
Estrategia de crecimiento de *Atherina boyeri* Risso, 1810 (Pisces: Atherinidae) en la laguna costera del Mar Menor (SE Península Ibérica).

Growth strategy of *Atherina boyeri* Risso, 1810 (Pisces: Atherinidae) in the Mar Menor coastal lagoon (SE Iberian Peninsula).

A. ANDREU-SOLER*, F.J. OLIVA-PATERNA* & M. TORRALVA*



RESUMEN

Los parámetros relacionados con la edad y crecimiento de *Atherina boyeri* Risso, 1810, en el Mar Menor, fueron estudiados a partir de muestras procedentes de capturas comerciales entre noviembre de 1997 y septiembre de 1998. Las longitudes máximas observadas fueron de 94 mm (LF) en las hembras y 87 mm (LF) en los machos. La determinación de la edad, basada en la lectura de escamas y contrastada mediante los análisis de las distribuciones de frecuencias de talla, puso de manifiesto que la población está estructurada en cuatro clases de edad (máximo 3+). La condición somática fue similar en ambos sexos, con un mínimo en junio y máximos en noviembre y abril. Machos y hembras mostraron un pico en el ciclo hepático en mayo y abril, respectivamente.

• **PALABRAS CLAVE:** *Atherina boyeri*, Edad, Crecimiento, Condición Somática, Ciclo Hepático, Laguna Costera, Mar Menor.

ABSTRACT

The age and growth of *Atherina boyeri* Risso, 1810, in the Mar Menor, were studied in samples taken from commercial catches obtained between November 1997 and September 1998. The maximum lengths were 94 mm (LF) in females and 87 mm (LF) in males. Age determination based on scale readings and validated by length frequency analysis showed a 3-year life cycle. The somatic condition was similar for both sexes, with a minimum in June and maximums in November and April. Males and females showed a peak in hepatic cycle in May and April, respectively.

• **KEY WORDS:** *Atherina boyeri*, Age, Growth, Somatic Condition, Hepatic Cycle, Coastal Lagoon, Mar Menor.

LABURPENA

Itsas Txikian *Atherina boyeri* Risso, 1810-ren adin eta hazkundearekin lotutako parame-
troak aztergai izan ziren, 1997ko azarotik 1998ko irailera bitartean egindako harrapaketa

* Universidad de Murcia. Departamento de Zoología y Antropología Física.
30100 Murcia • España.
asun@um.es

komertzialetatik zetozen laginetatik abiatuta. Gehieneko luzerak 94 mm-koak (LF) eme-etan eta 87 mm-koak (LF) arretan izan ziren. Adinaren zehaztapenak, ezkatzen irakurketan oinarrituta eta taila-maiztasunen banaketaren azterketa bidez alderatuta, agerian utzi zuen populazioa lau adin motatan egituratuta zegoela (gehienez 3+). Izaera somatiko antzekoa izan zen bi sexuetan, ekainean gutxienekoa eta azarotik apirilera gehienekoa izanik. Ar eta emeen ziklo hepatikoan punta agertu zen maiatzean eta apirilean, hurrenez hurren.

• **GAKO-HITZAK:** *Atherina boyeri*, adin, hazkunde, izaera somatiko, ziklo hepatiko, itsas ertze-ko aintzira, Itsas Txiki.



INTRODUCCIÓN

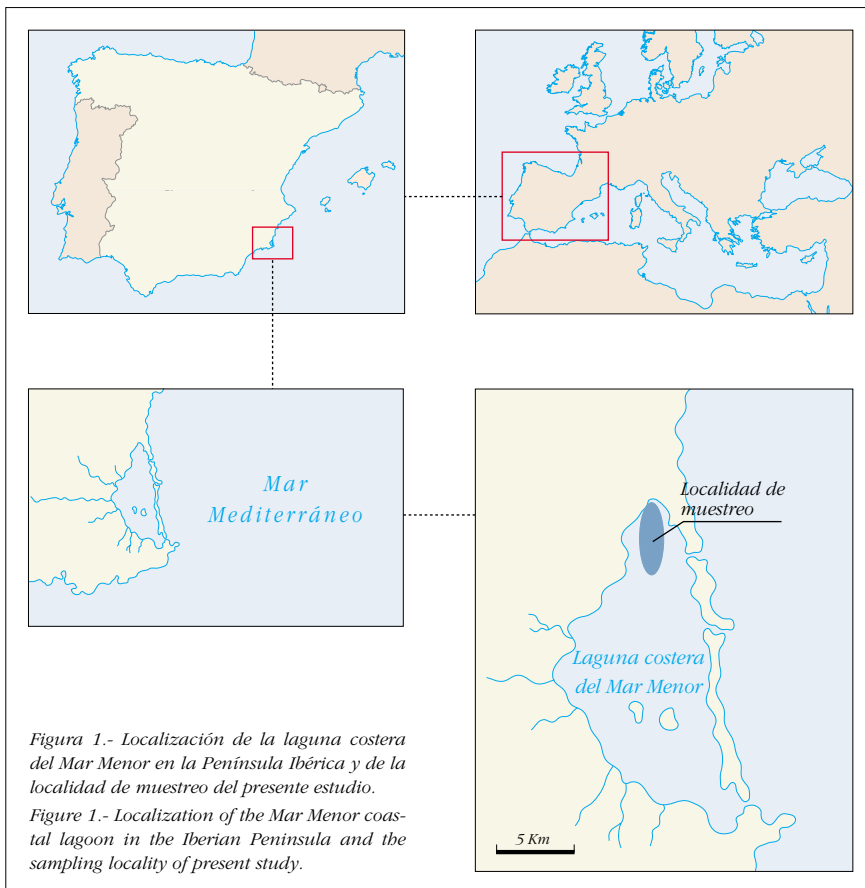
Atherina boyeri Risso, 1810, es un aterínido de pequeño tamaño cuyas poblaciones más importantes se encuentran en las zonas salobres del litoral, aguas costeras próximas a las orillas y estuarios, incluyendo lagunas costeras con un amplio rango de salinidades, desde condiciones dulces a hipersalinas. Asimismo, muestra una habilidad sorprendente para invadir y aclimatarse dentro de nichos de agua dulce vacantes (HENDERSON & BAMBER, 1987). Presenta un amplio rango de distribución cubriendo toda la cuenca mediterránea y mares adyacentes, así como la costa atlántica europea (QUIGNARD & PRAS, 1986). Dicha amplitud en su distribución está relacionada con la gran plasticidad fenotípica que, en relación con su adaptación a una alta variabilidad en parámetros ambientales, presenta la especie y que ha provocado que exista una alta producción bibliográfica sobre la taxonomía y variabilidad morfológica de ésta (MARFIN, 1982a; HENDERSON & BAMBER, 1987; CREECH, 1991; FOCANT *et al.*, 1999; entre otros). No obstante, en otros aspectos como la biología y ecología de la especie, la falta de información, especialmente en la Península Ibérica, es notable (FERNÁNDEZ-DELGADO & HERNANDO, 1982; SOSTOA, 1983; FERNÁNDEZ-DELGADO *et al.*, 1988).

Esta carencia de estudios contrasta con el alto interés pesquero que la especie presenta en todo el litoral mediterráneo. A modo de ejemplo, en la laguna costera del Mar Menor (SE de la Península Ibérica) las capturas de *A. boyeri* se han triplicado en un período de 3 años (1998-2000), siendo una de las especies comerciábiles de mayor interés de dicha laguna.

