

Combien de placettes sont nécessaires pour estimer la densité et le coefficient de distribution des gaules dans les forêts tempérées ?

Par François Guillemette^{1*}, Marie-Claude Lambert¹, Hugues Power¹ et Patricia Raymond¹

RÉSUMÉ

Réaliser un diagnostic sylvicole complet en vue d'un traitement sylvicole requiert généralement que l'état de la régénération soit évalué à l'aide d'un inventaire par échantillonnage, particulièrement pour les peuplements dominés par l'érable à sucre (*Acer saccharum* Marsh.) ou le bouleau jaune (*Betula alleghaniensis* Britt.), dans lesquels les coupes partielles sont préconisées. Cet inventaire peut ensuite être comparé à une norme ou être utilisé dans un modèle de croissance des gaules (arbres dont le diamètre mesuré à 1,3 m du sol (DHP) varie de 1,1 à 9,0 cm). Certains de ces outils utilisent la densité des gaules, tandis que d'autres s'appuient sur leur coefficient de distribution ou sur celui de toute la régénération (ce qui regroupe les gaules et les semis dont le DHP est $\leq 1,0$ cm). Nous avons évalué le nombre de placettes requises afin d'estimer la densité et le coefficient de distribution des gaules avec une marge d'erreur donnée dans 28 peuplements. Les résultats démontrent qu'il faut plus de placettes que ce qui est habituellement rencontré dans la pratique pour inventorier la densité des gaules. Par contre, le coefficient de distribution est beaucoup plus facile à estimer avec précision.

Mots-clés : placette-échantillon, régénération, inventaire, échantillonnage, érablière, bétulaie jaune à sapin

ABSTRACT

Performing a complete silvicultural diagnosis before a silvicultural treatment generally requires assessing the state of regeneration with the help of an inventory by sampling, particularly for stands dominated by sugar maple (*Acer saccharum* Marsh.) or yellow birch (*Betula alleghaniensis* Britt.), in which partial cuts are recommended. This inventory may be then compared to the standard or used in a growth model for saplings (trees for which diameter at 1.3 m above the ground (DBH) varies from 1.1 cm to 9.0 cm). Some of these tools are based on sapling density, while others are based on the stocking of the saplings or on the stocking of total regeneration (combining saplings and seedlings with a DBH ≤ 1.0 cm). We assessed the number of plots required to estimate the density and the stocking of saplings with a given margin of error in 28 stands. The results show that more plots are required than usual in practice to inventory sapling density. The stocking is much easier to estimate precisely.

Key words: sample plot, regeneration, inventory, sampling, northern hardwoods, yellow birch–balsam fir stand



François Guillemette



Marie-Claude Lambert



Hugues Power



Patricia Raymond

¹Direction de la recherche forestière, ministère des Ressources naturelles et des Forêts du Québec, 2700 rue Einstein, Québec (Québec) Canada G1P 3W8; * Correspondance : francois.guillemette@mffp.gouv.qc.ca

Introduction

Les pratiques sylvicoles courantes préconisent la protection de la régénération préétablie lorsque celle-ci est composée d'essences désirées (p. ex. : MRN 2013; McGrath 2018). Dans les forêts tempérées, l'érable à sucre (*Acer saccharum* Marsh.), le bouleau jaune (*Betula alleghaniensis* Britt.), l'épinette rouge (*Picea rubens* Sarg.) et l'épinette blanche (*Picea glauca* (Moench) Voss) sont les essences les plus recherchées en régénération préétablie, contrairement au hêtre à grandes feuilles (*Fagus grandifolia* Ehrh.) et à l'érable rouge (*Acer rubrum* L.) (p. ex., MFFP 2018). Précisons que la régénération comprend à la fois les semis (arbres immatures dont le diamètre à hauteur de poitrine [DHP : mesuré à une hauteur de 1,3 m] est d'au plus 1,0 cm) et les gaules (arbres ayant un DHP de 1,1 cm à 9,0 cm; MRN 2013).

Pour réaliser un diagnostic sylvicole complet dans de tels peuplements en préparation d'une coupe partielle comme la coupe de jardinage et les coupes progressives régulières ou irrégulières, il faut évaluer l'état de la régénération (MRN 2013). Cela peut aussi être nécessaire après une coupe partielle, afin de confirmer le besoin de pratiquer un traitement sylvicole non commercial, comme un regarni de la régénération, une préparation de terrain ou un débroussaillage de certaines essences dans le sous-bois. Puisque la présence d'un couvert partiel empêche l'utilisation des techniques d'imagerie aérienne pour évaluer l'état de la régénération, il faut miser sur un inventaire forestier par échantillonnage au niveau du sol.

Un défi est alors de déterminer quelle est l'information requise pour l'inventaire de la régénération. L'idéal serait de savoir avec certitude quelles variables influencent le plus le rendement à long terme du peuplement. Or, ce type d'information est rarement disponible à cause du très long horizon de temps nécessaire pour obtenir les résultats (Brand *et al.* 1991, Farnden 2009, Walters *et al.* 2022). Plusieurs auteurs ont proposé des normes pour déterminer le seuil de régénération souhaitable, mais celles-ci sont souvent arbitraires (Farnden 2009). Dans la plupart des cas, ces normes s'appuient sur l'utilisation d'un coefficient de distribution de la régénération (p. ex., McGrath 2018) qui mesure le taux d'occupation, en pourcentage, d'une superficie donnée par une essence ou un groupe d'essences (MRN 2013). Par exemple, Leak *et al.* (2014) évaluent que la régénération d'une érablière est acceptable lorsque 40 à 50 % des placettes de 4 m² sont dominées par une essence désirée. Pour les érablières des Grands Lacs, Arbogast (1957) a proposé de viser des densités de 465,275, 160 et 95 gaules·ha⁻¹ pour les classes de DHP de 2, 4, 6 et 8 cm respectivement, pour un total de près de 1000 gaules·ha⁻¹.

Au cours des décennies 1980 et 1990, des études ont été amorcées pour faire le suivi à long terme de peuplements naturels ou traités par coupe partielle dans les forêts tempérées du Québec (p. ex., Gagnon *et al.* 1994, Majcen *et al.* 2005, Prévost et Charette 2015). Leurs résultats pourraient permettre d'établir des liens entre la régénération au stade de gaules et le recrutement des arbres parmi ceux de dimension marchande (DHP > 9,0 cm). Au moment où les arbres ont atteint cette dimension marchande, il est possible d'évaluer le rendement à plus long terme à l'aide d'un modèle de croissance des arbres individuels, comme Artémis (Power 2021) ou SaMARE (Fortin *et al.* 2009). Deux modèles sont actuellement en développement pour prévoir l'arrivée des nouveaux arbres marchands à partir des gaules : l'un est mieux adapté aux érablières (Rijal *et al.* 2023) et l'autre est mieux adapté aux bétulaies jaunes résineuses (Power *et al.* 2022). Or, ces 2 modèles sont alimentés par un dénombrement des gaules

par essence et par classe de DHP, plutôt que par un coefficient de distribution selon l'essence. Ce choix découle à la fois de la nature des données recueillies dans les études de terrain et d'une volonté d'étalonner des modèles potentiellement plus précis. Dans le cas des érablières, un tel modèle permettrait de vérifier la structure diamétrale proposée par Arbogast (1957) pour les gaules. Cependant, l'utilisation opérationnelle de ces nouveaux modèles requiert de connaître la densité des gaules par essence et par classe de DHP, une information qui n'est pas toujours disponible dans les inventaires associés aux interventions en contexte opérationnel. De plus, nous nous questionnons sur la précision statistique des données de régénération provenant de tels inventaires, lorsqu'elles proviennent d'un petit nombre de placettes.

