

# Simulation de la répartition spatiale des arbres en peuplement irrégulier et mélangé

Louis Blais<sup>1</sup> et François Guillemette<sup>2</sup>

## Résumé

La caractérisation de la répartition spatiale des arbres peut contribuer à l'étude de la dynamique d'un peuplement, au développement de modèles de croissance spatialement explicites, à l'étude des modalités d'échantillonnage, à la simulation des effets du passage de la machinerie forestière ou à la création de représentations visuelles des peuplements forestiers à des fins de communication. Il existe peu d'exemples de simulateurs de la répartition spatiale des arbres. L'objectif de la présente étude est de proposer une méthode de développement d'un simulateur de dispersion spatiale qui soit applicable à un peuplement mélangé de structure irrégulière et qui comprenne une étape de validation quantitative. Un autre objectif est que cette méthode soit applicable dans d'autres types de peuplements dont on souhaite caractériser la répartition spatiale des arbres. L'approche a consisté d'abord à étudier les caractéristiques spatiales d'un peuplement pour y déceler la présence d'attraction ou de répulsion spatiale entre des groupes d'arbres, selon l'essence ou le diamètre à hauteur de poitrine. Ces informations ont ensuite guidé des essais itératifs de simulation avec 4 variantes du processus de Gibbs : les processus de base, marqué, conditionnel et conditionnel marqué. La principale nouveauté proposée est l'échantillonnage de la surface terrière du peuplement réel et des peuplements simulés, dans le but de comparer leurs variances pour une taille et un nombre donnés de placettes. Cette étape supplémentaire permet de vérifier l'ampleur de la variation créée et d'améliorer les paramètres de simulation.

Mots-clés : Répartition spatiale, spatialisation, simulation, feuillu, processus de Gibbs

## Abstract

*The characterization of tree spatial patterns within a stand can contribute to the study of stand dynamics, the development of spatially explicit growth models, the study of sampling designs, the simulation of the effects of forest machine passage or the creation of visual representations of forest stands for communication purposes. Simulators of tree spatial patterns are scarce. The main objective of this study is to present a method for developing a spatial pattern simulator applicable to mixed-species stands with an irregular structure, complete with a quantitative validation step. Another objective is that this method be applicable in other types of stands for which one wishes to characterize tree spatial patterns. First, a stand's spatial characteristics were studied in order to identify spatial attraction or repulsion patterns between groups of trees, for various species and diameter at breast height classes. Second, iterative simulation tests used this information to compare 4 variants of Gibbs point process: basic, marked, conditional and marked conditional. The novelty proposed in our approach is the sampling of basal area in both the real and simulated stands, and the subsequent comparison of variances for a given plot size and number. This extra step validates the resulting variance scale and helps improve the simulation parameters.*

Keywords: *spatial pattern, spatialization, simulation, hardwood, Gibbs point process*

<sup>1</sup> Ministère des Forêts, de la Faune et des Parcs, Direction de l'aménagement et de l'environnement forestiers, 5700, 4<sup>e</sup> Avenue Ouest, bureau A.214, Québec (Québec) G1H 6R1

<sup>2</sup> Correspondance : [françois.guillemette@mffp.gouv.qc.ca](mailto:françois.guillemette@mffp.gouv.qc.ca)



## Introduction

La caractérisation de la répartition spatiale des arbres dans un peuplement peut contribuer à l'étude de leur dynamique (p. ex. : Aldrich *et al.* 2003, Lin et Augspurger 2008, Moeur 1997), au développement de modèles de croissance spatialement explicites (p. ex. Goreaud 2000), à l'étude des modalités d'échantillonnage, à la simulation de l'opération de la machinerie forestière (Newnham 1968) ou à la création de représentations visuelles des peuplements forestiers à des fins de communication (Hanus *et al.* 1998). Plusieurs types de répartition spatiale d'arbres sont connues depuis longtemps : aléatoire, régulière ou en grappes (Cliff *et al.* 1973, Cressie 1991, Diggle 1983, Ripley 1977, 1981). Par ailleurs, Matérn (1960) et Matheron (1965) ont amplement décrit la variation spatiale d'une répartition de points, sans toutefois examiner celle des arbres en particulier.

Le développement de simulateurs de répartition spatiale pourrait aussi contribuer à l'étude des peuplements forestiers (p. ex. Moeur 1997) et des effets de l'aménagement forestier (Delisle-Boulianne *et al.* 2014), comme peuvent le faire d'autres types de simulateurs ou de modèles. De tels simulateurs permettraient aussi de générer des répartitions spatiales crédibles pour des jeux de données provenant d'échantillons non cartographiés, puis de les faire évoluer dans un simulateur d'accroissement spatialement explicite. De tels simulateurs pourraient aussi servir à comparer les résultats obtenus par différentes méthodes d'échantillonnage, à un coût moindre que la prise de mesures sur le terrain. Cependant, il existe très peu d'exemples publiés de simulateurs de la répartition spatiale des arbres en peuplements forestiers (p. ex. : Genet *et al.* 2014, Hanus *et al.* 1998, Kershaw *et al.* 2010, Moravie et Robert 2003), car la plupart des études se limitent à décrire la répartition spatiale des arbres dans les peuplements forestiers.

La démarche de développement d'un modèle comporte une étape d'évaluation de celui-ci (Vanclay 1994), mais doit aussi inclure l'évaluation quantitative des processus de simulation de la dispersion spatiale. Des tests d'ajustement des modèles ont été présentés dans Illian *et al.* (2008) et comparés par Grabarnik *et al.* (2011). Une approche fréquemment utilisée est le test d'intervalle par enveloppe (*envelope test*), lequel consiste à comparer des statistiques calculées pour une répartition simulée et une répartition aléatoire. Ce test ne requiert pas l'emploi d'un jeu de données indépendant de celui utilisé pour

la calibration. Une autre approche est de comparer la répartition simulée avec des répartitions empiriques observées dans d'autres placettes (Pretzsch 1997). Par ailleurs, Picard *et al.* (2009b) ont proposé une méthode pour juger de l'adéquation du modèle en considérant la variabilité du modèle estimé.

De plus, les simulateurs existants attribuent rarement aux arbres disposés des caractéristiques autres que leur emplacement, comme un diamètre à hauteur de poitrine (DHP, mesuré à 1,30 m au-dessus du niveau du sol) ou l'appartenance à une espèce (Goreaud 2000). L'attribution d'un diamètre aux arbres, qui respecte la notion de distance entre eux, et celle d'une essence, qui respecte des particularités écologiques comme la tolérance à l'ombre, sont justement deux difficultés importantes dans le développement de simulateurs de la répartition spatiale.

L'objectif de la présente étude est de proposer une méthode pour développer un simulateur de dispersion spatiale qui soit applicable à un peuplement mélangé de structure irrégulière, et qui comprenne une étape de validation quantitative. Un autre objectif est que cette méthode soit applicable dans d'autres types de peuplements dont on souhaite caractériser la répartition spatiale des arbres. Pour ce faire, le simulateur doit pouvoir refléter des interactions qui existent entre les arbres de différents diamètres et de différentes essences. De plus, une nouvelle étape de validation est proposée pour améliorer la précision des caractéristiques du peuplement simulé comme la répartition de la surface terrière, une mesure recherchée dans l'étude de différents plans d'échantillonnage.

## 1. Méthodologie

### 1.1 Site d'étude

Le site à l'étude se trouve dans la région du Témiscamingue de la province de Québec, au Canada, à 46° 44' de latitude Nord, 78° 34' de longitude Ouest et à une altitude de 363 m, dans le sous-domaine bioclimatique de l'érablière à bouleau jaune de l'Ouest (Saucier *et al.* 2009). La température et les précipitations annuelles moyennes sont d'environ 2,5 °C et 900 mm, respectivement. Le dépôt de surface du site est un delta fluvioglaciaire de sable fin de plus de 1 m d'épaisseur, avec un bon drainage.

