



# Universidad Nacional Autónoma de México

Facultad de Ciencias

APLICACION DE MODELOS DE DISTRIBUCION DE FRECUENCIAS  
E INDICE DE DIVERSIDAD PARA EL ESTUDIO PRELIMINAR  
DE MACROINVERTEBRADOS Y PECES DE LA ZONA SUBLITO-  
RAL DEL NORTE DE VERACRUZ



BIBLIOTECA  
INSTITUTO DE ECOLOGIA  
UNAM

T E S I S

Q u e p r e s e n t a :

JAIME ARTURO SILVA JIMENEZ

Para obtener el Título de

B I O L O G O

México, D. F.

1985

A MIS PADRES

A MIS HERMANOS

A MIS COMPANEROS Y AMIGOS

EL PRESENTE TRABAJO SE REALIZO  
EN EL  
DEPARTAMENTO DE INGENIERIA AMBIENTAL  
DE LA  
PLANTA NUCLEOELECTRICA DE LAGUNA VERDE

EL JURADO QUE REVISO EL TRABAJO  
ESTUVO INTEGRADO POR:

Dr. Luis A. Soto G.

Dra. Guadalupe de la Lanza E.

M. en C. César Flores C.

M. en C. Jorge Soberón M.

M. en C. Samuel Gómez A.

## CONTENIDO

	Pag.
RESUMEN . . . . .	1
INTRODUCCION . . . . .	2
<b>PLANTEAMIENTOS TEORICOS</b>	
Modelos de Distribución de Frecuencias . . . . .	6
Modelo de la Serie Logarítmica . . . . .	7
Modelo de Distribución Lognormal . . . . .	9
Indice de Diversidad . . . . .	11
Indice de Similitud . . . . .	15
<b>METODOLOGIA</b>	
Area de Estudio . . . . .	18
Muestreo . . . . .	19
Análisis de Muestras y Datos . . . . .	20
<b>RESULTADOS</b>	
Resultados Generales . . . . .	25
Ajuste a la Serie Logarítmica . . . . .	27
Ajuste a la Distribución Lognormal . . . . .	28
Diversidad . . . . .	29

DISCUSION	Pag.
Serie Logarítmica . . . . .	39
Distribución Lognormal . . . . .	42
Uso de Modelos de Distribución . . . . .	43
Diversidad . . . . .	45
Indice de Similitud de Horn . . . . .	47
 CONCLUSIONES . . . . .	 49
 LITERATURA CITADA . . . . .	 51
 APENDICE	
Tabla I Lista taxonómica de especies . . . . .	59
Tabla II Abundancias de las especies encontradas en los muestreos . . . . .	64
Tabla III Valores para el ajuste de la muestra 1 a la Serie Logarítmica . . . . .	67
Tabla IV Valores para el ajuste de la muestra 2 a la Serie Logarítmica . . . . .	69
Tabla V Valores para el ajuste de la muestra 3 a la Serie Logarítmica . . . . .	71
Tabla VI Valores para el ajuste de las tres muestras a la Distribución Lognormal . . . . .	73

## RESUMEN

Se evalúa la aplicación de modelos de distribución de frecuencias (Serie Logarítmica y Distribución Lognormal) y el índice de similitud de Horn, para su uso en el estudio preliminar del impacto ambiental por actividades humanas, en la comunidad de macroinvertebrados y peces de la zona sublitoral del Norte del Estado de Veracruz. Las muestras se obtuvieron con barco camaronero, registrando 67 especies en enero, 62 en mayo y 68 en septiembre de 1981 para un total de 102 en los 3 muestreos, con 69 especies de peces y 33 de invertebrados.

El ajuste de los datos a los modelos se probó mediante una prueba de Xi-cuadrada, resultando la Serie Logarítmica con un nivel significativo de  $p > 0.95$ , mientras que con la Distribución Lognormal el nivel significativo más alto fue con  $p < 0.75$  implicando con ello que no hubo ajuste. Se pudo conocer que para la Serie Logarítmica las especies más importantes son las de menor abundancia ( $< 15$  individuos); ya que por este motivo están más expuestas al impacto ambiental, su presencia o ausencia se reflejaría en la Serie Logarítmica justificando su uso para detectar impactos ambientales.

Con el índice de Horn se obtuvieron valores de 0.534 a 0.643, indicando que las muestras fueron muy similares por lo que cuantitativamente no es posible detectar las variaciones estacionales; esto implica que el índice sólo sería útil en caso de presentarse cambios drásticos en la estructura de la comunidad.

## INTRODUCCION

En la actualidad, debido al desarrollo tecnológico y al incremento constante de la población, es cada vez más importante tener herramientas o metodologías que permitan evaluar los cambios que puedan operarse en los ecosistemas marinos o en algunos de sus componentes. Desde el punto de vista ecológico, el estudio del medio ambiente tiene entre sus objetivos definir lo que se considera como la normalidad en el medio ambiente, como un patrón de referencia para distinguir entre las variaciones naturales y los cambios atribuidos a una perturbación.

Las interacciones químicas, físicas y biológicas internas y externas de los océanos del mundo, están entre las más complejas que presentan las ciencias naturales, si los procesos y características de estas interacciones estuvieran entendidas, se podría predecir su alcance y magnitud para un tiempo y lugar dados (Flint, 1981); sin embargo, muchas de estas interacciones son desconocidas y deben ser estudiadas.

La realización de estudios ecológicos completos, por lo expuesto anteriormente, implica la inversión de fuertes cantidades de dinero, tiempo, equipo, materiales, personal, etc. que por muy diversas circunstancias no siempre se puede efectuar.

El presente trabajo tiene por objetivo evaluar el uso de los modelos de distribución de frecuencias de la Serie Logarítmica y la Distribución Lognormal, así como el índice de diversidad de Shannon, usado como índice de similitud de Horn (1966), en muestras de macroinvertebrados y peces, como

metodología útil y sencilla para el conocimiento preliminar de alteraciones causadas por el hombre en la estructura de dicha comunidad.

Desde hace varias décadas se ha tomado interés en determinar la estructura de las comunidades biológicas, por medio de algún modelo que englobe tanto el número de especies presentes, como la distribución de los individuos en tales especies. Esta inquietud ha hecho que se desarrollen diferentes modelos entre los que destacan la Serie Logarítmica de Fisher et al. (1943) y la Distribución Lognormal de Preston (1948).

Se puede mencionar también la Serie Geométrica discutida por May (1975), la cual postula que una comunidad pequeña, gobernada por un factor dominante, distribuye sus recursos entre las especies de tal manera que la distribución de abundancias relativas de éstas, producen una serie geométrica.

El modelo de la línea fragmentada (Broken Stick Model) de MacArthur (1960), que parte de la suposición que los recursos disponibles para una comunidad, se representan por una línea que está fraccionada al azar, por lo que cada fracción es la parte de recursos que puede utilizar una especie, dando como consecuencia, que las abundancias relativas de las especies se distribuyen de acuerdo a los recursos, es decir aleatoriamente. May (1975) afirma que este modelo sólo se ajusta a muestras de comunidades con características bien definidas, por lo que su uso es muy restringido.

Además de los modelos mencionados anteriormente, existen otros desarrollados a partir de éstos.



La base de los estudios sobre la diversidad radica en la observación de la existencia de cierta uniformidad, en las distribuciones de los individuos de las especies que forman una comunidad, lo que condujo a tratar de ajustar una función matemática que describiera dicha distribución. Esta función tiene la desventaja de no tomar en cuenta la identidad de las especies además de simplificar situaciones complejas, sin embargo, es útil al englobar en un solo índice los datos de distribución de los individuos dentro de las especies.

Diversos autores han propuesto índices para medir la diversidad, entre los más importantes se pueden mencionar el índice de Shannon (1949), el de Brillouin (1956) basado, al igual que el anterior, en la teoría de la información; el de Margalef (1963) que engloba tanto el número de especies como el número total de individuos y finalmente el método de Sanders (1968) que postula el estudio de la diversidad extrapolándolo a muestras mayores.

En México se conoce un trabajo sobre aplicación de modelos de distribución de frecuencia a comunidades biológicas, realizado por Chavez (1979a) para analizar la macrofauna de una laguna costera. En cuanto a los estudios de la diversidad cabe mencionar el de Buesa (1977) para determinar tamaño de muestra en animales marinos, el de Sanchez-Gil (1981) sobre peces demersales, así como el de Torruco (1982) que analiza la estructura de una comunidad de macroinvertebrados y peces en términos de su espectro de diversidad.

Cabe destacar que debido a su utilidad, aunque sin olvidar sus limitaciones, cada vez es más frecuente tomar en cuenta la diversidad, en los trabajos ecológicos que se han realizado en los últimos años.

## PLANTEAMIENTOS TEORICOS

## MODELOS DE DISTRIBUCION DE FRECUENCIAS.

Cuando se analiza una comunidad biológica los resultados consisten de una lista de especies reconocidas en la muestra, junto con los datos de abundancia de cada especie, expresados como número de individuos, biomasa, peso seco etc. Si la muestra es lo suficientemente grande y algunas especies tienen 1 individuo, otras tienen 2 y así sucesivamente, la manera más conveniente de resumir los datos es la de elaborar una distribución de frecuencias observadas o distribución de abundancias de especies (Pielou, 1975).

Existen dos formas de representar los patrones de abundancia de las especies de una muestra, una es ordenar las especies en grado creciente de abundancia (Modelos de la serie geométrica y de la línea fragmentada), la otra es elaborar una gráfica de distribución de frecuencias de los individuos por especie, contra el número de especies (Gray, 1981).

El conocimiento de la abundancia relativa de las especies pretende entender los mecanismos que determinan una comunidad biológica, desde el punto de vista estadístico. En el presente trabajo se usan los modelos de la Serie Logarítmica y de la Distribución Lognormal ya que se evalúa la distribución de frecuencias de los individuos por especie en las muestras obtenidas.

## MODELO DE LA SERIE LOGARITMICA.

Una manera sencilla de expresar el patrón de distribución de los individuos entre las especies, es graficar a los individuos de cada especie contra el número de especies, Fisher *et al.* (1943) establecieron que esta distribución de frecuencias conformaba una serie logarítmica, cuya función generadora es:

$$f(n) = \frac{\alpha \times (n)^{\#}}{n} \quad \text{para } n = 1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

Cuando  $n = 1$  se tiene que:

$$f(1) = \frac{\alpha \times 1^{\#}}{1} = n[1] \quad (2)$$

Donde  $n[1]$  es el valor de la función de frecuencias, cuando el número de individuos por especie es igual a 1.

$$f(2) = \frac{\alpha \times (2)^{\#}}{2} = \frac{\alpha \times n}{2} = \frac{n[1] \times 2}{2}$$

Por tanto:

$$f(n) = \frac{\alpha \times (n)^{\#}}{n} = \frac{\alpha \times (n-1)^{\#} \times n}{n} = \frac{n[1] \times (n-1)}{n} \quad (3)$$

Entonces la secuencia que se obtiene con la función generadora es:

$$n[1], \frac{n[1] \times 2}{2}, \frac{n[1] \times (2)^{\#}}{3}, \frac{n[1] \times (3)^{\#}}{4}, \dots, \frac{n[1] \times (n-1)}{n} \quad (4)$$

---

\* Para indicar subíndices se utiliza: [ ], para indicar exponentes: { }.

Donde:

$x$  es una constante relacionada con el número promedio de individuos por especie, depende del tamaño de la muestra y su valor ( $0 < x < 1$ ) suele ser muy cercano a 0.9.

El otro parámetro que caracteriza a la serie logarítmica puede interpretarse como la diversidad, está determinada por la relación  $n[i] / x = \alpha$ , donde  $\alpha$  puede ser una medida de la diversidad de la muestra;  $\alpha$  es baja si el número de especies es bajo respecto al número de individuos y es alta si el número de especies es alto (Nelson y David, 1967).

Sustituyendo  $n[i] = \alpha x$  en la secuencia de distribución de frecuencias:

$$\alpha x, \frac{\alpha x(2)}{2}, \frac{\alpha x(3)}{3}, \frac{\alpha x(4)}{4}, \dots, \frac{\alpha x(n)}{n} \quad (5)$$

Donde:

$\alpha x$  es el número de especies con un individuo de acuerdo a la serie logarítmica,  $\frac{\alpha x(2)}{2}$  es el número de especies con 2 individuos, etc.

Para ajustar datos empíricos a una serie logarítmica es necesario calcular primero los valores de  $\alpha$  y  $x$ , el valor de  $x$  se calcula (Poole, 1974) por la solución iterativa de:

$$\frac{S}{N} = \frac{1-x}{x} (-\ln(1-x)) \quad (6)$$

Donde:

$S$  = Número de especies en la muestra.

$N$  = Número de individuos en la muestra.

Si la razón  $S/N$  es  $> 20$ ,  $x = 0.99$  o mayor.

El valor de  $\alpha$  se encuentra con la solución de la ecuación:

$$\alpha = \frac{N(1-x)}{x} \quad (7)$$

Graficando el número de especies en el eje de abscisas y el logaritmo del número de individuos por especie en el eje de ordenadas, se obtiene la gráfica de distribución de frecuencias (cfr. sección de resultados). Aunque técnicamente la distribución logarítmica de frecuencias es una serie de valores discretos, en las gráficas se han trazado las curvas continuas de los valores esperados para mostrar mejor el modelo.

#### MODELO DE DISTRIBUCION LOGNORMAL

Pielou (1975) establece que si se supone que el número de individuos pertenecientes a una especie dada de una comunidad, resulta del efecto combinado de un número de causas mutuamente dependientes que son multiplicativas en su efecto, la abundancia de esa especie es una variable lognormal. En el mismo sentido, Poole (1974) señala que si el nicho de una especie depende de una multitud de factores diferentes, el tamaño del nicho, ésto es la cantidad de recursos usados por cada especie, podrían estar distribuidos normalmente. En una comunidad grande y diversa habría muchas especies moderadamente abundantes y pocas especies raras o abundantes. Como los recursos están dispuestos de manera normal, las especies moderadamente abundantes ocuparían la parte central de la curva, en tanto que en los extremos se ubicarían las especies raras o abundantes.

Al graficar el número de especies contra el número de

individuos por especie, en intervalos que van duplicándose como 1,2,4,8,16,32,....etc., equivalente a tomar logaritmo base 2 de la abundancia, se obtiene una distribución lognormal. El intervalo con el mayor número de individuos, la moda, se toma como el intervalo 0 y los demás se numeran en más o en menos a partir de éste. Cuando una especie tiene una abundancia que incide en la frontera de un intervalo, se considera como 0.5 para el intervalo a la derecha y 0.5 para el intervalo a la izquierda.

