

## PRODUCCION POTENCIAL ANUAL DE HUEVOS POR TALLAS EN *Sardinops sagax* (JENYNS, 1842) DEL NORTE DE CHILE\*

GABRIEL CLARAMUNT Q.<sup>1</sup>; GUSTAVO HERRERA U.<sup>1</sup> Y PEDRO PIZARRO F.<sup>1</sup>

**ABSTRACT:** Claramunt, G.; Herrera, G. & P. Pizarro. Potential annual production of eggs according to sizes of *Sardinops sagax* (Jenyms, 1842) in northern Chile. Revista de Biología Marina, Valparaíso 29(2): 211-233.

The total potential production of eggs of *Sardinops sagax* (Jenyms, 1842) in the north of Chile was assessed, examining an annual cycle per strata of size.

The partial fecundity associated to changes in the size of the egg was analyzed, taking the (winter-summer) seasons in water temperature. The fraction of spawning females and the partial fecundity per stratum of size were measured monthly.

The size of the eggs was verified through the dry weight of the oocytes grouped by intervals of diameters (50  $\mu$ m).

The fecundity was found to be low during the prepeak periods of spawning, increasing to a maximum with the peak and decaying to the end of the reproductive period. The fecundity of summer was far more superior than that of winter. The fraction of daily female spawning shows in all the strata of size the same tendency; the biggest females to 26,1cm LT represent the fraction of the population that is more involved with the reproductive event. Presumably, in the peak of spawning winter, the female of *Sardinops sagax* spawned between 10 and 13 times, depending on the size, whereas in summer this occurred between 6 and 11 times.

The total production of eggs was between 800 thousand and 1.5 million oocytes depending on the size of the spawning female. The relationship between the diameter of the oocytes and their dry weight adjusted better to the sigmoide model of Weibull; the size of female did not have any influence on the quantity of yolk. Intrapeak fluctuations were found in the amount of yolk delivered to the egg coinciding the maximum with the reproductive peak. Apparently, these changes had no influence on partial fecundity.

**Key Words:** reproduction, spawning, partial fecundity, yolk, sardine.

**RESUMEN:** Claramunt, G.; Herrera, G. & P. Pizarro. Producción potencial anual de huevos por tallas en *Sardinops sagax* (Jenyms, 1842) del norte de Chile. Revista de Biología Marina, Valparaíso 29(2): 211-233.

Se determinó la producción potencial total de huevos de *Sardinops sagax* (Jenyms, 1842) del norte de Chile, en un ciclo anual por estratos de tallas. Se analizó la fecundidad parcial asociada a cambios en el tamaño del huevo, y en relación con las estaciones (invierno - verano), como consecuencia del cambio en la temperatura del agua. Se estimó mensualmente la fracción de hembras desovantes y la fecundidad parcial, por estrato de tallas. El tamaño de los huevos se verificó a través del peso seco de los ovocitos agrupados por intervalos de diámetros (50  $\mu$ m).

La fecundidad es baja durante los períodos prepicos de desove, aumentando al máximo con el pico, para decaer hacia el término del período reproductivo; la fecundidad en el verano fue muy superior que en el invierno. La fracción diaria de hembras desovantes presenta en todos los estratos de talla la misma tendencia; las hembras más grandes que 26 cm LT representan la fracción de la población más comprometida con el evento reproductivo. En el pico de desove de invierno, las

1) Departamento de Ciencias del Mar, Universidad Arturo Prat, Casilla 121, Iquique, Chile

hembras de *Sardinops sagax* habrían desovado entre 10 y 13 veces, dependiendo del tamaño; en cambio, en verano habría sido entre 6 y 11 veces. La producción total de huevos es entre 800 mil y 1,5 millones de ovocitos, dependiendo del tamaño de la hembra desovante. La relación entre el diámetro de los ovocitos y su peso seco se ajustó mejor al modelo sigmoide de Weibull; el tamaño de la hembra no tiene influencia sobre la cantidad de vitelo. Existen fluctuaciones intrapicos en la cantidad de vitelo entregada al huevo, coincidiendo el máximo con el pico reproductivo; sin embargo, estos cambios no tendrían influencia sobre la fecundidad parcial.

Palabras claves: reproducción; desove; fecundidad parcial; vitelo; sardina.

## INTRODUCCION

En los peces con desove fraccionado, como lo es *Sardinops sagax* (Jenyns, 1842), la producción anual de huevos es el producto de el número de desoves por año y su fecundidad parcial. Sin embargo, tanto la frecuencia de desove como la fecundidad parcial presentan variaciones intra e interanuales (Lasker & Smith 1977, Hunter & Leong 1981, Blaxter y Hunter 1982, Alheit *et al.* 1983), siendo diversas las causas, destacando la disponibilidad de alimento para el stock desovante, su estructura de edades, la temperatura del mar, el tamaño de los huevos y la abundancia del stock (Hunter & Leong *op cit.*, Alheit *et al.* *op cit.*, Parrish *et al.* 1986, Tanasichuk & Ware 1987).

El número de desoves es determinado conociendo la fracción diaria de hembras desovantes para un período determinado. Para esta especie las estimaciones previas han estado circunscritas sólo a períodos muy cortos de tiempo (Retamales & González 1983, Herrera *et al.* 1989, Claramunt *et al.* 1990, Herrera & Claramunt 1990), lo que no ha permitido evaluar el número potencial de desoves por hembra. Por otro lado, las estimaciones de frecuencia de desove reportadas se refieren al promedio para el total de la población, sin definir la influencia de

otros parámetros biológicos como por ejemplo la talla de la hembra sobre la duración e intensidad del desove, como se ha señalado para otros desovadores múltiples (Parrish *et al.* 1986, Hunter & Macewicz 1985a, Le Clus 1989, DeMartini & Fountain 1981).

La fecundidad parcial presenta variaciones intranuales, producto de cambios en el tamaño del huevo, disponibilidad de alimento y número de desoves previos dentro de la estación (Hunter & Leong 1981, Alheit 1988, Claramunt *et al.* 1993), por lo que sus estimaciones deben ser mensuales. Claramunt *et al.* (*op. cit.*) determinaron para el período de desove de junio a octubre de 1990 en *S. sagax*, que la fecundidad parcial es baja al comienzo, máxima en el pico, declinando hacia el término, lo que concuerda con lo reportado por Alheit (*op. cit.*) en *Sprattus sprattus*, indicando este último que las variaciones en el tamaño del huevo puede ser un mecanismo que compensa los incrementos en la fecundidad, pero los primeros no encuentran este tipo de compensación. Además de estos cambios intrapicos, pueden existir cambios estacionales, en donde la temperatura tendría un rol importante, ya que como lo señalan varios autores el tamaño del huevo está inversamente relacionado con la temperatura, lo cual sería una ventaja

adaptativa en el sentido que minimizaría la mortalidad larval (Ware 1975, Le Clus 1979, Blaxter & Hunter 1982, Daoulas & Economou 1986, Tanasichuk & Ware 1987, Clarke 1989, DeMartini 1991). Lamentablemente en la sardina española no existen estimaciones de fecundidad parcial para el período de verano, descrito como secundario (Retamales & Gonzáles 1983, Martínez *et al.* 1986, 1987, Serra & Tsukayama 1988). La talla de la hembra también se ha descrito como un factor que afectaría el tamaño del huevo, sin embargo, a este respecto la literatura es contradictoria, ya que mientras unos encuentran esta relación (Bagenal 1971, DeMartini & Fountain 1981, DeMartini 1991) otros la rechazan (Tanasichuk & Ware 1987, Clarke 1989).

Es en este contexto entonces, y teniendo en cuenta que *S. sagax* de la zona norte de Chile ha experimentado una alteración en la estructura de edad de la población a partir de 1985 (Martínez *et al.* 1987, 1989), los objetivos del presente trabajo son: 1) Determinar la producción potencial total de huevos de *S. sagax* en un ciclo anual, por estrato de tallas; 2) Caracterizar los cambios en el tamaño del huevo, determinando si existe influencia de la talla de la hembra; y, 3) Establecer si las fluctuaciones en la fecundidad parcial están asociadas a cambios en el tamaño del huevo.

## MATERIALES Y METODOS

Entre abril de 1992 y marzo de 1993 se obtuvo 173 muestreos, entre los 19° 10' y 21° 30' S aproximadamente, a bordo de barcos pesqueros conserveros y en las líneas de descarga de plantas conserveras de Iquique, Chile (20° 18' S, 70° 09' W),

totalizando 11101 hembras, descartando aquellos ejemplares de tallas inferior a la de primera madurez sexual (23,7cm de longitud total; Padilla *et al.* 1990).

