



2025 | **16-20**
GIJÓN | **JUNIO**

9º CONGRESO FORESTAL ESPAÑOL

9CFE-1313

Actas del Noveno Congreso Forestal Español
Edita: **Sociedad Española de Ciencias Forestales. 2025.**
ISBN: **978-84-941695-7-1**

Organiza





Estudio de las tasas de crecimiento del género *Luciobarbus* en las cuencas fluviales de la península Ibérica

SOLANA GUTIÉRREZ, J. (1), GARCIA DÍAZ, R. (1), ALONSO GONZÁLEZ, C.(1), MARTÍNEZ FERNÁNDEZ, V(1) y GORTAZAR RUBIAL, J. (2)

(1) Grupo de Investigación en Hidrobiología. E.T.S.I. Montes, Forestal y del Medio Natural. Universidad Politécnica de Madrid.

(2) Ecohidraulica S.L..

Resumen

El género *Luciobarbus* se encuentra representado en distintas cuencas fluviales de la península Ibérica mostrando preferencias en sus hábitats similares, aunque no iguales. Tanto el hábitat como la genética inciden en los patrones de crecimiento longitudinal, de peso y de forma de las poblaciones piscícolas. La recopilación de la información recogida en los muestreos fluviales realizados desde 1982 hasta 2025 por el Grupo de Investigación en Hidrobiología de la Universidad Politécnica de Madrid (UPM) permite actualmente estudiar el hábitat desde una perspectiva estadística. También el análisis de la información nos proporciona las pautas del crecimiento en longitud, peso y forma de las especies profusamente muestreadas. Tomando como factores las mediciones biométricas, geográficas y ambientales de los ejemplares capturados, se han estimado las tasas anuales de crecimiento del barbo común (*Luciobarbus bocagei*), del barbo gitano (*Luciobarbus sclateri*) y del barbo de Graells (*Luciobarbus graellsii*), así como las curvas de crecimiento de Ludwig Von Bertalanffy de estas especies.

Palabras clave

Barbos, crecimiento, longitud forcal, peso, forma, cohortes, curvas de Von Bertalanffy.

1. Introducción

Los barbos son el taxón piscícola más extendido en los ríos españoles, siendo el género con mayor variedad de especies. El conocimiento de las preferencias de hábitats y de las características ecológicas e hidráulicas de los tramos de río en los que viven es esencial para efectuar una gestión acertada de sus poblaciones.

Hace años todos los barbos europeos se consideraban pertenecientes al mismo género (*Barbus*), sin embargo actualmente (DOADRIO, 1990) los barbus ibéricos conforman el género *Luciobarbus* mientras que los barbos centroeuropeos permanecen en el género *Barbus*; este hecho informa sobre el endemismo ibérico del taxón y sobre la gran diversidad de las especies ibéricas, tanto en sus características morfológicas como ambientales (temperatura, caudal, pendiente y sustrato del río). Geográficamente el género se extiende por toda la península Ibérica pero cubriéndola con diferentes especies: el barbo común (*Luciobarbus bocagei*) preferentemente vive en el Duero y Tajo, el barbo gitano (*Luciobarbus sclateri*) habita las cuencas del Guadiana y Guadalquivir, el barbo comiza (*Luciobarbus comiza*) se sitúa en el Tajo, Guadiana y Guadalquivir, el barbo de Graells (*Luciobarbus graellsii*) que vive principalmente en la cuenca del Ebro, el barbo mediterráneo (*Luciobarbus guiraonis*) que vive en el Júcar y el río Segura y



el barbo cabecipequeño (*Luciobarbus microcephalus*) propio de la cuenca del Guadiana y algunos puntos del Tajo (DOADRIO et al. 1991). Pertenecientes al género *Barbus*, cercanos a los barbos centroeuropeos: el barbo culirrojo (*Barbus haasi*) vive principalmente en la cuenca del Ebro y el barbo de montaña (*Barbus meridionalis*) habita en los ríos del Pirineo oriental.

Esta variedad de especies está vinculada a las diferentes características hidrobiológicas de los ríos ibéricos. El conocimiento de la morfología del barbo a lo largo de su vida nos facilita la identificación de los hábitats idóneos, el tipo de alimentación, la capacidad franqueo de obstáculos y la accesibilidad a los frezaderos.

La información de las capturas de barbos también permite conocer la localización, los parámetros ambientales y las características fluviales junto con las medidas y peso de las piezas, esta información unida a la geomorfología de la cuenca nos facilita la obtención de condiciones de referencia para cada especie, así como las anomalías e impactos a las que han estado sometidas las poblaciones. Mediante el análisis de la información sobre estos tres barbos ibéricos se pueden obtener patrones de referencia que posibilitarán una gestión de las poblaciones de los barbos basada en parámetros técnicos.

2. Objetivos

El presente estudio trata de determinar los principales parámetros biométricos (i.e., longitud forcal, peso y coeficientes de forma) de tres especies de barbos: el barbo común (*Luciobarbus bocagei*), el barbo gitano (*Luciobarbus sclateri*) y el barbo de Graells (*Luciobarbus graellsii*).

También se analiza la relación entre el peso y la longitud de las tres especies de barbos mediante su dimensión fractal. Finalmente se determinan los modelos de crecimiento de Ludwig Von Bertalanffy (1938) para las tres especies barbos.

3. Metodología

La información utilizada en el estudio proviene de una base de datos de capturas en ríos, realizadas mayoritariamente con pesca eléctrica, por el Grupo de Investigación de la UPM y organismos de gestión hidrológica. Actualmente la base de datos contiene información de 14092 ocasiones de pesca eléctrica llevadas a cabo en 4239 puntos muestrales realizados en ríos peninsulares, habiéndose obtenido datos de 233344 ejemplares (Figura 1).

