

Réduction de l'effort d'échantillonnage pour estimer le taux d'abrutissement sur le sapin pectiné en forêt de montagne

Jacques Michallet & Philippe Aubry

Contexte de l'étude

En raison d'une forte sous-estimation de l'effectif réel, les comptages de populations d'ongulés ont montré leurs limites (Toigo, 1998 ; Gaillard *et al.*, 2003). Aussi, la stratégie de gestion est-elle désormais plutôt fondée sur l'utilisation d'une batterie d'indicateurs de changement écologique (ICE), renseignant sur le statut des populations d'ongulés en relation avec leur environnement (Boisauvert & Gaillard, 1995 ; Ballon, 1999 ; Maillard *et al.*, 1999 ; Van Laere, 1999 ; Morellet *et al.*, 2001).

L'approche par ICE repose sur la prise en compte de trois composantes distinctes : l'abondance de la population, la performance des individus et l'impact des animaux sur l'habitat (Morellet *et al.*, 2007). Le recueil des mesures liées à cette dernière composante intéresse aussi bien les sylviculteurs que les chasseurs. Elle nécessite le plus souvent la mise en place de protocoles lourds, sur des surfaces importantes (plusieurs milliers d'hectares).

C'est le cas des suivis de l'indice de consommation et du taux d'abrutissement proposés par l'Observatoire de la grande faune et de ses habitats (OGFH) sur différents sites en région Rhône-Alpes. Le nombre de placettes sur lesquelles les mesures sont effectuées varie entre 200 et 2 084, et chaque site nécessite entre vingt et cent trente journées de travail pour deux personnes. Ce coût élevé en temps a conduit à étudier l'optimisation des plans d'échantillonnage mis en place. L'objectif à atteindre est une réduction de l'effort d'échantillonnage qui minimise la perte d'information par rapport au dispositif initial, tout en garantissant que le plan d'échantillonnage sera robuste dans le temps.

Méthode de récolte des données

L'étude s'est déroulée sur cinq massifs forestiers : le massif des Bauges avec deux sites (Semnoz et Ciméteret), le massif de la Chartreuse (forêt de la Charmette), le massif du Vercors (forêt de Lente), le massif du Pilat et enfin le massif des Monts de la Madeleine.

Les peuplements forestiers sont essentiellement des hêtraies sapinières d'altitude pour les massifs alpins (entre 1 000 m et 1 500 m d'altitude en moyenne) et des sapinières pures pour les massifs du Pilat et des Monts de la Madeleine (altitude comprise entre 800 m et 1 100 m).

La technique de relevé s'appuie sur un maillage systématique construit à partir d'une maille carrée de 200 à 600 mètres de côté (tableau 1). Chaque placette est localisée sur le terrain grâce à ses coordonnées géographiques

(Lambert II étendu ou WSG84) à l'aide d'un GPS. Les caractéristiques topographiques (altitude, pente, exposition) de chaque placette sont issues d'un modèle numérique de terrain (MNT) de l'Institut géographique national (IGN).

Dans le cadre de cette étude, seul le taux d'abrutissement sur les semis de sapin pectiné (*Abies alba*) a été pris en compte. La mesure du taux d'abrutis-

sement s'effectue sur les cinq semis des principales essences les plus près du centre de la placette, avec un éloignement maximal de quinze mètres. Pour chaque semis, la présence d'abrutissements et/ou de frottis réalisés lors de la saison de végétation précédente est également notée. De plus, les semis sont classés en fonction de leur hauteur (inférieure à 70 cm et comprise entre 70 et 180 cm). Afin de connaître la disponibilité en terme de régénération

Tableau 1 : Répartition des placettes par territoire d'étude et nombre d'années de mesure.

Site d'étude	Années	Nombre de placettes	Distance entre deux placettes (en m)	Surface échantillonnée (en ha)
Chartreuse	2004 à 2006	200	216	1 000
Ciméteret	2004 à 2006	213	212	1 000
Monts de la Madeleine	2004 à 2006	225	250	1 000
Pilat	2006	2 084	224	30 000
Semnoz	2004 à 2006	321	400	6 000
Vercors	2001 à 2006	247	600	5 000

forestière, la densité de semis est également mesurée selon un protocole particulier (Saint-Andrieux, 2001).

Démarche statistique

Afin de réduire l'effort d'échantillonnage, deux options sont possibles :

- redéfinir complètement le motif d'échantillonnage (nombre et position des placettes),

- conserver le motif d'échantillonnage en place mais en supprimant certaines placettes.