Le peuplement étudié est une érablière à bouleau jaune typique selon la description de Majcen *et al.* (1984), qui avait été traitée par une coupe à diamètre limite au début des années 1970. Dans cette région et à l'époque, une telle coupe se résumait à récolter principalement les tiges de belle qualité et de gros DHP de bouleau jaune (*Betula alleghaniensis* Britt.) et de pins (*Pinus sp.*); l'érable à sucre (*Acer saccharum* Marsh.) n'était pas une essence particulièrement recherchée. En 1991, toutes les arbres de dimension marchande (DHP > 9 cm) ont été numérotés et dénombrés par essence et par classe de DHP (2 cm) dans une aire d'étude de 100 m × 200 m, soit 2 ha, avant la pratique d'une coupe de jardinage. Le peuplement a été cartographié en 2004 alors qu'on pouvait encore retrouver la souche de tous les arbres morts ou coupés depuis l'établissement de l'aire d'étude. La présente étude porte sur le portrait du peuplement tel qu'il était juste avant la coupe de jardinage de 1991. La surface terrière totale du peuplement était de 24,8 m<sup>2</sup>/ha. Lors de l'établissement de l'aire d'étude, la surface terrière du peuplement était composée à 87 % d'érable à sucre, à 9 % de bouleau jaune et à 4 % de 7 autres essences. Les essences tolérantes à l'ombre (Burns et Honkala 1990) observées dans le peuplement étaient l'érable à sucre (673 arbres), l'ostryer de Virginie (*Ostrya virginiana* [Mill.] K. Koch, 20 arbres), l'érable de Pennsylvanie (*Acer pensylvanicum* L., 6 arbres), la pruche de l'Est (*Tsuga canadensis* [L.] Carr., 4 arbres), l'érable rouge (*Acer rubrum* L., 4 arbres) et le sapin baumier (*Abies balsamea* [L.] Mill., 1 arbre). La tolérance à l'ombre du bouleau jaune (63 arbres) et de l'épinette blanche (*Picea glauca* [Moench] Voss, 1 arbre) était qualifiée d'intermédiaire. Les essences intolérantes à l'ombre, quant à elles, étaient représentées par le cerisier de Pennsylvanie (*Prunus pensylvanica* L. f., 44 arbres), le peuplier à grandes dents (*Populus grandidentata* Michx., 2 arbres) et le bouleau à papier (*Betula papyrifera* Marsh., 1 arbre). Pour les analyses et la simulation, un groupe a été formé avec les feuillus intolérants à l'ombre, et un autre avec les 5 autres espèces peu abondantes (moins de 10 arbres, Tableau 1). Les arbres d'espèces intolérantes à l'ombre auraient pour origine la coupe partielle du début des années 1970, étant donné leur présence limitée aux classes de petits DHP (43 des 47 arbres avaient un DHP ≤ 16 cm). Le peuplement avait une structure diamétrale irrégulière semblable à une courbe en forme de J inversé.

## 1.2 Caractérisation du peuplement

La première étape d'analyse a consisté à étudier les caractéristiques spatiales du peuplement selon

Tableau 1. Dénombrement des arbres par essence et par classe de DHP dans l'aire d'étude de 2 ha.

Classe de DHP (cm)	Essence*					Total
	BOJ	ERS	OSV	FI	Autres	
10 – 18	38	350	20	44	8	460
20 – 28	6	114		3	2	125
30 – 38	7	84			5	96
40 – 48	4	65			1	70
50 – 58	4	43				47
60 – 68	2	12				14
70 et plus	2	5				7
<b>Total</b>	<b>63</b>	<b>673</b>	<b>20</b>	<b>47</b>	<b>16</b>	<b>819</b>

\* BOJ : bouleau jaune, ERS : érable à sucre, OSV : ostryer de Virginie, FI : feuillus intolérants.

les essences et les classes de DHP. Il s'agissait principalement d'identifier si les principaux types d'arbres observés avaient des relations particulières, comme l'attraction et la répulsion, ou si leurs positions relatives étaient tout simplement aléatoires. La **répartition aléatoire** suit une loi de Poisson, et le rapport de la variance sur la moyenne du nombre d'arbres par unité de surface est égal à 1 (Hoel *et al.* 1971). La **répartition régulière** peut correspondre à une plantation où tous les arbres sont placés à intervalles réguliers. Elle est caractérisée par la présence de **répulsion** entre les arbres, et le rapport de la variance sur la moyenne est inférieur à 1. Dans une **répartition groupée**, les arbres sont concentrés sur des petites surfaces, et il existe plusieurs zones où il n'y a aucun arbre. Il y a présence **d'attraction** entre les arbres, et le rapport de la variance sur la moyenne est supérieur à 1.

Pour décrire les caractéristiques spatiales d'un peuplement, nous avons retenu la fonction  $L(r)$  de Ripley définie par l'équation [1] (Aldrich *et al.* 2003, Goreaud, 2000) :

$$L(r) = \sqrt{\frac{K(r)}{\pi}} - r \quad [1]$$

où

$$K(r) = \frac{1}{\lambda} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j \neq i}^N k_{ij}(r) W_{ij},$$

$k_{ij}(r) = 1$  si la distance entre deux tiges  $i$  et  $j$  est inférieure au rayon  $r$  centré sur la tige  $i$ , sinon est égale à 0,

$W_{ij}$  est la correction pour les effets de bordure,

$$\pi = 3,14159 \text{ et}$$

$\lambda$  est la densité de tiges par m<sup>2</sup>.

Cette fonction permet de mesurer et de tester si la répartition spatiale des arbres suit ou non une loi de Poisson. En effet, pour un rayon donné, une valeur positive de  $L(r)$  indique l'agrégation des arbres, une valeur négative indique la répulsion, et une valeur nulle indique un processus de Poisson (entièrement aléatoire). La présence de déviations significatives au seuil de confiance de 99 % par rapport à un processus de Poisson a été testée à l'aide du test d'intervalles par enveloppe, dont les intervalles de confiance ont été estimés par une méthode de Monte Carlo avec 10 000 répétitions (Goreaud 2000). Ainsi, il a été possible d'identifier des distances ( $d$ ) pour lesquelles il y avait présence de répulsion ou d'attraction significative. Cette fonction est très importante pour aider à déterminer les paramètres de la fonction de coût utilisée dans la simulation (voir la section 1.3).

Pour corriger les effets de bordure, nous avons appliqué un rapport  $W_{ij}$ , qui correspond au périmètre total d'un cercle, dont le rayon est égal à la distance entre l'arbre  $i$  et l'arbre  $j$ , divisé par la portion de ce périmètre qui est à l'intérieur de la surface simulée. Ripley (1981) a montré que cette correction est sans biais. Afin de circonscrire l'effet de bordure, nous avons délimité l'intervalle des rayons  $r$  étudiés de 1 m jusqu'au quart de la longueur du plus petit côté de l'aire d'étude (25 m). La transformation  $L(r)$  permet d'obtenir une fonction linéaire de  $r$  centrée sur 0, ce qui facilite l'interprétation des résultats (Aldrich *et al.* 2003, Goreaud 2000).

Nous avons d'abord analysé la répartition spatiale des arbres avec la fonction  $L(r)$  pour chaque espèce. Ensuite, nous avons exploré la relation entre les espèces en spécifiant une espèce dans les valeurs possibles de  $i$  et une autre espèce dans les valeurs possibles de  $j$  (Équation [1]). Finalement, nous avons analysé la relation entre les arbres appartenant à des classes de DHP différentes en regroupant d'abord tous les arbres de 40 cm et plus dans une fonction  $L(r)$ , puis en ajoutant une à une les classes de DHP plus petites. Cette approche a permis d'observer graphiquement le gradient de relation spatiale entre les classes de DHP et entre les espèces. À cette étape, les connaissances préalables sur la dynamique de ce type de peuplement et l'historique des perturbations qui y ont eu lieu ont permis de mieux cibler les analyses.

### 1.3 Simulations

La seconde étape d'analyse consiste à générer des répartitions spatiales d'arbres avec la classe générale des processus de Gibbs, puisqu'elle permet une grande flexibilité (Goreaud 2000). Dans ces simulations, nous avons attribué le même nombre d'arbres par classe de DHP et par essence que dans le peuplement observé. L'essence et le DHP de chaque arbre ont été attribués au hasard au tout début du processus. La plupart des processus existants supposent une indépendance entre les arbres (Illian *et al.* 2008). Le processus de Gibbs tient compte de « forces » qui peuvent être répulsives ou attractives (Illian *et al.* 2008), et permet donc de reproduire la dépendance entre les arbres (Illian *et al.* 2008, Schumacher et Stucki 2014). En tout, 4 variantes de ce processus ont été explorées.

Le **processus de Gibbs « de base »** consiste à générer une première répartition selon un processus de Poisson homogène et à calculer une fonction de « coût » pour l'ensemble de cette répartition (aussi nommé « *energy* » dans Illian *et al.* 2008, Équation [2]). Par la suite, un des arbres est aléatoirement sélectionné et déplacé à 4 positions tirées au hasard (avec remise) sur le territoire en entier. Un nouveau coût est calculé pour chacune de ces 4 nouvelles répartitions, et l'on retient celle dont le coût est le moins élevé. Ce processus est répété  $5n$  fois,  $n$  étant le nombre total d'arbres à disposer, ce qui constitue un nombre suffisant pour obtenir une répartition relativement stable.

