

Fluctuaciones espacio-temporales del crecimiento en *Prionotus stephanophrys* (Scorpaeniformes: Triglidae) del Pacífico sudcaliforniano, México

Juan Jacobo Schmitter-Soto¹ y José Luis Castro-Aguirre²

¹ Departamento de Ecología Acuática, Centro de Investigaciones de Quintana Roo. Apdo. postal 424, MEX-77000 Chetumal, Q.R., México.

² División de Biología Marina, Centro de Investigaciones Biológicas de Baja California Sur. Apdo. postal 128, MEX-23000 La Paz, B.C.S., México.

(Rec. 17-X-1994. Rev. 17-XI-1994. Ac. 19-I-1995)

Abstract: The lump-tail searobin is a dominant fish in the western continental shelf of Baja California Sur. In order to analyze growth variations by latitude and season, the study area was divided into four subareas, which were sampled in February and July 1989, March and September 1990. Comparison among growth patterns (as described by von Bertalanffy's model) was accomplished by Hotelling's T^2 test, and a similarity matrix was constructed using standardized T^2 values. The differences were non-significant and the distances small among subareas in summer, whereas in winter and between seasons they were noteworthy. This phenomenon is related to the winter concentration by depth and latitude and summer dispersion of the species, as well as the reproduction taking place in summer. On the other hand, the northernmost subarea (Vizcaíno Bay), whose population may be different, was the most distant from the others. Finally, the predominance of a single year class in the southernmost subarea is interpreted as an effect of population periphery, the center of the population having a more even distribution of year classes.

Key words: Triglidae, *Prionotus stephanophrys*, growth, spatio-temporal variation, Eastern Pacific.

La trigla coronada, *Prionotus stephanophrys* Lockington, es un pez béntico distribuido en la plataforma continental desde California (Hubbs 1945) hasta Chile (Neira et al. 1981). Es especialmente abundante en Perú (Samamé et al. 1983) y en la costa occidental de Baja California Sur (Schmitter-Soto y Castro-Aguirre 1995), excepto en el interior del sistema lagunar Magdalena-Almejas.

En esta última zona, área de estudio del presente trabajo, Schmitter-Soto (1989) discutió la variación espacio-temporal de la distribución de tallas y encontró una relación inversa con la profundidad. Por su parte, Auriolles-Gamboá (1991) demostró que la longitud de la sagitta está en función de la talla del pez.

El uso de otolitos para determinar la edad en la trigla coronada fue validado por Schmitter-

Soto y Castro-Aguirre (1991), quienes comprobaron la depositación anual de cada anillo y la isometría de crecimiento, equipararon los resultados de la lectura de otolitos con los del análisis de frecuencia de longitudes y dedujeron una ecuación general para la población del área.

Por otro lado, Schmitter-Soto y Castro-Aguirre (1995) encontraron que la distribución de la abundancia de estos peces varía según la época del año: en verano se dispersan desde la costa hasta los 240 m de profundidad, a todo lo largo del área de estudio, entre los paralelos 24 y 29°N; en invierno se concentran entre los 150 y 200 m, sobre todo frente a Cabo San Lázaro (24°50'N), aunque sin abandonar totalmente el resto del área. Asimismo, estudios preliminares (Schmitter-Soto 1989, 1992) indican que la reproducción tiene lugar en el verano.

El crecimiento de los peces es extremadamente variable; las presiones ambientales y fisiológicas inducen grandes fluctuaciones (Weatherley y Gill 1987). Bajo la hipótesis de que los cambios estacionales en la distribución de la trigla coronada afectan su patrón de crecimiento en cada subárea, este artículo tiene por objetivo analizar las variaciones del desarrollo de este pez, en función de la latitud y de la época del año.

MATERIAL Y METODOS

El área de estudio abarcó desde los 24 hasta los 29°N, entre los 20 y 240 m de profundidad, frente a la costa occidental de la Península de Baja California (Fig. 1). Las subáreas latitudinales se establecieron con base en sus características fisiográficas y oceanográficas:

- a) Magdalena Sur, MS (24°00'N - 24°49'N; es decir, hasta Cabo San Lázaro): esta zona se distingue por su contacto con la porción más abierta del Sistema Lagunar Magdalena-Almejas.
- b) Magdalena Norte, MN (24°49'N - 25°43'N; Cabo San Lázaro a Boca de las Ánimas): las bocas del complejo lagunar en esta subárea permiten el acceso al océano desde una zona de canales y manglares, la cual es exportadora neta de nutrientes hacia el exterior (Guerrero Caballero et al. 1988).
- c) Bahía de Ulloa, U (25°43'N - 26°50'N); región sin comunicación directa con Bahía Magdalena.
- d) Bahía de Vizcaíno, V (27°50'N - 29°00'N); una subárea bien delimitada, separada de la anterior por un bloque de rocas perpendicular a la península (Lozano 1976), el cual im-

