Etude d'une méthode d'échantillonnage séquentiel appliquée à l'estimation du nombre de pontes de la pyrale du maïs Ostrinia nubilalis Hbn. (Lepidoptera-Pyralidae)

Marc Denechere, Sylvie Derridj, Camille Duby

Agronomie, 1982, **2** (4), 341-346.

Etude d'une méthode d'échantillonnage séquentiel appliquée à l'estimation du nombre de pontes de la pyrale du maïs *Ostrinia nubilalis* Hbn. *(Lepidoptera-Pyralidae)*

Marc DENECHERE, Sylvie DERRIDJ & Camille DUBY(*)

I.N.R.A., Station de Zoologie,
(*) Station de Biométrie,
Centre de Recherches agronomiques, Route de St-Cyr, F 78000 Versailles.

RÉSUMÉ

Echantillonnage séquentiel,
Ponte,
Ostrinia nubilalis *Hbn.,*
Etude au champ.

En vue d'estimer le nombre moyen de pontes de pyrale de maïs au champ avec une certaine précision, les auteurs proposent une méthode d'échantillonnage séquentiel.
Une étude sur la liaison entre la moyenne et la variance du nombre de pontes par plante est faite sur plusieurs années, sur des essais parcellaires en Beauce.
Une idée de la taille de l'échantillonnage à examiner est donnée en fonction de la précision choisie et de la moyenne obtenue.
Certaines remarques sont faites en ce qui concerne des difficultés pratiques et des conseils d'utilisation sont donnés.

SUMMARY

Sequential sampling,
Eggs,
Ostrinia nubilalis *Hbn.,*
Study in the field.

Application of a sequential sampling technique for estimating numbers of corn borer eggs

To estimate mean numbers of corn borer eggs in the field with a particular level of precision, the authors suggest a sequential sampling method.
The relation between the mean and the variance of the number of eggs per plant has been investigated for several years on plots in the Beauce area.
An idea of sample can be given in relation to both the selected level of precision and the mean obtained.
Some comments are made on practical difficulties and some recommendations are given on use.

I. INTRODUCTION

Il est souvent intéressant, pour dénombrer des populations animales, de faire appel à des méthodes d'échantillonnage séquentiel. Pour ces méthodes, la taille de l'échantillon n'est pas fixée à l'avance, mais dépend des résultats des observations. On observe une par une les unités prélevées au hasard et on arrête l'échantillonnage lorsque l'information est suffisante. Cela peut permettre, par rapport à l'échantillonnage classique à taille fixe, de diminuer le nombre moyen d'unités qu'il faut observer pour atteindre un objectif donné et surtout de contrôler la précision des résultats obtenus.

En ce qui concerne les exemples d'application à la pyrale du maïs, on doit soit estimer avec une précision donnée le nombre moyen de pontes par plante pour comparer par exemple la densité des pontes reçues par différentes variétés, soit déterminer la population par rapport à un seuil d'intervention préventive fixé à l'avance. On pourrait, dans ce dernier cas, appliquer la méthode d'échantillonnage séquentiel à but décisionnel (WATERS, 1955 ; MILLER, 1969 ; GRUNER, 1975). Mais elle nécessite un seuil d'intervention stable, c'est-à-dire une relation liant le nombre de pontes déposées à l'importance des baisses de rendement. Or cette relation reste imprécise (CHIANG & HODSON, 1952) ; elle dépend notamment des conditions climatiques et de la variété. De plus, l'application de cette méthode impose, pour maîtriser les risques d'erreur sur la décision, la connaissance de la loi de répartition du nombre de pontes (loi de Poisson, loi binomiale négative, etc...) qui exige des études préalables longues et coûteuses (des études sur ce sujet ont été réalisées sommairement par WOO WEI CHUN *et al.*, 1965 ; CHIANG & HODSON, 1959).

