

Un modelo estadístico para el muestreo faunístico

J. J. de Haro

RESUMEN

Se ha obtenido un nuevo método con el cual es posible predecir el número de ejemplares que deben ser capturados en un muestreo para obtener todas las especies de una comunidad animal con un nivel de seguridad determinado por el investigador.

Para esto se proponen una serie de fórmulas que describen las frecuencias de las especies que todavía no han sido capturadas tomando como base la propiedad de que la distribución de frecuencias de las especies de una población, ordenadas de menor a mayor frecuencia, es exponencial.

Palabras clave: Muestreo, abundancia de especies, distribución exponencial.

ABSTRACT

A statistical model for the faunistic sampling.

We have obtained a new method to determine the number of exemplars in order to get all the species of one animal community, with the determination of the statistical security with which we want obtain the new species.

For that we propose a conjunct of formulae which describe the frequencies of species that have been not still captured on the base that the distribution of frequencies of the species is exponential.

Key words: Sampling, abundance of species, exponential distribution.

INTRODUCCIÓN

En los muestreos faunísticos es muy difícil saber con certeza en qué momento debe darse por terminada la recolección, ya que nunca se tiene la seguridad de haber cogido todas las especies. Tampoco es frecuente el cono-

cimiento de la bondad del mismo. La pregunta "¿ha sido el muestreo significativo?" es inherente al trabajo del zoólogo.

En este estudio se propone un modelo que permite hallar las frecuencias esperadas de las especies (las capturadas y las que todavía no lo han sido). Nos basaremos en él para predecir el número de ejemplares que deberán recolectarse para obtener todas las especies (previa fijación del error tipo I) o bien para conocer cuál ha sido la bondad del muestreo.

Se sabe desde hace tiempo que si se ordena un conjunto de especies, extraídas de una serie de muestras, de menor a mayor frecuencia, por regla general, la distribución que se obtiene es la de una función exponencial (GLEASON, 1922, 1925; MARGALEF, 1951 y McNAUGHTON & WOLF, 1984, entre otros). Es la llamada distribución geométrica por McNAUGHTON & WOLF (1984).

Este trabajo se apoya en esta importante propiedad para determinar el número de ejemplares que serán necesarios para obtener todas las especies de la comunidad que se esté estudiando.

Dicho problema ha sido frecuentemente abordado en las publicaciones científicas. Una extensa revisión de las relaciones entre el número de especies y su abundancia ha sido realizado por WILLIAMS (1964), el cual agrupa las especies por clases de abundancia: el número de especies dependiente del número de individuos. El método más comúnmente seguido es el de PRESTON (1948, 1960, 1962) que agrupa los individuos por clases, donde cada clase contiene el doble de ejemplares que la precedente (la primera clase tiene un ejemplar, la segunda tiene dos, la tercera tiene cuatro, y así sucesivamente), y atribuye a cada clase el número de especies correspondientes a cada una de ellas. En su primer trabajo el número de especies se calcula integrando la función definida por las clases como variable independiente y el número de especies como variable dependiente. Este método ha sido recogido por IGLESIAS (1988) en un estudio de las distribuciones de frecuencias relativas de especies. GOURBAULT & LECORDIER (1984) agrupan las especies que están representadas por un mismo número de individuos sin definir clases y aplican la ley de Paréto para explicar la distribución de las frecuencias. Varios modelos y métodos para conocer el número de especies han sido recopilados por SOUTHWOOD (1975). Todos estos modelos son muy diferentes del que se propone aquí; en efecto, las especies no son agrupadas según el número de individuos que poseen, en este trabajo se representa simplemente la frecuencia de cada especie ordenadas éstas de menor a mayor.

El trabajo realizado por INAGAKI & LENOIR (1974) es más cercano a los métodos del presente estudio. En él aplican la ley de Motomura para el estudio de la ecología evolutiva de las hormigas. Esta ley se apoya en las progresiones geométricas y se relacionan las especies y su frecuencia como proponemos en este trabajo.

El método propuesto es sobre todo práctico y ha sido diseñado para obtener el número de ejemplares que serán necesarios para obtener nuevas especies a medida que se van realizando las muestras. Puede ser aplicado a

gran parte de las técnicas de captura o recolección de las especies.

Las limitaciones del método son:

A) Los supuestos teóricos que se especifican en los puntos 1.A, 1.B y 1.C del método.