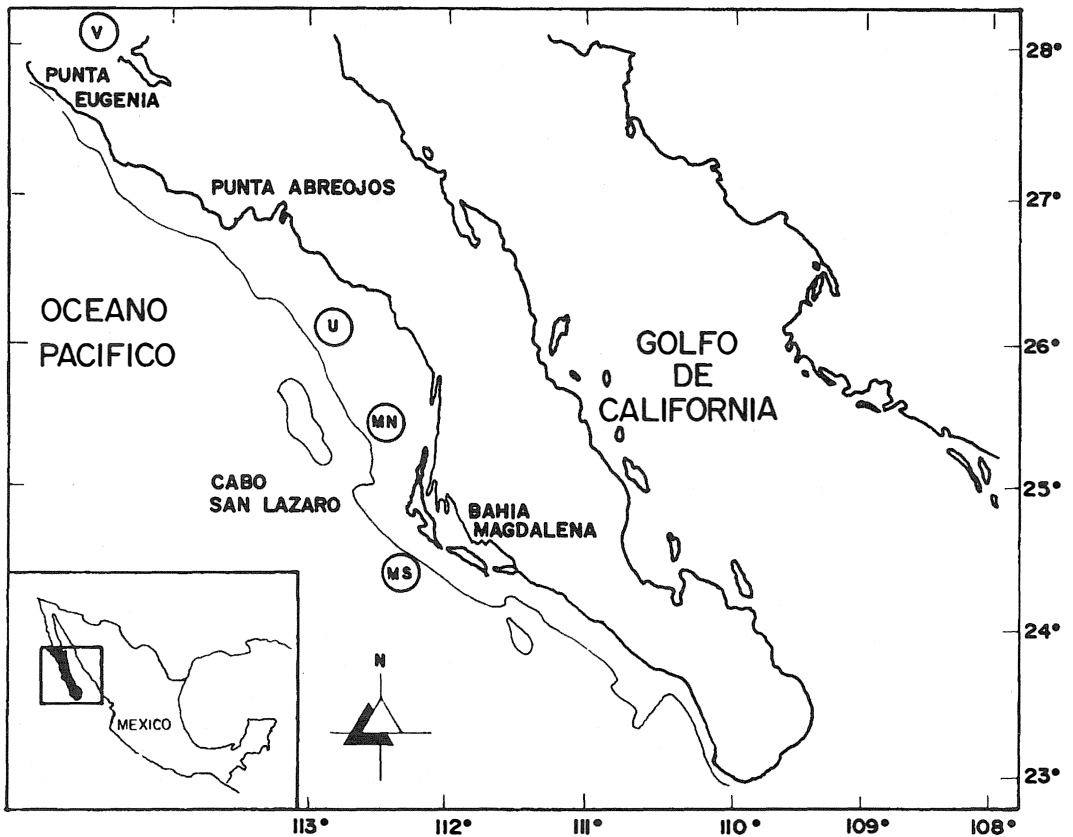


Fig. 1. Área de estudio (abreviaturas: V, Bahía Vizcaíno; U, Bahía de Ulloa; MN, porción norte de Bahía Magdalena; MS, porción sur de Bahía Magdalena).

CUADRO 1

Tamaños de muestra (arriba, número de ejemplares) e intervalos de talla (abajo, mm) de *Prionotus stephanophrys*, por subárea y época del año

Subárea	Feb. 1989	Jul. 1989	Mar. 1990	Sep. 1990
V	*	85 85-301	198 56-25	205 98-298
U	142 51-280	*	259 36-283	266 76-256
MN	140 58-277	145 87-245	373 50-264	424 90-240
MS	309 79-159	279 82-223	224 66-301	393 95-258

* Sin datos

pide efectuar lances entre los 26°50' y 27°50'N, aproximadamente.

Las muestras provinieron de cuatro cruceros de exploración pesquera a bordo del B/O "El Puma", en febrero y julio de 1989 y marzo y septiembre de 1990 (Cuadro 1). El arte de pesca fue un chinchorro volador de 21 m de boca y luz de malla de 3 cm. La duración media por lance fue de 20 minutos, a una velocidad media de 3 nudos.

Se siguió un muestreo aleatorio, aunque se colectó el mayor número posible de individuos de tallas extremas (McDonald 1987), esto es, menores de 80 o mayores de 250 mm de longitud patrón (LP). La LP se midió mediante un ictiómetro convencional, con una lectura mínima de 1 mm.

La equivalencia de los resultados de los métodos directo (por otolitos) e indirecto (análisis de frecuencia de tallas) para la determinación de la edad fue demostrada por Schmitter-Soto y Castro-Aguirre (1991) sobre los datos de febrero de 1989 y de años anteriores. En este estudio se optó por aplicar el segundo método para encontrar las longitudes-a-edad, debido a que para 1990 sólo se contó con los datos de talla.

Las distribuciones de frecuencias de longitudes se analizaron por el método de Cassie-Harding para discernir las modas (Schmitter-Soto y Castro-Aguirre 1991), con apoyo del paquete estadístico "Statgraphics". Sobre las longitudes-a-edad obtenidas para cada subárea y época del año se ajustó el modelo de von Bertalanffy:

$$L = L_{\infty}(1 - \exp[-k(t - t_0)])$$

donde L_{∞} es la longitud máxima asintótica; k , constante de crecimiento; t_0 , tiempo al cual la longitud del pez sería cero; y donde las variables son L , longitud, y t , edad (tiempo). Los parámetros se determinaron por un algoritmo iterativo de regresión no lineal, a partir de estimaciones iniciales obtenidas por el método gráfico de Ford-Walford (Everhart et al. 1980). Las clases de edad mayores (VII-IX) se dejaron fuera de la regresión, debido a la incertidumbre de la edad asignada y el bajo número de organismos pertenecientes a ellas, de manera que en la práctica se trabajó con las clases de edad I ó II a VI.

