

Revista de Investigación y Desarrollo Pesquero

Nº 6 - Diciembre 1986

Director: Dr. Antonio Malaret

ESTUDIOS SOBRE LA REPRODUCCION Y FECUNDIDAD
DE LA POLACA (*Micromesistius australis* Norman, 1937)
EN EL MAR ARGENTINO

por

RAMIRO P. SÁNCHEZ *; JUANA D. DE CIECHOMSKI ** y EDUARDO M. ACHA ***

Palabras clave: *Micromesistius australis* - reproducción - fecundidad.

Key words: *Micromesistius australis* - reproduction - fecundity.

SUMMARY

**Studies on the reproduction and fecundity of the southern blue whiting
(*Micromesistius australis* Norman, 1937) in the Sea of Argentina.**

An analysis is presented of reproduction aspects of Argentine Sea blue whiting. The species spawns in the study area mostly during August and September, although some spawners have been detected even in November. Total length at 50-per-cent maturity was 35.4 cm for the males and 38.0 for the females. Significant differences between the length of maturity for individuals of the continental shelf compared to those of the slope, have been obtained. The southern blue whiting is a discontinuous spawner, showing one annual reproduction peak. Active-ripe ovaries contained two clear modes, a larger one corresponding to transparent oocytes with visible nuclei, and diameters of up to 200 μ ; the smaller mode contained yolked oocytes with diameters ranging between 300 and 1,050 μ . Fecundity was investigated on the basis of samples collected in 1978 by the RV Walther Herwig and Shinkai Maru. For this purpose, 112 specimens of size range 38-61 cm, weight range 300-1,900 g and age range 3-26 years, were analyzed. Fecundity was related to size, weight, age, gonad length, gonad weight, gonad width, gonad volume and female condition factor. Correlations in all cases were positive and highly significant. The highest correlation was observed in the power fecundity weight function ($F = 1.52 \times 10^{-3} \times W^{1.808}$, $r = 0.871$). A significant positive correlation was also observed at relating oocyte dry weight and gonad factor, whereas no correlation was observed between oocyte dry weight and condition factor, and age of the female. Multiple regression analyses of fecundity on combinations of the above-mentioned characters were carried out. The most useful equation for predicting fecundity is $F = 5.54 \times 10^{-2} \times W^{1.05087} \times GW^{0.3160}$, where GW is gonad weight. On the basis of ichthyoplankton and fecundity data the biomass of adult spawners of the species in the area in 1978 was estimated at 515,470 t.

* Investigador del INIDEP y de la Universidad Nacional de Mar del Plata.

** Investigadora del INIDEP y CONICET.

*** Becario de la CIC, Provincia de Buenos Aires.

INTRODUCCION

Una de las especies del sector patagónico de mayor importancia, tanto por su abundancia, como por su ubicación en la cadena trófica en el mar de esta región, es la polaca *Micromesistius australis* Norman, 1937.

La especie afín del Hemisferio Norte, *M. pou-tassou*, está siendo introducida en los mercados europeos, tanto como producto ahumado como materia prima para la industria de reducción (harinas de alto valor proteico y concentrados de proteínas). La similitud entre ambas especies desde el punto de vista utilitario y los altos rendimientos horarios de captura obtenidos, permiten considerar a la especie del Mar Argentino como un recurso pesquero de interés (Otero, 1976). Sin embargo el real valor económico de la especie se ve condicionado, ya que presenta un alto grado de parasitosis en su musculatura por parte de mixosporidios, que puede llegar en algunos casos al 91 % (Lupín y Soulé, 1976).

La polaca es una especie mesopelágica típica de la corriente fría de Malvinas. En el Atlántico Sudoccidental habita las aguas próximas al talud continental a profundidades entre 100 y 500 m, desde los 38° hasta los 47° de latitud Sur. A partir de esta última latitud y hasta los 55° S, se distribuye sobre un área más amplia, en profundidades que van desde los 78 a los 800 m. La distribución de la especie continúa hacia el Sur hasta el extremo meridional del Mar de Scotia, hacia el Este hasta las Islas Georgias del Sur, y hacia el Oeste hasta las Islas Shetland del Sur (Otero, 1976). Esta distribución presenta algunas variaciones estacionales no muy marcadas.

Debido a la importancia ya mencionada, la especie fue objeto de investigaciones desde hace varios años. Aspectos biológicos tales como áreas y épocas de desove, morfología y distribución de huevos y larvas, análisis de estadios sexuales por sexo y por temporada y largo de primera madurez, han sido ya considerados por autores argentinos (Weiss, 1974; Ciechomski *et al.*, 1981; Ciechomski y Booman, 1981; Perrotta, 1982). Parte de estos resultados han sido confirmados en un trabajo de origen ruso, de aparición reciente (Lisovenko *et al.*, 1982), en el que se analiza material recolectado durante varios años hasta 1977, presentándose para dicho año, un intento de cálculo de fecundidad, basado en el análisis de

17 ejemplares, todos de tallas mayores a los 50 cm.

Los huevos de polaca son los más numerosos en la época invernal, al sur de los 46° de latitud Sur. Tanto éstos (Ciechomski *et al.*, 1981) como sus larvas y post-larvas (Weiss, 1974; Ciechomski *et al.*, 1981) han sido recolectados a fines del invierno a profundidades mayores a los 150 m y entre los 49° y 55° S. Las mayores concentraciones (entre 100 y 1.000 huevos/10 m² de superficie) se hallaron al Sur y al Este de Malvinas (Ciechomski *et al.*, 1981). Las mayores concentraciones de juveniles de la especie fueron halladas al Norte de Malvinas y a profundidades mayores a los 200 m (Perrotta, 1982).

Para completar la información existente sobre la modalidad y potencial reproductivos de esta especie se han llevado a cabo los estudios que se presentan en este trabajo. El principal objetivo de los mismos es el análisis de la fecundidad de la especie en relación con las tallas, pesos, edades y con otras variables normalmente consideradas en este tipo de estudios, tratando de hallar, a partir del análisis de regresión, las correlaciones más satisfactorias. Asimismo se presenta un análisis mensual de la evolución de los estadios sexuales para machos y hembras, se analizan estadísticamente las variaciones en el largo de primera madurez por sexo y por área y se presenta un primer intento de evaluación de los efectivos desovantes durante el año 1978.

MATERIAL Y METODOS

1. Obtención del material

Para estudiar la incidencia porcentual de los diferentes estadios sexuales a lo largo del año, se tuvieron en cuenta datos provenientes de las campañas realizadas por los buques de investigación Profesor Siedlecki, Orient Maru, Walther Herwig y Shinkai Maru. Los datos básicos de las campañas incluidas se obtuvieron de los trabajos de Cotrina *et al.* (1976), Cousseau (1978), Ciechomski *et al.* (1979) y Cousseau *et al.* (1979), respectivamente. Las planillas correspondientes a las muestras y submuestras de la especie fueron obtenidas en el Archivo de Información Científica del Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero. Se consideraron un total de 6.958

ejemplares, de los cuales 3.802 eran machos y 3.156 hembras.

Para la estimación del largo de primera madurez, se tuvieron en cuenta solamente las campañas realizadas durante la estación reproductiva de la especie (Walther Herwig II y III; Shinkai Maru IV y V), que se determinó a partir del análisis

mensual de los estadios sexuales y de la presencia en el plancton de huevos de la especie (Ciechomski *et al.*, 1981; Ciechomski y Sánchez, (1983).

El estudio de la fecundidad de la especie, se realizó a partir del análisis de 112 pares de ovarios, de los cuales 99 se recolectaron en la campaña Walther Herwig II entre los días 19 y 26 de

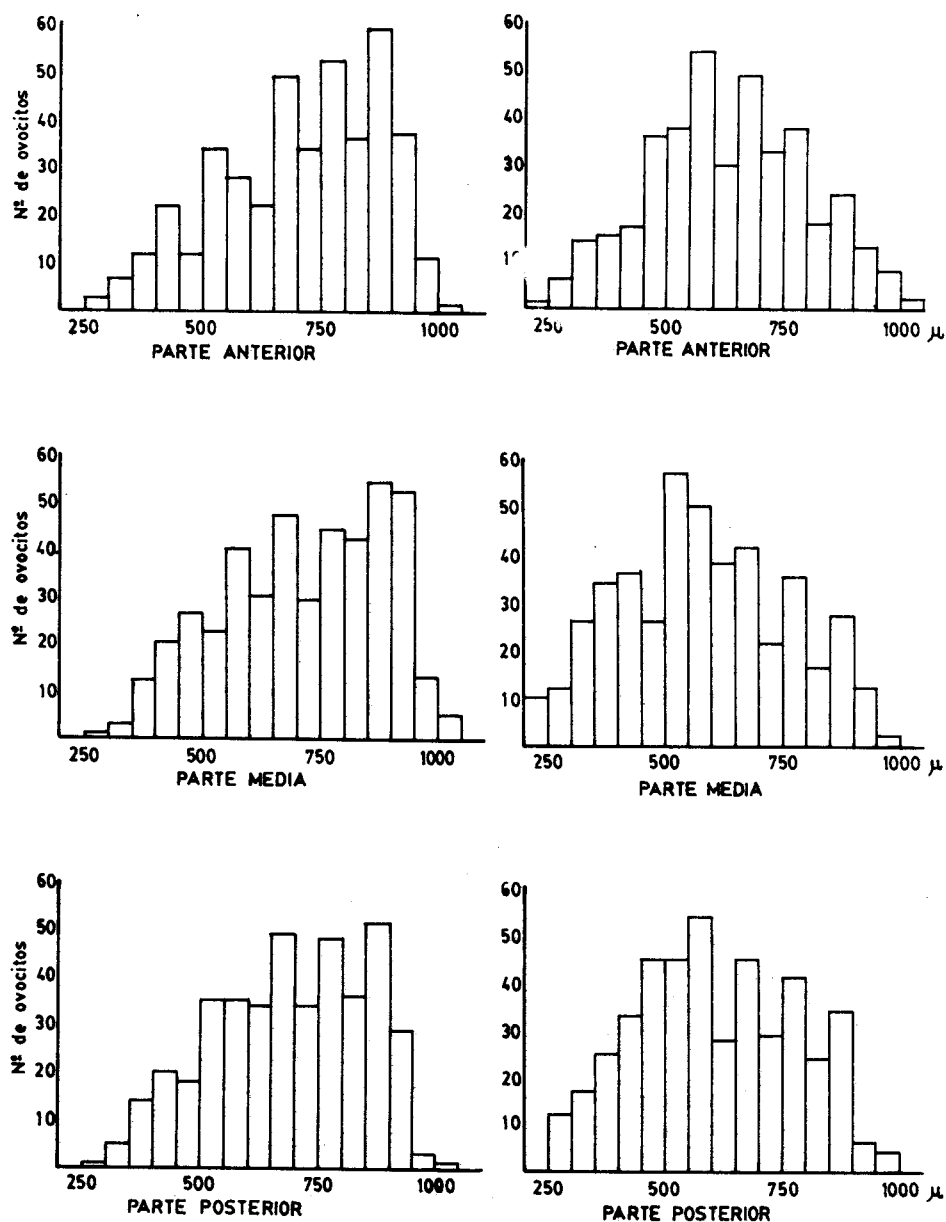


Fig. 1: Distribución de frecuencias de tallas ovocitarias en muestras tomadas de tres zonas del ovario (anterior; media y posterior). Sólo se consideraron los ovocitos de diámetro superior a 200 μ.

agosto de 1978, y los 13 pares restantes, durante la campaña *Shinkai Maru V* los días 7 y 8 de septiembre de 1978.