En el punto 1.B se indica que la distribución de frecuencia de las especies es exponencial, factor que condiciona totalmente la aplicabilidad, y que deberá ser comprobado siempre antes de iniciar el análisis muestral.

El punto 1.C requiere constancia en el número de especies y en la frecuencia de cada una. Tal como sugiere McARDLE (1990) una estratificación constante (ya sea temporal o espacial) puede llevar, en ciertos casos, a que las proporciones entre especies no se mantengan. Por ejemplo, si hay motivos para creer que la frecuencia de las especies varía de mes en mes a lo largo de un año, difícilmente las estimaciones sobre las frecuencias de las especies entre un mes y otro serán fiables. Así pues, deberá considerarse un año entero (o el período que se estime oportuno) como el período mínimo de muestreo, ya que las muestras sólo serán comparables de año en año. Por lo que deberá esperarse el paso de un ciclo temporal completo antes de aplicar este método estadístico con seguridad. Ahora bien, en períodos temporales de corta duración, donde las frecuencias específicas no varían o no lo hacen en gran magnitud, se podrá aplicar con relativa fiabilidad. La estratificación espacial requiere una atención similar a la temporal.

B) Debe conocerse con precisión el número de especies que se poseen y el número de ejemplares que tiene cada una.

C) El método de muestreo que se esté empleando. Si, por ejemplo, se usa una trampa luminosa para capturar ciertas especies de insectos, utilizando de forma correcta la metodología que será explicada más tarde, se podrán obtener todas las especies (con un nivel de confianza determinado); pero exclusivamente las especies que sean atraídas por la luz y no tendremos oportunidad de saber si hay otras especies que no son atraídas. Por lo tanto, el método condiciona absolutamente los resultados que se puedan obtener. Es, pues, tarea del investigador determinar qué método deberá ser usado en cada caso.

MÉTODO

1) Las bases sobre las que se fundamenta el trabajo son:

- A. Se considera una población animal formada por N especies donde cada una de ellas se identifica por el número que le corresponde al ordenarlas de menor a mayor frecuencia. La especie número 1 será la menos frecuente y la número N la más frecuente, por lo tanto la distribución de frecuencias es creciente en el intervalo $[1, N]$ (identificaremos una especie cualquiera perteneciente a dicho intervalo por "i").
- B. La distribución de frecuencias de las especies es exponencial.

- C. Tanto la base de la función exponencial "W" como "N" son constantes. Ya que, son los factores que explican la distribución de frecuencias y ésta se supone constante en el período de estudio de una comunidad.

2) Función de frecuencia de las especies

La función de probabilidad* en la que nos basaremos para el desarrollo del modelo es:

$$P(i) = \frac{W^{i+1/2} - W^{i-1/2}}{W^{N+1/2} - W^{1/2}} \quad (1)$$

Esta función fue obtenida por el autor a partir de la simulación en ordenador de poblaciones naturales con distribución de frecuencias exponencial. Su idoneidad quedará comprobada en el apartado 3 cuando se demuestre su relación con la función exponencial.

La anterior fórmula proporciona la frecuencia relativa, $P(i)$, de cualquier especie "i", para una base, "W", y un número de especies, "N", determinados.

Como se podrá suponer

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^N P(i) &= 1, \text{ en efecto: } \sum P(i) = \sum \frac{W^{i+1/2} - W^{i-1/2}}{W^{N+1/2} - W^{1/2}} = \\ &= \frac{W^{1/2} - W^{-1/2}}{W^{N+1/2} - W^{1/2}} \sum W^i = \frac{W^{1/2} - W^{-1/2}}{W^{N+1/2} - W^{1/2}} \cdot \frac{W - W^{N+1}}{1 - W} = 1, \end{aligned}$$

el último sumatorio es la suma de los N primeros términos de una progresión geométrica de razón W de la que se deduce la igualdad que le sigue.

"N" indica el número de especies, por lo tanto debe ser un número natural mayor de 0. "W" puede ser cualquier número real mayor que 0 exceptuando el 1. Se puede demostrar que si $W > 1$ entonces $P(i, W) = P(N-i+1, W^{-1})$, es decir, expresando P en función de "i" y "W", existe una distribución equivalente en la que $0 < W < 1$, relacionadas tal como indica la igualdad. Las funciones son idénticas pero la que genera el término de la izquierda es creciente, mientras que la otra es decreciente. La demostración de tal relación no entra en los límites del presente trabajo.

