NICOLAE JACOB
Institut Central de Recherches Agricoles, Bucarest

Recherches sur la distribution spatiale dans la dynamique des population du Bryobe des arbres fruitiers (*Bryobia rubrioculus* Scheut.)

Par la statistique des observations quantitatives effectuées sur les populations de ravageurs dans la nature, l'ensemble des valeurs individuelles d'une population — au caudre de chaque échantillon — peut être groupé sous différentes formes, selon les classes de fréquence.

La représentation graphique ou tabellaire de ces mésurements peut fournir des indications sur la forme de distribution mathématique à laquelle correspond le matériel biologique analysé.

Ainsi, la connaissance analytique des populations de ravageurs fournit des renseignements précieux du point de vue pratique pour la caractérisation écologique des éspèces étudiées.

Les recherches sur la dynamique des populations effectuées jusqu'à présent par différents auteurs ont démontré que les distributions homogrades (binomiale et normale), — qui ont une plus grande importance dans la statistique biologique — corespondent moins à la caractérisation dynamique des populations des ravageurs.

Les distributions homogrades sont très souvent appliquées dans les recherches de toxicologie des ravageurs, parceque la variation de la sensibilité individuelle des ravageurs vis-à-vis des toxiques est réalisée en rapport avec la loi de distribution normale.

Parmi les autres distributions connues (groupées sous le nom générique de distributions hétérogrades), une application pratique dans l'étude de la dynamique des populations d'animaux est présentée par les distributions Poisson, binomiale-négative, Neyman, etc.

Boll. Zool. agr. Bachic., s. II, v. 7, 1965.
(Atti del 5º Simposio europeo d'Acarologia, Milano, 23-25.IX.1965)

1) Distribution Poisson.

Cette distribution résulte au cas des valeurs très réduites du « p », mais avec un « n » suffisamment grand, pour que

$$n \cdot p = \bar{m}$$

qui, à titre d'exemple, en cas d'estimation de la population du bryobe, a les significations suivantes:

n = nombre total de bryobes d'un échantillon.

p = la probabilité qu'une feuille soit infestée par un bryobe.

$\bar{m}$ = la moyenne des bryobes sur une feuille.

La probabilité d'avoir m bryobes sur des feuilles d'un nombre total n, lorsque p est très réduit, est donnée par la formule de Bernoulli (1).

Ainsi qu'on peut l'observer, la distribution Poisson est décrite par un seul paramètre, $\bar{m}$ (la moyenne), la variance (s^2) ayant des valeurs rapprochées de la moyenne dans presque tous les cas.

La distribution Poisson est mentionnée dans la littérature aussi sous le nom de « loi des évenements rares » ou « loi des nombres petits » et elle a une valeur pratique au cas de l'étude des populations d'animaux à des niveaux réduits.

Pielou (1959) a utilisé cette forme de distribution pour évaluer les populations de l'araignée rouge du pommier (*Panonychus ulmi* (Koch), dans les conditions des vergers de la Colombie britannique (Canada), de 1950 à 1957. L'auteur a observé que les échantillons des densités des acariens suivent la loi de la distribution Poisson seu-

---

(1)
$$P_{n,m} = \frac{n\,(n-1)\,\ldots\,(n-m+1)}{n^m} \cdot \frac{\bar{m}^m}{m\,!}\left(1 - \frac{\bar{m}}{n}\right)^{\underline{n-m}}$$

mais
$$\lim_{n \to \infty} \frac{n\,(n-1)\,\ldots\,(n-m+1)}{n^m} = 1$$

et
$$\lim_{n \to \infty} \left(1 - \frac{\bar{m}}{n}\right)^{\underline{n-m}} = e^{-\bar{m}}$$

on déduit donc que la probabilité que les bryobes se trouvent dans une densité numérique de m individus sur une feuille, est égale à

$$P_{n,m} = \frac{m^m}{m\,!}\, e^{-m}, \quad où$$

e = base des logarythmes naturels = 2,718 28..., les autres termes ayant la signification des formules antérieures.