El efecto que dicha actividad extractiva debe estar ejerciendo sobre las fases vitales de la especie en la laguna (VIZCAÍNO, 1997), aumenta la importancia del presente trabajo con la intención de gestionar de forma autosostenible la explotación de la misma. En éste se aportan los primeros datos sobre la biología de la especie en el Mar Menor y el objetivo principal ha sido determinar, durante un ciclo anual, la estrategia de crecimiento de la población de *A. boyeri* que es explotada, de forma intensiva, en dicha laguna.

ÁREA DE ESTUDIO

El presente estudio fue llevado a cabo en el Mar Menor, laguna costera localizada en una región semiárida (Región de Murcia), en el sureste de la Península Ibérica ($37^{\circ} 38' N$, $0^{\circ} 42' W$) (Fig. 1). Es una de las lagunas litorales de mayor extensión, con una superficie de $135,24 \text{ km}^2$, embalsando un volumen de $610.000.000 \text{ m}^3$ (ARÉVALO, 1988; MAS, 1994). La profundidad media es de 3-4 m y la máxima de 7,2 m en la zona central (PÉREZ-RUZAF, 1989; MAS, 1994). Está separada del Mediterráneo por una barra arenosa de 24 km de longitud y 500 m de anchura media en la que se localizan tres golgas de comunicación. Sus características climatológicas (altas temperaturas medias anuales, escasez de precipitaciones, alta insolación y evapotranspiración) y ecológicas (pocas salidas al Mediterráneo, escasos aportes hídricos continentales, etc.), le confieren una elevada salinidad (39-45 ‰) y acusados contrastes térmicos en sus aguas entre invierno y verano ($10,5\text{-}29,5^{\circ} C$) (PÉREZ-RUZAF *et al.*, 1989; CANO *et al.*, 1997).



El área de procedencia de los ejemplares está situada en la cubeta norte de la laguna (Fig. 1). Ésta está caracterizada por presentar un oleaje moderado, un sustrato con un porcentaje elevado de arenas, tanto finas (30,46 %) como gruesas (32,09 %) y una salinidad en torno al 44 ‰. Por otro lado, presenta una flora sumergida constituida, básicamente, por pequeñas manchas de la fanerógama *Cymodocea nodosa*, alternando con pequeñas manchas de praderas mixtas de *Cymodocea-Caulerpa* situadas, sobre todo, en los fondos limosos.

MATERIAL Y MÉTODOS

Los ejemplares examinados ($n_T = 1936$), procedentes de capturas comerciales, fueron recogidos con periodicidad quincenal durante la temporada de pesca (1 de octubre - 31 de marzo), y semanal durante la época de veda (1 de abril - 30 de septiembre), entre noviembre de 1997 y septiembre de 1998. Las capturas se llevaron a cabo con el arte de "chirretera", que es un tipo especial de paranza cuya luz de malla es de 11 mm.

Tras su captura, los ejemplares fueron conservados en una solución de formaldehído neutralizado (7 %) y transportados al laboratorio, donde se tomaron, de forma individualizada, los siguientes parámetros: longitud furcal ($L_F \pm 0,1$ mm), longitud estándar ($L_S \pm 0,1$ mm) y peso húmedo total ($P_T \pm 0,1$ g). A su vez, todos los ejemplares fueron disecados para la obtención del peso húmedo eviscerado o peso somático ($P_E \pm 0,1$ g), peso hepático ($P_H \pm 0,0001$ g) y determinación del sexo mediante observación directa de las gónadas.

La determinación de la edad y el análisis del crecimiento se abordaron mediante el estudio de las escamas y de las distribuciones de frecuencias de talla como método de contraste. De cada ejemplar se extrajo una muestra de 8-10 escamas del flanco izquierdo, por encima de la aleta pectoral, entre el extremo final de ésta y el origen de la primera dorsal, las cuáles fueron limpiadas con NaOH (8 %) y montadas entre dos portaobjetos para su posterior estudio. Las distribuciones de frecuencias por tallas fueron analizadas para los muestreos agrupados mensual y estacionalmente (sexos por separado) para reducir el efecto que el crecimiento a lo largo del año pudiera estar ejerciendo sobre las mismas (ROSENBERG & BEDDINGTON, 1988). Para atribuir edades específicas a cada una de las modas, así como relacionar en el tiempo los valores modales en el estudio de progresión modal (MPA), se aplicó el método BHATTACHARYA (1967) mediante la utilización del programa informático FiSAT (*Fish Stock Assessments Tools*) (GAYANILO *et al.*, 1996).

Para el cálculo de las tasas instantáneas de crecimiento en longitud y peso fue utilizado el *Índice específico de crecimiento* (g) (WOOTTON, 1998):

$$g_L = (\log_e L_{F2} - \log_e L_{F1}) / (t_2 - t_1) \text{ y } g_P = (\log_e P_{E2} - \log_e P_{E1}) / (t_2 - t_1)$$

donde L_{F2} y P_{E2} son la longitud furcal y peso eviscerado final, respectivamente; L_{F1} y P_{E1} , son la longitud furcal y peso eviscerado inicial, respectivamente y t el intervalo de tiempo. Este índice es expresado en porcentaje:

$$G_L = 100 \frac{g_L}{g_P} \text{ y } G_P = 100 \frac{g_P}{g_L}$$

La significación de las tasas de crecimiento obtenidas se analizó mediante el test *t de Student* para muestras independientes ($P < 0,05$) (SOKAL & ROHLF, 1981).

La relación entre la longitud (L_F , L_S) y el peso (P_T , P_E) se calculó para machos y hembras sexualmente maduros por separado, según la siguiente expresión (WOOTTON, 1998):

$$\log P = \log a + b \log L$$

donde a y b son constantes estimadas por análisis de regresión.

La existencia de posibles diferencias significativas en dicha relación se comprobó mediante análisis de covarianzas (ANCOVA, $P < 0,05$) (SOKAL & ROHLF, 1981).

El estudio de la condición somática se ha realizado mediante el análisis de los valores residuales estandarizados (K_R) de la relación L_S - P_E . Con este análisis, el efecto que la variación de la longitud de los ejemplares en cada uno de los muestreos puede provocar sobre índices que incorporan dicha variable, queda minimizado (MARSHALL *et al.*, 1999; SUTTON *et al.*, 2000).

El ciclo hepático se estudió mediante el análisis temporal de los valores residuales estandarizados (IHS_R) obtenidos de la relación L_S - P_H . El análisis de los residuos en la secuencia temporal fue realizado mediante el mismo procedimiento que el expuesto para la condición somática.

Los análisis estadísticos fueron llevados a cabo con el paquete estadístico SPSS ®, aceptándose un nivel de significación de 0,05.

RESULTADOS

EDAD Y CRECIMIENTO

El número de ejemplares válidos para la determinación de las clases de edad mediante la lectura de escamas fue de 1117 ($n_E = 57,7 \% \text{ de } n_T$) (Tabla I). Este método mostró una estructura de 3 clases de edad (1+, 2+ y 3+) para ambos sexos.

