

INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION COMISION INTERAMERICANA DEL ATUN TROPICAL

Bulletin — Boletín

Vol. 11, No. 4

**POPULATION DYNAMICS OF THE
ANCHOVETA, *CETENGRaulIS MYSTICETUS*, IN THE GULF
OF PANAMA, AS DETERMINED BY TAGGING EXPERIMENTS**

**DINAMICA DE LA POBLACION DE LA
ANCHOVETA, *CETENGRaulIS MYSTICETUS*, EN EL GOLFO
DE PANAMA, DETERMINADO POR MEDIO DE
EXPERIMENTOS DE MARCACION**

by — por
William H. Bayliff

La Jolla, California
1966

CONTENTS — INDICE

ENGLISH VERSION — VERSION EN INGLES

	Page
INTRODUCTION.....	175
PREVIOUS TAGGING STUDIES.....	176
THE LIFE HISTORY AND FISHERY OF THE ANCHOVETA IN THE GULF OF PANAMA.....	177
MATERIALS AND METHODS.....	179
RESULTS.....	182
Statistics of the fishery.....	182
Tag returns.....	184
DISCUSSION.....	186
Migrations.....	186
Fish tagged in 1960.....	186
Fish tagged in 1961.....	187
Age.....	187
Schooling behavior.....	188
Extraneous factors affecting the returns of the tags.....	189
Uneven dispersal of the tagged fish and the fishing effort.....	191
Mortality due to tagging and handling.....	193
Variations between years tagged.....	193
Variations within the same year.....	194
Variations among taggers.....	195
Variations associated with the size of the fish.....	196
Variations associated with the time of confinement.....	197
Variations associated with the condition of the fish.....	198
Variations associated with the use of antibiotics, buffer, and anesthetic.....	198
Variations associated with other factors.....	199
Estimation of the mortality due to tagging and handling.....	200
Shedding of the tags.....	204
Losses of tags through migration.....	204
Losses of tags in the reduction plants.....	207
Annual survival rate.....	210
Vital statistics for the fish of the Isla Verde area.....	216
Population size.....	216
Fishing and natural mortality rates.....	219
Yield per recruit.....	223
Vital statistics for the fish of the Panamá Viejo area.....	226
SUMMARY.....	227
 FIGURES — FIGURAS.....	230
 TABLES — TABLAS.....	239

VERSION EN ESPAÑOL — SPANISH VERSION

	Página
INTRODUCCIÓN.....	289
ESTUDIOS PREVIOS DE MARCACIÓN.....	290
HISTORIA NATURAL Y PESQUERIA DE LA ANCHOVETA EN EL GOLFO DE PANAMA.....	291
MATERIALES Y METODOS.....	293
RESULTADOS.....	297
Estadísticas de la pesquería.....	297
Retorno de marcas.....	299
DISCUSION.....	301
Migraciones.....	301
Peces marcados en 1960.....	301
Peces marcados en 1961.....	302
Edad.....	303
Hábitos gregarios.....	303
Factores extrínsecos que afectan los retornos de las marcas.....	305
Dispersión desigual de los peces marcados y del esfuerzo pesquero.....	307
Mortalidad debida a marcación y manipuleo.....	309
Variaciones entre los años de marcación.....	310
Variaciones dentro del mismo año.....	311
Variaciones entre operadores.....	312
Variaciones relacionadas con el tamaño de los peces.....	313
Variaciones relacionadas con el tiempo de confinamiento.....	314
Variaciones relacionadas con la condición de los peces.....	315
Variaciones relacionadas con el uso de antibióticos, buffer y anestésico.....	315
Variaciones relacionadas con otros factores.....	317
Estimación de la mortalidad debida a marcación y manipuleo.....	318
Desprendimiento de marcas.....	322
Pérdida de marcas por migración.....	322
Pérdida de marcas en las plantas de reducción.....	326
Tasa anual de supervivencia.....	328
Estadísticas vitales de los peces del área de Isla Verde.....	335
Tamaño de la población.....	335
Tasa de mortalidad pesquera y natural.....	339
Rendimiento por recluta.....	342
Estadísticas vitales de los peces del área de Panamá Viejo.....	347
SUMARIO.....	348
 LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA.....	350

**POPULATION DYNAMICS OF THE
ANCHOVETA, *CETENGRaulIS MYSTICETUS*, IN THE GULF OF
PANAMA, AS DETERMINED BY TAGGING EXPERIMENTS**

by

William H. Bayliff

ABSTRACT

The anchoveta is the major constituent of the important bait and reduction fisheries of the Gulf of Panama. It is a short-lived species, the great majority of the catch consisting of fish in their first year of life. Fish for reduction are caught chiefly in the Isla Verde area, between Punta Chame and the entrance of the Panama Canal.

In 1960 and 1961 anchovetas were tagged with metal internal tags and released in the major areas of occurrence of this species. The tags were recovered from the meal in the reduction plants with magnets. From the 53,380 fish tagged in 1960, 745 tags were returned during the 1960 season, 246 during the 1961 season, and 8 during the 1962 season. From the 113,202 tagged in 1961, 373 tags were returned during the 1961 season and 48 during the 1962 season. Complete catch statistics are available, and length-frequency and length-weight data were used to convert these from pounds to numbers of fish of each year class.

The annual survival rate for the fish of the 1959 year class in the Isla Verde area was estimated to be 0.086 by the Chapman-Robson method, 0.102 by the year-class method, and 0.088 by the Jackson positive method. The first method is considered to give the best estimate.

Six estimates of the population of fish of the 1959 year class in the Isla Verde area were obtained from the sample tag ratios of six experiments conducted in that area in 1960. The estimates differed due to the temporal decrease in the population, but the downward trend corresponded fairly well to what was expected from the total annual mortality rate. It was estimated that the population of 1959-year class fish was about 818 million on March 8, 1960, and about 70 million on March 8, 1961.

As the population of anchovetas decreases during the season the effort increases sufficiently that the catch remains roughly constant. This is described as the "constant absolute catch" type fishery. Of the original population of fish in the Isla Verde area at the beginning of the 1960 season, about 11 per cent were caught and 81 per cent died of natural causes.

Evaluation of growth and mortality data demonstrated that beginning the fishery for the youngest age group later than March 8 (the date it began in 1960) would reduce the yield per recruit, while increasing the fishing effort would greatly increase it. Further, it is believed unlikely that increases in the catch in the Isla Verde area alone would noticeably decrease the number of recruits to that area. Therefore there is no foreseeable need for regulation of the fishery.

INTRODUCTION

One aspect of the work of the Inter-American Tropical Tuna Commission is the investigation of the biology of the fishes used for bait for the capture of tropical tunas in the eastern Pacific Ocean. Some of these species are also of importance for bait for fish other than tunas, for reduction to meal and oil, and for food for human consumption. Such studies are desirable in order to make the requisite scientific basis available for designing effective measures to conserve the stocks, if the need for such action should become evident.

The anchoveta, *Cetengraulis mysticetus*, has been until recently the most important bait species, and hence has received more attention than any of

the others. Studies of the meristic and morphometric characters by Howard (1954) and Berdegué (1958) have shown that the anchovetas of the Gulf of Panama and of other major fishing areas probably belong to distinct subpopulations. It has been assumed (Howard and Landa, 1958; Simpson, 1959), for lack of evidence to the contrary, that the fish from all parts of the Gulf of Panama belong to a single subpopulation. This assumption is based upon circumstantial evidence, and should be verified as far as possible by tagging. In addition to information about the migrations and intermixing of anchovetas, tagging provides useful data on the population size, fishing and natural mortalities, and yield per recruit.

Acknowledgement is extended to Dr. Milner B. Schaefer, former Director of Investigations, Inter-American Tropical Tuna Commission (now Director, Institute of Marine Resources, University of California) and Mr. Clifford L. Peterson, Assistant Director of Investigations, for valuable advice and assistance rendered to the execution of the project. Particular thanks are extended to Mr. Edward F. Klima (now with the U. S. Bureau of Commercial Fisheries), who participated in all phases of the planning and execution of the project, and in some of the preliminary analysis of the data. Messrs. Peterson, Enrique J. Guardia, Felicito Rodriguez, Alejandro Aparicio, and Gabriel G. Gamboa also assisted with the tagging. Messrs. Rito Delgado and Euclidio Delgado caught most of the fish for tagging. Messrs. Roberto Novey, Carlos A. Arosemena L., Ingemar Lundberg, and Sven O. Fahlgren donated fish from the purse-seine boats for tagging, furnished detailed catch statistics, and cooperated with the tag-recovery efforts at the reduction plants.

This report is based upon a dissertation submitted to the Graduate School of the University of Washington in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy. Acknowledgement is extended to Drs. Allan C. DeLacy and Donald E. Bevan, and particularly to Dr. Gerald J. Paulik, all of the College of Fisheries, University of Washington, for invaluable assistance with the analysis of the data.

PREVIOUS TAGGING STUDIES

In 1954, 1955, 1956, and 1957 82,989 anchovetas were tagged in the Gulf of Panama with external tags, the recaptures to have been made by tuna clippers and local boats fishing for anchovetas for bait (Schaefer, 1953, 1958). Only 16 of these tagged fish were returned. Most of them had been at liberty only a short time, and complete data were not available for some of them, so the results are of limited value. The low rate of return of these tags was attributed to one or a combination of the following factors: (1) high tagging and handling mortality; (2) a high shedding rate; (3) a low fishing intensity; (4) low visibility of the tagged fish in the live wells of the fishing vessels.

In 1958, 1959, and 1960 live-box experiments were conducted to test the retention of various types of tags and to obtain estimates of the mortalities caused by tagging and handling (Bayliff and Klima, 1962). It was shown that, though the external tags did not cause heavy mortalities to healthy fish, the tags were shed rapidly, very few of any type being retained more than 1 month. The intensity of the local purse-seine fishery for anchovetas for reduction increased greatly in 1959. Since metal internal tags are recoverable by the use of magnets in the reduction plants, the use of these tags became practicable for the first time. Internal tags were tested in the live boxes in 1959 and 1960, and it was found that they were much more suitable than external tags for anchovetas.

THE LIFE HISTORY AND FISHERY OF THE ANCHOVETA IN THE GULF OF PANAMA

The anchovetas of the Gulf of Panama have been considered to consist of a single, discrete subpopulation. The basic aspects of the life history of the anchoveta in this area have been investigated by Howard and Landa (1958), Simpson (1959), and others. The spawning takes place principally in November and December, and mostly in the area from Panamá Viejo to Isla Majé (Figure 1). Characters for distinguishing the larvae from those of other anchovies have not been found (Klima, Barrett, and Kinnear, 1962), so it has not been possible to delimit their distribution or follow their migrations. The juveniles are found offshore in deep, clear water, and less commonly in shallow, turbid water, in February, March, April, and May. In March, April, and May the juveniles make their way to shallow mud flats near the shore, where they reside for the rest of their lives. The fish are about 100 mm in length (measured from the tip of the snout to the end of the silvery area on the caudal peduncle) at the time of this transfer in habitat, and for convenience they may be considered to become adults at this time. They rapidly grow to about 125 mm by about June, and then grow little more until after the next spawning period. When the spawning time approaches they presumably converge on the area from Panamá Viejo to Isla Majé, and after this presumably disperse again. The growth is again rapid after the spawning period, the fish attaining a length of about 145 mm by about March, and then nearly ceases again. Fish in their first year of life are much more abundant than older ones, from which they are distinguishable by their lengths. It is not possible to tell from the length frequencies alone whether the larger fish are all in their second year of life, or if some of them are older.

There is a sizeable purse-seine fishery in the Gulf of Panama for anchovetas for reduction to meal and oil. There are also much smaller fisheries for anchovetas for bait for tuna and other fish, and shrimp trawlers accidentally catch small amounts of anchovetas and discard them at

sea. Only the purse-seine fishery affords an opportunity for recovering internal tags, so the other fisheries are not considered in this study.

There are two reduction plants, one at Puerto Caimito and the other at Isla Taboga (Figure 1). The maximum number of boats fishing at any one time has been six. The fishery takes place almost entirely between Punta Chame and the entrance of the Panama Canal. The bottom is sandy, rather than muddy, from Punta Chame to Bahia Parita; this type of bottom is not a normal habitat for anchovetas, so Punta Chame forms a natural boundary for the fishery. Actually, fish are sometimes present a few miles to the southwest of Punta Chame, and some are caught there. The fishermen say that these fish are migrating between Bahia Parita and the area to the northeast of Punta Chame, and are not regular residents of the area with the sandy bottom. All the fish caught to the west of the entrance of the Panama Canal are considered to be from the same area, called Isla Verde for convenience. The statistical system is not sufficiently precise to separate the catches made in different parts of this area and, at any rate, the catches from the different parts are frequently mixed in the reduction plants.

The Panama Canal Zone forms a $5\frac{1}{2}$ mile-wide legal boundary to the east of the Isla Verde area. Only occasionally do the boats fish to the east of the entrance of the Panama Canal. During the period of this study no fish were caught for reduction east of the mouth of Rio Chico. All the catches of fish taken to the east of the entrance of the Panama Canal are recorded as being from Panamá Viejo. When fishing was conducted in this area usually the entire fleet fished there exclusively for a number of days, so there was little mixing in the reduction plants of these catches with those from the Isla Verde area. There is merit, therefore, in keeping separate the statistics of the Isla Verde and Panamá Viejo areas.

The purse-seine fishery usually begins in March or April, when the young-of-the-year reach catchable size. These young-of-the-year, being more abundant, make up the bulk of the catches, but older fish are also caught. In March, April, May, and June the young-of-the-year and older fish are usually segregated, probably due to their natural tendency to school according to size, so the fish caught in a single set of a net contain almost entirely fish of one age group. Later in the season the tendency to segregate is apparently much less pronounced, for both young-of-the-year and older fish are usually caught in single sets of the nets.

In October, November, and December the anchovetas usually become more difficult to catch, this probably being associated with changes in their behavior due to spawning. At the same time thread herring, *Opisthonema* spp., become more available, so the effort is diverted to fishing for them, particularly in November. In December the catches of anchovetas improve, and fair catches may continue to be made in January.

There is usually little fishing in February and March due to the difficulty of catching fish and to the tendency in March of the young-of-the-

year to get gilled in the purse seines. At this time repairs and improvements to the plants and boats are made, and some purse-seining for snappers, *Lutjanus* spp., may be conducted in deeper water with large-mesh nets. This interruption of fishing in February and March is a natural point for dividing the catches into seasons on an annual basis, particularly since a new age group of fish enters the fishery when or shortly after the fishing resumes in March or April. Throughout this report references will be made to "seasons," which are delimited on this basis. In 1963 there was no cessation of fishing in February or March, so the new season is considered to have begun on March 18, the date when young-of-the-year were first recorded in the catches of that year. The durations of seasons pertinent to this study were as follows: 1960, 8 March 1960—8 March 1961; 1961, 26 April 1961—27 February 1962; 1962, 12 March 1962—17 March 1963.

MATERIALS AND METHODS

The fish for tagging were caught in shallow water within about 1 to 3 miles of shore. A log canoe and cast nets were employed for fishing, the fish being put into the live well of the canoe. On several occasions fish were obtained from purse-seine boats fishing in the area; at such times the fish were transferred with a dip net from the seine to the log canoe. When sufficient fish were obtained they were taken to the tagging vessel, anchored in slightly deeper water. In 1960 the Commission's research vessel, *Saint Jude*, a 40-ft West-Coast albacore troller, was used for tagging, and in 1961 chartered vessels of about the same size were employed. The fish were removed from the log canoe to one of two portable holding pens tied to the side of the tagging vessel. These pens were constructed of aluminum tubing and 7/16-inch Marlon netting, and were 65 by 41 by 48 inches deep. The pens were light and easy to handle and allowed the fish to have a plentiful supply of fresh sea water. They provided no protection from heavy wave action and strong currents, however, and fish could not be towed in these pens without injuring them.

The fish were removed about 10 at a time from the holding pen with small dip nets and placed into 2½-gal plastic buckets containing 2 gal of fresh sea water with 0.2 g per gal of MS 222 (tricaine methanesulfonate). On a few occasions in 1961 the MS 222 appeared to affect the fish more strongly than usual, so in these cases the solutions were further diluted. In 1960 the water usually contained 1 ml per gal of terramycin in liquid form, corresponding to about 8 ppm of active terramycin. In 1961 it contained, in most cases, 5 g per gal of tris(hydroxymethyl)aminomethane (henceforth referred to as "buffer") and 2 g per gal of citric acid. The buffer and citric acid were not used in a few cases in 1961, and in a few cases in that year ¼ oz per gal of liquid terramycin (corresponding to about 60 ppm of active terramycin) was used in the buckets. The water was agitated at intervals of about 15 minutes with an electric agitating

device, and changed at less frequent intervals. The fish were not left in the buckets long enough for the MS 222 to take its full effect, but it was helpful in reducing their struggles.

Nickel-plated steel tags 13 by 3 by 0.5 mm were employed. They were kept in groups of 100, because keeping an individual record of each tag would have been overly burdensome, and no advantage would accrue from such a procedure, since the fish were not measured when tagged and since only the tags, not the fish, were recovered at the reduction plants. In 1960 the tags were kept in plastic bowls with a mixture of procaine penicillin G and terramycin, using 300,000 units of penicillin per 400 tags and enough liquid terramycin to make a pasty mixture that adhered to the tags and was exhausted at about the same time as the tags. In a few cases in 1960 the bowls contained only liquid terramycin, and in 1961 antibiotics were not used in the bowls.

The tagging was conducted at tables especially constructed for that purpose, each containing a recessed plastic pan of sea water in which the fish were partially immersed while being tagged. The plastic bowls of tags were also recessed in these tables. The fish were removed one at a time from the buckets and tagged. The incision was made above the origin of the ventral fins with a Number 11 scalpel blade, the blade being inserted parallel to the body so as not to damage any of the internal organs. In 1960, in most cases, the blade was dipped into a vial containing a mixture of penicillin and terramycin before making each incision. This procedure was not employed in 1961. The tag was inserted into the body cavity and pushed forward with the fingers and the scalpel blade. The tagged fish were then dropped into the other holding pen. An experienced tagger could tag over 250 fish per hour for sustained periods; two taggers worked simultaneously, so the maximum production per day was 4,000 to 5,000 fish.

When several hundred fish had accumulated in the second holding pen they were released in a group; they were released in this manner instead of singly because anchovetas are schooling fish, and aggregation in such species is considered to afford protection against predation (Brock and Riffenburgh, 1960).

The locations where the fish were tagged are grouped in the eight general areas shown in Figure 1. The following are the locations within the areas where the fish were tagged:

Bahia Parita—off the mouth of Rio Grande;

Isla Verde—Roca Garibaldi (1960), Isla Verde, Bahia Chorrera, Ensenada Vique (1961);

Panamá Viejo—Panamá Viejo, off the mouth of Rio Juan Diaz;

Rio Pacora—off the mouth of Rio Pacora;

Isla Chepillo—off the mouth of Rio Santa Cruz de Chinina (1960), off the mouth of Rio Chico (1961);

Punta Mangle—Punta Mangle, Punta de la Plata;

Isla Majé—Isla Majé;

Bahía San Miguel—Garachiné (1960), Punta Buena Vista (1961), Isla Iguana (1961).

These locations are indicated by stars in the figure. The numbers of tagged fish released in each area are shown in Tables 7 and 8.

Efficiency tests were initiated at approximately biweekly intervals at each plant. (Actually the term, "efficiency test," is misleading, for these tests were designed to determine not only the percentage of tags that would be returned, but also how long it would take the tags to pass from the bins where the fish were held before processing to the magnets.) In most cases a bucket of fish was taken from the hold of the first fishing vessel to arrive at the plant, and 100 of them were tagged. The tagged fish were then thrown into the holding bin a few at a time as the fish from the boats were unloaded into the bin. On some occasions the tagger arrived at the plant after the boats were already unloaded; in these cases he removed a bucket of fish from the bin and tagged and dispersed them about the top of the bin. This made little difference, however, for the design of the bins was such that the fish dispersed about their tops still passed through the reduction machinery at different stages of the processing of that batch of fish.

The tags were recovered at each reduction plant by means of a magnet located in the chute through which the fish meal passed just before it entered the fine (second) grinder. After each batch of fish was processed an employee of the reduction plant cleaned the magnet, placing all the tags, other metal, and fish meal adhering to the magnet in a paper bag. This is referred to as a "cleaning." Information as to the boats which landed the fish, the areas in which the fish were caught, the dates the fish were caught and the magnet was cleaned, and the species of fish was recorded on the bags at that time. Sometimes the magnet was cleaned twice in a single day and, of course, when the plants were not operating the magnets were not cleaned.

The contents of the bags were first strained on 14 by 14-mesh window screening, which separated the meal and other fine particles from the tags, larger foreign particles, and larger fragments of fish. The tags and pieces of iron and steel were then removed with a small magnet and separated from one another manually.

The more laborious calculations (described at appropriate places in the Results and Discussion sections of this report) were performed on the IBM 709 computer at the University of Washington. The following programs were employed for this purpose:

conversion of catch statistics from pounds to numbers of fish—Inter-American Tropical Tuna Commission, unpublished;
analysis of variance—BIMD 14 (Anonymous, 1961a);
survival—Analysis of a Catch Curve Program (Paulik, 1964a);
regression—Weighted Linear Regression for Two Variables (Paulik and Gales, 1965);
yield isopleths—Piece-wise Integration of Yield Curves (Paulik, 1964b).

RESULTS

Statistics of the fishery

The number of fish of a given age group in the catch of a particular month can be estimated in the following manner. First the total weight of all the length-frequency samples taken in that month is estimated by the formula:

$$w_{..} = \sum_{i=1}^I n_i \bar{w}_i. \quad (1)$$

where

- $w_{..}$ = total weight of all the samples in the month,
- n_i = number of fish of length i in the samples, and
- \bar{w}_i = average weight of individual fish of length i in the samples.

Then the numbers of fish of each age group in the catch are estimated by the formula:

$$N_{..j} = W_{..} \left(\frac{n_{..j}}{w_{..}} \right) \quad (2)$$

where

- $N_{..j}$ = number of fish of age group j in the catch,
- $W_{..}$ = weight of the catch, and
- $n_{..j}$ = number of fish of age group j in the samples.

For the present study it is necessary to estimate the number of fish of each year class in the purse-seine catches of the Isla Verde and Panamá Viejo areas for each month of the 1960, 1961, and 1962 seasons.

Tables 1 and 2 show the catches of anchovetas taken by the purse-seine fishery during the 1960, 1961, and 1962 seasons and processed when the magnets were in operation. These statistics were obtained from the records of the reduction plants, and corrected in the few cases where they were known to be in error. The catches which were discarded, or processed when the magnets were not in operation, are not considered in this report, except in one instance. The catch data are rounded off to the nearest thousand pounds, but the calculations were performed with the original data, which accounts for the occasional discrepancies in the tables. The landings which included both anchovetas and thread herring, and those from which part of the fish were not processed, are listed as half-landings.

Howard and Landa (1958) and Bayliff (1964) have presented data on the length distribution of anchovetas by age for the 1951 through 1962 seasons. The fish caught during the 1961 and 1962 seasons were much larger than usual, while those of all the other seasons for which data are available were of normal size. Large length-frequency samples were taken from June 1961 through February 1962 and from April 1962 through

March 1963. Adequate length-frequency data are not available, however, for the 1960 season, April and May 1961, and March 1962. The combined length-frequency data for the 1951 through 1960 seasons were substituted for those of the 1960 season, data for April and May 1962 for April and May 1961, and data for April 1962 for March 1962. These data are summarized in Table 3. The older fish in the data for the 1960 season were not separated into more than one age group, as these fish represent year classes which are not pertinent to the present study, and it is necessary only to separate them from the fish of the 1959 year class. Data from fish collected in all parts of the Gulf of Panama were employed, since the length-frequency distributions of fish from different locations within the Gulf do not differ conspicuously from one another.

Bayliff (1965a) determined the length-weight relationships of anchovetas of 76 groups, according to areas, months, age groups, and year classes. These data include fish caught in the 1952, 1953, 1954, and 1955 seasons, which were of normal size, and in the 1962 season, which were unusually large (see above). Therefore the length-weight data of the 1952, 1953, 1954, and 1955 seasons were used to convert the catch data of the 1960 season, while the length-weight data of the 1962 season were used to convert the catch data of the 1961 and 1962 seasons. The length-weight data used in the present study are summarized in Table 4. Insufficient length-weight data, or none at all, were available for some of the groups. In keeping with the findings of Bayliff (1965a), less than 30 fish was considered insufficient. In these instances data from other areas and/or months were added to the data that were available, as indicated in the table.

The procedure has been seemingly inconsistent in that the length-frequency data from different parts of the Gulf of Panama have been combined in all cases, but the length-weight data from different areas have not been combined except when there was a shortage of data. The validity of the practice of combining the length-frequency data of all areas has not been tested statistically, though Bayliff (1964) noted that there was little or no apparent difference in the size of the fish from area to area. Since it is important to have as many length-frequency data as possible (as evident in the work of Howard and Landa [1958] and Bayliff [1964] by the variability of the length frequencies when few samples were available), the practice of combining the data for all areas was continued. Bayliff (1965a) tested the length-weight relationships of fish of different areas against one another by analysis of covariance and found significant differences in the majority of cases. There is no advantage to combining the data of different areas unless the samples consist of less than about 30 fish, so they are not combined in this report except in such cases.

Table 5 shows the estimates of the catches in numbers of fish of the 1959 and 1960 year classes in the Isla Verde area in the 1960, 1961, and 1962 seasons. The variances of these estimates have not been calculated

because of the difficulties brought about by the method of estimating the weights of the samples. This is not important, however, as the errors in estimating the numbers of fish in the catches are minor compared to those in estimating the other parameters.

In a few instances it was necessary to know the catch in numbers of fish in the Panamá Viejo area. In such cases it was assumed that the size composition and the length-weight relationship were the same in that area as in the Isla Verde area during the same month. The numbers of fish of each age group in the catch of the Panamá Viejo area in each month were then estimated by the formula:

$$N_{jPV} = \left(\frac{W_{PV}}{W_{IV}} \right) N_{jIV} \quad (3)$$

where

N_{jPV} = number of fish of age group j in the catch of the Panamá Viejo area,

W_{PV} = weight of the catch in the Panamá Viejo area,

W_{IV} = weight of the catch in the Isla Verde area, and

N_{jIV} = number of fish of age group j in the catch of the Isla Verde area.

Table 6 shows the estimates of the catches in numbers of fish of the 1959 and 1960 year classes in the Panamá Viejo area in the 1960, 1961, and 1962 seasons.

Tag returns

In this report the tagging terminology of the International Commission for the Northwest Atlantic Fisheries (Anonymous, 1961b: 46-47) is followed. The definitions are as follows:

"releases: the (number of) fish tagged and released;

recaptures: the (number of) tagged fish caught;

recoveries: the (number of) tagged fish detected, by fishermen or in any other way;

reports: the (number of) tagged fish concerning which any information reaches the tagging organization sufficient to establish that they have been recovered;

returns: the (number of) reported tagged fish or tags which are eventually returned to the tagging organization, or the existence of which is fully authenticated."

The cleaning of the magnets was begun as soon as the first tagging experiment was initiated in June 1960. The magnet was removed from

the Isla Taboga plant from July 8 through August 8, 1960, and on a number of occasions fish were discarded instead of being processed, due to malfunctioning of the machinery in the reduction plants. The cleaning of the magnets continued until March 6, 1963, while the 1962 season ended on March 17, 1963. Thus the coverage was nearly complete for the 1960, 1961, and 1962 seasons.

Tables 7 and 8 list the returns of the tags. The data recorded on the bags of material cleaned from the magnets and the statistics supplied by the reduction plants were used to select the areas and dates where and when the fish bearing the tags were most likely to have been caught. When the two sources of data disagreed, the statistics supplied by the reduction plants were assumed to be the correct data unless information to the contrary was available. In most cases the data were not critical with regard to area, for almost all the fishing took place in the Isla Verde area, nor were they critical with regard to date caught, for not all the tags reach the magnet the same day the fish bearing the tags are processed (Tables 33 through 37).

Because some fishing took place in the Panamá Viejo area, as well as in the Isla Verde area, and because it often took the tags 1 or more days to reach the magnets, it was not possible to determine positively the area from which the fish bearing each tag was caught. It is apparent from the much lower returns of Panamá Viejo tags that few of the fish from this area migrated to the Isla Verde area. Therefore, if a Panamá Viejo tag was returned within a few days after fish caught in the Panamá Viejo area were processed, it seems likely that the fish bearing that tag had been caught in the Panamá Viejo area. Of the eight Panamá Viejo tags considered to have come from fish caught in that area, seven were returned from the first cleaning and one from the second cleaning after fish caught in the Panamá Viejo area were processed. One Rio Pacora tag, returned from the third cleaning after the processing of fish caught in the Panamá Viejo area, was also considered to have come from a fish caught in that area. All of the 35 Panamá Viejo tags that were considered to have come from fish that migrated to the Isla Verde area were returned after not less than 20 cleanings of the magnet had been made since fish caught in the Panamá Viejo area had been processed.

The amount of fishing that was conducted in the Panamá Viejo area was adequate to demonstrate also that few Isla Verde fish migrated to the Panamá Viejo area. Only 10 Isla Verde tags were found in cleanings of the magnet immediately following the processing of fish caught in the Panamá Viejo area. In seven of these cases the fish processed immediately before were caught in the Isla Verde area, so the tags were considered to have come from fish caught there. The other three were returned from the cleanings after the fifth or sixth consecutive batches of fish from the Panamá Viejo area were processed, and so were considered to have come from fish that migrated to the Panamá Viejo area.

DISCUSSION

Migrations

Fish tagged in 1960

Table 7 shows the areas where the fish bearing the tags applied in 1960 were most likely to have been caught. Table 9 lists the returns of the tags from the fish tagged in the Isla Verde and Panamá Viejo areas in 1960, along with the catches of fish in these areas. The returns during the season of tagging were almost exclusively in the area of tagging. During the following seasons there appears to have been more interchange of fish, but obviously the intermixing was by no means complete.

Simpson (1959) found that during the 1956 and 1957 seasons the occurrence of anchoveta eggs in the Gulf of Panama was restricted mostly to the area between Panamá Viejo and Isla Majé, and concluded that most of the spawning takes place in that region. Assuming that the situation is the same every year, it is likely that the fish from the areas outside the spawning area converge on that area in November and December. After the spawning period is over some of the fish apparently return to the other areas, for fish in their second and/or third years of life have been observed in the Bahia San Miguel and Isla Verde areas. If most of the Isla Verde fish migrated to the area between Panamá Viejo and Isla Majé to spawn in 1960, as they apparently did in 1956 and 1957, then after the spawning period the Isla Verde area must have been repopulated chiefly with fish that had resided in that area before spawning. The ability to return to the areas from whence they have come when other apparently suitable areas are available is not unknown in marine fish, for Saila (1962) reported that winter flounders, *Pseudopleuronectes americanus*, when transported to another area and tagged and released there, tended to return to the area of capture. On the other hand, however, it may be that Simpson's (1959) findings do not apply in the years considered in the present study, and that most of the Isla Verde fish remained in that area to spawn in 1960. Whatever the mechanisms involved, the net effect is that there is very little mixing among the fish from the different areas for which sufficient data are available, except possibly in the spawning area during the spawning period, and most of the mixing that is detected does not become apparent until after the spawning period.

Table 10 shows that all but three of the returns from the Isla Verde area of fish tagged in other areas in 1960 took place after May 1961. Fifteen tags from the 1960 Isla Verde experiments were returned from that area in April and May 1961, which compares favorably with the returns of those tags in the following months, so lack of 1959-year class fish in the catches of those months was not responsible for the lack of 1960 tags from other areas in the catches. Therefore it appears that there was a migration of older fish from other areas to the Isla Verde area in late May or early June. The returns in the Isla Verde area of fish from other areas and from the Isla Verde area were in about the same ratio to one another

from June until the end of the season, which indicates that the migration took place over a short span of time, for if fish from the other areas had continued to migrate to the Isla Verde area until the end of the season the proportion of non-Isla Verde tags would have gradually increased.

Fish tagged in 1961

Table 8 shows the areas where the fish bearing the 1961 tags were most likely to have been caught. Except for the fish tagged in the Bahia Parita area, there was little intermixing of the fish from the different areas, particularly before the spawning period, as was the case with the fish tagged in 1960.

Many of the returns of tags from the fish which moved to other areas were made in the season of tagging (Table 11), which is in contrast to what occurred with the 1960 tags. Excluding the Bahia Parita tags, which will be dealt with later, all but three of the returns of tags from other areas were made after spawning, considering this to have occurred on December 1. (The two returns of Isla Verde tags made in the Panamá Viejo area, not shown in Table 11, were made in January 1962.) The greater number of returns of tags from other areas in the Isla Verde area after June 1962 appears to indicate a migration of older fish from other areas to the Isla Verde area in late June or early July, as was shown to have apparently been the case at about the same time in 1961.

The fish tagged in the Bahia Parita area apparently represent a special case. More 1961 tags from this area than from any other outside the Isla Verde area were returned. This might have been due to higher survival of these fish, but this is doubtful, for the tagging and handling mortalities were high in all the other areas in 1961, as far as can be ascertained. The first return of one of these tags was made after only 31 days, and 17 of the 25 returns were made before December 1, 1961. Evidently there is a much freer migration from the Bahía Parita area to the Isla Verde area than from the other areas to the Isla Verde area, and perhaps the Isla Verde fish also migrate more freely to the Bahia Parita area than to other areas. The fishermen state that the anchovetas caught to the southwest of Punta Chame are migrating rather than residing there, and the results of the tagging experiments support this view. It is noteworthy that the mixing should be so great, considering the expanse of sandy bottom, apparently an unsuitable habitat, which separates the two areas.

Age

Howard and Landa (1958) used length-frequency data to study the age and growth of the anchoveta. They found one dominant distinct mode, corresponding to fish in their first year of life, plus one or two indistinct modes of larger fish. It was not possible to determine from their data whether the larger fish were in their second year of life, or were a mixture of fish in their second and later years of life.

Eight tags from fish tagged during the 1960 season were returned during the 1962 season. The dates of return were March 12, April 13-14, August 3, September 13-14, September 30, and November 22, 1962, and January 17 and 19, 1963. Thus these fish were about 27 to 38 months old when caught, assuming that they were in their first year of life when they were tagged. Eight other 1960 tags were returned in December 1961 and January 1962; these fish also were more than 24 months old, but were caught before the 1961 year class had entered the fishery.

Schooling behavior

The stability of fish schools has been very little studied. Parr (1927: 2) stated that "apparently permanent" schools are formed by pelagic fishes such as mackerel, sprat, and herring, while "fishes living and feeding at the bottom or along the shores" form temporary schools which "may be due to different causes, as for instance simply that similar needs or fears make the fishes swim in similar directions." Merriman (1941) observed that several members of a group of young striped bass, *Morone saxatilis*, tagged at the same time and place were sometimes recaptured together some distance from the tagging location. Jensen (1953), on the other hand, remarked on the instability of schools of adult silver salmon, *Oncorhynchus kisutch*.

Virtually nothing is known of the schooling habits of the anchoveta. The normal habitat of the adults is shallow, turbid water, often with strong swells and/or currents. Within this habitat are locations of greater and lesser concentrations of fish, which shift from day to day. The fishermen detect the presence of greater concentrations by the actions of predatory birds, "flipping" of the fish, and the slightly greater turbidity of the water. Distinct schools are not observed. When tagged fish were released together, a discrete school was sometimes in evidence for a few minutes, but was never observed to remain in the immediate vicinity of the tagging vessel for a significant amount of time. Bayliff (1963) observed a small school of adults that apparently retained its integrity in deep, clear water for at least 24 hours, but these were fish isolated in an abnormal habitat, and could not have broken away from the original school to join other schools because no other anchovetas were present in the area. The catch per purse-seine set of anchovetas is rather consistent, usually ranging from about 2 to 10 tons. This is in sharp contrast to the catch per purse-seine set for such species as tuna and herring, where it may range from 0 to more than 100 tons. All this tends to lead to the conclusion that the schooling of adult anchovetas is not strongly developed, and that the schools, if they may be called such, probably break up and reform rather rapidly.

When tagged anchovetas were released in schools in an area where fishing was being conducted it would seem that, if the schools did not break up extremely rapidly, sometimes all or substantial portions of a release of tagged fish would be caught in a single set of a net made shortly

after the fish were released. In 1960 tags from 10 different releases were returned when fish caught on the day of that release or the following day were processed. The greatest number of tags from a single release found in a single cleaning of a magnet was 11 (out of 781 fish released on September 20, 1960, at 11:15 a.m.). The fish processed immediately before this cleaning were caught by two boats which made a total of nine sets that day, so the 11 fish were not necessarily all caught in a single set of a net. Fifty-one additional tags from this release were returned later. Tags from 29 different releases in 1961 were returned when fish caught on the day of tagging or the following day were processed, but no more than three tags from a single release were returned in any one cleaning. This is strong evidence that the schools of tagged fish broke up extremely rapidly, and it seems likely that the schools of untagged fish would also break up and reform at a rapid rate.

On the other hand, it might be surmised that the tagged anchovetas mixed randomly with very large, nearly permanent schools of fish and that only small portions of these schools, and hence only small portions of the tagged fish, were caught in a single set of a net. If such were the case, however, it would seem that there would also be some smaller schools of fish, and at least once the tagged fish would have combined with one of these schools and all, or nearly all, of the tagged fish would have been caught in a single set of a net.

It is also possible that fishing may break up the schools of fish, which otherwise would remain intact almost indefinitely. If such is the case the tagging data provide no information on the stability of the schools.

Extraneous factors affecting the returns of the tags

The percentages of returns of the tags were influenced by the areas where the fish were tagged, the time of year at which the tagging took place, and the amount of fishing effort that took place after tagging. These variations are intrinsically related to the problems being investigated, and form the basis for many of the answers that are derived.

The variations considered in this section are extraneous ones caused by the following factors: (1) failure of the tagged fish to mix randomly with the untagged ones and failure of the fishery to remove proportionate amounts of fish from the different parts of the tagging and recapture area; (2) mortalities of tagged fish due to tagging and handling; (3) losses of tags from the fish by shedding; (4) losses of tags through migration; (5) losses of tags in the reduction plants. It is necessary to study these extraneous variations in order to evaluate the results of the investigation and to plan future studies.

When the fish were tagged detailed records were kept as to their size and condition and all aspects of their handling and treatment. The basic unit for these studies is the "batch," which is a group of fish taken from the same source, subjected to the same treatment, tagged by the same

tagger, and released at the same time. A group of fish released at the same time, normally two batches, since two taggers usually worked simultaneously, is termed a "release." A series of releases made in the same area on one day or on consecutive days is termed an "experiment," each of which was accomplished on a separate "tagging trip."

Tables 12 through 24 show the catches of fish of the 1959 and 1960 year classes, the numbers of returns of tags applied to fish in their first year of life, and the "return indices" for certain selected periods of time for each experiment initiated in the Isla Verde area. The return indices were calculated by the formula:

$$I_{ij} = \frac{R_{ij}}{C_j M_i} \times 10^{12} \quad (4)$$

where

- I_{ij} = return index for Experiment i for the time interval j ,
- R_{ij} = number of tags from Experiment i returned during time interval j ,
- C_j = number of fish of the year class in question caught during time interval j , and
- M_i = number of fish tagged for Experiment i .

The return indices are directly proportional to the numbers of tag returns, corrected for the numbers of fish tagged and the catches of fish made during the appropriate intervals. This calculation is similar to the Peterson method for estimating population size, especially in that to avoid error the population must be closed, i.e. there must be no recruitment and no migration of untagged fish into the area or of tagged or untagged fish out of the area.

The following time intervals are employed: Period 1, first day of the tagging trip and the following 30 days; Period 2, end of Period 1 to the end of the season of tagging; Period 3, first season after tagging; Period 4, second season after tagging (for fish tagged in 1960 only). Period 1 is subdivided into the following periods: 1a, 1st day of the tagging trip and the following 5 days; 1b, 6th through 10th days after the 1st day of the trip; 1c, 11th through 15th days after the 1st day of the trip; . . . 1f, 26th through 30th days after the 1st day of the trip.

Bayliff and Klima (1962) demonstrated with live-box experiments that all, or virtually all, of the shedding of the tags takes place during the first month after tagging, and that most of the mortality due to tagging and handling occurs during the first 3 days after tagging. Data for determination of the pattern of shedding within the first month are not available. Since shedding is apparently the result of infection and enlargement of the slits where the tags are inserted, its progress with time can most logically be represented by a symmetrical sigmoid curve with its inflection at the middle of the period. Ignoring for the time being other factors that would affect the return indices, such as migration and dif-

ferences in the availability and/or vulnerability of the tagged fish, it would be expected that the return indices would be highest shortly after tagging, before appreciable shedding had taken place and before all the fish that would die from the effects of tagging and handling had done so. (The terms "abundance," "availability," and "vulnerability" are used in this report with the same connotations employed by Ahlstrom [1960]. He defined abundance as a measure of the numbers of a species of fish of catchable size throughout its range, availability as a measure of the numbers within the range of the fishery, and vulnerability as a measure of the degree of ease with which they can be captured.) The return indices would be expected to be somewhat lower about 4 days after tagging, when most of the mortality due to tagging and handling had already taken place, and then to decrease gradually for about 3 to 4 weeks as some of the fish shed their tags.

The shedding of the tags inserted anteriorly into the body cavity of the fish of the live-box experiments amounted to 33.2 per cent (Table 31). If there was no mortality due to tagging and handling, and if the return index immediately after tagging was 1.000, the relative indices in the subsequent periods would be as follows: Period 1, 0.834 (average for the entire period); Periods 2, 3, and 4, 0.668 (Figure 2A). If there was mortality due to tagging and handling during Period 1a the relative indices during the following periods would be lower (Figure 2B).

Uneven dispersal of the tagged fish and the fishing effort

Tables 12 through 18 and Figure 3 show the return indices for the 1960 experiments conducted in the Isla Verde area. Superimposed upon the graphs are replicas of Figure 2A, the weighted average return indices for Periods 2, 3, and 4 being employed as bases. It is apparent that in some cases the data do not conform well to either of the hypothetical situations illustrated in Figure 2. The principal exceptions are the data for the experiments of September 20-21 and September 29-30, where the return indices during Periods 2, 3, and 4 were lower than would be expected from the return indices for these experiments during Period 1. The deviations could be caused by one or a combination of the following factors: (1) mortality due to tagging and handling which extended beyond Period 1a; (2) shedding rates which varied considerably from experiment to experiment and in two cases considerably exceeded 0.332; (3) migration of a considerable portion of the tagged fish from the Isla Verde area; (4) uneven dispersal of the tagged fish and the fishing effort in the tagging and recovery area.

It is unlikely that the mortality or shedding patterns of the fish that were released after tagging differed markedly from those of the fish of the previously described live-box experiments, so the first two possibilities are discounted. Migration of tagged fish from the Isla Verde area is not likely to have caused the deviations, for data presented previously demonstrate

that there is relatively little migration of fish among the various areas, particularly during the season of tagging.

It is apparent that the tagged fish had not mixed randomly with the untagged ones and that the fishery did not remove proportionate amounts of fish from all parts of the tagging and recovery area. This is evident from the irregular temporal progression of the return indices, particularly for the experiments of August 4-6 (Periods 1a and 1b) and September 20-21 (Period 1). It is evident also in many cases from the wide differences between the return indices at the two reduction plants for the same experiment during the same period (Tables 12 through 18). During the period from September 29 through October 5, for instance, which corresponds to Period 1c for the experiment of September 20-21 and Period 1a for the experiment of September 29-30, it appears that the boats of the Isla Taboga plant fished closer to the center of concentration of tagged fish than did the boats of the Puerto Caimito plant. In general, the return indices were higher at the Puerto Caimito plant during June, July, and January and at the Isla Taboga plant during August, September, and October. The fact that the return indices were higher in October at one plant than at the other for the experiments of August indicates rather slow dispersal of the tagged fish in the tagging and recovery area. This is somewhat surprising, since it has been inferred that the schools of tagged fish break up and reform in other schools rather rapidly. It is particularly noteworthy that the return indices for January indicate uneven dispersal of the tagged fish for it is presumed, as stated earlier, that most of the fish migrated from the Isla Verde area to the area from Panamá Viejo to Isla Majé to spawn in November and December, and then returned to the Isla Verde area, where some of them were caught. It is possible, however, that this paradox is due to an error in the statistics, such as attributing some of the fish landed at the Isla Taboga plant to the Isla Verde area when actually they were caught in the Panamá Viejo area. It is also possible that the Isla Verde fish spawned in that area, instead of in the area from Panamá Viejo to Isla Majé, in 1960, or that there exists a homing tendency which causes certain fish to prefer certain localities within the Isla Verde area. It is noteworthy that the return data for both reduction plants combined for the experiments of August 10-12 (Figure 3) match the hypothetical situation shown in Figure 2B rather well. This is purely coincidence, however, since the data for neither plant alone fit the hypothetical situation (Table 15).

The most conspicuous feature of the 1961 data (Tables 19 through 24 and Figure 4) is the precipitous decline of the return indices during Period 1. This decline is believed to be due mostly to mortality resulting from tagging and handling, while the irregularities are again considered to be caused by uneven dispersal of the tagged fish and the fishing effort in the tagging and recapture area.

For neither the 1960 nor the 1961 data was there a downward trend

in the return indices for the different months during Period 2, and the return indices for each experiment for Periods 2, 3, and 4 were about the same, indicating that there was little or no differential loss of tagged fish due to mortality caused by tagging and handling, shedding, or migration after Period 1. The irregularities which were present were probably due to stochastic variation, with uneven dispersal of the tagged fish and the fishing effort possibly being an additional factor.

Mortality due to tagging and handling

The mortality due to tagging and handling in a given experiment could theoretically be calculated by comparing the return index immediately after tagging, before any of the fish which were destined to die from the effects of tagging and handling had done so, with the return indices for Periods 2, 3, and 4 (correcting for the losses of tags due to shedding, of course). In the hypothetical situation depicted in Figure 2B the return index immediately after tagging would be 1.000, while that for Periods 2, 3, and 4 would be 0.499 after the original figure of 0.333 was multiplied by 1.497 to correct for the loss of 0.332 of the tags by shedding. Hence it would be calculated that half of the tagged fish were lost through mortality caused by tagging and handling.

For this method to have practical application, however, it would be necessary for the tagged fish to mix randomly with the untagged ones in the tagging and recovery area within a few hours after tagging or for the fishery to take proportionate amounts of fish from all parts of the tagging and recovery area within a few hours after tagging. It has been previously shown that neither of these conditions was met.

Accordingly, the mortality due to tagging and handling must be estimated by other means. As a first step, it is necessary to examine in detail some of the factors involved in these mortalities.

Variations between years tagged

The returns were much higher for the fish tagged in 1960 than for those tagged in 1961 (Tables 12-24). The lower returns of the 1961 tags are due to one or a combination of the following extraneous factors: (1) greater shedding of the tags by the fish tagged in 1961; (2) greater migration out of the Isla Verde area by the fish tagged in 1961; (3) greater mortality of the fish tagged in 1961 due to tagging and handling.

It is doubtful that the shedding differed greatly between 1960 and 1961, or at least that the differences were of sufficient magnitude to account for the discrepancy between the return indices of the fish of the 1960 and 1961 taggings. Bayliff and Klima (1962) showed that the shedding probably does not begin until about 1 week after tagging. Since the return indices of the 1961 tags were low even during Period 1a (Tables 19 through 24), it appears unlikely that differential shedding was an important factor in the lower returns of the 1961 tags.

Data presented previously demonstrate that there is apparently little migration of fish among the various areas, so it is extremely unlikely that the lower returns of the 1961 tags could be caused by migration of the tagged fish from the fishing area. Even if the fish tagged in 1961 did leave the Isla Verde area, the exodus probably would not have been accomplished immediately, so the return indices for the periods shortly after tagging should have been about the same as those of 1960. This was not the case, as shown by Tables 12 through 24.

This leaves differential mortality due to tagging and handling as the most likely cause of the difference in the return indices for the two years. This seems to be by far the most reasonable explanation, for great differences in the survival of different groups of fish were recorded in the live-box experiments. It was shown also in those experiments that most of the mortality occurred very shortly after handling, which is compatible with the fact that the return indices for the 1961 experiments were low even during Period 1a.

Schaefer, Chatwin, and Broadhead (1961) observed that in most cases there was an inverse relationship between the returns of tagged yellowfin and skipjack tuna, *Thunnus albacares* and *Katsuwonus pelamis*, and the sea-surface temperatures at the times of tagging. Vrooman, Paloma, and Jordán (1966) attributed the lower survivals of northern anchovies, *Engraulis mordax*, in one group of live-box experiments to higher water temperatures. The average sea-surface temperatures at Balboa, Canal Zone, during the months of tagging were as follows (data from Panama Canal Company):

	1960	1961
May	—	81.8°F
June	84.3°F	82.3
July	83.2	82.2
August	83.9	82.9
September	83.7	—

The temperatures were slightly lower in 1961, which might be taken to indicate that in this case lower temperatures caused higher mortality of the tagged fish. However the highest returns of tags from the 1961 experiments resulted from those of May, when the temperature was the lowest. Therefore it is doubtful that the temperature was an important factor in the heavy mortality of 1961.

Variations within the same year

The return indices for one experiment of 1960, that of July 12-13, were conspicuously lower than those of any of the other experiments of that year (Tables 12 through 18). It seems most likely that these fish experienced heavy mortality due to tagging and handling, in view of the great differences in the mortality of different groups of fish confined in live

boxes (Bayliff and Klima, 1962). The other possibilities, that these fish shed their tags at a much greater rate than the others or that they migrated from the area, are remote for the reasons given in the preceding section.

The return indices tended to be higher for the experiments initiated later in 1960. The reason for this is discussed in detail in a later section of this report.

The return indices were considerably lower for the 1961 experiments initiated later in the season (Tables 19 through 24). Here it appears most likely that differential mortality due to tagging and handling, rather than greater shedding of the tags or greater migration out of the area by the fish tagged later in the season, is responsible for the differences. It was found in the live-box experiments that the mortality tended to be higher, but the shedding lower, in experiments conducted later in the season. The net result was a greater loss of tagged fish later in the season because the increase in tag retention was not enough to compensate for the heavier mortality of the tagged fish.

Variations among taggers

The percentages of return of the tags applied by the various taggers indicate differences in their levels of skill (Tables 25 and 26). These differences were so great, except in the cases where the numbers of returns were small, that statistical tests are not needed to demonstrate their significance.