Les termes accompagnés du signe (!) signifient qu'ils doivent être multipliés avec la série de nombres qui leur sont inférieurs. Par exemple: m ! = m . (m — l) . (m — 2) ...1

lement au cas des densités réduites de population. Pour les densités qui dépassent la moyenne de o,3 à 0,5 individus par feuille, la distribution calculée ne concorde plus aux données experimentales.

2) DISTRIBUTION BINOMIALE-NÉGATIVE.

Elle est caractérisée par deux paramètres: la moyenne ($\overline{m}$) et l'exponent (k) de l'expression générale de la distribution (2).

Dans les séries de populations qui sont caractérisées par une distribution binomiale-négative, la variance (s^2) varie disproportionnellement vis-à-vis de la moyenne ($\overline{m}$) et a des valeurs qui lui sont supérieures dans tous les cas.

Dans la littérature, cette caractéristique donnée par les valeurs de la variance porte le nom de supradispersion (BLISS et FISHER, 1953).

Une analyse sur la distribution binomiale-négative montre que lorsque la variance (s^2) est proche de la valeur moyenne ($\overline{m}$), le coefficient (k) a une tendance vers ∞ , et en ce cas toute la distribution binomiale- négative tend vers la distribution Poisson. Ce phénomène a lieu lorsque le niveau des populations est en permanente baisse, en enregistrant des valeurs très réduites de la moyenne.

Le coefficient (k) est théoriquement independent de la moyenne, mais dans les valeurs expérimentales obtenues on a constaté pour lui une variabilité assez prononcée, en fonction des valeurs des moyennes des échantillons et des variances afférentes.

A présent, dans la littérature on trouve des procèdes avec des

---

(2) $(q - \underline{p})^{-k}$, *où*

$p = \dfrac{\overline{m}}{k}$ = probabilité d'apparition de l'événement à un essai.

q = probabilité contraire.

La prababilité $P_{m,n}$ que l'événement se produise m fois (chez un grand nombre d'essais — n), est egale avec:

$$P_{m,n} = \frac{(k + m + 1)}{m} p^{m} q^{-(m+k)} = \frac{(k + m - 1)\ !}{(m\ !\ (k - 1)\ !} \frac{\frac{p^m}{q}}{q^k}$$

dont: $$\overline{m} = \frac{\sum z_i \cdot m_i}{N} = \underline{n} \cdot p$$

$$s^2 = \frac{\sum z_i \cdot m_t^2 - \dfrac{(\sum z_i \cdot m_i)^2}{N}}{N - 1} = n \cdot p \cdot q$$

$$q = \frac{s^2}{\overline{m}} = \frac{n \cdot p \cdot q}{n \cdot p}$$

$$p = 1 - q$$

résultats satisfaisants pour l'évaluation d'un coefficient (k)-commun, chez toute une série de valeurs de la moyenne (ANSCOMBE, 1949; BLISS et OWEN, 1958). Ces méthodes d'appréciation ont été utilisées aussi par nous dans les recherches effectuées sur cette distribution.

Jusqu'à présent on a effectué des recherches sur l'application de la distribution mathématique binomiale-négative dans la dynamique des populations d'insectes et d'acariens, chez les larves de *Choristoneura fumiferana* par WATERS (1955), les oeufs de *Malacosoma disstria* (CONNOLA et collab., 1957), les oeufs de *Choristoneura fumiferana* (MORRIS, 1954) les oeufs de *Operophtera brumata* (REEKS, 1956), les larves de *Rhyacionia frustrana* (WATERS et HENSON, 1959), les acariens gallicoles (*Eriophyes* sp.), les ravageurs des peupliers (WATERS et HENSON, 1959), l'araignée rouge du pommier (PIELOU, 1959), et pour différentes insectes par HALDANE (1941), ANSCOMBE (1949), WADLEY (1950), EVANS (1953), BLISS et FISHER (1953), MORRIS (1954, 1955), cités par WATERS et HENSON (1959).

