

Zeitschrift:	Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen = Swiss forestry journal = Journal forestier suisse
Herausgeber:	Schweizerischer Forstverein
Band:	138 (1987)
Heft:	4
Artikel:	Dépérissement des forêts : échantillonnage simple ou par satellites?
Autor:	Mandallaz, Daniel / Schlaepfer, Rodolphe / Arnould, Jacques
DOI:	https://doi.org/10.5169/seals-766033

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

Download PDF: 15.01.2026

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen

Journal forestier suisse

138. Jahrgang

April 1987

Nummer 4

Dépérissage des forêts: Échantillonnage simple ou par satellites?

Par *Daniel Mandallaz, Rodolphe Schlaepfer, Jacques Arnould*

Oxf.: 524.63:48

(Chaire d'aménagement des forêts de l'Institut pour la recherche sur la forêt
et le bois, EPFZ, CH-8092 Zurich)

1. Introduction

A ce jour, de nombreuses méthodes d'inventaire pour l'estimation des dégâts aux forêts ont été employées; le praticien est en effet placé devant un double choix concernant, d'une part, la structure spatiale de l'inventaire (échantillonnage simple ou en satellites, transects, etc.) et, d'autre part, la structure de la placette (cercle fixe ou cercles concentriques, placette de Bitterlich, nombre d'arbres constants, etc.).

La littérature ne donne le plus souvent que peu d'informations justifiant rigoureusement le choix d'un type d'inventaire particulier, et elle ne décrit guère plus les méthodes statistiques employées.

Le présent article se propose de combler en partie ces lacunes: une analyse détaillée d'un inventaire en satellites (Sanasilva 1984) fournira au forestier, d'une part, une méthode générale de calcul, d'autre part, des bases de décision quant au choix entre échantillonnage simple et échantillonnage en satellites, et ce en fonction des coûts relatifs, de la structure du satellite et de la variabilité spatiale de l'état sanitaire.

Cette étude s'est déroulée dans le cadre du projet «Optimisation des méthodes d'inventaires pour le dépérissage des forêts» (sous projet no 4 du programme Sanasilva).

2. Données utilisées

Le modèle statistique présenté ci-dessous a été appliqué à un ensemble de données issues de l'inventaire Sanasilva 1984 (*P. Schmid-Haas, 1985*).

Cet inventaire avait pour but d'étudier l'état de santé des forêts suisses, limitées aux domaines publics facilement accessibles.

Il repose sur un échantillonnage en satellites: ceux-ci sont répartis systématiquement selon un maillage de 4 x 4 km et comprennent, en théorie, 8 placettes,

disposées suivant un rectangle de 200 x 300 m. Le rayon de chaque placette est fixe, égal à 12,62 m (soit 5 ares en terrain plat), ce qui nécessite donc une correction par la pente lors de l'analyse des données.

Pour les peuplements désignés comme adultes — les seuls que nous ayons retenus —, chaque arbre dont le dhp est supérieur à 20 cm est décrit par certains critères, dont la «perte de feuilles ou d'aiguilles», exprimée en %, par comparaison avec un arbre considéré comme sain.

Pour notre analyse, nous avons utilisé des données pour les cantons de Berne et des Grisons. Nous considérons également deux dichotomisations de la perte de feuillage, à savoir:

1. Seuil de 10%:

$$\begin{array}{ll} \text{classe «0», arbres «sains»} & 0\% \leq \text{perte} \leq 10\% \\ \text{classe «1», arbres «malades»} & \text{perte} > 10\% \end{array}$$

2. Seuil de 20%:

$$\begin{array}{ll} \text{classe «0», arbres «sains»} & 0\% \leq \text{perte} \leq 20\% \\ \text{classe «1», arbres «malades»} & \text{perte} > 20\% \end{array}$$

Le *tableau 1* présente quelques données descriptives de ces deux inventaires au niveau cantonal.

Tableau 1. Données descriptives des deux inventaires cantonaux.

	<i>Berne</i>		<i>Grisons</i>
Nombre de satellites	116		50
Nombre de placettes	518		281
Nombre de placettes/satellite	4,46		5,62
Variance (Nombre de plac./sat.)	2,16		3,67
Répartition des essences			
Épicéas	3571	(47%)	2009
Sapins	1586	(21%)	146
Pins	94	(1%)	188
Mélèzes	14	—	312
Autres résineux	—	—	169
Total résineux	5265	(70%)	2824
			(96%)
Hêtres	1831	(24%)	76
Chênes	90	(1%)	1
Erables	185	(2%)	—
Frênes	78	(1%)	—
Autres feuillus	154	(2%)	19
Total feuillus	2338	(30%)	96
Total	7603		2920

3. Méthodes de calcul

Une analyse rigoureuse de l'échantillonnage par satellites requiert des développements mathématiques assez complexes si, comme c'est le cas en pratique, le nombre de placettes par satellite situées en forêt est une variable aléatoire.