The differences in the return rates could be caused by differences in the mortality, the shedding, or both. The live-box experiments show that most of the mortality due to tagging and handling occurred very shortly after tagging. Practically all the shedding in these experiments occurred within 1 month after tagging, but very few of the fish that died during the first few days after tagging had lost their tags. Thus if the lower returns of the tags applied by the less skillful taggers were due mostly to shedding the returns during Period 1a would be about equal for the different taggers. On the other hand, if the differences were due mostly to mortality from tagging and handling the ratios of returns of tags of the less skillful taggers to those of the more skillful ones would be about the same during Period 1a as during all the periods combined. Tables 25 and 26 show also the returns of tags applied by the various taggers during Period 1a. A Chi-square contingency test to evaluate the hypothesis that the distribution of the returns during Period 1a and during the periods after Period 1a of the tags applied by the different taggers did not differ from the distribution of all the returns combined was made for the data for each year. The results are as follows:

Year tagged	Chi-square value	Degrees of freedom	Probability
1960	4.615	2	0.10-0.05
1961	4.338	4	0.50-0.25

Thus the hypothesis that the distributions of the returns were the same during the different periods is not rejected at the 5-per cent level. There is, therefore, no evidence that the shedding rates of the tags from the fish tagged by the various taggers differed, so it must be concluded that the mortality rates were different.

Variations associated with the size of the fish

It has been observed by tuna fishermen that smaller anchovetas usually survive better in the bait wells of their boats than do larger ones. Bayliff and Klima (1962) encountered almost 100-per cent mortality among a group of older anchovetas in a live-box experiment. For this reason it was suspected that the older fish would be more likely than the young-of-the-year to die from the effects of tagging and handling. Further, even if there were no differential mortality from tagging and handling, it seemed likely that the natural mortality of the older fish would be so high that the tag returns would be relatively small. (It is customary to assume that the natural mortality rate is the same for all ages of fish of a particular species after they have reached the age of recruitment into the fishery, but there is evidence, which will be presented later, that the natural mortality rate of anchovetas is higher among the older fish.) The older fish are distinguishable from the young-of-the-year by their greater size, so none of these were tagged in 1960 except in the few cases when older fish were plentiful and young-of-the-year were so scarce that they could be tagged faster than they could be caught. This was never the case for the Isla Verde area. In 1961 some of the older fish were tagged in the Isla Verde area, using separate series of tags so that the returns would be distinguishable from those of the young-of-the-year. The results were as follows:

Date	Age	Number tagged	Number returned	Per cent returned
24 May	young-of-the-year	3,247	41	1.263
	older	171	13	7.602
15 June	young-of-the-year	2,288	4	0.175
	older	399	2	0.501
11 August	young-of-the-year	3,655	8	0.219
	older	98	0	0.000
Total	young-of-the-year	9,190	53	0.577
	older	668	15	2.246

These results are contrary to what was expected. This was perhaps due to the older fish having been particularly vulnerable to the fishing gear, but how this would transpire is not known. It is also possible that most of

the young-of-the-year shed their tags, while most of the older fish retained theirs, but it has already been pointed out that the range of variation in the rate of shedding is relatively small. It is also possible that a considerably greater proportion of the young-of-the-year than of the older fish migrated out of the area after they were tagged, but it has been shown that the interchange of fish between areas is small. The difference in returns seems most likely to have been due to greater tagging and handling mortality suffered by the young-of-the-year. It is noteworthy that the older fish were mostly or entirely of the 1959 year class, the members of which produced higher returns when tagged in 1960 as young-of-the-year.

The returns of the tags from the older fish were all made during the months of May through September 1961, their numbers probably having been so decimated by natural mortality that no more returns were made after that period. Of the tags put on the young-of-the-year on May 24, 32 (0.986 per cent) were returned during this period. If it is assumed that the older fish and the young-of-the-year were equally vulnerable to the fishery and that their natural mortality and shedding rates were equal during the period of May through September, then the mortality of the young-of-the-year due to tagging and handling must have been in the neighborhood of $7.602/0.986$ or 7.710 times as high as that of the older fish. If there were no mortality of the older fish due to tagging and handling, the mortality of the young-of-the-year would have been about 83 per cent; if there were tagging and handling mortality of the older fish, then the mortality of the young-of-the-year from that source would, of course, have been even higher.

Variations associated with the time of confinement

Tables 27 and 28 list the numbers and percentages of the returns resulting from the first and last releases of each day. Two releases are sometimes combined in the tables because in some instances fish tagged with the same series of tags were released at different times. In most cases the returns from the first releases of the day were higher than those from subsequent releases. A similar phenomenon was observed by Clark and Janssen (1945) for the California sardine, *Sardinops caeruleus*. This was probably because the fish released later in the day had been confined longer, on the average, than the fish of the first releases. It was observed that the anchovetas held longer periods of time in the holding pens were less lively, lost much of their slime, and tended to become hemorrhaged on their fins, skin, operculi, and lower jaws, particularly when the current was strong. Efforts were made to catch fish in small numbers throughout the day so that most of the fish would not be confined too long, but this was not always possible due to scarcity of fish, bad weather, etc. The dates when the returns of the fish from the last releases were almost as high as those of the fish from the first releases were the dates when the efforts to bring in small numbers of fish throughout the day were the most successful and when the current was not strong.

Variations associated with the condition of the fish

At the time of tagging records were made as to the condition of the fish, as indicated by their liveliness, sliminess, and the amount, if any, of hemorrhaging on their fins, skin, operculi, and lower jaws. Little relationship was observed between their condition and the numbers of returns, except that the condition of the fish worsened the longer they were held in confinement and, as stated in the previous section, the returns from fish confined for longer periods of time were lower. The fish tagged on August 4, 1960, which were obtained from a purse-seine boat and probably handled more roughly than usual, were recorded as being large (but not older than young-of-the-year) and in rather poor condition. The returns of the tags from these fish were lower than those from the fish tagged on the two following days, which were in better condition (Table 27). For the experiment of July 12-13, 1960, which produced very low returns for both days of tagging (Table 27), the fish were recorded as having been in "bad" condition with very little slime and much hemorrhaging on July 12, but in "very good" condition with plenty of slime and no hemorrhaging on July 13.

Variations associated with the use of antibiotics, buffer, and anesthetic

Bayliff and Klima (1962) tested the effects of the use of antibiotics on tagged fish in live boxes and concluded that it had no effect on their survival, but might have decreased the shedding of the tags by about 25 per cent. Antibiotics were used in most of the 1960 experiments, but were not employed in most of those of 1961, so it might be inferred that the use of antibiotics was responsible for the much higher returns of the 1960 tags. However the magnitude of the difference between the returns of the two years was much greater than would be expected from the results of the live-box experiments.

The instances when the standard antibiotic treatment, described previously, was not used for fish tagged in the Isla Verde area in 1960 provide further opportunities to evaluate the effects of the use of antibiotics. The fish released on August 4, 1960, were the only ones of that year which received no antibiotic treatment at all. The practice of dipping the scalpel blades in antibiotic mixture ceased after August 12. On September 21 no antibiotics were used in the bowls where the tags were kept, and on September 29-30 only terramycin was used in the bowls.

No penicillin was used after September 20, and yet the returns from the releases of September 21 and September 29-30 were high (Table 25), so there is no indication that the use of penicillin had any effect on the tag returns. August 4 was the only date when no terramycin was used. The returns of tags from the fish released on that date were low (Table 27), so this could indicate that the use of terramycin prevented mortality or shedding. It has been noted previously, however, that the fish tagged on that date were in poor condition and probably handled more roughly than usual.

In 1961 the only use of antibiotics was terramycin in the anesthetic solutions on May 8-11. The return indices from this experiment were much lower than those of all but one of the experiments of 1960, and about the same as those from the experiment of May 22-26 (Table 28). Thus there is little evidence that the use of terramycin affected the rates of return of the tags.

The buffer and citric acid were used on the recommendation of McFarland and Norris (1958), the former for pH control and the latter to reduce the alkalinity of the water caused by the use of the buffer. The buffer treatment was used only in 1961, so it might be inferred that this was the cause of the lower returns of tags from the fish tagged in that year. A few of the fish tagged in 1961 were not treated with buffer, however, and the results were as follows:

Date	Treatment	Number tagged	Number returned	Per cent returned
20 July	buffer	1,197	8	0.668
	no buffer	1,394	0	0.000
21 July	buffer	300	0	0.000
	no buffer	300	1	0.333
Total	buffer	1,497	8	0.534
	no buffer	1,694	1	0.059

No statistical test can be made of these data because almost all of the fish treated with buffer were tagged by Tagger No. 1, and almost all of those not treated with buffer were tagged by Tagger No. 5. Tagger No. 1 was the more skillful tagger (Table 26), so this could account for the higher returns of the tags from the fish treated with buffer. The buffer treatment was apparently not harmful, however, for the returns of the fish treated with buffer were about nine times as high as those of the untreated fish, while Tagger No. 1 was only about twice as effective as Tagger No. 5 during the tagging trip of July 19-21. Tests of the effects of the use of buffer could best be performed in live boxes.

MS 222 was found not to be harmful to the fish in the live-box experiments, and its use facilitated their handling. It was used for all the experiments of both 1960 and 1961, so the returns of tags from anesthetized and unanesthetized fish cannot be compared.

Variations associated with other factors

Rough weather and/or strong currents probably tended to reduce the survival of the fish due to stresses to which they were exposed in the holding pens. When such conditions prevailed the releases were made at more frequent intervals.

On several occasions, none of these in the Isla Verde area, predatory fish were observed to attack the anchovetas immediately after they were

released. In some cases the numbers of tagged fish were believed to have been greatly reduced in this manner. It is unlikely, however, that predators habitually accumulated in the vicinity of the tagging vessel during the day, for the practice of holding the anchovetas and releasing them in large groups instead of singly would probably prevent this. Live-bait fishing with hand lines was usually conducted while the tagging was in progress, and the results of this fishing gave no indication of increases in the numbers of predators near the tagging vessel as the day progressed.

As shown previously (Tables 27 and 28), the returns of the tags from fish released earlier in the day were usually greater than those from fish released later. This was probably because the fish released earlier in the day were in better condition because they had been confined shorter periods of time. It is possible, however, that the survival was related to some natural diurnal occurrence, such as predation.

The solutions in which the fish were immersed before tagging gradually became fouled with slime, scales, and excrement. To counteract this the water was aerated at intervals of about 15 minutes and the solutions were changed frequently. In spite of these precautions the solutions may have affected the fish adversely, the effects becoming more pronounced as the solutions grew older. It is not possible to test this from the data available, however, for the solutions were nearly always changed when the fish were released, so that each release contained a mixture of fish exposed to solutions of different ages. Such tests could be performed much more easily with live-box experiments.

Estimation of the mortality due to tagging and handling

The mortality due to tagging and handling of the fish of a particular experiment could be evaluated by holding a portion of the tagged fish in live boxes for several days instead of releasing them. For this evaluation it would be necessary to assume that the actual holding (as distinguished from the tagging and handling) of the fish neither decreased nor increased their survival. The live-box experiments of Bayliff and Klima (1962) were not performed to evaluate the mortality due to tagging and handling of the fish of specific experiments. However their data are useful for evaluating the mortality for the fish of the experiment of July 1, 1960. The pertinent data are as follows:

Date	Category	Number at start of experiment	Number died (adjusted)	Per cent died
30 June	control, live boxes	318	109.2	34.3
	tagged, live boxes	636	272.5	42.8
1 July	control, live boxes	700	132	18.9
	tagged, released	383	—	—

All of these fish were caught at Bahia Chorrera. Those that were released were released in that area, while those that were held in the live boxes

were transported to Isla Taboga for that purpose. All the mortality occurring during the first 4 days after each experiment was initiated is considered to have been due to tagging and handling. (A period of 4 days instead of the usual 3 is employed because the mortality due to handling of the fish of the control experiment of July 1 apparently continued for 4 days.)

As a first alternative, tagging and handling could be considered as separate sources of mortality, completely independent of one another (and of fishing and natural mortality). It could be assumed that the mortality due to tagging alone is the same for all groups of fish regardless of their hardiness. From the data of June 30 an estimate of 13.0 per cent can be calculated for the tagging mortality. Thus for the July 1 experiment the mortality due to tagging and handling combined would have been 29.4 per cent.

As a second alternative, still considering the mortality due to tagging and that due to handling to be independent, it could be assumed that harder fish are less likely to succumb from the effects of tagging, as well as handling, than are weaker ones. This alternative is believed to be much more realistic than the first one. If the greater survival of the fish of the control experiment of July 1, as compared to those of the control experiment of June 30, is considered to be due to their having been harder, an estimate of 23.5 per cent can be calculated by simple proportions for the mortality due to both tagging and handling for the fish released on July 1. The mortality due to tagging alone would have been 5.7 per cent.

As a third alternative, it could be considered that the mortality due to tagging and that due to handling were not independent, i.e. that fish handled more frequently or more roughly would be more likely to die from the effects of tagging, as well as those of handling, than would those which were handled less. The fish of June 30 were handled more than those of July 1, which could account for the difference in the survival of the control fish of the two days. In this case the previous estimate of 23.5 per cent for the mortality due to both causes would still be correct.

In future experiments it might be feasible to carry a small live box aboard the tagging vessel for use in evaluating the mortality due to tagging and handling for each experiment. On the first day of each experiment a portion of the fish of the first batch of each tagger could be placed into the live box instead of released. The vessel would then have to remain anchored in the same locality for 3 or 4 days until the mortality due to tagging and handling had practically ceased. Additional fish would be tagged and released during this period, of course.

An entirely different approach can be made to the problem of adjustment for the mortality due to tagging and handling. It has been demonstrated that the returns were usually higher from the first than from the last batch of fish tagged during a day, and also that differences occurred in the percentages of return of fish tagged by different taggers. There-

fore it can be assumed that mortality due to tagging and handling must have occurred at least among all the batches of each day except the first batch tagged by the more skillful tagger. When an experiment included more than one day of tagging and the proportions of returns of tags of the several first batches of the more skillful tagger were significantly different it can be further assumed that mortality due to tagging and handling occurred in all of these but the batch which produced the highest percentage of returns. Table 29 shows the results of the statistical tests of these batches to determine the significance of the differences in their return percentage.

The portion of all the fish of a given experiment, relative to those of the best batch (or batches), that survive the effects of tagging and handling can be estimated by the following procedure. First the portions of returns of tags of all the batches and of the best batch are determined by the formulae:

$$r_{i\cdot} = \frac{R_{i\cdot}}{M_{i\cdot}} \quad (5a)$$

$$r_{ib} = \frac{R_{ib}}{M_{ib}} \quad (5b)$$

where

$r_{i\cdot}$ and r_{ib} = portions of tags returned from all the batches and from the best batch, respectively, of Experiment i ,

$R_{i\cdot}$ and R_{ib} = numbers of returns of tags from all the batches and from the best batch, respectively, of Experiment i , and

$M_{i\cdot}$ and M_{ib} = numbers of fish tagged for all the batches and for the best batch, respectively, of Experiment i .

Then the portion of all the fish, relative to those of the best batch, that survived the effects of tagging and handling is estimated by the formula:

$$s_{it} = \frac{r_{i\cdot}}{r_{ib}} \quad (6)$$

where

s_{it} = portion of all the fish of Experiment i , relative to those of the best batch, that survived the effects of tagging and handling.

The mortality due to tagging and handling of the fish of the best batch of each experiment must be determined. The value of s_{it} for the experiment of July 1 is 0.811 (Table 30), fairly close to the survival estimate of 0.765 obtained independently from the results of live-box experiments initiated on June 30 and July 1. The difference between these two values is obviously not significant, so it is assumed that there was no mortality among the fish of the best batch of this experiment. The values of r_{ib} for all the experiments of 1960 except that of July 12-13 are reasonably close to one another (Table 30), which would be the case if the mortalities due

to tagging and handling of the fish of the best batches were about equal. It is therefore further assumed that there were no mortalities due to tagging and handling among the fish of the best batches of any of these experiments. Thus the values of s_{it} for these experiments are assumed to represent the portions of fish which survived the effects of tagging and handling. However, because it is likely that at least a few fish died even among the best batches, the estimates of the tagging and handling mortality are minimal. It is obvious that the fish of the best batches of the experiment of July 12-13 experienced heavy mortality due to tagging and handling; these cannot be evaluated.

The variance of s_{it} is estimated by the following procedure. First the variances of $R_{i.}$ and R_{ib} are estimated. When $R_{i.}$ or R_{ib} is 50 or less its distribution is approximately Poisson, so $\text{Var}(R_{i.}) = R_{i.}$ or $\text{Var}(R_{ib}) = R_{ib}$. When $R_{i.}$ or R_{ib} is greater than 50 its distribution follows the normal approximation of the binomial, and the variance is estimated by the formulae:

$$\text{Var}(R_{i.}) = M_{i.} \left(\frac{R_{i.}}{M_{i.}} \right) \left(1 - \frac{R_{i.}}{M_{i.}} \right) \quad (7a)$$

$$\text{Var}(R_{ib}) = M_{ib} \left(\frac{R_{ib}}{M_{ib}} \right) \left(1 - \frac{R_{ib}}{M_{ib}} \right) \quad (7b)$$

Then the variances of $r_{i.}$ and r_{ib} are estimated by the formulae:

$$\text{Var}(r_{i.}) = \left(\frac{1}{M_{i.}} \right)^2 \text{Var}(R_{i.}) \quad (8a)$$

$$\text{Var}(r_{ib}) = \left(\frac{1}{M_{ib}} \right)^2 \text{Var}(R_{ib}) \quad (8b)$$

Finally the propagation of error technique (Deming, 1943) is used to estimate the variance of s_{it} , employing the formula:

$$\text{Var}(s_{it}) \approx \left(\frac{\partial s_{it}}{\partial r_{i.}} \right)^2 \text{Var}(r_{i.}) + \left(\frac{\partial s_{it}}{\partial r_{ib}} \right)^2 \text{Var}(r_{ib}) \quad (9a)$$

$$\approx \left(\frac{1}{r_{ib}} \right)^2 \text{Var}(r_{i.}) + \left(-\frac{r_{i.}}{r_{ib}^2} \right)^2 \text{Var}(r_{ib}) \quad (9b)$$

The covariance term is omitted from the above formula, and from all subsequent formulae involving propagation of error. Such omission requires that the random variables be independent. This was not necessarily always the case, and the accuracy of the approximations decreases as the amount of correlation between the variables increases.

Table 30 lists the pertinent tagging and recovery data and the estimates of s_{it} and their variances for the 1960 experiments in the Isla Verde area. Since the mortalities due to tagging and handling for the 1960 ex-

periments other than that of July 1 can be estimated only by this method, it is used in preference to the one given previously.

The mortalities due to tagging and handling of the fish of all the batches of the 1961 experiments were very heavy, so it is not possible to calculate a correction factor to estimate what the tag returns would have been if there had been no mortalities from this source.

Shedding of the tags

Bayliff and Klima (1962) found that all, or virtually all, of the shedding of tags from anchovetas confined in live boxes occurred during the first month after tagging. Therefore the amount of shedding was determined from examination of the fish which survived in the live boxes at least 1 month after tagging. Table 31 lists the results of those experiments in which the tag was inserted anteriorly into the body cavity. The average portion of fish which retained their tags was 0.668, with a variance of 0.015499 (95-per cent confidence limits = 0.643-0.693). This portion will henceforth be symbolized by s_s . It is assumed, in the absence of evidence to the contrary, that when the tagged fish were released instead of held in captivity there occurred about the same amount of shedding with about the same range of variation, and that the shedding took place at about the same time.

Bayliff and Klima (1962) showed that the amount of shedding tended to be less among fish tagged later in the season. Their data were based upon rather small numbers of fish, however, and at any rate may be applicable only to fish held in captivity. It seems best to consider, as a working figure, that 0.668 of the fish of all the experiments that survived 1 month or more after tagging retained their tags.

It will be shown later that the estimates of the total annual mortality rate from age composition data and from tag return data are very close, indicating that the supposition that the shedding of the tags was negligible during Periods 2, 3, and 4 is correct.

Losses of tags from migration

It has been shown previously that there was some migration of fish between areas. This means, of course, losses and gains of tags. It is not possible to measure these, however, since fishing was not conducted in any of the areas but Isla Verde and Panamá Viejo. It could be assumed that the migration from area to area was random, so that the numbers of fish from other areas that migrated to the Isla Verde area would be equal to the numbers of Isla Verde fish that left that area. The numbers of tagged fish entering and leaving the Isla Verde area would not be the same, however, unless the ratio of tagged to untagged fish was the same in all the areas. This was almost certainly not the case, for the tagging effort was concentrated in the Isla Verde area. Thus if the migration between the areas was random the losses of tagged fish from the Isla Verde area would be greater than the gains to that area.

A crude intuitive correction factor to compensate for the loss of Isla Verde tags to another area, for instance the Panamá Viejo area, could be obtained from the ratio of the number of returns in both areas to the number of returns in the Isla Verde area. Employing adjustments to compensate for the unequal amounts of fishing mortality in the two areas, the formula would be:

$$G_i = \frac{\left(\frac{u_{iIV60}}{u_{iPV60}}\right)R_{iPV60} + \left(\frac{u_{iIV61}}{u_{iPV61}}\right)R_{iPV61} + \left(\frac{u_{iIV62}}{u_{iPV62}}\right)R_{iPV62} + R_{iIV}}{R_{iIV}} \quad (10)$$

where

G_i = correction factor for the loss of tags of Experiment i of 1960 in the Isla Verde area to the Panamá Viejo area,

u_{iIV60} , u_{iIV61} , and u_{iIV62} = fishing mortality rates after Period 1 of Experiment i in the Isla Verde area in the 1960, 1961, and 1962 seasons, respectively,

u_{iPV60} , u_{iPV61} , and u_{iPV62} = fishing mortality rates after Period 1 of Experiment i in the Panamá Viejo area in the 1960, 1961, and 1962 seasons, respectively,

R_{iPV60} , R_{iPV61} , and R_{iPV62} = numbers of returns of tags of Experiment i after Period 1 of that experiment in the Panamá Viejo area in the 1960, 1961, and 1962 seasons, respectively, and

R_{iIV} = number of returns of tags of Experiment i after Period 1 of that experiment in the Isla Verde area in all seasons.

This method is not usable, however, because only very small numbers of Isla Verde tags were recovered in the Panamá Viejo area and none in the other areas (Tables 7 and 8).

As an alternative, a correction factor to compensate for the loss of tags to the Isla Verde area from another area, for instance the Panamá Viejo area, can be estimated, and it can be assumed that this correction factor is about the same as that for the loss of Isla Verde tags to the Panamá Viejo area. This correction factor is obtained from the following formula:

$$G_i = \frac{\left(\frac{u_{iPV60}}{u_{iIV60}}\right)R_{iIV60} + \left(\frac{u_{iPV61}}{u_{iIV61}}\right)R_{iIV61} + \left(\frac{u_{iPV62}}{u_{iIV62}}\right)R_{iIV62} + R_{iPV}}{R_{iPV}} \quad (11)$$

where

G_i = correction factor for the loss of tags of Experiment i of 1960 in the Panamá Viejo area to the Isla Verde area,

R_{iIV60} , R_{iIV61} , and R_{iIV62} = numbers of returns of tags of Experiment i after Period 1 of that experiment in the Isla Verde area in the 1960, 1961, and 1962 seasons, respectively, and

R_{iPV} = number of returns of tags of Experiment i after Period 1 of that experiment in the Panamá Viejo area in all seasons.

The fishing mortality, u_i , is the catch divided by the initial population, still considering only Periods 2, 3, and 4. It is estimated later in this report that the population of the Panamá Viejo area was about twice that of the Isla Verde area during the 1960 season. Therefore approximations of the ratios u_{IPV60}/u_{IV60} , u_{IPV61}/u_{IV61} , and u_{IPV62}/u_{IV62} can be obtained by multiplying the ratios of the catches of fish of the year class in question after Period 1, C_{IPV60}/C_{IV60} , etc., each by 0.5.

This gives a specific correction factor for each experiment conducted in the Panamá Viejo area. What is desired, however, is a specific correction factor for each experiment of the Isla Verde area. It is not possible to obtain this, but a single correction factor, presumably applicable to any experiment of the Isla Verde area, can be calculated by employing the total tag returns and the total catches of fish of the year class in question. Little or no error results from this procedure, as very few fish migrated from the Panamá Viejo area to the Isla Verde area in the season of tagging. Since there are few tag returns involved, pooling the data serves to reduce the variance considerably. The revised formula is:

$$G_{60} = \frac{0.5 \left(\frac{C_{PV60}}{C_{IV60}} \right) R_{IV60} + 0.5 \left(\frac{C_{PV61}}{C_{IV61}} \right) R_{IV61} + 0.5 \left(\frac{C_{PV62}}{C_{IV62}} \right) R_{IV62} + R_{PV}}{R_{PV}} \quad (12)$$

where

G_{60} = correction factor for the loss of tags of the 1960 experiments in the Panamá Viejo area to the Isla Verde area,

C_{PV60} , C_{PV61} , and C_{PV62} = catches of fish of the 1959 year class in the Panamá Viejo area during the 1960, 1961, and 1962 seasons, respectively,

C_{IV60} , C_{IV61} , and C_{IV62} = catches of fish of the 1959 year class in the Isla Verde area during the 1960, 1961, and 1962 seasons, respectively,

R_{IV60} , R_{IV61} , and R_{IV62} = numbers of returns of tags of all experiments of 1960 after Period 1 in the Isla Verde area in the 1960, 1961, and 1962 seasons, respectively, and

R_{PV} = number of returns of tags of all experiments of 1960 after Period 1 in the Panamá Viejo area in all seasons.

It is not possible to estimate a correction factor for the experiments of the 1961 season because of the lack of returns of tags from the experiments conducted in the Panamá Viejo area. However the correction factors for different seasons would presumably be about the same. In addition, it is not possible to correct for the loss of tags from areas other than the Panamá Viejo area to the Isla Verde area because there were no fisheries in the other areas. Therefore the correction factor is minimal.

The propagation of error technique is employed to estimate the variance of G_{60} . For this the following formula is used:

$$\text{Var } (G_{60}) \approx \left(\frac{\partial G_{60}}{\partial R_{IV60}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV60}) + \left(\frac{\partial G_{60}}{\partial R_{IV61}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV61}) + \\ \left(\frac{\partial G_{60}}{\partial R_{IV62}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV62}) + \left(\frac{\partial G_{60}}{\partial R_{PV*}} \right)^2 \text{Var } (R_{PV*}) \quad (13a)$$

$$\approx \left(\frac{0.5 \frac{C_{PV60}}{C_{IV60}}}{R_{PV*}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV60}) + \left(\frac{0.5 \frac{C_{PV61}}{C_{IV61}}}{R_{PV*}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV61}) + \\ \left(\frac{0.5 \frac{C_{PV62}}{C_{IV62}}}{R_{PV*}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV62}) + \\ \left(- \frac{0.5 \left(\frac{C_{PV60}}{C_{IV60}} \right) R_{IV60} + 0.5 \left(\frac{C_{PV61}}{C_{IV61}} \right) R_{IV61} + 0.5 \left(\frac{C_{PV62}}{C_{IV62}} \right) R_{IV62}}{R_{PV*}^2} \right)^2 \text{Var } (R_{PV*}) \quad (13b)$$

The values of R_{IV60} , R_{IV61} , and R_{IV62} , and R_{PV*} are all small and hence approximately follow the Poisson distribution, so their variances are equal to their point estimates. Table 32 lists the numbers of returns of tags during Periods 2, 3, and 4 from the experiments conducted in the Panamá Viejo area in 1960, the catches of fish of the 1959 year class in the Isla Verde and Panamá Viejo areas in the 1960, 1961, and 1962 seasons, and the correction factor and its variance.

There are several objections to this correction factor. First, the stochastic variation is large because the estimate is based upon small numbers of tag recoveries. Second, when it is assumed that the amount of migration from the Panamá Viejo area to the Isla Verde area is the same as that in the opposite direction, it is required that the movements be random. There are no data to evaluate the validity of this assumption. Third, no measure of the loss to areas other than the Panamá Viejo area can be made because of the lack of fishing in those areas. Nevertheless it is believed better to make the correction in this manner than to make no correction at all. The amount of interchange of fish between areas is apparently small, so even though the estimate of the correction factor is crude the error in the point estimate is not great.

Losses of tags in the reduction plants

Tables 33 through 37 give the results of the efficiency tests at the two reduction plants. The average efficiencies of the recovery facilities for the

different seasons at each reduction plant were compared by analysis of variance, with the following results:

Puerto Caimito plant— $F = 1.376$, d.f. = (2, 49), $P = 0.50-0.25$;

Isla Taboga plant— $F = 8.263$, d.f. = (1, 7), $P = 0.025-0.01$.

Since the test for the Puerto Caimito plant showed no significant difference at the 5-per cent level the data for the efficiency tests for all three seasons were combined, and a weighted average efficiency factor of 0.8760 with a variance of 0.0001270 was calculated. The percentages of recovery were significantly different at the Isla Taboga plant during the two seasons, however, so separate efficiency factors of 0.8467 with a variance of 0.0018045 and 0.6500 with a variance of 0.0019000 for the 1960 and 1961 seasons, respectively, are employed for this plant.

An adjustment to compensate for the losses of tags of each experiment at the reduction plants is made by the formula:

$$R_{i..}'' = \frac{R_{ic}'}{E_c} + \frac{R_{iT60}'}{E_{T60}} + \frac{R_{iT61}'}{E_{T61}} \quad (14)$$

where

$R_{i..}''$ = estimated number of recaptures of tags of Experiment i in the Isla Verde area during Periods 2, 3, and 4,

R_{ic}' = number of returns of these tags at the Puerto Caimito reduction plant during Periods 2, 3, and 4,

R_{iT60}' and R_{iT61}' = numbers of returns of these tags at the Isla Taboga reduction plant during Periods 2 and 3 of the 1960 and 1961 seasons, respectively,

E_c = efficiency factor for the Puerto Caimito reduction plant, and

E_{T60} and E_{T61} = efficiency factors for the Isla Taboga reduction plant for the 1960 and 1961 seasons, respectively.

The variance of $R_{i..}''$ is estimated in the following manner. First the variances of R_{ic}' , R_{iT60}' , and R_{iT61}' are estimated. When R_{ic}' is 50 or less its distribution is approximately Poisson, so $\text{Var}(R_{ic}') = R_{ic}'$. When R_{ic}' is greater than 50 its distribution follows the normal approximation of the binomial, and its variance is estimated by the formula:

$$\text{Var}(R_{ic}') = M_i \left(\frac{R_{ic}'}{M_i} \right) \left(1 - \frac{R_{ic}'}{M_i} \right) \quad (15)$$

where

M_i = number of fish tagged for Experiment i .

The variances of R_{iT60}' and R_{iT61}' are estimated in a similar manner. Then the propagation of error technique is used to estimate the variance of $R_{i..}''$. This is accomplished with the formula:

$$\begin{aligned} \text{Var } (R_{i..''}) &\approx \left(\frac{\partial R_{i..''}}{\partial R_{ic.'}} \right)^2 \text{Var } (R_{ic.'}) + \left(\frac{\partial R_{i..''}}{\partial R_{iT60'}} \right)^2 \text{Var } (R_{iT60'}) + \\ &\quad \left(\frac{\partial R_{i..''}}{\partial R_{iT61'}} \right)^2 \text{Var } (R_{iT61'}) + \left(\frac{\partial R_{i..''}}{\partial E_{c.}} \right)^2 \text{Var } (E_{c.}) + \\ &\quad \left(\frac{\partial R_{i..''}}{\partial E_{T60}} \right)^2 \text{Var } (E_{T60}) + \left(\frac{\partial R_{i..''}}{\partial E_{T61}} \right)^2 \text{Var } (E_{T61}) \end{aligned} \quad (16a)$$

$$\begin{aligned} &\approx \left(\frac{1}{E_{c.}} \right)^2 \text{Var } (R_{ic.'}) + \left(\frac{1}{E_{T60}} \right)^2 \text{Var } (R_{iT60'}) + \\ &\quad \left(\frac{1}{E_{T61}} \right)^2 \text{Var } (R_{iT61'}) + \left(-\frac{R_{ic'}}{E_{c.}^2} \right)^2 \text{Var } (E_{c.}) + \\ &\quad \left(-\frac{R_{iT60'}}{E_{T60}^2} \right)^2 \text{Var } (E_{T60}) + \left(-\frac{R_{iT61'}}{E_{T61}^2} \right)^2 \text{Var } (E_{T61}) \end{aligned} \quad (16b)$$

The variances of $E_{c.}$, E_{T60} , and E_{T61} have been given above. Tables 38 and 39 list the numbers of returns in the Isla Verde area during Periods 2, 3, and 4 of the tags of each experiment conducted in that area in 1960 and 1961 and the corresponding estimated numbers of recaptures of these tags and their variances.

A number of tags were returned that were so badly mutilated that it was not possible to determine their origin. This does not affect the results of these studies, however, since the likelihood of the mutilation of the tags from the efficiency tests and from the tag releases is presumably equal.

The return indices during Period 1 were higher at the Isla Taboga plant than at the Puerto Caimito plant for all four of the experiments of August and September 1960 (Tables 15 through 18). This has been explained previously to have been the result of the boats of the Isla Taboga plant fishing closer to the center of concentration of tagged fish. It conceivably could have been due, however, to greater loss of the tags in the Puerto Caimito plant. This loss would have to have taken place between the boats and the bin where the fish were held before processing, for the efficiency tests have shown that the tag losses between the holding bin and the magnet were less at the Puerto Caimito plant than at the Isla Taboga plant. Further, the differential losses would have to have been due to a condition that existed mostly during Period 1, for it can be seen from Tables 12 through 24 that the return indices for the two plants were about equal in most cases after Period 1.

From the foregoing information it might be hypothesized that during the process of pumping the fish from the holds of the boats to the holding bins tags were lost at a greater rate at the Puerto Caimito plant than at the Isla Taboga plant from fish on which the incisions where the tags had been inserted had not completely healed. This seems unlikely, however, since the mechanisms for transferring the fish from the boats to the hold-

ing bins were quite similar in the two plants. One efficiency test (not included with the others in Tables 35 and 36) was conducted at each plant, the tagged fish being dropped into the hold of a boat a few at a time as the fish were pumped to the holding bin. The results were as follows:

Plant	Date initiated	Number of tags returned
Isla Taboga	19 April 1960	35 (out of 100)
Puerto Caimito	26 September 1962	96 (out of 100)

Since the average return of the tags of the efficiency tests was only 87.60 per cent at the Puerto Caimito plant, it appears that the loss of tags between the boats and the holding bin from fish on which the incision was not healed was negligible at that plant. This hypothesis can be rejected, therefore, and the original hypothesis, that the differences in return indices between the two plants during Period 1 was due to fishing by the boats of the Isla Taboga plant closer to the center of concentration of tagged fish, can be retained. (The low return of the tags of the experiment at the Isla Taboga plant was probably due to some of the fish having been discarded, though there is no record of this having been done, for much difficulty in the operation of the plant was being experienced at the time the test was conducted.)

Annual survival rate

Chapman and Robson (1960) and Robson and Chapman (1961) derived formulae for the estimation of the survival of a population of fish from age composition data obtained from samples of the catch taken in a single year. For this formulation to be valid it is necessary that the annual survival rates and the recruitment be constant from season to season. The annual survival rate is estimated from the formula:

$$s = \frac{T}{n - m + T} \quad (17)$$

where

s = annual survival rate, and

m = number of fish in the sample older than age K , the oldest age group for which all the fish can be distinguished from those of other age groups.

T and n , in turn, are obtained from the formulae:

$$T = N_1 + 2N_2 + 3N_3 + \dots KN_K + (K + 1)m \quad (18)$$

$$n = N_0 + N_1 + N_2 + \dots N_K + m \quad (19)$$

where

$N_0, N_1, N_2, N_3, \dots$ and N_K = numbers of fish in the samples of a single season of the age groups which are fully recruited into the fishery but not included in m , N_0 being the number of fish in the youngest of these age groups.

It is necessary to use Chapman and Robson's combined age group formula for the anchoveta data because the fish are aged by their length-frequency distributions, and only three age groups can be distinguished by this method, even though fish of older age groups may exist. The variance of s is estimated by the formula:

$$\text{Var } (s) = \frac{s(1 - s)^2}{n(1 - s^k + 1)} \quad (20)$$

A constant annual survival rate will result if there are equal fishing and equal natural mortality rates in each month of each season, that is, constant intraseasonal fishing and natural mortality rates. However if these mortality rates are unequal in different months of the same season, but equal in the same months of different seasons, the result will still be a constant annual survival rate.

For the annual fishing mortality rate to be constant it is generally necessary that the fishing effort be constant from season to season and equal in the same months of different seasons and that the availability and vulnerability of the fish of a given year class during the same month of different seasons be equal. The fishing effort was apparently not constant from season to season, 249½ landings of fish from the Isla Verde area having been made during the 1960 season, 460 during the 1961 season, and 790 during the 1962 season (Table 1; Bayliff [1965b]: Table 2). Thus the annual fishing mortality rate was almost certainly not constant. The low percentages of the tags that were returned (Tables 25 and 26) indicate that the fishing mortality was low compared to the natural mortality, however, so this alone would not cause the annual survival rate to be far from constant.

Differences in the availability and/or vulnerability of the fish of the different age groups is potentially a more serious source of error, for the age composition of the catch is used to estimate the age composition of the entire population. The proportion of 1960 tags, relative to 1961 tags, decreased from August to November 1961 (Tables 10 and 11). (The months prior to August cannot be considered, since the ratio of 1961 to 1960 tags was being artificially altered at that time by tagging and shedding. By August, however, most of the 1961 experiments, including those which produced the vast majority of returns, had entered Period 2.) Bayliff (1964) showed by means of length-frequency data that the proportion of older fish decreased in the catch during about the same period in both 1961 and 1962. The decrease in the proportion of older fish could have been due to higher natural mortalities or to decreasing availability and/or vulnerability of these fish at that time, the former explanation being the more likely, as Bayliff pointed out. He also showed that the proportion of older fish in the catches was low in June and July 1962 which, on the other hand, was almost certainly due to their lesser availability and/or vulnerability. Since adequate data are not available, it will be assumed for all subsequent

analyses that the age composition of the catch for the entire season was an adequate indication of the age composition of the population. It is apparent that different results would be obtained if sampling were conducted over only a short period of time and at different times of the year in different seasons.

Usually it is possible to ascertain from the form of the catch curve whether the annual survival rate is constant. The numbers of fish in their third or subsequent years of life are so few in the anchoveta catches, however, that normal sampling variation renders such a procedure infeasible. It will be assumed henceforth that the total annual survival rate is constant.

In addition, as mentioned above, there is the requirement that the recruitment be constant from season to season. It is highly unlikely that this requirement is fulfilled. If data on the age composition for a number of years are combined, however, the errors caused by different amounts of recruitment in the different seasons will probably nearly balance out.

Table 40 lists the numbers of fish in each age group in the samples taken during the seasons of 1951 through 1962, obtained from Table 2 of Bayliff (1964). Estimates of the annual survival rate and its variance for each season, calculated by the Chapman-Robson method, are shown in the table. The weighted averages for all the seasons, and for the 1961 and 1962 seasons only, are also given. As explained by Bayliff (1964), it is believed that the data for the 1961 and 1962 seasons give a more nearly correct indication of the age composition of the population than do the data for the earlier years. Thus 0.086 is probably the best estimate by this method of the annual survival rate.

The Chapman-Robson method can be modified by considering the abundance of a single year class in the catches of several successive seasons instead of the age distribution of several year classes in the catch of a single season. The assumptions for the "year-class" method are the same as those for the Chapman-Robson method except that the recruitment need not be constant. In addition, it is necessary that the rate of exploitation be constant from season to season. This, however, is implicit in the assumptions for the Chapman-Robson method, since changes in the rate of exploitation would almost certainly affect the annual survival rate. In the present study the numbers of fish in only the two youngest age groups in the samples are known, for the other group may contain fish of more than one age group (Table 40). The survival can be estimated by the formula:

$$s = \frac{N_1}{N_0} \quad (21)$$

where

N_0 and N_1 = numbers of fish of the youngest and second youngest age groups which are fully recruited into the fishery of a given year class in the samples of the catches of two successive seasons.

The variance is estimated by the formula:

$$\text{Var } (s) = \frac{\frac{1}{n} - \frac{4}{s(1-s)^2}}{\frac{1}{s(1-s)^2} - \frac{4}{(1-s^2)^2}} \quad (22)$$

In this case it is necessary that the total numbers of fish in the samples be equal in the different seasons. If the samples in the different seasons are not equal, however, the number in the sample of a given year class in a given season can be adjusted by the formula:

$$N_{ij}' = N_{ij} \left(\frac{N_b}{N_i} \right) \quad (23)$$

where

- N_{ij} = number of fish of year class j in the samples of season i ,
- N_{ij}' = adjusted number of fish of year class j in the samples of season i ,
- N_i = total number of fish in the samples of season i , and
- N_b = total number of fish in the samples of an arbitrarily-selected base season.

Only the adjusted values of N_0 and N_1 should be used in Formula (21).

The estimates of the variance are minimal because adjusted data have been used to estimate the survival. This applies not only to the year-class method, but also to the Jackson "positive" method, discussed below.

The year-class method gives the same results as the Chapman-Robson method if the assumptions are fulfilled. It has the advantage that it can be used when the recruitment varies from year to year or when the survival varies from year class to year class, provided usable catch per unit of effort data are available to evaluate the relative abundance in different seasons. Such data are not available for the anchoveta, as will be shown later, so the method has no advantage over that of Chapman and Robson. As a matter of interest, however, the original and adjusted numbers of fish of the 1950 through 1960 year classes in the samples of the 1951 through 1962 seasons, and the estimated annual survival rates and their variances for these year classes are shown in Table 41. The arbitrarily-selected base season in each case is the one in which the fish of the year class in question were in their first year of life.

The annual survival rate can be estimated also by the Jackson "positive" method, which consists of comparing the numbers of returns of tagged fish of a single year class in the season of tagging and in the following seasons (Jackson, 1937; Paulik, 1962). The assumptions are the same as in the preceding method. The annual survival rate for the fish of the 1960 year class is estimated by the formula:

$$s = \frac{R_1}{R_0} \quad (24)$$

For the fish of the 1959 year class the annual survival rate is obtained from Robson and Chapman's (1961) Table 2, after estimating \bar{x}_k by the formula:

$$\bar{x}_k = \frac{T_k}{n} \quad (25)$$

T_k and n , in turn, are estimated by the formulae:

$$T_k = R_1 + 2R_2 + 3R_3 + \dots + KR_K \quad (26)$$

$$n = R_0 + R_1 + R_2 + \dots + R_K \quad (27)$$

where

$R_0, R_1, R_2, R_3, \dots$ and R_K = numbers of returns of tags of fish of the year class in question in successive seasons, R_0 being the number of returns in the first season in which the year class was fully recruited into the fishery.

The variance is estimated by Formula (22).

The advantage of this method over the preceding one is that it is no problem to determine the relative ages of the fish, whereas this is sometimes difficult or impossible by the length-frequency or other methods. On the other hand, however, the number of tag returns is often inadequate to determine with sufficient accuracy the distribution of the ages at which the fish of a given year class are caught.

In the case of the anchoveta data, only the returns for Periods 2, 3, and 4 can be considered, as during Period 1 some tags were undoubtedly returned which would have been shed if the fish had not been caught.

Because the number of landings was not constant from season to season (Table 1), the assumption of constant total mortality was probably not fulfilled. However if the fishing mortality is a minor component of the total mortality, as has been demonstrated to be the case, the error is small. In addition, the tagged fish of the different experiments were exposed to different amounts of fishing effort during Period 2. The numbers of tag returns during each season can be adjusted to compensate for this, using the following formula:

$$R'_i = R_i \left(\frac{C_b}{C_i} \right) \quad (28)$$

where

R_i = number of returns of tags of fish of the year class in question in season i (exclusive of Period 1),

R'_i = adjusted number of returns of tags of fish of the year class in question in season i ,

C_i = catch in numbers of fish of all year classes in season i (exclusive of Period 1 and the period before Period 1), and

C_b = catch in numbers of fish of all year classes in an arbitrarily-selected base season.

The catches in weight instead of numbers of fish could be used with very little error in this formula. Only the adjusted values of the numbers of tag returns should be used in Formulae (24), (26), and (27).

The original and adjusted numbers of tag returns for each experiment of 1960 and 1961 conducted in the Isla Verde area and the total catches during Periods 2, 3, and 4 of the 1960, 1961, and 1962 seasons are shown in Tables 42 and 43. The arbitrarily-selected base season in each case is the one in which the fish of the year class in question were in their first year of life. In the tables are given separate estimates from the data of each experiment for the annual survival rates and their variances, obtained with Formulae (24), (25), and (22). Single estimates of the annual survival rates and variances for the 1959 and 1960 year classes, obtained by averaging the estimates for each experiment, weighted by the numbers of tag returns during Periods 2, 3, and 4 for each experiment, are also given. Since adjusted data are used the estimates of the variances are minimal, as pointed out previously.

There is a bias in this method when applied to the anchoveta data. Since the population decreased as the season progressed a catch of fish late in the season would be expected to produce a higher percentage of returns from a late-season tagging than would an early-season catch from an early-season tagging, provided the numbers of fish caught were about equal. Thus the adjustments made for the tags returned in the seasons they were applied are over-corrections, and the survival rate is underestimated from these data.

Gradual shedding of the tags after Period 1 would produce a lower estimate of the survival. Even with the bias described in the preceding paragraph the estimates of the annual survival rate obtained from tag return data are close to those obtained from age composition data, indicating that the previous supposition that the shedding of the tags was negligible during Periods 2, 3, and 4 is correct.

The best estimates of the survival by the three methods described are as follows:

Chapman-Robson method—0.086 (pooled data for 1961 and 1962 seasons);

year-class method—0.102 (1959 year class); 0.092 (1960 year class);

Jackson positive method—0.088 (1959 year class); 0.077 (1960 year class).

The variance of the survival rates can be estimated only approximately by the year-class and Jackson positive methods. Furthermore, since lesser numbers of fish are used with these methods, the variances are greater. In addition, there is a bias when the Jackson positive method is applied to the anchoveta data. Therefore the Chapman-Robson estimate of the survival based upon the data for the 1961 and 1962 seasons will be used henceforth.

Vital statistics for the fish of the Isla Verde area

Because of the small amount of interchange of anchovetas among areas, the adult fish of the Isla Verde area are considered as a separate entity for the following analyses. All references in this section to catches, numbers of fish tagged, and numbers of tags returned will include only the data for the Isla Verde area.

Population size

The size of the population is estimated by Chapman's (1951) formula:

$$N = \frac{(M + 1)(C + 1)}{R + 1} \approx \frac{MC}{R} \quad (29a)$$

where

N = number of fish in the population,

M = number of fish tagged,

C = number of fish caught, and

R = number of tags returned.

The following requirements must be satisfied if an unbiased estimate of the population is to be made by this method: (1) the tagged fish must be randomly mixed with the untagged ones in the tagging and recapture area or the fishing effort must be evenly distributed with respect to the numbers of fish in the different parts of the tagging and recapture area; (2) there must be no mortality due to tagging and handling; (3) there must be no shedding of the tags; (4) there must be no migration of fish into or out of the tagging and recapture area; (5) there must be no loss of the tags in the reduction plants; (6) there must be no recruitment during the period of time in question; (7) MC must be at least $4N$. The last requirement is discussed by Robson and Regier (1964).

The first of these requirements was not fulfilled, as shown by the higher return indices at one reduction plant than at the other in October for the tags of the experiments of August 1960 (Tables 15 and 16). This is not a systematic type of error, however, so it is possible that the errors balanced out. Evidence that such was the case is provided by the fact that the return indices at the two plants for the same experiments for Periods 2, 3, and 4 were about the same in most cases (Tables 12 through 24).

The second, third, fourth, and fifth requirements were not fulfilled, so it is necessary to make corrections to adjust for the losses of tags from these causes.

By dealing with data for only one year class at a time, as is done in these calculations, the sixth requirement was satisfied.

The seventh requirement was satisfied, as will be shown by subsequent estimation of the population size.

Disregarding migration, the ratio of tagged to untagged fish in the population must have remained constant after the start of Period 2, since the losses due to tagging and handling mortality and to shedding occur

only during Period 1, as pointed out previously. To estimate the size of the population, then, it is necessary to know: (1) the catches of fish of the year class in question during Periods 2, 3, and 4; (2) the numbers of tag returns during Periods 2, 3, and 4; (3) the numbers of tagged fish available at the start of Period 2. The catches and the numbers of tag returns for each experiment are shown in Tables 12 through 24.

The numbers of tagged fish that were available at the start of Period 2 are estimated by the formula:

$$M_i' = M_i s_{it} s_s s_m \quad (30)$$

where

- M_i' = number of tagged fish of Experiment i available at the beginning of Period 2,
- M_i = number of fish tagged for Experiment i ,
- s_{it} = portion of fish of Experiment i which survived the effects of tagging and handling,
- s_s = portion of fish which retained their tags, and
- s_m = monthly survival rate.

For this formula it is required that s_{it} , s_s , and s_m be independent of one another. This requirement is probably satisfied. The estimates of s_{it} for each experiment of 1960 are shown in Table 30, while the estimate of s_s is 0.668, as stated on Page 204. The annual survival rate was 0.086, as determined in the preceding section, so the monthly survival rate was 0.815. There were apparently no losses of tags due to migration during Period 1 (Table 10). The estimates of m_i' for six of the seven experiments of 1960 are shown in Table 44. Such estimates could not be made for the experiment of July 12-13, 1960, nor for those of 1961, because it was not possible to adjust for the losses caused by tagging and handling in those experiments.

Adjustments for the losses of tags due to migration and for the losses of tags in the reduction plants must also be applied. This is accomplished by the formula:

$$R_i''' = G_{60} R_i'' \quad (31)$$

where

- R_i''' = adjusted number of recaptures of tags of Experiment i during Periods 2, 3, and 4,
- G_{60} = correction factor for loss of tags by migration, and
- R_i'' = estimated number of recaptures of tags of Experiment i during Periods 2, 3, and 4.

The values of G_{60} and R_i'' are shown in Tables 32, 38, and 39, and those of R_i''' in Table 44.

The size of the population at the start of Period 2 of any experiment can be estimated by applying Formula (29a) as follows:

$$N_i' = \frac{M_i' C_i'}{R_i''} \quad (29b)$$

where

N_i' = size of the population at the start of Period 2 of Experiment i ,
and

C_i' = catch of fish of the year class in question during Periods 2, 3,
and 4 of Experiment i .

The values of C_i' are shown in Tables 12 through 24, while those of N_i' for each experiment of 1960, except that of July 12-13, are shown in Table 44.

It is not necessary that all the catch and tag-return data be used, but the catch data that are omitted must correspond to the tag-return data that are omitted, and *vice versa*. For the present experiments the catch data are omitted for the instances when the fish were not processed and for those when the magnet was not in operation at the plant where the fish were processed; there were, of course, no tag-return data corresponding to these catches.

The propagation of error technique is employed to estimate the variance of M_i' using the formula:

$$\text{Var}(M_i') \approx \left(\frac{\partial M_i'}{\partial s_{it}}\right)^2 \text{Var}(s_{it}) + \left(\frac{\partial M_i'}{\partial s_s}\right)^2 \text{Var}(s_s) + \left(\frac{\partial M_i'}{\partial s_m}\right)^2 \text{Var}(s_m) \quad (32a)$$

$$\approx M_i^2 [(s_s s_m)^2 \text{Var}(s_{it}) + (s_{it} s_m)^2 \text{Var}(s_s) + (s_{it} s_s)^2 \text{Var}(s_m)] \quad (32b)$$

The variances of s_{it} are shown in Table 30, that of s_s on Page 204, and that of s_m in Table 40.

