

La fréquentation différentielle d'une aire de camping en forêt : un indice et une application

Ghislain Poulin

Volume 24, Number 62, 1980

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/021476ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/021476ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Département de géographie de l'Université Laval

ISSN

0007-9766 (print)

1708-8968 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this note

Poulin, G. (1980). La fréquentation différentielle d'une aire de camping en forêt : un indice et une application. *Cahiers de géographie du Québec*, 24(62), 327–336. <https://doi.org/10.7202/021476ar>

Article abstract

The various techniques devised for measuring visitor use often do not distinguish between the use of a site and its attractiveness. Where this distinction is made, it remains almost impossible to relate the attributes of the preferred vegetation patterns with the preferences declared by the users.

The differential visitor use index devised by the author can be used not only to demonstrate the inequalities in visitor use but also to relate these inequalities to the various attractive features of the forest environment. The spatial distribution of the inequalities is far from random: it shows a high degree of organization which is at least partially explained by the spatial distribution of the forest attributes themselves. The various attractive features of the forest environment are not the only factors which can explain site attractiveness. Even though the study has taken into account more than twenty parameters, physical, spacial as well as forester. This article, will limit itself to deal only with the differential visitor use index and to demonstrate the link between site attractiveness and features of forest environment.

LA FRÉQUENTATION DIFFÉRENTIELLE D'UNE AIRE DE CAMPING EN FORÊT : UN INDICE ET UNE APPLICATION

par

Ghislain POULIN

1540, ave Jean Royer, Sainte-Foy, Québec G1W 4T6

RÉSUMÉ

Les techniques de mesure de la fréquentation sont variées et, souvent, elles ne permettent pas de distinguer la fréquentation d'un lieu, de l'attraction exercée par celui-ci, et, si l'on y parvient, il est alors presque impossible d'associer les attributs préférés du paysage végétal aux préférences énoncées par les utilisateurs.

L'indice de fréquentation différentielle élaboré ici permet non seulement de démontrer l'existence d'inégalités dans la fréquentation des sites, mais aussi d'associer ces inégalités de la fréquentation aux attraits du milieu forestier ambiant. En effet, la distribution spatiale de ces inégalités d'attraction n'est pas attribuable au seul fait du hasard. Au contraire, ces inégalités sont réparties d'une manière organisée, et leur appartenance à un type de communauté forestière contribue certainement à leur explication. Cette appartenance n'est pas le seul facteur explicatif de l'attraction. Toutefois, bien que la recherche ait porté sur plus d'une vingtaine de paramètres tant physiques, spatiaux que forestiers, cet article se limite uniquement à présenter l'indice de fréquentation différentielle mis au point et, à faire la preuve de l'existence de ce lien entre l'attraction d'un site de camping et son milieu forestier ambiant.

MOTS-CLÉS : Camping, fréquentation différentielle, attributs forestiers, attraction d'un site, Outaouais québécois.

ABSTRACT

**Ghislain POULIN: Differential visitor use of a forest camping area:
an index and an application**

The various techniques devised for measuring visitor use often do not distinguish between the use of a site and its attractivity. Where this distinction is made, it remains almost impossible to relate the attributes of the preferred vegetation patterns with the preferences declared by the users.

The differential visitor use index devised by the author can be used not only to demonstrate the inequalities in visitor use but also to relate these inequalities to the various attractive features of the forest environment. The spatial distribution of the inequalities is far from random: it shows a high degree of organization which is at least partially explained by the spatial distribution of the forest attributes themselves. The various attractive features of the forest environment are not the only factors which can explain site attractivity. Even though the study has taken into account more than twenty parameters, physical, spacial as well as forester. This article, will limit itself to deal only with the differential visitor use index and to demonstrate the link between site attractivity and features of forest environment.

KEY WORDS: Camping, differential visitor use, forest attributes, site attractivity, Outaouais, Québec.

Pour assurer une meilleure gestion des loisirs en milieux forestiers, il est impératif de se pencher sur le problème de leur fréquentation. Les études sur ce sujet ont porté essentiellement sur la fréquentation brute d'un espace donné en fonction de son paysage végétal, et ce, pour un temps défini. D'autres se sont limitées à la demande et particulièrement aux caractéristiques de la clientèle qui fréquente les milieux forestiers (Ballion, 1975 et Schaffer, 1969).

