

ANÁLISIS DE PROGRESIÓN MODAL DE *Bryconamericus iheringii* (Boulenger, 1887) EN LA LAGUNA LACOMBE PROVINCIA DE BUENOS AIRES

L. R. FREYRE; M. E. MAROÑAS; E. D. SENDRA & A. A. DOMÁNICO

Instituto de Limnología. CC 712 (1900) La Plata. Email: lafreyre@ilpla.edu.ar

ABSTRACT

The small silver characin, *Bryconamericus iheringii*, is an important species in the fish community structure because among the accompanying species of the silver side, *Odontesthes bonariensis*, it is most density important and has a planctophagous regime which partially overlaps with that of this atherinid as well. The objective of this paper is to describe the individual growth, analyzing size structure and using modal progression analysis as first stage for its demographic appraisal. The catches were carried out with a beach seine net (opening of the mesh in the bag 10 mm) between October of 1997 and October of 1998. The application of modal progression method is hindered by the wide seasonally oscillating growth and by capturability. The obtained parameters for the Lacombe population, assuming the interpretation of two annual cohorts (Sendra & Freyre for Chascomús shallow lake) but fitting the generalized Pauly's seasonal model of von Bertalanffy, compared with those obtained by the scale they would be close by. However the interpretation of a single annual cohort is more compatible with the lepidologic interpretation.

Key words: growth, modal descomposition, comparative analysis

INTRODUCCIÓN

La mojarrita plateada, *Bryconamericus iheringii*, es una especie importante en la estructura de la comunidad de peces de las lagunas pampásicas y aunque no se lo pesca con fines comestibles es utilizado en la pesca deportiva como carnada. Entre las especies acompañantes del pejerrey, *Odontesthes bonariensis* (Valenciennes, 1835), en la laguna Lacombe, la elegida es la más importante dada su densidad y su régimen planctóforo parcialmente solapado con el del pejerrey que es la especie de agua dulce de mayor importancia deportiva y comercial en la región pampásica (Gómez, 1998). La misma muestra un comportamiento estacional marcado

tanto en la tasa de crecimiento como en su capturabilidad (Sendra & Freyre, 1978).

Los métodos utilizados para el estudio del crecimiento basados en analizar la distribución de frecuencias de tallas parten del trabajo de Petersen (1892). Entre las adaptaciones posteriores más significativas está el análisis de la progresión de clases modales (Pauly, 1980). Éste puede aplicarse a distribuciones de frecuencia de tallas correspondiente a las distintas fechas de captura, ordenadas en forma secuencial, y requiere que se asuman ciertos supuestos para poder establecer cuales modas se pueden interconectar.

El objetivo del presente trabajo es evaluar la aplicación del método de análisis de progresión modal para

describir el crecimiento individual de esta especie para realizar su incorporación al modelo demográfico dinámico del pejerrey (Freyre, 2003) y evaluar la utilización del método de análisis de progresión modal (Pauly, 1980).

MATERIAL Y MÉTODOS

Los muestreos se realizaron en la laguna Lacombe (35°50'00" S, 57°53'10" W), partido de Chascomús. Es un ambiente carente de efluente superficial, con una superficie aproximada de 195,23 ha, que se conecta por el agua subterránea con la Cuenca del Salado, la más importante de la provincia de Buenos Aires.

Entre octubre de 1997 y el mismo mes de 1998 se efectuaron muestreos sistemáticos mensuales de la comunidad íctica utilizando una red de tiro a costa con una abertura de la malla en el copo de 10 mm. La captura de cada maniobra fue clasificada, para esta especie, por intervalos de longitud estándar (*Lst*) de 2 mm y se obtuvieron escamas de la zona inmediata posterior a la aleta pectoral.