Dado que hemos especificado (punto 1.A) que las especies están ordenadas de menor a mayor frecuencia la función deberá ser creciente y consecuentemente $W > 1$.

"W" merece una especial atención en virtud de su significado biológico. Cuando $W = 2$ cada especie es el doble de frecuente que la que la antecede

*Probabilidad se utiliza como sinónimo de frecuencia relativa.

numéricamente. Cuando $W = 3$ la especie "i" es 3 veces más frecuente que "i-1", etc. Por este motivo la hemos llamado disimilitud ya que es un indicador de las proporciones entre especies consecutivas dentro de una comunidad. Cuando "W" es alta (2.5 ó 3) se revela la predominancia de una o dos especies sobre todas las demás (diversidad baja). Cuando la disimilitud es cercana a 1 las especies son prácticamente equiprobables indicando poca dominación de unas sobre otras (diversidad alta).

3) Relación de $P(i)$ con la función exponencial $y = a \cdot e^{bx}$

Se demuestra a continuación que la fórmula (1) corresponde a una distribución de frecuencias exponencial.

Extrayendo W^i del numerador de la ecuación, obtenemos:

$$P(i) = \frac{W^{1/2} - W^{-1/2}}{W^{N+1/2} - W^{1/2}} W^i$$

La fracción es una constante (punto 1.C) a la que podemos denominar "a", por lo que $P(i) = a \cdot W^i$.

Realizando el logaritmo neperiano de W^i obtenemos $\ln(W^i) = i \cdot \ln(W)$; y elevando la cifra "e" (base de los logaritmos neperianos) a esta última expresión: $W^i = e^{i \cdot \ln(W)}$. El exponente de "e" que multiplica a "i" es otra constante que denominaremos "b": $b = \ln(W)$ (2), por lo que $P(i) = a \cdot e^{b \cdot i}$, que es la ecuación a la que se quería llegar.

4) Deducción de las ecuaciones para obtener el número de ejemplares necesarios

Este apartado necesitará de varias hipótesis para su desarrollo:

A. *Hipótesis nula (H_0): el número de especies sin recolectar es elevado.*

Hipótesis alternativa (H_1): el número de especies sin recolectar no es elevado.

Dado que en todo muestreo se pretende que no queden especies sin recolectar el objetivo será rechazar la hipótesis nula.

Si en el curso de un muestreo se han obtenido M especies y creemos que en total hay M+J especies; donde J es el número de especies que todavía no han sido capturadas, es lógico pensar que las M especies capturadas sean las más frecuentes y por tanto las J especies restantes las menos frecuentes. De acuerdo con el punto 1.A, 1 es la especie menos representada de toda la comunidad, J + 1 la menos frecuente de las capturadas y $N = M + J$ la más frecuente de toda la comunidad.

La suma de las frecuencias de todas las especies que todavía no han sido capturadas es:

$$P = \sum_{i=1}^J \frac{W^{i+1/2} - W^{i-1/2}}{W^{M+J+1/2} - W^{1/2}} \quad (3)$$

De acuerdo con H_0 , J será grande por lo que $W^{M+J+1/2} - W^{1/2} \approx W^{M+J+1/2} =$

$$= W^M \cdot W^{J+1/2} \quad (4). \text{ Obteniendo: } P = \frac{1}{W^M} \sum_{i=1}^J \frac{W^{i+1/2} - W^{i-1/2}}{W^{J+1/2}} \quad (5)$$

La expresión del sumatorio se aproxima a 1 cuando J es grande ya que es la suma de probabilidades de todas las especies de una comunidad con distribución de frecuencias exponencial con J especies y que siempre suma 1. El sumatorio de la ecuación (5) no es exactamente la propuesta originalmente (1) pero por el mismo razonamiento realizado antes: $W^{J+1/2} - W^{1/2} \approx W^{J+1/2}$ (6).

Así pues, $P = \frac{1}{W^M}$ (7) y es la probabilidad de aparición de las especies

no recolectadas todavía cuando J es grande.

Consecuentemente $(1-P)$ es la probabilidad de no encontrar ninguna de ellas y la probabilidad de que no aparezcan en X extracciones de 1 ejemplar cada una es $P(X) = (1-P)^X$ (8), donde $P(X)$ es la probabilidad de no haber obtenido ninguna especie nueva en X extracciones y es la probabilidad del error tipo I, rechazar la hipótesis nula siendo verdadera. $P(X)$ es elegida por el investigador y debe ser igual o menor a 0,1.