Les techniques utilisées pour mesurer la fréquentation sont variées : elles vont de la télédétection par rayons infrarouges, à l'enquête, en passant par les compteurs mécaniques et l'observation directe. Généralement, chacune de ces techniques de comptage ne renseigne pas sur la répartition de la fréquentation dans un espace donné et sur le but du passage ou de la visite. De plus, ces techniques ne permettent pas de distinguer la fréquentation d'un lieu, de l'attraction exercée par celui-ci.

Ainsi, lorsque par une enquête on vérifie quels sont les attributs préférés du paysage végétal, et que l'on tente d'associer ces préférences à la fréquentation, il n'est pas étonnant que les résultats de ces enquêtes concluent à l'inadéquation entre les préférences énoncées par les gens et les lieux les plus fréquentés (Hancock, 1973). Enfin, trop souvent, ces études ne tiennent pas compte des autres variables contextuelles, par exemple l'intensité de la fréquentation, les caractéristiques du groupe-campeur, son équipement, le temps disponible, l'heure de visite, etc... Or, ces contraintes peuvent facilement, si elles ne sont pas contrôlées, gonfler ou biaiser la fréquentation d'un site qui n'est pas ou est moins attrayant.

De ces lacunes ressort la nécessité d'études s'intéressant à la mise au point de techniques de mesure, non seulement des différences de fréquentation à l'intérieur de paysages végétaux homogènes, mais aussi aux attraits du milieu forestier ambiant (Poulin, 1977). Il est alors important de distinguer les aires de promenade et de courts séjours (pique-nique), des aires plus sédentaires comme le camping où l'on passe au moins une nuit. C'est précisément dans le cadre de celles-ci, en l'occurrence une aire de camping en forêt, que s'inscrivent les recherches qui ont mené au présent article. Ce dernier vise à fournir un indice de fréquentation différentielle (ou relative) permettant d'associer la fréquentation d'un espace, défini non seulement par les caractéristiques du paysage végétal, mais aussi par ses caractéristiques physiques et spatiales.

La première partie élabore un indice d'attraction mesurant la fréquentation relative, et présente le postulat sur lequel il s'appuie. Puis, en seconde partie, l'existence d'inégalités de fréquentation est démontrée par une application de cet indice à un cas particulier. Enfin, la troisième partie met en évidence le lien qui existe entre la fréquentation et le milieu forestier.

L'INDICE DE FRÉQUENTATION DIFFÉRENTIELLE

Certes, nous ne sommes pas les premiers à privilégier l'étude des aires de camping en forêt, c'est-à-dire la fréquentation à micro-échelle. À la lecture des études portant sur la fréquentation des sites¹ de camping (Frissel et Duncan, 1965; Burch, 1965; Bultena et Klessig 1969; Hendee *et al.*, 1971 et Hancock, 1973), il se dégage qu'elles ont tendance à assimiler l'attraction à la fréquentation. Le site le plus fréquenté est ainsi considéré comme le plus attractif. Ce qui est pour le moins contestable. En outre, certains auteurs, comme Hancock en particulier, ne précisent même pas la façon dont la fréquentation a été calculée.

Ces études conduisent cependant à la formulation du postulat suivant : il existe une relation entre le nombre de fois qu'un site est choisi (sa fréquentation) et l'attrait que les campeurs lui reconnaissent. Les conditions optimales pour saisir cette relation devraient correspondre aux périodes de faible affluence. En effet, ces périodes où l'éventail de choix est le plus ouvert sont logiquement celles où le choix effectif devrait être le plus révélateur. À cette condition, on peut admettre que la fréquentation dans ces périodes est le meilleur paramètre du degré d'attraction.

On peut ainsi élaborer un indice d'attraction mettant en évidence l'existence éventuelle d'inégalités dans la fréquentation de sites. Mais, comme nous venons de le signaler, la détermination de cet indice exige au préalable l'établissement d'un seuil de liberté de choix. Celui-ci a été fixé au tiers du remplissage total. Deux considérations motivent ce choix. On a d'abord observé que le remplissage total de l'aire de camping étudiée se répartit de façon uniforme, c'est-à-dire qu'aucun secteur est rempli prioritairement, mais plutôt que quelques sites de chacun des secteurs sont choisis en même temps. Puis, on a constaté que la différenciation des attributs spatiaux et forestiers des sites ne se fait pas un à un mais plutôt 3 ou 4 à la fois. Un tel seuil n'exclut évidemment pas la possibilité qu'un campeur soit satisfait de son choix même si le taux de remplissage du tiers est largement dépassé. L'inverse peut aussi être vrai.