Los ovarios se fijaron a bordo mediante una solución de formol al 10 % neutralizado con borato de sodio, tomándose los datos correspondientes al largo y peso totales de las hembras respectivas. En la campaña *Walther Herwig II*, se extrajeron además, los otolitos de los ejemplares estudiados.

2. Tratamiento en laboratorio

A todos los ovarios les fue medido su largo y ancho máximo al mm inferior mediante un calibre, exceptuándose aquellos que por mal acondicionamiento se encontraban rotos o sumamente deformados. El volumen de los mismos fue estimado por desplazamiento de la columna de agua dentro de una probeta graduada. Cabe señalar que en la mayor parte de las mediciones realizadas, tanto gravimétricas, volumétricas como morfométricas, la gónada izquierda mostraba los valores más altos.

Los otolitos fueron remitidos al Instituto Antártico Argentino para la determinación de la edad de los peces.

Los estadios sexuales fueron determinados a bordo, utilizando distintas escalas de madurez que agrupaban a los individuos en 4, 7 u 8 estadios. De modo de incluir la totalidad de la información existente se reagruparon los datos según una escala de madurez gonadal simplificada que diferenciaba entre: individuos virginales, individuos en premadurez virginal; individuos en premadurez durante el ciclo sexual; individuos en maduración; individuos en desove; e individuos en post-desove.

Para el estudio del largo de primera madurez se dividieron los datos en dos grupos, talud y plataforma, dado que la información existente (Perrotta, 1982) indicaba una predominancia en el talud de ejemplares virginales.

Para la comparación de las estimaciones de los largos entre regiones y entre sexos, se utilizó el método descrito por Hernández y Cordo (1986).

El análisis de la evolución de la maduración gonadal de la especie, y de la presencia de sus productos de reproducción en el plancton, indican que la especie desova, cada año, durante una única temporada, relativamente breve, en concor-

dancia con las características térmicas de su hábitat.

Para determinar, dentro de ese período, la existencia de una o más camadas ovocitarias a ser evacuadas, se analizó la distribución de frecuencias de los diámetros de los ovocitos, con el objeto de detectar la presencia de uno o más modos, complementando este análisis mediante la observación histológica de cortes de la gónada, obtenidos mediante inclusión en parafina y tinción con hematoxilina-eosina.

Una vez establecida la población de ovocitos prontos a ser evacuados se procedió a medir el diámetro mayor en tres muestras por cada gónada, tomadas en las partes anterior, media y posterior (figura 1). Las distribuciones de frecuencias de los diámetros ovocitarios de cada sección fueron analizadas mediante el test de Kolmogorov-Smirnov.

De cada ovario se tomó una muestra para ser pesada en balanza de precisión METTLER PC 2.000. Debido a que la distribución de tamaños de los ovocitos en un corte transversal de la gónada no es necesariamente homogénea (Krivobok *et al.*, 1970), las muestras fueron tomadas en forma de cuña, con el vértice hacia el centro del ovario. Se incluyó en el pesado del trozo de gónada la pared ovárica correspondiente.

Luego de separar los ovocitos de la pared y estroma ováricos, se procedió a su recuento bajo microscopio binocular WILD M-8 provisto con ocular graduado. A partir del número de ovocitos contados, el peso de la muestra, y el peso total de la masa gonadal, se estimó la fecundidad absoluta de cada ejemplar.

De modo de corroborar los resultados obtenidos por el método gravimétrico, se analizaron los ejemplares más maduros mediante el método estereométrico descrito por Christiansen y Weiss (1974) y Christiansen (1977).

De cada ovario se tomó una porción, que se congeló, y mediante cortes sucesivos en un microtomo, se la desgastó gradualmente, hasta obtener el espesor deseado. El material así tratado, se observó microscópicamente en forma directa, sin tinción, procediéndose al recuento de los elementos ovocitarios, y mediante la aplicación de la ecuación de Weibel y Gómez (1962) se calculó el número de ovocitos presentes en $0,012 \text{ cm}^3$ de ovario. A partir de este dato y del volumen gonadal, se estimó la fecundidad absoluta de la especie.

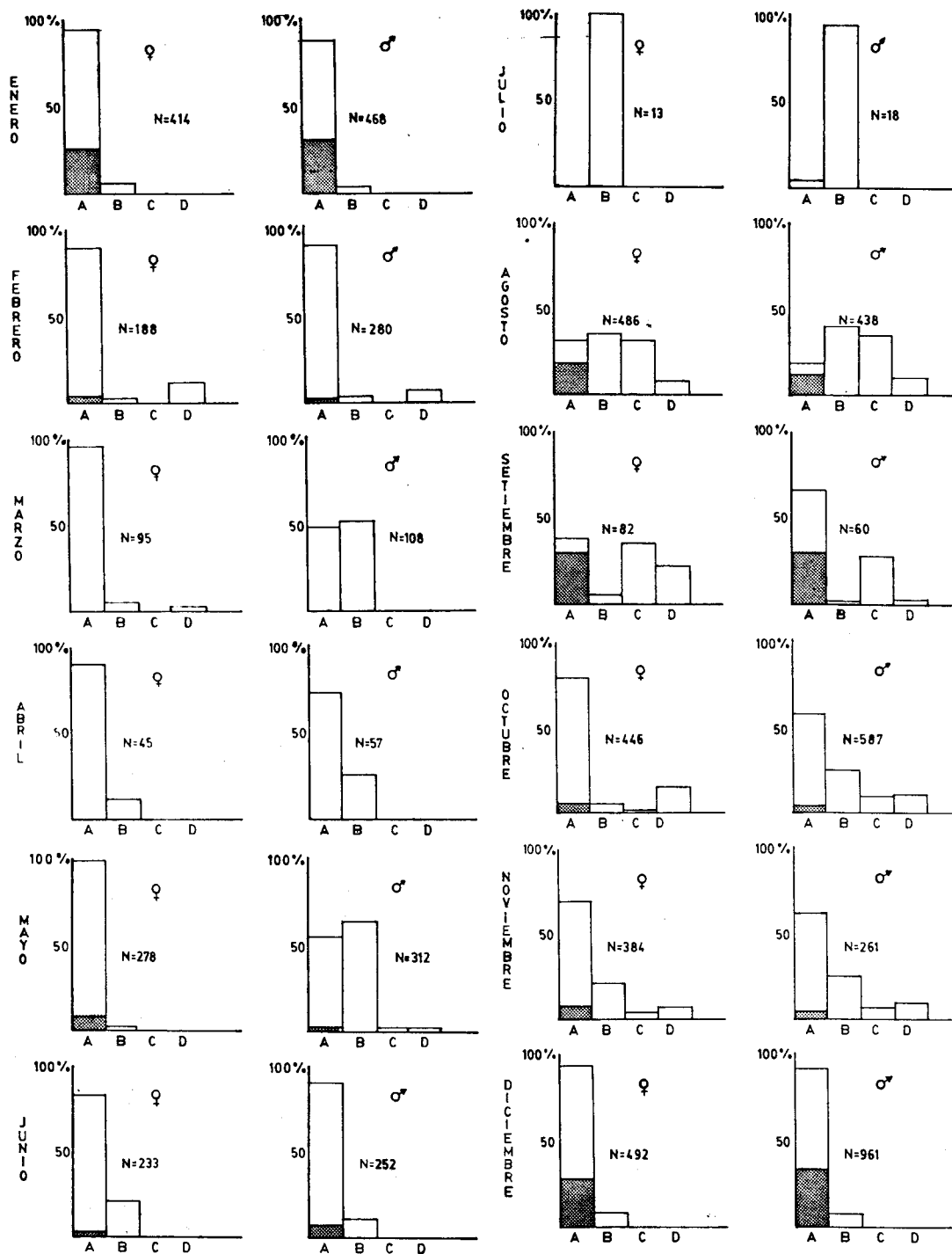


FIG. 2: Histogramas de frecuencias por sexo y para cada mes, que muestran la evolución de los estadios sexuales durante un ciclo anual. Se utilizó una escala simplificada de madurez gonadal: A (sombreado) individuos en pre-madurez virginal; A (liso) individuos en pre-madurez durante el ciclo sexual; B individuos en maduración; C individuos en desove; D individuos en post-desove.

3. Procesamiento de los datos

Para el tratamiento estadístico de la información se utilizó un computador HP 1.000 serie E, graficando mediante "plotter" HP 9.872 C, conectado con interfase HP-IB (IEEE 488). Para el análisis de regresión múltiple se utilizó el método "step-wise" o de selección por etapas. El algoritmo utilizado se basa en el descripto por Draper y Smith (1966), transformándose las variables logarítmicamente, previo a su ingreso en la matriz de datos.

RESULTADOS Y DISCUSION

1. Análisis mensual de la evolución de los estadios de maduración por sexo

En la figura 2 se presenta la incidencia porcentual de los distintos estadios sexuales en el ciclo anual. Cabe consignar, que debido al diseño de las campañas analizadas, la información del mes de julio se limita a una única estación correspondiente al talud continental. A los fines ilustrativos, se agrupan como A a los individuos en estado de premadurez, ya sea virginal (barra sombreada) o en el ciclo sexual, B representa a los individuos en maduración, C en desove y D en post-puesta.

Del análisis de la figura 2 se desprende que la temporada reproductiva queda delimitada por los meses de agosto y noviembre. Los porcentajes más elevados de individuos en puesta, corresponden a los meses de agosto y setiembre, con valores de 29 % y 35 % para hembras y 34 % y 28 % para machos, respectivamente.

De diciembre a junio se observan preponderantemente, individuos en estadios de premadurez. Los porcentajes de individuos en maduración comienzan a crecer notablemente a partir de abril, alcanzando su máximo en julio. En cuanto a los individuos en postdesove, los porcentajes más elevados corresponden a los meses de setiembre y octubre, aunque todavía en febrero, se observaron algunos especímenes en este estadio. Puede mencionarse que Subnikov *et al.* (1969) encontraron algunos ejemplares correspondientes al stock de las islas Orcadas del Sur, en el mismo estadio durante el mes de febrero.

Estos resultados pueden compararse con los obtenidos por distintos autores para *M. poutassou*.

Gualini (1938) observó que la especie desovaba frente a Génova, una vez al año, encontrándose sexualmente madura desde enero hasta mayo. Hickling (1972) en el Mar de Irlanda, encontró ejemplares en madurez avanzada desde febrero hasta abril. Coombs y Pipe (1978) obtuvieron resultados similares, analizando distintas áreas del Atlántico Norte. En lo que se refiere a *M. australis* Lisovenko *et al.* (1982) a partir de los datos de Svirskiy y Shpak (1977) demuestran que la población neocelandesa de esta especie desova entre agosto y setiembre, encontrándose en maduración sexual entre mayo y agosto.

El período reproductivo de la población sudamericana en el Pacífico Sud-oriental se extiende asimismo entre los meses de agosto y octubre (Avilés y Aguayo, 1979) en coincidencia con los resultados aquí presentados.

Los relevamientos de ictioplancton realizados por Weiss (1974), Ciechowski *et al.* (1981) y Cassia y Booman (1985) permiten corroborar y completar la información acerca del área y período reproductivos de la especie. Las áreas de desove se encuentran alrededor de las Islas Malvinas, preponderantemente al Sudeste y Noroeste de dichas islas. En cuanto a la distribución de las larvas, existe una mayor cobertura espacial, penetrando en la plataforma patagónica Sur y ascendiendo por el talud continental hasta los 49° de latitud Sur, siempre en aguas subantárticas.