Il apparaît donc plus raisonnable de transformer le problème spécifique de prise de décision en se limitant à l'estimation du nombre de pontes avec une certaine précision et à en déduire une décision d'intervention. Cette méthode ne permet pas une maîtrise des deux risques d'erreur (risque d'intervention alors que ce n'est pas nécessaire et risque de ne pas intervenir alors que c'est nécessaire) ce qui est illusoire, puisqu'on ne peut déterminer un seuil d'intervention précis. Par contre, elle a l'avantage d'être beaucoup plus accessible, car elle n'exige que la connaissance d'une relation fonctionnelle stable liant la moyenne et la variance du nombre de pontes. Lorsqu'on connaît une telle relation entre la moyenne et la variance, la précision de l'échantillonnage dépendant du nombre d'observations et de la variance, donc de la moyenne, on peut à chaque étape de l'échantillonnage avoir une estimation de la précision et en déduire une règle d'arrêt, fonction de la précision choisie au préalable (KUNO, 1969).

II. ÉTUDE DE LA LIAISON MOYENNE-VARIANCE DES DONNÉES, NOMBRE DE PONTES PAR PLANTE

A. Structure des données

Nous utilisons des données collectées au cours de 5 années (1976 à 1980) sur 11 expérimentations conduites dans plusieurs localités de la Beauce, sur des champs de production d'une dizaine d'hectares et sur des essais en petites parcelles d'hybrides expérimentaux de 600 à 1 500 m².

Sur ces dernières, les observations sont faites en 4 relevés espacés de 10 jours couvrant à peu près la période de ponte. Grâce à un repérage des pontes et à l'examen des mêmes plantes au cours de 4 relevés, seules les pontes nouvellement déposées sont dénombrées.

A chaque relevé, on calcule la moyenne et la variance des nombres de pontes par plante, sur 10 à 21 plantes (selon les essais) situés au centre d'une ligne correspondant à une parcelle du dispositif expérimental.

Dans les grandes parcelles d'une dizaine d'hectares, les dénombrements sont faits sur des stations de 15 ou 21 plantes selon les essais, réparties de façon systématique dans le champ. Pour notre étude ces stations ont été envisagées isolément ou regroupées par 3 ou 4.

B. Méthode d'analyse

Les calculs portent sur la variable X, nombre de pontes dénombrées sur une plante, à un relevé. Pour chaque station, on estime la moyenne et la variance (pour alléger le texte, nous noterons de la même façon les vraies valeurs des paramètres et leurs estimations) :

$$\mu = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} ; x_i = \frac{T_n}{n} \quad (1)$$

(T_n est le nombre total de pontes dénombrées sur n plantes).

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \mu)^2 \quad (2)$$

Dans chaque essai (ou groupe d'essais), certains facteurs (année, lieu d'expérimentation, variété, date de relevé, localisation dans le champ) peuvent affecter la liaison moyenne-variance. Rappelons que si elle n'était pas stable, l'échantillonnage séquentiel établi sur cette liaison deviendrait impossible. Nous étudions grâce à des analyses de covariance, l'effet de ces facteurs. Si leur influence n'est pas significative, nous estimons les paramètres de la liaison moyenne-variance exprimée sous la forme :

$$\sigma^2 = a(\mu)^b \quad (3)$$

que nous linéarisons sous la forme

$$\text{Log } \sigma^2 = a' + b \text{ Log } (\mu). \quad (4)$$

III. RÉSULTATS

La moyenne du nombre de pontes par plante (calculée sur 10 à 21 plantes selon les cas) varie entre 0 et 3,9 ; une infestation moyenne de 3,9 pontes par pied est exceptionnelle dans le Bassin parisien et correspond à l'année 1978 où l'infestation a été importante. L'écart de la fourchette est dû également à l'observation d'hybrides expérimentaux.

A. Influence des facteurs pris en compte sur les paramètres de régression

Seule la date du dénombrement a parfois un effet significatif sur l'un des 2 coefficients (a ou b). Compte tenu du faible pourcentage de la variation totale interprétée par ce facteur (0,05 à 1,3 p. 100), nous ne tiendrons pas compte de cette influence dans la suite de l'étude.

B. Estimation des paramètres de la régression

L'ensemble des résultats est consigné dans le tableau 1.