Las distribuciones de talla por fecha de muestreo se descompusieron en sus componentes unimodales, asumiendo normalidad en cada una de ellas, según un procedimiento iterativo para minimizar los desvíos cuadráticos entre las observaciones y las estimaciones. Suponiendo que cada moda representa una cohorte se utilizó el método de Petersen para asignarles la edad y el análisis de progresión de modas (APM) (Pauly, 1980) para interconectarlas.

Para la descripción del crecimiento individual se ajustó el modelo estacional, variante del clásico generalizado de von Bertalanffy (Pauly, 1984), según:

$$Lst = L\infty \left(1 - e^{-\left[kD(t-t_0) + c \frac{kD}{2\pi} \text{seno}(2\pi(t-t_s)) \right]} \right)^{\frac{1}{D}} \quad (1)$$

donde

$L\infty$ = longitud máxima asintótica;
 k = constante de crecimiento;
 t_0 = edad de los peces a la longitud cero;
 c = amplitud de las oscilaciones del crecimiento;
 D = factor de superficie;
 t_s = comienzo de la sinusoide con respecto a $t = 0$.

Se consideraron la presencia de una o de dos cohortes anuales según lo descrito por Sendra & Freyre (1978) para la misma especie en la laguna Chascomús.

Con el fin de aclarar la interpretación del crecimiento individual según APM, se analizaron las escamas. El procedimiento adoptado para esta especie consistió en seleccionar unos pocos ejemplares con *Lst* próximas a las modas obtenidas por la descomposición de las distribuciones de talla de cada fecha de muestreo y analizar entre 4 a 6 escamas por individuo. El tratamiento para las mismas y lectura de las marcas de crecimiento se realizó según lo descrito por Dománico et al. (1993). La medida de cada radio a cada una de las marcas de crecimiento fue corregida por el tamaño de la escama (Sendra & Freyre, 1987). Para ello fue necesario estimar los parámetros de las regresiones entre *Lst* y el radio total de la escama. Los algoritmos fueron:

$$Rt = a Lst^b \quad (2)$$

$$Lst = i Rt^j \quad (3)$$

donde: *Rt* es el radio de la escama y *a*, *b*, *i* y *j* son constantes.

Para una escama en particular aceptando *a*, constante:

$$Rt_{obs} = a Lst_{obs}^b$$

donde

Rt obs = el radio total observado;
Lst obs = la longitud estandar del pez;

b' = el nuevo exponente.

Este último se puede estimar como:

$$b' = \frac{\ln Rt \text{ obs} - \ln a}{\ln Lst \text{ obs}}$$

de modo que para una radio particular resulta:

$$rn = a Lst_n^{b'}$$

donde

rn = el radio del anillo n ;

Lst_n = la longitud del pez al marcar el anillo n ;

y deducir que esta última vale:

$$Lst_n = e^{\frac{\ln rn - \ln a}{b'}}$$

El radio de la escama corregido ($rn \text{ corr}$) será:

$$rn \text{ corr} = a Lst_n^b$$

Puede demostrarse que estas dos últimas expresiones equivalen a:

$$rn \text{ corr} = Rt \left(\frac{rn \text{ obs}}{Rt \text{ obs}} \right)^{b/b'}$$

Con la totalidad de radios corregidos se confeccionó una matriz de frecuencia y se la descompuso en sus componentes normales para establecer los rangos de intervalos de radio con mayor probabilidad de encontrar una marca.

El desplazamiento de los rn en función de n permitió ajustar el modelo de crecimiento de la escama:

$$rn = R_\infty (1 - e^{-k(n-n_0)})$$

siendo R_∞ = radio máximo asintótico; k = constante de crecimiento de la escama;

n_0 = edad inicial de la escama;

n = orden del radio o edad;

Para establecer la época de formación de los anillos de crecimiento se estimó el índice de incremento marginal (IM) analizando las escamas de los individuos que presentaban una sola marca. Para cada fecha del año se predice la aparición de una segunda marca utilizándose el método propuesto por Guerrero (1989):

$$IM = \frac{Rt - rn}{rn_{+1} - rn} = \frac{d_n}{D_n}$$

donde

d_n = distancia desde el último anillo al borde de la escama;

D_n = distancia desde el último anillo observado hasta la próxima marca estimada.

