

INTER - AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION
COMISION INTERAMERICANA DEL ATUN TROPICAL

Bulletin – Boletín
Vol. 4, No. 2

**ADDITIONAL INFORMATION ON THE LENGTH-WEIGHT
RELATIONSHIP OF SKIPJACK TUNA FROM THE
EASTERN TROPICAL PACIFIC OCEAN**

**INFORMACION ADICIONAL SOBRE LA RELACION ENTRE
LA LONGITUD Y EL PESO DEL BARRILETE DEL
OCEANO PACIFICO ORIENTAL TROPICAL**

by — por

Richard C. Hennemuth

La Jolla, California

1959

CONTENTS — INDICE

ENGLISH VERSION — VERSION EN INGLES

	Page
INTRODUCTION.....	25
NEW SAMPLE DATA	25
INTRA-AREA COMPARISONS	26
INTER-AREA COMPARISONS	26
ESTIMATION.....	27
—————	
FIGURE — FIGURA	28
—————	
TABLES — TABLAS	29
—————	

SPANISH VERSION — VERSION EN ESPAÑOL

	Página
INTRODUCCION.....	34
DATOS DE LAS NUEVAS MUESTRAS.....	34
COMPARACIONES DENTRO DE LAS AREAS.....	35
COMPARACIONES ENTRE AREAS.....	35
ESTIMACION.....	36
—————	
LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA.....	37

ADDITIONAL INFORMATION ON THE LENGTH-WEIGHT
RELATIONSHIP OF SKIPJACK TUNA FROM THE
EASTERN TROPICAL PACIFIC OCEAN

by

Richard C. Hennemuth

INTRODUCTION

Results of a study of the length-weight relationships of yellowfin (*Neothunnus macropterus*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*) tuna from several fishing areas of the Eastern Tropical Pacific Ocean have been published by Chatwin (1959). In that report, a very low exponential value of 2.626¹ was obtained for skipjack from Area 14 (off northern Chile, see Chatwin, Figure 1). It was pointed out, however, that this estimate was based on two samples of fish with a very narrow range of total lengths, not representative of the range in the catch, and that it would be desirable to obtain a further estimate based on a larger range of total lengths. In addition, there proved to be significantly large differences among exponents for the areas sampled, precluding use of a single regression equation for all areas. Two important fishing areas remained unsampled (Areas 10 and 13, see Chatwin, Figure 1), and it appeared desirable to collect length-weight measurement data from them, so that estimating equations would be available for all areas.

Subsequent to publication of Chatwin's study, samples of skipjack length-weight measurements were obtained from the desired areas. Estimates derived from these data, and their effects on the previous analysis are presented herein.

NEW SAMPLE DATA

The length and weight measurements of the new samples are listed in Table 1. The samples were collected in the same manner as previous samples. The single new sample from Area 14 was collected from the catch of Quarter 1, 1959 and is referred to as sample three in order to distinguish it from the previous two samples from this area. Three samples each were collected from the catch of Quarter 2, 1959 in Areas 10 and 13.

¹Estimated by the slope of the linear regression obtained from a logarithmic transformation of the length and weight variables. This relationship is also employed in the present analysis.

INTRA-AREA COMPARISONS

Linear regression statistics for all samples of areas 10, 13 and 14, and the pooled area total regression statistics for all areas are presented in Table 2¹. Analysis of covariance among the three samples within each area for which new data have been obtained are presented in Table 3.

The length range of sample three, Area 14 (427-626 mm., over twice that of samples one and two combined) is comparable to that of the other areas involved, and is representative of the range included in the commercial catch. The sample three regression coefficient of 3.132 is obviously significantly larger than those of samples one and two, as was anticipated. The total area regression coefficient is nearly identical to that of sample three, however, indicating that the previous low slope estimates resulted from the small size range of the fish.

Covariance indicates no significant differences among the sample regression coefficients within Areas 10 and 13.

