de prueba 6, - (invertida 6)	No asociado puro

Se desarrolló la bodega 3X de la bodega de prueba 3 generando las tallas que faltaban para cubos alternos que no fueron medidos. Próximamente se explicará el método usado.

Para generar bodegas con proporciones realistas de tipos de lance durante el segundo paso de la simulación, se consideraron las siguientes distribuciones de tipos de lance del período 1985-1987:

Delfin puro	60.8%
Cardúmenes no asociados puros	18.4%
Delfin, no asociados, y objeto flotante (F)	5.7%
F puro (10.7%), no asociados y F (3.1%), y desconocido (1.3%)	15.1%

El rango de tallas de los aletas amarillas en el tipo de lance más común (sobre delfines) fue de 35 a 175 cm. Además, la razón de lances sobre delfines con una sola moda, o dos modas o más, fue 1.5:1.0. Con base en la información arriba detallada sobre tipo de lance, frecuencias de talla, y frecuencias modales, y usando tallas iniciales diferentes, se crearon las tallas de peces medidos sistemáticamente en 25 bodegas de prueba simuladas. Las bodegas tenían las características siguientes:

Tipo de Lance	Modas		
	1	2	1 a 3
Delfin puro	10	8	-
Delfin y no asociado	-	-	2
No asociado puro	-	-	5

Generación de la distribución de tallas en bodegas enteras

Se compuso un programa de computadora para generar las tallas que faltaban entre las medidas sistemáticas en las bodegas simuladas. Para demostrar el método, supongamos que cada tercer pez fuera medido en la secuencia de tallas siguiente:

pareja:	j	$j+1$	$j+2$	$j+3$	$j+4$	$j+5$	$j+6$	$j+7$
...	\hat{e}	\hat{e}	746	\hat{e}	\hat{e}	1100	\hat{e}	\hat{e}
			1233	x	x	969	x	x
				x	x	1109	x	x
						1249	x	x
							1624	x
								912
								...

\uparrow ————— ventana 1 = 5 (peces medidos) ————— \uparrow
 \uparrow ————— ventana 2 ————— \uparrow

donde \hat{e} es una talla previamente estimada, en mm, y las x son tallas desconocidas. Para estimar las x en la pareja $j + 3$ en medio de la ventana 1, el programa asignó las cinco tallas medidas en esa ventana a uno de 33 intervalos de 50 mm de clase de talla y calculó sus frecuencias acumulativas, por ejemplo,

Clase de talla ...	16	17	18	19	20	21	...
Range (mm) ...	950-999	1000-1049	1050-1099	1100-1149	1150-1199	1200-1249	...
Número de peces	1	0	0	2	0	2	
Frecuencia cumulativa	0 - 0.2	-	-	>0.2 - 0.6	-	>0.6 - 1.0	

Para estimar la primera x en la pareja $j + 3$, se seleccionó un número aleatorio uniforme entre 0.0 y 0.9999, por ejemplo 0.8651, que caía en la clase de talla 21, o el último intervalo de frecuencia acumulativa. La fracción de ese intervalo ocupado por el número aleatorio era $((0.8651 - 0.6)/0.4) \times 50 \text{ mm} = 33 \text{ mm}$, y por lo tanto el valor de la primera x fue $33 + 1200 = 1233 \text{ mm}$. Similarmente, se estimó la talla de la segunda x en la pareja $j + 3$ en 1130 mm. Al completar esta estimación, la ventana fue adelantada a la ventana 2, y los cinco peces medidos asociados con ésta fueron usados para estimar la próxima pareja central, $j + 4$.