Debido a la selectividad del método de muestreo no se capturaron ejemplares 0+, mostrando los individuos de menor tamaño capturados una edad mínima 1+ (39 mm L_F en

Tabla I.- Distribución de frecuencias por tallas de los ejemplares válidos en la lectura de escamas de *A. boyeri* en la laguna costera del Mar Menor (n = número de ejemplares, L_{Fm} = LF media, Ds = Desviación estándar).

Table I.- Length-frequency distribution of valid specimens used for scale reading of *Atherina boyeri* in the Mar Menor coastal lagoon (n = number of fishes, L_{Fm} = mean LF , Ds = Standard deviation).

TALLAS LF (mm)	MACHOS			HEMBRAS		
	1+	2+	3+	1+	2+	3+
40	2			0		
42	4			0		
44	17			2		
46	32			6		
48	37			13		
50	37			23		
52	54			40		
54	42			51		
56	40			29		
58	28			30		
60	28			28		
62	10			16	1	
64	13	2		12	1	
66	15	5		9	11	
68	2	12		2	13	
70	1	31		4	22	1
72	3	31	1	1	34	1
74		16	4		4	44
76		11	15		39	27
78		0	4		4	44
80		1	12		1	35
82			4			20
84			2			20
86			2			7
88			1			6
90			0			3
92			0			0
94			0			1
n	365	109	45	266	167	165
L_{Fm}	53,2	70,8	78,1	55,4	72,0	79,7
Ds	6,2	2,8	3,5	5,3	3,3	3,8

machos y 42 mm L_F en hembras). A su vez, los ejemplares de mayor talla capturados alcanzaron 87 mm (L_F) y 94 mm (L_F) para machos y hembras, respectivamente, pertenecientes a la clase de edad 3+. Las hembras mostraron una longitud mayor en el total de ejemplares y en cada una de las clases de edad por separado (ANOVA, $P < 0,05$).

Mediante el análisis de las distribuciones por talla resultó prácticamente imposible la diferenciación de las modas correspondientes a las clases de edad 2+ y 3+, debido al alto grado de superposición que presentaron (Índice de Separación: $I_S < 1$; $P > 0,05$). De hecho, mediante el análisis estadístico de las distribuciones polimodales, únicamente se ha podido encontrar una separación significativa ($I_S \geq 2$; $P < 0,05$) de dos modas.

No obstante, para comprobar la similitud entre las distribuciones de frecuencias por tallas presentadas con el total de ejemplares procesados (n_T) y el total de ejemplares válidos en la lectura de escamas (n_E), se aplicó un test χ^2 con la hipótesis nula de no-variación en las proporciones de cada clase de talla, no encontrando diferencias significativas en ninguno de los casos (Total de ejemplares: $\chi^2 = 376,9$; g.l. = 1115, $P > 0,05$; Total de machos: $\chi^2 = 141,5$; g.l. = 517, $P > 0,05$; Total de hembras: $\chi^2 = 245,7$; g.l. = 597, $P > 0,05$).

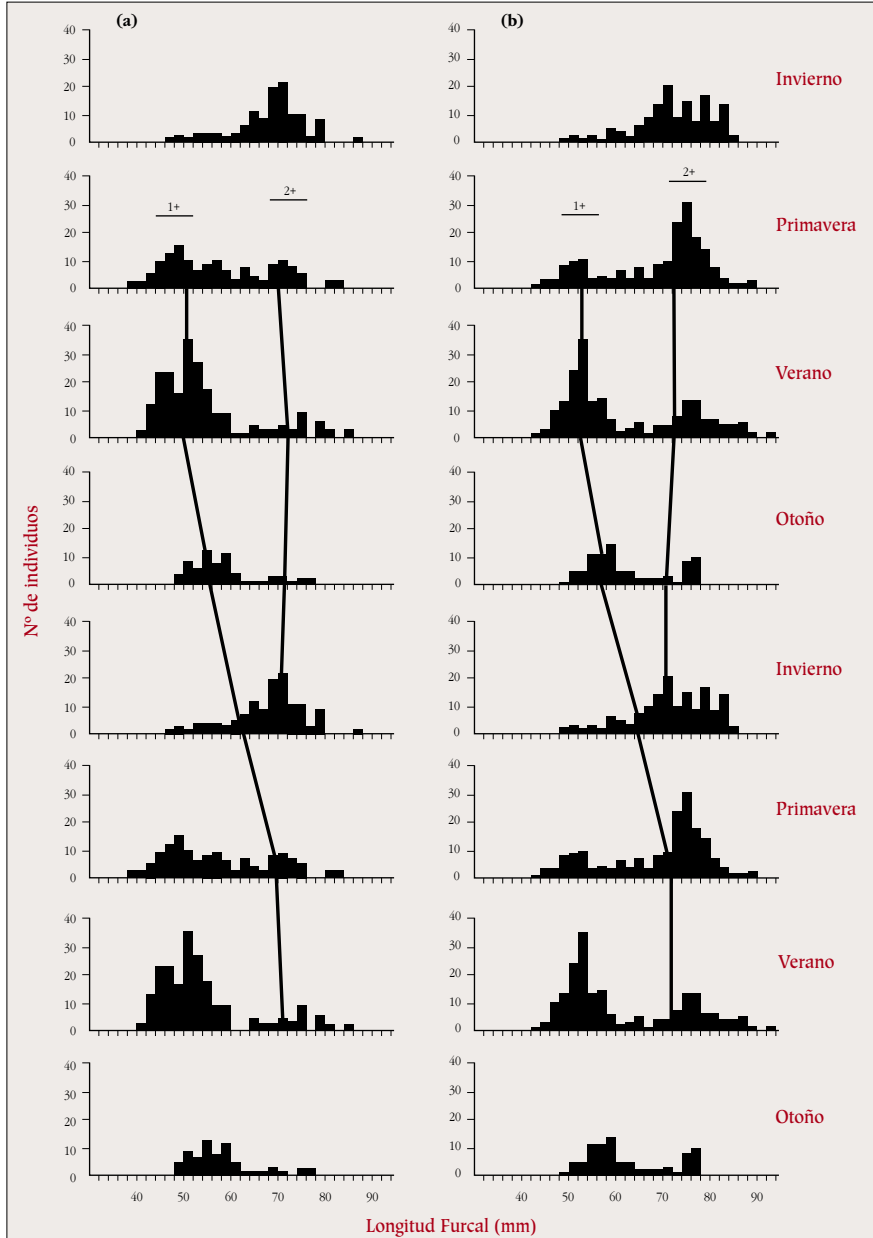
El estudio de las tasas de crecimiento se ha afrontado a partir del análisis de progresión modal (MPA) de las distribuciones de frecuencias por tallas (L_F), de machos y hembras por separado, en los individuos con lectura de escamas válida (n_E). De acuerdo con Pauly (1983), la repetición de la serie de las distribuciones de frecuencias agrupadas temporalmente, nos proporciona una mejor visualización de la progresión (Fig. 2) y nos permite extrapolar el seguimiento de las cohortes bajo la suposición de que la población presente el mismo patrón de crecimiento en años sucesivos. En nuestro análisis, se presenta el seguimiento estacional de las modas (= cohortes) desde la primavera, ya que es cuando la población estudiada de *A. boyeri* forma el *annulus* y, por tanto, donde se debe iniciar el seguimiento de la progresión de cada una de las cohortes para el cálculo de las tasas de crecimiento.