In only two other cases was there found a significant difference among regression coefficients within areas. One was among samples within Quarter 4, Area 01, and this also was associated with a sample of restricted length range. A short length range does not allow an efficient estimate of slope, and the logarithmic rectification may not wholly eliminate curvilinearity of regression. The other case was among quarters within Area 06. The other five comparisons among quarters within areas proved non-significant with respect to regression coefficients.

It is concluded, therefore, that each area may be represented by a single regression coefficient estimated from the pooled data of all samples within that area.

There is, however, highly significant variation among sample adjusted means within quarters and areas; the further classification by quarters within areas results in a slightly significant increase in variation (Table 4). Some seasonal change in condition is indicated.

INTER-AREA COMPARISONS

A re-analysis of covariance among areas, including the new data, reveals that there still remains the significant difference among area regression coefficients (Table 5) obtained in the original analysis although the range of area slopes has been reduced almost by half (2.626 to 3.555 vs. 3.116 to 3.555).

¹ Note that the Area 06 regression statistics in Table 2 differ slightly from those previously published. An error was found in the original calculations for sample 1, Quarter 3, 1956. Statistics for this sample should read:

$$\begin{array}{cccccc} \frac{N}{15} & \frac{\bar{X}}{2.741} & \frac{\bar{Y}}{0.868} & \frac{a}{-6.927} & \frac{b}{2.844} & \frac{MS}{.000924} \end{array}$$

Individual comparisons between any two area regression coefficients, performed by a multiple range test (see Hennemuth, 1959), are illustrated in Figure 1. Any two area slopes underscored by the same line are *not* significantly different at approximately the five per cent level. A moderately high degree of grouping is evident. The estimated exponent of Area 01 is notably large.

The ranking of regression coefficients does not, however, reveal any consistent correlation with respect to area contiguity, nor is there any latitudinal trend. The relative differences (although to a lesser degree) are similar to those found by Hennemuth (1959) for regressions of body and fin lengths on total lengths. Apparently, some real differences in morphometry exist among the populations of skipjack inhabiting the various areas of the Eastern Tropical Pacific fishing region. This is not to say that the geographical stratification employed precisely defines autonomous stocks, but rather that some heterogeneity seems to exist.

ESTIMATION

For some purposes of estimation, it may be sufficient or necessary to utilize a single regression line for the entire fishing region; depending on the precision required, and whether or not the division of the population into components is critical. The total pooled regression equation,

$$Y = -8.250 + 3.336 X,$$

where $Y = \log_{10}$ weight, and $X = \log_{10}$ length, is ordinarily the logical estimator to use. Utilizing the estimates of the variance of Y on X (MS) from Table 5, the within area standard deviation is not much less than the total (.026 vs. .030), and, hence, the loss of precision in estimating Y given X would not be great by using the total regression equation. In this equation, however, each area is given a weight proportional to the numbers of fish sampled per area, and these numbers bear no relation to sizes of the actual populations from which the samples were drawn.

Lacking the proper weights for each area or strata, it is perhaps better to use the equal area weighted total regression,

$$Y = -8.424 + 3.265 X,$$

when a single estimator is desired.