Généralement, la méthode de l'analyse de la distribution binomiale-négative est acceptée par la majorité des chercheurs qui l'ont expérimenté. Pour l'appréciation juste de la dynamique des populations selon cette formule de distribution spatiale, la plus grande difficulté réside dans une estimation plus correcte du coéfficient (k).

En effect, théoriquement, le coefficient (k) est indépendent des valeurs moyennes, ce qui pourrait signifier que sa valeur partielle (de chaque échantillon) dépend exclusivement des facteurs internes de l'espèce (par exemple, la capacité de réproduction), ignorant en ce cas les facteurs externes de developpement.

PIELOU (1959) observe — à la suite de nombreuses determinations — une variabilité prononcée du coefficient (k) au cadre des populations de *P. ulmi,* provenant d'une région. De cette manière, pour des valeurs réduites de la moyenne des acariens infestés (0,01 à 0,3 individus sur une feuille) et pour une variance rapprochées de la moyenne, (k) a des valeurs très grandes et en général tend vers ∞ , ce qui signifie que la distribution binomiale-négative revèt le caractère la distribution Poisson. Au contraire, pour des valeurs élevées des moyennes (2 à 3 individus sur une feuille), la variance augmente beaucoup, et (k) diminue ses valeurs, tendant vers 0.

La première situation pourrait correspondre aux régions ou l'on a appliquée le traitement et, au cadre d'une région, aux surfaces traitées, cependant que la deuxième situation inclut le cas des surfaces à infestation naturelle, sans l'intervention des facteurs techniques (traitements antiparasitaires, travaux d'entretien, etc.).

WATERS (1959) démontre de manière suggestive, par des exemples arbitraires, la variation du coefficient (k) à la même valeur de la moyenne, pour différentes valeurs de la variance. Il trouve pour une moyenne constante $(m) = 4$, un nombre total d'insectes $n = 100$ et un nombre $N = 25$ classes de fréquences, — un coefficient $(K) = 27{,}59$ pour une variance $(s^2) = 1{,}14$ et un coefficient $(k) = 0{,}006$ pour $(s^2) = 100$.

Ces exemples sont édificateurs en ce qui concerne la conclusion que le coefficient (k) a des valeurs variables, en fonction de la diversité des conditions de milieu.

Les difficultés qui surgissent dans la pratique à cause de la variabilité du coefficient (k) ont déterminé certains chercheurs (ANSCOMBE, 1949; BLISS et OWEN, 1958) ([3]) à trouver des solutions expéditives et suffisamment exactes pour estimer une valeur commune (k) pour plusieurs séries binomiales-négatives.

3) DISTRIBUTION NEYMAN-TYPE A.

Cette distribution représente une forme spéciale correspondant à la situation dans laquelle les acariens ou d'autres groupes d'animaux sont distribués en agrégats. La distribution des individus à l'intérieur des agrégats est faite selon les séries Poisson, et la distribution des fréquences des agrégats suit toujours la loi des évenements rares. De ce fait, les séries sont connues dans la littérature ausi sous le nom de distribution double-Poisson.

La distribution Neymann est caractérisée par deux paramètres: $\overline{m}_1 =$ la moyenne du nombre des agrégats et $\overline{m}_2 =$ la moyenne du nombre d'individus de l'agrégat.

Des recherches sur l'application de cette distribution on été effectuées par NEYMAN (1939) chez différentes insectes, IVES (1955) chez *Pristiphora erichsonii*, et par PIELOU (1959) chez *P. ulmi*.

Les observations des deux premiers auteurs on été favorables à l'utilisation de ces formes de variations au cadre des populations respectives.

Cependant PIELOU (1959) observe une correspondance seulement au cas des densités numériques élevées.

([3]) Les recherches sur l'évaluation du coefficient (k) d'une série binomiale-négative ont été communiquées en 1954.

Si m_2 (la moyenne des individus de l'agrégat) serait constante pour chaque espèce, les séries respectives seraient totalement confondues avec les distributions Poisson [4].

4) Distibutions spatiales dans la dynamique des populations du Bryobe des arbres fruitiers.

