INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION
COMISION INTERAMERICANA DEL ATUN TROPICAL

Bulletin — Boletín

Vol. 15, No. 5

ESTIMATES OF THE RATES OF SHEDDING OF DART TAGS FROM YELLOWFIN TUNA

ESTIMACIONES DE LAS TASAS DE PERDIDA DE LAS MARCAS DE DARDO DE ATUNES ALETA AMARILLA

by — por

WILLIAM H. BAYLIFF and/y LARS M. MOBRAND

La Jolla, California

1972

CONTENTS — INDICE

ENGLISH VERSION — VERSION EN INGLES

SPANISH VERSION — VERSION EN ESPAÑOL

ESTIMATES OF THE RATES OF SHEDDING OF DART TAGS FROM YELLOWFIN TUNA

by

William H. Bayliff and Lars M. Mobrand[1]

ABSTRACT

Return data for single-tagged fish and for double-tagged fish which had retained one or both tags were used to estimate the rates of shedding of dart tags from yellowfin tuna. The Type-1 shedding, which occurs immediately after release of the fish, is about 10 percent. The Type-2 shedding is assumed to be constant throughout the life of the fish after tagging; it occurs at an instantaneous rate of about 0.278 per year.

INTRODUCTION

Four types of attrition of tagged fish are recognized, fishing mortality, natural mortality, mortality due to carrying the tags, and shedding of the tags. Knowledge of the rate of shedding of the tags (and of the mortality due to carrying the tags) is useful for estimation of the fishing and natural mortality rates.

Several workers, including Fry and Roedel (1949), Beverton and Holt (1957), Gulland (1963), Robson and Regier (1965), Myhre (1966), and Anonymous (no date), have recognized the value of double tagging experiments to estimate the rates of shedding of the tags. Chapman, Fink, and Bennett (1965), working with data for yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, devised a method with which data for concurrently conducted single and double tagging experiments could be used for estimation of the rate of shedding of the tags. In the present report the data of Chapman *et al.*, plus some more recent data, are employed in a slightly different model to obtain revised estimates of the rates of shedding of dart tags from yellowfin tuna.

ACKNOWLEDGMENTS

Acknowledgment is extended to the following members of the Tuna Commission's staff for their participation in the tagging of the fish: Izadore Barrett, Bruce M. Chatwin, Clinton M. DeWitt, Enrique L. Díaz,

---

[1]Present address, Center for Quantitative Studies in Forestry, Fisheries, and Wildlife, University of Washington, Seattle, Washington 98105.

Kenneth R. Feng, Bernard D. Fink, Dale R. Fisher, Eric D. Forsbergh, Peter M. Miyake, Craig J. Orange, Gary D. Sharp, and Vaughn M. Silva. Appreciation is likewise expressed to Captains Eugene M. Cabral, George Cabral, Frank Sabella, and Julius H. Zolezzi and to the crews of the three vessels which were used in the tagging experiments.

The indispensable cooperation of the fishing vessel captains and fishermen, and of cannery workers, in returning the tags when the fish were recovered, together with the pertinent information, is also acknowledged with gratitude.

The manuscript was reviewed by Dr. Robert C. Francis and Mr. Patrick K. Tomlinson.

MATERIALS AND METHODS

The tags and the methods of tagging and handling the fish are described by Fink (1965), Fink and Bayliff (1970), and Bayliff *et al.* (1972). The data employed are summarized in Tables 1 and 2.

Some of the calculations were performed on the CDC 3600 computer at the University of California at San Diego. The following programs were employed for this purpose:

least-squares regression—Weighted Linear Regression for Two Variables (Paulik and Gales, 1965);

matrix inversion—CIAT D12 (Psaropulos, 1966).

MATHEMATICAL PROCEDURES

Chapman, Fink, and Bennett (1965) constructed a model for which it was assumed that there is only one type of shedding, which occurs at a constant instantaneous rate. In this report it is assumed that there are two types, Type 1 which occurs immediately after the fish are released and Type 2, the type described by Chapman *et al.* They made no mention of mortality due to the immediate effects of tagging and handling (Type-1 mortality) or due to carrying the tags (Type-2 mortality). It is not necessary that these be considered if it is assumed that they are the same for single- and double-tagged fish. This assumption is believed to be justified for Type-1 mortality, as the trauma associated with the actual tagging appears to be negligible compared to that associated with the handling. It may not be justified for Type-2 mortality, but this type of mortality is believed to be small, in which case the error associated with it would also be small. These assumptions are also made in this report, but terms expressing these types of mortality are included in the derivations for the sake of completeness and clarity. In this situation Formulae (1), (3), and (4) of Chapman *et al.* become

$$n_{sk} = F\tau N_S \pi \rho e^{-(F+M+G+L)t_k} \quad (1)$$

$$n_{ddk} = F\tau N_D \pi \rho^2 e^{-(F+M+G+2L)t_k} \quad (2)$$

$$n_{dsk} = F\tau N_D \pi \rho (1 - \rho e^{-Lt_k}) e^{-(F+M+G+L)t_k} \quad (3)$$

where

t_k = time at the middle of the kth period of length τ ($k=1, 2, 3, \ldots n$),

n_{sk} = number of returns of single-tagged fish during the period centered at t_k,

n_{ddk} = number of returns of double-tagged fish retaining both tags during the period centered at t_k,

n_{dsk} = number of returns of double-tagged fish retaining only one tag during the period centered at t_k,

N_S = number of fish released with single tags,

N_D = number of fish released with double tags,

π = portion of tagged fish which remain alive after the Type-1 mortality has taken place,

ρ = portion of the tags which are retained after Type-1 shedding has taken place,

F = instantaneous rate of fishing mortality,

M = instantaneous rate of natural mortality,

G = instantaneous rate of mortality due to carrying the tags, and

L = instantaneous rate of shedding of the tags.

