



HAL
open science

Hypodermose bovine : une procédure quasi séquentielle d'observation des cheptels pour la surveillance de la recrudescence en zone éradiquée

J Vaillant, G Argenté, C Boulard

► **To cite this version:**

J Vaillant, G Argenté, C Boulard. Hypodermose bovine : une procédure quasi séquentielle d'observation des cheptels pour la surveillance de la recrudescence en zone éradiquée. *Veterinary Research*, 1997, 28 (5), pp.461-471. hal-00902494

HAL Id: hal-00902494

<https://hal.science/hal-00902494>

Submitted on 11 May 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Hypodermose bovine : une procédure quasi séquentielle d'observation des cheptels pour la surveillance de la recrudescence en zone éradiquée

J Vaillant¹, G Argenté², C Boulard^{3*}

¹ Université des Antilles-Guyane, UFR Sciences, campus de Fouillolte,
97167 Pointe-à-Pitre, Guadeloupe ;

² Fédération départementale des groupements de défense sanitaire du bétail des Côtes-d'Armor,
9, rue du Sabot, BP 28, 22440 Ploufragan ;

³ Inra, centre de Tours, unité d'immunopathologie des maladies parasitaires,
37380 Nouzilly, France

(Reçu le 5 novembre 1996; accepté le 30 mai 1997)

Summary — *Hypoderma bovis*: sequential sampling of herds for surveillance of outbreaks in eradicated zones. A quasi-sequential sampling plan for observing cattle was undertaken in the framework of *Hypoderma bovis* epidemiological surveillance. This plan enabled us to test whether or not the prevalence of *Hypoderma bovis* is within a threshold p_0 chosen for an eradication scheme or for qualifying a zone. The sampling cost was reduced but the estimation precision remained acceptable. The sensitivity of monthly controls with respect to the reference period (April, May, June, July) was studied from data observed over 6 consecutive years in Côtes d'Armor, France. The best ratio sensitivity/sampling cost was obtained with a unique counting plan in June where 48% (36 to 60%) of the herds found to be infested during the reference period were detected. The test procedure concerning the prevalence level was then adapted to take into account the sensitivity of the observation method. This is tantamount to reducing the threshold p_0 .

***Hypoderma bovis* / sequential sampling / epidemio-surveillance / hypothesis testing / warble fly**

Résumé — Dans le cadre de la surveillance de l'hypodermose bovine, un plan quasi séquentiel d'observation des cheptels bovins est proposé. Ce plan a permis de tester l'hypothèse selon laquelle la prévalence est en deçà d'un seuil p_0 choisi pour la gestion d'un plan de lutte ou pour une qualification. Le coût d'échantillonnage a été réduit en moyenne mais la précision d'estimation de la prévalence est restée remarquable. L'étude de la sensibilité des contrôles mensuels par comptage de

* Correspondance et tirés à part

Tél : (33) 02 47 42 77 57 ; fax : (33) 02 47 42 77 74 ; courriel : boulard@tours.inra.fr

varrons et par rapport à la période de référence (avril, mai, juin, juillet) a été menée à partir de données recueillies pendant 6 années consécutives en Côtes d'Armor. Le meilleur rapport sensibilité-coût a été obtenu avec un seul comptage en juin où 48 % (36 à 60 %) des cheptels trouvés varronnés durant la période de référence ont été détectés. La procédure de test concernant la prévalence a été ensuite adaptée à la sensibilité de la méthode d'observation employée, et revient formellement à diminuer le seuil p_0 .

hypodermose bovine / échantillonnage séquentiel / épidémiolo-surveillance / test d'hypothèse / varron

INTRODUCTION

L'épidémiolo-surveillance de l'hypodermose bovine dans une zone donnée peut être réalisée avec différents outils d'évaluation de la prévalence (Argenté et al, 1995). En particulier, parallèlement à des observations de cheptels par le biais de lacto-diagnostics ou séro-diagnostics (Boulard, 1985 ; Boulard et Villejoubert, 1991 ; Boulard et al, 1996), une méthode fiable et économique de mise en évidence de l'hypodermose par comptages de varrons peut être établie. Comme pour toute méthode d'observation non exhaustive, un compromis doit être trouvé entre le coût d'observation et la précision souhaitée pour l'estimation sur la base d'arguments statistiques ou probabilistes rigoureux (Cochran, 1977 ; Frontier, 1982 ; Vaillant, 1991, 1992). En se référant à des données de comptage récoltées mensuellement de mars à juillet dans le département des Côtes d'Armor durant 6 années consécutives sur 4 à 17 % des cheptels, nous avons mené une étude statistique visant à déterminer une méthode d'observation plus économique et aussi fiable que celle consistant en quatre contrôles mensuels en avril, mai, juin et juillet par échantillonnage aléatoire simple. L'objectif de cet article est de montrer qu'il est possible de réduire, d'une part le nombre de contrôles mensuels, et d'autre part le nombre de cheptels visités lors d'un contrôle mensuel, ceci en appliquant un plan généralisant la procédure d'observation séquentielle ou progressive introduite par Wald (1947) puis Millier (1967). En effet, quand on effectue des