Los especímenes fueron agrupados en los siguientes estratos de longitud total (LT): 24,1-26,0 cm (Estrato A); 26,1-28,0 cm (Estrato B) y 28,1-30,0 cm (Estrato C). La longitud total fué registrada con precisión 0,1 cm, además del peso total (0,1 gr) y el peso del ovario (0,01 gr). A 10162 especímenes hembras se les seleccionó porciones de tejido de la región central del ovario derecho, destinado al análisis histológico y, a 1179 para los cálculos de fecundidad parcial (Tabla 1).

Para el análisis histológico del parénquima ovárico se procedió de acuerdo a los criterios señalados por Wallace & Selman (1981) para peces teleosteos; y los descritos por Hunter & Macewicz (1985b), para clupeidos, los que han sido modificados para *S. sagax* por Herrera & Claramunt (1990).

La clasificación histológica de los folículos postovulatorios (FPO) se realizó de acuerdo a Herrera *et al.* (1989); Alarcón *et al.* (1984) y Goldberg *et al.* (1984) en *S. sagax*; quienes se basaron en los criterios desarrollados por Hunter & Goldberg (1980) para *Engraulis mordax* de California, bajo el supuesto que en la sardina española los cambios que experimentan los FPO son cronológicamente semejantes entre ambas especies, lo que permitió estimar la edad e incidencia de los mismos.

La fracción de hembras maduras que desovan en un día fué estimada en

Tabla 1. Número de hembras muestreadas (n) y analizadas por estratos de tallas (A: 24,1-26,0; B: 26,1-28,0 y C: 28,1 a 30,0 cm LT), durante el período 1992/93. (H:histología; F:fecundidad parcial).

	Estrato A			Total	Estrato B			Total	Estrato C		
	Total	H	F		Total	H	F		Total	H	F
Abr	61	61	—	513	492	47	504	496	44		
May	122	118	27	470	453	45	480	434	51		
Jun	135	111	23	540	538	44	536	533	44		
Jul	78	62	25	548	467	38	508	422	40		
Ago	93	71	31	625	494	41	605	468	46		
Sep	141	135	28	415	385	35	392	360	35		
Oct	175	152	22	512	470	49	446	402	47		
Nov	102	87	6	316	239	36	238	191	41		
Dic	13	13	—	330	325	52	316	316	37		
Ene	34	31	5	90	89	12	90	90	35		
Feb	24	24	4	391	390	37	390	385	39		
Mar	157	151	29	381	378	41	330	329	43		
Totales	1135	1016	200	5131	4720	477	4835	4426	502		

base a ovarios que presentaron FPO de un día de edad, evitando así introducir sesgo en las hembras capturadas durante la actividad de desove al incluir FPO nuevos (menos de un día de edad), para lo cual se aplicó la expresión utilizada por Alheit *et al.* (1984):

$$\text{donde: } F = \frac{\sum m_{1i}}{\sum m_i}$$

$F =$  Fracción promedio de hembras desovantes por día.

$m_{1i} =$  Número de hembras con FPO de día 1 en la muestra  $i$ .

$m_i =$  Número de hembras maduras en la muestra  $i$ , sin considerar hembras hidratadas.

Se emplearon métodos histológicos de rutina: secciones de tejido ovárico de 3 mm de grosor, obtenidos de la región media del lóbulo derecho del órgano se fijaron en solución Bouin e incluyeron en paraplast. Cortes de 5  $\mu\text{m}$  de

espesor se tiñeron con hematoxilina de Harris-eosina y se montaron con entellán. El número de desoves se estimó como el área bajo la curva de la fracción diaria de hembras desovantes por estrato de tallas y para el total (Hunter & Leong 1981).

Debido a la baja captura de hembras hidratadas y a la necesidad de clasificar los ovocitos por clase de diámetro, las estimaciones de fecundidad parcial se llevaron a cabo en base al método de la moda más avanzada (Hunter & Macewicz 1985), para lo cual secciones de tejido ovárico fueron pesados con precisión 0,0001 gr y preservado en solución Gilson modificado por Simpson (1951). Los ovocitos, una vez disgregados del estroma, fueron separados por clases de tamaño a través de una batería de tamices, con un rango de 200 a 1000  $\mu\text{m}$  a intervalos de malla de 50  $\mu\text{m}$ , con arrastre en agua en un sistema de vibración, en donde la malla de 200 micrones representó el límite natural de ovocitos consi-

derados, ya que próximo a ese tamaño se inicia la depositación de vitelo (Herrera & Claramunt 1990). Los registros del número de ovocitos retenidos en cada malla fueron analizados con la rutina MPA (Modal Progression Analisis) del paquete computacional Elefan Ver. 1.0, febrero de 1988 (Gayaniño *et al.* 1988). La fecundidad parcial y el diámetro medio de los ovocitos fueron calculados con el grupo modal más avanzado (Herrera *et al.* 1989, Herrera & Claramunt 1990, Claramunt *et al.* 1993). Para el cálculo de la fecundidad parcial se utilizaron sólo aquellos ovarios cuya moda más avanzada se presentó claramente separada del grupo anterior por un tamiz que no poseyera más de un 1 % del total contenido en ésta (Claramunt & Herrera 1990). Una vez determinada la fecundidad parcial se realizó un análisis de regresión para estimar los parámetros de su función con el peso corporal ( $P_c$ ) (peso total descontado el peso del ovario), la cual se ajustó al total de hembras bajo un modelo potencial ( $\text{Ln}(Y) = \text{Ln}(a) + b \cdot \text{Ln}(X)$ ), ya que éste es el que mejor se ajusta a esta relación (Oliva *et al.* 1989, Herrera & Claramunt 1990, Claramunt *et al.* 1993). Como la fecundidad parcial incrementa con el peso corporal, para poder efectuar comparaciones más simples entre meses, se eligió como criterio un peso corporal medio representativo de todo el período de estudio, resultando en 200 g de peso corporal, al cual se le estimó su fecundidad e intervalo de confianza (95 %) mediante la función del mes correspondiente. La fecundidad relativa media mensual (número de ovocitos/peso corporal) se estimó para cada estrato de talla y para el total de hembras, probándose sus diferencias mediante análisis de varianza, previa verificación de normalidad

de los datos. Para los cálculos de la fecundidad modal o fecundidad media poblacional, se siguió la metodología aplicada en el método de producción de huevos descrita por Picquelle & Stauffer (1985), la que se estimó para cada estrato y para el total de hembras. La producción total de huevos del mes se obtuvo del producto entre el número de desoves y la fecundidad modal.

Con la finalidad de verificar fluctuaciones en el tamaño del huevo, a 15 hembras de cada estrato de talla por mes, seleccionadas en base a un estado avanzado de madurez ovárica, se les cuantificó y desecó los ovocitos retenidos en cada tamiz en estufa a 60 °C por 24 hrs y después a temperatura ambiente por un lapso no inferior a 24 horas (Le Clus 1979), para luego consignar el peso (0,1 mg precisión). Con el número y el peso se estimó el peso seco promedio por diámetro de ovocito, ya que el tamaño de los ovocitos en el ovario se encontraría determinado por la cantidad de vitelo en sus diferentes fases de desarrollo (Le Clus 1979, Wallace & Selman 1981), el cual se puede cuantificar indirectamente a través del peso seco de éstos (Le Clus *op cit.*). Se relacionó luego el diámetro de los ovocitos y su peso seco, ajustándose el modelo mediante métodos no lineales (Algoritmo de Marquardt), a través del paquete computacional Statgraphics 5.0 (Statistical Graphics Corp.), lo que permitió definir para cada mes y estrato el diámetro al cual ya no se registra incremento en el peso seco del ovocito (asíntota), significando esto que la depositación de vitelo ha cesado (Le Clus *op. cit.*) y que los posteriores cambios en el diámetro o el peso de los ovocitos se deben a la incorporación de agua. En las

pruebas de diferencias significativas en las funciones ajustadas entre el diámetro de los ovocitos y su peso seco para cada estrato y mes, se utilizó el test de máximo verosimilitud (*Maximum likelihood test*), y para determinar el parámetro del modelo que producía el cambio se utilizó el test *t* para diferencias entre coeficientes (Zar 1984).

El índice gonado somático (IGS) se calculó como el porcentaje del peso del ovario con respecto al peso corporal (peso total menos el peso del ovario).

Debido a la carencia de registros de temperatura a la profundidad de captura, se asumió que la tendencia de la temperatura superficial media del mar (TSM) representa la tendencia global del mar, índice que ya ha sido utilizado para estudiar la variabilidad ambiental y su relación con pesquerías (Claramunt & Fuenzalida 1989, Fuenzalida & Cubillos 1990, Yañez *et al.* 1992), la cual se obtuvo de la base de datos del Laboratorio de Oceanografía Física del Departamento de Ciencias del Mar, Universidad Arturo

Prat, y de los registros reportados por Fuenzalida (1993). La TSM de largo plazo se estimó del período 1976 a 1991.