Their Formulae (5), (6), and (7) become

$$\ln \frac{n_{ddk}/N_D}{n_{sk}/N_S} = -L_1 t_k + \ln\rho_1 = Y_{1k} \quad (4)$$

$$\ln \left(1 - \frac{n_{dsk} N_S}{2n_{sk} N_D}\right) = -L_2 t_k + \ln\rho_2 = Y_{2k} \quad (5)$$

$$\ln \frac{2n_{ddk}}{n_{dsk} + 2n_{ddk}} = -L_3 t_k + \ln\rho_3 = Y_{3k} \quad (6)$$

where L_1, L_2, and L_3 and ρ_1, ρ_2, and ρ_3 are different estimates of L and ρ. The time during which most of the tagged fish were recaptured is divided into n periods of length τ, and these six estimates are obtained by least-squares regression.

Unweighted least-squares method

With this method L_i and $\ln\rho_i$ are estimated by unweighted least-squares regression.

The estimates $\hat{L}_1$, $\hat{L}_2$, and $\hat{L}_3$ can be combined to obtain a minimum variance linear function. The elements of the variance-covariance matrix are given by

$$\sigma_{ii} = \mathrm{Var}\,(\hat{L}_i) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)^2 + \hat{L}_i \sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)\,(t_k - \bar{t})}{(n-2) \sum_{k=1}^{n} (t_k - \bar{t})^2} \qquad (i=1, 2, 3) \tag{7}$$

$$\sigma_{ij} = \mathrm{Covar}\,(\hat{L}_i, \hat{L}_j) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)(Y_{jk} - \bar{Y}_j) - \hat{L}_i\hat{L}_j \sum_{k=1}^{n} (t_k - \bar{t})^2}{(n-2) \sum_{k=1}^{n} (t_k - \bar{t})^2} \qquad (i, j = 1, 2, 3; i \neq j) \tag{8}$$

The elements of the inverse of this matrix are used as follows to calculate weights to be used in obtaining the best combined estimate of L

$$W_1 = \frac{\sum_j \sigma^{1j}}{\sum_i \sum_j \sigma^{ij}} \tag{9}$$

$$W_2 = \frac{\sum_j \sigma^{2j}}{\sum_i \sum_j \sigma^{ij}} \tag{10}$$

$$W_3 = \frac{\sum_j \sigma^{3j}}{\sum_i \sum_j \sigma^{ij}} \tag{11}$$

Then the best combined estimate of L is obtained by

$$\hat{L} = \sum_i W_i \hat{L}_i \tag{12}$$

The variance of $\hat{L}$ is estimated by

$$\text{Var}\ (\hat{L}) = \frac{1}{\sum_i \sum_j \sigma^{ij}} \tag{13}$$

The best combined estimate of $\ln\rho$ is obtained by a similar method, *i.e.*

$$\ln\hat{\rho} = \sum_i W_i \ln\hat{\rho}_i \tag{14}$$

and its variance by

$$\text{Var}\ (\ln\hat{\rho}) = \frac{\sum_{k=1}^{n} t_k^2}{n}\ \text{Var}\ (\hat{L}) \tag{15}$$

Weighted least-squares method

With this method L_i and $\ln\rho_i$ are estimated by weighted least-squares regression, the weights for each time interval being equal to $(n_s + n_{dd})_k$ for estimation of L_1 and $\ln\rho_1$, $(n_s + n_{ds})_k$ for estimation of L_2 and $\ln\rho_2$, and $(n_{dd} + n_{ds})_k$ for estimation of L_3 and $\ln\rho_3$.

The elements for the variance-covariance matrix are given by

$$\sigma_{ii} = \text{Var}\ (\hat{L}_i) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)^2 + \hat{L}_i \sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)(t_{ik} - \bar{t}_i)}{(n-2) \sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)^2} \tag{16}$$

$$(i = 1, 2, 3)$$

$$\sigma_{ij} = \text{Covar}\ (\hat{L}_i,\ \hat{L}_j) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)(Y_{jk} - \bar{Y}_j) - \hat{L}_i \hat{L}_j \sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)(t_{jk} - \bar{t}_j)}{(n-2) \sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)(t_{jk} - \bar{t}_j)} \tag{17}$$

$$(i, j = 1, 2, 3; i \neq j)$$

and the best combined estimates of L and its variance are obtained by the same method used for the unweighted case.

A different variance-covariance matrix must be used to obtain the best combined estimate of $\ln\rho$ and its variance. The elements of this matrix are given by

$$\sigma_{ii} = \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{t}_i^{\,2}}{\sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)^2}\right) \left(\frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)^2 + \hat{L}_i \sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)(t_{ik} - \bar{t}_i)}{n-2}\right) \qquad (18)$$

$$(i = 1, 2, 3)$$

$$\sigma_{ij} = \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{t}_i \bar{t}_j}{\sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)(t_{jk} - \bar{t}_j)}\right) \left(\frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)(Y_{jk} - \bar{Y}_j) - \hat{L}_i \hat{L}_j \sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)(t_{jk} - \bar{t}_j)}{n-2}\right) \qquad (19)$$

$$(i, j = 1, 2, 3; i \neq j)$$

The best combined estimate of $\ln\rho$ is obtained by Formula (14), using weights obtained from the inverse of the above matrix. Its variance is obtained by

$$\mathrm{Var}\ (\ln\hat{\rho}) = \frac{1}{\sum_i \sum_j \sigma_{ij}} \qquad (20)$$

