

PATRON DE DISTRIBUCION ESPACIAL Y DENSIDAD DE *NACELLA*
MAGELLANICA (GMELIN, 1791) EN EL INTERMAREAL DEL SECTOR
ORIENTAL DEL ESTRECHO DE MAGALLANES *
(Mollusca, Gastropoda)

LEONARDO GUZMAN M.**

SUMARIO

Se determinó el patrón de distribución espacial y la densidad de *Nacella magellanica* (Gmelin, 1791) en ocho localidades del intermareal del sector oriental del estrecho de Magallanes mediante la técnica de contajes por cuadrantes.

La especie presenta un patrón de distribución agregado y que puede ser representado por las series Neyman tipo A y binomial negativa, aunque no puede señalarse cual es el mecanismo que conduce a este tipo de distribución espacial. En una localidad el patrón de distribución puede ser representado también por una serie Poisson, lo que está en relación con el tamaño del cuadrante empleado y la densidad de la especie en esa localidad.

El grado de agregación de *N. magellanica* es muy variable entre una localidad y otra de acuerdo con los valores del índice de Morisita, el parámetro k de la binomial negativa y el índice de dispersión de la razón varianza/media, lo que sugiere que los factores que determinan esta modalidad de distribución se expresan de diferente grado de una localidad a otra.

Según un análisis de concordancia, los sitios de muestreo fueron ordenados en tres grupos de acuerdo con su rango medio de marea, pendiente, grado de compactación, tamaño de bloques y cantos y grado de exposición. No se encontró ninguna correlación entre estas variables consideradas en conjunto y el grado de agregación de la especie en cada localidad.

La densidad de *N. magellanica* es baja (entre 0,4 y 8,6 ejemplares/metro²), aumentando desde su límite superior de distribución en el intermareal hacia el infralitoral.

La densidad observada en cada localidad hace posible la agrupación de éstas, en dos grupos homogéneos parcialmente superpuestos. Dos estaciones son heterogéneas entre sí y respecto de todas las otras localidades.

ABSTRACT

The spatial pattern and density of *Nacella magellanica* (Gmelin, 1791) at eight intertidal sites of the eastern area of the Straits of Magellan, was determined with the quadrat count technique.

* Aceptado para su publicación en septiembre de 1978. Este trabajo fue parcialmente financiado mediante un aporte realizado por Shell Marine Limited de Londres y forma parte del Proyecto Reconocimiento Bio-

lógico y Geomorfológico de algunos sitios representativos del sector oriental del estrecho de Magallanes.

** Sección Biología Marina, Departamento de Hidrobiología.

The species shows an aggregate pattern of distribution, which is represented by the Neyman type A and negative binomial series. However is not possible to establish which is the originating mechanism. In one locality the spatial pattern can be represented also by a Poisson series, which is in relation to the quadrat size and density of the species at that site.

According to the index of Morisita, the k parameter of the negative binomial and the index of dispersion of the ratio variance/mean values, the degree of aggregation of *N. magellanica* from one locality to another is very variable. This suggests that the factors which determine this type of spatial pattern are expressed with different degree from one site to another.

Following a concordance analysis, the sampling sites were ordered in three groups according to its mean tidal range, beach slope, degree of compactness, size of blocks and boulders and degree of exposition. These variates considered altogether are not correlated with the degree of contagiousness of the species in each locality.

Density of *N. magellanica* is low (between 0,4 and 8,6 specimens/meter²), increasing from its upper limit of distribution in the intertidal zone towards the infralittoral.

It is demonstrated the existence of two homogeneous groups partially overlap according to the density of each locality. Two sites, were heterogeneous among them and also in respect to all other localities.

INTRODUCCION

Fundamentación y objetivos

El derrame de petróleo ocasionado por el B/T "Metula" en 1974 puso de manifiesto la necesidad imperiosa de iniciar una serie de estudios básicos del intermareal del estrecho de Magallanes, tendientes por una parte a evaluar la capacidad de recuperación de las comunidades impactadas en mayor o menor grado por este accidente y por otra, a iniciar un reconocimiento acabado del litoral y sublitoral del estrecho, hasta la fecha poco o no alterados y con el fin de obtener información básica que permitiera evaluar con mayor propiedad el impacto ecológico que causarán futuros derrames de hidrocarburos. Asimismo el reciente y marcado desarrollo del Proyecto Costa Afuera de la Empresa Nacional del Petróleo iniciado en 1976 y que en un futuro cercano permitirá extraer hidrocarburos con plataformas de producción instaladas en el propio estrecho de Magallanes, centraron el desarrollo de estas investigaciones de orientación básica, en el sector oriental del estrecho, ya que eventualmente es el área que presenta mayores probabilidades de ser alterada en especial en su sector intermareal.

Por esta razón se pretende en un plazo no inferior a cinco años, reunir los ante-

cedentes que permitan caracterizar biológicamente este extenso sector de costa, y cuyo conocimiento permitiría definir las fluctuaciones naturales de las comunidades intermareales o de algunas de sus poblaciones más conspicuas. Estos estudios, incluidos bajo la denominación de monitores biológicos han sido recientemente definidos por Baker (1976) como la utilización de los organismos vivos para determinar la presencia, la cantidad, los cambios y los efectos de los factores físicos, químicos y bióticos en el ambiente. Su desarrollo necesita del empleo de organismos indicadores selectos o bien de grupos de ellos.

En Magallanes una especie que presenta buenas perspectivas para ser empleada como indicadora de los cambios y efectos inmediatos y también mediatos ocasionados por un derrame de petróleo es el gastrópodo *Nacella magellanica* (Gmelin, 1791) (lapas, mauchos). En efecto, ésta especie junto a *Mytilus chilensis* son las más importantes desde un punto de vista cuantitativo del área en estudio. A este hecho se puede agregar la vulnerabilidad que poseen los gastrópodos de este tipo ante contaminantes como los hidrocarburos, al soltarse de los lugares de fijación en respuesta a la irritación o narcotización producida por el petróleo, más bien que a una muerte ocasionada directamente por el contaminante (Blackman *et al.*, 1973, Dicks, 1976). Como conse-

cuencia, son más susceptibles a los predadores o a ser arrastrados por las corrientes de marea, alterándose por consiguiente el balance ecológico de la playa. Aunque si bien estos aspectos han sido demostrados con *Patella vulgata*, especie del Hemisferio Norte (Dicks, 1973; 1976), el comportamiento de *N. magellanica* es similar ante estos contaminantes y es lógico por tanto suponer que esta especie pueda ser empleada como indicadora. No obstante, estos aspectos deberán ser comprobados a fin de clarificar la real respuesta de *N. magellanica* ante contaminantes de este tipo. En el sentido estricto, tal como lo define Baker (1976) *N. magellanica* podría ser utilizada como especie detectora y centinela.