Pour des raisons logistiques et de continuité des programmes, nous ne considérons que la seconde option. Dans notre démarche, le dispositif d'échantillonnage probabiliste retenu est l'échantillonnage aléatoire stratifié. L'efficacité de ce dispositif est maximale lorsque les strates (groupe de placettes) minimisent la variance intra-strates du taux d'abrouissement (Cochran, 1977).

Première approche

Dans un premier temps, nous avons étudié pour chaque territoire la relation entre les variables topographiques (altitude, pente et exposition) et la variable d'intérêt (taux d'abrouissement) afin d'identifier si au moins une des variables pouvait servir à définir des groupes homogènes de placettes, et servir ainsi de variable stratifiante. Pour cela nous avons utilisé des diagrammes de dispersion ainsi que la régression linéaire multiple dans le cas des variables quantitatives (pente et altitude) et le graphique des moyennes conditionnelles ainsi qu'une ANOVA à un critère de classification dans le cas de la variable nominale (exposition).

Deuxième approche

En l'absence de relation significative entre les variables topographiques potentiellement stratifiantes et la variable d'intérêt, nous avons envisagé une deuxième approche. Celle-ci repose sur l'utilisation de la variable d'intérêt elle-même comme variable stratifiante, à condition toutefois qu'elle présente une relative stabilité temporelle. Pour

le vérifier il convient de disposer d'un jeu de données sur plusieurs années, ce qui est le cas pour tous les sites d'étude, excepté pour le massif du Pilat.

L'échantillonnage aléatoire stratifié étant d'autant plus précis que la variance intra-strates est faible, il est alors possible, pour une année donnée, de définir les strates optimales pour ce dispositif - c'est-à-dire celles qui minimisent la variance intra-strates - grâce à l'algorithme de Fisher (Diday *et al.*, 1982). Le nombre de strates est alors spécifié d'après l'examen d'un dendrogramme issu d'une classification ascendante hiérarchique (CAH) (Diday *et al.*, 1982, Lebart *et al.* 1997). Nous avons donc également examiné si la définition optimale des strates présentait une relative stabilité temporelle.

Troisième approche

L'exploitation d'une éventuelle structure d'autocorrélation spatiale entre les placettes constitue la troisième approche possible. En effet, si la valeur du taux d'abrouissement relevée sur une placette est, en moyenne, spatialement autocorrélée positivement avec celles observées sur les placettes voisines, cela signifie qu'il existe une certaine redondance spatiale dans la mesure de

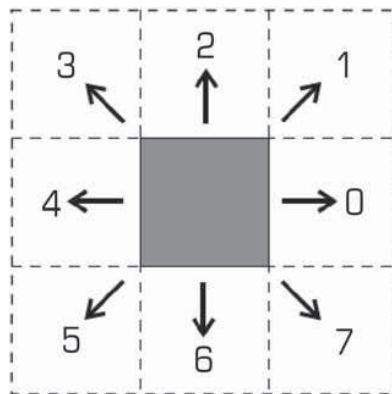


Figure 1 : Nous considérons ici le voisinage immédiat d'une placette. Comme les placettes sont fondamentalement organisées selon une grille à maille carrée, une placette entretient avec ses huit voisines deux types de voisinage : le voisinage direct dans lequel les deux placettes ont même abscisse ou ordonnée (voisins 0, 2, 4 et 6) et le voisinage indirect dans lequel les deux placettes ont une abscisse et une ordonnée différentes (voisins 1, 3, 5 et 7). En se restreignant au voisinage direct, on définit la 4-adjacence.

la variable d'intérêt. La réduction de cette redondance spatiale doit permettre d'estimer le taux d'abrouissement à partir d'un plus petit ensemble de placettes qu'initialement, sans pour autant que la précision de l'estimation n'en soit trop grandement affectée. Pour mesurer et tester l'autocorrélation spatiale entre les placettes, nous avons utilisé le graphe de voisinage des placettes en 4-adjacence (figure 1) et les tests du c de Geary et du I de Moran (Clif & Ord, 1981 ; Aubry, 2000).

