

# L'ECHANTILLONNAGE D'UNE POPULATION D'INDIVIDUS DENOMBRABLES

par DANIEL CHESSEL

Laboratoire de Biométrie

Département de Biologie générale et appliquée

Université Claude Bernard Lyon I

69621 - Villeurbanne

**SOMMAIRE:** On donne quelques tests statistiques utiles à l'interprétation des échantillons systématiques des populations dénombrables. On montre sur des exemples comment employer ces méthodes pour choisir la mesure stationnelle dans un échantillonnage stratifié de telles populations.

## INTRODUCTION.

### 1.1. L'ECHANTILLONNAGE PAR UNITE (UNIT SAMPLING).

Lorsqu'il s'agit d'estimer expérimentalement l'abondance d'une espèce animale ou végétale, il est habituel de distinguer trois groupes principaux de méthodes :

— Les populations formées d'individus très mobiles (mammifères, oiseaux, ...) relèvent entre autre de l'échantillonnage par capture-recapture (marking methods).

— Pour les espèces végétales à reproduction végétative l'individu est mal défini. On utilise la mesure de présence-absence en un point, sous un fil ou dans une placette. Ainsi, la méthode du point quadrat est adaptée aux formations herbacées denses, celle du carré convient aux végétations ouvertes ; la lecture de présence-absence sous un segment de droite peut être considérée comme universelle (GODRON [1]).

— Bon nombre de populations autorisent le comptage des individus présents dans une surface élémentaire (plantes arbustives), sur un intervalle (culture en ligne), par unité biologique (plante-hôte, fruit) ou par unité expérimentale (piège, prélèvement de sol, etc.). Dans le présent travail seul ce cas nous intéresse et nous nous occuperons de populations d'individus dénombrables par unité élémentaire d'échantillonnage, unité définie par l'écologiste ou imposée par le phénomène étudié.

### 1.2. L'ECHANTILLONNAGE STRATIFIE (STRATIFIED SAMPLING).

Le choix de la mesure de base étant admis, les questions liées à la détermination du plan d'échantillonnage relèvent de trois catégories :

- la taille de l'unité d'échantillonnage (quadrat size) si celle-ci est laissée au libre arbitre de l'expérimentateur;
- le mode de dispersion des échantillons (pattern of sampling);
- le nombre d'échantillons à examiner appelé aussi l'intensité d'échantillonnage.

Le choix dépendra :

- de la question posée ou de l'objectif de l'étude;
- du mode de dispersion des objets étudiés (pattern);
- des impératifs du traitement statistique des données.

Le problème le plus répandu est celui des liaisons existant entre le « milieu » et l'espèce envisagée. On sait que la méthode adaptée est celle de l'*échantillonnage stratifié*. On utilise la notion de *station*, endroit privilégié dans l'espace d'implantation de l'espèce, en principe tiré au hasard après stratification du milieu. On opère dans la station une mesure de densité jointe aux relevés du milieu jugés utiles ou possibles. Le choix le plus délicat est alors celui de la taille de la station, du nombre et de la disposition des mesures élémentaires à y opérer.

On souhaite obtenir pour chaque station un résultat précis, représentatif et de coût minimum.

### 1.3. L'ÉCHANTILLONNAGE AU HASARD (RANDOM SAMPLING).

On a longtemps affirmé, à la suite de considérations statistiques, que la meilleure mesure stationnelle est obtenue par un échantillonnage au hasard. On reconnaît trois qualités à la répartition au hasard des unités dans la station :

- la mesure est objective et ne dépend pas de l'expérimentateur;
- la densité obtenue est la moyenne d'échantillons indépendants et aléatoires, donc possède de bonnes propriétés statistiques;
- l'ajustement aux résultats expérimentaux de diverses distributions discrètes est possible, ce qui permet de mesurer la dispersion spatiale des individus.

Examinons rapidement ces arguments :

— La mesure est objective si l'unité d'échantillonnage est biologique (fruit, plante ...), sinon la taille du carré ou la capacité du piège est un a priori très important comme le montre PIELOU ([2], ch. 9).