observations pour étudier le nombre moyen de cheptels infestés dans une zone, on désire le plus souvent classer cette moyenne d'infestation en déclarant qu'elle est soit supérieure, soit inférieure à un seuil choisi pour la gestion d'un plan de lutte ou pour une qualification. Dans une telle situation, les plans d'échantillonnage séquentiels fournissent souvent une intéressante alternative aux plans d'échantillonnage dits à taille fixe (pour lesquels le nombre d'observations à effectuer est fixé d'avance) dans la mesure où l'on peut, en adaptant progressivement le plan d'échantillonnage, réduire de façon conséquente le coût d'échantillonnage tout en conservant sa fiabilité (Denechere et al, 1982 ; Badenhauer et Vaillant, 1987 ; Badenhauer, 1989). Avec un plan d'échantillonnage séquentiel, le nombre de cheptels à visiter dépend des résultats successifs observés dans chaque cheptel visité préalablement. Ceci permet parfois de prendre une décision plus rapidement, tout en restant rigoureux en terme de risque statistique, pour ce qui concerne la qualification de la zone. Pour cette raison, ces plans d'échantillonnage sont très intéressants car ils permettent, en moyenne, de réduire le coût d'échantillonnage tout en restant fiables.

Dans cet article, nous nous intéressons à la situation suivante : on veut étudier une zone ayant N cheptels dont une proportion p est infestée. Cette proportion p est bien sûr inconnue et nous désirons, à partir d'observations d'un certain nombre de cheptels, choisir parmi les deux hypothèses suivantes associées à un seuil d'infestation p_0 fixé.

H_0 : p est inférieure ou égale au seuil p_0 ;
 H_1 : p est supérieure au seuil p_0 ; p_0 peut correspondre à un seuil de qualification ou un seuil d'intervention sanitaire.

Dans le contexte de surveillance des phénomènes de recrudescence de l'infestation dans une zone éradiquée, la proportion de cheptels infestés p est très faible. Par conséquent, une procédure d'observation progressive des cheptels peut permettre de diminuer substantiellement le coût d'échantillonnage par rapport à un échantillonnage de taille fixe, qui lui, n'intègre pas les résultats au fur et à mesure de leur obtention sur les cheptels.

La probabilité de rejeter H_0 à tort est notée α et est appelée risque de première espèce en statistique mathématique (Ulmo et Bernier, 1973). Par exemple, si p_0 correspond à un seuil de qualification, α est le risque de ne pas qualifier une zone alors qu'elle devrait l'être, vu l'état réel de l'infestation dans cette zone. Dans le paragraphe qui suit, nous décrivons une procédure d'échantillonnage quasi séquentielle fournissant un intervalle de confiance pour p et qui permet, pour un seuil p_0 et un risque α donnés, de choisir entre H_0 et H_1 .

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Plans d'échantillonnage

Kim et Nachlas (1984) ont présenté des plans d'échantillonnage quasi séquentiels concernant des observations de type présence-absence par tirages avec remise. Ces plans correspondent à une généralisation des plans à taille fixe (pour lesquels le nombre d'observations à effectuer est fixé à l'avance) et des plans inverse-binomiaux (pour lesquels les observations sont poursuivies jusqu'à ce qu'un nombre de présences fixé à l'avance soit atteint). Nous considérons par la suite l'un de ces plans d'échantillonnage spécifié par trois paramètres qui correspondent, dans le

cadre de l'épidémio-surveillance de l'hypodermose bovine, aux valeurs suivantes :

- le nombre minimum de cheptels à observer n_1 ;
- le nombre maximum de cheptels à observer n_2 ;
- le nombre minimum de cheptels infestés observés m_1 pour arrêter l'échantillonnage.

Imposer un nombre minimum de cheptels à observer n_1 est nécessaire pour conserver un certain degré d'efficacité à la procédure d'échantillonnage. En particulier, la règle d'arrêt concernant uniquement m_1 pourrait déboucher sur un nombre d'observations manifestement insuffisant et ne permettant pas de tirer des conclusions fiables. Observer un minimum de n_1 cheptels permet de pallier cet inconvénient.

D'autre part, cette règle d'arrêt de l'échantillonnage pourrait parfois entraîner un nombre important d'observations allant au-delà des ressources disponibles. Limiter le nombre d'observations à une valeur maximale n_2 permet donc de limiter le coût d'échantillonnage. n_2 doit cependant être suffisamment grand pour que la procédure d'échantillonnage soit en adéquation avec les objectifs poursuivis.

La règle d'arrêt qui consiste à arrêter les observations dès lors qu'un nombre fixé au préalable m_1 de présences est atteint, semble particulièrement adaptée à l'objectif de qualification d'une zone.

Dans le paragraphe suivant, nous présentons les aspects probabilistes du plan noté $S(n_1, n_2, m_1)$ qui consiste à tirer successivement les cheptels par tirage aléatoire avec remise (voir, par exemple, Cochran, 1977), à en observer un minimum de n_1 , un maximum de n_2 et à s'arrêter si m_1 cheptels infestés sont obtenus.