Los estudios monitores de por sí complejos, de reciente desarrollo en numerosos puntos del globo y en su mayoría orientados hacia objetivos similares a los nuestros, presentan problemáticas diferentes en cada una de las áreas en las cuales se están desarrollando. En Magallanes, cabe mencionar entre otros aspectos, la falta de un conocimiento sistemático acabado de algunos grupos de la biota intermareal o bien la información referida a estos tópicos se encuentra difusa entre la literatura científica, hechos que dificultan y retardan la evolución de las investigaciones. Además, tampoco se dispone de registros hidrográficos y meteorológicos continuados que ayuden a interpretar los resultados. Si a estos aspectos agregamos el extenso sector de costa, de aproximadamente 500 km., que debe controlarse, con escasos caminos de acceso, de mediana o mala calidad, lo que unido al esfuerzo de un reducido grupo profesional, implican la utilización de metodologías de trabajo que no signifiquen una larga permanencia en cada estación y una acumulación excesiva de muestras e información. Por último debió considerarse también la gran variabilidad que presentan las playas del sector en estudio, lo que dificultó la selección de los sitios de muestreo.

En otro contexto, es sabido que en numerosas ocasiones las poblaciones de organismos fluctúan, como resultado de los nacimientos y muertes y en muchos ca-

sos estos parámetros son dependientes del tamaño de la población. Sin embargo, en aquellas poblaciones cuyo patrón de distribución es agregado o contagioso, la interacción entre los organismos sería superior en aquellos sectores donde la densidad sea más alta que en aquellos donde se encuentren más espaciados, y por lo tanto, pareciera poco razonable suponer que las tasas de natalidad y mortalidad por individuo de esta especie, sea función del tamaño de la población como un todo (Pielou, 1969). Por esta razón y cuando los estudios están orientados, como en este caso, hacia la detección de la magnitud de un impacto ecológico cualquiera sea su origen, deben tender en una primera etapa hacia un claro conocimiento del patrón de distribución y de la densidad en el tiempo, para de esta manera disponer de los elementos de juicio básicos que permitan cuantificar la magnitud de la alteración o cambio y sus efectos. Es indudable que estos aspectos deberán ser complementados con otros antecedentes poblacionales, a fin de disponer de un panorama más amplio de la dinámica poblacional de la especie elegida como indicadora.

En el presente artículo se presentan los primeros antecedentes que se refieren al patrón de distribución y densidad de *N. magellanica* en el intermareal del sector oriental del estrecho de Magallanes, aspectos que a su vez nos orientarán en el diseño de los futuros estudios y experiencias a desarrollar.

Antecedentes sobre la especie y el área

Powell (1973) citó para la Patagonia y Tierra del Fuego, incluyendo además la costa pacífica de Sudamérica hasta la latitud de Valparaíso, un total de 5 especies del subgénero *Patinigera*, género *Nacella*, incluyendo entre ellas 3 subespecies y una forma. De todas ellas, según este autor, *Nacella (Patinigera) magellanica magellanica* es la lapa más común de la región de Magallanes y fácilmente reconocible por su forma oval redondeada, perfil cónico elevado, ápice casi central y fuertes costillas radiales no esculpidas. Sin embargo, aún cuando la especie es

aparentemente fácil de identificar, sus características diagnósticas y las de aquellas afines requieren a la brevedad de un estudio acabado que permita solucionar el problema sistemático existente. De allí entonces, que los comentarios realizados por Dell sobre el particular (1964, 1971), aún mantienen validez.

En otro artículo se entregarán antecedentes que pretenden delimitar las características diagnósticas de esta especie.

Aunque *N. magellanica* ha sido citada desde antiguo y bajo diferentes nombres, su conocimiento biológico es inexistente. Los únicos datos que se disponen, además de algunos rasgos que permiten identificar a la especie, se refieren a la distribución geográfica y batimétrica. Carcelles (1950) y Carcelles y Williamson (1951) la citan para Patagonia y región magallánica hasta el Río de la Plata, con un rango de distribución batimétrico entre los 0 y 210 metros.

En cuanto a la biota intermareal del sector en estudio se presentan antecedentes en Baker *et al.* (1976), Straughan (1977) y Straughan *et al.* (1977). Recientemente Blount (1978) sintetiza antecedentes de tipo climático, oceanográfico e histórico-ecológicos, además de describir

geomorfológicamente el litoral del área en estudio.

MATERIALES Y METODOS

De las doce estaciones establecidas originalmente en el sector oriental del estrecho de Magallanes, entre bahía Gregorio y punta Dungeness en el continente y entre bahía Felipe y punta Catalina en el litoral de la Isla Grande de Tierra del Fuego (Zamora, en preparación), ocho son las que sirvieron de base a este artículo (Tabla I; Fig. 1), y en las que se encontró a *N. magellanica* como constituyente de la biota del intermareal.

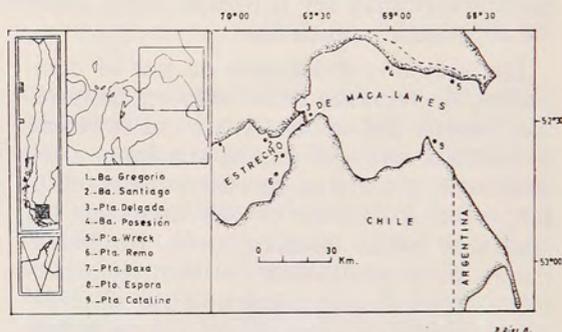


Fig. 1.— Ubicación geográfica de cada una de las localidades de muestreo en el sector oriental del estrecho de Magallanes.

TABLA I

Localidades y fechas de muestreo de *Nacella Magellanica* en el sector oriental del estrecho de Magallanes

| Localidad | coordenadas aproximadas | Fecha |
|----------------|-------------------------|-----------------|
| Punta Remo | 52° 43' S ; 69° 40' O | 19/octubre/1977 |
| Punta Baxa | 52° 35' S ; 69° 36' O | 19/octubre/1977 |
| Punta Catalina | 52° 32' S ; 68° 46' O | 20/octubre/1977 |
| Punta Delgada | 52° 28' S ; 69° 32' O | 25/octubre/1977 |
| Bahía Santiago | 52° 32' S ; 69° 46' O | 26/octubre/1977 |
| Bahía Gregorio | 52° 36' S ; 70° 10' O | 26/octubre/1977 |
| Punta Wreck | 52° 20' S ; 68° 35' O | 27/octubre/1977 |
| Bahía Posesión | 52° 16' S ; 69° 00' O | 28/octubre/1977 |

Posteriormente se agregó una novena estación en Puerto Espora, Tierra del Fuego (Fig. 1), aunque los antecedentes de esta localidad no se incluyen en el presente artículo. Con excepción de Bahía Gregorio, todos los otros sitios de muestreo son los mismos descritos reciente-

mente por Blount (1978). La localidad que esta autora denomina como Daniel Este corresponde a punta Wreck de este artículo.

En cada estación se estableció un área de muestreo de 30 por 30 pasos (1 paso es igual a aproximadamente 0,70 m.) cu-

ya ubicación en el perfil de la playa de cada localidad se indica en Zamora (op. cit.). No fue posible, debido a lo variado de las características físicas de cada playa (pendiente, amplitud de mareas, etc.) establecer estas áreas de muestreo a una misma altura respecto del nivel 0 de mareas (Fig. 2).