— La densité obtenue est du type  $1/n \sum Y_i$ , où les  $Y_i$  sont des variables aléatoires indépendantes. L'échantillonnage au hasard est une condition nécessaire mais certainement pas suffisante. Concevons une station formée de deux parties égales et supposons une des parties vide et l'autre contenant un processus

de Poisson de paramètre  $\lambda$ . Dira t'on que la densité est  $\lambda/2$ ? Ce serait une perte d'information considérable.

En fait, tout dépend du mode de dispersion sous-jacent.

Or, justement, l'ajustement à des distributions discrètes, en général du type contagieux (variance  $>$  moyenne) ne décrit pas ce mode de dispersion; FELLER ([3], p. 57) et SKELLAM [4] le démontrent.

#### 1.4. L'ECHANTILLONNAGE SYSTEMATIQUE (SYSTEMATIC SAMPLING).

De toute façon, le coût expérimental de la mise en oeuvre d'un échantillonnage au hasard le rend hors d'usage pratique. On doit à GREIG-SMITH [5] d'avoir introduit dans l'analyse de la végétation l'utilisation de l'échantillonnage systématique, méthode où les unités sont géométriquement réparties dans la station. Notons par exemple l'emploi des grilles de carrés contigus [6] ou l'utilisation de transects dans la végétation présentés par GOUNOT [7].

Pour une mesure stationnelle les qualités de l'échantillon systématique sont :

- un coût expérimental faible;
- un contrôle possible de l'homogénéité (GODRON [1]).

Il est prudent de vérifier que la maille (distance entre deux unités élémentaires) ne corresponde à aucun phénomène biologique, sous peine d'introduire un biais considérable.

Pour une mesure de dispersion spatiale l'échantillonnage systématique est encore indiqué puisque le regroupement des unités par blocs de diverses tailles permet de se faire une idée de cette dispersion aux échelles correspondantes.

Ce type d'échantillonnage a malheureusement la réputation de permettre peu de traitements statistiques. On retrouve cette affirmation même chez SOUTHWOOD ([8], p. 21).

#### 1.5. POUR CHOISIR UN PLAN D'ECHANTILLONNAGE.

Après ce rappel sur les modes d'échantillonnage, nous pouvons préciser la situation concrète qui nous occupe: nous voulons choisir un plan d'échantillonnage stratifié pour analyser la densité d'une espèce dénombrable par unité élémentaire. Le choix d'une mesure stationnelle s'impose. Pour l'opérer rationnellement nous désirons étudier le mode de dispersion des objets (animaux ou plantes) en question. Un échantillonnage systématique préliminaire nous semble justifié. La forme géométrique de cet échantillon est choisi pour aborder l'étude à diverses échelles.

Les données numériques sont une suite d'effectifs

$$J_1, J_2, \dots, J_n$$



1.7. L'ÉCHANTILLONNAGE DE *CASSIDA VITTATA*.

Le second exemple retenu concerne une population d'insectes vivante dans une plante-hôte. FOURAR [10], désireux de mesurer la densité de *Cassida vittata* dans le périmètre betteravier du Haut-Cheliff (Algérie), a pratiqué un échantillonnage préliminaire destiné à étudier la dispersion de l'insecte. Dans une parcelle de dimensions 187×155 m il a sélectionné 32 lignes (espacement régulier de 5 m) et 10 transversales (espacement de 15 m). En chaque point d'intersection il a noté le nombre de cassides présentes dans deux betteraves immédiatement voisines. Les résultats numériques sont consignés dans le tableau 2.

TABLEAU 2.