## RESULTADOS

### FECUNDIDAD PARCIAL

Los parámetros de las funciones ajustadas, para cada mes entre el peso corporal ( $P_c$ ) (peso total menos el peso del ovario) de las hembras y su respectiva fecundidad parcial se entrega en la Tabla 2, siendo significativos sus coeficientes de correlación a un nivel del 99,9 %. Entre los meses intrapicos reproductivos no existen diferencias significativas en las funciones peso corporal con la fecundidad parcial, tanto en sus pendientes (*b*) como en sus interceptos (*a*) ( $P > 0,05$ ), es decir, para los meses correspondientes al pico de invierno (junio, julio, agosto y septiembre); y, para los del pico de verano (noviembre, diciembre, enero, febrero y marzo). Siendo estos grupos de invierno y verano totalmente diferentes entre sí ( $P < 0,05$ ).

Tabla 2. Parámetros mensuales de las funciones potenciales linearizadas ( $L_n$ ) entre el peso corporal y la fecundidad parcial, en hembras *S. sagax* para el período 1992/93. (a: intercepto; b: pendiente; r: coeficiente de correlación; n: número de hembras). Todas significativas a  $P < 0,01$ .

Mes	Ln (a)	b	r	n
Abr	3,660	1,382	0,59	91
May	3,077	1,501	0,67	123
Jun	7,855	0,610	0,34	111
Jul	6,897	0,754	0,44	103
Ago	8,481	0,448	0,28	118
Sep	7,197	0,708	0,46	98
Oct	5,753	0,942	0,37	118
Nov	1,310	1,793	0,48	83
Dic	3,555	1,380	0,52	89
Ene	0,748	1,955	0,80	52
Feb	2,542	1,647	0,70	80
Mar	0,731	1,956	0,56	113

Al no existir diferencias entre estas funciones del peso corporal con la fecundidad parcial de los picos reproductivos, cada estación de desove se puede representar por una función única:

INVIERNO (junio, julio, agosto y septiembre):

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{Fecund.}) &= 7,353 + 0,680 \cdot \text{Ln}(\text{Pc}) \\ r &= 0,38 \\ n &= 428 \end{aligned}$$

VERANO (noviembre, diciembre, enero, febrero y marzo):

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{Fecund.}) &= 1,674 + 1,763 \cdot \text{Ln}(\text{Pc}) \\ r &= 0,55 \\ n &= 418 \end{aligned}$$

Es interesante el hecho que los coe-

ficientes de correlación obtenidos mensualmente entre el peso corporal y la fecundidad parcial, decrecen en el pico principal de desove (junio a agosto) y se incrementan notablemente hacia el pico de verano (Tabla 2). Lo cual puede ser reflejo de las condiciones anómalas producidas por el evento El Niño 1991/92.

La tendencia en la fecundidad parcial estimada para una hembra promedio de 200 g de peso corporal (Fig. 1) es a ser baja durante los períodos prepícos, para luego aumentar llegando a su máximo coincidente con el pico y nuevamente decaer hacia el término del período reproductivo. Resalta el hecho de que la fecundidad del pico de verano es bastante superior al de invierno.

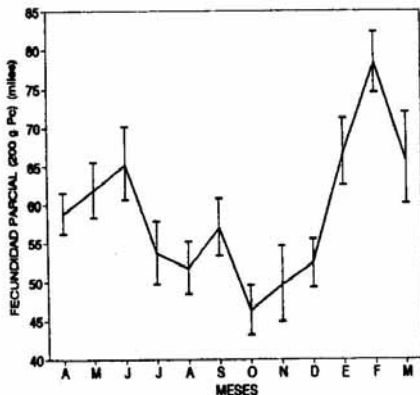


Fig. 1. Fecundidad parcial estimada para una hembra de 200 g de peso corporal en el periodo 1992/93. (Barras verticales señalan los límites de confianza al 95%).

## FECUNDIDAD RELATIVA

La fecundidad relativa media mensual (ovocitos/g) (Tabla 3), muestra la misma tendencia que la fecundidad parcial (Fig. 1) e igual comportamiento en los tres estratos de talla, excepto para el estrato A en verano, cuando disminuye en forma

notoria. El análisis de varianza para diferencias entre medias muestra que solamente en los meses de junio, septiembre y octubre no se presentan diferencias significativas ( $P > 0,05$ ) entre los tres estratos de tallas.

Tabla 3. Número promedio de ovocitos por gramo de peso corporal (fecundidad relativa; o/g) estimado en *S. sagax* por estrato de tallas en el período 1992/1993. (A:24,1-26,0; B:26,1-28,0 y C: 28,1-30,0 cm de LT). (s = desviación estandar; —: sin información).

Mes	Estrato A			Estrato B			Estrato C			Total		
	o/g	s	n	o/g	s	n	o/g	s	n	o/g	s	n
Abr	—	—	—	283	64,2	47	317	56,5	44	299	62,7	91
May	256	65,9	27	331	94,6	45	303	75,5	51	303	85,3	123
Jun	370	112,2	23	377	93,2	44	333	87,6	44	358	96,6	111
Jul	320	82,0	25	302	66,2	38	260	60,4	40	290	72,0	103
Ago	320	59,7	31	302	60,3	41	270	54,3	46	294	61,1	118
Sep	299	67,7	28	316	64,7	35	304	70,5	35	307	67,3	98
Oct	239	66,7	22	248	71,1	49	245	76,1	47	245	71,8	118
Nov	133	99,5	6	278	90,2	36	272	69,3	41	265	88,3	83
Dic	—	—	—	266	61,8	52	292	61,8	37	276	62,5	90
Ene	220	16,6	5	360	70,7	12	377	95,8	35	358	96,6	52
Feb	268	65,8	4	394	63,9	37	442	100,6	39	410	92,4	80
Mar	273	118,6	29	361	123,6	41	377	115,3	43	344	125,7	113

## FECUNDIDAD MODAL

Los estimados de la fecundidad modal (fecundidad media poblacional, Tabla 4), indican la misma tendencia que la fecundidad parcial y que el peso promedio mensual del ovario. Así, al efectuar una regresión entre estas variables para todos los estratos resulta la siguiente función lineal, con una correlación significativa al 99,9 %:

$$\text{Fec. Modal} = 20781,8 + 3673,3 \cdot (\text{Peso ovario})$$

$$n = 35$$

$$r = 0,82$$

Sin embargo, de la regresión de este parámetro con el índice gonadosomático (IGS) se obtiene una menor correlación, cuya expresión es:

$$\text{Fec. Modal} = 22763,2 + 6255,4 \cdot (\text{IGS})$$

$$n = 35$$

$$r = 0,60$$

Lo cual describe la variación en el peso ovárico promedio poblacional como un buen indicador de la fecundidad modal, con base mensual.

## FRACCIÓN HEMBRAS DESOVANTES

La fracción diaria de hembras desovantes tiene la misma tendencia en todos los estratos de talla, evidenciándose el período de desove de invierno entre junio y octubre, y el de verano desde diciembre a marzo, situación normal para esta especie (Fig. 2). Sin embargo, llama la atención la gran actividad de desove detectada en verano, superior a la de invierno.



El estrato de tallas A (24,1 a 26,0 cm), en el pico de invierno presentó una menor actividad de desove en comparación a las hembras de tallas mayores, tanto en intensidad como en extensión. Si bien en verano se mostró algo más intenso

(febrero), fué de menor duración. Los estratos B y C (mayores a 26 cm) son los que presentan el mayor porcentaje de hembras desovantes en gran parte del año.

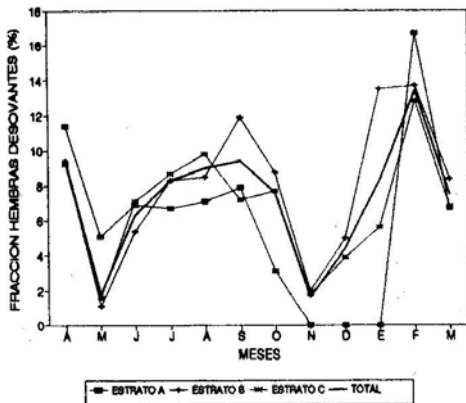


Fig. 2. Fracción diaria de hembras desovantes en *S. sagax* durante el período 1992/93 (A: 24,1- 26,0; B: 26,1-28,0 y C: 28,1-30,0 cm de LT).

Tabla 4. Fecundidad modal en miles (Fm; número de ovocitos  $\cdot 10^3$ ) estimada en *S. sagax* por estrato de tallas para el período 1992/1993. (A: 24,1-26,0; B: 26,1-28,0 y C: 28,1-30,0 cm de LT). (s = desviación estandar).