Despejando el número de extracciones de la ecuación (8) para saber cuántos individuos son necesarios para rechazar la hipótesis nula (para encontrar las J especies): $X = \log_{1-P} P(X)$ (9).

Una vez recolectados los X ejemplares calcularemos el error tipo I que existe realmente y lo compararemos con el que nosotros hemos elegido para saber si se ha reducido. Para ello se calcula P de nuevo, ya que con los nuevos datos con toda seguridad habrá variado, y se utiliza el número de ejemplares capturados hasta el momento X_0 : $P(X_0) = (1-P)^{X_0}$ (10).

Si $P(X_0) \leq P(X)$ podremos rechazar H_0 y aceptar H_1 . Si por el contrario $P(X_0) > P(X)$, lo que suele ser frecuente ya que se deben tener en cuenta las variaciones al azar en las extracciones de ejemplares, entonces se vuelve a calcular X , utilizando la ecuación (9) y se vuelve a comprobar $P(X_0)$ con $P(X)$. Se repite el proceso hasta aceptar H_1 .

B. Hipótesis nula (H_2): queda una especie por descubrir.

Hipótesis alternativa (H_3): no queda ninguna especie por descubrir.

Una vez aceptada la hipótesis alternativa del punto 4.A, hay que formular dos hipótesis nuevas debido a que en simulaciones por ordenador se com-

probó que cuando J era pequeño y M no era grande las aproximaciones (4) y (6) no se cumplían por lo que se realizaban menos extracciones de las necesarias y quedaban especies sin descubrir.

Para subsanar este defecto supondremos que queda una sola especie por descubrir, ya que es el caso más restrictivo posible, y por lo tanto consideraremos una población formada por $N = M + 1$ especies.

La función de probabilidad de esta especie es, aplicando (1):

$$P(1) = \frac{W - 1}{W^{M+1} - 1} \quad (11)$$

El proceso a seguir es el mismo que el del punto 4.A.

$P(X) = [1 - P(1)]^X$ (12) y $X = \log_{[1-P(1)]} P(X)$ (13); se realizan las extracciones predichas por (13), se calcula $P'(X_0)$ con los nuevos datos disponibles* $P'(X_0) = [1 - P(1)]^{X_0}$ (14). Esta probabilidad se compara con $P(X)$. Si $P'(X_0) > P(X)$ se halla de nuevo X y se extraen este número de ejemplares. Se vuelve a hallar $P(1)$ y $P'(X_0)$ y se compara con $P(X)$. Se repite el proceso hasta que $P'(X_0) \leq P(X)$. Llegados a este punto podremos dar por concluido el muestreo sabiendo que no quedan más especies y que el error que podemos cometer se encuentra entre $P(X_0)$ y $P'(X_0)$.

Si en el curso de un muestreo se decide terminar éste prematuramente o simplemente se desea información al respecto sobre su estado, se debe hallar $P(X_0)$ y $P'(X_0)$ ya que no estamos en condiciones de aceptar ni de rechazar ninguna de las hipótesis nulas H_0 y H_2 . Las dos probabilidades nos dirán en qué medida se puede rechazar cada una de las dos hipótesis nulas. Valores altos indicarán una gran probabilidad de que queden una o más especies y valores bajos mostrarán que la probabilidad de que queden una o más especies es pequeña.

Hay que destacar que el método que se ha expuesto se basa en la manipulación de los errores tipo I para las dos hipótesis nulas H_0 y H_2 modificando el tamaño muestral hasta que estos errores estén por debajo de aquel que hayamos elegido previamente.

5) Cálculo de "W"

La disimilitud es necesaria para hallar las probabilidades de aparición de las especies (fórmulas 7 y 11). Como ya se ha visto en el apartado 3, fórmula 2, $b = \ln(W)$, por lo que $W = e^b$ (15); "e" es la base de los logaritmos neperianos y "b" es una constante de la ecuación exponencial $P(i) = a \cdot e^{b \cdot i}$. Trans-

*La probabilidad real de que no haya aparecido la única especie que se supone queda sin capturar se designa como $P'(X_0)$ para diferenciarla de $P(X_0)$ que es la probabilidad real de que no hayan aparecido las especies que quedan por descubrir suponiendo que hay muchas. Ambas son, sin embargo, el error tipo I para sus respectivas hipótesis nulas H_0 y H_2 .