Pour un territoire donné, si l'autocorrélation spatiale positive est avérée sur plusieurs années, la réduction de la densité d'échantillonnage peut se formaliser notamment comme la recherche de la coloration du graphe de 4-adjacence ⁽¹⁾. Une solution à ce problème d'optimisation combinatoire peut être obtenue rapidement à l'aide de l'heuristique de Welsh & Powel (Prins, 1994). Le résultat de ce traitement est une partition des placettes en autant de sous-ensembles que de « couleurs », tels qu'aucune placette ne peut être 4-voisine d'une autre placette appartenant au même sous-ensemble (figure 2).

Nous n'avons pas examiné le recours à un dispositif d'échantillonnage probabiliste évitant les unités voisines, bien que de tels dispositifs existent (cf. He-dayat *et al.* 1988).

Quatrième approche

Une dernière possibilité consiste à exploiter la localisation géographique des placettes et leur densité relative dans les sites étudiés afin de stratifier les placettes sur une base purement spatiale. En effet, en dernier ressort, il est toujours possible de stratifier en faisant référence uniquement à l'espace géographique, ce qui autorise un échantillonnage spatialement plus représentatif que ne l'est l'échantillonnage aléatoire simple qui a tendance à produire des densités variables de placettes dans les sites (Aubry, 2000 ; Thompson, 2002).

(1) Un graphe est dit k -colorable si l'on peut colorer ses sommets avec k couleurs distinctes, sans que deux sommets voisins aient la même couleur (Prins, 1994).

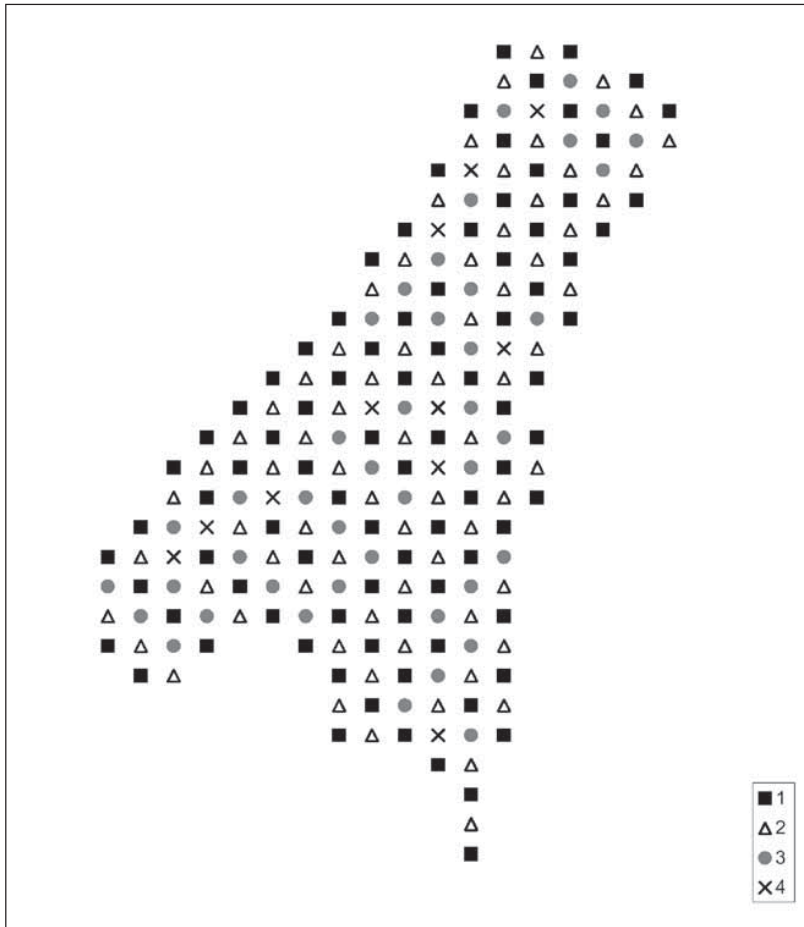


Figure 2 : Représentation cartographique des placettes avec leurs colorations, au sens de la coloration d'un graphe de 4-adjacence par l'heuristique de Welsh & Powell (Cimeteret). Les quatre marques correspondent aux quatre « couleurs » des placettes.

Nous proposons de stratifier l'espace géographique à l'aide d'une structure hiérarchique telle qu'un *Point Region quadtree* (*PR quadtree*). Un *quadtree* est un arbre qui correspond à la décomposition du domaine étudié en quatre quadrants, cette décomposition se répétant de façon récursive sur chaque quadrant comportant des placettes, jusqu'à ce qu'un critère soit satisfait pour tous les quadrants (Chassery & Montanvert, 1991). Pour diriger la construction du *PR quadtree* nous utilisons le nombre de placettes et décidons de découper un quadrant si le nombre de placettes qu'il contient dépasse cinquante (exemple pour le massif du Pilat, figure 3).