Les formules présentées ici ne sont valables, à strictement parler, que pour une distribution aléatoire des satellites. La structure des placettes est générale (par exemple à cercles concentriques ou selon Bitterlich). Les aspects mathématiques feront l'objet d'une publication ultérieure, *Mandallaz*.

3.1 Notations

- 1) Le domaine de référence est désigné par A et sa surface par $|A|$.
- 2) Les p grandeurs observables sont désignées par: $Y_i^{(k)}$

où $k = 1, 2, \dots, p$
et $i = 1, 2, \dots, N$

N désignant le nombre total d'arbres dans le domaine A (N est inconnu mais fixe).

- 3) Nous nous intéressons à des grandeurs de type quotient de la forme:

$$R_{1,2} = \frac{T^{(1)}}{T^{(2)}}$$

$$T^{(k)} = \sum_{i=1}^N Y_i^{(k)}$$

$$T^{(k)} = \frac{\sum_{i=1}^N Y_i^{(k)}}{|A|}$$

$T^{(k)}$ désigne donc soit un total pour une surface donnée, soit la valeur correspondante par unité de surface.

- 4) L'indice j ($j = 1, 2, \dots, n$) repère le satellite; l'indice $\ell(j)$ ($\ell = 1, 2, \dots, M_j$) repère la ℓ -ième placette du satellite j , M_j désignant alors le nombre de placettes du satellite j , situées en forêt (placettes «non vides» en l'occurrence).

5) La grandeur $\hat{T}_{\ell(j)}^{(k)}$ désigne l'estimateur de $T^{(k)}$ pour la placette $\ell(j)$.

3.2 Estimateurs

L'estimateur d'un total ou d'une valeur ramenée à l'hectare est donné par la formule:

$$\hat{T}^{(k)} = \frac{\sum_{j=1}^n M_j \hat{T}_j^{(k)}}{\sum_{j=1}^n M_j}$$

où $\hat{T}_j^{(k)} = \frac{\sum_{\ell=1}^{M_j} \hat{T}_{\ell(j)}^{(k)}}{M_j}$ désigne l'estimateur du satellite j .

L'estimateur d'un quotient est alors de la forme:

$$\hat{R}_{1,2} = \frac{\hat{T}^{(1)}}{\hat{T}^{(2)}}$$

$\hat{R}_{1,2}$ est un estimateur asymptotiquement sans biais de $R_{1,2}$.

Remarque: $\hat{T}^{(k)}$ est simplement la moyenne de toutes les placettes «non vides», ou encore la moyenne pondérée des estimateurs par satellite (les «poids» étant précisément les valeurs M_j).

3.3 Variance

Un estimateur asymptotiquement sans biais de la variance de $\hat{R}_{1,2}$ est donné par la formule:

$$(3.3.1) \quad V \hat{a}r \hat{R}_{1,2} \approx \frac{\sum_{j=1}^n \left(\frac{M_j}{\bar{M}} \right)^2 \left(\frac{\hat{T}_j^{(1)}}{\hat{T}_j^{(2)}} - \hat{R}_{1,2} \frac{\hat{T}_j^{(2)}}{\hat{T}_j^{(1)}} \right)^2}{n(n-1) \left(\frac{\hat{T}^{(2)}}{\hat{T}^{(1)}} \right)^2}$$

$\bar{M} = \frac{\sum_{j=1}^n M_j}{n}$, moyenne du nombre de placettes non vides par satellite.

3.4 Coefficient de corrélation intra-satellite

En négligeant les termes d'ordre $1/n$, on montre que la variance du quotient $\hat{R}_{1,2}$ peut être mise sous la forme:

$$\text{Var} \hat{R}_{1,2} = \frac{\hat{S}^2 (n \bar{M} - 1) \cdot \left[1 + \frac{\hat{\rho}}{\bar{M}} \left[(n-1) \text{Var} M + n \bar{M} (\bar{M} - 1) \right] \right]}{n (n-1) \bar{M}^2 (\hat{T}^{(2)})^2}$$

qui est asymptotiquement équivalent à

$$(3.4.1) \quad \text{Var} \hat{R}_{1,2} \approx \frac{\hat{S}^2 [1 + \hat{\rho} (\bar{M} - 1) + \frac{\hat{\rho} \text{Var} M}{\bar{M}}]}{n \bar{M} (\hat{T}^{(2)})^2}$$

$$\text{Var} M = \frac{\sum_{j=1}^n (M_j - \bar{M})^2}{n-1}$$

est la variance estimée du nombre de placettes non vides par satellite et, \hat{S}^2 est la variance résiduelle après régression, en ignorant la structure en satellites, soit:

$$\hat{S}^2 = \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{l=1}^{M_j} r_{l(j)}^2}{\sum_{j=1}^n M_j - 1}$$

avec par définition

$$r_{l(j)} = \hat{T}_{l(j)}^{(1)} - \hat{R}_{1,2} \hat{T}_{l(j)}^{(2)}, \text{ résidus après régression}$$

$\hat{\rho}$ est un estimateur du coefficient de corrélation intra-satellite.