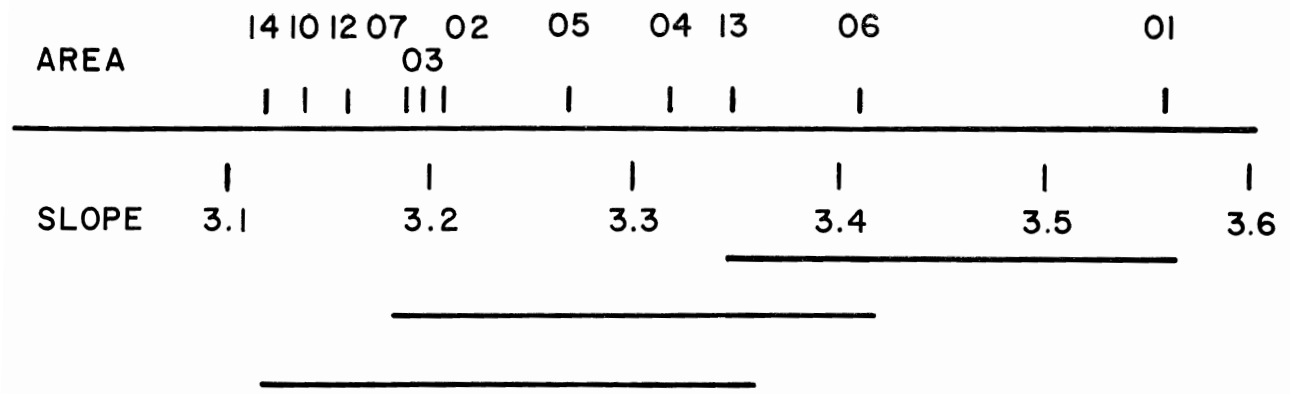


FIGURE 1. Individual comparisons between area regression coefficients. Any two area slopes underscored by the same line are NOT significantly different.

FIGURA 1. Comparaciones individuales entre los coeficientes de regresión entre áreas. Cualquier gradiente de dos áreas subrayada por la misma línea NO es significativamente diferente.

TABLE 1. Length and weight measurements (in millimeters and pounds) of new skipjack samples from Areas 10, 13 and 14.

TABLA 1. Medidas de longitud y peso (en milímetros y libras) de nuevas muestras de barrilete de las Areas 10, 13 y 14.