Notons qu'on considère que le nombre total N de cheptels dans la zone étudiée est grand (supérieur à 10 000 dans le cas des Côtes d'Armor). Par conséquent, la probabilité de double tirage d'un cheptel est infime puisqu'elle est de l'ordre de $\frac{1}{N^2}$.

Les tirages sont pratiquement sans remise.

Aspects probabilistes et estimation du taux d'infestation

La figure 1 nous montre la courbe d'arrêt C du plan $S(n_1, n_2, m_1)$ décrit précédemment. Un exemple numérique y est présenté illustrant une réalisation possible du plan d'échantillonnage : après l'observation du premier cheptel, on passe du point $(0,0)$ au point $(1,0)$ si ce cheptel est infesté ou du point $(0,0)$ au point $(0,1)$ si ce cheptel est non infesté. Après l'observation de k cheptels, on est donc au point $(x, k-x)$ si x cheptels infestés ont été observés. On passe ensuite au point $(x+1, k-x)$ si le $(k+1)$ ième cheptel observé est infesté ou au point $(x, k-x+1)$ sinon.

Pour ce plan, aussi bien le nombre de cheptels à visiter n que le nombre de cheptels infestés observés X_n sont des variables aléatoires dont la distribution de probabilité jointe est définie dans équation 1, dans laquelle

$$\binom{a}{b} \text{ est le coefficient du binôme valant } \frac{a!}{b!(a-b)!}$$

Ces résultats reposent sur des tirages indépendants de cheptels (Kim et Nachlas, 1984). Ces auteurs ont proposé une estimation sans biais de p . Kremers (1987) a amélioré cette estimation en proposant un estimateur \tilde{p} sans biais et de meilleure précision :

$$\tilde{p} = \begin{cases} \frac{X_n}{n} & \text{si } n = n_1 \text{ ou si } n = n_2 \text{ avec } X_n < m_1 \\ \frac{X_n - 1}{n - 1} & \text{sinon.} \end{cases}$$

Le calcul de la précision de l'estimateur \tilde{p} s'effectue à l'aide de la formule suivante donnant sa variance :

$$Var(\tilde{p}) = (-p^2) + \sum_{x=0}^{m_1-1} \binom{x}{n_2}^2 \binom{n_2}{x} p^x (1-p)^{n_2-x}$$

$$P(n, X_n) = \begin{cases} \binom{n}{X_n} p^{X_n} (1-p)^{n-X_n} & \text{si } (n - X_n, X_n) \in C \text{ et " } X_n \neq m_1 \text{ ou } n \leq n_1 \text{ " } \\ \binom{n-1}{m_1-1} p^{m_1} (1-p)^{n-m_1} & \text{si } (n - X_n, X_n) \in C \text{ et " } X_n = m_1 \text{ ou } n > n_1 \text{ " } \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Équation 1.

$$+ \sum_{n=n_1+1}^{n_2} \left(\frac{m_1-1}{n-1} \right)^2 \binom{n-1}{m_1-1} p^{m_1} (1-p)^{n-m_1} + \sum_{x=m_1}^{n_1} \left(\frac{x}{n_1} \right)^2 \binom{n_1}{x} p^x (1-p)^{n_1-x}$$

La taille espérée d'échantillonnage (Average Sampling Number) est :

$$E(n) = n_2 \sum_{x=0}^{m_1-1} \binom{n_2}{x} p^x (1-p)^{n_2-x} + \sum_{n=n_1+1}^{n_2} n \binom{n-1}{m_1-1} p^{m_1} (1-p)^{n-m_1} + n_1 \sum_{x=m_1}^{n_1} \binom{n_1}{x} p^x (1-p)^{n_1-x}$$

Test de l'hypothèse $H_0 : p \leq p_0$

Pour tester l'hypothèse H_0 contre l'alternative H_1 , on utilise la dualité entre test unilatéral de niveau α et intervalle de confiance de sécurité $1 - \alpha$ du paramètre inconnu p (Ulmo et Bernier, 1973). Cet intervalle I_α est construit ici à partir de l'estimateur \tilde{p} et sa variance $Var(\tilde{p})$:

$$\left[0, \tilde{p} + u_\alpha \sqrt{Var(\tilde{p})} \right]$$

u_α étant défini par $\Phi(u_\alpha) = 1 - \alpha$ où Φ est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

La règle de décision du test de niveau α est :

