

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

Bulletin—Boletín

Vol. 20, No. 4

**ANALYSIS OF VARIANCE AND STANDARDIZATION OF LONGLINE HOOK
RATES OF BIGEYE (*THUNNUS OBESUS*) AND YELLOWFIN (*THUNNUS
ALBACARES*) TUNAS IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN DURING 1975-1987**

**ANALISIS DE VARIANZA Y ESTANDARDIZACION DE LAS TASAS DE
CAPTURA CON PALANGRE DE ATUNES PATUDO (*THUNNUS OBESUS*)
Y ALETA AMARILLA (*THUNNUS ALBACARES*) EN EL OCEANO
PACIFICO ORIENTAL DURANTE 1975-1987**

by—por

Richard Punsly and—y Hideki Nakano

La Jolla, California

1992

ENGLISH VERSION –VERSION EN INGLES

	Page
ABSTRACT	167
INTRODUCTION	167
MATERIALS AND METHODS	168
RESULTS	169
DISCUSSION	170
ACKNOWLEDGEMENTS	171

FIGURES – FIGURAS	172
--------------------------------	------------

TABLES – TABLAS	176
------------------------------	------------

VERSION EN ESPAÑOL –SPANISH VERSION

	Página
RESUMEN	179
INTRODUCCION	179
MATERIALES Y METODOS	180
RESULTADOS	181
DISCUSION	183
RECONOCIMIENTO	183

LITERATURE CITED – BIBLIOGRAFIA CITADA	184
---	------------

**ANALYSIS OF VARIANCE AND STANDARDIZATION OF
LONGLINE HOOK RATES OF BIGEYE (*THUNNUS OBESUS*)
AND YELLOWFIN (*THUNNUS ALBACARES*) TUNAS IN THE
EASTERN PACIFIC OCEAN DURING 1975-1987**

by

Richard Punsly and Hideki Nakano¹

ABSTRACT

Longline hook rates of bigeye and yellowfin tunas in the eastern Pacific Ocean were standardized by maximum depth of fishing, area, and season, using generalized linear models (GLM's). The annual trends of the standardized hook rates differ from the unstandardized, and are more likely to represent the changes in abundance of tunas in the age groups most vulnerable to longliners in the fishing grounds. For both species all of the interactions in the GLM's involving years, depths of fishing, areas, and seasons were significant. This means that the annual trends in hook rates depend on which depths, areas, and seasons are being considered. The overall average hook rates for each species were estimated by weighting each 5-degree quadrangle equally and each season by the number of months in it. Since the annual trends in hook rates for each fishing depth category are roughly the same for bigeye, total average annual hook rate estimates are possible with the GLM. For yellowfin, the situation is less clear because of a preponderance of empty cells in the model. The full models explained 55% of the variation in bigeye hook rate and 33% of that of yellowfin.

INTRODUCTION

Longline hook rates have been used to estimate annual trends in apparent tuna abundances within certain depth, area, and seasonal strata in the eastern Pacific Ocean (EPO) (*e.g.* Suda and Schaefer, 1965; Suzuki *et al.*, 1978; Miyabe and Bayliff, 1987; and Nakano and Bayliff, 1992). However, overall abundance trends have not been estimated previously. Since annual trends in hook rates may differ by depth of longline, area, and season, the annual averages of these hook rates will depend on how longline effort was distributed among these categories during each year. In this paper, generalized linear models (Searle, 1971) were used to estimate annual (1975-1987) trends in hook rates of bigeye tuna (*Thunnus obesus*) and yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) independent of the trends in these other factors. The annual trends estimated by the GLM's are likely to reflect trends in abundance more accurately because the effects of trends in other factors affecting hook rates have been removed. For example, for the standardization of purse-seiner catch rates of yellowfin in the EPO, Allen and Punsly (1984) used a GLM to separate the effects of an increasing fishing efficiency due to increasing vessel speed from other annual effects, such as changes in abundance, with a model similar to:

$$Y_{ij} = \alpha + A_i + \beta V + \epsilon_{ij}$$

where

- Y_{ij} = the logarithm of the j th observation of catch rate in year i ,
- α = the intercept,
- A_i = the effect of year i ,
- β = the regression coefficient for vessel speed V , and
- ϵ_{ij} = the variation in catch rate not attributable to factors in the model.

1. Present address: National Research Institute of Far Seas Fisheries, Shimizu, Japan

Hopefully, the effects of increasing vessel speed are reflected in β , while annual changes in catch rates not attributable to vessel speed will be reflected in A . In other words, the regression coefficients for the dummy variables, A_i , can be used as measures of annual changes in catch rates not attributable to vessel speed.

MATERIALS AND METHODS

The data used in this paper were collected by scientists at the National Research Institute of Far Seas Fisheries of Japan and are described in detail by Nakano and Bayliff (1992). These summarized data include total number of hooks, numbers of hooks per basket, and estimated catches by species by 5-degree-quadrangle-months. The number of hooks per basket varies among longliners, and reflects the approximate maximum depth of fishing (Saito, 1973; Suzuki and Kume, 1982). For example, the middle hook in a basket of 11 hooks will normally hang deeper in the water than the middle hook in a basket of 5 hooks. However, the shallowest hooks on each gear will hang at approximately the same depth. It should also be noted that while dropping and retrieving the longlines, all of the hooks present themselves from the surface down to the deepest level they eventually sink to.

The method of using GLM's to standardize catch rates is a modification of the Robson (1966) method, the modification being that year effects from the GLM are used directly as the abundance estimates. Francis (1974) was the first one to use GLM's in this way. Gavaris (1980) first published the method in a readily-accessible journal, while Allen and Punsly (1984) and Punsly (1987) describe the method in detail. Except when otherwise indicated, all the methods involving GLM's are identical to those used in the last two papers.

The first step was to transform the dependent variables, the hook rates of yellowfin and bigeye, in such a way that the data are distributed normally so the F -test used by the GLM procedure in SAS (Anonymous, 1985) could be used to determine which factors are significant. The transformation used was the logarithm of fish per thousand hooks plus one; $y = \ln[(1000c/h) + 1]$, where y is the transformed hook rate, c is the catch, and h is the number of hooks. For bigeye the transformation produces a distribution very close to normal. However, since yellowfin is not the primary target species of the longline fishery, there are many zero catches; hence the distribution of yellowfin hook rates is still not close to normal after a logarithmic or any other transformation. For this reason, the significance tests on what affects yellowfin hook rates could be inaccurate; however, the regression coefficients produced by the model should still be consistent if the variance is homogeneous.