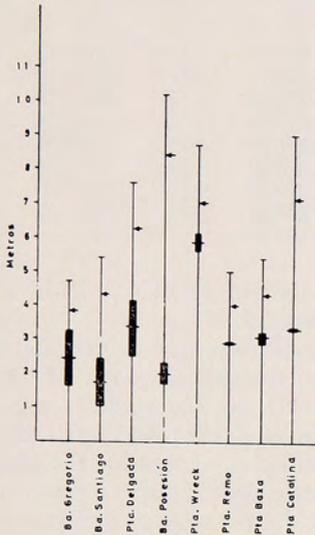


Fig. 2.— Altura del nivel 0 de mareas de las áreas de muestreo en cada una de las localidades establecidas en el sector oriental del estrecho de Magallanes. En negro se indica la pendiente relativa de la playa en dicho sector. Las flechas muestran el rango medio de mareas y el límite superior del trazo corresponde a la altura de las mareas de sicigias.

Para la estimación del patrón de distribución y densidad de *N. magellanica* se seleccionaron al azar en esta área durante las bajamares, 100 cuadrantes de 50x50 cm. La caminata al azar fue definida con una tabla de números aleatorios. El conteo incluyó todos aquellos ejemplares fijados sobre y bajo bloques y cantos, registrándose individuos que abarcaron un rango de tallas de aproximadamente 0,6 - 6,0 cm. de longitud.

Los cálculos estadísticos fueron realizados en una calculadora programable Hewlett-Packard HP-97.

RESULTADOS Y DISCUSION

Patrón de distribución espacial

Los resultados de los conteos por cuadrantes se presentan en la Tabla II. En la Tabla III se presentan además la media, la varianza y algunos índices de dispersión de *Nacella magellanica* en cada una de las localidades de muestreo. En esta tabla se puede apreciar que la densidad media de esta especie, en todas las localidades es excedida por la varianza, lo que sugiere que la especie presenta un patrón de distribución agregado. Sin embargo, la

TABLA II

Número de ejemplares de *Nacella magellanica* para cuadrante y frecuencia observada en cada una de las localidades de muestreo

| Nº de ejemplares por cuadrante (x) | frecuencia (f) | | | | | | | |
|------------------------------------|----------------|----------------|---------------|----------------|-------------|------------|------------|----------------|
| | bahía Gregorio | bahía Santiago | punta Delgada | bahía Poseción | punta Wreck | punta Remo | punta Baxa | punta Catalina |
| 0 | 58 | 92 | 65 | 66 | 49 | 58 | 16 | 63 |
| 1 | 21 | 6 | 13 | 27 | 15 | 19 | 25 | 13 |
| 2 | 15 | 2 | 11 | 5 | 16 | 19 | 21 | 6 |
| 3 | 3 | 0 | 5 | 1 | 8 | 3 | 18 | 8 |
| 4 | 2 | | 1 | 1 | 2 | 1 | 7 | 6 |
| 5 | 0 | | 3 | 0 | 5 | 0 | 11 | 1 |
| 6 | 1 | | 1 | | 2 | | 2 | 1 |
| 7 | 0 | | 0 | | 1 | | 0 | 1 |
| 8 | | | 1 | | 1 | | | 0 |
| 9 | | | 0 | | 1 | | | 1 |
| 10 | | | | | 0 | | | 0 |

TABLA III

Media (\bar{x}), varianza (s^2) Chi cuadrado (χ^2) de la razón varianza/media, valor absoluto de ajuste con una serie Poisson (d), índice de Morisita (I_d) y F_0 calculado con 99 e infinitos grados de libertad y el parámetro k de la binomial negativa junto a sus errores estandar, en cada una de las localidades de muestreo.

| | \bar{x} (1) | s^2 (2) | χ^2 (3) | d (4) | I_d (5) | F_0 (6) | k_3 (7) | \pm error estandar |
|-------------|------------------|--------------|-----------------|------------|--------------|--------------|--------------|-------------------------|
| B. Gregorio | 0,740000 | 1,224646 | 163,838 | 4,066 | 1,888190 | 1,655 | 1,044136 | 0,461534 |
| B. Santiago | 0,100000 | 0,131313 | 130,000 | 2,089 | 4,444444 | 1,313 | 0,246928 | 0,251678 |
| P. Delgada | 0,830000 | 2,263737 | 270,072 | 9,205 | 3,085513 | 2,727 | 0,385774 | 0,117435 |
| B. Posesión | 0,440000 | 0,531717 | 119,636 | 1,433 | 1,479920 | 1,208 | 2,600886 | 2,374103 |
| P. Wreck | 1,400000 | 3,818182 | 270,000 | 9,202 | 2,230216 | 2,727 | 0,653509 | 0,174728 |
| P. Remo | 0,700000 | 0,898990 | 127,143 | 1,911 | 1,407860 | 1,284 | 1,741658 | 0,643651 |
| P. Baxa | 2,160000 | 2,661010 | 121,963 | 1,582 | 1,106804 | 1,232 | 8,331260 | 6,226340 |
| P. Catalina | 1,000000 | 2,989899 | 296,000 | 10,295 | 2,989904 | 2,990 | 0,361649 | 0,320624 |

relación entre la varianza y la media junto a los respectivos valores de los índices presentados (Tabla III), no son suficientes para explicar el patrón de distribución de una especie, más aún si estos valores sugieren dos direcciones totalmente diferentes: una distribución al azar en ciertos casos y una agregada en otros. En la columna 4 de la Tabla III, se presentan los valores de d (valor absoluto de ajuste con una serie Poisson), cuya magnitud indica concordancia con una serie Poisson a un nivel del 5% cuando toma valores inferiores a 1,96 (Elliot, 1971). En las localidades de bahía Posesión, punta Remo y punta Baxa, estos valores de 1,433; 1,911 y 1,582, respectivamente, lo que sugiere que el patrón de distribución de *N. magellanica* estaría representado por una serie Poisson. Sin embargo la conformidad con esta serie debe ser refrendada por una prueba de χ^2 entre las frecuencias esperadas de la serie Poisson y las observadas. Esta prueba permitió por una parte, rechazar lo recién afirmado para las localidades de punta Baxa y punta Remo y por otra, confirmar la concordancia con la serie Poisson en la localidad de bahía Posesión (Tabla IV), es decir que en este sitio un patrón de distribución al azar no debería ser rechazado. En las otras localidades (bahía Gregorio, bahía Santiago, punta Delgada, punta Wreck y punta Catalina) los valores de d (Tabla III) son positivos y superiores de 1,96 lo que sugiere que en todas

ellas el patrón de distribución es agregado (Elliot, 1971).

Por otra parte, los valores del índice de Morisita fluctuaron entre 1,106 y 4,444 (Tabla III), lo que sugiere que en todos los casos el patrón de distribución de *N. magellanica* es agregado. En efecto, valores de este índice superiores a la unidad reflejan distribuciones agregadas (Southwood, 1966). La significancia estadística del alejamiento del índice de Morisita que refleja una distribución al azar ($=1$) se prueba comparándolo con el valor de F_0 (Southwood, 1966). Por tanto los datos presentados en la Tabla III, columna 6, permiten señalar que en todas las localidades *N. magellanica* presenta una distribución agregada ($F_{critico}$ con 99 e infinitos grados de libertad $= 1,22$).

En consecuencia, de acuerdo a estos antecedentes con la sola excepción de bahía Posesión, los índices de dispersión utilizados concuerdan, en cuanto a que *N. magellanica* presenta un patrón de distribución espacial agregado.

Más adelante se entregarán nuevos antecedentes que permitirán explicar con mayor detalle la situación de bahía Posesión, además de otros, referidos a punta Baxa y punta Remo que también presentan algunas características peculiares en cuanto a su patrón de distribución.