2. Estimación del largo de primera madurez

Los resultados presentados por Otero (1976) sobre la estructura poblacional por tallas de la especie, evidencian que los juveniles se concentran preponderantemente en áreas del talud continental. Esta observación coincide con lo expresado por Inada y Nakamura (1975) quienes mencionan que las tallas inferiores a los 40 cm aparecen en profundidades mayores a los 200 m. De acuerdo con esta información, se intentó estudiar la existencia de variaciones regionales en la talla de primera madurez.

La figura 3 representa los porcentajes de individuos maduros correspondientes a cada talla, para cada una de las regiones estudiadas, separados por sexos.

Debe aquí mencionarse, que el largo de primera madurez de la polaca, ha sido estimado por Perrotta (1982) y por Lisovenko *et al.* (1982). El primero de los autores mencionados, trabajando con material de la plataforma argentina y ta-

lud, estima que el largo de primera madurez es de 34,69 cm para machos y de 35,69 cm para hembras. Los autores rusos, quienes trabajaron con material de plataforma y talud de la región Este de las Islas Malvinas, observan que existen machos en maduración a partir de los 28,5 cm y hembras a partir de los 35,5 cm. Asimismo mencionan que a partir de los 40,5 cm para los machos y 46,5 cm para las hembras, la totalidad de los individuos alcanzan la madurez sexual. Del análisis de los gráficos presentados por estos autores (Ibíd., figuras 3 y 4) puede deducirse que el 50 % de los machos y de las hembras, se encuentran sexualmente maduros para tallas de 35,5 cm y 39,5 cm, respectivamente.

En la tabla 1 se presenta el análisis de regresión aplicado de acuerdo con el método de Hernández y Cordo (1986), para machos y hembras del talud y plataforma y totales. Se trata de regresiones predictivas inversas practicadas sobre la porción ascendente de la distribución de porcentajes de individuos maduros para cada talla, que sirven para estimar el largo que corresponde al 50 %, con sus intervalos de confianza.

Los largos estimados para el material proveniente de la zona del talud resultan similares a los obtenidos a partir del análisis de los gráficos de Lisovenko *et al.* (1982). La maduración en el talud comienza a los 26 cm en machos y 28 cm

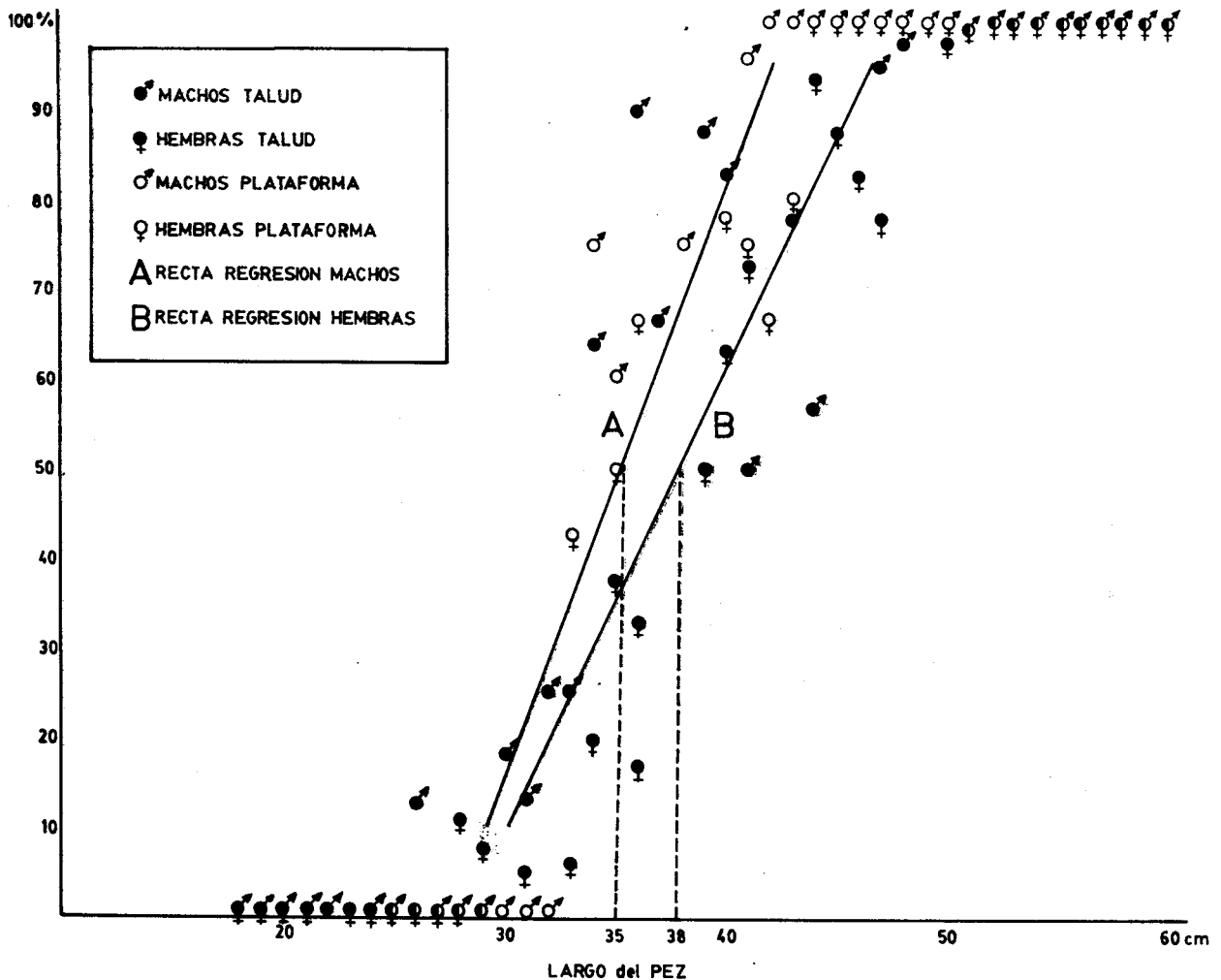


FIG. 3: Porcentaje de individuos maduros para cada talla, agrupados por sexo y región. La intersección de la línea discontinua con la recta de regresión correspondiente indica el largo de primera madurez para machos y para hembras (50 % de la población).

en hembras, alcanzándose el 100 % de maduración a los 48 y 50 cm, respectivamente. Cabe destacar que del total de individuos inmaduros analizados correspondieron a la zona del talud el 78 % de los machos y el 90 % de las hembras.

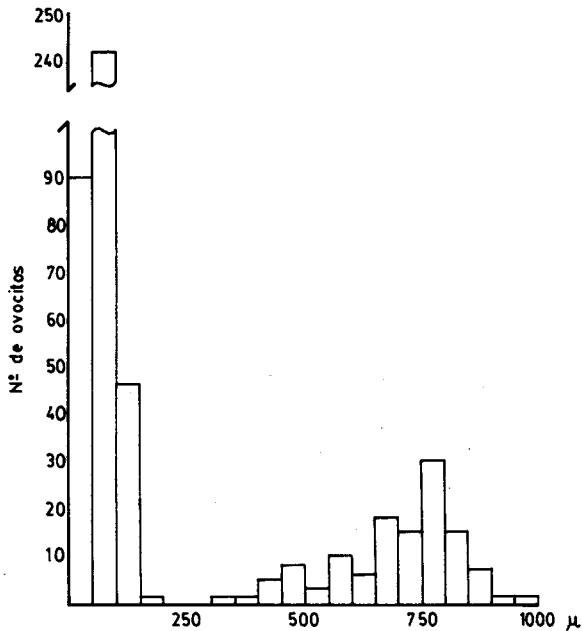


FIG. 4: Distribución de frecuencias de diámetros ovocitarios de un ejemplar maduro de *Micromesistius australis*, de 51 cm de largo y 840 g de peso.

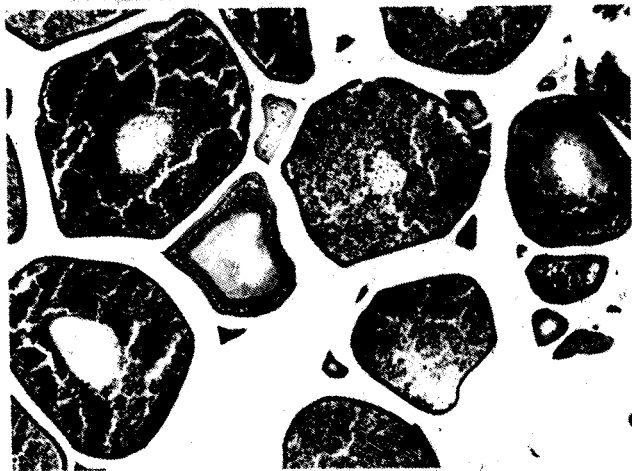


FIG. 5: Fotomicrografía del corte de un ovario maduro de *Micromesistius australis*. Pueden distinguirse claramente dos conjuntos ovocitarios por la ausencia o presencia de vitelo en sus citoplasmas. El primero de ellos conforma el así llamado efectivo ovocitario de reserva, en tanto que el segundo está formado por ovocitos que serán desovados en esta estación reproductiva.

En plataforma, la distribución de porcentajes de individuos maduros, no presenta la forma sigmoidea característica, sino que corresponde más vale a la forma llamada "en filo de cuchillo". Si bien se encuentran en plataforma ejemplares de ambos sexos por debajo de los 30 cm los individuos más pequeños en los que se observan indicios ciertos de maduración corresponden a los 33 cm en hembras y 34 cm en machos. Dados los altos porcentajes de individuos maduros que corresponden a dichas tallas (43 % y 60 %, respectivamente) el largo teórico de primera madurez estimado a partir de la recta de regresión resultaría 34,8 cm para las hembras y 32,4 cm para los machos.

Analizando la totalidad de los individuos por sexo, se observan diferencias significativas (t crít. $[19]_{0,05} = 2,09$) entre los largos estimados para machos ($35,4 \text{ cm} \pm 5,4 \%$) y para hembras ($38,0 \text{ cm} \pm 2,2 \%$).

3. Análisis del potencial reproductivo de la polaca

En la figura 4 se presenta un histograma de frecuencias de diámetros ovocitarios correspondientes a una muestra de un ovario de una hembra de 51 cm y 840 g, capturada el día 24 de agosto de 1978.

Se observan con claridad dos grandes grupos, el primero con diámetros hasta 200 micrones y modo entre 50 y 100 micrones. El segundo grupo, presenta un rango de diámetros entre 100 y 1.050 micrones con modo entre 750 y 800 micrones.

El primero de los grupos observados corresponde a ovocitos transparentes y con núcleo visible, en tanto que el segundo se encuentra formado por ovocitos vitelados. Con el objeto de estudiar la posible existencia dentro de este último, de más de una población ovocitaria, se analizó la distribución de frecuencias de sus diámetros mediante el método de Harding (1949) modificado por Cassie (1954). Si bien los resultados obtenidos apuntan a indicar como posible la existencia de dos poblaciones dentro del grupo de ovocitos en vitelogénesis, los mismos no han sido corroborados por el análisis histológico.