Les coefficients a et b varient peu pour une même surface prospectée et ne semblent pas être affectés par des variations de la valeur de la moyenne du nombre de pontes par plante.

Sur de faibles surfaces (5 à 15 m²), les paramètres de la régression ne sont pas significativement différents de 1 (sauf pour l'essai de Moinville). Nous écrirons donc dans ce cas :

$$\sigma^2 = \mu \quad (5)$$

l'existence d'une relation $\sigma^2 = \mu$ n'impliquant pas nécessairement que le nombre de pontes par plante suive une distribution de Poisson.

Pour des surfaces supérieures, le coefficient a peut devenir significativement différent de 1. Pour la plus grande (1 600 m²), l'équation de régression varie entre :

$$\sigma^2 = 1{,}04(\mu)^{1{,}01} \text{ (essai Ymonville)} \quad (6)$$

et

$$\sigma^2 = 1{,}18(\mu)^{1{,}03} \text{ (essai Moinville).} \quad (7)$$

Dans les essais où les paramètres a et b sont significativement différents de 1 (Ex. Moinville 1980), la précision obtenue en utilisant la relation $\sigma^2 = \mu$ ne diffère pas de plus de 10 p. 100 de celle que l'on aurait eu en prenant les relations moyenne-variance de ces essais. Pour nos données, il y a donc une liaison stable entre la moyenne et la variance pour des surfaces inférieures à 1 600 m², pour des surfaces plus grandes a et b diffèrent de plus en plus de 1.

IV. PRINCIPE DE L'ÉCHANTILLONNAGE SÉQUENTIEL

A. Rappels

On désire estimer, pour une population, la moyenne μ d'une variable X, avec une précision fixée à l'avance, absolue ou relative.

On prélève aléatoirement n individus dans la population.

La précision absolue est estimée par $d = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$ et la précision relative par $D = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n\mu^2}}$.

Il existe entre la moyenne et la variance de X, une relation fonctionnelle qui s'écrit :

$$\sigma^2 = f(\mu). \quad (8)$$

TABLEAU 1

Résultats des calculs de régression entre moyenne et variance ($\sigma^2 = a(\mu)^b$) effectués sur plusieurs expérimentations conduites en Beauce.
Results of the computed regressions between means and variance ($\sigma^2 = a(\mu)^b$) for several trials led in the Beauce area.

Structure des données						Nbres moyens de pontes par pied			Paramètres de la régression et intervalle de confiance (5 %)						Coefficient de corrélation (r)
Années	Lieux	Nbre d'es-sais	Nbre de pieds échantillonnés par station ou groupe de stations	Estim. de la surf. explorée par station ou groupe de stations (m²)	Nbre de stations ou groupes de stations	mini	moy.	maxi	a borne inf.	a	a borne sup.	b borne inf.	b	b borne sup.	
1976	Maisons	1	15	14	588	0	0,23	2,0	0,96	0,99	1,06	0,97	1,00	1,02	0,963
			45	300	196	0	0,23	1,4	1,00	1,05	1,11	0,99	1,03	1,04	0,988
1977 1978	Levesville Poinville	5	10	5	330	0	0,25	3,9	0,90	0,97	1,03	0,95	1,00	1,05	0,947
1978	Domanville Brandelon	2	15	14	576	0	0,18	0,73	0,85	0,92	1,00	0,93	0,97	1,01	0,947
			45	300	192	0	0,18	0,45	0,92	0,99	1,07	0,97	1,00	1,03	0,983
1980	Ymonville	1	21	10	864	0	0,08	0,67	0,91	0,96	1,01	0,97	0,99	1,01	0,967
			84	35	216	0	0,08	0,44	0,93	1,03	1,08	0,99	1,01	1,04	0,992
			504	1 600	36	0	0,08	0,26	0,99	1,04	1,09	0,99	1,01	1,02	0,999
1980	Moinville	1	21	10	840	0	0,15	1,38	1,02	1,07	1,12	1,00	1,03	1,05	0,969
			84	35	210	0	0,15	0,94	1,08	1,14	1,20	1,01	1,03	1,05	0,992
			504	1 600	35	0	0,15	0,60	1,08	1,18	1,28	1,00	1,03	1,05	0,998
1980	Levesville	1	21	10	240	0	0,20	2,0	0,94	1,03	1,12	0,97	1,01	1,05	0,968