Pour n suffisamment grand, $\hat{\rho}$ est compris entre -1 et $+1$ et peut être alors interprété comme un coefficient de corrélation ordinaire: une valeur de $\hat{\rho}$ sensiblement égale à 0 indique un comportement très erratique des placettes à l'intérieur d'un même satellite, alors que, si $\hat{\rho}$ est proche de $+1$, il indique une grande similarité entre les placettes. Le cas où $\hat{\rho}$ est négatif est rare et indique une dissimilarité.

$\hat{\rho}$ est de la forme:

$$(3.4.3) \quad \hat{\rho} = \frac{2 \sum_{j=1}^n \left(\sum_{l=1}^{M_j} r_{l(j)} \cdot r_{k(j)} \right) / \left(\sum_{j=1}^n M_j (M_j - 1) \right)}{\sum_{j=1}^n \sum_{l=1}^{M_j} r_{l(j)}^2 / \sum_{j=1}^n M_j}$$

En pratique, $\hat{\rho}$ est calculé à partir de (3.3.1) et (3.4.1).

Dans le cas où M_j est constant, nous retrouvons une formule classique, cf. *Cochran* p. 240.

Le cas M_j non constant est également traité par *Hansen, Hurwitz, Madow* (1953), mais dans le cadre de l'analyse de variance classique (M_j est alors un paramètre et non pas une variable aléatoire). Le développement présenté ci-dessus est à la fois mieux adapté au problème forestier et plus simple algébriquement.

Remarques:

- (i) On voit que la variance d'un échantillonnage par satellites est, en général, plus grande que celle d'un échantillonnage simple à nombre total égal de placettes. Le facteur de correction dépend du degré de similarité entre les placettes d'un même satellite, ainsi que de la moyenne et de la variance du nombre de placettes «non vides» par satellite.
- (ii) Il est évidemment possible de se ramener formellement au cas $M = \text{constante}$ en attribuant zéro aux placettes vides (ceci est possible car un quotient et sa variance ne dépendent pas de la surface de référence). En revanche, l'interprétation du coefficient de corrélation est plus difficile car une séparation entre effets topographiques (forêt/non forêt) et déperissement n'est plus possible.

3.5 Cas particuliers

- 1) Perte moyenne de feuillage par arbre:

Pour tout arbre i observé:

$Y_i^{(1)}$ = pourcentage de perte de feuillage

$Y_i^{(2)}$ = 1 (dont se déduit le nombre de tiges)

- 2) Pourcentage d'arbres «malades»:

$Y_i^{(1)}$ = 1, si l'arbre est déclaré malade,
= 0, sinon

$Y_i^{(2)}$ = 1

3) Pourcentage de surface terrière «malade»:

$$Y_i^{(1)} = \begin{cases} \text{surface terrière de l'arbre, s'il est déclaré malade,} \\ = 0, \text{ sinon} \end{cases}$$

$$Y_i^{(2)} = \text{surface terrière de l'arbre}$$

4) Estimateurs dans le cas de sous-populations:

Soit une sous-population s.

$$I_{is} = \begin{cases} 1, \text{ si l'arbre } i \text{ appartient à la sous-population } s, \\ = 0, \text{ sinon} \end{cases}$$

Les formules utilisées sont les mêmes que précédemment en

remplaçant $Y_i(k)$ par $Y_i(k) \cdot I_{is}$.

4. Résultats

Le *tableau 2* présente les résultats obtenus; ils ont été calculés, d'une part, pour l'ensemble des arbres, d'autre part, en différenciant les résineux des feuillus.

Commentaires:

a) Une différenciation plus poussée au niveau des essences n'apporte guère plus d'informations, en particulier, suite à un trop faible nombre d'individus: c'est le cas des feuillus pour le canton des Grisons, où une interprétation sensée du coefficient de corrélation n'est pas possible dès ce niveau de différenciation.

b) En ce qui concerne la perte moyenne de feuillage par arbre, il faut noter que le coefficient de corrélation est toujours supérieur à 0,3.

c) En ce qui concerne la proportion d'arbres ou de surface terrière «malades», il faut remarquer que le coefficient de corrélation décroît si le seuil de perte de feuille passe de 10% (sa valeur est comprise entre 0,4 et 0,5) à 20% (elle est alors comprise entre 0,2 et 0,4); cet effet est moins prononcé pour le canton des Grisons que pour celui de Berne, la part des arbres ayant perdu plus de 20% de leur feuillage étant plus grande dans le premier.

A noter que le coefficient de corrélation associé au pourcentage d'arbres est toujours plus grand que celui associé au pourcentage de surface terrière.

Tableau 2. Estimateurs, erreurs-standards et coefficients de corrélation intra-satellite pour l'inventaire Sanasilva 1984 des cantons de Berne et des Grisons.

