

Etude de l'évolution de la structure d'une population de Luzerne par l'analyse de la distribution spaciale des individus disparus.

Par HUBERT F. - INA - Alger

BUT DE L'EXPERIENCE :

D'après JACQUARD (1), l'étude des relations sociales au sein d'une population végétale tend à préciser les déviations plastiques ou manifestations des perturbations de croissance et les évolutions de peuplement ou manifestations de la lutte d'extermination entre individus de l'espèce ou du mélange d'espèces. Cette extermination n'est souvent que la conséquence du déséquilibre provoqué par les modifications plastiques [GUY (2)]. Les évolutions de peuplement sont habituellement analysées à partir d'une série chronologique de données indiquant le nombre d'individus à l'unité de surface. JACQUARD GUY et GENIER (3) présentent, par exemple, le tableau suivant donnant l'évolution du pourcentage de mortalité en fonction du peuplement de luzerne :

Dates	1964		1965		1966		1967
	1/6	22/10	14/1	3/3	10/1	4/10	30/1
Nbre de plantes au m ² au semis (9/4/64)							
1360	46	53	47,8	60	74,7	86,7	86,7
680	44	49,1	59,1	60,2	69,9	79,9	80,3
340	36,2	22,1	41,8	40,9	47,1	65,3	68
170	24,1	20	29,4	44,1	33,5	67,1	46,5

Le pourcentage de mortalité apparaît d'autant plus élevé que le peuplement est plus dense. Mais, outre quelques incohérences entre certains chiffres dues à la méthode d'échantillonnage, nous ne savons pas *comment* se produit l'élimination et quels en sont les facteurs prépondérants.

Nous pensons être en mesure de répondre à ces questions en étudiant la distribution spatiale des individus disparus entre deux dates d'échantillonnage dans une population de luzerne (*Medicago sativa*) semée en lignes.

MATERIEL VEGETAL :

Nous disposons de quatre parcelles de 8 m. de longueur et 2 m. de largeur. Deux de ces parcelles, P_1 et P_2 , ont été ensemencées avec un interligne de 22 cm. ; les deux autres, P_3 et P_4 , avec un interligne de 50 cm. Nous avons semé une luzerne de variété « provence » (P.G. = 95 %) le 26 mai 1971 à une dose de 5 g. par ligne de 8 m. de longueur. Les graines furent recouvertes de terreau pour faciliter la levée. Les parcelles P_3 et P_4 furent, en outre, homogénéisées à 10 plantes par 10 cm. le 29 juin 1971.

Pour la période qui nous intéresse, trois coupes ont été effectuées :

- coupe 1 : 9 juillet - début floraison.
- coupe 2 : 21 août - coupe de régularisation.
- coupe 3 : 25 septembre - boutons.

L'irrigation fut pratiquée par aspersion jusqu'au premier juillet, par submersion ensuite. Les adventices furent contrôlées manuellement jusqu'au 15 juillet.

Nous n'avons travaillé jusqu'à ce jour que sur les parcelles P_1 et P_2 . Nous disposons donc de deux populations de structure initiale différente :

- L'une, celle de P_1 , dont la structure est apparue, par notre analyse, initialement contagieuse.
- L'autre, celle de P_2 , dont la structure est initialement régulière.

La population de P_1 fut échantillonnée le 14 juin (date t_1), puis le 22 septembre (date t_2).

La population de P_2 fut échantillonnée le 12 octobre (date t_2), le premier échantillonnage correspondant à l'homogénéisation du 29 juin (date t_1).