Lynch (2017) a passé en revue les travaux les plus récents visant à optimiser l'inventaire par échantillonnage. Les études portaient principalement sur l'estimation de la densité des peuplements, de la surface terrière et du volume, et comprenaient des exemples tirés d'autres sciences de l'environnement. Certaines études ont cherché à optimiser en termes de coûts le plan d'échantillonnage (p. ex. : la taille et le nombre de placettes pour obtenir une précision donnée), tandis que d'autres ont plutôt cherché à maximiser la précision pour un coût donné. Nous n'avons trouvé aucune étude spécifique à la régénération qui s'appliquerait à nos conditions.

Cette étude a pour but d'évaluer l'effort d'échantillonnage requis afin d'estimer la densité et le coefficient de distribution des gaules à l'intérieur d'une marge d'erreur donnée, et ce, sous des conditions de couvert partiel (après la coupe) ou fermé (avant la coupe) dans des peuplements décidus et mixtes à dominance de feuillus tolérants à l'ombre. Cette information est utile pour les praticiens forestiers qui souhaitent mieux connaître les limites de l'information qu'ils peuvent tirer de l'inventaire des gaules réalisé par échantillonnage, notamment s'ils souhaitent utiliser de telles données comme intrants dans un modèle de croissance. Des formules statistiques existent afin de calculer le nombre de placettes requises lorsque la variance est connue, mais cette donnée est généralement méconnue par les forestiers. Nous présentons notre méthode et les résultats destinés à évaluer l'ordre de grandeur de la variance de la densité des gaules, tout en rappelant brièvement la méthode statistique de calcul de la variance dans le cas d'un coefficient de distribution.

Méthode

L'évaluation de l'effort d'échantillonnage (n , nombre de placettes) requis pour obtenir des estimations à l'intérieur d'une marge d'erreur donnée (E) nécessite une estimation de la variance (s^2) ou de l'écart-type (s) de la population ciblée et l'utilisation de la formule suivante pour un échantillonnage aléatoire simple (Eq.1; Cochran 1977; Avery et Burkhart 2002) :

$$\text{Eq. 1} \quad n = \left(\frac{t_{\alpha/2, n-1} s}{E} \right)^2$$

où $t_{\alpha/2, n-1}$ dénote le quantile supérieur d'ordre $\alpha/2$ de la loi de Student t avec $n-1$ degrés de liberté, α étant le seuil d'erreur.

Des observations préliminaires nous ont permis de confirmer, tel que précédemment rapporté, que la variance de la densité de gaules pouvait être influencée par la taille des placettes, par la densité de la population et, dans une moindre mesure, par la disposition des placettes (Gregoire et Valentine 2007). Nous avons voulu évaluer comment la variance changeait selon ces conditions. Nous avons supposé que la forme de la placette n'avait aucun effet dans notre contexte de simulation (voir Gregoire et Valentine 2007).

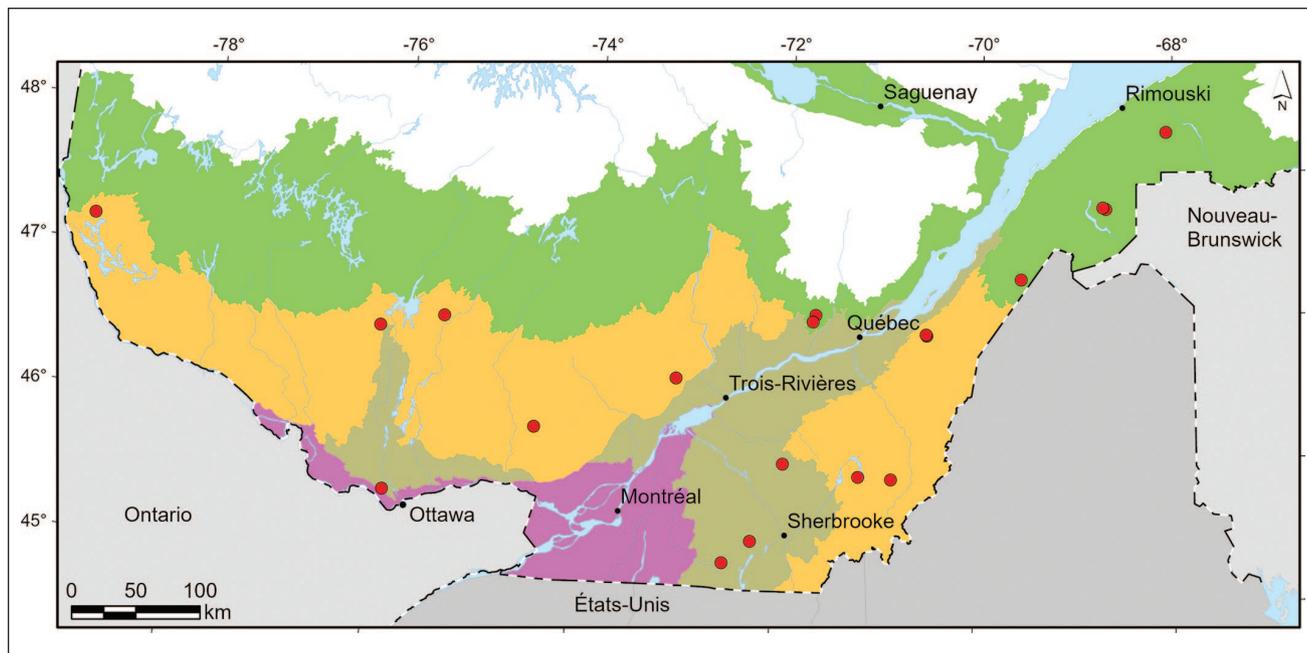


Fig. 1 Emplacement des aires d'étude (points rouges). Les zones colorées représentent les domaines bioclimatiques de Saucier *et al.* (2009). Rose = érablière à caryer cordiforme; beige = érablière à tilleul; orange = érablière à bouleau jaune; vert = sapinière à bouleau jaune.

Aires d'étude pour déterminer la variance de la densité de gaules

De 1986 à 2004, des placettes-échantillon permanentes (PEP) ont été établies dans des peuplements de feuillus et des peuplements mixtes à dominance de feuillus dans le sud du Québec (Fig. 1). Nous avons retenu 16 PEP du Réseau de surveillance des écosystèmes forestiers (RESEF, Gagnon *et al.* 1994) situées principalement en forêt de feuillus, ainsi que 48 PEP provenant de 3 dispositifs expérimentaux de coupes partielles (Armagh I, Armagh II et Duchesnay) en peuplement mixte (Prévost 2008; Prévost et Charette 2015). Cet ensemble couvre un gradient latitudinal (nord-sud) de température annuelle moyenne (de 2,0 à 5,1 °C) et un gradient longitudinal (ouest-est) de précipitations annuelles (de 975 à 1375 mm). Dans les peuplements de feuillus, les essences les plus abondantes étaient l'érable à sucre, le bouleau jaune et le hêtre à grandes feuilles. Dans les peuplements mixtes, l'essence la plus abondante était le bouleau jaune, suivie de l'épinette rouge, de l'érable rouge et du sapin baumier (*Abies balsamea* (L.) Mill.). La surface terrière des arbres marchands (DHP > 9,0 cm) variait de 10 à 37 m²·ha⁻¹, et leur densité variait de 267 à 1119 tiges·ha⁻¹.