Preston (1948), postula que al graficar los datos de esta manera, se pueden ajustar por la función:

$$S = S_0 e^{-aR^2} \quad (6)$$

Donde:

$S$  = No. de especies en el intervalo  $R$  a la derecha y a la izquierda de la moda.

$S_0$  = No. de especies en el intervalo modal.

$a$  = Parámetro relacionado a la varianza de la distribución.

May (1975), afirma que el parámetro "a" es igual al inverso del ancho de la distribución, con un valor aproximado de 0.2, que ha sido confirmado por una cantidad creciente de datos de campo.

La curva de la función ajustada tiene la característica de estar cortada en el lado izquierdo, ocultando el extremo de dicho lado (cfr. sección resultados). La línea que divide el lado visible y el lado oculto de la curva se denomina línea de encubrimiento. Vandermeer (1981), establece que si se

duplica el tamaño de la muestra, la línea de encubrimiento se moverá exactamente un intervalo a la izquierda.

#### INDICE DE DIVERSIDAD

Uno de los problemas que más ha llamado la atención en los últimos años, en la ecología, es la búsqueda de posibles leyes que gobiernen la estructura y composición de las comunidades; dentro de este aspecto destaca el estudio de la variabilidad y abundancia relativa de las especies a través de la medida de su diversidad.

Algunas comunidades pueden estar constituidas por unas pocas especies, mientras que otras pueden tener cientos. A esta propiedad se le denomina diversidad (Pielou, 1975). Esta tiene para las observaciones cualitativas, la relación que la varianza tiene para las mediciones cuantitativas. Del mismo modo que la varianza provee una medida de, por ejemplo, la altura de los árboles de un bosque, un índice de diversidad mide la variabilidad de la identidad de las especies de tales árboles (Pielou, 1975).

La diversidad de especies, una característica del nivel de organización biológica de la comunidad, es una expresión de la estructura de la comunidad (Brower y Zar, 1977). El propósito de medir la diversidad es usualmente juzgar las relaciones que una comunidad biológica tiene, ya sea con otra comunidad, como pueden ser: estabilidad, productividad, etc. o con respecto a las condiciones ambientales a que dicha comunidad está expuesta (Pielou, 1975). Una diversidad alta indica una comunidad



altamente compleja, ya que una gran variedad de especies permite una mayor variedad de interacciones entre ellas y por tanto la ocupación de nichos es teóricamente más compleja y variada (Brower y Zar, 1977). En resumen, Margalef (1977), señala que la diversidad es una expresión de la estructura que resulta de las formas de interacción entre los elementos de un ecosistema.

Existen varias formas de estimar el valor de la diversidad, una de ellas es simplemente el número de especies que contiene una comunidad, pero esto no es suficiente, se requiere tomar en cuenta las cantidades relativas de las especies, así como una función apropiada de la proporción en que las especies se agrupan en la comunidad, ya que la diversidad depende no sólo del número de especies, sino también de la abundancia relativa de cada una de ellas (Poole, 1974).

Margalef (1977), afirma que puede servir de índice de diversidad cualquier función monótona que tenga un valor mínimo cuando todos los elementos pertenezcan a una misma clase, todos los individuos de una misma especie, y un máximo cuando cada elemento pertenezca a una clase distinta, cada individuo es una especie distinta; que además, sea poco sensible al tamaño de la muestra y sea invariante a operaciones de selección realizadas en la muestra como lo pueden ser la extracción al azar, el uso de determinadas técnicas de muestreo o la elección de un determinado grupo taxonómico.

En este aspecto, el índice de diversidad que quizá ofrece mayores ventajas es el de Shannon (1949), que está basado en la teoría de la información. Hasta hace algunos años se

le llamó de Shannon-Weaver o Shannon-Weiner, pero actualmente (Perkins, 1982), sólo de Shannon. Dicha función tiene el atributo de estar influida tanto por el número de especies presentes en la muestra, como por la manera como los individuos están distribuidos, igual o desigualmente, en las especies constituyentes de la muestra; o sea que el índice de Shannon posee la característica crítica de ser relativamente independiente del tamaño de la muestra (Sanders, 1968).

El índice de Shannon está definido por:

$$H = - \sum p[i] \log_2 p[i] \quad (9)$$

Donde:

H = Índice de diversidad en bits/individuo.

p[i] = Probabilidad de aparición de la especie i en la muestra.

El uso de logaritmos en base 2 se debe a la relación que existe entre la teoría de la información y el sistema binario usado en la cibernética, aunque cabe aclarar que se puede usar indistintamente logaritmo de cualquier base.

La medida de la diversidad de las especies basada en la teoría de la información está relacionada con el concepto de incertidumbre (Brower y Zar, 1977). Desde el punto de vista del muestreo, una mayor diversidad representa una mayor incertidumbre en la identificación de un individuo extraído al azar. Por ejemplo, si hay 4 especies A, B, C y D, cada una con 2 individuos, el índice de diversidad mide cuantas decisiones binarias ( $\log_2$ ) son necesarias para decidir si un nuevo

individuo pertenece o no a las 4 especies anteriores. Primero hay que decidir entre A-B o C-D y después entre A y B o C y D, y la aplicación del índice de diversidad de Shannon dará un valor de 2 (Gray, 1981).

Puesto que sobre el valor de la diversidad influyen tanto la riqueza de especies (número de especies), como la equitatividad (distribución de los números de individuos de las diferentes especies), es deseable expresar separadamente estos conceptos. La riqueza se expresa simplemente como el número de especies (S). La equitatividad se puede expresar considerando la cercanía a la diversidad máxima posible, y está asociada al conjunto de abundancias de las especies observadas de una comunidad dada (Brower y Zar, 1977). La manera más simple de notar la influencia de la riqueza y la equitatividad sobre un índice de diversidad es comparar la diversidad calculada sobre la muestra, con la diversidad máxima posible de dicha muestra, que se obtiene al suponer que todas las especies presentes tienen frecuencias iguales, por lo que:

$$H_{\text{max.}} = \log[2] S \quad (10)$$

Donde:

S = No. de especies presentes en la muestra, por tanto:

$$J = H / H_{\text{max.}} \quad (11)$$

Donde:

J = Equitatividad, cuando tiende a 1 la diversidad es máxima y cuando tiende a 0 la diversidad es mínima.

## INDICE DE SIMILITUD

Cuando se tienen patrones estacionales de abundancia, listas faunísticas o cualquier otro tipo de datos similares de 2 o más comunidades que se pretenda estudiar comparativamente, es preciso tener una medida objetiva de la similitud o sobreposición (Overlap) de tales comunidades. Horn (1966) propuso un índice para medir tal similitud entre dos comunidades biológicas, partiendo del índice de diversidad de Shannon.

Siendo  $X_{Co}$  y  $Y_{Co}$  muestras de 2 comunidades, el índice de diversidad de cada una de ellas es:

$$H(X) = \sum \frac{x_{Ci}}{X} \log_2 \frac{X}{x_{Ci}} \quad (12)$$

$$H(Y) = \sum \frac{y_{Ci}}{Y} \log_2 \frac{Y}{y_{Ci}} \quad (13)$$

Donde:

$x_{Ci}$  = No. de individuos de la especie  $i$  en la muestra  $X_{Co}$ .

$X$  = No. total de individuos en la muestra  $X_{Co}$ .

$y_{Ci}$  = No. de individuos de la especie  $i$  en la muestra  $Y_{Co}$ .

$Y$  = No. total de individuos en la muestra  $Y_{Co}$ .

Por tanto, el índice de diversidad de la suma de las 2 muestras es:

$$H(X+Y) = \sum \frac{x_{Ci} + y_{Ci}}{X + Y} \log_2 \frac{X + Y}{x_{Ci} + y_{Ci}} \quad (14)$$

Si las muestras no contienen especies en común,  $H(X+Y)$  tendería a su valor máximo:

$$H_{\max} = \sum \frac{x[i]}{X+Y} \log_2 \frac{X+Y}{x[i]} + \sum \frac{y[i]}{X+Y} \log_2 \frac{X+Y}{y[i]} \quad (15)$$

Donde:

$H_{\max}$  = Índice de diversidad con el valor máximo obtenible, considerando individualmente cada uno de los valores de abundancia de las especies presentes en ambas muestras; o sea que los valores de abundancia de las especies presentes en las 2 muestras se consideran separadamente, como si fueran especies distintas.

Si las muestras contienen las mismas especies en proporciones iguales,  $H(X+Y)$  sería igual a  $H(X)$  o a  $H(Y)$ , en este caso la mejor estimación de  $H(X+Y)$  es su valor mínimo.

$$H_{\min} = \sum \frac{X}{X+Y} [H(X)] + \sum \frac{Y}{X+Y} [H(Y)] \quad (16)$$

Donde:

$H_{\min}$  = Índice de diversidad con el valor mínimo obtenible o sea con la sobreposición máxima de los valores de abundancia de ambas muestras.

De las premisas anteriores se deduce que el valor observado es igual a la suma de abundancias de las especies presentes en las 2 muestras, por tanto:

$$H_{\text{obs.}} = H(X+Y)$$

Con los valores máximo, mínimo y observado, se puede construir un índice de similitud que vaya de 0, cuando las muestras sean completamente distintas (no contengan especies en común), a 1 cuando las muestras sean idénticas con respecto a su composición proporcional de especies:

$$\text{Similitud} = R[Co] = \frac{H_{\text{max}} - H_{\text{obs}}}{H_{\text{max}} - H_{\text{min}}} \quad (17)$$

El inverso de la similitud es la heterogeneidad (R[Ch]) por lo que ésta se mide como:

$$R[Ch] = 1 - R[Co] \quad (18)$$

## METODOLOGIA

## AREA DE ESTUDIO

La zona estudiada se localiza en el Golfo de México, en el litoral norte del Estado de Veracruz (Fig. 1). El transecto muestreado se ubicó entre las coordenadas geográficas: 19° 33' latitud N, 96° 16' longitud W y 19° 48' latitud N, 96° 23' longitud W (Fig. 2). A lo largo de la costa existen tres lagunas costeras pequeñas que llegan a conectarse con el mar. No existen ríos importantes que desemboquen en el área, los ríos Actopan, Viejón y Barranca Hernandez sólo descargan en época de lluvias (C.F.E. Informe Ambiental, 1982).

Behrens (1981), señala que en términos generales, la plataforma continental del Oeste del Golfo de México presenta un gradiente de texturas con sedimentos muy variables en las costas y más finos y homogéneos en las zonas profundas. Establece para la zona sublitoral con profundidades entre los 30 y 100 m porcentajes aproximados de 25 % arena, 35 % limo y 40 % arcilla.

La salinidad de la zona muestra una estratificación vertical a lo largo del ciclo anual, siendo la superficie menos salina que el fondo. La mayor parte del año los valores se acercan a 35 ‰, haciéndose más marcada la estratificación en los meses de lluvia con diferencias hasta de 2 ‰ como el mes de agosto de 1976 en que la superficie presentó 34 ‰ y a 40 m se registraron 36 ‰ (Contreras, 1977).

Las temperaturas más altas se registran en agosto con

promedio de 28°C, las más bajas en febrero con promedio de 21 °C. A lo largo del año se presenta una estratificación que en ciertos meses es más marcada, como en abril de 1976 en que la temperatura superficial fue de 26°C y a 40 m fue de 22°C (Contreras, 1977).

Las corrientes litorales superficiales en los meses de junio a octubre se presentan predominantemente con dirección sur-norte y en los meses de noviembre a mayo debido a los vientos del norte con dirección predominante norte-sur, con velocidad máxima promedio de 0.78 m/seg. (C.F.E. Informe Ambiental, 1982).

#### MUESTREO

Las muestras se obtuvieron con el barco camaronero MAR-SEP VI de 23 m de eslora. Se emplearon 2 redes camaroneras con puertas de 1.1 por 2.7 m, 5 cm de abertura de malla, 16 m de boca y 20 m de largo (de las puertas al copo). Los arrastres se realizaron los días 8 de enero, 13 de mayo y 21 de septiembre de 1981, a una velocidad de 7 km / hr, cubriendo una sola vez una distancia aproximada de 30 km, a una profundidad entre 35 y 45 m y con una duración cercana a 4 horas.

Para el presente trabajo sólo se tomó la captura de una de las redes, exceptuando el camarón y el calamar. Se incluyó también el material capturado con una red camaronera de prueba o "chango camaronero", que se lanzó simultáneamente a las redes, pero que se recogía cada 45 minutos, volviéndose a lanzar después de obtener su contenido.

La captura se separó en grupos taxonómicos, las especies que fue posible identificar de inmediato se contaron y



se tomó una muestra para confirmar su identificación. El material se preservó en formol al 10% y se etiquetó para su identificación posterior.

#### ANALISIS DE MUESTRAS Y DATOS

Para la identificación taxonómica del material colectado se consultaron claves y descripciones de diversos autores, en el caso de los peces se usaron Dickson y Moore (1977) y el Catálogo de Peces Marinos Mexicanos (Anónimo, 1976), en crustáceos Williams (1965) y Manning (1969), en moluscos Abbott (1974), Andrews (1971) y Linder (1977), en equinodermos Caso (1961), en los grupos restantes Barnes (1977) y Webb *et al.* (1978).

La mayoría de los organismos fueron identificados a nivel de especie. Cuando ésto no fue posible se llegó al nivel que lo permitió la bibliografía usada. Se elaboraron 2 tablas, una con la abundancia relativa de cada una de las especies presentes en los muestreos y otra con la composición taxonómica de todas las muestras (cfr. apéndice). No se tomaron en cuenta las conchas vacías de moluscos.

Los datos obtenidos se ajustaron al modelo de la serie logarítmica. Con el número de especies y el número total de individuos presentes en cada muestra se calcularon los parámetros  $\alpha$  y  $x$  de la distribución, utilizando las ecuaciones 6 y 7 (pag. 8 y 9), obteniéndose después los valores teóricos del modelo con la ecuación 5 (pag. 8). Las gráficas del número de especies contra el logaritmo del número de individuos incluyeron tanto los



datos reales como los valores esperados del modelo.

Los datos también se ajustaron al modelo de distribución Lognormal. Para el ajuste de este modelo, al parámetro "a" se le asignó un valor de 0.2 (May, 1975). El No. de individuos se tomó en intervalos que se van duplicando, usando la ecuación 8 (pag. 10) (Preston, 1948) se calcularon los datos esperados de la distribución. Las gráficas se elaboraron con los datos reales y esperados del número de especies contra el número de individuos por cada intervalo.