The next step was to decide how to group the data on the maximum depth of fishing (numbers of hooks per basket) into categories which would be the most useful for examining annual trends in the hook rates. For each species a preliminary model was run in which one category was used for each number of hooks per basket which occurred in the data (*i.e.* 13 categories of 3 to 15 hooks). These models also had year, month, and year-month interaction in them, so that the coefficients for longline depth would be independent of trends in years and months. Also, the data for each 5-degree quadrangle were weighted equally (*i.e.* by the reciprocal of the number of observations), so that the regression coefficients for longline depth were weighted averages over all areas and months. The resulting coefficients for the number of hooks per basket showed that they could be grouped into three significantly ($\alpha = 0.0001$) heterogeneous maximum-depth categories for bigeye, (3-5, 6-11, and 12-15 hooks), and four such categories for yellowfin (3-4, 5-9, 10-12, and 13-15 hooks). The bigeye model fits almost as well with a linear term for hooks per basket, whereas the yellowfin model fits almost as well without a term for hooks per basket.

Months were grouped into three heterogeneous seasons (January-March, April-July, and August-December) for bigeye and five such seasons (January-March, April-May, June-August,

September-October, and November-December) for yellowfin. The season boundaries were chosen by examining residuals from a model including year and depth of fishing, and then subjectively combining similar months.

Adjacent 5-degree quadrangles were grouped into larger homogeneous areas, so that the model contained three areas for bigeye (Figure 1) and seven areas for yellowfin (Figure 2). The areas were chosen by first plotting maps of the residuals from models containing year and month for each 5-degree quadrangle and each of the above-mentioned categories of hooks per basket. Then, similar adjacent quadrangles were subjectively combined into larger areas, and these areas were tested for significant effects on hook rates.

After boundaries were established for each of the classification variables (hooks per basket, area, and season), the model selection procedure described by Allen and Punsly (1984) was used to build the GLM. This procedure adds variables in order of their nominal probabilities associated with their F -to-enter statistics until no significant variables remain. Normally, insignificant variables should then be removed to avoid overparameterization (Hocking, 1976), which could dilute the year effects which are used to describe changes in hook rates that are not attributable to the other factors in the model, *i.e.* changes in abundance. For the yellowfin and bigeye longline hook rate models, no variables needed to be eliminated. Finally, two-way interactions were added, and then three-way interactions were examined.

In order that the annual trends reflect average hook rates over all areas and seasons, data in the GLM's were weighted so that each 5-degree quadrangle-month received equal weight. This was done by assigning case weights of the inverse of the number of observations in the quadrangle-month.

RESULTS

Year, hooks per basket, area, season, and all of their interactions were found to have significant effects on the bigeye and yellowfin hook rates (Tables 1 and 2); therefore, the annual trends in hook rates are different for different areas, hooks-per-basket classes, and seasons. For both species the full model is:

$$Y_{ijkl} = \alpha + A_i + B_j + C_k + D_l + (AB)_{ij} + (AC)_{ik} + (AD)_{il} + (BC)_{jk} + (BD)_{jl} + (CD)_{kl} + (ABC)_{ijk} + (ABD)_{ijl} + (BCD)_{jkl} + \epsilon_{ijkl}$$

where

- Y_{ijkl} = the transformed hook rate,
- α = the intercept,
- A_i = the effect of year i ,
- B_j = the effect of hooks-per-basket class j ,
- C_k = the effect of area k ,
- D_l = the effect of season l ,
- $(AB)_{ij}$ = the effect of the interaction among A_i and B_j ,
- $(AC)_{ik}$ = the effect of the interaction among A_i and C_k ,
- $(AD)_{il}$ = the effect of the interaction among A_i and D_l ,
- $(BC)_{jk}$ = the effect of the interaction among B_j and C_k ,
- $(BD)_{jl}$ = the effect of the interaction among B_j and D_l ,
- $(CD)_{kl}$ = the effect of the interaction among C_k and D_l ,

- $(ABC)_{ijk}$ = the effect of the interaction among A_i , B_j , and C_k ,
 $(ABD)_{ijl}$ = the effect of the interaction among A_i , B_j , and D_l ,
 $(BCD)_{jkl}$ = the effect of the interaction among B_j , C_k , and D_l , and
 ϵ_{ijkl} = the residual error.

The full models explain over half ($r^2 = 0.553$) of the variation in the logarithms of the bigeye hook rates, using 243 degrees of freedom, and about a third ($r^2 = 0.327$) of the variation in yellowfin hook rates, using 786 degrees of freedom.

Significant interactions could pose problems for estimating an overall annual hook rate. For example, if the year interactions were ignored and no weighting was done, the resulting annual trends would depend on the amount of data for each depth, area, and season. Our approach to solve this problem is to estimate weighted means by using the regression coefficients for the dummy variables for years from appropriately-weighted linear models. Weighting each 5-degree area by the amount of ocean-surface area in it should provide an annual average standardized hook rate for the entire area. Weighting each season by the number of months in it should give the appropriate weighting to get the average standardized hook rate for each year. Weighting each depth of longline is more difficult. The volume of water in each depth in which the longline fishes might be used. To be accurate, however, the weights must be proportional to the amount of water which is bigeye habitat, which is difficult to define. Fortunately, this problem may not need to be solved for bigeye because, even though there were statistically-significant differences in the annual trends in bigeye hook rates for each depth of longline, the practical significance of the differences appears small in most years in Figure 3 (upper panel). For yellowfin (Figure 4, upper panel) it is less clear whether the annual trends are similar, although the 3-4 hooks-per-basket data could be omitted due to a low number of observations in most years.

Figures 3 and 4 (lower panels) show the differences in annual trends in hook rates for three cases: (1) estimates not standardized by anything and unweighted; (2) estimates standardized by longline depth, area, and season, but ignoring all interactions and not weighting; and (3) estimates from the model which includes all main effects and all of the interactions which do not involve years, and in which observations were weighted so that each 5-degree quadrangle-month receives equal weight. Confidence intervals are not shown in the lower panels of Figures 3 and 4 because they were extremely small (± 0.01 to 0.04 for bigeye, and ± 0.03 to 0.04 for yellowfin). The variances of the final models are stable for both species, as can be seen by the plots of the medians and upper and lower quartiles of the residuals against the predicted values (Figures 5 and 6).

DISCUSSION

Standardized, weighted, annual hook-rate estimates for bigeye were lower than the unstandardized, unweighted values during 1977-1981; however, the two trends were similar during the remaining years (Figure 3, bottom panel). Since bigeye is a primary target species of the longline fishery, the standardized estimates probably reflect the trend in bigeye abundance. However, there are other scenarios in which even the standardized hook rates might be unrelated to abundance. For example, annual variation in bigeye vulnerability to longliners, due to variability in the depth of the fish, resulting from variations in vertical thermal structure (Green, 1967), oxygen level, or food availability, could have a greater effect on hook rates than does abundance. It is also possible that the longline fishery concentrates on age groups or subareas which are not representative of the entire EPO bigeye stock. Availability of the various bait species could conceivably affect hook rates. Also, if the effectiveness of baits next to hooked fish is lowered, this could cause a gear-saturation effect (Au, 1985). Nevertheless, the standardized estimates are not confounded by fishing depth, area, or

season. Consequently, they are probably the best hook-rate indices of abundance obtainable without incorporating additional data.