Dans les recherches sur la dynamique des populations, la connaissance et le choix des distributions mathématiques qui représentent le mieux les fluctuations des populations dans la nature, constituent une étape préliminaire de ces recherches.

L'étude des distributions ne constitue pas une fin en soi, leur application servant à encadrer le matériel à étudier, l'orientant vers une mise en valeur pratique.

Cette mise en valeur est réalisée par les résultats finals obtenus de l'analyse séquentielle et de l'application de celle-ci dans les problèmes pratiques, comme par exemple la prognose préalable sur la multiplication des ravageurs, l'avertissement des termes d'application des traitement, l'appréciation de l'efficacité des produits utilisés (Iacob, 1963, 1964 a, 1964 b, 1965).

Le matériel biologique représentant des populations naturelles, des formes actives et des oeufs hivernants du bryobe des arbres fruitiers, infestant les vergers de cerisier, prunier et pommier de la Base Expérimentelle de Baneasa, ont été soumis à une analyse statistique afin d'établir à quelle distribution mathématique il correspond. Le matériel a compris 1175 échantillons de feuilles et de branches-bouquets, recoltés en 1958-1964 dans des conditions de milieu différentes, sur des arbres nontraités, aussi bien que sur des arbres ayant reçu différents traitements chimiques.

---

(4) Comme exemple des séries Neyman, au cadre des populations d'acariens, la fréquence des feuilles à O bryobes pour un nombre total (n) d'individus de l'échantillon est:

$$P_o = e^{-m_1} (1 - e^{-m_2})$$

et la fréquence des feuilles infestées avec une densité de 4 individus est:

$$P_4 = \frac{\overline{m_l} \cdot \overline{m_2} \cdot e^{-m2}}{4} (P_3 + \overline{m_2}\, P_2 + \frac{\overline{m_2}^{\,2}}{2} P_1 + \frac{m_2^{\,3}}{6} P_o)$$

où (P_o), (P_1), (P_2), (P_3), (P_4) représentent les fréquences des feuilles infestées avec une densité de 0, 1, 2, 3, respectivement 4 individus, et e = la base des logarythmes naturels.

Le choix des échantillons les plus représentatifs nous indique dès le début une discrépance évidente (tableau I et fig. 1 et 2) entre les valeurs de la moyenne de l'échantillon (col. 3) et celle de la variance (col. 2), ces dernières étant de beaucoup supérieures aux autres valeurs correspondantes.

Cette discrépance est plus visible dans le cadre des échantillons où les valeurs sont plus élevées que dans celles où les moyennes sont plus réduites.

TABLEAU I. - *Calculation du coefficient (k)-commun pour la distribution binomiale-négative des populations actives de bryobes des arbres* (Bryobia rubrioculus *Scheut.*). (Méthode de BLISS et OWEN, 1958).

Numéro	$s2$	$\overline{m}$	$s2 - \overline{m} = y'$	$\overline{m} - \frac{s2}{N} = x'$	$m_i \cdot z_i$	$m_i2 \cdot z_i$
1	0,108	0,05	0,058	0,049	5	11
2	0,205	0,08	0,125	0,078	10	20
3	0,192	0,10	0,092	0,092	8	22
4	1,354	0,50	0,854	0,490	50	159
5	2,406	1,24	1,166	1,220	124	392
6	3,811	1,63	2,181	1,600	153	643
7	9,277	2,29	6,937	1,360	229	1443
8	8,033	2,76	5,273	2,680	276	1556
9	9,161	2,95	6,211	2,860	295	1777
10	5,717	2,74	2,977	2,683	274	1316
11	7,252	3,06	4,192	2,988	306	1648
12	19,544	4,65	14,894	4,450	465	4097
13	20,161	6,14	14,021	5,940	614	5766

TABLEAU II. - *Variation de la fréquence observée en comparaison aux fréquences calculées d'après les séries binomiale-négative et Poisson dans un échantillon des populations actives du bryobe des arbres fruitiers* (Bryobia rubrioculus *Scheut.*).