$P(X)$ es el error tipo I que hemos elegido previamente. Para poder rechazar las hipótesis nulas hay que conseguir $P(X) \geq P(X_0)$ y $P(X) \geq P'(X_0)$.

formándola en la ecuación de una recta: $\ln[P(i)] = b \cdot i + \ln(a)$; donde $\ln(a)$ es el término independiente de la recta y "b" su pendiente. Así pues, para hallar "W" es necesario transformar las frecuencias de cada especie haciendo su logaritmo neperiano, aplicar una regresión lineal para encontrar "b" y hallar "W" mediante la fórmula 15. Se utilizará como variable independiente el número que le corresponde a cada especie al ordenarlas de menor a mayor frecuencia, "i", y como variable dependiente el logaritmo neperiano de la frecuencia que tenga cada una de ellas, $\ln[P(i)]$. Indistintamente se puede utilizar para los cálculos la frecuencia relativa, $P(i)$, o la frecuencia absoluta, ya que la pendiente de la recta no se ve afectada.

Para que el cálculo de "W" sea efectivo debe comprobarse que las especies tienen una distribución de frecuencias exponencial. Será necesario realizar una correlación lineal aplicada a los mismos datos que la regresión y comprobar su nivel de significación.

EJEMPLOS PRÁCTICOS

Ilustraremos con dos ejemplos la utilización del método:

1. El primero de ellos corresponde a un estudio propio sobre la población de parasitoides que atacan al díptero de la familia Agromyzidae *Liriomyza trifolii* (Burgess 1880). El muestreo se llevó a cabo durante parte de los años 1987 y 1988 en la comarca del Maresme en la provincia de Barcelona en invernaderos de gerbera (*Gerbera jamesoni*). Las larvas de *L. trifolii* excavan galerías por el interior de las hojas de la planta y es en esta fase cuando los parasitoides depositan sus huevos sobre ellas. Las muestras se obtuvieron mediante la recolección de 40 hojas de gerbera que eran introducidas en cajas para esperar la emergencia de los parasitoides. Todos los parasitoides obtenidos pertenecen a la familia Eulophidae (Hymenoptera: Chalcidoidea): *Diglyphus isaea* (Walker 1838), *D. poppoea* Walker 1838, *Hemiptarsenus fulvicollis* Westwood 1833, *Cirrospilus vittatus* Walker 1838, *Grahamia* sp. Erdős 1966, *Chrysonotomyia formosa* Westwood 1833.

En las primeras muestras el número de ejemplares obtenidos fue muy bajo por lo que antes de aplicar el método se esperó a la obtención de 5 muestras.

El nivel de confianza que se utilizará será $P(X) = 0,1$. La correlación ha resultado significativa en todos los casos con un nivel de confianza menor al 1 %.

A) Muestras 1 a 5. $M = 4$, $X_0 = 21$

Especie	Frecuencia absoluta	Especie	Frecuencia absoluta
1 <i>C. formosa</i>	2	3 <i>C. vittatus</i>	6
2 <i>D. poppoea</i>	4	4 <i>D. isaea</i>	9

$r = 0,990$; $W = 1,635$ (fórmula 15).

Primera hipótesis nula:

$P = 0,140$ (fórmula 7); $P(X_0) = 0,0423$ (fórmula 10). Ya que $P(X_0) < P(X)$ se puede rechazar la hipótesis nula.

Segunda hipótesis nula:

$P(1) = 0,0594$ (fórmula 11); $P'(X_0) = 0,276$ (fórmula 14). Como $P'(X_0) > P(X)$ no se puede rechazar la hipótesis y se debe hallar X (fórmula 13); $X = 38$. Como ya se han capturado 21 ejemplares sólo habrá que recolectar 17 ejemplares más que se obtienen de las muestras 6 y 7.