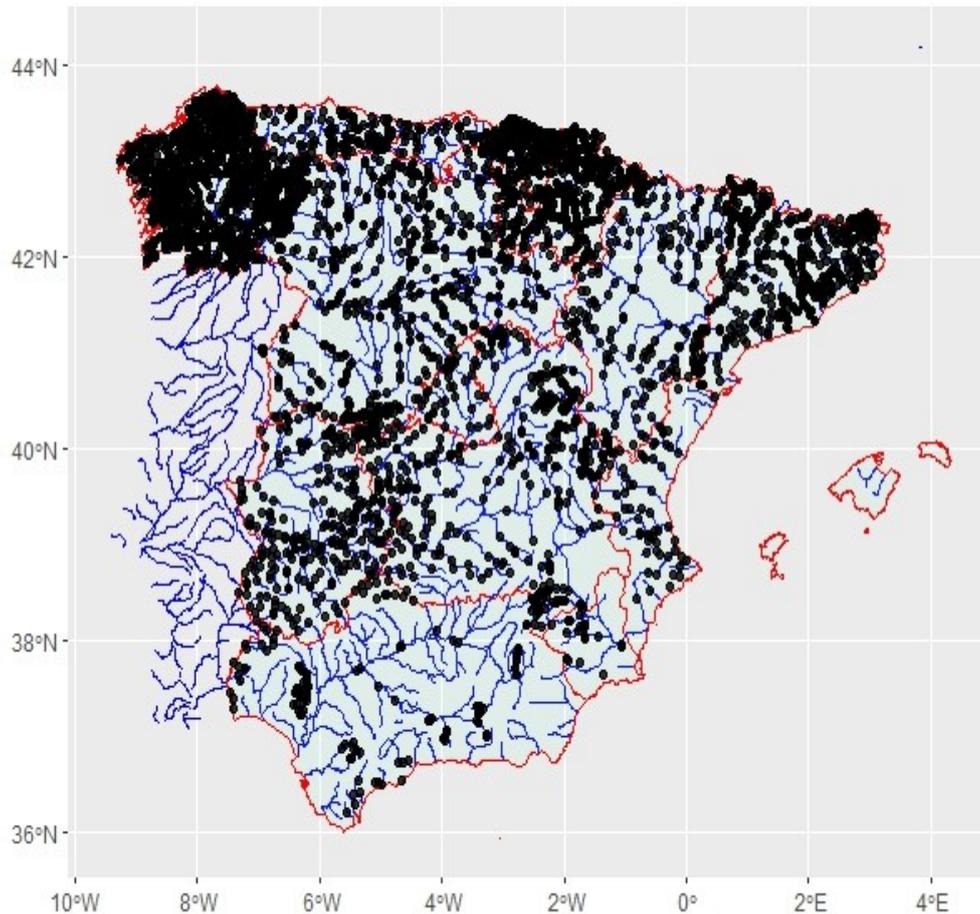


Figura 1. Distribución geográfica de los puntos de muestreo piscícola.

Las principales variables registradas son: fecha de captura, nombre del río, coordenadas geográficas del sitio, temperatura del agua, tipología del sustrato del lecho, caudal, especie capturada, peso y talla del animal. En sus inicios la base de datos había sido empleada para la caracterización de los ríos españoles (GARCÍA DE JALÓN, D. y GONZÁLEZ DEL TÁNAGO, M., 1983) y, en la última década la información contenida se utilizó para el análisis y caracterización de la trucha común (ALONSO et al., 2003; SANTIAGO et al., 2016) en un entorno de cambio global. Esta base de datos también ha sido utilizada en diferentes proyectos nacionales e internacionales como “Potencial ecológico de los ríos, POTECOL”, “Improvement and spatial extension of the European Fish Index, EFI+”, “REFORM”, (ALONSO et al., 2011; SOLANA et al., 2009; MOSSELMAN et al., 2024).

En una primera fase del trabajo se han seleccionado los registros de cada especie y se han calculado los estimadores medios de los indicadores biométricos: 1) longitud forcal L en mm, 2) peso W en gr, 3) coeficiente mórfico b , 4) dimensión fractal L , 5) superficie de la máxima sección ventral del pez S_{max} en cm^2 , 6) estimación de la altura corporal H_{max} en mm. Junto a estas seis variables se han



considerado las variables espacio-temporales de los muestreos, tales como lugar y fecha de muestreo (i.e. longitud, latitud, altitud, cuenca fluvial, día juliano, mes y año).

Las variables morfológicas analizadas han sido:

- La longitud forcal (L) es la medida del pez que va desde el extremo del hocico hasta la hendidura o ángulo de la aleta caudal, se mide en mm.
- El peso de la pieza (W) se mide en gramos. Se supone que el pez tiene una densidad aparente similar al agua, por lo que el volumen (V) y peso del animal (W) se estiman que son aproximadamente iguales.
- El coeficiente mórfico (b) es un coeficiente de forma adimensional que se obtiene a partir de la expresión: $W = a \cdot L^b$. El coeficiente mórfico se ha obtenido por regresión lineal de la transformación logarítmica del peso; $\log(W) = \log(a) + b \cdot \log(L) + \epsilon$ donde ϵ es el residuo con distribución gaussiana Gauss($\mu=0, \sigma$).
- La dimensión fractal (D) es un coeficiente de forma adimensional que se obtiene mediante la expresión $V = L^D$.
- La superficie de la sección transversal máxima (Smax) se estima bajo la suposición de que el pez es un elipsoide cuyo eje principal es L y la sección máxima se obtiene mediante $S_{max} = 1.5 \cdot W/L$, se mide en cm².
- La estimación de la altura corporal máxima (Hmax) se realiza aplicando el “ratio de altura” estimado por ENCINA y GRANADO-LORENCIO (1990) para algunas especies de barbos. El “ratio de altura” es la longitud forcal (L) dividida entre la altura máxima del cuerpo (Hmax).

Para las variables anteriores se ha analizado la relación de la longitud forcal del pez (L) con el resto de variables biométricas. Cuando se tenían datos de ambas variables se han obtenido modelos GLM (generalmente modelos LM de las transformadas logarítmicas) y cuando no había datos muestrales de la variable biométrica se ha estimado con los modelos obtenidos anteriormente.

El mayor reto del estudio es la determinación de la edad de cada animal. El registro y medición de las muestras en campo es un trabajo difícil y la estimación de la edad presenta factores subjetivos donde sólo la experiencia y el conocimiento del medio puede reducir el sesgo de la estimación. Son tres los principales métodos de determinación de la edad en los teleósteos (COWX et al., 2009): 1) basados en la observación bien directa o mediante captura-recaptura de los peces a lo largo de los años, 2) basados en el análisis de las estructuras óseas (i.e., otolitos, escamas y espinas) y 3) basados en la identificación de cohortes mediante el análisis de las distribuciones de frecuencias de las tallas o longitudes del pez.

Los métodos basados en la observación y seguimiento de los ejemplares son los más antiguos (BAGENAL 1978), aunque no han sido utilizados de forma generalizada dado el esfuerzo y dedicación temporal que requieren. Los métodos basados en el análisis de las escamas son actualmente los más certeros, pero su utilización no está generalizada en los inventarios periódicos sobre el estado ecológico de los tramos fluviales debido a la gran carga de trabajo que requieren (ROLLEFSEN, 1933; PANNELLA, 1971). Así, el análisis de cohortes es el método más utilizado (PETERSEN 1892), aunque presenta un grado de incertidumbre mayor que los métodos anteriores. Por otra parte, la calidad de los análisis de cohortes se ha mejorado con la aplicación de técnicas estadísticas computarizadas (TOMLINSON, 1971; PAULY, 1980; PAULY & DAVID, 1981; PAULY, 1984; SPARRE, 1987).



En el presente análisis se intenta obtener la edad de cada ejemplar de forma indirecta a partir de sus datos biométricos registrados. Se espera que ejemplares de la misma edad presenten tamaños, pesos y formas semejantes. Así se ha analizado el comportamiento de estas variables a lo largo de los meses y de los distintos años. En principio se ha obtenido la distribución de frecuencias de las longitudes forcales para cada mes de muestreo. Las capturas más frecuentes se han producido en septiembre (1274 piezas), agosto (845 piezas) y julio (964) siendo muy pocas las obtenidas en octubre (32 piezas), noviembre (1 pieza) y diciembre (2 piezas). En consecuencia, se ha realizado el análisis de las frecuencias de la longitud de los peces en septiembre, agosto y julio de forma separada. Desgraciadamente los resultados obtenidos a través del análisis por segregación temporal de las muestras no han sido suficientemente buenos por lo que se dirigió el análisis a la búsqueda de grupos homogéneos de las variables biométricas.

En principio se realizó un análisis multifactorial considerando las variables biométricas, longitud del pez, coeficiente de forma, dimensión fractal, superficie de la sección transversal y anchura, pero dado que la sección transversal y la altura máxima son funciones lineales se eliminaron del análisis. Sin embargo, se volvió a evidenciar una alta colinealidad tanto entre las variables biométricas como de estas con las geográficas, ambientales y temporales.