La fotomicrografía de la figura 5 presenta el corte transversal de un ovario maduro de polaca. En él se advierte la presencia de dos conjuntos ovocitarios distinguibles por la carencia o presencia de vitelo en los citoplasmas. El primero conforma el efectivo ovocitario de reserva, y se encuentra constituido por elementos oogoniales basófilos en diferentes etapas de crecimiento. El se-

gundo se encuentra constituido por ovocitos en los que se suceden los procesos de transformación que acompañan la vitelogenénesis. Esta población se encuentra formada por 4 ó 5 generaciones ovocitarias donde sólo las dos últimas muestran un estado de síntesis vitelina avanzado, y si bien las ovulaciones pueden acontecer en diferentes etapas temporales éstas se llevarían a cabo dentro de un breve lapso (Dr. H. E. Christiansen *, com. pers.). Por tal motivo en el análisis que sigue se considerará la totalidad de ovocitos en vitelogenénesis, es decir a partir de los 300 micrones de diámetro.

Los resultados aquí expuestos, ratifican los obtenidos al estudiar los porcentajes de individuos maduros a lo largo del año, y de los relevamientos de ictioplancton, ya que caracterizan a la polaca como una especie desovante discontinua, se-

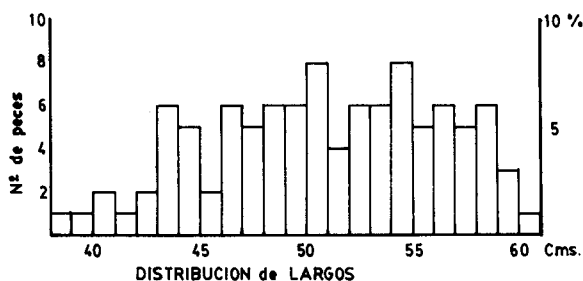


FIG. 6: Distribución de frecuencias de tallas correspondiente a los ejemplares utilizados en el cálculo de fecundidad.

gún la definición de Göting (1961), con un único desove anual, tal como ocurre con la mayoría de las especies de aguas frías, que tiene lugar durante una temporada reproductiva relativamente breve.

3.1. Algunas consideraciones sobre el material utilizado para el cálculo de la fecundidad

En las figuras 6, 7 y 8 se presentan las distribuciones de frecuencias de largo total, peso y edades de los ejemplares utilizados.

En lo que se refiere a la distribución de tallas, debe mencionarse que se ha cubierto la totalidad del rango de hembras en reproducción, desde la talla de primera madurez, hasta los mayores tamaños habitualmente capturados (ver figura 6).

* Dr. Christiansen, Laboratorio de Histología, INIDEP, Mar del Plata.

En cuanto a su peso, los ejemplares estudiados oscilaron entre 300 y 1.900 g (figura 7 A). Existe una buena coincidencia con los pesos teóricos calculados a partir de la curva Largo/Peso específica presentada por Perrotta (1982), pudiendo apreciarse en general una leve tendencia de

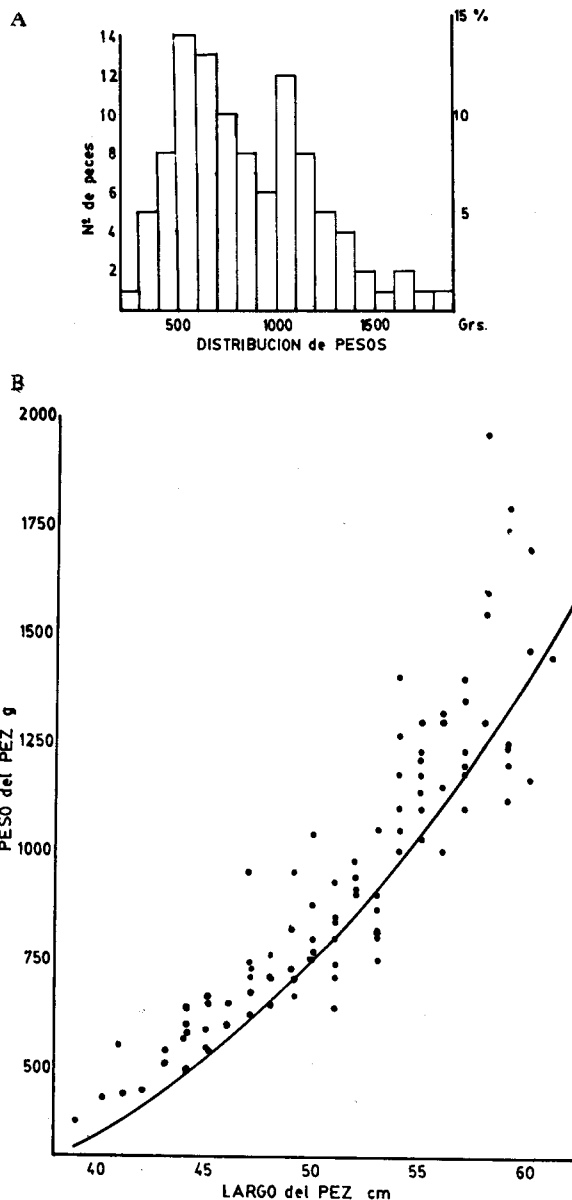


FIG. 7: A: Distribución de frecuencias de pesos correspondiente a los ejemplares utilizados en el cálculo de fecundidad.

B: Distribución de los valores de largo y peso total de los ejemplares utilizados en el estudio de la fecundidad en el presente trabajo. La curva teórica para dicha relación corresponde a la presentada por Perrotta (1982).

los valores a ubicarse por encima de la misma. Podría pensarse que este hecho se debe al desarrollo de una gran masa ovocitaria en los peces, sin embargo, se calculó el Factor de Condición de Le Cren (1951) en base al peso observado sin las gónadas, en comparación con el peso teórico según la curva Largo/Peso específica presentada por Otero (1976), dado que esta curva fue calculada sobre material recogido en verano, es decir cuando las gónadas son relativamente pe-

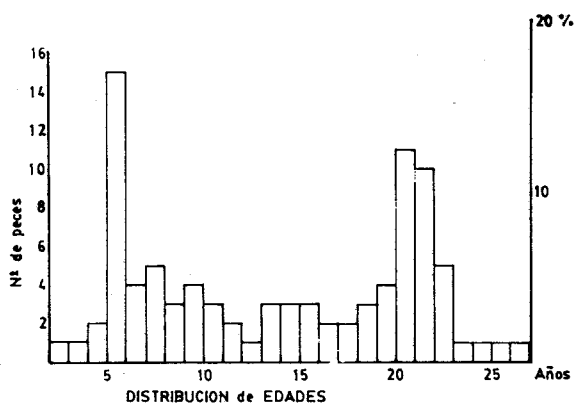


FIG. 8: Distribución de frecuencias de edades correspondiente a los ejemplares utilizados en el cálculo de la fecundidad.

queñas. Los valores del factor de condición son en general levemente superiores a la unidad lo cual coincide bien con la valoración ya señalada.

Al analizar las frecuencias de edades utilizadas para el cálculo de la fecundidad (figura 8) debe destacarse, que existen en la bibliografía ciertas discrepancias sobre el período vital de la especie. Otero y Pastor (MS) en su estudio de edad y crecimiento, consideran que la especie puede vivir más de 25 años. En su detallado estudio sobre la estructura poblacional de la especie Zukowski y Liwoch (1977) afirman que la polaca puede alcanzar los 30 años de edad, calculando los parámetros de la curva de von Bertalanffy para la especie. De acuerdo con estos resultados *M. australis* sería considerablemente más longeva que *M. poutassou* cuyo período vital alcanza los 10 y eventualmente 14 años (Raitt, 1968).

Por otra parte, algunos autores rusos, que han estudiado particularmente los efectivos distribuidos en altas latitudes (Islas Orcadas del Sur, Mar de Escocia, etc.) mencionan valores marcada-

mente inferiores. Subnikov *et al.* (1969) mencionan que en las capturas de la especie se encontraban peces entre los 3 y 10 años. Shust (1978) considera que la polaca del hemisferio Sur vive hasta 12 ó 13 años.

Los estudios realizados en la actualidad por el Dr. Tomo y el Lic. Barrera Oro, en el Instituto Antártico Argentino, parecen corroborar los resultados de Otero y Pastor y se aproximan a los de Zukowski y Liwoch.

El material analizado en el presente trabajo, según muestra la figura 8, incluye ejemplares desde los 3 años, la edad de primera madurez según Kock (1975), hasta los 26 años.

3.2. Comprobación del estado de madurez de los ovocitos a lo largo de la gónada

A partir del recuento de tres muestras de unos 400 ovocitos cada una, tomadas de las partes anterior, media y posterior (figura 1) de los ovarios correspondientes a dos hembras de 58 y 59 cm, se trató de verificar el sincronismo del proceso de maduración a lo largo de la gónada.

De cada ovocito se midió el diámetro mayor, y el conjunto de los datos fue analizado mediante el test de χ^2 con el fin de comprobar la normalidad de su distribución. Los datos correspondientes a cada gónada se agruparon para poder someterlos a tests de homogeneidad de varianzas y de igualdad de medias, de modo de comprobar si los datos obtenidos a partir del análisis de ambos ovarios correspondían a una misma población. Los parámetros poblacionales y los estadísticos calculados se presentan en la tabla 2, partes a y b.

Dado que los resultados obtenidos demuestran que los datos de cada gónada, si bien provienen de poblaciones normales, con varianzas homogéneas, presentan medias poblacionales significativamente diferentes, para una comparación entre secciones se optó por la estadística no paramétrica (test de Kolmogorov-Smirnov, Sokal y Rohlf [1979]) con el propósito de detectar posibles diferencias entre las distribuciones de tallas, a lo largo de la gónada.

Los resultados así obtenidos demuestran que los distintos valores de los tres sectores del ovario no presentan diferencias significativas, por lo cual se decidió utilizar para los cálculos de fecundidad una sola muestra tomada de la parte media de cada gónada.

3.3. Cálculo de la fecundidad y relaciones con distintas variables

Las estimaciones de la fecundidad de los distintos ejemplares obtenidas a partir del método gravimétrico oscilan entre 47.190 y 1.945.130 ovocitos con un valor medio estimado de 355.700 ovocitos. Los valores de fecundidad relativa fluctúan entre 33 y 864 ovocitos por gramo, con un valor medio de 323 ovocitos por gramo.

Con el objeto de analizar la posible significación de las diferencias en los valores de fecundidad calculados por medio de los métodos gravimétrico y esterométrico, los resultados por ambos métodos fueron sometidos a un test de t de comparaciones emparejadas (Sokal y Rohlf, 1979). La elección de este test responde al hecho de que los valores individuales obtenidos a partir de cada uno de los métodos se extienden sobre un amplio rango numérico, lo que podría enmascarar la variabilidad entre los tratamientos, si se utilizara un test de t tradicional, para la comparación de medias.

En la tabla 3 se presentan los resultados del cálculo de la fecundidad por ambos métodos, y de los tests estadísticos aplicados. En términos generales, el método estereométrico ha dado valores menores que el método gravimétrico. Si bien se eligieron para esta comparación los individuos más maduros (17 ejemplares), el proceso de vitelogenénesis, no se encontraba lo suficientemente avanzado como para asegurar resultados satisfactorios a partir del método estereométrico. Este hecho concuerda además con la gran variabilidad en el número de ovocitos por cm^3 calculados mediante esta técnica (Dr. H. E. Christiansen, com. pers.). Sin embargo, es interesante destacar que los valores de fecundidad estimados con cada método se hallan correlacionados con $P > 95\%$, como lo demuestra la aplicación del test de Kendall de correlaciones ordenadas (Sokal y Rohlf, 1979). En consideración a todos estos resultados, se ha decidido no tener en cuenta la técnica estereométrica en los análisis que a continuación se presentan.