Existen varias series matemáticas que representan a las distribuciones agregadas, entre las cuales la más utilizada, por su flexibilidad, es la binomial negativa

(Bliss y Fisher, 1953; Southwood, 1966, Pielou, 1969; Elliot, 1971). Este último autor señala que el ajuste de distribuciones observadas a series matemáticas permite: a) describir en términos matemáticos el patrón de distribución de una población (significado ecológico), b) estimar los errores de los parámetros poblacionales, c) comparar cambios espaciales y temporales y d) estimar los efectos de factores ambientales. Por esta razón se probó la bondad de ajuste de las frecuencias observadas a dos series además de utilizar la Poisson en tres localidades (Tabla IV). Sin embargo, el ajuste de las distribuciones observadas a una o más distribuciones teóricas no explican por sí solas el modelo que origina un determinado patrón de distribución. En efecto, en la Tabla IV se presentan la bondad de ajuste de acuerdo a una prueba de χ^2 de las frecuencias observadas a las series Neyman tipo A con dos parámetros (Neyman, 1939), binomial negativa (Bliss y Fisher, 1953) y en tres localidades con la de Poisson (Wine, 1964). Generalmente al probar la bondad de ajuste con χ^2 se combinan todas las frecuencias esperadas inferiores a un 5% (Bliss y Fisher, 1953), sin embargo, Snedecor y Cochran (1964) recomiendan combinar todas aquellas frecuencias inferiores a un 1% a fin de no restringir la sensibilidad de esta prueba. Este último fué el criterio seguido en este artículo.

Con excepción de punta Remo que no concuerda con ninguna de estas series a un nivel del 5%, todas las demás localidades se ajustan a lo menos con dos de ellas. En efecto, con excepción de bahía Posesión que se ajusta a las tres series, todas las otras localidades muestran buena bondad de ajuste con las series Neyman y binomial negativa, aunque si bien la primera de ellas presenta un mejor ajuste (Tabla IV). Sin embargo, de acuerdo a los antecedentes disponibles, no es posible determinar como se originó este tipo de distribución y por tanto lo único que puede señalarse es que *N. magellanica* presenta un patrón de distribución agregado. Es necesario por tanto, disponer de otros antecedentes que nos orien-

ten al modelo que origina este patrón de distribución.

En bahía Posesión (Tabla IV) la serie Poisson es la que mejor representa los datos observados y por tanto en esta localidad no debería ser rechazado un patrón de distribución al azar, aunque también las series Neyman y binomial negativa se ajustan apropiadamente a las frecuencias observadas. Elliot (1971) presenta las condiciones que deben cumplirse para el uso de la serie Poisson como un modelo matemático de una distribución de contajes, requisitos que en el caso de *N. magellanica* son difíciles de aceptar. En efecto, las observaciones de terreno nos permiten aseverar que esta especie tiende a ubicarse, durante las bajamares, en grupos bajo cantos y bloques, en especial los ejemplares de pequeña talla y el tamaño de las agrupaciones dependerá de las características físicas y biológicas de la localidad, las cuales no están distribuidas al azar (por ejemplo, tamaño de los bloques y cantos, relación de éstos con otros sedimentos de la playa que determinen un intermareal más o menos compacto, humedad del microambiente, densidad de organismos coterritoriales, como *Mytilus chilensis*, etc.). Por otra parte Elliot (*op. cit.*) señala que si el tamaño del cuadrante es mayor que el tamaño de las agrupaciones y si éstas están distribuidas al azar o regularmente, entonces el patrón de distribución de la población es aparentemente al azar y no se detecta la agregación. Esta aseveración se ve reforzada además por el comportamiento que presenta *N. magellanica* en las otras localidades, exceptuando punta Remo, en las cuales presenta un patrón de distribución agregado. De tal manera que en bahía Posesión los resultados obtenidos estarían en relación con el tamaño del cuadrante empleado ($0,25 \text{ m}^2$) y con la densidad de la especie en esta localidad (Tabla III). Al respecto Elliot (*op. cit.*) señala que el tamaño de cuadrante es un factor importante en el enmascaramiento de un patrón de distribución agregado cuando las densidades medias son bajas, hecho este último que ocurre con *N. magellanica* en esta localidad.

TABLA IV

Distribuciones observadas de *Nacella magellanica* por cuadrante y frecuencias esperadas con la binomial negativa (B.N.) Neyman tipo A con dos parámetros (Neyman), en cada una de las localidades de muestreo y Ley de Poisson en tres casos (Poisson). Se señalan además los parámetros de cada uno de estas series, junto a los respectivos valores de x^2 , grados de libertad y su nivel de significancia

| <i>bahía Gregorio</i> | | | | <i>bahía Santiago</i> | | | |
|-----------------------|----|--------|--------|-----------------------|----|--------|--------|
| x | f | B.N. | Neyman | x | f | B.N. | Neyman |
| 0 | 58 | 57,156 | 58,101 | 0 | 92 | 91,947 | 91,784 |
| 1 | 21 | 24,752 | 22,336 | 1 | 6 | 6,544 | 6,701 |
| 2 | 15 | 10,493 | 11,601 | 2 | 2 | 1,176 | 1,294 |
| 3 | 3 | 4,416 | 4,955 | +3 | 0 | 0,333 | 0,221 |
| 4 | 2 | 1,851 | 1,932 | | | | |
| 5 | 0 | 0,774 | 0,704 | | | | |
| 6 | 1 | 0,324 | 0,203 | | | | |
| +7 | 0 | 0,234 | 0,168 | | | | |
| x^2 | | 3,066 | 1,855 | x^2 | | 0,956 | 0,680 |
| g.l. | | 3 | 3 | g.l. | | 1 | 1 |
| P | | 0,382 | 0,603 | P | | 0,328 | 0,410 |
| X | | 0,740 | — | X | | 0,100 | — |
| k | | 1,044 | — | k | | 0,247 | — |
| m_1 | | — | 1,130 | m_1 | | — | 0,319 |
| m_2 | | — | 0,655 | m_2 | | — | 0,313 |

| <i>punta Delgada</i> | | | | <i>bahía Posesión</i> | | | | |
|----------------------|----|--------|--------|-----------------------|----|--------|--------|---------|
| x | f | B.N. | Neyman | x | f | B.N. | Neyman | Poisson |
| 0 | 65 | 64,222 | 67,392 | 0 | 66 | 66,597 | 67,274 | 64,404 |
| 1 | 13 | 16,914 | 9,934 | 1 | 27 | 25,063 | 23,990 | 28,338 |
| 2 | 11 | 8,001 | 9,308 | 2 | 5 | 6,529 | 6,775 | 6,234 |
| 3 | 5 | 4,344 | 6,236 | 3 | 1 | 1,449 | 1,575 | 0,914 |
| 4 | 1 | 2,510 | 3,497 | 4 | 1 | 0,293 | 0,324 | 0,101 |
| 5 | 3 | 1,503 | 1,815 | +5 | 0 | 0,069 | 0,062 | 0,009 |
| 6 | 1 | 0,921 | 0,918 | | | | | |
| 7 | 0 | 0,574 | 0,458 | | | | | |
| 8 | 1 | 0,361 | 0,225 | | | | | |
| +9 | 0 | 0,650 | 0,217 | | | | | |
| x^2 | | 4,640 | 4,159 | x^2 | | 1,777 | 2,106 | 1,277 |
| g.l. | | 4 | 4 | g.l. | | 2 | 2 | 2 |
| P | | 0,326 | 0,385 | P | | 0,411 | 0,349 | 0,528 |
| X | | 0,830 | — | X | | 0,440 | — | 0,440 |
| k | | 0,386 | — | k | | 2,601 | — | — |
| m_1 | | — | 0,480 | m_1 | | — | 2,111 | — |
| m_2 | | — | 1,727 | m_2 | | — | 0,208 | — |

