

Étude statistique de l'évolution d'une population de mirides

Cette communication a été présentée aux Journées d'études sur les mirides du cacaoyer dans l'Afrique de l'Ouest, Yaoundé, 16-19 avril 1969 par

R. LOTODÉ

Section biométrie, I. F. C. C., Cameroun

Cette étude statistique de l'évolution d'une population de mirides est inspirée des travaux effectués par L. R. TAYLOR de la station expérimentale de Rothamsted, sur la distribution spatiale des organismes.

On a constaté que les distributions des nombres d'organismes par unité de surface ou par arbre, dans des échantillons issus de populations différentes d'une même espèce, sont souvent de structure différente. Suivant le stade observé d'une population d'insectes par exemple, celle-ci peut être décrite par plusieurs lois de distribution, telles que « binomiale de POISSON », « binomiale négative », types A, B ou C de NEWMAN, types 1 ou 2 de POLYA, etc...

Ce sont des lois complexes difficiles à manier et on s'est aperçu qu'une simple loi de puissance reliant la variance des dénombrements à la moyenne satisfaisait tous les types de distribution déjà cités. Cette loi est de la forme $s^2 = am^b$,

où s^2 est la variance des dénombrements (par arbre, par exemple),

m la moyenne de ces dénombrements,
 a et b étant deux coefficients.

Cette loi est plus explicite si on passe aux logarithmes. On obtient :

$$\log s^2 = \log a + b \log m.$$

Le log de la variance est une fonction linéaire du log de la moyenne. Ceci est facile à vérifier. De nombreux examens, aussi bien dans le règne végétal que dans le règne animal, ont montré que les recensements d'organismes étaient soumis à cette loi.

L'indice b (pente de la régression) semble caractéristique d'une espèce dans un milieu donné et semble indépendant :

- de la méthode d'échantillonnage,
- de la densité de la population,
- et peut-être du fait que la population soit en progradation ou en récession.

Cet indice b peut être considéré comme le taux d'agrégation de l'espèce. On voit en effet que, pour une moyenne donnée, la variance croît avec b . Peut-être, varie-t-il avec les conditions de l'environnement.

Log a , appelé coefficient d'interception (ordonnée à l'origine), semble modifié par :

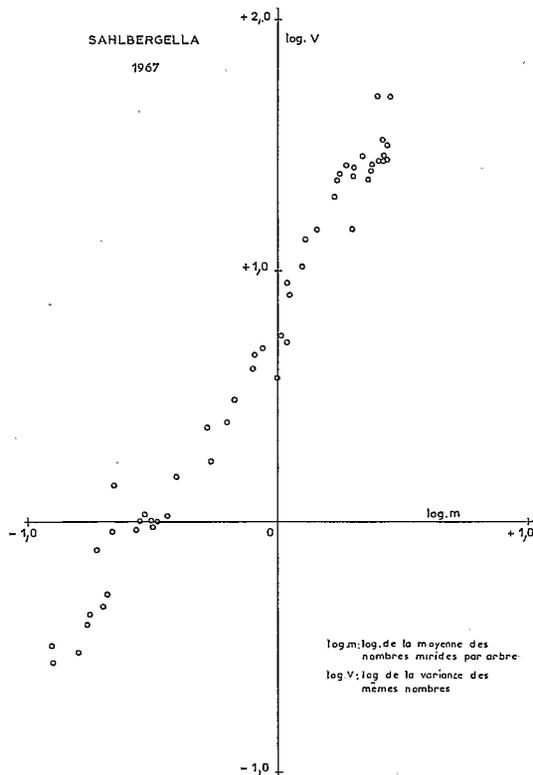
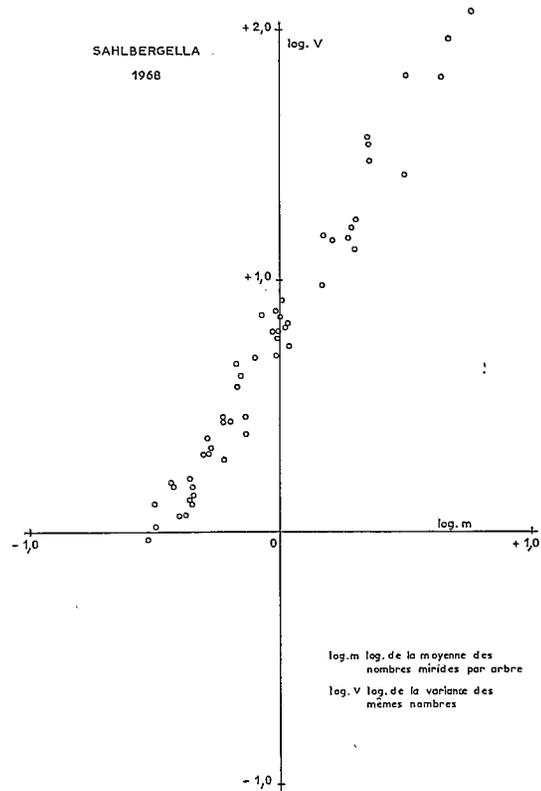
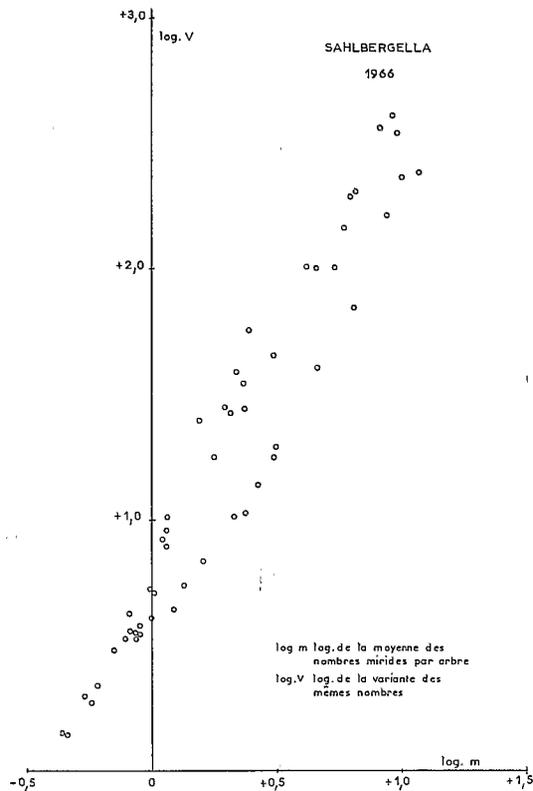
- les méthodes d'échantillonnage,
- le taux de croissance,
- la variation dans les cycles.