Le coût dans le processus de Gibbs de base se définit comme la somme des pointages  $a_k$  attribués à l'ensemble des paires d'arbres  $i$  et  $j$  selon la distance  $r$  qui les sépare,  $i$  étant fixe, en rapport aux critères de distance  $d$  qui ont été identifiés à la suite de la caractérisation :

$$\text{coût}_i = \sum_{j=1}^N f(d_{ij}) \quad [2]$$

et

$$f(d_{ij}) = \begin{cases} a_k & \text{si } r_{k-1} < d_{ij} \leq r_k, \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$k$  étant la  $k^e$  valeur que peut prendre la fonction  $f(d_{ij})$ . Cette fonction représente le coût associé à la proximité des arbres autour de chaque arbre. Un coût positif à l'intérieur d'une certaine distance «  $d_{ij}$  »

entre 2 arbres  $i$  et  $j$  indique une répulsion entre ceux-ci, alors qu'un coût négatif implique une attraction.

Par exemple, si une répulsion significative a été observée préalablement dans le peuplement dans un rayon de 0 à 3 m,  $f(d_{ij})$  aura la valeur  $a_1$  (ex. : 4 points) pour chaque arbre  $j$  situé à une distance  $d$  de 0 à 3 m de l'arbre de référence  $i$ . Par la suite, la répulsion pourrait être moindre entre 3 et 5 m. Ainsi, à l'intérieur de ces rayons, la fonction  $f(d_{ij})$  aura une valeur  $a_2$  qui sera moindre (ex. : 2 points). Au-delà de 5 m, la valeur de  $a_2$  pourrait être nulle. Le coût total, pour un arbre de référence  $i$ , est la somme de tous les coûts associés aux arbres  $j$ .

La **variante « conditionnelle »** du processus de Gibbs a été utilisée pour disposer un groupe d'arbres conditionnellement à une répartition déjà fixée dans l'espace (Goreaud 2000). Une telle approche permet, entre autres, de simuler le fait que des essences différentes peuvent tendre à s'agglomérer ou à se repousser entre elles, selon leurs caractéristiques écologiques (p. ex. Aldrich *et al.* 2003). Pour cette simulation, il faut 2 groupes d'arbres dont la répartition a été générée de la manière décrite précédemment. Le premier groupe comprend les arbres fixes qui ne seront pas déplacés durant le processus conditionnel; le deuxième groupe comprend les arbres qui seront replacés conditionnellement à la position des arbres fixes, puis par rapport à eux-mêmes, selon des tendances de type aléatoire, d'attraction ou de répulsion (Figure 1).

La fonction de coût du processus de Gibbs conditionnel est :

$$\text{coût}_i = \sum_{j=1}^{N_1} f_1(d_{ij}) + \sum_{j=i}^{N_2} f_2(d_{ij}) \quad [3]$$

où

$f_1(d_{ij})$  contient les valeurs  $a_k$  du groupe d'arbres à replacer par rapport aux arbres fixes, et  $f_2(d_{ij})$  contient les valeurs  $a_m$  du groupe d'arbres à replacer par rapport à eux-mêmes. Les fonctions  $f_1$  et  $f_2$  prennent des valeurs  $a_k$  et  $a_m$  de la même façon qu'un processus de Gibbs de base,  $k$  étant la  $k^e$  valeur de la fonction  $f_1$  et  $m$  étant la  $m^e$  valeur de la fonction  $f_2$ .

La **variante « marquée »** du processus de Gibbs (Goreaud 2000, Kokkila *et al.* 2002) a été utilisée pour générer une répartition spatiale d'arbres en fonction d'un attribut quantitatif (en l'occurrence, le DHP).

Cette variante permet de respecter le fait que deux gros arbres auront tendance à être plus éloignés l'un de l'autre que deux autres ayant des diamètres plus petits (Kokkila *et al.* 2002), et aussi, de tenir compte d'autres variations spatiales associées au DHP, comme le fait qu'un arbre puisse être en sous-étage (Bellehumeur *et al.* 1997). La fonction de coût suivante du processus de Gibbs marqué a été retenue :

$$\text{coût}_{im} = \sum_{j=1}^N f_m(d_{ij}) \quad [4]$$

où

$$f_m(d_{ij}) = \begin{cases} a_k + \frac{dhp_i \times dhp_j}{100} & \text{si } r_{k-1} < d_{ij} \leq r_k \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

et où

$d_{ij}$  est la distance entre les arbres  $i$  et  $j$ , et  $dhp$  est le diamètre à la hauteur de poitrine en centimètres.

Finalement, la **variante « conditionnelle marquée »** du processus de Gibbs correspond à un croisement des deux approches précédentes, puisqu'elle combine la portion marquée aux fonctions  $f_1(d_{ij})$  et  $f_2(d_{ij})$ . Cette fonction permet d'inclure plus de répulsion entre deux arbres ayant de gros diamètres qu'entre deux arbres ayant de petits diamètres. Elle permet d'obtenir une fonction de coût positive, même s'il y a de l'attraction entre des arbres de petits diamètres (valeur  $a_k$  négative) ou lorsqu'un arbre de petit diamètre se trouve près d'un arbre de gros diamètre.

Trouver les valeurs  $a_k$  des différents processus de Gibbs est assez complexe (Tomppo 1986). La méthode la plus simple, et qui a été utilisée dans cette étude, est celle d'essais et erreurs, habituellement utilisée lorsqu'aucune autre méthode ne fonctionne (Illian *et al.* 2008). Elle consiste à évaluer, en premier lieu, les rayons limites d'attraction ou de répulsion selon des graphiques  $L(r)$  du cas réel. Par la suite, on fait varier les valeurs de  $a_k$  de façon itérative, jusqu'à ce que le graphique obtenu avec le cas simulé soit le plus près possible de celui observé avec les données réelles. Les rayons peuvent aussi être ajustés de façon plus précise. Même si cette méthode est adéquate pour bien simuler une répartition de points, elle ne permet de trouver qu'une seule valeur minimale locale (Illian *et al.* 2008), soit l'une des valeurs possibles de  $a_k$ . L'utilisation d'un test de validation peut être utile pour réviser la valeur  $a_k$  et identifier une autre valeur