Se calcularon la regresión predictiva y la regresión funcional (Ricker, 1973) para la fecundidad en función de cada una de las demás variables estudiadas, hallándose que en todos los casos, el modelo que mejor se ajusta a la distribución de los datos es el de una función potencial. Las correlaciones son en general, altamente significativas para todas las regresiones estimadas.

siendo la más alta la que corresponde a la curva Fecundidad/Peso Total. Los valores correspondientes a las constantes, coeficientes de regresión y número de datos para todas las relaciones estudiadas se presentan en la tabla 4.

3.3.1. La relación Fecundidad/Largo Total

Esta regresión presenta un alto coeficiente de correlación ($r = 0,829$, $P > 99\%$) y ha sido graficada en la figura 9. Puede observarse que los valores de fecundidad de las tallas mayores, son los que presentan una dispersión más acentuada.

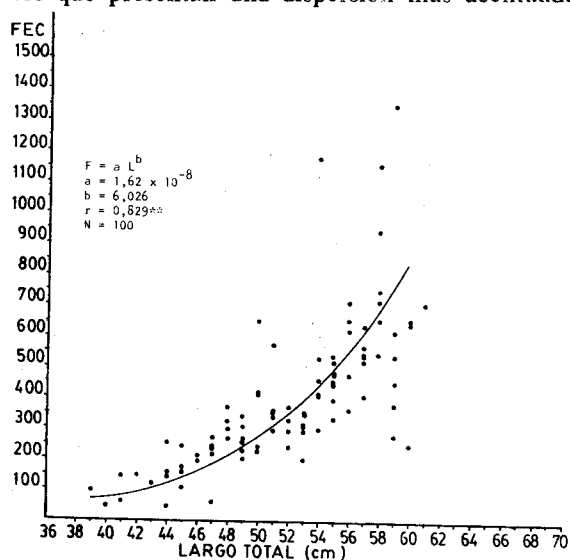


FIG. 9: Distribución de los valores de fecundidad (expresados en miles de ovocitos) vs. largo total (expresado en cm) y curva de regresión funcional estimada.

Con el objeto de comparar estos resultados con los obtenidos por distintos autores para especies afines, se graficó la regresión predictiva estimada, junto a las curvas calculadas para *M. poutassou*, *M. australis* (población neocelandesa), y para *M. australis* (población sudamericana), según Lisovenko *et al.* (1982). Las curvas se presentan en la figura 10, pudiendo apreciarse que existe bastante variación, tanto inter como intraespecífica. Los valores mayores de fecundidad son los calculados en el presente trabajo, alcanzando para ejemplares de 60 cm, valores estimados de 800.000 ovocitos. Estos valores, son marcadamente mayores, para todo el rango de tallas, que los calculados por Svirskiy y Shpak (1977) para *M. australis* en Nueva Zelanda. En cuanto a la especie del Hemisferio Norte, que alcanza tallas menores, al co-

tejar los valores correspondientes a tamaños comparables (38-45 cm), se observan valores muy semejantes (Bailey, 1974 para el año 1969) o francamente mayores para *M. poutassou* (Ibid. para el año 1968). Los valores de fecundidad,

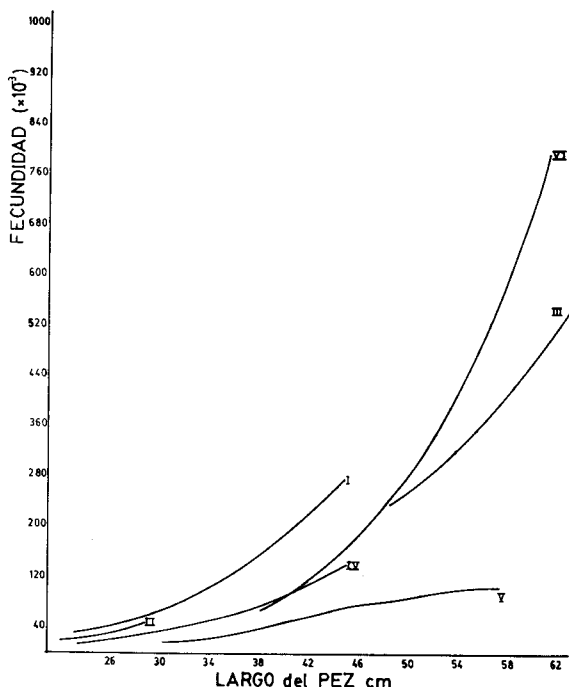


FIG. 10. Relación fecundidad/largo y curvas de regresión estimadas por distintos autores para poblaciones del género *Micromesistius* de ambos hemisferios:

- I: *M. poutassou* del Rockall Bank para 1968 (Bailey: 1974).
- II: *M. poutassou* del Porcupine Bank para 1965 (Polonsky: 1969).
- III: *M. australis* del Atlántico Sudoccidental para 1977 (Lisovenko *et al.*, 1982).
- IV: *M. poutassou* del Rockall Bank para 1969 (Bailey *ibid.*).
- V: *M. australis* de la región de Nueva Zelanda (Svirskiy y Shpak: 1977).
- VI: *M. australis* del Atlántico Sudoccidental para 1978 (del presente trabajo).

calculados por Lisovenko *et al.*, para nuestra especie, son menores que los que se presentan en este trabajo, debiendo considerarse que los autores rusos utilizaron solamente ejemplares mayores de 50 cm. Los cálculos de los mencionados autores se basan en ejemplares parcialmente desova-

dos, y en un escaso número de observaciones, lo que podría explicar las diferencias con los resultados obtenidos en el presente trabajo. Sin embargo no debe descartarse, la posibilidad de oscilaciones anuales, del tipo de las obtenidas por Bailey (*op. cit.*), dado que el material utilizado por Lisovenko *et al.* correspondió al año 1977.

3.3.2. La relación Fecundidad/Peso Total

La correlación entre estas dos variables resulta altamente significativa, presentando además el más alto coeficiente de correlación ($r = 0,871$, $P > 99\%$). La curva de regresión ha sido graficada y se presenta en la figura 11. Allí mismo puede observarse la curva estimada por Lisovenko *et al.* (1982) para esta especie, pudiendo apreciarse diferencias similares a las existentes para la relación Fecundidad/Largo Total; lo que pone de manifiesto la coherencia de los resultados obtenidos.

Teniendo en consideración lo señalado por Kribovok *et al.* (1970) quienes han encontrado relaciones entre el peso ovocitario y el estado fisiológico del pez, fue calculado el peso seco de los ovocitos de algunos ejemplares y comparado con el factor de condición de Le Cren correspondiente. No se observó correlación alguna entre las variables sino por el contrario una gran dispersión de los valores de peso seco ovocitario. Se estudió entonces la relación entre la fecundidad y el factor de condición (figura 12); debe mencionarse aquí que el factor de condición de Le Cren, contrariamente a lo que ocurre con el de Fulton, no se halla influenciado por el largo del pez (lo que fue comentado por Sánchez (1982)), hecho éste que lo hace más apto para estudiar este tipo de relaciones. Hewitt (1982) considera que una abundante disponibilidad de alimento durante la época anterior al desove, puede influir positivamente sobre el potencial reproductivo de la población, como así también en la condición de los peces. Bagenal (1957) sugiere la posibilidad de que la correlación entre fecundidad y factor de condición fuese negativa, postulando la existencia de factores compensatorios que actuarían de modo de evitar que mutaciones tendientes al aumento de la fecundidad se extendiesen a toda la población. Si ello no fuera así, y teniendo en consideración que la hembra alcanza su más pobre estado fisiológico después del desove, los peces muy fecundos alcanzarían una condición tal que pondría en peligro su vida, o no podrían de-

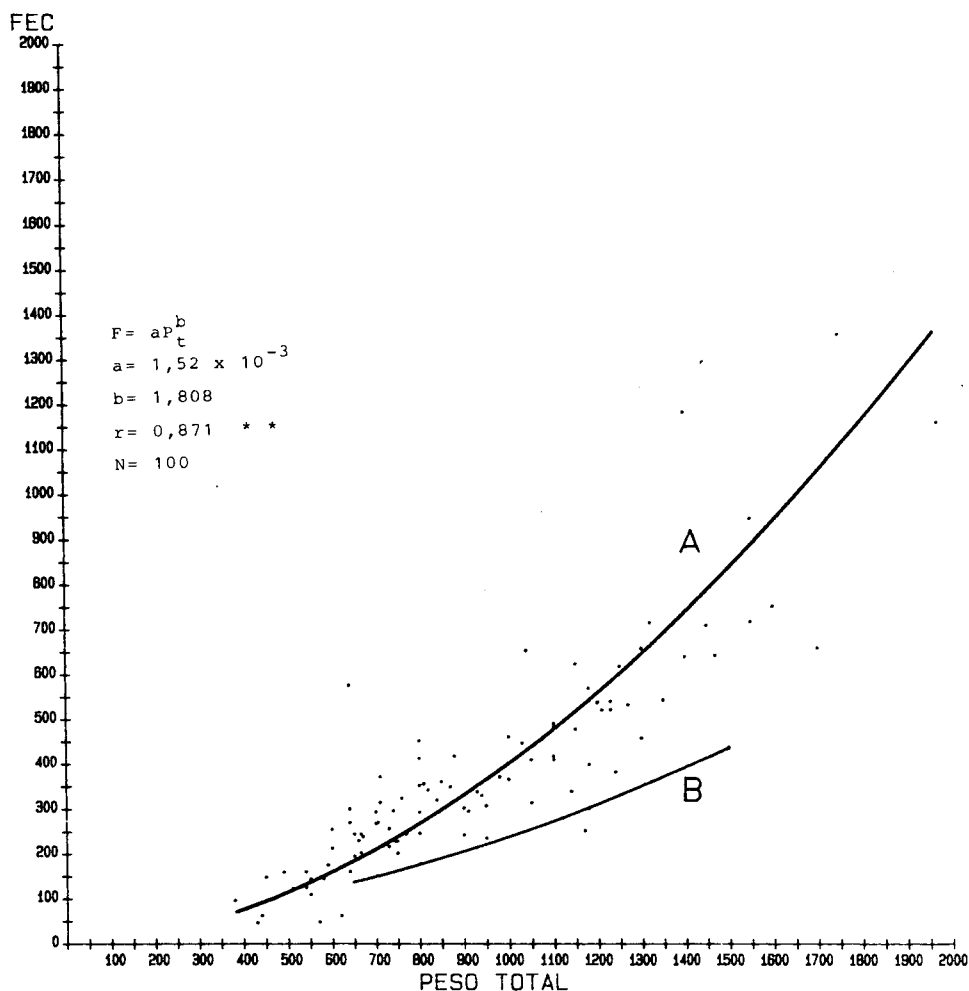


FIG. 11: Distribución de los valores de fecundidad (expresada en miles de ovocitos) vs. peso total (expresado en g). La curva A corresponde a la regresión funcional estimada en el presente trabajo; la curva B corresponde a la estimación de Lisovenko *et al.* (1982), para material recolectado durante 1977.

sovar en la próxima estación, haciéndolo alternativamente cada dos épocas de desove.