El mayor reto del estudio pasaba por obtener grupos homogéneos de las variables biométricas para asignarles una clase de edad verosímil. Para conseguirlo, se ha realizado un análisis de componentes principales (ACP) con las principales variables indicadas (i.e., morfológicas, geográficas y temporales) para reducir la colinealidad y la redundancia de la información. Obtenidas las componentes ortogonales de cada ejemplar se han clasificado las muestras en grupos homogéneos mediante agrupación K-means, donde se ha utilizado el método que minimiza la varianza interna de los grupos. El criterio para seleccionar el mejor modelo k-means ha sido la significación (p -value < 0.05) de las medias de grupo de las tres variables biométricas (i.e., longitud forcal, peso y dimensión fractal). Generalmente el modelo con más significaciones presentaba el mejor AIC, aunque no siempre primándose la significación del grupo sobre el AIC. Obtenida la mejor agrupación k-means, a cada grupo homogéneo se le ha asignado una clase de edad coherente con el valor de su centro representativo (e.g., 0+, 1+, 2+, etc...) teniendo como referencia los valores medios aportados por diferentes autores (ALMAÇA & BANARESCU, 2003; ENCINA y GRANADO LORENCIO, 1990; DOADRIO et al. 1991; OLIVEIRA et al., 2002).

Finalmente, con los grupos de edad, una vez seriados, se han construido curvas de crecimiento de la talla longitudinal mediante modelos de Ludwig Von Bertalanffy (1938).

4. Resultados

La base de datos incluye 7650 muestras de barbo común (*Luciobarbus bocagei*), 7903 muestras de barbo gitano (*Luciobarbus sclateri*), 2887 muestras de barbo de Graells (*Luciobarbus graellsii*), 55 muestras de barbo mediterráneo (*Luciobarbus guiraonis*) y 38 muestras de barbo comizo (*Luciobarbus comizo*). Sólo se analizaron las especies de barbos con un número de muestras grande: el barbo común (*L. bocagei*), el barbo gitano (*L. sclateri*) y el barbo de Graells (*L. graellsii*).



4.1. Barbo común (*Luciobarbus bocagei*)

Para analizar la forma del barbo común se ha utilizado un modelo bi-paramétrico potencial, $W = a \cdot L^b$, siendo b el coeficiente de forma. Este tipo de modelo ha generado un coeficiente b con un altísimo error estándar en las zonas donde la talla del pez L es pequeña:

$$W = 0.00002517312 \cdot L^{2.829530}$$

aunque dado el elevado número de muestras utilizadas el poder predictivo del modelo ha resultado ser muy alto $R^2=0.9927$

La dimensión fractal (D), de acuerdo con la definición $W = L^D$, muestra un comportamiento muy dependiente de la longitud del pez, L . La modelización de la dimensión fractal D en función de la longitud forcal L se ha determinado mediante un GLM (Modelo Lineal Generalizado), resultando muy significativa la longitud y presentando el modelo con un poder predictivo de $R^2= 0.9622$. El modelo obtenido para predecir la dimensión fractal D del barbo común en función de la longitud del pez L ha sido (Figura 2): $D = -1.601851 + 0.449744 \cdot \log (L)$

Dimensión fractal y longitud del pez

Figura 2. Dimensión fractal en función de la talla, *Luciobarbus bocagei*

Si se asemeja el pez a un elipsoide de ejes L (distancia forcal), H (altura máxima) y A (anchura máxima), el volumen el pez se puede estimar en $2/3 \cdot L \cdot S_{max}$, siendo S_{max} la superficie de la sección elíptica transversal máxima, que es obtenida mediante un corte transversal a $L/2$, posición de comienzo de la aleta dorsal. Se supone que la masa del pez tiene una densidad unidad (Figura 3).

Luciobarbus bocagei

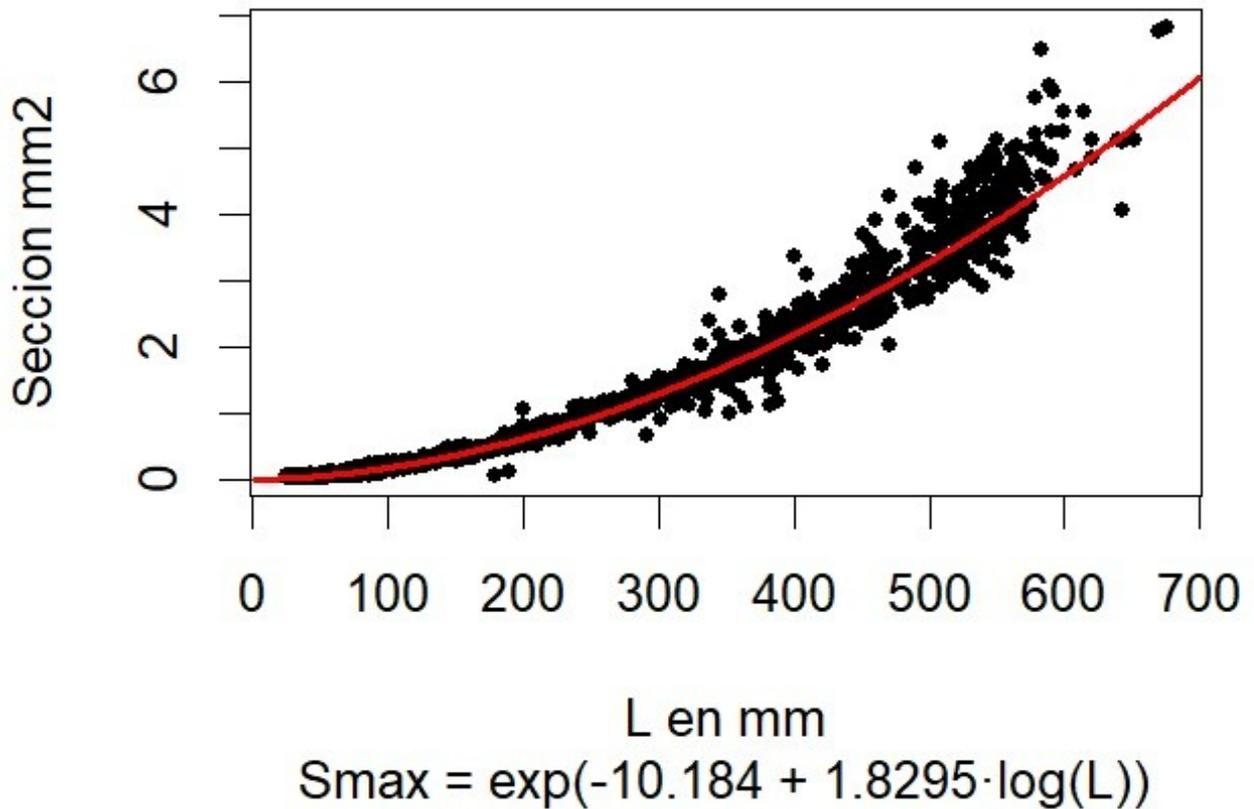


Figura 3. Modelización de la sección transversal máxima, *Luciobarbus bocagei*

A partir del peso del pez W se obtiene la estimación de la sección transversal máxima y la anchura máxima del cuerpo, A_{max} (Figura 4), sabiendo que el ratio entre la longitud forcal y la altura máxima H_{max} es 5,007 con un error estándar de 0,363 (ENCINA y GRANADO-LORENCIO, 1990).