Similarly, the propagation of error technique is employed to estimate the variance of R_i''' , using the formula:

$$\text{Var}(R_i''') \approx \left(\frac{\partial R_i'''}{\partial G_{60}}\right)^2 \text{Var}(G_{60}) + \left(\frac{\partial R_i'''}{\partial R_i''}\right)^2 \text{Var}(R_i'') \quad (33a)$$

$$\approx (R_i'')^2 \text{Var}(G_{60}) + (G_{60})^2 \text{Var}(R_i'') \quad (33b)$$

The variances of G_{60} and R_i'' are shown in Tables 32, 38, and 39, and those of R_i''' in Table 44.

Finally the propagation of error technique is used to estimate the variance of $1/N_i'$. Ricker (1958: 84) has pointed out that it is preferable to estimate this instead of the variance of N_i' . This is accomplished by the formula:

$$\text{Var}\left(\frac{1}{N_i'}\right) \approx \left(\frac{\partial}{\partial R_i'''}\frac{1}{N_i'}\right)^2 \text{Var}(R_i''') + \left(\frac{\partial}{\partial M_i'}\frac{1}{N_i'}\right)^2 \text{Var}(M_i') \quad (34a)$$

$$\approx \frac{1}{C_i^2} \left[\left(\frac{1}{M_i'}\right)^2 \text{Var}(R_i''') + \left(-\frac{R_i'''}{M_i'^2}\right)^2 \text{Var}(M_i') \right] \quad (34b)$$

The estimates of the variances of M_i' , R_i''' , and $1/N_i'$ are all minimal because adjusted data have been used in the equations.

The 95-per cent confidence limits of $1/N_i'$ are estimated by the formulae:

$$\left(\frac{1}{N_i'}\right)_L = \frac{1}{N_i'} - 2 \left[\text{Var} \left(\frac{1}{N_i'} \right) \right]^{1/2} \quad (35a)$$

$$\left(\frac{1}{N_i'}\right)_U = \frac{1}{N_i'} + 2 \left[\text{Var} \left(\frac{1}{N_i'} \right) \right]^{1/2} \quad (35b)$$

where

$(1/N_i')_L$ and $(1/N_i')_U$ = lower and upper 95-per cent confidence limits, respectively, of the reciprocal of the size of the population at the start of Period 2 of Experiment i .

The estimates of $(1/N_i')_L$ and $(1/N_i')_U$ are then inverted to obtain the confidence limits of the estimates of the size of the population. These data are all shown in Table 44.

The population estimates and their 95-per cent confidence limits are shown plotted on semilogarithmic paper in Figure 5. A least-squares line corresponding to the equation $\log N_t = 8.607967 - 0.00142214t$, where N = population size and t = date (beginning with March 8, 1960) was fitted to the data. This line is shown also in Figure 5. The slope indicates an annual survival rate of 0.302, as compared to the value of 0.086 estimated in the preceding section. The period during which the six population estimates were made was relatively short, and the deviations of the six estimates from the line are fairly great, as shown in the figure; for this reason the difference between the two slopes, though rather wide, is not statistically significant ($t = 1.321$, $d.f. = 4$, $P = 0.30-0.20$).

An estimate of the size of the population for any date from July 22 through October 30 could be obtained from the equation of the above least-squares line. An estimate for any date of the 1960 season could be obtained from the equation $\log N_t = 8.912822 - 0.00291918t$, the derivation of which is given in the next section of this report.

Fishing and natural mortality rates

Although the population of fish of the 1959 year class decreased markedly from the beginning to the end of the 1960 season (Figure 3), the catch per landing remained roughly constant during most of this period (Table 1). Thus the catch per landing must not be a valid measure of the catch per unit of effort. Anchovetas are generally abundant and fairly easy to catch, and the catch per set is about the same no matter what the size of the population. The latter phenomenon has been observed also for yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, by Broadhead and Orange (1960: 460). They stated, "[The] decrease in the average catch from pure yellowfin schools, fished by the purse-seine vessels, with a decrease in apparent

abundance of yellowfin tuna is slight, and may be non-existent. It appears that, as the yellowfin tuna become less abundant, there occurs a decrease in the number of schools rather than any great change in the average size of each school." It is likely that the lower catches per landing of anchovetas made in October, November, December, January, and February in some seasons were the result of lesser vulnerability of the fish to capture, or perhaps lesser availability, more than to lesser abundance, for good catches of older fish were often made in March, April, and May. The time for actually fishing (setting the net, hauling it in, and bringing the fish aboard the vessel) and for travelling to and from port would be about the same, of course, no matter what the abundance of fish. Only the time spent searching for fish would vary with their abundance. This, then, is probably the only valid measure of the fishing effort. For other purse-seine fisheries, such as that for tropical tunas in the eastern Pacific Ocean, the effort is measured by the amount of time spent searching for fish (Shimada and Schaefer, 1956).

It is possible to navigate to and from the Puerto Caimito reduction plant only within a few hours of the time of high tide, so the boats usually leave port near the time of the high tide which occurs earlier in the day and return near the time of the one which occurs later in the day. Thus when there are no vessel or plant breakdowns the boats usually land once a day with a half to full load of fish, caught with an average of two or three sets of their nets. No measure is available of the true unit of effort, the time spent searching for fish. Boats can unload at the Isla Taboga reduction plant at all stages of the tide, so the time spent searching for fish (time spent away from port, with deductions for the time spent actually fishing and running to and from port) could be used as a measure of the fishing effort. However this plant did not operate during most of the period of this study and, at any rate, sufficiently complete records of the operations of the boats were not kept. Thus no usable data concerning the effort expended are available for the fishing vessels of either reduction plant.

The catch, effort, and population size bear the following relationship to one another:

$$\frac{C}{f} \propto \bar{N} \quad (36)$$

where

C = catch,

f = effort, and

\bar{N} = average population size.

In the simplest type of fishery the effort remains constant as the population size decreases, so the catch decreases. In the anchoveta fishery, however, since the catch remains approximately constant as the population size decreases, the effort (time spent searching for fish) presumably increases. This will henceforth be referred to as the "constant absolute catch" type fishery.

The coefficient of fishing mortality, F , is directly proportional to the effort, so it also increases as the season progresses. The coefficient of natural mortality, M , presumably remains constant, while the coefficient of total mortality, Z , increases with F . However F is small compared to M , as indicated by the low percentage of tag returns (Tables 7 and 8), so Z is nearly constant, and will temporarily be considered to be so.

Henceforth the subscripts a and m , denoting the time periods involved, will be appended to the symbols for the rates and coefficients of mortality. The distinction between monthly and annual rates and coefficients for a given month should be noted. For instance if the annual coefficient of mortality, F_a , was 1.2 and the survival rate was constant the annual coefficient of mortality, F_a , would be 1.2 for any given month, while the monthly coefficient of mortality, F_m , for that month would be 0.1.

The next derivation resembles the method of moments model described by Regier (1962). For this it is assumed that the total mortality is approximately constant throughout the season. Since the natural mortality was much greater than the fishing mortality, this assumption is presumed to be approximately correct. The population on any date of the 1960 season can be estimated from the equation for a line with its slope corresponding to the total annual mortality rate, a_a , of 0.914 ($Z_a = 2.453$) and its elevation such that it passes through the mean of the six points from which the least-squares line in the preceding section was calculated. The formula for this line is as follows:

$$\log N_t = 8.912822 - 0.00291918t \quad (37)$$

where

N_t = population of 1959-year class fish at time t , and

t = number of days elapsed since March 8, 1960.

From this equation it is calculated that the population of 1959-year class fish was 818,130,000 on March 8, 1960, and 70,360,000 on March 8, 1961 (at the beginning of each of these dates). The catch was 89,017,000 fish (including 10,156,000 fish not processed or processed where there were no magnets at the reduction plants [Bayliff, 1965b: Table 9]), so the loss from natural mortality is estimated to have been 658,753,000 fish. Thus the estimates of u_a (fishing mortality rate or rate of exploitation) and v_a (natural mortality rate or expectation of natural death) are 0.109 and 0.805, respectively. The coefficients of fishing and natural mortality are calculated from the formulae:

$$\frac{Z_a}{a_a} = \frac{F_a}{u_a} = \frac{M_a}{v_a} \quad (38a)$$

$$F_a = \frac{Z_a u_a}{a_a} \quad (38b)$$

$$M_a = \frac{Z_a v_a}{a_a} \quad (38c)$$

The estimates of F_a and M_a are 0.293 and 2.160, respectively.

The estimate of F_a is the average for the season; actually it would generally be lower earlier in the season and higher later on. The "true" value of F_m for any month of the 1960 season is estimated in the following manner. First the approximate size of the population at the beginning of the month (or fraction of the month in the case of March 1960) is estimated by Formula (37). Next the approximate monthly coefficient of total mortality is calculated from the formula:

$$Z_{mi} = Z_a \left(\frac{d_i}{365} \right) \quad (39)$$

where

- Z_{mi} = approximate monthly coefficient of total mortality for month i , and
- d_i = number of days in month i .

Then the average population of fish during the month is estimated by the formula:

$$\bar{N}_i = \int_0^1 N_{0i} e^{-Z_{mi} t} dt \quad (40)$$

where

- \bar{N}_i = average population of fish during month i , and
- N_{0i} = population of fish at the beginning of month i .

Finally the monthly coefficient of fishing mortality for the month is estimated by the formula:

$$F_{mi}' = \frac{C_i}{\bar{N}_i} \quad (41)$$

where

- F_{mi}' = monthly coefficient of fishing mortality for month i , and
- C_i = catch during month i .

The estimates of F_{mi}' total 0.344, whereas F_a was estimated above to be only 0.293. This discrepancy is caused by the fact that the fishing effort was not distributed equally throughout the season. By subtracting 0.344 from Z_a (2.453) a revised estimate of 2.109 is obtained from M_a , the annual coefficient of natural mortality. An estimate of the monthly coefficient of natural mortality is obtained from the formula:

$$M_{mi}' = M_a' \left(\frac{d_i}{365} \right) \quad (42)$$

where

- M_{mi}' = monthly coefficient of natural mortality for month i , and
- M_a' = revised estimate of M_a .

This is added to the estimate of F_{mi}' to obtain an estimate of Z_{mi}' , the monthly coefficient of total mortality. The estimates of the coefficients

of mortality and the size of the population at the beginning of each month are shown in Table 46 and Figure 6.

Yield per recruit

Beverton and Holt (1957) have derived a yield-per-recruit equation and constructed yield-per-recruit isopleths which are useful for evaluating the potential yield from a fishery. Paulik (1964b) has produced a much more general method based upon the empirical growth relationship of Ricker (1958). Paulik's method is used in the present study because it permits different values of F_a to be used during different periods of the fish's life span and because, as will be shown below, Ricker's empirical growth relationship corresponds much more closely to the actual growth of the anchoveta than does the von Bertalanffy curve used by Beverton and Holt.

Only the yield per recruit in weight is considered, since for the reduction fishery the weight, rather than the number of fish in the catch, is of primary interest. For computing yield-per-recruit isopleths by Paulik's method it is necessary to have estimates of the average weight of the fish at the times they enter and leave the fishery (the latter usually being the asymptotic weight) and at intervals between these times, and estimates of F_a and M_a for this period. The intervals at which the weights are estimated may be spaced irregularly, and in general should be more closely spaced when the growth is more rapid. If F_a and M_a are not constant during the period in question different values may be used for different subperiods within the period. These subperiods need not be equal in length, nor need they bear any particular relationship to the intervals at which the average weight is estimated. The recruitment, growth of fish of the same age, and fishing and natural mortality rates are assumed to be constant from season to season because otherwise it would be impossible to interpret the results of the calculations.

For the present study the fish are considered to remain in the fishery for three seasons, for Bayliff (1964) has shown that few or no fish in their fourth year of life are caught. The 1960 season is assumed to have been a typical one, and growth and mortality data for that season are used for the calculations. (The growth data are actually combined data for the 1951 through 1960 seasons, as explained previously.) As in the preceding section, the season is considered to have extended from March 8, 1960, through March 7, 1961.

The average weights of the fish at the middle of each month are employed for this study. These are estimated by the formula:

$$\bar{w}_{jk} = \frac{\sum_{i=H+1}^I n_{ijk} \bar{w}_{ijk}}{\sum_{i=H+1}^I n_{ijk}} \quad (43)$$

where

- \bar{w}_{jk} = average weight of the fish of the year class j during month k ,
- n_{ijk} = number of j -year class fish of length i sampled during month k , where the length range of the year class j is $H+1$ through I , and

$$\bar{w}_{ijk} = \text{average weight of } j\text{-year class fish of length } i \text{ during month } k.$$

The values of n_{ijk} are shown in Table 3, while those of \bar{w}_{ijk} were calculated with the length-weight data listed in Table 4. The estimates of \bar{w}_{jk} are listed in Table 47 and graphed in Figure 7. The values of t and \bar{w}_{jk} in the table refer to the middle of the month in all cases except the first and last values, which refer to the beginning and end of the season (12:01 a.m., March 8 and 11:59 p.m., March 7, respectively). The values for the months for which data are not available were calculated by linear interpolation, while the value for the young-of-the-year for March 8 was calculated by linear extrapolation. The growth is most rapid from January to April of the second and third years of life. It would be desirable to space the estimates of the average weight more closely during this period, but so few data are available for fish of these ages during these months that this was not feasible. This is of little consequence, however, as most of the fishing and natural mortality had taken place before these months. An apparent decrease in the weight from April to July of the second year of life may be noted in the figure. This is believed to have been caused by combination of length data of 10 seasons when the growth varied from season to season, by errors in assigning ages to the fish, and by temporal changes in the condition factor. No attempt is made to evaluate specifically the causes of the apparent decrease in weight and to adjust for what errors may exist because most of the fish do not live to this age, and adjustments would have a negligible effect upon the yield-per-recruit calculation.

Monthly values of F_a and M_a are employed for this study. These are obtained from the monthly values of F_{ai}' and M_{ai}' for the 1960 season (Table 46) by the formulae:

$$F_{ai}' = F_{mi}' \left(\frac{365}{d_i} \right) \quad (44a)$$

$$M_{ai}' = M_{mi}' \left(\frac{365}{d_i} \right) \quad (44b)$$

where

- F_{ai}' = annual coefficient of fishing mortality for month i , and
- M_{ai}' = annual coefficient of natural mortality for month i .

These data are listed in Table 47. The values of t' and t'' refer to the beginning of the months or fractions of months to which the estimates of M_{ai}' and F_{ai}' correspond.

The values of τ , the time of entry into the fishery, in Table 47 correspond to arbitrary dates at which the season may begin. Thus at the first

value of τ the fish enter the fishery on March 8 of their first year of life, while at the last value of τ they enter it on March 8 of their second year of life.

The mechanics of calculation are carried out with the computer program described by Paulik (1964b).

The procedure just described calculates the yield per recruit of fish of the 1957, 1958, and 1959 year classes in the 1960 season. With the assumptions that were made, however, the yield per recruit for the three youngest year classes in any season, or the yield per recruit for any year class in the first three seasons following its recruitment into the fishery, would be exactly the same.

Figures 8 and 9 are yield-per-recruit isopleth diagrams for the anchoveta for the Isla Verde area, calculated from the data for the 1960 season. The multipliers in the abscissae are scalars of the monthly values of F_a' (and hence of the fishing effort); at the level of fishing intensity of the 1960 season the multiplier is 1, indicated by a small circle near the lower left corner of each diagram. In Figure 8 values of F_a' obtained from those of F_m' in Table 46 are employed, while in Figure 9 a constant value of 0.344 (the sum of the values of F_m' in Table 46) is used for F_a' . If the fishing effort was in the neighborhood of 20 or more times as great as during the 1960 season the catches would probably tend to decrease due to lack of fish as the season progressed, so the values of F_a' during the different months would be much more nearly constant than during the 1960 season. Therefore Figure 9 more realistically represents what the yield per recruit would be if the fishing effort was considerably increased.

It is apparent from the figures that at the 1960 level of fishing effort the yield is only about 4 g per recruit, provided the season begins on March 8. Increases in the fishing effort of 10-fold and 50-fold would produce yields of about 15 and 20 g per recruit, respectively. Overfishing would be practically impossible with the season beginning on March 8, and a later beginning of the season would reduce the yield per recruit. (Overfishing is considered here to be fishing at a combination of effort and age of entry which would be represented below the "eumetric fishing curve" [Beverton and Holt, 1957: 373] on the yield-per-recruit isopleth diagram.) If the season were begun earlier (which could be accomplished only by reducing the mesh size of the nets) it would still be difficult to overfish the stock because of the rapid growth of the fish before March 8. From the data presently available there appears, therefore, to be no foreseeable need for regulation of the fishery. Extrapolation considerably beyond the range of the intensity of fishing during the 1960 season should not be made, however. If the fishing intensity should increase substantially studies should be made to determine the response of the fish to the new conditions.

The eccentric shape of the isopleths, as compared to those of Beverton and Holt (1957), is the result of the seasonal growth of the anchoveta, coupled with the use of an empirical growth relationship. The "tongue"

in the upper part of Figure 9 is of particular interest, and is interpreted as follows. When the fishing effort (i.e. the number of boats in the fleet) is about 25 to 50 times that of the 1960 season the greatest yield per recruit would be obtained by beginning the fishery for the youngest age group on March 8. Progressively later beginnings of the fishery for the youngest age group from March 8 to about January 1 would produce progressively lesser yields per recruit. However if the fishery for the youngest age group had not yet begun on January 1 a greater yield per recruit would be realized by postponing fishing for this group until about February 1, rather than beginning immediately. The greater yield per recruit would result because the fish grow considerably during the period in question. The tongue does not appear in Figure 8 because fairly high fishing mortality during February and March 1-7 is required to take advantage of the accelerated growth, and in the model of Figure 9 there is a higher fishing mortality during this period.

This approach has given estimates of the yields per recruit which would result from various combinations of fishing intensity and age of entry into the fishery. The actual yields would be proportional to the yields per recruit only if reduction of the number of spawners does not affect the recruitment in succeeding generations. The anchoveta has a fairly high fecundity of about 10,000 to 80,000 eggs per female (Peterson, 1961), the eggs are pelagic, and there is almost certainly no parental care of the eggs or young. No relationship between the number of spawners and the subsequent recruitment has been demonstrated for most other fishes of this type (Beverton, 1962), though Murphy (1965) has attributed the decrease in recruitment of the California sardine, *Sardinops caeruleus*, to a decrease in the numbers of spawners. However Simpson's (1959) work indicates that spawners from all parts of the Gulf of Panama probably contribute to the recruitment in the Isla Verde area, so even a very heavy fishery in that area would probably decrease the number of spawners contributing to it only slightly. Therefore the calculated yields per recruit under various conditions are probably proportional, on the average, to what the actual yield would be, subject to the limitation that extrapolation should not be made far beyond the range of fishing intensities for which data are available.

Vital statistics for the fish of the Panamá Viejo area

The population of fish of the 1959 year class in the Panamá Viejo area was estimated from the results of the experiments conducted in that area in 1960.

To estimate the adjusted numbers of fish tagged the correction factors for the mortalities due to tagging and handling (s_{it}) of the Isla Verde experiments (Table 44) which correspond most closely by date to the respective Panamá Viejo experiments were used. The value of 0.668 which was used for correction for the losses of tags of the Isla Verde ex-

periments due to shedding (s_s) was also used for those of the experiments of the Panamá Viejo area. Since the fishing mortality was negligible in the Panamá Viejo area the correction for total mortality during Period 1 (s_m) was calculated from the revised estimate of 2.109 for the annual coefficient of natural mortality for the Isla Verde area (Page 222).

The corrections for losses of tags in the reduction plants for the Isla Verde experiments (Table 38) which corresponded most closely by date to the respective Panamá Viejo experiments were used to estimate the recaptures of tags for the latter experiments.

The same adjustment for migration (G_{m0}) was used for the Panamá Viejo experiments as for those of Isla Verde (Table 44). The exchange of fish between the Panamá Viejo area and the areas to the southeast may have been considerable, but due to lack of data it had to be assumed in making the correction factor that there was no interchange of fish among these areas. Such interchange, of course, would cause the size of the population to be overestimated.

The estimates of the population and the corresponding 95-per cent confidence limits, and also the data used to calculate them, are shown in Table 48. The confidence limits are very wide because of the small numbers of tag returns. As a very rough approximation, the population of anchovetas of the Panamá Viejo area is estimated to be about twice that of the Isla Verde area.

SUMMARY

The anchoveta is the major constituent of the important bait and reduction fisheries of the Gulf of Panama. It is a short-lived species, the great majority of the catch consisting of fish in their first year of life. Fish for reduction are caught chiefly in the Isla Verde area, between Punta Chame and the entrance of the Panama Canal.

In 1960 and 1961 anchovetas were tagged with metal internal tags and released in the major areas of occurrence of this species. The tags were recovered from the meal in the reduction plants with magnets. From the 53,380 fish tagged in 1960, 745 tags were returned during the 1960 season, 246 during the 1961 season, and 8 during the 1962 season. From the 113,202 tagged in 1961, 373 tags were returned during the 1961 season and 48 during the 1962 season. Complete catch statistics are available, and length-frequency and length-weight data were used to convert these from pounds to numbers of fish of each year class.

The great majority of the tags returned in the landings of fish from the Isla Verde area were from fish tagged in that area. Most of the returns of tags applied to fish in other areas were made in the Isla Verde area in the season following tagging. The exception was the tags applied in the Bahía Parita area; these appeared in the landings of fish from the Isla Verde area in fair numbers about 1 month after tagging.

Two tags applied to fish in September 1960 were returned in January 1963. Since the spawning occurs principally in November and December, this indicates that the anchoveta survives at least to the beginning of its fourth year of life.

The tagged fish were released in schools of several hundred, often within a few miles of where purse-seine boats were fishing. Tagged fish were often returned the same day or 1 or 2 days after they were released, but in no case were large numbers of tagged fish from a single release recaptured in a single set of a net. This probably indicates that the schools of fish break up and reform rather rapidly.

For estimating the size of the population and the mortality rates, the fish of the Isla Verde and Panamá Viejo areas were considered as separate populations. For an ideal experiment of this sort it is necessary that (1) the tagged fish *or* the fishing effort be evenly dispersed throughout the area under consideration, (2) there be no losses of tags due to mortality caused by tagging and handling or due to shedding, migration of tagged fish out of the area, or inefficiency of the recovery apparatus, (3) there be no recruitment, and (4) the number of fish tagged multiplied by the number of fish caught be at least 4 times the number of fish in the population. The first requirement was apparently fairly well satisfied when only tags which were returned at least 1 month after tagging are considered. Correction factors to adjust for the mortality and losses of tags were calculated for the 1960 experiments, but this was not possible for those of 1961. The effect of recruitment was eliminated by separating the fish of different year classes in the catch statistics. The fourth requirement was satisfied.

The annual survival rate for the fish of the 1959 year class in the Isla Verde area was estimated to be 0.086 by the Chapman-Robson method, 0.102 by the year-class method, and 0.088 by the Jackson positive method. The first method is considered to give the best estimate.

Six estimates of the population of fish of the 1959 year class in the Isla Verde area were obtained from the sample tag ratios of six experiments conducted in that area in 1960. The estimates differed due to the temporal decrease in the population, but the downward trend corresponded fairly well to what was expected from the total annual mortality rate. It was estimated that the population of 1959-year class fish was about 818 million on March 8, 1960, and about 70 million on March 8, 1961.

As the population of anchovetas decreases during the season the effort increases sufficiently that the catch remains roughly constant. This is described as the "constant absolute catch" type fishery. The coefficient of fishing mortality in the Isla Verde area during the different months of the 1960 season was estimated to range from 0.000 to 0.926, while the coefficient of natural mortality was estimated to be 2.109.

Yield-per-recruit isopleth diagrams demonstrated that beginning the fishery for the youngest age group later than March 8 (the date it began

in 1960) would reduce the yield per recruit, while increasing the fishing effort would greatly increase it. Further, it is believed unlikely that increases in the catch in the Isla Verde area alone would noticeably decrease the number of recruits to that area. Therefore there is no foreseeable need for regulation of the fishery.

Estimates were made of the population of fish of the Panamá Viejo area, but the tag returns were so few that the measures are very crude. The population of fish of the 1959 year class in that area was apparently about twice that of the Isla Verde area. The natural mortality rate is assumed to have been about the same as that of the Isla Verde area, while the fishing mortality rate was negligible.

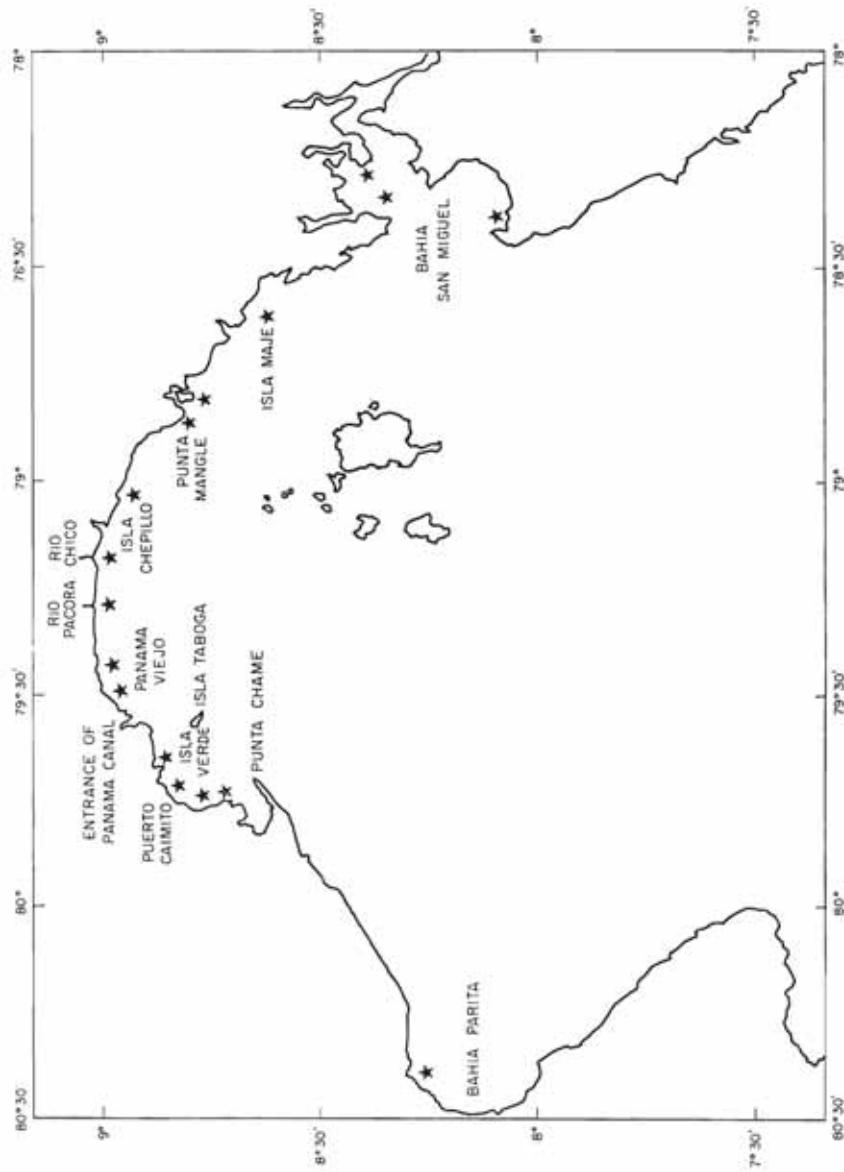


FIGURE 1. Map of the Gulf of Panama, showing the locations mentioned in the text. The tagging locations are indicated by stars.
FIGURA 1. Mapa del Golfo de Panamá, mostrando las localidades mencionadas en el texto. Las localidades de marcación están indicadas por estrellas.

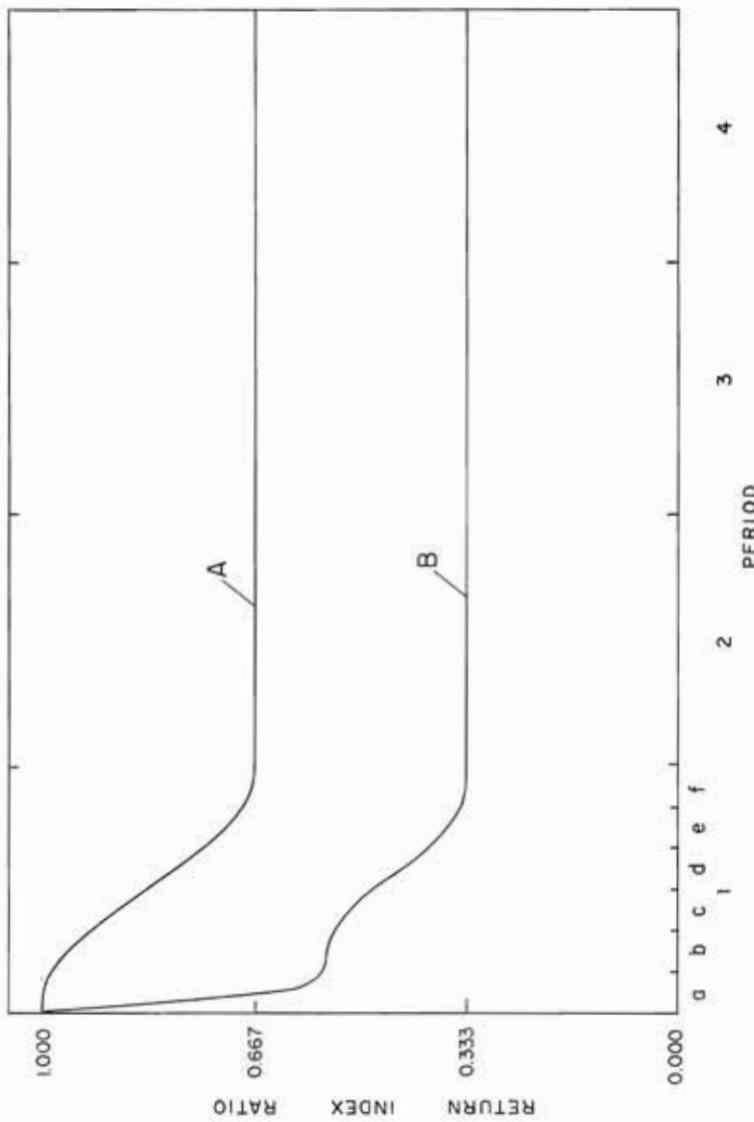


FIGURE 2. Return index ratios in hypothetical situations where there is no mortality due to tagging and handling (A) and where there is a 50-per cent mortality due to tagging and handling (B). The time periods in the figure are not proportional to their actual lengths.

FIGURA 2. Razones de los índices de retorno en situaciones hipotéticas en donde no hay mortalidad debida a la marcación y al manipuleo (A) y en donde hay un 50 por ciento de mortalidad debida a la marcación y al manipuleo (B). Los períodos de tiempo en la figura no son proporcionales a su duración actual.

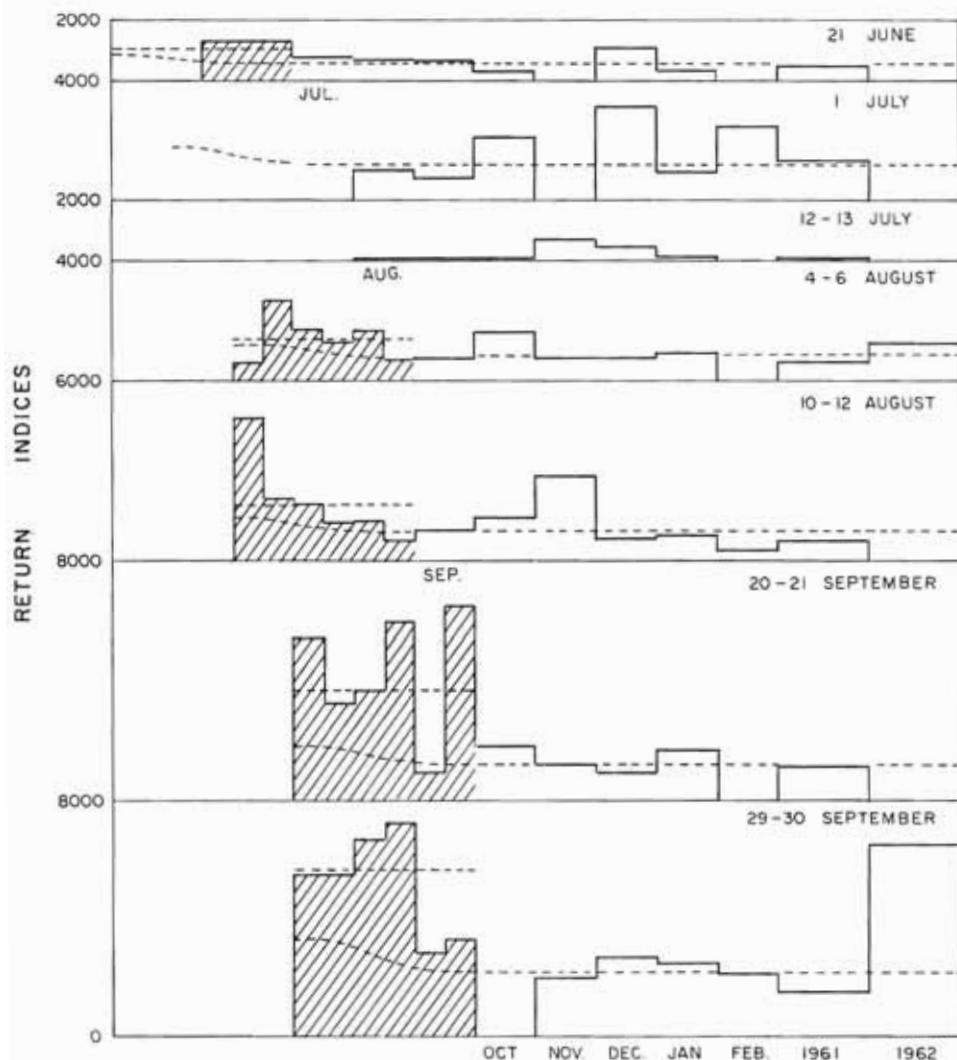


FIGURE 3. Return indices for the experiments of 1960. The dashed lines indicate the weighted average return indices for Period 1 and for Periods 2 through 4. The sigmoid curves correspond to hypothetical situation A in Figure 2, using the weighted average return indices for Periods 2 through 4 as a base. The shaded bars designate Period 1.

FIGURA 3. Indices de retorno de los experimentos de 1960. Las líneas a trazos indican los promedios ponderados de los índices de retorno del Período 1 y de los Períodos 2 a 4. Las curvas sigmoides corresponden a la situación hipotética A en la Figura 2, usando como bases los promedios ponderados de los índices de retorno de los Períodos 2 a 4. Las barras sombreadas presentan el Período 1.

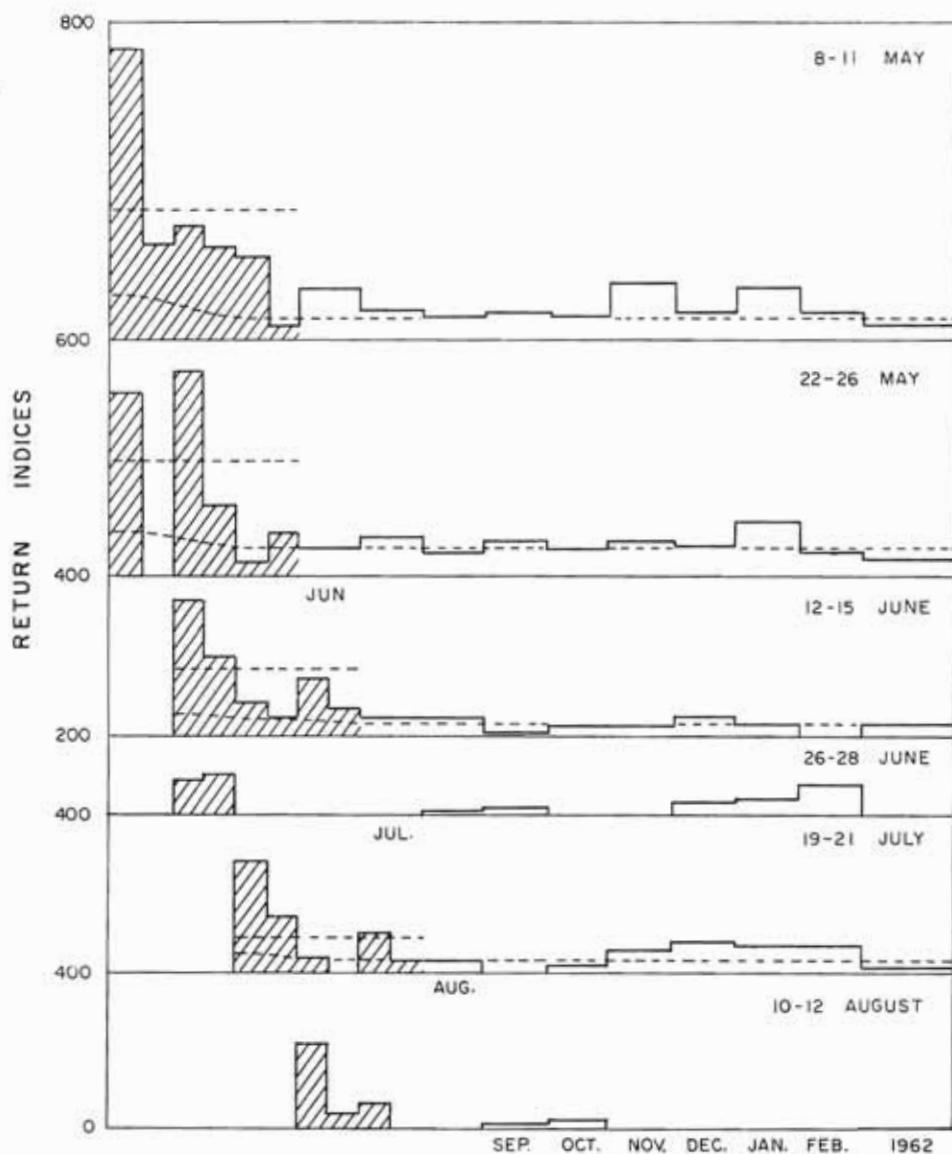


FIGURE 4. Return indices for the experiments of 1961. The dashed lines indicate the weighted average return indices for Period 1 and for Periods 2 and 3. The sigmoid curves correspond to hypothetical situation A in Figure 2, using the weighted average return indices for Periods 2 and 3 as a base. The shaded bars designate Period 1.

FIGURA 4. Indices de retorno de los experimentos de 1961. Las líneas a trazos indican los promedios ponderados de los índices de retorno del Período 1 y de los Períodos 2 y 3. Las curvas sigmoides corresponden a la situación hipotética A en la Figura 2, usando como bases los promedios ponderados de los índices de retorno de los Períodos 2 y 3. Las barras sombreadas presentan el Período 1.

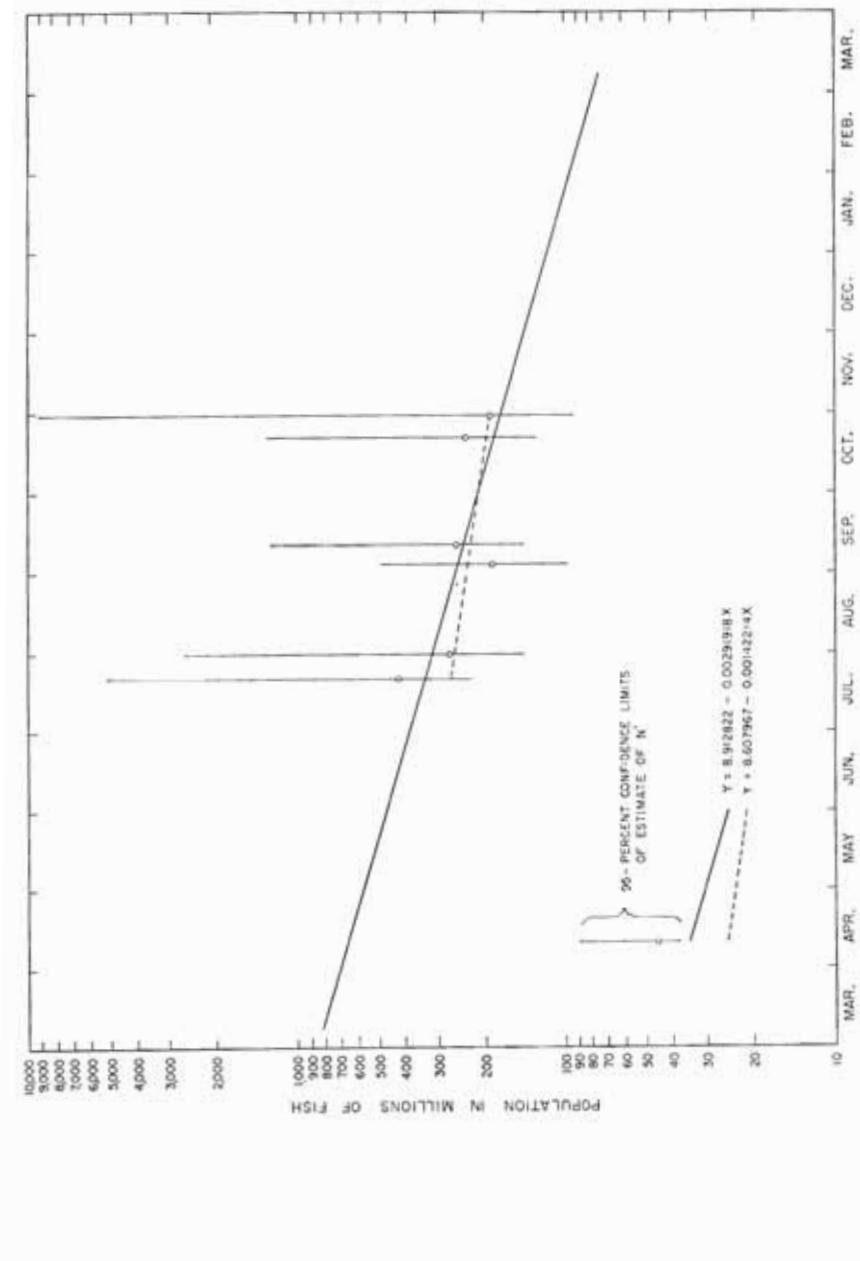


FIGURE 5. Population size and survival of anchovetas of the 1959 year class in the Isla Verde area during the 1960 season.
FIGURA 5. Tamaño de la población y supervivencia de las anchovetas de la clase anual de 1959 en el área de Isla Verde durante la temporada de 1960.

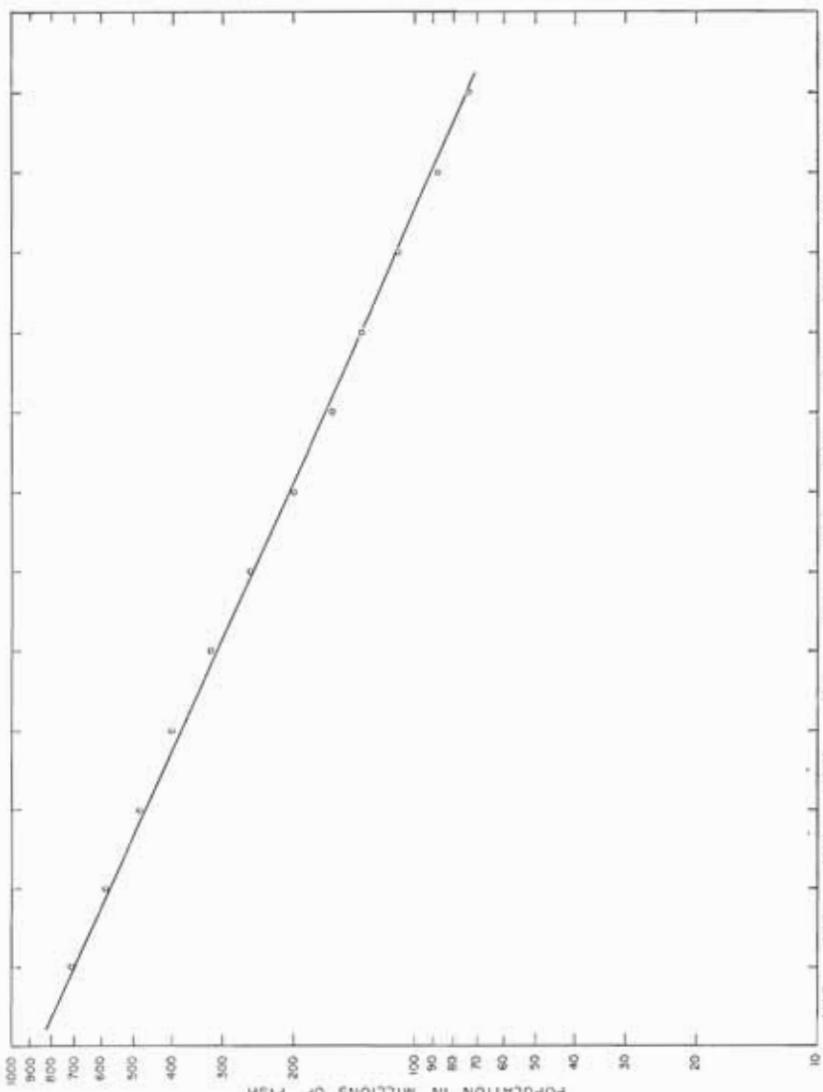


FIGURE 6. Estimates of the size of the population of anchovetas of the 1959 year class in the Isla Verde area during the 1960 season. The line is the same as the solid line in Figure 5, while the circles correspond to the population estimates in the last column of Table 46.

FIGURA 6. Estimaciones de la población de anchovetas de la clase anual de 1959 en el área de Isla Verde durante la temporada de 1960. La línea es la misma que la línea sólida en la Figura 5, mientras que los círculos corresponden a las estimaciones de la población de la última columna en la Tabla 46.

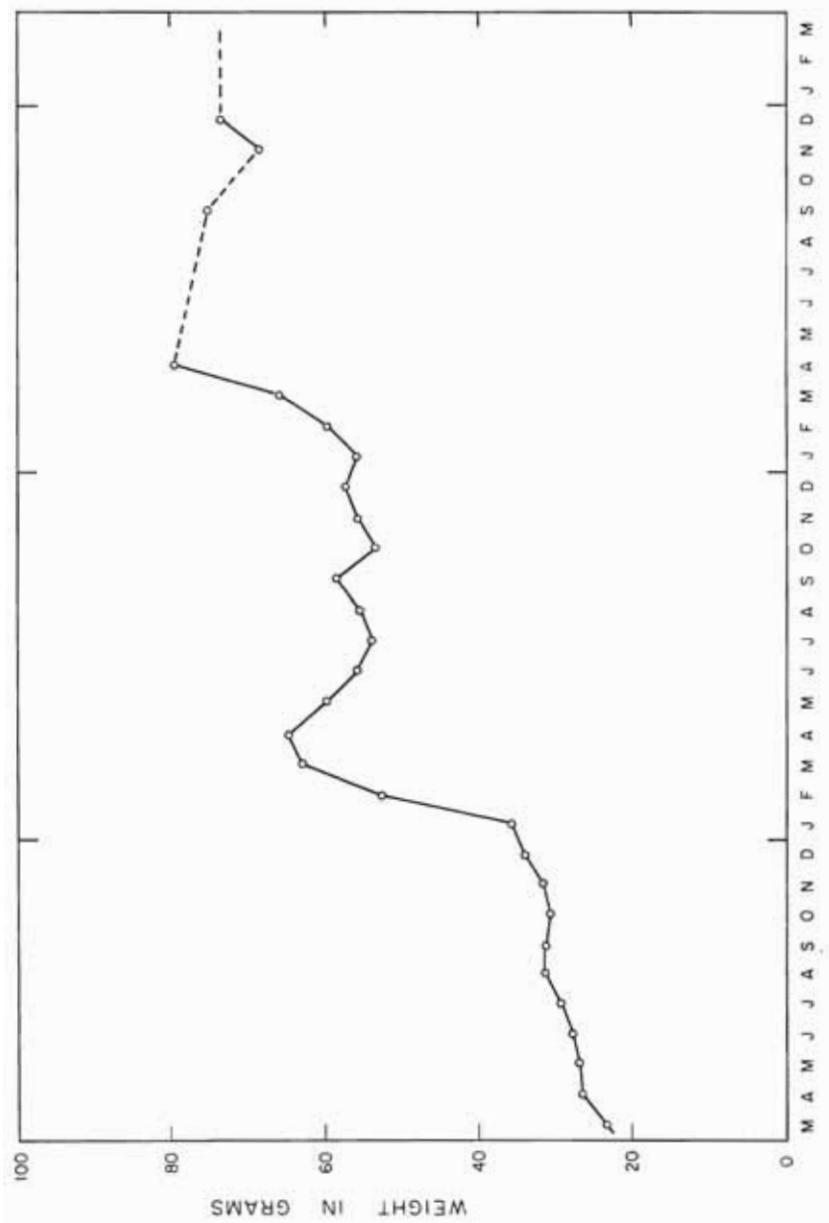


FIGURE 7. Growth in weight of the anchoveta in the Gulf of Panama, as determined from the data in Tables 3 and 4.
FIGURA 7. Aumento en peso de la anchoveta en el Golfo de Panamá, conforme se ha determinado de los datos de las Tablas 3 y 4.