Methods employing data for double-tagged fish only

Sometimes all, or nearly all, the fish will have been double tagged, or for various other reasons it will be necessary to employ data only for double-tagged fish. When such is the case Formulae (1), (4), and (5) do not apply, and $\hat{L}_3$ and $\ln\hat{\rho}_3$ are used as estimates of L and $\ln\rho$. For the unweighted method the variance of $\hat{L}$ is estimated by

$$\operatorname{Var}(\hat{L}_3) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)^2 + \hat{L}_3 \sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)(t_k - \bar{t})}{(n-2) \sum_{k=1}^{n} (t_k - \bar{t})^2} \tag{21}$$

and the variance of $\ln\rho$ by

$$\operatorname{Var}(\ln\hat{\rho}_3) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)^2}{(n-2)n} + \bar{t}^2 \operatorname{Var}(\hat{L}_3) \tag{22}$$

For the weighted method the corresponding equations are

$$\operatorname{Var}(\hat{L}_3) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)^2 + \hat{L}_3 \sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)(t_{3k} - \bar{t}_3)}{(n-2) \sum_{k=1}^{n} (t_{3k} - \bar{t}_s)^2} \tag{23}$$

and

$$\operatorname{Var}(\ln\hat{\rho}_3) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)^2}{(n-2)n} + \bar{t}_3^2 \operatorname{Var}(\hat{L}_3) \tag{24}$$

ESTIMATES

Estimates of the rates of shedding were made by the unweighted and weighted methods for the dart tag data for Cruise 43 alone and for Cruises 43, 46, 54, and 55 combined. When the data for Cruises 43, 46, 54, and 55 combined are employed only the data for the double-tagged fish can be used, as both the portions of fish which were double tagged and the distributions of the times at liberty varied considerably among cruises (Tables 1 and 2). The great majority of the returns from Cruise 43 were made within 60 days of release, and the great majority of those from Cruises 54 and 55 were made more than 60 days after release, so it is obviously useful to use the data for the latter two cruises along with those of Cruise 43. An attempt was made to estimate the rates of shedding using the data from both single- and double-tagged fish for Cruises 54 and 55 only, but the numbers of returns proved to be insufficient for that purpose.

The results are summarized in Table 3. As in Chapman, Fink, and Bennett's (1965) paper, the estimates are on a daily basis, so the subscript d is appended to L in this table. The variance of L_d is least for the weighted method employing the data for Cruises 43, 46, 54, and 55 combined, so the best estimate of L_d is 7.615×10^{-4}, and the estimate for the annual rate of Type-2 shedding, L_a, is 0.278.

The upper 95-percent confidence limits of ρ are less than 1 for all four calculations (Table 3), which indicates that Type-1 shedding almost certainly exists and that the extension of Chapman *et al.*'s model employed in this report is superior to the original, at least for yellowfin tuna.

At present it is not very important to have a precise estimate of the amount of Type-1 shedding, as the effects of this, non-return tags, and Type-1 mortality are the same; thus estimates of all three are needed, and estimates of only one or two are not very useful. Fairly good estimates are available for non-return of tags, but not for Type-1 mortality (Bayliff, 1971).

OBSERVATIONS ON THE SHEDDING OF THE TAGS

There were 292 fish released with one dart and one loop tag during Cruise 43, and 94 of them were returned (Table 1). Of these, 70 had retained both tags, 20 had retained only the dart tag, and 4 had retained only the loop tag. The following Chi-square contingency test indicates that the retention of the dart tags was significantly better than that of the loop tags.

	Observed		**Expected**		**Total**
	Retained	**Lost**	**Retained**	**Lost**	
Loop	74	20	82	12	94
Dart	90	4	82	12	94
Total	164	24	164	24	188

$$\chi^2 = 12.228,\ \text{d. f.} = 1,\ P < 0.01$$

The portions of the dart tags retained by fish of different lengths released by different taggers can be compared by using data on the numbers of returns of fish with one and with two tags from those of different lengths released with double tags by each of these individuals (Table 4). For only two cruises, 43 and 55, are there enough data for adequate statistical comparisons. The results of G tests (Sokal and Rohlf, 1969: pages 601-607) are as follows:

Hypothesis	Cruise 43 Degrees of freedom	Cruise 43 G	Cruise 43 Probability	Cruise 55 Degrees of freedom	Cruise 55 G	Cruise 55 Probability
Tagger × length independence	1	72.226	<0.01	9	10.618	>0.05
Tagger × retention independence	1	0.020	>0.05	3	20.288	<0.01
Length × retention independence	1	0.654	>0.05	3	4.270	>0.05
Tagger × length × retention interaction	1	1.906	>0.05	9	13.622	>0.05
Total	4	74.806		24	48.798	

Thus the rates of shedding of tags from fish tagged by different taggers differed for Cruise 55, but for neither cruise was the rate of shedding related to the length of the fish at release. It is not possible to use this method to compare the portions of return of fish with one and with two tags among taggers on different cruises or among lengths at release on different cruises, as the distributions of the times at liberty varied considerably among cruises, as mentioned previously.

It can be seen in Table 1 that the rates of return for fish tagged with two dart tags were higher than those for fish tagged with one dart tag for all four cruises. Thus the additional mortality, if any, caused by double instead of single tagging is not sufficient to overcome the advantage resulting from the fact that a double-tagged fish is less likely to lose both its tags than a single-tagged fish is to lose its only tag. Therefore more returns can be realized from the same number of tagged fish if they are double tagged.