Figura 4. Modelización de la anchura máxima del cuerpo del *Luciobarbus bocagei*

El modelo lineal presenta una alta significación en la estimación paramétrica y un alto poder predictivo $R^2=0.9528$ que asocia la anchura máxima del barbo común a la longitud del pez en mm: $A_{max} = 2.607 + 0.0817 \cdot L$

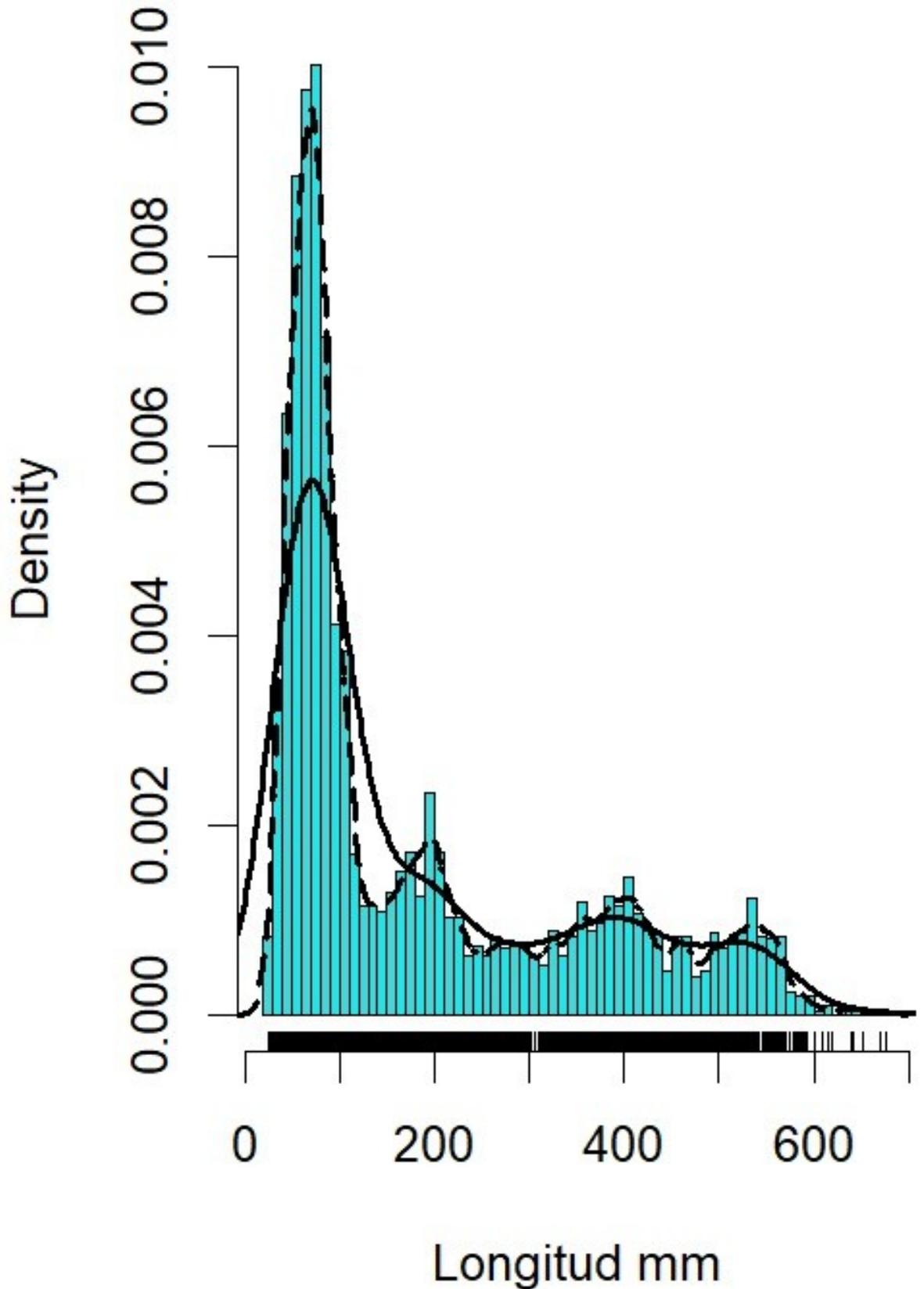
Por otra parte, la altura del pez H_{max} toma la expresión en mm: $H_{max} = 0.19972 \cdot L$

Si se analiza la distribución de las tallas de la totalidad de muestras, se observa que el número de registros de tallas pequeñas es enorme en comparación con las



otras tallas lo que distorsiona la distribución de las cohortes e imposibilita la aplicación de los métodos clásicos de cohortes. Se han probado distintos métodos de mixturas gaussianas y tamaños de Kernel y ninguno ha mostrado un poder discriminante que sea coherente con las tallas que la bibliografía asigna a las diferentes cohortes (Figura 5).

Histograma de tallas: 2011



Para estimar la edad se han tomado las variables L, W, D, mes, día y coordenadas geográficas del muestreo y se ha realizado un Análisis de Componentes Principales (ACP), obteniéndose que las dos primeras componentes principales explican el 99,67% de la variabilidad del sistema pero en ellas solo contribuyen significativamente el peso W y la longitud L. Con las dos primeras componentes del ACP se ha realizado una batería de análisis k-means con diferente número de centros (de 10 a 16 grupos). Como resultado se ha obtenido que el análisis con el máximo número de grupos significativos en la discriminación de tallas, pesos y dimensión fractal, es el formado por 12 clases. Para estos grupos funcionales de edad han calculado los valores medios y percentiles más importantes de las tres variables biométricas principales: L, W y D (Tablas 1, 2 y 3).

*Tabla 1. Estimaciones de la longitud L en mm para los grupos de edad del *Luciobarbus bocagei*.*

Clase de edad	Mínimo	Q2.5%	Media	Q50%	Q97.5%	Máximo	Crecimiento medio anual
0+	25	31	58.97	60	80	82	58.9
1+	81	82	103.8	99	147	155	44.8
2+	151	156	192.7	193	233	250	88.9
3+	236	241	275.4	275	317	353	82.7
4+	301	305	337.7	336	383	388	62.3
5+	332	343	377.7	378	411	422	39.9
6+	345	385	415.6	412	458	471	37.9
7+	400	425	459.9	460	501	509	44.3
8+	451	460	506	510	541	558	46.1
9+	471	494	535.3	536	569	570	29.2
10+	508	531	562.1	561	615	642	26.8
11+	579	580	615.9	600	673	675	53.9

*Tabla 2. Estimaciones del peso W en gramos para los grupos de edad del *Luciobarbus bocagei*.*

Clase de edad	Mínimo	Q2.5%	Media	Q50%	Q97.5%	Máximo	Crecimiento medio anual
0+	1	3.1	3	7	10	3.1	
1+	4	13.4	11	33	46	10.3	
2+	6	75.1	72	131	140	61.6	
3+	129	202.5	202	269	277	127.4	



4+	262	273	341.7	340	404	408	139.2
5+	417	422	493.2	494	564	572	151.5
6+	570	573	649.9	648	752	759	156.7
7+	775	777	874.5	877	991	994	224.6
8+	1010	1016	1129.2	1116	1255	1264	254.7
9+	1270	1275	1408.8	1399	1553	1563	279.6
10+	1574	1578	1733.9	1714	1977	2010	325.2
11+	2060	2060	2324.1	2220	3046	3060	590.2