1 0 2 1 2 0 7 4	5 0 0 0 2 0 1 1	6 1 3 3 1 0 1 1	4 0 0 0 4 4 2 8
3 2 3 3 3 3 5 1	6 5 0 2 1 0 3 6	4 4 0 3 2 1 0 2	6 5 1 2 1 3 0 2
3 0 2 0 3 0 1 0	3 0 0 1 1 1 2 1	2 1 15 0 5 4 7 2	0 0 2 2 2 1 1 2
4 1 2 0 3 0 1 1	1 6 5 3 4 2 2 1	3 1 1 1 4 3 2 0	10 2 1 0 3 9 0 4
4 2 1 3 6 1 3 2	0 0 0 0 2 2 4 1	0 4 0 4 6 2 3 0	5 9 0 1 0 0 4 2
0 0 0 2 3 0 0 0	1 3 0 4 1 4 0 0	1 6 3 2 2 8 1 4	6 2 2 1 1 2 0 1
5 3 5 0 7 0 6 5	4 1 7 1 0 2 1 1	2 1 1 3 0 0 0 0	9 8 3 0 0 1 5 1
2 2 2 9 0 0 2 1	6 2 2 3 3 3 0 2	3 1 2 2 6 2 4 3	0 4 2 2 0 3 1 0
1 0 8 6 1 1 1 3	6 1 1 0 2 1 1 0	3 0 1 0 1 1 3 1	0 3 3 1 1 1 2 2
2 2 0 0 0 2 2 1	3 0 1 0 3 0 3 6	1 1 4 2 0 2 0 0	0 2 2 2 3 3 0 2
0 6 1 1 0 0 1 0	3 1 0 1 2 0 1 7	1 1 2 0 10 0 0 0	0 1 2 0 1 2 0 1
2 0 2 1 3 1 2 3	0 0 0 1 8 0 9 4	3 1 1 2 3 2 5 4	1 2 1 1 0 1 1 2
1 4 0 0 1 0 0 0	0 2 0 2 1 6 4 1	0 0 0 0 1 0 3 0	4 1 2 0 0 2 1 0
4 3 3 4 0 0 0 4	0 1 0 0 0 0 1 3	3 2 3 2 2 3 2 0	1 0 5 3 0 0 0 2
2 0 10 0 0 2 1 2	1 0 2 4 1 3 0 5	2 0 1 1 1 2 4 1	0 6 0 0 5 0 1 2
1 2 0 2 1 1 2 4	2 0 2 0 4 2 2 3	0 3 1 4 1 0 0 3	0 2 2 1 0 8 1 2
0 0 2 2 0 6 1 0	1 3 2 0 4 0 0 2	0 4 2 2 1 2 1 1	2 0 0 0 3 0 7 8
3 1 3 2 2 0 2 3	3 0 1 3 0 0 3 0	0 2 3 2 1 1 3 3	1 0 3 1 0 4 3 2

Les lignes du tableau correspondent à 18 stations réparties selon la figure 1, chaque station étant formée de 16 couples de betteraves numérotées de 1 à 32 (fig. 2).

1	2	7	8	15
3	4	9	10	16
5	6	11	12	17
		13	14	18

Figure 1. - Echantillonnage de *Cassida vittata*: répartition des stations.

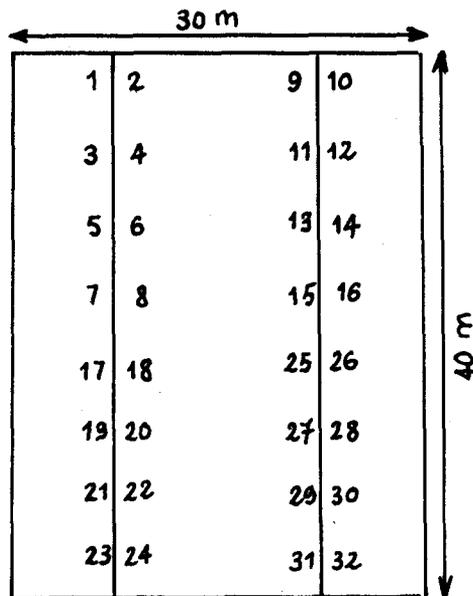


Figure 2. - Echantillonnage de *Cassida vittata*: disposition des pieds de betteraves dans la station.

## 1.8. LA DISPERSION DES VERS BLANCS.

L'échantillonnage de la larve du hanneton (*Melolontha melolontha*) est onéreux. Pour estimer la précision des mesures opérées, BLAISINGER a dirigé un échantillonnage systématique de vers blancs. Une tranchée de  $0,50 \times 0,50$  m de section, longue de 120 m est divisée en 240 unités de 0,50 m de longueur (\*). Le nombre de larves repérées dans chaque unité figure dans le tableau 3.

TABLEAU 3.