Standardized yellowfin hook rates are consistently lower than their unweighted, unstandardized counterparts after the first year, 1975, in which both values were set to unity. All of the possible problems with bigeye hook rates also apply to yellowfin. Also, yellowfin, especially in their first two years of life, spend much of their time near the surface where they may not be vulnerable to longliners. In addition, since yellowfin is not the principal target species, it is possible for the annual trends in hook rates to be affected by trends in targeting caused by trends in bigeye fishing success.

ACKNOWLEDGEMENTS

We would like to thank the following reviewers for their helpful suggestions: Drs. William H. Bayliff, Richard B. Deriso, Nancy Lo, Ziro Suzuki, Sachiko Tsuji, and Alexander Wild, and Messrs. James N. Ianelli, Yoshio Ishizuka, Naozumi Miyabe, and Kurt M. Schaefer. We would also like to thank Messrs. Alejandro A. Anganuzzi and Nicholas J. Webb for translating the manuscript into Spanish.

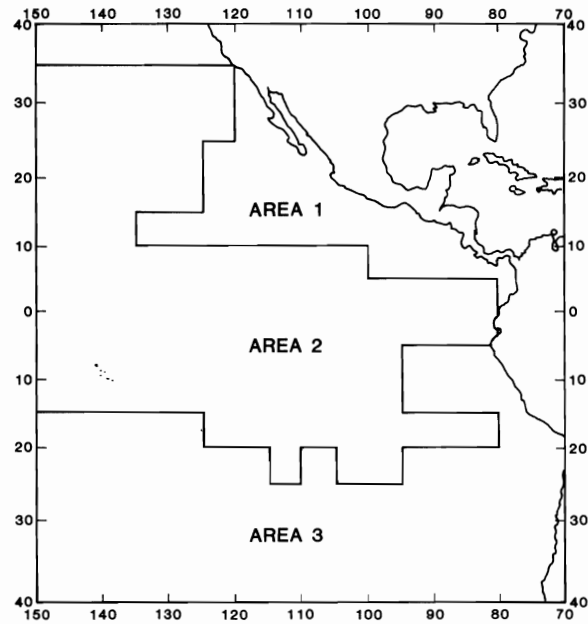


FIGURE 1. Areas used in the bigeye model.
 FIGURA 1. Areas usadas en el modelo de patudo.

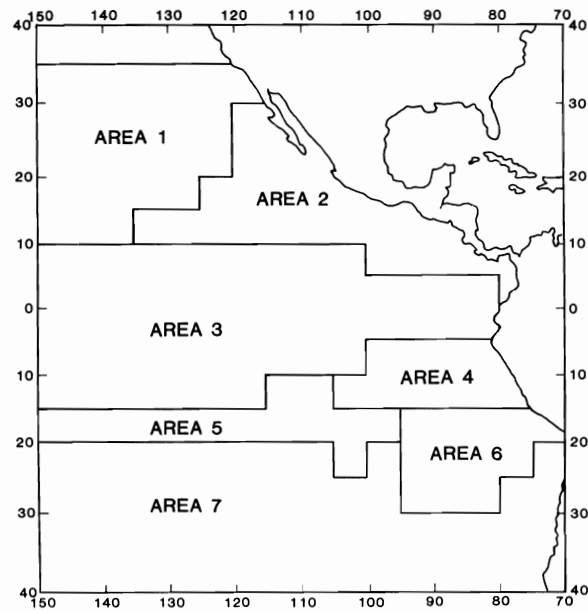


FIGURE 2. Areas used in the yellowfin model.
 FIGURA 2. Areas usadas en el modelo de aleta amarilla.

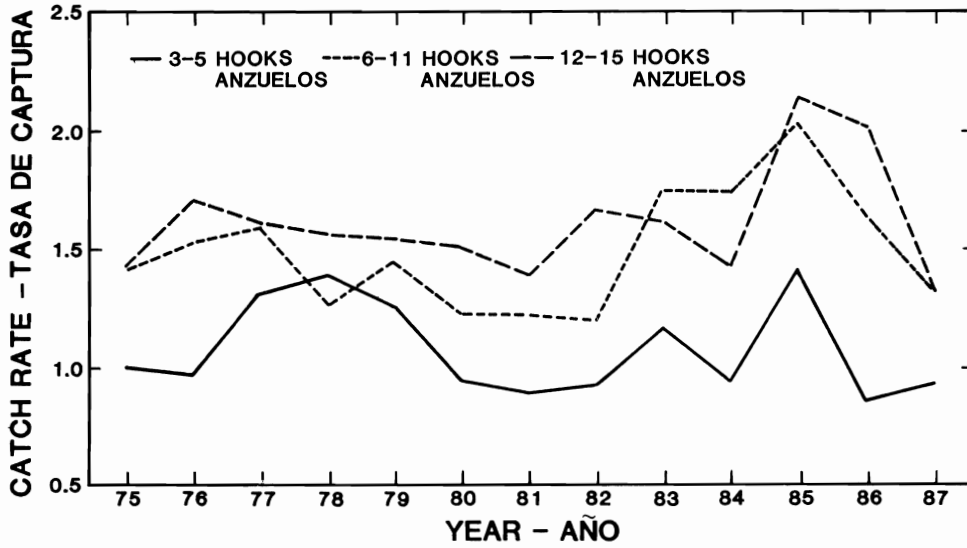


FIGURE 3a. Bigeye hook rates for three depths of longlines in the EPO. All values are relative to 3-5 hooks per basket in 1975.

FIGURA 3a. Tasas de captura de patudo correspondientes a tres profundidades de palangre en el OPO. Los valores son relativos a 3-5 anzuelos por canasta en 1975.