– acceptation de H_0 si $\tilde{p} \leq p_0 + u_\alpha \sqrt{Var(\tilde{p})}$

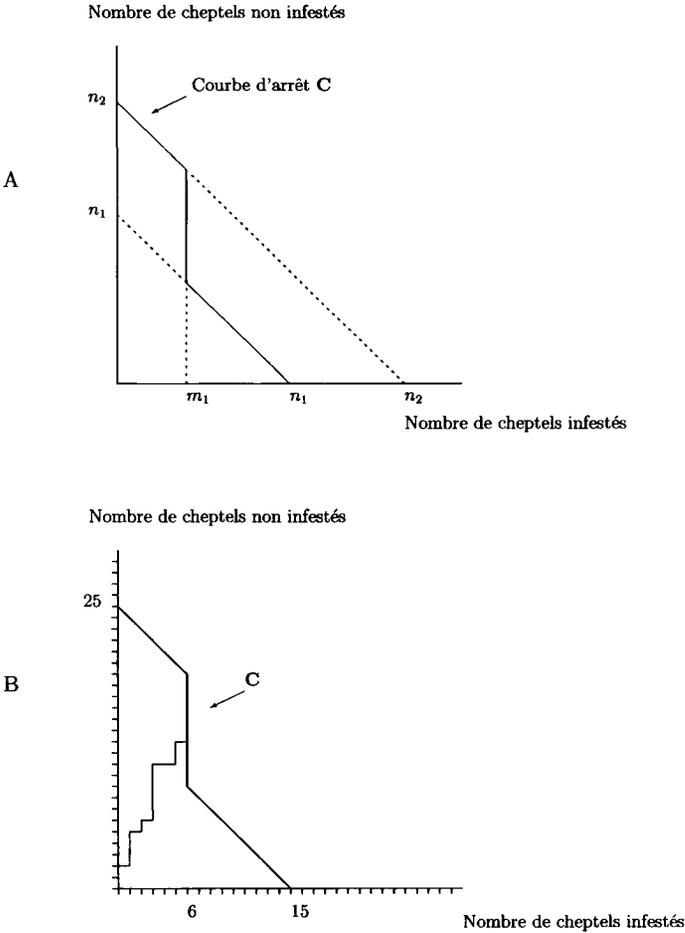


Fig 1A : courbe d'arrêt du plan d'échantillonnage $S(n_1, n_2, m_1)$; **B** : illustration du plan $S(6, 15, 25)$ pour la série d'observations : A A P A A A P A P A A A A A P P A A P (où A = absence d'infestation et P = présence d'infestation).

– rejet de H_0 si $\tilde{p} > p_0 + u_\alpha \sqrt{Var(\tilde{p})}$

La figure 2 nous montre les intervalles de confiance pour $\alpha = 0,05$ et $\alpha = 0,01$ en fonction de la valeur de \tilde{p} . On remarque que $\tilde{p} > p_0$ ne suffit pas pour rejeter H_0 puisque certaines de ces valeurs peuvent être non significatives à cause de l'aléa d'échantillonnage.

Soit S la sensibilité de la méthode d'observation, c'est-à-dire la probabilité de détecter l'infes-

tation sur un cheptel lorsque ce cheptel est effectivement varroné. Soit T la spécificité de cette méthode, c'est-à-dire la probabilité de ne pas détecter d'infestation sur un cheptel effectivement sain. Soit π la probabilité de détecter une infestation sur un cheptel avec cette méthode. Ces probabilités sont reliées à la prévalence p par la formule suivante :

$$\pi = pS + (1 - p)(1 - T)$$

Quand $T = 1$, on a alors : $\pi = pS$.

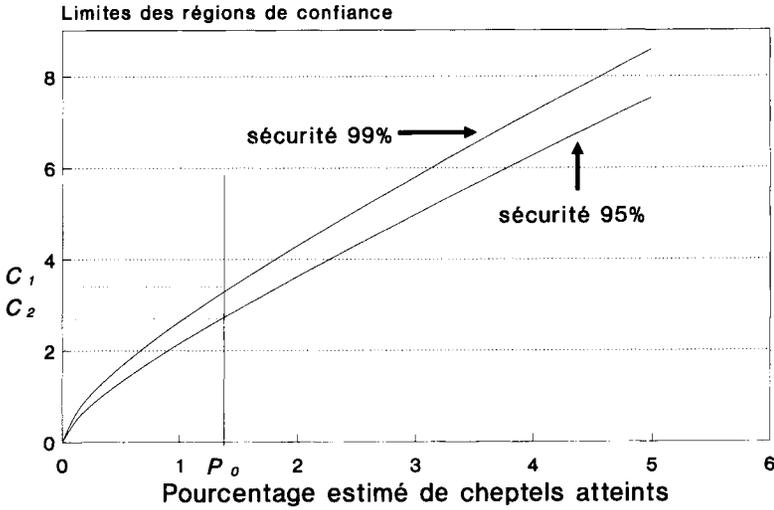


Fig 2. Limite supérieure de l'intervalle de confiance de sécurité $1 - \alpha$ du pourcentage réel de cheptels infestés p en fonction du pourcentage estimé \tilde{p} (la limite inférieure est zéro).

Pour un seuil p_0 donné, l'hypothèse $p \leq p_0$ est acceptée au niveau $\alpha = 0,05$ lorsque $\tilde{p} \leq c_2$ et au seuil $\alpha = 0,01$ lorsque $\tilde{p} \leq c_1$.