3	3	0	0	0	0	1	1	1	3	1	2	0	1	0	1	0	2	0	1	0	1	1	1	1	0	2	0	1	2
2	0	1	3	2	2	2	1	0	0	0	2	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	0	0	0	1	0	2	0	0
1	1	6	3	2	1	3	4	1	3	2	5	3	3	0	1	1	2	0	1	1	1	2	4	0	2	1	2	4	1
0	1	0	2	0	0	1	0	3	0	0	0	4	0	4	1	0	2	1	1	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0
0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	1	0	1	2	0	1	0	0
0	1	0	1	0	0	1	1	0	0	0	1	2	0	1	0	1	2	2	1	0	2	0	1	1	3	2	2	1	2
1	1	3	0	1	0	3	2	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	2	3	3	2	0	1	5	3	1	1	2
2	3	4	0	3	1	1	2	5	5	1	3	3	2	5	5	5	5	3	4	3	3	3	0	0	1	1	3	0	2

## MESURES STATISTIQUES DE LA DISPERSION SPATIALE.

## 2.1. LA LOI DE POISSON.

Si chaque unité d'échantillonnage a même probabilité de recevoir chaque objet (milieu homogène) et si les positions de deux objets sont indépendantes l'une de l'autre, une unité contient  $j$  objets avec la probabilité

$$P(X = j) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^j}{j!}$$

Notons que  $\lambda$  est estimé par  $\bar{y} = \sum y_i/n$  et que, contrairement à une idée répandue chez les biologistes (GOUNOT [7]), l'ajustement à une loi de Poisson est justifié pour un échantillonnage systématique.

## 2.2. L'INDICE DE DISPERSION.

Il existe une abondante bibliographie sur le sujet. Sous les mêmes hypothèses que précédemment la variable  $(n-1)I_D$  avec

$$I_D = \frac{\sum (y_i - \bar{y})^2}{(n-1)\bar{y}}$$

(\*) Monsieur le professeur BLAISINGER m'autorise à utiliser ces données non encore publiées. Qu'il en soit ici très vivement remercié.

suit une loi  $x^2(n-1)$ . On oublie trop souvent que cette approximation tient pour  $\bar{y} \geq 5$ . Si  $I_D > 1$  la population est dite contagieuse ou agrégative. Si  $I_D < 1$  on parle de dispersion régulière.

### 2.3. LE TEST DE KOLMOGOROV-SMIRNOV.

Si les unités d'échantillonnage sont alignées et forment un transect, un test puissant contre l'hypothèse de tendance peut s'opérer en comparant la statistique

$$\text{Max}_{1 \leq i \leq n} \left| \frac{1}{ny} \sum_{j=1}^i y_j - \frac{i}{n} \right| = D_n$$

aux valeurs seuils  $1.36/\sqrt{n}$  (à 5%) et  $1.63/\sqrt{n}$  (à 1%). Il suffit de posséder au moins  $n = 100$  données (COX et LEWIS [11]).

### 2.4. LE NOMBRE DE SEQUENCES.

GOUNOT [7] a introuit très justement, en analyse de la végétation, le test des suites (runs) basé sur l'observation du nombre de suites de la même lettre dans un mot à deux lettres. Notons  $n_1$  et  $n_2$  le nombre respectif des deux lettres et  $R$  le nombre de séquences observées. Par exemple :

$$\begin{array}{cccc} A & B & A & A & A & B & B \\ \square & \square & \square & \square & \square & \square & \square \end{array}; \quad n_1 = 4, \quad n_2 = 3, \quad R = 4.$$

Sous l'hypothèse d'équiprobabilité des mots à deux lettres, la quantité

$$z = \frac{R - \left( \frac{2n_1 n_2}{n_1 + n_2} + 1 \right)}{\sqrt{\frac{2n_1 n_2 (2n_1 n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2 (n_1 + n_2 - 1)}}$$

suit une loi normale réduite si  $n_1 \geq 20$  et  $n_2 \geq 20$ . Dans un transect nous emploierons ce test en faisant  $A$  si  $\bar{y}_i > \bar{y}$  et  $B$  si  $\bar{y}_i < \bar{y}$ . On peut mettre ainsi en évidence une structure en agrégats.