La comparación por pares entre subáreas y estaciones del año (invierno vs. verano) se efectuó mediante la prueba de T^2 de Hotelling, con $p < 0.05$ (Bernard 1981). Se creó además una matriz de similitud para cada año, empleando como medida de distancia el cociente entre T^2 y el valor crítico correspondiente, T_0^2 (es decir, una T^2 estandarizada).

RESULTADOS

En 1989, la variación latitudinal de los patrones de crecimiento fue mucho menor en verano que en invierno (Fig. 2; Cuadros 2 y 3). Aunque el único caso de diferencia no signifi-

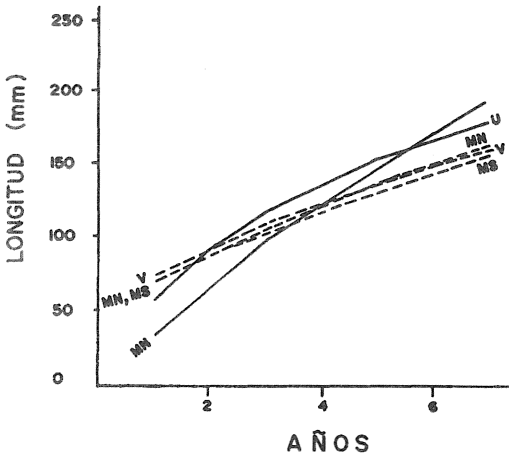


Fig. 2. Relación edad-longitud en *Prionotus stephanophrys* por subáreas en febrero (trazo continuo) y julio (trazo punteado) de 1989. Se presenta una sola curva para MS, pues las diferencias estacionales no fueron significativas en dicha subárea. Abreviaturas como en la Fig. 1.

cativa fue MS vs. MN en julio, además de MS entre estaciones, las distancias T^2/T_0^2 entre subáreas fueron, en promedio, 100 veces menores en verano que en invierno.

El fenómeno fue aun más claro en 1990, cuando no hubo diferencias significativas en verano (Cuadro 3), mientras que las fluctuaciones invernales fueron muy grandes en términos de las distancias T^2/T_0^2 entre subáreas (Fig. 3). Por otro lado, en todas las subáreas hubo diferencias estacionales (Cuadro 3), aunque menores que las espaciales en invierno. Las distancias invernales entre subáreas fueron, en ambos años, unas 10 veces mayores que las similitudes entre estaciones para una misma subárea.

Aunque no presentó distancias considerables respecto a las subáreas MN y U (Cuadro 3), MS se distinguió por tener un valor de k más alto que en dichas subáreas, pero una longitud asintótica (L_∞) menor que la talla máxima general observada (301 mm). Estas particularidades de la curva en MS coinciden con un acentuado predominio de las clases de edad III y IV

CUADRO 2

Parámetros del modelo de von Bertalanffy aplicado a *Prionotus stephanophrys* por subáreas y estaciones del año

Subárea	Parám.	Feb. 1989	Jul. 1989	Mar. 1990	Sep. 1990
V	L_∞	*	305	261	310
	k		0.081	0.362	0.123
	t_0		-2.460	-0.007	-2.380
	R^2		0.985	0.980	0.977
U	L_∞	243	*	344	532
	k	0.182		0.094	0.063
	t_0	-0.723		-1.570	-2.070
	R^2	0.990		0.991	0.983
MN	L_∞	558	345	573	532
	k	0.063	0.070	0.051	0.060
	t_0	-0.003	-2.350	-1.733	-2.600
	R^2	0.939	0.991	0.943	0.999
MS	L_∞	217	303	392	**
	k	0.158	0.080	0.072	
	t_0	-1.126	-2.400	-2.064	
	R^2	0.993	0.980	0.967	

* sin datos

** datos no representativos

Simbología: L_∞ , longitud máxima asintótica; k , constante de crecimiento; t_0 , tiempo al cual la longitud del pez sería cero; R^2 , coeficiente de determinación.