*Tabla 3. Estimaciones de la Dimensión Fractal D para los 12 grupos de edad del *Luciobarbus bocagei**

Clase de edad	Mínimo	Q2.5%	Media	Q50%	Q97.5%	Máximo	Crecimiento medio anual
0+	-0.5	-0.197	0.2009	0.2657	0.4565	0.5255	0.2009
1+	0.3104	0.3642	0.5294	0.5201	0.7035	0.7693	0.3286
2+	0.345	0.7169	0.8085	0.8123	0.8935	0.9327	0.279
3+	0.8561	0.897	0.9425	0.9447	0.9835	0.9974	0.134
4+	0.9442	0.9632	1.0011	1.0026	1.0242	1.0302	0.0586
5+	1.0158	1.0227	1.0445	1.0457	1.0655	1.0805	0.0434
6+	1.0485	1.0549	1.0738	1.0735	1.0935	1.1057	0.0293
7+	1.0829	1.0847	1.1045	1.1054	1.1257	1.1339	0.0307
8+	1.1045	1.1108	1.1288	1.1276	1.1527	1.1565	0.0243
9+	1.1313	1.1332	1.1539	1.155	1.1726	1.1836	0.0251
10+	1.1542	1.1598	1.1777	1.1771	1.1952	1.1959	0.0238
11+	1.1885	1.1887	1.2058	1.2037	1.2318	1.232	0.0281

Una vez se han asignado las clases de edad y sabiendo el día de muestreo se puede desarrollar una función que asocie la longitud al tiempo de vida del animal, siguiendo el modelo de Ludwig Von Bertalanffy (LVB, 1938), $L(t) = L(t=\max) \cdot (1 - \exp(-K \cdot (t-t_0)))$, donde $L(t)$ es la longitud del pez en el tiempo t , t_0 es el tiempo para la longitud mínima muestreada y K es el parámetro del modelo exponencial LVB (Gulland, 1983; Ricker, 1975; Gallucci & Quinn, 1979) (Figura 6).

Figura 6. Modelo LVB para la longitud forcal del pez (*Luciobarbus bocagei*)

El modelo de Ludwig Von Bertalanffy (LVB) obtenido para el barbo común ha sido $L(t) = 710 \cdot (1 - \exp(-0.1510 \cdot (t-t_0)))$ con un error estándar residual de 37.68mm

4.2. Barbo gitano (*Luciobarbus sclateri*)

El número de registros utilizados de barbo gitano (*Luciobarbus sclateri*) ha sido 7903, pero solo 56 de ellos presentaron mediciones del peso del animal.

En la modelización bi-paramétrica del coeficiente de forma, $W = a \cdot L^b$, el modelo GLM alcanzado ha sido $\log(W) = -10.48280 + 2.8646 \cdot \log(L)$ donde el coeficiente de regresión ó coeficiente de forma $b = 2.8646$ tiene un error estándar de 0.0682 y con un poder predictivo con $R^2=0.9703$.

La modelización de la dimensión fractal media es $W = L^{0.9214}$, obteniéndose $D = -1.2320 + 0.39642 \cdot \log(L)$ como mejor modelo para estimar la dimensión fractal D .

La sección transversal máxima del barbo gitano es $\log(S_{max}) = -7.7747 + 1.8646 \cdot \log(L)$ presentando un $R^2=0.9326$.

Una vez calculada la sección transversal máxima, S_{max} , se puede estimar la Altura máxima, A_{max} , habiéndose obtenido una ratio entre la longitud forcal y la altura máxima para el barbo gitano de 5.0749 con error estándar de 0.402 (n=18 ejemplares).

La anchura máxima del pez, A_{max} , se ha obtenido a partir de la S_{max} , pudiéndose modelizar con un GLM tal que $A_{max} = 5.448 + 0.107 \cdot L$, modelo que presenta un limitado poder predictivo $R^2=0.545$.

Para estimar los grupos de edad se ha realizado el mismo procedimiento que para el barbo común, seleccionando las principales variables biométricas, geográficas y temporales y mediante un ACP se han generado unas coordenadas ortogonales independientes que posteriormente se han sometido a una batería de análisis de agrupamiento k-means. Los resultados del ACP reflejan que con sólo dos componentes se llega a explicar el 99.99% de la variabilidad del sistema. Con las dos primeras componentes principales se ha realizado una batería de análisis de clúster k-means, resultando que el análisis para 8 grupos es el que clasifica mejor la muestra, pues las medias de todos los grupos homogéneos han sido significativas ($p\text{-value} < 0.05$) para las tres variables más importantes: la longitud forcal, el peso y la dimensión fractal (Tablas 4,5 y 6).

Tabla 4. Estimaciones de la longitud L en mm para los grupos de edad del *Luciobarbus sclateri*.



Clase de edad	Mínimo	Q2.5%	Media	Q50%	Q97.5%	Máximo	Crecimiento medio anual
0+	67	72	124.1	112	213	232	124.1
1+	154	154	154	154	154	154	29.9
2+	204	204	255.8	260	306	316	101.9
3+	246	249	276	274	305	310	20.1
4+	235	236	282	291	314	315	6
5+	335	335	335	335	335	335	53
6+	356	357	388	388	418	420	53
7+	397	397	409	415	415	415	21

Tabla 5. Estimaciones del peso W en gramos para los grupos de edad del Luciobarbus sclateri

Clase de edad	Mínimo	Q2.5%	Media	Q50%	Q97.5%	Máximo	Crecimiento medio anual
0+	4	5	32.7	21	101	112	32.7
1+	184	184	184.6	184	184	184	152
2+	114	118	206.4	210	302	318	21.8
3+	214	218	272.3	270	342	350	65.9
4+	268	270	330	343	373	374	57.8
5+	445	447	495	490	547	550	165
6+	683	686	761.5	761	836	840	266.5
7+	870	878	978.2	1032	1032	1032	216.7

Tabla 6. Estimaciones de la Dimensión Fractal D para los 12 grupos de edad del Luciobarbus sclateri



Clase de edad	Mínimo	Q2.5%	Media	Q50%	Q97.5%	Máximo	Crecimiento medio anual
0+	0.3629	0.3985	0.6421	0.6497	0.8585	0.8671	0.6421
1+	1.0359	1.0359	1.0359	1.0359	1.0359	1.0359	0.3938
2+	0.8897	0.8951	0.9548	0.9605	0.9979	1.0006	-0.0811
3+	0.9746	0.9758	0.9961	0.9927	1.0196	1.0211	0.0412
4+	1.024	1.0241	1.0275	1.0278	1.0304	1.0305	0.0314
5+	1.0488	1.0496	1.0665	1.0654	1.0842	1.0852	0.0389
6+	1.1109	1.111	1.1128	1.1128	1.1146	1.1147	0.0463
7+	1.1311	1.1321	1.1444	1.1511	1.1511	1.1511	0.0316

A los 8 grupos se les ha asignado las clases de edad 0+, 1+, 2+,3+,4+, 5+ 6+ y 7+ y se ha estimado mediante modelización no lineal el mejor modelo LVB, resultando el modelo de crecimiento: $L = 443 \cdot (1 - \exp(-0.3198 \cdot (t-0.4876)))$ con un error residual de 59.49 mm (Figura 7).