### 2.5. L'ANALYSE DE LA VARIANCE DANS LES GRILLES DE CARRES CONTIGUS.

A la suite de l'article de GREIG-SMITH [6], THOMPSON [12] introduit la quantité

$$\left( y_i - \frac{y_i + y_{i+1}}{2} \right)^2 + \left( y_{i+1} - \frac{y_i + y_{i+1}}{2} \right)^2 = \frac{(y_i - y_{i+1})^2}{2}$$

et affirme que sous l'hypothèse de distribution au hasard

$$\frac{1}{2}(y_1 - y_2)^2 + \frac{1}{2}(y_3 - y_4)^2 + \dots + \frac{1}{2}(y_{2n-1} - y_{2n})^2$$

suit un  $\chi^2(n)$  et mesure l'agrégativité vraie. Il faut cependant vérifier pour utiliser ce test que :

$$y_1 + y_2 \geq 10, \quad y_3 + y_4 \geq 10, \quad \dots, \quad y_{2n-1} + y_{2n} \geq 10.$$

HILL [13] propose avec raison d'utiliser

$$\frac{1}{2}(y_1 - y_2)^2 + \frac{1}{2}(y_2 - y_3)^2 + \dots + \frac{1}{2}(y_{n-1} - y_n)^2$$

## 2.6. L'INDICE DE CONTAGION VRAIE.

Considérons  $N$  paires de prélèvements et supposons que chacun de ces couples contiennent au moins 2 objets. Notons pour l'une de ces paires  $u$  et  $v$  le nombre d'objets présents dans chacune des unités,  $p = u + v$  le nombre d'objets total et  $d = |u - v|$ . Nous appelons indice de contagion vraie (CHESSEL et DE BELAIR [14]) la quantité

$$d - m$$

qui suit, sous l'hypothèse de dispersion au hasard à l'intérieur du couple de prélèvements, une loi normale réduite. On a

$$\sigma_p^2 = p - m_p^2$$

$$m_2 = 1, \quad m_{2k} = m_{2k+1}, \quad m_{2k+1} = m_{2k} + \frac{(2k)!}{(k!)^2 2^{2k}}$$

$N$  doit être assez grand ( $N \geq 30$ ).

Si les couples sont formés par les prélèvements d'un transect avec (1, 2), (2, 3), ..., (n - 1, n) on parlera d'indice de contagion vraie sériel.

## 2.7. LES CASES VIDES.

L'analyse combinatoire fournit nombre de tests de dispersion contre l'hypothèse du hasard. Comme exemple nous citerons la distribution des cases vides. Si  $p$  objets sont distribués au hasard dans  $n$  cases, le nombre  $Z_0$  de cases vides

est  $j$  avec la probabilité (PATIL et JOSHI [15])

$$P[Z_0 = n - j] = \frac{n(n-1) \dots (n-j+1)}{n^p} S(p, j)$$

La moyenne de cette loi est  $E(Z_0) = n(1 - 1/n)^p$  et sa variance vaut

$$\text{Var}(Z_0) = n(n-1) \left(1 - \frac{2}{n}\right)^p + E(Z_0) - [E(Z_0)]^2$$

On peut ainsi définir un indice  $I_{z_0}$  comme pour l'indice de contagion vraie (CHESSEL et DEBOUZIE [16]).

On dispose ainsi d'une batterie de tests puissants contre des hypothèses variées (gradient, agrégats, régularité locale, processus localement poissonien ...). Les exemples proposés nous permettent d'en montrer la mise en oeuvre concrète.

## EXEMPLES D'ANALYSE.

### 3.1. DISPERSION DES GOUSSES DE *MEDICAGO HISPIDA*.

a) Regroupées par bloc de 4 carrés, les mesures de présence-absence montrent deux écailles dans l'implantation de l'espèce. On le voit sur l'histogramme correspondant (effectif des présences en fonction du numéro du bloc sur le transect) (fig. 3).