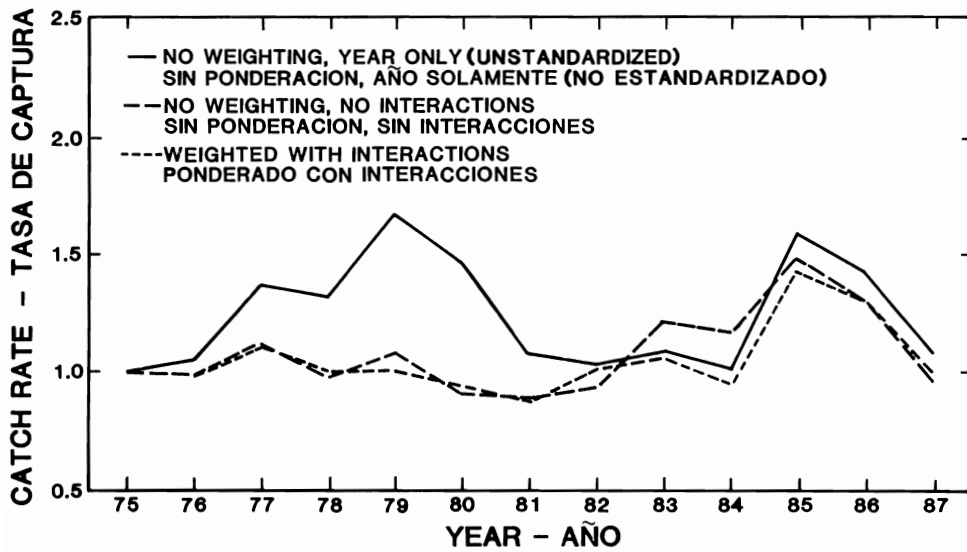


FIGURE 3b. Comparison of annual trends in bigeye hook rates in the EPO for three different standardizing and weighting schemes. All values are relative to those of 1975.

FIGURA 3b. Comparación de tendencias anuales en las tasas de captura de patudo en el OPO correspondientes a tres esquemas distintos de estandarización y ponderación. Los valores son relativos a aquellos de 1975.

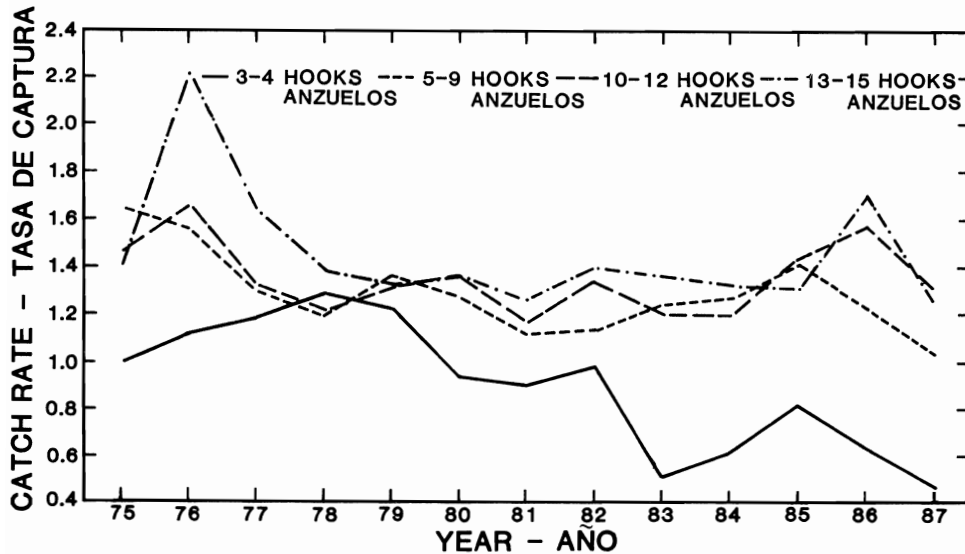


FIGURE 4a. Yellowfin hook rates for four depths of longlines in the EPO. All values are relative to 3-4 hooks per basket in 1975.

FIGURA 4a. Tasas de captura de aleta amarilla correspondientes a cuatro profundidades de palangre en el OPO. Los valores son relativos a 3-4 anzuelos por canasta en 1975.

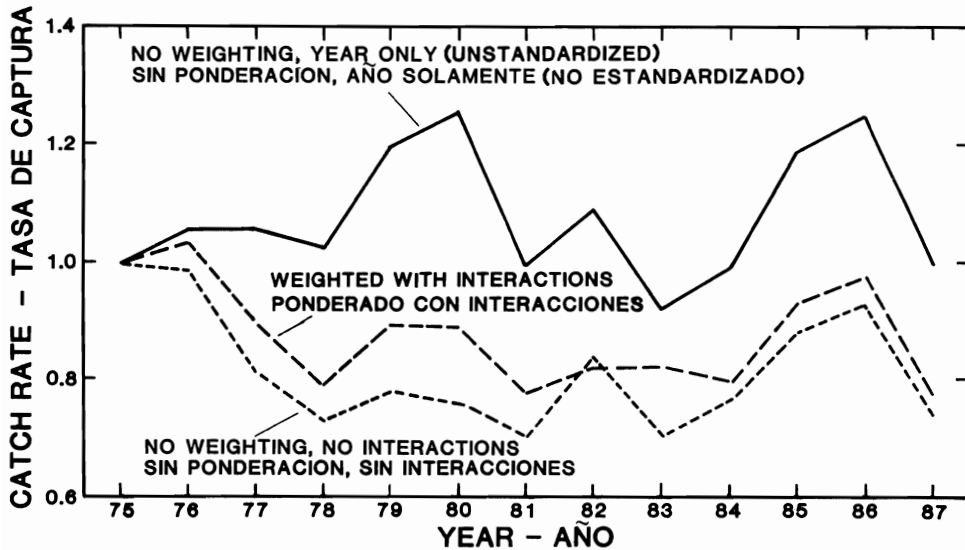


FIGURE 4b. Comparison of annual trends in yellowfin hook rates in the EPO for three different standardizing and weighting schemes. All values are relative to those of 1975.

FIGURA 4b. Comparación de tendencias anuales en las tasas de captura de aleta amarilla en el OPO correspondientes a tres esquemas distintos de estandarización y ponderación. Los valores son relativos a aquellos de 1975.

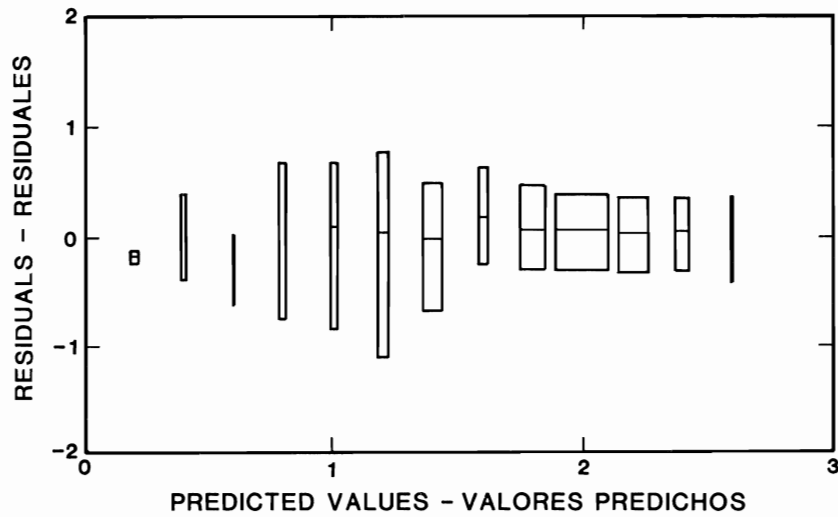


FIGURE 5. Plot of the residuals from the bigeye model versus the predicted values. The boxes show the median and upper and lower quartiles for residuals corresponding to the predicted values. Widths are proportional to the sum of the weights corresponding to the predicted values.