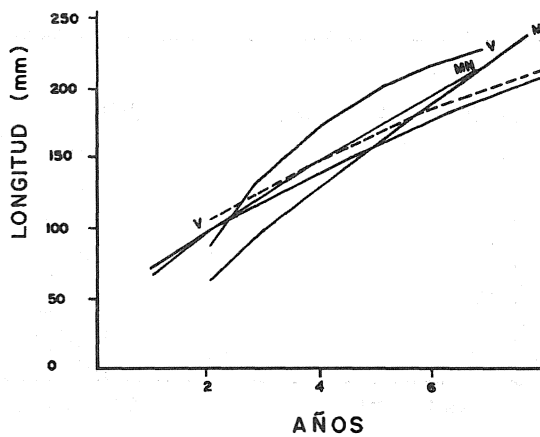
CUADRO 3

Matrices de similitud de curvas de crecimiento por subárea y época del año

1990		Mar.				Sep.			
	V	U	MN	MS	V	U	MN	MS	
Mar.	V	\	2066	294	179	16.2	
	U	A	\	26.1	6.1	-	152	-	
	MN	B	F	\	9.7	-	-	83.7	
	MS	C	I	H	\	-	-	5.1	
Sep.	V	G	-	-	\	5.5*	2.5*	0.1*	
	U	-	D	-	a	\	1.1*	0.1*	
	MN	-	-	E	b	d	\	1.3*	
	MS	-	-	-	J	e	f	\	
1989		Feb.				Jul.			
	V	U	MN	MS	V	U	MN	MS	
Feb.	V	\	-	-	-	-	-	-	
	U	-	\	5.7	1444	-	-	-	
	MN	-	E	\	133	..	-	122	
	MS	-	A	B	\	-	-	0.9*	
Jul.	V	-	-	-	\	-	2.6	8.8	
	U	-	-	-	-	-	..	-	
	MN	-	-	C	-	F	-	\	
	MS	-	-	-	a	D	b	\	

* x10⁻⁴Sobre las diagonales: distancia (T^2/T_0^2).Bajo las diagonales: Ordenamiento decreciente de las diferencias (mayúsculas, diferencias significativas, $p < 0.05$; minúsculas, diferencias no significativas)

Abreviaturas como en la Fig. 1.

Fig. 3. Relación edad-longitud en *Prionotus stephanophrys* por subáreas en marzo (trazo continuo) y septiembre (trazo punteado) de 1990. Se presenta una sola curva para septiembre, pues las diferencias entre subáreas no fueron significativas. Abreviaturas como en la Fig. 1.

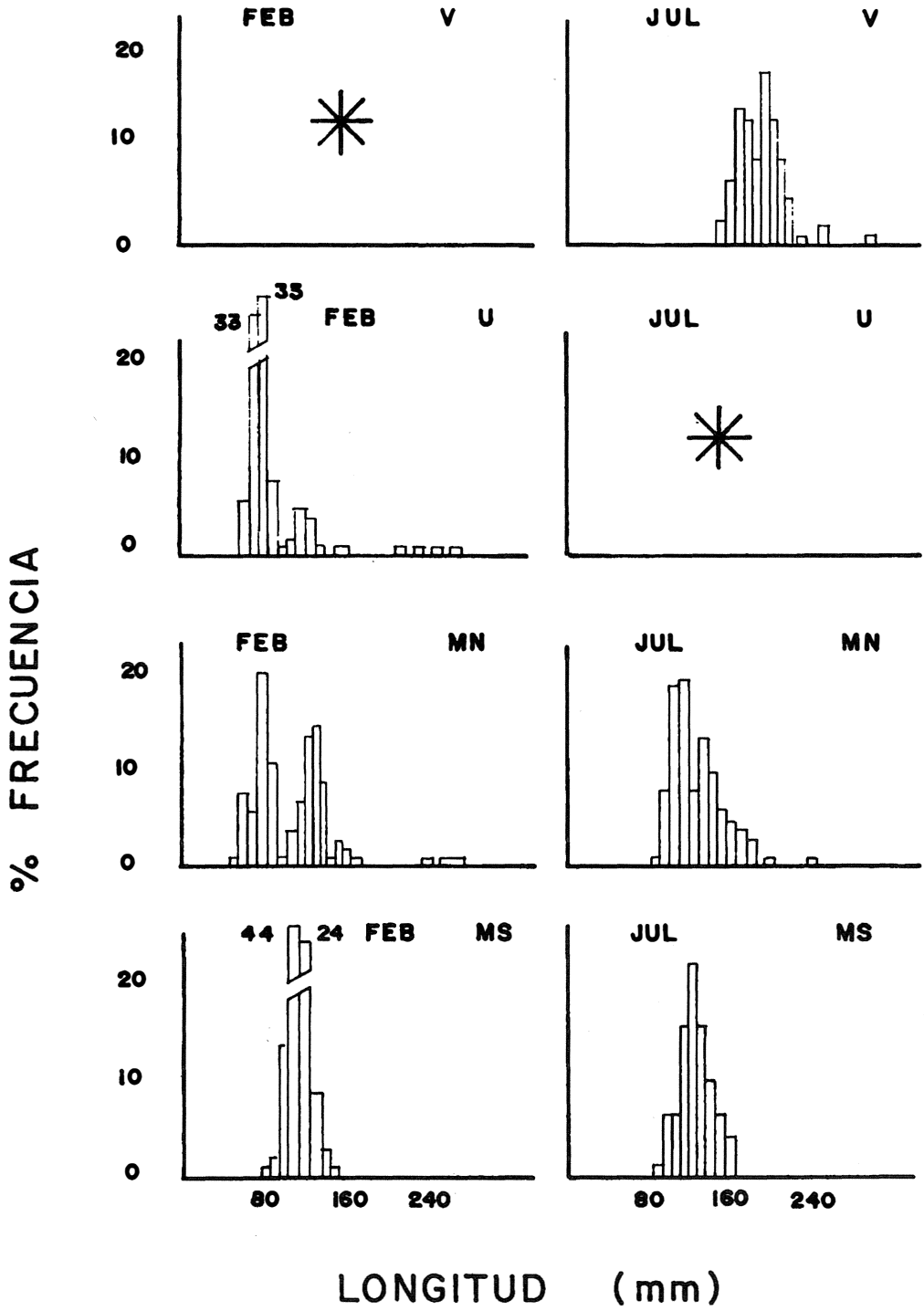


Fig. 4. Distribución de frecuencias de longitudes en *Prionotus stephanophrys* por subárea y campaña en 1989.