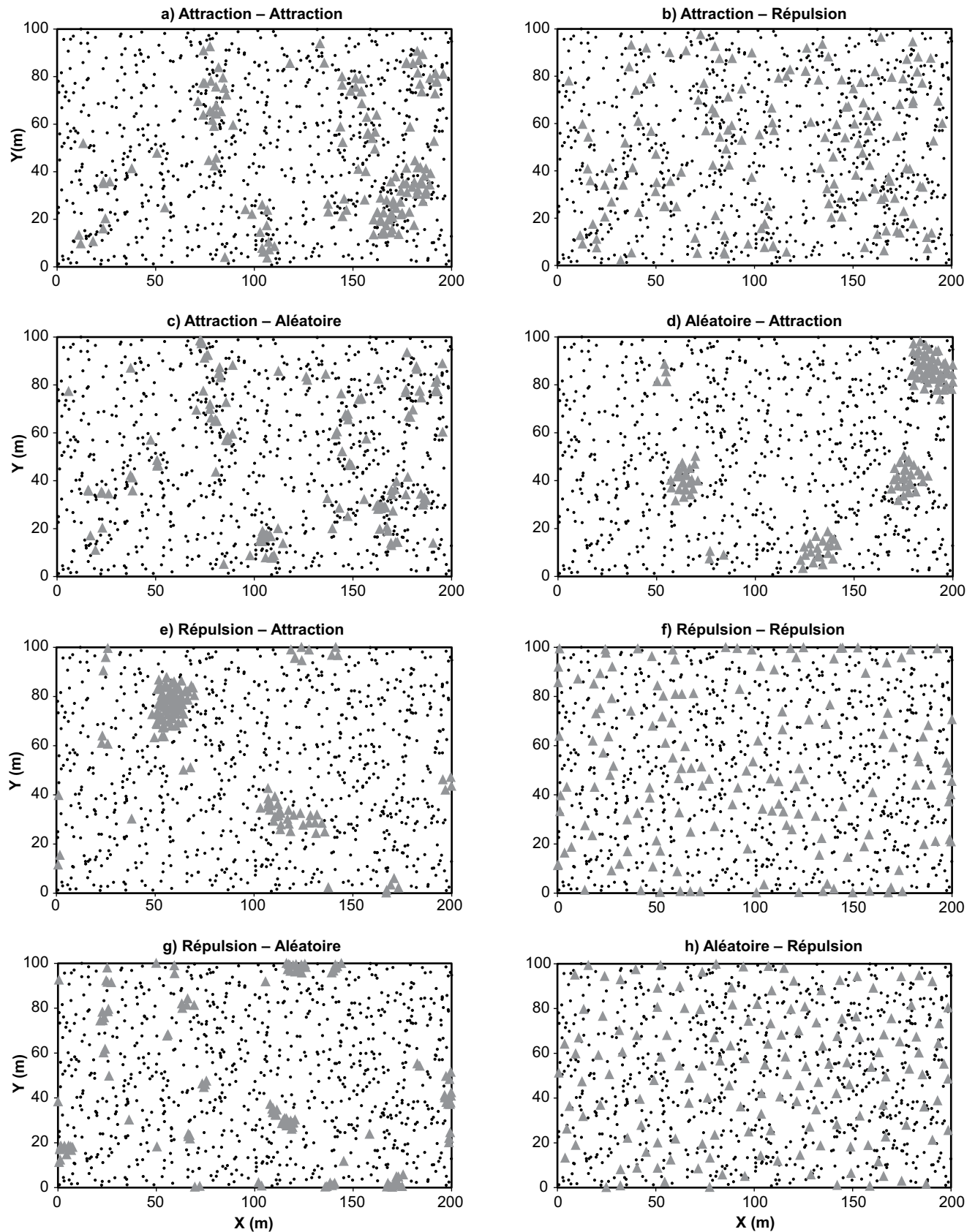


Figure 1. Modèles d'insertion d'un groupe de 150 arbres (triangles) au sein d'un peuplement de 800 arbres répartis sur 2 hectares (arbres fixes, points) selon un processus de Gibbs conditionnel. Le premier critère (attraction, répulsion, aléatoire) décrit la relation des arbres insérés par rapport aux arbres fixes, alors que le second décrit la relation des arbres insérés entre eux.

qui permettrait d'obtenir une meilleure simulation. Plusieurs méthodes existent pour estimer les valeurs de  $a_k$ , mais à notre connaissance, aucune n'était directement applicable dans le contexte d'un processus de Gibbs conditionnel marqué.

Reprenons l'exemple d'une répartition observée avec répulsion significative dans un rayon  $r$  de moins de 3 m ( $d$ ). Un pointage positif ( $a_1 > 0$ ) serait cumulé pour chaque arbre  $j$  en présence d'un arbre  $i$  situé à moins de 3 m de l'arbre  $j$ . Un pointage négatif serait cumulé si l'effet recherché était l'attraction. La première valeur de pointage est d'abord attribuée arbitrairement (ex.  $a_1 = 4$ ), puis graduellement modifiée à la suite de la comparaison des valeurs de  $L(r)$  des répartitions simulées et observées, de façon à ce que les deux caractéristiques des deux répartitions soient semblables.

La simulation de la répartition spatiale de chaque groupe d'arbres (espèce ou classe de DHP) a été réalisée de façon séquentielle et non simultanée. L'ordre naturel d'installation des arbres dans un peuplement a orienté l'ordination des groupes à disposer. Il s'agissait notamment d'insérer les arbres du plus gros au plus petit (Hanus *et al.* 1998).

Les algorithmes pour calculer les fonctions  $L(r)$ , la correction pour l'effet de bordure, le processus de Gibbs de base et le processus de Gibbs conditionnel sont décrits par Goreaud (2000).

## 1.4 Validation

La troisième étape d'analyse constitue la principale nouveauté de la présente étude. Elle consiste en l'ajout d'une nouvelle étape de validation à la suite d'un premier résultat satisfaisant d'une simulation complète de tous les arbres. Il s'agit de comparer le peuplement observé et celui simulé sur la base de la variance moyenne de la surface terrière totale ( $m^2 \cdot ha^{-1}$ ) issue de plusieurs échantillonnages, sans égard à l'espèce ou à la classe de DHP. Un avantage d'utiliser une variable comme la surface terrière totale est qu'elle n'a pas été utilisée pour générer la simulation du positionnement des arbres. De plus, l'objectif principal du développement d'un simulateur de positionnement des arbres est de parvenir à simuler une très grande superficie dans laquelle des plans d'échantillonnage différents pourront être étudiés pour estimer des variables comme la surface terrière du peuplement. Pour estimer la variance moyenne de la surface terrière, nous avons simulé des échantillonnages aléatoires pour des scénarios

de 2, 4 et 6 placettes circulaires de 200 et de 400  $m^2$  (rayons respectifs : 7,98 et 11,28 m) sur une superficie simulée de 2 ha. Nous avons ensuite calculé la moyenne et la variance de la surface terrière totale de chaque échantillon. Nous avons répété chaque scénario d'échantillonnage 900 fois sur chacun des 80 résultats différents de simulation, et appliqué la méthode « mirage » pour corriger les effets de bordure lors de l'échantillonnage (Ducey *et al.* 2001, Gregoire 1982). Les valeurs de  $p$  ont été obtenues à l'aide d'un test de Student classique.

Le résultat des simulations du positionnement des arbres a été considéré comme acceptable lorsque l'écart entre la moyenne de la variance du peuplement observé et celle du peuplement simulé était inférieur ou égal à 10 %. Autrement, les paramètres de simulation, soit surtout les valeurs  $a_k$ , ont été révisées de façon à diminuer l'écart entre la variance de la surface terrière du peuplement observé et celle du peuplement simulé.

## 2. Résultats et discussion

On constate d'abord, en observant la répartition spatiale des arbres selon les essences et les classes de DHP et en analysant graphiquement la fonction  $L(r)$  de Ripley (Figures 2 et 3), que :

- les petites tiges de feuillus intolérants à l'ombre sont principalement groupées dans quelques trouées formées lors de la coupe du début des années 1970 (Figure 2c, peuplement réel);
- l'ostryer de Virginie est dispersé sous le couvert (Figure 2c, peuplement réel);
- il y a répulsion à 3 et à 8 m entre les arbres de  $DHP \geq 40$  cm (Figure 3a);
- cette répulsion se maintient lors des ajouts successifs des arbres des classes de DHP de 38, 36, 34, 32, et 30 cm, mais son ampleur diminue progressivement avec le DHP (Figure 3a);
- seule la répulsion à 3 m est observable lorsque les arbres de DHP de 14 à 28 cm sont ajoutés (Figure 3c);
- les arbres de DHP de 12 et de 10 cm tendent à être regroupés près des autres arbres de diamètres semblables, ce qui crée un léger gradient (Figure 3e).

Ces constats ont permis de définir un ordre plus précis d'insertion des arbres pour la simulation de la répartition spatiale, la répartition de chaque nouveau groupe étant conditionnelle à celle des arbres des