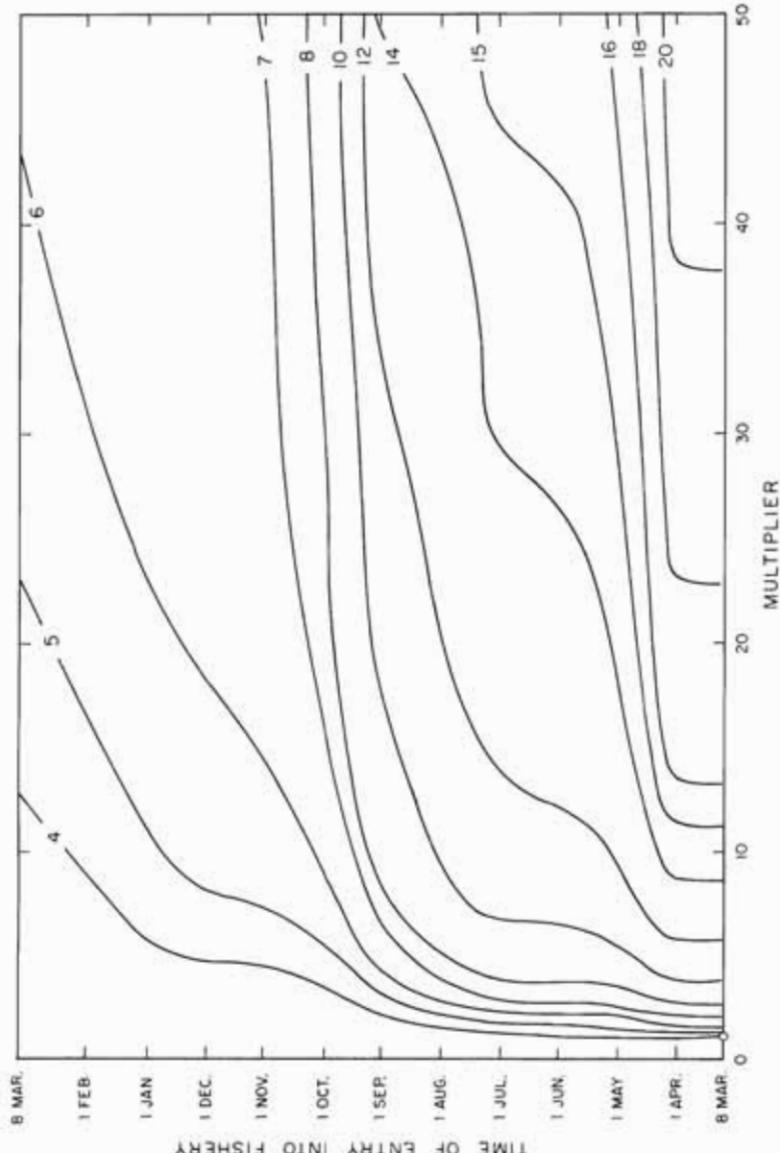


FIGURE 8. Yield-per-recruit isopleth diagram derived from the data of Table 46. The diagram shows the yield per recruit in grams theoretically obtainable from any intensity of fishing up to 50 times that in effect during the 1960 season and for any time of entry into the fishery of the youngest age group to the end of the first season. The small circle on the abscissa represents the status of the fishery during the 1960 season.

FIGURA 8. Diagrama de las isopletas del rendimiento por recluta derivado de los datos de la Tabla 46. El diagrama muestra el rendimiento por recluta en gramos obtenible teóricamente de cualquier intensidad de pesca hasta 50 veces la que estuvo en efecto durante la temporada de 1960 y para cualquier tiempo de entrada del grupo de edad más joven en la pesquería hasta el final de la primera temporada. El pequeño círculo en la abscisa representa el estado de la pesca durante la temporada de 1960.

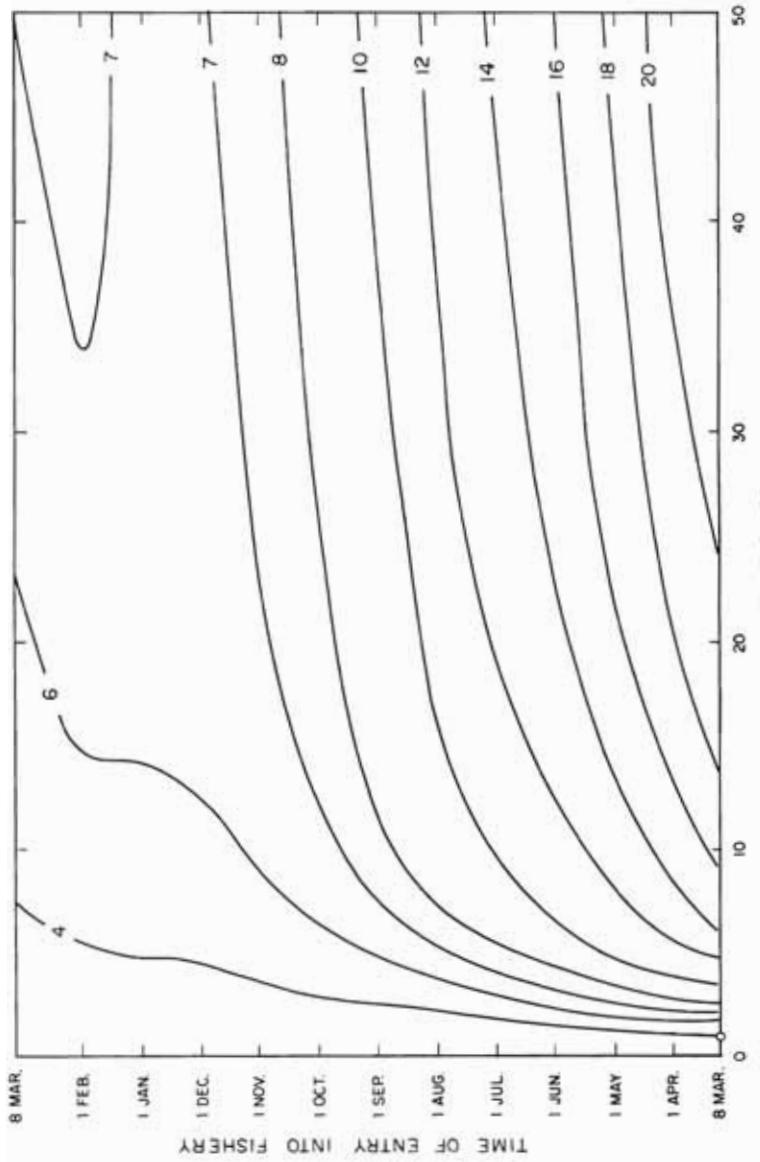


FIGURE 9. Yield-per-recruit isopleth diagram derived from the constant effort model data in the text. The diagram shows the yield per recruit in grams theoretically obtainable from any intensity of fishing up to 50 times that in effect during the 1960 season and for any time of entry into the fishery of the youngest age group to the end of the first season. The small circle on the abscissa represents the status of the fishery during the 1960 season.

FIGURA 9. Diagrama de las isoplejas del rendimiento por recluta derivada de los datos en gramos obtenible teóricamente según cualquier intensidad constante. El diagrama muestra el rendimiento por recluta en gramos obtenible teóricamente según cualquier intensidad de pesca hasta 50 veces la que estuvo en efecto durante la temporada de 1960 y para cualquier tiempo de entrada del grupo más joven de edad en la pesquería hasta el final de la primera temporada. El círculo pequeño en la abscisa representa el estado de la pesquería durante la temporada de 1960.

TABLE 1. Catches (in thousands of pounds) and numbers of landings of anchovetas from the Isla Verde area processed at each reduction plant during the 1960, 1961, and 1962 seasons

TABLA 1. Capturas (en miles de libras) y números de los descargues de anchovetas provenientes del área de Isla Verde procesado en cada planta de reducción durante las temporadas de 1960, 1961 y 1962

	Date	Reduction plant				Total			
		Puerto Caimito	Catch	Number of landings	Isla Taboga	Catch	Number of landings	Catch	Pounds per landing
	Fecha	Puerto Caimito	Captura	Número de descargues	Isla Taboga	Captura	Número de descargues	Total	
		Captura	Número de descargues		Captura	Número de descargues		Captura	Número de descargues
1960	March	0	0	35	4	35	4	8,630	
	April	0	0	1,311	25	1,311	25	52,453	
	May	0	0	243	5	243	5	48,616	
	June	40	2	0	0	40	2	20,000	
	July	492	13	0	0	492	13	37,885	
	August	600	19½	640	28	1,240	47½	26,098	
	September	454	13½	812	46½	1,265	60	21,089	
	October	292	8	121	5½	412	13½	30,554	
	November	61	5½	0	0	61	5½	11,018	
	December	326	14	0	0	326	14	23,286	
1961	January	360	19	60	3	420	22	19,091	
	February	126	12	0	0	126	12	10,500	
	March	0	0	0	0	0	0	—	
Total—1960 season		2,750	106½	3,222	117	5,972	223½	26,719	
	April	264	8	0	0	264	8	33,000	
	May	1,104	25½	225	6	1,329	31½	42,180	
	June	1,392	33½	425	11	1,817	44½	40,838	
	July	1,329	26½	509	13	1,838	39½	46,524	
	August	2,542	82	206	8½	2,748	90½	30,360	
	September	1,370	58½	267	13	1,636	71½	22,888	
	October	1,188	71	0	0	1,188	71	16,735	
	November	378	17	0	0	378	17	22,235	
	December	855	42½	0	0	855	42½	20,127	
1962	January	321	21	0	0	321	21	15,286	
	February	164	13	0	0	164	13	12,615	
Total—1961 season		10,907	398½	1,631	51½	12,538	450	27,863	
1962	March	674	28	0	0	674	28	24,071	
	April	942	43½	0	0	942	43½	21,655	
	May	1,776	57	0	0	1,776	57	31,158	
	June	1,576	56½	0	0	1,576	56½	27,900	
	July	2,229	68	0	0	2,229	68	32,779	
	August	2,809	79½	0	0	2,809	79½	35,333	
	September	2,734	100½	0	0	2,734	100½	27,208	
	October	637	34½	0	0	637	34½	18,475	
	November	1,290	63½	0	0	1,290	63½	20,312	
	December	1,423	64½	0	0	1,423	64½	22,068	
1963	January	1,243	76	0	0	1,243	76	16,361	
	February	941	43	0	0	941	43	21,875	
	March 1-17	355	23	0	0	355	23	15,452	
Total—1962 season		18,631	737½	0	0	18,631	737½	25,262	

TABLE 2. Catches (in thousands of pounds) and numbers of landings of anchovetas from the Panamá Viejo area processed at each reduction plant during the 1960, 1961, and 1962 seasons

TABLA 2. Capturas (en miles de libras) y números de los descargues de anchovetas proveniente del área de Panamá Viejo procesado en cada planta de reducción durante las temporadas de 1960, 1961 y 1962

Date	Reduction plant				Total		
	Puerto Caimito Catch	Puerto Caimito Number of landings	Isla Taboga Catch	Isla Taboga Number of landings	Catch	Number of landings	Pounds per landing
Fecha	Puerto Caimito Captura	Número de descargues	Isla Taboga Captura	Número de descargues	Captura	Número de descargues	Total Libras por descargue
1960							
March	0	0	100	3	100	3	33,427
April	0	0	13	1	13	1	12,720
May	0	0	11	1	11	1	10,980
June	158	4	46	3	204	7	29,071
July	76	4	129	11	205	15	13,660
August	0	0	52	4	52	4	13,020
September	0	0	6	1	6	1	6,460
October	0	0	0	0	0	0	—
November	0	0	0	0	0	0	—
December	0	0	0	0	0	0	—
1961							
January	60	3	33	2	93	5	18,600
February	21	3	0	0	21	3	7,000
March	19	2	0	0	19	2	9,500
Total—1960 season	334	16	390	26	724	42	17,236
1962							
April	0	0	0	0	0	0	—
May	75	2	0	0	75	2	37,500
June	0	0	0	0	0	0	—
July	0	0	0	0	0	0	—
August	0	0	0	0	0	0	—
September	0	0	0	0	0	0	—
October	0	0	0	0	0	0	—
November	0	0	0	0	0	0	—
December	0	0	0	0	0	0	—
1963							
January	544	25	0	0	544	25	21,760
February	104	6	0	0	104	6	17,333
Total—1961 season	723	33	0	0	723	33	21,909
1962							
March	0	0	0	0	0	0	—
April	0	0	0	0	0	0	—
May	0	0	0	0	0	0	—
June	0	0	0	0	0	0	—
July	0	0	0	0	0	0	—
August	0	0	0	0	0	0	—
September	0	0	0	0	0	0	—
October	3	½	0	0	3	½	6,000
November	0	0	0	0	0	0	—
December	0	0	0	0	0	0	—
1963							
January	17	1	0	0	17	1	17,200
February	0	0	0	0	0	0	—
March 1-17	0	0	0	0	0	0	—
Total—1962 season	20	1½	0	0	20	1½	13,467

TABLE 3. Length-frequency data of anchovetas used for converting the catch statistics from pounds to numbers of fish of each year class

TABLA 3. Datos de las frecuencias de longitud de las anchovetas usados para convertir las estadísticas de captura de libras a número de peces de cada clase anual

	1960 season				Older Length range (mm)	
	1959 year class		Number of fish	Length range (mm)		
	Número de peces	Límite de longitud (mm)				
Temporada de 1960						
	Clase anual de 1959		Número de peces	Más viejos Límite de longitud (mm)		
	Número de peces	Límite de longitud (mm)				
March	2,367	101-130	338	131-161		
April	4,495	67-136	171	137-162		
May	4,237	78-139	57	140-154		
June	3,173	92-139	63	140-153		
July	1,912	95-136	37	137-151		
August	2,922	100-135	614	136-159		
September	3,233	102-139	114	140-164		
October	1,508	106-137	164	138-159		
November	962	110-143	75	144-162		
December	1,254	109-143	239	144-170		
January	377	111-145	6	148-152		
February	665	120-150	8	152-158		
March	336	131-156	2	159-161		
1961 season						
	1960 year class		1959 year class		Older	
	Number	Length	Number	Length	Number	
	of fish	range (mm)	of fish	range (mm)	of fish	
Temporada de 1961						
	Clase anual de 1960		Clase anual de 1959		Más viejos	
	Número de peces	Límite de longitud (mm)	Número de peces	Límite de longitud (mm)	Número de peces	
April	620	103-140	774	147-168	2	
May	1,426	105-145	198	148-166	1	
June	1,924	111-151	307	152-166	14	
July	2,071	116-152	236	153-166	12	
August	941	124-152	212	153-167	11	
September	987	122-151	177	152-168	1	
October	981	127-154	81	155-166	6	
November	695	127-153	38	154-165	1	
December	1,415	127-154	51	155-168	0	
January	1,430	122-157	10	159-165	0	
February	449	132-156	7	157-160	0	
1962 season						
	1961 year class		1960 year class		Older	
	Number	Length	Number	Length	Number	
	of fish	range (mm)	of fish	range (mm)	of fish	
Temporada de 1962						
	Clase anual de 1961		Clase anual de 1960		Más viejos	
	Número de peces	Límite de longitud (mm)	Número de peces	Límite de longitud (mm)	Número de peces	
March	620	103-140	774	147-168	2	
April	620	103-140	774	147-168	2	
May	1,426	105-145	198	148-166	1	
June	1,965	119-148	6	153-157	0	
July	2,337	121-149	112	150-166	0	
August	1,558	122-147	273	148-168	1	
September	1,457	120-148	404	149-167	4	
October	1,280	122-150	35	151-167	0	
November	1,447	120-151	84	152-165	4	
December	1,127	124-152	85	153-163	6	
January	978	135-159	37	160-168	1	
February	985	139-164	26	165-170	2	
March	565	134-163	12	164-170	0	

TABLE 4. Length-weight data used for converting the catch statistics from pounds to numbers of fish of each year class. The groups correspond to those in Table 2 of Bayliff (1965a). The group numbers in parentheses indicate the instances when the data from other areas and/or months were added to what data (if any) were available to bring the numbers of fish to at least 30. The headings *a* and *b* indicate the constants in the equation $\log_{10}w = \log_{10}a + b \log_{10}l$, where *w* is the weight in grams and *l* is the length in millimeters.

TABLA 4. Datos longitud-peso usados para convertir las estadísticas de captura de libras al número de peces de cada clase anual. Los grupos corresponden a los de la Tabla 2 de Bayliff (1965a). Los números de grupos en paréntesis indican los casos en que los datos de otras áreas y/o meses fueron agregados a los datos (si existían) que había disponibles para traer por lo menos a 30 el número d₂ peces. Los encabezamientos *a* y *b* indican las constantes en la ecuación $\log_{10}w = \log_{10}a + b \log_{10}l$, donde *w* es el peso en gramos y *l* es la longitud en milímetros.

		YOUNGER						OLDER					
	Group	Number of fish	Length range (mm)	<i>a</i>	<i>b</i>	Group	Group	Number of fish	Más viejos	Length range (mm)	<i>a</i>	<i>b</i>	
1960 season — Temporada de 1960													
March	9	386	84-121	-5.1850	3.2050	(34, 65, 71)	42	135-161	-3.9610	2.6716			
April	10	177	103-128	-6.0246	3.6099	35	71	137-151	-3.8166	2.5974			
May	11	173	91-133	-6.0079	3.5580	(35-36)	84	137-152	-3.7637	2.5704			
June	12	233	95-133	-5.8077	3.4789	(35-36)	84	137-152	-3.7637	2.5704			
July	13	130	108-133	-4.9965	3.1038	(1.37)	64	138-158	-3.0231	2.2108			
August	6, 14	238	109-137	-5.4200	3.2976	37	64	138-158	-3.0231	2.2108			
September	15	256	103-138	-3.8659	3.0332	(37-38)	177	136-158	-2.6364	2.6364			
October	16	130	113-134	-4.9258	3.0670	38	113	136-154	-3.9877	2.6482			
November	7, 17	86	111-133	-3.6117	2.4253	(31-32, 38-40)	213	136-159	-3.3262	2.3367			
December	8, 18	125	111-138	-6.4614	3.7949	32, 40	78	137-159	-3.7889	2.5439			
January	(8, 18)	125	111-138	-6.4614	3.7949	(32, 40)	78	137-159	-3.7889	2.5439			
February	(34, 65, 71)	42	135-161	-3.9610	2.6716	(32, 40)	78	137-159	-3.7889	2.5439			
March	(34, 65, 71)	42	135-161	-3.9610	2.6716	(32, 40)	78	137-159	-3.7889	2.5439			
1961 and 1962 seasons — Temporadas de 1961 y 1962													
March	(19-20)	73	102-144	-6.3090	3.7367	(41)	61	145-169	-3.1794	2.3326			
April	(19-20)	73	102-144	-6.3090	3.7367	41	61	145-169	-3.1794	2.3326			
May	20	55	102-144	-6.3099	3.7371	42	49	148-168	-2.8785	2.2000			
June	21	79	117-145	-5.7012	3.4522	(42-43)	72	148-168	-4.7386	3.0379			
July	22	83	120-149	-6.0753	3.6201	(43-44)	75	148-174	-4.7216	3.0051			
August	23	70	120-147	-6.3018	3.7146	44	52	148-174	-4.8274	3.0522			
September	24	77	120-148	-6.3309	3.7210	45	55	149-168	-4.8977	3.0759			
October	25	63	120-150	-5.7769	3.4635	46	33	151-167	-4.9492	3.0956			
November	26	92	118-151	-5.2566	3.2136	47	46	152-169	-3.7960	2.5495			
December	27	79	126-152	-4.6346	2.9379	48	44	153-165	-4.6625	2.9459			
January	28	69	134-159	-4.5963	2.9218	(48-50)	75	153-168	-4.8152	3.0165			
February	29	80	138-164	-5.3460	3.2646	(49-51)	37	160-168	-3.9857	2.6471			
March	30	71	133-163	-5.0071	3.1257	(49-51)	37	160-168	-3.9857	2.6471			

TABLE 5. Catches (in thousands of fish) of anchovetas of the 1959 and 1960 year classes in the Isla Verde area processed at each reduction plant during the 1960, 1961, and 1962 seasons

TABLA 5. Capturas (en miles de peces) de anchovetas de las clases anuales de 1959 y 1960 en el área de Isla Verde procesadas en cada planta de reducción durante las temporadas de 1960, 1961 y 1962

Date	Puerto Caimito		Reduction plant		Total	
	1959 year class	1960 year class	1959 year class	1960 year class	1959 year class	1960 year class
	Puerto Caimito		Planta de reducción		Total	
Fecha	Clase anual de 1959	Clase anual de 1960	Clase anual de 1959	Clase anual de 1960	Clase anual de 1959	Clase anual de 1960
1960						
March	0	—	485	—	485	—
April	0	—	20,632	—	20,632	—
May	0	—	4,017	—	4,017	—
June	638	—	0	—	638	—
July	7,413	—	0	—	7,413	—
August	6,307	—	6,735	—	13,041	—
September	6,149	—	11,008	—	17,157	—
October	3,627	—	1,504	—	5,131	—
November	763	—	0	—	763	—
December	3,303	—	0	—	3,303	—
1961						
January	4,492	—	749	—	5,241	—
February	1,040	—	0	—	1,040	—
March	0	—	0	—	0	—
Total-1960 season	33,732	—	45,129	—	78,861	—
1962						
April	1,024	820	0	0	1,024	820
May	1,366	9,839	278	2,002	1,644	11,841
June	1,584	9,926	483	3,030	2,067	12,956
July	1,191	10,451	456	4,000	1,647	14,451
August	3,752	16,655	304	1,350	4,056	18,005
September	1,858	10,362	362	2,020	2,221	12,382
October	825	9,994	0	0	825	9,994
November	194	3,550	0	0	194	3,550
December	267	7,414	0	0	267	7,414
1963						
January	21	2,943	0	0	21	2,943
February	22	1,437	0	0	22	1,437
Total-1961 season	12,105	83,390	1,884	12,403	13,989	95,793
1962						
March	7	2,614	0	0	7	2,614
April	9	3,654	0	0	9	3,654
May	11	2,198	0	0	11	2,198
June	0	51	0	0	0	51
July	0	1,076	0	0	0	1,076
August	15	4,171	0	0	15	4,171
September	57	5,742	0	0	57	5,742
October	0	185	0	0	0	185
November	37	776	0	0	37	776
December	66	935	0	0	66	935
1963						
January	10	366	0	0	10	366
February	14	180	0	0	14	180
March 1-17	0	50	0	0	0	50
Total-1962 season	226	21,999	0	0	226	21,999

TABLE 6. Catches (in thousands of fish) of anchovetas of the 1959 and 1960 year classes in the Panamá Viejo area processed at each reduction plant during the 1960, 1961, and 1962 seasons

TABLA 6. Capturas (en miles de peces) de anchovetas de las clases anuales de 1959 y 1960 en el área de Panamá Viejo procesadas en cada planta de reducción durante las temporadas de 1960, 1961 y 1962

Date	Puerto Caimito		Reduction plant		Total	
	1959 year class	1960 year class	Isla Taboga	Isla Taboga	1959 year class	1960 year class
	Puerto Caimito		Planta de reducción		Total	
Fecha	Clase anual de 1959	Clase anual de 1960	Clase anual de 1959	Clase anual de 1960	Clase anual de 1959	Clase anual de 1960
1960						
March	0	—	1,410	—	1,410	—
April	0	—	200	—	200	—
May	0	—	181	—	181	—
June	2,520	—	726	—	3,246	—
July	1,144	—	1,940	—	3,084	—
August	0	—	548	—	548	—
September	0	—	88	—	88	—
October	0	—	0	—	0	—
November	0	—	0	—	0	—
December	0	—	0	—	0	—
1961						
January	749	—	412	—	1,161	—
February	173	—	0	—	173	—
March	137	—	0	—	137	—
Total-1960 season	4,723	—	5,505	—	10,228	—
April	0	0	0	0	0	0
May	93	668	0	0	93	668
June	0	0	0	0	0	0
July	0	0	0	0	0	0
August	0	0	0	0	0	0
September	0	0	0	0	0	0
October	0	0	0	0	0	0
November	0	0	0	0	0	0
December	0	0	0	0	0	0
1962						
January	35	4,987	0	0	35	4,987
February	14	912	0	0	14	912
Total-1961 season	142	6,567	0	0	142	6,567
March	0	0	0	0	0	0
April	0	0	0	0	0	0
May	0	0	0	0	0	0
June	0	0	0	0	0	0
July	0	0	0	0	0	0
August	0	0	0	0	0	0
September	0	0	0	0	0	0
October	0	1	0	0	0	1
November	0	0	0	0	0	0
December	0	0	0	0	0	0
1963						
January	137 fish—peces	5	0	0	137 fish—peces	5
February	0	0	0	0	0	0
March 1-17	0	0	0	0	0	0
Total-1962 season	137 fish—peces	6	0	0	137 fish—peces	6

TABLE 7. Releases and returns of tags from the 1960 tagging experiments**TABLA 7.** Liberaciones y retornos de marcas de los experimentos de marcación de 1960

Area and date	Number	Released		Returned		1962 Isla Panamá Verde Viejo	Total		
		1960		1961					
		Isla Verde	Panamá Viejo	Isla Verde	Panamá Viejo				
Liberación									
Area y fecha	Número	1960 Isla Verde	Panamá Viejo	1961 Isla Verde	Panamá Viejo	1962 Isla Verde	Total		
Isla Verde									
21 June	571	19	0	4	0	0	23		
1 July	383	20	0	7	0	0	27		
12 July	598	2	0	1	0	0	3		
13	1,261	7	0	1	0	0	8		
	1,859	9	0	2	0	0	11		
4 August	369	7	0	0	0	0	7		
5	2,270	111	0	21	0	1	133		
6	899	40	0	11	0	0	51		
	3,538	158	0	32	0	1	191		
10 August	780	61	0	10	0	0	71		
11	1,593	76	0	14	0	0	90		
12	390	13	0	1	0	0	14		
	2,763	150	0	25	0	0	175		
20 September	1,987	105	0	28	0	0	133		
21	200	17	0	7	0	0	24		
	2,187	122	0	35	0	0	157		
29 September	2,677	182	0	52	1	3	238		
30	1,392	77	0	33	0	3	113		
	4,069	259	0	85	1	6	351		
Total	15,370	737	0	190	1	7	935		
Panamá Viejo									
22 June	1,388	1	2	3	1	0	7		
23	1,187	0	0	3	1	0	4		
	2,575	1	2	6	2	0	11		
6 July	1,350	0	2	1	0	0	3		
7	1,153	0	0	3	0	0	3		
8	1,357	0	0	0	0	0	0		
	3,860	0	2	4	0	0	6		
22 September	1,840	0	0	8	0	0	8		
27 September	1,746	0	1	8	1	0	10		
28	1,700	0	0	3	0	1	4		
	3,446	0	1	11	1	1	14		
Total	11,721	1	5	29	3	1	39		
Rio Pacora									
25 August	1,292	0	0	0	0	0	0		
26	900	0	0	0	0	0	0		
	2,192	0	0	0	0	0	0		

TABLE 7. (Continued)

Area and date	Number	Released		Returned		Total	
		1960		1961			
		Isla Verde	Panamá Viejo	Isla Verde	Panamá Viejo		
Isla Chepillo							
18 July	755	0	0	0	0	0	
19	3,076	0	0	4	0	0	
20	3,506	1	0	2	0	0	
21	3,545	0	0	2	0	0	
	10,882	1	0	8	0	9	
Punta Mangle							
9 September	784	0	0	2	0	0	
10	1,900	0	0	3	0	0	
11	1,552	0	0	2	0	0	
12	2,193	0	0	0	0	0	
13	200	0	0	0	0	0	
	6,629	0	0	7	0	0	
Bahia San Miguel							
18 August	394	0	0	1	0	0	
19	3,009	1	0	3	0	0	
20	3,183	0	0	3	1	0	
	6,586	1	0	7	1	0	
Grand total	53,380	740	5	241	5	8	
						999	

TABLE 8. Releases and returns of tags from the 1961 tagging experiments. The returns of half tags from May 22 and 23 are due to the fact that one series of 100 tags, from which one tag was returned, was used partly on May 22 and partly on May 23.

TABLA 8. Liberaciones y retornos de marcas de los experimentos de marcación de 1961. El retorno de la mitad de una marca en mayo 22 y 23 es debida al hecho de que de una serie de 100 marcas de las cuales se utilizó una parte en mayo 22 y la otra en mayo 23, fue retornada solamente una marca.

Area and date	Released		Returned		Total	
	1961		1962			
	Isla Verde	Panamá Viejo	Isla Verde	Panamá Viejo		
Liberación						
Area y fecha	Número	1961	1962	Retorno	Total	
		Isla Verde	Panamá Viejo	Isla Verde	Panamá Viejo	
Isla Verde						
8 May	1,181	21	0	0	21	
9	2,956	36	1	4	40	
10	3,092	26	0	4	30	
11	3,191	27	0	1	28	
	10,420	109	1	9	119	
22 May	641	1½	0	0	1½	
23	3,795	36½	0	6	42½	
24	3,418	54	0	3	57	
25	2,462	17	0	1	18	
26	1,868	21	0	1	22	
	12,184	130	0	11	141	
12 June	395	0	0	0	0	
13	3,821	12	1	2	14	
14	4,787	37	0	7	44	
15	2,687	6	0	0	6	
	11,690	54	1	9	64	
26 June	2,499	8	0	0	8	
27	4,593	5	0	0	5	
28	1,997	1	0	0	1	
	9,089	14	0	0	14	
19 July	4,865	12	0	1	13	
20	4,478	17	0	3	20	
21	600	1	0	0	1	
	9,943	30	0	4	34	
10 August	2,994	1	0	0	1	
11	3,753	8	0	1	9	
12	1,199	0	0	0	0	
	7,946	9	0	1	10	
Total	61,272	346	2	34	382	
Bahía Parita						
16 May	2,735	15	0	2	0	
17	3,574	5	0	2	0	
18	2,672	1	0	0	1	
19	418	0	0	0	0	
	9,399	21	0	4	25	

TABLE 8. (Continued)

Area and date	Number	Released		Returned		Total
		1961	Isla Verde	1962	Isla Verde	
Panamá Viejo						
16 June	4,089	3	0	1	0	4
17	997	0	0	0	0	0
	5,086	3	0	1	0	4
29 June	2,590	0	0	1	0	1
30	599	0	0	0	0	0
	3,189	0	0	1	0	1
10 July	798	0	0	0	0	0
Total	9,073	3	0	2	0	5
Rio Pacora						
22 June	1,352	0	1	0	0	1
23	1,998	1	1	0	0	2
	3,350	1	2	0	0	3
Isla Chepillo						
14 July	797	0	0	0	0	0
17 July	2,184	0	0	0	0	0
18	2,553	0	0	0	0	0
	4,737	0	0	0	0	0
Total	5,534	0	0	0	0	0
Punta Mangle						
11 July	4,195	0	0	0	0	0
12	3,297	0	0	1	0	1
13	1,594	1	0	2	0	3
	9,086	1	0	3	0	4
Isla Majé						
20 June	4,308	0	0	1	0	1
21	4,539	1	0	4	0	5
	8,847	1	0	5	0	6
Bahía San Miguel						
6 June	1,075	0	0	0	0	0
7	1,778	0	0	0	0	0
8	3,788	0	0	0	0	0
	6,641	0	0	0	0	0
Grand total	113,202	373	4	48	0	425

TABLE 9. Returns of tags from fish tagged in the Isla Verde and Panamá Viejo areas in 1960, and the corresponding catches of fish of the 1959 year class during the 1960, 1961, and 1962 seasons**TABLA 9.** Retornos de las marcas de los peces marcados en las áreas de Isla Verde y de Panamá Viejo en 1960, y las capturas de peces correspondientes a la clase anual de 1959 durante las temporadas de 1960, 1961 y 1962

Area tagged	Season	Tags returned Area	Number	Catch (in thousands of fish)	Tags per 1,000,000 fish
Área de marcación	Temporada	Retornos de marcas Área	Número	Captura (en miles de peces)	Marcas por 1,000,000 de peces
Isla Verde	1960	Isla Verde	737	78,861	9.346
		Panamá Viejo	0	10,228	0.000
	1961	Isla Verde	190	13,989	13.583
		Panamá Viejo	1	142	7.048
	1962	Isla Verde	7	226	30.953
		Panamá Viejo	0	137 fish—peces	0.000
Panamá Viejo	1960	Isla Verde	1	78,861	0.013
		Panamá Viejo	5	10,228	0.489
	1961	Isla Verde	29	13,989	2.073
		Panamá Viejo	3	142	21.143
	1962	Isla Verde	1	226	4.422
		Panamá Viejo	0	137 fish—peces	0.000

TABLE 10. Temporal distribution of the tag returns in the Isla Verde area from fish tagged in 1960**TABLA 10.** Distribución temporal de los retornos de marcas en el área de Isla Verde de peces marcados en 1960

Date returned	Isla Verde	Panamá Viejo	Area tagged			
			Río Pacora	Isla Chepillo	Punta Mangle	Bahía San Miguel
Fecha de retorno	Isla Verde	Panamá Viejo	Area de marcación			
			Río Pacora	Isla Chepillo	Punta Mangle	Bahía San Miguel
1960	July	4	0	0	0	0
	August	123	0	0	0	0
	September	187	0	0	1	0
	October	218	1	0	0	0
	November	17	0	0	0	0
	December	69	0	0	0	0
1961	January	108	0	0	0	1
	February	11	0	0	0	0
	March	0	0	0	0	0
Total-1960 season		737	1	0	1	1
	April	4	0	0	0	0
	May	11	0	0	0	0
	June	30	5	0	2	4
	July	31	11	0	2	1
	August	70	10	0	3	1
	September	24	1	0	1	1
	October	16	1	0	1	1
	November	1	0	0	0	0
	December	2	1	0	0	0
1962	January	1	0	0	0	0
	February	0	0	0	0	0
Total-1961 season		190	29	0	8	7
	March	1	0	0	0	0
	April	1	0	0	0	0
	May	0	0	0	0	0
	June	0	0	0	0	0
	July	0	0	0	0	0
	August	1	0	0	0	0
	September	1	1	0	0	0
	October	0	0	0	0	0
	November	1	0	0	0	0
	December	0	0	0	0	0
1963	January	2	0	0	0	0
	February	0	0	0	0	0
	March 1-17	0	0	0	0	0
Total-1962 season		7	1	0	0	0

TABLE 11. Temporal distribution of the tag returns in the Isla Verde area from fish tagged in 1961**TABLA 11.** Distribucion temporal de los retornos de marcas en el área de Isla Verde de peces marcados en 1961

Date returned	Isla Verde	Bahía Parita	Panamá Viejo	Area tagged				Isla Majé	Bahía San Miguel
				Río Pacora	Isla Chepillo	Punta Mangle			
Fecha de retorno	Isla Verde	Bahía Parita	Panamá Viejo	Area de marcación			Isla Majé	Bahía San Miguel	
1961 May	64	0	0	0	0	0	0	0	
June	69	2	0	0	0	0	0	0	
July	59	4	1	0	0	0	0	0	
August	52	2	0	0	0	0	0	0	
September	27	2	0	0	0	0	0	0	
October	21	4	1	0	0	0	0	0	
November	13	3	1	0	0	0	0	0	
December	24	4	0	0	0	1	1	0	
1962 January	13	0	0	1	0	0	0	0	
February	4	0	0	0	0	0	0	0	
Total-1961 season	346	21	3	1	0	1	1	0	
March	1	0	0	0	0	0	0	0	
April	10	1	0	0	0	0	0	0	
May	4	0	0	0	0	0	0	0	
June	0	0	0	0	0	0	0	0	
July	1	0	0	0	0	0	2	0	
August	5	0	1	0	0	1	0	0	
September	7	2	1	0	0	1	3	0	
October	0	0	0	0	0	1	0	0	
November	2	0	0	0	0	0	0	0	
December	1	0	0	0	0	0	0	0	
1963 January	2	1	0	0	0	0	0	0	
February	1	0	0	0	0	0	0	0	
March 1-17	0	0	0	0	0	0	0	0	
Total-1962 season	34	4	2	0	0	3	5	0	

TABLE 12. Return indices for the experiment of June 21, 1960
 TABLA 12. Índices de retorno para el experimento del 21 de junio de 1960

Date Fecha	Puerto Caimito			Reduction Plant Isla Taboga			Total		
	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices
1960 season									
March-20 June	638	—	—	25,134	—	—	25,772	—	—
Period 1									
21-26 June	0	—	—	0	—	—	0	—	—
27 June-1 July	0	—	—	0	—	—	0	—	—
2-6 July	971	0	0	0	—	—	971	0	0
7-11 July	1,355	1	1,293	0	—	—	1,355	1	1,293
12-16 July	1,385	1	1,265	0	—	—	1,385	1	1,265
17-21 July	1,430	1	1,225	0	—	—	1,430	1	1,225
21 June-21 July	5,140	3	1,022	0	—	—	5,140	3	1,022
Period 2									
22-31 July	2,273	1	771	0	—	—	2,273	1	771
August	6,307	4	1,111	6,735	1	260	13,041	5	671
September	6,149	2	570	11,008	4	636	17,157	6	612
October	3,627	1	483	1,504	0	0	5,131	1	341
November	763	0	0	0	—	—	763	0	0
December	3,303	2	1,060	0	—	—	3,303	2	1,060
January	4,492	1	390	749	0	0	5,241	1	334
February	1,040	0	0	0	—	—	1,040	0	0
March	0	—	—	0	—	—	0	—	—
22 July-March	27,954	11	689	19,995	5	438	47,949	16	584
Total-1960 season	33,732	14	—	45,129	5	—	78,861	19	—
1961 season	12,105	3	434	1,884	1	930	13,989	4	501
1962 season	226	0	0	0	—	—	226	0	0

POPULATION DYNAMICS OF THE ANCHOVETA

TABLE 13. Return indices for the experiment of July 1, 1960
 TABLA 13. Índices de retorno para el experimento del 1º de julio de 1960

Date	Puerto Caimito			Reduction Plant			Total		
	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices
	Captura (miles de pesos)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de pesos)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de pesos)	Retornos de marcas	Índices de retorno
1960 season									
March-June	638	—	—	25,134	—	—	25,772	—	—
Period 1									
1-6 July	971	0	0	0	—	—	971	0	0
7-11 July	1,355	0	0	0	—	—	1,355	0	0
12-16 July	1,385	0	0	0	—	—	1,385	0	0
17-21 July	1,430	0	0	0	—	—	1,430	0	0
22-26 July	1,753	0	0	0	—	—	1,753	0	0
27-31 July	1,520	0	0	0	—	—	1,520	0	0
1-31 July	7,413	0	0	0	—	—	7,413	0	0
Period 2									
August	6,307	5	2,070	6,735	0	0	13,041	5	1,001
September	6,149	3	1,274	11,008	2	474	17,157	5	761
October	3,627	3	2,159	1,504	0	0	5,131	3	2,159
November	763	0	0	0	—	—	763	0	0
December	3,303	4	3,162	0	—	—	3,303	4	3,162
January	4,492	1	581	749	1	3,487	5,241	2	996
February	1,040	1	2,510	0	—	—	1,040	1	2,510
March	25,681	0	—	19,995	3	392	45,676	20	1,143
Total-1960 season	33,732	17	—	45,129	3	—	78,861	20	—
1961 season	12,105	6	1,294	1,884	1	1,386	13,989	7	1,342
1962 season	226	0	0	0	—	—	226	0	0

TABLE 14. Return indices for the experiment of July 12-13, 1960

TABLA 14. Índices de retorno para el experimento del 12-13 de julio de 1960

Date Fecha	Puerto Caimito			Reduction Plant Isla Taboga			Total		
	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices
	Captura (miles de peces)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de peces)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de peces)	Retornos de marcas	Índices de retorno
1960 season									
March-11 July	2,963	—	—	25,134	—	—	28,097	—	—
Period 1									
12-17 July	1,385	0	0	0	—	—	1,385	0	0
18-22 July	1,430	0	0	0	—	—	1,430	0	0
23-27 July	1,445	0	0	0	—	—	1,445	0	0
28 July-1 August	1,459	0	0	0	—	—	1,459	0	0
2-6 August	1,967	0	0	0	—	—	1,967	0	0
7-11 August	1,210	0	0	1,120	0	0	2,330	0	0
12 July-11 August	8,896	0	0	1,120	0	0	10,015	0	0
Period 2									
12-31 August	2,499	0	0	5,615	1	96	8,113	1	66
September	6,149	1	87	11,008	1	49	17,157	2	63
October	3,627	1	148	1,504	0	—	5,131	1	105
November	3,763	1	705	0	—	—	763	1	705
December	3,303	3	489	0	—	—	3,303	3	489
January	4,492	1	120	749	0	0	5,241	1	103
February	1,040	0	0	0	—	—	1,040	0	0
March	0	—	—	0	—	—	0	—	—
12 August-March	21,873	7	172	18,875	2	57	40,748	9	152
Total-1960 season	33,742	7	—	45,129	2	—	78,861	9	—
1961 season	12,105	2	89	1,884	0	0	13,989	2	77
1962 season	226	0	0	—	—	—	226	0	0

POPULATION DYNAMICS OF THE ANCHOVETA

TABLE 15. Return indices for the experiment of August 4-6, 1960
 TABLA 15. Índices de retorno para el experimento del 4-6 de agosto de 1960

Date Fecha	Puerto Caimito			Reduction Plant Isla Taboga			Total		
	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices
	Captura (miles de peses)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de peses)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de peses)	Retornos de marcas	Índices de retorno
1960 season March-3 August	10,260	—	—	25,134	—	—	35,394	—	—
Period 1									
4-9 August	1,336	0	0	384	4	2,941	1,720	4	657
10-14 August	1,263	3	3,224	887	8	2,548	1,150	11	2,703
15-19 August	894	5	1,380	1,934	12	1,753	2,829	17	1,699
20-24 August	868	2	651	1,557	9	1,634	2,424	11	1,282
25-29 August	316	4	3,582	1,388	6	1,222	1,704	10	1,659
30 August-3 September	1,031	2	548	1,638	4	690	2,669	6	635
4 August-3 September	4,708	16	961	7,789	43	1,560	12,497	59	1,334
Period 2									
4-30 September	5,539	7	357	9,954	33	937	15,493	40	730
October	3,627	18	1,403	1,504	12	2,256	5,131	30	1,653
November	763	2	741	0	—	—	763	2	741
December	3,303	9	770	0	—	—	3,303	9	770
January	4,492	17	1,070	749	1	378	5,241	18	971
February	1,040	0	—	0	—	—	1,040	0	0
March	0	—	—	0	—	—	0	—	—
4 September-March	18,764	53	798	12,206	46	1,065	30,970	99	904
Total-1960 season	33,742	69	—	45,129	89	—	78,861	158	—
1961 season	12,105	28	654	1,884	4	600	13,989	32	647
1962 season	226	1	1,250	0	—	—	226	1	1,250

TABLE 16. Return indices for the experiment of August 10-12, 1960
 TABLA 16. Índices de retorno para el experimento del 10-12 de agosto de 1960

Date Fecha	Puerto Caimito			Reduction Plant Isla Taboga			Total		
	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices
	Captura (miles de peces)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de peces)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de peces)	Retornos de marcas	Índices de retorno
1960 season									
March-9 August	11,596	—	—	25,518	—	—	37,114	—	—
Period 1									
10-15 August	263	0	0	1,261	20	5,740	1,524	20	4,749
16-20 August	894	6	2,428	1,561	8	1,855	2,455	14	2,064
21-25 August	868	4	1,668	1,557	9	2,093	2,424	13	1,941
26-30 August	316	4	4,587	1,901	4	761	2,216	8	1,306
31 August-4 September	1,031	1	351	1,125	7	2,251	2,156	8	1,343
5-9 September	583	1	620	1,987	4	729	2,570	5	704
10 August-9 September	3,955	16	1,464	9,391	52	2,004	13,346	68	1,844
Period 2									
10-30 September	4,956	13	949	7,967	23	1,045	12,923	36	1,008
October	3,627	9	898	1,504	11	2,648	5,131	20	1,411
November	763	6	2,848	0	—	—	763	6	2,848
December	3,303	7	767	0	—	—	3,303	7	767
January	4,492	11	886	749	1	483	5,241	12	829
February	1,040	1	348	0	—	—	1,040	1	348
March	0	—	—	0	—	—	0	—	—
10 September-March	18,181	47	936	10,220	35	1,240	28,401	82	1,045
Total-1960 season	33,732	63	—	45,129	87	—	78,861	150	—
1961 season	12,105	19	568	1,884	6	1,153	13,989	25	647
1962 season	226	0	0	0	—	—	226	0	0

POPULATION DYNAMICS OF THE ANCHOVETA

TABLE 17. Return indices for the experiment of September 20-21, 1960

TABLA 17. Índices de retorno para el experimento del 20-21 de septiembre de 1960

Date Fecha	Puerto Caimito			Reduction Plant Isla Taboga			Reduction Plant Isla Taboga			Total		
	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Captura (miles de peses)	Retornos de marcas	Indices de retorno	Captura (miles de peses)	Retornos de marcas	Indices de retorno
1960 season March-19 September	18,208	—	—	38,761	—	—	56,969	—	—	56,969	—	—
Period 1												
20-25 September	576	3	2,380	2,037	28	6,285	2,613	31	5,424			
26-30 September	1,722	12	3,186	2,079	15	3,300	3,801	27	3,248			
1-5 October	1,263	5	1,811	1,199	15	5,721	2,462	20	3,715			
6-10 October	382	5	5,987	0	—	—	382	5	5,987			
11-15 October	1,431	3	958	0	—	—	1,431	3	958			
16-20 October	50	0	305	5	7,502	355	5	6,449				
20 September-20 October	5,423	28	2,361	5,619	63	5,126	11,042	91	3,768			
Period 2												
21-31 October	503	2	1,820	0	—	—	503	2	1,820			
November	763	2	1,199	0	—	—	763	2	1,199			
December	3,303	7	969	0	—	—	3,303	7	969			
January	4,492	19	1,934	749	1	611	5,241	20	1,745			
February	1,040	0	0	0	—	—	1,040	0	0			
March	0	—	—	—	—	—	—	—	—			
21 October-March	10,100	30	1,358	749	1	611	10,849	31	1,307			
Total-1960 season	33,732	58	—	45,129	64	—	78,861	122	—			
1961 season	12,105	31	1,171	1,884	4	971	13,989	35	1,144			
1962 season	226	0	0	0	—	—	226	0	0			

TABLE 18. Return indices for the experiment of September 29-30, 1960
 TABLA 18. Índices de retorno para el experimento del 29-30 de septiembre de 1960

Date Fecha	Puerto Caimito			Reduction Plant Isla Taboga			Total		
	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices
1960 season									
March-28 September	19,829	—	—	42,037	—	—	61,865	—	—
Period 1									
29 September-4 October	1,567	12	1,882	2,039	69	8,318	3,606	81	5,520
5-9 October	591	13	5,407	0	—	—	591	13	5,407
10-14 October	1,595	43	6,627	0	—	—	1,595	43	6,627
15-19 October	0*	1*	—	305	8	6,451	305	9	7,258
20-24 October	174	2	2,822	0	—	—	174	2	2,822
25-29 October	378	5	3,249	0	—	—	378	5	3,249
29 September-29 October	4,305	76	4,338	2,344	77	8,075	6,649	153	5,655
Period 2									
30-31 October	0	—	—	0	—	—	0	—	—
November	763	6	1,934	0	—	—	763	6	1,934
December	3,303	37	2,753	0	—	—	3,303	37	2,753
January	4,492	51	2,790	749	3	984	5,241	54	2,532
February	1,040	9	2,126	0	—	—	1,040	9	2,126
March	0	—	—	0	—	—	0	—	—
30 October-March	9,598	103	2,637	749	3	984	10,347	106	2,518
Total-1960 season	33,732	179	—	45,129	80	—	78,861	259	—
1961 season	12,105	70**	1,421	1,884	15	1,957	13,989	85**	1,493
1962 season	226	6	6,520	0	—	—	226	6	6,520

* Thread herring processed during this period. — Arenques de hebra procesados durante este período.
 ** Excludes one return from the Panama Viejo area. — Excluye un retorno del área de Panamá Viejo.

POPULATION DYNAMICS OF THE ANCHOVETA

TABLE 19. Return indices for the experiment of May 8-11, 1961
 TABLA 19. Índices de retorno para el experimento del 8-11 de mayo de 1961

Date Fecha	Puerto Caimito			Reduction Plant			Total Return indices
	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	
	Captura (miles de pesos)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de pesos)	Retornos de marcas	Índices de retorno	
1961 season							
April-7 May	2,808	—	—	0	—	—	2,808
Period 1							—
8-13 May	2,050	16	749	1,387	10	692	3,437
14-18 May	1,399	2	137	615	3	468	2,014
19-23 May	677	2	283	0	—	—	677
24-28 May	3,351	8	229	0	—	—	3,351
29 May-2 June	945	2	203	0	—	—	945
3-7 June	1,882	0	0	784	1	122	2,666
8 May-7 June	10,304	30	279	2,787	14	482	13,091
Period 2							
8-30 June	7,474	11	141	2,246	2	85	9,719
July	10,451	9	83	4,000	2	48	14,451
August	16,655	11	63	1,350	0	0	18,005
September	10,362	6	56	2,020	2	95	12,382
October	9,994	6	58	0	—	—	9,994
November	3,550	6	162	0	—	—	3,550
December	7,414	5	65	0	—	—	7,414
January	2,943	4*	130	0	—	—	2,943
February	1,437	1	67	0	—	—	1,437
8 June-February	70,279	59*	81	9,616	6	60	79,895
Total-1961 season	83,390	89*	—	12,403	20	—	95,793
1962 season	21,999	9	39	0	—	—	21,999

* Excludes one return from the Panamá Viejo area. — Excluye un retorno del área de Panamá Viejo.

TABLE 21. Return indices for the experiment of June 12-15, 1961. The returns of tags of fish which were in their second or third year of life when tagged are listed in parentheses.**TABLA 21.** Indices de retorno para el experimento del 12-15 de junio de 1961. Los retornos de marcas de los peces que estaban en su segundo o tercer año de vida cuando fueron marcados están anotados en parentesis.

Date Fecha	Puerto Caimito			Reduction Plant Isla Taboga			Reduction Plant Isla Taboga			Planta de reducción Isla Taboga			Catch (thousands of fish)			Total		
	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Captura (miles de peses)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de peses)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de peses)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Total	Tag returns	Return indices	Total	Tag returns	Return indices
1961 season																		
April-11 June	14,552	—	—	—	—	—	3,100	—	—	—	—	—	17,652	—	—	—	—	—
Period 1																		
12-17 June	2,422	12	424	446	0	0	0	258	2	258	0	0	2,868	12	358	—	—	—
18-22 June	1,535	3	167	663	2	1	146	1	585	0	1,011	1	2,198	5	195	—	—	—
23-27 June	864	0	0	146	1	1	677	0	0	0	1,889	1	1,889	1	85	—	—	—
28 June-2 July	1,212	1	71	1,003	2	2	171	0	0	0	5,430	9	5,430	9	45	—	—	—
3-7 July	4,427	7	135	393	1	1	218	1	171	0	1,384	1	1,384	1	142	—	—	—
8-12 July	991	0	0	3,328	6	6	154	0	0	0	14,779	29	14,779	29	62	—	—	—
12 June-12 July	11,452	23	172	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	168	—	—	—
Period 2																		
13-31 July	5,033	3	51	2,604	1	1	33	0	0	0	7,637	4	7,637	4	45	—	—	—
August	16,655	9(+2)	46	1,350	0	0	0	0	0	0	18,005	9(+2)	18,005	9(+2)	43	—	—	—
September	10,362	1	8	2,020	0	0	0	—	—	—	12,382	1	12,382	1	7	—	—	—
October	9,994	3	26	0	0	0	—	—	—	—	9,994	3	9,994	3	26	—	—	—
November	3,550	1	24	0	0	0	—	—	—	—	3,550	1	3,550	1	24	—	—	—
December	7,414	4	46	0	0	0	—	—	—	—	7,414	4	7,414	4	46	—	—	—
January	2,943	1*	29	0	0	0	—	—	—	—	2,943	1*	2,943	1*	29	—	—	—
February	1,437	0	0	0	0	0	—	—	—	—	1,437	0	1,437	0	0	—	—	—
13 July-February	57,387	22*(+2)	33	5,975	1	1	14	—	—	—	63,362	23*(+2)	63,362	23*(+2)	31	—	—	—
Total-1961 season	83,390	45*(+2)	—	—	12,403	7	—	—	—	—	95,793	52*(+2)	95,793	52*(+2)	—	—	—	—
1962 season	21,999	9	35	0	0	—	—	—	—	—	21,999	9	21,999	9	35	—	—	—

* Excludes one return from the Panamá Viejo area. — Excluye un retorno del área de Panamá Viejo.