Données

Les PEP du RESEF avaient une forme rectangulaire (50 m × 100 m, soit 0,5 ha) et représentaient des peuplements non traités par coupe partielle; ces placettes ont servi à évaluer une situation de diagnostic sylvicole avant intervention. Les PEP des dispositifs Armagh I, Armagh II et Duchesnay avaient une forme carrée de 30 m ou de 40 m de côté (ce qui correspond à une superficie de 0,09 ha ou de 0,16 ha, respectivement). Chacun de ces trois dispositifs contenait 16 PEP dans lesquelles 4 traitements ont été répartis suivant un plan d'expérience en blocs complets aléatoires. Chaque PEP était entourée d'une bande tampon ayant une largeur de 20 m dans le même type de peuplement. Ainsi, la bordure de la PEP ne correspondait pas à une lisière de peuplement. L'un des traitements était un témoin sans intervention, lequel a aussi été utilisé pour représenter une situation de diagnostic sylvicole

avant intervention. Les trois autres traitements des dispositifs Armagh I et Duchesnay étaient des coupes partielles avec prélèvement uniforme par arbres individuels à un taux de 40 %, 50 % ou 60 % de la surface terrière marchande (Prévost 2008). Quant au dispositif Armagh II, trois variantes de coupe de jardinage ont été testées : 1) une coupe de jardinage par pieds d'arbres avec un prélèvement de 40 % à 45 % de la surface terrière; 2) une coupe de jardinage par pieds d'arbres et groupes d'arbres avec un prélèvement de 35 % de la surface terrière; et 3) une coupe de jardinage par trouées avec un prélèvement de 40 % de la surface terrière répartie à la fois pour former des trouées de 30 m de diamètre et pour récolter des arbres individuels situés dans la matrice résiduelle. Dans toutes ces coupes partielles, les données utilisées représentaient l'état du peuplement après la coupe. Ces données peuvent alimenter un modèle de croissance utilisant l'information des gaules du peuplement pour quantifier le recrutement d'arbres au seuil de DHP de 9,1 cm. Les gaules ont été numérotées dans chaque PEP à la première mesure après la coupe. Après avoir noté l'essence et le DHP de chaque gaule, nous avons regroupé celles-ci par classes de DHP de 2 cm et nous les avons cartographiées dans la PEP. Ces données ont servi à définir la population dans les analyses.

Analyses

Pour augmenter la superficie des PEP de manière à mieux représenter des peuplements forestiers, nous avons d'abord regroupé les PEP d'un même traitement situées dans un même dispositif expérimental. Ainsi, les 48 PEP des 3 dispositifs expérimentaux forment 12 groupes, soit un par traitement et par dispositif. Par la suite, les PEP du RESEF et les groupes de PEP des dispositifs expérimentaux ont été agrandis à une taille de 5 ha en les rééchantillonnant et en les juxtaposant de manière aléatoire. Puisque la taille de la population n'avait pas d'influence sur le nombre de placettes requises, seule la variance de la population comptait dans l'équation. Cette variance est indépendante de la taille de la population, sauf si celle-ci est petite (Lohr 2010), ce qui n'était

pas le cas. Notre choix de simuler une aire d'une superficie de 5 hectares pour répartir les placettes s'est fait pour des raisons strictement pratiques : elle permettait d'insérer le nombre de placettes à simuler.

Nous avons utilisé une méthode d'analyse adaptée de Guillemette *et al.* (2012) pour évaluer l'effort d'échantillonnage requis pour obtenir des marges d'erreur de 10 %, de 20 % et de 30 %, selon le plan d'échantillonnage utilisé dans les 28 peuplements de 5 ha ainsi créés (Tableau 1). Ainsi, nous avons simulé 180 plans d'échantillonnage en variant la taille, le nombre et la répartition spatiale des placettes d'inventaire des gaules. Chaque plan d'échantillonnage a été répété 1000 fois. Les placettes simulées (toujours de forme circulaire) avaient une superficie de 4,00 m², 6,25 m², 8,97 m², 16,00 m², et 25,00 m² afin de couvrir l'étendue des tailles utilisées dans la pratique. Nous avons simulé 4 répartitions spatiales des placettes : aléatoire, en grappes linéaires de 5 ou de 10 placettes espacées de 6 m sur le même axe, puis en grappes de 5 placettes espacées de 6 m, mais réparties en forme de croix (Fig. 2). Le point de départ des grappes de placettes a été positionné de manière aléatoire et la variance était calculé à l'échelle de la grappe dans ces cas, plutôt qu'à l'échelle de la placette. Des simulations ont été effectuées avec 10, 50, 100, 150, 200 et 300 placettes pour chacune des répar-

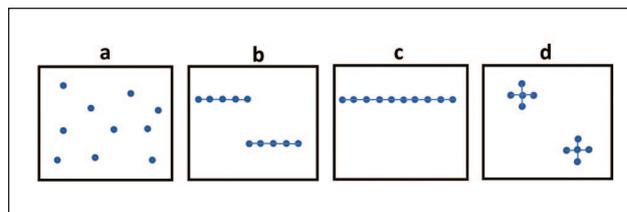


Fig. 2 Schémas des répartitions spatiales des placettes testées lors des simulations : **a)** aléatoire, **b)** en grappes linéaires de 5 placettes, **c)** en grappes linéaires de 10 placettes, **d)** en croix de 5 placettes.

Tableau 1. Description sommaire des 28 peuplements à l'étude : densité totale de gaules, nom et densité des 3 principales essences.

| Peuplement (dispositif, traitement) | Nombre total de gaules·ha ⁻¹ | Essences principales* | | |
|-------------------------------------------|-----------------------------------------------|--------------------------------------|-----------|-----------|
| | | (nombre de gaules·ha ⁻¹) | | |
| Armagh I, témoin | 1392 | EPR (781) | BOJ (266) | SAB (144) |
| Armagh I, 40 % | 789 | EPR (595) | BOJ (101) | ERR (41) |
| Armagh I, 50 % | 629 | EPR (397) | BOJ (116) | ERR (56) |
| Armagh I, 60 % | 855 | EPR (632) | BOJ (122) | SAB (48) |
| Armagh II, témoin | 2102 | EPR (982) | SAB (799) | BOJ (239) |
| Armagh II, 40-45 % | 832 | EPR (498) | SAB (236) | BOJ (51) |
| Armagh II, 35 % | 802 | EPR (538) | SAB (189) | BOJ (40) |
| Armagh II, 45 % | 604 | EPR (298) | SAB (185) | BOJ (87) |
| Duchesnay, témoin | 1868 | EPR (768) | AUT (340) | SAB (336) |
| Duchesnay, 40 % | 565 | EPR (244) | AUT (124) | ERR (80) |
| Duchesnay, 50 % | 550 | EPR (168) | SAB (134) | AUT (110) |
| Duchesnay, 60 % | 856 | SAB (313) | EPR (249) | AUT (144) |
| RESEF, 101 | 473 | ERS (378) | HEG (95) | - |
| RESEF, 102 | 529 | ERS (506) | BOJ (13) | AUT (9) |
| RESEF, 103 | 733 | ERS (706) | AUT (18) | SAB (7) |
| RESEF, 105 | 598 | SAB (491) | ERS (84) | HEG (23) |
| RESEF, 1201 | 374 | ERS (310) | HEG (32) | BOJ (23) |
| RESEF, 1205 | 352 | ERS (172) | AUT (128) | HEG (44) |
| RESEF, 1501 | 1560 | HEG (1024) | ERS (483) | BOJ (38) |
| RESEF, 1502 | 272 | ERS (242) | SAB (11) | HEG (10) |
| RESEF, 301 | 1598 | HEG (1325) | ERS (138) | BOJ (113) |
| RESEF, 401 | 1315 | ERS (529) | HEG (397) | AUT (229) |
| RESEF, 402 | 1139 | ERS (580) | HEG (386) | AUT (78) |
| RESEF, 501 | 860 | HEG (494) | ERS (277) | BOJ (47) |
| RESEF, 701 | 325 | ERS (295) | AUT (18) | HEG (12) |
| RESEF, 703 | 827 | ERS (385) | AUT (258) | HEG (130) |
| RESEF, 802 | 3681 | ERS (3508) | AUT (167) | BOJ (6) |
| RESEF, mixte | 1427 | SAB (881) | BOJ (450) | AUT (95) |
| Moyenne | 997 | | | |