Mes	Estrato A			Estrato B			Estrato C			Total		
	Fm	s	n	Fm	s	n	Fm	s	n	Fm	s	n
Abr	36	0,78	61	49	0,82	513	63	0,93	504	55	0,92	1078
May	38	1,00	122	49	1,35	470	65	1,09	480	55	0,90	1072
Jun	49	1,06	136	58	0,37	539	64	0,40	536	59	0,63	1211
Jul	40	0,43	76	46	0,21	543	52	0,40	515	48	0,34	1134
Ago	44	0,22	93	47	0,18	625	51	0,24	605	49	0,22	1323
Sep	44	0,42	141	51	0,63	415	57	0,83	392	52	0,87	948
Oct	35	0,62	175	42	0,46	512	49	0,56	446	44	0,80	1133
Nov	30	1,10	102	42	0,88	316	55	1,44	238	45	1,59	656
Dic	40	1,72	13	53	0,43	330	63	0,60	316	58	0,51	659
Ene	34	0,95	34	67	0,80	90	83	0,84	90	69	4,28	214
Feb	54	1,94	24	77	1,16	391	94	1,16	390	85	1,29	805
Mar	41	0,74	157	61	1,24	381	80	1,71	330	65	2,19	868

## NÚMERO DE DESOVES Y PRODUCCIÓN DE HUEVOS

El número de desoves, se presenta en la Tabla 5. De junio a noviembre (pico de invierno) los estratos de tallas A, B y C habrían desovado 10,2; 13,3 y 12,6 veces; y en verano (diciembre a marzo) 6,0; 11,2 y 8,0 veces, respectivamente. La produc-

ción total de huevos (Tabla 5), muestra un aumento de casi el doble (82 %) en el aporte de huevos del estrato B respecto al A. En el estrato C, el menor número de desoves es compensado por su mayor fecundidad lo que se traduce en un aporte de la misma magnitud que el estrato B.

Tabla 5. Número de desoves y producción potencial de huevos (en miles) en *S. sagax*, por estrato de tallas para el período 1992/1993. (A:24,1-26,0; B:26,1-28,0 y C: 28,1-30,0 cm de LT).

Mes	Número de Desoves			Total	Prod. Pot. de Huevos			
	A	B	C		A	B	C	Total
Abr	-	-	-	-	-	-	-	-
May	2,5	1,6	1,6	1,7	94	77	107	93
Jun	1,8	1,0	1,3	1,2	88	57	84	73
Jul	2,0	2,0	2,4	2,2	81	95	124	106
Ago	2,1	2,5	2,8	2,6	90	119	141	126
Sep	2,2	3,1	2,5	2,8	99	155	145	144
Oct	1,6	3,1	2,2	2,5	58	132	110	112
Nov	0,5	1,6	1,4	1,4	14	69	79	62
Dic	0,0	1,0	0,9	0,9	0	56	54	52
Ene	0,0	2,8	1,4	1,9	0	187	119	131
Feb	2,5	4,1	2,8	3,2	135	312	261	276
Mar	3,5	3,3	2,9	3,1	142	203	236	203
Total	18,7	26,1	22,2	23,5	801	1462	1460	1378

## PESO SECO OVOCITOS

La relación encontrada entre el diámetro de los ovocitos y su peso seco es del tipo sigmoide (Fig. 3) en todos los estratos y meses analizados, en donde el modelo que mejor ajuste presentó a los datos fué el Weibull, el cual posee tres parámetros, siendo de interés biológico el de asintota (K), que representa el peso seco máximo alcanzado por los ovocitos, el cual constituye un buen índice de la cantidad de vitelo entregada al huevo.

$$P = K (1 - e^{-(D/S)^B})$$

P = Peso seco de ovocitos (mg).

D = Diámetro ovocitos ( $\mu\text{m}$ ).

K = Asintota. Peso seco máximo de los ovocitos (mg).

S = Diámetro en que el peso seco es  $0.63 \cdot K$ .

B = Factor de forma.

Los parámetros de las funciones ajustadas para cada mes y estrato de talla se detallan en la Tabla 6. No existen diferencias ( $P > 0,05$ ) en las funciones entre los estratos de tallas para un mismo mes, excepto en los meses de abril, agosto y octubre entre los estratos de tallas B-C, A-C y A-B, respectivamente. Siendo el factor de posición (S) de la función Weibull el que daría la diferencia en abril y agosto; y únicamente en el mes de octubre lo sería la cantidad de vitelo máxima entregada al huevo (K). Por lo que la talla de la hembra no tendría influencia sobre la cantidad de vitelo entregada al huevo.

Las fluctuaciones intermensuales en la cantidad de vitelo entregada al huevo,

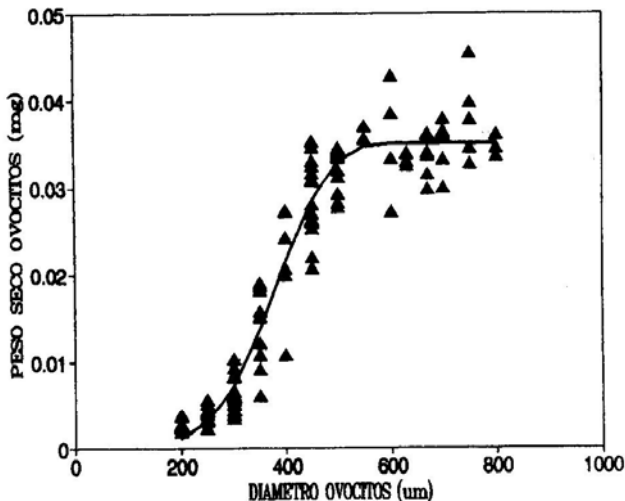


Fig. 3. Relación entre el diámetro del ovocito y su peso seco en *S. sagax*, obtenida para el estrato B (26,1-28,0 cm de LT) en el mes de mayo de 1992 (\*: valores observados; la línea representa el ajuste).

se ven reflejadas en el nivel de la asintota (K) (Fig. 4), en donde se observa la misma tendencia en todos los estratos de tallas. Comenzando con niveles bajos en períodos pre y postpícos y altos en pleno período de mayor actividad reproductiva. Se verifica además, que el nivel alcanzado en el pico de invierno tendería a ser mayor que el de verano.

En la figura 4, se muestra además la fluctuación en el nivel de asintota (K), la TSM mensual para el período de estu-

dio y la TSM de largo plazo, observándose el incremento en la temperatura que significó el evento El Niño 1991/92. La relación entre la cantidad de vitelo incorporada a los ovocitos que serán desovados y la temperatura no es simple, ya que en el pico de invierno ocurriría una relación inversa entre la temperatura superficial del mar (TSM) y la cantidad de vitelo, sin embargo para el pico de verano sería una variación en el mismo sentido de las variables.

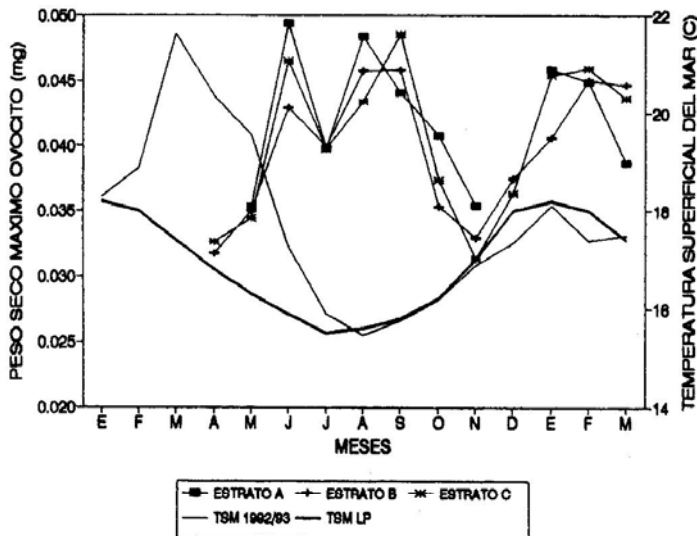


Fig. 4. Relación entre el peso seco máximo del ovocito de *S. sagax* y la temperatura superficial del mar (A: 24,1-26,0; B: 26,1-28,0; C: 28,1-30,0 cm de LT; TSM: temperatura superficial del mar; LP: largo plazo).

Tabla 6. Parámetros de las funciones Weibull ajustadas entre el diámetro de los ovocitos y su peso seco en *S. sagax*, por estrato de talla para el período 1992/93. K, S y b son parámetros de la función (—: sin información).

Estrato A (24,1 - 26,0 cm).