| <i>punta Wreck</i> | | | | <i>punta Remo</i> | | | | |
|--------------------|----|--------|--------|-------------------|----|--------|--------|---------|
| x | f | B.N. | Neyman | x | f | B.N. | Neyman | Poisson |
| 0 | 49 | 47,320 | 51,357 | 0 | 58 | 55,521 | 54,406 | 49,659 |
| 1 | 15 | 21,083 | 12,780 | 1 | 19 | 27,723 | 28,636 | 34,761 |
| 2 | 16 | 11,883 | 12,640 | 2 | 19 | 10,895 | 11,593 | 12,166 |
| 3 | 8 | 7,166 | 9,239 | 3 | 3 | 3,896 | 3,845 | 2,839 |
| 4 | 2 | 4,462 | 5,860 | 4 | 1 | 1,324 | 1,113 | 0,497 |
| 5 | 5 | 2,931 | 3,515 | +5 | 0 | 0,641 | 0,407 | 0,078 |
| 6 | 2 | 1,819 | 2,055 | | | | | |
| 7 | 1 | 1,179 | 1,175 | | | | | |
| 8 | 1 | 0,769 | 0,656 | | | | | |
| 9 | 1 | 0,504 | 0,358 | | | | | |
| +10 | 0 | 0,983 | 0,365 | | | | | |
| x^2 | | 6,231 | 5,030 | x^2 | | 9,811 | 8,817 | 12,709 |
| g.l. | | 6 | 6 | g.l. | | 3 | 3 | 3 |
| P | | 0,398 | 0,540 | P | | 0,020 | 0,032 | 0,005 |
| X | | 1,400 | — | X | | 0,700 | — | 0,700 |
| k | | 0,653 | — | k | | 1,742 | — | — |
| m_1 | | — | 0,810 | m_1 | | — | 2,462 | — |
| m_2 | | — | 1,727 | m_2 | | — | 0,284 | — |

| <i>punta Baxa</i> | | | | | <i>punta Catalina</i> | | | |
|-------------------|----|--------|--------|---------|-----------------------|----|--------|--------|
| x | f | B.N. | Neyman | Poisson | x | f | B.N. | Neyman |
| 0 | 16 | 14,652 | 14,543 | 11,533 | 0 | 63 | 61,911 | 64,776 |
| 1 | 25 | 25,133 | 24,913 | 24,910 | 1 | 13 | 16,443 | 8,863 |
| 2 | 21 | 24,142 | 24,209 | 26,903 | 2 | 6 | 8,222 | 9,431 |
| 3 | 18 | 17,117 | 17,340 | 19,370 | 3 | 8 | 4,753 | 7,089 |
| 4 | 7 | 9,983 | 10,113 | 10,460 | 4 | 6 | 2,934 | 4,397 |
| 5 | 11 | 5,069 | 5,077 | 4,519 | 5 | 1 | 1,879 | 2,495 |
| 6 | 2 | 2,319 | 2,273 | 1,627 | 6 | 1 | 1,233 | 1,376 |
| +7 | 0 | 1,585 | 1,532 | 0,678 | 7 | 1 | 0,823 | 0,752 |
| | | | | | 8 | 0 | 0,556 | 0,406 |
| | | | | | 9 | 1 | 0,380 | 0,216 |
| | | | | | +10 | 0 | 0,866 | 0,199 |
| x^2 | | 10,039 | 10,030 | 14,325 | x^2 | | 7,367 | 5,044 |
| g.l. | | 5 | 5 | 6 | g.l. | | 5 | 5 |
| P | | 0,074 | 0,074 | 0,026 | P | | 0,195 | 0,411 |
| X | | 2,160 | — | 2,160 | X | | 1,000 | — |
| k | | 8,331 | — | — | k | | 0,362 | — |
| m_1 | | — | 9,312 | — | m_1 | | — | 0,503 |
| m_2 | | — | 0,232 | — | m_2 | | — | 1,990 |

Por otra parte, en Bahía Santiago y Punta Remo, los valores de d calculados a partir de la razón varianza/media (Tabla III) reflejan un patrón de distribu-

ción que casi es al azar, lo que también estaría en relación con las densidades medias observadas en ambas localidades (Tabla III) y permitiría además explicar

la situación un tanto contradictoria de la localidad de punta Remo, que no se ajusta a ninguna de las series empleadas, si bien están muy cerca de ser aceptadas a un nivel de 5% (Tabla IV).

Por esta razón y de acuerdo a la metodología de conteo empleada, puede decirse que cuando las densidades son relativamente altas, el patrón de distribución de *N. magellanica* durante las bajamares es agregado y que puede ser representado por una serie Poisson (no se rechaza una distribución al azar), cuando las densidades son bajas.

Por otra parte, el valor de k (ó k^{-1}) de la binomial negativa puede ser utilizado como un índice de agregación de una población, cuando esta serie presenta buena bondad de ajuste con las frecuencias observadas (Southwood, 1966; Pielou, 1969). Por tal motivo en siete de las ocho localidades muestreadas (excepto punta Remo, Tabla III), el valor de k podría ser utilizado como un índice de agregación. En este caso k fue calculado con el método de máximas probabilidades (Bliss y Fisher, 1953) y sus valores se presentan en las tablas III y IV. Existe una relación inversa entre la magnitud de k y el grado de agregación de una especie (Southwood, 1966, Pielou, 1969, Elliot, 1971) de tal forma que en bahía Santiago se presenta la agregación más alta y en punta Baxa la más baja. Esta relación es independiente de la densidad (Pielou, 1969). Cabe mencionar también que el alto valor de k en esta última localidad indica que el patrón de distribución de la especie se aproxima a una serie Poisson (virtualmente al azar) hecho que se ha reflejado también en los otros índices de dispersión empleados (Tabla III).

Taylor (1961) estableció que la varianza (s^2) de una población es proporcional a la media aritmética (\bar{x}) elevada a una potencia fraccionaria:

$$s^2 = a \bar{x}^b \quad \text{ó} \quad \log s^2 = \log a + b \log \bar{x}$$

donde a es principalmente un factor de muestreo (Southwood, 1966) y b un índice de agregación específico (Southwood, 1966; Taylor, 1961; Elliot, 1971).