TABLE 1. Release and return data from which the rates of shedding of the tags were estimated in this report.

TABLA 1. Datos de liberación y retorno en los que las tasas de pérdida de las marcas fueron estimados en este informe.

Cruise Crucero	Vessel Barco	Dates Fechas	Single dart Marca sencilla de dardo			Dart + loop Dardo + ojal			Double dart Marca doble de dardo		
			Rel. Lib.	Ret. Ret.	Percent Porcentaje	Rel. Lib.	Ret. Ret.	Percent Porcentaje	Rel. Lib.	Ret. Ret.	Percent Porcentaje
43	*Julia B.*	Jun. 5-Jul. 1, 1963	2,615	1,750	66.9	292	94	32.2	533	402	75.4
46	*Mary Carmen*	Jun. 3-30, 1965	155	55	35.5	0	—	—	149	60	40.3
54	*Mary Carmen*	Oct. 25-Nov. 11, 1969	17	2	11.8	0	—	—	325	94	28.9
55	*Connie Jean*	Oct. 25-Nov. 19, 1969	2,494	181	7.3	0	—	—	6,027	480	8.0

TABLE 2. Returns of single-tagged fish and of double-tagged fish with one and with two tags retained, by time intervals. Only data for fish tagged with dart tags are included in this table. The notation is defined in the text.

TABLA 2. Retornos, por intervalos de tiempo, de peces marcados con una sola marca y con dos marcas que retienen una o dos marcas. Se incluyen en esta tabla solamente los datos de peces marcados con marcas de dardo. La anotación se define en el texto.

Days free Días en libertad	t	Cruise 43 Crucero 43			Cruise 46 Crucero 46			Cruise 54 Crucero 54			Cruise 55 Crucero 55			Total		
		n_s	n_{dd}	n_{ds}	n_s	n_{dd}	n_{ds}	n_s	n_{dd}	n_{ds}	n_s	n_{dd}	n_{ds}	n_s	n_{dd}	n_{ds}
1- 20	1	1,136	238	39	18	9	1	0	0	0	4	7	0	1,158	254	40
21- 40	3	282	56	11	10	9	2	0	0	0	0	0	0	292	65	13
41- 60	5	133	16	8	6	5	3	0	8	0	1	13	6	140	42	17
61- 80	7	74	8	5	1	1	0	0	15	9	54	79	30	129	103	44
81-100	9	49	4	4	2	3	0	1	15	11	34	57	22	86	79	37
101-120	11	29	6	3	2	3	1	0	6	3	16	53	18	47	68	25
121-140	13	11	0	0	3	8	1	1	5	1	15	39	9	30	52	11
141-160	15	0	0	0	4	1	1	0	16	2	18	42	21	22	59	24
161-180	17	1	0	0	3	1	1	0	1	0	17	23	11	21	25	12

TABLE 3. Estimates of the important parameters of Type-1 and Type-2 shedding of dart tags from yellowfin tuna.

TABLA 3. Estimaciones de los parámetros importantes del Tipo-1 y Tipo-2 de la pérdida de marcas de dardo de atunes aleta amarilla.

	Unweighted		**Weighted**	
	Cruise 43	**Cruises 43, 46, 54, and 55**	**Cruise 43**	**Cruises 43, 46, 54, and 55**
	No ponderados		**Ponderados**	
	Cruceros 43	**Cruceros 43, 46, 54 y 55**	**Cruceros 43**	**Cruceros 43, 46, 54 y 55**
L_d	8.892×10^{-4}	5.285×10^{-4}	2.405×10^{-4}	7.615×10^{-4}
Var (L_d)	4.627×10^{-5}	1.463×10^{-5}	1.495×10^{-5}	1.202×10^{-5}
ρ	0.924	0.895	0.896	0.913
Var (ρ)	1.703×10^{-3}	1.547×10^{-3}	0.349×10^{-3}	0.955×10^{-3}
95-percent confidence limits of ρ	0.849-0.999	0.826-0.964	0.863-0.929	0.858-0.968

TABLE 4. Returns of double-tagged fish with one and with two tags retained, by taggers and by lengths at release. Only data for fish tagged with dart tags are included in this table. The notation is defined in the text.

TABLA 4. Retornos clasificados según los marcadores y según las tallas a tiempo de la liberación de peces con doble marca que retienen una y dos marcas. Se incluyen en esta tabla solamente los datos de peces marcados con marcas de dardo. La anotación se define en el texto.

Cruise Crucero	Tagger Marcador	Length at release — Talla a tiempo de la liberación																	
		41-50		51-60		61-70		71-80		81-90		91-100		>100		Unknown Desconocido		Total	
		n_{dd}	n_{ds}	n_{dd}	n_{ds}	n_{dd}	n_{ds}	n_{dd}	n_{ds}	n_{dd}	n_{ds}	n_{dd}	n_{ds}	n_{dd}	n_{ds}	n_{dd}	n_{ds}	n_{dd}	n_{ds}
43	4	1	0	47	11	82	21	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	135	32
	6	34	8	96	26	41	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	171	39
	8	0	0	13	0	10	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	23	2
	Total	35	8	156	37	133	28	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	329	73
46	7	24	9	21	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	45	15
54	2	0	0	4	1	5	0	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	11	3
	5	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
	8	0	0	0	0	6	1	5	0	0	1	0	0	0	0	1	0	12	2
	9	0	0	0	1	14	8	4	0	0	1	0	0	0	0	0	0	18	10
	11	0	0	0	0	9	0	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14	0
	mixed-mezclado	0	0	1	0	4	5	7	1	1	2	0	0	0	0	1	1	14	9
	Total	0	0	5	2	38	15	22	2	2	5	0	0	0	0	2	1	69	25
55	1	0	0	3	6	2	0	17	8	20	9	8	1	2	1	2	0	54	25
	3	0	0	10	1	9	7	14	14	33	22	3	3	2	1	1	0	72	48
	10	0	0	7	4	16	4	39	5	47	9	16	3	2	0	1	0	128	25
	12	0	0	5	0	11	10	25	16	41	7	6	0	2	2	2	1	92	36
	unknown desconocido	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	2
	Total	0	0	25	11	38	21	95	43	141	47	33	7	8	4	6	3	346	136