POPULATION DYNAMICS OF THE ANCHOVETA

263

TABLE 23. Return indices for the experiment of July 19-21, 1961
 TABLA 23. Índices de retorno para el experimento del 19-21 de julio de 1961

Date Fecha	Puerto Caimito			Reduction Plant Isla Taboga			Total			Return Indices Índices de retorno
	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Tag returns	Return indices	Catch (thousands of fish)	Total	Tag returns	
	Captura (miles de peces)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de peces)	Retornos de marcas	Índices de retorno	Captura (miles de peces)	Retornos de marcas	Tag returns	
1961 season April-18 July	27,780	—	—	7,236	—	—	35,016	—	—	—
Period 1										
19-24 July	1,419	3	213	1,797	6	336	3,216	9	281	
25-29 July	1,239	2	162	0	—	—	1,239	2	162	
30 July-3 August	2,865	1	35	0	—	—	2,865	1	35	
4-8 August	3,106	0	0	0	—	—	3,106	0	0	
9-13 August	2,071	2	97	0	—	—	2,071	2	97	
14-18 August	3,118	1	32	960	0	0	4,078	1	25	
19 July-18 August	13,818	9	66	2,757	6	219	16,575	15	91	
Period 2										
19-31 August	6,093	2	33	390	0	0	6,483	2	31	
September	10,362	0	0	2,020	0	—	12,382	0	0	
October	9,994	2	20	0	—	—	9,994	2	20	
November	3,550	2	57	0	—	—	3,550	2	57	
December	7,414	6	81	0	—	—	7,414	6	81	
January	2,943	2	68	0	—	—	2,943	2	68	
February	1,437	1	70	0	—	—	1,437	1	70	
19 August-February	41,792	15	36	2,410	0	0	44,202	15	34	
Total-1961 season	83,390	24	—	12,403	6	—	95,793	30	—	
1962 season	21,999	4	18	0	—	—	21,999	4	18	

TABLE 25. Returns of tags applied by the various taggers for the 1960 experiments in the Isla Verde area. In one instance the lettering on the tag was partly obliterated, so it was not possible to tell which person had tagged the fish bearing that tag.

TABLA 25. Retornos de las marcas aplicadas por los diversos operadores para los experimentos de 1960 en el área de Isla Verde. En una ocasión la leyenda de la marca estaba parcialmente borrada, así que no fue posible saber que persona había marcado el pez que llevaba esa marca.

Date tagged	Tagger	Number tagged	Number returned				Per cent returned	Number returned during Period 1a
			1960 season	1961 season	1962 season	Total		
Fecha de marcación	Operador	Número marcado	Número retornado				Porcentaje retornado	Número retornado durante el Periodo 1a
			Temporada de 1960	Temporada de 1961	Temporada de 1962	Total		
21 June	1	194	5	2	0	7	3.608	0
	2	294	14	1	0	15	5.102	0
	1+2	83	0	1	0	1	1.205	0
	Total	571	19	4	0	23	4.028	0
1 July	1	199	7	4	0	11	5.528	0
	3	184	13	3	0	16	8.700	0
	Total	383	20	7	0	27	7.050	0
12-13 July	2	928	3	0	0	3	0.323	0
	3	931	6	2	0	8	0.859	0
	Total	1,859	9	2	0	11	0.592	0
4-6 August	1	1,646	106	21	0	127	7.716	2
	2	1,892	52	11	1	64	3.383	2
	Total	3,538	158	32	1	191	5.399	4
10-12 August	2	1,366	51	15	0	66	4.832	8
	3	1,397	99	10	0	109	7.802	12
	Total	2,763	150	25	0	175	6.334	20
20-21 September	1	996	63	18	0	81	8.133	17
	2	991	42	9	0	51	5.146	14
	1 or 2	—	0	1	0	1	—	0
	1+2	200	17	7	0	24	12.000	0
	Total	2,187	122	35	0	157	7.179	31
29-30 September	1	1,882	146	43	5	194	10.308	47
	2	2,087	110	39	0	149	7.139	34
	1+2	100	3	4	1	8	8.000	0
	Total	4,069	259	86	6	351	8.626	81
Total	1	4,917	327	88	5	420	8.542	66
	2	7,558	272	75	1	348	4.604	58
	3	2,512	118	15	0	133	5.295	12
	1 or 2	—	0	1	0	1	—	0
	1+2	383	20	12	1	33	8.616	0
	Total	15,370	737	191	7	935	6.083	136

TABLE 27. Returns of tags of the first and last releases of each day for the 1960 experiments in the Isla Verde area**TABLA 27.** Retornos de marcas de la primera y de la última liberación de cada día de los experimentos de 1960 en el área de Isla Verde

Date tagged Fecha de marcación	Release Liberación	Number tagged Número marcado	Returned Número Retorno Porcentaje	
			Number Número	Per cent Porcentaje
21 June	1 2	389 182	20 3	5.141 1.648
1 July	1	383	27	7.050
12 July	1	598	3	0.502
13 July	1 2+3	793 468	5 3	0.631 0.641
4 August	1	369	7	1.897
5 August	1 3	778 695	76 22	9.769 3.165
6 August	1+2	899	51	5.673
10 August	1	780	71	9.103
11 August	1 4	398 400	27 7	6.784 1.750
12 August	1	390	14	3.590
20 September	1 3+4	791 396	61 26	7.712 6.566
21 September	1	200	24	12.000
29 September	1 4	600 594	61 36	10.167 6.061
30 September	1+2 3	694 698	56 57	8.069 8.166
Total	1 (including 1+2) other	8,062 3,433	503 154	6.239 4.486

TABLE 29. Data employed for the choice of the "best" batches of tagged fish for each experiment of the 1960 season**TABLA 29.** Datos empleados para la selección de las "mejores" tandas de los peces marcados de cada experimento de la temporada de 1960

Date tagged Fecha de marcación	Number tagged in first batch by more skillful tagger Número marcado en la primera tanda por el operador más hábil	Number returned Número retornado	Chi-square value Valor del Ji-cuadrado	Degrees of freedom Grados de libertad	Probability Probabilidad
21 June	195	13			
1 July	184	16			
12 July	300	3			
13 July	397	3	0.121	1	0.80-0.70
4 August	173	4			
5 August	378	53	18.280	2	< 0.001
6 August	400	38			
10 August	399	43			
11 August	200	16	6.680	2	0.05-0.025
12 August	198	9			
20 September	400	36			
21 September	200	24	1.333	1	0.30-0.20
29 September	300	37	1.279	1	0.30-0.20
30 September	294	29			

TABLE 31. Retention of tags by fish which survived at least 1 month in the live boxes (Bayliff and Klima, 1962; Tables 2 and 3)**TABLA 31.** Retención de marcas por peces que sobrevivieron por lo menos 1 mes en los viveros (Bayliff y Klima, 1962; Tablas 2 y 3)

Experiment	Tags retained	Tags shed	Portion retained
Experimento	Marcas retenidas	Marcas desprendidas	Porción retenida
9c	93	35	0.727
6g	21	17	0.553
5h	24	10	0.706
11e	7	14	0.333
10e	9	4	0.692
12e	13	12	0.520
1d	10	15	0.400
8d	19	13	0.584
9e	32	18	0.640
2g	48	11	0.814
1e	45	11	0.804
8e	39	26	0.600
9f	33	9	0.786
Total	393	195	0.668

TABLE 33. Results of the efficiency tests conducted at the Puerto Caimito reduction plant during the 1960 season**TABLA 33.** Resultados de las pruebas de eficiencia conducidas en la planta de reducción de Puerto Caimito durante la temporada de 1960

Number of test Número de la prueba	Date initiated Fecha de iniciación	Cleaning in which tags were returned Limpieza en que fueron retornadas las marcas													Total
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11-20	>20		
1	2 August 60	44	43	3	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	92
2	17 August	53	33	4	0	1	1	0	0	0	0	0	0	1	93
3	2 September	34	46	1	0	0	0	0	0	2	0	2	0	0	85
4	16 September	45	42	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	89
5	3 October	58	28	4	2	0	0	0	0	0	0	0	0	1	93
6	21 October	56	30	5	1	3	0	1	0	0	0	0	0	0	96
7	2 November	81	8	3	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	93
8	18 November	49	37	2	7	0	1	0	0	0	0	0	0	0	96
9	7 December	62	19	12	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	96
10	11 January 61	20	35	15	17	0	0	0	0	0	0	0	0	1	88
11	26 January	65	4	9	1	5	0	0	0	0	0	0	0	0	84
12	28 February	65	3	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	71
Total		632	328	61	30	10	2	4	0	2	0	4	3	1076	
Average		52.7	27.3	5.1	2.5	0.8	0.2	0.3	0.0	0.2	0.0	0.3	0.2	89.67	

TABLE 34. Results of the efficiency tests conducted at the Puerto Caimito reduction plant during the 1961 season**TABLA 34.** Resultados de las pruebas de eficiencia conducidas en la planta de reducción de Puerto Caimito durante la temporada de 1961

Number of test Número de la prueba	Date initiated Fecha de iniciación	Cleaning in which tags were returned Limpieza en que fueron retornadas las marcas													Total
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11-20	>20		
13	2 May 61	75	1	1	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	79
14	10 May	86	5	1	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	95
15	8 June	80	8	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	91
16	13 June	58	23	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	83
17	21 June	60	23	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	85
18	28 June	57	11	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	72
19	6 July	25	54	1	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	82
20	12 July	31	51	5	1	0	2	1	0	0	0	0	0	0	91
21	24 July	37	23	18	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	79
22	7 August	78	5	6	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	90
23	21 August	50	7	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	76
24	4 September	76	2	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	80
25	20 September	35	42	3	1	1	1	1	0	0	0	0	1	0	85
26	4 October	77	5	8	2	1	0	3	1	0	0	0	0	0	97
27	16 October	18	54	14	2	0	1	0	0	1	0	0	1	0	91
28	1 November	73	13	4	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	92
29	7 December	72	14	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	88
30	21 December	43	37	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	82
31	4 January 62	35	26	14	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	77
32	11 January	62	23	0	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	91
Total		1128	427	104	19	8	4	6	2	1	0	4	3	1706	
Average		56.4	21.4	5.2	1.0	0.4	0.2	0.3	0.1	0.0	0.0	0.2	0.2	85.30	

TABLE 36. Results of the efficiency tests conducted at the Isla Taboga reduction plant in 1960**TABLA 36.** Resultados de las pruebas de eficiencia conducidas en la planta de reducción de Isla Taboga en 1960

Number of test	Date initiated	Cleaning in which tags were returned												Total
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11-20	>20	
Número de la prueba	Fecha de iniciación	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11-20	>20	Total
1	18 April 60	67	6	12	2	2	0	0	0	0	0	0	0	89
2	5 July	30	26	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	65
3	16 August	44	31	1	14	0	1	0	0	0	1	0	0	92
4	1 September	46	31	9	5	1	1	0	0	0	0	0	0	93
5	13 September	52	27	3	0	0	0	1	2	0	1	1	0	87
6	4 October	34	39	7	1	1	0	0	0	0	0	0	0	82
Total		273	160	41	22	4	2	1	2	0	2	1	0	508
Average		45.5	26.7	6.8	3.7	0.7	0.3	0.2	0.3	0.0	0.3	0.2	0.0	84.67

TABLE 37. Results of the efficiency tests conducted at the Isla Taboga reduction plant during the 1961 season**TABLA 37.** Resultados de las pruebas de eficiencia conducidas en la planta de reducción de Isla Taboga en la temporada de 1961

Number of test	Date initiated	Cleaning in which tags were returned												Total
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11-20	>20	
Número de la prueba	Fecha de iniciación	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11-20	>20	Total
7	8 June 61	56	1	3	4	2	1	1	2	1	0	0	1	72
8	6 July	26	38	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	66
9	6 September	18	13	18	1	0	2	3	1	0	1	0	0	57
Total		100	52	21	5	2	3	4	4	1	1	1	1	195
Average		33.3	17.3	7.0	1.7	0.7	1.0	1.3	1.3	0.3	0.3	0.3	0.3	65.00

TABLE 38. Adjustment of the tag return data for fish tagged in the Isla Verde area in 1960 to compensate for the losses of tags in the reduction plants**TABLA 38.** Ajustamiento de los datos de retornos de marcas de peces marcados en el área de Isla Verde en 1960 para compensar por las pérdidas de marcas en las plantas de reducción

Date tagged	$R_{ic'}$	$R_{iT60'}$	$R_{iT61'}$	$R_{i''}$	Var ($R_{i''}$)	95-per cent confidence limits
Fecha de marcación	$R_{ic'}$	$R_{iT60'}$	$R_{iT61'}$	$R_{i''}$	Var ($R_{i''}$)	Limites de confianza del 95 por ciento
21 June	14	5	1	23.426	27.726	12.894- 33.958
1 July	23	3	1	31.337	36.680	19.225- 43.449
12-13 July	9	2	0	12.636	14.550	5.008- 20.264
4-6 August	82	46	4	154.090	187.063	126.736-181.444
10-12 August	66	35	6	125.910	154.653	101.038-150.782
20-21 September	61	1	4	76.970	89.113	58.090- 95.850
29-30 September	179	3	15	230.958	272.024	214.465-247.451

TABLE 39. Adjustment of the tag return data for fish tagged in the Isla Verde area in 1961 to compensate for the losses of tags in the reduction plants**TABLA 39.** Ajustamiento de los datos de retornos de marcas de peces marcados en el área de Isla Verde en 1961 para compensar por las pérdidas de marcas en las plantas de reducción

Date tagged	$R_{ic'}$	$R_{iT60'}$	$R_{i''}$	Var ($R_{i''}$)	95-per cent confidence limits
Fecha de marcación	$R_{ic'}$	$R_{iT60'}$	$R_{i''}$	Var ($R_{i''}$)	Limites de confianza del 95 por ciento
8-11 May	68	6	86.856	103.617	66.498-107.214
22-26 May	71	9	94.896	115.235	73.426-116.366
12-15 June	31	1	35.785	42.982	22.673- 48.897
26-28 June	8	0	9.132	10.439	2.670- 15.594
19-21 July	19	0	21.690	24.838	11.722- 31.658
10-12 August	4	0	4.566	5.216	0.000- 9.134

TABLE 40. Estimation of the annual survival rates and their variances by the Chapman-Robson method**TABLA 40.** Estimación de las tasas de supervivencia anual y de sus variancias por medio del método de Chapman-Robson

Season Temporada	Age Edad			s (= survival)	Var (s)	95-per cent confidence limits
	0+	1+	>1+			
1951	1,532	0	0	0.000	—	—
1952	1,311	187	23	0.135	0.000067	0.118-0.151
1953	872	53	0	0.054	0.000053	0.040-0.069
1954	1,210	51	0	0.039	0.000029	0.028-0.050
1955	8,567	462	0	0.049	0.000005	0.044-0.053
1956	1,229	14	0	0.011	0.000009	0.005-0.017
1957	1,623	226	0	0.109	0.000047	0.095-0.123
1958	1,538	17	0	0.011	0.000007	0.006-0.016
1959	702	2	0	0.003	0.000004	0.000-0.007
1960	1,246	82	0	0.058	0.000039	0.046-0.071
1961	10,444	1,112	45	0.094	0.000007	0.089-0.099
1962	13,575	1,234	17	0.079	0.000005	0.075-0.083
1951-1962	43,849	3,440	85	0.071	0.000001	0.069-0.073
1961-1962	24,019	2,346	62	0.086	0.000003	0.082-0.089

TABLE 41. Estimation of the annual survival rates and their variances by the year-class method**TABLA 41.** Estimación de las tasas de supervivencia anual y sus variancias por medio del método de la clase anual

Year class Clase anual	Age Edad			s (= survival)	Var (s)	95-per cent confidence limits
	Actual 0+	1+	Adjusted 0+ 1+			
1950	1,532	187	1,532 188	0.123	0.000090	0.104-0.142
1951	1,311	53	1,311 87	0.066	0.000054	0.052-0.081
1952	872	51	872 37	0.042	0.000051	0.028-0.057
1953	1,210	462	1,210 65	0.054	0.000047	0.040-0.067
1954	8,567	14	8,567 102	0.012	0.000001	0.010-0.014
1955	1,229	226	1,229 152	0.124	0.000113	0.102-0.145
1956	1,623	17	1,623 20	0.012	0.000008	0.007-0.018
1957	1,538	2	1,538 4	0.003	0.000002	0.000-0.005
1958	702	82	702 43	0.061	0.000093	0.042-0.080
1959	1,246	1,112	1,246 127	0.102	0.000090	0.083-0.121
1960	10,444	1,234	10,444 966	0.092	0.000010	0.086-0.099

TABLE 42. Estimation of the annual survival rate and its variance for the fish of the 1959 year class by the Jackson positive method
 TABLA 42. Estimación de la tasa de supervivencia anual y su variancia correspondiente a los peces de la clase anual de 1959 por medio del método positivo de Jackson

Date tagged	Catch (in thousands of fish) during Periods 2, 3, and 4				Tag returns during Periods 2, 3, and 4				s (= survival)	Var (s)	95-per cent confidence limits	
	1960 season	1961 season	1960 season	1961 season	1960 season	1961 season	1960 season	1961 season				
BAYLIFF												
Fecha de marcación	Captura (en miles de peces) durante los Periodos 2, 3 y 4	Temporada de 1960	Temporada de 1961	Temporada de 1962	Retornos de marcas durante los Periodos 2, 3 y 4	Actualizadas	Ajustadas	Temporada de 1960	Temporada de 1961	Temporada de 1962	s (= supervivencia)	Var (s)
					Actualizadas	Ajustadas	Temporada de 1960	Temporada de 1961	Temporada de 1962	s (= supervivencia)	Var (s)	
21 June	52,681	110,260	178,254	16	4	0	16	2	0	0.103	0.004971	0.000-0.244
1 July	50,365	110,260	178,254	20	7	0	20	3	0	0.119	0.004471	0.000-0.253
12-13 July	44,401	110,260	178,254	9	2	0	9	1	0	0.093	0.008166	0.000-0.274
4-6 August	32,860	110,260	178,254	99	32	1	99	10	0	0.086	0.000695	0.033-0.138
10-12 August	30,199	110,260	178,254	82	25	0	82	7	0	0.074	0.000744	0.019-0.129
20-21 September	11,689	110,260	178,254	31	35	0	31	4	0	0.105	0.002620	0.003-0.208
29-30 September	11,132	110,260	178,254	106	85	6	106	9	1	0.088	0.000672	0.036-0.140
Total	363	190	7	363	36	1	0.088	0.000195	0.061-0.116			

TABLE 43. Estimation of the annual survival rate and its variance for the fish of the 1960 year class by the Jackson positive method

TABLA 43. Estimación de la tasa de supervivencia anual y su variancia correspondiente a los peces de la clase anual de 1960 por medio del método de Jackson

Date tagged	Catch (in thousands of fish) during Periods 2 and 3 1961 1962 season		Tag returns during Periods 2 and 3 Actual 1961 season		Adjusted 1961 1962 season		s (= survival)	Var (s)	95-per cent confidence limits
	Captura (en miles de peces) durante los Periodos 2 y 3 Temporada de 1961 1962	Retornos de marcas durante los Periodos 2 y 3 Actualas Temporada de 1961 1962	Ajustadas Temporada de 1961 1962	Temporada de 1961 1962	s (= supervi- vencia)				
8-11 May	91,143	178,254	65	9	65	5	0.077	0.001274	0.006-0.148
22-26 May	83,845	178,254	69	11	69	5	0.072	0.001126	0.005-0.140
12-15 June	72,172	178,254	23	8	23	3	0.130	0.006411	0.000-0.291
26-28 June	64,501	178,254	8	0	8	0	0.000	—	—
19-21 July	49,367	178,254	15	4	15	1	0.067	0.004741	0.000-0.204
10-12 August	38,084	178,254	3	1	3	0	0.000	—	—
Total	183	33	183	14	0.077		0.000450	0.034-0.119	

TABLE 44. Estimates of the number of 1959-year class anchovetas in the Isla Verde area. The catch and population estimate data are in thousands of fish.

TABLA 44. Estimaciones del número de anchovetas de la clase anual de 1959 en el área de Isla Verde. Los datos de la captura y los estimados de la población están en miles de peces.

Date tagged	21 June	1 July
Fecha de marcación	21 junio	1 julio
C_i'	47,949	45,676
1961	13,989	13,989
1962	226	226
Total	62,164	59,891
M_i	571	383
s_{11}	0.604	0.811
Var (s_{11})	0.0439	0.0654
s_s	0.668	0.668
Var (s_s)	0.0155	0.0155
s_n	0.815	0.815
Var (s_n)	0.000003	0.000003
M_i'	187.762	169.104
Var (M_i')	591.156	747.978
R_i''	20	27
R_i'''	23,426	31,337
Var (R_i''')	27,726	36,680
G_m	1.219	1.219
Var (G_m)	0.2140	0.2140
R_i'''	28.556	38.200
Var (R_i''')	158.638	264.655
N_i'	408,741	265,126
$1/N_i'$	2.44654×10^{-6}	3.77179×10^{-6}
Var ($1/N_i'$)	1.26481×10^{-12}	2.85873×10^{-12}
$(1/N_i')_L$	0.19726×10^{-6}	0.39023×10^{-6}
$(1/N_i')_U$	4.69582×10^{-6}	7.15335×10^{-6}
$N_i' L$	212,955	139,795
$N_i' U$	5,069,451	2,562,591

TABLE 44. (Continued)

Date tagged	12-13 July	4-6 August
C_i' 1960	40,748	30,970
1961	13,989	13,989
1962	226	226
Total	54,963	45,185
M_i	1,859	3,538
s_{it}		0.385
Var (s_{it})		0.0031
s_s	0.668	0.668
Var (s_s)	0.0155	0.0155
s_n	0.815	0.815
Var (s_n)	0.000003	0.000003
M_i'		741,571
Var (M_i')		1,344,573
R_i'	11	132
R_i''	12,636	154,090
Var (R_i'')	14,550	187,063
G_m	1.219	1.219
Var (G_m)	0.2140	0.2140
R_i'''	15,403	187,836
Var (R_i''')	55,790	5,359,126
N_i'		178,389
$1/N_i'$		5.60571×10^{-6}
Var ($1/N_i'$)		4.84990×10^{-12}
$(1/N_i')_L$		1.20121×10^{-6}
$(1/N_i')_U$		10.01021×10^{-6}
$N_i'_L$		99,898
$N_i'_U$		496,993

TABLE 44. (Continued)

Date tagged	10-12 August	20-21 September
C_i' 1960	28,401	10,849
1961	13,989	13,989
1962	226	226
Total	42,615	25,064
M_i	2,763	2,187
s_{ii}	0.588	0.718
Var (s_{ii})	0.0099	0.0097
s_s	0.668	0.668
Var (s_s)	0.0155	0.0155
s_n	0.815	0.815
Var (s_n)	0.000003	0.000003
M_i'	884.489	854.884
Var (M_i')	5,080.704	5,980.574
R_i'	107	66
R_i''	125.910	76.970
Var (R_i'')	154.653	89.113
G_m	1.219	1.219
Var (G_m)	0.2140	0.2140
R_i'''	153.482	93.826
Var (R_i''')	3,622.420	1,400.236
N_i'	245,585	228,367
$1/N_i'$	4.07191×10^{-6}	4.37892×10^{-6}
Var ($1/N_i'$)	2.65733×10^{-12}	3.20683×10^{-12}
$(1/N_i')_L$	0.81165×10^{-6}	0.79740×10^{-6}
$(1/N_i')_U$	7.33217×10^{-6}	7.96044×10^{-6}
$N_i'_L$	136,385	125,621
$N_i'_U$	1,232,058	1,254,076

TABLE 44. (Continued)

Date tagged	29-30 September
C_i' 1960	10,347
1961	13,989
1962	226
Total	24,561
M_i	4,069
s_{it}	0.776
Var (s_{it})	0.0097
s_s	0.668
Var (s_s)	0.0155
s_n	0.815
Var (s_n)	0.000003
M_i'	1,719.030
Var (M_i')	26,818.685
R_i''	197
R_i'''	230.958
Var (R_i''')	272.024
G_m	1.219
Var (G_m)	0.2140
R_i'''	281.538
Var (R_i''')	11,819.319
N_i'	184,747
$1/N_i'$	5.41280×10^{-6}
Var ($1/N_i'$)	7.03362×10^{-12}
$(1/N_i')_L$	0.11040×10^{-6}
$(1/N_i')_U$	10.71520×10^{-6}
$N_i'_L$	93,325
$N_i'_U$	9,057,971

TABLE 45. Data for estimating the total number of recaptures during Period 2 of the tags of the experiments conducted in the Isla Verde area in 1960**TABLA 45.** Datos para estimar el número total de recapturas durante el Periodo 2 de las marcas de los experimentos conducidos en el área de Isla Verde en 1960

Date tagged Fecha de marcación	Estimated number of recaptures during Periods 2, 3, and 4 Número estimado de recapturas durante los Periodos 2, 3 y 4	Number of returns during Period 2 Número de retornos durante el Periodo 2	Number of returns during Periods 2, 3, and 4 Número de retornos durante los Periodos 2, 3 y 4	Estimated number of recaptures during Period 2 Número estimado de recapturas durante el Periodo 2
21 June	28.556	16	20	22.845
1 July	38.200	20	27	28.296
4-6 August	187.836	99	132	140.877
10-12 August	153.482	82	107	117.622
20-21 September	93.826	31	66	44.070
29-30 September	281.538	106	197	151.487
Total				505.197

TABLE 46. Data for calculation of the monthly coefficients of mortality and the size of the population at the beginning of each month, using actual catch data

TABLA 46. Datos para los cálculos de los coeficientes mensuales de mortalidad y el tamaño de la población al principio de cada mes, usando los datos actuales de captura

Month	N_0 (in thousands of fish)	\bar{N} (in thousands of fish)	C (in thousands of fish)	$F_{n'}$	$M_{n'}$	$Z_{n'}$	s_m	N'_0 (en miles de peces)
	Mes	N_0 (en miles de peces)	\bar{N} (en miles de peces)					N'_0 (in thousands of fish)
		818,130						818,130
8-31 March		757,180	485	0.001	0.139	0.140	0.8700	
		696,240						711,770
April		630,720	20,632	0.033	0.173	0.206	0.8138	
		569,100						579,240
May		514,410	4,578	0.009	0.179	0.188	0.8286	
		462,050						479,960
June		418,570	638	0.002	0.173	0.175	0.8395	
		377,680						402,930
July		341,380	14,751	0.043	0.179	0.222	0.8007	
		306,630						322,620
August		277,160	15,173	0.055	0.179	0.234	0.7914	
		248,960						255,320
September		225,530	17,157	0.076	0.173	0.249	0.7793	
		203,490						198,970
October		183,930	5,255	0.029	0.179	0.208	0.8122	
		165,220						161,610
November		149,670	763	0.005	0.173	0.178	0.8366	
		135,050						135,200
December		122,070	3,303	0.027	0.179	0.206	0.8137	
		109,650						110,010
January		99,110	5,241	0.053	0.179	0.232	0.7929	
		89,020						87,230
February		80,960	1,040	0.013	0.162	0.175	0.8398	
		73,750						73,250
1-7 March		72,180	0	0.000	0.040	0.040	0.9604	
		70,360						70,350
Total				0.344	2.109	2.453		

TABLE 47. Data for calculation of yield-per-recruit isopleths. The weights in parentheses were obtained by interpolation or extrapolation, as explained in the text.

TABLA 47. Datos para el cálculo de las isopletas del rendimiento por recluta. Los pesos entre paréntesis fueron obtenidos por interpolación o extrapolación, conforme se explicó en el texto.

Date	<i>t</i>	\bar{w}_{jk}	<i>t'</i>	M_{jk}'	<i>t''</i>	F_{jk}'	τ
Fecha	<i>t</i>	\bar{w}_{jk}	<i>t'</i>	M_{jk}'	<i>t''</i>	F_{jk}'	τ
8 March	0.0000	(22.40)					
March	0.0233	23.28	0.0000	2.109	0.0000	0.010	0.0000
April	0.1068	26.43	0.0658	2.109	0.0658	0.398	0.0658
May	0.1904	26.64	0.1479	2.109	0.1479	0.105	0.1479
June	0.2740	27.49	0.2329	2.109	0.2329	0.019	0.2329
July	0.3575	29.10	0.3151	2.109	0.3151	0.509	0.3151
August	0.4425	31.47	0.4000	2.109	0.4000	0.645	0.4000
September	0.5260	31.37	0.4849	2.109	0.4849	0.926	0.4849
October	0.6096	30.67	0.5671	2.109	0.5671	0.336	0.5671
November	0.6932	31.71	0.6521	2.109	0.6521	0.062	0.6521
December	0.7767	33.72	0.7342	2.109	0.7342	0.319	0.7342
January	0.8616	35.47	0.8192	2.109	0.8192	0.623	0.8192
February	0.9425	54.23	0.9041	2.109	0.9041	0.167	0.9041
1-7 March			0.9808	2.109	0.9808	0.000	0.9808
	1.0233	62.73					
8-31 March			1.0000	2.109	1.0000	0.010	1.0000
April	1.1068	64.77	1.0658	2.109	1.0658	0.398	
May	1.1904	59.91	1.1479	2.109	1.1479	0.105	
June	1.2740	55.70	1.2329	2.109	1.2329	0.019	
July	1.3575	53.47	1.3151	2.109	1.3151	0.509	
August	1.4425	55.44	1.4000	2.109	1.4000	0.645	
September	1.5260	58.23	1.4849	2.109	1.4849	0.926	
October	1.6096	53.23	1.5671	2.109	1.5671	0.336	
November	1.6932	55.41	1.6521	2.109	1.6521	0.062	
December	1.7767	57.43	1.7342	2.109	1.7342	0.319	
January	1.8616	55.37	1.8192	2.109	1.8192	0.623	
February	1.9425	59.47	1.9041	2.109	1.9041	0.167	
			1.9808	2.109	1.9808	0.000	
March	2.0233	65.80					
			2.0000	2.109	2.0000	0.010	
April	2.1068	79.17	2.0658	2.109	2.0658	0.398	
May	2.1904	(78.24)	2.1479	2.109	2.1479	0.105	
June	2.2740	(77.31)	2.2329	2.109	2.2329	0.019	
July	2.3575	(76.37)	2.3151	2.109	2.3151	0.509	
August	2.4425	(75.44)	2.4000	2.109	2.4000	0.645	
September	2.5260	74.51	2.4849	2.109	2.4849	0.926	
October	2.6096	(71.59)	2.5671	2.109	2.5671	0.336	
November	2.6932	68.68	2.6521	2.109	2.6521	0.062	
December	2.7767	73.60	2.7342	2.109	2.7342	0.319	
January	2.8616	(73.60)	2.8192	2.109	2.8192	0.623	
February	2.9425	(73.60)	2.9041	2.109	2.9041	0.167	
March			2.9808	2.109	2.9808	0.000	
7 March	3.0000	(73.60)	3.0000		3.0000		

TABLE 48. Estimates of the number of 1959-year class anchovetas in the Panamá Viejo area. The catch and population estimate data are in thousands of fish.

TABLA 48. Estimaciones del número de anchovetas de la clase anual de 1959 en el área de Panamá Viejo. Los datos de la captura y los estimados de la población están en miles de peces.

Date tagged	22-23 June	6-8 July
Fecha de marcación	22-23 junio	6-8 julio
C_i' 1960	2,106	2,106
1961	142	142
1962	137 fish-peces	137 fish-peces
Total	2,248	2,248
M_i	2,575	3,860
s_{it}	0.604	0.811
Var (s_{it})	0.0439	0.0654
s_s	0.668	0.668
Var (s_s)	0.0155	0.0155
s_m	0.839	0.839
Var (s_m)	0.000003	0.000003
M_i'	871.811	1,754.754
Var (M_i')	13,506.319	85,353.436
R_i'	3	2
R_i''	3.514	2.321
Var (R_i'')	3.911	2.804
G_{eo}	1.219	1.219
Var (G_{eo})	0.2140	0.2140
R_i'''	4.283	2.830
Var (R_i''')	8.455	5.319
N_i'	457,571	1,393,842
$1/N_i'$	2.18546×10^{-6}	0.71744×10^{-6}
Var ($1/N_i'$)	1.51202×10^{-12}	0.35613×10^{-12}
$(1/N_i')_L$	0	0
$(1/N_i')_U$	5.20950×10^{-6}	1.91098×10^{-6}
$N_i' L$	191,957	523,292
$N_i' U$	—	—

TABLE 48. (Continued)

Date tagged	22 September	27-28 September
C_i' 1960	1,470	1,470
1961	142	142
1962	137 fish-peces	137 fish-peces
Total	1,612	1,612
M_i	1,840	3,446
s_{it}	0.718	0.776
Var (s_{it})	0.0097	0.0097
s_s	0.668	0.668
Var (s_s)	0.0155	0.0155
s_n	0.839	0.839
Var (s_n)	0.000003	0.000003
M_i'	740.543	1,498.943
Var (M_i')	4,755.923	16,085.731
R_i'	0	2
R_i''		2.348
Var (R_i'')		2.702
G_m	1.219	1.219
Var (G_m)	0.2140	0.2140
R_i'''		2.858
Var (R_i''')		5.195
N_i'		771,196
$1/N_i'$		1.29669×10^{-6}
Var ($1/N_i'$)		0.94827×10^{-12}
$(1/N_i')_L$		0
$(1/N_i')_U$		3.19323×10^{-6}
$N_i' L$		313,163
$N_i' U$		—

**DINAMICA DE LA POBLACION DE LA
ANCHOVETA, *CETENGRaulIS MYSTICETUS*, EN EL GOLFO DE
PANAMA, DETERMINADA POR MEDIO DE EXPERIMENTOS
DE MARCACION**

por

William H. Bayliff

EXTRACTO

El principal constituyente de la importante pesqueria para carnada y para reducción en el Golfo de Panamá es la anchoveta. Es una especie de vida corta cuya pesca, en su mayor parte, está constituida por peces que se encuentran en su primer año de vida. Para la industria de reducción los peces son capturados principalmente en el área de Isla Verde, entre Punta Chame y la entrada del Canal de Panamá.

En 1960 y 1961 las anchovetas fueron marcadas con marcas metálicas internas y liberadas en las áreas más importantes en que se encuentra esta especie. Las marcas fueron recobradas de la harina en las plantas de reducción por medio de magnetos. De los 53,380 peces marcados en 1960, fueron devueltas 745 marcas durante la temporada pesquera de 1960, 246 durante la de 1961, y 8 durante la de 1962. De los 113,202 marcados en 1961, 373 marcas fueron devueltas durante la temporada pesquera de 1961 y 48 durante la de 1962. Se dispone de estadísticas completas de captura, y los datos de frecuencia-longitud y de longitud-peso fueron usados para convertir éstos de libras a números de peces de cada clase anual.

La tasa anual de supervivencia correspondiente a la clase anual de 1959 en el área de Isla Verde se estimó en 0.086 por medio del método Chapman-Robson; en 0.102 por el método de la clase anual; y en 0.088 por el método positivo de Jackson. Se considera que el primer método dé la mejor estimación.

Seis estimaciones de la población de peces de la clase anual 1959 en el área de Isla Verde fueron obtenidas según la proporción de marcas halladas en las muestras correspondientes a seis experimentos efectuados en aquella área en 1960. Las estimaciones variaron debido a la disminución temporal de la población, pero esta tendencia descendente correspondió bastante bien a lo que se esperaba según la tasa total de mortalidad anual. Se estimó que la población de peces de la clase anual de 1959 era de unos 818 millones el 8 de marzo de 1960, y aproximadamente de unos 70 millones el 8 de marzo de 1961.

Conforme a que la población de anchovetas disminuye durante la temporada pesquera, el esfuerzo aumenta lo suficientemente como para que la pesca se mantenga más o menos constante. Este es el tipo de pesquería descrito como de "captura absoluta constante". De la población original de peces en el área de Isla Verde al comienzo de la temporada pesquera de 1960, cerca del 11 por ciento fue capturada y el 81 por ciento murió por causas naturales.

La evaluación de los datos del crecimiento y mortalidad demuestran que al comenzar la pesquería a explotar el grupo de edad más joven en una fecha posterior al 8 de marzo (la fecha en que comenzó en 1960) se reduciría el rendimiento por recluta, mientras que al aumentar el esfuerzo de pesca lo aumentaría considerablemente. Más aún, se cree improbable que el aumento en la pesca en el área de Isla Verde de por si disminuyera perceptiblemente el número de reclutas en esa área. En consecuencia no se prevé la necesidad de una reglamentación de la pesquería.

INTRODUCCION

Uno de los aspectos en las labores de la Comisión Interamericana del Atún Tropical es la investigación biológica de los peces utilizados como carnada para capturar atunes tropicales en el Océano Pacífico oriental.

Algunas de estas especies son importantes también como carnada para otros peces que no sean atunes, para su reducción a harina y aceite, y para alimento destinado al consumo humano. Tales estudios son necesarios a fin de obtener las bases científicas requeridas para proyectar medidas eficaces en la conservación de los stocks, si la necesidad de aplicarlas llegase a ser evidente.

La anchoveta, *Cetengraulis mysticetus*, ha sido hasta hace poco tiempo la especie de carnada más importante, y por lo tanto ha recibido mayor atención que cualquier otra de las otras. Los estudios de los caracteres merísticos y morfométricos efectuados por Howard (1954) y Berdegué (1958) han demostrado que las anchovetas del Golfo de Panamá y de otras áreas principales de pesca probablemente pertenecen a distintas subpoblaciones. Se ha llegado a suponer (Howard y Landa, 1958; Simpson, 1959), a falta de evidencia contraria, que los peces de todas las partes del Golfo de Panamá pertenecen a una sola subpoblación. Esta suposición se basa en una evidencia circunstancial y debe verificarse hasta donde sea posible por medio de la marcación. Además de la información acerca de la migración y de la entremezcla de las anchovetas, la marcación proporciona datos útiles sobre el tamaño de la población, la mortalidad tanto natural como pesquera y el rendimiento por recluta.

Se agradece al Doctor Milner B. Schaefer, antiguo Director de Investigaciones de la Comisión Interamericana del Atún Tropical (actualmente Director del Institute of Marine Resources, University of California) y al Sr. Clifford L. Peterson, Director Asistente de Investigaciones, por su valioso asesoramiento y por la ayuda brindada en la ejecución del proyecto. Se agradece especialmente al Sr. Edward F. Klima (actualmente con el U. S. Bureau of Commercial Fisheries), quien participó en todos los aspectos de la planificación y ejecución del proyecto y en algunos de los análisis preliminares de los datos. Los Sres. Peterson, Enrique J. Guardia, Felicito Rodríguez, Alejandro Aparicio y Gabriel G. Gamboa, también prestaron su ayuda en la marcación. Los Sres. Rito Delgado y Euclidio Delgado capturaron la mayoría de los peces para su marcación. Los Sres. Roberto Novey, Carlos A. Arosemena L., Ingemar Lundberg y Sven O. Fahlgren donaron peces de los barcos rederos para que fueran marcados, proporcionaron estadísticas de captura detalladas y cooperaron en los esfuerzos para el recobro de marcas en las plantas de reducción.

Este informe está basado en la disertación presentada a la Graduate School, University of Washington con el fin de cumplir con parte de los requisitos para optar el grado de Doctor en Filosofía. Se agradece a los Doctores Allan C. DeLacy y Donald E. Bevan, y particularmente al Doctor Gerald J. Paulik, todos del College of Fisheries, University of Washington, por su inapreciable ayuda en el análisis de los datos.

ESTUDIOS PREVIOS DE MARCACION

En 1954, 1955, 1956 y 1957 fueron marcadas 82,989 anchovetas en el Golfo de Panamá con marcas externas, cuyas recapturas debían ser

hechas por clipers atuneros y barcos locales que pescan anchovetas para carnada (Schaefer, 1953, 1958). Solamente 16 de estos peces marcados fueron devueltos. La mayoría habían estado en libertad solo por corto tiempo y no se obtuvieron datos completos de algunos de ellos, de modo que los resultados han sido de un valor limitado. La baja tasa de retornos de estas marcas fue atribuida a un factor o a una combinación de ellos: (1) alta mortalidad causada por la marcación y el manipuleo; (2) alta tasa en el desprendimiento de las marcas; (3) intensidad baja en la pesca; (4) poca visibilidad de los peces marcados en los tanques de carnada de los barcos pesqueros.

En 1958, 1959 y 1960 se efectuaron experimentos en viveros para probar la retención de varios tipos de marcas y para obtener estimaciones de la mortalidad causada por la marcación y el manipuleo (Bayliff y Klima, 1962). Se demostró que, aun cuando las marcas externas no causaron una intensa mortalidad a los peces sanos, éstas se desprendieron rápidamente y muy pocas de cualquier tipo fueron retenidas por más de un mes. La intensidad de la pesquería local con red de cerco para la obtención de anchovetas destinadas a la reducción tuvo un gran incremento en 1959. Ya que las marcas internas metálicas pueden recobrarse por medio de magnetos en las plantas de reducción, su uso allí fue factible por primera vez. Las marcas internas fueron probadas en los viveros en 1959 y 1960, y se encontró que eran mucho más convenientes que las marcas externas para anchovetas.

HISTORIA NATURAL Y PESQUERIA DE LA ANCHOVETA EN EL GOLFO DE PANAMA

Se ha considerado que las anchovetas del Golfo de Panamá constituyen una sola subpoblación individual. Los aspectos básicos de la historia natural de la anchoveta en esta área han sido investigados por Howard y Landa (1958), Simpson (1959) y otros. El desove se efectúa principalmente en noviembre y diciembre generalmente en el área de Panamá Viejo a Isla Majé (Figura 1). No se han encontrado características para distinguir sus larvas de las otras anchoas (Klima, Barrett y Kinnear, 1962), por lo que no ha sido posible delimitar su distribución o seguir sus migraciones. Los juveniles se encuentran en febrero, marzo, abril y mayo, mar afuera en aguas profundas y claras, y menos comúnmente en aguas turbias y pandas. En marzo, abril y mayo, los juveniles se dirigen a los bajios fangosos cercanos a la costa en donde residen por el resto de su vida. Los peces tienen alrededor de 100 mm de longitud (medidos del extremo del hocico a la terminación del área plateada del pedúnculo caudal) cuando se trasladan de habitat, y por conveniencia puede considerarse que llegan a ser adultos en esa época. Crecen rápidamente hasta aproximadamente los 125 mm hacia junio, y luego crecen un poco más hasta después del próximo periodo de desove. Cuando se acerca el tiempo del desove probablemente convergen en el área de Panamá Viejo a Isla Majé, y

después de ésto presumiblemente se dispersan otra vez. El crecimiento es nuevamente rápido después del período del desove, llegando a alcanzar los peces una longitud de unos 145 mm hacia marzo, para luego cesar casi por completo. Los peces en su primer año de vida son mucho más abundantes que los de mayor edad, de los cuales se distinguen por su longitud. Basándose solamente en las frecuencias de longitud es imposible determinar si los peces de mayor tamaño están todos en su segundo año de vida o si algunos de ellos son más viejos.

Existe una considerable pesquería de anchovetas con redes de cerco en el Golfo de Panamá para su reducción a harina y aceite. También hay pesquerías de anchovetas en menor escala destinadas a carnada en la pesca de los atunes y otros peces; además los barcos de arrastre camaroneros capturan accidentalmente pequeñas cantidades de anchovetas que se deshechan en el mar. Solamente la pesquería con redes de cerco proporciona la oportunidad para el recobro de marcas internas y es por esto que las otras pesquerías no han sido consideradas en este estudio.

Hay dos plantas de reducción, una en Puerto Caimito y otra en la Isla Taboga (Figura 1). El mayor número de botes dedicados a la pesca en un tiempo dado es de seis. La pesquería se realiza casi enteramente entre Punta Chame y la entrada del Canal de Panamá. En fondo es más bien arenoso que fangoso, desde Punta Chame a Bahía Parita; este tipo de fondo no es un habitat normal para las anchovetas, así que Punta Chame forma una frontera natural para la pesquería. En realidad algunas veces los peces aparecen a unas pocas millas al sudoeste de Punta Chame, y algunos son capturados allí. Los pescadores dicen que estos peces emigran entre Bahía Parita y el área al nordeste de Punta Chame, y que no son residentes regulares del área de fondo arenoso. Se considera que todos los peces capturados al oeste de la entrada del Canal de Panamá pertenecen a la misma área, llamada Isla Verde por conveniencia. El sistema estadístico no es lo suficientemente preciso como para diferenciar las capturas hechas en diferentes partes de esta área; en todo caso, las capturas de esos diversos sectores se mezclan frecuentemente en las plantas de reducción.

La Zona del Canal de Panamá forma una frontera legal de $5\frac{1}{2}$ millas de ancho al este del área de Isla Verde. Solo ocasionalmente los barcos pescan al este de la entrada del Canal de Panamá. Durante el tiempo en que se efectuó el presente estudio no se capturaron peces para ser reducidos al este de la boca del Río Chico. Todas las capturas de peces realizadas al este de la entrada del Canal de Panamá se registran como procedentes de Panamá Viejo. Cuando la pesca se efectuaba en esta área generalmente la flota entera trabajaba allí exclusivamente por algunos días, por lo que hubo poca mezcla de estas capturas en las plantas de reducción con las capturas procedentes del área de Isla Verde. Vale la pena, por lo tanto, mantener separadas las estadísticas de las áreas de Isla Verde y Panamá Viejo.

La pesquería con red de cerco generalmente comienza en marzo o abril cuando los peces jóvenes del año alcanzan el tamaño capturable. Estos jóvenes del año, siendo más abundantes, forman parte preponderante de las capturas, aun cuando también son capturados peces de mayor edad. En marzo, abril, mayo y junio los jóvenes del año y los peces de mayor edad generalmente se segregan, debido probablemente a su tendencia natural a agruparse en cardúmenes de acuerdo con el tamaño, de modo que los peces capturados en un solo lance redero son casi enteramente de un grupo de edad dado. Ya más avanzada la temporada, la tendencia a segregarse es aparentemente mucho menos pronunciada, ya que tanto los jóvenes del año como los peces de más edad generalmente se capturan juntos en un solo lance redero.

En octubre, noviembre y diciembre, las anchovetas por lo general llegan a ser más difíciles de capturar, lo que probablemente se asocia con cambios en su comportamiento debido al desove. Al mismo tiempo los arenques de hebra, *Opisthonema* spp., llegan a ser más disponibles a la pesca, de modo que el esfuerzo pesquero se bifurca para capturar estas especies, particularmente en noviembre. En diciembre las capturas de anchoveta mejoran, y su pesca es generalmente buena en enero.

Generalmente hay poca pesca en febrero y marzo debido a la dificultad para capturar los peces y a la tendencia de los jóvenes del año en marzo a quedar atrapados por las agallas en las redes de cerco. Durante este tiempo se hacen reparaciones y mejoras en las plantas y en los barcos, y puede hacerse alguna pesca de pargo, *Lutjanus* spp., en aguas más profundas con redes de tejido más abierto. Esta interrupción de la pesca en febrero y marzo es un punto natural para dividir las capturas en temporadas pesqueras en base anual, particularmente porque un nuevo grupo de edad de peces entra en la pesquería cuando la pesca se reanuda en marzo o abril o poco tiempo después. Durante el curso de este estudio se harán referencias a las "temporadas", que están así delimitadas. En 1963 no hubo pausa en la pesca durante febrero o marzo, por lo que la nueva temporada se considera haber comenzado el 18 de marzo, fecha en que los jóvenes del año fueron registrados por primera vez en las capturas de aquel año. La duración de las temporadas a las que se refiere este estudio fue como sigue: 1960, 8 de marzo de 1960 al 8 de marzo de 1961; 1961, 26 de abril de 1961 al 27 de febrero de 1962; 1962, 12 de marzo de 1962 al 17 de marzo de 1963.

MATERIALES Y METODOS

Los peces a ser marcados fueron capturados en aguas poco profundas, aproximadamente de 1 a 3 millas de la costa. Una canoa y varias atarrayas fueron empleadas para la pesca, siendo echados los peces dentro del tanque para carnada viva instalado en la canoa. En diversas ocasiones los peces fueron obtenidos de botes rederos que pescaban en el área; en tales ocasiones los peces fueron trasladados por medio de un salabardo de la red de cerco a la canoa. Cuando se disponía de suficientes peces éstos se

transportaban al barco de marcación, anclado en aguas algo más profundas. En 1960 el barco de investigación de la Comisión, el *Saint Jude*, un barco de estela de 40 pies de eslora utilizado en la costa occidental de los Estados Unidos para pescar albacora, fue usado para la marcación, y en 1961 se emplearon barcos contratados de más o menos el mismo tamaño. Los peces eran sacados de la canoa y trasladados a uno de los dos corrales portátiles atados al costado del barco. Estos corrales fueron construidos con tubos de aluminio y tejido de red Marlon de 7/16 de pulgada, y median 65 por 41 pulgadas, con 48 pulgadas de profundidad. Los corrales son livianos y fáciles de manejar y permitían que los peces tuvieran abundante agua fresca de mar. No proveían, sin embargo, protección contra el fuerte oleaje o las corrientes fuertes, y los peces no podían ser remolcados en estos corrales sin sufrir daño.

Los peces eran sacados del corral en grupos de cerca de 10 cada vez por medio de pequeños salabardos y colocados en baldes plásticos de 2½ galones, que contenían 2 galones de agua fresca de mar y 0.2 gr por galón de MS 222 (metanosulfonato de tricaina). En unas pocas ocasiones en 1961 la solución de MS 222 parecía afectar a los peces más fuertemente de lo usual, por lo que en esos casos las soluciones se diluían aún más. En 1960 el agua contenía generalmente 1 ml por galón de terramicina en forma líquida, lo que corresponde a unas 8 p.p.m. de terramicina activa. En 1961 el agua contenía, en la mayoría de los casos, 5 gr por galón de tris(hidroximetil)aminometano, (que en adelante será llamado "buffer") y 2 gr por galón de ácido cítrico. El buffer y el ácido cítrico no fueron usados en algunos casos en 1961, y en pocas ocasiones en ese mismo año se echó en los baldes ¼ de onza por galón de terramicina líquida (que corresponde a unas 60 p.p.m. de terramicina activa). Se agitó el agua a intervalos de cerca de 15 minutos con un agitador eléctrico, y se cambió a intervalos menos frecuentes. Los peces no se dejaron en los baldes el tiempo suficiente como para que el MS 222 hiciera su efecto completo, pero esta solución fue útil para reducir su forcejeo.