Mes	K	S	b	r <sup>2</sup>	n
Abr	—	—	—	—	—
May	0,0353	399,5	4,662	0,92	102
Jun	0,0449	428,3	4,907	0,92	86
Jul	0,0397	416,1	5,670	0,92	103
Ago	0,0484	450,9	4,539	0,95	85
Sep	0,0440	409,6	5,682	0,94	78
Oct	0,0408	401,9	5,157	0,96	70
Nov	0,0354	379,6	4,483	0,84	49
Dic	0,0635	553,5	2,807	0,94	9
Ene	0,0458	424,6	4,136	0,91	39
Feb	0,0449	432,2	4,355	0,93	42
Mar	0,0387	380,0	5,054	0,89	46

(Continuación tabla 6)

Estrato B (26,1 -28,8 cm).

Mes	K	S	b	r <sup>2</sup>	n
Abr	0,0317	427,1	4,211	0,81	86
May	0,0350	404,1	4,904	0,94	112
Jun	0,0429	426,6	5,156	0,95	107
Jul	0,0398	418,2	5,716	0,94	92
Ago	0,0457	425,3	4,832	0,92	96
Sep	0,0457	426,0	4,609	0,92	76
Oct	0,0354	381,3	5,261	0,91	66
Nov	0,0329	367,3	5,563	0,83	52
Dic	0,0374	389,1	5,067	0,93	57
Ene	0,0405	407,5	4,194	0,91	67
Feb	0,0450	417,8	4,588	0,94	74
Mar	0,0447	399,0	5,752	0,91	61

Estrato C (28,1 - 30,0 cm).

Mes	K	S	b	r <sup>2</sup>	n
Abr	0,0327	373,1	4,892	0,80	121
May	0,0344	393,6	5,538	0,93	93
Jun	0,0447	424,9	4,807	0,95	84
Jul	0,0397	428,2	5,500	0,89	93
Ago	0,0433	418,5	5,576	0,94	88
Sep	0,0485	429,3	4,593	0,92	75
Oct	0,0373	389,5	5,603	0,94	70
Nov	0,0313	363,8	6,052	0,89	67
Dic	0,0364	376,5	5,773	0,95	58
Ene	0,0454	420,4	4,324	0,93	73
Feb	0,0459	409,8	4,559	0,93	63
Mar	0,0436	396,2	5,176	0,95	59

## DIAMETRO DE OVOCITOS EN LA MODA MAS AVANZADA

El diámetro medio de ovocitos en la moda más avanzada (DOMA), por ser un índice del desarrollo ovocitario, tiene relación con el peso del ovario (Tabla 7). Las variaciones que se producen en los coeficientes de correlación, serían producto de cambios en aquellos factores que intervienen en el peso del ovario, como son el peso de la hembra, cantidad de vitelo de los ovocitos y fecundidad parcial. Solamente en el estrato C no se encuentran correlaciones significativas (95 %) en septiembre, febrero y marzo.

En el mes de enero, las hembras analizadas correspondieron a un estrecho rango de DOMA (505  $\mu\text{m}$  como máximo), por lo que la regresión ajustada no representa bien el desarrollo ovocitario, lo que se refleja en una muy elevada pendiente, por tanto este mes fue eliminado de posteriores análisis y comparaciones.

Las mejores correlaciones se encuentran entre el DOMA y el Índice Gonado Somático (IGS) (Tabla 8), ya que se descuenta la influencia del tamaño de la hembra en el peso del ovario a un mismo estado de desarrollo.

Tabla 7. Parámetros de las funciones potenciales linealizadas (Ln) entre el diámetro medio de la moda más avanzada y el peso del ovario, por estrato de talla y total de hembras *S. sagax* durante el período 1992/93 (A:24,1-26,0; B:26,1-28,0 y C:28,1-30,0 cm).

Mes	Ln (a)	Estrato A			Ln(a)	Estrato B		
		b	r	n		b	r	n
Abr					-17,891	3,251	0,83	47
May	-15,193	2,772	0,79	28	-18,489	3,350	0,87	45
Jun	-17,310	3,137	0,70	21	-7,221	1,540	0,42	45
Jul	-16,312	2,980	0,83	25	-19,821	3,557	0,88	38
Ago	-3,472	0,932	0,38	31	-6,524	1,445	0,48	41
Sep	-11,858	2,272	0,77	28	-6,528	1,459	0,46	35
Oct	-26,595	4,634	0,58	22	-12,139	2,343	0,41	48
Nov				6	-17,946	3,289	0,72	36
Dic				1	-14,698	2,789	0,71	52
Ene				5	-27,872	4,967	0,83	12
Feb				4	-7,877	1,709	0,59	37
Mar	-21,999	3,882	0,46	29	-8,086	1,712	0,46	41

Mes	Ln (a)	Estrato C			Ln (a)	Total hembras		
		b	r	n		b	r	n
Abr	-13,380	2,569	0,91	44	-15,019	2,811	0,82	91
May	-17,518	3,223	0,92	51	-17,716	3,195	0,84	123
Jun	-11,776	2,304	0,64	43	-10,356	2,049	0,47	109
Jul	-16,613	3,081	0,84	40	-20,128	3,610	0,88	103
Ago	-8,213	1,735	0,55	46	-6,155	1,387	0,45	118
Sep	-5,150	1,258	0,25	35	-8,572	1,783	0,38	98
Oct	-10,747	2,124	0,39	48	-15,062	2,809	0,43	118
Nov	-14,111	2,696	0,71	41	-17,923	3,288	0,56	83
Dic	-15,646	2,976	0,66	41	-15,270	2,896	0,65	94
Ene	-15,938	3,048	0,44	35	-37,126	6,475	0,62	52
Feb	-0,256	0,505	0,12	39	-5,135	1,277	0,32	80
Mar	0,292	0,398	0,13	43	-11,535	2,264	0,35	113

Tanto en las relaciones del DOMA con el peso del ovario como con el IGS, no se encontraron diferencias significativa (95 %) en los parámetros de las regresiones entre los estratos de tallas en los distintos meses, excepto en abril y marzo para los estratos B y C; junio en los estratos A y B; septiembre y marzo entre estratos A y C. Lo cual indicaría que, en términos generales, la tasa de crecimiento en peso del ovario en relación al aumento en diámetro no es influenciada por la talla de la hembra, pu-

diendo utilizarse una función única por mes.

En relación a fluctuaciones intermensuales, los meses que no presentan diferencias significativas entre los coeficientes de las funciones DOMA-Peso ovario para el total de hembras (95 %), son aquellos que corresponden a los picos de desove y a los de actividad deprimida, es decir existe un grupo homogéneo correspondiente a junio, agosto, septiembre, febrero y marzo; y otro con

abril, mayo, octubre, noviembre y diciembre. El mes que aparece nuevamente fuera de la tendencia general es julio. Esta tendencia en los grupos de meses homogéneos aparece apoyada por los resultados de peso seco, ya que corresponderían a los períodos con similares asintotas en la relación diámetro - peso seco de ovocitos. Es así que al realizar un análisis de correlación entre los valores de asintota estimados para cada mes y la pendiente de la función DOMA-Peso ovario se encuentra que éstas son inversas y significativas (99 %) de -0,78 y -0,84 (n=11), para el estrato B y C respectivamente, las que se incrementan a -0,89 y -0,94 al eliminar el mes anómalo de julio.

Por tanto, la tasa de ganancia en peso (b) del ovario respecto al desarrollo de la moda más avanzada de ovocitos está en relación inversa a la cantidad de vitelo que en definitiva se le entregará al huevo, lo que se explicaría por una incorporación de agua a diámetros menores en los meses de K bajo. No se realizó este análisis en el primer estrato debido a los pocos datos (DOMA-Pg).

Para las funciones DOMA-IGS, la tendencia se pierde posiblemente debido a que se introduce una variable más que es la fluctuación mensual en el peso corporal.

Tabla 8. Parámetros de las funciones potenciales linealizadas (Ln) entre el índice gonadosomático (IGS) y el peso del ovario por estrato de tallas y total de hembras *S. sagax*, durante el período 1992/93 (A:24,1-26,0; B:26,1-28,0 y C: 28,1-30,0 cm de LT).