Si le taux de remplissage quotidien du camping varie d'une journée à l'autre, il en va de même pour la durée d'occupation du site. Au cours de cette occupation, le site ne peut être disponible aux autres campeurs, et l'on ne peut compter les jours impliqués comme de nouveaux choix. Il est donc nécessaire de pondérer le nombre de choix significatif (ceux effectués quand le taux d'occupation est inférieur à 1/3) en fonction inverse du nombre de jours où l'occupation se prolonge.

L'indice de fréquentation différentielle (I.A.) se calcule alors de la façon suivante :

$$I.A. = \frac{NCS}{(NJP - NJO)} \times 100$$

où NCS, le nombre de choix significatifs est pondéré par NJP, le nombre de jours de la période d'étude auquel est soustrait NJO le nombre de jours où l'occupation est prolongée, excluant le jour de départ car alors le site redevient disponible.

L'information suivante est donc requise pour calculer les coefficients d'attraction de chacun des sites étudiés : numéro du site, journée du choix, durée du séjour et nature de l'équipement de camping. Cette information est généralement disponible sur la fiche d'inscription du terrain.

Sur cette fiche, grâce à la collaboration du responsable du camping, on peut aussi faire ajouter l'heure d'arrivée sur le terrain. Cette information additionnelle facilite la détermination du taux de remplissage et rend possible le calcul de l'indice pour tous les jours de la période d'étude. En effet, les jours où le seuil de remplissage retenu est dépassé, doivent être considérés comme non significatifs puisqu'on ne peut identifier les sites choisis avant que ce seuil ne soit dépassé et par conséquent ces jours doivent être rejetés.

La portée de cet indice se révèle à la lumière de son application à l'étude d'un terrain de camping de l'Outaouais québécois.

Une application : été 1975

L'étude du lien entre la fréquentation et les caractéristiques du paysage végétal ne peut se faire sans la connaissance ou le contrôle de l'impact des facteurs autres que forestiers. En effet, il est généralement admis que la fréquentation dépend d'un ensemble de facteurs physiques, spatiaux et autres, incluant bien entendu les facteurs forestiers, et dont certains sont peu ou pas contrôlables. Toutefois, par le choix d'une aire d'étude, il est possible de s'assurer de l'absence ou tout au moins de la constance et/ou de l'uniformité des facteurs non contrôlables et évidemment de la présence d'une variation marquée de la forêt.

À ces conditions préalables s'ajoutent également d'une part la disponibilité des fiches d'inscription, grâce auxquelles on obtient les informations requises pour le calcul de l'indice et, d'autre part, une vérification du but réel du séjour. Cette vérification est possible à l'aide d'une question incluse dans un questionnaire ou encore par le choix d'un terrain de camping hors des principaux axes touristiques, c'est-à-dire un terrain de camping où le but de voyage est la récréation en plein air.

Le terrain de camping du « Centre touristique du Lac Simon », près de Duhamel, dans l'Outaouais québécois, fut retenu parce qu'il présente l'avantage fondamental d'isoler l'environnement forestier comme facteur dominant influençant les comportements de choix (figure 1). En effet, les caractéristiques physiques y sont constantes et uniformes (topographie, sol, drainage et l'absence d'une vue panoramique), il en est de même pour l'accès aux services et équipements (blocs sanitaires, robinets d'eau, poubelles, table de pique-nique, foyer et vidange d'eau usée), à la plage et aux différents secteurs de camping.

L'éventail des valeurs des coefficients d'attraction obtenus à partir de l'indice pour les 114 sites étudiés varie de 0 à 17,78. On peut alors affirmer que cette amplitude démontre clairement l'existence d'inégalités dans la fréquentation des sites étudiés.

Par la suite, les valeurs de ces coefficients ont été réparties en trois groupes de coefficients : fort, faible et moyen, lesquels permettent de distinguer trois types de sites : « attractif », « répulsif » et « ambivalent ». La carte « Indice d'attraction — été 1975 » fait voir la distribution spatiale de ces inégalités d'attraction et révèle que ces dernières semblent réparties d'une manière organisée (figure 2).