Nous avons tenté de vérifier cette loi et ces suppositions à partir de données de dénombrement de mirides obtenues à Nkolbisson dans un champ de boutures de cacaoyer.

320 cacaoyers sont en observation depuis trois ans. Un dénombrement est effectué chaque semaine sur tous les arbres.

Sur les graphiques sont portés les résultats de trois années consécutives d'observation. Chaque point correspond à une semaine : il a pour abscisse le log de la moyenne des nombres de mirides par arbre, et pour ordonnée, le log de la variance des mêmes nombres. 52 points sont ainsi obtenus chaque année par espèce.

En ce qui concerne *Sahlbergella*, d'une année à l'autre, le coefficient de corrélation linéaire varie



de 0,97 à 0,98, ce qui est très hautement significatif.

La pente de régression (b) varie de :

- 1,76 en 1966 ($\pm 0,13$),
- à 1,56 en 1967 ($\pm 0,10$),
- à 1,65 en 1968 ($\pm 0,08$).

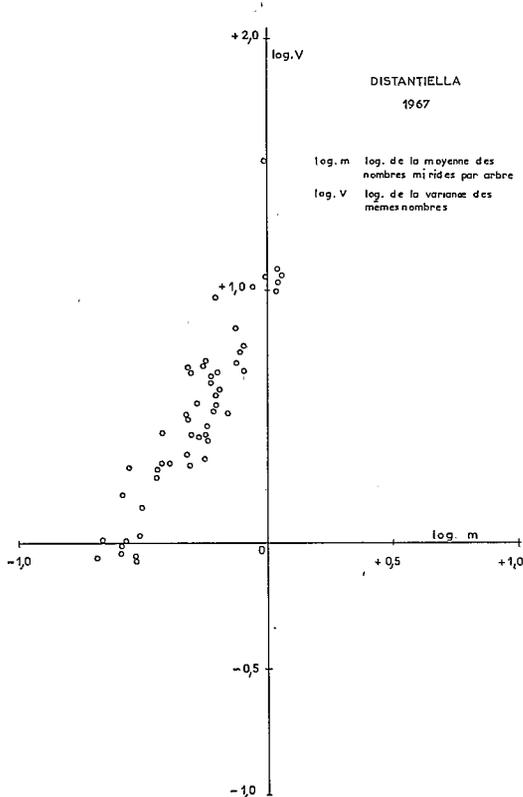
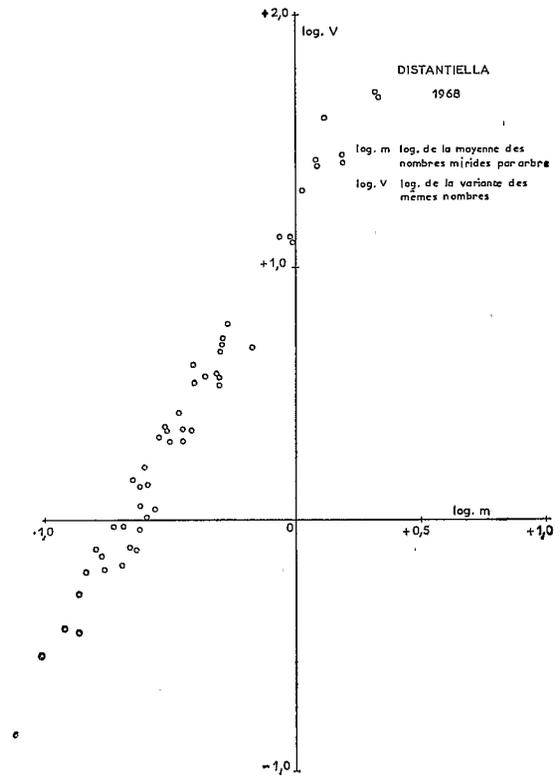
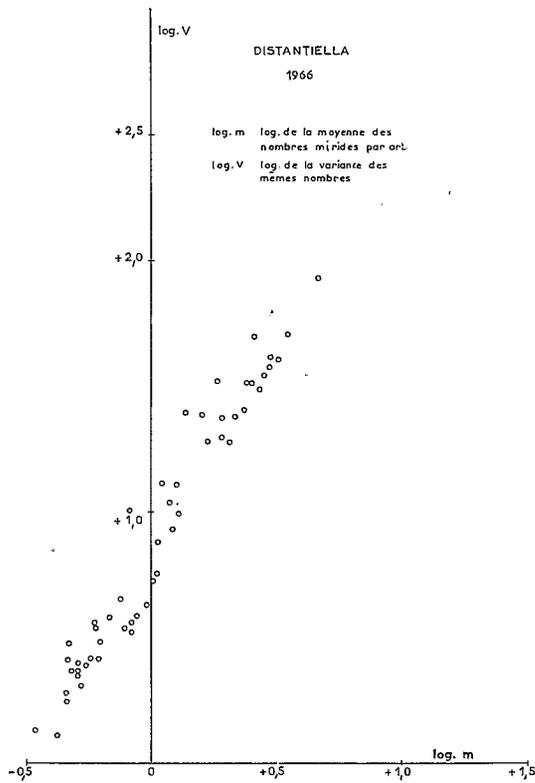
Seules les deux pentes extrêmes (66 et 67) sont différentes au seuil 5 %. Elles ne le sont plus au seuil 2 %. Etant donné les difficultés du dénombrement et les erreurs certaines commises, il faut être sévère dans les tests et, par conséquent, nous croyons qu'on peut considérer ces pentes comme non différentes.

Le parallélisme étant admis, on peut calculer une estimation commune de la pente : 1,65 avec une variance très faible de l'ordre de $3/1000$ ($1,55 < b < 1,75$).