FIGURA 5. Gráfico de los residuales del modelo de patudo contra los valores predichos. Las casillas presentan la mediana y los cuartiles superiores e inferiores de los residuales correspondientes a los valores predichos. El ancho es proporcional a la suma de las ponderaciones correspondientes a los valores predichos.

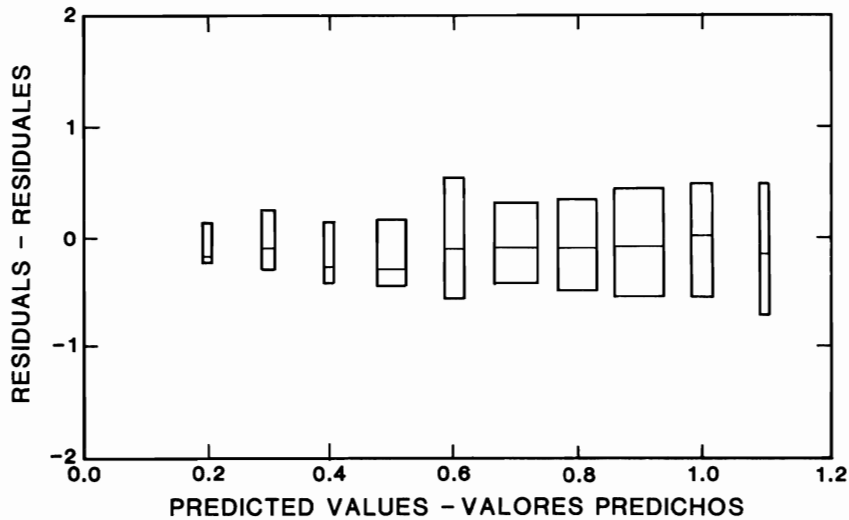


FIGURE 6. Plot of the residuals from the yellowfin model versus the predicted values. The boxes show the median and upper and lower quartiles for residuals corresponding to the predicted values. Widths are proportional to the sum of the weights corresponding to the predicted values.

FIGURA 6. Gráfico de los residuales del modelo de aleta amarilla contra los valores predichos. Las casillas presentan la mediana y los cuartiles superiores e inferiores de los residuales correspondientes a los valores predichos. El ancho es proporcional a la suma de las ponderaciones correspondientes a los valores predichos.

TABLE 1. Analysis of variance of logarithms of bigeye hook rates, full model. Depth and area, despite having approximately zero sums of squares, are included in the model because their effects, plus the effects of their interactions, are significant.

TABLA 1. Análisis de varianza de logaritmos de tasas de captura de patudo, modelo completo. Se incluyen en el modelo profundidad y área, a pesar de tener sumas de cuadrados aproximadamente nulas, porque sus efectos, más los efectos de sus interacciones, son significativos.

Source	Degrees of freedom	Sum of squares	Mean square	F value	Probability
Fuente	Grados de libertad	Suma de cuadrados	Cuadrado medio	Valor F	Probabilidad
Year–Año	12	301.26	25.10	17.90	0.0001
Depth–Profundidad	2	>0.00	>0.00	>0.00	>0.9999
Area	2	>0.00	>0.00	>0.00	>0.9999
Season–Temporada	2	70.78	35.39	25.23	0.0001
Year × depth					
Año × profundidad	23	331.34	14.41	10.27	0.0001
Year × area					
Año × área	24	313.00	13.04	9.30	0.0001
Year × season					
Año × temporada	24	1216.82	50.70	36.14	0.0001
Depth × area					
Profundidad × área	4	15.48	3.87	2.76	0.0262
Depth × season					
Profundidad × temporada	4	333.56	83.39	59.45	0.0001
Area × season					
Area × temporada	4	310.47	77.62	55.33	0.0001
Year × depth × area					
Año × profundidad × área	43	834.65	19.41	13.84	0.0001
Year × depth × season					
Año × profundidad × temporada	45	636.64	14.15	10.09	0.0001
Year × area × season					
Año × área × temporada	46	3271.56	71.12	50.70	0.0001
Depth × area × season					
Profundidad × área × temporada	8	511.23	63.90	45.56	0.0001
Residual	38090	53430.83	1.40		

TABLE 2. Analysis of variance of logarithms of yellowfin hook rates, full model. Depth, area, and season, despite having sums of squares close to zero, are included in the model because their effects, plus the effects of their interactions, are significant.

TABLA 2. Análisis de varianza de logaritmos de tasas de captura de aleta amarilla, modelo completo. Se incluyen en el modelo profundidad, área, y temporada, a pesar de que tienen sumas de cuadrados cercanas a cero, porque sus efectos, más los efectos de sus interacciones, son significativos.

Source Fuente	Degrees of freedom Grados de libertad	Sum of squares Suma de cuadrados	Mean square Cuadrado medio	F value Valor F	Proba- bility Proba- bilidad
Year–Año	12	3.65	0.30	0.29	0.9909
Depth–Profundidad	3	>0.00	>0.00	0.00	>0.9999
Area	6	>0.00	>0.00	0.00	>0.9999
Season–Temporada	5	>0.00	>0.00	0.00	>0.9999
Year × depth Año × profundidad	34	85.05	2.50	2.40	0.0001
Year × area Año × área	72	433.52	6.02	5.78	0.0001
Year × season Año × temporada	48	152.36	3.17	3.05	0.0001
Depth × area Profundidad × área	17	32.81	1.93	1.85	0.0174
Depth × season Profundidad × temporada	12	26.16	2.18	2.09	0.0143
Area × season Area × temporada	24	146.24	6.09	5.85	0.0001
Year × depth × area Año × profundidad × área	118	515.14	4.37	4.19	0.0001
Year × depth × season Año × profundidad × temporada	117	402.91	3.44	3.31	0.0001
Year × area × season Año × área × temporada	256	2597.29	10.15	9.74	0.0001
Depth × area × season Profundidad × área × temporada	62	146.38	2.93	2.81	0.0001
Residual	37549	39115.12	1.04		