En effet, on y distingue facilement : des zones « attractives » telles les bouts des secteurs F, G et J; des zones peu ou pas attractives que l'on nommera dorénavant zones « répulsives », comme celle à l'intérieur du secteur E et celle où se joignent les secteurs G, H et J; enfin, d'autres zones que l'on qualifiera d'« ambivalentes » s'insèrent généralement entre les deux types de zones précédents.

Parvenu à ce stade, une question fondamentale se pose : est-ce que ces inégalités d'attraction sont stables d'une année à l'autre ? Afin de vérifier la permanence du phénomène le même calcul a été fait à la fin de l'été 1976.

Il s'avère, après l'application du test $2 \hat{i}$ de Kullback (1959)², que la relation entre l'attraction de l'été 1975 et celle de l'été 1976 est très hautement significative au seuil de 99%.

Cependant, pour rendre comparable l'indice de 1976 à celui de 1975, les coefficients d'attraction de l'été 1976 ont été pondérés de la façon suivante :

$$IA_{76} \text{ pondéré} = \frac{IA_{76} \times NCS_{75}}{NCS_{76}} = \frac{IA_{76} \times 203}{293}$$

Figure 1

CENTRE TOURISTIQUE DU LAC SIMON

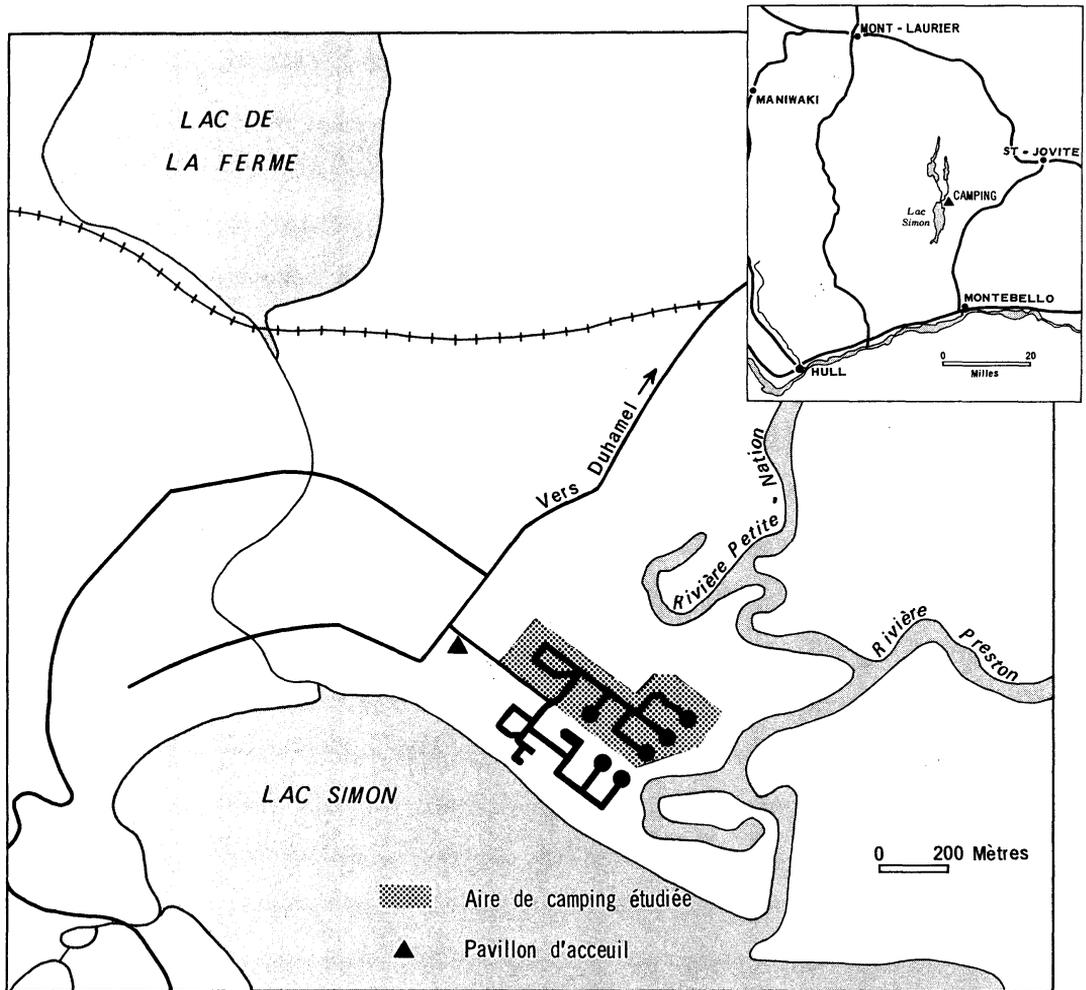
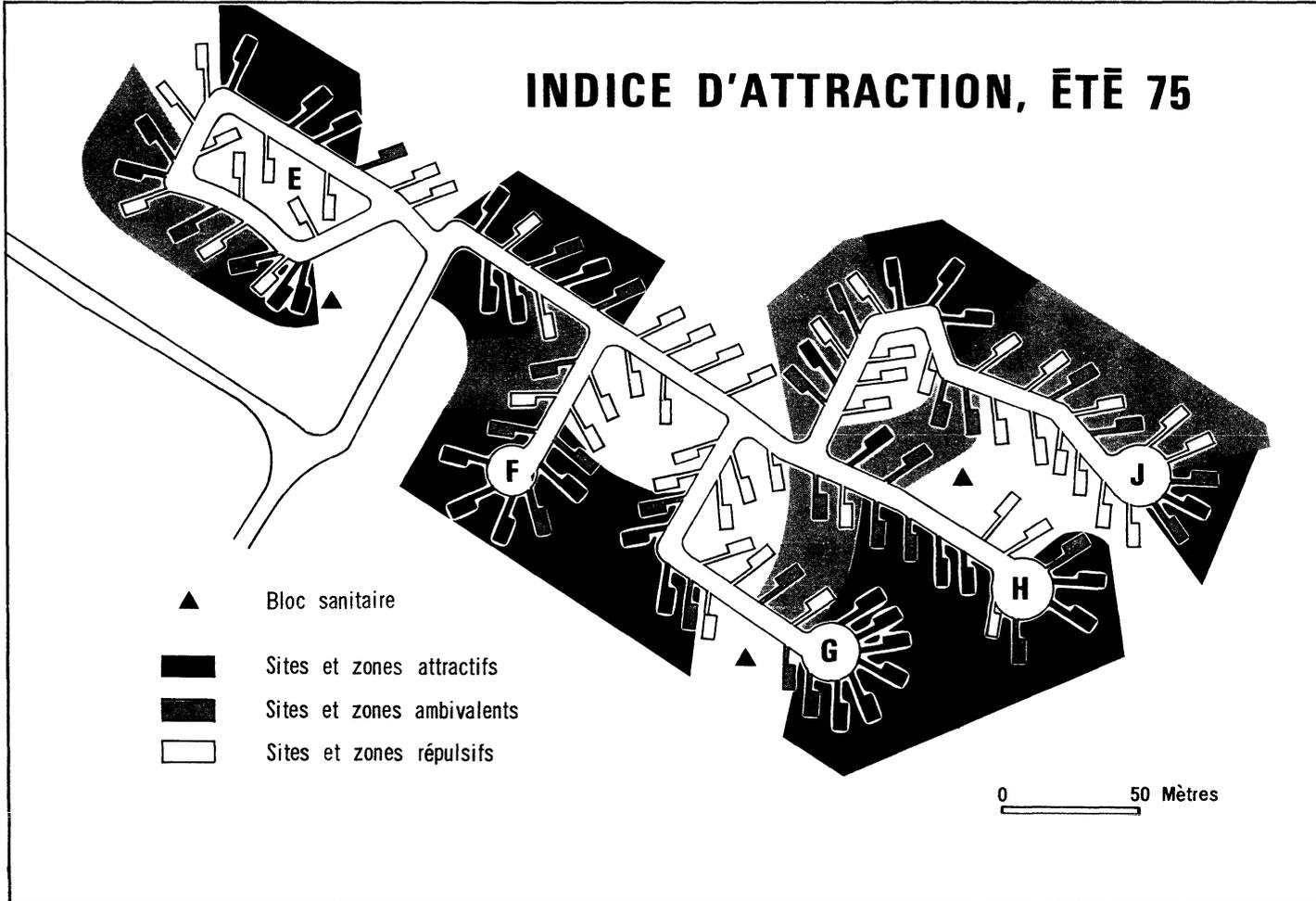