En la Tabla II se muestran las tasas de crecimiento estacional en longitud (G_L) y peso (G_P). Machos y hembras de la clase 1+ no reflejaron crecimiento en el transcurso de la primavera al verano coincidiendo con el período reproductor (ANDREU-SOLER, 2002). En verano, tras la puesta, el crecimiento se reanuda en ambos sexos, manteniéndose similar hasta el invierno. Finalmente, fue el período entre el invierno y la primavera el que presentó un mayor incremento en longitud y peso de los individuos de ambos sexos. La clase de edad 2+ sólo reflejó crecimiento significativo en el período comprendido entre el invierno y la primavera, presentando unas tasas inferiores a las observadas en la cohorte 1+ para ese mismo período (Tabla II).

Las tasas de crecimiento anuales han reflejado una clara disminución del crecimiento con la edad de los ejemplares. De esta forma, se obtuvo un crecimiento en longitud del 30 % ($G_P = 98$ %) en machos y el 27 % ($G_P = 88$ %) en hembras pertenecientes a la cohorte 1+; y un 11 % ($G_P = 35$ %) y 8 % ($G_P = 26$ %) para machos y hembras, respectivamente, de la cohorte 2+ en un mismo período de análisis.

Figura 2.- Análisis de la progresión modal de las distribuciones de frecuencias de machos (a) y hembras (b) de *A. boyeri* con lectura de escamas válida ($n_E = 1117$), capturados estacionalmente en el Mar Menor. Las medianas para las clases de edad 1+ y 2+ han sido conectadas mediante líneas.

Figure 2.- Length-frequency modal progression of males (a) and females (b) of *A. boyeri*, with valid scale reading ($n_E = 1117$), caught seasonally in the Mar Menor. The medians of the year classes 1+ and 2+ are joined with lines.



Cohorte	Primavera-Verano	Verano-Otoño	Otoño-Invierno*	Invierno-Primavera
G _L (%)				
machos				
1+	--	8,53 t = -6,05; 230 g.l.	7,66 t = -4,13; 87 g.l.	16,01 t = -8,01; 63 g.l.
2+	--	--	--	11,25 t = -7,80; 62 g.l.
3+	--	--	--	--
hembras				
1+	--	7,51 t = -7,02; 121 g.l.	6,18 t = -3,41; 80 g.l.	17,18 t = -12,24; 83 g.l.
2+	--	--	--	9,62 t = -11,56; 122 g.l.
3+	--	--	--	--
G _P (%)				
machos				
1+	--	27,72 t = -7,52; 230 g.l.	24,89 t = 4,06; 87 g.l.	51,99 t = -7,76; 63 g.l.
2+	--	--	--	36,55 t = -6,86; 62 g.l.
3+	--	--	--	--
hembras				
1+	--	23,87 t = -7,84; 180 g.l.	19,66 t = 4,02; 80 g.l.	54,63 t = -10,13; 83 g.l.
2+	--	--	--	30,60 t = -10,52; 122 g.l.
3+	--	--	--	--

Tabla II.- Tasas de crecimiento estacional en longitud (GL) y peso (GP) de las diferentes cohortes establecidas para ambos sexos de *A. boyeri* en la laguna costera del Mar Menor. Exclusivamente se presentan las tasas de crecimiento con diferencias significativas para una misma cohorte entre las diferentes estaciones (t-Student, $P < 0,05$) (*tasas teóricas, ver texto).

Table II.- Seasonal growth rates in length (GL) and weight (GP) of the different cohorts established for males and females of *A. boyeri* in the Mar Menor coastal lagoon. Only growth rates with significant differences ($P < 0.05$) between seasons in the same cohort and between cohorts are presented (* theoretical rates, see text).

CONDICIÓN SOMÁTICA

La comparación, entre machos y hembras, de los valores residuales estandarizados obtenidos de la relación L_S-P_E reflejó la existencia de diferencias significativas (ANCOVA, $F_{1, 1934} = 7,99$; $P = 0,005$ en la pendiente). No obstante, no se obtuvieron diferencias significativas en la secuencia temporal de las mismas en ningún sexo usando la estación como factor (ANCOVA, Machos: $F_{3, 855} = 1,750$; $P = 0,153$ en la pendiente; Hembras:

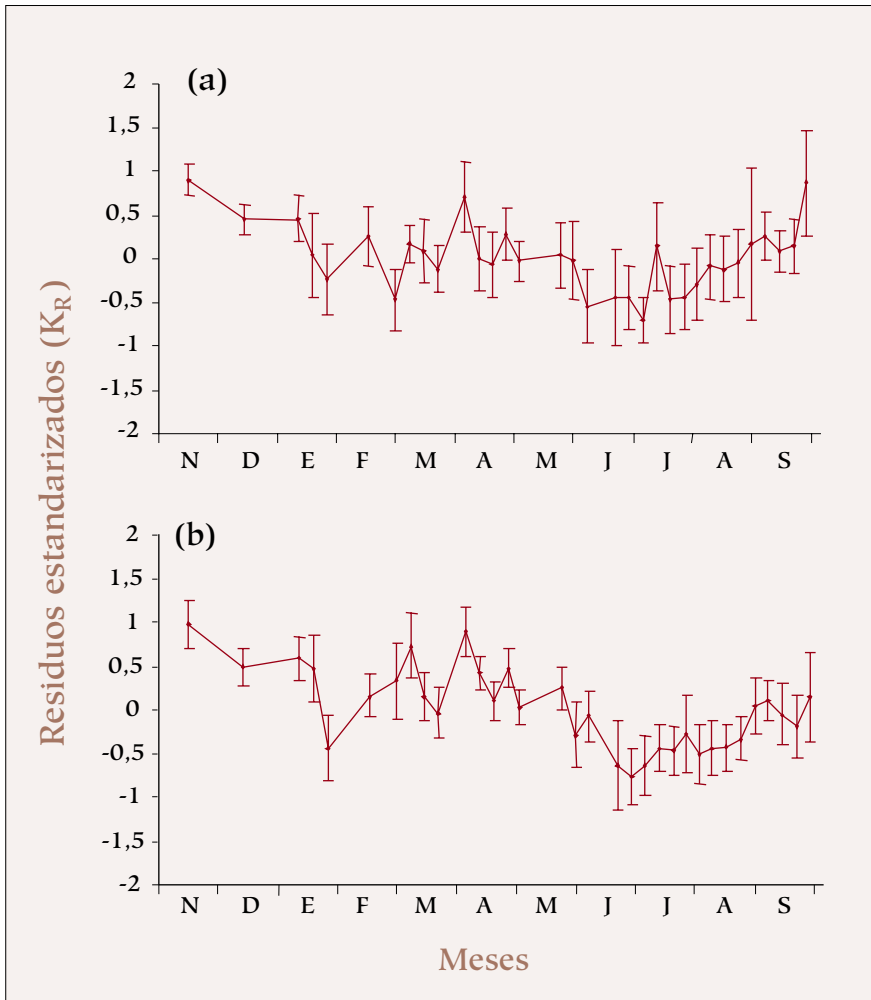


Figura 3.- Patrón temporal de la condición somática de machos (a) y hembras (b) de la población de *A. boyeri* localizada en el Mar Menor. Media \pm 95 % LC de los residuos estandarizados de la relación LS y PE. Figure 3.- Temporal pattern in somatic condition for (a) males and (b) females of the *A. boyeri* population located in the Mar Menor. Mean \pm 95 % CL of LS and PE relationship of standardized residuals.