Une autre façon de procéder consiste à déterminer un nombre de groupes de placettes par troncature du dendrogramme d'une CAH établie à partir de la matrice des distances

euclidiennes entre placettes ou encore à définir une partition minimisant la variance intra-classes par une

Tableau 2 : Résultats de l'ANOVA pour le facteur « exposition » (pas de données pour Cimeteret, Semnoz et Vercors).

Site	Années	P value
Chartreuse	2004 ; 2005	0,25 ; 0,06
Monts de la Madeleine	2004 ; 2005 ; 2006	0,74 ; 0,89 ; 0,001*
Pilat	2006	0,30

* L'effet statistiquement significatif de l'exposition sur le taux moyen d'abrutissement est essentiellement dû aux valeurs nulles relevées pour de nombreuses placettes.

Tableau 3 : Résultats de l'ANOVA associée au modèle de régression multiple pour les facteurs « pente » et « altitude » (pas de données pour Cimeteret, Semnoz et Vercors).

Site	Années	P value
Chartreuse	2004 ; 2005	0,17 ; 0,022
Monts de la Madeleine	2004 ; 2005 ; 2006	0,46 ; 0,11 ; 0,98
Pilat	2006	< 0,0001*

* Ce résultat est dû à la grande quantité de données ainsi qu'au léger décalage des paquets de points vers les altitudes les plus élevées ; il est associé à une part de variance expliquée extrêmement faible ($R^2 = 2,26\%$).

heuristique d'optimisation combinatoire telle que l'algorithme d'agrégation autour des centres mobiles ou *k-means* (pour ces méthodes, cf. Diday et al. 1982, Lebart et al. 1997). Ces approches classiques de partitionnement ne présentent toutefois d'intérêt que pour un motif d'échantillonnage présentant des irrégularités marquées de la répartition spatiale des placettes, sans quoi les délimitations des strates n'ont aucune raison d'être moins arbitraires que celles obtenues par un *PR quadtree*.

Résultats

Première approche

Les variables topographiques (exposition, pente et altitude) n'ont pas d'effet significatif sur le niveau moyen du taux d'abrutissement ou expliquent une part extrêmement faible de la variance totale (tableaux 2 et 3).

Deuxième approche

Sur l'ensemble des sites étudiés (hormis le massif du Pilat pour lequel on ne dispose que d'une seule année de données), aucune stabilité temporelle n'est mise en évidence, ni pour le taux d'abrutissement, ni pour les strates optimales obtenues par l'algorithme de Fisher. La prise en compte de la variable d'intérêt comme variable stratifiante n'est donc pas de nature à augmenter la précision par rapport à l'échantillonnage aléatoire simple.

Tableau 4 : *P-values* des tests d'autocorrélation spatiale entre placettes voisines au sens du graphe de 4-adjacence, basés sur le *c* de Geary et le *I* de Moran. Les *p-values* ont été estimées sur la base de 10^6 permutations des valeurs (test de randomisation).

Sites	Année	<i>c</i> de Geary	<i>I</i> de Moran	Année	<i>c</i> de Geary	<i>I</i> de Moran	Année	<i>c</i> de Geary	<i>I</i> de Moran
Chartreuse	2004	0,15	0,13	2005	0,22	0,11	2006	< 0,0001*	< 0,00001*
Cimeteret	2004	0,0005	0,0087	2005	0,0003	0,003	2006	0,00005	0,0002
Monts de la Madeleine	2004	0,21	0,08	2005	0,29	0,01			
Pilat							2006	< 0,00001	0,00001
Semnoz	2004	< 0,0001	0,0014	2005	0,004	0,042	2006	< 0,00001	< 0,0001
Vercors	2004	< 0,001	< 0,001	2005	0,0033	< 0,00001	2006	0,40	0,19

*Le fait que l'autocorrélation soit significative pour l'année 2006 dans le massif de Chartreuse est dû à la présence de nombreuses placettes pour lesquelles le taux d'abrutissement est nul.