Mes	Estrato A				Estrato B			
	a	b	r	n	a	b	r	n
Abr					-16,579	2,945	0,81	47
May	-17,089	3,020	0,87	28	-19,099	3,358	0,87	45
Jun	-20,968	3,681	0,71	21	-8,599	1,682	0,48	45
Jul	-16,705	2,995	0,87	25	-20,087	3,524	0,88	38
Ago	-5,009	1,127	0,44	31	-7,852	1,578	0,50	41
Sep	-13,459	2,476	0,77	28	-8,552	1,701	0,51	35
Oct	-30,787	5,245	0,63	22	-18,783	3,313	0,57	48
Nov				6	-16,997	3,034	0,68	36
Dic				1	-14,758	2,682	0,73	52
Ene				5	-27,215	4,748	0,85	12
Feb				4	-9,032	1,786	0,63	37
Mar	-20,913	3,633	0,45	29	-8,962	1,749	0,51	41

Mes	Estrato C				Total hembras			
	a	b	r	n	a	b	r	n
Abr	-12,688	2,337	0,92	44	-14,294	2,587	0,84	91
May	-20,200	3,536	0,93	51	-19,237	3,377	0,90	123
Jun	-11,865	2,209	0,63	43	-11,744	2,188	0,60	109
Jul	-17,686	3,144	0,85	40	-18,050	3,204	0,88	103
Ago	-7,785	1,567	0,48	46	-6,630	1,383	0,47	118
Sep	-7,234	1,486	0,30	35	-11,022	2,094	0,57	98
Oct	-12,267	2,252	0,40	48	-18,416	3,248	0,52	118
Nov	-13,652	2,497	0,74	41	-16,819	2,998	0,57	83
Dic	-15,841	2,871	0,67	41	-15,207	2,761	0,70	94
Ene	-14,832	3,738	0,43	35	-27,100	4,724	0,66	52
Feb	-3,535	0,906	0,23	39	-7,344	1,517	0,46	80
Mar	1,986	0,640	0,21	43	-11,406	2,138	0,40	113

## DISCUSION Y CONCLUSIONES

La fecundidad relativa (ovocitos/g peso corporal), se utiliza para descontar la influencia del peso de la hembra, sin embargo, en este trabajo se encuentran diferencias significativas en la fecundidad relativa entre los estratos de tallas en nueve meses, de lo que se concluye que el promedio de este parámetro, se encuentra influenciado por la composición de tallas de la muestra.

La relación del peso corporal con la fecundidad parcial indica una tendencia a la homogeneidad intrapico de desove, que se ve alterada entre estaciones, aumentando notablemente en la época de verano. Confirmando que la fecundidad parcial es un parámetro variable dentro de un mismo pico reproductivo con su máximo coincidente con la mayor intensidad reproductiva de la población (Alheit 1988, Claramunt *et al.* 1993). Sin embargo, en el presente trabajo para el pico de invierno se encuentra una tendencia a la disminución de la fecundidad en los meses de julio/agosto, situación que no se observa en la fracción de hembras desovantes, pero sí en las tres estimaciones independientes de peso seco máximo de los ovocitos de los estratos de tallas, en que existe una caída en julio, que no es atribuible a la técnica de estimación de peso seco, sino a algún factor ambiental que habría influenciado en el mismo sentido a toda la población de hembras. En este contexto, aparece como explicación muy factible el evento El Niño 91-92 (Fuenzalida 1992), cuya mayor actividad se presentó en marzo de 1992 (Fig. 4). Esta misma anomalía climática habría provocado una mayor variabilidad en la fecundidad parcial en

función del peso corporal, que se ve reflejada en unos menores coeficientes de correlación entre estas variables. La disminución en la fecundidad y cantidad de vitelo sería una respuesta con retardo a la intrusión de aguas cálidas al momento de iniciarse los procesos reproductivos correspondientes a la estación de invierno. Como ha sido señalado por Winters *et al.* (1993) y Tanasichuk & Ware (1987), las variaciones anuales en la fecundidad serían afectadas por la temperatura de 2 ó 3 meses antes del desove. Martínez *et al.* (1992) concluyen que para el pico de verano de 1992 (enero/febrero), *S. sagax* presentó un alto porcentaje de atresia y baja frecuencia de desove, lo que implicó una disminución de la actividad reproductiva en duración e intensidad, producto de El Niño 1991-92. Para el período de desove de verano coinciden el máximo en fecundidad con el máximo de IGS y fracción de hembras desovantes, lo cual indicaría que esta es la situación normal para esta especie, en el sentido que el máximo en fecundidad coincide con el máximo de hembras maduras en la población, es decir, durante el pico se canalizaría el máximo de energía hacia la reproducción, tanto en términos poblacionales como individuales. El que se encuentre una fracción de hembras desovantes mayor en verano, descrito como un pico secundario en *S. sagax* (Martínez *et al.* 1990, 1991, 1992), también obedecería a una respuesta compensatoria al evento El Niño 91-92, similar a lo detectado en 1984, cuando esta especie desovó con mayor intensidad en respuesta al evento 1982-83 (Martínez *et al.* 1989).

El hecho de que la relación entre el diámetro de los ovocitos y su peso seco se ajuste a un modelo del tipo sigmoide



implica que existe un rango de diámetros de ovocitos en que la tasa de incorporación de vitelo es máxima, siendo en este caso el de 300 a 500  $\mu\text{m}$ , coincidiendo con lo señalado por Herrera & Claramunt (1990), en el sentido que cuando la moda más avanzada de ovocitos presenta un diámetro medio de 500  $\mu\text{m}$ , ésta se separa de los grupos de ovocitos de diámetros menores, ya que no habría incorporación de nuevos ovocitos a ese grupo. Le Clus (1979) señala para *S. ocellata* que el incremento en el peso seco tiene lugar entre un volumen medio de 0,01 a 0,09  $\text{mm}^3$ . Por tanto correspondería a un rango entre 267 y 556  $\mu\text{m}$  de diámetro medio de la moda más avanzada, lo cual es concordante con nuestros resultados en *S. sagax*.

Alheit (1988) menciona para *Sprattus sprattus* que las variaciones estacionales en el tamaño del huevo pueden ser un mecanismo que compensa los incrementos en la fecundidad. Sin embargo, en el presente trabajo no se observa una relación simple entre la cantidad de vitelo o el tamaño del huevo y la fecundidad parcial. El peso seco máximo y la fecundidad parcial estimada o la relativa tienden a variar de manera similar coincidiendo sus máximos (Fig. 4; Fig. 1; Tabla 3), concluyéndose que las variaciones en el tamaño del huevo no necesariamente compensan las fluctuaciones en la fecundidad parcial en un mismo período reproductivo, sino que ambos dependen de la canalización de energía. Durante un pico de desove se encontrarían en su máximo todos los componentes de la actividad reproductiva: la fracción diaria de hembras en desove, la frecuencia de desove, la fecundidad parcial, la cantidad de vitelo entregada al huevo

y el peso ovario medio.

Cambios estacionales en el tamaño del huevo han sido reportados por numerosos autores en diferentes especies; por ejemplo en *Scombrus scombrus* (Ware 1977), *Engraulis mordax* (Hunter y Leong 1981), *Encrasicholina purpurea* (Clarke 1989), *Sardinops ocellatus* (Le Clus 1979), *Seriphys politus* (DeMartini 1991). Las hipótesis que se manejan en torno a los mecanismos involucrados sugieren que: 1) Los ovocitos pueden asimilar más vitelo durante las estaciones frías de desove que en las cálidas (Le Clus 1979); 2) El tamaño del huevo puede estar relacionado a la talla de las hembras desovantes y el patrón estacional de declinación a que las hembras mayores desovan más tempranamente en la época reproductiva que las más jóvenes (Bagenal 1971); 3) El tamaño del huevo está inversamente relacionado a la temperatura del mar debido a que la tasa de diferenciación del ovocito se incrementa en relación a la tasa de crecimiento de éste cuando aumenta la temperatura (Daoulas & Economou 1986); 4) La tasa de secreción de gonadotropinas se incrementa con la temperatura y causa un decrecimiento en la atresia preovulatoria, lo que, para un esfuerzo dado por desove, resulta en un mayor número de huevos, pero más pequeños (Tanasichuk & Ware 1987). De estas hipótesis, tres corresponden a una influencia de la temperatura y una a la talla de las hembras, descartándose inmediatamente en el presente trabajo la que le confiere una influencia a la talla de la hembra, ya que el nivel de asintota (K) en la relación diámetro de los ovocitos con su peso seco (peso seco máximo), no presenta diferencias significativas entre estratos; por lo tanto, no existiría influen-

cia de la talla de la hembra sobre la cantidad de vitelo entregada al huevo, presentando todas las hembras el mismo patrón de variación temporal. La temperatura del agua sería el factor principal que gobierna las variaciones en el tamaño del huevo, teniendo las especies una ventaja adaptativa en el sentido que minimizaría la mortalidad larval (Ware 1975, Le Clus 1979, Blaxter & Hunter 1982, Daoulas & Economou 1986, Tanasichuk & Ware 1987, Clarke 1989, DeMartini 1991). Según los resultados del presente trabajo, esto podría ser válido en lo que se refiere a las variaciones interestacionales (invierno - verano) entre picos reproductivos, por lo que *S. sagax* tendería a desovar huevos más pequeños (menor cantidad de vitelo) en verano que en invierno (el peso seco máximo de enero-febrero es un 1,8 % menor que el de agosto-septiembre). Sin embargo, el pico de desove de invierno se encontró bajo la influencia de un fenómeno cálido, por tanto, se esperaría que esta diferencia pudiera incrementarse en un año "normal".