B) Muestras 1 a 7. $M = 5$. $X_0 = 48$

1 <i>H. fulvicollis</i>	1	4 <i>D. poppoea</i>	8
2 <i>C. formosa</i>	6	5 <i>D. isaea</i>	27
3 <i>C. vittatus</i>	6		

$$r = 0,923; W = 1,990.$$

Primera hipótesis nula:

$P = 0,0321$; $P(X_0) = 0,209$; $X = 71$ (fórmula 9). $P(X_0) > P(X)$ por lo que no se puede rechazar esta hipótesis y deberán extraerse 23 ejemplares más. El hecho de que anteriormente esta hipótesis hubiera sido rechazada responde al bajo número de ejemplares de que constaban las muestras. A medida que se obtienen más individuos la estimación de "W" se acerca a la realidad y, por lo tanto, hay reajustes en los resultados. Hasta que no sea rechazada esta hipótesis o se termine el muestreo no deberá prestarse atención a la segunda.

C) Muestras 1 a 9. $M = 5$. $X_0 = 120$

1 <i>H. fulvicollis</i>	1	4 <i>C. vittatus</i>	25
2 <i>D. poppoea</i>	11	5 <i>D. isaea</i>	66
3 <i>C. formosa</i>	17		

$$r = 0,923; W = 2,509.$$

Primera hipótesis nula:

$P = 0,0101$; $P(X_0) = 0,298$; $X = 228$. Tampoco puede rechazarse la hipótesis por lo que deberán extraerse 108 ejemplares más.

D) Muestras 1 a 13. $M = 6$. $X_0 = 327$

1 <i>Grahamia sp</i>	1	4 <i>C. formosa</i>	29
2 <i>H. fulvicollis</i>	1	5 <i>C. vittatus</i>	104
3 <i>D. poppoea</i>	17	6 <i>D. isaea</i>	175

$$r = 0,965; W = 3,162.$$

Primera hipótesis nula:

$P = 0,00100$; $P(X_0) = 0,721$; $X = 2300$. No puede rechazarse la hipótesis y deberían capturarse 1973 ejemplares más. Se poseen aproximadamente 6000 ejemplares pero no han podido ser identificados hasta la especie todavía, por lo que el método no puede seguirse aplicando. Así pues se harán los cálculos correspondientes a la segunda hipótesis.

Segunda hipótesis nula:

$$P(1) = 0,000684; P'(X_0) = 0,799.$$

Los niveles de confianza para las respectivas hipótesis son 72,1 % y 79,9 %, por lo que hay una altísima probabilidad de que queden más especies. Estas probabilidades indican la bondad del muestreo, del que se puede decir que es absolutamente insuficiente con los 327 ejemplares clasificados.

2. El segundo ejemplo proviene del estudio del contenido estomacal de *Pomatoschistus microps* (Kroyer 1836) (Pisces, Gobiidae). Los ejemplares fueron obtenidos en las lagunas del Delta del Ebro (Tarragona) desde enero a diciembre de 1984 tomando una muestra cada cuatro horas. Para revisar el contenido estomacal se han elegido submuestras formadas por 6 machos y 6 hembras de cada una de las muestras, dos días por semana de todas las semanas del año.

Los resultados que se han obtenido, dadas las características del estudio, no han sido especies sino órdenes pertenecientes a tres clases. Clase Poliquetos: Orden Filodácidos. Clase Insectos: Orden Dípteros. Clase Crustáceos: Orden Podocópidos, O. Misidáceos, O. Anfípodos, O. Isópodos, O. Calanoideos, O. Ciclopoideos, O. Harpacticoideos.

Los datos provienen de un muestreo ya concluido por lo que se presentarán los resultados finales para comprobar la bondad del mismo.

El nivel de confianza elegido es, al igual que antes, $P(X) = 0,1$.

$$M = 9, X_0 = 3521$$

Orden	Frecuencia absoluta	Orden	Frecuencia absoluta
1 Ciclopoideos	2	6 Filodácidos	178
2 Podocópidos	14	7 Misidáceos	551
3 Calanoideos	56	8 Harpacticoideos	887
4 Isópodos	81	9 Anfípodos	1324
5 Dípteros	158		

$r = 0,964$ (Correlación significativa para un nivel de confianza menor al 1 %), $W = 2,0746$.

Primera hipótesis nula:

$P = 0,00140$; $P(X_0) = 0,0104$. Puede rechazarse esta hipótesis ya que $P(X_0) < P(X)$.

Segunda hipótesis nula:

$P(1) = 0,000728$; $P'(X_0) = 0,0937$. Dado que en este caso también $P'(X_0) < P(X)$ se puede rechazar esta hipótesis. Una vez rechazada la hipótesis de que queda una especie podemos asegurar, con un nivel de confianza que variará entre 1,04 % y 9,37 %, que no existen más órdenes. Así pues, se puede concluir que el muestreo ha sido completo atendiendo al nivel de confianza elegido.