Numéro	m_i	Fréquence observée z_i	$m_i \cdot z_i$	$m_i2 \cdot z_i$	Fréquence calculée $P_{n.m}$	
					binomale-négative	Poisson
1	0	76	0	0	74,68	60,65
2	1	10	10	10	13,63	30,35
3	2	5	10	20	5,59	7,28
4	3	5	15	45	2,71	1,27
5	4	3	12	48	1,45	0,18
6	5	0	0	0	0,82	0
7	6	1	6	36	0,47	0,00002
8	0	0	0	0	0	0
9	total	100	53	159	99,35	99,73

Ces arguments prouvente l'existence d'une distribution binomiale-négative dans les variations des échantillons.

Par exemple, nous présentons les éléments de calcul de la distribution binomiale-négative, comparée à la distribution Poisson, pour un échantillon du matériel biologique analysé (tableau II) ([5]).

Puisque notre matériel représentait des échantillons prélevés dans des conditions de milieu très différentes, il a été nécessaire de calculer un coefficient (k)-commun pour la distribution binomiale-négative qui puisse satisfaire n'importe quelle série des déterminations et qui puisse être introduit avec une valeur pratique dans l'analyse séquentielle.

([5]) *a*) Distribution binomiale-négative.

$$m = \frac{\Sigma m_i\, z_i}{N} = 0{,}5\,; \quad s^2 = \frac{\Sigma\, z_i\, m_i^2 - \frac{(\Sigma\, z_i\, m_i)^2}{N}}{N-1} = 1{,}354$$

$$k = \frac{\bar{m}^2}{s^2 - \bar{m}} = 0{,}293; \quad q = \frac{s^2}{\bar{m}} = 2{,}708; \quad p = 1 - q = 1{,}708$$

Après avoir trouvé les termes préliminaires, à l'aide de la rélation générale de la distribution, on peut trouver pour différentes valeurs de m_i la fréquence calculée des acariens sur les fuilles.

Pour m = O la relation générale devient $P_o = \frac{1}{q^k}$.

et pour le nombre N de feuilles $P_o = N \cdot \frac{1}{q^k} = 74{,}68$

$$m = 1 \qquad P_1 = k\,\frac{p}{q} \cdot P_o = 13{,}63$$

$$m = 2 \qquad P_2 = \frac{k+2}{2} \cdot \frac{p}{q} \cdot P_1 = 5{,}59$$

$$m = 3 \qquad P_3 = \frac{k+2}{3} \cdot \frac{p}{q} \cdot P_2 = 2{,}71$$

$$m = 4 \qquad P_4 = \frac{k+3}{4} \cdot \frac{p}{q} \cdot P_3 = 1{,}45$$

$$m = 5 \qquad P_5 = \frac{k+4}{5} \cdot \frac{p}{q} \cdot P_4 = 0{,}82$$

$$m = 6 \qquad P_6 = \frac{k+5}{6} \cdot \frac{p}{q} \cdot P_5 = 0{,}47$$

b) Distribution Poisson.

$$m = 0{,}5; \qquad s^2 = 1{,}354; \; p = \frac{\bar{m}}{n} = 0{,}01$$

Pour l'estimation du coefficient (k)-commun on a utilisé la méthode Fisher et Owen (1958) (tableau I et fig. 1 et 2), ainsi:

a) On a calculé les variances (s^2) et les moyennes ($\bar{m}$) pour un groupe d'échantillons représentatifs, tabellant les valeurs ($s^2 - \bar{m}$) et ($\bar{m}^2 - \frac{s^2}{N}$).

b) Les valeurs respectives ont été introduites dans un système de référence, avec $x' = \bar{m}^2 - \frac{s^2}{N}$ et $y' = s^2 - m$.

c) On a omis les dimensions très discrépantes du système, qui s'écartent de la ligne droite des valeurs de la variation.

d) On a calculé les valeurs moyennes de x' et y' et la droite qui passe par l'origine et par l'intersection de $\bar{y}'$ et $\bar{x}'$ représentent la droite de regression du coéfficient (k)-commun, et donc (k) commun $= \frac{1}{b}$ où $(b = \frac{\bar{y}'}{\bar{x}'})$ représente la pente de la droite de regression.