$F_{3, 1078} = 2,034$; $P = 0,106$ en la pendiente). Los residuos estandarizados fueron obtenidos de las relaciones del total de machos ($b = 3,11 \pm 0,02$; LC 95 %; $r^2 = 0,97$; $F_{1, 855} = 28442,97$; $P < 0,0005$) y hembras ($b = 3,04 \pm 0,02$; LC 95 %; $r^2 = 0,97$; $F_{1, 1078} = 32966,54$; $P < 0,0005$) separadamente.

Se obtuvieron diferencias significativas en la variación temporal de la condición de cada uno de los sexos por separado (Test Kruskal-Wallis; machos: $H = 128,77$; g.l. = 32; P

< 0,0005; hembras: $H = 256,82$; g.l. = 32; $P < 0,0005$). No obstante, ambos mostraron una dinámica similar en el ciclo (Correlación de Pearson, $r = 0,714$; $P < 0,01$) (Fig. 3). Los cambios mensuales en la condición fueron significativos tanto en machos (ANOVA, $F_{10, 855} = 8,350$; $P < 0,0005$) como en hembras (ANOVA, $F_{10, 1078} = 17,677$; $P < 0,0005$). En ambos sexos los mayores valores residuales se observan en otoño, en el mes de noviembre (hembras: $K_R = 0,97 \pm 0,28$; machos: $K_R = 0,90 \pm 0,19$; LC 95 %). A partir de aquí, los valores tienden a disminuir, si bien se observa una ligera recuperación no significativa a comienzos del mes de abril (ANOVA, HSD de Tukey; $P > 0,05$) (hembras: $K_R = 0,42 \pm 0,12$; machos: $K_R = 0,24 \pm 0,16$; LC 95 %). En las hembras, esta recuperación va seguida de un decremento significativo de los valores entre los meses de abril y junio (ANOVA, HSD de Tukey; $P < 0,0005$) donde se observan los valores residuales mínimos ($K_R = -0,52 \pm 0,24$; LC 95 %). Tras este mínimo, la condición se va incrementando progresivamente hasta alcanzar los máximos otoñales (ANOVA, HSD de Tukey; $P = 0,002$). En los machos, el decremento significativo observado en las hembras tras la ligera recuperación en el mes de abril no se produce; en éstos, los valores sufren una disminución no significativa hasta alcanzar los mínimos en el mes de junio ($K_R = -0,49 \pm 0,26$; LC 95 %). A partir de estos mínimos los machos de *A. boyeri* recuperan gradualmente su condición (Fig. 3).

CICLO HEPÁTICO

La relación entre L_S y P_H reflejó la existencia de diferencias significativas entre machos y hembras (ANCOVA, $F_{1, 1935} = 12,57$; $P < 0,0005$ en la pendiente) y diferencias en la secuencia temporal en ambos sexos usando la estación como factor (ANCOVA, Machos: $F_{3, 856} = 8,12$; $P < 0,0005$ en la pendiente; Hembras: $F_{3, 1078} = 19,93$; $P < 0,0005$ en la pendiente). Se apreció que tales diferencias eran marcadas por el invierno, ya que entre la primavera, verano y otoño estas diferencias no fueron detectadas (ANCOVA, Machos: $F_{2, 741} = 2,15$; $P = 0,115$ en la pendiente; Hembras: $F_{2, 944} = 1,87$; $P = 0,152$ en la pendiente). De este modo, la relación $L_S - P_H$ fue usada separadamente para todos los machos capturados en primavera, verano y otoño ($b = 2,97 \pm 0,06$; LC 95 %; $r^2 = 0,74$; $F_{1, 741} = 2113,45$; $P < 0,0005$), machos capturados en invierno ($b = 1,96 \pm 0,21$; LC 95 %; $r^2 = 0,45$; $F_{1, 114} = 91,02$; $P < 0,0005$), hembras capturadas en primavera, verano y otoño ($b = 3,42 \pm 0,07$; LC 95 %; $r^2 = 0,70$; $F_{1, 944} = 2253,61$; $P < 0,0005$) y hembras capturadas en invierno ($b = 1,94 \pm 0,22$; LC 95 %; $r^2 = 0,34$; $F_{1, 133} = 80,22$; $P < 0,0005$), con el fin de obtener los valores residuales estandarizados.

El estudio de los valores residuales a lo largo del período de estudio mostró la existencia de diferencias significativas en la dinámica temporal del ciclo hepático para cada uno de los sexos (Test Kruskal-Wallis; machos: $H = 178,88$; g.l. = 32; $P < 0,0005$; hembras: $H = 4876,48$; g.l. = 32; $P < 0,0005$). A su vez, machos y hembras mostraron una dinámica similar del mismo (Correlación de Pearson, $r = 0,647$; $P < 0,0005$) (Fig. 4).

Los cambios mensuales en los valores del índice fueron significativos tanto en machos (ANOVA, $F_{10, 856} = 16,614$; $P < 0,0005$) como en hembras (ANOVA, $F_{10, 1078} = 74,396$;

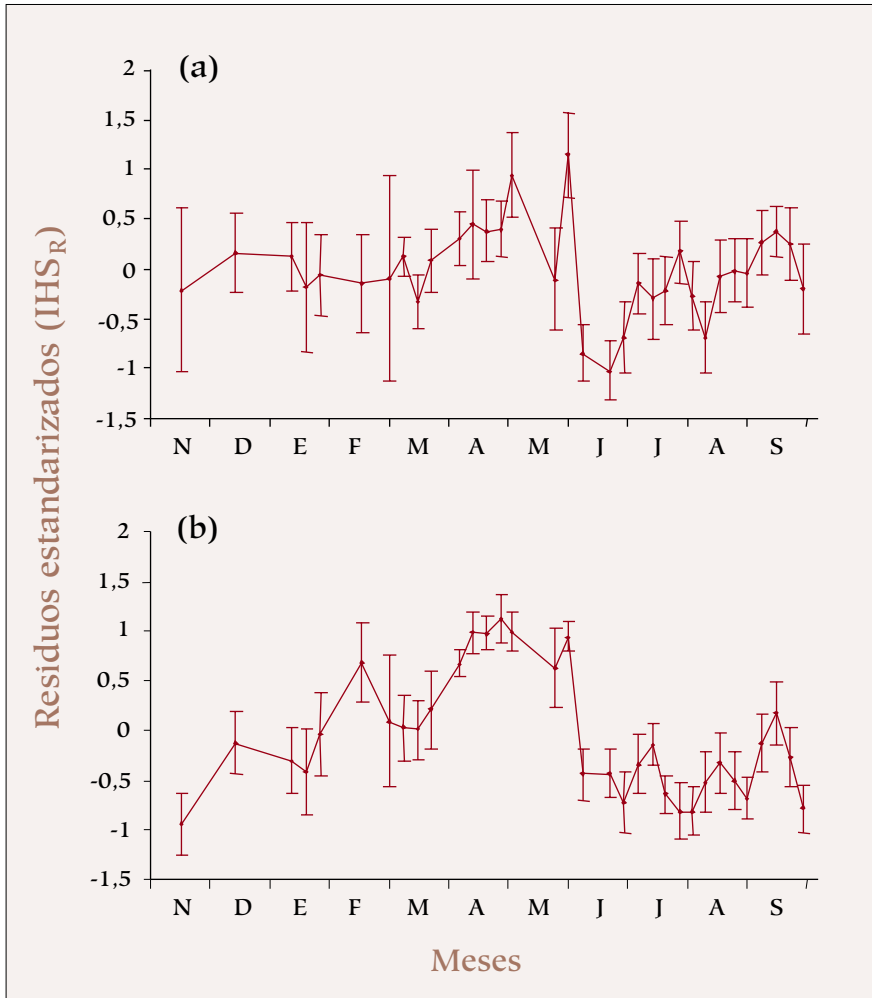


Figura 4.- Patrón temporal del ciclo hepático de machos (a) y hembras (b) de la población de *A. boyeri* localizada en el Mar Menor. Media \pm 95 % LC de los residuos estandarizados de la relación LS y PH.