ESTIMACIONES DE LAS TASAS DE PERDIDA DE LAS MARCAS DE DARDO DE ATUNES ALETA AMARILLA

por

William H. Bayliff y Lars M. Mobrand[1]

EXTRACTO

Se emplearon los datos de retorno de peces marcados con una sola marca y de peces marcados con doble marca los cuales han retenido una o dos marcas para estimar las tasas de pérdida de las marcas de dardo de atunes aleta amarilla. El Tipo-1 de pérdida, que ocurre inmediatamente después de haber liberado el pez, es aproximadamente del 10 por ciento. El Tipo-2 de pérdida se supone que sea constante durante la vida del pez después de marcado; ocurre en una tasa instantánea cerca de 0.278 por año.

INTRODUCCION

Se reconocen cuatro tipos de pérdida en peces marcados, mortalidad de pesca, mortalidad natural, mortalidad por estar marcados y pérdida de las marcas. El conocimiento acerca de la tasa de pérdida (es decir, la pérdida por unidad de tiempo) de marcas (y de la mortalidad por estar marcados) es útil para estimar las tasas de mortalidad natural y de pesca.

Varias personas, incluyendo Fry y Roedel (1949), Beverton y Holt (1957), Gulland (1963), Robson y Regier (1965), Myhre (1966) y Anonymous (no date), han reconocido el valor de los experimentos de la marcación doble para estimar las tasas de pérdida de las marcas. Chapman, Fink y Bennett (1965), trabajando con datos de atún aleta amarilla, *Thunnus albacares,* concibieron un método en el que los datos de los experimentos con marcas sencillas y dobles, conducidos en conjunto, podían emplearse para estimar la tasa de pérdida de las marcas. En este informe los datos de Chapman *et al.*, además de otros datos más recientes, se emplean en un modelo ligeramente diferente para obtener estimaciones revisadas de las tasas de pérdida de marcas de dardo de atunes aleta amarilla.

RECONOCIMIENTO

Se agradece a los siguientes miembros del personal de la Comisión del Atún su participación en la marcación de los peces: Izadore Barrett, Bruce

---

[1]Dirección actual, Center for Quantitative Studies in Forestry, Fisheries, and Wildlife, University of Washington, Seattle, Washington 98105.

M. Chatwin, Clinton M. DeWitt, Enrique L. Díaz, Kenneth R. Feng, Bernard D. Fink, Dale R. Fisher, Eric D. Forsbergh, Peter M. Miyake, Craig J. Orange, Gary D. Sharp y Vaughn M. Silva. Se expresa también agradecimiento a los capitanes Eugene M. Cabral, George Cabral, Frank Sabella y Julius H. Zolezzi y a la tripulación de los tres barcos empleados en los experimentos de marcación.

Se reconoce la indispensable cooperación de los capitanes de los barcos de pesca y los pescadores, y de los trabajadores de las enlatadoras, al devolver las marcas junto con la información pertinente cuando se recobraron los peces.

El manuscrito fue revisado por el Dr. Robert C. Francis y el Sr. Patrick K. Tomlinson.

MATERIALES Y METODOS

Las marcas y los métodos de marcación y el manipuleo de los peces han sido descritos por Fink (1965), Fink y Bayliff (1970) y Bayliff *et al.* (1972). Los datos empleados se compendian en las Tablas 1 y 2.

Algunos de los cálculos fueron hechos mediante la computadora CDC 3600 en la Universidad de California en San Diego. Se emplearon los siguientes programas con este propósito:

regresión de los mínimos cuadrados—Weighted Linear Regression for Two Variables (Paulik y Gales, 1965);

inversión de matrices—CIAT D12 (Psaropulos, 1966).

PROCEDIMIENTOS MATEMATICOS

Chapman, Fink y Bennett (1965) fabricaron un modelo para el cual se supuso que solo había un tipo de pérdida, que ocurre en una tasa constante instantánea. En este informe se supone que existen dos tipos, el Tipo 1 que ocurre inmediatamente después de que el pez ha sido liberado y el Tipo 2, el tipo descrito por Chapman *et al.* Ellos no mencionan la mortalidad debida a los efectos inmediatos de la marcación y manipuleo (Tipo-1 de mortalidad) o por estar marcados (Tipo-2 de mortalidad). No es necesario que éstos sean considerados si se supone que sean lo mismo para peces marcados con una marca o con dos marcas. Esta suposición se cree que se justifique para el Tipo-1 de mortalidad, ya que el trauma asociado con la marcación actual parece que sea insignificante comparado al asociado con el manipuleo. Puede que no se justifique para el Tipo-2 de mortalidad, pero se cree que este tipo de mortalidad es pequeño; en este caso el error asociado con él también sería pequeño. Estas suposiciones se hacen también en este informe, pero los términos en los que se expresan estos tipos de mortalidad se incluyen en las derivaciones con el objeto de que sean completas y más claras. En esta situación las Fórmulas (1), (3) y (4) de Chapman *et al.* se convierten en