Dans nos expériences, le coefficient (k)-commun a eu les valeurs:

k = 0,4505 pour les populations des formes actives (fig. 2);

k = 0,0415 pour les formes hivernantes (fig. 1), à l'aide desquelles on a pu interpréter les élements de prognose et d'avertissement.

Des exemples présentés ci-dessus sur la dynamique des populations du bryobe des arbres fruitiers il ressort que les fréquences des densités

---

La fréquence calculée des bryobes sur les feuilles ($P_{m,n}$), pour une succéssion des valeurs de m est calculée toujours à l'aide de la formule générale de la distribution.

Pour m = o, la rélation générale devient $P_o = e^{-\bar{m}}$, et pour un nombre N de feuilles il sera $P_o = N \,.\, e^{-\bar{m}^{5}} = 60{,}65$.

$$m = 1 \qquad P_1 = m \cdot e^{-m} = 30{,}35$$

$$m = 2 \qquad P_2 = \frac{\bar{m}^2}{2} \cdot e^{-\bar{m}} = 7{,}28$$

$$m = 3 \qquad P_3 = \frac{\bar{m}^3}{1.2.3} \cdot e^{-\bar{m}} = 1{,}27$$

$$m = 4 \qquad P_4 = \frac{\bar{m}^4}{1.2.3.4} \cdot e^{-m} = 0{,}18$$

$$m = 5 \qquad P_5 = O$$

$$m = 6 \qquad P_6 = \frac{\bar{m}^6}{1.2.3.4.5.6} \cdot e^{-\bar{m}} = 0{,}00002$$

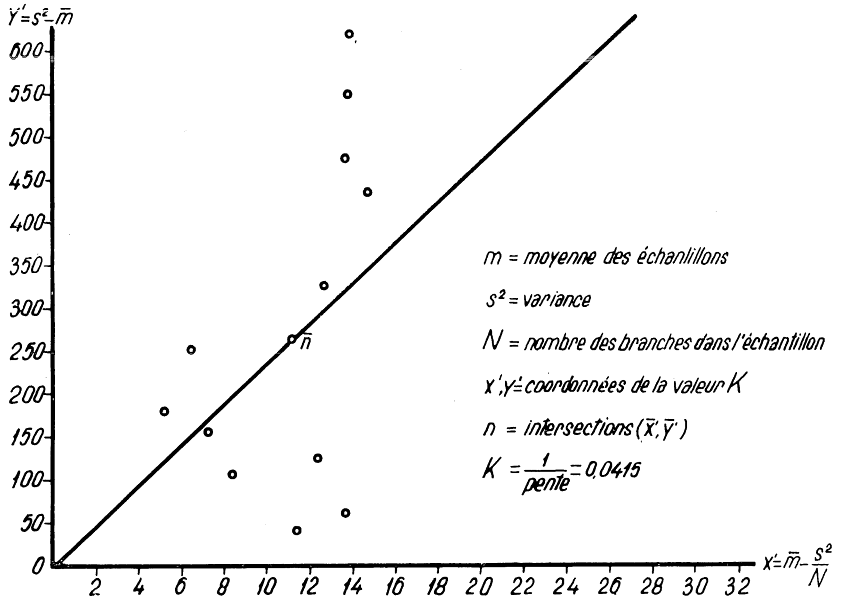

Fig. 1 - Représentation graphique du coefficient K-commun dans la distribution binomiale-négative des populations d'oeufs hivernants du bryobe des arbres (*Bryobia rubrioculus* Scheut.).