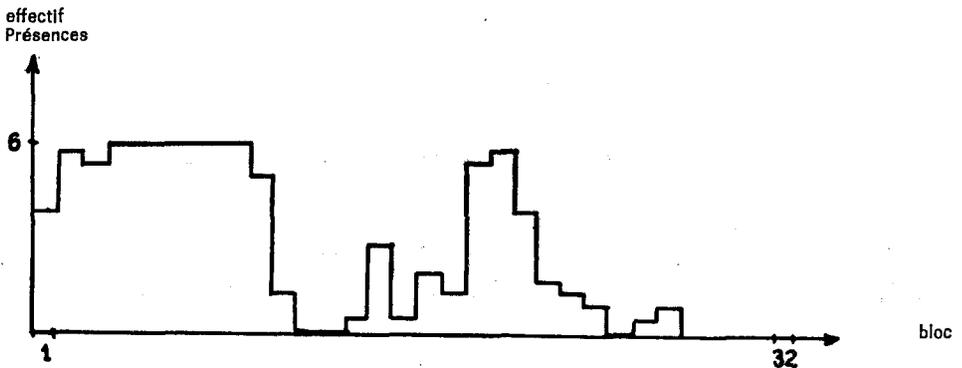


Figure 3.

b) Le comptage des gousses reflète cette structure avec plus ou moins de précision (fig. 4).

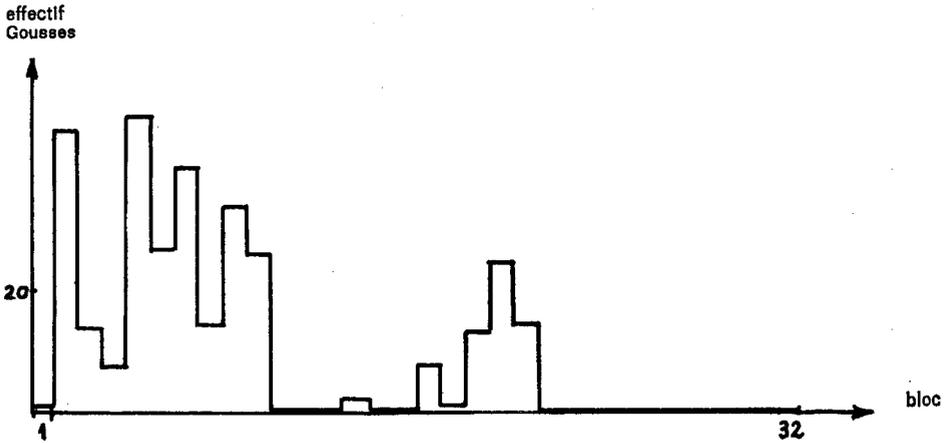


Figure 4.

c) Les 40 premiers carrés forment une zone de densité relativement constante. Les gousses ne sont pas distribuées au hasard dans les placettes de cette zone ( $n = 40$ ,  $\bar{y} = 6.75$ ,  $I_D = 8.1$ ) mais la présence des gousses est fortement liée à la présence d'une plante relique.

d) L'indice de contagion vraie entre les deux parties de la placette n'est pas significatif ( $N = 38$ ,  $I_{CV} = 1.34$ ). La placette est homogène. On peut regretter de ne pas disposer d'une série de placettes contiguës mais conclure cependant que l'on est en présence de deux échelles dans la dispersion des gousses :

- l'écaïlle, mode d'implantation de l'espèce;
- la plante qui fournit un agrégat de gousses.

Une mesure stationnelle adaptée est donc une mesure de présence-absence jointe au dénombrement de gousses par plante.

### 3.2. DISPERSION CHEZ CASSIDA VITTATA.

a) Notons d'abord le niveau de variabilité globale en effectuant un ajustement à la loi de Poisson.

Cassides	Betteraves	Loi de Poisson
0	167	84.43
1	128	162.12
2	113	155.65
3	73	99.62
4	39	47.82
5	15	18.37
6	41	7.98

L'ajustement est très mauvais et la population agrégative.

b) Enregistrons l'indice de dispersion à diverses échelles.