*BOJ = bouleau jaune; EPR = épinette rouge; ERR = érable rouge; ERS = érable à sucre; HEG = hêtre à grandes feuilles; SAB = sapin baumier; AUT = autres, soit principalement le bouleau à papier, l'ostryer de Virginie et le tilleul d'Amérique.

titions spatiales. Nous avons utilisé la correction de bordure en effet de réflexion (*mirage*) pour nous assurer que la probabilité d'échantillonnage était la même pour tous les arbres (Gregoire 1982; Ducey *et al.* 2001).

La densité de gaules peut être examinée dans son ensemble (densité totale), par essence, ou encore par essence et classe de DHP (2 cm, 4 cm, 6 cm ou 8 cm). Des analyses préliminaires nous ont permis de déterminer que l'étude de la variance de la densité par essence permettait de bien couvrir l'étendue de la densité totale et de la densité par essence et classe de DHP, qui vont de 1 à 3508 gaules·ha⁻¹. Ainsi, nous avons calculé les statistiques à partir de la distribution de la moyenne obtenue de la densité par essence pour les 1000 répétitions de chaque plan d'échantillonnage simulé dans les peuplements de l'étude. Rappelons que dans ce cas, l'écart-type des 1000 moyennes correspond en fait à l'erreur type (s/\sqrt{n} , Fan *et al.* 2002). Les essences étudiées dans les érablières étaient l'érable à sucre, le hêtre à grandes feuilles, le bouleau jaune, le sapin baumier et un groupe incluant les autres essences, principalement le bouleau à papier (*Betula papyrifera* Marsh.), l'ostryer de Virginie (*Ostrya virginiana* (Mill.) K. Koch.) et le tilleul d'Amérique (*Tilia americana* L.). Celles étudiées dans les peuplements mixtes étaient le sapin baumier, l'érable rouge, le bouleau jaune, les épinettes et un groupe incluant les autres essences. Nous avons ensuite modélisé la variance pour les placettes réparties de manière entièrement aléatoire, ou la variance des grappes de 5 ou de 10 placettes et en croix de 5 placettes. Les deux variables explicatives étaient la densité des gaules de l'essence dans la population et la taille des placettes de gaules échantillonnées. Nous avons tenu compte de la corrélation entre les mesures provenant des essences d'une même population. Smith (1938), cité dans Gregoire et Valentine (2007), a trouvé une fonction de puissance reliant la taille de la placette à la variance de l'échantillon. Nous avons linéarisé la fonction avec une transformation logarithmique qui normalise les résidus et stabilise leur variance, puis nous avons effectué une régression linéaire. Le biais dû à cette transformation logarithmique peut être corrigé lors du retour à l'échelle originale (Calama and Montero 2005). Il n'y avait pas de valeurs nulles, puisque seules les données d'une essence présente dans un groupe de PSEP ont été retenues. Les analyses statistiques ont été produites à l'aide de la procédure MIXED de SAS 9.4 (Stroup *et al.* 2018). Nous avons utilisé les résultats de ces modèles avec l'équation 1 pour calculer le nombre de placettes requises afin d'obtenir une marge d'erreur (E) relative de 10 %, 20 % ou 30 % avec un seuil d'erreur (α) de 5 %. Dans le cas des grappes, nous avons calculé le nombre de grappes nécessaires, puis nous l'avons multiplié par le nombre de placettes dans une grappe.

Le coefficient de distribution est une variable aléatoire discrète, distribuée selon la loi de Bernoulli, qui prend la valeur de 1 lorsque l'essence est présente avec une probabilité p , puis une valeur de 0 en absence de l'essence, avec la probabilité $1-p$.

Pour un échantillonnage aléatoire, sa variance est calculée en multipliant le coefficient de distribution observé et son complément [$s^2 = p(1-p)$]. Il en résulte que cette variance est maximale à un coefficient de distribution de 50 % et qu'elle atteint des valeurs minimales aux deux extrêmes, soit à des coefficients de distribution de 0 % et de 100 %. De plus, cette variance est indépendante de la taille des placettes, pour une valeur donnée de p . Cependant, au sein d'une même population, les placettes plus grandes auront une valeur de p plus grande que les placettes plus petites. La variance est donc indirectement liée à la taille de la placette, laquelle est choisie en fonction des objectifs sylvicoles (Farnden 2009). Nous avons aussi vérifié comment cette méthode de calcul de la variance pouvait s'appliquer aux coefficients de distribution observés par essence dans les simulations d'échantillonnage ayant des répartitions structurées en grappes ou en croix. Pour celles-ci, la variance augmente très peu comparativement à la répartition aléatoire (résultats non présentés).

Résultats

Les modèles de la variance de la densité de gaules expliquent une grande part de la variation observée (coefficients de détermination [R^2] de 77 % à 87 %; annexe).

La répartition spatiale des placettes est le facteur qui influence le moins la variation de l'effort d'échantillonnage requis. Par exemple, si l'on accepte une marge d'erreur de 200 gaules·ha⁻¹ (ou 20 %) pour échantillonner une population de 1000 gaules·ha⁻¹ avec des placettes de 4 m², le nombre de placettes requises varie de 349 (pour une répartition aléatoire) à 430 (pour une répartition en grappes linéaires de 10 placettes; Fig. 3). Avec des placettes de 25 m², le nombre de placettes requises varie de 105 à 160 pour ces deux mêmes répartitions respectivement. Notons que la variation est plus faible entre les 3 répartitions en grappes qu'entre celles-ci et la répartition aléatoire, pour laquelle le nombre de placettes requises est toujours le plus faible. Pour la prochaine série de résultats, nous ne présenterons que la répartition en grappes linéaires de 10 placettes afin d'alléger le texte et parce que c'est une répartition spatiale couramment utilisée en inventaire forestier.

L'effort d'échantillonnage requis pour que les estimations se situent dans une marge d'erreur donnée diminue à mesure que la taille des placettes augmente, mais cette diminution n'est pas linéaire (Fig. 4). Par conséquent, l'aire qu'il faut échantillonner est plus grande si l'on utilise de plus grandes placettes. Par exemple, on obtient une même marge d'erreur avec 430 placettes de 4 m² (qui cumulent 1720 m²) qu'avec 160 placettes de 25 m² (qui cumulent 4000 m²).