A los valores de IM obtenidos, ordenados por fecha de captura se les ajustó un polinomio trigonométrico de Fourier (Rey Pastor, et al., 1987).

$$Lst = i \overline{rn}^j$$

A partir de los radios modales (\overline{rn}) de cada componente modal se estimaron las Lst que corresponden a cada una de ellos por retrocálculo, utilizando la relación (3):

$$Lst = i \overline{rn}^j$$

Estas representan las sucesivas tallas medias de marcación con un intervalo de tiempo constante entre las mismas. Con esta información se estimó el crecimiento individual utilizando el modelo de crecimiento generalizado de von Bertalanffy (Pauly, 1984).

$$Lst = L_\infty (1 - e^{-k(t-t_0)})$$

RESULTADOS

En la Figura 1 se presenta la estructura de tallas en cada fecha de muestreo y los ajustes del modelo polimodal y en la Tabla 1 se ofrecen los parámetros de cada normal.

En la Figura 2 se muestra el diagrama de dispersión de las clases de tallas como función de los meses del año que abarcó el muestreo. En la misma se señala la consecuencia de las dos interpretaciones posibles, que se corresponden con considerar una o dos cohortes anuales.

Los parámetros del modelo de crecimiento estacional considerando una o dos cohortes pueden consultarse en la Tabla 2 y sus ajustes observarse en la Figura 2.

Las constantes de las regresiones necesarias para la interpretación del crecimiento mediante el análisis de escama resultaron:

$$R_t = 10,496Lst^{1,2073} \quad R^2 = 0,8638$$

$$Lst = 0,2361R_t^{0,7155} \quad R^2 = 0,8638$$

El crecimiento de la escama en función del número de anillos se puede describir por:

$$Rt = 115,980 \left(1 - e^{-0,827025(n+0,0137047)} \right)$$

Se distinguieron 398 individuos con una marca, 226 con dos y 6 con tres, no obstante apreciarse la presencia de cuatro rangos de marcación de acuerdo con la distribución de marcas.