$$n_{sk} = F_T N_S \pi \rho e^{-(F+M+G+L)t_k} \tag{1}$$

$$n_{ddk} = F_T N_D \pi \rho^2 e^{-(F+M+G+2L)t_k} \tag{2}$$

$$n_{dsk} = F_T N_D \pi \rho (1 - \rho e^{-Lt_k}) e^{-(F+M+G+L)t_k} \tag{3}$$

donde

t_k = tiempo en el centro del período k de duración τ $(k=1, 2, 3, \ldots n)$,

n_{sk} = número de retornos de peces marcados con una sola marca durante el período centralizado en el t_k,

n_{ddk} = número de retornos de peces marcados con doble marca que retienen ambas marcas durante el período centralizado en el t_k,

n_{dsk} = número de retornos de peces marcados con doble marca que retienen solo una marca durante el período centralizado en el t_k,

N_S = número de peces liberados con una sola marca,

N_D = número de peces liberados con doble marca,

π = porción de peces marcados que permanecen vivos después de que el Tipo-1 de mortalidad ha ocurrido,

ρ = porción de marcas retenidas después de que el Tipo-1 de pérdida ha ocurrido,

F = tasa instantánea de mortalidad de pesca,

M = tasa instantánea de mortalidad natural,

G = tasa instantánea de mortalidad por estar marcados y

L = tasa instantánea de pérdida de las marcas.

Sus fórmulas (5), (6) y (7) se convierten en

$$\ln \frac{n_{ddk}/N_D}{n_{sk}/N_S} = -L_1 t_k + \ln \rho_1 = Y_{1k} \tag{4}$$

$$\ln \left(1 - \frac{n_{dsk} N_S}{2n_{sk} N_D}\right) = -L_2 t_k + \ln \rho_2 = Y_{2k} \tag{5}$$

$$\ln \frac{2n_{ddk}}{n_{dsk} + 2n_{ddk}} = -L_3 t_k + \ln \rho_3 = Y_{3k} \tag{6}$$

donde L_1, L_2 y L_3 y ρ_1, ρ_2 y ρ_3 son estimaciones diferentes de L y ρ. El tiempo durante el cual se recapturó la mayoría de los peces marcados se divide en n períodos de duración τ, y esas seis estimaciones se obtienen mediante la regresión de los mínimos cuadrados.

Método de los mínimos cuadrados no ponderados

Con este método L_i y $\ln\rho_i$ se estiman por la regresión de los mínimos cuadrados no ponderados.

Las estimaciones $\hat{L}_1$, $\hat{L}_2$ y $\hat{L}_3$ pueden combinarse para obtener una función lineal de varianza mínima. Los elementos de la matriz varianza-covarianza se presentan por

$$\sigma_{ii} = \text{Var}\,(\hat{L}_i) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)^2 + \hat{L}_i \sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)\,(t_k - \bar{t})}{(n-2) \sum_{k=1}^{n} (t_k - \bar{t})^2} \qquad (i=1, 2, 3) \tag{7}$$

$$\sigma_{ij} = \text{Covar}\,(\hat{L}_i, \hat{L}_j) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \bar{Y}_i)(Y_{jk} - \bar{Y}_j) - \hat{L}_i\hat{L}_j \sum_{k=1}^{n} (t_k - \bar{t})^2}{(n-2) \sum_{k=1}^{n} (t_k - \bar{t})^2} \qquad (i, j = 1, 2, 3;\ i \neq j) \tag{8}$$

Los elementos a la inversa de esta matriz se emplean en la forma siguiente para calcular los pesos que han de usarse para obtener la mejor estimación combinada de L

$$W_1 = \frac{\sum_j \sigma^{1j}}{\sum_i \sum_j \sigma^{ij}} \tag{9}$$

$$W_2 = \frac{\sum_j \sigma^{2j}}{\sum_i \sum_j \sigma^{ij}} \tag{10}$$

$$W_3 = \frac{\sum_j \sigma^{3j}}{\sum_i \sum_j \sigma^{ij}} \tag{11}$$

Luego la mejor estimación combinada de L se obtiene por

$$\hat{L} = \sum_i W_i \hat{L}_i \tag{12}$$

La varianza de $\hat{L}$ es estimada por

$$\text{Var}\ (\hat{L}) = \frac{1}{\sum_i \sum_j \sigma^{ij}} \tag{13}$$

La mejor estimación combinada de $\ln\rho$ es obtenida por un método similar, es decir

$$\ln\hat{\rho} = \sum_i W_i \ln\hat{\rho}_i \tag{14}$$

y su varianza por

$$\text{Var}\ (\ln\hat{\rho}) = \frac{\sum_{k=1}^{n} t_k^2}{n}\ \text{Var}\ (\hat{L}) \tag{15}$$

Método de los mínimos cuadrados ponderados

Con este método L_i y $\ln\rho_i$ se estiman por la regresión ponderada de los mínimos cuadrados, los pesos de cada intervalo de tiempo siendo iguales a $(n_s + n_{dd})_k$ para estimar L_1 y $\ln\rho_1$, $(n_s + n_{ds})_k$ para estimar L_2 y $\ln\rho_2$ y $(n_{dd} + n_{ds})_k$ para estimar L_3 y $\ln\rho_3$.