Figure 4.- Temporal pattern in hepatic cycle for (a) males and (b) females of the *A. boyeri* population located in the Mar Menor. Mean \pm 95 % CL of LS and PH relationship of standardized residuals.

$P < 0,0005$). Entre los meses de marzo y abril se produjo un incremento significativo de los valores tanto en machos (ANOVA, HSD de Tukey; $P = 0,004$) como en hembras (ANOVA, HSD de Tukey; $P < 0,0005$), alcanzando estas últimas los valores máximos en abril ($IHS_R = 1,01 \pm 0,08$; LC 95 %) y los machos en mayo ($IHS_R = 0,49 \pm 0,37$; LC 95 %). Tras estos máximos se produce una caída brusca del índice tanto en machos como en hembras (ANOVA, HSD de Tukey; $P < 0,0005$), alcanzando los machos los valores mínimos en junio ($IHS_R = -0,90 \pm 0,18$; LC 95 %) y las hembras en noviembre ($IHS_R = -0,88 \pm 0,31$;

LC 95 %) (Fig. 4). En los machos, tras el mínimo observado, se produce una recuperación significativa de los valores del índice hasta septiembre (ANOVA, HSD de Tukey; $P < 0,0005$), tras el cual se mantiene sin variaciones significativas hasta marzo (ANOVA, HSD de Tukey; $P > 0,05$). En las hembras, tras el mínimo otoñal, se observa una ligera recuperación del índice, aunque no significativa, hasta marzo (ANOVA, HSD de Tukey; $P > 0,05$).

DISCUSIÓN

En la laguna costera del Mar Menor, la estructura por edades de *A. boyeri* queda conformada por, al menos, cuatro clases de edad para ambos sexos (0+, 1+, 2+ y 3+). Esta estructura se ajusta al patrón general mostrado por la especie en otras poblaciones previamente estudiadas a lo largo de su rango de distribución (PALMER, 1979; MARFIN, 1981; TURNPENNY *et al.*, 1981; SOSTOA, 1983; HENDERSON & BAMBER, 1986; LEONARDOS & SINIS, 2000). Aunque en el presente estudio no se capturaron individuos 0+, la presencia de éstos en la laguna ha sido confirmada (ANDREU-SOLER *et al.*, 2000).

Por otro lado, y al igual que el resto de trabajos realizados sobre la biología de la especie en la Península Ibérica (FERNÁNDEZ-DELGADO & HERNANDO, 1982; SOSTOA, 1983; FERNÁNDEZ-DELGADO *et al.*, 1988), el presente estudio ha mostrado una estructura por edades de la población caracterizada por un decremento en la abundancia conforme aumenta la longevidad de los individuos.

En la población de estudio, la formación de los *annuli* tiene lugar en primavera (extendiéndose durante tres meses), coincidiendo con lo observado por MARFIN (1981), SOSTOA (1983) y FERNÁNDEZ-DELGADO *et al.* (1988), aunque este último autor muestra un período de formación más largo (4-5 meses). PALMER & CULLEY (1983) observan la formación del *annulus* en invierno, no obstante, la diferente latitud de la localidad estudiada, por un lado, y la polución térmica que afecta dicho hábitat, por otro, podrían tener un efecto importante (VELDE & POLDERMAN, 1976; PALMER *et al.*, 1979; TURNPENNY *et al.*, 1981).

Al igual que otras poblaciones mediterráneas y atlánticas de la especie (KÖHLER, 1976; SOSTOA, 1983; PALMER & CULLEY, 1983; entre otros), la diferenciación sexual en tamaño de *A. boyeri* en el Mar Menor es evidente, presentando las hembras una talla media significativamente mayor a la de los machos. Los individuos de mayor tamaño capturados en otras localidades han estado entre los 63-190 mm (L_S), en la Laguna Bardawil (GON & BENTUVIA, 1983) y las Islas Scilly (HENDERSON & BAMBER, 1987), respectivamente. En el Mar Menor, la talla máxima observada fue de 94 mm (L_F) en las hembras y de 87 mm (L_F) en los machos. No obstante, LOZANO-CABO (1979) cita en el área de estudio ejemplares de *A. boyeri* de 111 mm (L_F).

HENDERSON & BAMBER (1987) mostraron que *A. boyeri* puede adaptar su biología y morfología a ambientes tan variados como aguas continentales, lagunas con un amplio rango de salinidad y aguas oceánicas, con una tendencia a reducir el crecimiento y, por tanto, la talla máxima a lo largo de un eje “océano-costa-estuario-agua dulce”. Esta tendencia no

se ha observado claramente en las poblaciones de *A. boyeri* de la Península Ibérica, que no muestran un decremento en su longitud máxima entre las poblaciones costeras o estuarínicas (SOSTOA, 1983; FERNÁNDEZ-DELGADO *et al.*, 1988; presente estudio) y las poblaciones de agua dulce (FERNÁNDEZ-DELGADO & HERNANDO, 1982). No obstante, esta última población muestra un estatus de introducida, con un posible origen marino o estuarínico (FERNÁNDEZ-DELGADO, 1987), lo que podría afectar de modo importante esta tendencia.

En las poblaciones de *A. boyeri* estudiadas (FERNÁNDEZ-DELGADO *et al.*, 1988; CREECH, 1992; LEONARDOS, 2001; entre otros), los mayores índices de crecimiento han sido generalmente registrados en el primer año de vida, disminuyendo conforme aumenta la longevidad del individuo. A su vez, el decremento con la longevidad observado en las tasas de crecimiento anuales también se ha observado en el patrón de crecimiento estacional. Así, la cohorte 1+ reinicia el crecimiento tras el verano, alcanzando las mayores tasas entre el invierno y la primavera, la cohorte 2+ sólo mostró crecimiento entre el invierno y la primavera y, finalmente, la 3+ no manifestó crecimiento, probablemente debido al alto índice de mortalidad (KOHLER, 1974) y/o a la migración de los individuos más longevos fuera de la laguna.

De acuerdo con FERNÁNDEZ-DELGADO *et al.* (1988) y HENDERSON & BAMBER (1987), el período de no-crecimiento observado en todas las clases de edad (entre la primavera y el verano) incluye el pico del período reproductor (ANDREU-SOLER, 2002), por lo que los sucesos que tienen lugar en el transcurso de éste pueden ser explicados por el concepto de esfuerzo reproductor. Aspecto que se afianza con la presencia de los valores mínimos de condición somática de la población de estudio en los meses de verano, lo que puede estar relacionado con el estrés reproductor y la utilización asociada de reservas de grasa (REZNICK, 1985).