En ce qui concerne *Distantiella*, le coefficient de corrélation linéaire, de 0,99 en 1966 et 1968, ce qui est extraordinaire, s'est abaissé à 0,92 en 1967, année où la population a peu varié, ce qui n'a pas permis d'obtenir des points suffisamment distants.

La pente de régression (b) a varié de :

- 1,68 en 1966 ($\pm 0,07$),
- à 1,78 en 1967 ($\pm 0,20$),
- à 1,65 en 1968 ($\pm 0,07$).



La comparaison des pentes montre qu'elles ne sont pas différentes. L'estimation commune du coefficient de régression est alors 1,72 avec une variance de l'ordre de 4/1 000 ($1,59 < b < 1,85$).

Si nous comparons année par année les pentes correspondant aux deux espèces, nous constatons que : en 1966 et en 1967, il n'y a pas de différences significatives ; en 1968, la différence est significative au seuil 2 %, mais non au seuil 1 %.

Enfin, si on compare les deux estimations, faites en cumulant les observations de trois années pour les deux espèces, aucune différence n'apparaît au seuil 5 %.

Nous avons également analysé séparément les périodes de progradation et de récession pour *Sahlbergella*. En prenant une estimation commune des pentes pour les trois années, nous obtenons 1,70 pour la progradation, 1,55 pour la récession. Ces pentes étant calculées avec un nombre réduit de points, les variances sont relativement grandes et la différence n'est pas significative.