Figure 2



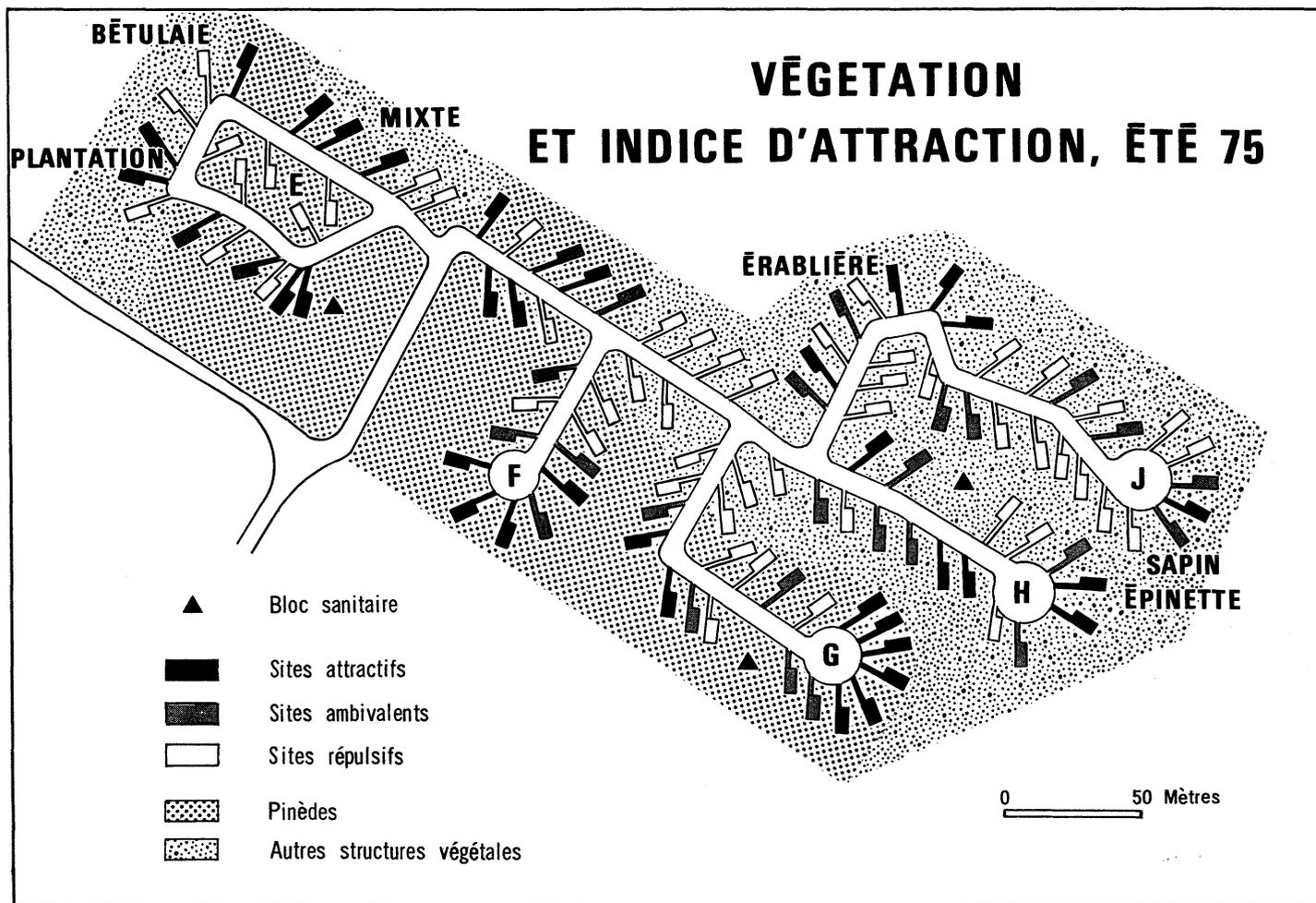


Figure 3

où IA_{i76} est le coefficient d'attraction du site i en 1976, NCS_{75} est le nombre total de choix significatifs en 1975 et NCS_{76} est le nombre total de choix significatifs en 1976. Par la suite, les sites ont été reclassés en fonction de leur appartenance à l'un des trois groupes d'attraction — répulsif, ambivalent et attractif — pour être ensuite introduits dans une table de contingence qui a servi au calcul de l'information mutuelle³ pour l'attraction 1975 et 1976 (tableau 1).