Plantes par bloc	Nombre moyen d'insectes	$I_D$	Nombre de blocs
1	1.92	2.24	576
2	3.84	2.48	288
4	7.68	2.63	144
8	15.36	2.62	72
16	30.72	2.39	36
32	61.44	2.67	18

Cette suite d'indices de dispersion constants est caractéristique d'une absence d'hétérogénéité de l'échantillon.

c) L'indice de contagion vraie porte sur 229 couples contenant au moins deux cassides et vaut 7.18. Il y a une très forte variabilité entre deux plantes voisines. Pour  $N = 133$  blocs de 4 plantes, on enregistre un indice  $I_T$  (cf. [16]) de 12.8. Toute la variabilité s'établit donc entre pieds voisins. C'est un exemple de *contagion vraie*.

d) On peut alors vérifier que les blocs de betteraves sont identiques entre eux. Notons le nombre de pieds vides par bloc de 16 betteraves et ajustons à une loi binomiale.

Pieds vides	Nombre de blocs	Loi binomiale
0-2	4	4.03
3	10	5.73
4	2	7.60
5	8	7.45
6	6	4.61
7	3	3.26
8	3	3.22

$$n = 16, \quad p = 0.29, \quad \bar{x} = 4.64, \quad s^2 = 4.18.$$

L'ajustement est bon.

e) Comparons par une table de contingence les blocs de 64 pieds de betteraves. On a regroupé pour cela les stations 1-2, 3-4, ...

Cassides/pieds	0	1	2	3	4	5	
1- 2	15	13	10	10	6	10	
3- 4	14	17	13	8	5	7	
5- 6	20	11	12	6	8	7	
7- 8	15	11	14	9	3	12	
9-10	17	19	13	10	1	4	
11-12	19	21	11	5	2	6	
13-14	29	10	9	8	6	2	
15-16	18	15	17	4	5	5	
17-18	20	11	14	13	3	3	
	167	128	113	73	39	56	$\Sigma = 576$

On n'enregistre aucune variation significative ( $\chi^2 = 52$ ,  $ddl = 40$ ).

f) En conclusion, la population observée est contagieuse vraie. FOURRAR [10] a donc pu choisir une mesure stationnelle de densité caractérisée par l'examen de 32 pieds choisis arbitrairement dans la parcelle de betterave.

### 3.3. L'ECHANTILLONNAGE CONTINU DU VER BLANC.

a) Lorsque l'échantillonnage est continu, le traitement est systématique et l'on étudie la dispersion à l'aide de taille de blocs (groupements d'unités élémentaires) croissante.

Taille du bloc	Nombre de blocs	Nombre moyen par bloc	$I_D$	$I_{CV}$ sériel	Suites	Divers
1	240	1.20	1.53	0.04	-4.70	Ajustement loi
2	120	2.39	2.20	0.72	-4.16	de Poisson
4	60	4.78	3.13	0.35	-3.57	$I_T = 0.79$ $N = 39$
6	40	7.18	4.32	0.32	-2.31	$I_T = 0.82$ $N = 25$
8	30	9.57	5.18	2.33	—	
12	20	14.35	7.29	—	—	
16	15	19.13	6.70	—	—	
20	12	23.9	10.14	—	—	
48	5	57.4	15.38	—	—	

b) Le test de Kolmogorov-Smirnov donne  $D_n = 0.18$  (\*\*).

c) L'ajustement à la loi de Poisson n'est pas bon :

Vers blancs	Unités	Loi de Poisson
0	95	72.59
1	70	86.80
2	34	51.90
3	25	20.69
4	16	8.02

d) L'ensemble de ces résultats est cohérent. La distribution n'est pas aléatoire sur l'ensemble du transect mais localement l'hypothèse de répartition au hasard est vérifiée. La suite des valeurs de l'indice de dispersion est croissante et indique une structuration à petite échelle. Le test de KOLMOGOROV et celui des suites montrent une variation de densité.

e) Pour illustrer cette variation, nous traçons l'histogramme pour les blocs de taille 8 (4m) (fig. 5).