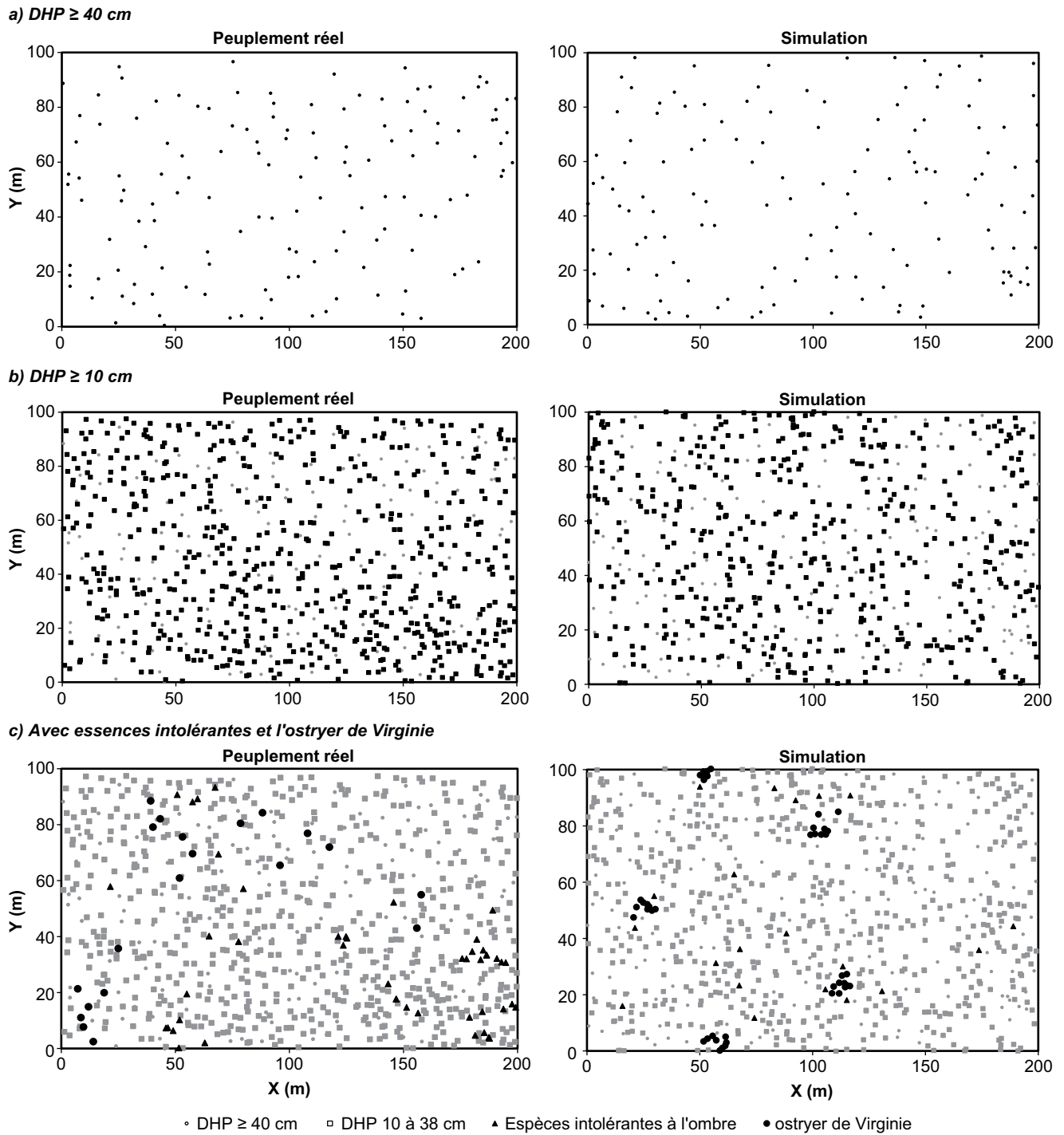


Figure 2. Répartition réelle (à gauche) et exemple de répartition simulée (à droite) des arbres dans le peuplement à l'étude, selon 3 niveaux de perception : a) arbres de DHP  $\geq 40$  cm; b) ajout des arbres de DHP de 10 cm à 38 cm; c) ajout des essences intolérantes et de l'ostryer de Virginie.

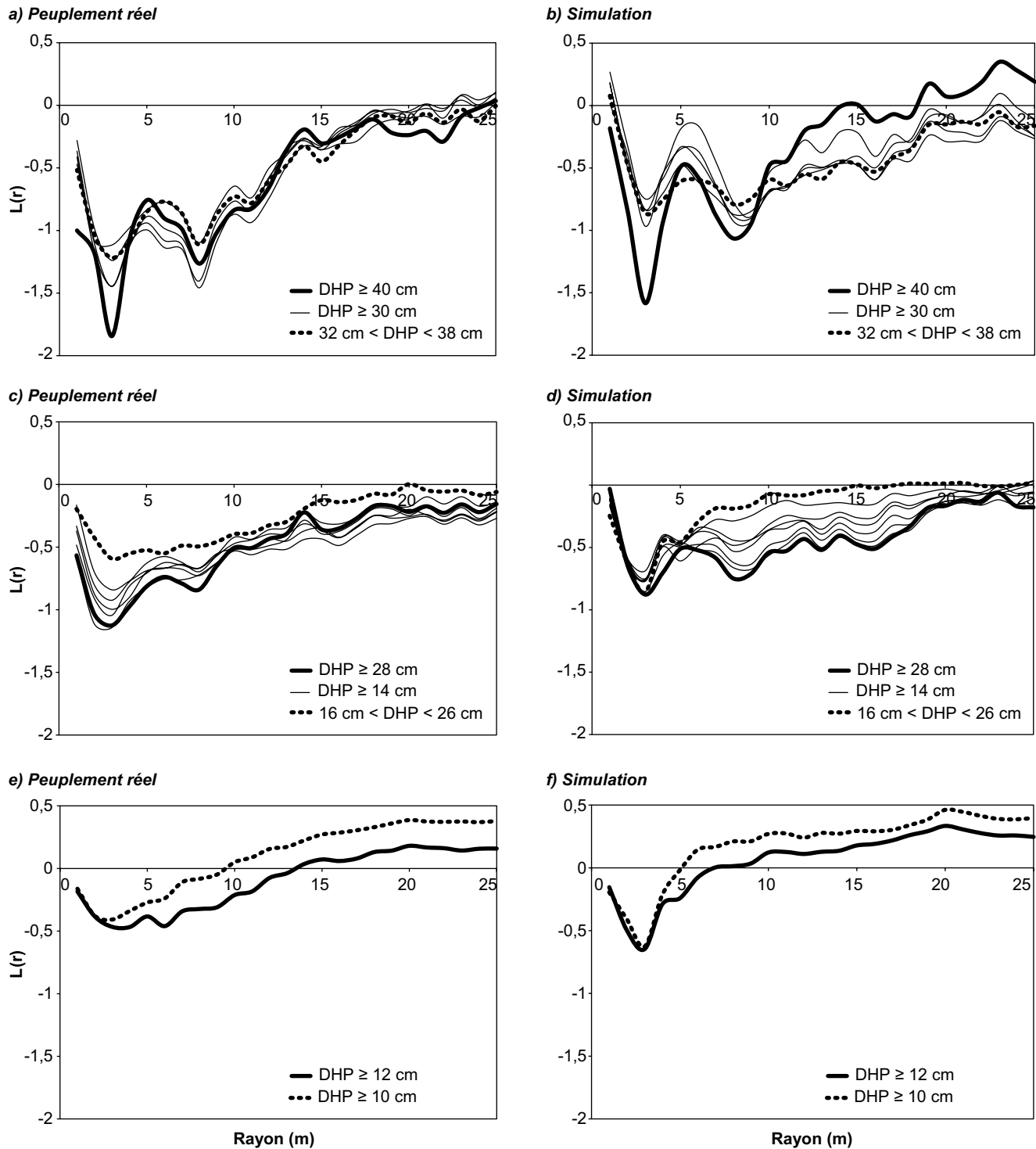


Figure 3. Graphiques de la fonction  $L(r)$  de Ripley obtenue à partir des arbres de DHP  $\geq 40$  cm, à laquelle s'ajoutent successivement les arbres par classe de DHP de 2 cm pour le peuplement réel (a, c, e) et un exemple de simulation (b, d, f).

groupes préalablement insérés. De façon générale, les arbres ont été insérés selon leur ordre d'apparition dans le peuplement :

Premièrement, les arbres des groupes d'essences autres que les feuillus intolérants à l'ombre et l'ostryer de Virginie ont été insérés selon l'ordre suivant : DHP  $\geq 40$  cm (Figure 4a), DHP de 30 à 38 cm (Figure 4b), DHP de 14 à 28 cm (Figure 4c), puis DHP de 10 à 12 cm (Figure 4d). Bien que leur patron de répulsion ait été comparable à celui des arbres de DHP  $\geq 40$  cm, les arbres de DHP de 30 à 38 cm ont été insérés séparément afin de mieux contrôler l'ampleur de la répulsion à 8 m.

Deuxièmement, les feuillus intolérants à l'ombre ont été ajoutés. Les paramètres de la simulation ont eu pour effet de forcer leur répartition dans les petites trouées disponibles (Figure 4e). De fait, il est plausible que ce groupe se soit installé dans les trouées créées par la coupe pratiquée vers 1970.

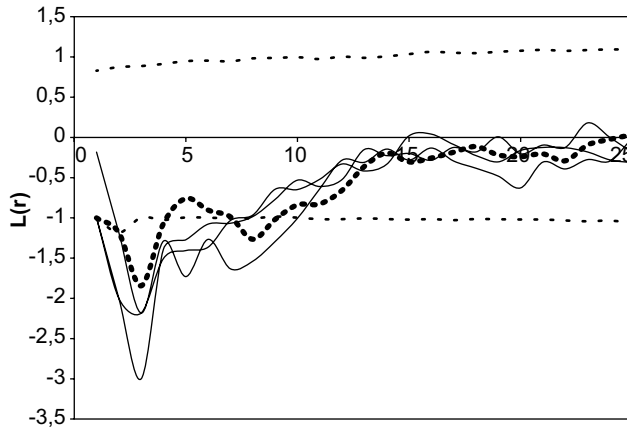
Troisièmement, l'ostryer de Virginie a été réparti au sein du couvert prédisposé (Figure 4f). L'ordre d'insertion des espèces aurait été différent si le peuplement avait été à un stade de succession pour lequel les espèces intolérantes à l'ombre étaient matures et progressivement remplacées par la régénération tolérante établie sous le couvert.