Los elementos para la matriz varianza-covarianza se presentan por

$$\sigma_{ii} = \text{Var}\ (\hat{L}_i) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \overline{Y}_i)^2 + \hat{L}_i \sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \overline{Y}_i)(t_{ik} - \overline{t}_i)}{(n-2) \sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \overline{t}_i)^2} \tag{16}$$

$$(i = 1, 2, 3)$$

$$\sigma_{ij} = \text{Covar}\ (\hat{L}_i,\ \hat{L}_j) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \overline{Y}_i)(Y_{jk} - \overline{Y}_j) - \hat{L}_i\hat{L}_j \sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)(t_{jk} - \bar{t}_j)}{(n-2) \sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)(t_{jk} - \bar{t}_j)} \qquad (17)$$

$$(i, j = 1, 2, 3; i \neq j)$$

y las estimaciones mejor combinadas de L y su varianza se obtienen por el mismo método usado para el caso no ponderado.

Es necesario usar una matriz varianza-covarianza diferente para obtener la mejor estimación combinada de $\ln\rho$ y su varianza. Los elementos de esta matriz se presentan por

$$\sigma_{ii} = \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{t}_i^2}{\sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)^2} \right) \left(\frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \overline{Y}_i)^2 + \hat{L}_i \sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \overline{Y}_i)(t_{ik} - \bar{t}_i)}{n-2} \right) \qquad (18)$$

$$(i = 1, 2, 3)$$

$$\sigma_{ij} = \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{t}_i\bar{t}_j}{\sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)(t_{jk} - \bar{t}_j)} \right) \left(\frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{ik} - \overline{Y}_i)(Y_{jk} - \overline{Y}_j) - \hat{L}_i\hat{L}_j \sum_{k=1}^{n} (t_{ik} - \bar{t}_i)(t_{jk} - \bar{t}_j)}{n-2} \right) \qquad (19)$$

$$(i, j = 1, 2, 3; i \neq j)$$

La mejor estimación combinada de $\ln\rho$ es obtenida por la Fórmula (14), usando pesos obtenidos de la matriz anterior invertida. Su varianza se obtiene por

$$\text{Var}\ (\ln\hat{\rho}) = \frac{1}{\sum_i \sum_j \sigma_{ij}} \qquad (20)$$

Métodos que emplean datos solamente para peces con doble marca

Algunas veces todos, o casi todos, los peces se habrán marcado con doble marca, o por varias otras razones será necesario emplear solo los datos de peces con doble marca. Cuando este es el caso las Fórmulas (1), (4) y (5) no se aplican, y $\hat{L}_3$ y $\ln\hat{\rho}_3$ se emplean como estimaciones de L y $\ln\rho$. Respecto al método no ponderado la varianza de $\hat{L}$ se estima por

$$\mathrm{Var}\,(\hat{L}_3) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)^2 + \hat{L}_3 \sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)(t_k - \bar{t})}{(n-2)\sum_{k=1}^{n} (t_k - \bar{t})^2} \tag{21}$$

y la varianza de $\ln\rho$ por

$$\mathrm{Var}\,(\ln\hat{\rho}_3) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)^2}{(n-2)n} + \bar{t}^2\,\mathrm{Var}\,(\hat{L}_3) \tag{22}$$

Para el método ponderado las ecuaciones correspondientes son

$$\mathrm{Var}\,(\hat{L}_3) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)^2 + \hat{L}_3 \sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)(t_{3k} - \bar{t}_3)}{(n-2)\sum_{k=1}^{n} (t_{3k} - \bar{t}_3)^2} \tag{23}$$

y

$$\mathrm{Var}\,(\ln\hat{\rho}_3) = \frac{\sum_{k=1}^{n} (Y_{3k} - \bar{Y}_3)^2}{(n-2)n} + \bar{t}_3^2\,\mathrm{Var}\,(\hat{L}_3) \tag{24}$$

ESTIMACIONES

Se hicieron estimaciones de las tasas de pérdida por los métodos no ponderados y ponderados para los datos de las marcas de dardo del Crucero 43 solo y para los datos de los Cruceros 43, 46, 54 y 55 combinados. Cuando se emplean los datos de los Cruceros 43, 46, 54 y 55 combinados pueden usarse solo los datos de peces con doble marca, ya que tanto las porciones de peces que fueron marcados con doble marca como las distribuciones del tiempo en libertad varían considerablemente entre los cruceros (Tablas 1 y 2). La gran mayoría de los retornos del Crucero 43 se efectuaron dentro de los 60 días de la liberación, y la gran mayoría de los retornos de los Cruceros 54 y 55 se obtuvieron después de los 60 días de liberación, así que evidentemente es útil emplear los datos de estos dos últimos cruceros junto con los del Crucero 43. Se intentó estimar las tasas de pérdida usando solamente los datos de los Cruceros 54 y 55 tanto de peces marcados con una marca como con doble marca, pero los números de retornos demostraron ser insuficientes para este propósito.

Los resultados se sumarizan en la Tabla 3. Como en el estudio de Chapman, Fink y Bennett (1965), las estimaciones se expresan en una base diaria, así que en esta tabla la d subscrita se añade a L. La varianza de L_d es lo menos en el método ponderado empleando los datos combinados de los Cruceros 43, 46, 54 y 55, así que la mejor estimación de L_d es 7.615 $\times 10^{-4}$, y la estimación de la tasa anual del Tipo-2 de pérdida, L_a, es 0.278.

Los límites superiores de confianza del 95 por ciento de ρ son inferiores a 1 en todos los cuatro cálculos (Tabla 3), lo que indica que el Tipo-1 de pérdida existe casi con certeza y que la extensión del modelo de Chapman *et al.* empleado en este informe es superior al original, por lo menos en cuanto al atún aleta amarilla.