Modelo de crecimiento longitudinal *Luciobarbus sclateri*

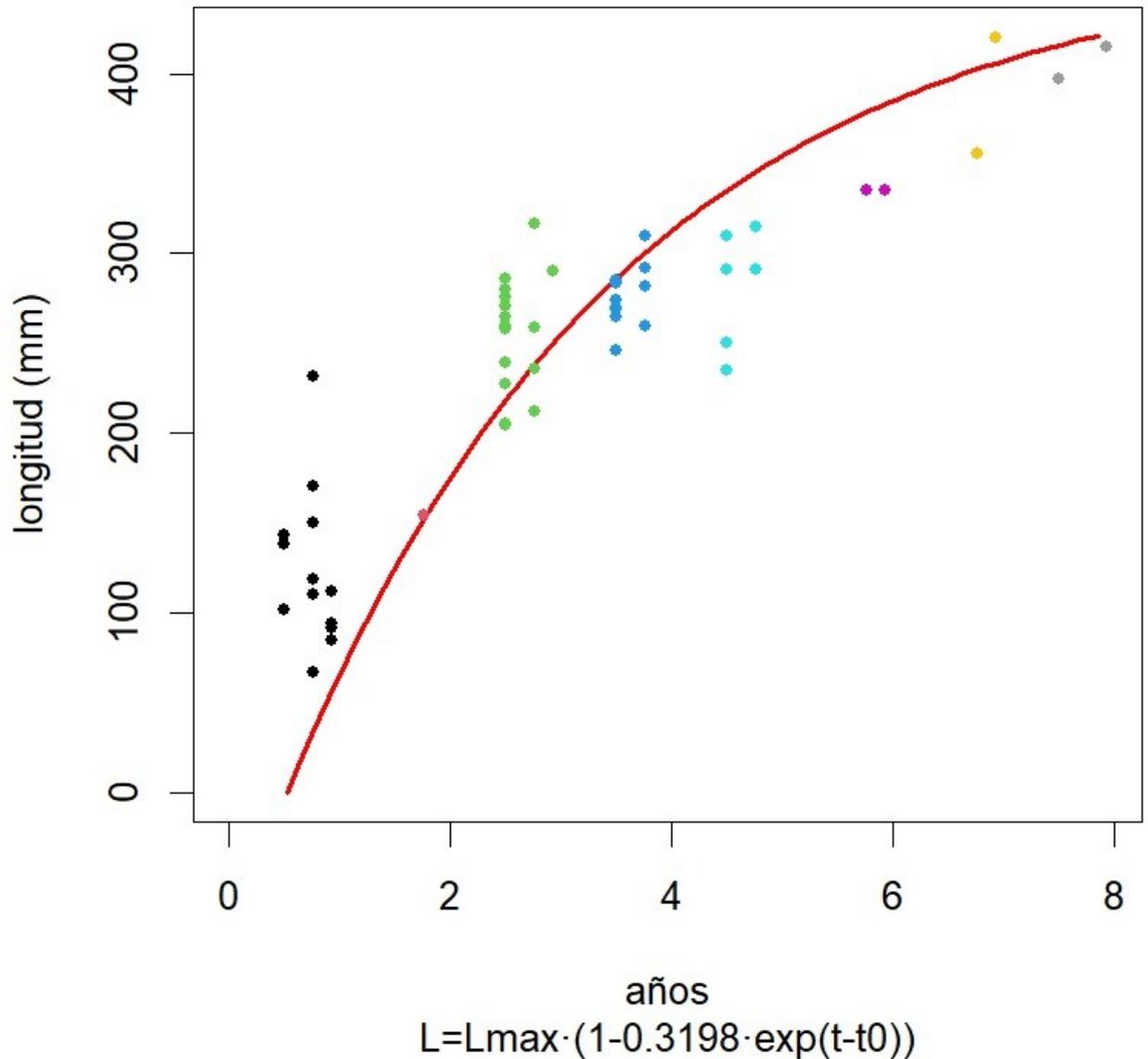


Figura 7 Modelo de Von Bertalanffy para el barbo gitano (*Luciobarbus sclateri*)

4.3. Barbo de Graells (*Luciobarbus graellsii*)

El número de registros de barbo de Graells (*Luciobarbus graellsii*) ha sido 2887. La modelización bi-paramétrica $W = a \cdot L^b$ del coeficiente de forma se ha realizado mediante un modelo GLM obteniéndose $\log(W) = -1.216 + 3.140 \cdot \log(L)$, por lo que el coeficiente de forma es $b = 3.140$.

La modelización de la dimensión fractal media es $W = L^{0.4922}$ y el modelo para estimar la dimensión fractal D es $D = -2.1900 + 0.5751 \cdot \log(L)$.

La sección transversal máxima se modeliza con $\log(S_{\max}) = -9.386 + 2.1364 \cdot \log(L)$ presentando un $R^2 = 0.992$

La anchura máxima del barbo de Graells se ha obtenido a partir de la Smax, pudiéndose modelizar con un GLM tal que $A_{max} = -1.7148 + 0.1122 \cdot L$, modelo que presenta un poder predictivo de $R^2=0.9586$.

Para realizar los grupos de edad se ha realizado el mismo procedimiento que para el barbo común y gitano, seleccionando las principales variables biométricas, geográficas y temporales y mediante un ACP se han generado unas coordenadas ortogonales independientes. Posteriormente se ha realizado una batería de análisis de agrupamiento k-means. La mejor partición es la que genera 11 grupos homogéneos donde se han calculado, mediante modelos GLM, los valores promedio de cada grupo de edad.

*Tabla 7. Estimaciones de la longitud L en mm para los 11 grupos de edad del *Luciobarbus graellsii*.*

Clase de edad	Mínimo	Q2.5%	Media	Q50%	Q97.5%	Máximo	Crecimiento medio anual
0+	25	33	50.1	49	72	73	50.1
1+	74	77	96.8	97	117	120	46.6
2+	119	121	139.8	139	163	165	42.9
3+	161	163	184.5	184	207	213	44.7
4+	200	202	223.9	223	247	252	39.3
5+	233	234	257.3	257	284	284	33.4
6+	266	270	291.6	290	324	331	34.2
7+	307	308	340	338	382	388	48.4
8+	365	367	398.7	400	430	436	58.7
9+	409	409	447.3	453	481	491	48.5
10+	468	468	503.4	505	548	552	56.1

*Tabla 8. Estimaciones del peso W en gramos para los 11 grupos de edad del *Luciobarbus graellsii*.*

Clase de edad	Mínimo	Q2.5%	Media	Q50%	Q97.5%	Máximo	Crecimiento medio anual
0+	0.1	0.3	1.4	1	3.8	4	1.4
1+	3.6	4	10	9	18	20	8.6
2+	16	17	30.8	29	48	52	20.8
3+	45	49	72.5	71	100	103	41.7
4+	96	99	130	127	167	169	57.4
5+	164	171	207.2	205	255	260	77.2



6+	256	259	312.3	307	390	401	105.2
7+	411	414	499.8	482	621	621	187.5
8+	669	684	776.9	775	906	922	277.1
9+	976	978	1120.9	1098	1399	1428	343.9
10+	1515	1517	1808.3	1874	2089	2098	687.5

Tabla 6. Estimaciones de la Dimensión Fractal D para los 11 grupos de edad del *Luciobarbus graellsii*