Il est utile de tenir compte de S puisque, parmi les cheptels varronnés et observés, certains ne seront pas déclarés varronnés si cette sensibilité n'est pas de 100 %.

Quand la méthode d'observation des cheptels a une sensibilité connue S et une spécificité de 100 % (comme certaines méthodes de comptage des varrons), l'estimateur \tilde{p} et son écart-type $\sqrt{Var(\tilde{p})}$ sont divisés par S pour obtenir une estimation sans biais de la prévalence réelle p . En effet, \tilde{p} est alors l'estimateur sans biais de $\pi = pS$ et non plus de p . Comme son espérance est $E(\tilde{p}) = pS$, on a $E\left(\frac{\tilde{p}}{S}\right) = p$.

Le résultat concernant l'écart-type de $\frac{\tilde{p}}{S}$ provient de la formule :

$$\sqrt{Var\left(\frac{Y}{k}\right)} = \frac{1}{|k|} \sqrt{Var(Y)}$$

valable pour une variable aléatoire Y et une constante non nulle k quelconques. Il est utile de rappeler que ces résultats ne sont valides que si S est connue et non estimée.

La règle de décision du test de niveau α devient :

- acceptation de H_0 si $\tilde{p} \leq p_0S + u_{\alpha}\sqrt{Var(\tilde{p})}$
- rejet de H_0 si $\tilde{p} > p_0S + u_{\alpha}\sqrt{Var(\tilde{p})}$

On remarque que le redressement de l'estimation se traduit dans la règle de décision par une diminution formelle du seuil p_0 qui devient p_0S .

Choix de la période de comptage des varrons

Pour déterminer la période de comptage la plus performante en rapport coût/sensibilité, nous avons étudié les résultats des comptages effectués au cours de 6 années dans les Côtes d'Armor durant la période de référence comportant quatre comptages réalisés par techniciens et éleveurs

en avril, mai, juin et juillet dans chaque cheptel (tableau I). Des simulations de comptage mensuel (1 seul mois, combinaison de 2 ou 3 mois) ont permis d'évaluer la sensibilité associée aux différentes périodes de comptage. Nous avons pour cela considéré, pour une année donnée, tous les cheptels contrôlés pendant les 4 mois. Pour une période de comptage donnée (mois de comptage ou combinaison de mois de comptage), nous avons estimé la sensibilité par le rapport \hat{S} de la proportion de cheptels trouvés varronnés pendant la période de comptage sur la proportion de cheptels trouvés varronnés pendant les 4 mois. Les calculs de ces proportions s'effectuent donc sur le même nombre de cheptels (valeur indiquée dans le tableau I) d'où :

$$\hat{S} = \frac{\text{nombre de cheptels trouvés varronnés pendant la période de comptage}}{\text{nombre de cheptels trouvés varronnés sur les 4 mois}}$$

RÉSULTATS

Taille espérée d'échantillonnage et précision d'estimation

Les figures 3 et 4 nous montrent l'intérêt du plan quasi séquentiel présenté auparavant. Le nombre total de cheptels dans un département pouvant être voisin de 10 000, nous avons choisi les valeurs suivantes pour les paramètres du plan d'échantillonnage : $n_1 = 200$ est une valeur suffisamment grande pour que la normalité asymptotique de \hat{p} soit admise (Billingsley, 1968) ; $n_2 = 1\ 000$ représente un coût maximal d'échantillon-

nage raisonnable (Argenté et al, 1995) ; m_1 va de 1 à 5, ce qui permet de voir l'influence de ce paramètre sur la taille espérée d'échantillonnage et sur la précision d'estimation. Nous avons choisi de telles valeurs pour m_1 car nous nous plaçons dans le cadre de surveillance de la recrudescence en zone éradiquée. On constate que plus m_1 augmente, plus la taille espérée d'échantillonnage augmente pour des pourcentages d'infestation inférieurs à 3,5 %. Pour un taux d'infestation supérieur à 4 %, la taille d'échantillonnage est quasiment égale à 200 c'est-à-dire n_1 quelle que soit la valeur de m_1 . Plus m_1 augmente, meilleure est la précision du plan $S(n_1, n_2, m_1)$ pour les pourcentages d'infestation inférieurs à 3,5 %. Pour des pourcentages supérieurs à 4 %, la précision d'échantillonnage est pratiquement indépendante de m_1 . On retrouve donc le lien classique existant entre taille d'échantillon et précision d'estimation.

Sensibilité et coût associés aux périodes de contrôle

Les résultats des calculs de sensibilité obtenus pour chaque période de contrôle pendant les 6 années sont présentés dans le tableau II. Une moyenne inter-année et un rapport sensibilité/coût sont donnés pour chaque période. Le tableau III nous donne les résultats d'analyse de variance effectuée sur les valeurs de sensibilité des quatre premières lignes du tableau II (les autres lignes

Tableau I. Fréquence des cheptels ayant eu quatre comptages annuels en Côtes d'Armor (avril, mai, juin, juillet).