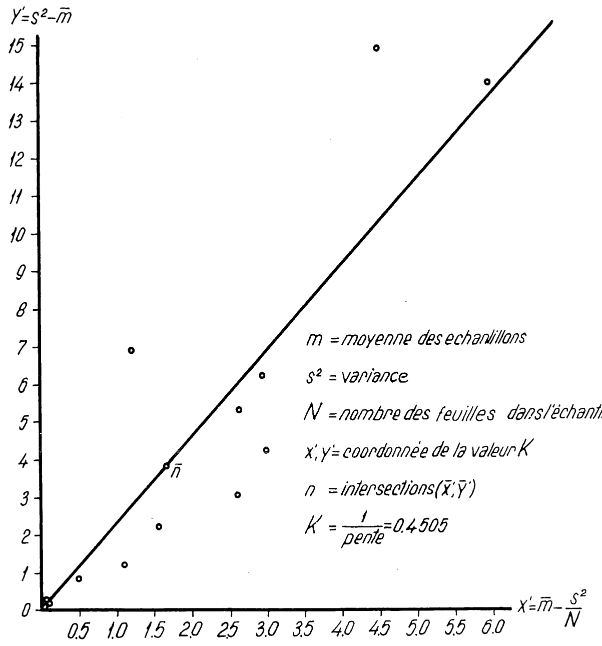

Fig. 2 - Représentation graphique du coefficient K-commun dans la distribution binomiale-négative des populations actives du bryobe des arbres (*Bryobia rubrioculus* Scheut.).

de ce ravageur conviennent dans une mésure satisfaisante à la distribution binomiale-négative. Les fréquences calculées d'après cette série présentent un rapprochement satisfaisant des fréquences expérimentales, tant pour les classes supérieures, que pour celles inférieures.

Par contre, dans le cadre de la distribution Poisson, on constate une discrépance accentuée tans pour les classes supérieures que pour les valeurs réduites.

Par conséquent, nous considérons que la distribution binomiale-négative peut être utilisée avec de bons résultats dans les analyses quantitatives sur les populations de bryobes, cependant que la distribution Poisson n'est pas convenable pour l'évolution de cette espèce.

RÉSUMÉ

On a effectué une analyse critique, d'après les données personnelles et celles des autres auteurs, d'une série de distributions spatiales utilisées comme critères écologiques d'évaluation dans la dynamique des populations.

Pour chaque distribution expérimentée comparativement (Poisson, Neyman - type A, binomiale-négative), on présente les paramètres caractéristiques et leur mode d'emploi.

Le matériel biologique représentant les formes actives et les oeufs hibernants de *Bryobia rubrioculus* Scheut. comprenant 1175 échantillons de feuilles et de branches-bouquets, récoltés en 1958-1964 dans la région de Bucarest dans les conditions de milieu différentes (arbres traités et non-traités), a subi une analyse statistique afin d'établir la distribution mathématique à laquelle il correspond.

Pour l'évaluation du coefficient k-commun dans la distribution binomiale-négative, on a utilisé la méthode Fisher et Owen (1958).

Les données présentées démontrent que les fréquences des populations de cet acarien conviennent, dans un mésure satisfaisante pour toutes les classes, à la distribution binomiale-négative cependant que les distributions Poisson et Neyman ne sont pas convenables.

SUMMARY

The paper contains a critical analysis, of the personal data and of those of other authors, for a series of spatial distributions used as ecological estimation criteria in the population dynamics.

For each distribution experimented comparatively (Poisson, Neyman - type A, binomial-negative), the characteristic parameters ant the way of their application are given.

The biological material, representing the active forms and hibernating eggs of the *Bryobia rubrioculus* Scheut. species, consisted of 1,175 leaf an branch-bunch samples, taken under various environmental conditions (treated and untreated trees) in the Bucharest area during 1958-1964, was processed statistically in view of establishing the mathematical distribution to which it corresponls.

The Fisher-Owen (1958) method was used for the estimation of the common-k coefficient of the negative binomial distribution.

The data obtained demonstrate that the population frequencies of this pest agree, to an extent which is satisfactory for all classes, to the negative binomial distribution, whereas the Poisson and Neyman distributions are not adequate.

RIASSUNTO

L'A. ha compiuto un'analisi critica, applicando il metodo statistico su dati raccolti direttamente o desunti da altri studiosi, di una serie di distribuzioni spaziali utilizzate come criterio ecologico di valutazione nella dinamica delle popolazioni e, per ogni distribuzione sperimentata comparativamente, fornisce i parametri caratteristici ed indica il modo di impiego.