El ajuste de las distribuciones teóricas y las observadas de ambos modelos se probó, como sugiere Pielou (1975), mediante una prueba Xi-cuadrada de bondad de ajuste. Para la serie logarítmica hubo necesidad de utilizar el agrupamiento de los datos que cayeron en el extremo izquierdo de la distribución, con valores esperados (1.0, el agrupamiento se realizó sumando, por un lado, los valores esperados del número de especies en un intervalo dado del número secuencial de individuos, y por otro, sumando el número de especies observadas en cada uno de tales intervalos (cfr. apéndice).

Como parte final del trabajo se aplicó el índice de diversidad de Shannon a cada una de las muestras, obteniéndose la diversidad, la diversidad máxima y la equitatividad con las ecuaciones 9, 10 y 11 respectivamente (pag. 13 y 14). La comparación entre muestras para determinar su similitud se realizó tomándolas por pares (la muestra 1 con la 2, la 1 con la 3 y la 2 con la 3), de cada par se obtuvo su diversidad observada  $H(X+Y)$  con la ecuación 14 (pag. 15), su diversidad máxima  $H_{max}$

con la ecuación 15 (pag. 16 ) y su diversidad mínima  $H_{min}$  con la ecuación 16 (pag. 16 ), con estos datos se aplicó el índice de similitud de Horn con la ecuación 17 (pag. 17 ).

La evaluación de la representatividad del muestreo se realizó elaborando una gráfica del número de especies acumuladas contra el número de muestras (Fig. 9). Con los datos de los tres muestreos se realizó una regresión por mínimos cuadrados obteniéndose un coeficiente  $r = 0.98$ , con los parámetros de la función se calcularon los siguientes muestreos hasta alcanzar el número máximo de especies capturables con el método de muestreo utilizado.

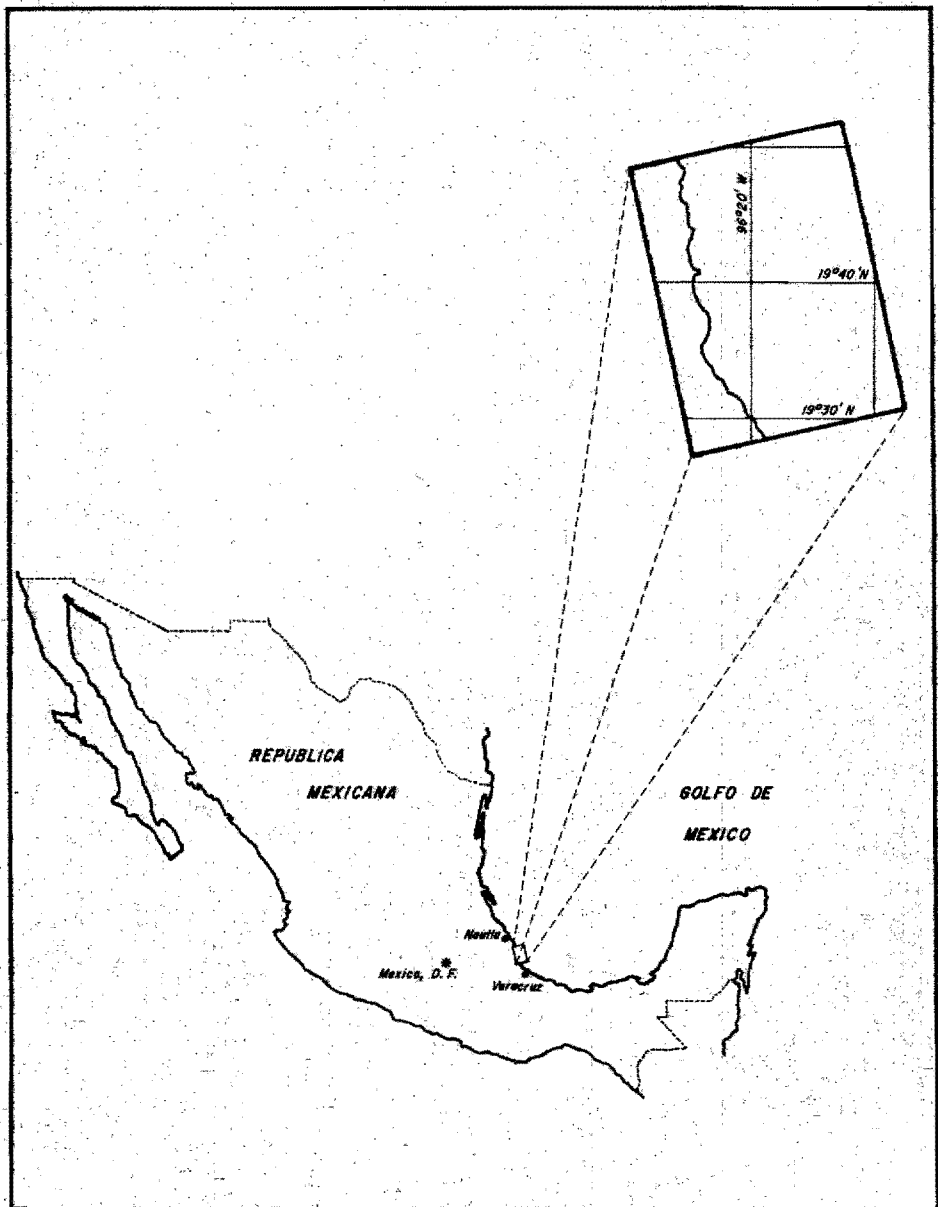


Fig. 1 Localización de la zona de muestreo

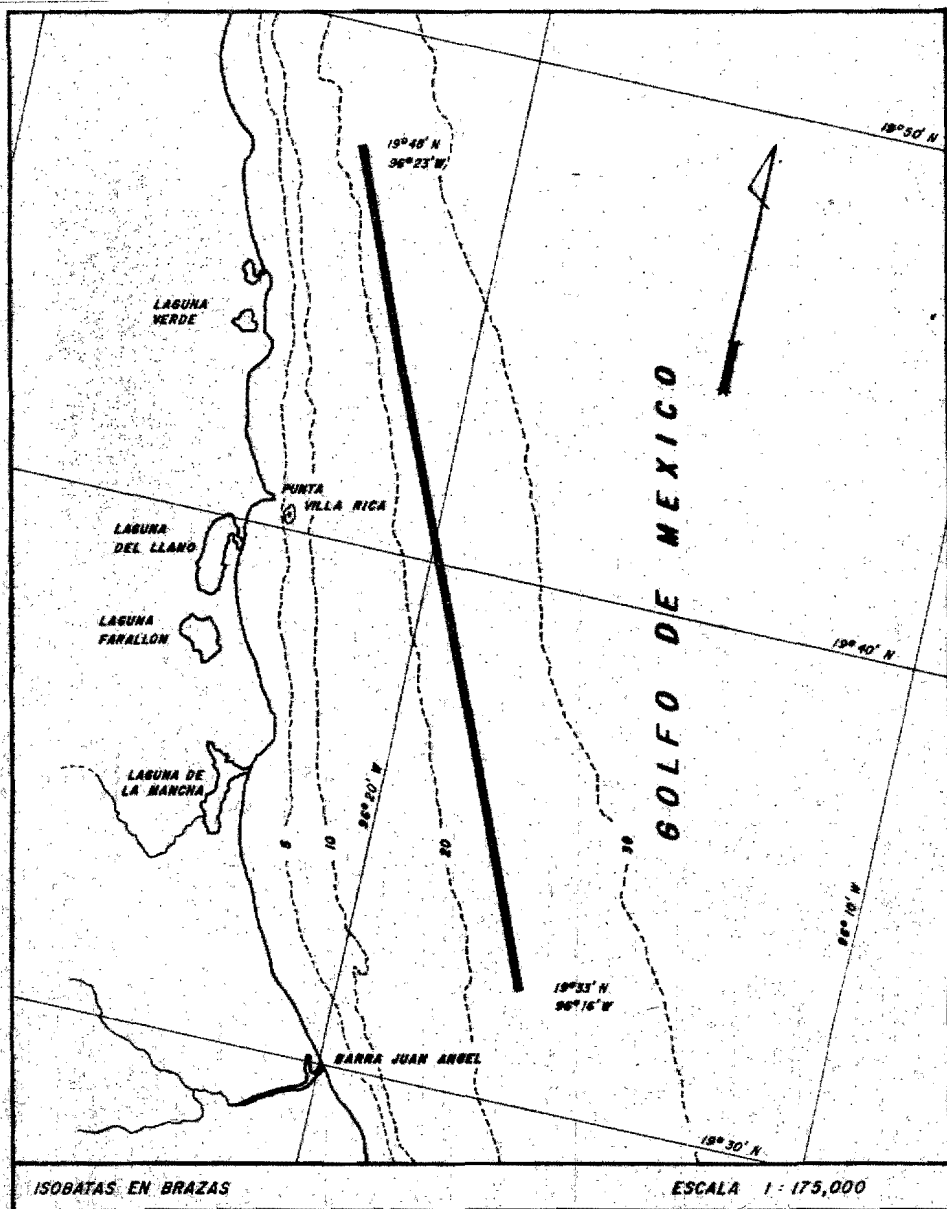


Fig. 2 Ubicación de la zona de arrastre del barco camaronero en los muestreos.

## R E S U L T A D O S

## RESULTADOS GENERALES

Se identificaron un total de 102 especies en los 3 muestreos, 33 correspondieron a invertebrados y 69 a peces. Entre los invertebrados los crustáceos predominaron con 17 especies, 5 de las cuales se presentaron en los 3 muestreos, destacando por su abundancia Sicyonia laevigata, Portunus spinimanus y P. spinicarpus. Las especies raras o escasas fueron 8, estuvieron representadas en un solo muestreo y su abundancia varió de 1 a 17 individuos.

Entre las 11 especies de moluscos destacaron por su abundancia Polystira albida y Amusium papyraceum que se presentaron en los 3 muestreos, la mayoría de las especies restantes (7) sólo se presentó en 1 de los muestreos con abundancias de 1 a 12 individuos.

De los equinodermos se determinaron 3 géneros siendo los más abundantes Astropecten sp y Tethyaster sp.

Las 69 especies de peces se distribuyeron en 31 familias entre las que destacaron por su abundancia y persistencia en los tres muestreos, Synodontidae con: Synodus foetens y Trachinocephalus myops, Serranidae con Serranus atrobranchus y el género Biplectrum sp, Lutjanidae con Pristipomoides aquilonaris, Gerridae con Eucinostomus argenteus, Mullidae con Upeneus parvus, Ophidiidae con Lepophidium graelisi y L. jsennae, Triglidae con Bellator

militaris y el género Prionotus sp, Bothidae con Syacium qunteri y S. papillosum y Batrachoididae con Porichthys porosissimus.

Algunas especies como Priacanthus arenatus, Trachurus lathami, Scorpaena calcarata, Stephanolepis hispidus y Sphoeroides dorsalis presentaron abundancias comparables a las especies anteriores, pero sólo en 1 ó 2 de los muestreos.

Castro-Aguirre (1981) reporta todas las especies de peces mencionadas, como comunes en la fauna de acompañamiento del camarón, en la zona adyacente a Isla de Lobos, Ver. que se encuentra a aproximadamente 180 km al norte de la zona muestreada.

Las especies restantes tuvieron abundancias que oscilaron entre 1 y 35 individuos, presentándose indistintamente en 1, 2 o los 3 muestreos.

En la tabla 1 se resumen las características principales y los resultados generales de los muestreos.

TABLA 1

## CARACTERISTICAS Y RESULTADOS GENERALES DE LAS MUESTRAS

No. DE LA MUESTRA	1	2	3
FECHA DE COLECTA	8/I/81	13/IV/81	21/IX/81
TOTAL DE INDIVIDUOS (N)	1533	2803	1968
TOTAL DE ESPECIES (S)	67	62	68
ESPECIES DE INVERTEBRADOS	22	18	22
ESPECIES DE PECES	45	44	46

En la Tabla I del apéndice se presenta la lista de especies con su posición taxonómica; en la Tabla II del mismo apéndice las abundancias relativas de cada una de las especies encontradas en los tres muestreos.

#### AJUSTE A LA SERIE LOGARITMICA

Los parámetros obtenidos en el ajuste de los resultados al modelo de la serie logarítmica y los datos obtenidos en la prueba de bondad de ajuste se presentan en la tabla 2.

Como puede observarse, la magnitud de  $x$  depende sólo del tamaño de la muestra, el cual no afecta a  $\alpha$  por ser ésta una propiedad intrínseca de la comunidad.

La prueba de Xi-cuadrada mostró que son altas las probabilidades con que puede aceptarse la hipótesis de igualdad de distribuciones entre los datos esperados o teóricos y los observados ( $p > 0.95$ ).

TABLA 2

#### PARAMETROS DE LA SERIE LOGARITMICA Y DATOS DE LA PRUEBA DE BONDAD DE AJUSTE

No. DE LA MUESTRA	1	2	3
VALORES DE $x$	0.9908	0.9960	0.9931
VALORES DE $\alpha$	14.23	11.26	13.67
VALORES DE $\chi^2$	4.723	4.016	6.872
GRADOS DE LIBERTAD	15	12	15
PROBABILIDAD	0.99	0.98	0.95
VALORES CRITICOS DE $\chi^2$	5.229	4.178	7.261



Las figuras 3, 4 y 5 muestran las curvas obtenidas al graficar los valores observados y esperados de cada una de las muestras. Se puede notar que el extremo derecho de las curvas es el que mejor se ajusta al modelo, siendo las especies con abundancias de 1 a 15 individuos las que se encuentran en ese espacio, convirtiéndose por esa razón en las más importantes para el objetivo planteado. Puesto que de las 102 especies identificadas 65 presentan esta característica, sus nombres se pueden consultar en la lista de abundancias, Tabla II del apéndice.

En las Tablas III, IV y V se presentan los valores observados, esperados y de Xi-cuadrada, así como los agrupamientos que se hicieron para la prueba de bondad de ajuste cuando el número de especies esperadas fue  $< 1.0$ .

#### AJUSTE A LA DISTRIBUCION LOGNORMAL

En la aplicación del modelo de Distribución Lognormal y su prueba de bondad de ajuste se obtuvieron los resultados que se resumen en la Tabla 3.

La prueba Xi-cuadrada mostró que los datos no se ajustaron al modelo, pues las probabilidades para aceptar el ajuste fueron sumamente bajas ( $p < 0.75$ ).

Al graficar los valores observados y esperados de acuerdo al modelo de Distribución Lognormal, se obtuvieron las curvas que con sus respectivas ecuaciones se presentan en las

figuras 6, 7 y 8. Se pudo observar que los intervalos que están más alejados de los datos esperados, como el intervalo 4 de la Figura 6 y el 6 de la Figura 7, incluyen especies de peces como Chloroscombrus chrysurus, Selar crumenophthalmus, Lutjanus campechanus y varias más que son típicamente nadadoras, por lo que su captura se considera accidental con el método de muestreo utilizado.