El valor de b es una medida del grado de agregación de una población y es bastante constante para cada especie. En la figura 3 se presenta la relación entre la

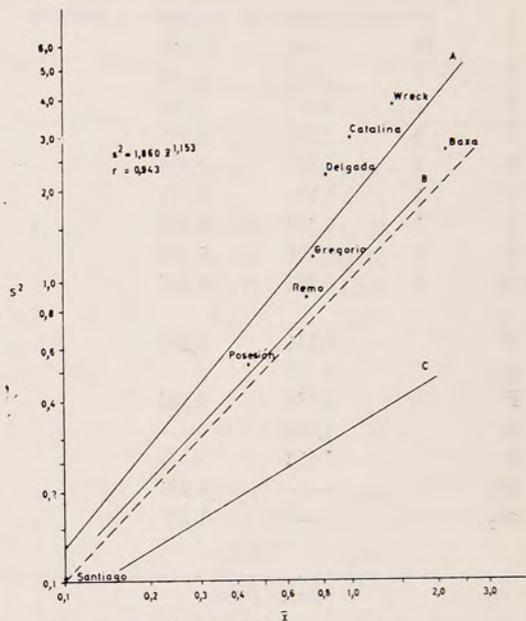


Fig. 3.— Relación logarítmica entre la varianza (s^2) y la media (\bar{x}) de cada uno de los sitios de muestreo de *Nacella magellanica*. La curva A ajustada con el método de los cuadrados mínimos representa una distribución agregada o contagiosa. La curva B tipifica un patrón de distribución casi al azar, y la curva C representa una dispersión regular. (Tomado de Elliot, 1971).

varianza y la media de las ocho localidades en estudio y se puede concluir, corroborando lo mencionado anteriormente, que *N. magellanica* presenta un patrón de distribución agregado. En la figura se puede apreciar también que los puntos correspondientes a las localidades de punta Baxa, punta Remo, bahía Posesión y bahía Santiago se acercan a la curva B que tipifica una distribución casi al azar. En párrafos anteriores se han señalado las causas que explicarían esta situación en cada una de estas localidades.

Todos los índices de dispersión o agregación presentados en la Tabla III permiten además aseverar que el grado de agregación de *N. magellanica* es bastante variable de una localidad a otra, lo que sugiere que la acción de los factores am-

bientales se manifiestan de diferente grado en cada una de ellas.

El distinto grado de agregación que presenta esta especie intentó ser explica-

do a través de algunos factores abióticos disponibles para cada localidad (Tabla V).

TABLA V

Algunos factores abióticos de cada localidad de muestreo y amontonamiento medio (mean crowding) y agregación media (mean patchiness) de Nacella magellanica. (Datos proporcionados por Enrique Zamora, además de estimaciones del autor)

| | rango medio | | | tamaño blo- | grado ex- | amonton. | agreg. |
|---------------|-------------|-----------|--------------|-----------------------------|-----------|----------|--------|
| | mareas (m) | pendiente | compactación | ques y cantos | posición | medio | media |
| Bá Gregorio | 3,8 | 14,5:1 | baja | pequeños | bajo | 1,395 | 1,885 |
| Bá Santiago | 4,3 | 22 :1 | alta | pequeños | bajo | 0,413 | 4,131 |
| Pta. Delgada | 6,2 | 15 :1 | muy baja | grandes | moderado | 2,557 | 3,081 |
| Bá. Posesión | 8,4 | 17 :1 | muy alta | muy grandes | alto | 0,648 | 1,474 |
| Pta. Wreck | 7,0 | 38 :1 | alta | extremadamen- te grandes | moderado | 3,127 | 2,234 |
| Pta. Remo | 4,0 | 23 :1 | moderada | regular | moderado | 0,984 | 1,406 |
| Pta. Baxa | 4,3 | 26 :1 | moderada | regular | moderado | 2,392 | 1,107 |
| | | | extremada- | ausente | muy alto | 2,990 | 2,990 |
| Pta. Catalina | 7,1 | 34 :1 | mente alta | | | | |

La aplicación de un análisis de concordancia de Kendall y Smith (1939, en Ostle, 1973; Fager, 1957) a fin de determinar si el ordenamiento de rangos de estos factores en las distintas localidades es constante, permitió constatar concordancia, aunque baja, entre estas cinco variables en los diferentes sitios de muestreos ($w = 0,246$, $F = 2.416$, $g.l.n_1 = 7,333$, $n_2 = 36,665$, $P = 0,044$). Ello hace posible la ordenación de las estaciones de acuerdo a la sumatoria de los rangos de la siguiente manera:

Ba. Posesión, Pta. Wreck, Pta. Catalina > Pta. Baxa, Pta. Remo, Pta. Delgada, Ba. Santiago > Ba. Gregorio.

La agrupación de las localidades en esta secuencia, se debe a que los sitios de muestreo que están ubicados en el sector oriental del área en estudio (Fig. 1), presentan en general los valores y estimaciones más altos de los parámetros en cuestión, los cuales decrecen a medida que nos internamos hacia el oeste (Tabla V).

A su vez esta ordenación nos permite concluir, sin tomar en consideración otras variables tales como precipitación y temperatura del aire, que también muestran una gradiente de Este a Oeste, que en el área de estudio el ambiente es altamente heterogéneo. Sin embargo, una nueva ordenación de rangos de la sumatoria de los rangos obtenidos a través del análisis de concordancia, confrontada a través de una correlación de rangos de Spearman, con el ordenamiento de rangos de la agregación media (mean patchiness, Lloyd, 1967) de cada localidad (Tabla V) no permitieron encontrar ninguna correlación ($r_s = 0,310$, $n = 8$). Algo similar ocurrió al utilizar el mismo criterio con el amontonamiento medio (mean crowding, Lloyd, 1967) (Tabla V) ($r_s = 0,310$, $n = 8$). En ambos casos se aplicó una prueba de dos colas.

Todo ello nos permite concluir que tanto la agregación media (grado de agregación) como el amontonamiento medio de *N. magellanica* en el sector oriental del estrecho de Magallanes no están relacio-

nados con ninguna de las variables abióticas consideradas. El empleo del índice desarrollado por Lloyd (mean crowding) en reemplazo de la densidad media (\bar{x}), se hizo en virtud a que en las distribuciones agregadas esta última estadística tiene escaso valor ecológico. Cabe anotar también que los valores de la agregación media (mean patchiness) según Lloyd son casi idénticos a los obtenidos con el índice de Morisita (Lloyd, 1967).

Independiente de los factores que puedan determinar un patrón de distribución más o menos agregado en cada localidad, el tipo de distribución que presenta *N. magellanica* explicaría las densidades más altas aunque *magellanica* pareciera que puede ser explicado con mayor propiedad a través del comportamiento de la especie, aunque es probable que existan otros factores. En efecto, las observaciones de terreno, han permitido visualizar que las playas conformadas por bloques y cantos con una matriz de grava, arena y arcilla, entre las cuales existen oquedades que permiten la fijación de ejemplares, especialmente juveniles o de una talla inferior a los 2,5 cm., el número de individuos por agregación es más alto, determinando a su vez una densidad mayor para el sitio que reúna dichas condiciones. Es indudable que dichas oquedades presentan condiciones más apropiadas durante las bajamareas, disminuyendo las condiciones extremas presentes durante estos períodos (por ej. desecación, lluvia, predadores, etc.). Sin embargo, dicha situación no permitiría con inferior número de individuos por agregación, en aquellas playas donde los sedimentos recién mencionados conforman una matriz compacta, de manera tal que la fijación de *N. magellanica* está limitada a los espacios superiores y laterales de los bloques y cantos. Estos ejemplares generalmente están representados por individuos de tallas superiores (aprox. 3-6 cm.), los cuales deben a su vez competir por el espacio con *Mytilus chilensis*. En ciertas localidades la densidad de esta última especie es tan alta que virtualmente excluye a *N. magellanica*, limitándola a niveles inferiores del intermareal o bien circunscriben la existencia de

esta especie a los espacios libres dejados por *M. chilensis* sobre bloques y cantos. Aunque no existen evidencias concretas pareciera que *N. magellanica* en muchos de estos sectores debe defender activamente su territorio, impidiendo la fijación de *M. chilensis* y delimitando claramente un espacio territorial, demarcado en sus contornos por *M. chilensis*. Por otra parte en aquellas agregaciones de varios individuos se desconocen las interacciones intraespecíficas dentro de cada agregación.