AREA 10												AREA 13				AREA 14			
Sample 1		Sample 2		Sample 3		Sample 1		Sample 2		Sample 3		Sample 3		Sample 3					
L.	W.	L.	W.	L.	W.	L.	W.	L.	W.	L.	W.	L.	W.	L.	W.				
L.	P.	L.	P.	L.	P.	L.	P.	L.	P.	L.	P.	L.	P.	L.	P.				
446	3.88	414	3.50	457	4.12	478	5.38	471	4.75	468	5.12	427	3.88						
452	4.12	436	4.00	457	4.44	483	5.06	474	5.25	469	5.12	434	3.88						
460	4.56	437	3.75	463	4.88	484	4.75	475	5.25	479	5.06	435	4.06						
461	4.00	439	3.75	472	4.75	490	5.31	478	5.25	482	5.62	442	3.88						
462	4.62	439	3.50	478	4.88	492	5.56	479	4.69	486	5.25	446	4.19						
465	4.06	440	4.06	479	5.12	497	5.31	486	4.94	486	5.12	448	3.88						
474	4.75	447	4.19	482	4.88	500	5.56	487	4.94	488	5.06	452	4.25						
475	4.62	449	4.12	489	5.25	502	5.69	489	5.62	494	5.19	453	4.38						
476	4.69	450	4.12	490	5.25	503	5.56	491	5.00	495	5.31	458	4.06						
477	4.75	452	4.38	491	5.81	513	6.19	493	5.50	497	5.25	460	4.50						
480	5.19	459	4.25	495	5.62	514	5.75	497	5.19	505	6.31	462	4.50						
482	5.06	461	4.25	497	5.56	516	6.25	503	5.25	507	5.69	464	4.44						
484	5.94	463	4.31	501	5.88	522	6.12	507	5.88	514	6.00	473	5.00						
485	5.19	465	4.81	503	5.88	527	6.50	509	5.75	515	5.75	475	4.56						
490	5.06	465	4.62	505	5.56	528	6.75	510	5.81	516	5.88	476	5.12						
494	5.12	469	5.00	514	6.50	530	6.56	514	5.62	522	6.56	480	5.12						
497	6.00	481	5.50	515	6.81	532	7.44	516	6.38	526	6.44	483	5.38						
498	5.69	489	5.56	516	6.25	535	7.25	517	6.00	531	6.38	489	5.44						
500	5.69	498	5.38	518	7.00	541	7.81	522	6.00	535	7.31	495	5.75						
501	5.62	506	5.94	522	6.69	548	7.69	524	6.56	537	6.75	498	5.75						
506	5.88	508	6.00	530	7.00	549	7.44	526	6.38	542	7.25	499	5.31						
508	5.50	510	6.19	534	7.00	553	7.44	527	7.25	546	7.19	504	5.75						
511	6.00	514	6.19	538	7.44	557	7.81	530	6.88	548	7.25	508	6.50						
512	6.12	525	6.50	543	7.12	558	8.06	532	6.50	550	7.38	509	5.94						
515	5.88	533	7.25	544	7.75	562	8.50	536	7.25	550	7.25	511	6.19						
517	5.94	538	6.62	548	7.69	565	8.56	542	7.31	565	8.38	518	6.44						
321	6.00	539	6.62	549	7.56	566	8.44	543	7.75	565	7.50	519	6.38						
522	6.62	541	7.38	550	8.12	573	8.38	545	7.62	569	8.19	522	7.00						
523	7.00	549	7.88	554	8.00	574	9.44	555	7.62	571	8.50	526	7.06						
527	6.44	552	7.88	554	8.06	575	9.75	556	8.81	572	9.25	527	6.81						
530	6.31	553	8.19	561	8.50	586	9.75	557	8.50	573	8.56	531	6.75						
535	6.56	560	7.19	563	8.69	589	10.81	560	8.44	582	9.12	533	7.19						
537	7.00	561	7.88	563	8.50	589	9.56	562	8.38	584	9.69	539	7.44						
538	7.06	564	8.44	564	8.88	591	10.25	568	8.56	587	9.75	540	7.75						
541	7.19	565	8.19	569	8.06	598	10.88	570	9.44	593	10.69	540	7.06						
542	6.62	569	8.88	571	8.50	599	10.56	572	8.50	595	10.00	546	7.56						
545	6.81	577	9.00	577	8.56	603	10.00	576	9.12	597	9.75	548	7.69						
548	7.12	577	9.31	600	10.50	605	10.44	580	8.81	598	9.50	558	8.06						
550	7.06	579	9.56	610	11.19	607	11.19	585	9.25	611	11.50	560	9.56						
551	7.38	587	9.12	628	10.56	612	10.94	588	10.12	614	10.69	562	8.06						
554	7.12	593	10.38			616	11.88	590	10.62	616	10.88	566	9.25						
558	8.12	598	9.94			618	12.06	592	10.88	621	11.94	572	9.75						
560	7.75	600	10.75			622	12.12	595	10.75	622	11.19	574	9.38						
561	8.69	607	10.75			626	11.50	602	10.25	629	11.56	575	8.94						
564	8.06	608	10.62			628	11.44	606	10.38	630	12.00	587	10.06						
568	8.31	613	11.81			631	11.62	609	10.56	634	12.56	588	10.31						
584	8.75	617	11.25			632	12.12	612	11.88	635	13.19	589	9.62						
594	10.62	618	11.38			639	12.00	615	12.00	663	14.75	590	9.94						
616	12.38	621	11.62			642	11.75	619	12.00			598	10.06						
625	12.19	653	13.25			644	13.75	627	11.75			599	10.44						
						645	13.81	628	13.19			600	10.75						
						664	16.00	668	15.12			601	10.00						
						670	14.88					605	10.50						
						697	16.88					609	10.12						
												610	11.75						
												614	11.38						
												614	11.31						
												616	10.75						
												616	11.00						
												621	12.31						
												623	11.19						
												623	10.50						
												626	11.69						
												626	11.44						

TABLE 2. Linear regression statistics of \log_{10} weight (Y) on \log_{10} length (X) for individual samples from Areas 10, 13 and 14, and for all area pooled totals.

TABLA 2. Estadísticas de la regresión lineal de \log_{10} del peso (Y) sobre \log_{10} de la longitud (X) de muestras individuales de las Areas 10, 13 y 14 y de los totales de todas las áreas combinadas.