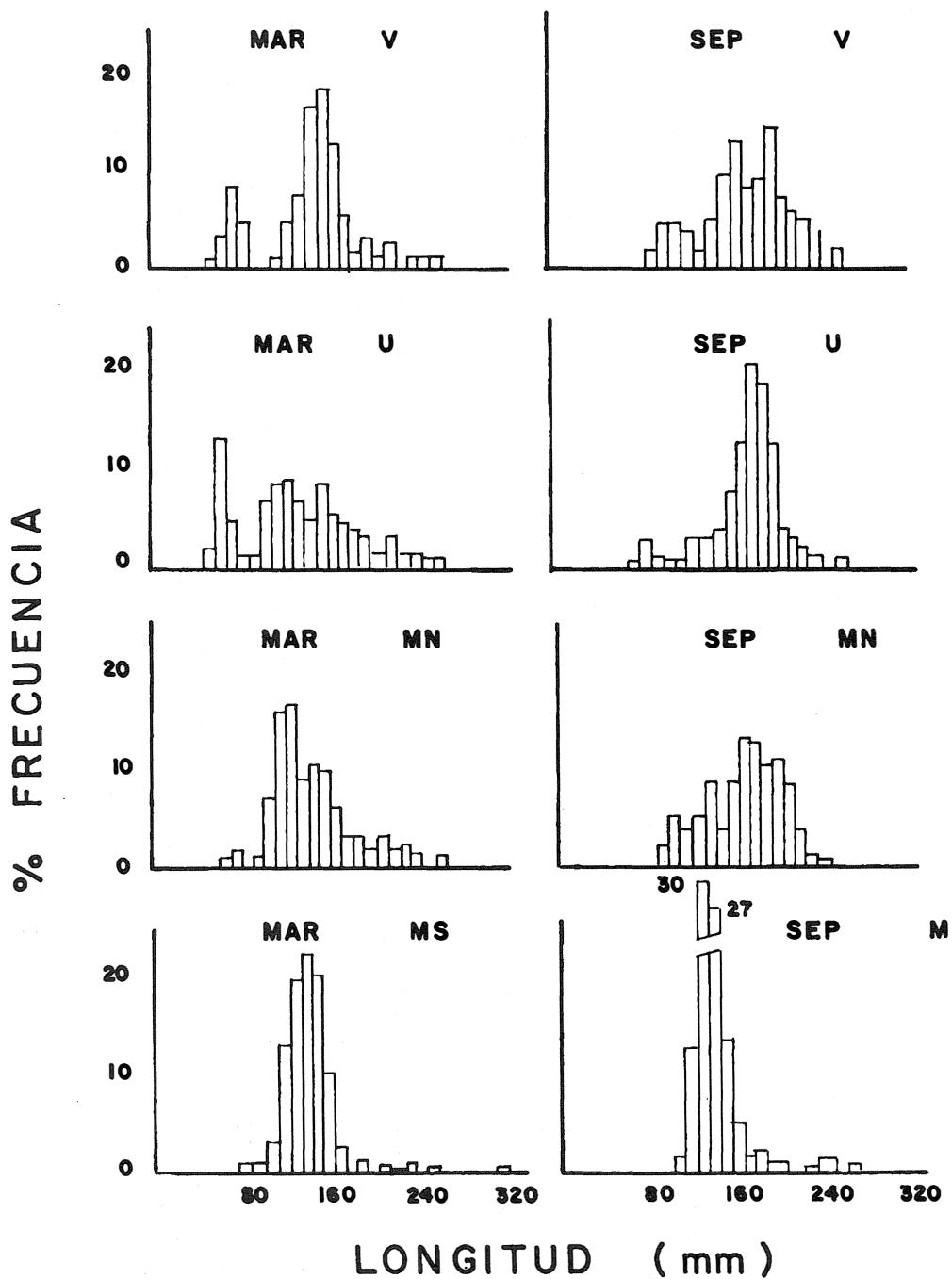


Fig. 5. Distribución de frecuencias de longitudes en *Prionotus stephanophrys* por subárea y campaña en 1990.

en la distribución de tallas de esa subárea, y una ausencia de las clases menores en 1990 (Figs. 4 y 5). Esto impidió obtener parámetros de crecimiento confiables para MS en el verano de 1990 (Cuadro 2).

Tanto en invierno como en verano, V tuvo las mayores similitudes respecto a las otras subáreas (Cuadro 3). Entre estaciones, la parte media del área (MN y U) fue la más variable; por el contrario, MS no acusó diferencia estacional significativa en 1989, y en 1990 su disimilitud entre estaciones fue la menor de todas (Cuadro 3).