HYPOTHESES TESTEES :

Une extension des théories biostatistiques élaborées pour l'échantillonnage par quadrats [SKELLAM (4)] permet d'envisager les hypothèses suivantes :

— H_1 : En absence de relations dans la population, si le terrain est homogène, et sous l'effet de la seule variabilité génétique :

- a) la disparition ou la survie de deux individus sont indépendantes.
- b) la probabilité de disparition est constante dans l'ensemble des points d'implantation des individus. Il s'agit de la *mortalité au hasard*. L'expérience de l'échantillonnage biologique montre que cette hypothèse est très rarement vérifiée, mais on désire mesurer les déviations constatées dans les cas suivants :

— H_2 : le facteur dominant est la compétition intraspécifique [(5), GUY (2)] que l'on suppose uniformiser la répartition des individus restant sur le terrain. On peut utiliser le terme de *mortalité régularisante*.

— H_3 : plusieurs hypothèses permettent, par contre, d'envisager une *mortalité agrégative*. Notons :

- a) *mortalité contagieuse* : la population est localement attaquée par une maladie, un prédateur ou un compétiteur puissant.
- b) *survie contagieuse* : en créant des conditions spéciales, les plantes groupées sont à même d'augmenter leurs chances de survie [HARPER (6)].
- c) *contagieuse fausse* : les facteurs dominants de la mortalité sont indépendants de la nature et de la structure de la population. La variabilité des conditions locales (texture et structure du sol, eau, conditions de récolte...) crée l'existence de zones de mortalité variable.

Remarquons qu'il est à ce niveau impossible de séparer le rôle des facteurs dominants de la mortalité de celui de leurs interactions avec la variabilité génétique.

RESULTATS :

I) Dans une population régulière - parcelle P₃

La population à l'état initial t_0 est formée de lignes d'individus régulièrement espacés, comprenant N plantes par unité de longueur choisie. Sous l'hypothèse H_1 , l'échantillonnage par intervalles de longueur unité, à la date t_1 , doit s'ajuster à une distribution binômiale de paramètre N et α , α étant le taux de survie. Nous avons fixé N à 10 plantes par 10 cm.

et nous estimons α , au maximum de vraisemblance, par la quantité $\alpha = \frac{\bar{x}_2}{N}$, où \bar{x}_2 est la moyenne expérimentale de l'échantillon à la date t_2 .

Si l'hypothèse H_1 est rejetée par le test d'ajustement X^2 , on compare R_0 , indice de dispersion, (rapport de la variance à la moyenne) [GREIG-SMITH (7)], à R^t indice théorique attendu de l'hypothèse H_1 . R^t a pour valeur $(1 - \alpha)$ et est

$$\text{estimé par } R^t = (1 - \frac{\sum x^2}{N}).$$

141 intervalles de 10 cm., tirés au hasard, ont fourni, pour la date t_2 , l'échantillon suivant :

Nombre de plantes	0	1	2	3	4	5	6	7	8		
	1	3	9	23	21	28	17	22	11	4	
Loi de Poisson	5,40		11,43	19,30	24,40	24,70	21,00	15,1	9,6	10,2	
Loi Binomiale	7,40			15,6	28,1	34,6	29,7	17,3	8,4		

$$\bar{x}_2 = 5,60 \quad \alpha = 0,51 \quad R_0 = 0,82 \quad R^t = 0,49$$

L'hypothèse H_1 est rejeté au seuil de $10 - \chi^2 = 27$; DDL = 6). Comme $R^t < R_0$ on conclut à une mortalité nettement agrégative.

II) Dans une population contagieuse - parcelle P_1

Nous supposons, dans ce cas, que l'échantillonnage pratiqué à la date t_1 a fourni un bon ajustement à une loi binômiale négative de paramètre m et k estimés au maximum de vraisemblance par \hat{x}_1 et \hat{k} [BLISS et FISHER (8)].

Sous l'hypothèse H_1 , l'échantillonnage pratiqué à la date t_2 doit s'ajuster à une loi binômiale négative de paramètre α et k , respectivement estimés par \bar{x}_2 et \hat{k} . En cas de rejet de l'hypothèse H_1 , on comparera R_0 et $R^t = 1 + \frac{\bar{x}_2}{k}$.