Year Año	Area Area	Quarter Trimestre	Sample Muestra	N	\bar{X}	\bar{Y}	a	b	MS CM
1959	10	2	1	50	2.713	0.792	-7.930	3.215	0.000645
			2	50	2.718	0.820	-7.640	3.113	0.000440
			3	40	2.721	0.830	-7.589	3.094	0.000357
1959	13	2	1	54	2.754	0.937	-8.332	3.365	0.000454
			2	52	2.736	0.877	-8.612	3.468	0.000548
			3	48	2.742	0.889	-7.930	3.216	0.000552
1957	14	4	1	50	2.756	0.955	-5.956	2.508	0.000360
			2	49	2.752	0.935	-6.276	2.620	0.000339
1959	14	1	3	64	2.726	0.852	-7.686	3.132	0.000399
	01			74	2.726	0.849	-8.842	3.555	0.000698
	02			108	2.775	1.020	-7.868	3.203	0.000649
	03			57	2.759	0.961	-7.859	3.197	0.000628
	04			104	2.754	0.947	-8.188	3.317	0.001112
	05			118	2.731	0.862	-8.068	3.270	0.000436
	06			215	2.734	0.843	-8.476	3.408	0.000948
	07			99	2.755	0.954	-7.845	3.194	0.000866
	10			140	2.717	0.813	-7.729	3.144	0.000526
	12			50	2.759	0.951	-7.770	3.161	0.000346
	13			154	2.744	0.902	-8.282	3.347	0.000530
	14			163	2.743	0.909	-7.638	3.116	0.000405

a=Y intercept

interceptación de Y

b=regression coefficient,
coeficiente de regresión

MS=variance of Y on X

MC=variancia de Y sobre X

TABLE 3. Analysis of covariance among samples within Areas 10, 13, and 14.
TABLA 3. Análisis de covariancia entre muestras dentro de las Areas 10, 13 y 14.

Area	Source of variation	d.f. g.l.	MS CM	F F	Causa de variación
14	Total	161	.000405		Total
	Common	159	.000395		Factor común
	Within samples	157	.000369		Dentro de las muestras
	Difference among regres- sion coefficients	2	.002388	6.47**	Diferencia entre los coe- ficientes de regresión
10	Total	138	.000526		Total
	Common	136	.000486		Factor común
	Within samples	134	.000490		Dentro de las muestras
	Difference among regres- sion coefficients	2	.000262	0.53	Diferencia entre los coe- ficientes de regresión
13	Total	152	.000530		Total
	Common	150	.000526		Factor común
	Within samples	148	.000517		Dentro de las muestras
	Difference among regres- sion coefficients	2	.001248	2.41	Diferencia entre los coe- ficientes de regresión

** P. <.01

TABLE 4. Analysis of covariance among sample adjusted means within quarters and areas, and among quarter adjusted means within areas.

TABLA 4. Análisis de covariancia entre los promedios ajustados de las muestras dentro de los trimestres y las áreas, y entre los promedios ajustados de los trimestres dentro de las áreas.

Source of variation	Causa de variación	d.f. g.l.	$\sum x^2$	$\sum xy$	$\sum y^2$	d.f. g.l.	SS SS	MS CM	F
Total	Total	1281	2.161094	7.208620	25.166171				
Among areas	Entre áreas	10	.312104	1.166909	4.557398				
Among quarters	Entre trimestres	11	.089154	.277367	.948699				
Among samples	Entre muestras	21	.077188	.278020	1.065381	20	.063993	.003200	
Error	Error	1239	1.682641	5.486314	18.594680	1238	.706348	.000570	
Among quarters + among samples	Entre trimestres + entre muestras	32	.166342	.555387	2.014080	31	.159740		
Among samples + error	Entre muestras + error	1260	1.759830	5.764334	19.660061	1259	.778949		
Difference among samples	Diferencia entre muestras					21	.072601	.003457	6.06** (21,1238 d.f.)
Difference among quarters	Diferencia entre muestras					11	.095747	.008704	2.72* (11,20 d.f.)