Fueron empleadas marcas de acero niqueladas de 13 por 3 por 0.5 mm. Se mantenían en grupos de 100, porque el llevar un registro individual de cada marca habría sido demasiado gravoso, y no hubiera resultado ninguna ventaja de tal procedimiento ya que los peces no se median al ser marcados y porque solamente las marcas, no los peces, eran recobrados en las plantas de reducción. En 1960 las marcas fueron mantenidas en recipientes plásticos con una mezcla de procaina-penicilina G y terramicina, usando 300,000 unidades de penicilina para 400 marcas y suficiente terramicina líquida para hacer una mezcla pastosa que se adhería a las marcas y que se agotaba más o menos al mismo tiempo que aquellas. En algunos casos durante 1960 los recipientes plásticos contenían solamente terramicina líquida, y en 1961 no se usaron antibióticos en dichos recipientes.

La marcación fue hecha en mesas especialmente construidas para ese propósito; en cada una se insertó una cazuela plástica con agua de mar en

la que los peces se sumerjían parcialmente mientras se marcaban. Los recipientes plásticos para las marcas también se insertaron en las mesas. Uno por uno los peces eran sacados de los baldes y marcados. La incisión se hizo sobre la base de las aletas ventrales con una navaja de bisturi número 11; la navaja era insertada paralelamente al cuerpo de modo que no se averiara ninguno de los órganos internos. En 1960, en la mayoría de los casos, la navaja era sumergida en una redoma que contenía una mezcla de penicilina y terramicina antes de hacer cada incisión. Este procedimiento no fue empleado en 1961. La marca era introducida dentro de la cavidad del cuerpo y empujada hacia la parte anterior con los dedos y la navaja del bisturi. Los peces marcados eran echados luego dentro del otro corral. Un operador experimentado podía marcar más de 250 peces por hora durante períodos continuos; dos operadores trabajaron simultáneamente rindiendo un máximo de 4,000 a 5,000 peces marcados por día.

Cuando se habían acumulado varios cientos de peces en el segundo corral estos se liberaban en un solo grupo; se procedía de esta manera en vez de soltarlos individualmente porque las anchovetas son peces de hábitos gregarios y se considera que la agrupación en esta clase de especies las protege contra la depredación (Brock y Riffenburgh, 1960).

Las localidades en donde los peces fueron marcados han sido agrupadas en las ocho áreas generales que presenta la Figura 1. Las siguientes son las localidades dentro de las áreas en donde los peces fueron marcados:

- Bahía Parita—frente a la boca de Río Grande;
- Isla Verde—Roca Garibaldi (1960), Isla Verde, Bahía Chorrera, Ensenada Vique (1961);
- Panamá Viejo—Panamá Viejo, frente a la boca del Río Juan Diaz;
- Río Pácora—frente a la boca del Río Pácora;
- Isla Chepillo—frente a la boca del Río Santa Cruz de Chinina (1960), frente a la boca del Río Chico (1961);
- Punta Mangle—Punta Mangle, Punta de la Plata;
- Isla Majé—Isla Majé;
- Bahía San Miguel—Garachiné (1960), Punta Buena Vista (1961), Isla Iguana (1961).

Estas localidades se indican con estrellas en la mencionada figura. Los números de peces marcados y liberados en cada área se indican en las Tablas 7 y 8.

Las pruebas de eficiencia fueron comenzadas aproximadamente a intervalos quincenales en cada planta. (Realmente el término "prueba de eficiencia" es engañoso, ya que esas pruebas fueron proyectadas para determinar no solamente el porcentaje de marcas que serían retornadas, sino también para saber cuánto tiempo tomarían las marcas en pasar de los depósitos en donde los pescados fueron retenidos antes de ser procesados a los magnetos). En la mayoría de los casos, un baldado de peces era

tomado de la bodega del primer barco pesquero que llegaba a la planta, y 100 de ellos eran marcados. Luego, poco a poco los peces marcados se botaban al depósito a medida que los barcos eran descargados en dichos depósitos. En algunas ocasiones el operador encargado de la marcación llegaba a la planta después de que los barcos habían sido ya descargados; en esos casos sacaba un baldado de peces del depósito y los marcaba y dispersaba entre los que se encontraban en la parte superior del depósito. Sin embargo, esto tuvo poca repercusión ya que el diseño de los depósitos era tal que los peces que se dispersaban en la parte superior tenían que pasar por la maquinaria de reducción en las diferentes etapas del proceso de aquella tanda de peces.

Las marcas eran recobradas en cada planta de reducción por medio de un magneto colocado en un punto del conducto de la harina de pescado situado inmediatamente antes de que ésta entre a la moledora fina (segunda máquina moledora). Después de que cada tanda de peces era procesada un empleado de la planta reductora limpiaba el magneto y colocaba en una bolsa de papel todas las marcas, otros metales y la harina de pescado adherida al magneto. A esta operación se le da el nombre de "limpieza". Entonces se registraba en las bolsas la información sobre los barcos que desembarcaron el pescado, las áreas en donde los peces fueron capturados, las fechas en que se pescaron, la fecha en que el magneto fue limpiado y la especie de los peces. Algunas veces el magneto era limpiado dos veces por día y, por supuesto, cuando las plantas no estaban en operación los magnetos no se limpiaban.

El contenido de las bolsas era primeramente cernido en una malla de ventana de 14 por 14 que separa las marcas, otras partículas extrañas de mayor tamaño y fragmentos más grandes de pescado de la harina y otras partículas finas. Las marcas y los pedazos de hierro y acero eran sacados luego con un pequeño magneto y separados los unos de los otros manualmente.

Los cálculos más elaborados (descritos oportunamente en los capítulos de este informe intitulados Resultados y Discusión) fueron ejecutados en un computador IBM 709 en la University of Washington. Los siguientes programas fueron empleados con este propósito:

- conversión de las estadísticas de pesca de libras a número de peces—
Comisión Interamericana del Atún Tropical, inédito;
- análisis de variancia—BIMD 14 (Anonymous, 1961a);
- supervivencia—Analysis of a Catch Curve Program (Paulik, 1964a);
- regresión—Weighted Linear Regression for Two Variables (Paulik y Gales, 1965);
- isopletas de rendimiento—Piece-wise Integration of Yield Curves (Paulik, 1964b).

RESULTADOS

Estadísticas de la pesquería

El número de peces de un determinado grupo de edad en la captura de un mes en particular puede ser estimado de la siguiente manera. Primero se estima el peso total de las muestras frecuencia-longitud tomadas en dicho mes mediante la fórmula:

$$w_{..} = \sum_{i=1}^I n_i \bar{w}_i. \quad (1)$$

en la que

$w_{..}$ = peso total de todas las muestras en el mes,

n_i = número de peces de longitud i en las muestras, y

\bar{w}_i = peso promedio de cada pez de longitud i en las muestras.

Luego el número de peces de cada grupo de edad en la captura se estima mediante la fórmula:

$$N_{.j} = W_{..} \left(\frac{n_{.j}}{w_{..}} \right) \quad (2)$$

en la que

$N_{.j}$ = número de peces del grupo de edad j en la captura,

$W_{..}$ = peso de la captura, y

$n_{.j}$ = número de peces del grupo de edad j en las muestras.

Para efectos del presente estudio es necesario estimar el número de peces de cada clase anual en las capturas con red de cerco de las áreas de Isla Verde y Panamá Viejo, correspondientes a cada mes de las temporadas de 1960, 1961 y 1962.

En las Tablas 1 y 2 se indican las capturas de anchovetas logradas por la pesquería redera durante las temporadas de 1960, 1961 y 1962 procesadas en las plantas de reducción cuando los magnetos estaban en operación. Estas estadísticas fueron obtenidas de los registros de las plantas de reducción, y corregidas en los pocos casos en que se sabía estaban erradas. Las capturas que fueron descartadas o procesadas cuando los magnetos no estaban en operación no han sido consideradas en este informe, excepto en un solo caso. Los datos de la captura se redondean al millar de libras más próximo, pero los cálculos fueron hechos con los datos originales, lo que explica las discrepancias ocasionales en las tablas. Los desembarques que incluyeron tanto anchovetas como arenques de hebra, y aquéllos de los cuales parte de los peces no fueron procesados han sido indicados como medio desembarque.

Howard y Landa (1958) y Bayliff (1964) han presentado datos sobre la distribución de longitudes de las anchovetas por edades, correspondientes a las temporadas de 1951 a 1962. Los peces capturados durante las temporadas de 1961 y 1962 fueron mucho más grandes de lo normal,

mientras que los peces de todas las otras temporadas de cuyos datos se disponía fueron de tamaño normal. Grandes cantidades de muestras de frecuencia-longitud fueron obtenidas de junio de 1961 a febrero de 1962 y de abril de 1962 a marzo de 1963. Sin embargo, no se dispone de datos adecuados de frecuencia-longitud de la temporada de 1960, de abril y mayo de 1961 y de marzo de 1962. Los datos combinados frecuencia-longitud correspondientes a las temporadas de 1951 a 1960 fueron substituidos por los de la temporada de 1960; los correspondientes a abril y mayo de 1962, por los de abril y mayo de 1961; y los datos correspondientes a abril de 1962, por los de marzo de 1962. Estos datos han sido resumidos en la Tabla 3. En los datos de la temporada de 1960 los peces de mayor edad no fueron separados en más de un grupo de edad, ya que estos peces representan clases anuales que no son pertinentes al presente estudio, y solo es necesario separarlos de los peces de la clase anual de 1959. Los datos de los peces recolectados en todas partes del Golfo de Panamá si fueron usados, ya que las distribuciones frecuencia-longitud de los peces de las diferentes localidades del Golfo no difieren notoriamente una de otra.

Bayliff (1965a) determinó las relaciones longitud-peso de las anchovetas de 76 grupos, de acuerdo con las áreas, meses, grupos de edad y clases anuales. Estos datos incluyen los peces capturados en las temporadas de 1952, 1953, 1954 y 1955, que son de tamaños normales, y en la temporada de 1962, que fueron inusitadamente grandes (véase lo anterior). En consecuencia los datos sobre longitud-peso de las temporadas de 1952, 1953, 1954 y 1955 fueron usados para convertir los datos de la captura de la temporada de 1960, mientras que los datos longitud-peso de la temporada de 1962 fueron empleados para convertir los datos de captura de las temporadas de 1961 y 1962. Los datos sobre longitud-peso usados en el presente estudio han sido resumidos en la Tabla 4. De algunos de los grupos no se dispuso de datos sobre longitud-peso o fueron insuficientes. De conformidad con los hallazgos de Bayliff (1965a), un número menor a 30 peces fue considerado insuficiente. En estos casos los datos de otras áreas y/o de otros meses fueron sumados a los datos de que se disponía, como ha sido indicado en la tabla.

El procedimiento no ha tenido una consistencia aparente ya que los datos frecuencia-longitud de las diferentes partes del Golfo de Panamá han sido combinados en todos los casos, pero los datos sobre longitud-peso de diferentes áreas no han sido combinados excepto cuando hubo déficit de datos. La validez del procedimiento de combinar los datos frecuencia-longitud de todas las áreas no ha sido probado estadísticamente, aun cuando Bayliff (1964) observó que había poca o ninguna diferencia aparente en el tamaño de los peces de una área a otra. Como es importante tener el mayor número de datos posibles sobre frecuencias de longitud (como es evidente en los trabajos de Howard y Landa [1958] y de Bayliff [1964] por la variabilidad de las frecuencias de tamaño cuando se disponía de pocas muestras), fue continuada la práctica de combinar los datos de

todas las áreas. Bayliff (1965a) probó las relaciones longitud-peso en peces de diferentes áreas comparativamente entre si mediante el análisis de covariancia y encontró diferencias significativas en la mayoría de los casos. No hay ventaja al combinar los datos de diferentes áreas a menos que las muestras consistan de menos de unos 30 peces, por lo que no se han combinado en el presente estudio excepto en tales casos.

La Tabla 5 presenta las estimaciones de las capturas en números de peces de las clases anuales de 1959 y 1960 en el área de Isla Verde durante las temporadas 1960, 1961 y 1962. Las variancias de estas estimaciones no han sido calculadas por las dificultades que surgen con el método para estimar los pesos de las muestras. Sin embargo, esto no es importante ya que al estimar los números de peces en las capturas, los errores son mínimos comparados con los errores en la estimación de los otros parámetros.

En unos pocos casos fue necesario conocer la captura en números de peces en el área de Panamá Viejo. En tales casos se supuso que la composición de tamaños y la relación longitud-peso eran las mismas en aquella área que en el área de Isla Verde durante el mismo mes. Los números de peces de cada grupo de edad en la captura del área de Panamá Viejo en cada mes fueron estimados entonces mediante la fórmula:

$$N_{jPV} = \left(\frac{W_{.PV}}{W_{.IV}} \right) N_{jIV} \quad (3)$$

en la que

N_{jPV} = número de peces del grupo de edad j en la captura del área de Panamá Viejo,

$W_{.PV}$ = peso de la captura en el área de Panamá Viejo,

$W_{.IV}$ = peso de la captura en el área de Isla Verde, y

N_{jIV} = número de peces del grupo de edad j en la captura del área de Isla Verde.

La Tabla 6 contiene las estimaciones de las capturas en números de peces de las clases anuales de 1959 y 1960 en el área de Panamá Viejo en las temporadas de 1960, 1961 y 1962.

Retorno de marcas

En el presente informe se sigue la terminología empleada en lo referente a marcación por la International Commission for the Northwest Atlantic Fisheries (Anonymous, 1961b: 46-47). Las definiciones son las siguientes:

"liberaciones: los peces (en números) marcados y liberados;

recapturas: los peces marcados (en números) y capturados;

recobros: los peces marcados (en números) descubiertos por los pescadores o por cualquier otro medio;

informes: los peces marcados (en números) sobre los cuales llega a la organización marcadora cualquier información suficiente para establecer que han sido recobrados;

retornos: los peces (en números) reportados como marcados o las marcas que eventualmente se devuelven a la organización marcadora o, también, la presencia de marcas completamente autenticadas".

La limpieza de los magnetos se comenzó tan pronto como el primer experimento de marcación fue iniciado en junio de 1960. El magneto fue suprimido de la planta de Isla Taboga desde el 8 de julio hasta el 8 de agosto de 1960, y en algunas ocasiones los peces fueron descartados en vez de ser procesados debido al mal funcionamiento de la maquinaria en las plantas de reducción. La limpieza de los magnetos continuó hasta el 6 de marzo de 1963, mientras que la temporada de 1962 terminó el 17 de marzo de 1963, así que se abarcaron casi por completo las temporadas de 1960, 1961 y 1962.

Las Tablas 7 y 8 indican los retornos de las marcas. Los datos registrados en las bolsas del material obtenido al limpiar los magnetos y las estadísticas suministradas por las plantas de reducción fueron usados para seleccionar las áreas y fechas en que los peces portadores de marcas tenían la mayor probabilidad de haber sido capturados. Cuando las dos fuentes de datos no concordaban se suponía que los datos estadísticos suministrados por las plantas de reducción eran correctos a menos que se tuviera información contraria. En la mayoría de los casos el lugar de pesca no era crítico ya que casi toda la pesca se efectuó en el área de Isla Verde, ni tampoco con respecto a la fecha en que fueron capturados, porque no todas las marcas llegan al magneto el mismo día en que los peces portadores de marcas se procesan (Tablas 33 a 37).

Como se efectuó alguna pesca en el área de Panamá Viejo, así como también en el área de Isla Verde, y como a menudo las marcas tardaron uno o más días en llegar a los magnetos, no fue posible determinar positivamente el área en que el pez portador de cada marca fue capturado. Es aparente, a juzgar por los retornos más bajos de las marcas de Panamá Viejo, que unos pocos peces de esta área emigraron al área de Isla Verde. Consecuentemente, si una marca de Panamá Viejo era devuelta a los pocos días después de que fueron procesados los peces capturados en aquella área, es probable que el pez portador de esa marca había sido capturado en el área de Panamá Viejo. De las ocho marcas de Panamá Viejo que se consideró procedían de peces capturados en aquella área, siete fueron devueltas en la primera limpieza y una en la segunda limpieza después de que los peces capturados en el área de Panamá Viejo fueron procesados. Una marca de Río Pácora, devuelta a raíz de la tercera limpieza después de procesar los peces capturados en el área de Panamá Viejo, se consideró que también procedía de un pez capturado en aquella área. Todas las 35 marcas de Panamá Viejo, que se consideró procedían de peces que emi-

graron al área de Isla Verde, fueron devueltas después de que se habían hecho no menos de 20 limpiezas del magneto desde que los peces capturados en el área de Panamá Viejo habían sido procesados.

El volumen de la pesca realizada en el área de Panamá Viejo resultó adecuado para demostrar también que pocos peces de Isla Verde emigraron al área de Panamá Viejo. Solamente 10 marcas de Isla Verde fueron encontradas durante limpiezas del magneto inmediatamente después del procesamiento de peces capturados en el área de Panamá Viejo. En siete de estos casos, los peces procesados inmediatamente antes de su hallazgo fueron capturados en el área de Isla Verde, por lo que se consideró que las marcas procedían de peces capturados en esa área. Las otras tres fueron devueltas de las limpiezas después de que la quinta o sexta tanda consecutiva de peces del área de Panamá Viejo fueron procesadas, y por eso se consideró que procedían de peces que emigraron al área de Panamá Viejo.

DISCUSION

Migraciones

Peces marcados en 1960

La Tabla 7 indica las áreas en donde es muy probable hayan sido capturados los peces portadores de marcas colocadas en 1960. La Tabla 9 contiene los retornos de las marcas procedentes de los peces marcados en las áreas de Isla Verde y Panamá Viejo en 1960, junto con las capturas de peces en esas áreas. Los retornos durante la temporada de marcación fueron hechos casi exclusivamente en el área de la marcación. Durante las temporadas siguientes parece haber habido más intercambio de peces, pero obviamente la entremezcla no fue en ninguna forma completa.

Simpson (1959) encontró que durante las temporadas de 1956 y 1957 la presencia de huevos de anchoveta en el Golfo de Panamá se restringió en su mayor parte al área entre Panamá Viejo y la Isla Majé, y concluyó que la mayoría del desove se efectúa en aquella región. Suponiendo que la situación es la misma cada año, es probable que los peces de las áreas fuera de la región del desove converjan en esa región en noviembre y diciembre. Después de que termina el periodo de desove algunos peces aparentemente regresan a las otras áreas, ya que peces en su segundo y/o tercer año de vida han sido observados en las áreas de Bahía San Miguel e Isla Verde. Si la mayoría de los peces de Isla Verde emigraron al área entre Panamá Viejo y la Isla Majé para desovar en 1960, como aparentemente lo hicieron en 1956 y 1957, entonces después del periodo de desove el área de Isla Verde debe haber sido repoblada principalmente con peces que habían residido en aquella área antes de desovar. La habilidad para regresar a las áreas de donde han venido cuando se disponen de otras áreas aparentemente convenientes no es desconocida en peces marinos, ya que Saila (1962) informó que los lenguados de invierno, *Pseudopleuronectes americanus*, cuando fueron transportados a otra área y

marcados y liberados en ella, tendieron a retornar al área de captura. Por otra parte, sin embargo, puede ser que los hallazgos de Simpson (1959) no se apliquen a los años tratados en el presente estudio y que la mayoría de los peces de Isla Verde permanecieran en aquella área para desovar en 1960. Cualesquiera sean los mecanismos de estos fenómenos, el efecto neto es que hay muy poca mezcla entre los peces de las diferentes áreas de los cuales se tienen suficientes datos, excepto posiblemente en el área de desove durante el periodo de desove, y la mayor parte de la mezcla que se manifiesta no llega a ser aparente sino hasta después del periodo de desove.

La Tabla 10 demuestra que, excepto tres, todos los retornos del área de Isla Verde de peces marcados en otras áreas en 1960 se hicieron efectivos después de mayo de 1961. Quince marcas de los experimentos de 1960 en Isla Verde fueron retornadas de esa área en abril y mayo de 1961, lo que se compara favorablemente con los retornos de esas marcas en los meses siguientes, por lo que la ausencia de peces de la clase anual de 1959 en las capturas de aquellos meses no es la causante de la falta de marcas de 1960 en las pescas provenientes de otras áreas. En consecuencia parece que hay una emigración de peces más viejos de otras áreas al área de Isla Verde a fines de mayo o a principios de junio. Los retornos de peces de otras áreas en el área de Isla Verde y de la propia área de Isla Verde estaban en más o menos la misma proporción entre sí desde junio hasta el fin de la temporada, lo que indica que la migración tuvo lugar en un corto lapso de tiempo, porque si los peces de otras áreas hubieran continuado emigrando al área de Isla Verde hasta el término de la temporada la proporción de marcas que no eran de Isla Verde habría aumentado gradualmente.

Peces marcados en 1961

La Tabla 8 contiene las áreas más probables de captura de los peces portadores de marcas de 1961. Excepto los peces marcados en el área de Bahía Parita, hubo poca entremezcla de peces de diferentes áreas, particularmente antes del periodo de desove, como ocurrió con los peces marcados en 1960.

Muchos de los retornos de marcas de peces que se trasladaron a otras áreas fueron hechos en la temporada de marcación (Tabla 11), lo que contrasta con lo que ocurrió con las marcas de 1960. Excluyendo las marcas de Bahía Parita, de las que se tratará más adelante, todos los retornos de marcas de otras áreas excepto tres fueron hechos después del desove, considerando que éste había ocurrido el 1° de diciembre. (Los dos retornos de marcas de Isla Verde hechos en el área de Panamá Viejo, que no se indican en la Tabla 11, fueron hechos en el mes de enero de 1962). El gran número de retornos de marcas de otras áreas en el área de Isla Verde después de junio de 1962 parece indicar una emigración de peces más viejos de otras áreas al área de Isla Verde a fines de junio o a

principios de julio, como aparentemente ocurrió para ese mismo tiempo en 1961.

Los peces marcados en el área de Bahía Parita son aparentemente un caso especial. Fue retornado un número de marcas de 1961 procedente de esa área mayor que de ninguna otra fuera del área de Isla Verde. Esto puede haberse debido a una más alta supervivencia de estos peces, pero esto es dudoso, porque la mortalidad por marcación y manipuleo, hasta donde ha podido determinarse, fue alta en todas las otras áreas en 1961. El primer retorno de una de estas marcas fue hecho después de solo 31 días, y 17 de los 25 retornos se hicieron antes del 1º de diciembre de 1961. Evidentemente los peces del área de Bahía Parita emigran más libremente al área de Isla Verde que de las otras áreas a esta última, y tal vez los peces de Isla Verde emigran también más libremente al área de Bahía Parita que a otras áreas. Los resultados de los experimentos de marcación concuerdan con las declaraciones de los pescadores de que las anchovetas capturadas al sudoeste de Punta Chame emigran en vez de residir en esa zona. Debe notarse que la mezcla debería ser tan intensa, considerando la extensión del fondo arenoso, un ambiente aparentemente inadecuado, que separa las dos áreas.

Edad

Howard y Landa (1958) emplearon datos de frecuencia-longitud para estudiar la edad y el crecimiento de la anchoveta. Encontraron un módulo dominante y claro, correspondiente a los peces en su primer año de vida, además de uno o dos módulos no tan claros de peces más grandes. No fue posible determinar de los datos por ellos presentados si los peces más grandes estaban en su segundo año de vida, o si constituyan una mezcla de peces en su segundo o más años de vida.

Ocho marcas de peces marcados durante la temporada de 1960 fueron retornadas durante la temporada de 1962. Las fechas de retorno fueron marzo 12, abril 13-14, agosto 3, septiembre 13-14, septiembre 30 y noviembre 22 de 1962, y enero 17 y 19 de 1963, de modo que esos peces tenían de 27 a 38 meses de edad cuando fueron capturados, si se supone que estaban en su primer año de vida cuando fueron marcados. Otras ocho marcas de 1960 fueron retornadas en diciembre de 1961 y en enero de 1962; los peces tenían más de 24 meses de edad pero fueron capturados antes de que la clase anual de 1961 hubiera entrado en la pesquería.

Hábitos gregarios

La estabilidad de los cardúmenes de peces ha sido muy poco estudiada. Parr (1927: 2) manifestó que los cardúmenes "aparentemente estables" están formados por peces pelágicos tales como las macarelas, las sardinas y los arenques, mientras que "los peces que viven y se alimentan en el fondo o a lo largo de las costas" forman cardúmenes temporales "probablemente por diferentes causas, como por ejemplo, que simplemente necesidades similares o temores obliguen a que los peces naden en direcciones

similares". Merriman (1941) observó que diversos miembros de un grupo de "striped bass" jóvenes, *Morone saxatilis*, marcados al mismo tiempo y lugar fueron algunas veces recapturados juntos a alguna distancia de la localidad de la marcación. Jensen (1953), por otra parte, recalcó la inestabilidad de los cardúmenes de salmones plateados adultos, *Oncorhynchus kisutch*.

Virtualmente nada se conoce acerca de los hábitos gregarios de la anchoveta. El habitat normal de los adultos es el agua poco profunda y turbia, a menudo con fuertes marejadas y/o corrientes. Dentro de este ambiente hay localidades de mayores o menores concentraciones de peces, que se mudan de un día a otro. Los pescadores descubren la presencia de concentraciones más grandes por la actividad de las aves depredadoras, los "saltos" de los peces, y la turbidez ligeramente mayor del agua. No se observan cardúmenes específicos. Cuando los peces marcados eran liberados juntos podía observarse algunas veces durante unos pocos minutos un cardumen separado, pero que nunca se mantenía en la vecindad inmediata del barco de marcación durante un lapso significativo de tiempo. Bayliff (1963) observó un pequeño cardumen de adultos que aparentemente retenía su integridad en aguas profundas y claras por lo menos durante 24 horas, pero se trataba de peces aislados en un habitat anormal, y que pudieron no haberse separado del cardumen original para unirse a otros cardúmenes por no encontrarse otras anchovetas en el área. La captura de anchovetas por lance de red de cerco es algo consistente, oscilando generalmente entre unas 2 a 10 toneladas. Esto contrasta agudamente con la captura por lance con red de cerco en la pesca de especies como los atunes y los arenques, que puede oscilar de 0 a más de 100 toneladas. Todo esto tiende a conducir a la conclusión de que la agrupación por cardúmenes de anchovetas adultas no se desarrolla fuertemente y que los cardúmenes, si es que así pueden llamarse, probablemente se dividen y se vuelven a formar muy rápidamente.

Cuando se liberaban anchovetas marcadas en cardúmenes en una área en que se estaba pescando parecía que, si los cardúmenes no se dividían con extremada rapidez, algunas veces toda o parte considerable de una liberación de peces marcados se capturaba en un solo lance de una red echada poco después de que los peces habían sido liberados. En 1960 fueron retornadas marcas de 10 diferentes liberaciones, cuando los peces capturados el día de aquella liberación o al siguiente fueron procesados. El número mayor de marcas de una sola liberación encontrado en una sola limpieza de un magneto fue de 11 (de los 781 peces liberados el 20 de septiembre de 1960 a las 11:15 a.m.). Los peces procesados inmediatamente antes de esa limpieza fueron capturados por dos barcos que hicieron un total de nueve lances aquel día, por lo que los 11 peces no fueron necesariamente atrapados todos en un solo lance. Cincuenta y una marcas más de esa liberación fueron retornadas más tarde. Marcas de 29 liberaciones diferentes en 1961 fueron retornadas cuando los peces capturados el día de la marcación o el siguiente fueron procesados pero no se re-

tornaron más de tres marcas de una sola liberación en ninguna de las limpiezas. Esta es fuerte evidencia de que los cardúmenes de peces marcados se dividen con extremada rapidez, y parece probable que los cardúmenes de peces no marcados también se dividen y se forman de nuevo rápidamente.

Por otra parte, podría suponerse que las anchovetas marcadas se mezclaron aleatoriamente con cardúmenes muy grandes casi permanentes y que solo pequeñas partes de esos cardúmenes, y por ende solo pequeñas partes de los peces marcados, fueron capturados en un solo lance de red. Sin embargo, si tal fuera el caso parecería que hubiese también algunos cardúmenes más pequeños de peces, y que por lo menos una vez los peces marcados se hubiesen combinado con uno de estos cardúmenes y todos o casi todos los peces marcados hubiesen sido capturados en un solo lance de red.

Es también posible que la pesca pueda dividir los cardúmenes de peces, que de otro modo permanecerían intactos casi indefinidamente. Si así ocurre los datos sobre marcación no proveen informes acerca de la estabilidad de los cardúmenes.

Factores extrínsecos que afectan los retornos de las marcas

Los porcentajes de los retornos de las marcas fueron influenciados por las áreas en que los peces se marcaron, por la época del año en que se efectuó la marcación y por la cantidad del esfuerzo pesquero que se registró después de la marcación. Estas variaciones están intrínsecamente relacionadas con el problema que se investiga y forman base para muchas de las respuestas que se desprenden.

Las variaciones consideradas en este capítulo son de carácter extrínseco causadas por los siguientes factores: (1) falla de los peces marcados a no mezclarse aleatoriamente con los no marcados y falla de la pesquería a no tomar cantidades proporcionales de peces de las diferentes partes del área de marcación y recaptura; (2) mortalidad de los peces marcados debida a marcación y manipuleo; (3) pérdidas de marcas colocadas en los peces por desprendimiento; (4) pérdidas de marcas debidas a la migración; (5) pérdidas de marcas en las plantas de reducción. Es necesario estudiar estas variaciones extrínsecas a fin de evaluar los resultados de la investigación y para planear estudios futuros.

Cuando los peces fueron marcados se llevaron registros detallados de su tamaño y condición y sobre todos los aspectos de su manipuleo y tratamiento. La unidad básica para estos estudios es la "tanda", que es un grupo de peces tomados de la misma fuente, sometidos al mismo tratamiento, marcados por el mismo operador y liberados al mismo tiempo. Un grupo de peces liberados al mismo tiempo, normalmente dos tandas ya que generalmente dos operadores trabajan simultáneamente, es llamado una "liberación". Una serie de liberaciones hechas en la misma área en

un día o en días consecutivos es llamada un "experimento", cada uno de los cuales fue realizado en un "viaje de marcación" individual.

Las Tablas 12 a 24 presentan las capturas de peces de las clases anuales de 1959 y 1960, el número de retornos de marcas colocadas a peces en su primer año de vida y los "índices de retorno" correspondientes a ciertos períodos de tiempo seleccionados para cada experimento iniciado en el área de Isla Verde. Los índices de retorno fueron calculados mediante la fórmula:

$$I_{ij} = \frac{R_{ij}}{C_j M_i} \times 10^{12} \quad (4)$$

en la que

I_{ij} = índice de retorno para el Experimento i correspondiente al intervalo de tiempo j ,

R_{ij} = número de marcas del Experimento i retornadas durante el intervalo de tiempo j ,

C_j = número de peces de la clase anual en cuestión capturado durante el intervalo de tiempo j , y

M_i = número de peces marcados para el Experimento i .

Los índices de retorno son directamente proporcionales al número de marcas retornadas, corregidos de acuerdo al número de peces marcados y a las capturas de peces hechas durante los intervalos apropiados. Este cálculo es similar al método de Petersen para estimar el tamaño de la población especialmente en que, para evitar error, la población debe estar cerrada, esto es no debe haber reclutamiento ni migración de peces no marcados dentro del área o de peces marcados o no fuera del área.

Se han empleado los siguientes intervalos de tiempo: Período 1, primer día del viaje de marcación y los 30 días siguientes; Período 2, del final del Período 1 al final de la temporada de marcación; Período 3, primera temporada después de la marcación; Período 4, segunda temporada después de la marcación (solamente para peces marcados en 1960). El Período 1 se ha subdividido en los siguientes períodos: 1a, 1^{er} día del viaje de marcación y los 5 días siguientes; 1b, del 6° al 10° día después del 1^{er} día del viaje; 1c, del 11° al 15° día después del 1^{er} día del viaje; . . . 1f, del 26° al 30° día después del 1^{er} día del viaje.

Bayliff y Klima (1962) demostraron con experimentos en viveros que todos, o virtualmente todos, los desprendimientos de las marcas ocurren durante el primer mes después de la marcación y que la mayor parte de la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo ocurre durante los 3 primeros días después de la marcación. No se dispone de datos para la determinación de la pauta del desprendimiento de marcas dentro del primer mes. Como el desprendimiento es aparentemente el resultado de una infección y de la dilatación de las fisuras por las que las marcas se insertan, su progreso con respecto al tiempo puede ser representado más lógica-

mente por una curva simétrica sigmoide con inflección en la mitad del período. Ignorando por el momento otros factores que afectarian los índices de retorno, tales como la migración y las diferencias en la disponibilidad y/o la vulnerabilidad de los peces marcados, sería de esperar que los índices de retorno más altos ocurrieran poco después de la marcación, antes de que ocurriese un desprendimiento apreciable de las marcas y antes de que todos los peces muriesen por los efectos de la marcación y el manipuleo. (Los términos "abundancia", "disponibilidad" y "vulnerabilidad" se usan en el presente informe con las mismas connotaciones empleadas por Ahlstrom [1960]. El definió abundancia como una medida del número de peces de una especie dada de tamaño capturable presentes en su zona de distribución; disponibilidad como una medida del número dentro de la zona de pesca; y vulnerabilidad como una medida del grado de facilidad con que los peces pueden ser capturados). Se esperaría que los índices de retorno fueran algo más bajos unos 4 días después de la marcación cuando la mayoría de la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo ya ha ocurrido y que luego disminuyeran gradualmente durante unas 3 o 4 semanas conforme algunos de los peces pierden sus marcas.

El desprendimiento de las marcas insertadas anteriormente en la cavidad corporal de los peces en los experimentos con viveros llegó a ser de un 33.2 por ciento (Tabla 31). Si no hubo mortalidad debida a la marcación y al manipuleo, y si el índice de retorno inmediatamente después de la marcación fue de 1.000, los índices relativos en los períodos subsiguientes serían como sigue: Período 1, 0.834 (promedio del período entero); Períodos 2, 3 y 4, 0.668 (Figura 2A). Si hubo mortalidad debida a la marcación y al manipuleo durante el Período 1a los índices relativos durante los siguientes períodos serían más bajos (Figura 2B).

Dispersión desigual de los peces marcados y del esfuerzo pesquero

Las Tablas 12 a 18 y la Figura 3 contienen los índices de retorno correspondientes a los experimentos de 1960 efectuados en el área de Isla Verde. Superpuestas en los gráficos están las réplicas de la Figura 2A, habiéndose empleado como bases los índices promedios ponderados de retornos correspondientes a los Períodos 2, 3 y 4. Aparentemente en algunos casos los datos no están bien de acuerdo con ninguna de las situaciones hipotéticas ilustradas en la Figura 2. Las principales excepciones son los datos correspondientes a los experimentos de septiembre 20-21 y septiembre 29-30, en los que los índices de retorno durante los períodos 2, 3 y 4 fueron más bajos de lo que podría esperarse de los índices de retorno correspondientes a estos experimentos durante el Período 1. Las desviaciones podrían ser causadas por uno o por una combinación de los siguientes factores: (1) mortalidad debida a la marcación y al manipuleo que se extendió más allá del Período 1a; (2) tasas de desprendimiento que variaron considerablemente de un experimento a otro y que en dos

casos excedieron considerablemente la cifra 0.332; (3) migración de una parte considerable de los peces marcados del área de Isla Verde; (4) dispersión desigual de los peces marcados y del esfuerzo pesquero en el área de marcación y recobro.

Es improbable que las pautas de mortalidad y desprendimiento de los peces que fueron liberados después de la marcación se diferenciaran notablemente de las pautas observadas en los peces de los experimentos con viveros anteriormente descritos, por lo que las dos primeras posibilidades quedan descartadas. La emigración de los peces marcados del área de Isla Verde no es probable que haya causado las desviaciones, porque los datos previamente presentados demuestran que hay relativamente poca migración de peces entre las diversas áreas particularmente durante la época de marcación.

Aparentemente los peces marcados no se han mezclado al azar con los no marcados y la pesquería no extrajo cantidades proporcionales de peces de todas las partes del área de marcación y recobro. Esto es evidente por la irregularidad de la progresión temporal de los índices de retorno, particularmente en los experimentos de agosto 4-6 (Periodos 1a y 1b) y de septiembre 20-21 (Periodo 1). También es evidente en muchos casos por las amplias diferencias entre los índices de retorno en las dos plantas de reducción en el mismo experimento durante el mismo periodo (Tablas 12 a 18). Durante el periodo del 29 de septiembre al 5 de octubre, por ejemplo, que corresponde al Periodo 1c del experimento de septiembre 20-21 y el Periodo 1a del experimento de septiembre 29-30, parece que los botes de la planta de la Isla Taboga pescaron más cerca del centro de concentración de los peces marcados que los botes de la planta de Puerto Caimito. En general, los índices de retorno fueron más altos en la planta de Puerto Caimito durante junio, julio y enero, y en la de Isla Taboga durante agosto, septiembre y octubre. El hecho de que los índices de retorno fueran más altos en octubre en una planta que en la otra, para los experimentos de agosto, indica una dispersión algo lenta de los peces marcados en el área de marcación y recobro. Esto es algo sorpresivo, ya que se ha inferido que los cardúmenes de peces marcados se dividen y se reagrupan en otros cardúmenes más bien rápidamente. Es particularmente digno de notarse que los índices de retorno correspondientes a enero indican una dispersión desigual de los peces marcados porque se supone, como se dijo antes, que la mayoría de los peces emigraron del área de Isla Verde al área de Panamá Viejo a Isla Majé para desovar en noviembre y diciembre, y luego regresaron al área de Isla Verde en donde algunos fueron capturados. Es posible, sin embargo, que esta paradoja obedezca a un error en las estadísticas tal como el de atribuir algunos de los peces desembarcados en la planta de Isla Taboga al área de Isla Verde cuando realmente fueron capturados en el área de Panamá Viejo. También es posible que los peces de Isla Verde desovaran allí en 1960 en vez de en el área de Panamá Viejo a Isla Majé, o que exista una tendencia hogareña

que haga que ciertos peces prefieran ciertas localidades dentro del área de Isla Verde. Conviene tomar en cuenta que los datos de retorno combinados correspondientes a las dos plantas de reducción durante los experimentos de agosto 10-12 (Figura 3) concuerdan bastante bien con la situación hipotética que muestra la Figura 2B. Esto es pura coincidencia, sin embargo, ya que los datos de ninguna de las plantas, por si sola, se ajustan a la situación hipotética (Tabla 15).

La característica más notable de los datos de 1961 (Tablas 19 a 24 y Figura 4) es la declinación precipitada de los índices de retorno durante el Período 1. Se cree que esta declinación se debe a la mortalidad resultante de la marcación y el manipuleo, mientras que nuevamente se considera que las irregularidades son causadas por una dispersión desigual de los peces marcados y por el esfuerzo pesquero en el área de marcación y recaptura.

Con respecto a los datos de 1960 y 1961 no se encontró una tendencia descendente de los índices de retorno en los diferentes meses durante el Período 2, y los índices de retorno correspondientes a cada experimento para los Períodos 2, 3 y 4 fueron más o menos los mismos, lo que indica que hubo poca o ninguna pérdida diferencial de peces marcados debida a la mortalidad causada por la marcación y el manipuleo, por el desprendimiento de marcas o por la migración después del Período 1. Las irregularidades observadas se deben probablemente a una variación estocástica, siendo posiblemente un factor adicional la dispersión desigual de los peces marcados y del esfuerzo pesquero.

Mortalidad debida a marcación y manipuleo

La mortalidad debida a marcación y manipuleo en un experimento dado podría calcularse teóricamente por medio de la comparación del índice de retorno inmediatamente después de la marcación, antes de que muera cualquiera de los peces que estaban destinados a morir por los efectos de la marcación y el manipuleo, con los índices de retorno correspondientes a los Períodos 2, 3 y 4 (desde luego haciendo las correcciones por las pérdidas de marcas causadas por desprendimiento). En la situación hipotética presentada en la Figura 2B el índice de retorno inmediatamente después de la marcación sería de 1.000, mientras que en lo que respecta a los Períodos 2, 3 y 4 sería de 0.499 después de que la cifra original de 0.333 fue multiplicada por 1.497 para corregir la pérdida de 0.332 de las marcas por desprendimiento. Así, podría calcularse que la mitad de los peces marcados se perdieron por la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo.

Sin embargo, para que este método tenga una aplicación práctica sería necesario que los peces marcados se mezclaran aleatoriamente con los no marcados en el área de marcación y recobro dentro de las primeras horas después de la marcación o que la pesquería tomara cantidades proporcionales de peces de todas partes del área de marcación y recobro

dentro de las primeras horas después de la marcación. Se ha demostrado previamente que no se cumplió con ninguna de estas condiciones.

De acuerdo con lo anterior, la mortalidad debida a marcación y manipuleo debe ser estimada por otros medios. Como primer paso, es necesario examinar en detalle algunos de los factores relacionados con estas mortalidades.

Variaciones entre los años de las marcaciones

Los retornos fueron más altos para los peces marcados en 1960 que para los marcados durante 1961 (Tablas 12 a 24). Los retornos más bajos de las marcas de 1961 se deben a uno o a una combinación de los siguientes factores extrínsecos: (1) mayor desprendimiento de marcas de los peces marcados en 1961; (2) mayor emigración de los peces marcados en 1961 en el área de Isla Verde; (3) mayor mortalidad de los peces marcados en 1961 debida a la marcación y al manipuleo.

Es dudoso que el desprendimiento se diferenciara mucho entre 1960 y 1961, o que por lo menos las diferencias fuesen de una magnitud suficiente como para dar cuenta de la discrepancia entre los índices de retorno de peces de las marcaciones de 1960 y 1961. Bayliff y Klima (1962) demostraron que el desprendimiento probablemente no comienza antes de una semana después de la marcación. Como los índices de retorno de las marcas de 1961 fueron bajos aun durante el Periodo 1a (Tablas 19 a 24), parece improbable que el desprendimiento diferencial sea un factor importante en el menor número de retornos de las marcas de 1961.

Los datos presentados previamente demuestran que aparentemente hay poca migración de los peces entre las diversas áreas por lo que es extremadamente improbable que los retornos más bajos de las marcas de 1961 pudieran ser causados por emigración de los peces marcados del área de pesca. Aun si los peces marcados en 1961 hubiesen abandonado el área de Isla Verde el éxodo probablemente no se habría efectuado inmediatamente, por lo que los índices de retorno correspondientes a los períodos poco después de la marcación tendrían que haber sido más o menos los mismos que los de 1960. Este no fue el caso, como lo demuestran las Tablas 12 a 24.

Resta decir que la mortalidad diferencial debida a la marcación y al manipuleo es la causa más probable de la diferencia en los índices de retorno correspondientes a los dos años. Parece ser ésta la explicación más razonable, ya que se registraron grandes diferencias en la supervivencia de diferentes grupos de peces en los experimentos con viveros. Se demostró también en esos experimentos que la mayoría de la mortalidad ocurrió muy poco después del manipuleo, lo que es compatible con el hecho de que los índices de retorno correspondientes a los experimentos de 1961 fueron bajos aun durante el Periodo 1a.

Schaefer, Chatwin y Broadhead (1961) observaron que en la mayoría de los casos hubo una relación inversa entre los retornos de atún aleta

amarilla y barrilete marcados, *Thunnus albacares* y *Katsuwonus pelamis*, y las temperaturas superficiales del agua de mar en el tiempo en que fueron marcados. Vrooman, Paloma y Jordán (1966) atribuyeron la menor supervivencia de las anchoas nórdicas, *Engraulis mordax*, en un grupo de experimentos con viveros, a las temperaturas más altas del agua. Las temperaturas promedio de la superficie del agua en Balboa, Zona del Canal, durante los meses de marcación fueron las siguientes (datos de la Panama Canal Campany):

	1960	1961
mayo	—	81.8°F
junio	84.3°F	82.3
julio	83.2	82.2
agosto	83.9	82.9
septiembre	83.7	—

Las temperaturas fueron ligeramente más bajas en 1961, lo que parece indicar que en este caso las temperaturas más bajas causaron mayor mortalidad en los peces marcados. Sin embargo los valores más altos en los retornos de marcas de los experimentos de 1961 se registraron en mayo, cuando la temperatura alcanzó su grado más bajo. En consecuencia, es dudoso que la temperatura fuera un factor importante en la intensa mortalidad de 1961.

Variaciones dentro del mismo año

Los indices de retorno correspondientes a un experimento en 1960, el de julio 12-13, fueron notoriamente más bajos que los de cualquiera de los otros experimentos de aquel año (Tablas 12 a 18). Parece lo más probable que estos peces experimentaron una intensa mortalidad debida a la marcación y al manipuleo, en vista de la gran diferencia en la mortalidad de los diferentes grupos de peces confinados en los viveros (Bayliff y Klima, 1962). Las posibilidades de que estos peces perdieran sus marcas a una tasa mucho mayor que los otros o de que emigraron del área son remotas por las razones dadas en el capítulo precedente.

Los indices de retorno tendieron a ser más altos en los experimentos iniciados más tarde en 1960. Una explicación detallada acerca de este tema se ofrece en un capítulo posterior de este informe.

Los índices de retorno fueron considerablemente más bajos en los experimentos de 1961 iniciados más tarde en la temporada (Tablas 19 a 24). Parece lo más probable que la mortalidad diferencial debida a la marcación y al manipuleo, en vez de un mayor desprendimiento de las marcas o de una mayor emigración fuera del área de los peces marcados más tarde en la temporada, es la causante de las diferencias. En los experimentos con viveros se encontró que la mortalidad tendió a ser mayor,

y el desprendimiento tendio a ser más bajo, en los experimentos efectuados más tarde en la temporada. El resultado neto fue una mayor pérdida de peces marcados más tarde en la temporada porque el aumento en la retención de marcas no fue suficiente para compensar la mortalidad más intensa de los peces marcados.

Variaciones entre operadores

Los porcentajes de retorno de las marcas colocadas por los diversos operadores indica diferencias en sus niveles de destreza (Tablas 25 y 26). Estas diferencias fueron tan grandes, excepto en los casos en que las cantidades de retornos fueron pequeñas, que no se necesitaron pruebas estadísticas para demostrar su significación.

Las diferencias en las tasas de retorno pudieron ser causadas por diferencias en la mortalidad, el desprendimiento de marcas o por ambos motivos. Los experimentos con viveros demuestran que la mayoría de la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo ocurrió muy poco después de la marcación. Prácticamente todo el desprendimiento de marcas en estos experimentos ocurrió dentro del primer mes después de la marcación, pero muy pocos de los peces que murieron durante los primeros días después de la marcación habían perdido sus marcas. En consecuencia, si los retornos más bajos de las marcas colocadas por los operadores menos hábiles se debieron en su mayoría a desprendimiento los retornos durante el Periodo 1a habrían sido más o menos iguales para los diferentes operadores. Por otra parte, si las diferencias fueran debidas principalmente a la mortalidad por la marcación y el manipuleo las proporciones de los retornos de las marcas de los operadores menos diestros con relación a las de los más hábiles serían más o menos las mismas durante el Periodo 1a como durante los períodos combinados. Las Tablas 25 y 26 muestran también los retornos de las marcas colocadas por los distintos operadores durante el Periodo 1a. Una prueba de contingencia de Ji-cuadrado para evaluar la hipótesis de que la distribución de los retornos de las marcas colocadas por los diferentes operadores durante el Periodo 1a y durante los períodos después de éste no difiere de la distribución de todos los retornos combinados fue hecha con los datos correspondientes a cada año. Los resultados son los siguientes:

Año de marcación	Valor de Ji-cuadrado	Grados de libertad	Probabilidad
1960	4.615	2	0.10-0.05
1961	4.338	4	0.50-0.25

Así que no se rechaza la hipótesis de que las distribuciones de los retornos fueron las mismas durante los diferentes períodos al nivel del 5 por ciento. No hay, consecuentemente, evidencia de que las tasas del desprendimiento de las marcas de los peces marcados por varios operadores hayan diferido,

por lo que debe sacarse en conclusión que las tasas de mortalidad fueron diferentes.

Varianciones relacionadas con el tamaño de los peces

Ha sido observado por los pescadores de atún que las anchovetas más pequeñas generalmente sobreviven mejor que las grandes en los tanques de carnada de los barcos. Bayliff y Klima (1962) encontraron casi 100 por ciento de mortalidad entre un grupo de anchovetas de más edad en un experimento con vivero. Por esta razón se sospechó que era más probable que los peces más viejos muriesen por efectos de la marcación y el manipuleo que los jóvenes del año. Además, aún si no hubiera mortalidad diferencial por la marcación y el manipuleo, parecería probable que la mortalidad natural de los peces más viejos sería tan alta que los retornos de marcas serían relativamente bajos. (Se acostumbra suponer que la tasa de mortalidad natural es la misma para todas las edades de peces de una especie determinada después de que hayan alcanzado la edad del reclutamiento a la pesquería, pero hay evidencia, que se presentará adelante, de que la tasa de mortalidad natural de las anchovetas es más alta entre los peces de mayor edad). Los peces más viejos se distinguen de los jóvenes del año por su mayor tamaño, así que ninguno de éstos fue marcado en 1960 excepto en los pocos casos en que los peces de mayor edad eran abundantes y los jóvenes del año tan escasos que podían ser marcados en menor tiempo del que se emplearía en capturarlos. Esto nunca ocurrió en el área de Isla Verde. En 1961 algunos de los peces de más edad fueron marcados en el área de Isla Verde, para lo que se emplearon series separadas de marcas de modo que los retornos se distinguieron de los de los jóvenes del año. Los resultados fueron los siguientes:

Fecha	Edad	Número marcado	Número retornado	Porcentaje retornado
24 de mayo	jóvenes del año	3,247	41	1.263
	mayores	171	13	7.602
15 de junio	jóvenes del año	2,288	4	0.175
	mayores	399	2	0.501
11 de agosto	jóvenes del año	3,655	8	0.219
	mayores	98	0	0.000
Total	jóvenes del año	9,190	53	0.577
	mayores	688	15	2.246

Estos resultados son contrarios a los que se esperaban. Tal vez esto fue debido a que los peces mayores fueron particularmente vulnerables al aparejo de pesca, pero no se sabe cómo sucedería esto. También es posible que la mayoría de los jóvenes del año perdieran sus marcas y que la mayoría de los peces mayores retuvieran las suyas, pero ya se ha hecho

notar que la amplitud de la variación en la tasa del desprendimiento es relativamente pequeña. También es posible que una proporción de los jóvenes del año considerablemente mayor que la de los peces más viejos emigrara del área después de que fueron marcados, pero ha sido demostrado que el intercambio de peces entre áreas es reducido. Parece más probable que la diferencia en los retornos se haya debido a una mayor mortalidad por marcación y manipuleo sufrida por los jóvenes del año. Es digno de notarse que todos o casi todos los peces más viejos pertenecían a la clase anual de 1959, cuyos miembros produjeron retornos más altos cuando fueron marcados en 1960 como jóvenes del año.