**ANALISIS DE VARIANZA Y ESTANDARIZACION DE LAS TASAS DE
CAPTURA CON PALANGRE DE ATUNES PATUDO (*THUNNUS
OBESUS*) Y ALETA AMARILLA (*THUNNUS ALBACARES*) EN EL
OCEANO PACIFICO ORIENTAL DURANTE 1975-1987**

por

Richard Punsly y Hideki Nakano¹

RESUMEN

Se estandarizaron las tasas de captura con palangre de atunes patudo y aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental por la profundidad máxima de pesca, área, y temporada, usando modelos lineales generalizados (MLG). Las tendencias anuales de las tasas de captura estandarizadas son diferentes a las de las tasas no estandarizadas, y es más probable que representen los cambios en la abundancia de los atunes en los grupos de edad más vulnerables a los palangreros en las áreas de pesca. Para ambas especies fueron significativas todas las interacciones en los MLG con año, profundidad de pesca, área, y temporada. Esto significa que las tendencias anuales de las tasas de captura dependen de cuál profundidad, área, y temporada se está considerando. Para la estimación de la tasa de captura general media para cada especie se ponderó cada cuadrángulo de 5 grados igualmente y cada temporada por el número de meses que contiene. Ya que las tendencias anuales en las tasas de captura para cada categoría de profundidad de pesca son aproximadamente iguales para el patudo, son posibles estimaciones de la tasa de captura anual media total con el MLG. En el caso del aleta amarilla, la situación es más confusa, debido a una preponderancia de celdas vacías en el modelo. Los modelos completos explican el 55% de la variación de la tasa de captura de patudo y 33% de la del aleta amarilla.

INTRODUCCION

Se han usado las tasas de captura palangrera para estimar las tendencias anuales en la abundancia aparente de los atunes en ciertos estratos de profundidad, área, y temporada en el Océano Pacífico oriental (OPO), (*e.g.* Suda y Schaefer, 1965; Suzuki *et al.*, 1978; Miyabe y Bayliff, 1987; y Nakano y Bayliff, 1992). Sin embargo, hasta ahora no se han estimado las tendencias en la abundancia general. Ya que las tendencias anuales de las tasas de captura pueden diferir en profundidad del palangre, área, y temporada, los promedios anuales de estas tasas dependerán de la distribución del esfuerzo palangrero entre estas categorías durante cada año. En el presente estudio, se usaron modelos lineales generalizados (Searle, 1971) para estimar las tendencias anuales (1975-1987) en las tasas de captura de los atunes patudo (*Thunnus obesus*) y aleta amarilla (*Thunnus albacares*) independientemente de las tendencias en estos otros factores. Es probable que las tendencias anuales estimadas por el MLG reflejen tendencias en la abundancia con mayor precisión porque se han eliminado los efectos de las tendencias en otros factores que afectan las tasas de captura. Por ejemplo, para la estandarización de las tasas de captura de aleta amarilla con red de cerco en el OPO, Allen y Punsly (1984) usaron un MLG para separar los efectos de una eficacia pesquera creciente debida a un aumento en la velocidad de los barcos de otros efectos anuales, tal como cambios en la abundancia, con un modelo similar a:

$$Y_{ij} = \alpha + A_i + \beta V + \epsilon_{ij}$$

1. Ahora con el National Research Institute of Far Seas Fisheries, Shimizu, Japón

donde

- Y_{ij} = el logaritmo de la j -ésima observación de la tasa de captura en el año i ,
- α = el intercepto,
- A_i = el efecto del año i ,
- β = el coeficiente de regresión de la velocidad del barco V , y
- ϵ_{ij} = la variación en la tasa de captura que no puede ser atribuida a factores en el modelo.

Los efectos de aumentos en la velocidad de los barcos deberían ser reflejados en β , mientras que cambios anuales en las tasas de captura que no pueden ser atribuidas a la velocidad de los barcos serán reflejados en A . Es decir, los coeficientes de regresión de las variables ficticias, A_i , pueden ser usados como medidas de los cambios anuales en las tasas de captura que no pueden ser atribuidos a la velocidad del barco.

MATERIALES Y METODOS

Los datos usados en este estudio fueron reunidos por científicos del National Research Institute of Far Seas Fisheries del Japón, y son descritos detalladamente por Nakano y Bayliff (1992). Estos datos resumidos incluyen el número total de anzuelos, el número de anzuelos por canasta, y capturas estimadas por especie por cuadrángulo de 5 grados-mes. El número de anzuelos por canasta varía entre palangreros, y refleja la profundidad de pesca máxima aproximada (Saito, 1973; Suzuki y Kume, 1982). Por ejemplo, el anzuelo de en medio en una canasta de 11 anzuelos alcanzará generalmente una profundidad mayor que el anzuelo correspondiente en una canasta de 5 anzuelos. No obstante, los anzuelos que alcanzan la menor profundidad en cada arte estarán a más o menos la misma profundidad. Cabe destacar también que al calar y recobrar los palangres, todos los anzuelos se presentan desde la superficie hasta la profundidad máxima a la cual se hundan.

El método de usar los MLG para estandarizar las tasas de captura es una modificación del método de Robson (1966); la modificación consiste en usar los efectos de año del MLG directamente como estimaciones de abundancia. Francis (1974) fue el primero en usar los MLG de esta forma. Gavaris (1980) fue el primero en publicar el método en una revista fácilmente accesible, y Allen y Punsly (1984) y Punsly (1987) lo describen en detalle. A menos de que se indique lo contrario, todos los métodos que usan un MLG son idénticos a aquellos usados en los dos últimos trabajos.

El primer paso consistió en transformar las variables dependientes, las tasas de captura de aleta amarilla y patudo, de tal forma que los datos estuvieran distribuidos normalmente y permitieran el uso de la prueba de F usado por el procedimiento de MLG en SAS (Anónimo, 1985) para determinar cuáles eran los factores significativos. La transformación usada fue el logaritmo de peces por mil anzuelos más uno; $y = \ln[(1000c/h) + 1]$, donde y es la tasa de captura transformada, c es la captura, y h es el número de anzuelos. Para el patudo la transformación produce una distribución muy cercana a la normal. Sin embargo, ya que el aleta amarilla no es la especie principal hacia la cual se dirige la pesca palangrera, hay muchas capturas nulas; de eso resulta el hecho de que la distribución de las tasas de captura de aleta amarilla siga sin ser cercana a la normal después de una transformación logarítmica o de cualquier otro tipo. Por esta razón, las pruebas de significado sobre qué afecta las tasas de captura del aleta amarilla podrían no ser acertadas; no obstante, los coeficientes de regresión producidos por el modelo deberían ser constantes si la varianza es homogénea.