La densité de gaules de la population ciblée et la marge d'erreur acceptée sont les variables qui influencent le plus l'effort d'échantillonnage requis pour obtenir des estimations qui respectent la marge d'erreur acceptée (Fig. 5). Par exemple, pour échantillonner une population avec des grappes linéaires de 10 placettes de 4 m² en respectant une marge d'erreur de 20 %, le nombre de placettes requises varie de 430 (pour une population de 1000 gaules·ha⁻¹) à 3480 (pour une population de 100 gaules·ha⁻¹) (Fig. 5a). Dans cet exemple, la recherche d'une population 10 fois plus petite (100 gaules·ha⁻¹ au lieu de 1000 gaules·ha⁻¹) nécessite l'échantillonnage de 8 fois plus de placettes. Quant à l'effet de la marge d'erreur, avec le même exemple d'une population de 1000 gaules·ha⁻¹, il faut 190, 430 et 1710 placettes pour obtenir

des estimations avec marges d'erreur de 30 %, 20 % et 10 %, respectivement. Ainsi, il faut 9 fois plus de placettes pour respecter une marge d'erreur de 10 % par rapport à une marge d'erreur de 30 %.

Discussion

Nous avons évalué les variances de la densité des gaules dans des peuplements feuillus ou mixtes à dominance de feuillus tolérants à l'ombre, dans le but d'estimer le nombre de placettes requises pour obtenir une marge d'erreur donnée dans l'inventaire. À notre connaissance, ce type d'information n'est pas disponible dans la littérature scientifique pour ces peuplements tempérés nordiques. Sur une population de 1000 gaules·ha⁻¹, en utilisant l'une des trois répartitions spatiales structurées à l'étude (grappes de 10, grappes de 5 ou croix de 5 placettes), une marge d'erreur de 20 % (19 fois sur 20) peut être obtenue en échantillonnant environ de 150 à 400 placettes ayant une taille de 25 à 4 m², respectivement (Fig. 3). Selon nos connaissances des pratiques courantes en vigueur dans les érablières et les bétulaies jaunes résineuses au Québec, le dénombrement des gaules dans autant de placettes en vue de réaliser une prescription sylvicole est plutôt inhabituel. Les plus fortes intensités d'échantillonnage des gaules sont celles appliquées sous certaines conditions en Outaouais (S. Meunier, comm. pers., 2022), et elles atteignent près de 200 placettes de 25 m². Par ailleurs, dans un dispositif expérimental, le total dépasse rarement 144 placettes par traitement (p. ex. : Bédard *et al.* 2014, Raymond et Bédard 2017, Bilodeau-Gauthier *et al.* 2020, Raymond *et al.* 2020). Dans une étude récente de la régénération avant la coupe partielle de 141 peuplements de feuillus tempérés au Michigan, Walters *et al.* (2022) ont utilisé 25 placettes de 12,57 m² par peuplement pour y dénombrer les gaules d'un DHP de 0,1 à 5,1 cm. Par conséquent, les situations peuvent rarement permettre d'atteindre une marge d'erreur aussi petite que 20 % avec des densités estimées aussi faibles que 200 ou 50 gaules·ha⁻¹. C'est toutefois un niveau de précision à viser pour capter la densité d'essences secondaires ou celle dans une classe de DHP en particulier. Par exemple, pour utiliser les concepts entourant la distribution diamétrale proposée par Arbogast (1957) pour les érablières des Grands Lacs, le

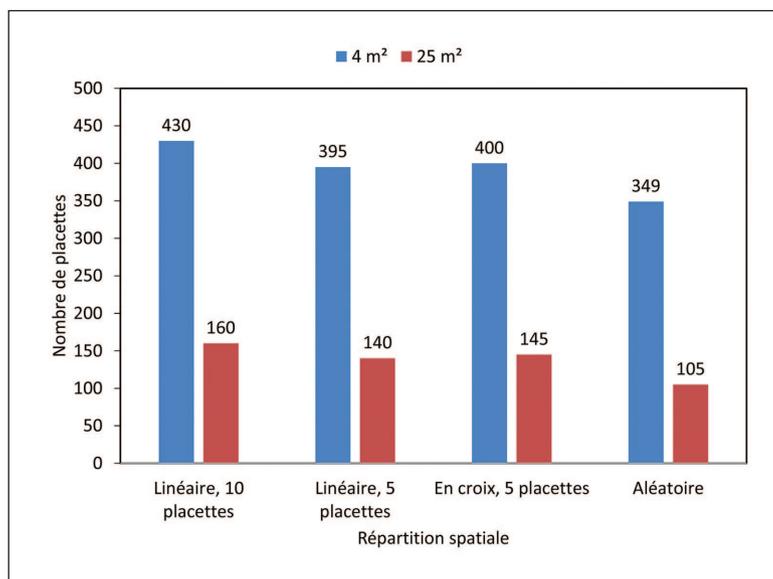


Fig. 3 Nombre de placettes de 4 et de 25 m² requises, selon leur répartition spatiale, pour obtenir une marge d'erreur de 20 % (19 fois sur 20) dans une population de 1000 gaules·ha⁻¹.

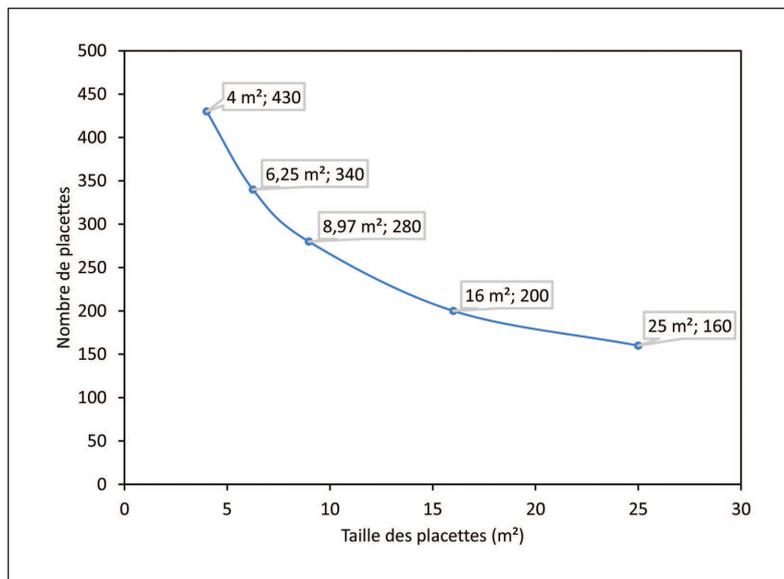


Fig. 4 Nombre de placettes requises pour obtenir une marge d'erreur de 20 %, 19 fois sur 20, dans une population de 1000 gaules·ha⁻¹ selon la taille des placettes, lorsque celles-ci sont réparties en grappes linéaires de 10.

sylviculteur doit se demander s'il observe aussi peu que 95 gaules·ha⁻¹ ayant un DHP de 8 cm. Pour répondre à cette question à l'aide d'un inventaire, il faudrait échantillonner de 1000 à quelques milliers de placettes, selon le cas (Fig. 5). Une autre possibilité, utilisée dans certains dispositifs expérimentaux comme ceux de l'étude, consiste à réaliser un inventaire complet des gaules plutôt qu'un échantillonnage. Cette méthode ne peut toutefois être appliquée que lorsque les unités expérimentales à l'étude sont déjà divisées en petites aires d'une superficie couvrant généralement de 900 à 5000 m².