On peut alors écrire :

$$d = \sqrt{\frac{f(\mu)}{n}} = \sqrt{\frac{1}{n} f\left(\frac{T_n}{n}\right)}, \quad \text{puisque} \quad \left(\mu = \frac{T_n}{n}\right) \qquad (9)$$

$$D = \sqrt{\frac{f(\mu)}{n\mu^2}} = \sqrt{\frac{n}{T_n^2} f\left(\frac{T_n}{n}\right)} \qquad (10)$$

Si n n'est pas négligeable devant N (taille de la population) on a :

$$d = \sqrt{\left(\frac{N-n}{N}\right)\frac{1}{n} f\left(\frac{T_n}{n}\right)} \qquad (9')$$

$$D = \sqrt{\left(\frac{N-n}{N}\right)\frac{n}{T_n^2} f\left(\frac{T_n}{n}\right)} \qquad (10')$$

Soit do ou Do la précision désirée.

Nous décidons, suivant le principe de l'échantillonnage séquentiel, d'arrêter les observations lorsque $d \leq do$ ou $D \leq Do$. En exprimant T_n en fonction de n et do (ou Do), nous obtiendrons des courbes d'arrêt d'échantillonnage correspondant à une précision fixée. Pour que les estimations des moyennes et leur précision aient un sens on ne pourra s'arrêter qu'après l'observation d'au moins 10 plantes.

Pratiquement, on trace sur un graphique la courbe d'arrêt d'échantillonnage choisie exprimant T_n en fonction de n. On reporte sur ce graphique, au fur et à mesure de la réalisation de l'échantillonnage, la succession des points (n, T_n). Lorsqu'elle franchit la courbe d'arrêt, on arrête les comptages.

L'intervalle de confiance approché de la moyenne (μ) est alors, au niveau de 95 p. 100 :

$$\frac{T_n}{n} \pm 1{,}96 \text{ do}$$

ou

$$\frac{T_n}{n} \pm 1{,}96 \text{ Do} \frac{T_n}{n}$$

on suppose n suffisamment grand pour que $\frac{T_n}{n}$ suive une loi approximativement normale.

B. Application à l'estimation du nombre moyen de pontes de pyrale par plante

La variable aléatoire X représente le nombre d'ooplaques dénombrées sur une plante, n le nombre de plantes observées.

D'après la relation (5), nous aurons :

$$d = \sqrt{\frac{\mu}{n}} = \sqrt{\frac{T_n}{n^2}} \qquad (11)$$

$$D = \sqrt{\frac{1}{n\mu}} = \sqrt{\frac{1}{T_n}} \qquad (12)$$

Les courbes d'arrêt d'échantillonnage ont alors pour équation :

$$T_n = n^2 do^2 \qquad (13)$$

$$T_n = \frac{1}{Do^2} \qquad (14)$$

(fig. 1).

Si n ne peut être considéré négligeable par rapport à N (taille de la population), en appliquant aux équations (13) et (14) le coefficient de correction d'urne finie (*) celles-ci

(*) Le coefficient de correction d'urne finie permet de tenir compte du fait que l'on procède à un tirage exhaustif dans une population finie.