En cuanto a las fluctuaciones intrapicos reproductivos en la cantidad de vitelo, su asociación con la temperatura sería más compleja que la interestacional, ya que para el pico de invierno (julio a noviembre) se presentaría una relación inversa. Sin embargo, para el verano (diciembre a marzo) ocurre una asociación directa (Fig. 4).

Si bien existen estimaciones de fracción diaria de hembras desovantes *S. sagax* (Retamales & González 1983,

Herrera *et al.* 1989, Herrera & Claramunt 1990, Oliva *et al.* 1989, Claramunt *et al.* 1990), éstas han sido aisladas y circunscritas a períodos cortos de tiempo, lo que no ha permitido conocer aún el número de desoves anuales que puede experimentar una hembra de *S. sagax*, excepto dos estimaciones indirectas como son la de Garland *et al.* (1989)<sup>1</sup> y de Claramunt & Herrera (1994). Los primeros autores estiman a través de la lectura de anillos diarios en otolitos que una hembra desovaría 19 veces en un año, y los segundos estiman 16 desoves para el pico de invierno de 1989 (junio a noviembre), mediante un método que se basa en el modelamiento matemático del comportamiento reproductivo de la población de hembras. Los resultados de este trabajo son que para el pico principal de desove (junio a noviembre), una hembra promedio habría desovado 13 veces y un total de 23 veces en el año. Las diferencias entre estas tres estimaciones son atribuibles a las metodologías empleadas, especialmente con la de lectura de otolitos, y a fluctuaciones interanuales en la intensidad de la actividad reproductiva. Nuestros resultados, demuestran que las hembras de mayor talla (estrato B y C) presentan períodos de desove más extensos e intensos en comparación a hembras pequeñas (estrato A), resultados concordantes con lo reportado por Parrish *et al.* (1986) para *Engraulis mordax*, Le Clus (1989) para *Sardinops ocellatus*, Demartini & Fountain (1981) en *Seriphus politus* y por Pizarro (1990) en *Sardinops sagax*. Lo que plantea la necesidad de que para minimizar los riegos de sobreexplotación

<sup>1</sup> Garland, D., G. Herrera, M. Díaz & C. Padilla. 1989. Estimación y edad de la primera madurez sexual en *Sardinops sagax* musica del norte de Chile, utilizando incremento de crecimiento diarios en sus otolitos sagitales. Tercer Congreso Venezolano sobre Ciencias del Mar, Octubre 1989 - Cumaná, Venezuela. p. 33

por reclutamiento, además de salvaguardar un stock desovante adecuado se debería mantener una estructura de edades estable en *S. sagax*. La producción total de huevos se encontraría principalmente determinada por la fracción de hembras desovantes, es decir, fluctuaciones en la fecundidad parcial con respecto al peso corporal de las hembras, serían insignificantes con respecto a la magnitud del

cambio producto de una alteración en la fracción de hembras desovantes. Un cálculo sencillo indica que la mayor diferencia en la fecundidad estimada para una hembra de 200 g (Fig. 1) se da entre el mes de octubre y febrero (46263 y 78230 respectivamente), diferencia que se supera ampliamente con un aumento en un desove para el período.

## AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen a la Empresa Pesquera del Norte S.A., en especial al Jefe de Flotas, señor Franz Jeria, y al jefe de planta Sr. Oscar Fuentes quienes permitieron la realización de los muestreos rutinarios del material biológico; y a los estudiantes: Victoria Escobar, Renzo Tascheri, Oscar Fuentes y Guido Plaza.

El presente estudio fue financiado por el Fondo Nacional de Investigación Científica y Tecnológica FONDECYT, a través del Proyecto FONDECYT 92-307.

## LITERATURA CITADA

- Alarcón, V.; Goldberg S. & J. Alheit. 1984. Histología de folículos post ovulatorios de la sardina (*Sardinops sagax*) del Perú. Boletín del Instituto del Mar del Perú, Callao-Perú, 8(1):1-15.
- Alheit, J. 1988. Reproductive biology of sprat (*Sprattus sprattus*): factors determining annual egg production. Journal du Conseil International pour l'Exploration de la Mer. 44:162-168.
- Alheit, J.; Alegre, B.; Alarcón, V.H. & B.J. Macewicz. 1983. Batch fecundity and spawning frequency of various anchovy (genus: *Engraulis*) populations from upwelling areas and their use for spawning biomass estimates. In: "Proceedings of the experts consultation to examine changes in abundance and species composition of neritic fish species". G.D. Sharp and J.Csirke (eds.) FAO, Fish report (291) Vol. 3:77-986.
- Alheit, J.; Alarcón V.H. & B.J. Macewicz, 1984. Spawning frequency and sex ratio in the peruvian anchovy, *Engraulis ringens*. California Cooperative Oceanic Fisheries Investigations Reports, 25: 43-52.
- Bagenal, T.B. 1971. Inter-relation of the size of fish eggs, the date spawning, in the production cycle. Journal Fisheries Biology, 3: 207-219.
- Barría, P. & R. Serra. 1992. Investigación evaluación del stock de sardinas, 1992. Informe técnico. IFOP-SUBPESCA. 22 pp. + 10 anexos.
- Blaxter, J. & J.R. Hunter. 1982. The biology of the clupeoid fishes. Advances in Marine Biology, 20: 1-223 p.

- Claramunt, G. & R. Fuenzalida. 1989. Fluctuaciones ambientales y su relación con los recursos del sector pesquero artesanal en la zona de Iquique. Memorias del Simposio Internacional de los recursos vivos y las pesquerías en el Pacífico Sudeste, Viña del Mar, Chile, 9-13 mayo. 1988. Comisión Permanente del Pacífico Sur (CPPS). Revista Pacífico Sur (número especial): 135-143.
- Claramunt, G. & G. Herrera. 1994. A new method to estimate the fraction of daily spawning females and the numbers of spawnings in *Sardinops sagax* in northern Chile. *Scientia Marina*, 58(3): 169-177.
- Claramunt, G.; Herrera, G.; Palape, I. & E. Zagals. 1990. Duración e intensidad del período de desove de 1990 de *Sardinops sagax* en la zona norte. Informe final. Programa INPESCON 1990. Universidad Arturo Prat, Depto. Ciencias del Mar, Iquique, Chile. Documentos Técnicos 44A (1): 27pp.
- Claramunt, G.; Herrera, G. & P. Pizarro. 1993. Fluctuaciones de la fecundidad parcial en sardina española (*Sardinops sagax*) durante la época principal de desove de 1990, en la zona norte de Chile. *Scientia Marina*, 57(1): 9-14.
- Clarke, T.A. 1989. Seasonal differences in spawning, egg size, and early development time of the hawaian anchovy of nehu, *Engraulis mordax*. *Fishery Bulletin*, U.S. 87(3): 593-600.
- Daoulas, C. & A.N. Economou. 1986. Seasonal variation of egg size in the sardine, *Sardina pilchardus* Walb., of the Saronikos Gulf: causes and probable explanation. *Journal of Fisheries Biology*, 28: 449-457.
- DeMartini, E.E. 1991. Annual variations in the fecundity, egg size, and the gonadal and somatic conditions of queenfish, *Seriophus politus* (Scianidae). *Fishery Bulletin*, U.S. 89: 9-18.
- DeMartini, E.E. & R.K. Fountain. 1981. Ovarian cycling frequency and batch fecundity in the queenfish, *Seriophus politus*: Attributes representative of serial spawning fishes. *Fishery Bulletin*, U.S. 79(3): 547-560.
- Fuenzalida, R. 1992. Anomalías oceanográficas y meteorológicas durante el desarrollo de El Niño 1991-92 en la zona de Iquique (20°18'S). *Investigación Pesqueras*, (Chile), 37: 67-72.
- Fuenzalida, R. 1993. Variabilidad térmica en la zona norte de Chile. Programa CELA, crucero oceanográfico TOGA/WOLE 93 e INPESCON 1993. Universidad Arturo Prat, Departamento Ciencias del Mar, Iquique-Chile. Documentos Técnicos 58: 1-17.
- Fuenzalida, R. & L. Cubillos. 1990. Relación entre la temperatura superficial del mar y desembarques industriales en el área de Iquique (1976-1986). *Investigaciones Científicas y Tecnológica*, Serie: Ciencias del Mar, Universidad Arturo Prat, Iquique, I: 48-54.
- Gayarulo, F.C., Jr; Soriano, M. & D. Pauly. 1988. A draft guide to the compleat ELEFAN. ICLARM Software 2. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila Philippines, 65pp.
- Goldberg, S.R.; Alarcón, V. & J. Alheit. 1984. Post-ovulatory follicle histology of the pacific sardine, *Sardinops sagax*, from Perú. *Fishery Bulletin*, U.S. 82(2): 443-445.