La relation entre le nombre de placettes à inventorier et la taille de celles-ci (Fig. 4) montre que les petites placettes pourraient être plus efficaces que les grandes pour atteindre un niveau de précision donné dans les estimations. Effectivement, parmi les tailles de placettes testées, la placette de 4 m² est celle qui nécessite la moins grande superficie totale d'échantillonnage. Cet avantage pourrait être attribué au fait que les petites placettes sont plus dispersées sur le territoire. L'inventaire d'un plus grand nombre de petites placettes serait alors plus avantageux que celui de quelques placettes plus grandes. Le temps de déplacement entre les grappes plus nombreuses de petites placettes devrait également être considéré en vue d'optimiser l'inventaire et d'obtenir le meilleur niveau de précision avec une quantité limitée de ressources. En fait, il peut y avoir plusieurs plans d'échantillonnage donnant des résultats similaires en termes de coût et de variance (Lynch 2017). Des travaux supplémentaires pourraient être effectués afin d'optimiser le plan d'échantillonnage, mais il faudrait intégrer une contrainte liée au fait que les placettes de régénération sont souvent réalisées simultanément avec l'inventaire des arbres marchands.

Le coefficient de distribution des gaules peut aussi être très utile au diagnostic sylvicole (p. ex. : McGrath 2018), d'autant plus qu'il peut être estimé avec beaucoup moins de placettes à l'intérieur d'une marge d'erreur donnée. En effet, le nombre de placettes requises est maximal pour un coefficient de distribution de 50 % et, à ce niveau, il faut seulement de 25 à 30 placettes, peu importe leur taille, pour obtenir une marge d'erreur d'au plus 20 % (19 fois sur 20, Fig. 6). La marge d'er-

reur est aussi plus petite quand les coefficients de distribution se situent plus près des deux extrêmes.

Implications pour l'aménagement

Ces résultats démontrent qu'il faut un très grand nombre de placettes afin d'inventorier précisément la densité des gaules par échantillonnage. Un aussi grand nombre de placettes est rarement disponible, que ce soit dans des dispositifs de recherche, dans ceux de mesure des effets réels ou dans un contexte opérationnel. L'estimation précise de la densité des gaules peut néanmoins être utile à une échelle tactique. Dans un tel cas, de nombreux petits échantillons pourraient être regroupés à l'échelle d'une région, par exemple. La densité des gaules estimée dans des dispositifs expérimentaux peut aussi servir à mieux documenter les conditions d'étude de traitements sylvicoles. Pour ce faire, il serait cependant plus performant de réaliser des dénombrements sur toute la surface à l'étude (unités expérimentales de 0,1 à 2 ha, par exemple). En même temps, ces expériences devraient aussi évaluer le coefficient de distribution. Cela favoriserait le transfert des résultats de recherche vers des recommandations opérationnelles. D'ailleurs,

dans ce contexte, il serait préférable d'utiliser le coefficient de distribution comme mesure d'inventaire des gaules. Cependant, il reste à bien définir cette méthode. Par exemple, faut-il identifier l'essence la plus haute parmi les gaules d'une placette? De plus, nos résultats indiquent qu'il serait préférable d'utiliser de plus petites placettes (p. ex. : 4 m²). En effet, un coefficient de distribution peut être converti en nombre de tiges bien réparties à l'hectare, et ce, avec une valeur maximale définie par la taille de la placette. Ainsi, un coefficient de distribution de 100 % mesuré avec des placettes de 4 ou 25 m² indique la présence de 2500 ou de 400 tiges bien réparties à l'hectare, respectivement. Cette façon d'utiliser les petites placettes permettrait donc de mieux estimer la densité de la population qu'en utilisant de grandes placettes.

Remerciements

Nous tenons à remercier les équipes de recherche qui ont établi et mesuré au fil des ans les nombreuses placettes du RESEF et des dispositifs expérimentaux de Marcel Prévost. Nous remercions aussi Jean Noël pour la préparation de la figure 1, Denise Tousignant et Maude-Emmanuelle Hajjaj pour la révision linguistique de la version française, ainsi que Danielle Lavallée pour la traduction anglaise. Ce projet a été financé par les projets de recherche n^{os} 142332065, 142332016 et 143332048 de la Direction de la recherche forestière du ministère des Ressources naturelles et des Forêts du Québec.

Bibliographie

- Arbogast, C. Jr. 1957. Marking guides for northern hardwoods under the selection system. U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Lake States For. Exp. Stn., Saint Paul, MN, Station paper No. 56, 20 p. https://www.nrs.fs.fed.us/pubs/misc/sp_ls056.pdf
- Avery, T.E. et H.E. Burkhardt. 2002. Forest Measurement. 5th ed. McGraw Hill, NY. 456 p.
- Bédard, S., F. Guillemette, P. Raymond, S. Tremblay, C. Larouche et J. DeBlois. 2014 Rehabilitation of northern hardwood stands using multi-cohort scenarios in Québec. J. For. 112 (3) : 276–286.