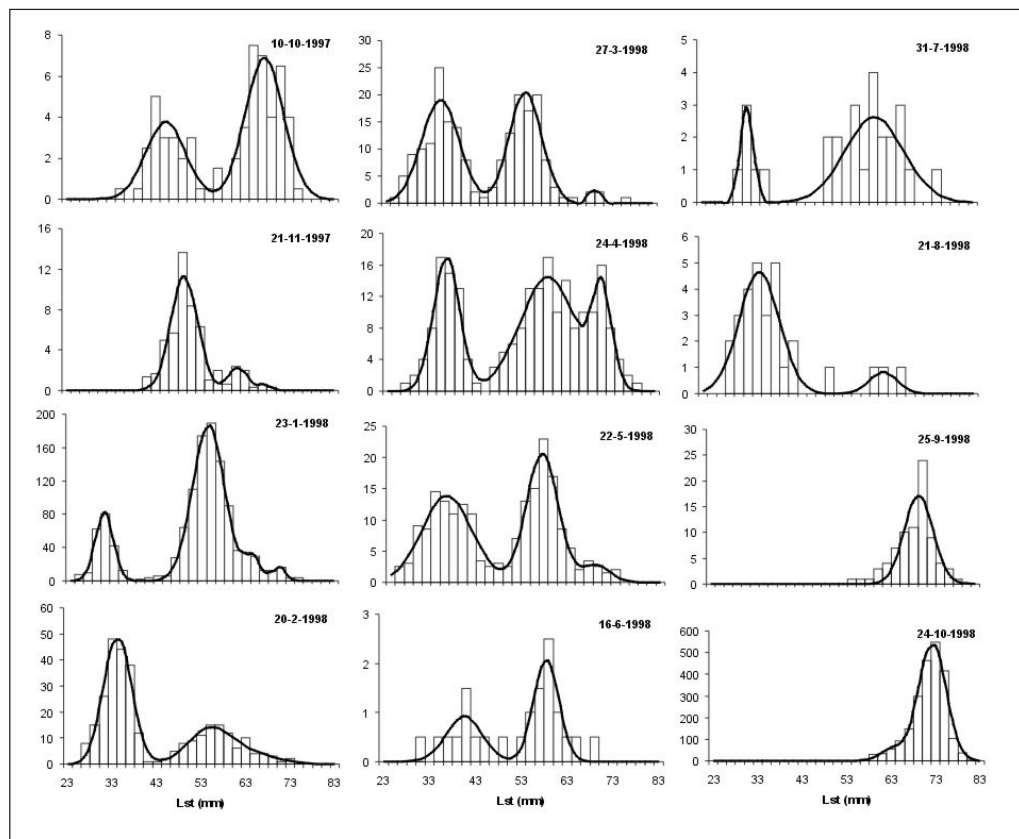
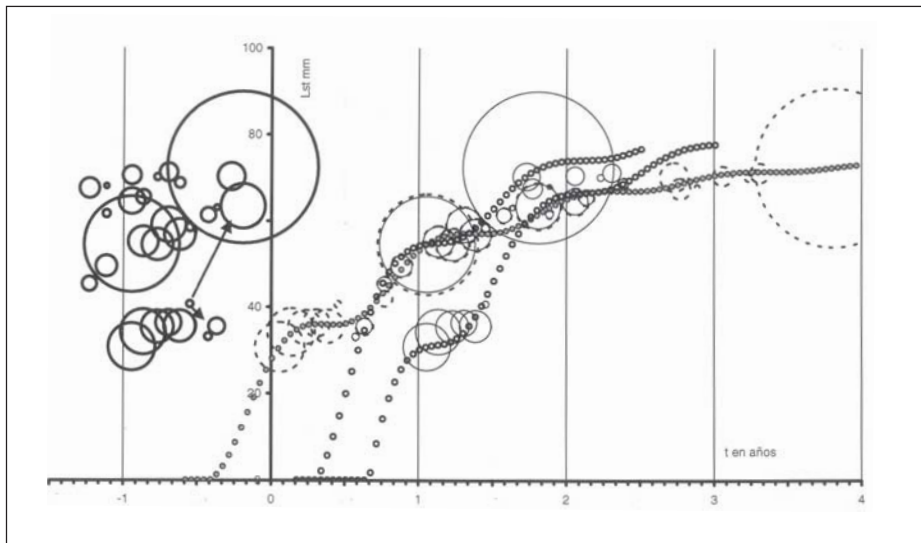


Figura 1. Histogramas de distribución de tallas (*Lst*) por fecha de muestreo expresada en ejemplares por unidad de esfuerzo de la red de tiro y ajuste del modelo polimodal (—).

Tabla 1. Parámetros de cada normal componente de la distribución de talla por fecha de muestreo. D.E.=desvío estándar; Ni = área de cada normal.

Fecha	Lst media	D.E.	Ni	Fecha	Lst media	D.E.	Ni
10-10-97	45,26	4,43	41,89	24-04-98	36,26	2,94	126,18
	67,44	4,28	74,28		59,01	6,29	227,67
21-11-97	49,40	2,99	85,09		71,12	2,15	65,44
	61,51	2,19	12,55	22-05-98	35,50	5,57	192,49
	67,93	0,48	4,64		56,71	3,56	183,16
23-01-98	30,68	2,01	420,69		68,70	3,10	21,36
	54,48	3,63	1705,03	16-06-98	40,61	3,92	9,09
	64,45	1,71	126,60		58,42	2,73	14,35
	70,44	1,50	65,74	31-07-98	33,05	1,42	10,51
20-02-98	34,15	3,14	385,94		61,25	6,47	42,57
	55,12	5,05	172,89	21-08-98	35,47	4,44	51,81
	65,40	5,50	42,88		63,02	2,98	6,23
27-03-98	35,30	4,23	201,12	25-09-98	70,18	3,29	142,24
	54,41	3,67	188,55	24-10-98	72,27	3,09	4212,33
	70,00	0,71	9,53		63,33	2,61	372,23