DISCUSION

A cierto nivel de precisión y con un muestreo adecuado, la ecuación de von Bertalanffy describe el comportamiento general de una especie, población o stock. A otros niveles, es necesario pensar en el modelo como una representación dinámica e instantánea del crecimiento.

Schmitter-Soto y Castro-Aguirre (1991) señalaron una limitación del modelo de von Bertalanffy aplicado a *P. stephanophrys*: el valor de L_{∞} es muy superior a la longitud máxima observada. A este respecto, Vaughan y Kancinuk (1982) señalan que contar sólo con la muestra correspondiente a las clases de edad menores hace insuficiente la curvatura de la gráfica cuando se emplean técnicas de regresión no lineal. Sin embargo, aunque no puede descartarse que el arte de pesca induzca algún sesgo, ello es poco probable, ya que las longitudes máximas observadas en Baja California prácticamente coinciden con los 32 cm citados por Samamé et al. (1983) en Perú. En todo caso, es la cohorte I la que está subrepresentada, debido al tamaño de la luz de malla.

Por lo demás, si se asume que los parámetros bertalanffyanos carecen de significado biológico y tienen por único fin ajustar la curva (véase, por ejemplo, Knight 1968), entonces la ecuación resulta útil para comparaciones espaciales o temporales. Estas comparaciones no pueden basarse en los parámetros k o L_{∞} aislados, debido a su covariación. Gallucci y Quinn II (1979) propusieron un nuevo parámetro ω , definido como el producto de k y L_{∞} , con ese fin; pero esta propuesta tiene varias limitaciones (Kingsley 1980). El método propuesto por Bernard (1981) es una opción multifactorial, preferible.

No es poco usual que los peces tengan diferentes patrones de crecimiento en áreas geográficas distintas. Las causas de este fenómeno pueden ser endógenas o exógenas, fisicoquímicas o biológicas (Reed et al. 1992). Por ejemplo, Howe y Coates (1975), atribuyeron las diferencias en el crecimiento del lenguado *Pseudopleuronectes americanus* a la presencia de grupos reproductivos discretos. Por su parte, Pettit y Wallace (1975) señalaron a la temperatura como responsable de diferencias espaciales en la estructura de edades del salmónido *Protopium williamsoni*. Por último, la pesca es una causa exógena importante; los contrastes en el crecimiento de peces pueden cuantificar el grado relativo de explotación (v.g. Papaconstantinou 1982, sobre *Lepidotrigla cavillone*).

La distribución de la abundancia de la trigla coronada cambia según la época del año, tanto batimétrica como latitudinalmente: el pez tiende a dispersarse en verano y a concentrarse en invierno (Schmitter-Soto y Castro-Aguirre 1995). Esta concentración tiene lugar, a grandes rasgos, entre los 150 y 200 m de profundidad, y es más intensa frente a Cabo San Lázaro (subárea MS). Este fenómeno podría involucrar movimiento de ciertas clases de edad y así homogenizar la composición por tallas en toda la plataforma en verano y crear la diversidad observada de patrones de crecimiento por subárea en invierno.

Por otro lado, la reproducción de *P. stephanophrys* tiene lugar en el verano (Samamé et al. 1983, Schmitter-Soto y Castro-Aguirre 1991, Schmitter-Soto 1992). Puede especularse que en invierno son las condiciones ambientales las que influyen sobre el patrón de crecimiento de la especie, el cual varía, por consiguiente, según la oceanografía de cada área, mientras que en verano es la presión fisiológica la que predomina y vuelve más similares entre sí los patrones de crecimiento.

En el caso de V está en juego, además, otro factor. Las distancias de los patrones de crecimiento de esta subárea respecto a los demás se explican por el relativo aislamiento de la bahía: Punta Eugenia misma (27°50'N) y la zona agreste que se extiende desde ese punto hasta casi Punta Abrejos (26°40'N) (Lozano 1976) son una barrera efectiva; además, las condiciones de salinidad y temperatura son diferentes en V respecto al resto del área (Groves y Reid 1958). Por otra parte, ciertos aspectos biológi-

cos permiten suponer que en V se localiza una población de trigla coronada distinta de la de U-MN-MS: por ejemplo, aunque en ambas regiones el índice gonadosomático (IGS) es máximo en verano, el IGS de V en verano es significativamente mayor que el de las otras subáreas, entre las cuales no hay diferencias significativas (Schmitter-Soto 1992).

Los valores del parámetro k en V fueron siempre mayores que los de U y MN; los de L_{∞} , de modo correspondiente, fueron bajos. Este parámetro expresa indirectamente los factores exógenos que limitan el crecimiento (Moreau 1987); al parecer, las condiciones en la porción sur del área de estudio son más favorables para esta especie. Esto se refleja también en una menor densidad de población en V (Schmitter-Soto y Castro-Aguirre 1995); más hacia el norte, la trigla coronada se vuelve un pez ocasional o raro (Hubbs 1945, Miller y Lea 1972, Eschmeyer *et al.* 1983).