Actualmente no es muy importante tener una estimación precisa de la cantidad de pérdida del Tipo-1, ya que los efectos de esta pérdida, el que no se retornen marcas y el Tipo-1 de mortalidad son lo mismo; así que se necesitan las estimaciones de los tres, y las estimaciones de solo uno o dos no son muy útiles. Se dispone de estimaciones bastante buenas para marcas que no han sido retornadas, pero no para el Tipo-1 de mortalidad (Bayliff, 1971).

OBSERVACIONES EN LA PERDIDA DE LAS MARCAS

Hubo 94 retornos de peces liberados con una marca de dardo y una de ojal (Tabla 1). De éstos, 70 habían retenido ambas marcas, 20 solamente la marca de dardo y 4 solamente la marca de ojal. La siguiente prueba de contingencia del Ji cuadrado indica que la retención de las marcas de dardo fue significativamente superior a la de las marcas de ojal.

	Observadas		**Esperadas**		**Total**
	Retenidas	**Pérdidas**	**Retenidas**	**Pérdidas**	
Ojal	74	20	82	12	94
Dardo	90	4	82	12	94
Total	164	24	164	24	188

$$\chi^2 = 12.228, \text{ g. l.} = 1, \text{ P} < 0.01$$

Las porciones retenidas de marcas de dardo de peces de diferentes tallas liberados por diferentes marcadores pueden compararse usando los datos de las cantidades de retornos de peces con una y con dos marcas de los de diferentes tallas liberados con doble marca de dardo por cada uno de estos individuos (Tabla 4). Existen suficientes datos para solo dos cruceros, 43 y 55, para hacer comparaciones estadísticas adecuadas. Los resultados de las pruebas de *G* (Sokal y Rohlf, 1969: páginas 601-607) son las siguientes:

	Crucero 43			**Crucero 55**		
Hipótesis	**Grados de libertad**	***G***	**Probabilidad**	**Grados de libertad**	***G***	**Probabilidad**
Independencia de marcador × talla	1	72.226	<0.01	9	10.618	>0.05
Independencia de marcador × retención	1	0.020	>0.05	3	20.288	<0.01
Independencia de talla × retención	1	0.654	>0.05	3	4.270	>0.05
Interacción de marcador × talla × retención	1	1.906	>0.05	9	13.622	>0.05
Total	4	74.806		24	48.798	

Por lo tanto las tasas de pérdida de las marcas de peces marcados por diferentes marcadores son diferentes en el Crucero 55, pero la tasa de pérdida no se relacionó en ninguno de estos cruceros con la talla de los peces a tiempo de la liberación. No es posible usar este método para comparar las porciones de retorno de peces con una y con dos marcas entre marcadores en diferentes cruceros o entre las tallas a tiempo de liberación en diferentes cruceros, ya que la distribución del tiempo en libertad varía considerablemente entre los cruceros, como se mencionó anteriormente.

Puede verse en la Tabla 1 que en todos los cuatro cruceros las tasas de retorno de peces marcados con dos marcas de dardo fueron superiores a los de los peces marcados con una marca de dardo. Por lo tanto la mortalidad adicional, si es que existe alguna, causada por la marcación doble en vez de la sencilla no es suficiente para superar la ventaja que resulta del hecho que un pez con doble marca tiene menos riesgo de perder ambas marcas que un pez marcado con una sola marca de perder su única marca.

LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA

Anonymous. no date. Australia, CSIRO, Div. Fish. Ocean., Ann. Rep., 1966-1967: 49 pp.

Bayliff, W. H. 1971. Estimates of the rates of mortality of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean derived from tagging experiments (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **15** (4): 379-436.

Bayliff, W. H., and working party. 1972. Second interim report of the working party on tuna and billfish tagging in the Pacific and Indian Oceans. FAO, Fish. Rep., in press.

Beverton, R. J. H., and S. J. Holt. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. Minis. Agri. Fish. Food, Fish. Inves., Ser. 2, 19: 533 pp.

Chapman, D. G., B. D. Fink, and E. B. Bennett. 1965. A method for estimating the rate of shedding of tags from yellowfin tuna (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **10** (5): 333-352.

Fink, B. D. 1965. A technique, and the equipment used, for tagging tunas caught by the pole and line method (summary in Spanish). Cons. Perm. Inter. Explor. Mer, Jour., **29** (3): 335-339.

Fink, B. D., and W. H. Bayliff. 1970. Migrations of yellowfin and skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean as determined by tagging experiments, 1952-1964 (in English and Spanish). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., **15** (1): 1-227.

Fry, D. H., Jr., and P. M. Roedel. 1949. Tagging experiments on the Pacific mackerel. Calif. Dept. Fish Game, Fish Bull., 73: 64 pp.

Gulland, J. A. 1963. On the analysis of double-tagging experiments. Inter. Comm. Northwest Atlantic Fish., Spec. Publ., 4: 228-229.

Myhre, R. J. 1966. Loss of tags from Pacific halibut as determined by double-tag experiments. Inter. Pacif. Halibut Comm., Rep., 41: 31 pp.

Paulik, G. J., and L. E. Gales. 1965. Weighted linear regression for two variables, IBM 709, Fortran II. Amer. Fish. Soc., Trans., **94** (2): 196.

Psaropulos, C. T. (editor). 1966. Computer program manual. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Internal Rep., 1.

Robson, D. S., and H. A. Regier. 1965. Estimates of tag loss from recoveries of fish tagged and permanently marked. Amer. Fish. Soc., Trans., **95** (1): 56-59.

Sokal, R. R., and F. J. Rohlf. 1969. Biometry: the Principles and Practice of Statistics in Biological Research. W. H. Freeman and Company, San Francisco: xxi + 776 pp.