El uso de la ventana móvil hizo que la bodega generada conservara las características más importantes de las tendencias en talla media y número de modas en las medidas originales. Al mismo tiempo, ya que una clase de talla de 50 cm representa el crecimiento de más de un mes para aletas amarillas (Wild, 1986), este intervalo permitió que el rango de las tallas estimadas fuese más amplio que aquel de los datos originales, es decir, 350-1750 mm. Para cada bodega generada, se ajustó el número de medidas incluidas en la ventana, o el tamaño de la ventana, a fin de obtener varios efectos. Ventanas cortas con de 5 a 10 peces medidos usualmente resultaron en estimaciones de tallas caracterizadas por oscilaciones a corto plazo. Al aumentar el tamaño de la ventana de 15 a 70 peces, tallas sucesivas desarrollaron tendencias más largas, la secuencia de tallas se hizo aleatoria, y las tendencias en talla imitaron aquellas en las bodegas de prueba originales. (Se usó la prueba de diferencias sucesivas medias [Dixon y Massey, 1957] para comprobar por aleatoriedad.) Mediante ajustes de este tipo al tamaño de la ventana, las tallas de los peces en 12 de las 25 bodegas fueron distribuidas al azar, las distribuciones fueron sesgadas a la izquierda o la derecha, y el número de peces en las bodegas fluctuó entre 960 y 9500, a fin de imitar de manera realista las condiciones en las seis bodegas originales (Figura 2). Según la prueba de Smirnov (Conover, 1980), solamente 2 de las 25 bodegas tenían distribuciones estadísticamente similares. Colectivamente, las tallas de peces en las bodegas simuladas representaron un total de nueve grupos de edad de las cohortes X e Y (Tabla 1).

ANEXO II

ESTIMACION DE LA MAGNITUD DE COHORTES

El número estimado de peces en cada cohorte en todos los meses dentro de un área fue estimado mediante una secuencia de cálculos adaptados de Shingu *et al.* (1974) y Tomlinson *et al.* (1992). La adaptación se refiere al uso de frecuencias de cohortes en las muestras en lugar de frecuencias de tallas. El problema de crecimiento con el tiempo podría por lo tanto ser evitado sumando las frecuencias de cohortes mensuales con el tiempo dentro de un área. Inicialmente, los pasos siguientes fueron necesarios para estimar la magnitud de las cohortes, N_j , para cada área. Los superíndices $\hat{\cdot}$ y $\acute{\cdot}$ se refieren a estimaciones matemáticamente derivadas y conjeturas informadas, respectivamente.

\hat{w}_i = peso de la muestra estimada a partir de las tallas de m peces muestreados de la unidad primaria i ,

$\hat{w} = \hat{w}_i / m_i$ = peso medio de los peces en la unidad primaria i ,

\acute{W}_i = peso total del pescado en la unidad primaria i estimado por el personal del barco.

$\hat{M}_i = \acute{W}_i / \hat{w}_i = (\acute{W}_i \cdot m_i) / \hat{w}_i$ = número estimado de peces en la unidad primaria i ,

y_{ijk} = un contador, igual a 1 si el pez k está en la cohorte j , y a 0 en caso contrario,

$\bar{y}_{ij} = \sum_{k=1}^m y_{ijk} / m_i$ = la proporción y fracción medias de la cohorte j en la unidad primaria i (ver Cochran, 1977: 50),

$\hat{M}_{ij} = \bar{y}_{ij} \cdot \hat{M}_i$ = número estimado de peces de la cohorte j en la unidad primaria i ,

$\hat{Y}_j = (\sum_i \hat{M}_{ij} \cdot \bar{y}_{ij}) / \sum_i \hat{M}_i$ = proporción de la cohorte j en n muestras y desembarcos totales en un área,

W_T = peso de desembarcos totales en un área,

$\hat{W}_n = \sum^n \hat{W}_i / n$ = peso medio de n unidades primarias muestreadas en un área,

$\hat{N}_T = W_T / \hat{W}_n$ = estimación del número total de unidades primarias en un área,

$w_T = (\sum^n \hat{M}_i \cdot \hat{w}_i) / \sum^n \hat{M}_i = \sum^n \hat{W}_i / \sum^n \hat{M}_i$ = peso medio general de un pez muestreado en el área α ,

$\hat{M}_T = W_T / w_T$ = pescado total desembarcado en un área, y

$\hat{N}_{j,T} = \hat{M}_T \cdot \hat{Y}_j$ = estimación del número de peces de la cohorte j en los desembarcos totales en un área.