	Perte de feuillage (1) (%)	Pourcentage d'arbres «malades» au seuil de: (2)		Pourcentage de surface terrière «malade» au seuil de: (2)	
		10%	20%	10%	20%
Canton de Berne					
Estimateur	11,3	31,9	9,8	36,1	10,2
	12,8	37,5	12,0	40,5	11,6
	8,1	19,3	4,8	22,3	5,9
Erreurs-standard	0,5	1,9	0,8	2,0	0,8
	0,6	2,4	1,1	2,5	1,1
	0,5	2,1	0,7	2,5	1,0
Coefficient de corrélation	0,355	0,421	0,235	0,393	0,174
	0,338	0,414	0,249	0,374	0,195
	0,354	0,334	0,078	0,300	0,037
Canton des Grisons					
Estimateur	15,0	48,5	20,6	49,0	20,3
	15,3	49,5	21,3	49,5	20,3
	7,0	19,5	3,1	21,5	2,2
Erreurs-standard	1,0	4,0	2,7	3,7	2,6
	1,0	3,9	2,7	3,8	2,6
	1,2	8,2	1,6	9,6	1,3
Coefficient de corrélation	0,331	0,482	0,403	0,399	0,331
	0,307	0,465	0,386	0,400	0,326
	0,076	0,025	-0,024	0,021	-0,012

(1) «Perte de feuillage» désigne la perte moyenne de feuillage par arbre, exprimée en %.

(2) Les arbres «malades» au seuil de 10% (20%) présentent une perte de feuillage supérieure à 10% (20%); la surface terrière «malade» s'en déduit directement.

d) L'analyse de l'inventaire Sanasilva 1984 diffère sensiblement de celle-ci, notamment en ignorant le caractère aléatoire de la taille des satellites, point à notre avis important. Pour de grands échantillons, comme ici, les différences numériques sont faibles, mais peuvent être importantes pour des échantillons plus petits. Sur le plan strictement statistique, la méthode décrite ci-dessus est incontournable.

e) La distribution exacte du coefficient de corrélation intra-satellite est inconnue dans le cas général. Cependant, en se basant sur le cas bivarié normal, on est en droit de penser que les corrélations sont significatives pour les résineux et l'ensemble des arbres. Les placettes d'un même satellite présentent donc une similarité quant à leur état de santé, ce qui n'est guère surprenant.

5. Optimisation des coûts

Le but est de minimiser la variance des estimateurs pour un coût donné ou, ce qui est équivalent dans le cas ci-dessous, de minimiser les coûts pour une variance donnée.

Nous n'entrerons pas ici dans la détermination d'une fonction de coût, réaliste et adéquate, problème souvent difficile à résoudre et dont les solutions comprennent toujours une part d'arbitraire.

Nous supposerons donc que les coûts d'inventaire par échantillonnage simple et par satellites sont connus et utiliserons les notations suivantes:

C_1 (respectivement C_2) est le coût moyen global d'une placette par échantillonnage simple (par échantillonnage en satellite), exprimé en unités de temps ou financières.

n_1 est le nombre de placettes de l'échantillonnage simple.

n_2 est le nombre de satellites.

\bar{M} est le nombre moyen de placettes non vides par satellite.

λ est le rapport des coûts C_2/C_1 . Seul le cas où $\lambda < 1$ est intéressant si $\rho > 0$.

Pour simplifier la discussion, nous ne considérons pas la dépendance des coûts en fonction de la densité d'échantillonnage, qui nécessite des termes proportionnels à $\sqrt{n_2}$, $\sqrt{n_1}$ (Hansen, Hurwitz, Madow). Les coûts de transport sont donc intégrés dans C_1 et C_2 . Notons que les coûts de transport, pour une surface donnée, deviennent relativement moins importants dès que le budget total augmente sans limites.

Pour chaque fonction de coût donnée, il est numériquement aisé de déterminer l'optimum. En revanche, une étude générale (c'est-à-dire intégrant entre autre les termes $\sqrt{n_1}$, $\sqrt{n_2}$) ne permet pas l'obtention de critères explicites simples (l'optimum dépend en fait du budget à disposition).

Notons également que les inventaires national et Sanasilva ne fournissent pas suffisamment d'informations fiables pour une modélisation fine de la structure des coûts. Pour toutes ces raisons, nous restreignons la discussion, dans cet article, à la plus simple des fonctions de coût, à savoir:

$$C = n_1 C_1 \quad \text{pour l'échantillonnage simple}$$

$$C = n_2 \bar{M} C_2 \quad \text{pour l'échantillonnage par satellites.}$$

Pour un budget donné, les coûts des deux types d'inventaires vérifient donc l'égalité

$$n_1 C_1 = n_2 \bar{M} C_2$$

Dans ce cas, le rapport des variances d'un estimateur pour les deux types d'échantillonnage est de la forme

$$\frac{\hat{Var} \hat{R}_{1,2} \text{ (satellite)}}{\hat{Var} \hat{R}_{1,2} \text{ (simple)}} \approx \lambda [1 + \hat{\rho} (\bar{M} - 1) + \hat{\rho} \frac{\hat{Var} M}{\bar{M}}]$$

l'égalité étant asymptotiquement vraie ($n_1, n_2 \rightarrow \infty$)