Este ejemplo es radicalmente distinto del anterior tanto en el método de muestreo como en la categoría sistemática de los ejemplares obtenidos. No hay ninguna razón para que no pueda aplicarse este método estadístico a taxones diferentes de la especie ya que categorías superiores se comportan, en cuanto a su aparición en los muestreos, como si de especies se tratara. Por otro lado estos órdenes no forman ningún tipo de comunidad natural ya que en realidad *P. microps* ingiere su alimento de forma selectiva, por lo que de ninguna manera esperaremos encontrar estas proporciones en la naturaleza. Pero independientemente de esta consideración estos órdenes se comportan como si se tratase de una comunidad natural, en cuanto a su distribución de frecuencias, por lo que es perfectamente lícito el tratarlas como tal.

CONCLUSIONES

Bajo las condiciones previas de: distribución de frecuencia de especies exponencial, número de especies y abundancia constantes; el método que se ha expuesto en este trabajo permite racionalizar la toma de muestras ya que el número de ejemplares a recolectar se basa en cálculos estadísticos bajo un nivel de confianza determinado.

Aún cuando no sea posible aplicarlo muestra a muestra, bien por la imposibilidad de clasificar las especies (o taxones de orden superior) entre muestras sucesivas, bien porque el muestreo ya haya sido finalizado, o por cualquier otro motivo, puede determinarse la bondad del muestreo hallando el nivel de confianza en las dos hipótesis propuestas. Igualmente puede aplicarse para la corroboración de métodos de muestreo ya establecidos metodológicamente, más o menos empíricos, y que suelen aplicarse a campos biológicos muy específicos.

Está a disposición el programa MUESTRA90 que proporciona los resultados introduciendo las frecuencias absolutas de las especies. Las personas interesadas pueden escribir al autor.

AGRADECIMIENTOS:

Agradezco a Isabel Ruiz (Universidad de Barcelona, Departamento de Biología Animal, Vertebrados) la cesión de los datos pertenecientes a *Pomatoschistus microps* para su utilización en este artículo.

BIBLIOGRAFÍA

- GLEASON, H. A., 1922. On the relation between species and area. *Ecology*, 3: 156-162.
- GLEASON, H. A., 1925. Species and area. *Ecology*, 6: 66-74.
- GOURBAULT, N. & CH. LECORDIER, 1984. Application de la loi de Paréto aux structures de peuplements de Nématodes de la baie de Morlaix. *Cahiers de Biologie Marine*, T. XXV: 343-352.
- IGLESIAS, R., 1988. *Diversidad taxonómica y ataxómica en poblaciones de insectos: un ejemplo del ecosistema restinga*. Tesis doctoral. Universidad de Barcelona. Universidad Federal de Rio de Janeiro.
- INAGAKI, H. & A. LENOIR, 1979. Une étude d'écologie évolutive: Application de la loi de Motomura aux fourmis. *Bull. Ecol.* T5, 3: 207-219.
- MARGALEF, R., 1951. Diversidad de especies en las comunidades naturales. *P. Inst. Biol. Apl.* 9: 5-27.
- McARDLE, B., 1990. When are rare species not there? *OIKOS* 57, 2: 276-277.
- McNAUGHTON, S. J. & L. L. WOLF, 1984. *Ecología general*. Ed. Omega, Barcelona: 713 páginas.
- PRESTON, F. W., 1948. The commonness, and rarity, of species. *Ecology*, 29: 254-283.
- PRESTON, F. W., 1960. Time and space and the variation of species. *Ecology*, 41: 611-627.
- PRESTON, F. W., 1962. The canonical distribution of commonness and rarity. Part. I, *Ecology*, 39: 185-215; part. II *ibid* 39: 410-432.
- SOUTHWOOD, T. R. E., 1975. *Ecological Methods*. Chapman and Hall. London. 391 pp.
- WILLIAMS, C. B., 1964. *Patterns in the balance of nature*. Academic Press. London and New York. 324 pp.

Fecha de recepción: 20 de diciembre de 1990

Fecha de aceptación: 31 de octubre de 1991

Juan José de Haro
Laboratorio de Zoología
Departamento de Biología Animal, B. Vegetal y Ecología
Universidad Autónoma de Barcelona
08193 - Bellaterra (Barcelona)