Troisième approche

La coloration du graphe de 4-adjacence des placettes conduit en général à trois échantillons exploitables qui correspondent à des fractions d'échantillonnage d'environ 40-50 % pour la couleur 1, 30-35 % pour la couleur 2 et 15-20 % pour la couleur 3. La couleur 4 conduit à de trop petits échantillons pour être utilisable.

Pour les massifs de Chartreuse et des Monts de la Madeleine, au sens du graphe de voisinage en 4-adjacence, il n'existe pas d'autocorrélation spatiale statistiquement significative entre les

placettes (tableau 4). Aussi, pour ces deux sites, nous ne proposons pas de réduire la densité d'échantillonnage à partir de la coloration du graphe de 4-adjacence. Pour le massif du Cimeteret, les erreurs relatives calculées pour les années 2004 à 2006 pour les trois échantillons (couleurs 1, 2 et 3) sont relativement élevées (supérieures à 10 % en valeur absolue), ce qui suggère de ne pas adopter cette méthode pour réduire la densité d'échantillonnage. Dans le cas du massif du Semnoz, les erreurs relatives calculées pour les années 2004 à 2006 sont acceptables uniquement pour l'échantillon correspondant à la

couleur 1 (erreurs relatives inférieures à 10 % en valeur absolue). En ce qui concerne le Vercors, les deux premières couleurs définissent deux échantillons présentant des erreurs relatives acceptables (en général inférieures à 10 % en valeur absolue). Enfin, la coloration des placettes du massif du Pilat donne lieu à trois échantillons présentant des erreurs relatives globalement acceptables pour autant que nous puissions en juger sur la base d'une seule année de données.

Le sous-ensemble de placettes correspondant à une couleur peut être considéré comme un échantillon à part entière, obtenu de façon déterministe, mais il peut éventuellement être lui-même sous-échantillonné de façon aléatoire - par échantillonnage aléatoire simple - afin de réduire encore l'effort d'échantillonnage. Sur l'ensemble des sites où une réduction de l'effort d'échantillonnage peut être envisagée grâce à la coloration du graphe de 4-adjacence, nous avons calculé les courbes de la précision relative du taux moyen d'abrutissement estimé. Ces courbes sont calculées pour chacun des sous-ensembles prédéfinis (1, 2, 3 couleurs) en faisant varier la fraction d'échantillonnage aléatoire simple entre 5 % et 100 % avec un pas de 5 % (exemple pour le massif du Pilat, figure 4).

Quatrième approche

Une stratification spatiale a été effectuée pour tous les sites grâce à un *PR quadtree* en découpant récursivement chaque quadrant contenant plus de cinquante placettes. Pour chacun des sites, le nombre de quadrants terminaux (les strates spatiales) est présenté dans le tableau 5.

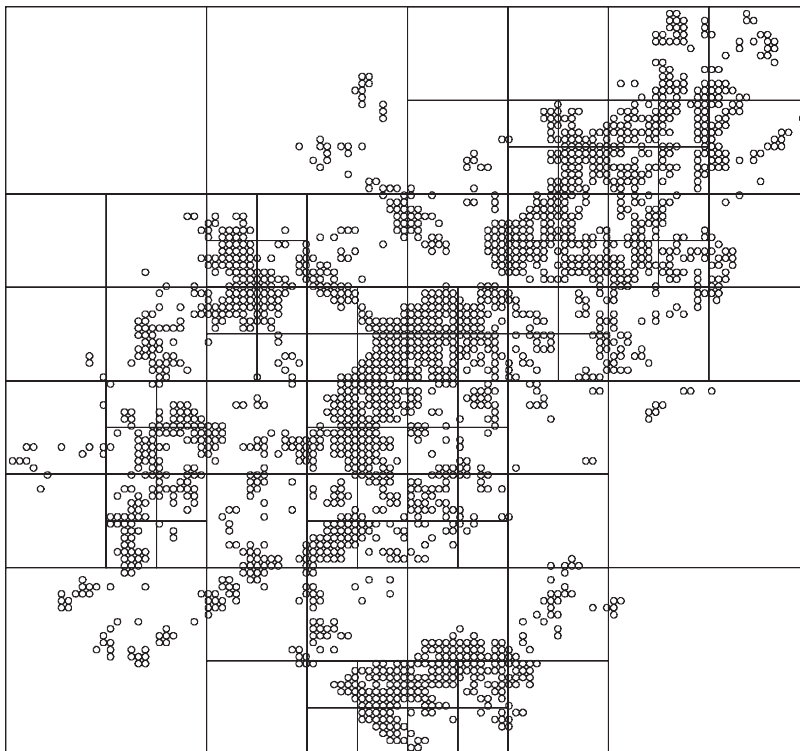


Figure 3 : *PR quadtree* obtenu dans le massif du Pilat en découpant un quadrant lorsqu'il contient plus de cinquante placettes.