El ciclo de condición somática ha mostrado un patrón estacional similar al encontrado por otros autores (MARFIN, 1982b; FERNÁNDEZ-DELGADO *et al.*, 1988), con dos períodos de máximos valores en la condición, uno primaveral que permite la maduración de las gónadas, y otro otoñal, esencial para la supervivencia invernal. Tras el pico reproductor en abril (ANDREU-SOLER, 2002), la condición de *A. boyeri* declina inmediatamente, fenómeno relacionado con el estrés reproductor (FERNÁNDEZ-DELGADO *et al.*, 1988; TRABELSI & KARTAS, 1989). Más tarde, cuando la reproducción finaliza, la condición se incrementa.

A su vez, la pauta observada en el ciclo hepático de *A. boyeri* en el Mar Menor también fue observada por otros autores (ROSECCHI & CRIVELLI, 1992; TOMASINI *et al.*, 1999), con máximos coincidentes con el pico reproductor y mínimos durante el verano-otoño. Desde abril (hembras)-mayo (machos) hasta el final del período reproductor, las reservas del hígado son asignadas, al menos en su mayor parte, a las gónadas, de modo que el peso del hígado va disminuyendo. Este decremento en las reservas del hígado durante el período de desove también ha sido observado en otras poblaciones de *A. boyeri* (KOHLER, 1976; ROSECCHI & CRIVELLI, 1992; TOMASINI *et al.*, 1999) y en otras especies de peces (FOUDA *et al.*, 1993; RUCHON *et al.*, 1993; entre otros). Tan pronto como *A. boyeri* deja de repro-

ducirse comienza a almacenar reservas en el hígado, fenómeno que se produce antes en los machos que en las hembras.

En conclusión, la estrategia de vida, en lo que respecta a la edad y crecimiento, de *A. boyeri* en el Mar Menor está caracterizada por presentar pocas clases de edad, elevadas tasas de crecimiento durante los primeros años de vida que disminuyen conforme aumenta la longevidad y variaciones mensuales en la condición somática y desarrollo hepático. Estos parámetros biológicos son comunes en ambientes productivos y/o inestables (MILLS, 1987), y apenas difieren de los de otras poblaciones ibéricas de la especie.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo no habría podido realizarse sin el permiso que concedió la Dirección General de Producción Agraria y de la Pesca de la Consejería de Agricultura, Agua y Medio Ambiente de la Comunidad Autónoma de Murcia para continuar el estudio del ciclo biológico de la especie durante la temporada de veda. Queremos también expresar nuestro más cordial reconocimiento a la Cofradía de Pescadores de San Pedro del Pinatar, con un agradecimiento muy especial a D. Andrés Escudero, D. José Antonio Medina y D. José Manuel Sánchez, por haber prestado su ayuda en la realización de este estudio y, finalmente, al colectivo de pescadores que faenan en la laguna por proporcionar los ejemplares estudiados en este trabajo.

BIBLIOGRAFÍA

- ANDREU-SOLER, A. 2002. Estrategia de vida de *Atherina boyeri* var. *marina* en la laguna costera del Mar Menor (S. E. Península Ibérica): Edad, crecimiento y su relación con la reproducción y la parasitología. Tesis de Licenciatura. Universidad de Murcia. Murcia.
- ANDREU-SOLER, A., OLIVA-PATERNA, F.J., FERNÁNDEZ DELGADO, C., & TORRALVA, M. 2000. Datos preliminares sobre la biología *Atherina boyeri* Risso, 1810 (Pisces, Atherinidae) en la laguna costera del Mar Menor (Murcia, S.E. de España). *X Congreso de la Asociación Española de Limnología y II Congreso Ibérico de Limnología*. Valencia.
- ARÉVALO, L. 1988. El mar menor como sistema forzado por el mediterráneo. Control hidráulico y agentes de fuerza. *Boletín del instituto español de oceanografía*, 5 (1): 63-96.
- BHATTACHARYA, C.G. 1967. A simple method of resolution of a distribution into gaussian components. *Biometrics*, 23: 115-135.
- CANO, J.M.; J. ROSIQUE & J. ROCAMORA. 1997. Influence of environmental parameters reproduction of the european flat oyster (*Ostrea edulis* L.) In a coastal lagoon (Mar Menor, southeastern Spain). *Journal of molluscan studies*, 63: 187-196.

- CREECH, S. 1991. An electrophoretic investigation of populations of *Atherina boyeri* risso, 1810 and *A. Presbyter* Cuvier, 1829 (Teleostei: Atherinidae): genetic evidence in support of the two species. *Journal of fish biology*, 39: 807-816.
- CREECH, S. 1992. A study of the population biology of *Atherina boyeri* risso, 1810 in aberthaw lagoon, on the bristol channel, in south wales. *Journal of fish biology*, 41: 277-286.
- FERNÁNDEZ-DELGADO, C. & J. HERNANDO CASAL. 1982. Relaciones morfométricas de *Atherina boyeri* Risso (Pisces, Atherinidae) de la laguna de Zóñar (Córdoba, España). *Doñana, Acta Vertebrata*, 9: 13-25.
- FERNÁNDEZ-DELGADO, C. 1987. *Ictiofauna del estuario del Guadalquivir. Distribución y biología de las especies sedentarias*. Ph. D. Thesis. Universidad de Córdoba. Córdoba.
- FERNÁNDEZ-DELGADO, C.; J.A. HERNANDO; M. HERRERA & M. BELLIDO. 1988. Life-history patterns of the sand-smelt *Atherina boyeri* Risso, 1810 in the estuary of the Guadalquivir river, Spain. *Estuarine, coastal and shelf science*, 27: 697-706.
- FOCANT, B.; E. ROSECCHI & A.J. CRIVELLI. 1999. Attempt at biochemical characterisation of sand smelt *Atherina boyeri* Risso, 1810 (Pisces, Atherinidae) populations from the camargue (Rhône delta, France). *Comparative biochemistry and physiology, part b*, 122: 261-267.
- FOUDA, M.; M.Y. HANNA & F.M. FOUDA. 1993. Reproductive biology of red sea goby, *Silbouetta aegyptia*, and a mediterranean goby, *Pomatoschistus marmoratus* in lake Timsah, Suez canal. *Journal of fish biology*, 43: 139-151.
- GAYANILO, F.C.; P. SPARRE & D. PAULY. 1996. The fao iclarm stock assessment tools (fisat). User's guide. *Fao computerized information series (fisheries)* 8, Fao, Rome: 126 pp.
- GON, O. & A. BEN-TUVIA. 1983. The biology of boyer's sand smelt, *Atherina boyeri* Risso, in the bardawil lagoon on the mediterranean coast of Sinai. *Journal of fish biology*, 22: 537-547.
- HENDERSON, P.A. & R.N. BAMBER 1986. Sand smelt in the fleet. *Porcupine newsletter*, 3 (6): 149-151.
- HENDERSON, P.A. & R.N. BAMBER. 1987. On the reproductive biology of the sand smelt *Atherina boyeri* Risso, and its evolutionary potential. *Biological journal of the linnean society*, 32: 395-415.
- KOHLER, A. 1974. *Le régime alimentaire des poissons des étangs littoraux. Données préliminaires sur l'Atherine, dans l'étang du Prévost (Palavas, Hérault)*. Ph. D. Thesis. Université des sciences et techniques du Languedoc. Montpellier, France.
- KOHLER, A. 1976. Observations biologiques et biometriques sur *atherina boyeri* risso dans l'étang du Prévost a Palavas (Hérault). *Vie milieu*, 16 (1a): 157-174.
- LEONARDOS, I.D. 2001. Ecology and exploitation pattern of a landlocked population of sand smelt, *Atherina boyeri* (Risso, 1810), in Trichonis lake (western Greece). *Journal of applied ichthyology*, 17: 262-266.
- LEONARDOS, I.D. & A. SINIS. 2000. Age, growth and mortality of *Atherina boyeri* Risso, 1810 (Pisces: Atherinidae) in the Mesolongi and Etolikon lagoons (w. Greece). *Fisheries research*, 45 (1): 81-91.
- LOZANO-CABO, F. 1979. *Ictiología del mar Menor (Murcia). Los fisóstomos*. Secretariado de publicaciones. Universidad de Murcia. Murcia.
- MARFIN, J.P. 1981. *Biologie de l'atherine: Atherina boyeri* Risso, 1810 (poisson, téléostéen) dans trois milieux saumâtres du Roussillon (Leucate, Canet, Bourdigou). Ph. D. Thesis. Université de Perpignan, France.