Clase de edad	Mínimo	Q2.5%	Media	Q50%	Q97.5%	Máximo	Crecimiento medio anual
0+	-0.573	0.013	0.0348	0.3122	0.3478	0.013	
1+	0.3027	0.4859	0.493	0.6093	0.6282	0.4729	
2+	0.5781	0.6856	0.6857	0.7676	0.7827	0.1996	
3+	0.7455	0.8171	0.8161	0.8717	0.8765	0.1314	
4+	0.8522	0.8974	0.8979	0.9375	0.9411	0.0803	
5+	0.9218	0.9598	0.9581	0.9931	0.9964	0.0623	
6+	0.9765	1.0109	1.0113	1.0418	1.0466	0.0511	
7+	1.0363	1.065	1.0656	1.0956	1.0991	0.054	
8+	1.0905	1.111	1.111	1.1293	1.1394	0.046	
9+	1.1279	1.1497	1.1486	1.1759	1.1768	0.0387	
10+	1.1884	1.2043	1.2053	1.2194	1.2197	0.0545	

El modelo de LVB para las longitudes forcales y edades del barbo de Graells obtenido es $L = 1 - \exp(-0.1229 \cdot (t-t_0))$

, siendo t_0 el día juliano 166 lo que en años es 0.455 años, el modelo presenta un error estándar residual de 24.25 mm. (Figura 8)

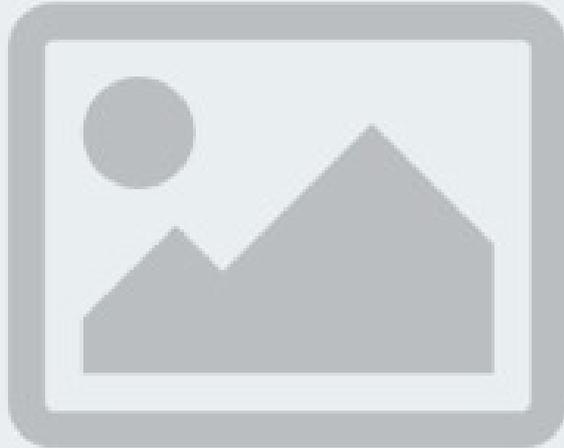


Figura 8. Modelo LVB para las tallas de *Luciobarbus graellsii*

5. Discusión

El número de elementos muestrales utilizados para realizar los modelos ha sido determinante para alcanzar resultados más verosímiles. Así, los modelos del barbo común se han mostrado más robustos y con mayor poder predictivo que los modelos del barbo de Graells y, a su vez, estos son mejores que los del barbo gitano.

En los modelos del barbo gitano, donde sólo se han utilizado 55 datos, se han obtenido algunos parámetros de fiabilidad limitada. Por ejemplo, el número de grupos que ha generado la metodología ha sido el menor, 8 grupos de edad, lo que puede deberse a la existencia de grupos de edad que engloban varios años. Así mismo, en las modelizaciones de las longitudes y pesos para los barbos gitanos se han obtenido valores cuestionables con crecimientos muy pequeños en algunos grupos: entre 3+ y 4+ crecen solo 6 mm, pero entre 1+ y 2+ crecen 101.9 mm, también en peso pasan de 152 gramos entre 1+ y 2+ a 21 gramos entre 2+ y 3+.

La modelización de la dimensión fractal, principalmente para las clases de edad



de peces mayores, se comporta asintóticamente muy bien, lo que indica una constancia en la forma del pez que facilita la clasificación por grupos de edad.

Cuando se ha utilizado el histograma de frecuencia de las muestras mezclando todos los sitios y años de muestreo, se ha producido una sobreabundancia de clases de poca edad que han alterado la escala de la función de densidad de la población, impidiendo visualizar donde se encontraban las máximas frecuencias de las clases de edad mayores (PAULY, 1984; SPARRE 1987).

En la generación de grupos homogéneos mediante k-means se ha visto que en muchos modelos k-means tentativos aparecían dos grupos homogéneos dentro del primer año de vida 0+, se considera que se debía a abundantes muestras de alevines que el sistema no alcanza a agruparlos en la misma clase de edad, y que se presume que están vinculados a los muestreos de junio-julio y los muestreos de agosto-septiembre del grupo 0+.

Al evaluar la forma del pez se ha trabajado con dos indicadores, el coeficiente de forma "b" relativo a una modelo lineal de los logaritmos del peso y la longitud y la dimensión fractal; en este dilema, la dimensión fractal ha alcanzado modelos más simples y más robustos que los coeficientes de forma, aunque en algunas ocasiones la modelización bi-paramétrica presentaba lógicamente mejores coeficientes de determinación.

Las estimaciones de la superficie máxima transversal ha sido un hallazgo como variable intermedia para la estimación de la altura máxima del pez. Este indicador puede ser de especial importancia para la extracción de ratios y variables a través de fotografías de ejemplares.

Los modelos de Ludwig Von Bertalanffy para la predicción de la longitud forcal del pez en función del tiempo siempre han mostrado un poder predictivo superior que los modelos del peso y estos generalmente fueron mejores que los modelos de la dimensión fractal. Estos modelos pueden servir de herramienta para establecer condiciones de referencia en función de la talla del pez (LOGEZ & PONT, 2011). Por otra parte, estos estudios morfométricos pueden complementar los estudios de condiciones de referencia basados en la composición de las comunidades piscícolas, como el European Fish Index (SOLANA et al., 2009).

La utilización de k-means como procedimiento para obtener los grupos homogéneos de edad ha resultado ser muy apropiados, especialmente para el barbo común y el barbo de Graells, aunque hay que profundizar en la búsqueda de un criterio de selección del número de grupos homogéneos que incluya información sobre la significación de las medias de grupo y sobre la coherencia con las curvas de crecimiento de Ludwig Von Bertalanffy.

El conocimiento de los coeficientes mórficos de los barbos para diferentes edades, así como las longitudes y pesos ideales de cada edad facilitan indicadores y umbrales realistas, siendo utilizables como condiciones de referencia de crecimiento de las poblaciones y permitiendo calificar las poblaciones que habitan en un tramo de río (LOGEZ, M. & PONT, D., 2011). Sin embargo, quedan aún sin estimar la influencia del régimen de caudales y de temperaturas de los ríos.

El estudio e inventariación de estos elementos ambientales junto con la caracterización de sedimentos y de la geomorfología facilitará indicadores de gestión. En este sentido, la relación entre la longitud del pez, la temperatura del agua y la capacidad de salto se está actualmente investigando (GARCIA-DIAZ R. et al., 2022), lo que facilita el análisis de la conectividad real de los ríos interrumpidos



por azudes y barreras transversales de escasa utilidad actual. Este análisis de conectividad atendiendo a la capacidad de salto de los reproductores adultos facilita el estudio de los lugares de freza actuales y potenciales.

6. Conclusiones

La utilización de bases de datos sobre capturas de peces recolectadas en largos periodos temporales facilita la obtención de umbrales de referencia y modelos de crecimiento en longitud, peso y evolución de la forma del pez. Estos modelos y valores estables de referencia son herramientas para evaluar el estado de las poblaciones piscícolas ante las perturbaciones ambientales, climáticas y antrópicas.

Mediante el análisis clasificatorio de las variables morfológicas de longitud forcal, peso y forma, se ha podido estimar la edad de los ejemplares y también obtener valores medios para las cohortes de las poblaciones del barbo común, el barbo gitano y el barbo de Graells.

La mejor modelización de las cohortes se ha obtenido con la longitud forcal del pez. Los modelos realizados con la dimensión fractal han sido inferiores a los anteriores pero han presentado también un alto poder predictivo y una alta coherencia interpretativa.