Notons que l'hypothèse H_1 pourrait être rejetée par un test χ^2 sur l'ajustement à une loi binômiale négative de paramètres α et k obtenus par maximum de vraisemblance.

de l'échantillon à la date t_2 . On augmente cependant de façon considérable le risque de seconde espèce.

100 intervalles de 5 cm., tirés au hasard, ont fourni l'échantillon à la date t_1 . Un échantillon indépendant du précédent, prélevé suivant la même méthode, a été obtenu par la date t_2 . Le tableau suivant récapitule les différentes distributions expérimentales et théoriques obtenues.

Nombre de plantes	ETAT 1		Nombre d'intervalles	Bin. nég. x_2, k	Bin. nég. x_2, k'
	Nombre d'intervalles	Binômiale			
0	3		22	9,78	18,36
1	1	7,65	14	18,71	19,93
2	5		17	21,00	17,00
3	5	6,85	11	18,03	13,19
4	7	8,65	12	13,10	9,61
5	7	9,74	9	8,48	
6	14	10,07	7	5,05	8,16
7	10	9,75	2		
8	9	8,96	1	5,85	
9	8	7,89	2		6,72
10	7	6,71	3		
11	5	5,54			
12	7	7,96			
13	3				
14	1				
15	3				
16	1				
17	2	10,22			
18	1				
19	0				
20	0				
21	1				
	$x_1 = 7,83$ $\sigma^2_1 = 17,47$	$k = 5,78$ $\chi^2 = 4,10$ DDL = 9	$x_2 = 2,86$ $\sigma^2_2 = 6,62$	$x_2 = 20,83$ DDL = 6 * *	$k' = 1,75$ $x_2 = 4,17$ DDL = 5

L'hypothèse H_1 est rejetée bien que, dans les deux cas, l'ajustement à une binômiale négative par maximum de vraisemblance soit très bon. n trouve $R_0 = 2,31$ et $R_T = 1,49$. Comme dans le cas précédent, on conclut à une mortalité fortement agrégative.

De nombreux échantillons d'effectifs différents (100, 200, 400), comprenant des intervalles de longueur variable (5 cm., 10 cm.) et fournissent, en outre, de bons ajustements à la loi Neyman type A, ont permis de s'assurer du bon fonctionnement des tests proposés.

CONCLUSIONS

Les deux populations étudiées ici ont été choisies pour leur différence de structure. On note la similitude des résultats obtenus (Mortalité agrégative). Bien qu'aucun test statistique ne permette de choisir entre les modèles introduisant l'hypothèse H_1 , nous sommes conduits à accorder, aux facteurs édaphiques, aux adventices, et aux conditions de récolte, une importance prépondérante parmi les facteurs de la mortalité.

Compte tenu des difficultés d'implantation des luzernières dans la Mitidja, nous aurions souhaité mettre en place de plus amples essais pour étudier l'évolution de la structure d'une population de luzerne sur une plus longue période en fonction d'une part, de la densité et d'autre part, de la présence ou l'absence d'adventices. Nous estimons, en effet, que les adventices sont l'un des facteurs prépondérants de la mortalité des jeunes luzernes. Des contraintes de temps et de terrain ne nous ont pas permis de poursuivre cette étude.

BIBLIOGRAPHIE

- (1) JACQUARD P. Thèse Doc. état Fac. Sciences - Montpellier (1968).
- (2) GUY P. Fourrages, 22, 12-27 (1965).
- (3) JACQUARD-GUY-GENIER Symp. intern. sur prod. et utilis. de la luzerne - BRNO (1967).
- (4) SKELLAM G. Biometrika 39, 346-362 (1952).
- (5) Travaux de la station d'amélioration des plantes fourragères de Lusignan Fourrages 41 (1970).
- (6) Harper J.I. Symp. soc. exptl. biol., 15, 1-39 (1961).
- (7) GREIG - SMITH P. Quantitative plant ecology - Londres (1964).
- (8) BLISS C.I. - FISCHER R.A. Biometrics, 9, 176-200 (1953).