- Herrera, G. & G. Claramunt. 1990. Estimaciones de la fecundidad parcial y frecuencia de desove de *Sardinops sagax* durante 1987 y 1988, en el norte de Chile. Investigaciones Científicas y Tecnológica, Serie: Ciencias del Mar, Universidad Arturo Prat, Iquique, 1: 55-68.
- Herrera, G.; Claramunt, G.; Palape, I. & E. Zagals. 1989. Caracterización de cardúmenes desovantes de sardina española en la zona norte. Programa INPESCON 1989. Universidad Arturo Prat, Depto. Ciencias del Mar, Iquique, Chile, Documentos Técnicos 34A(02): 1-19.
- Hunter, J.R. & S.R. Goldberg. 1980. Spawning incidence and batch fecundity in northern anchovy, *Engraulis mordax*. Fishery Bulletin, U.S. 77(3): 641-652.
- Hunter, J.R. & R.J.H. Leong. 1981. The spawning energetics of female northern anchovy, *Engraulis mordax*. Fishery Bulletin, U.S. 79(2): 215-230.
- Hunter, J.R.; Lo, N.C.H. & R.J.H. Leong. 1985. Batch fecundity in multiple spawning fishes. In: An egg production method for estimating spawning biomass of pelagic fish: application to the northern anchovy, *Engraulis mordax* (R. Lasker, Ed.) NOAA Technical Report, National Marine Fisheries Service 36: 67-77.
- Hunter, J.R. & B.J. Macewicz. 1985a. Rates of atresia in the ovary of captive and wild northern anchovy, *Engraulis mordax*. Fishery Bulletin, U.S. 83(2): 119-136.
- Hunter, J.R. & B.J. Macewicz. 1985b. Measurement of spawning frequency in multiple spawning fishes. In: An egg production method for estimating spawning biomass of pelagic fish: application to the northern anchovy, *Engraulis mordax* (R. Lasker, Ed.) NOAA Technical Report, National Marine Fisheries Service 36: 79-94.
- Lasker, R. & P.E. Smith. 1977. Estimation of the effects environmental variations on the eggs and larvae of the northern anchovy. California Cooperative Oceanic Fisheries Investigations Reports, 19: 128-137.
- Le Clus, F. 1979. Dry mass of yolked oocytes of the south west african pilchard *Sardinops ocellata* in relation to maturity stages and spawning cycles, 1972-1974. Investigation Report Sea Fisheries Branch South Africa, 119: 1-29.
- Le Clus, F. 1989. Size-specific seasonal trends in spawning of pilchard *Sardinops ocellatus* in the northern Benguela system, 1973/74. South African Journal of Marine Science, 8: 21-31.
- Martínez, C.; Aranis, A.; Estrada, C. & P. Barría. 1987. Situación actual de la pesquería de sardina española (*Sardinops sagax musica*) en la zona norte de Chile. In: "Manejo y Desarrollo Pesquero". P. Arana (Ed.), Escuela de Ciencias del Mar, UCV, Valparaíso, 115-131.
- Martínez, C.; Salazar, C.; Mendieta, J. & A. Aranis. 1986. Desarrollo y perspectivas de la pesquería pelágica en el norte de Chile (Arica-Coquimbo). In: "La Pesca en Chile". P. Arana (Ed.), Escuela de Ciencias del Mar, UCV, Valparaíso, 165-182.
- Martínez, C.; Caballeros, L.; Bohm, G.; Torres, A.; Gili, R.; Bocic, V.; Muñoz, H.; Barría, P. & R. Serra. 1989. Diagnóstico de las principales pesquerías nacionales pelágicas zona norte (I-IV región). 1988. Estado de situación del recurso. 1988. Corporación de Fomento de la Producción. Instituto de Fomento Pesquero, (AP 89/17c) Santiago, Chile. 72 pp.

- Martínez, C.; Caballeros, L.; Bohm, G.; Gili, R.; Bocic, V.; Muñoz, H.; Barría, P. & R. Serra. 1990. Diagnóstico de las principales pesquerías nacionales 1989. Estado de situación y perspectivas del recurso. Pesquerías pelágicas zona norte (I-IV región). Corporación de Fomento de la Producción. (AP 90/10). Instituto de Fomento Pesquero, Santiago, Chile. 119 pp.
- Martínez, C.; Caballeros, L.; Bohm, G.; Gili, R.; Bocic, V.; Muñoz, H.; Barría, P. & R. Serra. 1991. Diagnóstico de las principales pesquerías nacionales 1990. Estado de situación y perspectivas del recurso. Pesquerías pelágicas zona norte (I-IV región). Corporación de Fomento de la Producción. (SGI-IFOP 91/8). Instituto de Fomento Pesquero, Santiago, Chile. 94 pp.
- Martínez, C.; Caballeros, L.; Bohm, G.; Oliva, J.; Gili, R.; Bocic, V.; Barría, P. & R. Serra. 1992. Diagnóstico de las principales pesquerías nacionales 1991. Estado de situación y perspectivas del recurso. Pesquerías pelágicas zona norte. Corporación de Fomento de la Producción (SGI-IFOP 92/1). Instituto de Fomento Pesquero, Santiago, Chile. 51 pp.
- Oliva, J.; Barañados, J. & M. Tirado. 1989. Determinación de la fecundidad y frecuencia del desove de la sardina (*Sardinops sagax*), 1986. Memorias del Simposio Internacional de los recursos vivos y las pesquerías en el Pacífico Sudeste, Viña del Mar, Chile, 9-13 mayo. 1988. Comisión Permanente del Pacífico Sur (CPPS). Revista Pacífico Sur (número especial): 341-348.
- Padilla, C.; Herrera, G. & J. Zambrano. 1990. Revisión de la primera madurez sexual de la sardina española en relación a talla y edad. Investigaciones Científica y Tecnológica, Serie: Ciencias del Mar, 1: 69-79.
- Parrish, R.H.; Mallicoate, D.L. & R.A. Klingbeil. 1986. Age dependent fecundity, number of spawning per year, sex ratio and maturation stages in northern anchovy. Fishery Bulletin, U.S. 84(3): 503-517.
- Picquelle, S. & G. Stauffer. 1985. Parameter Estimation for an Egg Production Method of Northern Anchovy Biomass Assesment. In: An egg production method for estimating spawning biomass of pelagic fish: application to the northern anchovy, *Engraulis mordax* (R. Lasker, Ed.) NOAA Technical Report, National Marine Fisheries Service 36: 7-15.
- Pizarro, P. 1990. Influencia de la estructura de tallas en la época y longitud de desove de sardina española (*Sardinops sagax*) en la zona norte de Chile. Tesis de grado para optar al título de Biólogo Pesquero. Universidad Arturo Prat, Chile, Departamento Ciencias del Mar, 82 pp.
- Retamales, R. & L. González. 1983. Fecundidad de sardina española (*Sardinops sagax musica*). Corporación de Fomento de la Producción (AP 84/5). Instituto de Fomento Pesquero, Chile, 30 pp. + anexo.
- Serra, R. & I. Tsukayama. 1988. Sinopsis de datos biológicos y pesqueros de la sardina, *Sardinops sagax* en el Pacífico suroriental. FAO Sinop. Pesca, (13) Rev. 1:60.
- Simpson, A.C. 1951. The fecundity of the place. Fishery Investigation., London Ser. 17(5): 27 pp.
- Tanasichuk, R.W. & D.M. Ware. 1987. Influence of interannual variations in winter sea temperature on fecundity and egg size in pacific herring (*Clupea harengus pallasii*). Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 44: 1485-1495.
- Wallace, R. & K. Selman. 1981. Cellular and dynamic aspects of the oocyte growth in teleosts. American Zoology, 21: 325-343.

- Ware, D.M. 1975. Relations between egg size, growth, and natural mortality of larval fish. *Journal of the Fisheries Research Board of Canada*, **32**: 2503-2515.
- Ware, D.M. 1977. Spawning time and egg size of atlantic mackerel, *Scomber scombrus*, in relation to the plankton. *Journal of the Fisheries Research Board of Canada*, **34**: 2308-2315.
- Winters, G.H.; Wheeler, J.P. & D. Stansbury. 1993. Variability in the reproductive output of spring-spawning herring in the north-west atlantic. *ICES, Journal Marine Sciences*, **50**: 15-25.
- Yáñez, E.; Barbieri, M.A. & L. Santillán. 1992. Long-Term environmental variability and pelagic fisheries in Talcahuano, Chile. *South African Journal of marine Science*, **12**: 175-188.
- Zar, J. H. 1984 . *Biostatistical analysis*. 2nd. ed. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey ,718 pp.