En la Tabla VI del apéndice se encuentran los valores esperados, observados y de Xi-cuadrada para la prueba de bondad de ajuste.

TABLA 3

PARAMETROS DE LA DISTRIBUCION LOGNORMAL Y DATOS DE LA PRUEBA  
DE BONDAD DA AJUSTE

No. DE LA MUESTRA	1	2	3
VALOR ASIGNADO A "a"	0.2	0.2	0.2
So (No. de especies en el intervalo modal)	18	13.5	17.5
VALORES DE $\chi^2$	9.81	28.0	4.81
GRADOS DE LIBERTAD	8	9	8
PROBABILIDAD	0.25	0.001	0.75
VALORES CRITICOS DE $\chi^2$	10.20	27.90	5.07

## DIVERSIDAD

Los resultados de la aplicación del índice de diversidad de Shannon se presentan en la tabla 4.

Los valores de diversidad calculados fueron altos, si se comparan con los datos de Chavez (1979a), quien establece para una comunidad de peces y macroinvertebrados capturados con chinchorro playero en una laguna costera, valores entre 1.5 y 2.0, alcanzando las diversidades mayores los 3.0 bits/individuo.

Los valores de equitatividad también son altos si se toma en cuenta que su escala está entre 0 y 1.

TABLA 4

## RESULTADOS DEL INDICE DE DIVERSIDAD DE SHANNON

No. DE LA MUESTRA	1	2	3
DIVERSIDAD H bits/ind.	4.360	4.243	4.311
DIVERSIDAD MAXIMA bits/ind.	6.067	5.955	6.089
EQUITATIVIDAD *	0.754	0.714	0.708
DOMINANCIA (1 - J) *	0.246	0.286	0.292

\* Los resultados no tienen unidades.

La comparación entre muestras por medio de su diversidad mostró que hay mayor similitud que heterogeneidad entre las muestras, lo que implica que cuantitativamente no se puedan determinar las variaciones estacionales.

En la tabla 5 se resumen los resultados de tal comparación al aplicar el índice de similitud de Horn.

TABLA 5  
COMPARACION DE DIVERSIDADES CON EL

MUESTRAS COMPARADAS	INDICE DE HORN		
	1 y 2	1 y 3	2 y 3
H OBS. bits/ind.	4.802	4.776	4.688
H MAX. bits/ind.	5.303	5.417	5.253
H MIN. bits/ind.	4.365	4.420	4.271
Ro (INDICE DE SIMILITUD)*	0.534	0.643	0.575
Rh (HETEROGENEIDAD)*	0.466	0.357	0.425

\* Los resultados no tienen unidades.

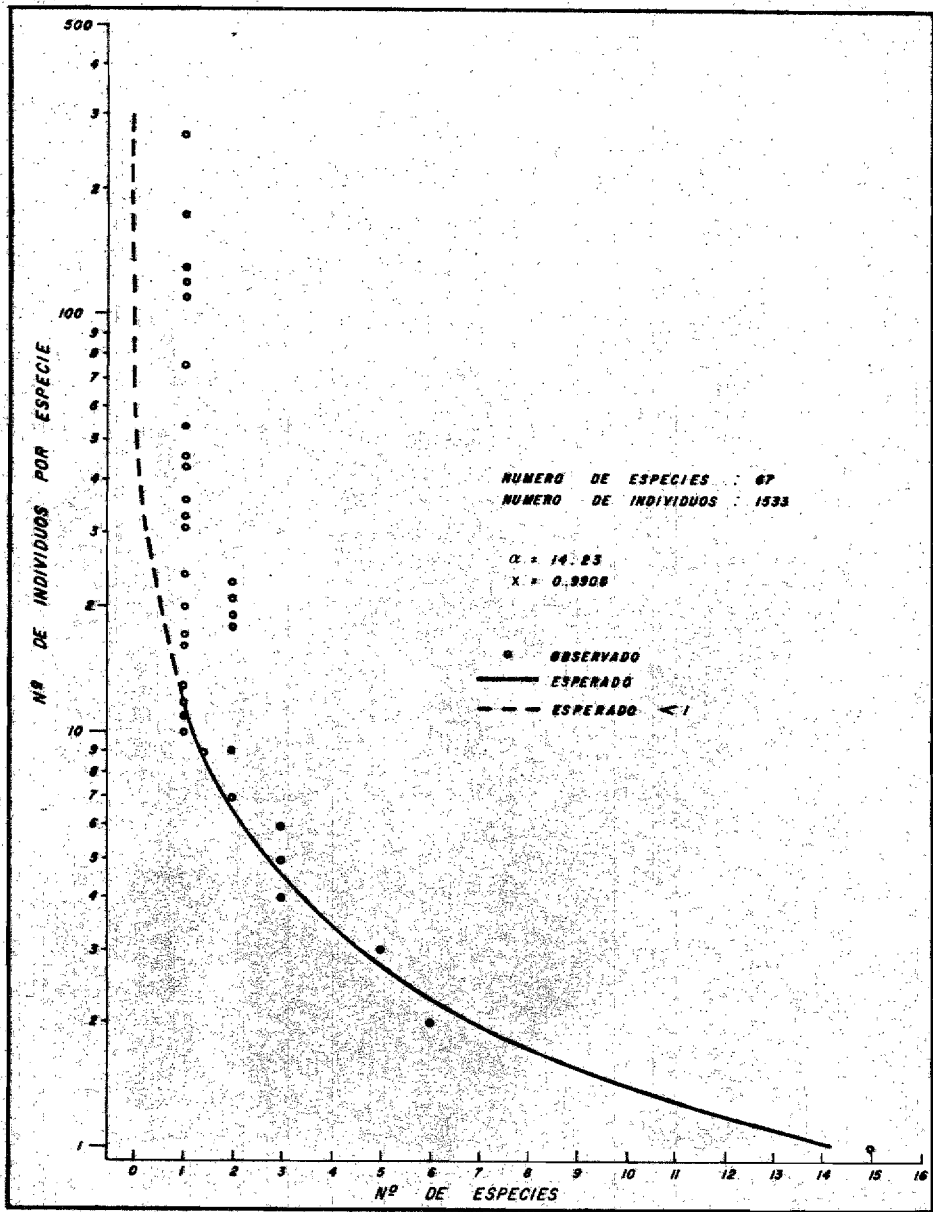


Fig. 3 Ajuste de la muestra Nº 1 a la serie logarítmica

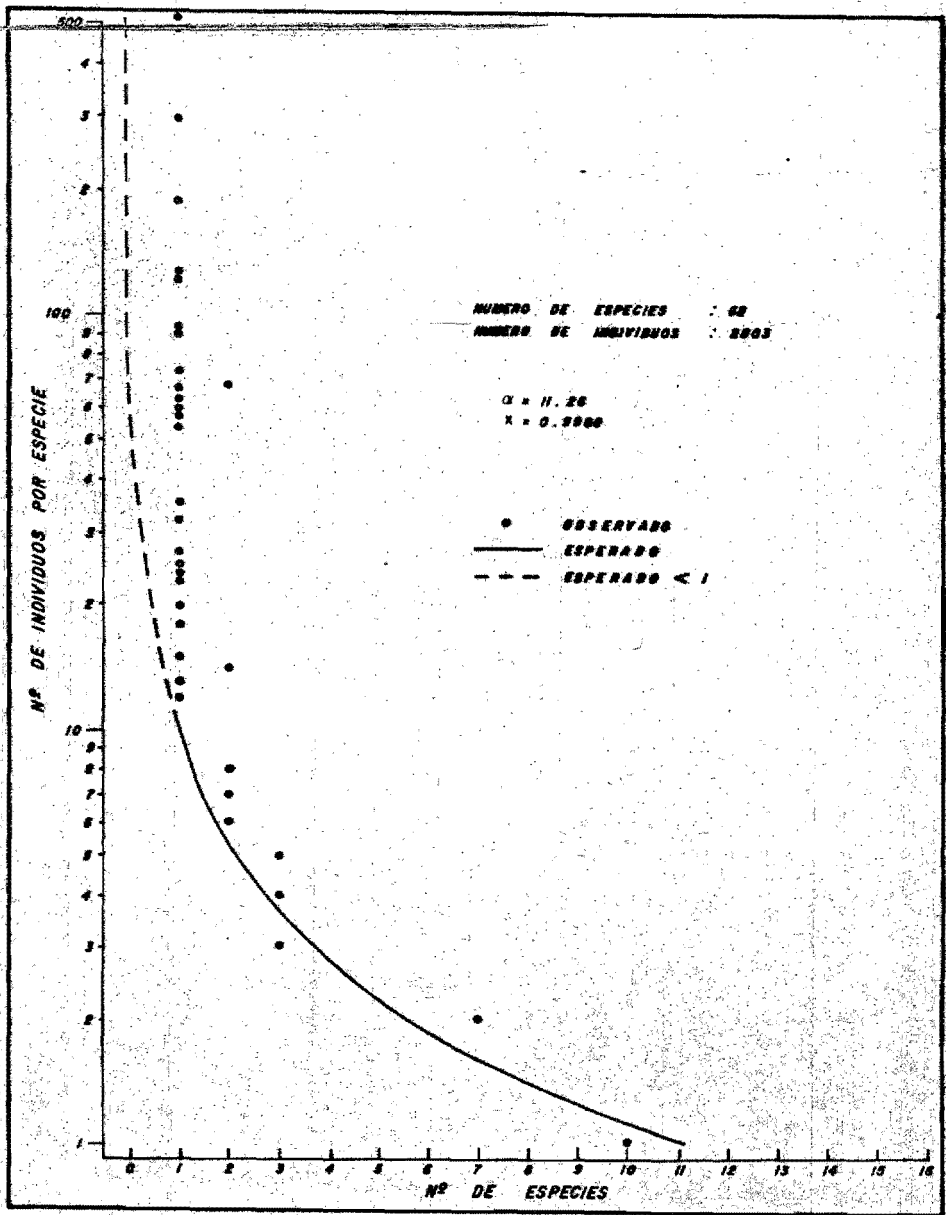


Fig. 4. Ajuste de la muestra N<sup>o</sup> 2 a la serie logarítmica

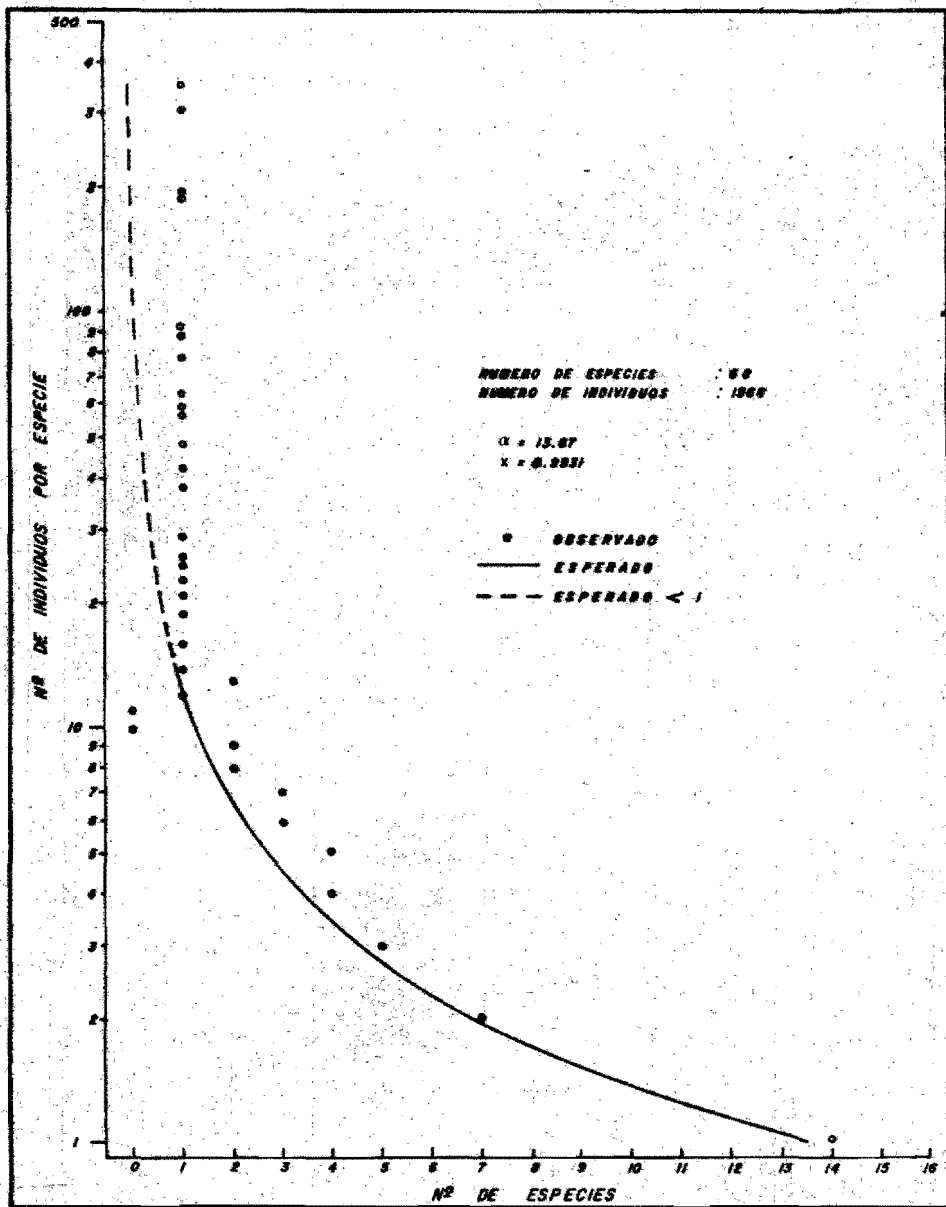


Fig. Nº 5 Ajuste de la muestra Nº 3 a la serie logarítmica.