L'échantillonnage par satellite présentera un avantage sur l'échantillonnage simple si ce rapport est inférieur à 1, c'est-à-dire:

$$\hat{\rho} < \frac{1 - \lambda}{\lambda (\bar{M} - 1 + \frac{\hat{Var} M}{\bar{M}})}$$

Dans le cas de Sanasilva 1984, nous connaissons en fait $\hat{\rho}$, ce qui permet d'en déduire des limites supérieures pour les valeurs de λ . Le *tableau 3* présente ainsi un certain nombre de valeurs pour ces limites, en fonction de $\hat{\rho}$, pour les cantons de Berne et des Grisons, ainsi que dans le cas où le nombre de placettes «non vides» par satellite est constant (cas théorique).

Tableau 3. Valeurs de la borne supérieure du rapport des coûts éch. par satellite/éch. simple en fonction du coefficient de corrélation intraclassé.

Coefficient de corrélation intraclassé						
(1)	0,20	0,25	0,30	0,35	0,40	0,45
λ_{sup}						
Berne	0,56	0,50	0,46	0,42	0,39	0,36
Grisons	0,49	0,43	0,39	0,35	0,32	0,30
M (2)						
constant	0,42	0,36	0,32	0,29	0,26	0,24

(1) λ_{sup} est la borne supérieure de λ au-dessus de laquelle l'échantillonnage par satellite de Sanasilva est moins performant que l'inventaire par échantillonnage simple.

(2) Cas théorique où M est constant et égal à sa valeur nominale de 8.

Commentaires:

1. La dépendance de $\hat{\rho}$ avec les caractéristiques du satellite est très complexe, de même en ce qui concerne λ_{sup} . En effet, la surface du satellite, le nombre nominal de placettes par satellite (grandeur M), la disposition de celles-ci (caractérisée entre autres par la distance moyenne entre elles), la structure topographique de la forêt (dont dépendent les valeurs de \bar{M} et de $\text{vâr } M$) influencent de façon conjointe $\hat{\rho}$ et donc λ_{sup} .

2. Une méthode générale de recherche d'une solution optimale nous semble difficile: elle exigerait une très bonne connaissance de la structure spatiale d'autocorrélation et des hypothèses restrictives quant aux modèles employés (par exemple, stationnarité,...) soit, en fin de compte des données bien plus complètes que celles fournies par un inventaire pilote.

En revanche, la recherche d'un optimum à l'intérieur d'une classe donnée est relativement aisée: il suffit de connaître les fonctions $\lambda_{sup}(\rho)$ pour les dispositifs considérés.

3. Dans le cadre de l'inventaire Sanasilva, nous constatons que pour un coefficient de corrélation de 0,4, l'inventaire simple est préférable dès lors que le coût unitaire d'une placette par échantillonnage en satellites dépasse, pour Berne, environ 40% du coût unitaire d'une placette par échantillonnage simple, 30% dans les Grisons et 25% dans le cas où le nombre de placettes par satellite serait constant et égal à 8.

4. Etant donné la variabilité géographique de $\hat{\rho}$, \bar{M} , $\text{vâr } M$ et λ_{sup} , ainsi que l'incertitude quant à leurs valeurs (même après des inventaires pilotes), un échantillonnage par satellites n'est, à notre avis, pratiquement envisageable que si l'on a de bonnes raisons de supposer le rapport réel des coûts nettement inférieur au seuil limite λ_{sup} ; ainsi, dans notre cas, il devrait être nettement inférieur à 40%.

D'autre part, λ_{sup} dépend évidemment de la variable étudiée: ce qui est optimal pour l'une ne l'est pas obligatoirement pour l'autre; une pondération des priorités n'est pas toujours aisée.

Remarque: Relevons l'importance du terme $\frac{\text{vâr } M}{\bar{M}}$ sur le seuil λ_{sup} , qui n'est pas prise en compte dans les formules classiques.

Sur le plan pratique, nous retiendrons que le dispositif Sanasilva 1984 est performant dans la mesure où le coût d'une placette par satellite est nettement inférieur à 40% du coût d'une placette simple.

Les données des relevés des temps de travail fourni par l'inventaire Sanasilva 1984 ne permettent pas une détermination précise des coûts. Toutefois, une grossière estimation semble indiquer que le rapport de coût soit supérieur à 50, voire 60%. L'inventaire par satellite choisi serait donc moins performant qu'un inventaire par échantillonnage simple.