Como producto final del estudio se han obtenido las curvas de crecimiento de Von Bertalanffy del barbo común (error estándar = 37.7mm), del barbo gitano (error estándar = 59.5mm) y del barbo de Graells (error estándar=24.3mm).

Los resultados obtenidos para la población de los barbos común y de Graells se consideran muy robustos y poco sesgados debido al elevado número de datos multidimensionales manejados, por este mismo motivo los resultados relativos al barbo gitano deben de ser utilizados con cierta cautela dado el escaso número de muestras utilizado.

7. Agradecimientos

Se agradece a la empresa Ecohidráulica S.L. la aportación de su base de datos de muestreos piscícolas para la realización de este estudio.

8. Bibliografía

ALMAÇA, C. & BANARESCU, P. M., 2003. *Barbus bocagei* Steindachner, 1865. pp. 99-112. En: Banarescu, P. M., Bogutskaya, N. G. (Eds.). *The Freshwater Fishes of Europe*. Vol. 5/II. Cyprinidae 2. Part II: *Barbus*. Aula Verlag, Wiebelsheim.

ALONSO, C. ; GORTÁZAR, J. & GARCÍA DE JALÓN, D., 2010. Trucha común–*Salmo trutta*. *Enciclopedia Virtual de los Vertebrados Españoles*, 2(9):1-13

ALONSO, C.; GARCÍA DE JALÓN, D. & MARCHAMALO, M., 2011. Fish communities as indicators of biological conditions of rivers: Methods for reference conditions. *Ambientalia SPI*, 2011:1-12



BAGENAL, T., 1978. Methods for assessment of fish production in fresh Waters. Blackwell Scientific Publication, London.

COWX, I.G.; HARVEY, J. & NOBLE, R. 2009. Practical Methods in Fisheries Assessment. Hull International Fisheries Institute. Hull, UK.

ENCINA, L. & GRANADO-LORENCIO, C., 1990. Morfología trópica en el género *Barbus*. *Limnetica*, 6: 35-46

GALLUCCI, V.F. & QUINN, T.J., 1979. Reparameterizing, fitting, and testing a simple growth model. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 108:14-25

GARCÍA DE JALÓN, D. & GONZÁLEZ DEL TÁNAGO, M., 1983. Estudio biotipológico de las comunidades piscícolas de la cuenca del Duero [España]. *Boletín de la Estación Central de Ecología* 12:1-12

GARCIA-DÍAZ, R., MANZANO-RODRIGUEZ, A. & GARCÍA DE JALÓN, D., 2022. Transversal barrier heights that brown trout are able to overcome during migrations: Application to three mountain rivers of the Iberian peninsula. *Ecological Engineering*, 181: 106686

GULLAND, J.A., 1983. *Fish Stock Assessment*. Wiley, Chichester, UK

LOBÓN-CERVIA, J. & FERNÁNDEZ-DELGADO, C., 1984. On the biology of the barbel (*Barbus barbus bocagei*) in the Jarama river. *Folla zoologica*, 33(4):371-384

LOGEZ, M. & PONT, D., 2011. Development of metrics based on fish body size and species traits to assess European coldwater streams. *Ecol. Indic.*, 11: 1204-1215.

MOSELMAN, E.; RINALDI, M. & GARCÍA DE JALÓN, D., 2024. The European REFORM Project for Hydromorphological Quality in River Basin Management. In M. N. Rashed (Ed.), *Inland Waters: Ecology, Limnology and Environmental Protection (Environmental Sciences)*. IntechOpen. <https://doi.org/10.5772/intechopen.1005401>

OLIVEIRA, J.M.; FERREIRA, A.P. & FERREIRA, M.T., 2002. Intrabasin variation in age and growth of *Barbus bocagei* populations. *J. Appl. Ichthyon*, 18: 134-139

PANNELLA, G., 1971. The otoliths: Daily growth layers and periodical patterns. *Science*, 173: 1124-1127

PAULY, D. & DAVID, W., 1981. ELEFAN 1, BASIC Program for the Objective Extraction of Growth Parameters from Length-Frequency Data. *Meeresforsch*, 28: 205-211.



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.

PIERCE, C.L.; RASMUSSEN, J.B.; LEGGETT, W.C., 1996. Back-Calculation of Fish Length from Scales: Empirical Comparison of Proportional Methods. *Trans. American Fisheries Society*, 125:889-898

RICKER, W.E., 1975. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Board Can.* 191

ROJO, A. y RAMOS, P., 1982. Contribución al conocimiento de la biometría y osteología de *Barbus barbus bocagei*, Steindachner, 1866 (Pisces: Cyprinidae). *Doñana Acta Vertebrata*, 9: 27-39

ROLLEFSEN, G., 1933. The otoliths of the cod. Preliminary report. *Fish.Dir.Skr. (Ser Havunders)* 4, 14pp

RUIZ - LEGAZPI, J.; SANZ-RONDA, F.J.; BRAVO-CÓRDOBA, F.J.; FUENTES-PÉREZ, J. & CASTRO-SANTOS, T., 2018. Influencia de factores ambientales y biométricos en la capacidad de nado del barbo ibérico (*Luciobarbus bocagei*, Steindachner, 1864), un ciprínido potamódromo endémico de la Península Ibérica. *Limnetica*, 37(2): 251-265

SALVADOR, A., 2012. Barbo común-*Luciobarbus bocagei* (Steindachner, 1864). In *Enciclopedia Virtual de los Vertebrados Españoles*. Sociedad de Amigos del MNCN-MNCN-CSIC

SANTIAGO, J.M; GARCÍA DE JALÓN, D.; ALONSO, C.; SOLANA, J.; RIBALAYGUA, J.; PÓRTOLES, J. & MONJO, R., 2016. Brown trout thermal niche and climate change: Expected changes in the distribution of cold-water fish in central Spain. *Ecohydrology* 9 (3): 514-528

SOLANA GUTIÉRREZ, J., ALONSO GONZÁLEZ, C., BEJARANO CARRIÓN, M.D., GARCÍA-DE-JALÓN LASTRA, D., GARCÍA-DE-JALÓN GONZÁLEZ, D.; BADA P. & PONT, D., 2010. Modelización paneuropea de las comunidades piscícolas para la determinación del estado ambiental de los ríos: aplicación a la cuenca del Tajo.



Cuadernos de la S.E.C.F. Centro de Investigaciones Forestales. CIF-Lourizán

SOLANA GUTIERREZ, J.; GARCÍA DE JALÓN LASTRA, D.; PONT, D., BADI, P.; LOGEZ, M.; NOBLE, R.; SCHINEGGER, R.; HAIDVOGL, G.; MELCHER, A. & SCHMUTZ, S., 2009. Manual for the application of the new European Fish Index - EFI+. A fish-based method to assess the ecological status of European running waters in support of the Water Framework Directive. Monografía Wien.

SPARRE, P., 1987. FAO package of computer programs for fish stock assessment FAO Fish.Tech.Pap. 101, suppl.2. FAO, Rome.

TOMLINSON, P.K., 1971. NORMSEP: Normal distribution separation. In Abramson, N.J. (ed.) Computer programs for fish stock assessment. FAO Fish. Tech.Pap. No 101. FAO. Rome

VON BERTALANFFY, L., 1938. A quantitative theory of organic growth (Inquiries on growth laws II). Human Biol. 10: 181-213