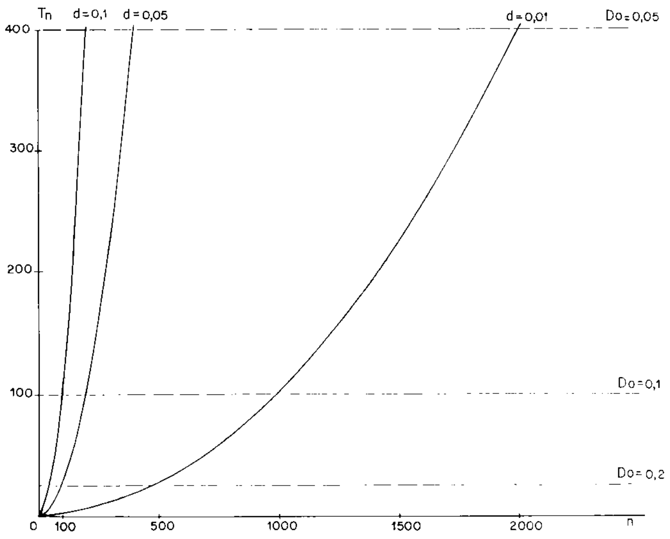

Figure 1
Courbes d'arrêt d'échantillonnage séquentiel assurant des précisions fixées (relative : Do ou absolue : do) obtenues par la relation $\sigma^2 = \mu$ (T_n : nombre de pontes cumulées, n : nombre de plantes observées).
Stop lines of the sequential sampling to secure particular levels of precision (relative : Do or absolute : do) according to the relation $\sigma^2 = \mu$ (T_n = accumulated number of eggs, n number of plants observed).

deviennent :

$$T_n = n^2\, do^2 \left(\frac{N}{N-n}\right) \quad (15)$$

$$T_n = \frac{1}{Do^2}\left(\frac{N-n}{N}\right) \quad (16)$$

La taille de l'échantillon à prélever dans une population dépend de la moyenne de celle-ci. Pour fixer les idées, les niveaux d'échantillonnage suivant des moyennes de pontes différentes que l'on pourrait observer dans le Bassin parisien sont indiquées dans le tableau 2.

C. Mise en place et application de l'échantillonnage séquentiel pour l'estimation du nombre de pontes de la pyrale du maïs

L'application de l'échantillonnage séquentiel appelle des remarques théoriques et pratiques :

1. *Choix de la précision*

Il est nécessaire de choisir la nature de la précision. Suivant le cas, il s'agira d'une précision absolue ou relative. Par exemple, pour comparer des variétés et utiliser des analyses de variance, c'est la précision absolue qui doit être fixée.

TABLEAU 2

Exemples de tailles d'échantillonnage nécessaires pour obtenir une précision fixée, pour plusieurs moyennes possibles (en grisé les échantillonnages trop grands) dans le cas où n est petit devant N.
Sampling sizes in order to obtain a fixed level of precision for various means (shaded numbers indicate too great sampling sizes) in the case where $\frac{n}{N}$ is negligible.

Précision fixée \ Moyenne de pontes par plantes	0,01	0,10	0,20	0,50	0,75	1,00	2,00	3,00
do : précision absolue								
0,02	25	250	500	1 250	1 875	2 500	5 000	7 500
0,05	4 (*)	40	80	200	300	400	800	1 200
0,10	1 (*)	10	20	50	75	100	200	300
Do : précision relative								
0,05	40 000	4 000	2 000	1 250	533	400	200	133
0,10	10 000	1 000	500	200	133	100	50	33
0,20	2 500	250	125	50	33	25	13	8 (*)

(*) Les valeurs inférieures à 10 n'ont pas de sens, l'estimation de la précision étant trop mauvaise (cf. IV.C).

La nature de la précision ayant été choisie, il faut fixer sa valeur. Celle-ci dépend de 2 facteurs :

— de la puissance d'échantillonnage dont on dispose (évaluée en fonction du nombre d'observateurs, du temps nécessaire pour observer un certain nombre de plantes et du temps imparti),
— des objectifs qu'on veut atteindre.

En ce qui concerne la précision absolue, on peut écrire la formule (11) sous la forme :

$$n = \frac{\mu}{do^2}$$

Le nombre de plantes à observer n pour un niveau d'infestation donné est inversement proportionnel à do^2. Pour une précision do, la taille de l'échantillon est proportionnelle au nombre moyen de pontes par plante. Alors que, lorsqu'on fixe la précision relative Do, $n = \frac{1}{Do^2\,\mu}$, la taille de l'échantillon est inversement proportionnelle au nombre moyen de pontes par plante.

L'application de l'échantillonnage séquentiel peut conduire, dans certains cas, à des tailles d'échantillonnage très grandes (lorsque la moyenne est forte si do est fixée, ou presque nulle si Do est fixée) ; dans ces cas il est irréaliste de prétendre à des précisions élevées (tabl. 2, parties grisées).