Los retornos de las marcas de los peces más viejos fueron hechos todos durante los meses de mayo a septiembre de 1961, habiendo sido los números de estos peces tan diezmados por la mortalidad natural que no fueron hechos más retornos después de aquel período. De las marcas colocadas en jóvenes del año el 24 de mayo, 32 (el 0.986 por ciento) fueron devueltas durante dicho período. Si se supone que los peces más viejos y los jóvenes del año fueron igualmente vulnerables a la pesquería y que su mortalidad natural y las tasas de desprendimiento de marcas fueron iguales durante el período de mayo a septiembre, entonces la mortalidad de los jóvenes del año debida a la marcación y al manipuleo debe haber estado cerca de $7.602/0.986$, o 7.710 veces más alta que la mortalidad de los peces mayores. Si no se hubiese producido mortalidad en los peces más viejos debida a la marcación y al manipuleo, la mortalidad de los jóvenes del año habría sido cerca de 83 por ciento; si se hubiese producido mortalidad por marcación y manipuleo en los peces de mayor edad dicha mortalidad habría sido, naturalmente, más alta en los jóvenes del año.

Variaciones relacionadas con el tiempo de confinamiento

Las Tablas 27 y 28 enumeran el número y porcentaje de los retornos resultantes de las liberaciones primera y última de cada día. Dos liberaciones se combinan algunas veces en las tablas porque en algunos casos los peces marcados con marcas de la misma serie fueron liberados en tiempos diferentes. En la mayoría de los casos los retornos de las primeras liberaciones del día fueron más altos que los de las liberaciones subsiguientes. Un fenómeno similar fue observado por Clark y Janssen (1945) en la sardina de California, *Sardinops caeruleus*. Probablemente fue porque los peces liberados más tarde en el día habían sido confinados más tiempo, en promedio, que los peces de las primeras liberaciones. Se observó que las anchovetas mantenidas por períodos más largos de tiempo en los corrales eran menos vivaces, perdieron mucha mucosidad y mostraron la tendencia a hemorragias en sus aletas, piel, opérculos y mandíbulas inferiores, particularmente cuando la corriente era fuerte. Se hicieron esfuerzos para capturar peces en pequeños números durante el curso del día de modo que la mayoría de ellos no sufriera un largo confinamiento, pero esto no fue siempre posible debido a la escasez de peces, al mal tiempo, etc. Las fechas en las cuales los retornos de peces de las últimas libera-

ciones fueron casi tan altos como los retornos de peces de las primeras liberaciones fueron las mismas fechas en que la captura de pequeños números de peces en el transcurso del dia fue más exitosa y cuando la corriente no era fuerte.

Variaciones relacionadas con la condición de los peces

En el momento de la marcación se hacían registros sobre la condición de los peces, según lo indicaba su vivacidad, mucosidad y el grado de hemorragia, si lo había, en sus aletas, piel, opérculos y mandíbulas inferiores. Se observó poca relación entre la condición de los peces y el número de retornos, excepto que la condición de los peces empeoraba a medida que se aumentaba el tiempo de confinamiento y, como se dijo en el capítulo anterior, los retornos de los peces confinados durante períodos más largos de tiempo fueron más bajos. Los peces marcados el 4 de agosto de 1960, que fueron obtenidos de un barco redero y probablemente manipuleados más rudamente que lo usual, se anotaron como peces grandes (pero no de más edad que los jóvenes del año) que se encontraban en condiciones bastante malas. Los retornos de las marcas de estos peces fueron más bajos que los de los peces marcados en los dos días siguientes, que estaban en mejores condiciones (Tabla 27). Para el experimento de julio 12-13 de 1960, que produjo muy bajos retornos para los dos días de marcación (Tabla 27), se anotó que los peces estaban en "malas" condiciones con muy poca mucosidad y bastante hemorragia el 12 de julio, pero en "muy buenas" condiciones con mucha mucosidad y ninguna hemorragia el 13 de julio.

Variaciones relacionadas con el uso de antibióticos, buffer y anestésico

Bayliff y Klima (1962) probaron los efectos del uso de antibióticos en peces marcados y confinados en viveros y sacaron en conclusión que no afectaron su supervivencia, pero pudieron haber disminuido el desprendimiento de las marcas en un 25 por ciento. Se usaron antibióticos en la mayoría de los experimentos de 1960, pero no se emplearon en la mayoría de los de 1961, por lo que podría inferirse que el uso de antibióticos causó un porcentaje mucho más alto de retornos de las marcas de 1960. Sin embargo, la magnitud de la diferencia entre los retornos de los dos años fue mucho mayor de lo que se hubiera esperado de los resultados de los experimentos con viveros.

Los casos en que el tratamiento antibiótico estándar, descrito anteriormente, no fue usado en los peces marcados en el área de Isla Verde en 1960 proporcionan más oportunidades para evaluar los efectos del uso de antibióticos. Los peces liberados el 4 de agosto de 1960 fueron los únicos de aquel año que no recibieron ningún tratamiento antibiótico. La práctica de sumergir las navajas de bisturi en una mezcla antibiótica cesó después del 12 de agosto. El 21 de septiembre no fueron usados antibióticos en los

recipientes en que se mantenian las marcas, y solo en septiembre 29-30 se usó terramicina en esos recipientes.

No se usó penicilina después del 20 de septiembre, y sin embargo los retornos de las liberaciones del 21 de septiembre y de septiembre 29-30 fueron altos (Tabla 25), por lo que no hay indicación de que el uso de la penicilina haya tenido efecto alguno en los retornos de marcas. El 4 de agosto fue la única fecha en que no se usó terramicina. Los retornos de marcas de los peces marcados en aquella fecha resultaron bajos (Tabla 27), lo que podría indicar que el uso de terramicina previene la mortalidad o el desprendimiento. Se ha dicho anteriormente, sin embargo, que los peces marcados en dicha fecha estaban en pobres condiciones y fueron manipuleados probablemente con más rudeza de la normal.

Del 8-11 de mayo de 1961 el único antibiótico usado en las soluciones anestésicas fue la terramicina. Los indices de retorno de este experimento fueron mucho más bajos que los de todos los experimentos de 1960 excepto uno, y más o menos iguales a los del experimento de mayo 22-26 (Tabla 28). Así es que hay poca evidencia de que el uso de terramicina afectara las tasas de retorno de las marcas.

Fueron usados buffer y ácido cítrico por recomendación de McFarland y Norris (1958), el primero para controlar el pH y el segundo para reducir la alcalinidad del agua causada por el uso del buffer. El tratamiento con buffer fue empleado solamente en 1961, por lo que podría inferirse que ésta fue la causa de los retornos más bajos de las marcas colocadas en peces en aquel año. Sin embargo, unos pocos de los peces marcados en 1961 no fueron tratados con buffer, y los resultados fueron los siguientes:

Fecha	Tratamiento	Número marcado	Número retornado	Porcentaje retornado
20 de julio	con buffer	1,197	8	0.668
	sin buffer	1,394	0	0.000
21 de julio	con buffer	300	0	0.000
	sin buffer	300	1	0.333
Total	con buffer	1,497	8	0.534
	sin buffer	1,694	1	0.059

No se puede hacer una prueba estadística de estos datos porque casi todos los peces tratados con buffer fueron marcados por el Operador No. 1, y casi todos los no tratados con buffer, lo fueron por el Operador No. 5. El Operador No. 1 era el más hábil (Tabla 26), por lo que esto puede dar cuenta de los retornos más altos de las marcas de peces tratados con buffer. Sin embargo, el tratamiento con buffer aparentemente no fue nocivo, ya que los retornos de los peces tratados con buffer fueron unas nueve veces más altos que los de los peces no tratados, mientras que el Operador No. 1 fue solo dos veces más hábil que el Operador No. 5 durante el viaje de

marcación de julio 19-21. Las pruebas de los efectos por el uso de buffer pueden efectuarse mucho mejor en los viveros.

Se encontró que el MS 222 no era nocivo para los peces en los experimentos con viveros, y que su empleo facilitaba el manipuleo para su marcación. Fue usada en todos los experimentos de 1960 y 1961, por lo que no pueden ser objeto de comparación los retornos de las marcas de peces anestesiados y no anestesiados.

Variaciones relacionadas con otros factores

El mal tiempo y/o las corrientes fuertes probablemente tendieron a reducir la supervivencia de los peces debido a las condiciones desfavorables a que fueron expuestos en los corrales. Cuando prevalecian tales condiciones las liberaciones se hacian a intervalos más frecuentes.

En diversas ocasiones, ninguna de ellas en el área de Isla Verde, se observó que los peces depredadores atacaron a las anchovetas inmediatamente después de ser liberadas. En algunos casos se consideró que en esta forma el número de peces marcados había sido diezmado considerablemente. Sin embargo, es improbable que los peces depredadores se agruparan habitualmente en la vecindad del barco de marcación durante el dia, ya que la práctica de mantener las anchovetas y de liberarlas en grandes grupos en vez de individualmente probablemente evitaria ésto. Generalmente se pescaba con líneas de mano y carnada viva mientras la marcación progresaba, y los resultados de esa pesca no indicaron un aumento en el número de peces depredadores cerca del barco de marcación conforme avanzaba el día.

Como se demostró anteriormente (Tablas 27 y 28), los retornos de las marcas de peces liberados más temprano en el dia fueron generalmente mayores que los de los peces liberados más tarde. Esto probablemente fue porque los peces liberados más temprano en el dia estaban en mejores condiciones por haber sido confinados durante periodos más cortos de tiempo. Es posible, sin embargo, que la supervivencia estuviera relacionada con algún factor natural diurno, tal como la depredación.

Los soluciones en que los peces fueron sumergidos antes de la marcación gradualmente se iban ensuciando con mucosidad, escamas y excremento. Para contrarrestar esto el agua era aereada a intervalos de unos 15 minutos y las soluciones eran cambiadas frecuentemente. A pesar de estas precauciones las soluciones pueden haber afectado a los peces adversamente, llegando sus efectos a ser más pronunciados conforme las soluciones se hacían más viejas. No es posible, sin embargo, comprobar esto con los datos disponibles porque las soluciones fueron casi siempre cambiadas cuando los peces eran liberados, de modo que cada tanda a liberar contenía una mezcla de peces expuestos a soluciones hechas en diferentes tiempos. Tales pruebas podrían ser realizadas mucho más fácilmente en experimentos con viveros.

Estimación de la mortalidad debida a marcación y manipuleo

La mortalidad debida a la marcación y al manipuleo de los peces de un experimento determinado podría ser evaluada mediante el mantenimiento en viveros durante varios días de un grupo de peces marcados en vez de liberarlos. Para esta evaluación sería necesario suponer que el mantenimiento (en sí a diferencia de la marcación y el manipuleo) de los peces no aminora ni aumenta su supervivencia. Los experimentos en viveros de Bayliff y Klima (1962) no fueron efectuados para evaluar la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo de los peces de experimentos específicos. Sin embargo sus datos son útiles para evaluar la mortalidad de los peces del experimento del 1° de julio de 1960. Los datos pertinentes son los siguientes:

Fecha	Categoría	Número al comenzar el experimento	Número de muertes (ajustado)	Porcentaje de muertes
30 de junio	control, en viveros	318	109.2	34.3
	marcados, en viveros	636	272.5	42.8
1 de julio	control, en viveros	700	132	18.9
	marcados, liberados	383	—	—

Todos estos peces fueron capturados en Bahía Chorrera. Los que fueron liberados se pusieron en libertad en aquella área, mientras que los que se mantuvieron en los viveros fueron transportados a Isla Taboga con aquel propósito. Se considera que toda la mortalidad ocurrida durante los 4 primeros días después de iniciado cada experimento se debió a la marcación y al manipuleo. (Se emplea un periodo de 4 días en vez del usual de 3 porque la mortalidad debida al manipuleo de los peces del experimento control del 1° de julio continuó aparentemente durante 4 días).

Como primera alternativa, la marcación y el manipuleo podrían ser considerados como fuentes individuales de mortalidad, completamente independientes una de otra (y de la mortalidad natural y pesquera). Podría suponerse que la mortalidad debida a la marcación solamente es la misma en todos los grupos de peces prescindiendo de su vigor. Según los datos del 30 de junio puede hacerse una estimación de un 13.0 por ciento para la mortalidad por marcación. Así que para el experimento del 1° de julio la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo combinados sería de un 29.4 por ciento.

Como segunda alternativa, todavía considerando la mortalidad debida tanto a la marcación como al manipuleo como independientes entre si, podría suponerse que los peces más resistentes tienen menos probabilidad de sucumbir que los más débiles tanto por efectos de la marcación, como por los del manipuleo. Esta alternativa se considera que es mucho más realista que la primera. Si la mayor supervivencia de los peces del ex-

perimento control del 1° de julio, comparada con la de los experimentos control del 30 de junio, se considera que se debió a que aquellos peces fueron más resistentes, puede hacerse una estimación de un 23.5 por ciento basados en proporciones simples correspondientes a la mortalidad debida tanto a la marcación como al manipuleo en los peces liberados el 1° de julio. La mortalidad debida solo a la marcación sería de un 5.7 por ciento.

Como tercera alternativa, podría considerarse que la mortalidad debida a la marcación y la causada por el manipuleo no fueron independientes, esto es que los peces manipuleados más frecuentemente o más rudamente tendrían más probabilidad de morir por los efectos de la marcación, así como por los del manipuleo, que la que tendrían los peces que fueron menos manoseados. Los peces del experimento del 30 de junio fueron más manoseados que los del experimento del 1° de julio, lo que podría dar cuenta de la diferencia en la supervivencia de los peces control de los dos días. En este caso la estimación anterior de 23.5 por ciento de mortalidad debida a ambas causas aún sería correcta.

En experimentos futuros podría ser factible llevar un vivero pequeño a bordo del barco de marcación para emplearlo en evaluar la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo en cada experimento. El primer día de cada experimento, una parte de los peces de la primera tanda correspondiente a cada operador podría ser colocada en el vivero en vez de liberada. El barco tendría entonces que permanecer anclado en la misma localidad durante 3 o 4 días hasta que la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo prácticamente haya cesado. Otros grupos de peces serían marcados y liberados durante ese periodo, por supuesto.

Un enfoque enteramente diferente puede darse al problema del ajuste por la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo. Se ha demostrado que los retornos fueron generalmente más altos de la primera que de la última tanda de peces marcados durante un día, y también que las diferencias ocurrieron en los porcentajes de retorno de peces marcados por diferentes operadores. En consecuencia, puede suponerse que la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo debe de haber ocurrido en todas las tandas de cada día excepto en la primera tanda cuya marcación fue hecha por el operador más hábil. Cuando un experimento tomó más de un día de marcación y las proporciones de los retornos de marcas de las varias primeras tandas del operador más hábil fueron significativamente diferentes puede suponerse, además, que la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo ocurrió en todas las tandas excepto en la que produjo el porcentaje más alto de retornos. La Tabla 29 muestra los resultados de las pruebas estadísticas de estas tandas para determinar la significación de las diferencias en su porcentaje de retorno.

La porción de la totalidad de los peces de un experimento dado, con relación a los de la mejor tanda (o tandas), que sobrevive a los efectos de la marcación y el manipuleo puede ser estimada por el siguiente procedimiento. Primero se determinan las proporciones de los retornos de marcas

de todas las tandas y de la mejor tanda mediante la fórmula:

$$r_{i*} = \frac{R_{i*}}{M_{i*}} \quad (5a)$$

$$r_{ib} = \frac{R_{ib}}{M_{ib}} \quad (5b)$$

en las que

r_{i*} y r_{ib} = porciones de las marcas retornadas de todas tandas y de la mejor tanda, respectivamente, del Experimento i ,

R_{i*} y R_{ib} = números de retornos de marcas de todas las tandas y de la mejor tanda, respectivamente, del Experimento i , y

M_{i*} y M_{ib} = números de peces marcados correspondientes a todas las tandas y a la mejor tanda, respectivamente, del Experimento i .

Entonces la porción de todos los peces, con relación a los de la mejor tanda, que sobrevivió a los efectos de la marcación y el manipuleo es estimada mediante la fórmula:

$$s_{it} = \frac{r_{i*}}{r_{ib}} \quad (6)$$

en la que

s_{it} = porción de todos los peces del Experimento i , con relación a los de la mejor tanda, que sobrevivieron a los efectos de la marcación y el manipuleo.

Debe ser determinada la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo de los peces de la mejor tanda de cada experimento. El valor de s_{it} correspondiente al experimento del 1° de julio es de 0.811 (Tabla 30), bastante cerca de la estimación de supervivencia de 0.765, obtenida independientemente de los resultados de los experimentos en viveros iniciados el 30 de junio y el 1° de julio. La diferencia entre estos dos valores obviamente no es significativa, por lo que se supone que no hubo mortalidad entre los peces de la mejor tanda de este experimento. Los valores de r_{ib} correspondientes a todos los experimentos de 1960 excepto el de julio 12-13 están razonablemente cerca uno de otro (Tabla 30), lo que sería el caso si la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo de los peces de las mejores tandas fuera más o menos igual. En consecuencia, se supone también que no hubo mortalidad debida a la marcación y al manipuleo entre los peces de las mejores tandas en ninguno de estos experimentos. Así, que se supone que los valores de s_{it} correspondientes a estos experimentos representan las porciones de peces que sobrevivieron a los efectos de la marcación y el manipuleo. Sin embargo, por ser probable que al menos unos pocos peces murieron aun en las mejores tandas, las estimaciones de la mortalidad por la marcación y el manipuleo son mínimas. Es obvio que los peces de las mejores camadas del experimento de julio 12-13

sufrieron una intensa mortalidad debida a la marcación y al manipuleo, que no puede ser evaluada.

La variancia de s_{it} es estimada por el siguiente procedimiento. Primero se estiman las variancias de $R_{i\cdot}$ y de R_{ib} . Cuando $R_{i\cdot}$ o R_{ib} son 50 o menos su distribución es aproximadamente la de Poisson, por lo que $\text{Var}(R_{i\cdot}) = R_{i\cdot}$ o $\text{Var}(R_{ib}) = R_{ib}$. Cuando $R_{i\cdot}$ o R_{ib} son mayores de 50 su distribución sigue la aproximación normal del binomio y la variancia se estima mediante la fórmula:

$$\text{Var}(R_{i\cdot}) = M_{i\cdot} \left(\frac{R_{i\cdot}}{M_{i\cdot}} \right) \left(1 - \frac{R_{i\cdot}}{M_{i\cdot}} \right) \quad (7a)$$

$$\text{Var}(R_{ib}) = M_{ib} \left(\frac{R_{ib}}{M_{ib}} \right) \left(1 - \frac{R_{ib}}{M_{ib}} \right) \quad (7b)$$

Entonces las variancias de $r_{i\cdot}$ y de r_{ib} son estimadas mediante la fórmula:

$$\text{Var}(r_{i\cdot}) = \left(\frac{1}{M_{i\cdot}} \right)^2 \text{Var}(R_{i\cdot}) \quad (8a)$$

$$\text{Var}(r_{ib}) = \left(\frac{1}{M_{ib}} \right)^2 \text{Var}(R_{ib}) \quad (8b)$$

Finalmente la técnica de la propagación del error (Deming, 1943) es usada para estimar la variancia de s_{it} , con el empleo de la fórmula:

$$\text{Var}(s_{it}) \approx \left(\frac{\partial s_{it}}{\partial r_{i\cdot}} \right)^2 \text{Var}(r_{i\cdot}) + \left(\frac{\partial s_{it}}{\partial r_{ib}} \right)^2 \text{Var}(r_{ib}) \quad (9a)$$

$$\approx \left(\frac{1}{r_{ib}} \right)^2 \text{Var}(r_{i\cdot}) + \left(-\frac{r_{i\cdot}}{r_{ib}^2} \right)^2 \text{Var}(r_{ib}) \quad (9b)$$

El término de la covariancia es omitido de la fórmula anterior y de todas las fórmulas subsiguientes que comprenden la propagación del error. Tal omisión requiere que las variables aleatorias sean independientes. Este no fue siempre necesariamente el caso, y la exactitud de las aproximaciones disminuye conforme aumenta la correlación entre las variables.

La Tabla 30 presenta los datos pertinentes sobre marcación y recobro y las estimaciones de s_{it} y sus variancias correspondientes a los experimentos de 1960 en el área de Isla Verde. Ya que la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo para los experimentos de 1960, aparte del efectuado el 1° de julio, puede ser estimada solamente por este método, se prefiere el dato anteriormente.

La mortalidad debida a la marcación y al manipuleo de los peces de todas las tandas de los experimentos de 1961 fue muy intensa, por lo que no es posible calcular un factor de corrección para estimar cuantos habrían sido los retornos de marcas si no hubiese habido mortalidad por esta causa.

Desprendimiento de marcas

Bayliff y Klima (1962) encontraron que todo, o virtualmente todo, el desprendimiento de marcas de las anchovetas confinadas en viveros ocurrió durante el primer mes después de la marcación. En consecuencia, la cantidad de desprendimiento fue determinada por el examen de los peces que sobrevivieron en los viveros por lo menos un mes después de la marcación. La Tabla 31 contiene los resultados de los experimentos en los que la marca fue insertada anteriormente en la cavidad del cuerpo. La porción promedio de los peces que retuvieron sus marcas fue de 0.668, con una variancia de 0.015499 (límites de confianza del 95 por ciento = 0.643-0.693). Esta porción será de aquí en adelante simbolizada por s_s . Se supone no habiendo evidencia de lo contrario, que cuando los peces marcados fueron liberados en vez de ser mantenidos en cautividad, hubo más o menos la misma cantidad de desprendimiento con más o menos la misma amplitud de variación, y que el desprendimiento se efectuó más o menos al mismo tiempo.

Bayliff y Klima (1962) demostraron que la cantidad de desprendimientos tendió a ser menor entre los peces marcados más tarde en la temporada. Sus datos se basaron, sin embargo, en cantidades algo pequeñas de peces, y en todo caso pueden ser aplicables solamente en peces mantenidos en cautividad. Parece mejor considerar para fines de este estudio que 0.668 de los peces de todos los experimentos que sobrevivieron un mes o más después de la marcación retuvieron sus marcas.

Se demostrará luego que las estimaciones de la tasa de mortalidad total anual según los datos de la composición de edades y los datos sobre retorno de marcas son muy cercanas, lo que indica que la suposición de que el desprendimiento de las marcas fue insignificante durante los Periodos 2, 3 y 4 es correcta.

Pérdida de marcas por migración

Se ha demostrado previamente que hubo alguna migración de peces entre las áreas. Esto conlleva, por supuesto, pérdidas y logros de marcas. Sin embargo, no es posible medir esas pérdidas y logros ya que la pesca no fue realizada en ninguna de las áreas con excepción de las de Isla Verde y Panamá Viejo. Puede suponerse que la migración de una área a otra fue aleatoria, de modo que el número de peces de otras áreas que emigraron a la de Isla Verde serían iguales al número de peces de Isla Verde que abandonaron esa área. El número de peces marcados que entran y salen del área de Isla Verde no sería el mismo, sin embargo, a menos que la proporción de peces marcados con respecto a los no marcados fuese el misma en todas las áreas. Esto probablemente no es verídico porque el esfuerzo de marcación fue concentrado en el área de Isla Verde. De modo que si la migración entre las áreas fue aleatoria las pérdidas de peces marcados del área de Isla Verde sería mayor que los logros en aquella área.

Un factor de corrección intuitivo y crudo para compensar la pérdida

de marcas de Isla Verde a otra área, por ejemplo al área de Panamá Viejo, podría obtenerse de la proporción del número de retornos en ambas áreas con respecto al número de retornos en el área de Isla Verde. Con el empleo de ajustes para compensar las cantidades desiguales de mortalidad pesquera en las dos áreas, la fórmula sería:

$$G_i = \frac{\left(\frac{u_{iIV60}}{u_{iPV60}}\right)R_{iPV60} + \left(\frac{u_{iIV61}}{u_{iPV61}}\right)R_{iPV61} + \left(\frac{u_{iIV62}}{u_{iPV62}}\right)R_{iPV62} + R_{iIV}}{R_{iIV}} \quad (10)$$

en la que

G_i = factor de corrección por la pérdida de marcas del Experimento i de 1960 en el área de Isla Verde al área de Panamá Viejo,

u_{iIV60} , u_{iIV61} y u_{iIV62} = tasas de mortalidad pesquera después del Periodo 1 del Experimento i en el área de Isla Verde en las temporadas de 1960, 1961 y 1962, respectivamente,

u_{iPV60} , u_{iPV61} y u_{iPV62} = tasas de mortalidad pesquera después del Período 1 del Experimento i en el área de Panamá Viejo en las temporadas de 1960, 1961 y 1962, respectivamente,

R_{iPV60} , R_{iPV61} y R_{iPV62} = números de retornos de marcas del Experimento i después del Periodo 1 de ese experimento en el área de Panamá Viejo en las temporadas de 1960, 1961 y 1962, respectivamente, y

R_{iIV} = número de retornos de marcas del Experimento i después del Periodo 1 de ese experimento en el área de Isla Verde en todas las temporadas.

Este método no es utilizable, sin embargo, porque solamente cantidades muy pequeñas de marcas de Isla Verde fueron recobradas en el área de Panamá Viejo y ninguna en las otras áreas (Tablas 7 y 8).

Como alternativa, puede ser estimado un factor de corrección para compensar la pérdida de marcas al área de Isla Verde desde otra área, por ejemplo la de Panamá Viejo, y puede suponerse que este factor de corrección es más o menos el mismo que el factor de corrección por la pérdida de marcas de Isla Verde al área de Panamá Viejo. Este factor de corrección se obtiene mediante la siguiente fórmula:

$$G_i = \frac{\left(\frac{u_{iPV60}}{u_{iIV60}}\right)R_{iIV60} + \left(\frac{u_{iPV61}}{u_{iIV61}}\right)R_{iIV61} + \left(\frac{u_{iPV62}}{u_{iIV62}}\right)R_{iIV62} + R_{iPV}}{R_{iPV}} \quad (11)$$

en la que

G_i = factor de corrección por la pérdida de marcas del Experimento i de 1960 en el área de Panamá Viejo al área de Isla Verde,

R_{iIV60} , R_{iIV61} y R_{iIV62} = números de retornos de marcas del Experimento i después del Periodo 1 de ese experimento en el área de

Isla Verde en las temporadas de 1960, 1961 y 1962, respectivamente, y

R_{iPV} . = número de retornos de marcas del Experimento i después del Periodo 1 de ese experimento en el área de Panamá Viejo en todas las temporadas.

La mortalidad pesquera, u_i , es la captura dividida por la población inicial, considerando todavía solamente los Periodos 2, 3 y 4. Se estima más adelante en el presente informe que la población del área de Panamá Viejo era cerca de dos veces la población del área de Isla Verde durante la temporada de 1960. En consecuencia, pueden obtenerse aproximaciones de las proporciones u_{iPV60}/u_{iIV60} , u_{iPV61}/u_{iIV61} y u_{iPV62}/u_{iIV62} al multiplicar las proporciones de las capturas de peces de la clase anual en cuestión después del Periodo 1, C_{iPV60}/C_{iIV60} , etc., cada una por 0.5.

Esto da un factor específico de corrección para cada experimento efectuado en el área de Panamá Viejo. Lo que se desea, sin embargo, es un factor específico de corrección para cada experimento en el área de Isla Verde. No es posible obtenerlo, pero un solo factor de corrección, presumiblemente aplicable a cualquier experimento del área de Isla Verde, puede ser calculado mediante el empleo del número total de retornos de marcas y del total de las capturas de peces de la clase anual en cuestión. De este procedimiento resulta poco o ningún error, ya que muy pocos peces emigraron del área de Panamá Viejo al área de Isla Verde en la temporada de marcación. Como se dispone de pocos retornos de marcas, la combinación de los datos sirve para reducir considerablemente la variancia. La fórmula revisada es:

$$G_{60} = \frac{0.5 \left(\frac{C_{.PV60}}{C_{.IV60}} \right) R_{.IV60} + 0.5 \left(\frac{C_{.PV61}}{C_{.IV61}} \right) R_{.IV61} + 0.5 \left(\frac{C_{.PV62}}{C_{.IV62}} \right) R_{.IV62} + R_{.PV}}{R_{.PV}} \quad (12)$$

en la que

G_{60} = factor de corrección por la pérdida de marcas de los experimentos de 1960 en el área de Panamá Viejo al área de Isla Verde,

$C_{.PV60}$, $C_{.PV61}$ y $C_{.PV62}$ = capturas de peces de la clase anual 1959 en el área de Panamá Viejo durante las temporadas de 1960, 1961 y 1962, respectivamente,

$C_{.IV60}$, $C_{.IV61}$ y $C_{.IV62}$ = capturas de peces de la clase anual 1959 en el área de Isla Verde durante las temporadas de 1960, 1961 y 1962, respectivamente,

$R_{.IV60}$, $R_{.IV61}$ y $R_{.IV62}$ = números de retornos de marcas de todos los experimentos de 1960 después del Periodo 1 en el área de Isla Verde, en las temporadas de 1960, 1961 y 1962, respectivamente, y

$R_{.PV}$. = número de retornos de marcas de todos los experimentos de 1960 después del Periodo 1 en el área de Panamá Viejo en todas las temporadas.

No es posible estimar un factor de corrección para los experimentos de la temporada de 1961 por la falta de retornos de marcas de los experimentos efectuados en el área de Panamá Viejo. Sin embargo, los factores de corrección para diferentes temporadas presumiblemente serían más o menos los mismos. Además, no es posible efectuar una corrección por la pérdida de marcas de áreas que no sea la de Panamá Viejo al área de Isla Verde porque no hubo pesquería en las otras áreas. En consecuencia el factor de corrección es mínimo.

La técnica de la propagación del error es empleada para estimar la variancia de G_{60} . Para esto se usa la siguiente fórmula:

$$\text{Var } (G_{60}) \approx \left(\frac{\partial G_{60}}{\partial R_{IV60}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV60}) + \left(\frac{\partial G_{60}}{\partial R_{IV61}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV61}) + \\ \left(\frac{\partial G_{60}}{\partial R_{IV62}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV62}) + \left(\frac{\partial G_{60}}{\partial R_{PV}} \right)^2 \text{Var } (R_{PV}) \quad (13a)$$

$$\approx \left(0.5 \frac{C_{PV60}}{C_{IV60}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV60}) + \left(0.5 \frac{C_{PV61}}{C_{IV61}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV61}) + \\ \left(0.5 \frac{C_{PV62}}{C_{IV62}} \right)^2 \text{Var } (R_{IV62}) + \\ \left(-\frac{0.5 \left(\frac{C_{PV60}}{C_{IV60}} \right) R_{IV60} + 0.5 \left(\frac{C_{PV61}}{C_{IV61}} \right) R_{IV61} + 0.5 \left(\frac{C_{PV62}}{C_{IV62}} \right) R_{IV62}}{R_{PV}^2} \right)^2 \text{Var } (R_{PV}) \quad (13b)$$

Los valores de R_{IV60} , R_{IV61} , R_{IV62} y R_{PV} son todos pequeños y, por ende, siguen aproximadamente la distribución de Poisson, de modo que sus variancias son iguales a las estimaciones de sus puntos. La Tabla 32 presenta el número de retornos de marcas durante los Periodos 2, 3 y 4 de los experimentos efectuados en el área de Panamá Viejo en 1960, las capturas de peces de la clase anual 1959 en las áreas de Isla Verde y Panamá Viejo en las temporadas de 1960, 1961 y 1962 y el factor de corrección y su variancia.

Hay diversas objeciones a este factor de corrección. Primero, la variación estocástica es grande porque la estimación está basada en un número pequeño de recobros de marcas. Segundo, cuando se supone que el volumen de la migración del área de Panamá Viejo al área de Isla Verde es el mismo que la migración en la dirección opuesta, se requiere que los movimientos sean aleatorios. No hay datos para evaluar la validez de esta suposición. Tercero, no se puede medir la pérdida a áreas que no sean la de Panamá Viejo por falta de pesca en esas áreas. No obstante, se cree que es mejor hacer la corrección de esta manera que no hacer

corrección alguna. El volumen de intercambio de peces entre áreas es aparentemente pequeño, de modo que aun cuando la estimación del factor de corrección es crudo el error en la estimación del punto no es grande.

Pérdidas de marcas en las plantas de reducción

Las Tablas 33 a 37 dan los resultados de las pruebas de eficiencia en las dos plantas de reducción. Las eficiencias promedio de la facilidad del recobro en las diferentes temporadas en cada planta de reducción fueron comparadas mediante el análisis de variancia, con los siguientes resultados:

planta de Puerto Caimito— $F = 1.376$, g. l. = (2, 49), $P = 0.50-0.25$;
planta de Isla Taboga— $F = 8.263$, g. l. = (1, 7), $P = 0.025-0.01$.

Como la prueba para la planta de Puerto Caimito demostró que no había una diferencia significativa al nivel del 5 por ciento los datos para las pruebas de eficiencia en las tres temporadas fueron combinadas, y se calculó un factor ponderado promedio de la eficiencia de 0.8760 con una variancia de 0.0001270. Los porcentajes de recobro fueron, sin embargo, significativamente diferentes en la planta de Isla Taboga durante las dos temporadas de modo que para esta planta se emplearon factores de eficiencia individuales para las temporadas de 1960 y 1961 de 0.8467, con una variancia de 0.0018045, y de 0.6500, con una variancia de 0.0019000, respectivamente.

Un ajuste para compensar las pérdidas de marcas de cada experimento en las plantas de reducción se hace por medio de la fórmula:

$$R_{i..}'' = \frac{R_{ic.'}}{E_c.} + \frac{R_{iT60'}}{E_{T60}} + \frac{R_{iT61'}}{E_{T61}} \quad (14)$$

en la que

$R_{i..}''$ = número estimado de recapturas de marcas del Experimento i en el área de Isla Verde durante los Periodos 2, 3 y 4,

$R_{ic.'}$ = número de retornos de estas marcas en la planta de reducción de Puerto Caimito durante los Periodos 2, 3 y 4,

$R_{iT60'}$ y $R_{iT61'}$ = números de retornos de estas marcas en la planta de reducción de Isla Taboga durante los Períodos 2 y 3 de las temporadas de 1960 y 1961, respectivamente,

$E_c.$ = factor de eficiencia para la planta de reducción de Puerto Caimito, y

E_{T60} y E_{T61} = factores de eficiencia para la planta de reducción de Isla Taboga para las temporadas 1960 y 1961, respectivamente.

La variancia de $R_{i..}''$ se estima de la siguiente manera. Primero se estiman las variancias de $R_{ic.'}$, $R_{iT60'}$ y $R_{iT61'}$. Cuando $R_{ic.}$ es 50 o menos su distribución es aproximadamente la de Poisson, de modo que $\text{Var}(R_{ic.'}) = R_{ic.'}$. Cuando $R_{ic.}'$ es mayor de 50 su distribución sigue la aproximación normal del binomio, y su variancia se estima mediante la fórmula:

$$\text{Var}(R_{ic.'}) = M_i \left(\frac{R_{ic.'}}{M_i} \right) \left(1 - \frac{R_{ic.'}}{M_i} \right) \quad (15)$$

en la que

M_i = número de peces marcados en el Experimento i .

Las variancias de R_{iT60}' y R_{iT61}' son estimadas de manera similar. Luego se usa la técnica de propagación del error para estimar la variancia de $R_{i..}''$. Esto se consigue con la fórmula:

$$\begin{aligned}\text{Var}(R_{i..}'') \approx & \left(\frac{\partial R_{i..}''}{\partial R_{ic.'}}\right)^2 \text{Var}(R_{ic.'}) + \left(\frac{\partial R_{i..}''}{\partial R_{iT60'}}\right)^2 \text{Var}(R_{iT60'}) + \\ & \left(\frac{\partial R_{i..}''}{\partial R_{iT61'}}\right)^2 \text{Var}(R_{iT61'}) + \left(\frac{\partial R_{i..}''}{\partial E_c.}\right)^2 \text{Var}(E_c.) + \\ & \left(\frac{\partial R_{i..}''}{\partial E_{T60}}\right)^2 \text{Var}(E_{T60}) + \left(\frac{\partial R_{i..}''}{\partial E_{T61}}\right)^2 \text{Var}(E_{T61}) \quad (16a)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\approx & \left(\frac{1}{E_c.}\right)^2 \text{Var}(R_{ic.'}) + \left(\frac{1}{E_{T60}}\right)^2 \text{Var}(R_{iT60'}) + \\ & \left(\frac{1}{E_{T61}}\right)^2 \text{Var}(R_{iT61'}) + \left(-\frac{R_{ic.}'}{E_c.^2}\right)^2 \text{Var}(E_c.) + \\ & \left(-\frac{R_{iT60'}}{E_{T60}^2}\right)^2 \text{Var}(E_{T60}) + \left(-\frac{R_{iT61'}}{E_{T61}^2}\right)^2 \text{Var}(E_{T61}) \quad (16b)\end{aligned}$$

Las variancias de $E_c.$, E_{T60} y E_{T61} se han dado anteriormente. Las Tablas 38 y 39 presentan el número de retornos en el área de Isla Verde durante los Periodos 2, 3 y 4 de las marcas de cada experimento efectuado en aquella área en 1960 y 1961 y los correspondientes números estimados de las recapturas de estas marcas y sus variancias.

Algunas marcas que fueron retornadas estaban tan mutiladas que no fue posible determinar su procedencia. Sin embargo, esto no afecta los resultados de estos estudios ya que la probabilidad de la mutilación de las marcas de las pruebas de eficiencia y de las liberaciones de marcas es presumiblemente igual.

Los índices de retorno durante el Período 1 fueron más altos en la planta de Isla Taboga que en la de Puerto Caimito en todos los cuatro experimentos de agosto y septiembre de 1960 (Tablas 15 a 18). Se explicó anteriormente que esto fue el resultado de que los barcos de la planta de Isla Taboga pescaron más cerca del centro de concentración de los peces marcados. Esto concebiblemente pudo deberse, sin embargo, a una mayor pérdida de las marcas en la planta de Puerto Caimito. Esta pérdida tendría que haber tenido lugar entre los barcos y la bodega en que los peces fueron mantenidos antes de su reducción, porque las pruebas de eficiencia han demostrado que las pérdidas de marcas entre la bodega y el magneto fueron menores en la planta de Puerto Caimito que en la de Isla Taboga. Además, las pérdidas diferenciales tendrían que haberse debido a una condición que existió principalmente durante el Período 1 porque, como puede verse en las Tablas 12 a 24, los índices de retorno

correspondientes a las dos plantas fueron más o menos iguales en la mayoría de los casos después del Periodo 1.

Según la información anterior podría establecerse la hipótesis de que durante el proceso de bombardear los peces de las bodegas de los barcos a las bodegas de las plantas las marcas que se perdieron en mayor proporción en la planta de Puerto Caimito que en la planta de Isla Taboga correspondían a peces en los que las incisiones por donde las marcas se habían insertado no habían sanado completamente. Esto parece improbable, sin embargo, ya que el mecanismo para el traslado de los peces de los barcos a las bodegas de las plantas era muy similar en las dos plantas reductoras. Una prueba de eficiencia (no incluida con las otras en las Tablas 35 y 36) fue realizada en cada planta, habiendo sido echados unos pocos peces con marcas a la vez dentro de la bodega de un barco conforme los peces eran bombardeados a la bodega de la planta. Los resultados fueron los siguientes:

Planta	Fecha de iniciación	Número de marcas retornadas
Isla Taboga	19 de abril, 1960	35 (de 100)
Puerto Caimito	26 de septiembre, 1962	96 (de 100)

Como el promedio de retornos de las marcas en las pruebas de eficiencia fue solamente de 87.60 por ciento en la planta de Puerto Caimito, parece que la pérdida de marcas entre los barcos y la bodega de la planta en peces en que la incisión no había sanado fue insignificante en aquella planta. De allí, esta hipótesis puede ser refutada y la hipótesis original, de que las diferencias en los índices de retorno entre las dos plantas durante el Periodo 1 fueron debidas a que los barcos de la planta de Isla Taboga pescaron más cerca del centro de concentración de los peces marcados, puede ser retenida. (El bajo retorno de las marcas del experimento en la planta de Isla Taboga fue probablemente debido a que algunos de los peces hayan sido descartados, pero no hay registro alguno de que esto hubiera sucedido, porque se experimentaron muchas dificultades en la operación de la planta durante el tiempo en que la prueba fue realizada).

Tasa anual de supervivencia

Chapman y Robson (1960) y Robson y Chapman (1961) desarrollaron fórmulas para estimar la supervivencia de una población de peces de los datos de la composición de edades obtenidos de muestras de la captura tomadas en un solo año. Para que estas fórmulas sean válidas es necesario que las tasas anuales de supervivencia y el reclutamiento sean constantes de una temporada a otra. La tasa anual de supervivencia se estima por medio de la fórmula:

$$s = \frac{T}{n - m + T} \quad (17)$$

en la que

s = tasa anual de supervivencia, y

m = número de peces en la muestra mayores de la edad K , el grupo de edad más viejo en el que todos los peces pueden distinguirse de los de otros grupos de edades.

T y n , a su vez, son obtenidos de las fórmulas:

$$T = N_0 + 2N_1 + 3N_2 + \dots KN_K + (K+1)m \quad (18)$$

$$n = N_0 + N_1 + N_2 + \dots N_K + m \quad (19)$$

en la que

$N_0, N_1, N_2, N_3 \dots$ y N_K = números de peces en las muestras de una sola temporada de los grupos de edades que se reclutan completamente en la pesquería pero que no se incluyen en m , siendo N_0 el número de peces del grupo de edad más joven.

Es necesario usar la fórmula de grupos de edades combinados de Chapman y Robson para aplicarla a los datos de la anchoveta porque los peces son clasificados por edades según las distribuciones de sus frecuencias de longitud, y solamente tres grupos de edades pueden ser distinguidos por este método, aun cuando puedan existir peces de grupos de mayor edad. La variancia de s se estima mediante la fórmula:

$$\text{Var}(s) = \frac{s(1-s)^2}{n(1-s^K+1)} \quad (20)$$

Una tasa anual constante de supervivencia resultaría si hubiese tasas iguales de mortalidad natural y pesquera en cada mes de cada temporada, o sea, tasas constantes de mortalidad natural y pesquera intratemporales. Sin embargo si estas tasas de mortalidad son desiguales en diferentes meses de la misma temporada, pero iguales en los mismos meses de diferentes temporadas, el resultado aún será una tasa anual constante de supervivencia.

Para que la tasa anual de mortalidad pesquera sea constante es generalmente necesario que el esfuerzo pesquero sea constante de una temporada a otra e igual en los mismos meses de diferentes temporadas, y que la disponibilidad y vulnerabilidad de los peces de una clase anual dada durante el mismo mes en diferentes temporadas sean iguales. El esfuerzo pesquero aparentemente no fue constante de temporada a temporada, habiendo sido hechos 249½ desembarques de peces del área de Isla Verde durante la temporada de 1960, 460 durante la temporada de 1961 y 790 durante la temporada de 1962 (Tabla 1; Bayliff [1965b]: Tabla 2). Por ende la tasa anual de mortalidad pesquera casi seguramente no fue constante. Sin embargo, los bajos porcentajes de las marcas que fueron retornadas (Tablas 25 y 26) indican que la mortalidad pesquera fue baja comparada con la mortalidad natural, de modo que ésta de por si no sería la causa de que la tasa anual de supervivencia estuviese lejos de ser constante.

Las diferencias en la disponibilidad y/o la vulnerabilidad de los peces de los diferentes grupos de edades es potencialmente una fuente de error

más seria, porque la composición de edades de los peces de la captura se usa para estimar la composición de edades de los peces de la población entera. La proporción de marcas de 1960, con relación a las marcas de 1961, disminuyó de agosto a noviembre de 1961 (Tablas 10 y 11). (Los meses anteriores a agosto no pueden tomarse en cuenta, ya que la proporción de las marcas de 1961, con relación a las de 1960, fueron artificialmente alteradas en aquel tiempo por la marcación y el desprendimiento. En agosto, sin embargo, casi todos los experimentos de 1961, incluyendo aquellos que produjeron la gran mayoría de los retornos, habían entrado en el Período 2). Bayliff (1964) demostró con los datos de frecuencias de longitud que la proporción de los peces más viejos disminuyó en la captura durante más o menos el mismo período en 1961 y 1962. La disminución en la proporción de los peces más viejos pudo haberse debido a una mortalidad más alta o a la decreciente disponibilidad y/o vulnerabilidad de esos peces en aquel tiempo, siendo la primera explicación la más probable, según lo indicó Bayliff. El demostró también que la proporción de peces más viejos en las capturas fue baja en junio y julio de 1962 lo que, por otra parte, fue debido casi seguramente a su menor disponibilidad y/o vulnerabilidad. Como no se dispone de datos adecuados, tendrá que suponerse para todos los análisis subsiguientes que la composición de edades de la captura en toda la temporada es una indicación adecuada de la composición de edades de la población. Es evidente que se obtendrían diferentes resultados si el muestreo fuese efectuado durante solo un período corto de tiempo y en diferentes épocas del año en distintas temporadas.

Generalmente es posible determinar por la forma de la curva de la captura si la tasa anual de supervivencia es constante. Sin embargo, el número de peces en su tercer año de vida o años siguientes es tan pequeño en las capturas de anchoveta que la variación normal del muestreo hace que este procedimiento no sea factible. Se supondrá, de aquí en adelante, que la tasa total de supervivencia anual es constante.

Además, como se dijo antes, se requiere que el reclutamiento sea constante de una temporada a otra. Es sumamente improbable que este requisito sea llenado. Sin embargo, si los datos correspondientes a un número dado de años sobre la composición de edades se combinan los errores causados por diferentes cantidades de reclutamiento en las diferentes temporadas probablemente pueden casi balancearse.

La Tabla 40 contiene el número de peces en cada grupo de edad en las muestras tomadas durante las temporadas de 1951 a 1962, obtenido de la Tabla 2 de Bayliff (1964). Las estimaciones de la tasa anual de supervivencia y su variancia correspondiente a cada temporada, calculadas por el método Chapman-Robson, aparecen en la tabla. También aparecen los promedios ponderados correspondientes a todas las temporadas, como también los de las temporadas de 1961 y 1962 solamente. Como lo explicó Bayliff (1964), se cree que los datos que corresponden a las temporadas

de 1961 y 1962 dan una mejor idea de la composición de edades de la población que los datos correspondientes a los años anteriores. De modo que 0.086 es probablemente la mejor estimación por este método de la tasa anual de supervivencia.

El método Chapman-Robson puede ser modificado si se toma en cuenta la abundancia de una sola clase anual en las capturas de diversas temporadas sucesivas, en vez de la distribución de edades de diversas clases anuales de la captura efectuada en una sola temporada. Las suposiciones para el método de la "clase anual" son las mismas que las del método Chapman-Robson excepto que el reclutamiento no necesita ser constante. Además, es necesario que la tasa de explotación sea constante de una temporada a otra. Esto, sin embargo, es implícito en las suposiciones para el método Chapman-Robson, ya que los cambios en la tasa de explotación afectarían casi seguramente la tasa anual de supervivencia. En el presente estudio se conoce el número de peces en solo los dos grupos de edad más jóvenes en las muestras, porque el otro grupo puede contener peces de más de un grupo de edad (Tabla 40). La supervivencia puede ser estimada por la fórmula:

$$s = \frac{N_1}{N_0} \quad (21)$$

en la que

N_0 y N_1 = números de peces del grupo de edad más joven y del grupo que le sigue de una clase anual dada en las muestras de las capturas de dos temporadas sucesivas, que son reclutados completamente en la pesquería.

La variancia se estima por la fórmula:

$$\text{Var}(s) = \frac{\frac{1}{n}}{\frac{1}{s(1-s)^2} - \frac{4}{(1-s^2)^2}} \quad (22)$$

En este caso es necesario que el número total de peces en las muestras sea igual en las diferentes temporadas. Sin embargo, si las muestras en las diferentes temporadas no son iguales el número de peces en la muestra de una clase anual y una temporada dadas puede ser ajustado por la fórmula:

$$N_{ij}' = N_{ij} \left(\frac{N_b}{N_{i.}} \right) \quad (23)$$

en la que

N_{ij} = número de peces de la clase anual j en las muestras de la temporada i ,

N_{ij}' = número ajustado de peces de la clase anual j en las muestras de la temporada i ,

- $N_i.$ = número total de peces en las muestras de la temporada i , y
 $N_b.$ = número total de peces en las muestras de una temporada base arbitrariamente seleccionada.

Solamente los valores ajustados de N_0 y N_i deben ser usados en la Fórmula (21).

Las estimaciones de la variancia son mínimas porque los datos ajustados han sido usados para estimar la supervivencia. Esto tiene que ver no solamente con el método de la clase anual, sino también con el método "positivo" de Jackson, del que se tratará posteriormente.

El método de la clase anual da los mismos resultados que el método Chapman-Robson si se cumple con las suposiciones. Tiene la ventaja de que puede ser usado cuando el reclutamiento varía de un año a otro o cuando la supervivencia varía de una clase anual a otra, siempre que se disponga de datos adecuados de la captura por unidad de esfuerzo para evaluar la abundancia relativa en diferentes temporadas. No se dispone de tales datos para la anchoveta, como se demostrará luego, por lo que el método no aventaja al de Chapman y Robson. Sin embargo, como asunto de interés, la Tabla 41 ofrece los números originales y los ajustados de peces de las clases anuales de 1950 a 1960 en las muestras de las temporadas de 1951 a 1962, y la estimación de las tasas anuales de supervivencia y sus variancias para dichas clases anuales. La temporada base arbitrariamente seleccionada en cada caso es aquella en que los peces de la clase anual en cuestión estaban en su primer año de vida.

La tasa anual de supervivencia puede ser estimada también por el método "positivo" de Jackson, el cual consiste en comparar el número de retornos de peces marcados de una sola clase anual en la temporada de marcación y en las temporadas siguientes (Jackson, 1937; Paulik, 1962). Las suposiciones son las mismas que en el método precedente. La tasa anual de supervivencia correspondiente a los peces de la clase anual de 1960 se estima mediante la fórmula:

$$s = \frac{R_1}{R_0} \quad (24)$$

En cuanto a los peces de la clase anual de 1959 la tasa anual de supervivencia se obtiene de la Tabla 2 de Robson y Chapman (1961), después de estimar \bar{x}_K mediante la fórmula:

$$\bar{x}_K = \frac{T_K}{n} \quad (25)$$

T_K y n , a su vez, se estiman mediante las fórmulas:

$$T_K = R_1 + 2R_2 + 3R_3 + \dots KR_K \quad (26)$$

$$n = R_0 + R_1 + R_2 + \dots R_K \quad (27)$$

en las que

$R_0, R_1, R_2, R_3 \dots$ y R_K = números de retornos de marcas de peces de la clase anual en cuestión en temporadas sucesivas, siendo R_0 el número de retornos en la primera temporada en la que la clase anual fue completamente reclutada en la pesquería.

La variancia es estimada por medio de la Fórmula (22).

La ventaja de este método sobre el precedente es que no hay problema para determinar las edades relativas de los peces, mientras que esto es algunas veces difícil o imposible por el método de la frecuencia de longitudes o por otros métodos. Por otra parte, sin embargo, el número de retornos de marcas es a menudo inadecuado para determinar con suficiente exactitud la distribución de las edades en que son capturados los peces de una clase anual dada.