6. Structure spatiale

Les données de l'inventaire Sanasilva 1984 permettent, dans une certaine mesure, une étude de l'influence de la structure des satellites sur le coefficient de corrélation. En effet, à partir du rectangle de base (200 x 300 m) et des huit placettes nominales prévues, il est possible de construire les satellites suivants:

8 placettes	200 x 300 m	(1 possibilité)
6 placettes	200 x 200 m	(2 possibilités)
4 placettes	200 x 300 m	(1 possibilité)
4 placettes	200 x 200 m	(2 possibilités)
4 placettes	200 x 100 m	(3 possibilités)

Pour chacune de ces neuf possibilités, sont calculés le nombre moyen de placettes par satellite, la variance de ce nombre, la distance moyenne observée entre placettes (moyenne de paires de placettes «non vides», à l'intérieur d'un satellite, puis entre tous les satellites), les différents coefficients de corrélation, ainsi que les valeurs de λ_{sup} .

Le *tableau 4* présente les résultats en ce qui concerne le coefficient de corrélation lié à la perte de feuillage; les *figures 1* et *2* présentent les variations des coefficients de corrélation liés à la perte de feuillage, au pourcentage de tiges «malades» et au pourcentage de surface terrière «malade», en fonction de la distance moyenne observée entre placettes.

Commentaires:

1. On peut remarquer que le coefficient de corrélation peut être sujet à une grande variation, pour une même structure de satellite (du simple au double dans les cas de «4 placettes 200 x 200 m», pour le canton des Grisons); ceci implique, pour une éventuelle planification, des inventaires pilotes avec un nombre suffisant de satellites.

2. Dans le domaine de variation à disposition (200 x 300 m et 150—300 m de distance moyenne entre placettes) une relation claire entre la structure des satellites et le coefficient de corrélation intra-satellite n'a pu être mise en évidence, ceci est illustré par les *figures 1* et *2*. Il n'y a pas, à proprement parler, de tendance significative; à la rigueur, il est possible de conjecturer que la corrélation est légèrement plus forte pour des distances moyennes entre placettes inférieures à 150 m.

Notons toutefois que la distance moyenne ne donne pas forcément la meilleure description de la structure du satellite.

Tableau 4. Coefficient de corrélation et grandeurs associées pour un sous-ensemble de satellites.

Structure nominale du satellite	possi- bilité	(1)	(2)	(3)	(4)	$\hat{\rho}$	λ_{sup}
Canton de Berne							
8 placettes 200 x 300 m	1	4,46	2,16	214	194,6	0,355	0,42
6 placettes 200 x 200 m	1	3,38	1,43	191	167,3	0,376	0,53
	2	3,48	1,76		167,8	0,291	0,54
4 placettes 200 x 300 m	1	2,19	0,65	287	279,4	0,290	0,70
4 placettes 200 x 200 m	1	2,28	0,60	227	215,2	0,460	0,58
	2	2,92	0,87		220,9	0,288	0,61
4 placettes 200 x 100 m	1	2,42	0,86		142,2	0,365	0,61
	2	2,35	0,89	175	147,9	0,460	0,56
	3	2,27	0,76		151,2	0,327	0,66
Canton des Grisons							
8 placettes 200 x 300 m	1	5,62	3,67	214	200,0	0,331	0,36
6 placettes 200 x 200 m	1	4,24	2,31	191	177,5	0,375	0,41
	2	4,30	2,05		184,2	0,411	0,39
4 placettes 200 x 300 m	1	2,81	0,96	287	289,7	0,331	0,58
4 placettes 200 x 200 m	1	2,92	0,87	227	224,3	0,471	0,49
	2	2,82	1,07		226,7	0,195	0,70
4 placettes 200 x 100 m	1	2,94	1,04	175	157,9	0,468	0,48
	2	2,98	1,02		159,6	0,371	0,54
	3	2,92	0,97		171,2	0,386	0,53

(1) nombre moyen de placettes non vides par satellite

(2) variance du nombre de placettes non vides par satellite

(3) distance moyenne nominale entre placettes d'un satellite (m)

(4) distance moyenne observée entre placettes d'un satellite (m)

$\hat{\rho}$ coefficient de corrélation intra-satellite pour la perte de feuille

λ_{sup} limite supérieure du rapport des coûts au-dessus de laquelle l'échantillonnage par satellite est moins performant que l'échantillonnage simple (basé sur le coefficient de corrélation pour la perte de feuillage)

3. Le seuil λ_{sup} dépend, comme on le sait, du nombre de placettes par satellite (en fait, \bar{M}), mais également, et de façon non négligeable, de \bar{M} , aspect ignoré dans la littérature, à notre connaissance.

4. Le *tableau 4* semble indiquer qu'une structure en quatre placettes (sur 200 x 300 m) eût été préférable au dispositif choisi de huit placettes, sans toutefois surpasser, semble-t-il, l'échantillonnage simple.