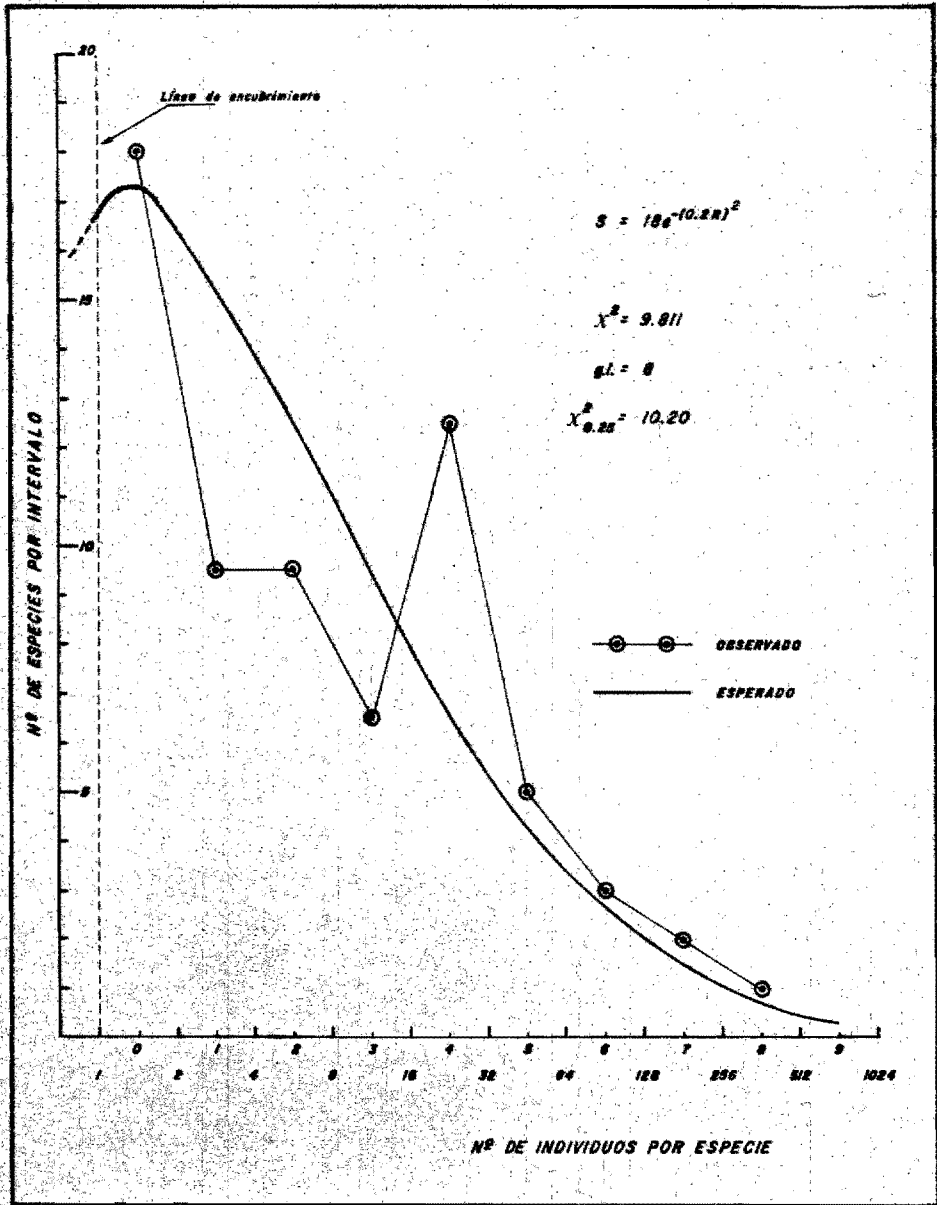


Fig. 6. Ajuste de la muestra N<sup>o</sup> 1 al modelo de la Distribución Lognormal.



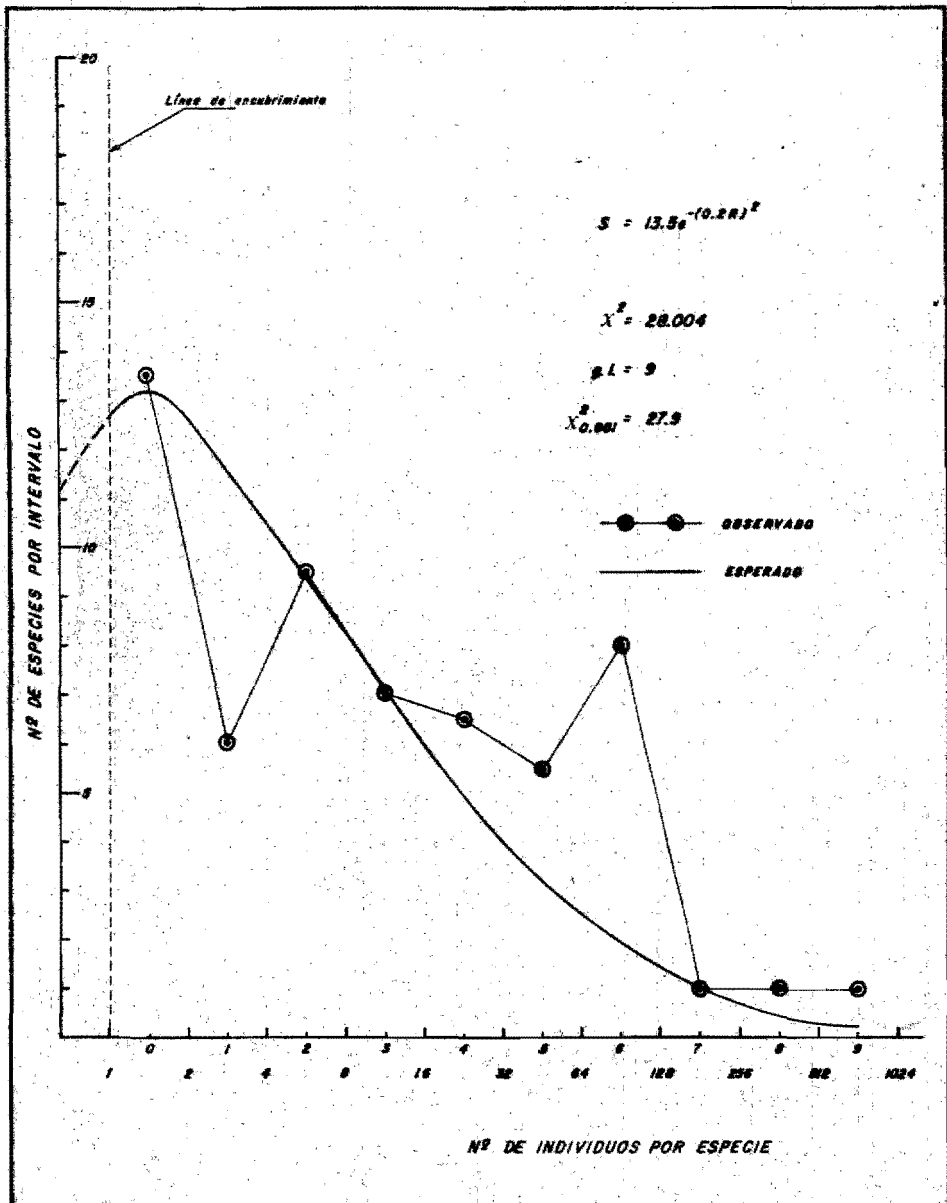


Fig. 7 Ajuste de la muestra Nº 2 al modelo de la Distribución Lognormal.

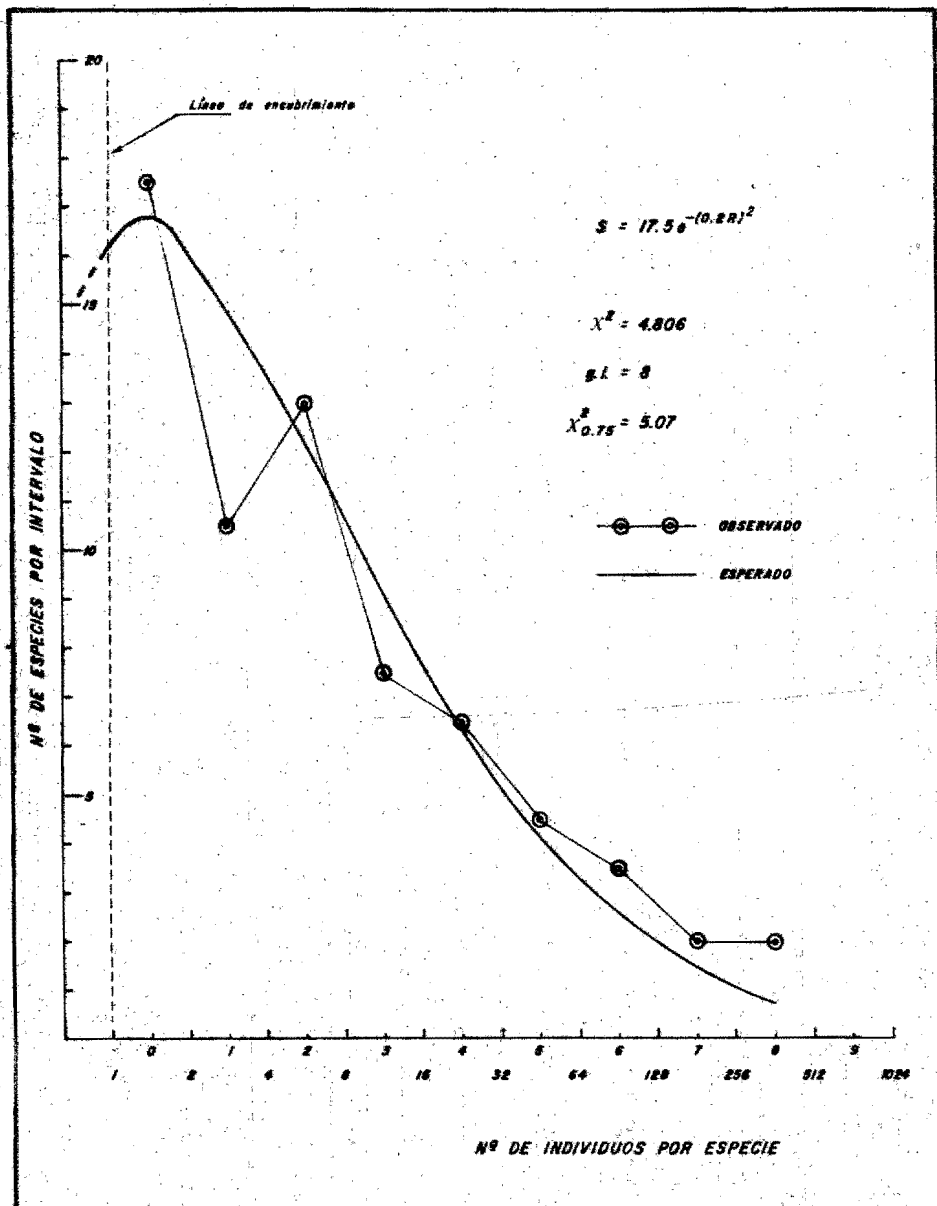


Fig. 8 Ajuste de la muestra N° 3 al modelo de la Distribución Lognormal.

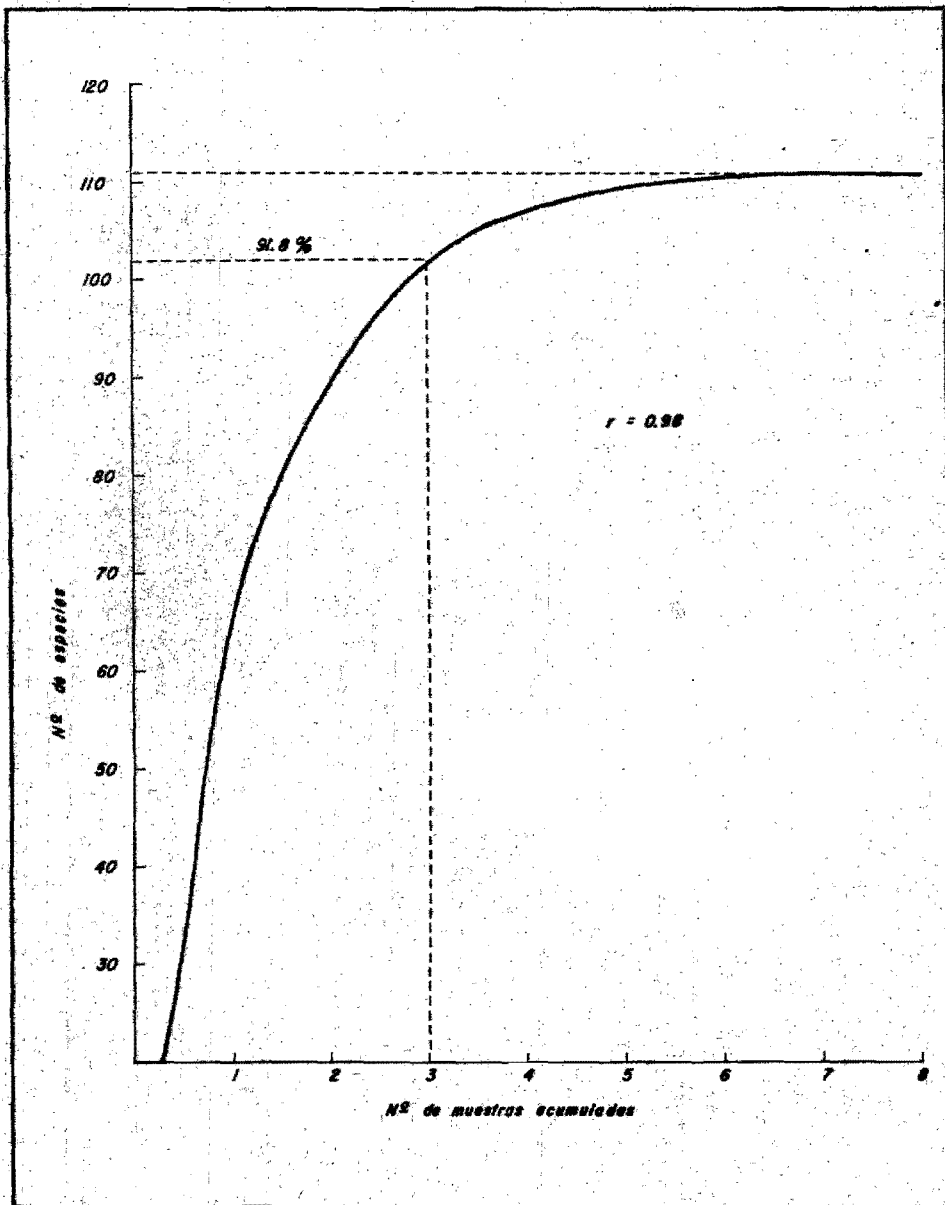


Fig. 9 Curva de especies acumuladas para obtener el número total de especies muestreables.

clase cero está ausente (extremo izquierdo de las gráficas); aunque conceptualmente es molesto, al menos en términos de muestreo en esa región, Eberhardt (1969) sostiene que el uso de la serie logarítmica es una alternativa conveniente para distribuciones de frecuencias con extremos muy largos, como son las que aquí se presentan.