Para obtener las estimaciones generales de la magnitud de las cohortes en el OPO en 1988, las estimaciones preparadas arriba para cada cohorte fueron sumadas a través de todas áreas. A continuación se calcularon las proporciones de las cohortes en los desembarcos totales sobre todas áreas ($\bar{Y}_{j,T}$).

REFERENCES—REFERENCIAS

- Anonymous. 1988. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Ann. Rep. for 1987: 222 pp.
- Anonymous. 1989. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Ann. Rep. for 1988: 288 pp.
- Anonymous. 1992. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Ann. Rep. for 1990: 261 pp.
- Allen, R.L. 1981. Dolphins and the purse seine fishery for yellowfin tuna. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Int. Rep. 16: 23 pp.
- Broadhead, G.C., and C.J. Orange. 1960. Species and size relationships within schools of yellowfin and skipjack tunas, as indicated by catches in the eastern tropical Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 4(7): 447-492.
- Calkins, T.P. 1965. Variation in size of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) within individual purse-seine sets. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 10(8): 461-524.
- Cochran W.G. 1977. Sampling Techniques. J. Wiley and Sons, N.Y.: 428 pp.
- Conover, W.J. 1980. Practical Nonparametric Statistics, second edition. J. Wiley and Sons, N.Y.: 493 pp.
- Dixon, W.J., and F.J. Massey, Jr. 1957. Introduction to Statistical Analysis. McGraw Hill, N.Y.: 488 pp.
- Doubleday, W.G., and D. Rivard. 1983. Sampling commercial catches of marine fish and invertebrates. Can. Spc. Publ. Fish. Aquat. Sci., 66: 290 pp.
- Hennemuth, R.C. 1957. An analysis of methods of sampling to determine the size composition of commercial landings of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) and skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 2(5): 171-243.
- Hennemuth, R.C. 1961. Size and year class composition of catch, age and growth of yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean for the years 1954-1958. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 5(1): 1-112.
- Megrey, B.A., and V.G. Wespestad. 1990. Alaskan groundfish resources: 10 years of management under the Magnuson Fishery Conservation and Management Act. North. Amer. J. Fish. Mgmt., 10(2): 125-143.
- Orange, C.J., M.B. Schaefer and F.M. Larmie. 1957. Schooling habits of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*) in the eastern Pacific Ocean as indicated by purse seine catch records, 1946-1955. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 2(3): 81-126.
- Pálsson, O.K., E. Johnson, S.A. Schopka, G. Stephansson and B.AE. Steinarsson. 1989. Icelandic groundfish survey data used to improve precision in stock assessments. J. Northw. Atl. Fish. Sci., 9(1): 53-72.
- Pope, J.G. 1972. An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. Internat. Comm. Northw. Atl. Fish., Res. Bull., 9: 66-74.

- Prager, M.H., and A.D. MacCall. 1988. Sensitivities and variances of virtual population analysis applied to the mackerel, *Scomber japonicus*. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 45(3): 539-547.
- Punsly, R.G., and R.B. Deriso. 1991. Estimation of the abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, by age groups and regions within the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 20(2): 97-131.
- Quinn, T.J., II, E.A. Best, L. Bijsterveld and I.R. McGregor. 1983. Sampling Pacific halibut (*Hippoglossus stenolepis*) landings for age composition: history, evaluation and estimation. Internat. Pac. Halibut Comm., Sci. Rep., 68: 56 pp.
- Schaefer, M.B. 1948. Size composition of catches of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) from Central America, and their significance in the determination of growth, age and schooling habits. U.S. Fish and Wild. Serv., Fish. Bull., 51(44): 197-200.
- Shingu, C., P.K. Tomlinson and C.L. Peterson. 1974. A review of the Japanese longline fishery for tunas and billfishes in the eastern tropical Pacific Ocean, 1967-1970. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 16(2): 65-230.
- Tomlinson, P.K., S. Tsuji and T.P. Calkins. 1992. Length-frequency estimation for yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) caught by commercial fishing gear in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 20(6): 357-398.
- Wild, A. 1986. Growth of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean based on otolith increments. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 18(6): 421-482.