* $.05 > P > .01$

** $P < .01$

TABLE 5. Analysis of covariance among areas.**TABLA 5. Análisis de covariancia entre áreas.**

Source of Variation	d.f. g.l.	MS CM	F	Causa de variación
Total	1280	.000876		Total
Common	1270	.000683		Factor común
Within areas	1260	.000666		Dentro de las áreas
Difference among regression coefficients	10	.002837	4.26**	Diferencia entre los coeficientes de regresión

** P. <.01

**INFORMACION ADICIONAL SOBRE LA RELACION ENTRE LA
LONGITUD Y EL PESO DEL BARRILETE DEL OCEANO
PACIFICO ORIENTAL TROPICAL**

por

Richard C. Hennemuth

INTRODUCCION

Los resultados de un estudio sobre las relaciones entre la longitud y el peso del atún aleta amarilla (*Neothunnus macropterus*) y del barrilete (*Katsuwonus pelamis*) de las diferentes áreas de pesca en el Pacífico Oriental Tropical ya han sido publicados por Chatwin (1959). En ese informe se obtuvo un valor exponencial muy bajo de 2.626¹ para el barrilete del Area 14 (frente a la costa norte de Chile, ver Chatwin, Figura 1). Se hizo hincapié, sin embargo, en que esta estimación se basaba en dos muestras de peces con una amplitud muy estrecha de longitudes totales, no representativa de la amplitud en la pesca, y que sería deseable obtener una estimación adicional basada en una amplitud mayor de longitudes totales. Además, se comprobó que habían diferencias significativamente grandes entre los exponentes de las áreas muestreadas lo que impedía el uso de una sola ecuación de regresión para todas las áreas. Se quedaron sin muestrear dos importantes áreas de pesca (Areas 10 y 13, ver Chatwin, Figura 1) y pareció deseable recolectar datos de medidas de longitud y peso de estas áreas, de tal manera que hubiesen disponibles ecuaciones estimadoras para todas las áreas.

Después de la publicación del estudio de Chatwin, se obtuvieron muestras de medidas de longitud y peso de barriletes de las áreas deseadas. Las estimaciones derivadas de estos datos y sus efectos sobre el análisis previo se dan en el presente informe.

DATOS DE LAS NUEVAS MUESTRAS

Las medidas de longitud y peso de las nuevas muestras se enumeran en la Tabla 1; estas muestras se recolectaron de la misma manera que las anteriores. La única muestra nueva del Area 14 fué recolectada de la pesca del Primer Trimestre de 1959 y se le ha dado el número "tres" para distinguirla de las dos muestras previamente recogidas en esta área. De la pesca del Segundo Trimestre de 1959 se recolectaron tres muestras de las Areas 10 y 13.

¹ Estimado por la pendiente de la regresión lineal obtenida de una transformación logarítmica de las variables de longitud y peso. Esta relación también se emplea en el presente análisis.

COMPARACIONES DENTRO DE LAS AREAS

Las estadísticas de la regresión lineal para todas las muestras de las Areas 10, 13 y 14 y las estadísticas de la regresión total de las áreas combinadas, para todas las áreas, se presentan en la Tabla 2¹. El análisis de covarianza entre las tres muestras dentro de cada área para las cuales se obtuvieron nuevas datos, se da en la Tabla 3.

La amplitud de longitud de la muestra tres, Area 14 (427-626 mm., más del doble de las muestras una y dos combinadas) es comparable a la de las otras áreas en cuestión y es representativa de la amplitud incluida en la pesca comercial. El coeficiente de regresión de 3.132 de la muestra tres, evidentemente es significativamente más grande que los de las muestras uno y dos, como se había anticipado. Sin embargo, el coeficiente de regresión de las áreas totales es casi idéntico al de la muestra tres, indicando que las estimaciones previas de una pendiente baja eran el resultado de la pequeña amplitud de tamaño de los peces.

La covarianza no indica diferencias significativas entre los coeficientes de regresión de las muestras dentro de las áreas 10 y 13.

Solamente en otros dos casos se encontró una diferencia significativa entre los coeficientes de regresión entre áreas. Uno fué entre muestras dentro del Trimestre 4, Area 01, y esto también fué asociado con una muestra de una amplitud de tamaño restringida; una amplitud de tamaño corta no permite una estimación eficiente de la pendiente, y la rectificación logarítmica podría no eliminar enteramente la curvatura de regresión. El otro caso fué entre los trimestres dentro del Area 06. Las otras cinco comparaciones entre trimestres dentro de las áreas probaron no ser significativas en cuanto a los coeficientes de regresión.