Por otra parte, Hempel (1965) considera que los huevos de la mayoría de los peces marinos tienen muy poco contenido en lípidos, siendo el principal componente del vitelo la proteína, y que ésta sería utilizada tanto en la conversión a sustancia larval, como aporte energético para el metabolismo. Entonces, la buena condición de la madre tomada como el contenido relativo en lípidos o la relación entre el peso y el largo, no significa necesariamente que la hembra está en su mejor

forma para la reproducción, puesto que el almacenamiento de lípidos puede deberse a una alimentación desbalanceada.

El resultado de este estudio parece coincidir con las apreciaciones de Hewitt, ya que aunque el coeficiente de correlación resulta bajo ($r = 0,37$), la correlación entre la fecundidad y el factor de condición es altamente significativa. Esto indicaría que si bien no hay un aumento evidente en la calidad de los ovocitos en aquellos peces que presentan una buena condición, en tales situaciones habría una tendencia hacia el aumento numérico de los productos sexuales.

3.3.3. La relación Fecundidad/Edad

Puede apreciarse (figura 13) que el modelo que mejor se ajusta a la distribución de los datos de la presente relación es apenas curvilíneo, y que aunque la correlación sea altamente significativa, su coeficiente de correlación no es muy alto ($r = 0,682$) si se lo compara con los correspondientes de las regresiones Fecundidad/Largo Total y Fecundidad/Peso Total, basados en un número similar de datos. Esto no debe sorprender, dado que los peces durante los últimos años de su vida crecen acercándose en forma asintótica a

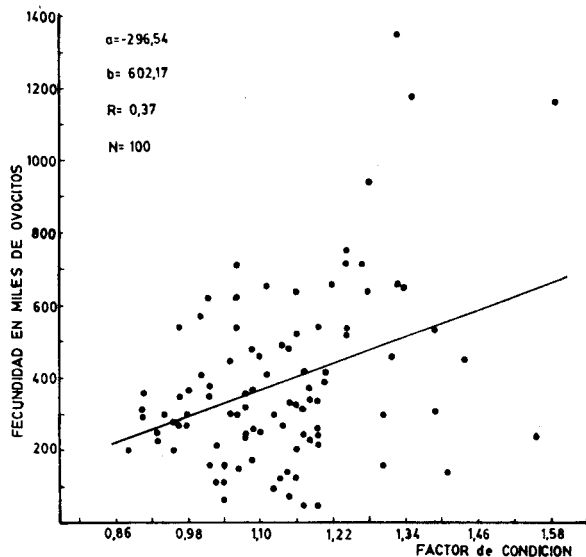


FIG. 12: Distribución de los valores de fecundidad vs. factor de condición de Le Cren y recta de regresión estimada.

su largo infinito, según lo describe el modelo universalmente aceptado de von Bertalanffy, y no debería esperarse un coeficiente de correlación alto entre las variables en este tramo de la distribución. Si se considera además la buena correlación existente entre Fecundidad/Largo Total, es entonces del todo esperable una correlación que a pesar de ser altamente significativa, posea un coeficiente no muy alto, para la edad y el número de ovocitos. Esto concuerda además con el hecho que la mayor dispersión de los valores se presenta a partir de los 16 ó 17 años, edad a la cual la especie alcanzaría su largo infinito (Otero y Pastor, MS).

Varios autores se han ocupado de estudiar la influencia que podría tener la edad de los peces

sobre la calidad de los productos sexuales. Es así que Nikolsky (1963) señala que en los ovocitos de los peces muy jóvenes o muy viejos hay una sensible disminución en el contenido de lípidos. Por otra parte, Hempel (1965) ha manifestado que aquellos peces que desovan por primera vez en su vida producen huevos que son aproximadamente un 10 % más livianos que los de los peces más viejos. A partir del segundo desove, el peso de los ovocitos no depende de la edad del pez, excepto posiblemente en los peces muy viejos.

Atendiendo a lo antedicho, se intentó correlacionar el peso seco de los ovocitos con la edad, obteniéndose una correlación no significativa entre las variables ($r = 0,613$ $P < 95\%$), no obstante ello, puede entreverse una tendencia hacia el aumento de la calidad ovocitaria con el incre-

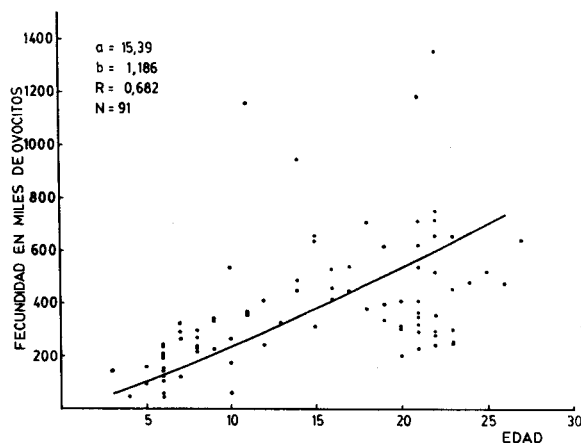


FIG. 13: Distribución de los valores de fecundidad (expresada en miles de ovocitos) vs. edad (expresada en años) y curva de regresión funcional estimada.

mento de la edad; por ejemplo, el peso seco de mil ovocitos para un ejemplar de 3 años es de 20 mg en tanto que para un ejemplar de 10 años es de 60 mg, debiendo mencionarse aquí que aunque se trató de comparar las gónadas en el mismo estado de madurez, podría aparecer en este análisis un cierto sesgo, debido a la dificultad de establecer en forma precisa el grado de avance de maduración del ovario.

3.3.4. La relación Fecundidad/Variables Gonadales

En todos estos casos la relación entre variables resulta altamente significativa. Los modelos que mejor se ajustan a las distribuciones de valores

para las relaciones Fecundidad/Largo Gonadal y Fecundidad/Ancho Gonadal, son marcadamente curvilíneos. En cambio, para la Fecundidad en función del Peso Gonadal y en función del Volumen Ovárico, los modelos que proporcionan el mejor ajuste son casi rectilíneos. Este hecho coincide bien con lo que señalara Simpson (1951) en cuanto a que la fecundidad aumenta linealmente con el aumento aritmético del volumen gonadal, basándose en que el epitelio germinal se pliega repetidamente sobre sí mismo llenando en forma completa la cavidad ovárica.

Otro hecho destacable es que los parámetros de la curva de regresión Fecundidad/Peso Gonadal y Fecundidad/Volumen Gonadal son prácticamente los mismos, significando que la densidad del ovario cargado de ovocitos es muy similar a la del agua, lo cual sería de esperar en peces que desovan huevos pelágicos (Nikolsky, 1963).

Los parámetros de las regresiones mencionadas se presentan en la tabla 4.

Además, se estudió la correlación entre el peso seco ovocitario y el índice gonadal para algunos ejemplares. Pudo observarse así que la correlación es significativa ($r = 0,692$, $P > 95\%$), es decir que habría un aumento en la calidad de los ovocitos con el incremento del peso relativo del ovario.

3.3.5. Regresión múltiple de las variables consideradas

Las distintas variables anatómicas y vitales consideradas fueron sometidas a un análisis de regresión múltiple, con el objeto de determinar la ecuación que mejor permite predecir la fecundidad. Se utilizó para ello la selección por etapas de las distintas variables, analizando en cada iteración la suma de cuadrados explicada por la regresión, en relación con la suma de cuadrados residual, con el objeto de valorar la validez de la regresión en cuestión.

Existen pocas referencias en la bibliografía internacional acerca de análisis similares en peces marinos. Entre ellas pueden mencionarse los trabajos de Bagenal (1957) quien establece que la ecuación más útil para predecir la fecundidad del lenguado *Hippoglossoides platessoides*, debe incluir el peso de la hembra y el peso de la gónada, observando que la inclusión del largo de la hembra no reduce significativamente la suma de cuadrados residual. Nagasaki (1958) al estudiar la fecundidad del arenque del Pacífico (*Clupea*

pallasii) incluye en su ecuación de regresión múltiple al largo de la hembra y su edad, determinando que esta variable tenía un efecto más significativo sobre la fecundidad que el peso de la hembra. Baxter y Hall (1960), obtuvieron una ecuación similar para el arenque del Mar del Norte (*Clupea harengus*), aunque sus variables explicativas resultaron el peso y la edad de la hembra.

Los resultados de este trabajo coinciden con los de Bagenal (1957). El mejor modelo se alcanza luego de dos iteraciones e incluye como variables independientes al peso total y al peso gonadal. En este punto, los coeficientes de correlación parcial de las variables restantes, corresponden en orden decreciente al volumen gonadal (0,15739), al largo de la hembra (0,13926), al ancho de la gónada (0,11358), al largo de la gónada (0,11210) y a la edad (0,06916). La tercera iteración ingresa como variable independiente al volumen gonadal, pero el test de F parcial para la variable no es significativo ($F = 2,0574$). La ecuación resultante es entonces,

$$F = 5,54 \times 10^{-2} \times P^{1,09087} \times PG^{0,31680}$$

donde P es el peso de la hembra y PG el peso gonadal.

4. Estimación de la biomasa de adultos desovantes

La estimación de los efectivos en reproducción en el mar argentino durante 1978, fue llevada a cabo mediante la aplicación de la fórmula:

$$B = \frac{Ps \cdot \bar{N} \cdot A \cdot D}{t \cdot Fr}$$

(Sánchez y Ciechowski: 1984)

donde B es la biomasa de adultos calculada en toneladas; Ps es la proporción de sexos en las capturas efectuadas en la zona de desove; \bar{N} es la densidad promedio, expresada en número de huevos por 10 m² de superficie; A es la extensión del área de desove; D es la duración del período de desove intensivo; t es la duración del período embrionario a la temperatura media del agua en el área; y Fr es la fecundidad relativa media. Los valores correspondientes a todas estas variables y las fuentes a las cuales pertenecen se presentan en la tabla 5. Es importante señalar aquí que no existen datos sobre la duración del período embrionario de esta especie, y es por ello que ha debido utilizarse el valor correspondiente a M.

poutassou presentado por Coombs y H'by (1979) para suplir esta deficiencia.

El cálculo de la biomasa de adultos desovantes es de 515.470 t cifra que está en el orden de magnitud de las estimaciones realizadas por Otero *et al.* (1981) y Otero *et al.* (1982) y que arrojan cifras de 522.937 t y 422.500 t, respectivamente para áreas que se aproximan en su extensión a la considerada en este trabajo. Cabe mencionar que en un primer intento de evaluación del recurso López y Bellisio (1973) mencionan la cifra de 2.095,742 t. Sin entrar en una discusión más detallada se puede señalar que es probable que la cifra de 515.470 t resultante del presente estudio, pueda considerarse como una evaluación subestimada, debido en primer lugar a la posibilidad de la presencia de huevos en profundidades mayores a las consideradas, lo que en definitiva lleva a la obtención de valores menores que los reales para la cantidad total de huevos en el plancton del área de estudio.