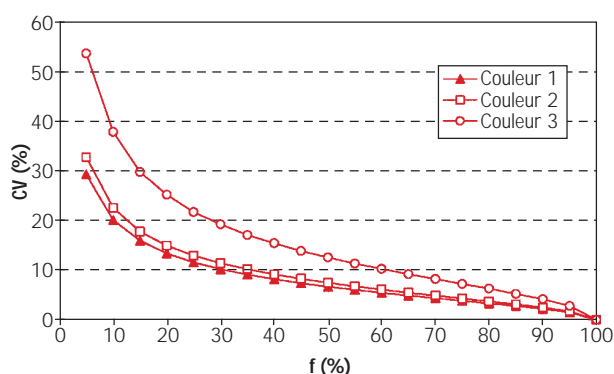


Figure 4 : Précision relative par rapport au taux d'abroustissement moyen relevé sur les semis de sapin pectiné, pour les sous-ensembles de placettes des couleurs 1, 2 et 3, en fonction de la fraction d'échantillonnage, pour l'année 2006, dans le massif du Pilat.

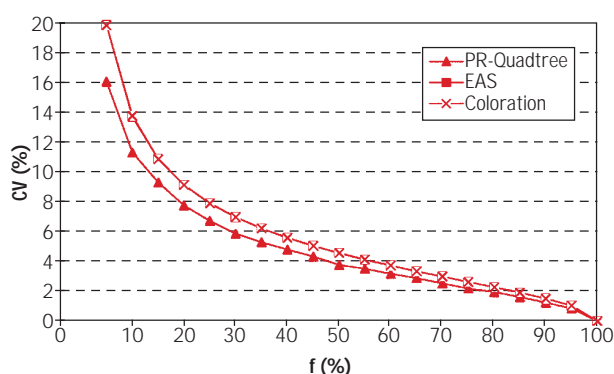


Figure 5 : Précision relative de l'estimation du taux d'abroustissement moyen des semis de sapin pectiné, pour trois définitions des strates (voir le texte), en fonction de la fraction d'échantillonnage, pour l'année 2006, dans le massif du Pilat.

Quel dispositif choisir ?

Trois dispositifs d'échantillonnage aléatoire stratifié (au sens large) peuvent être définis dans le cadre de notre étude :

- un dispositif comprenant une seule strate (par défaut) regroupant toutes les placettes, ce qui correspond à l'échantillonnage aléatoire simple (EAS) qui servira de dispositif de référence parce qu'il est le moins efficace de tous ceux que nous pouvons examiner,
- un dispositif comprenant les quatre strates définies par la coloration du graphe de 4-adjacence des placettes,
- un dispositif dont les strates sont définies spatialement sur la base de l'utilisation d'un *PR quadtree* avec découpage récursif des quadrants lorsque le nombre de placettes dépasse cinquante.

Nous avons comparé la précision relative de l'estimation du taux d'abroustissement moyen pour le sapin pectiné selon le dispositif retenu. Compte tenu

Tableau 5 : Nombre de strates spatiales du *PR quadtree* obtenu pour chaque site après découpage des quadrant contenant plus de cinquante placettes.

Sites	Nombre de strates spatiales
Chartreuse	10
Cimeteret	10
Monts de la Madeleine	13
Pilat	95
Semnoz	13
Vercors	12

de l'importance du jeu de données examiné, seuls les résultats concernant le massif du Pilat sont présentés (figure 5). On constate que la stratification spatiale par le *PR quadtree* peut conduire à des estimations effectivement plus précises que l'EAS. L'intérêt de la coloration du graphe de 4-adjacence ne réside pas dans la stratification qu'elle induit (ce n'était du reste pas son objectif initial) puisque la courbe obtenue est quasiment confondue avec celle de l'EAS.