Les valeurs des paramètres du modèle final (fournies en annexe) ont été obtenues après plusieurs essais répétés de valeurs dans les fonctions de coût des processus de Gibbs. Nous avons comparé les courbes  $L(r)$  pour le peuplement observé à celles des répartitions simulées (Figure 3), et validé les valeurs selon la variance moyenne de la surface terrière totale. Lors de la recherche des valeurs des paramètres des fonctions de Gibbs, de faibles variations des intrants ont donné lieu à de grandes variations de coût, ce qui montre la grande sensibilité de la fonction  $L(r)$  de Ripley et de l'écart relatif de la variance moyenne des échantillons aléatoires par rapport au cas réel. Même s'il était possible de simuler des courbes semblables de la fonction  $L(r)$  avec des approches différentes, les résultats obtenus étaient différents quant à l'écart relatif de la variance moyenne par rapport au cas réel. Par exemple, nous avons simulé l'insertion des arbres de DHP de 30 à 38 cm de deux façons différentes : avec répulsion entre les arbres introduits seulement, ou avec répulsion entre les arbres introduits et les arbres insérés préalablement (DHP  $\geq 40$  cm). Dans les deux cas, la fonction  $L(r)$  de Ripley était semblable,

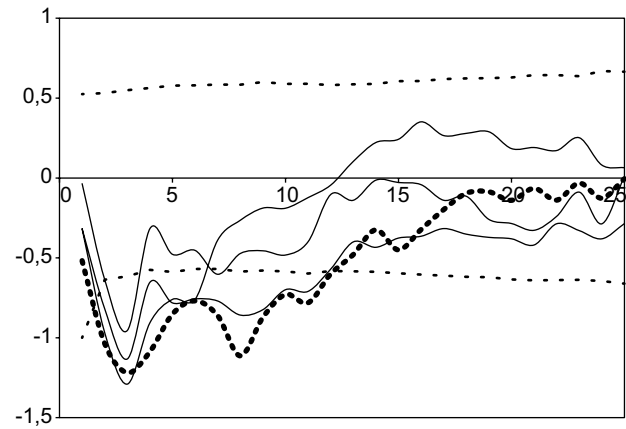
mais dans le premier, l'écart relatif entre la variance moyenne de la surface terrière simulée et celle du cas réel variait de 2,2 à 12,7 % (Tableau 2), alors qu'il était de plus de 30 % dans le second cas (résultat non présenté). Ainsi, l'étape de validation à l'aide de la variance moyenne de la surface terrière a permis d'identifier de meilleures valeurs des paramètres (meilleurs minimums possibles dans l'optimisation). Cela permettra éventuellement d'étudier les effets de différents plans d'échantillonnage dans une répartition simulée des arbres. Malgré cela, il pourrait exister d'autres valeurs aussi bonnes ou meilleures, que nos essais n'ont pas testées.

Les valeurs finales d'écart relatif de la variance par rapport à la variance réelle sont relativement constantes selon le nombre de placettes, soit environ 2,5 % pour des placettes de 200 m<sup>2</sup> et d'environ 10 % pour des placettes de 400 m<sup>2</sup> (Tableau 2). Les variances moyennes des simulations sont toutes significativement différentes de celle du peuplement observé. Néanmoins, il est difficile d'affirmer qu'il y a un biais réel pour les placettes de 200 m<sup>2</sup>. En effet, puisque la différence observée est faible et que les tests statistiques sont très puissants, même un écart minime peut être significatif. Par contre, le biais semble bien réel pour les placettes de 400 m<sup>2</sup>, probablement à cause de l'autocorrélation spatiale des arbres illustrée dans le variogramme de la figure 5 pour le DHP dans le peuplement et dans 3 simulations. Dans un rayon de 5 à 50 m, la variance du DHP augmente progressivement dans le peuplement réel observé. Par contraste, dans les simulations, elle augmente rapidement jusqu'à une distance d'environ 10 à 20 m, puis se stabilise pour les distances plus grandes, à une valeur plus près de la variance moyenne. Il serait donc encore possible d'améliorer les résultats de simulation.

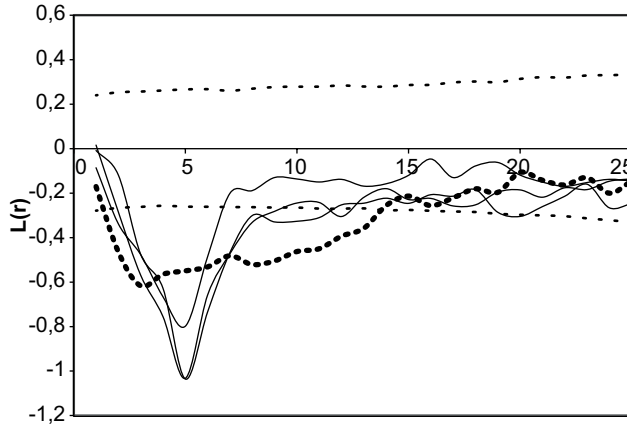
Les résultats des simulations pourraient aussi être perfectionnés si le diamètre de houppier était connu (Genet *et al.* 2014, Hanus *et al.* 1998), ce qui n'était pas le cas dans la présente étude. En effet, la méthode de simulation suppose que deux arbres d'espèces différentes, mais ayant le même diamètre, auront le même espacement. Cette hypothèse est réaliste pour l'érable à sucre et le bouleau jaune, les deux principales espèces à l'étude (p. ex. Bragg 2001). Toutefois, en présence d'espèces dont les houppiers ont des diamètres très différents, on obtiendrait un meilleur ajustement en remplaçant le DHP par le diamètre de houppier dans la fonction de coût, ou en évaluant la saturation de la surface par les houppiers dans le modèle (Genet *et al.* 2014).

a) Arbres de DHP  $\geq 40$  cm

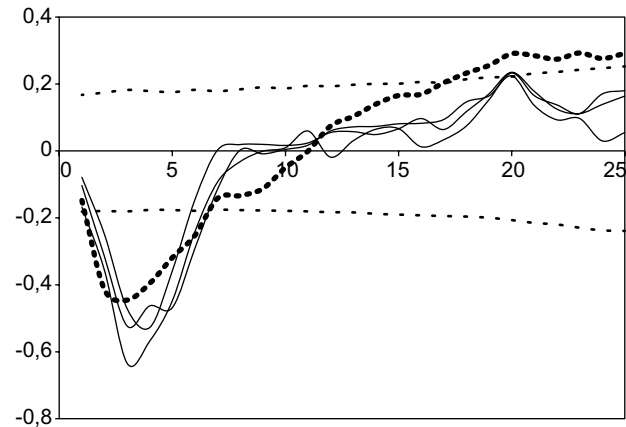
b) Ajout des arbres de DHP 30-38 cm



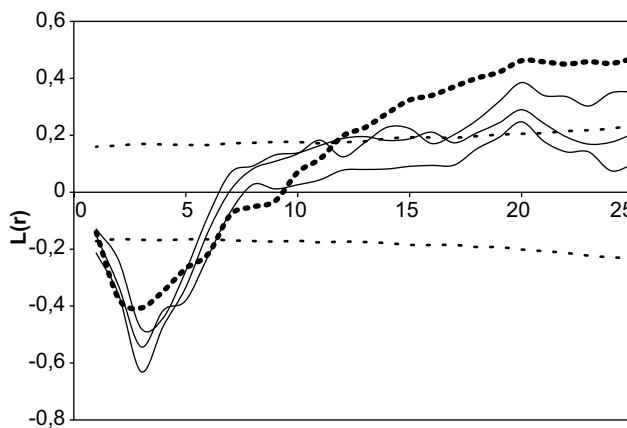
c) Ajout des arbres de DHP 14–28 cm (sauf les espèces intolérantes à l'ombre et l'ostryer de Virginie)



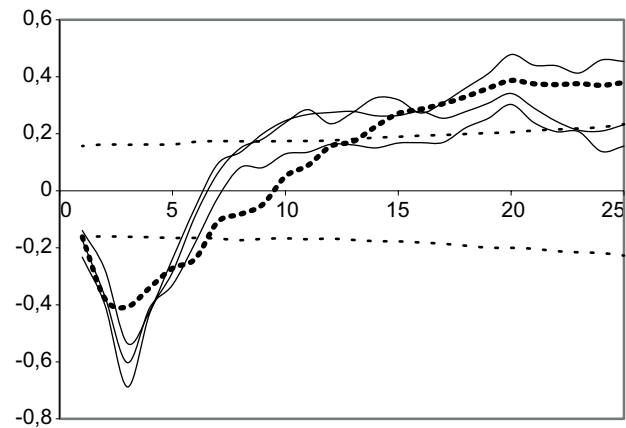
d) Ajout des arbres de DHP 10–12 cm (sauf les espèces intolérantes à l'ombre et l'ostryer de Virginie)



e) Ajout des espèces intolérantes à l'ombre



f) Ajout de l'ostryer de Virginie



●●● Peuplement réel — Simulations ··· Intervalle de confiance

Figure 4. Graphiques de la fonction  $L(r)$  de Ripley pour chaque étape de la simulation. Les graphiques présentent 3 simulations et les comparent au cas réel. Les lignes pointillées représentent les intervalles de confiance à 99 % qui servent à détecter la présence ou l'absence d'attraction ou de répulsion selon la distance.

Tableau 2. Résultats de la validation des simulations faites avec 900 échantillonnages indépendants du peuplement observé et de chacun des 80 peuplements simulés, sur la base de la surface terrière totale ( $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ).