El predominio de una sola clase de edad (III ó IV) en MS puede ser indicio de que la población tenga allí su límite meridional, el cual coincide con la frontera entre las provincias zoogeográficas Sandieguina y Mexicana (Briggs 1974). Con la población del Golfo de California parece haber diferencias biológicas, como la proporción de sexos (Schmitter-Soto 1989), o incluso morfológicas, como la presencia o no de granulaciones sobre la primera espina de la aleta dorsal (Castro-Aguirre *et al.* 1993).

La mayor variabilidad estacional del crecimiento se presenta en las latitudes medias del área, U y MN, donde también son mayores los valores de L_{∞} y las clases de edad están representadas de manera más homogénea. Ambos hechos son indicio de que el núcleo de la población se encuentra en esas subáreas.

Algo análogo sucede en relación con la profundidad: si a los 75 m hay hasta nueve clases de edad presentes, más allá de los 135 predomina sólo una (Schmitter-Soto 1989). Igual que en MS, esa tendencia a la unimodalidad, acentuada hacia el límite exterior de la plataforma, es señal de que allí se encuentra la periferia de la población.

Los estudios descriptivos del crecimiento son útiles en biología pesquera para estimar productividad y rendimiento (Ricker 1958, Lasserre 1978). La evaluación de las fluctuaciones espacio-temporales del crecimiento pue-

de ayudar en la delimitación de poblaciones y la caracterización de existencias explotables.

Asimismo, en biología evolutiva estas investigaciones permiten establecer las áreas marginales de una población, donde pueden surgir poblaciones distintas y, eventualmente, nuevas especies, por un proceso de especiación parapátrica (Hammond 1981). Es cierto que la menor variabilidad genética de estas subpoblaciones marginales (sugerida en nuestro caso por la unimodalidad de la distribución de tallas) puede llevarlas a la extinción, pero también es verdad que el efecto de fundador puede conducir a diferenciarse profundamente de la población central (Wootton 1991).

AGRADECIMIENTOS

Al Instituto Politécnico Nacional y al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología, por el financiamiento; al Centro de Investigaciones Biológicas de Baja California Sur, por el apoyo logístico; y a la oficialidad y tripulación del B/O "El Puma", de la Universidad Nacional Autónoma de México, por toda su ayuda.

RESUMEN

La trigla coronada (*Prionotus stephanophrys*) es un pez dominante en la plataforma continental oeste de Baja California Sur. Para analizar las variaciones del crecimiento por latitud y estación del año, el área de estudio se dividió en cuatro subáreas, que fueron muestreadas en febrero y julio de 1989, y marzo y septiembre de 1990. Los patrones de crecimiento (descritos por el modelo de von Bertalanffy) se compararon mediante la prueba de T^2 de Hotelling, y se construyó una matriz de similitud mediante valores estandarizados T^2 . No hubo diferencias significativas entre subáreas en verano, y las distancias fueron pequeñas, mientras que en invierno y entre estaciones fueron notables. Este fenómeno se relaciona con la concentración invernal por profundidad y latitud y la dispersión estival de la especie, así como con el hecho de que la reproducción tiene lugar en el verano. Por otro lado, la subárea más septentrional (Bahía Vizcaíno), cuya población puede ser diferente, fue la más distante de las otras. Finalmente, la predominancia de una sola clase anual en la subárea más meridional se interpreta como un efecto de periferia

poblacional, mientras que el centro de la población tuvo una distribución de clases anuales más homogénea.