Afin de proposer aux gestionnaires un allègement du dispositif d'échantillonnage pour l'estimation du taux d'abroustissement sur le sapin pectiné, nous avons donc examiné plusieurs approches statistiques. La stratification par les variables topographiques (pente, altitude et exposition) ne peut pas conduire à un gain de précision par rapport à l'EAS. La redondance spatiale entre placettes 4-voisines, présente sur certains sites et certaines années, peut être évitée notamment par l'utilisation des sous-ensembles de placettes définis par la coloration du graphe de 4-adjacence, essentiellement l'échantillon défini par la couleur 1. Avec cet échantillon, il est possible de réduire l'effort d'échantillonnage de façon importante en considérant seulement 40-50 % des placettes, l'erreur relative calculée pour les années disponibles étant alors en général inférieure à 10 %. À l'intérieur de ce sous-ensemble, il est encore possible de réduire l'effort d'échantillonnage en adoptant un échantillonnage aléatoire simple avec une fraction d'échantillonnage d'environ 70 %. La précision relative est alors de l'ordre de 10 % par rapport à la moyenne du taux d'abroustissement calculée pour l'ensemble des

placettes de l'échantillon correspondant à la couleur 1 et la fraction d'échantillonnage globale s'établit alors à 30-35 % (70 % de 40-50 %).

Enfin, la stratification spatiale à l'aide d'un *PR quadtree* permet d'obtenir une efficacité au moins du niveau de celle de l'EAS, et en général un peu meilleure. Elle permet en général de réduire l'effort d'échantillonnage d'environ 40-50 % en respectant une précision relative de 10 %. Pour certains massifs et certaines années, l'effort d'échantillonnage peut même descendre à 25 % (Chartreuse et Vercors en 2004), voire même 15 % pour le site du Pilat.

Plutôt que de recourir à l'EAS qui ne garantit pas une répartition spatialement homogène des placettes, nous privilégions la stratification spatiale à l'aide d'un *PR quadtree*. Cette méthode est applicable à l'ensemble des sites étudiés et permet une inférence statistique dans le cadre de la théorie de l'échantillonnage probabiliste, ce que ne permet pas la coloration du graphe de 4-adjacence (choix déterministe d'un échantillon). Le choix de la taille d'échantillon dépend alors de la précision relative que nous avons fixée (par exemple, inférieure ou égale à 10 %). Il est souhaitable de pouvoir disposer d'une certaine marge de sécurité pour garantir la robustesse du dispositif d'échantillonnage dans le temps. Aussi est-il important de rester prudent et de ne pas descendre en dessous d'une fraction d'échantillonnage d'un ordre de grandeur de 40-50 %, sauf dans le cas du massif du Pilat où le nombre de placettes initial est très important et où l'effort d'échantillonnage peut être considérablement réduit.

La stratification spatiale par *PR quadtree*, qui semble encore très peu utilisée dans un contexte statistique (mais cf. Csillag & Kabos 1996, McBratney *et al.* 1999), devrait permettre aux différents partenaires d'assurer à long terme le suivi du taux d'abroustement grâce à une réduction de l'effort d'échantillonnage. Une discussion entre les biologistes et les gestionnaires doit par ailleurs valider le choix de la fraction d'échantillonnage en fonction de la précision relative souhaitée.