2. *Les relevés*

Dans le Bassin parisien, la pyrale du maïs pond durant une période d'environ 2 mois qui comprend un pic au cours duquel environ 80 p. 100 des pontes sont déposées. On est conduit à effectuer un ou plusieurs relevés au cours de cette période.

Les observations au cours de 2 relevés consécutifs n'ont généralement pas lieu sur les mêmes plantes (à chaque relevé on prend un échantillon au hasard). Les moyennes établies concernent le nombre de pontes déposées entre 2 relevés. Pour éviter de compter les pontes déjà déposées jusqu'au précédent relevé, il convient d'espacer les relevés de 10 jours (temps nécessaire à l'éclosion d'une ponte) et de dénombrer à chaque relevé les pontes non écloses.

A cause de la variabilité du temps d'éclosion d'une ponte, 2 erreurs sont possibles : dénombrer une ponte déjà déposée au relevé précédent et/ou ne pas compter une ponte éclose non déposée au relevé précédent. Ces 2 risques ont été estimés à 2,7 et 2,6 p. 100 sur les données des essais Levesville-Poinville de 1977-78. Ils se compensent et se traduisent par une diminution de la précision avec laquelle on estime la moyenne du nombre de pontes déposées entre 2 relevés.

Pour estimer un risque d'infestation, les relevés commencent au début de la période de ponte et les moyennes sont cumulées au fur et à mesure. La précision de cette valeur cumulée (D ou d) dépend des précisions des moyennes estimées à chaque relevé :

Si on fait r relevés et si on appelle d_i (i = 1, ..., r) la précision absolue choisie pour le ième relevé, la précision finale est :

$$d = \sqrt{d_1^2 + \cdots + d_r^2}.$$

Dans la mesure où le nombre de pontes suivant les différents relevés présente un pic, il peut être intéressant de choisir des d_i différentes ; pour les premiers relevés d_i peut être faible, pour ceux qui se situent autour du maximum de pontes les d_i peuvent être choisies plus grandes. On peut ainsi économiser sur le coût total de l'échantillonnage.

Dans le cas de la précision relative finale, D n'est pas la somme des précisions relatives mais est donnée par la formule :

$$D = \sqrt{\frac{\dfrac{\mu_1}{n_1} + \cdots + \dfrac{\mu_r}{n_r}}{(\mu_1 + \cdots + \mu_r)^2}} \quad (\mu_i \text{ moyenne obtenue au relevé i})$$

3. *Mise en place au champ de l'échantillonnage séquentiel pour une date de relevé*

La théorie prévoit que, lors de l'échantillonnage, les plantes doivent être prélevées au hasard parmi la population (champ-parcelle). Appliqué ainsi, l'échantillonnage devient très long et laborieux.

Pour éviter des aller et retour dans la parcelle, on peut alors déterminer des séquences aléatoires de 100 nombres, découper chaque séquence en groupes de 10 par exemple et classer à l'intérieur de chaque groupe les nombres dans un ordre croissant. L'arrêt de l'échantillonnage se fait alors à la fin de la séquence choisie.

Il faudra reporter les successions des nombres sur une feuille de relevé et, en face de chaque nombre, le cumul des pontes correspondant à la décision d'arrêt d'échantillonnage.

4. *Exemple de résultats donnés pour des échantillons séquentiel et à taille fixe*

Sur un exemple simple réel nous donnons les résultats que fournit un échantillonnage séquentiel ainsi que ceux donnés par des échantillons à taille fixe.

La population considérée est constituée d'un rang de 80 plantes en infestation moyenne de 0,6 ponte par plante. Etant donnée la taille faible de la population (80 plantes), le coefficient de correction d'urne finie a été appliqué dans tous les calculs de précision (cf. IV.A).

Nous rappelons que la précision d obtenue après l'échantillonnage est une estimation de la précision réelle.