Il materiale biologico è rappresentato dalle forme attive e dalle uova ibernanti di *Bryobia rubrioculus* Scheut. nonché da campioni di foglie e di mazzetti fiorali raccolti dal 1958 al 1964 nella regione di Bucarest in varie condizioni ambientali.

Gli elementi presentati dimostrano che le frequenze delle popolazioni della specie presa in esame si accordano con una distribuzione binomiale-negativa, mentre le distribuzioni Poisson e Neyman risultano inadeguate.

BIBLIOGRAPHIE

ANSCOMBE F. J., 1949 - The statistical analysis of insect counts based on the negative binomial distribution. *Biometrics* 5, 165-173.

BLISS C. I., FISHER R. A., 1953 - Fitting the negative binomial distribution to biological data and note on the efficient fitting of the negative binomial. *Biometrics* 9, 176-200.

BLISS C. I., OWEN A. R. G., 1958 - Negative binomial distribution with a common K. *Biometrika* 45, 37-58.

CONNOLA D. P., WATERS W. E., SMITH W. E., 1957 - The development and application of a sequential sampling plan for forest tent caterpillar in New York. *Bull. N. Y. St. Mus. Sci. Serv.* 336, 1-22.

EVANS D. A., 1953 - Experimental evidence concerning contagious Distributions in ecology. *Biometrika* 40, 186-211.

HALDANE J. B. S., 1941 - The fitting of binomial distributions. *Ann. Eugen.* 11, 179-181.

IACOB N., 1963 - New bio-ecological elements of spray warnings with *Bryobia rubrioculus*. *Mitt. schweiz. ent. Ges.* XXXVI, (1-2), 59-60.

IACOB N., 1964 a - Cercetari asupra biologiei, ecologiei si combaterii paianjenului brun al pomilor (*Bryobia rubrioculus* Scheut.) *Thèse Bucarest*, 235 pp, 54 figg.

IACOB N., 1964 b - Realizari în cunoasterea si combaterea acarienilor din culturile hortiviticole. *Gradina Via Livada* 11, 42-48.

IACOB N., 1965 - Cercetari asupra prognozei si avertizarii tratamentelor la paianjenul brun al pomilor (*Bryobia rubrioculus* Scheut) prin metoda analizei secventiale. *Anal. Inst. Cerc. agron.* - Sec. Prot. Pl. 1, 313-334, 12 figg.

IVES W. G.H., 1955 - Estimation of egg populations of the larch sawfly, *Pristiphora erichsonii* (Htg.) *Can. J. Zool.* 33, 370-388.

MORRIS R. F. 1954 - A sequential sampling in forest insect surveys. *Forest Sci.* 1, (1), 68-79.

MORRIS R. F., 1955 - The devepopment of sampling techniques for forestinsect defoliators, with particular reference to the spruce budworm. *Can. J. Zool.* 35, 225-294.

NEYMAN J., 1939 - On a new class of contagious distributions applicable in entomology and bacteriology. *Ann. math. Statist.* 10 (35), 47.

PIELOU D. P., 1960 - Contagious distribution in the European red mite *Panonychus* *ulmi* (Koch.) and a method of grading population densities from a count of mite free leaves. *Can. J. Zool.* 38, 645-654.

REEKS W. A., 1956 - Sequential sampling for larvae of winter moth, *Operophtera brumata* (Linn.) (*Lepidoptera*: *Geometridae*). *Can. Ent.* 78 (6), 241-246.

WADLEY F. M., 1950 - Notes on the form of distribution of insect and plant populations. *Ann. ent. Soc. Am.* 48, 581-586.

WATERS W. E., 1955 - Sequential sampling in forest insect surveys. *Forest Sci.* 1, (1), 68-79.

WATERS W. E., 1959 - A quantitative measure of aggregation in insects. *J. econ. Ent.* 52 (6), 1180-1184.

WATERS W. E., HENSON W. R., 1959 - Some sampling attributes of the negative binomial distribution with special reference to forest insects. *Forest Sci.* 5 (4), 397-412.