Peuplement réel		Simulations				Écart relatif* (%)	Valeur de $p$
Nombre de placettes	Variance moyenne	Variance moyenne	Écart-type	Intervalle de confiance à 95 %			
				Borne inférieure	Borne supérieure		
Placettes de 200 $\text{m}^2$							
2	61,25	62,58	6,19	61,03	64,14	2,2	0,0092
4	29,52	30,25	2,45	29,63	30,87	2,5	0,0310
6	19,47	19,85	1,56	19,46	20,24	2,0	0,0042
Placettes de 400 $\text{m}^2$							
2	26,97	30,39	3,99	29,39	31,39	12,7	<0,0001
4	13,39	14,71	1,91	14,24	15,19	9,9	<0,0001
6	8,64	9,43	1,20	9,13	9,73	9,2	<0,0001

\* Écart relatif de la variance moyenne de la simulation par rapport à celle du peuplement observé.

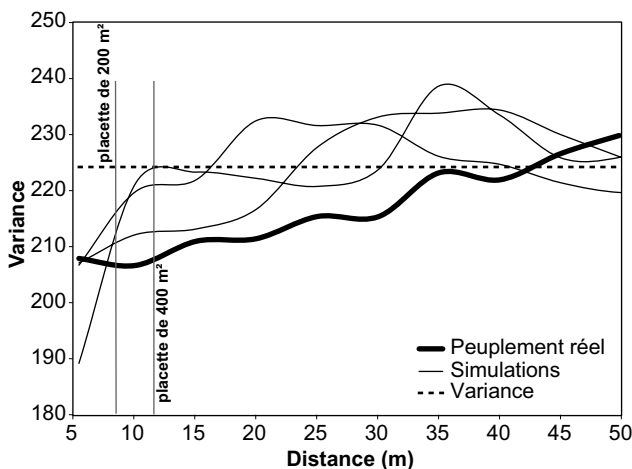


Figure 5. Variogramme du DHP représentant le peuplement observé, les résultats de 3 simulations indépendantes et les rayons correspondant aux placettes de 200 et de 400  $\text{m}^2$ .

Normalement, les densités et les diamètres de tous les arbres d'un peuplement ne sont pas connus. Cependant, un échantillon qui est jugé représentatif du peuplement peut servir de base pour simuler le peuplement. Il suffit d'avoir une estimation de la densité totale, des essences présentes et de la répartition par classe de DHP pour démarrer une simulation.

Les résultats de cette étude montrent que l'utilisation de la fonction  $L(r)$  de Ripley seule, sans la validation par échantillonnage de la surface terrière, peut mener à la simulation de peuplements ayant des configurations de dispersion différentes. Ces différences peuvent être sans conséquence notable si l'objectif est de représenter l'aspect visuel des peuplements (p. ex. Hanus *et al.* 1998), mais elles

pourraient influencer la variation de certaines caractéristiques du peuplement, et à leur tour, les estimations des caractéristiques du peuplement selon des plans d'échantillonnage. De plus, cette variance pourrait avoir un effet sur les calculs d'intensité de la compétition, lesquels pourraient modifier la croissance prédite de l'ensemble des arbres dans un simulateur de croissance spatialement explicite (Moravie et Robert 2003). Dans un tel contexte, l'ajout d'une étape de validation permet d'améliorer les simulations. Un tel ajout pourrait aussi bonifier d'autres études utilisant d'autres méthodes de simulations.

D'autres méthodes possiblement plus performantes que la nôtre ont été proposées récemment, comme le *area-interaction process* (Picard *et al.* 2009a), les *methods of copulas* (Kershaw *et al.* 2010) ou la méthode INLA (*integrated nested Laplace approximation*, Illian *et al.* 2012). Par ailleurs, notre méthode d'identification des paramètres par essais et erreurs a pour limite d'identifier un seul jeu de paramètres, alors qu'il serait théoriquement possible d'en identifier plusieurs. Néanmoins, elle constitue une première étape dans l'avancement des connaissances dans ce domaine.

Pour finir, précisons que les paramètres de simulation rapportés ici sont issus d'une seule aire d'étude située dans un peuplement forestier. Moravie et Robert (2003) ont démontré la nécessité d'interpréter avec prudence la répartition spatiale des arbres d'un seul peuplement. L'objectif premier de la présente étude était de proposer une amélioration à la méthode de simulation de la répartition spatiale des arbres. D'autres études pourront ensuite évaluer des paramètres plus généraux selon les répartitions spatiales de plusieurs peuplements.

### 3. Conclusion

Bien que la méthode de simulation utilisée soit perfectible, cette étude démontre qu'il est possible de simuler des répartitions spatiales réalistes des arbres dans un peuplement mélangé à structure irrégulière. De plus, elle démontre l'avantage d'une méthode de validation basée sur une variable qui n'est pas utilisée dans la simulation. Dans ce cas-ci, la comparaison des variances de la surface terrière totale a permis d'améliorer les résultats de simulation. La méthode décrite ici pourrait alimenter des développements futurs dans l'étude de la dynamique forestière, la modélisation spatialement explicite de l'évolution des peuplements ou l'étude des méthodes d'échantillonnage.

### Remerciements

Cette étude a été réalisée principalement dans le cadre des projets internes 1420555-124332026 et 1420555-142332048 de la Direction de la recherche forestière du ministère des Forêts, de la Faune et des Parcs. Les auteurs désirent remercier M. Zoran Majcen pour l'établissement de l'aire d'étude, de même que MM. Steve Bédard et Christian Godbout pour la méthodologie relative à la prise de données et au développement d'un simulateur d'échantillonnage. Ils remercient aussi MM. Jocelyn Hamel, Laurier Groleau, Daniel Lebel, Étienne Boulay et Jean-François Leblond pour la prise de données sur le terrain, Mmes Bénédicte Blouin et Marie-Claude Lambert pour la programmation du simulateur d'échantillonnage et M. Alain Ricard pour l'historique de coupe dans le secteur. Ils tiennent également à remercier Mme Josianne DeBlois, M. Daniel Mailly et les réviseurs anonymes pour leurs commentaires constructifs. Finalement, des remerciements s'adressent à Mme Denise Tousignant, Nathalie Langlois et Maripierre Jalbert pour la mise en forme, le graphisme et l'édition finale.

### Références

- Aldrich, P.R., G.R. Parker, J.S. Ward et C.H. Michler, 2003. *Spatial dispersion of trees in an old-growth temperate hardwood forest over 60 years of succession*. For. Ecol. Manage. 180: 475–491.
- Bellehumeur, C., P. Legendre et D. Marcotte, 1997. *Variance and spatial scales in a tropical rain forest: changing the size of sampling units*. Plant Ecol. 130: 89–98.
- Bragg, D.C., 2001. *A local basal area adjustment for crown width prediction*. North. J. Appl. For. 18(1): 22–28.
- Burns, R.M. et B.H. Honkala (éditeurs), 1990. *Silvics of North America: 1. Conifers; 2. Hardwoods*. U.S.D.A., For. Serv., Agriculture Handbook n° 654. Washington, DC. (État-Unis). 2: 877 p. [[www.treesearch.fs.fed.us/pubs/11006](http://www.treesearch.fs.fed.us/pubs/11006)].
- Cliff, A.D., et J.K. Ord, 1973. *Spatial autocorrelation*. Pion limited. Londres (Royaume-Uni). 178 p.
- Cressie, N, 1991. *Statistics for spatial data*. Wiley, New York, NY (États-Unis). 900 p.
- Delisle-Boulianne, S., M. Fortin, A. Achim et D. Pothier, 2014. *Modelling stem selection in northern hardwood stands: assessing the effects of tree vigor and spatial correlations with a copula approach*. Forestry 87: 607–617.
- Diggle, P.J., 1983. *Statistical analysis of spatial point patterns*. Academic Press. Londres (Royaume-Uni). 148 p.
- Ducey, M.J., J.H. Gove, G. Ståhl et A. Ringvall, 2001. *Clarification of the Mirage method for boundary correction, with possible bias in plot and point sampling*. For. Sci. 47(2): 242–245.
- Genet, A., P. Grabarnik, O. Sekretenko et D. Pothier, 2014. *Incorporating the mechanisms underlying inter-tree competition into a random point process model to improve spatial tree pattern analysis in forestry*. Ecol. Modell. 288: 143–154.
- Goreaud, F., 2000. *Apports de l'analyse de la structure spatiale en forêt tempérée à l'étude et la modélisation des peuplements complexes Tome 1*. Thèse de doctorat. ENGREF. Nancy (France). 525 p.
- Grabarnik, P., M. Myllymäki et D. Stoyan, 2011. *Correct testing of mark independence for marked point patterns*. Ecol. Modell. 222: 3888–3894.