**Figura 2.** A la izquierda, con línea gruesa, se presentan los resultados de las descomposiciones polimodales del año de muestreo y las dos interpretaciones posibles para la progresión de modas (flechas). A la derecha, con círculos punteados la progresión modal asumiendo una cohorte y el ajuste del modelo de crecimiento estacionalizado (círculos llenos) y con círculos enteros asumiendo dos cohortes anuales con su ajuste (círculos vacíos).**Tabla 2.** Parámetros según el modelo de crecimiento estacionalizado de von Bertalanffy para ambas interpretaciones.

	una cohorte	cohorte 1	cohorte 2
$L_{\infty} =$	74,9992	92,7692	92,7692
$k =$	0,949742	1,01942	1,01942
$t_0 =$	-0,573556	-0,0196384	0,567000
$C =$	1,06040	0,743311	0,743311
$t_s =$	0,378693	0,717412	0,717412
$D =$	0,847607	0,847607	0,847607

En la Figura 3 se observa la progresión de normales que describen la distribución de radios corregidos. Las distribuciones que definen cada período de marcación presentan considerable solapamiento con las contiguas lo que dificulta su interpretación a partir de la tercera marca.

Según el análisis de incremento marginal (Figura 4) los resultados indican la existencia de una única época de marcación que correspondería a la fase descendente de *IM* la cual refleja la formación de un nuevo anillo, interpretándose como época de marcación probable al periodo que va desde 0,7479 a 0,8301 en partes de año, es decir mediados de octubre, que representó una edad probable de 0,8 años para la primera marca.

En consecuencia los parámetros para la curva de von Bertalanffy generalizada según el análisis lepidológico resultaron: $L_{\infty} = 69,374$; $k = 1,0775$; $t_0 = -0,040139$

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Las lagunas pampásicas son ambientes que están sujetos a las variaciones estacionales propias de un clima templado. El crecimiento de los peces no es ajeno a esta situación por lo cual debe incorporar en su descripción esta influencia. La inclusión de un elemento sinusoidal con período de un año en el modelo de crecimiento generalizado de von Bertalanffy cumple con lo antes enunciado (Pauly, 1984) brindando una mejor resolución del crecimiento a lo largo del año. Se tienen antecedentes que muestran la existencia de una fuerte estacionalidad en el crecimiento de la especie (Sendra & Freyre, 1978).

Los análisis lepidológicos proporcionan datos longitud-tiempo una vez al año, por lo que no es posible el ajuste del modelo estacionalizado. El APM permite obtener una serie longitud-

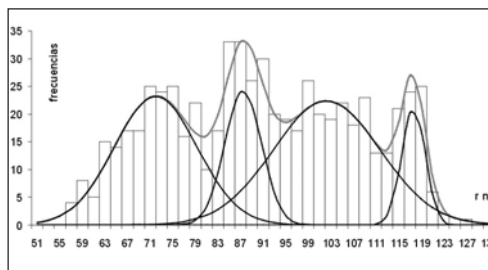


Figura 3. Histograma de la distribución de radios (r_n) de marcas de crecimiento y ajuste de una polimodal.