Los antecedentes disponibles en cuanto al patrón de distribución y densidad de *N. magellanica* en los distintos sitios de muestreo, además de otros antecedentes poblacionales no incluidos en este artículo, permiten aseverar que las características bióticas y abióticas de cada una de estas localidades, son lo suficientemente distintas como para que la dinámica de las poblaciones de *N. magellanica* en el sector oriental del estrecho de Magallanes, sean lo suficientemente diferentes como para justificar la mantención de cada una de estas localidades de muestreo. En especial cuando los objetivos fundamentales del estudio están orientados hacia la detección de cambios y efectos naturales y muy especialmente a aquellos derivados de la introducción de algún agente contaminante (por ej. hidrocarburos).

Densidad

La densidad de *N. magellanica* en el intermareal del sector oriental del estrecho de Magallanes, expresada en número de ejemplares por metro cuadrado, es baja. Ella varió entre 0,4 y 8,6 ejemplares/metro² (Fig. 4).

Al parecer las diferencias entre estaciones estaría relacionada con la diferente altura respecto del nivel 0 de mareas en que están ubicadas las áreas de muestreo. De acuerdo a una correlación de rangos de Spearman entre la altura media de estas áreas (Fig. 2) y el amontonamiento medio calculado para cada estación (Tabla V), se estableció una correlación altamente significativa ($r_s = 0,952$,

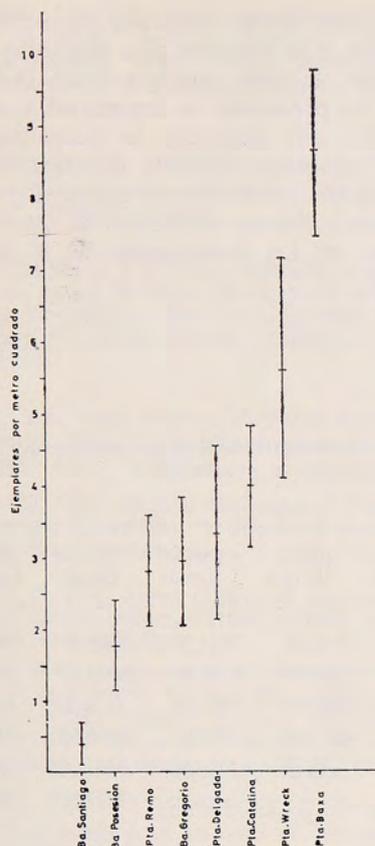


Fig. 4.— Densidad media de *Nacella magellanica* junto a sus respectivos límites de confianza (95%) en las localidades de muestreo, en el sector oriental del estrecho de Magallanes.

n = 8, una cola). Ello nos permitiría afirmar que la densidad de *N. magellanica* aumenta desde su límite superior de distribución en el intermareal hacia el infralitoral.

De acuerdo al método de máximas probabilidades de Bliss y Fisher (1953), no es posible calcular un *k* común para todas las localidades ($\chi^2 = 25,504$; 6 g.l.; $p = 0,0003$), excluyendo a punta Remo que no se ajusta a la binomial negativa a un nivel del 5%. Ello impidió aplicar un análisis de varianza a fin de comparar las densidades medias observadas en cada localidad, por lo que debió elegirse una prueba no paramétrica.

La prueba de procedimiento simultáneo (Simultaneous Test Procedure STP)

de M. Dwass y posteriormente perfeccionada por K.R. Gabriel (Sokal y Rohlf, 1969) es una prueba a posteriori, que permite comparaciones múltiples entre muestras de igual tamaño y basada en la estadística *U* de Wilcoxon-Mann-Whitney (Rohlf y Sokal, 1969). El cálculo de *U* se realiza por pares de grupos y su valor es comparado posteriormente con un valor crítico, *U* crítico (Sokal y Rohlf, 1969). En la tabla V se presentan los resultados de esta prueba y en la figura 5 se muestra

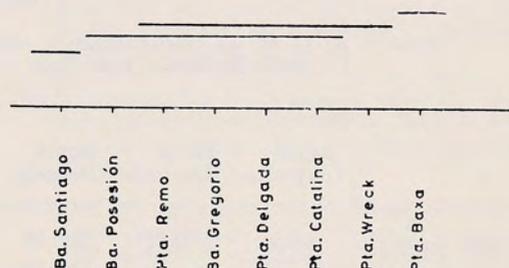


Fig. 5.— Representación gráfica de los resultados obtenidos de las comparaciones múltiples entre las distribuciones de frecuencias de cada una de las localidades de muestreo, con la prueba de Procedimiento Simultáneo de Dwass (prueba a posteriori no paramétrica).

la interpretación de los mismos. En esta figura se puede apreciar que las localidades de punta Wreck, punta Catalina, punta Delgada, bahía Gregorio y punta Remo, forman un grupo homogéneo en cuanto a sus distribuciones (densidades) y éstas a su vez, con excepción de Punta Wreck, forman otro grupo homogéneo con la localidad de bahía Posesión, existiendo por tanto superposición. Sin embargo, las localidades de punta Wreck y bahía Posesión presentan distribuciones heterogéneas entre sí. En la figura 5 y en la tabla VI se puede apreciar además que las localidades de punta Baxa y bahía Santiago presentan distribuciones heterogéneas entre sí y respecto de todas las otras localidades.

Finalmente es importante consignar que las poblaciones de *N. magellanica* del sector oriental del estrecho de Magallanes fueron afectadas por el gran derrame

de petróleo del B/T "Metula" en agosto de 1974 (Straughan, 1977 a). Sin embargo, aún cuando esta autora señala un daño de importancia sobre esta especie, debido al enfoque de su trabajo, no se refiere a ella en particular en cuanto a la magnitud de este impacto ecológico y sus consecuencias. Por otra parte, es importante mencionar también la contaminación producida como consecuencia de las

actividades de la Empresa Nacional del Petróleo, que también han afectado a este sector de costa, aunque hasta la fecha no se ha precisado su magnitud y extensión. De allí entonces la necesidad de mantener estos estudios monitores, que entregarán orientaciones en cuanto a los cambios y efectos derivados de estas actividades en las poblaciones de *N. magellanica*.