Por lo expuesto anteriormente, al aplicar la prueba de bondad de ajuste, los valores esperados menores que 1.0 se agruparon, pues de acuerdo con Steel y Torrie (1960) para la prueba de la Xi-cuadrada las frecuencias esperadas deben tener valores de 5 a 10 como mínimo, sin embargo, ya que los extremos de una distribución muchas veces ofrecen la mayor fuente de evidencia para distinguir entre las distribuciones hipotéticas, la aproximación de Xi-cuadrada se puede mejorar por el agrupamiento a expensas del poder de la prueba. Abundando sobre el tema, Cochran (1952), (cfr. Steel y Torrie 1960) ha mostrado que para pocos grados de libertad, con probabilidad de 0.95, hay poca perturbación cuando un solo dato esperado tiene valor de 0.5 o cuando dos tienen valor de 1.0; con probabilidad de 0.99 la perturbación es mayor.

Los grados de libertad para la prueba de bondad de ajuste fueron  $n-2$ , uno por la prueba misma y otro por que los parámetros de la distribución se calcularon a partir de los datos, con lo que se pierden grados de libertad (Parker, 1976).

El modelo de la serie logarítmica se puede considerar, en el aspecto biológico, como una distribución que expresa estadísticamente el proceso desigual de la "Apropiación de Nicho"

(Niche Preemption) (May, 1975), o sea la oportunidad que tiene una especie de ocupar un nicho disponible, antes que otra lo haga; la forma ideal de este proceso es la serie geométrica.

El parámetro  $\alpha$  de la distribución quizá sea el que muestre mejor el aspecto biológico, pues sus valores pueden ser tomados como índices de diversidad, lo que se demuestra si se le compara con los valores del índice de diversidad de Shannon, se verá que las variaciones de ambos son similares: el valor más alto en la muestra 1, el intermedio en la muestra 3 y el más bajo en la muestra 2.

Nelson y David (1967) establecen que  $\alpha$  tiene valores altos en poblaciones con un gran número de especies en relación a la abundancia, y valores bajos cuando se tienen pocas especies en relación a la abundancia. Al consultar los datos de número de especies e individuos en cada muestra, se comprueba que  $\alpha$  se comporta de esta manera, validando con ello su uso como índice de diversidad.

Dentro de los inconvenientes que presenta el modelo, cabe mencionar que es poco sensible a las variaciones estacionales, como se puede notar por los datos obtenidos. May (1975), sugiere que la serie logarítmica puede describir distribuciones de muestreo bajo una diversidad de circunstancias, como podría ser el presente caso; sin embargo, este aspecto es irrelevante para los objetivos del trabajo, puesto que las especies raras son las importantes, su presencia es una propiedad intrínseca de las comunidades y el grupo de especies raras representadas por un individuo por especie es siempre dominante

(Gray y Pearson, 1982). Por otra parte, el modelo por sus mismas características es una distribución de especies y no de organismos.

#### DISTRIBUCION LOGNORMAL

Los valores críticos de Xi-cuadrada para la Distribución Lognormal se encontraron en probabilidades tan bajas como 0.001, 0.25 y 0.75 evidenciando que no hay ajuste de las muestras a ese modelo.

Existen razones para suponer que en ciertas comunidades se presentan distribuciones lognormal. Poole (1974) establece que si el nicho de una especie es dependiente de una multitud de factores diferentes, el tamaño del nicho (cantidad de recursos usados por cada especie) deberá estar distribuido normalmente. May (1975), asegura que la distribución lognormal refleja el teorema estadístico del límite central, pues está asociada con productos de variables azarosas y los factores que influyen conjuntos grandes y heterogéneos de especies tienden a distribuirse normalmente. Debido a esta característica el modelo de Distribución Lognormal se considera como un modelo netamente estadístico.

Al analizar la composición de los muestreos, destaca el hecho de que en los intervalos más alejados de los datos esperados, están ubicadas especies de peces netamente nadadores. Como tales especies no se capturan normalmente con el método de muestreo utilizado, se puede suponer que éste influyó en que las

muestras no se ajustaran al modelo por ser éste netamente estadístico.

El parametro "a" de la distribución se trabajó con un valor de 0.2, pues de acuerdo con May (1975), una gran cantidad de datos de campo confirman que ése es su valor aproximado, por otra parte, al ser estadísticamente el inverso del ancho de la distribución, es sólo una propiedad matemática, sin que se le hayan encontrado aún implicaciones biológicas.

Con respecto al número de especies ( $S_0$ ) en el intervalo modal puede decirse que, de acuerdo con Poole (1974), en muestras homogéneas la línea de encubrimiento usualmente cae muy cerca de la moda, aunque la clase más abundante sea la de especies con un individuo, como en el presente caso; lo que implica que  $S_0$  no fue obstáculo para la aplicación del modelo.

#### USO DE MODELOS DE DISTRIBUCION

La validez de los modelos matemáticos reside en el carácter meramente descriptivo de las distribuciones de las abundancias de las distintas especies representadas en las muestras analizadas (Chavez, 1979a), resumen todos los datos de número de individuos y número especies y proporcionan ajustes empíricos a las relaciones especie-abundancia.

Eberhardt (1969) sostiene que en la actualidad los modelos matemáticos son mas útiles, como ayuda en la descripción empírica de datos, si van acompañados de anotaciones de tiempo, lugar y método pues el muestreo limita severamente el hacer inferencias válidas acerca de la dinámica de los ecosistemas, por

la dificultad que implica definir las fronteras de las comunidades.

Los modelos de distribución de frecuencias cuentan con la ventaja de tener bases teóricas en la estadística, pueden crear hipótesis totalizadoras sobre las interacciones entre las especies de una comunidad dada. Proveen un método útil de comparación entre grupos de especies taxonómica, temporal y espacialmente delimitadas y sobre todo resumen la totalidad de los datos.

Sus mayores inconvenientes radican en que dicen muy poco acerca de la biología de la comunidad estudiada, asimismo, son poco sensibles a las variaciones estacionales ya que éstas, en el presente caso, se manifiestan sólo como cambios de unas especies por otras alterando en grado mínimo la riqueza de especies y la distribución de abundancias, por lo que los modelos al englobar toda la información son poco sensibles a ellas.

Ya que el muestreo delimita arbitrariamente las fronteras de una comunidad en tiempo, espacio y taxonomía, el principal problema que se encara es el de evaluar su representatividad. Con la gráfica de especies acumuladas se pudo conocer que el número máximo de especies capturables, con el método de muestreo utilizado, fue de 111. Puesto que en los 3 muestreos realizados se capturaron 102 especies, equivalentes al 92.8% del número máximo de especies capturables, se puede afirmar que con la metodología utilizada, el muestreo fue representativo de la comunidad de peces y macroinvertebrados de la zona de estudio.



El ajuste de los datos a los modelos se realizó con una prueba  $\chi^2$ -cuadrada, ya que si los datos son suficientes para permitir la elaboración de una distribución de especies observadas-abundancia -como en el presente caso- se puede probar el ajuste de la distribución teórica a los datos observados mediante una prueba  $\chi^2$ -cuadrada (Pielou, 1975).

El uso de modelos de distribución no se propone reemplazar los métodos tradicionales de estudio de las comunidades, sino intenta que los modelos sólo se usen como referencias iniciales antes de empezar investigaciones más detalladas (Bonsdorff y Koivisto, 1982). La conveniencia de su uso reside en la posibilidad de ahorrar tiempo y recursos, en la realización de estudios ecológicos minuciosos.

#### DIVERSIDAD

Una de las razones para buscar una distribución matemática que ajuste las frecuencias observadas de especies con cierto número de individuos, es comparar la diversidad de 2 o más comunidades; sin embargo, es conveniente una medida de la diversidad que no dependa fundamentalmente de la distribución de frecuencias de los individuos en las especies. Bonsdorff y Koivisto (1982) proponen el uso de índices de diversidad, equitatividad, riqueza de especies, etc. para clarificar cualquier posible diferencia mostrada por los modelos.

Los valores de  $H$  indican que las diversidades son altas, si se considera que Margalef (1977), establece que los valores máximos en la naturaleza raramente alcanzan 5.0

bits/ind.; por ser el índice de Shannon una medida logarítmica que tiene hasta cierto punto carácter asintótico. Lo anterior se confirma con las diversidades que Chavez (1979a) estableció para una comunidad de peces y macroinvertebrados, capturados con chinchorro playero en una laguna costera, la mayoría de valores caen en el intervalo de 1.5 a 2.0, alcanzando las diversidades mayores los 3.0 bits/ind.

La equitatividad, por su parte, tuvo valores entre 0.754 y 0.708 considerados altos, si se toma en cuenta que su escala va de 0 a 1; esto permite suponer que las abundancias de las especies presentan cierta homogeneidad de distribución con respecto a la diversidad máxima observada, además de indicar que no existen especies importantes por su dominancia. La diversidad máxima, con valores muy cercanos a 6.0, mostró que los valores reales de diversidad están cercanos a la diversidad máxima, que se presenta cuando todas las especies tienen el mismo número de individuos.

Las dificultades para definir las unidades de estudio o muestreo, exigen que el mejor índice de diversidad sea aquel que resuma convenientemente los datos. DeBenedictis (1973) afirma que el número de especies (S) es la mejor medida de la riqueza de especies, y la diversidad (H) la mejor medida de la influencia asociada del número de especies y la equitatividad. H tiene el atributo de estar influida por el número de especies presentes y por la distribución de abundancias de las mismas (Sanders, 1968). Por tal motivo la diversidad (H) debe tender a incrementarse cuando se incrementa el valor de la equitatividad

(J). La justificación para el uso de H como indicador de cambios de estructura en una comunidad se puede encontrar en Cairns (1974), quien afirma que un impacto contaminante simplificará una comunidad compleja; se eliminan las especies más sensibles y se incrementa la desproporción en los números de individuos por especie, permitiendo que algunas especies abundantes lo sean más, como resultado de la reducción de competencia por los recursos. Por su parte Pielou (1975) sostiene que una estabilidad ambiental grande conduce a una estabilidad grande de la comunidad, y que en su oportunidad permite (pero no es causada por) una gran diversidad.

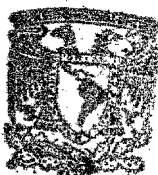
#### INDICE DE SIMILITUD DE HORN

La comparación entre muestras por medio de su diversidad, mostró que hay mayor similitud que heterogeneidad entre los muestreos, implicando con ello que cuantitativamente no se puedan determinar las variaciones estacionales.

El uso de índices de diversidad para determinar la estructura de una comunidad, tiene la desventaja de no tomar en cuenta la identidad de las especies (Gray y Pearson, 1982). Obscurece mucha información que puede ser útil para delimitar efectos debidos a la contaminación, además de simplificar en alto grado situaciones complejas; sin embargo, es útil en cuanto engloba en un solo índice los datos de distribución de los individuos dentro de las especies.

Puesto que hay necesidad de evaluar, aún de manera somera, la perturbación causada por la explotación de los

recursos naturales, Flint (1981) propone el uso de datos básicos -como índices de diversidad- para proporcionar información rápida y sencilla a las personas que toman las decisiones referentes a la explotación de recursos naturales, para que lo hagan con la menor incertidumbre posible. Desde este punto de vista, el índice de Horn puede ser una herramienta útil para detectar cambios bruscos en la estructura de las comunidades de peces y macroinvertebrados de la zona sublitoral, limitando su utilidad a ser una señal de alarma que dé pie a estudios más completos, pues Horn (1966) intenta que el índice sólo sirva como una medida empírica y que no se interprete como una estimación de los parámetros estadísticos de las poblaciones muestreadas.



BIBLIOTECA  
INSTITUTO DE ECOLOGIA  
UNAM

## CONCLUSIONES

Las muestras se ajustaron al modelo de la Serie Logarítmica, el ajuste fue bueno en el extremo derecho de la distribución, donde se encuentran las especies con abundancias menores (1 a 15 individuos) que son las más importantes por su sensibilidad a un posible impacto.

El agrupamiento de especies con valores esperados ( $1.0$ ) subsanó adecuadamente la deficiencia del modelo de no presentar la clase 0 de número de especies (extremo izquierdo de la distribución).

El modelo fue poco sensible a las variaciones estacionales porque las muestras presentaron poca variación en su riqueza de especies ( $S$ ) y en su distribución de abundancias.

El parámetro  $\alpha$  del modelo, desde el punto de vista biológico, puede funcionar como un índice de diversidad por su comportamiento similar a  $H$ .

Los parámetros de la Serie Logarítmica y los valores del índice de diversidad de Shannon, indican que la comunidad estudiada es estable.

El modelo de Distribución Lognormal no presentó ajuste a pesar de que el número de especies en el intervalo modal ( $5\sigma$ ) estuvo representado por especies con 1 individuo. Se comprobó que las especies no estuvieron distribuidas en grupos de individuos que pudieran fusionarse para ajustarse a este modelo.

Los ajustes a los modelos son procedimientos empíricos pero tienen la ventaja de resumir las relaciones especia-

abundancia de muestras delimitadas espacial, temporal y taxonómicamente. La información ecológica que proporcionan es escasa, por lo que su uso debe limitarse solamente a los estudios iniciales de las comunidades de peces y macroinvertebrados.

Los valores del índice de diversidad de Shannon indicaron que existe una gran diversidad en las muestras, pues se acercaron a los valores máximos reportados para comunidades naturales. La equitatividad evidenció que las muestras presentaron homogeneidad de distribución con respecto a la diversidad y que no existen especies importantes por su dominancia.

El índice de similitud de Horn mostro que es más sensible si las diferencias de las muestras comparadas incluyen tanto el número de individuos como el de especies, sin embargo, por su simplificación de situaciones complejas sólo puede detectar cambios bruscos en la estructura de las comunidades, por lo que su uso se restringe a la detección empírica de variaciones que den pie a estudios más completos.

L I T E R A T U R A   C I T A D A

- ABBOTT, R. T.  
1974      American Seashell 2d. Ed. Van Nostrand  
Reinhold C. Nueva York. 663 p.
- ANDREWS, J.  
1971      Shells and Shores of Texas. University of  
Texas Press. The Elma Dill Russell  
Foundation Series, Number 5. Austin, Texas.
- ANONIMO.  
1976      Catálogo de Peces Marinos Mexicanos. S.I.C.,  
Subsría. de Pesca, Inst. Nal. de Pesca,  
México, 462 p.
- BARNES, R. D.  
1977      Zoología de los Invertebrados. 2a. Ed.  
Interamericana. México, 826 p.
- BEHRENS, E. W. et al.  
1981      Marine Benthic Environment. In: Flint, R. W.  
and M. Rabalais (Eds.) Environmental Studies  
of a Marine Ecosystem. University of Texas  
Press, Austin, Texas. 68 - 82.
- BONSDORFF, E. and V, KOIVISTO  
1982      The use of the Lognormal Distribution of  
individuals among species in monitoring  
zoobenthos in the northern baltic archipelago.  
Mar. Pollut. Bull...13 (9): 324-327.