REFERENCIAS

- Auriolles-Gamboa, D. 1991. Otolith size versus weight and body-length relationships for eleven fish species of Baja California, Mexico. *Fish. Bull.* 89:701-706.
- Bernard, D.R. 1981. Multivariate analysis as a means of comparing growth in fish. *Canad. J. Fish. Aq. Sci.* 38:233-236.
- Briggs, J.C. 1974. *Marine Zoogeography*. McGraw-Hill, Nueva York. 475 p.
- Castro-Aguirre, J.L., J.J. Schmitter-Soto, E.F. Balart & R. Torres-Orozco. 1993. Sobre la distribución geográfica de algunos peces bentónicos de la costa oeste de Baja California Sur, México, con consideraciones ecológicas y evolutivas. *An. Esc. Nac. Cienc. Biol., Inst. Politécn. Nac.* 38:75-102.
- Eschmeyer, W.N., E.S. Herald & H. Hammann. 1983. A field guide to Pacific coast fishes of North America, from the Gulf of Alaska to Baja California. Houghton Mifflin Co., Boston. 336 p.
- Everhart, W.H., A.W. Eipper & W.D. Youngs. 1980. *Principles of Fishery Science*. Cornell University, Ithaca, Nueva York. 288 p.
- Gallucci, V.F. & T.J. Quinn II. 1979. Reparameterizing, fitting, and testing a simple growth model. *Trans. Am. Fish. Soc.* 108:14-25.
- Groves, G.W. & J.L. Reid. 1958. Estudios oceanográficos sobre las aguas de Baja California. *Mem. I Congr. Hist. Region., Mexicali*:89-121.
- Guerrero Caballero, R., D.R. Cervantes & A. Jiménez-Illescas. 1988. Nutrient variation during a total lunar cycle at the mouth of a coastal lagoon in the northwest of Mexico. *Indian J. Mar. Sci.* (17):235-237.
- Hammond, P.M. 1981. Speciation in the face of gene flow-sympatric-parapatric speciation, p. 37-48. In *British Museum (ed.) The Evolving Biosphere*. British Museum, Londres.
- Howe, A.B. & P.G. Coates. 1975. Winter flounder movements, growth, and mortality off Massachusetts. *Trans. Am. Fish. Soc.* 104:13-29.
- Hubbs, C.L. 1945. California searobin (*Prionotus stephanophrys*), a fish new for the fauna of Southern California. *Cal. Fish Game* 31:195-200.
- Kingsley, M.C.S. 1980. Comments. *Trans. Am. Fish. Soc.* 109:232-253.
- Knight, W. 1968. Asymptotic growth: an example of non-sense disguised as mathematics. *J. Fish. Res. Bd. Canada* 25:1303-1307.
- Lasserre, G. 1978. La croissance individuelle des populations ichtyologiques et ses applications. *Vie Milieu* 28-29: 549-567.
- Lozano, F. 1976. Evaluación petrolífera de la Península de Baja California, México. *Bol. Asoc. Mex. Geól. Petrol.* 27:106-303.
- McDonald, P. D. M. 1987. Analysis of length - frequency distributions, p. 371-384. in R.C. Summerfelt & G.E. Hall (Eds.). *Age and Growth of Fish*. Iowa State University, Ames, Iowa.
- Miller, D.J. & R.N. Lea. 1972. Guide to the coastal marine fishes of California. *Cal. Dept. Fish Game Fish. Bull.* 9:1-235.
- Moreau, J. 1987. Mathematical and biological expression of growth in fishes: recent trends and further developments, p. 81-113 In R.C. Summerfelt & G.E. Hall (eds.). *Age and Growth of Fish*. Iowa State University, Ames, Iowa.
- Neira, F.J., V.H. Ruiz & A. Troncoso. 1981. *Prionotus stephanophrys* Lockington, 1880: Primer registro de la especie y familia para Chile continental (Teleostomi, Scorpaeniformes, Triglidae). *Bol. Soc. Biol. Concepción* 52:251-257.
- Papaconstantinou, C. 1982. 'Epi tês biologias toû eidous *Lepidotrigla cavillone* (O'ik. Triglidae) tón Ellinikon Thalasson. *Thalassographica* 1:33-59.
- Pettit, S.W. & R.L. Wallace. 1975. Age, growth and movement of mountain whitefish, *Prosopium williamsoni* (Girard), in the North Fork Clearwater River, Idaho. *Trans. Am. Fish. Soc.* 104: 68-76.
- Reed, B.C., W.E. Kelso & D. Allen Rutherford. 1992. Growth, fecundity, and mortality of paddlefish in Louisiana. *Trans. Am. Fish. Soc.* 121:378-384.
- Ricker, W.E. 1958. Handbook of computations for biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Bd. Canada* (119): 1-300.
- Samamé, M., M. Espino, J. Castillo, A. Mendieta & U. Damm. 1983. Evaluación de la población de merluza y otras especies demersales en el área Pto. Pizarro-Chimbote (Cr. BIC/Humboldt 8103-8104, marzo-abril 1981). *Bol. Inst. Mar Perú, Callao* 7:109-192.
- Schmitter-Soto, J.J. 1989. Variación espacio-temporal en edad, talla y peso de *Prionotus stephanophrys* Lockington, 1880 (Pisces: Triglidae), en la costa occidental de Baja California Sur, México. Tesis de Licenciatura, UNAM, México.
- Schmitter-Soto, J.J. 1992. Aspectos autoecológicos de los Triglidae (Pisces: Scorpaeniformes) en la costa occidental de Baja California Sur, México. Tesis de Maes-

tría en Ciencias, Instituto Politécnico Nacional, La Paz, Baja California Sur, México.

Schmitter-Soto, J.J. & J.L. Castro-Aguirre. 1991. Edad y crecimiento de *Prionotus stephanophrys* (Osteichthyes: Triglidae) en la costa occidental de Baja California Sur, México. *Rev. Biol. Trop.* 39:23-29.

Schmitter-Soto, J.J. & J.L. Castro-Aguirre. 1995. Trigla. Cap. 2:00-00. in J.L. Castro-Aguirre & E.F. Balart (eds.), *Recursos Potenciales Demersales de la Costa*

Oeste de la Península de Baja California. *Diversidad, Distribución, Abundancia y Bioecología*. *Centr. Invest. Biol.*, La Paz, Baja California Sur. (en prensa)

Vaughan, D.S. & P. Kancinuk. 1982. An empirical comparison of estimation procedures for the von Bertalanffy equation. *J. Cons. Int. Explor. Mer* 40:211-219.

Weatherley, A.H. & H.S. Gill. 1987. *The Biology of Fish Growth*. Academic Press, Londres. 443 p.

Wootton, R.J. 1991. *Ecology of Teleost Fishes*. Chapman & Hall, Londres. 404 p.