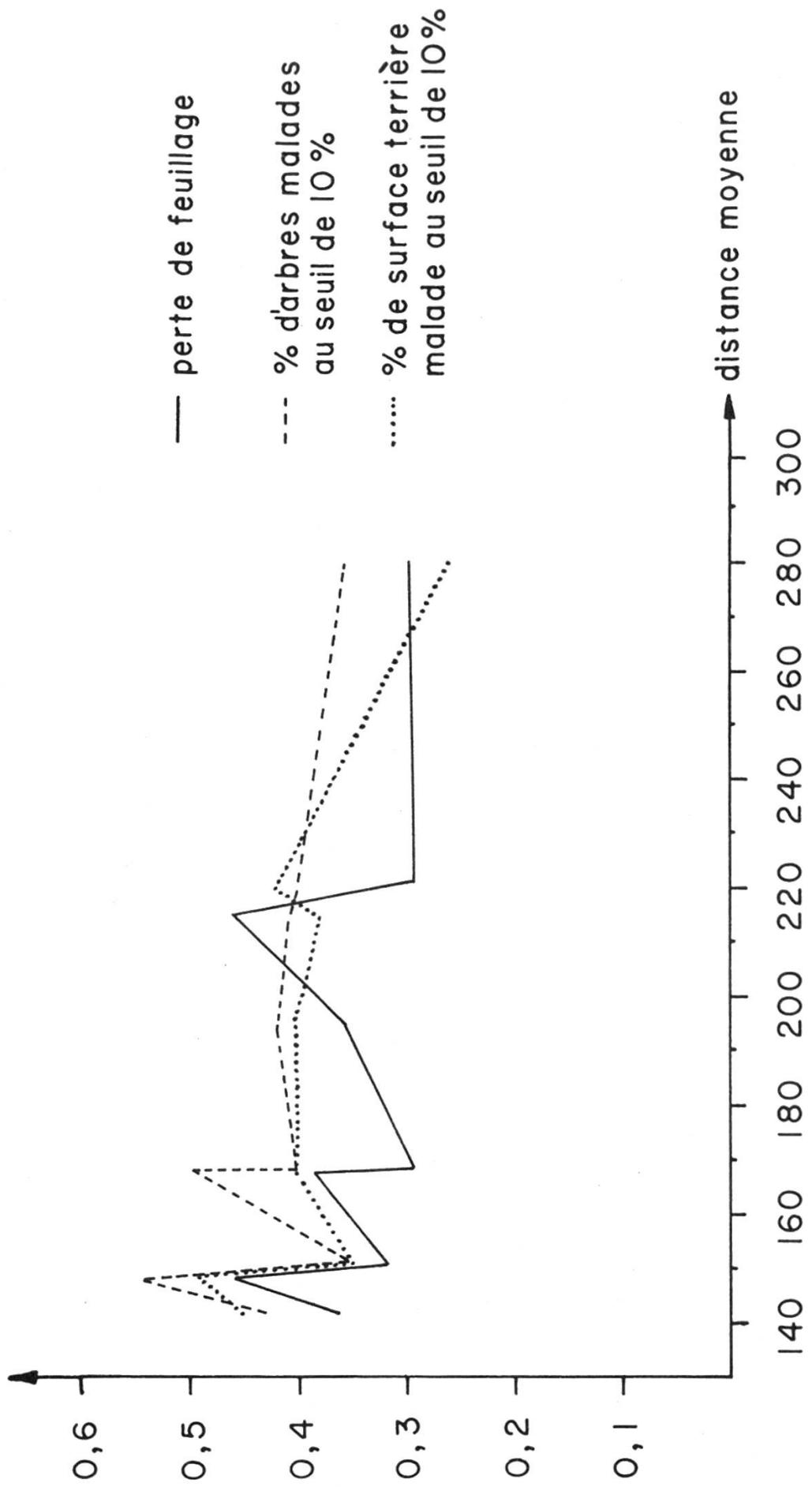


Figure 1. Structure spatiale: canton de Berne.