Tableau 1
Table de contingence : attraction 1975-1976

		j			Total
		(-)	(- +)	(+)	
1975	1976				
		(-)	32 ,60	16 ,30	6 ,10
	i (- +)	6 ,21	$f_{ij} = 10$ $p_{i/j} = ,35$	13 ,44	$f_i = 29$ $p_i = ,26$
	(+)	1 ,03	11 ,36	19 ,61	31 ,27
	TOTAL	39 ,34	$F_j = 37$ $p_j = ,32$	38 ,33	N = 114

légende : (-) site répulsif
(- +) site ambivalent
(+) site attractif

On voit dans ce tableau que la probabilité de maintien du même niveau d'attraction est de ,61 pour les sites attractifs et de ,60 pour les sites répulsifs. On y voit aussi que s'il y a changement de groupe d'attraction, celui-ci se fait essentiellement au profit du groupe « ambivalent » et exceptionnellement à celui du groupe opposé. À titre d'exemple, parmi les 31 sites attractifs en 1975 il y en a seulement un qui est devenu répulsif.

En somme, on est en droit d'affirmer dans un premier temps, qu'il existe une forte liaison entre la distribution spatiale des inégalités d'attraction de l'été 1975 et celle de l'été 1976 et, dans un deuxième temps, qu'il y a stabilité ou permanence dans l'attraction des sites. En effet, l'examen de la table de contingence révèle clairement que les sites attractifs et répulsifs en 1975 tendent fortement à le demeurer en 1976. Enfin, ajoutons que les sites ambivalents sont, par définition, les plus susceptibles de changer de groupe d'attraction; malgré cela, la probabilité de maintien est de ,35 et l'on constate que les changements s'effectuent surtout au bénéfice du groupe attractif.

Il est donc justifié maintenant d'explorer l'existence de liens entre ces inégalités d'attraction et les deux types de communauté forestière en présence : une pinède et une érablière.

Lien entre les inégalités d'attraction et les types de communauté forestière

Pour explorer ces liens, une table de contingence a été établie, mettant en rapport le degré d'attraction de l'été 1975 et les deux types de communauté forestière (tableau 2).

Pour ce calcul, les sites ont été recensés en fonction de leur attraction et de leur appartenance à l'un ou l'autre de ces types de communauté. Ces deux types sont nettement délimités sur le terrain et sont considérés comme homogènes parce qu'au sein de chacun d'eux on retrouve une variation similaire des caractéristiques structurales ou physiologiques. Dorénavant, on se référera à l'érablière comme étant la communauté « autre que pinède » parce qu'elle inclut aussi des parties de forêt mixte et une partie de la plantation (figure 3).

Tableau 2

Table de contingence : attraction — types de communauté forestière

		Attraction			Total
		Attractif	Ambivalent	Répulsif	
types de communauté forestière	pinède	21 ,41	12 ,24	18 ,35	51
	autre que pinède	10 ,16	17 ,27	36 ,57	63
TOTAL		31 ,27	29 ,25	54 ,47	114

À partir de cette table de contingence, le test χ^2 de Kullback (1959) a été de nouveau appliqué et s'est avéré hautement significatif. En effet, au seuil de 99% pour 2 degrés de liberté le χ^2 doit être égal à 9,21. Le test χ^2 est de 9,71. On peut alors avancer avec certitude non seulement que cette distribution spatiale des inégalités d'attraction n'est pas attribuable au hasard mais qu'elle est aussi fortement liée à la répartition spatiale des sites dans les types de communauté forestière. L'existence de ce lien signifie donc que la fréquentation inégale des sites (ou leur attraction) peut s'expliquer en partie par la présence ou l'absence sur un site d'attraits du milieu forestier ambiant que les campeurs peuvent identifier lors du choix de leur site.

CONCLUSION

L'élaboration de l'indice d'attraction proposé dans cet article a permis, à partir d'un exemple, de démontrer qu'il existe des inégalités dans la fréquentation des sites de camping et que la distribution spatiale de ces inégalités d'attraction n'est pas attribuable au hasard. Au contraire, ces inégalités d'attraction sont réparties d'une manière organisée, comme l'indique la figure 1.