Resulta interesante considerar aquí los datos de capturas de polaca que brinda FAO para varios años sucesivos recientes, y que demuestran que luego del conflicto de Malvinas, la especie está siendo sometida a una pesca sumamente intensa. Conviene recordar que el rendimiento máximo sostenible calculado por Otero *et al.* (1981) es de 86.285 t, en tanto que la pesca de polaca en 1982 fue de 137.189 t y en 1983 de 257.919 t (FAO, 1984). Por otra parte, Shelton y Armstrong (1983) han demostrado que tanto el largo de primera madurez, como el peso gonadal para cada clase de largo durante la temporada reproductiva, están sujetos a variaciones que acompañan al aumento o la declinación de los efectivos pesqueros, constituyéndose de este modo en mecanismos de regulación compensadora. Es por ello que las conclusiones del presente trabajo, pueden resultar de interés para un futuro análisis sobre las variaciones de la estrategia reproductiva de la especie en respuesta a la intensificación de la explotación pesquera.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

1. La época de desove de la especie, coincidentemente con lo señalado por Ciechowski y Sánchez (1983), se extendería a lo largo de agosto y setiembre, aunque se han encontrado ejemplares en desove en octubre y aun en noviembre.
2. El largo de primera madurez calculado para todos los machos estudiados es de 35,41 cm; y para la totalidad de las hembras es de 38,01 cm; comprobándose que estos dos valores difieren significativamente.
3. El largo de primera madurez calculado para ejemplares del talud difiere significativamente del calculado para ejemplares del mismo sexo pero de la plataforma. Los valores hallados son: machos talud 36,38 cm; machos plataforma 32,40 cm; hembras talud 39,02 cm; hembras plataforma 34,78 cm.
4. La polaca es un desovante de tipo discontinuo que posee un solo desove anual. En un ovario maduro la distribución de tallas ovocitarias es claramente bimodal, con una gran moda de ovocitos transparentes y de núcleo visible, de hasta 200 μ , y una segunda moda de ovocitos vitelados con diámetros entre 300 y 1.050 μ .
5. La edad de los ejemplares estudiados esta comprendida entre los 3 y los 26 años. Este hecho coincide con lo señalado por Otero y Pastor (MS) y Zukowski y Liwoch (1977) quienes postulan que el período vital de la especie podría llegar a 25 y a 30 años, respectivamente.
6. El proceso de maduración ovocitaria es sincrónico a lo largo de la gónada.
7. Los valores de fecundidad calculados varían entre 47.190 y 1.945.130 con un valor medio de 355.700 ovocitos. Los valores de fecundidad relativa estimados se encuentran entre 33 y 864, con un valor medio de 323 ovocitos por gramo.
8. El cálculo de las regresiones para la fecundidad en función de cada una de las variables estudiadas (largo total; peso total; edad; largo gonadal; peso gonadal; ancho gonadal y volumen gonadal) ha dado en todos los casos correlaciones altamente significativas, siendo la relación Fecundidad/Peso Total aquella que presenta el coeficiente de correlación más alto, $r = 0,871$.
9. No se observó correlación entre el peso seco ovocitario y el factor de condición. Del mismo modo resulta la relación entre el peso seco ovocitario y la edad de los peces, aunque en esta última se detectó una tendencia

hacia el aumento de la calidad ovocitaria con el incremento de la edad.

10. Se advirtió una tendencia positiva al correlacionar a la fecundidad con el factor de condición. Igualmente, la relación entre el peso seco ovocitario y el índice gonadal mostró una correlación positiva significativa.
11. Analizando la totalidad de las variables en conjunto se determinó que la mejor ecuación de regresión está dada por la relación

$$F = 5,54 \times 10^{-2} \times P^{1,09087} \times PG^{0,31680}$$

donde P es el peso de la hembra y PG el peso gonadal.

12. Se estimó una biomasa de adultos desovantes durante 1978 de 515.470 t, valor que se encuentra en el orden de magnitud de las cifras presentadas por Otero *et al.* (1981) y Otero *et al.* (1982).

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean expresar su agradecimiento al Dr. H. E. Christiansen por su aporte en el análisis histológico de los ovarios y en el cálculo de la fecundidad por el método estereométrico. Asimismo agradecen al Dr. A. Tomo y al Lic E. Barrera Oro por los datos referentes a la edad de los ejemplares estudiados. También extienden su agradecimiento al Sr. J. J. Buono y al Ing. A. Logioia del Laboratorio de Estadística y Computación por su asistencia en la elaboración de los datos.

BIBLIOGRAFIA

- AVILÉS, C. y AGUAYO, M. H. 1979. Merluza de tres aletas (*Micromesistius australis*) Norman Teleostomi Gadiformes Gadidae. Santiago de Chile. Sinopsis, 18 pp.
- BAGENAL, T. B. 1957. The breeding and fecundity of the long rough dab *Hippoglossoides platessoides* Fabr. and the associated cycle in condition. J. Mar. Biol. Ass. U.K., **36**: 339-375.
- BAILEY, R. S. 1974. The life-history and biology of blue whiting in the Northeast Atlantic. 1 The planktonic phase in the Rockall Area. Mar. Res. Scotland, **1**: 29 pp.
- BAXTER, I. G. y HALL, W. B. 1960. The fecundity of the Manx herring and a comparison of the fecundities of autumn spawning groups. ICES, CM 1960, Doc. No 55 (mimeo).
- CASSIA, M. C. y BOOMAN, C. I. 1985. Distribución del ictioplancton en el Mar Argentino en los años 1981-1982. Physis, **43** (105), Sec. A: 91-111.
- CASSIE, R. M. 1954. Some use of probability paper in the analysis of size frequency distributions. Aust. J. Mar. Freshw. Res., **3**: 513-522.
- CHRISTIANSEN, H. E. 1977. Obtención de láminas histológicas como variante al método de congelación. Physis, Bs. As., Secc. A, **33**: 453-458.
- CHRISTIANSEN, H. E. y WEISS, G. 1974. Nuevo método para la determinación de la fecundidad en peces con técnicas estereométricas mediante cortes por congelación. Su comparación puntual con otros métodos. Physis Bs. As., Secc. A, **33**: 453-458.
- CIECHOMSKI, J. D. DE; EHRLICH, M. D.; LASTA, C. A. y SÁNCHEZ, R. P. 1979. Campañas realizadas por el buque de investigación "Walter Herwig" en el Mar Argentino, desde mayo hasta noviembre de 1978. Organización y reseña de datos básicos obtenidos. Contrib. Inst. Nac. Des. Pesq., Mar del Plata, **3/4**: 311 pp.
- CIECHOMSKI, J. D. DE y BOOMAN, C. I. 1981. Descripción de embriones y áreas de reproducción de los granaderos *Macrourus whitsoni* y *Coelorrhynchus fasciatus*, de la polaca *Micromesistius australis* y del bacalao austral *Salilota australis* en la zona patagónica y fueguina del Atlántico Sudoccidental. Physis, Bs. As., Secc. A, **40** (98): 5-14.
- CIECHOMSKI, J. D. DE; EHRLICH, M. D.; LASTA, C. A. y SÁNCHEZ, R. P. 1981. Estudio sobre la distribución de huevos y larvas de peces en el Mar Epicontinental Argentino y evaluación de los efectivos desovantes de anchoíta y merluza. Contrib. Inst. Nac. Des. Pesq., Mar del Plata, **383**: 59-79.
- CIECHOMSKI, J. D. DE y SÁNCHEZ, R. P. 1983. Relationship between ictioplankton abundance and associated zooplankton biomass in the shelf waters off Argentina. Biol. Ocean., **3** (1): 77-101.
- COOMBS, S. H. y PIPE, R. K. The distribution, abundance and seasonal occurrence of the eggs and larvae of blue whiting, *Micromesistius poutassou* (Risso), in the eastern North Atlantic. ICES, CM 1978/H: 41; 11 pp. (mimeo).
- COOMBS, S. H. y HIBY, A. R. 1979. The development of the eggs and early larvae of blue whiting, *Micromesistius poutassou* and the effect of temperature on development. J. Fish. Biol., **14**: 111-123.
- COTRINA, C. P.; OTERO, H. O. y COUSSEAU, M. B. 1976. Informe sobre la campaña de pesca exploratoria del B/I "Profesor Siedlecki" (noviembre de 1973 - enero de 1974). Contrib. Inst. Biol. Mar., **331**: 59 pp.
- COUSSEAU, M. B. 1978. Informe de la parte argentina sobre la campaña exploratoria del buque japonés "Orient Maru I" en aguas de la plataforma patagónica, octubre 1976 - febrero 1977. Contrib. Inst. Nac. Invest. Des. Pesq., Mar del Plata, **360**: 46 pp.

- COUSSEAU, M. B.; HANSEN, J. E. y GRU, D. L. 1979. Campañas realizadas por el buque de investigación "Shinkai Maru" en el Mar Argentino, desde abril de 1978 hasta abril de 1979. Organización y reseña de datos básicos obtenidos. Contrib. Inst. Nac. Des. Pesq., Mar del Plata, 373: 625 pp.
- DRAPER, N. y SMITH, H. 1966. Applied regression analysis. J. Wiley, N. York, 709 pp.
- FAO. 1984. Yearbook of fishery statistics. 1983. Catches and landings. Vol. 56: 393 pp.
- GÖTING, K. J. 1961. Beiträge zur Kenntnis der Grundlagen der Fortpflanzung und zur Fruchtbarkeitsbestimmung bei Marinen Teleostern. Helgoländer Wissenschaft. Meeresunters., 8 (1): 1-39.
- GUALINI, D. 1938. Prime osservazioni su la biologia e la morfologia di *Gadus poutassou*. Düben. Boll. Mus. Zool. Anat. Comp., Génova, 18 (107): 119-124.
- HARDING, J. P. 1949. The use of probability paper for the graphical analysis of polymodal frequency distributions. J. Mar. Biol. Ass. U.K., 28: 141-153.
- HEMPEL, G. 1965. Fecundity and egg size in relation to the environment. Spec. Puois. int. Commn. NW Atlant. Fish., Nº 6.
- HERNÁNDEZ, D. R. y CORDO, H. D. 1986. Metodología aplicada en la estimación del largo de primera maduración sexual de la pescadilla de red y la pescadilla real. Publicaciones de la Comisión Técnica Mixta del Frente Marítimo, 1: 1ª parte: 230-232.
- HEWITT, R. P. 1982. Spatial pattern and survival of anchovy larvae: implications of adult reproductive strategy. Ph. D. Tesis, Univ. Calif. San Diego.
- HICKLING, C. F. 1972. Natural history of the hake. Parts 1 and 2. Fishery Invest. Lond. (2), 10 (2): 100 pp.
- INADA, T. y NAKAMURA, I. 1975. A comparative study of two populations of the gadoid fish *Micromesistius australis* from the New Zealand and Patagonian-Malvinas regions. Far Seas Fish. Res. Lab. Bull., 13: 1-26.
- KOCK, K. H. 1975. Verbreitung und Biologie der wichtigsten Nutzfischarten der Antarktis. Mitteil. Inst. Seefischerei, 16: 1-75.
- KRIVOBOK, M. N.; TARKAVSKAYA, O. I. y KARASIKOVA, A. A. 1970. (Quality of eggs of Baltic herring of various lengths, age groups and fecundity.) Fish. Res. Bd. Can., Transl. Ser. Nº 1628, de Trudy VNIRO, Moscú, 69: 133-146.
- LE CREN, E. D. 1951. The length-weight relationship and seasonal cycle in gonad weight and condition in the perch (*Perca fluviatilis*). J. Anim. Ecol., 20: 201-219.
- LISOVENKO, L. A.; BARABANOV, A. V. y YEFREMENKO, V. N. 1982. (New data on the reproduction of the "Southern Putassu", *Micromesistius australis* (Gadidae), from the Falkland-Patagonian zoogeographic region). J. of Ichthyology, 22 (4): 55-67.
- LÓPEZ, R. B. y BELLISIO, N. B. 1973. Prospección pesquera del Mar Argentino. II Poiaca *Micromesistius australis*, Norman, 1937. Mus. Arg. Ciencias Naturales "B. Rivadavia", Bs. As. Monografías de Recursos Pesqueros Nº 2. 48pp.
- LUPIN, H. M. y SOULE, C. L. 1976. Características y factibilidad de explotación de la Poiaca (Pollock). Boletín Nº 91 de la Cámara Marplatense de Industriales del Pescado.
- NAGASAKI, F. 1958. The fecundity of Pacific herring (*Clupea pallasii*) in British Columbia coastal waters. J. Fish. Res. Bd. Canada, 15: 313-330.
- NIKOLSKY, G. V. 1963. The ecology of fishes. Academic Press, Londres y Nueva York, 352 pp.
- OTERO, H. O. 1976. Contribución al estudio biológico pesquero de la Polaca (Gadidae *Micromesistius australis*, Norman 1937) del Atlántico Sudoccidental. Physis Secc. A, Bs. As., 35 (91): 155-168.
- OTERO, H. O.; BEZZI, S. I.; PERROTTA, R. G.; PÉREZ COMAS, J. A.; SIMONAZZI, N. A. y RENZI, M. A. 1981. Los recursos pesqueros demersales del Mar Argentino. Parte III. Distribución, estructura de la población, biomasa y rendimiento potencial de la polaca, el bacalao austral, la merluza de cola y del calamar. Contrib. Inst. Nac. Invest. Des. Pesq., 383: 28-33.
- OTERO, H. O.; BEZZI, S. I.; RENZI, M. A. y VERAZAY, G. A. 1982. Atlas de los recursos pesqueros demersales del Mar Argentino. Contrib. Inst. Nac. Invest. Des. Pesq., 423: 248 pp.
- OTERO, H. O. y PASTOR, C. T. Estudio de la estructura poblacional de *Micromesistius australis*. Seminario de Oceanografía Biológica. Manuscrito INIDEP.
- PERROTTA, R. G. 1982. Distribución y estructura poblacional de la polaca (*Micromesistius australis*). Rev. Invest. Des. Pesq., INIDEP, Mar del Plata, 3: 35-50.
- POLONSKIY, A. S. 1969. Some questions on the biology of the putassu *Micromesistius (Gadus) poutassou*. Tr. Atlant. n.-i. in-ta rybn. kh-va y okeanogr., Nº 23, 61-86.
- RAIT, D. S. 1968. Synopsis of biological data on the blue whiting *Micromesistius poutassou* (Risso, 1810). FAO Fisheries Synopsis, 34 Rev. 1, 34 pp.
- RICKER, W. E. 1973. Linear regressions in fishery research. J. Fish. Bd. Can., 30: 409-434.
- SÁNCHEZ, R. P. 1982. Consideraciones sobre el crecimiento de la caballa (*Scomber japonicus marplatensis*) durante su primer año de vida. Rev. Invest. Des. Pesq., INIDEP, Mar del Plata, 3: 15-24.