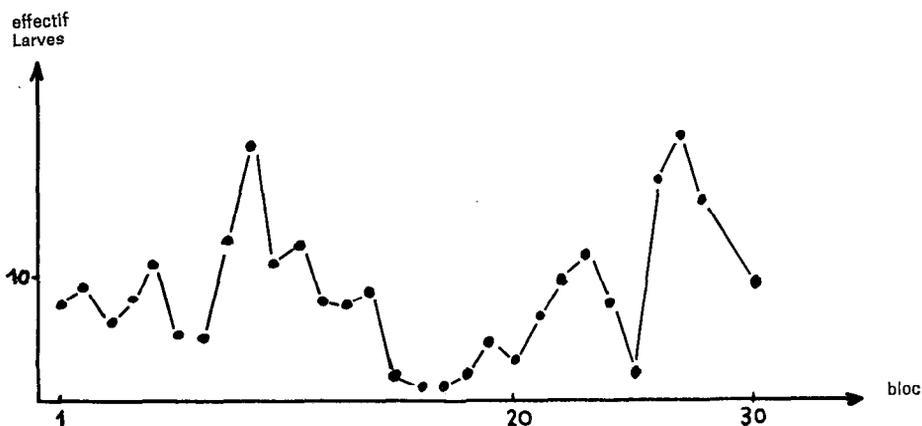


Figure 5.

L'expérimentateur retiendra le caractère localement poissonien du processus qui définit la précision de ses mesures ponctuelles de densité. A petite échelle (c'est-à-dire sur une grande surface) la variation continue de densité obligera à un échantillonnage systématique.

## CONCLUSION.

Nous avons observé sur les exemples présentés trois types de dispersion :

— une structure en *agrégats* se regroupant en *plaques* caractérisée par deux échelles d'hétérogénéité.

- une dispersion contagieuse vraie à densité constante.
- une dispersion localement aléatoire à densité variable.

A chacune de ces observations correspondent des décisions pour l'échantillonnage. On peut donc recommander une analyse préliminaire par échantillonnage systématique comme préalable au choix d'une mesure stationnelle dans un échantillonnage stratifié.

## BIBLIOGRAPHIE

- [1] GODRON M., *Essai d'application de quelques éléments simples de la théorie de l'information à l'étude de la structure et de l'homogénéité de la végétation*, Thèse, Montpellier (1966).
- [2] PIELOU E. C., *An introduction to mathematical ecology*, Wiley (1969).
- [3] FELLER W., *An introduction to probability theory and its applications*, tome II, Wiley (1962).
- [4] SKELLAM J. G., *Studies in statistical ecology*, I: *Spatial pattern*, *Biometrika*, **39**, 346-362 (1952).
- [5] GREIG-SMITH P., *Quantitative plant ecology*, Butterworths (1964).
- [6] GREIG-SMITH P., *The use of random and contiguous quadrats*, *Ann. Bot., N. S.*, **16**, 293-316 (1952).
- [7] GOUNOT M., *Méthodes d'étude quantitative de la végétation*, Masson (1969).
- [8] SOUTHWOOD T. R. E., *Ecological methods*, Methuen (1968).
- [9] CONESA P. - CHAPOT P. et COLL., *Avant-projet de recherche sur l'inventaire floristique des écotypes algériens*, INA, Alger (1973).
- [10] FOURAR M., *La casside de la betterave sucrière dans le Haut-Chelif*, Thèse (1973).
- [11] COX D. R. - LEWIS P. A. W., *L'analyse statistique des séries d'événements*, Dunod (1969).
- [12] THOMPSON H. R., *The statistical study of plant distribution patterns using a grid of quadrats*, *Aust. J. Bot.*, **6**, 322-43 (1958).
- [13] HILL M. O., *The intensity of spatial pattern in plant communities*, *J. of Ecology*, **61**, 9, 225-236 (1973).
- [14] CHESSEL D. - DE BELAIR G., *Mesure de la contagion vraie en échantillonnage par carrés dans l'analyse des populations végétales*, *C.R.A.S. (D)*, **277**, 1483-1486 (1973).
- [15] PATIL G. P. - JOSHI S. W., *A dictionary and bibliography of discrete distributions*, Oliver and Boyd (1968).
- [16] CHESSEL D. - DEBOUZIE D., *Une méthode d'analyse statistique d'un comportement de ponte d'un parasite*, *C.R.A.S. (D)*, **271**, 1122-24 (1970).