El próximo paso consistió en decidir cómo agrupar los datos sobre la profundidad máxima de pesca (número de anzuelos por canasta) en categorías que fueran de utilidad máxima para el examen de las tendencias anuales en las tasas de captura. Para cada especie se realizó un modelo preliminar

en el cual se usó una categoría para cada número de anzuelos por canasta presente en los datos (es decir, 13 categorías de 3 a 15 anzuelos). Estos modelos contenían también año, mes, e interacción años-mes, y por lo tanto los coeficientes de profundidad de palangre serían independientes de las tendencias en años y meses. Además, se ponderaron igualmente los datos de cada cuadrángulo de 5 grados (es decir, por el recíproco del número de observaciones), para que los coeficientes de regresión de la profundidad del palangre fueran promedios ponderados sobre todas las áreas y meses. Los coeficientes resultantes para el número de anzuelos por canasta demostraron que podían ser agrupados en tres categorías de profundidad máxima significativamente ($\alpha = 0.0001$) heterogéneas para el patudo, (3-5, 6-11, y 12-15 anzuelos), y cuatro para el aleta amarilla (3-4, 5-9, 10-12, y 13-15 anzuelos). El modelo de patudo se ajusta casi igual de bien con un término lineal para anzuelos por canasta, mientras que el modelo de aleta amarilla se ajusta casi igual de bien sin un término para anzuelos por canasta.

Se agruparon los meses en tres temporadas heterogéneas (enero-marzo, abril-julio, y agosto-diciembre) para el patudo y cinco (enero-marzo, abril-mayo, junio-agosto, septiembre-octubre, y noviembre-diciembre) para el aleta amarilla. Se seleccionaron los límites de las temporadas mediante la combinación subjetiva de meses similares en los residuales de un modelo que incluye año y profundidad de pesca.

Cuadrángulos de 5 grados adyacentes fueron agrupados en áreas homogéneas mayores, de tal forma que el modelo contenía tres áreas para el patudo (Figura 1) y siete para el aleta amarilla (Figura 2). Para seleccionar las áreas se graficaron mapas de los residuales de modelos que contenían año y mes para cada cuadrángulo de 5 grados y cada una de las categorías de anzuelos por canasta arriba detalladas. A continuación se combinaron subjetivamente cuadrángulos adyacentes en áreas más grandes, y se comprobó si éstas ejercían efectos significativos sobre las tasas de captura.

Una vez establecidos los límites para cada una de las variables de clasificación (anzuelos por canasta, área, y temporada), se usó el procedimiento de selección de modelo descrito por Allen y Punsly (1984) para construir el MLG. Dicho procedimiento añade variables en el orden de su probabilidad nominal asociada con su estadístico de F de ingreso al modelo hasta que no quedara ninguna variable significativa. Normalmente, las variables no significativas deberían entonces ser eliminadas para evitar una parametrización excesiva (Hocking, 1976), lo que podría diluir los efectos de año usados para describir cambios en las tasas de captura que no pueden ser atribuidos a los otros factores en el modelo, es decir, cambios en la abundancia. Para el modelo de tasa de captura palangrera de aleta amarilla y patudo, no fue necesario eliminar ninguna variable. Finalmente, se añadieron interacciones de dos factores y se examinaron las interacciones de tres factores.

Para asegurar que las tendencias anuales reflejaran las tasas de captura medias en todas las áreas y temporadas, se ponderaron los datos en el MLG de tal forma que cada cuadrángulo de 5 grados-mes recibiera una ponderación igual. Se logró esto ponderando cada caso por el inverso del número de observaciones en el cuadrángulo-mes.

RESULTADOS

Se descubrió que año, anzuelos por canasta, área, temporada, y todas sus interacciones ejercían efectos significativas sobre las tasas de captura de patudo y aleta amarilla (Tablas 1 y 2); por lo tanto, las anuales tendencias en las tasas de captura son diferentes para distintas áreas, clases de anzuelos por canasta, y temporadas. Para ambas especies el modelo completo es:

$$Y_{ijkl} = \alpha + A_i + B_j + C_k + D_l + (AB)_{ij} + (AC)_{ik} + (AD)_{il} + (BC)_{jk} + (BD)_{jl} + (CD)_{kl} + (ABC)_{ijk} + (ABD)_{ijl} + (BCD)_{jkl} + \epsilon_{ijkl}$$

donde

- Y_{ijkl} = la tasa de captura transformada,
 α = el intercepto,
 A_i = el efecto de año i ,
 B_j = el efecto de clase de anzuelos por canasta j ,
 C_k = el efecto de área k ,
 D_l = el efecto de temporada l ,
 $(AB)_{ij}$ = el efecto de la interacción entre A_i y B_j ,
 $(AC)_{ik}$ = el efecto de la interacción entre A_i y C_k ,
 $(AD)_{il}$ = el efecto de la interacción entre A_i y D_l ,
 $(BC)_{jk}$ = el efecto de la interacción entre B_j y C_k ,
 $(BD)_{jl}$ = el efecto de la interacción entre B_j y D_l ,
 $(CD)_{kl}$ = el efecto de la interacción entre C_k y D_l ,
 $(ABC)_{ijk}$ = el efecto de la interacción entre A_i , B_j , y C_k ,
 $(ABD)_{ijl}$ = el efecto de la interacción entre A_i , B_j , y D_l ,
 $(BCD)_{jkl}$ = el efecto de la interacción entre B_j , C_k , y D_l , y
 ϵ_{ijkl} = el error residual.

Los modelos completos explican más de la mitad ($r^2 = 0.553$) de la variación en los logaritmos de las tasas de captura de patudo, usando 243 grados de libertad, y aproximadamente un tercio ($r^2 = 0.327$) de la variación en las de aleta amarilla, usando 786 grados de libertad.

Interacciones significativas podrían ocasionar problemas al intentar estimar una tasa de captura anual general. Por ejemplo, si se hiciera caso omiso a las interacciones de año y no se ponderara, las tendencias anuales resultantes dependerían de la cantidad de datos para cada profundidad, área, y temporada. Nuestra idea para resolver este problema es estimar promedios ponderados mediante el uso de los coeficientes de regresión de las variables ficticias de años de modelos lineales adecuadamente ponderados. Ponderando cada área de 5 grados por el área de superficie de océano que contiene debería producir una tasa de captura anual media estandarizada para el área entera. Ponderando cada temporada por el número de meses que contiene debería producir la ponderación adecuada para obtener la tasa de captura media estandarizada para cada año. Ponderando cada profundidad de palangre es más difícil. Se podría usar el volumen de agua a cada profundidad en la cual pesca el palangre pero, para ser precisas, las ponderaciones deberían ser proporcionales a la cantidad de agua que forma parte del hábitat del patudo, cosa difícil de definir. Afortunadamente, es posible que no sea necesario resolver este problema para el patudo, ya que, pese a que existen diferencias estadísticamente significativas en las tendencias anuales en las tasas de captura de patudo correspondientes a cada profundidad de palangre, el significado práctico de las diferencias parece ser pequeño en la mayoría de los años en la Figura 3 (recuadro superior). Para el aleta amarilla (Figura 4, recuadro superior) es menos claro que las tendencias anuales sean similares, aunque se podrían excluir los datos de 3-4 anzuelos por canasta debido al bajo número de observaciones en la mayoría de los años.