- SÁNCHEZ, R. P. y CIECHOMSKI, J. D. DE. 1984. Estimación de la biomasa de adultos desovantes de la anchoíta (*Engraulis anchoita*) en el área costera bonaerense durante la primavera de 1981 y análisis comparativo de los recuentos de ictioplancton con redes de diferentes mallas. Rev. Invest. Des. Pesq., INIDEP, Mar del Plata, 4: 49-61.
- SHELTON, P. A. y ARMSTRONG, M. J. 1983. Variations in the parent stock and recruitment of pilchard and anchovy population in the Southern Benguela System. FAO Fisher. Rep. N° 291, Vol. 3: 1113-1132.
- SHUST, K. V. 1978. (On the distribution and biology on members of the genus *Micromesistius* [family Gadidae]). Vopr. ikhtiol., 18 (3): 541-543.
- SIMPSON, A. C. 1951. The fecundity of the plaice. Fish. Invest. Lond., 17 (2): 1-28.
- SOKAL, R. R. y ROHLF, F. J. 1979. Biometría. Principios y métodos estadísticos en la investigación biológica Blume Edic., Madrid, 832 pp.
- SVIRSKIY, V. G. y SHPAK, Y. M. 1977. (Oogenesis, the sexual cycle and fecundity of the southern putassu *Micromesistius australis*, Norman, 1937 from the south-western part of the Pacific Ocean.) Izv. Tikhook. n.-i. in-ta morsk. rybn. kh-va i okeanogr., 101: 65-76.
- SUBNIKOV, D. A.; PERMITIN, Y. Y. y VOZNIJAK, S. P. 1969. (Some data on the biology of the putassou). Proceeding VNIRO. 66: 299-306 (en ruso).
- WEIBEL, L. B. y GÓMEZ, D. N. 1962. A principle for counting tissues structures on random section. J. Appl. Physiol., 17: 343.
- WEISS, G. 1974. Hallazgo y descripción de larvas de polaca (*Micromesistius australis*) en aguas del sector patagónico (Pisces, Gadidae). Physis Secc. A. Bs. As., 33 (87): 537-542.
- ZUKOWSKI, CZ. y LIWOCH, M. 1977. Biologia i polowy blekitka poludniowego (Biología y pesquería de la polaca). MIR, Studia i Materialy, Ser. B, 40: 5-52 (en polaco).

TABLA 1. Cálculo del largo de primera madurez de la polaca por sexo y por área.

Estadístico	Total machos	Total hembras	Machos talud	Machos plataforma	Hembras talud	Hembras plataforma
\bar{x}	37,25	37,94				
\bar{y}	62,00	49,65				
$\sum x$	6,298	6,787				
$\sum y$	35,041	34,887				
$\sum x^2$	11,475	2,702				
r	0,8583	0,9721	0,8274	0,8120	0,9488	0,8905
a	27,7268	28,5526	27,2132	23,7260	29,6393	22,0089
b	0,1536	0,1891	0,1834	0,1735	0,1876	0,2554
N	16	17				
Largo 1ª madurez	35,4068	38,0079	36,3819	32,4018	39,0169	34,7774
Int. confianza	± 5,4 %	± 2,23 %				
Comparación varianza de error	4,247					
Comparación del Largo 1ª madurez						
t_{obs}	2,647					
$t_{crit} (\alpha = 0,05)$	2,09					

TABLA 2a. Análisis estadístico de la distribución de tallas ovocitarias en tres secciones correspondientes a los ovarios izquierdos de dos ejemplares de polaca y test de χ^2 para la normalidad de dichas distribuciones.

Estadístico	Secciones de la gónada		
	Anterior	Media	Posterior
μ	657,07	604,52	631,22
σ	167,45	178,55	170,13
N	396	443	442
χ^2	9,72	11,17	12,11
$\chi^2_{[.95, v]}$	23,69	22,04	21,00
μ	730,67	741,63	713,09
σ	170,69	172,44	161,75
N	419	442	413
χ^2	17,69	15,25	14,73
$\chi^2_{[.95, v]}$	22,36	25,00	22,40

TABLA 2b. Comparación entre las distribuciones de tallas ovocitarias en los dos ovarios considerados.

Test de homocedasticidad	$F_s = 1,0278$	$F_{0,05(1281;1274)} = 1,0975$
Test de t	$t = 14,56$	$t_c = 1,96$

TABLA 3. Cálculo de la fecundidad de la polaca mediante métodos gravimétrico y estereométrico. Comparación de los resultados obtenidos

Fecundidad por gravimetría ($N \times 10^{-3}$)	Fecundidad por estereometría ($N \times 10^{-3}$)	ΔF ($N \times 10^{-3}$)	Nº de ovocitos/cm ³ por estereometría ($N \times 10^{-3}$)
422,0	309,5	+ 112,5	2,077
708,7	411,9	+ 296,8	3,779
623,3	367,5	+ 255,8	4,083
452,6	800,3	- 347,7	4,104
658,4	548,1	+ 110,3	6,090
263,1	205,2	+ 57,9	2,281
380,0	196,4	+ 183,6	1,944
568,6	451,8	+ 116,8	3,138
414,9	288,0	+ 126,9	2,134
945,5	578,6	+ 366,9	3,991
1.158,6	819,7	+ 338,9	3,488
653,2	428,1	+ 225,1	4,077
717,0	732,7	- 15,7	4,071
1.182,3	719,5	+ 462,8	3,427
1.355,0	796,7	- 558,3	3,621
657,9	796,6	- 138,7	7,888
751,3	822,8	- 71,5	3,359

Test de comparaciones emparejadas

$$t_s = 2,8499$$

$$t_{0,05(16)} = 2,1200$$

Test de correlaciones ordenadas

$$r = 0,3823$$

$$n = 17$$

$$t_s = 2,14$$

$$P > 95 \%$$

TABLA 4. Estadísticos del análisis de regresión para la función $Y = aX^b$, donde Y es la Fecundidad expresada en miles de ovocitos y X representa a las distintas variables consideradas individualmente.

Regresión	Predictiva	Funcional
Fec. vs. largo total (cm)	$a = 9,3 \times 10^{-7}$ $b = 4,996$ $r = 0,829^{**}$ $N = 100$	$a = 1,62 \times 10^{-8}$ $b = 6,026$ $r = 0,829^{**}$ $N = 100$
Fec. vs. peso total (g)	$a = 7,39 \times 10^{-3}$ $b = 1,574$ $r = 0,871^{**}$ $N = 100$	$a = 1,52 \times 10^{-3}$ $b = 1,808$ $r = 0,871^{**}$ $N = 100$
Fec. vs. edad	$a = 40,13$ $b = 0,809$ $r = 0,682^{**}$ $N = 91$	$a = 15,39$ $b = 1,186$ $r = 0,682^{**}$ $N = 91$
Fec. vs. largo gonadal (cm)	$a = 6,68$ $b = 1,660$ $r = 0,623^{**}$ $N = 105$	$a = 0,65$ $b = 2,666$ $r = 0,623^{**}$ $N = 105$
Fec. vs. peso gonadal (g)	$a = 18,38$ $b = 0,715$ $r = 0,775^{**}$ $N = 111$	$a = 8,05$ $b = 0,924$ $r = 0,775^{**}$ $N = 111$
Fec. vs. ancho gonadal (cm)	$a = 102,31$ $b = 1,390$ $r = 0,631^{**}$ $N = 106$	$a = 53,04$ $b = 2,212$ $r = 0,631^{**}$ $N = 106$
Fec. vs. volumen gonadal (cm ³)	$a = 19,61$ $b = 0,709$ $r = 0,776^{**}$ $N = 109$	$a = 8,84$ $b = 0,913$ $r = 0,776^{**}$ $N = 109$

TABLE 5. Datos empleados en la estimación de la biomasa de efectivos desovantes de polaca durante 1978.

Proporción de sexos en las capturas (Ps) =	1:1
Densidad promedio de huevos (N) =	76,9 huevos/10 m ² (Ciechomski <i>et al.</i> , 1981)
Area de desove estimada (A) =	143.000 km ²
Duración del período de desove (D) =	60 días (Ciechomski y Sánchez; 1983)
Duración del período embrionario * a 6° C (t) =	8 días
Fecundidad relativa media (Fr) =	30 ovocitos / gr

$$B = \frac{P_s \cdot \bar{N} \cdot A \cdot D}{t \cdot Fr} = \frac{2 \cdot 76,9 \cdot 143.000 \cdot 60}{8 \cdot 320} = 515.470 \text{ toneladas}$$

* La estimación de la duración del período embrionario corresponde a la aplicación de la fórmula que para *Micromesistius poutassou* publicaron Coombs y Hiby (1979).