Se concluyó, por lo tanto, que cada área tiene que ser representada por un solo coeficiente de regresión estimado de los datos combinados de todas las muestras dentro de esta área.

Sin embargo, hay una variación altamente significativa entre los promedios ajustados de las muestras dentro de trimestres y áreas; la ulterior clasificación por trimestres dentro de las áreas, resulta en un aumento en la variación ligeramente significativo (Tabla 4). Se indican algunos cambios estacionales en las condiciones.

COMPARACIONES ENTRE AREAS

Un nuevo análisis de covarianza entre áreas, incluyendo los nuevos datos, revela que siempre se mantiene la significativa diferencia entre los

¹ Nótese que las estadísticas de regresión del Area 06 en la Tabla 2 difieren ligeramente de las publicadas anteriormente. Se encontró un error en los cálculos originales para la muestra 1, Trimestre 3, 1959. Las estadísticas para esta muestra deberían ser:

$$\frac{N}{15} \quad \frac{\bar{X}}{2.741} \quad \frac{\bar{Y}}{0.868} \quad \frac{a}{-6.927} \quad \frac{b}{2.844} \quad \frac{CM}{.000924}$$

coeficientes de regresión entre áreas (Tabla 5) obtenida en el análisis original, aunque la amplitud de las pendientes de las áreas se redujo casi por la mitad (2.626 a 3.555 vs. 3.116 a 3.555).

Comparaciones individuales entre los coeficientes de regresión entre dos áreas cualquiera, hechas por una prueba de amplitud múltiple (ver Hennemuth, 1959), se ilustran en la Figura 1. Cualesquiera dos pendientes subrayadas por la misma línea *no* son significativamente diferentes a un nivel de aproximadamente el 5 por ciento. Es evidente un grado moderadamente alto de agrupación. El exponente estimado del Area 01 es notablemente más grande.

Sin embargo, el ordenamiento de los coeficientes de regresión no revela ninguna correlación con respecto a la contigüidad de las áreas, ni hay tampoco inclinación latitudinal. Las diferencias relativas (aunque en grado menor) son similares a las encontradas por Hennemuth (1959) para las regresiones de la longitud del cuerpo y de las aletas sobre las longitudes totales. Aparentemente, existen algunas diferencias verdaderas en la morfometría de las poblaciones de barrilete que habitan las diferentes áreas de la región pesquera del Pacífico Oriental Tropical. Esto no quiere decir que la estratificación geográfica empleada defina con precisión los stocks autónomos, sino más bien que existe alguna heterogeneidad.

ESTIMACION

Para algunos propósitos de estimación puede ser suficiente o necesario utilizar una sola línea de regresión para la entera región de pesca, dependiendo de la precisión requerida y de si la división de la población en componentes es crítica o no. La ecuación de la regresión total combinada.

$$Y = -8.250 + 3.336 X,$$

donde $Y = \log_{10}$ de peso y $X = \log_{10}$ de longitud, es ordinariamente el estimador lógico a usar. Utilizando las estimaciones de la variancia de Y sobre X (CM) de la Tabla 5, la desviación estándar dentro de las áreas no es mucho menor que el total (.026 vs. .030) y, por lo tanto, la pérdida de precisión en la estimación de Y , conociendo X , no sería grande usando la ecuación de regresión total. Sin embargo, en esta ecuación a cada área se le ha dado un peso proporcional a los números de peces muestreados por área y estos números no tienen relación ninguna con los tamaños de las actuales poblaciones de donde se lograron las muestras. No teniendo los pesos apropiados para cada área o estrato, tal vez sea mejor usar la regresión total combinada,

$$Y = -8.424 + 3.265 X,$$

cuando se desea un solo estimador.

LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA

Chatwin, Bruce M.

- 1959 The relationships between length and weight of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) and skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) from the Eastern Tropical Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 3, No. 7, pp. 305-352.

Hennemuth, Richard C.

- 1959 Morphometric comparison of skipjack from the Central and Eastern Tropical Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 3, No. 6, pp. 239-304.