En el caso de los datos de la anchoveta, solamente pueden tomarse en cuenta los retornos correspondientes a los Períodos 2, 3 y 4, ya que durante el Período 1 algunas marcas fueron indudablemente retornadas las cuales se habrían desprendido si los peces no hubiesen sido capturados.

Como el número de desembarques no fue constante de temporada a temporada (Tabla 1), la suposición de que la mortalidad total es constante probablemente no es válida. Sin embargo, si la mortalidad pesquera es un componente menor de mortalidad total, como se ha demostrado es el caso, el error es pequeño. Además, los peces marcados en los diferentes experimentos fueron expuestos a diferentes intensidades de esfuerzo pesquero durante el Periodo 2. El número de retornos de marcas durante cada temporada puede ser ajustado a fin de compensar esa diferencia en el esfuerzo pesquero, para lo cual se emplea la siguiente fórmula:

$$R_i' = R_i \left(\frac{C_b}{C_i} \right) \quad (28)$$

en la que

R_i = número de retornos de marcas de peces de la clase anual en cuestión en la temporada i (excluyendo el Período 1),

R_i' = número ajustado de retornos de marcas de peces de la clase anual en cuestión en la temporada i ,

C_i = captura en número de peces de todas las clases anuales en la temporada i (excluyendo el Período 1 y el período anterior al Período 1), y

C_b = captura en número de peces de todas las clases anuales en una temporada base arbitrariamente seleccionada.

Las capturas en peso, en vez de en número de peces podrían ser usadas con muy poco error en esta fórmula. Solamente los valores ajustados del número de retornos de marcas deben ser usados en las Fórmulas (24), (26) y (27).

Los números originales y ajustados de retornos de marcas correspondientes a cada experimento de 1960 y 1961 efectuados en el área de Isla Verde y las capturas totales durante los Periodos 2, 3 y 4 de las temporadas de 1960, 1961 y 1962 aparecen en las Tablas 42 y 43. La temporada base arbitrariamente escogida en cada caso es aquella en que los peces de la clase anual en cuestión estaban en su primer año de vida. En las tablas se dan estimaciones separadas según los datos de cada experimento correspondientes a las tasas anuales de supervivencia y a sus variancias, obtenidas con las Fórmulas (24), (25) y (22). También se dan estimaciones individuales de las tasas anuales de supervivencia y de las variancias correspondientes a las clases anuales de 1959 y 1960, obtenidas al promediar las estimaciones correspondientes a cada experimento, ponderadas según el número de retornos de marcas durante los Periodos 2, 3 y 4 de cada experimento. Como se emplean datos ajustados las estimaciones de las variancias son mínimas, según se dijo anteriormente.

Aparece un "bias" (error sistemático) en este método cuando se aplica a los datos de la anchoveta. Como la población disminuía conforme la temporada avanzaba, se espera que una captura de peces tarde en la temporada produjera un porcentaje más alto de retornos de una marcación efectuada tarde en la temporada que el que produciría una captura temprana en la temporada de una marcación efectuada también a principios de la temporada, siempre y cuando que el número de peces capturados fuera más o menos igual. Así los ajustes hechos por las marcas retornadas en las temporadas en que fueron aplicadas son supercorrecciones, y la tasa de supervivencia está subestimada según estos datos.

El desprendimiento gradual de las marcas después del Período 1 produciría una estimación más baja de la supervivencia. Aun con el "bias" a que se ha hecho referencia en el párrafo precedente, las estimaciones de la tasa anual de supervivencia obtenidas según los datos de los retornos de las marcas se aproximan a las obtenidas según los datos de la composición de edades, lo que indica que es correcta la suposición previa de que el desprendimiento de las marcas fue insignificante durante los Periodos 2, 3 y 4.

Las mejores estimaciones de la supervivencia mediante los tres métodos descritos son las siguientes:

- método Chapman-Robson—0.086 (datos combinados correspondientes a las temporadas 1961 y 1962);
- método de la clase anual—0.102 (clase anual 1959); 0.092 (clase anual 1960);
- método positivo de Jackson—0.088 (clase anual 1959); 0.077 (clase anual 1960).

La variancia de las tasas de supervivencia solo puede estimarse con aproximación por los métodos de la clase anual y el positivo de Jackson. Aun más, como con estos métodos se usan cantidades menores de peces,

las variancias son mayores. Además, hay "bias" cuando el método positivo de Jackson se aplica a los datos de la anchoveta. En consecuencia, la estimación de Chapman-Robson de la supervivencia basada en los datos correspondientes a las temporadas de 1961 y 1962 será usada en adelante.

Estadísticas vitales de los peces del área de Isla Verde

A causa del reducido intercambio de anchovetas entre las áreas, los peces adultos del área de Isla Verde se consideran como una entidad separada para los análisis siguientes. Todas las referencias que se hagan en este capítulo de las capturas, número de peces marcados y número de marcas retornadas incluirán solamente los datos referentes al área de Isla Verde.

Tamaño de la población

El tamaño de la población se estima mediante la fórmula de Chapman (1951):

$$N = \frac{(M + 1)(C + 1)}{R + 1} \approx \frac{MC}{R} \quad (29a)$$

en la que

N = número de peces en la población,

M = número de peces marcados,

C = número de peces capturados, y

R = número de marcas retornadas.

Los siguientes requisitos deben ser satisfechos si ha de hacerse una estimación de la población que no tenga "bias" mediante este método: (1) los peces marcados deben estar mezclados aleatoriamente con los no marcados en el área de marcación y recaptura o el esfuerzo pesquero debe ser homogéneo distribuido con respecto al número de peces en las diferentes partes del área de marcación y recaptura; (2) no debe haber mortalidad a causa de la marcación y el manipuleo; (3) no debe haber desprendimiento de marcas; (4) no debe haber migración de peces hacia o fuera del área de marcación y recaptura; (5) no debe haber pérdida de marcas en las plantas de reducción; (6) no debe haber reclutamiento durante el período de tiempo en cuestión; (7) MC debe ser por lo menos $4N$. El último requisito ha sido examinado por Robson y Regier (1964).

El primero de estos requisitos no fue cumplido, como lo demuestran los índices de retornos más altos en una de las plantas de reducción que en la otra en octubre con respecto a las marcas de los experimentos de agosto de 1960 (Tablas 15 y 16). Esto no es un tipo de error sistemático, sin embargo, por lo que es posible que los errores queden balanceados. Como evidencia de que tal fue el caso está el hecho de que los índices de retorno en las dos plantas correspondientes a los mismos experimentos en los Períodos 2, 3 y 4 fueron más o menos los mismos en la mayoría de los casos (Tablas 12 a 24).

Los requisitos segundo, tercero, cuarto y quinto no fueron cumplidos, por lo que es necesario hacer correcciones para ajustar las pérdidas de marcas por esas causas.

Al tratar con los datos de una sola clase anual a la vez, como se hace en estos cálculos, el sexto requisito fue satisfecho.

El séptimo requisito fue satisfecho, como será demostrado por la estimación subsiguiente del tamaño de la población.

Haciendo caso omiso de la migración, la proporción de peces marcados con relación a los no marcados en la población debe de haber permanecido constante después del comienzo del Periodo 2, ya que las pérdidas debidas a mortalidad por la marcación y el manipuleo lo mismo que al desprendimiento de marcas, ocurrieron solamente durante el Periodo 1, como se indicó anteriormente. Para estimar el tamaño de la población, entonces, es necesario conocer: (1) las capturas de peces de la clase anual en cuestión durante los Periodos 2, 3 y 4; (2) el número de retornos de marcas durante los Periodos 2, 3 y 4; (3) el número de peces marcados disponibles al comienzo del Periodo 2. Las capturas y el número de retornos de marcas de cada experimento se indican en las Tablas 12 a 24.

El número de peces marcados de que se dispuso al comienzo del Periodo 2 se estima mediante la fórmula:

$$M'_i = M_i s_{it} s_s s_m \quad (30)$$

en la que

- M'_i = número disponible de peces marcados del Experimento i al comenzar el Periodo 2,
- M_i = número de peces marcados en el Experimento i ,
- s_{it} = porción de peces del Experimento i que sobrevivió a los efectos de la marcación y el manipuleo,
- s_s = porción de peces que retuvieron sus marcas, y
- s_m = tasa mensual de supervivencia.

Para efectos de esta fórmula se requiere que s_{it} , s_s y s_m sean independientes entre sí. Este requisito probablemente se satisface. Las estimaciones de s_{it} correspondientes a cada experimento de 1960 se indican en la Tabla 30, mientras que la estimación de s_s es de 0.668, como se dijo en la Página 322. La tasa anual de supervivencia fue de 0.086, como se determinó en el capítulo precedente, por lo que la tasa mensual de supervivencia fue de 0.815. Aparentemente no hubo pérdidas de marcas debidas a migración durante el Periodo 1 (Tabla 10). Las estimaciones de M'_i correspondientes a seis de los siete experimentos de 1960 aparecen en la Tabla 44. Tales estimaciones no pudieron hacerse para el experimento de julio 12-13 de 1960, ni para los de 1961, porque no fue posible hacer el ajuste por las pérdidas causadas por la marcación y el manipuleo en esos experimentos.

Los ajustes por las pérdidas de marcas debidas a la migración y a las

pérdidas de marcas en las plantas de reducción también deben ser aplicados. Esto se consigue con la fórmula:

$$R_i''' = G_{60} R_i'' \quad (31)$$

en la que

R_i''' = número ajustado de recapturas de marcas del Experimento i durante los Períodos 2, 3 y 4,

G_{60} = factor de corrección por las pérdidas de marcas por migración, y

R_i'' = número estimado de recapturas de marcas del Experimento i durante los Períodos 2, 3 y 4.

Los valores de G_{60} y R_i'' se indican en las Tablas 32, 38 y 39, y los de R_i''' en la Tabla 44.

El tamaño de la población al comienzo del Periodo 2 de cualquier experimento puede estimarse mediante la aplicación de la Fórmula (29a) como sigue:

$$N_i' = \frac{M_i' C_i'}{R_i'''} \quad (29b)$$

en la que

N_i' = tamaño de la población al comienzo del Periodo 2 del Experimento i , y

C_i' = captura de peces de la clase anual en cuestión durante los Períodos 2, 3 y 4 del Experimento i .

Los valores de C_i' se encuentran en las Tablas 12 a 24, mientras que los de N_i' correspondientes a cada experimento de 1960 excepto el de julio 12-13 se indican en la Tabla 44.

No es necesario utilizar todos los datos sobre capturas y retornos de marcas, pero los datos de las capturas que se omiten deben corresponder con los datos de los retornos de marcas que se omiten y viceversa. En lo que respecta a los presentes experimentos los datos de las capturas son omitidos en los casos en que los peces no fueron procesados y en los que el magneto no estaba en operación en la planta en que los peces se procesaban; no hubo, por supuesto, datos de retornos de marcas correspondientes a esas capturas.

La técnica de la propagación del error se emplea para estimar la variancia de M_i' mediante la fórmula:

$$\text{Var}(M_i') \approx \left(\frac{\partial M_i'}{\partial s_{it}} \right)^2 \text{Var}(s_{it}) + \left(\frac{\partial M_i'}{\partial s_s} \right)^2 \text{Var}(s_s) + \left(\frac{\partial M_i'}{\partial s_m} \right)^2 \text{Var}(s_m) \quad (32a)$$

$$\approx M_i'^2 [(s_s s_m)^2 \text{Var}(s_{it}) + (s_{it} s_m)^2 \text{Var}(s_s) + (s_{it} s_s)^2 \text{Var}(s_m)] \quad (32b)$$

Las variancias de s_{it} aparecen en la Tabla 30, las de s_s en la Página 322 y las de s_m en la Tabla 40.

De modo similar, la técnica de la propagación del error se emplea para estimar la variancia de R_i''' mediante la fórmula:

$$\text{Var } (R_i''') \approx \left(\frac{\partial R_i'''}{\partial G_{60}} \right)^2 \text{Var } (G_{60}) + \left(\frac{\partial R_i'''}{\partial R_i''} \right)^2 \text{Var } (R_i'') \quad (33a)$$

$$\approx (R_i'')^2 \text{Var } (G_{60}) + (G_{60})^2 \text{Var } (R_i'') \quad (33b)$$

Las variancias de G_{60} y R_i'' aparecen en las Tablas 32, 38 y 39, y las de R_i''' en la Tabla 44.

Finalmente la técnica de la propagación del error es usada para estimar la variancia de $1/N_i'$. Ricker (1958: 84) ha anotado que es preferible estimar ésta en vez de la variancia de N_i' . Esto se obtiene mediante la fórmula

$$\text{Var } \left(\frac{1}{N_i'} \right) \approx \left(\frac{\partial}{\partial R_i'''} \frac{1}{N_i'} \right)^2 \text{Var } (R_i''') + \left(\frac{\partial}{\partial M_i'} \frac{1}{N_i'} \right)^2 \text{Var } (M_i') \quad (34a)$$

$$\approx \frac{1}{C_i^2} \left[\left(\frac{1}{M_i'} \right)^2 \text{Var } (R_i''') + \left(-\frac{R_i'''}{M_i'^2} \right)^2 \text{Var } (M_i') \right] \quad (34b)$$

Todos los estimativos de las variancias de M_i' , R_i''' y $1/N_i'$ son mínimos porque los datos ajustados han sido usados en las ecuaciones.

Los límites de confianza del 95 por ciento de $1/N_i'$ se estiman mediante las fórmulas:

$$\left(\frac{1}{N_i'} \right)_L = \frac{1}{N_i'} - 2 \left[\text{Var } \left(\frac{1}{N_i'} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \quad (35a)$$

$$\left(\frac{1}{N_i'} \right)_U = \frac{1}{N_i'} + 2 \left[\text{Var } \left(\frac{1}{N_i'} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \quad (35b)$$

en las que

$(1/N_i')_L$ y $(1/N_i')_U$ = límites de confianza del 95 por ciento inferior y superior, respectivamente, del reciproco del tamaño de la población al comienzo del Período 2 del Experimento i .

Las estimaciones de $(1/N_i')_L$ y de $(1/N_i')_U$ entonces se invierten para obtener los límites de confianza de las estimaciones del tamaño de la población. Todos estos datos se indican en la Tabla 44.

Las estimaciones de la población y sus límites de confianza del 95 por ciento aparecen graficados en papel semilogarítmico en la Figura 5. Una recta de cuadrados mínimos correspondiente a la ecuación $\log N_t = 8.607967 - 0.00142214t$, en la que N = tamaño de la población y t = fecha (comenzando con el 8 de marzo de 1960) fue ajustada a los datos. Esta recta también aparece en la Figura 5. La pendiente indica una tasa anual de supervivencia de 0.302, comparada con el valor de 0.086 estimado en el

capítulo precedente. El periodo durante el cual se hicieron las seis estimaciones de la población fue relativamente corto y las desviaciones de las seis estimaciones con respecto a la recta son bastante grandes, como se ve en la figura; por esta razón la diferencia entre las dos gradientes, aunque bastante amplia, no es estadísticamente significativa ($t = 1.321$, $g.l. = 4$, $P = 0.30-0.20$).

Una estimación del tamaño de la población en cualquier fecha del 22 de julio al 30 de octubre podrá obtenerse de la ecuación de la recta de cuadrados mínimos a que se ha hecho referencia anteriormente. Para cualquier fecha de la temporada de 1960, un estimativo puede obtenerse mediante la ecuación $\log N_t = 8.912822 - 0.00291918t$, cuya derivación se da en el próximo capítulo de este informe.

Tasas de mortalidad pesquera y natural

A pesar de que la población de peces de la clase anual 1959 disminuyó notoriamente desde el comienzo hasta el final de la temporada de 1960 (Figura 5), la captura por desembarque permaneció aproximadamente constante durante la mayor parte de este periodo (Tabla 1). Así que la captura por desembarque no debe ser una medida válida de la captura por unidad de esfuerzo. Las anchovetas son generalmente abundantes y bastante fáciles de capturar, y la captura por lance es más o menos la misma, sin tener en cuenta el tamaño de la población. Este último fenómeno ha sido observado también en el atún aleta amarilla, *Tunnyus albacares*, por Broadhead y Orange (1960: 489). Estos han afirmado que "La disminución en la pesca promedio en cardúmenes puros de atún aleta amarilla efectuada por los barcos rederos, con una merma en la abundancia aparente de esta especie, es insignificante y hasta pudiera no existir. Parece que, en cuanto el atún aleta amarilla se vuelve menos abundante, ocurre una disminución en el número de cardúmenes en lugar de un gran cambio en el tamaño promedio de cada cardumen". Es probable que las capturas más bajas por desembarque de anchovetas hechas en octubre, noviembre, diciembre, enero y febrero en algunas temporadas fueron el resultado de la menor vulnerabilidad a la captura de los peces, o tal vez de menor disponibilidad, más que de la menor abundancia, porque a menudo se hicieron buenas capturas de peces más viejos en marzo, abril y mayo. El lapso de tiempo propio para la pesca (lanzar la red, recogerla y traer los peces a bordo del barco) y para la travesía hacia y desde el puerto es, por supuesto, más o menos el mismo sin que tenga que ver la abundancia de los peces. Solamente el tiempo empleado en la búsqueda de peces varía con su abundancia. Esta, entonces, es probablemente la única medida válida del esfuerzo pesquero. Para otras pesquerías con red de cerco, tal como la de atunes tropicales en el Océano Pacífico oriental, el esfuerzo se mide por la cantidad de tiempo empleado en la búsqueda de peces (Shimada y Schaefer, 1956).

Es posible navegar hacia y desde la planta de reducción de Puerto

Caimito solamente en las pocas horas de la marea alta, por lo que los barcos generalmente salen del puerto cerca de la temprana hora en que aparece la marea alta y regresan cerca de la hora más tardía en que ocurre la marea alta. De modo que cuando no hay contratiempos en los barcos o en la planta los barcos generalmente descargan una vez al día llevando de media a una carga completa de peces capturada con un promedio de dos o tres lances. No se dispone de una medida de la unidad de esfuerzo real, o sea, el tiempo empleado en la búsqueda de peces. Los barcos pueden descargar en la planta de reducción de la Isla Taboga durante todas las fases de la marea, de modo que el tiempo gastado en la búsqueda de peces (tiempo empleado fuera del puerto, deduciéndose el tiempo realmente dedicado a la pesca y a los viajes hacia y desde el puerto) podría ser usado como una medida del esfuerzo pesquero. Sin embargo esta planta no operó durante la mayor parte del período comprendido por este estudio, y de todos modos no se llevaron records suficientemente completos de las operaciones de los barcos. En consecuencia no se dispone de datos utilizables con respecto al esfuerzo pesquero empleado por los barcos pesqueros de ninguna de las dos plantas de reducción.

La captura, el esfuerzo y el tamaño de la población guardan la siguiente relación entre si:

$$\frac{C}{f} \propto \bar{N} \quad (36)$$

en la que

C = captura,

f = esfuerzo, y

\bar{N} = tamaño promedio de la población.

En el tipo más simple de pesquería el esfuerzo se mantiene constante conforme el tamaño de la población disminuye, por lo que la captura disminuye. En la pesquería de anchovetas, sin embargo, como en la captura permanece aproximadamente constante a medida que el tamaño de la población disminuye, el esfuerzo (tiempo empleado en la búsqueda de peces) presumiblemente aumenta. A esto se hará referencia de aquí en adelante como al tipo de pesquería de "captura absoluta constante".

El coeficiente de mortalidad pesquera, F , es directamente proporcional al esfuerzo, por lo que también aumenta a medida que la temporada progresá. El coeficiente de mortalidad natural, M , presumiblemente se mantiene constante mientras que el coeficiente de mortalidad total, Z , aumenta con F . Sin embargo F es pequeño comparado con M , como lo indica el porcentaje bajo de retornos de marcas (Tablas 7 y 8), por lo que Z es casi constante y será considerado así temporalmente.

En adelante los subscritos a y m , que denotan los períodos de tiempo comprendidos, se anexarán a los símbolos correspondientes a las tasas y coeficientes de mortalidad. Se debe notar la distinción entre las tasas y los coeficientes mensuales y anuales correspondientes a un mes dado. Por

ejemplo, si el coeficiente anual de mortalidad, F_a , fuese 1.2 y la tasa de supervivencia fuese constante el coeficiente anual de mortalidad, F_a , sería 1.2 para cualquier mes dado, mientras que el coeficiente mensual de mortalidad, F_m , sería 0.1 para dicho mes.

La siguiente derivación se asemeja al modelo del método de momentos descrito por Regier (1962). Para éste se supone que la mortalidad total es aproximadamente constante en toda la temporada. Como la mortalidad natural fue mucho más grande que la mortalidad pesquera, se presume que esta suposición sea aproximadamente correcta. La población en cualquier fecha de la temporada de 1960 puede ser estimada según la ecuación de la recta cuya pendiente corresponde a la tasa total de mortalidad anual, a_a , de 0.914 ($Z_a = 2.453$) y con una elevación tal que pase por el promedio de los seis puntos con los cuales se calculó la recta de cuadrados mínimos en el capítulo precedente. La fórmula de esta recta es la siguiente:

$$\log N_t = 8.912822 - 0.00291918t \quad (37)$$

en la que

N_t = población de peces de la clase anual 1959 en el tiempo t , y
 t = número de días transcurridos desde el 8 de marzo de 1960.

Según esta ecuación se calcula que la población de peces de la clase anual 1959 fue de 818,130,000 el 8 de marzo de 1960 y de 70,360,000 el 8 de marzo de 1961 (al comienzo de cada una de estas fechas). La captura fue de 89,017,000 peces (incluyendo 10,156,000 peces no procesados, o que fueron procesados cuando no había magnetos en las plantas de reducción [Bayliff, 1965b: Tabla 9]), por lo que se estima que la pérdida debida a mortalidad natural haya sido de 658,753,000 peces. Así, las estimaciones de u_a (tasa de mortalidad pesquera o tasa de explotación) y v_a (tasa de mortalidad natural o muerte natural esperada) son de 0.109 y 0.805, respectivamente. Los coeficientes de mortalidad pesquera y natural se calculan según las fórmulas:

$$\frac{Z_a}{a_a} = \frac{F_a}{u_a} = \frac{M_a}{v_a} \quad (38a)$$

$$F_a = \frac{Z_a u_a}{a_a} \quad (38b)$$

$$M_a = \frac{Z_a v_a}{a_a} \quad (38c)$$

Las estimaciones de F_a y M_a son 0.293 y 2.160, respectivamente.

El estimativo de F_a corresponde al promedio de la temporada; en efecto sería por lo general más bajo a principios de la temporada y más alto posteriormente. El valor "real" de F_m correspondiente a cualquier mes de la temporada de 1960 se estima de la siguiente manera. Primero se estima el tamaño aproximado de la población al comienzo del mes (o fracción del mes, en el caso de marzo de 1960) mediante la Fórmula (37). Luego el

coeficiente mensual aproximado de la mortalidad total se calcula mediante la fórmula:

$$Z_{mi} = Z_a \left(\frac{d_i}{365} \right) \quad (39)$$

en la que

Z_{mi} = coeficiente mensual aproximado de la mortalidad total correspondiente al mes i , y

d_i = número de días en el mes i .

Entonces la población promedio de peces durante el mes se estima mediante la fórmula:

$$\bar{N}_i = \int_0^1 N_{oi} e^{-Z_{mi}t} dt \quad (40)$$

en la que

\bar{N}_i = población promedio de peces durante el mes i , y

N_{oi} = población de peces al comienzo del mes i .

Finalmente el coeficiente mensual de la mortalidad pesquera para un mes dado se estima mediante la fórmula:

$$F_{mi}' = \frac{C_i}{\bar{N}_i} \quad (41)$$

en la que

F_{mi}' = coeficiente mensual de la mortalidad pesquera correspondiente al mes i , y

C_i = captura durante el mes i .

Las estimaciones de F_{mi}' montan a 0.344, mientras que F_a se estimó antes y es solamente de 0.293. Esta discrepancia es causada por el hecho de que el esfuerzo pesquero no fue distribuido igualmente en toda la temporada. Restando 0.344 de Z_a (2.453) se obtiene una estimación revisada de 2.109 para M_a , el coeficiente anual de mortalidad natural. Una estimación del coeficiente mensual de la mortalidad natural se obtiene de la fórmula:

$$M_{mi}' = M_a' \left(\frac{d_i}{365} \right) \quad (42)$$

en la que

M_{mi}' = coeficiente mensual de la mortalidad natural correspondiente al mes i , y

M_a' = estimación revisada de M_a .

Este se suma a la estimación de F_{mi}' para obtener un estimativo de Z_{mi}' , el coeficiente mensual de la mortalidad total. Las estimaciones al comienzo de cada mes aparecen en la Tabla 46 y en la Figura 6.

Rendimiento por recluta

Beverton y Holt (1957) han derivado una ecuación del rendimiento por recluta y han construido isopletas del rendimiento por recluta que son

útiles para evaluar el rendimiento potencial de una pesquería. Paulik (1964b) ha desarrollado un método mucho más general basado en la relación empírica del crecimiento de Ricker (1958). El método de Paulik se ha empleado en el presente estudio porque permite que diferentes valores de F_a sean usados durante diferentes períodos de la vida de los peces y porque, como se demostrará posteriormente, la relación empírica del crecimiento de Ricker coincide en forma más precisa con el crecimiento real de la anchoveta que la curva de von Bertalanffy usada por Beverton y Holt.

Se considera solamente el rendimiento por recluta en peso, ya que para la pesquería de reducción el peso y no el número de peces capturados es de primera importancia. Para computar las isopletas del rendimiento por recluta por el método de Paulik es necesario tener estimaciones del peso promedio de los peces en el tiempo en que entran y abandonan la pesquería (siendo generalmente el último peso asintótico) y en tiempos intermedios además de las estimaciones de F_a y M_a correspondientes a ese período. Los tiempos intermedios o intervalos en los que son estimados los pesos pueden ser distribuidos irregularmente y, en general, deben ser distribuidos más de seguida cuando el crecimiento es más rápido. Si F_a y M_a no son constantes durante el período en cuestión pueden usarse diferentes valores para los diferentes subperiodos de dicho período. Estos subperiodos no necesitan ser igualmente distribuidos, ni es necesario que guarden ninguna relación especial con los intervalos en los que se estima el peso promedio. Se supone que el reclutamiento, el crecimiento de los peces de la misma edad y las tasas de mortalidad natural y pesquera son constantes de temporada a temporada, porque de lo contrario sería imposible interpretar los resultados de los cálculos.

Para el presente estudio se considera que los peces permanecen en la pesquería durante tres temporadas, ya que Bayliff (1964) ha demostrado que se capturan pocos o ningún pez en su cuarto año de vida. Se supone que la temporada de 1960 ha sido típica, y por ende se utilizan los datos sobre crecimiento y mortalidad correspondientes a esa temporada para los cálculos. (Los datos sobre crecimiento son realmente datos combinados correspondientes a las temporadas de 1951 a 1960, como se explicó previamente). Como en el capítulo anterior, se considera que la temporada se extendió del 8 de marzo de 1960 al 7 de marzo de 1961.

Los pesos promedios de los peces a mediados de cada mes son empleados en este estudio. Estos se han estimado mediante la fórmula:

$$\bar{w}_{ijk} = \frac{\sum_{i=H+1}^I n_{ijk} \bar{w}_{ijk}}{\sum_{i=H+1}^I n_{ijk}} \quad (43)$$

en la que

\bar{w}_{jk} = peso promedio de los peces de la clase anual j durante el mes k ,

n_{ijk} = número de peces de la clase anual j de longitud i muestreados durante el mes k , en que la amplitud de longitudes de los peces de la clase anual j es $H + 1$ a I , y

\bar{w}_{ijk} = peso promedio de los peces de la clase anual j de longitud i durante el mes k .

Los valores de n_{ijk} aparecen en la Tabla 3, y los de \bar{w}_{ijk} fueron calculados con los datos longitud-peso indicados en la Tabla 4. Las estimaciones de \bar{w}_{jk} se encuentran en la Tabla 47 y han sido graficados en la Figura 7. Los valores de t y \bar{w}_{jk} en la tabla corresponden a los de la mitad del mes en todos los casos excepto el primero y el último, que son los del comienzo y el final de la temporada (12:01 a.m., 8 de marzo y 11:59 p.m., 7 de marzo, respectivamente). Los valores correspondientes a los meses para los cuales no se dispone de datos fueron calculados por interpolación lineal, mientras que el valor correspondiente a los jóvenes del año para el 8 de marzo fue calculado por extrapolación lineal. El crecimiento es más rápido de enero a abril en el segundo y tercer año de vida. Sería deseable espaciar las estimaciones del peso promedio más cercanamente durante este período, pero se dispone de tan pocos datos para los peces de estas edades durante estos meses que ésto no fue factible. Esto tiene poca importancia, sin embargo, ya que la mayor parte de la mortalidad natural y pesquera ha ocurrido antes de esos meses. En la figura puede notarse una aparente disminución en el peso de abril a julio en el segundo año de vida. Se cree que esto ha sido causado por la combinación de los datos de longitud de 10 temporadas cuando el crecimiento varió de temporada a temporada, por errores en la asignación de edades a los peces y por cambios temporales en el factor de condición. No se hace el intento de evaluar específicamente las causas de la aparente disminución en el peso y de hacer el ajuste por los errores que puedan existir porque la mayoría de los peces no alcanzan esta edad, y los ajustes tendrían un efecto insignificante sobre el cálculo del rendimiento por recluta.

Los valores mensuales de F_a y M_a han sido empleados para este estudio. Estos se obtienen de los valores mensuales de F_m' y M_m' correspondientes a la temporada de 1960 (Tabla 46) mediante las fórmulas:

$$F_{ai}' = F_{mi}' \left(\frac{365}{d_i} \right) \quad (44a)$$

$$M_{ai}' = M_{mi}' \left(\frac{365}{d_i} \right) \quad (44b)$$

en las que

F_{ai}' = coeficiente anual de la mortalidad pesquera correspondiente al mes i , y

M_{ai}' = coeficiente anual de la mortalidad natural correspondiente al mes i .

Estos datos se ofrecen en la Tabla 47. Los valores de t' y de t'' son los del comienzo de los meses o fracciones de meses a que corresponden las estimaciones de M_{ai}' y F_{ai}' .

Los valores de τ , el tiempo de entrada en la pesquería, en la Tabla 47 corresponden a fechas arbitrarias en las que puede comenzar la temporada. Así en el primer valor de τ los peces entran en la pesquería el 8 de marzo de su primer año de vida, mientras que en el último valor de τ entran el 8 de marzo de su segundo año de vida.

La mecánica del cálculo se opera con el programa de computador descrito por Paulik (1964b).

El procedimiento que acaba de describirse calcula el rendimiento por recluta de los peces de las clases anuales 1957, 1958 y 1959 en la temporada de 1960. Sin embargo, con las suposiciones que se hicieron el rendimiento por recluta correspondiente a las tres clases anuales más jóvenes en cualquier temporada, o el rendimiento por recluta correspondiente a cualquier clase anual en las tres primeras temporadas siguientes a su reclutamiento en la pesquería, sería exactamente igual.

En las Figuras 8 y 9 aparecen los diagramas de las isopletas del rendimiento por recluta correspondientes a la anchoveta del área de Isla Verde, calculadas según los datos de la temporada de 1960. Los multiplicadores en las abscisas son "scalars" de los valores mensuales de F_a' (y consecuentemente del esfuerzo pesquero); al nivel de la intensidad pesquera de la temporada de 1960 el multiplicador es 1, indicado por un pequeño círculo cerca de la esquina inferior izquierda de cada diagrama. En la Figura 8 se emplean los valores de F_a' obtenidos de los valores de F_m' de la Tabla 46, mientras que en la Figura 9 se utiliza un valor constante de 0.344 (la suma de los valores de F_m' en la Tabla 46) para F_a' . Si el esfuerzo pesquero fuera cerca de 20 o más veces del que se obtuvo durante la temporada de 1960 las capturas probablemente tenderían a disminuir a medida que la temporada progresara debido a la falta de peces, así que los valores de F_a' durante los diferentes meses serían mucho más cercanos a ser constantes que los valores obtenidos durante la temporada de 1960. En consecuencia la Figura 9 representa con más realismo lo que sería el rendimiento por recluta si el esfuerzo pesquero se aumentase considerablemente.

Según las figuras es aparente que al nivel del esfuerzo pesquero de 1960 el rendimiento es solo de unos 4 gr por recluta, con tal que la temporada comience el 8 de marzo. Los aumentos en el esfuerzo pesquero de 10 veces y de 50 veces producirían rendimientos de unos 15 y 20 gr por recluta, respectivamente. Si la temporada comenzase el 8 de marzo la sobrepesca sería prácticamente imposible, y si la temporada comenzase después se reduciría el rendimiento por recluta. (Aqui se considera la sobrepesca como la pesca resultante de una combinación del esfuerzo y de

la edad de primera entrada que estaría representada por debajo de la "curva de pesca eumétrica" [Beverton y Holt, 1957: 373] en el diagrama de isopletas del rendimiento por recluta). Si la temporada se comenzara más temprano (lo que podría lograrse solamente si se redujera el tamaño del tejido de las redes) aún sería difícil sobreseguir el stock por el rápido crecimiento de los peces antes del 8 de marzo. Según los datos de que se dispone ahora parece, por lo tanto, que no hay necesidad previsible para reglamentar la pesquería. Sin embargo, no debe hacerse una extrapolación excesiva superior a la amplitud de la intensidad pesquera durante la temporada de 1960. Si la intensidad pesquera incrementase substancialmente deberán efectuarse estudios para determinar la reacción de los peces a las nuevas condiciones.

La forma excéntrica de las isopletas, comparada con las de Beverton y Holt (1957), es el resultado del crecimiento temporal de la anchoveta, acoplado con el empleo de una relación empírica del crecimiento. La "lengua" en la parte superior de la Figura 9 es de interés especial y se interpreta como sigue. Cuando el esfuerzo pesquero (es decir, el número de barcos en la flota) es de unas 25 a 50 veces el de la temporada de 1960 se obtendría el mayor rendimiento por recluta si la pesquería comenzara a explotar el grupo de edad más joven el 8 de marzo. A medida que la pesquería comience a explotar el grupo de edad más joven en una fecha progresivamente posterior al 8 de marzo, es decir, del 8 de marzo al 1° de enero, ésta produciría rendimiento por recluta progresivamente menores. Sin embargo si la pesquería que explota el grupo de edad más joven aún no hiciese comenzado el 1° de enero, se alcanzaría un mayor rendimiento por recluta si se pospusiera la pesca de este grupo hasta por ahí el 1° de febrero, en vez de comenzar inmediatamente. Se obtendría entonces el mayor rendimiento por recluta porque los peces crecen considerablemente durante el periodo en cuestión. La lengua no aparece en la Figura 8 porque se necesita una mortalidad pesquera bastante alta durante febrero y del 1 al 7 de marzo para aventajar el crecimiento acelerado, y en el modelo de la Figura 9 hay una mortalidad pesquera más alta durante este periodo.

Este enfoque ha dado estimaciones del rendimiento por recluta que resultarian de varias combinaciones de la intensidad pesquera y la edad de entrada en la pesquería. Los rendimientos reales serían proporcionales a los rendimientos por recluta solamente si la reducción del número de los peces que desovan no afecta el reclutamiento en las generaciones subsiguientes. La anchoveta tiene la fecundidad bastante alta de unos 10,000 a 80,000 huevos por hembra (Peterson, 1961), los huevos son pelágicos, y casi con certeza no hay cuidado paternal de los huevos o de los peces jóvenes. No se ha demostrado una relación entre el número de peces que desovan y el reclutamiento subsiguiente en la mayoría de los otros peces de este tipo (Beverton, 1962), aun cuando Murphy (1965) ha atribuido la disminución en el reclutamiento de la sardina de California, *Sardinops caeruleus*, a una disminución en el número de los peces que desovan.

Sin embargo el estudio de Simpson (1959) indica que los peces que desovan procedentes de cualquier parte del Golfo de Panamá probablemente contribuyen al reclutamiento en el área de Isla Verde, de modo que aún una pesquería muy intensa en aquella área probablemente disminuiría el número de los peces que desovan que contribuyen a él solo ligeramente. Por lo tanto los rendimientos calculados por recluta bajo diversas condiciones son probablemente proporcionales, en promedio, al rendimiento real, sujeto a la limitación de que la extrapolación no debe hacerse más allá de la amplitud de las intensidades pesqueras de cuyos datos se dispone.

Estadísticas vitales de los peces del área de Panamá Viejo

La población de peces de la clase anual 1959 en el área de Panamá Viejo fue estimada de los resultados de los experimentos efectuados en aquella área en 1960.

Para estimar el número ajustado de peces marcados se usaron los factores de corrección correspondientes a la mortalidad debida a la marcación y al manipuleo (s_{it}) de los experimentos de Isla Verde (Tabla 44) que coinciden más de cerca por fecha a los experimentos respectivos de Panamá Viejo. El valor de 0.668, que fue usado para la corrección por pérdidas de marcas en los experimentos de Isla Verde debidas a desprendimiento (s_s), fue empleado también en los experimentos del área de Panamá Viejo. Como la mortalidad pesquera fue insignificante en el área de Panamá Viejo la corrección para la mortalidad total durante el Periodo 1 (s_m) fue calculada según la estimación revisada de 2.109 correspondiente al coeficiente anual de mortalidad natural en el área de Isla Verde (Página 342).

Las correcciones por pérdidas de marcas en las plantas de reducción en los experimentos de Isla Verde (Tabla 38), que coinciden más de cerca por fecha con los experimentos respectivos de Panamá Viejo, fueron usadas para estimar las recapturas de marcas correspondientes a estos últimos experimentos.

El mismo ajuste por migración (G_{00}) fue usado para los experimentos de Panamá Viejo como para los de Isla Verde (Tabla 44). El intercambio de peces entre el área de Panamá Viejo y las áreas al sudeste puede haber sido considerable, pero debido a la falta de datos al calcular el factor de corrección tuvo que suponerse que no hubo intercambio de peces entre estas áreas. Tal intercambio, por supuesto, tendría como consecuencia que el tamaño de la población fuese sobreestimado.

Las estimaciones de la población y los correspondientes límites de confianza del 95 por ciento, así como los datos usados para calcularlos, aparecen en la Tabla 48. Los límites de confianza son muy amplios debido al pequeño número de retornos de marcas. Como aproximación cruda se estima que la población de anchovetas del área de Panamá Viejo es aproximadamente el doble de la del área de Isla Verde.

SUMARIO

La anchoveta es el principal elemento de las importantes pesquerías para carnada y reducción en el Golfo de Panamá. Es una especie de vida corta; la gran mayoría de las capturas están constituidas por peces en su primer año de vida. Los peces destinados a las plantas de reducción se capturan principalmente en el área de Isla Verde, entre Punta Chame y la entrada del Canal de Panamá.

En 1960 y 1961 las anchovetas fueron marcadas con marcas metálicas internas y liberadas en las áreas principales en que se encuentra esta especie. Las marcas fueron recobradas de la harina en las plantas de reducción por medio de magnetos. De los 53,380 peces marcados en 1960, 745 marcas fueron retornadas durante la temporada de 1960, 246 durante la temporada de 1961, y 8 durante la temporada de 1962. De los 113,202 peces marcados en 1961, 373 marcas fueron retornadas durante la temporada de 1961 y 48 durante la temporada de 1962. Se dispone de estadísticas completas de captura, y los datos de frecuencia-longitud y longitud-peso fueron usados para convertir éstos de libras a número de peces de cada clase anual.

La gran mayoría de las marcas retornadas en los desembarques de peces procedentes del área de Isla Verde fue de peces marcados en aquella área. La mayoría de los retornos de marcas aplicadas a peces en otras áreas fueron hechos en el área de Isla Verde en la temporada siguiente a la marcación. La excepción fue la de las marcas colocadas en el área de Bahía Parita; buen número de éstas aparecieron en los desembarques de peces procedentes del área de Isla Verde aproximadamente un mes después de la marcación.

Dos marcas colocadas en peces en septiembre de 1960 fueron retornadas en enero de 1963. Como el desove se efectúa principalmente en noviembre y diciembre, esto indica que la anchoveta sobrevive por lo menos hasta el comienzo de su cuarto año de vida.

Los peces marcados fueron liberados en cardúmenes compuestos de varios centenares, a menudo dentro de unas pocas millas de donde los barcos rederos pescaban. Los peces marcados fueron retornados frecuentemente el mismo día o uno o dos días después de que fueron liberados, pero en ningún caso se recapturó en un solo lance de red gran número de peces marcados provenientes de una sola liberación. Esto probablemente indica que los cardúmenes de peces se desintegran y se integran muy rápidamente.

Para estimar el tamaño de la población y las tasas de mortalidad, los peces de las áreas de Isla Verde y Panamá Viejo se consideraron como poblaciones separadas. Para un experimento ideal de esta clase es necesario (1) que los peces marcados o el esfuerzo pesquero se distribuyan igualmente por toda el área en consideración, (2) que no haya pérdida de marcas debido a la mortalidad causada por marcación y manipuleo o debido a desprendimiento, migración de peces marcados fuera del área o ineficien-

cia del aparato de recobro, (3) que no haya reclutamiento y (4) que el número de peces marcados multiplicado por el número de peces capturados sea por lo menos 4 veces el número de peces de la población. El primer requisito se satisfizo aparentemente bastante bien ya que se tomaron en cuenta solamente las marcas retornadas por lo menos un mes después de la marcación. Los factores de corrección para el ajuste por mortalidad y pérdidas de marcas fueron calculados para los experimentos de 1960, pero esto no fue posible para los de 1961. El efecto del reclutamiento fue eliminado al separar los peces de diferentes clases anuales en las estadísticas de captura. El cuarto requisito fue satisfecho.

La tasa anual de supervivencia correspondiente a los peces de la clase anual 1959 en el área de Isla Verde se estimó en 0.086 mediante el método Chapman-Robson, 0.102 por el método de la clase anual y 0.088 por el método positivo de Jackson. Se considera que el primer método da la mejor estimación.

Seis estimaciones de la población de peces de la clase anual 1959 en el área de Isla Verde fueron obtenidas de las proporciones de marcas halladas en las muestras de seis experimentos realizados en aquella área en 1960. Las estimaciones difieren debido a la disminución temporal de la población, pero la tendencia descendente correspondió bastante bien a lo que se esperaba de la tasa total de mortalidad anual. Se estimó que la población de peces de la clase anual 1959 era de unos 818 millones el 8 de marzo de 1960, y de unos 70 millones el 8 de marzo de 1961.

A medida que la población de anchovetas disminuye durante la temporada el esfuerzo aumenta suficientemente de modo que la captura se mantiene aproximadamente constante. Esto se describe como una pesquería del tipo de "captura absoluta constante". El coeficiente de mortalidad pesquera en el área de Isla Verde durante los diferentes meses de la temporada de 1960 se estimó que variaba de 0.000 a 0.926, mientras que el coeficiente de mortalidad natural se estimó en 2.109.

Los diagramas de las isopletas del rendimiento por recluta demostraron que si la pesquería comenzara a explotar el grupo de edad más joven después del 8 de marzo (la fecha en que comenzó en 1960) se reduciría el rendimiento por recluta el cual aumentaría considerablemente si se aumentara el esfuerzo pesquero. Además, se cree improbable que los aumentos en la captura solo en el área de Isla Verde disminuirían notoriamente el número de reclutas de aquella área. En consecuencia no hay necesidad previsible de reglamentar la pesquería.

Se hicieron estimaciones de la población de peces del área de Panamá Viejo, pero los retornos de marcas fueron tan pocos que las medidas son muy crudas. La población de peces de la clase anual 1959 en aquella área fue aparentemente cerca del doble de la del área de Isla Verde. Se asume que la tasa de mortalidad natural haya sido aproximadamente la misma que la del área de Isla Verde, mientras que la tasa de mortalidad pesquera fue insignificante.

LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA

- Ahlstrom, E. H. 1960. Fluctuations and fishing. F. A. O., World Sci. Meeting Biol. Sard. Rel. Species, Proc., Vol. 3, Method. Pap. 5: 1353-1371.
- Anonymous. 1961a. BIMD Computer Programs Manual. Division of Biostatistics, Department of Preventive Medicine and Public Health, School of Medicine, University of California, Los Angeles.
- _____. 1961b. Standing Committee on Research and Statistics, International Commission for the Northwest Atlantic Fisheries, 1961 Annual Meeting: 164 p.
- Bayliff, W. H. 1963. The food and feeding habits of the anchoveta, *Cetengraulis mysticetus*, in the Gulf of Panama [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 7(6): 397-459.
- _____. 1964. Some aspects of the age and growth of the anchoveta, *Cetengraulis mysticetus*, in the Gulf of Panama [in English and Spanish]. *Ibid.*, 9(1): 1-51.
- _____. 1965a. Length-weight relationships of the anchoveta, *Cetengraulis mysticetus*, in the Gulf of Panama [in English and Spanish]. *Ibid.*, 10(3): 239-264.
- _____. 1965b. Population dynamics of the anchoveta, *Cetengraulis mysticetus*, in the Gulf of Panama, as determined by tagging experiments. University of Washington, Ph.D. dissertation: xii + 196 p.
- _____, and E. F. Klima. 1962. Live-box experiments with anchovetas, *Cetengraulis mysticetus*, in the Gulf of Panama [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 6(8): 333-446.
- Berdegué A., J. 1958. Biometric comparison of the anchoveta, *Cetengraulis mysticetus* (Gunther), from ten localities of the eastern tropical Pacific Ocean [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 3(1): 1-76.
- Beverton, R. J. H. 1960. Long-term dynamics of certain North Sea fish populations. p. 242-259. In E. D. Le Cren and M. W. Holdgate, The Exploitation of Natural Animal Populations. John Wiley and Sons, Inc., New York: xiv + 399 p.
- _____, and S. J. Holt. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. Minis. Agri. Fish. Food, Fish. Inves., Ser. 2, 19: 533 p.
- Broadhead, G. C., and C. J. Orange. 1960. Species and size relationships within schools of yellowfin and skipjack tuna, as indicated by catches in the eastern tropical Pacific Ocean [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 4(7): 447-492.

- Brock, V. E., and R. H. Riffenburgh. 1960. Fish schooling: a possible factor in reducing predation. *Conseil Perm. Inter. Explor. Mer, Jour. Conseil*, **25**(3): 307-317.
- Chapman, D. G. 1951. Some properties of the hypergeometric distribution with applications to zoological sample censuses. *Univ. Calif. Publ. Stat.*, **1**(7): 131-160.
- _____, and D. S. Robson. 1960. The analysis of a catch curve. *Biometrics*, **16**(3): 354-368.
- Clark, F. N., and J. F. Janssen, Jr. 1945. Movements and abundance of the sardine as measured by tag returns. *Calif. Div. Fish Game, Fish Bull.*, **61**: 7-42.
- Deming, W. E. 1943. *Statistical Adjustment of Data*. John Wiley and Sons, Inc., New York: x + 261 p.
- Howard, G. V. 1954. A study of populations of the anchoveta, *Cetengraulis mysticetus*, based on meristic characters [with Spanish summary]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, **1**(1): 1-24.
- _____, and A. Landa. 1958. A study of the age, growth, sexual maturity, and spawning of the anchoveta (*Cetengraulis mysticetus*) in the Gulf of Panama [in English and Spanish]. *Ibid.*, **2**(9): 389-467.
- Jackson, C. H. N. 1937. Some new methods in the study of *Glossina morsitans*. *Zool. Soc. London, Proc.*, 1936 (4): 811-896.
- Jensen, H. M. 1953. Migrations of silver salmon on Puget Sound. A study of the migrations of adult silver salmon. *Wash. Dept. Fish., Fish. Res. Pap.*, **1**(1): 13-21.
- Klima, E. F., I. Barrett, and J. E. Kinnear. 1962. Artificial fertilization of the eggs, and rearing and identification of the larvae of the anchoveta, *Cetengraulis mysticetus* [in English and Spanish]. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, **6**(4): 153-178.
- McFarland, W. N., and K. S. Norris. 1958. The control of pH by buffers in fish transport. *Calif. Fish Game*, **44**(4): 291-310.
- Merriman, D. 1941. Studies of the striped bass (*Roccus saxatilis*) of the Atlantic Coast. *U. S. Fish Wild. Serv., Fish. Bull.*, **50**(35): 1-77.
- Murphy, G. I. 1965. Population dynamics of the Pacific sardine (*Sardinops caerulea*). University of California, Ph.D. dissertation: xii + 171 p.
- Parr, A. E. 1927. A contribution to the theoretical analysis of the schooling behavior of fishes. *Bing. Ocean. Coll., Occ. Pap.*, 1: 32 p.
- Paulik, G. J. 1962. Use of the Chapman-Robson survival estimate for single and multi-release tagging experiments. *Amer. Fish. Soc., Trans.*, **91**(1): 95-98.

- _____. 1964a. Analysis of a catch curve program. Fisheries Research Institute, University of Washington, unpublished: 5 p.
- _____. 1965b. Piece-wise integration of yield curves. *Ibid.*: 10 p.
- _____, and L. E. Gales. 1965. Weighted linear regression for two variables, IBM 709, Fortran II. Amer. Fish. Soc., Trans., **94**(2): 196.
- Peterson, C. L. 1961. Fecundity of the anchoveta (*Cetengraulis mysticetus*) in the Gulf of Panama [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **6**(2): 53-68.
- Regier, H. A. 1962. On estimating mortality coefficients in exploited fish populations, given two censuses. Amer. Fish. Soc., Trans., **91**(3): 283-294.
- Ricker, W. E. 1958. Handbook of computations for biological statistics of fish populations. Fish. Res. Bd. Canada, Bull., 119: 300 p.
- Robson, D. S., and D. G. Chapman. 1961. Catch curves and mortality rates. Amer. Fish. Soc. Trans., **90**(2): 181-189.
- _____, and H. A. Regier. 1964. Sample size in mark-recapture experiments. *Ibid.*, **93**(3): 215-226.
- Saila, S. B. 1962. Proposed hurricane barriers related to winter flounder movements in Narragansett Bay. Amer. Fish. Soc., Trans., **91**(2): 189-195.
- Schaefer, M. B. 1953. Report on the investigations of the Inter-American Tropical Tuna Commission during the year 1952 [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Ann. Rep., 1952: 14-61.
- _____. 1958. Report on the investigations of the Inter-American Tropical Tuna Commission for the year 1957 [in English and Spanish]. *Ibid.*, 1957: 31-134.
- _____, B. M. Chatwin, and G. C. Broadhead. 1961. Tagging and recovery of tropical tunas, 1955-1959 [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **5**(5): 341-455.
- Shimada, B. M., and M. B. Schaefer. 1956. A study of changes in fishing effort, abundance, and yield for yellowfin and skipjack tuna in the eastern tropical Pacific Ocean [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **1**(7): 351-469.
- Simpson, J. G. 1959. Identification of the egg, early life history and spawning areas of the anchoveta, *Cetengraulis mysticetus* (Gunther), in the Gulf of Panama [in English and Spanish]. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **3**(10): 437-580.
- Vrooman, A. M., P. A. Paloma, and R. Jordán. 1966. Experimental tagging of northern anchovy, *Engraulis mordax*. Calif. Coop. Ocean. Fish. Inves., Rep., 11: *in press*.