- MARFIN, J.P. 1982a. Les problèmes liés au polymorphisme de l'espèce *Atherina boyeri* Risso, 1810. *Cybium*, 6 (4): 19-26.
- MARFIN, J.P. 1982b. Croissance de l'athérine, *Atherina boyeri* Risso, 1810 dans trois milieux saumâtres du Roussillon. *Bulletin de l'institut national scientifique et technique d'océanographie et de pêche de Salammbô*, 9: 89-109.
- MARSHALL, S.D.; E.M. JAKOB & G.W. UETZ. 1999. Re-estimating fitness: can scaling issues confound condition indices? *Oikos*, 87 (2): 401-402.
- MAS, J. 1994. *El mar Menor. Relaciones, diferencias y afinidades entre la laguna y el mar mediterráneo adyacente*. Ph. D. Thesis. Universidad autónoma de Madrid. Madrid.
- MILLS, C.A. 1987. The life-history of the minnow *Phoxinus phoxinus* (L.) in a productive stream. *Freshwater biology*, 17: 53-67.
- PALMER, C.J. 1979. *The biology of the british atherinidae, with particular reference to Atherina presbyter Cuvier of Langstone Harbour, Hampshire*. Ph. D. Thesis. Portsmouth polytechnic. Portsmouth.
- PALMER, C.J.; M.B. CULLEY & P.N. CLARIDGE. 1979. A further occurrence of *Atherina boyeri* Risso, 1810 in north-eastern atlantic waters. *Environmental biology of fishes*, 4: 71-75.
- PALMER, C.J. & M.B. CULLEY. 1983. Aspects of the biology of the sandsmelt *Atherina boyeri* Risso, 1810 (Teleostei: Atherinidae) at oldbury-upon-severn, gloucestershire, england. *Estuarine, coastal and shelf science*, 16: 163-172.
- PAULY, D. 1983. Algunos métodos simples para la evaluación de los recursos pesqueros tropicales. *Fao. Doc. Tec. Pesca*, 234: 49 pp.
- PÉREZ-RUZAFÁ, A. 1989. *Estudio ecológico y bionómico de los poblamientos bentónicos del mar Menor (Murcia, se de España)*. Ph. D. Thesis. Universidad de Murcia. Murcia.
- PÉREZ-RUZAFÁ, A.; J.D. ROS; C. MARCOS; R. BALLESTER & I.M. PÉREZ-RUZAFÁ. 1989. Distribution and biomass of the macrophyte beds in a hypersaline coastal lagoon (the mar Menor, se Spain), and its recent evolution following major environmental changes. *International workshop on posidonia beds*. C.F. Boudouresque, A. Meinesz, E. Fresi y V. Gravez (eds.) 2: 49-62. Marseilles, France.
- QUIGNARD, J.P. & A. PRAS. 1986. Atherinidae. In: *fishes of the north-eastern atlantic and the mediterranean*. P.J.P. Whitehead, M. L. Bauchot, J.C. Hureau, J. Nielsen y E. Tortonese (eds.): 1207-1210. Unesco. Paris.
- REZNICK, D.N. 1985. Costs of reproduction: an evaluation of the empirical evidence. *Oikos*, 44: 257-267.
- ROSECCHI, E. & A.J. CRIVELLI 1992. Study of a sand-smelt (*Atherina boyeri* Risso, 1810) population reproducing in freshwater. *Ecology of freshwater fish*, 1: 77-85.
- ROSENBERG, A.A. & J.R. BEDDINGTON. 1988. Length-based methods of fish stock assessment. In: *fish population dynamic*. J.a. Gulland (ed.): 83-103. John Wiley y sons. Great Britain.
- RUCHON, F.; T. LAUGIER & J.P. QUIGNARD. 1993. Variation saisonnière de la taille des oeufs et de la fécondité par acte de ponte de *Lipophrys pavo* (Teleostei, Blennidae) dans une lagune nord méditerranéenne (France, Mauguio). *Cybium*, 17: 197-214.
- SOKAL, R.R. & F.J. ROHLF. 1981. *Biometry. 2nd. Ed.* Freeman, W. H. And company. New York.

- SOSTOA, A. 1983. *La comunidad de peces del delta del ebro*. Ph. D. Thesis. Universidad de Barcelona. Barcelona.
- SUTTON, S.G.; T.P. BULT & R.L. HAEDRICH. 2000. Relationships among fat weight, body weight, water weight and condition factors in wild salmon parr. *Transactions of the american fisheries society*, 129: 527-538.
- TOMASINI, J.A., D. COLLART & J.P. QUIGNARD. 1999. Reserve management strategy for the sand smelt from brackish lagoons in southern france. *Journal of the marine biological association of the united kingdom*, 79: 145-151.
- Trabelsi, M. & F. Kartas. 1989. La reproduction de l'athérine *Atherina boyeri* Risso, 1810 en milieux marin et lagunaire. *Bulletin de l'institut national scientifique et technique d'océanographie et de pêche de Salammbô*, 16: 79-101.
- TURNPENNY, A.W.H.; R.N. BAMBER & P.A. HENDERSON. 1981. Biology of the sand smelt (*Atherina presbyter* valenciennes) around fawley power station. *Journal of fish biology*, 18: 417-427.
- VELDE, G. & P.J.C. POLDERMAN. 1976. *Atherina boyeri* Risso, a genuine immigrant in the delta area. *Hydrobiological bulletin*, 10 (2): 96-97.
- VIZCAÍNO, A. 1997. Fundamentos biológicos de la normativa pesquera. In: *Biología pesquera*. B. García-García, I. Bermúdez, C. Bas y S. Zamora (eds.): 99-112. Universidad de Murcia. Aulas del mar. Consejería de medio ambiente, agricultura y agua de la región de Murcia.
- WOOTTON, R.J. 1998. *Ecology of teleost fishes*. Kluwer academic publishers. Dordrecht, the Netherlands.