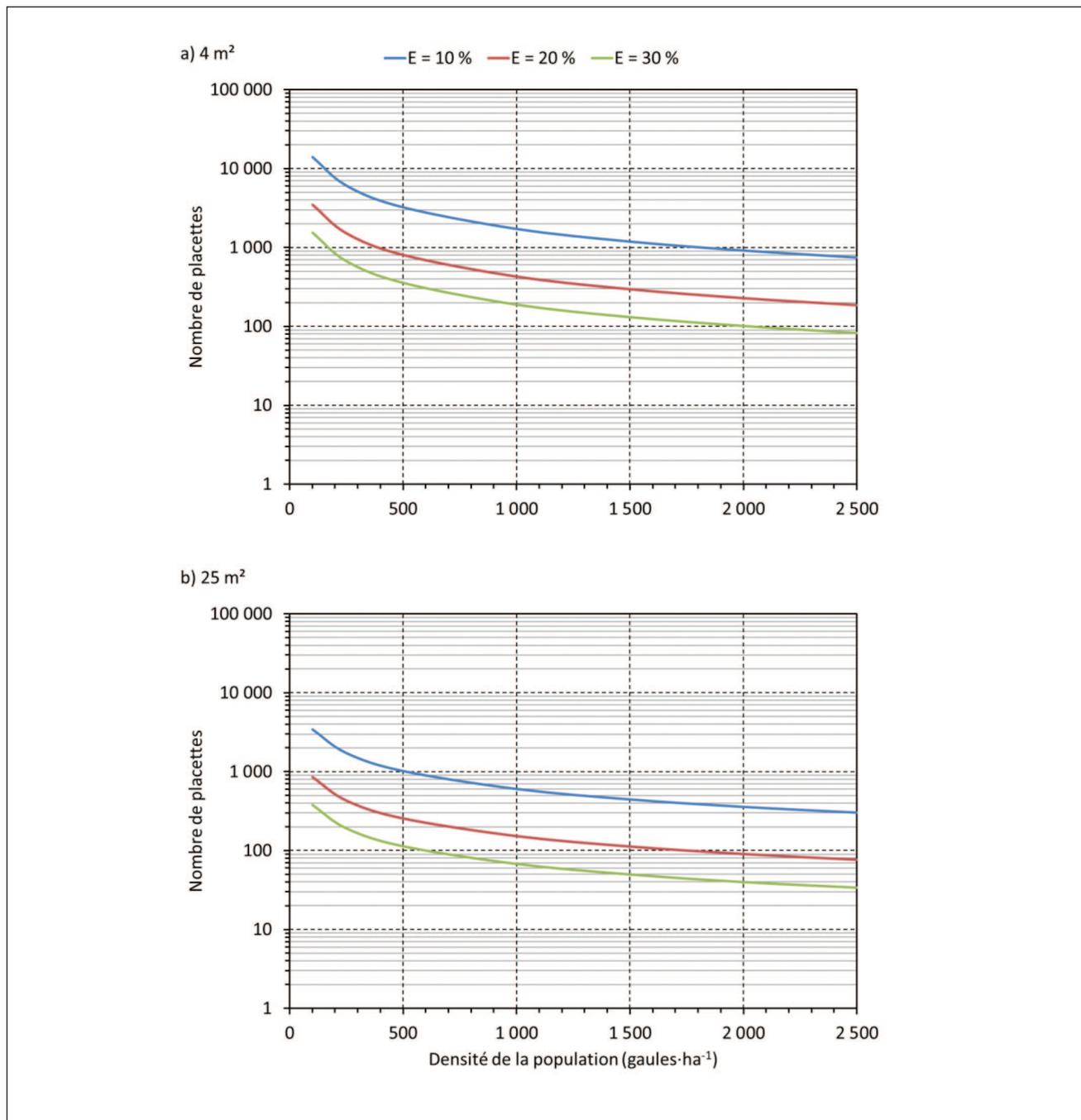


Fig. 5 Nombre de placettes **a)** de 4 m² et **b)** de 25 m² requises pour obtenir des estimations de la densité de gaules avec une marge d'erreur (E) de 10 %, 20 % et 30 %, selon la densité de la population de gaules ciblée, si les placettes sont réparties en grappes linéaires de 10.

Bilodeau-Gauthier, S., S. Bédard et F. Guillemette. 2020. Assessing post-harvest regeneration in northern hardwood and mixed-wood stands: Evolution of species composition and dominance within 15-year-old group selection and patch cutting. *Forests* 11: 742. <https://doi.org/10.3390/f11070742>

Brand, D.G., D.G. Leckie et E.E. Cloney. 1991. Forest regeneration surveys: design, data collection, and analysis. *For. Chron.* 67(6): 649–657.

Calama, R. et G. Montero. 2005. Multilevel linear mixed model for tree diameter increment in stone pine (*Pinus pinea*): A calibrating approach. *Silva Fenn.* 39(1): 37–54. <https://silvafennica.fi/pdf/article394.pdf>

Cochran, W.G. 1977. Sampling techniques. 3rd ed. John Wiley & Sons, NY. 428 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. <https://doi.org/10.1093/forestscience/47.2.242>

Fan, X., Á. Felsővályi, S.A. Sivo et S.C. Keenan. 2002. SAS® for Monte Carlo studies: A guide for quantitative researchers. Cary, NC: SAS Institute Inc. 251 p.

Farnden, C. 2009. An analysis framework for linking regeneration standards to desired future forest conditions. *For. Chron.* 82(2): 285–292. <https://pubs.cif-ifc.org/doi/pdf/10.5558/tfc85285-2>

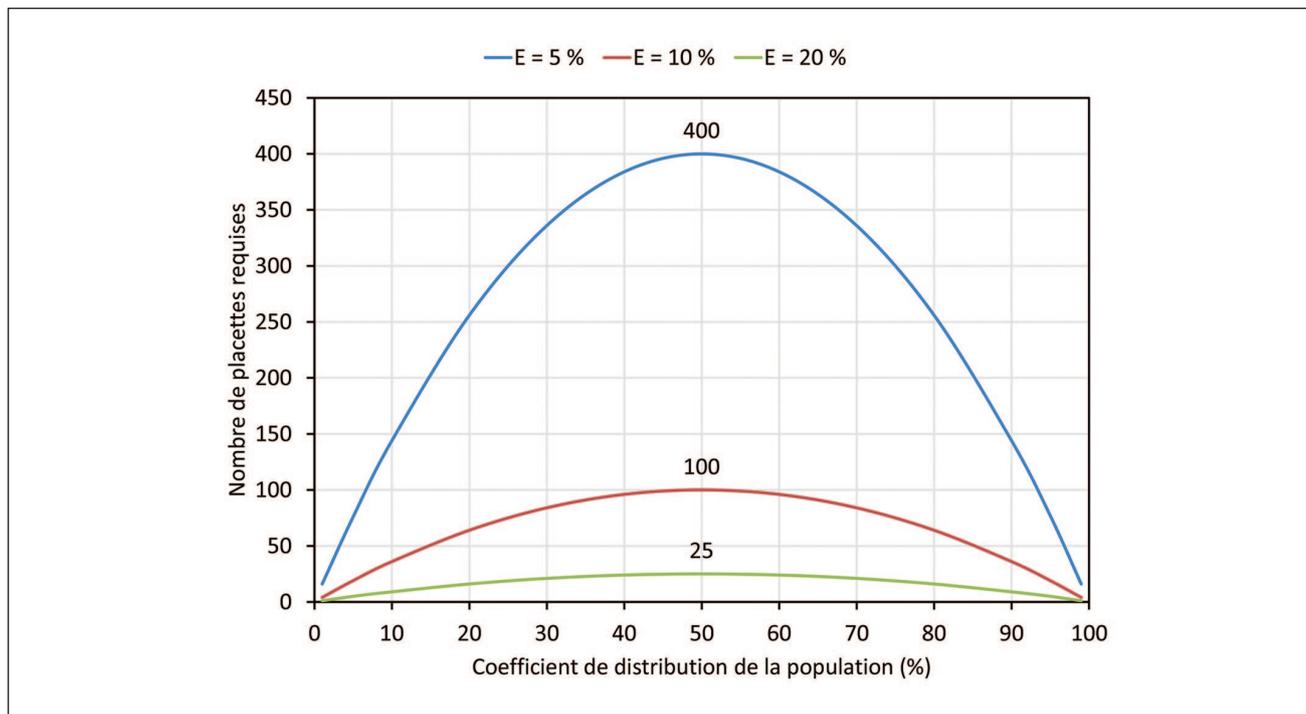


Fig. 6 Nombre de placettes requises pour obtenir des estimations du coefficient de distribution avec une marge d'erreur (E) de 5 %, 10 % et 20 %, selon le coefficient de distribution de la population visée.