BRILLOUIN, L.

1956 Science and Information Theory. Academic Press. Nueva York. 347 p.

BROWER, J. E. and J. H. ZAR

1977 Field and Laboratory Methods for General Ecology. Wm. C. Brown C. Publishers. Dubuque, Iowa, 194 p.

BUESA, R. J.

1977 Método basado en la teoría de la información para calcular el tamaño de muestra de animales marinos. An. Centro Cienc. del Mar y Limnol. Univ. Nat. Autón. México. 4 (1) : 99 - 106.

CAIRNS, J. Jr.

1974 Indicator species vs. the concept of community structure as an index of pollution. Water Resources Bulletin. 10 (2): 338 -347.

CASO, M. E.

1961 Los Equinodermos de México. Tesis Doctoral. Fac. de Ciencias Univ. Nat. Autón. México. 338 p.

CASTRO-AGUIRRE, J. L. y A. MARQUEZ-ESPINOZA

1981 Contribución al Conocimiento de la Ictiofauna de la Isla de Lobos y Zonas Adyacentes. Veracruz, México. Depto. de Pesca, Inst. Nat. Pesca, Serie Científica No. 22, México, 85 p.



COMISION FEDERAL DE ELECTRICIDAD

- 1982 Informe Ambiental. Planta Nucleoelectrica  
Laguna Verde. Cap.1, sect.1.4, Hidrología.

CONTRERAS, F.

- 1977 Hidrología. In : Centro de Ciencias del Mar y  
Limnología UNAM (Eds.). Informe final de las  
investigaciones sobre plancton y ciertos  
parámetros fisico-químicos del ambiente  
marino de la región de Laguna Verde, Ver.  
34 - 52.

CHAVEZ, E. A.

- 1979a Análisis de la comunidad de una laguna costera  
en la costa sur occidental de México. An.  
Centro Cienc. del Mar y Limnol. Univ. Nal.  
Autón. México. 6 (2): 13-44.
- 1979b Principios metodológicos para la evaluación  
del impacto ambiental en especies acuáticas.  
IV Simposio Latinoamericano sobre  
Oceanografía Biológica. San José , Costa Rica.

DeBENEDICTIS, P. A.

- 1973 On the correlations between certain diversity  
indices. Amer. Natur. 107 (954): 293-302.

DICKSON, H. H. and R. H. MOORE

- 1977 Fishes of the Gulf of Mexico (Texas,  
Louisiana and adjacent waters). Texas A & M  
University Press. 327 p.

EBERHARDT, L. L.

- 1961 Some aspects of species diversity models.  
Ecology. 50 (3): 503-505.

FISHER, R. A. et al.

- 1943 The relation between the number of species  
and the number of individuals in a random  
sample of an animal population. J. Anim.  
Ecol. 12: 42-58.

FLINT, R. W. et al.

- 1981 The Benthic Biota. In: Flint, R. W. and M.  
Rabalais (Eds.) Environmental Studies of a  
Marine Ecosystem. University of Texas Press,  
Austin, Texas. 83 - 136.

GRAY, J. S.

- 1981 The Ecology of Marine Sediments. Cambridge  
University Press, Cambridge, Inglaterra.  
185 p.

GRAY, J. S. and T. H. PEARSON

- 1982 Objective selection of sensitive species  
indicative of pollution-induced change  
in benthic communities. I comparative  
methodology. Mar. Ecol. Prog. Ser. 9:  
111-119.

HORN, H. S.

- 1964 Measurement of "overlap" in comparative ecological studies. Amer. Natur. 100 (914) : 419-424.

LINDER, G.

- 1977 Moluscos y Caracoles de los Mares del Mundo. Ediciones Omega, S. A., Barcelona. 255 p.

McARTHUR, R. H.

- 1960 On the relative abundance of species. Amer. Natur. 94: 23-36.

MANNING, R. B.

- 1969 Stomatopod Crustacea of the Western Atlantic University of Miami Press. Coral Gables, Florida. 285 p.

MARGALEF, R.

- 1963 On certain unifying principles in ecology. Amer. Natur. 97: 357-374.
- 1977 Ecología. 2a. Ed., Ediciones Omega, Barcelona. 951 p.

HAY, E. H.

- 1975 Patterns of species abundance and diversity. In: Cody, M. L. and J. M. Diamond (Eds.), Ecology and Evolution of Communities. The Belknap, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts. 81-120.

NELSON, W. C. and H. A. DAVID

- 1967        The logarithmic distribution: a review.  
Virginia J. of Sci. 18: 95-102.

PARKER, R. E.

- 1976        Estadística para Biólogos. Ediciones Omega  
S. A. Barcelona. 136 p.

PERKINS, J. L.

- 1982        Shannon-Weaver or Shannon-Weiner?. J. Water  
Pollut. Control Federation. 54 (7): 1049.

PIELOU, E. C.

- 1975        Ecological Diversity. John Wiley and Sons,  
Nueva York. 165 p.

POOLE, R. W.

- 1974        An Introduction to Quantitative Ecology.  
McGraw Hill Book Co. Nueva York. 532 p.

PRESTON, F. W.

- 1948        The commonness and rarity of species. Ecology  
29: 254-283.

SANCHEZ-GIL, P. et al.

- 1981        Diversidad, distribución y abundancia de las  
especies y poblaciones de peces demersales de  
la Sonda de Campeche (Verano 1978). An. Inst.  
Cienc. Mar y Limnol. Univ. Nal. Autón. México.  
8 (1) : 209-240.

SANDERS, H. L.

- 1968 Marine benthic diversity: a comparative study.  
Amer. Natur. 102 (925): 243-282.

SHANNON, C. E. and W. WEAVER

- 1949 The Mathematical Theory of Communication.  
University of Illinois Press, Urbana. 125 p.

STEEL, R. G. and J. H. TORRIE

- 1960 Principles and Procedures of Statistics (With  
special reference to the biological sciences).  
McGraw Hill Book Co. Nueva York. 481 p.

TORRUCO, G. D.

- 1982 Análisis de una Comunidad Marina en las  
Costas de Veracruz. Tesis Profesional. E.N.C.  
E., I.P.N. 86 p.

VANDERHEER, J.

- 1981 Elementary Mathematical Ecology. John Wiley  
and Sons, Nueva York. 294 p.

WEBB, J. E. et al.

- 1978 Guide to Invertebrate Animals. 2d. Ed. The  
Macmillan Press Ltd. Londres. 305 p.

WILLIAMS, A. B.

- 1965 Marine decapod crustaceans of the Carolinas.  
Fishery Bulletin. 65 (1): 1-298.

A P E N D I C E

TABLA I

LISTA DE ESPECIES Y POSICION TAXONOMICA DE LA FAUNA  
CAPTURADA EN LOS MUESTREOS

<p>PHYLUM: PORIFERA CLASE: DEMOSPONGIAE ORDEN: MADROMERIDA FAMILIA: SUBERITIDAE Especie no edentificada</p>	
<p>PHYLUM: COELENTERATA CLASE: ANTOZOA ORDEN: ACTINIARIA FAMILIA: HORNATHIIDAE Calliactis sp.</p>	
<p>PHYLUM: MOLLUSCA CLASE: GASTROPODA ORDEN: ARCHAEOGASTROPODA FAMILIA: STROMBIDAE Strombus pugilis</p>	
	Linne , 1758
<p>FAMILIA: CASSIDAE Phalium granulatum Sconsia striata</p>	
	(Born, 1778) (Lamarck, 1816)
<p>FAMILIA: CYMATIIDAE Distorsio clathrata</p>	
	(Lamarck, 1816)
<p>FAMILIA: TONNIDAE Tonna galea</p>	
	(Linne, 1758)
<p>FAMILIA: CONIDAE Conus austini Conus clarki Conus jaspideus</p>	
	Rehder y Abbott, 1951 Rehder y Abbott, 1951 Gmelin, 1791
<p>FAMILIA: TURRIDAE Polystira albida</p>	
	(Perry, 1811)
<p>CLASE: BIVALVIA ORDEN: PTERIIDA FAMILIA: PECTINIDAE Amusium papyraseum Argopecten gibbus</p>	
	(Gabb, 1873) (Linne, 1758)

- PHYLUM: ARTHROPODA**  
**CLASE: CRUSTACEA**  
**SUBCLASE: MALACOSTRACA**  
**ORDEN: STOMATOPODA**  
**FAMILIA: SQUILLIDAE**  
*Squilla empusa* Say, 1818
- ORDEN: DECAPODA**  
**FAMILIA: PENAEIDAE**  
*Sicyonia laevigata* Stimpson, 1871
- FAMILIA: SCYLLARIDAE**  
*Scyllarus chacei* Holthuis, 1960
- FAMILIA: PAGURIDAE**  
*Dardanus* sp.  
*Paguristes* sp.  
*Petrochirus diogenes* (Linnaeus, 1758)
- FAMILIA: LEUCOSIIDAE**  
*Iliacantha subglobosa* Stimpson, 1871
- FAMILIA: CALAPPIDAE**  
*Calappa flammea* (Herbst, 1774)  
*Calappa ocellata* Holthuis, 1958  
*Calappa sulcata* Rathbun, 1898
- FAMILIA: PORTUNIDAE**  
*Portunus spinicarpus* (Stimpson, 1871)  
*Portunus spinimanus* (Latreille, 1819)  
*Callinectes sapidus* Rathbun, 1896
- FAMILIA: MAJIDAE**  
*Batrachonotus fragosus* Stimpson, 1871  
*Euprognatha* sp.  
*Libinia emarginata* Leach, 1815  
*Stenocionops furcata coelata* (Milne Edwards, 1878)
- PHYLUM: EQUINODERMATA**  
**CLASE: ASTEROIDEA**  
**ORDEN: PHANEROZONIA**  
**FAMILIA: ASTROPECTINIDAE**  
*Astropecten* sp.  
*Tethyaster* sp.
- FAMILIA: LUIDIIDAE**  
*Luidia* sp.



PHYLUM: CHORDATA	
SUPERCLASE: PISCES	
CLASE: ELASMOBRANCHII	
ORDEN: RAJIFORMES	
FAMILIA: RAJIDAE	
Raja texana	Chandler
CLASE: TELEOSTOMI	
ORDEN: CLUPEIFORMES	
FAMILIA: CLUPEIDAE	
Sardinops sp.	
FAMILIA: ENGRAULIDAE	
Anchoviella perfasciata	(Poey)
ORDEN: SCOPELIFORMES	
FAMILIA: SYNOdontIDAE	
Synodus foetens	(Linnaeus)
Trachinocephalus myops	(Forster)
ORDEN: CYPRINIFORMES	
FAMILIA: ARIIDAE	
Bagre marinus	(Mitchill)
ORDEN: ANGUILLIFORMES	
FAMILIA: CONGRIDAE	
Ariosoma balearica	(Delaroché)
Congrina flava	(Goode y Bean)
Hoplunnis tenuis	Ginsburg
FAMILIA: ECHELIDAE	
Nyrophys punctatus	Lutken
ORDEN: PERCIFORMES	
FAMILIA: SERRANIDAE	
Centropistes ocyurus	(Jordan y Evermann)
Diplectrum bivittatum	(Valenciennes)
Diplectrum formosum	(Linnaeus)
Diplectrum radiale	(Quoy y Gaimard)
Hemianthias sp.	
Serranus atrobranchus	(Cuvier)
Serranus phoebe	Poey
FAMILIA: PRIACANTHIDAE	
Priacanthus aeneatus	Cuvier
FAMILIA: LATILIDAE	
Caulolatilus intermedius	Howell- Rivero
FAMILIA: CARANGIDAE	
Caranx fuscus	Geoffroy Saint-Hilaire
Chloroscombrus chrysurus	(Linnaeus)
Selar crumenophthalmus	(Bloch)
Trachurus lathami	Nichols
Vomer setapinnis	(Mitchill)

<b>FAMILIA: LUTJANIDAE</b>	
Lutjanus analis	(Cuvier)
Lutjanus campechanus	(Poey)
Ocyurus chrysurus	(Bloch)
Pristipomoides aquilonaris	(Goode y Bean)
Rhomboplites aurorubens	(Cuvier)
<b>FAMILIA: GERRIDAE</b>	
Eucinostomus argenteus	Baird y Girard
Eucinostomus melanopterus	(Bleeker)
<b>FAMILIA: POMADASYIDAE</b>	
Haemulon aurolineatum	Cuvier
Orthopristis chrysoptera	(Linnaeus)
<b>FAMILIA: SCIAENIDAE</b>	
Cynoscion nothus	(Holbrook)
Micropogon undulatus	(Linnaeus)
<b>FAMILIA: SPARIDAE</b>	
Calamus leucosteus	Jordan y Gilbert
Calamus sp.	
<b>FAMILIA: MULLIDAE</b>	
Upeneus parvus	Poey
<b>FAMILIA: BROTLIDAE</b>	
Brotula barbata	(Bloch y Schneider)
<b>FAMILIA: OPHIDIIDAE</b>	
Lepophidium graellsii	(Poey)
Lepophidium jeannae	Fowler
<b>FAMILIA: TRICHIURIDAE</b>	
Trichiurus lepturus	Linnaeus
<b>FAMILIA: GOBIIDAE</b>	
Gobionellus lyricus	(Girard)
<b>FAMILIA: SCORPAENIDAE</b>	
Neomerinthe hemingwayi	Fowler
Scorpaena calcarata	Goode y Bean
<b>FAMILIA: TRIGLIDAE</b>	
Bellator militaris	(Goode y Bean)
Prionotus carolinus	(Linnaeus)
Prionotus ophryas	Jordan y Swain
Prionotus rubio	Jordan
Prionotus scitulus	Jordan y Gilbert
Prionotus stearnsi	Jordan y Swain
Prionotus sp.	