— Echantillonnage séquentiel avec une précision do = 0,10 :

Il a fallu observer 30 plantes pour obtenir la précision d = 0,11, le résultat sur le nombre de pontes par plante est : m = 0,6 ± 0,23 au niveau 5 p. 100.

— Echantillonnage à taille fixée de 10 ou 20 plantes, toujours dans la même population :

Nombre de plantes échantillonnées	Nombre moyen de pontes par plante
10	0,8 ± 0,66
10	0,7 ± 0,60
10	0,3 ± 0,31
20	0,75 ± 0,38
20	0,5 ± 0,30
20	0,55 ± 0,33

Dans ces cas, les calculs de précision ont été faits de façon classique en utilisant l'estimation de la variance $\sigma^2 = \sum_{i=1}^{A} \frac{(x_i - m)^2}{n-1}$ et la table de la loi de Student au niveau 5 p. 100. On constate que non seulement l'estimation de la moyenne varie d'un échantillon à l'autre mais aussi la précision. Lorsque l'échantillon est constitué de 20 plantes les fluctuations de la précision sont moins importantes qu'avec un échantillon de 10 plantes.

Avec cette infestation, ces 2 types d'échantillons (de tailles 10 et 20) ne peuvent donner la précision souhaitée. Par contre, si on avait fixé la taille de l'échantillon à 50 plantes par exemple, l'effort d'échantillonnage aurait été gaspillé puisqu'il suffit dans ce cas d'examiner 30 plantes pour obtenir la précision souhaitée.

V. DISCUSSION - CONCLUSION

Les résultats consignés dans cette étude sont valables pour une région : le Bassin parisien, pour des surfaces comprises entre 10 et 1 600 m² (surfaces sur lesquelles ont été calculés les couples moyenne-variance) et un niveau d'infestation d'au maximum 4 pontes par plante. Sur des surfaces identiques, dans une région différente et des taux d'infestation atteignant 10 pontes par plante, les relations moyenne-variance sont différentes.

Il semble difficile d'appliquer cet échantillonnage sur de grandes surfaces sans d'autres études préalables.

Pratiquement cette méthode présente donc deux intérêts par rapport à un échantillonnage classique à taille fixée à l'avance : diminuer la taille de l'échantillon dans certains cas et surtout maîtriser la précision des estimations obtenues.

REMERCIEMENTS

Nous remercions Monsieur KOBINLINSKY qui nous a permis par l'utilisation de son logiciel MODLI de traiter les données.

Nous remercions également Mademoiselle Nicole HAWLITZKY, Messieurs M. AUGENDRE et Y. DURAND qui ont bien voulu nous fournir leurs données en ce qui concerne le dénombrement des pontes collectées dans le cadre de leurs expérimentations.

Reçu le 6 avril 1981.
Accepté le 24 novembre 1981.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Chiang H. C., Hodson A. C., 1952. Relation between egg-mass abundance and fall populations of first-generation corn borer and justification for insecticidal control in field corn. *J. econ. Entomol.,* **45,** 320-23.

Chiang H. C., Hodson A. C., 1959. Distribution of first-generation egg-masses of the European Corn Borer in corn borer fields. *J. econ. Entomol.,* **52,** 295-299.

Gruner L., 1975. Echantillonnage des populations de vers blancs *Phyllophaga patrueloides* Paulian *(Coleoptera : Scarabaeidae)* par la méthode de l'analyse progressive et prévision des dégâts dans les cultures de canne à sucre en Guadeloupe. *Ann. Zool. Ecol. anim.,* **7,** 505-524.

Kuno E., 1969. A new method of sequential sampling to obtain the population estimates with a fixed level of precision. *Res. popul. Ecol.,* **11,** 127-136.

Millier C., 1969. Une méthode statistique : l'analyse progressive. *Ann. Sci. for.,* **24,** 327-343.

Waters W. E., 1955. Sequential sampling in forest insect surveys. *For. Sci.,* **1,** 68-80.

Woo Wei Chun, Yien Yu Hua, Tsai Nien Hua, 1965. Distribution pattern of egg masses of European corn borer in corn fields at whorl stage and its practical implication. *Acta entomol. sin.,* **14** (6), 515-522.