On peut conclure que ces taux d'agrégation ne semblent pas être modifiés :

- par les conditions climatiques particulières d'une année,
- par la densité de la population,
- et, pour l'instant, même par la progradation ou la récession.

On peut noter également que les taux d'agrégation des deux espèces sont très voisins et qu'au bout de trois années d'observation, il n'a pas été possible de les séparer.

(Il faut relever que l'année 1967 a perturbé les résultats par suite de la variance nettement plus grande de la pente concernant *Distantiella*.)

D'autre part, si on compare les différentes valeurs de log a, ordonnée à l'origine, on constate que :

— pour *Sahlbergella*, toutes les valeurs sont significativement différentes sauf entre 1967 et 1968;

— pour *Distantiella*, toutes les valeurs sont très significativement différentes.

Ceci montre bien que log a, appelé coefficient d'interception, est modifié par les conditions climatiques de l'année, le taux de croissance de la population, etc... et que b est un indice plus stable.

L'intérêt de cette relation $s^2 = am^b$ réside dans le fait suivant :

Dans une expérience, pour comparer les moyennes des nombres d'insectes par arbre à l'aide de tests statistiques classiques, plus précis que des tests non paramétriques, il est nécessaire d'homogénéiser les variances entre les objets (les objets étant des hybrides ou des clones dans des essais de comparaison d'attractivité par exemple). La relation donne la clé de la transformation. On démontre que la fonction de transformation est $\varphi(x) = \int \frac{dx}{x^{b/2}}$ (b étant la

pente calculée). Toute donnée de dénombrement x doit donc être transformée en $x^{-1/2b}$. Théoriquement, les variances des données transformées sont homogénéisées.

Avec les données de 1966, une tentative a été faite pour vérifier si les variances entre clones dans le champ d'observation de Nkolbisson étaient bien

homogénéisées par ce procédé. Les calculs ayant été faits manuellement, pour simplifier, nous avons utilisé comme donnée, non plus le dénombrement par semaine et par arbre, mais le cumul des dénombrements par arbre effectués au cours des cinquante-deux semaines. La loi précédente a été vérifiée à nouveau et le rapport des variances interclonales extrêmes qui était de 28 est passé, après transformation des cumuls, à 5, ce qui est encore trop grand.

En fait, la transformation à utiliser est $x \rightarrow (x + c)^{1-1/2b}$, c étant une constante qui doit être calculée par approximation jusqu'à obtenir le minimum du rapport des variances extrêmes, ou si on veut être plus exigeant jusqu'à obtenir le minimum du X^2 du test de BARTLETT (test plus précis pour la comparaison des variances que le test de HARTLEY sur le rapport des variances extrêmes). La recherche de la constante c ne peut évidemment être entreprise sans l'assistance d'un ordinateur.

(Notons à propos de ce champ que les boutures n'étant pas « randomisées », la comparaison de l'attractivité des clones ne peut être faite. A l'origine, ce champ n'avait pas été mis en place dans ce but.)

Une expérience a été mise en place à Nkoemvone en avril 1967 pour rechercher les différences d'attractivité à l'égard des mirides entre divers clones de cacaoyers utilisés dans notre programme de sélection générative et pour préciser l'influence des caractéristiques phénologiques des boutures et de la densité de l'ombrage sur l'attractivité à l'égard des mirides et l'évolution de la population. Trois champs à densités d'ombrage différentes (nul, léger, moyen) comprennent chacun douze blocs « randomisés » de quatre-vingt-dix boutures. Dans chaque bloc, quinze clones sont représentés par six boutures. La « randomisation » est totale à l'intérieur des blocs. Les observations commenceront dès l'apparition des mirides.

	Coeff. de corrélation linéaire r	Pente b	Variance de la pente s^2b	Ordonnée à l'origine log a	Variance de l'ordonnée à l'origine $s^2 \log a$
<i>Sahlbergella</i>					
1966	0,97	1,76	0,00448	0,74	0,00113
1967	0,98	1,56	0,00243	0,86	0,00050
1968	0,98	0,65	0,00165	0,85	0,00018
<i>Distantiella</i>					
1966	0,99	1,68	0,00139	0,86	0,00013
1967	0,92	1,65	0,01033	1,02	0,00136
1968	0,99	1,78	0,00105	1,19	0,00021

LOTODÉ (R.). — **Etude statistique de l'évolution d'une population de mirides.** *Café Cacao Thé* (Paris), vol. XIII, n° 3, juill.-sept. 1969, p. 216-220, fig., tabl.