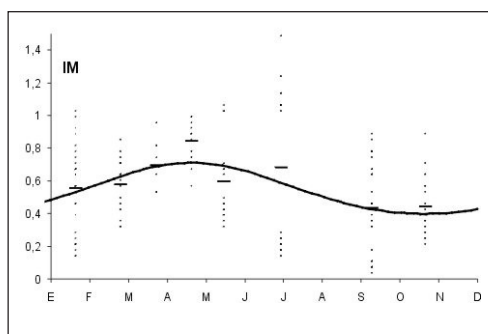


Figura 4. Cambios del índice de Incremento Marginal (*IM*) a lo largo del año, valores, promedios y polinomio trigonométrico ajustado.

tiempo no sujeta a las fechas de marcación de anillos.

La aplicación de APM implica que se debe cumplir:

- a) Que la forma de crecimiento de los peces sea rápida en un principio y luego decrezca suavemente.
- b) Que esta forma de crecimiento se repita de año en año.

En nuestro caso es apreciable, además de una importante variación anual en la velocidad del crecimiento ($C = 1,06040$, en la Ecuación 1), la presencia de amplias oscilaciones de la densidad de las capturas asociada probablemente a un patrón estacional de distribución espacial caracterizado por una muy escasa abundancia en los meses invernales (N, en Tabla 1), fenómeno ya comentado para la población de Chascomús (Sendra & Freyre, 1978).

Esto incorpora incertidumbre en el APM en el momento de interconectar las modas y decidir la presencia de más de una cohorte. Sin embargo, la distribución de edades estimadas por el análisis lepidológico es más compatible con el supuesto de una única cohorte anual, y el crecimiento parece adecuadamente descrito por el modelo estacionalizado.

Los parámetros básicos, L_{∞} y k , obtenidos para los modelos de crecimiento, (APM de una cohorte anual y de dos cohortes anuales contra la lectura de escamas) muestran valores próximos entre sí.

BIBLIOGRAFÍA

- Dománico, A. A.; R. Delfino & L. R. Freyre.** 1993. Edad y crecimiento de *Hoplias malabaricus malabaricus* (Bloch, 1794) (Teleostei, Erythrinidae) en la laguna de Lobos (Argentina) Iheringia, Secc. Zool. (74): 141-149.
- Freyre, L. R.** 2003. Modelo demográfico dinámico para el pejerrey *Odontesthes bonariensis*. *Biología Acuática* 20: 27-36.
- Freyre, L. R. & E. D. Sendra.** 1987. Un método para la interpretación de las marcas de crecimiento en peces. *Limnobiología* 2(9): 677-684.
- Guerrero, C. A.** 1989. Demografía y dinámica de población de la perca de boca grande *Percichthys colhuapiensis* del embalse Ezequiel Ramos Mexía. Tesis Doctoral UBA, 201p.
- Gómez, S. E.** 1998. Consideraciones sobre producción, cultivo y comercialización del pejerrey, *Odontesthes bonariensis* (Atherinidae) en la provincia de Buenos Aires (Argentina). *Aprona Bol. Cient.* 11(34): 2-8.
- Pauly, D.** 1980. A selection of simple methods for the assessment of tropical fish stocks. *FAO Fisheries Circular* 729: 1-54.
- Pauly, D.** 1984. Fish population dynamics in tropical waters: a manual for use with a programmable calculator. *ICLARM Studies and reviews* 8: 1-325.
- Petersen, C. G. J.** 1892. Fiskensbiologiske forhold i Holboek Fjord, 1890-91. Beretning fra de Danske Biologiske Station for 1890 (91)1: 121-183.
- Rey Pastor, J.; P. Pi Calleja & C. A. Trejo.** 1987. Series e Integral de Fourier. En: *Análisis Matemático. Análisis funcional y aplicaciones.* Editorial Kapelusz, 85-144p.
- Sendra, E. D. & L. R. Freyre.** 1978. Dinámica poblacional de *Bryconamericus iheringi* (Pisces, Tetragonopteridae), de la Laguna Chascomús. *Limnobiología* 1(8): 299-321.