**ORDEN: PLEURONECTIFORMES**

**FAMILIA: BOTHIDAE**

<i>Cyclopsetta chittendeni</i>	Bean
<i>Cyclopsetta fimbriata</i>	(Goode y Bean)
<i>Engyophrys senta</i>	Ginsburg
<i>Syacium gunteri</i>	Ginsburg
<i>Syacium papillosum</i>	(Linnaeus)

**FAMILIA: SOLEIDAE**

<i>Gymnachirus texae</i>	Gunter
--------------------------	--------

**FAMILIA: CYNOGLOSSIDAE**

<i>Symphurus civitatus</i>	Ginsburg
<i>Symphurus diomedianus</i>	(Goode y Bean)
<i>Symphurus plagiusa</i>	(Linnaeus)

**ORDEN: TETRODONTIFORMES**

**FAMILIA: BALISTIDAE**

<i>Balistes capriscus</i>	Gmelin
<i>Lagocephalus laevigatus</i>	(Linnaeus)

**FAMILIA: MONACANTHIDAE**

<i>Aluterus scriptus</i>	(Osbeck)
<i>Stephanolepis hispidus</i>	(Linnaeus)
<i>Sphoeroides dorsalis</i>	Longley

**ORDEN: BATRACHOIDIFORMES**

**FAMILIA: BATRACHOIDIDAE**

<i>Porichthys porosissimus</i>	(Valenciennes)
--------------------------------	----------------

**ORDEN: LOPHIIFORMES**

**FAMILIA: ANTENNARIIDAE**

<i>Antennarius ocellatus</i>	(Bloch y Schneider)
------------------------------	---------------------

**FAMILIA: OGCOCEPHALIDAE**

<i>Halieutichthys aculeatus</i>	Mitchill
---------------------------------	----------

La ordenación de Phyla está hecha de acuerdo a Barnes (1977), la del Phylum Mollusca de acuerdo a Abbott (1974), la del Phylum Arthropoda de acuerdo a Williams (1965), la del Phylum Chordata de acuerdo al Catálogo de Peces Marinos Mexicanos, (1976).

TABLA II

ABUNDANCIA (No. de individuos) DE CADA UNA DE LAS ESPECIES  
ENCONTRADAS EN LOS MUESTREOS

	MUESTRA No.		
	1	2	3
<b>INVERTEBRADOS</b>			
<b>PORIFERA</b>			
sp no identificada	36	5	9
<b>COELENTERATA</b>			
Calliactis sp	1	1	1
<b>MOLLUSCA</b>			
Stombus pugilis	1	-	-
Phalium granulatum	7	-	8
Sconsia striata	-	6	-
Distorsio clathrata	3	-	-
Tonna gales	1	-	-
Conus austini	-	7	2
C. clarki	-	5	-
C. jaspideus	12	-	-
Polystira albida	23	90	25
Amusium papyraceum	18	20	48
Argopecten gibbus	-	-	5
<b>ARTHROPODA</b>			
Squilla empusa	6	2	1
Sicyonia laevigata	112	24	21
Scyllarus chacei	1	-	-
Dardanus sp	-	-	1
Paguristes sp	-	2	-
Petrochirus diogenes	20	1	1
Iliacantha subglobosa	31	14	4
Calappa flammea	21	4	-
C. ocellata	-	1	1
C. sulcata	-	-	6
Portunus spinicarpus	-	480	351
P. spinimanus	44	25	77
Callinectes sapidus	17	-	-
Batrachonotus fragosus	-	-	1
Euprognatha sp	-	-	6
Libinia emarginata	1	-	1
Stenocionops fucata coelata	1	-	-
<b>EQUINODERMATA</b>			
Astropecten sp	10	4	13
Tethyaster sp	13	8	5
Luidia sp	2	-	2

## PECES

<b>RAJIFORMES</b>			
<i>Raja texana</i>	6	27	12
<b>CLUPEIFORMES</b>			
<i>Sardinops</i> sp	-	1	-
<i>Anchoviella perfasciata</i>	3	-	-
<b>SCOPELIFORMES</b>			
<i>Synodus foetens</i>	24	73	38
<i>Trachinocephalus myops</i>	16	3	1
<b>CYPRINIFORMES</b>			
<i>Bagre marinus</i>	-	-	2
<b>ANGUILLIFORMES</b>			
<i>Ariosoma balearica</i>	-	1	-
<i>Congrina flava</i>	2	-	-
<i>Hoplunnis tenuis</i>	4	-	-
<i>Myrophys punctatus</i>	-	-	1
<b>PERCIFORMES</b>			
<i>Centropristes ocyurus</i>	-	35	-
<i>Diplectrum bivittatum</i>	130	123	-
<i>D. formosum</i>	-	-	3
<i>D. radiale</i>	-	59	19
<i>Hemianthias</i> sp	-	3	-
<i>Serranus atrobranchus</i>	117	91	64
<i>S. phoebe</i>	5	-	-
<i>Priacanthus arenatus</i>	-	47	-
<i>Caulolatilus intermedius</i>	-	13	-
<i>Caranx fusus</i>	1	-	1
<i>Chloroscombrus chrysurus</i>	23	-	26
<i>Selar crumenophthalmus</i>	3	-	-
<i>Trachurus lathami</i>	-	187	87
<i>Vomer setapinnis</i>	1	4	4
<i>Lutjanus campechanus</i>	19	1	5
<i>Ocyurus chrysurus</i>	-	-	307
<i>Pristipomoides aquilonaris</i>	1	522	23
<i>Rhomboplites aurorubens</i>	-	8	-
<i>Eucinostomus argenteus</i>	33	53	42
<i>E. melanopterus</i>	-	-	1
<i>Haemulon aurolineatum</i>	7	2	4
<i>Orthopristis chrysoptera</i>	2	-	-
<i>Cynoscion nothus</i>	1	-	1
<i>Micropogon undulatus</i>	9	-	-
<i>Calamus leucosteus</i>	9	-	13
<i>Calamus</i> sp	1	5	9
<i>Upeneus parvus</i>	174	296	169
<i>Brotula barbata</i>	1	-	5
<i>Lepophidium graellsi</i>	11	2	8
<i>L. jaenae</i>	2	2	7

<i>Trichiurus lepturus</i>	1	-	-
<i>Gobionellus lyricus</i>	-	3	2
<i>Neomerinthe heningwayi</i>	1	15	-
<i>Scorpaena calcarata</i>	76	-	59
<i>Bellator militaris</i>	46	125	93
<i>Prionotus carolinus</i>	2	-	-
<i>P. ophryas</i>	18	1	3
<i>P. rubio</i>	3	1	1
<i>P. scitulus</i>	-	1	2
<i>P. stearnsi</i>	-	23	-
<i>Prionotus sp</i>	1	-	2
<b>PLEURONECTIFORMES</b>			
<i>Cyclosetta chittendeni</i>	4	10	-
<i>C. fimbriata</i>	5	-	4
<i>Engyophrys senta</i>	21	12	-
<i>Syacium gunteri</i>	276	57	194
<i>S. papillosum</i>	19	18	29
<i>Gymnachirus texae</i>	4	7	6
<i>Symphurus civitatus</i>	5	2	7
<i>S. diomedianus</i>	-	2	-
<i>S. plagiata</i>	-	-	1
<b>TETRODONTIFORMES</b>			
<i>Balistes capricus</i>	6	32	14
<i>Lagocephalus laevigatus</i>	2	14	16
<i>Aluterus scriptus</i>	-	-	2
<i>Stephanolepis hispidus</i>	-	67	-
<i>Sphoeroides dorsalis</i>	-	66	7
<b>BATRACHOIDIFORMES</b>			
<i>Porichthys porosissimus</i>	54	63	36
<b>LOPHIIFORMES</b>			
<i>Antennarius ocellatus</i>	-	1	3
<i>Haliutichthys aculeatus</i>	3	4	3
<b>TOTAL INDIVIDUOS</b>	<b>1533</b>	<b>2903</b>	<b>1968</b>
<b>TOTAL ESPECIES</b>	<b>67</b>	<b>62</b>	<b>66</b>

TABLA III

VALORES OBSERVADOS, ESPERADOS Y DE XI-CUADRADA PARA EL AJUSTE DE LA MUESTRA No.1 AL MODELO DE LA SERIE LOGARITMICA.

No. Ind.	No. spp. Esp.	No. spp. Obs.	(O-E) <sup>2</sup> /E	
1	15	14.099	0.058	
2	6	6.985	0.139	
3	5	4.985	0.032	
4	3	3.428	0.053	
5	3	2.717	0.029	
6	3	2.244	0.255	
7	2	1.905	0.005	
8	0	1.652	1.652	
9	2	1.455	0.204	
10	1	1.297	0.068	
11	1	1.169	0.024	
12	1	1.061	0.004	
13	1	0.971	0.001	
14	0	0.893		
16	1	0.767	4.894	0.502
17	1	0.715		
18	2	0.669		
19	2	0.628		
20	1	0.591	3.945	1.070
21	2	0.558		
23	2	0.500		
24	1	0.475		
27	0	0.411		

TABLA III Continuation

No. Ind.	No. spp. Obs.	No. spp. Esp.	(D-E)2/E	
28	0	0.392	8.279	0.627
31	1	0.345		
33	1	0.318		
36	1	0.283		
44	1	0.215		
46	1	0.215		
54	1	0.160		
65	0	0.120		
66	0	0.117		
76	1	0.093		
112	1	0.045	5.991	0.000
117	1	0.041		
130	1	0.033		
174	1	0.016		
276	1	0.004		

$$\chi^2 = 4.723$$

$$G.L. = 15$$

$$\chi_{0.99}^2 = 5.229$$



TABLA IV

VALORES OBSERVADOS ESPERADOS Y DE  $\chi^2$ -CUADRADA PARA EL AJUSTE DE LA MUESTRA No.2 AL MODELO DE LA SERIE LOGARITMICA.

No. Ind.	No. spp. Obs.	No. spp. Esp.	(O-E) <sup>2</sup> /E
1	10	11.215	0.132
2	7	5.585	0.358
3	3	3.708	0.135
4	3	2.270	0.019
5	3	2.207	0.285
6	2	1.832	0.015
7	2	1.584	0.121
8	2	1.363	0.298
9	0	1.207	1.207
10	1	1.082	0.006
11	0	0.979	
12	1	0.894	
13	1	0.822	
14	2	0.760	
15	1	0.707	
---	---	---	
18	1	0.582	
---	---	---	
20	1	0.520	
---	---	---	
23	1	0.446	
25	1	0.407	
---	---	---	
27	1	0.374	
---	---	---	
32	1	0.310	
---	---	---	
35	1	0.280	
---	---	---	
53	1	0.172	
---	---	---	
57	1	0.157	
---	---	---	
59	1	0.151	
60	0	0.148	

(Rows 11-15, 18, 20, 23, 25, 27, 32, 35, 53, 57, 59, 60 are grouped with a bracket labeled '8' on the left and a bracket labeled '8.500' on the right.)  
 (Rows 11-15, 18, 20, 23, 25, 27, 32, 35, 53, 57, 59, 60 are grouped with a bracket labeled '9.112' on the right and a bracket labeled '0.029' on the left.)

TABLA IV Continuación

No. Ind.	No. spp. Obs.	No. spp. Esp.	(O-E)2/E	
61	0	0.145	4.669	1.164
63	1	0.139		
66	1	0.131		
67	2	0.128		
73	1	0.115		
90	1	0.087		
91	1	0.086		
107	0	0.069	6.872	0.111
108	0	0.068		
123	1	0.056		
125	1	0.055		
187	1	0.028		
296	1	0.012		
480	1	0.003		
522	1	0.003		

$$\chi^2 = 4.016$$

$$G.L. = 12$$

$$\chi_{0.95}^2 = 4.178$$

TABLA V

VALORES OBSERVADOS, ESPERADOS Y DE XI-CUADRADA PARA EL AJUSTE DE LA MUESTRA No. 3 AL MODELO DE LA SERIE LOGARITMICA.

No. Ind.	No. spp. Obs.	No. spp. Esp.	(O-E) <sup>2</sup> /E	
1	14	13.576	0.013	
2	7	6.741	0.010	
3	5	4.463	0.065	
4	4	3.324	0.137	
5	4	2.641	0.699	
6	3	2.186	0.372	
7	3	1.860	0.699	
8	2	1.617	0.091	
9	2	1.427	0.230	
10	0	1.276	1.276	
11	0	1.152	1.152	
12	1	1.048	0.002	
13	2	0.961	1.123	
14	1	0.886	0.015	
15	0	0.821		
16	1	0.765		
19	1	0.631		
21	1	0.563	7.602	0.338
23	1	0.507		
25	1	0.460		
26	1	0.439		
27	0	0.420		
28	0	0.402		
29	1	0.386		
38	1	0.277		
42	1	0.243		
48	1	0.204	9.414	0.619
56	1	0.166		
59	1	0.154		
64	1	0.137		
70	0	0.120		

TABLA V Continuación

No. Ind.	No. spp. Obs.	No. spp. Esp.	(O-E)2/E
71	0	0.118	7.485    0.031
77	1	0.104	
87	1	0.086	
93	1	0.077	
189	1	0.020	
194	1	0.018	
307	1	0.005	
351	1	0.003	

$$\chi^2 = 6.872$$

$$G.L. = 15$$

$$\chi_{0.95}^2 = 7.261$$

TABLA VI

VALORES OBSERVADOS ESPERADOS Y DE XI-CUADRADA PARA EL AJUSTE DE LAS MUESTRAS AL MODELO DE DISTRIBUCION LOGNORMAL.

MUESTRA No. 1

No. spp. Obs.	No. spp. Esp.	$(O-E)^2/E$	
18.0	17.3	0.029	
9.5	15.3	2.199	
9.5	12.6	0.763	$\chi^2 = 9.811$
6.5	9.5	0.947	
12.5	6.6	5.247	G.L. = 8
5.0	4.3	0.114	
3.0	2.5	0.100	$\chi^2_{0.25} = 10.20$
2.0	1.4	0.257	
1.0	0.7	0.129	

MUESTRA No. 2

No. spp.	No. spp.	$(O-E)^2/E$	
13.5	13.2	0.007	
6.0	11.5	2.608	
9.5	9.4	0.001	$\chi^2 = 28.004$
7.0	7.1	0.001	
6.5	5.0	0.450	G.L. = 9
5.5	3.2	1.653	
8.0	1.9	19.584	$\chi^2_{0.001} = 27.9$
1.0	1.0	0.000	
1.0	0.5	0.500	
1.0	0.2	3.200	

MUESTRA No. 3

No. spp.	No. spp.	$(O-E)^2/E$	
17.5	16.8	0.029	
10.5	14.9	1.299	
13.5	12.2	0.052	$\chi^2 = 4.806$
7.5	9.2	0.314	
6.5	6.4	0.002	G.L. = 8
4.5	4.1	0.004	
3.5	2.5	0.400	$\chi^2_{0.75} = 5.07$
2.0	1.4	0.257	
2.0	0.7	2.214	