	Année					
	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Nombre de cheptels examinés	878	1 277	1 439	2 415	1 178	570
% du cheptel départemental	5,3	8,2	9,8	17,4	9,0	4,3

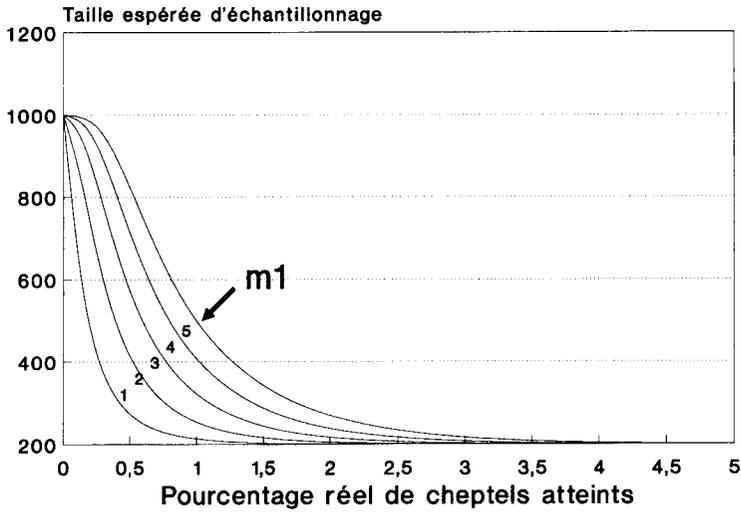


Fig 3. Nombre espéré de cheptels à visiter en fonction du pourcentage d'infestation variant de 0 à 5 % lorsque le plan $S(200, 1\ 000, m_1)$ est appliqué. Ce nombre est l'ASN (Average Sampling Number) des Anglo-saxons. Les valeurs choisies pour m_1 sont 1, 2, 3, 4 et 5.

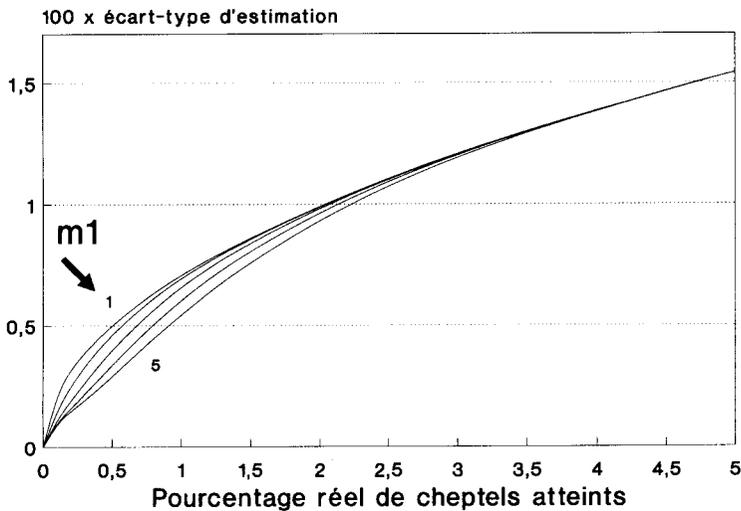


Fig 4. Ecart-type d'estimation de la proportion de cheptels atteints pour des pourcentages d'infestation inférieurs à 5 % lorsque le plan $S(200, 1\ 000, m_1)$ est appliqué. La valeur présentée en ordonnée est cet écart-type multiplié par 100, et correspond donc à l'écart-type d'estimation du pourcentage de cheptels atteints. Les valeurs choisies pour m_1 sont 1, 2, 3, 4 et 5.

Tableau II. Résultats de sensibilité des différentes périodes de comptage par rapport à la période de référence.

Mois ^a de comptage	Année d'observation						Intervalle de confiance de sécurité 95 %	
	1988	1989	1990	1991	1992	1993	Moyenne inter-année	Rapport sensibilité/coût
1	0,169	0,204	0,400	0,222	0,214	0,375	0,264 ± 0,080	1,76 ± 0,52
2	0,437	0,429	0,436	0,460	0,357	0,625	0,457 ± 0,073	3,05 ± 0,48
3	0,577	0,367	0,455	0,603	0,500	0,375	0,479 ± 0,081	3,20 ± 0,53
4	0,352	0,449	0,455	0,302	0,357	0,125	0,340 ± 0,099	2,27 ± 0,65
1+2	0,563	0,531	0,582	0,540	0,500	0,750	0,578 ± 0,073	1,93 ± 0,24
2+3	0,718	0,633	0,673	0,810	0,643	0,750	0,704 ± 0,056	2,35 ± 0,18
3+4	0,775	0,653	0,673	0,730	0,714	0,500	0,674 ± 0,078	2,25 ± 0,25
1+3	0,676	0,551	0,727	0,730	0,714	0,750	0,691 ± 0,060	2,30 ± 0,19
2+4	0,718	0,776	0,727	0,683	0,714	0,750	0,728 ± 0,026	2,43 ± 0,09
1+4	0,521	0,653	0,782	0,492	0,571	0,500	0,587 ± 0,092	1,96 ± 0,30
1+2+3	0,803	0,714	0,800	0,889	0,786	0,875	0,811 ± 0,052	1,80 ± 0,11
2+3+4	0,915	0,918	0,873	0,921	0,857	0,875	0,893 ± 0,023	1,98 ± 0,05
1+2+4	0,845	0,878	0,873	0,762	0,857	0,875	0,848 ± 0,036	1,89 ± 0,08
1+3+4	0,873	0,837	0,927	0,857	0,929	0,875	0,883 ± 0,031	1,96 ± 0,07

^a mois 1 : avril ; mois 2 : mai ; mois 3 : juin ; mois 4 : juillet.