L'auteur expose la méthode qu'il a utilisée pour l'étude statistique de la distribution spatiale des mirides. Bien que cette distribution obéisse à des lois complexes, elle peut s'exprimer par une simple loi de puissance, où le logarithme de la variance des dénombrements par arbre ($\log s^2$) est une fonction linéaire du logarithme de la moyenne de ces dénombrements ($\log m$) suivant la relation :

$$\log s^2 = \log a + b \log m$$

(ou b = pente de régression et $\log a$ = coefficient d'interception).

Cette relation a été vérifiée à l'aide de données d'observation relevées en 1966, 1967 et 1968, chaque semaine, sur 320 cacaoyers. Le coefficient de corrélation linéaire est très hautement significatif.

L'intérêt de cette relation apparaît lorsqu'on cherche à mettre en évidence des différences entre le pouvoir attractif de divers clones de cacaoyers par la comparaison des moyennes des nombres d'insectes par arbre, à l'aide de méthodes statistiques classiques.

LOTODÉ (R.). — **A statistical study of the development of a mirid population.** *Café Cacao Thé* (Paris), vol. XIII, n° 3, juill.-sept. 1969, p. 216-220, fig., tabl.

The author described the method he employed in making a statistical study of the spatial distribution of mirid populations. Although subject to the control of a number of complex laws, this distribution might be expressed by one simple power law in which the logarithm of the variance of the counts per tree ($\log s^2$) is a linear function of the logarithm of the mean of these counts ($\log m$), according to the relationship :

$$\log s^2 = \log a + b \log m$$

(where b = the regression gradient and $\log a$ = the coefficient of interception).

This relationship was confirmed by data collected weekly in 1966, 1967 and 1968 from 320 cacao trees. The linear correlation coefficient was very highly significant.

The relationship was particularly useful when classical statistical methods were used for comparing the averages of the numbers of insects per tree with the object of illustrating differences in the attraction exerted by various cacao clones.

LOTODÉ (R.). — **Statistische Untersuchung der Entwicklung einer Miriden-population.** *Café Cacao Thé* (Paris), vol. XIII, n° 3, juill.-sept. 1969, p. 216-220, fig., tabl.

Der Autor legt die Methode dar, die er zur statistischen Untersuchung der räumlichen Verteilung der Miriden verwendet. Obwohl diese Verteilung komplexen Gesetzen unterworfen ist, kann sie dennoch durch ein einfaches Potenzgesetz ausgedrückt werden, in welchem der Logarithmus der Varianz der Zählungen pro Baum ($\log s^2$) eine Linearfunktion des Logarithmus des Mittelwertes dieser Zählungen ($\log m$) bildet und zwar gemäß der Beziehung :

$$\log s^2 = \log a + b \log m$$

(b = Regressionsgefälle und $\log a$ = Interceptionskoeffizient).

Diese Beziehung wurde mit Hilfe von 1966, 1967 und 1968 jede Woche bei 320 Kakaobäumen beobachteten Daten nachgeprüft. Der lineare Korrelationskoeffizient ist äusserst signifikant.

Das Interesse dieser Beziehung wird deutlich, wenn man versucht, die Unterschiede zwischen dem Anziehungsvermögen verschiedener Klone von Kakaobäumen durch den Vergleich der Mittelwerte der Insektenzahl pro Baum mit Hilfe der statistischen klassischen Methoden nachzuweisen.

LOTODÉ (R.). — **Estudio estadístico de la evolución de una población de miridos.** *Café Cacao Thé* (Paris), vol. XIII, n° 3, juill.-sept. 1969, p. 216-220, fig., tabl.

El autor presenta el método que utilizó para el estudio estadístico de la distribución espacial de los miridos. Aunque dicha distribución obedece a leyes complejas, puede expresarse con una simple ley de potencia en que el logaritmo de la variancia de los cómputos por árbol ($\log s^2$) es una función lineal del logaritmo de la media de dichos cómputos ($\log m$) según la relación :

$$\log s^2 = \log a + b \log m$$

(con b = pendiente de regresión y $\log a$ = coeficiente de intercepción).

Esta relación fué comprobada con datos de observaciones hechas en 1966, 1967 y 1968, cada semana sobre 320 cacaos. El coeficiente de correlación lineal es muy altamente significativo.

El interés de dicha relación es aparente cuando se trata de poner de relieve las diferencias entre el poder atractivo de varios clones de cacaos mediante una comparación de las medias de los números de insectos por árbol, con los métodos estadísticos clásicos.