Las Figuras 3 y 4 (recuadros inferiores) ilustran las diferencias en las tendencias anuales en las tasas de captura correspondientes a tres casos: (1) estimaciones no estandarizadas ni tampoco ponderadas; (2) estimaciones estandarizadas por profundidad de palangre, área, y temporada, pero sin tener en cuenta ninguna interacción y sin ponderación; y (3) estimaciones del modelo que incluye todos los efectos principales y todas las interacciones que no abarcan años, y en el cual se ponderan las observaciones de tal forma que cada cuadrángulo de 5 grados-mes recibe una ponderación igual.

Se excluyen de los recuadros inferiores de las Figuras 3 y 4 los intervalos de confianza, a raíz de su pequeñez (± 0.01 a 0.04 para el patudo, y ± 0.03 a 0.04 para el aleta amarilla). Las varianzas de los modelos finales son estables para ambas especies, tal como indican los gráficos de las medianas y los cuartiles superiores e inferiores de los residuales contra los valores predichos (Figuras 5 y 6).

DISCUSION

Las estimaciones estandarizadas ponderadas de la tasa de captura anual para el patudo fueron más bajas que los valores no estandarizados ni ponderados durante 1977-1981; sin embargo, las dos tendencias fueron similares durante los años restantes (Figura 3, recuadro inferior). Ya que el patudo es un objetivo principal de la pesquería palangrera, las estimaciones estandarizadas reflejan probablemente la tendencia en la abundancia de la especie. No obstante, hay otras situaciones posibles en las cuales hasta las tasas de captura estandarizadas podrían no estar relacionadas a la abundancia. Por ejemplo, la variación anual en la vulnerabilidad del patudo a los palangreros, debida a una variabilidad en la profundidad de los peces ocasionada por variaciones en la estructura térmica vertical (Green, 1967), el nivel de oxígeno, o la disponibilidad de alimento, podría ejercer un efecto sobre las tasas de captura mayor que aquel de la abundancia. Es asimismo posible que la pesquería palangrera se concentre en grupos de edad o subáreas que no sean representativas del stock de patudo del OPO entero. La disponibilidad de las distintas especies de peces de carnada podría tal vez afectar las tasas de captura. Además, si se redujera la efectividad de la carnada cerca de peces capturados, ésto podría causar un efecto de saturación de arte (Au, 1985). No obstante, las estimaciones estandarizadas no se ven confundidas por la profundidad de pesca, el área, o la temporada, y son por consiguiente probablemente los mejores índices de tasa de captura que se pueden obtener sin incorporar datos adicionales.

Las tasas de captura estandarizadas de aleta amarilla son consistentemente más bajas que sus contrapartes sin ponderación ni estandarización a partir del primer año, 1975, en el cual se fijaron ambos valores en unidad. Todas las dificultades con las tasas de captura de patudo son igualmente válidas para el aleta amarilla. Además, los aletas amarillas, especialmente en sus dos primeros años de vida, pasan gran parte del tiempo cerca de la superficie, donde podrían no ser vulnerables a los palangreros. Adicionalmente, ya que el aleta amarilla no es el objetivo principal de la pesca, es posible que las tendencias anuales en las tasas de captura sean afectadas por tendencias en los objetivos de la pesca causadas por tendencias en el éxito de la pesca del patudo.

RECONOCIMIENTOS

Quisiéramos expresar nuestro agradecimiento por las revisiones y críticas de los Dres. William H. Bayliff, Richard B. Deriso, Nancy Lo, Ziro Suzuki, Sachiko Tsuji, y Alexander Wild, y los Sres. James N. Ianelli, Yoshio Ishizuka, Naozumi Miyabe, y Kurt M. Schaefer. Quisiéramos también agradecerles a los Sres. Alejandro A. Anganuzzi y Nicolás J. Webb la traducción del manuscrito al castellano.

LITERATURE CITED

- Allen, R.L., and R.G. Punsly. 1984. Catch rates as indices of abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 18 (4): 301-379.
- Anonymous. 1985. SAS User's Guide: SAS Institute Inc., Box 800, Cary, N.C.: 956 pp.
- Au, D. 1985. Interpretation of longline hook rates. Inter. Comm. Cons. Atlan. Tunas, Coll. Vol. Sci. Pap., 25: 377-385.
- Francis, R.C. 1974. Effects of fishing modes on estimates of fishing power, relative abundance and surplus production in the eastern Pacific yellowfin tuna fishery. Inter. Comm. Cons. Atlan. Tunas, Coll. Vol. Sci. Pap., 3: 194-211.
- Gavaris, S. 1980. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 37 (12): 2272-2275.
- Green, R.E. 1967. Relationship of the thermocline to success of purse seining for tuna. Amer. Fish. Soc., Trans., 96 (2): 126-130.
- Hocking, R.R. 1976. The analysis and selection of variables in linear regression. Biometrics, 32 (1): 1-49.
- Miyabe, N., and W.H. Bayliff. 1987. A review of the Japanese longline fishery for tunas and billfishes in the eastern Pacific Ocean, 1971-1980. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 19 (1): 1-163.
- Nakano, H., and W.H. Bayliff. 1992. A review of the Japanese longline fishery for tunas and billfishes in the eastern Pacific Ocean, 1981-1987. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 20 (5): *in preparation*.
- Punsly, R.G. 1987. Estimation of the relative annual abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean during 1970-1985. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 19 (3): 265-306.
- Robson, D.S. 1966. Estimation of relative fishing power of individual ships. Research Bull. Inter. Comm. NW-Atlan. Fish., 3: 5-14.
- Saito, S. 1973. Studies on fishing of albacore, *Thunnus alalunga* (Bonnaterre) by experimental deep-sea tuna long-line. Mem. Fac. Fish. Hokkaido Univ., 21 (2): 107-184.
- Searle, S.R. 1971. Linear Models. John Wiley and Sons, New York, New York: 532 pp.
- Suda, A., and M.B. Schaefer. 1965. General review of the Japanese tuna longline fishery in the eastern tropical Pacific Ocean 1956-1962. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 9 (6): 305-462.
- Suzuki, Z. and S. Kume. 1982. Fishing efficiency of deep longline for bigeye tuna in the Atlantic as inferred from the operations in the Pacific and Indian Oceans. Inter. Comm. Cons. Atlan. Tunas, Coll. Vol. Sci. Pap., 18 (2): 471-486.
- Suzuki, Z., P.K. Tomlinson and M. Honma. 1978. Population structure of Pacific yellowfin tuna. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 17 (5): 277-441.