Tableau III. Tableau d'analyse de la variance pour la sensibilité.

Source de variation	Somme des carrés d'écart	Degrés de liberté	Carré d'écart moyen	F ₁	F ₂
Période	0,1850	3	0,0617	4,785*	4,670*
Année	0,0168	5	0,0034	0,261	0,264
Résiduelle	0,1933	15	0,0129		
Totale	0,3951	23	0,0172		

F₁ est la statistique de Fisher calculée à partir des données brutes ; F₂ est la statistique de Fischer calculée à partir des données transformées à l'aide de la fonction Arcsin $\sqrt{\quad}$: * indique que le test est significatif au niveau 2,5 %.

correspondant à des valeurs non indépendantes). Au niveau 2,5 %, un effet significatif du mois de comptage est relevé, alors qu'il n'y a pas d'écart significatif d'une année à l'autre. Pour un coût de comptage mensuel évalué à 150 F et une expression de la sensibilité en points (avec sensibilité

100 % = 1 000 points), on peut calculer un rapport des points de sensibilité obtenus par franc investi. On constate que :

– si on ne réalise qu'un comptage par cheptel, le mois ayant la meilleure sensibilité (ou représentativité) est en moyenne le mois de juin : 0,479 (0,367 – 0,603), qui a la

meilleure sensibilité 4 années sur 6. En 1989 et 1993, la meilleure sensibilité est obtenue respectivement en juillet et mai ;

– si on réalise deux comptages mensuels par cheptel, la meilleure sensibilité est obtenue avec la combinaison mai + juillet : 0,728 (0,683 – 0,776) ;

– si on réalise trois comptages mensuels par cheptel, la meilleure sensibilité est obtenue avec la combinaison mai + juin + juillet : 0,893 (0,857 – 0,921) ;

– si on réalise quatre comptages mensuels par cheptel, la sensibilité est par définition de 100 % ;

– les comptages réalisés en juin obtiennent un rapport de 3,19 points/franc investi qui est le meilleur rendement.

Le meilleur rapport sensibilité/coût trouvé dans cette étude est donc obtenu pour un comptage unique réalisé en juin.

DISCUSSION

Nous avons présenté un plan d'échantillonnage quasi séquentiel des cheptels dans une zone avec un nombre très élevé de cheptels. Ce plan implique l'observation d'un nombre minimal de cheptels, ce qui garantit sa fiabilité statistique. Un nombre maximal de cheptels est également imposé et est associé, dans la pratique, au coût maximal supportable pour la mise en œuvre du plan. À partir de ces contraintes, une règle d'arrêt simple des observations est fournie dans le cadre de l'épidémiologie de l'hypodermose : on arrête l'observation de la zone dès lors qu'un nombre (fixé d'avance) de cheptels infestés est atteint. Un intervalle de confiance de la prévalence est alors construit et permet le test de l'hypothèse selon laquelle la prévalence ne dépasse pas un seuil donné. À partir de l'étude que nous avons menée, nous préconisons d'observer un minimum de 200 cheptels, d'opter pour un maximum n'excédant pas 1 000 chep-

tels et qui soit fonction des moyens financiers disponibles, et de s'arrêter quand deux cheptels infestés sont observés. Une stratégie de lutte adaptée et fonction de la disposition spatiale des infestations devra alors être mise en place.

Il est utile de préciser que le choix des cheptels à visiter se fait par tirages indépendants. Il est donc utile de dresser, avant l'application du plan d'échantillonnage sur le terrain, la liste des cheptels à visiter dans l'ordre chronologique de leur visite. Pour les n_1 premiers cheptels à visiter, la planification des visites peut se faire de façon à optimiser les déplacements entre les exploitations concernées. S'il faut poursuivre l'échantillonnage au-delà de ce nombre n_1 , l'ordre de tirage des cheptels placés de la $(n_1 + 1)$ ième position à la n_2 ième position doit correspondre à l'ordre de visite. Cet inconvénient de la méthode quasi séquentielle se retrouve dès lors que les unités statistiques considérées sont disposées spatialement avec la nécessité de se déplacer entre elles. Une variante de ce plan que nous sommes en train d'étudier consisterait à consulter la courbe d'arrêt tous les k cheptels avec $k > 1$ (dans le cas où l'on poursuivrait l'échantillonnage après n_1 cheptels visités). Ceci permettrait d'optimiser les déplacements entre les k cheptels concernés.