- Gregoire, T.G., 1982. *The unbiasedness of the mirage correction procedure for boundary overlap*. For. Sci. 28(3): 504–508.
- Hanus, M.L., D.W. Hann et D.D. Marshall, 1998. *Reconstructing the spatial pattern of trees from routine stand examination measurements*. For. Sci. 44(1): 125–133.
- Hoel, P.G., S.C. Port et C.J. Stone, 1971. *Introduction to probability theory*. Houghton Mifflin. Boston, MA (États-Unis). 258 p.
- Illian, J., A. Penttinen, H. Stoyan et D. Stoyan, 2008. *Statistical analysis and modelling of spatial point patterns*. John Wiley & Sons Ltd. (Royaume-Uni). 560 p.
- Illian, J.B., S.H. Sørbye et H. Rue, 2012. *A toolbox for fitting complex spatial point process models using integrated nested Laplace approximation (INLA)*. Ann. Appl. Stat. 6(4): 1499–1530.
- Kershaw, J.A., E.W. Richards, J.B. McCarters et S. Oborn, 2010. *Spatially correlated forest stand structures: a simulation approach using copulas*. Comput. Electron. Agric. 74(1): 120–128.
- Kokkila, T., A. Mäkelä et E. Nkinmaa, 2002. *A method for generating stand structures using Gibbs marked point process*. Silva Fenn. 36(1): 265–377.
- Lin Y. et C.K. Augspurger, 2008. *Impact of spatial heterogeneity of neighbourhoods on long-term population dynamics of sugar maple (Acer saccharum)*. For. Ecol. Manage. 255(10): 3589–3596.
- Majcen, Z., Y. Richard et M. Ménard, 1984. *Écologie et dendrométrie dans le sud-ouest du Québec. Étude de douze secteurs forestiers*. Gouvernement du Québec, ministère de l'Énergie et des Ressources, Direction de la recherche, Mémoire de recherche forestière n° 85. 333 p. [[www.mffp.gouv.qc.ca/publications/forets/connaissances/recherche/Divers/Memoire085.pdf](http://www.mffp.gouv.qc.ca/publications/forets/connaissances/recherche/Divers/Memoire085.pdf)].
- Matérn, B., 1960. *Spatial Variations*. Meddelanded från Statens Skogsforskningsinstitut, Band 49, n° 5. Stockholm (Suède). 144 p.
- Matheron, G., 1965. *La théorie des variables régionalisées et ses applications*. Masson. Paris (France). 306 p.
- Moeur, M., 1997. *Spatial models of competition and gap dynamics in old-growth Tsuga heterophylla/Thuja plicata forests*. For. Ecol. Manage. 94(1): 175–186.
- Moravie, M.A. et A. Robert, 2003. *A model to assess relationships between forest dynamics and spatial structure*. J. Veg. Sci. 14(6): 823–834.
- Newnham, R.M., 1968. *The generation of artificial populations of points (spatial patterns) on a plane*. Canadian Department of Forestry and Rural Development, Forest Management Institute. Information Report FMR-X-10. Ottawa, ON. 28 p.
- Picard, N., A. Bar-Hen, F. Mortier et J. Chadoeuf, 2009a. *The multi-scale marked area-interaction point process: a model for the spatial pattern of trees*. Scand. J. Stat. 36(1): 23–41.
- Picard, N., A. Bar-Hen, F. Mortier et J. Chadoeuf, 2009b. *Understanding the dynamics of an undisturbed tropical rain forest from the spatial pattern of trees*. J. Ecol. 97(1): 97–108.
- Pretzsch, H., 1997. *Analysis and modelling of spatial stand structures. Methodological considerations based on mixed beech-larch stands in Lower Saxony*. For. Ecol. Manage. 97: 237–253.
- Ripley, B.D., 1977. *Modeling spatial patterns (with discussion)*. J. Royal Stat. Soc. B. 39(1): 172–212.
- Ripley, B.D., 1981. *Spatial statistics*. Wiley, New York, NY (États-Unis). 252 p.
- Saucier, J.P., A. Robitaille et P. Grondin, 2009. *Cadre bioclimatique du Québec*. Dans : *Manuel de foresterie – Chapitre Écologie forestière*, 2<sup>e</sup> édition. Éditions MultiMondes. Ordre des ingénieurs forestiers du Québec. Québec, QC. p. 186–205.
- Schumacher D. et K. Stucki, 2014. *Gibbs point process approximation : total variation bounds using Stein's method*. Ann. Probab. 42(5): 1911–1951.
- Tomppo, E., 1986. *Models and methods for analysing spatial patterns of trees*. Communicationes Instituti Forestalis Fenniae, Metsäntutkimuslaitoksen julkaisuja Vol 138. 65 p.
- Vanclay, J.K., 1994. *Modelling forest growth and yield: applications to mixed tropical forest*. CAB International. Wallingford (Royaume-Uni). 312 p.

## Annexe

Les valeurs de la fonction de coût du processus de Gibbs marqué utilisées pour les arbres de DHP  $\geq 40$  cm, toutes essences confondues (sauf l'ostryer de Virginie et les feuillus intolérants), sont les suivantes :

$$f_m(d_{ij}) = \begin{cases} -10 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 3 \\ -20 & \text{si } 3 < d_{ij} \leq 4 \\ -20,5 & \text{si } 4 < d_{ij} \leq 8 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Les valeurs de la fonction de coût du processus de Gibbs conditionnel marqué utilisées en incluant les arbres de DHP de 30 à 38 cm, toutes essences confondues (sauf l'ostryer de Virginie et les feuillus intolérants), sont les suivantes :

$$f_{m1}(d_{ij}) = \begin{cases} 0,03 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 3 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{et} \quad f_{m2}(d_{ij}) = 0 \text{ si } d_{ij} > 0$$

Les valeurs de la fonction de coût du processus de Gibbs conditionnel marqué utilisées en incluant les arbres de DHP de 14 à 28 cm, toutes essences confondues (sauf l'ostryer de Virginie et les feuillus intolérants), sont les suivantes :

$$f_{m1}(d_{ij}) = \begin{cases} 0,03 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 5 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{et} \quad f_{m2}(d_{ij}) = 0 \text{ si } d_{ij} > 0$$

Les valeurs de la fonction de coût du processus de Gibbs conditionnel marqué utilisées en incluant les arbres de DHP de 10 et 12 cm, toutes essences confondues (sauf l'ostryer de Virginie et les feuillus intolérants), sont les suivantes :

$$f_{m1}(d_{ij}) = \begin{cases} 0 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 1 \\ -0,1 & \text{si } 1 < d_{ij} \leq 20 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{et} \quad f_{m2}(d_{ij}) = \begin{cases} 0,4 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 1 \\ 0,75 & \text{si } 1 < d_{ij} \leq 2 \\ 0,5 & \text{si } 2 < d_{ij} \leq 3 \\ 0,2 & \text{si } 3 < d_{ij} \leq 4 \\ 0,1 & \text{si } 4 < d_{ij} \leq 20 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Les valeurs de la fonction de coût du processus de Gibbs conditionnel marqué utilisées en incluant les tiges des feuillus intolérants (sur 1 ha) sont les suivantes :

$$f_{m1}(d_{ij}) = \begin{cases} 0,3 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 1 \\ 0,2 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 2 \\ 0,1 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 3 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{et} \quad f_{m2}(d_{ij}) = \begin{cases} 0,1 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 1 \\ -0,001 & \text{si } 1 < d_{ij} \leq 50 \\ -0,1 & \text{si } 50 < d_{ij} \leq 100 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Les valeurs de la fonction de coût du processus de Gibbs conditionnel marqué utilisées en incluant les tiges d'ostryer de Virginie sont les suivantes :

$$f_{m1}(d_{ij}) = \begin{cases} 4 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 3 \\ -0,5 & \text{si } 3 < d_{ij} \leq 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{et} \quad f_{m2}(d_{ij}) = \begin{cases} 3 & \text{si } 0 < d_{ij} \leq 10 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$



La Direction de la recherche forestière a pour mandat de participer activement à l'orientation de la recherche et à l'amélioration de la pratique forestière au Québec, dans un contexte d'aménagement forestier durable, en réalisant des travaux de recherche scientifique appliquée. Elle développe de nouvelles connaissances, du savoir-faire et du matériel biologique et contribue à leur diffusion ou leur intégration au domaine de la pratique. Elle subventionne aussi des recherches en milieu universitaire, le plus souvent dans des créneaux complémentaires à ses propres travaux.

**Forêts, Faune  
et Parcs**

**Québec** 

ISSN 0834-4833  
ISBN : 978-2-550-75070-3  
ISBN (PDF): 978-2-550-75071-0  
G.F.D.C.: 535--015.5(714)  
L.C.: SD 387.S73  
Dépôt légal 2016  
Bibliothèque nationale du Québec  
© 2016 Gouvernement du Québec