Par la suite, pour établir si cette distribution spatiale des inégalités d'attraction a un lien avec le milieu forestier ambiant, les sites ont été classés par l'intermédiaire d'une table de contingence en fonction de leur degré d'attraction et de leur appartenance à l'un ou l'autre des 2 types de communauté forestière, après s'être assuré de la constance et/ou de l'uniformité des facteurs difficilement contrôlables.

Les résultats ainsi obtenus ont révélé clairement l'existence de ce lien. Ils appuient aussi la principale conclusion des travaux de Hancock (1973) — à savoir l'existence d'une relation entre la fréquentation des sites et la variation de leur milieu forestier ambiant — sans toutefois que ces attributs aient été identifiés.

Cet indice permet donc de déterminer le caractère « attractif » des sites et d'en vérifier la permanence. De ce fait, il offre la possibilité d'expliquer en partie de telles inégalités d'attraction par les caractéristiques forestières et spatiales du milieu ambiant. L'analyse statistique détaillée des 26 paramètres retenus a débouché sur un modèle théorique que nous publierons incessamment.

NOTES

¹ Définition de site de camping : emplacement ou unité aménagé pour recevoir un groupe-campeur, à ne pas confondre avec un terrain ou une aire de camping lequel inclut plusieurs sites et d'autres services ou équipements de récréation de plein air.

² Kullback démontre que le test $2 \hat{i}$ est distribué selon la loi de X^2 à $(n-1)$, $(m-1)$ degré de liberté. La formule de ce test est la suivante : $2 \hat{i} = 2 (N \times IM)$ où N est le nombre total de sites étudiés (114) et IM l'information mutuelle (0.1856). Alors, $2 \hat{i} = 2 (21.1626) = 42.3252$. Le X^2 pour 4 degrés de liberté doit atteindre 13.28 pour être significatif au seuil de 99%. Donc $2 \hat{i}$ est très hautement significatif.

³ La formule de l'information mutuelle est la suivante :

$$IM (IA_{75} \cdot IA_{76}) = \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 f_{ij} \log \frac{N \cdot f_{ij}}{f_{.j} \cdot f_{i.}} \right]$$

où f_{ij} est égal au nombre de fois où 1 site classé i en 1975 se trouve dans la classe j en 1976. $f_{i.}$ est le nombre de sites classés i en 1975, $f_{.j}$ est le nombre de sites classés j en 1976 et N le nombre total de sites.

BIBLIOGRAPHIE

- BALLION, R. (1975) La fréquentation des forêts. *Revue forestière française*, 27 (2) : 155-170.
- BULTENA, G.L. et Klessig, L.L. (1969). Satisfaction in camping : a Conceptualization and Guide to Social Research. *Journal of Leisure Research*, 1 (4) : 348-354.
- BURCH, W.R. Jr. (1965) The Play World of Camping : Research into the Social Meaning of Outdoor Recreation. *The American Journal of Sociology*, 70 : 604-612.
- FRISSELL, S.S. Jr. and DUNCAN, D.P. (1965) Campsite Preference and Deterioration in the Quetico-Superior Canoe Country. *Journal of Forestry*, 63 (4) : 256-260.
- HANCOCK, H.K. (1973) Recreation Preference : Its Relation to User Behavior. *Journal of Forestry*, 71 (6) : 336-337.
- HENDEE, J.C., GALE, R.P. and CATTON, W.R. Jr. (1971) A Typology of Outdoor Recreational Activity Preferences. *The Journal of Environmental Education*, 3 (1) : 29-34.
- KULLBACK, S. (1969) *Information Theory and Statistics*, New-York, Wiley and Sons and London, Chapman and Hall.
- POULIN, Ghislain (1977) *Essai de définition du rôle de la forêt dans la fréquentation des sites de camping : une méthode et une application*. Ottawa, Université d'Ottawa, école des Études supérieures, Thèse de maîtrise non publiée, 133 p.
- SCHAFFER, E.L. JR. (1969) Perception of Natural Environments. *Environment and Behavior*, 1 (2) : 71-82.
- SCHAFFER, E.L. Jr. (1969) The Average Camper Who Doesn't Exist. V.S.D.A., North-Easter Forest Experiment Station, Upper Darby, P.A., *Forest Service Research Paper NE-142*, p. 26.