D'autre part, nous avons souligné le fait que les tirages sont indépendants donc que la probabilité de retirer un même cheptel, bien que négligeable quand leur nombre N est grand, n'est pas nulle. Si cela se produit, il ne faut pas poursuivre les tirages jusqu'à ce que n_2 cheptels distincts soient tirés (lors de l'établissement de la liste des cheptels susceptibles d'être visités). Les nombres n_1 et n_2 correspondent bien à un nombre de tirages avec possibilité de tirage multiple d'un même cheptel. Donc, quand auparavant, on parle de n_1 cheptels ou n_2 cheptels, il s'agit en fait de n'_1 cheptels ou n'_2 cheptels, où n'_1 est le nombre de tirages de cheptels distincts lors des n_1 premiers tirages.

Le raisonnement est le même pour n'_2 par rapport à n_2 . Bien sûr, $n'_1 \leq n_1$ et $n'_2 \leq n_2$.

L'émergence des varrons varie en fonction du climat et de la région entre mai et juillet. Pour avoir une idée précise de la charge parasitaire à la fin juillet à partir de la réalisation d'un seul comptage par cheptel, la prévalence ainsi estimée doit être redressée en tenant compte de la sensibilité de la méthode de comptage. Dans les Côtes d'Armor, le mois ayant la meilleure sensibilité est le mois de juin correspondant au pic de sortie des varrons dans la région. Les résultats de sensibilité calculés dépendent étroitement de la cinétique d'émergence des larves. Les comptages réalisés en Côtes d'Armor au mois d'émergence maximale des larves se révèlent, comme on pouvait s'y attendre, la méthode ayant le meilleur rapport qualité/prix, même si on ne met en évidence qu'un cheptel infesté sur deux (48 %). Le redressement du taux d'infestation consistera donc, pour cette méthode, à diviser ce taux par 0,48 (ainsi que son écart-type et donc la borne supérieure de l'intervalle de confiance du taux réel). Si on utilise le taux d'infestation non redressé, il faut donc que le seuil de qualification pour cette méthode soit multiplié par sa sensibilité (ici 0,48).

Pour qualifier un territoire, la sensibilité des méthodes employées devra être établie pour chaque région, à partir d'observations réalisées sur des troupeaux témoins où les varrons seront recherchés en avril, mai, juin et juillet.

RÉFÉRENCES

Argenté G, Boulard C, Petit E, Vaillant J (1995) Caractérisation d'outils d'évaluation de la prévalence de

l'hypodermose dans un objectif de pilotage du plan d'éradication. *Rapport final DGAL*, 166 p

- Badenhausser I (1989) Échantillonnage séquentiel et répartition spatiale des insectes : fondements méthodologiques et application au cas du puceron du pois. *Acta oecologica, oecol Appl* 10, 81-97
- Badenhausser I, Vaillant J (1987) Échantillonnage séquentiel de populations distribuées dans l'espace. *CR Acad* 7, 83-92
- Billingsley P (1968) *Convergence of probability measures*. Wiley, New-York, USA
- Boulard C (1985) Avantage de l'immunodiagnostic de l'hypodermose bovine établi par hémagglutination passive et Elisa à partir du sérum et lactosérum sur la numération des varrons. *Ann Rech Vet* 16, 335-343
- Boulard C, Villejoubert C (1991) Use of pooled serum or milk sample for the epidemiological surveillance of bovine hypodermosis. *Vet parasitol* 39, 171-183.
- Boulard C, Villejoubert C, Moiré N, Losson B, Lonneux JF (1996) Séro-surveillance of hypodermosis in a herd under therapeutic control. Effect of a low level of infestation. *Vet Parasitol* 66, 109-117.
- Cochran W (1977) *Sampling techniques*. Wiley, New-York, USA
- Denechere M, Derridj S, Duby C (1982) Étude d'une méthode séquentielle appliquée à l'estimation du nombre de pontes de la pyrale du maïs. *Agronomie* 2, 341-346
- Frontier S (1982) *Stratégies d'échantillonnage en écologie*. Masson, Paris, France
- Kim S, Nachlas JA (1984) Estimation in Bernoulli trials under a generalized sampling plan. *Technometrics* 26, 379-387
- Kremers WK (1987) An improved estimator of the mean for a sequential binomial sampling plan. *Technometrics* 29, 109-112
- Millier C (1967) Une méthode statistique : l'analyse progressive. *Ann Sci forest* 24, 327-343
- Ulmo J, Bernier J (1973) *Éléments de décision statistique*. PUF, Paris, France
- Vaillant J (1991) Negative binomial distributions of individuals and spatio-temporal Cox processes. *Scandinavian J Statistics* 18, 235-248
- Vaillant J (1992) Échantillonnage et étude statistique de populations en milieu hétérogène. *Rev Statistique appliquée* 40, 15-26
- Wald A (1947) *Sequential analysis*. Wiley, New-York, USA