TABLA VI

Valores de U de las comparaciones múltiples no paramétricas con la prueba de procedimiento simultáneo de Dwass (prueba a posteriori)

| | bahía Gregorio | bahía Santiago | punta Delgada | bahía Posesión | punta Wreck | punta Remo | punta Baxa | punta Catalina |
|----------------|----------------|----------------|---------------|----------------|-------------|------------|------------|----------------|
| bahía Gregorio | xxxxx | 6748,00* | 5201,00 | 5610,50 | 5786,50 | 5011,50 | 7686,00* | 5013,00* |
| bahía Santiago | | xxxxx | 6414,00* | 6296,00* | 7263,00* | 6754,00* | 8990,00* | 6527,00* |
| punta Delgada | | | xxxxx | 5231,00 | 5900,00 | 5199,00 | 7628,00* | 5171,00 |
| bahía Posesión | | | | xxxxx | 6324,50* | 5634,00 | 8290,50* | 5470,50 |
| punta Wreck | | | | | xxxxx | 5796,50 | 6661,00* | 5698,50 |
| punta Remo | | | | | | xxxxx | 7719,50* | 5000,50 |
| punta Baxa | | | | | | | xxxxx | 7356,00* |
| punta Catalina | | | | | | | | xxxxx |

U crítico = 6240,35

* significativo al nivel de 5%

AGRADECIMIENTOS

Se desea dejar constancia de nuestro agradecimiento a las siguientes personas e instituciones: al señor John Butt (Shell Marine Limited de Londres) quien coordinó durante 1975 una visita del autor a varios centros de investigación del Reino Unido. Entre ellos cabe mencionar al "Coastal Surveillance Unit" de la Universidad de Bangor y al "Oil Pollution Research Unit" del Field Studies Council, ambos en Gales, con cuyos integrantes se discutió numerosas ideas respecto de programas de monitoreo biológicos y de contaminación por petróleo; al Dr. O. Miranda B. (Depto. de Oceanología, Universidad de Chile) por la lectura del manuscrito y sugerencias aportadas; al señor D. Díaz B. ayudante técnico de nuestro Departamento por su excelente colaboración en el trabajo de terreno y laboratorio; finalmente a la Empresa Nacional del Petróleo y Agencias Marítimas Broom y Cía. Ltda. por las facilidades de alojamiento y transporte marítimo, respectivamente.

LITERATURA CITADA

- BAKER, J.M., 1976. *Biological Monitoring-Principles, Methods and Difficulties*. En: Marine Ecology and Oil Pollution (J.M. Baker, ed.). Applied Science Publishers Ltd. Essex, England.: 41-53.
- BAKER, J., I. CAMPODONICO, L. GUZMAN, J. TEXERA, C. VENEGAS and A. SANHUEZA. 1976. *An Oil Spill in the Straits of Magellan*. En: Marine Ecology and Oil Pollution (J.M. Baker, editor). Applied Science Publishers Ltd. Essex, England: 441-471.
- BLACKMAN, R., J.M. BAKER, J. JELLY y S. REYNARD. 1973. The Dona Marika Oil Spill. *Mar. Pol. Bull.* 4(12): 181-183.
- BLISS, C.I. y R.A. FISHER. 1953. Fitting the Negative Binomial Distribution to Biological Data and Note on the Efficient Fitting of the Negative Binomial. *Biometrics* 9 (2): 176-200.

- BLOUNT, A.E. 1978. Two years after the Metula Oil Spill, Strait of Magellan, Chile: oil interaction with coastal environments. Tech. Rept. N° 16-CRD, University of South Carolina, 214 p.
- CARCELLES, A.R. 1950. Catálogo de los Moluscos Marinos de la Patagonia. *An. Mus. Nahuel Huapi* 2: 31-100.
- CARCELLES, A. y S. WILLIAMSON. 1951. Catálogo de los Moluscos Marinos de la Provincia Magallánica. *Mus. Arg. Cs. Nat. Bernardino Rivadavia Ciencias Zoológicas* 2 (5): 225-383.
- DELL, R.K. 1964. Marine Mollusca from Macquarie and Heard Islands. *Rec. Dominion Mus.*, 4(20): 267-301.
- , 1971. The Marine Mollusca of the Royal Society Expedition to Southern Chile, 1958-59. *Rec. Dominion Mus.*, 7 (17): 155-233.
- DICKS, B. 1972. Some effects of Kuwait crude oil on the limpet, *Patella vulgata*. *Environ. Pollut.*, 5: 219-229.
- , 1976. *The Importance of Behavioural patterns in Toxicity Testing and Ecological Prediction*. En: Marine Ecology and Oil Pollution (J.M. Baker, ed.) Applied Science Publishers Ltd. Essex, England. 303-319.
- ELLIOT, J.M. 1971. Some Methods for the statistical analysis of samples of benthic invertebrates. *Freshwater Biol. Assoc. Sci. Publ.* N° 25, 144 pp.
- FAGER, E.W. 1957. Determination and analysis of recurrent groups. *Ecology* 38: (4): 586-595.
- GUZMAN, L. 1976. *Algunas consideraciones ecológicas en torno a la contaminación producida por el B/T "Metula" en el estrecho de Magallanes*. En: Preservación del Medio Ambiente Marino (Francisco Orrego Vicuña, Editor). Ed. Universidad Técnica del Estado: 178-198.
- LLOYD, M. 1967. Mean crowding. *J. Anim. Ecol.* 36: 1-30.
- NEYMAN, J. 1939. On a new class of "contagious" distributions, applicable in entomology and bacteriology. *Ann. Math. Stat.* 10: 35-57.
- OSTLE, B. 1973. *Estadística Aplicada*. Ed. Limusa-Wiley, Mexico. 629 p. (Tercera reimpresión en lengua española).
- PIELOU, E.C. 1969. *An Introduction to mathematical ecology*. Wiley-Inter-Science, New York. 286 pp.
- POWELL, A.W.B. 1973. The Patellid limpets of the world. *Indo-Pacific Mollusca*, 3 (15): 75-206.
- ROHLF, F.J. y R.R. SOKAL. 1969. *Statistical tables*. W. H. Freeman and Company San Francisco. 253 pp.
- SOKAL, R.R. y F.J. ROHLF. 1969. *Biometry. The principles and practice of statistics in biological research*. W.H. Freeman and Company, San Francisco. 776 pp.
- SOUTHWOOD, T.R.E. *Ecological methods with particular reference to the study of insect populations*. Chapman and Hall. London. 391 pp.
- SNEDECOR, G.W. y W.G. COCHRAN. 1964. *Métodos estadísticos aplicados a la investigación agrícola y biológica*. Compañía Editorial Continental, S.A. México (versión en español de la quinta edición en inglés). 626 pp.
- STRAUGHAN, D. 1977. *Biological survey of intertidal areas in the Straits of Magellan in January, 1975, five months after the Metula oil spill*. En: Fate and Effects of Petroleum Hydrocarbons in Marine organisms and ecosystems. D.A. Wolfe (Editor). Pergamon Press Inc. N.Y. 247-260 p.
- STRAUGHAN, D., T. LICARI y F. PILTZ. 1977. Intertidal biological Studies of the Metula oil spill in the Straits of Magellan, January 1977. Symposium on "Long-term Recovery Potential of Cold Water Marine Environments after Oil Spills". Nova Scotia, Dartmouth, Canada. 44 pp.
- TAYLOR (L. R. 1961. Agregation, variance and the mean. *Nature*. 189 (4766): 732-735.
- WINE, R.L. 1964. *Statistics for Scientists and Engineers*. Prentice-Hall, Inc. Englewood Cliffs, N.J. 671 pp.
- ZAMORA, E. Características geomorfológicas del litoral oriental del estrecho de Magallanes (con especial atención a la contaminación por petróleo), (en preparación).