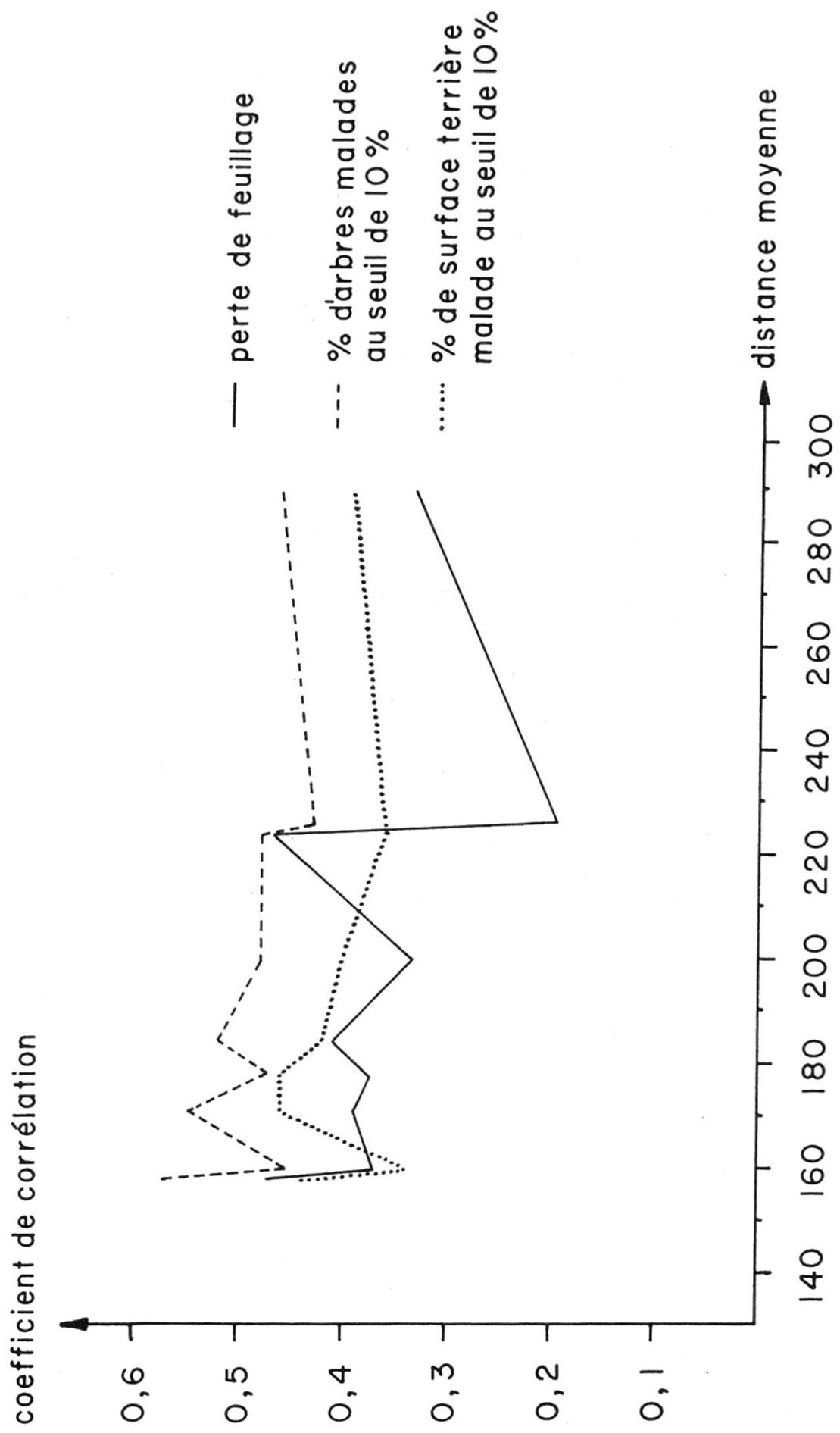


Figure 2. Structure spatiale: canton des Grisons.

7. Conclusions

Une analyse rigoureuse d'un inventaire par échantillonnage en satellites à nombre aléatoire de placettes pose quelques problèmes statistiques, même si, en fin de compte, les formules requises sont simples.

La structure spatiale du dépérissement des forêts montre une autocorrélation constante sur des distances de 150 à 300 m, de l'ordre de 0,4 environ.

Sur le plan pratique du dépérissement des forêts en Suisse, il en résulte que l'échantillonnage simple semble plus performant à coût égal que l'échantillonnage par satellite et plus facile tant pour la planification que l'analyse statistiques.

Bibliographie

Cochran, W.G. (1977): Sampling techniques, 3rd edition.
Hansen, M.H., Hurwitz, W.N., Madow, W.G. (1953): Sample Survey Methods and Theory. Vol. I, 272–302, Vol. II, 172–175.
Mandallaz, D.: Infinite population models for sampling populations in the plane. Technical report, Dept. of Forest Management, ETH. A paraître.
Schmid-Haas, P. (1985): Der Gesundheitszustand des Schweizer Waldes 1984. Schweiz. Z. Forstwes., 136, 4.

Zusammenfassung

Waldsterben: Einfache Stichproben oder Traktstichproben

Anhand eines Beispiels (Waldschadeninventur Sanasilva 1984) werden die allgemeinen statistischen Verfahren zur korrekten Auswertung von Inventuren mit Traktstichproben dargestellt, und zwar für allgemeine Probestrukturen mit bekannter Aufnahmewahrscheinlichkeit. (Die einfache Inventur ergibt sich als Spezialfall.) Die Hauptschwierigkeit besteht darin, dass die Anzahl Proben pro Trakt als Zufallsvariable betrachtet werden muss (die hier angegebene Lösung ist unseres Wissens neu). Hauptziel der Arbeit war die Abklärung, ob Waldschadeninventuren in der Schweiz, unter Berücksichtigung der Kosten, mit Trakt- oder einfachen Stichproben durchgeführt werden sollten.

Die geschätzte räumliche Autokorrelation der Proben innerhalb eines Traktes lässt erkennen, dass für schweizerische Verhältnisse Waldschadeninventuren mit einfachen statt Traktstichproben kosteneffizienter sind.

Ferner konnte nachgewiesen werden, dass die räumliche Autokorrelation der Waldschäden im Bereich von 150 bis 300 m annähernd gleich bleibt.