BIBLIOGRAPHIE

- Aubry P. (2000) – Le traitement des variables régionalisées en écologie : apports de la géomatique et de la géostatistique. Thèse de doctorat, Université Claude Bernard – Lyon 1, 480 p.
<http://tel.ccsd.cnrs.fr>
<http://biomserv.univ-lyon1.fr/txt/doc/THESES/AUBRY/TheseAUBP.pdf>
- Ballon P (1999) – Indicateurs de la relation population-environnement pour le suivi des populations de chevreuils en milieu forestier de plaine. Bulletin Mensuel de l'Office national de la chasse, 244 : 22-29.
- Boisaubert B. & J.-M. Gaillard (1995) – Mieux connaître les populations de cervidés : des comptages aux bio-indicateurs. *Arborescences*, 56 : 3-6.
- Chassery J.M. & A. Montanvert (1991) – Géométrie discrète en analyse d'images. Hermès, Paris, France. 358 p.
- Cliff A.D. & J.K. Ord (1981) – Spatial processes. Models & applications. Pion, London, UK. 266 p.
- Cochran W.G. (1977) – Sampling techniques. Third edition. Wiley, New York, USA. 428 p.
- Csillag F. & S. Kabos (1996) – Hierarchical decomposition of variance with applications in environmental mapping based on satellite images. *Mathematical Geology*, 28 : 385-405.
- Diday E., Lemaire J., Pouget J. & F. Testu (1982) – Éléments d'analyse de données. Dunod, Paris, France. 464 p.
- Gaillard J.-M., Loison A., Toigo C. & M. Festa-Bianchet (2003) – Variation in life history traits and realistic population models for wildlife management. In Apollonio M. (ed.), *Animal behavior and wildlife conservation*, Island Press, Washington. 115-132.
- Hedayat A.S., Rao C.R. & J. Stufken (1988) – Designs in surveys sampling avoiding contiguous units. In Krishnaiah P.R. & C.R. Rao (eds.), *Sampling*, Elsevier, Amsterdam, The Netherlands. 575-583.
- Lebart L., Morineau A. & M. Piron (1997) – Statistique exploratoire multidimensionnelle. 2^e édition. Dunod, Paris, France. 439 p.
- Mc Bratney A.B., Whelan B.M., Walvoort D.J.J. & B. Minasny (1999) – A purposive sampling scheme for precision agriculture. In : Stafford J.V. (ed.) *Precision Agriculture '99*, Sheffield Academic Press, Sheffield, UK. 101-110.
- Maillard D., Gaultier P. & B. Boisaubert (1999) – Revue de l'utilisation des différentes méthodes de suivi des populations de chevreuils en France. Bulletin Mensuel de l'Office National de la Chasse, 244 : 30-37.
- Morellet N., Champely S., Gaillard J.M., Ballon P. & Y. Boscardin (2001) – The browsing index : new tool uses browsing pressure to monitor deer populations. *Wildlife Society Bulletin* 29 (4) : 1243-1252.
- Morellet N., Gaillard J.M., Hewison A.J.M., Ballon P., Boscardin Y., Duncan P., Klein F. & D. Maillard (2007) – Indicators of ecological change : new tools for managing populations of large herbivores. *Journal of Applied Ecology*, 44 : 634-643.
- Prins C. (1994) – Algorithmes de graphes. Avec programmes en Pascal. Eyrolles, Paris, France. 382 p.
- Saint-Andrieux C. (2001) – Dégâts forestiers et grand gibier : technique de relevé en montagne. Rapport interne ONCFS, 4 p.
- Thompson S.K. (2002) – Sampling. Second Edition. Wiley, New York, USA. 367 p.
- Toigo, C. (1998) – Stratégies biométriques et sélection sexuelle chez le bouquetin des Alpes (*Capra ibex ibex*). Thèse de doctorat. Université Claude Bernard Lyon 1, 180 p.
- Van Laere G., Maillard D., Boutin J.M. & D. Delorme (1999) – Le suivi des populations de chevreuils : des méthodes traditionnelles d'estimation aux indicateurs population-environnement. Bulletin Mensuel de l'Office National de la Chasse, 244 : 46-53.

ABSTRACT

Reduction of the sampling effort to estimate the browsing rate on silver fir in mountain forest.

Jacques Michallet & Philippe Aubry

■ In order to assess the impact of wild ungulates on forest, managers jointly use several indicators which provide information on the relationships between animals and their forest habitat. The collection of data required to calculate the indicators is carried out by using time-consuming field protocols. As indicators are settled on very large areas (several thousands of hectares) we aim to reduce sampling effort. An example is given concerning the browsing rate of silver fir (*Abies alba*). Data collected from 2001 on sets of plots distributed in five mountain forests in the Rhone-Alps region were analysed. Our statistical strategy was to remove some plots by using subsampling, for each set of plots (population) corresponding to a site, while minimizing the information loss and keeping the robustness of the new sampling plan. We worked principally under the framework of probability sampling for a finite population and we retained stratified random sampling as the design of reference. Four approaches were successively examined for each site: the search of a stratifying variable, the use of the browsing rate itself as a stratifying variable, the reduction of a possible spatial redundancy of information, and finally the spatial stratification with the help of a PR-quadtrees. No variables which could be potentially stratifying were retained. The spatial redundancy allowed to reduce the sampling design to 40-50% of the total number of plots but this approach does not allow an easy control of the information loss according to the sampling fraction, unlike stratified random sampling. The spatial stratification with the help of a PR-quadtrees generally allowed to reduce the sampling effort to about 40-50% with a relative precision of 10%, and to keep the robustness of the sampling plan. This approach was thus retained. However, discussion between researchers and managers remains absolutely necessary to specify the appropriate relative precision.