Fortin, M., S. Bédard et J. DeBlois. 2009. SaMARE : un modèle par tiges individuelles destiné à la prévision de la croissance des érablières de structure inéquienne du Québec méridional. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles et de la Faune, Direction de la recherche forestière. Mémoire de recherche forestière n° 155. 62 p. [<https://mffp.gouv.qc.ca/documents/forets/connaissances/recherche/Memoire155.pdf>]

Gagnon, G., C. Gravel, R. Ouimet, N. Dignard, R. Paquin et G. Roy. 1994. Le réseau de surveillance des écosystèmes forestiers (RESEF). I — Définitions et méthodes. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, Direction de la recherche forestière. Mémoire de recherche forestière n° 115. 39 p. [<https://mffp.gouv.qc.ca/documents/forets/connaissances/recherche/Memoire115.pdf>]

Gregoire, T.G. 1982. The unbiasedness of the mirage correction procedure for boundary overlap. *For. Sci.* 28(3) : 504–508. [<https://doi.org/10.1093/forestscience/28.3.504>]

Gregoire, T.G. et H.T. Valentine. 2007. Sampling strategies for natural resources and the environment. Chapman & Hall/CRC, FL. [<https://doi.org/10.1201/9780203498880>]

Guillemette, F., M.-C. Lambert et S. Bédard. 2012. Sampling design and precision of basal area growth and stand structure in uneven-aged northern hardwoods. *For. Chron.* 88(1): 30–39. [<https://pubs.cif-ifc.org/doi/pdf/10.5558/tfc2012-008>]

Leak, W.B., M. Yamasaki et R. Holleran. 2014. Silvicultural guide for northern hardwoods in the Northeast. U.S.D.A. Forest Service, Northern Research Station. General Technical Report NRS-132. Newtown Square, PA. 46 p. [https://www.fs.fed.us/nrs/pubs/gtr/gtr_nrs132.pdf]

Lohr, S.L. 2010. Sampling: Design and analysis. Second Edition. Brooks/Cole, Boston, MA. 596 p.

Lynch, T.B. 2017. Optimal plot size or point sample factor for a fixed total cost using the Fairfield Smith relation of plot size to variance. *Forestry: An Intern. J. For. Res.* 90(2): 211–218. [<https://doi.org/10.1093/forestry/cpw038>]

Majcen, Z., S. Bédard et S. Meunier. 2005. Accroissement et mortalité quinze ans après la coupe de jardinage dans quatorze érablières du Québec méridional. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, Direction de la recherche forestière, Mémoire de recherche forestière n° 148. 39 p. [<https://mffp.gouv.qc.ca/documents/forets/connaissances/recherche/Memoire148.pdf>]

McGrath, T. 2018. Nova Scotia's forest management guide. Government of Nova Scotia, Forestry Division, Truro, NS. 158 p. [<https://novascotia.ca/natr/forestry/programs/timberman/pdf/FMG.pdf>]

MFFP. 2018. [Ministère des Forêts, de la Faune et des Parcs]. Plan d'aménagement forestier intégré tactique 2018–2023 applicable aux unités d'aménagement 071-51, 071-52, 072-51, 073-51, 073-52 et 074-51 de la région de l'Outaouais. Gouvernement du Québec, ministère des Forêts, de la Faune et des Parcs, Direction de la gestion des forêts de l'Outaouais. 144 p.

MRN. 2013. [Ministère des Ressources naturelles]. Le guide sylvicole du Québec, Tome 2. Les concepts et l'application de la sylviculture. Ouvrage collectif sous la supervision de C. Larouche, F. Guillemette, P. Raymond et J.-P. Saucier, Les Publications du Québec, Québec, 744 p.

Power, H. 2021. Artémis 2014 v. 4.2.0, une nouvelle version du modèle de croissance. Gouvernement du Québec, ministère des Forêts, de la Faune et des Parcs, Direction de la recherche forestière. Avis technique SSRF-27. 15 p. [https://www.mffp.gouv.qc.ca/documents/forets/recherche/AT_SSRF-27.pdf]

Power, H. I. Auger, P. Raymond, F. Guillemette et D. Dumais. 2022. Sapling growth dynamics after partial cutting in temperate mixedwood stands. *Can. J. For. Res.* 52: 1186–1200 (2022) <https://doi.org/10.1139/cjfr-2022-0073>

Prévost, M. 2008. Effect of cutting intensity on microenvironmental conditions and regeneration dynamics in yellow birch–conifer stands. *Can. J. For. Res.* 38: 317–330. <https://doi.org/10.1139/X07-168>

Prévost, M. et L. Charette. 2015. Selection cutting in a yellow birch–conifer stand, in Quebec, Canada: Comparing the single tree and two hybrid methods using different size of canopy opening. *For. Ecol. Manage.* 357: 195–205. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2015.08.003>

Raymond, P. et S. Bédard. 2017. The irregular shelterwood system as an alternative to clearcutting to achieve compositional and structural objectives in temperate mixedwood stands. *For. Ecol. Manage.* 398: 91–100. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2017.04.042>

Raymond, P., M. Prévost et V. Roy. 2020. Silvicultural options for rehabilitating high-graded mixedwood stands in northeastern North America. *For. Ecol. Manage.* 466:118–137. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.118137>

Rijal, B., H. Power, I. Auger, F. Guillemette, S. Bédard et R. Schneider. 2023. Development of tree recruitment models for 10 species groups in the sugar maple-dominated mixed forests of eastern Canada. *Can. J. For. Res.* 53(3): 134–150. <https://doi.org/10.1139/cjfr-2022-0111>

Saucier, J.-P., A. Robitaille et P. Grondin. 2009. Cadre bioclimatique du Québec. *Dans* : Chapitre 4 — Écologie forestière. Manuel de foresterie, 2e éd. Ordre des ingénieurs forestiers du Québec. Éditions MultiMondes, Québec, QC. p. 186–205.

Stroup, W.W., G.A. Milliken, E.A. Claassen et R.D. Wolfinger. 2018. SAS® for mixed models: Introduction and basic applications. Cary, NC: SAS Institute Inc.

Walters, M.B., Henry, C.R., Farinosi, E.J., Roloff, G.J., Donovan, M.L. et J.P. Hartman. 2022. Sapling stocking targets for multiple management goals in northern hardwood forests: how do stands measure up? *J. For.* 2022: 1–25. <https://doi.org/10.1093/jofore/fvac002>

Annexe

Équation de l'estimation de la variance (\hat{s}^2)

$$\hat{s}^2 = \exp\{a_o + a_{\ln(d)} * \ln(d) + a_{\ln(t)} * \ln(t) + a_{\ln(d)*\ln(t)} * \ln(d) * \ln(t) + (\sigma_{sujet}^2 + \sigma^2)/2\}$$

Où les a sont les coefficients de l'équation; \ln est le logarithme népérien; o est l'ordonnée à l'origine; d est la densité de gaules à l'hectare et t est la taille de placette (m^2).

Le biais dû à la transformation logarithmique est corrigé avec le terme $(\sigma_{sujet}^2 + \sigma^2)/2$ dans l'équation.

Valeurs estimées et erreurs types des coefficients des effets des 4 modèles (aléatoire, en grappes linéaires de 5 ou de 10 placettes, de même qu'en croix de 5 placettes). Le coefficient de détermination (R^2) de chaque modèle est également présenté.

| Source de variation* | | Aléatoire | | Grappes linéaires de 5 placettes | | Grappes linéaires de 10 placettes | | Croix de 5 placettes | |
|----------------------|---------------------|----------------|-------------|----------------------------------|-------------|-----------------------------------|-------------|----------------------|-------------|
| Type d'effet | Coefficients | Valeur estimée | Erreur type | Valeur estimée | Erreur type | Valeur estimée | Erreur type | Valeur estimée | Erreur type |
| Fixe | a_o | 9,3454 | 0,07167 | 9,3957 | 0,09305 | 9,3303 | 0,09727 | 9,3782 | 0,09287 |
| | $a_{\ln(d)}$ | 0,9606 | 0,01524 | 0,9525 | 0,01978 | 0,9704 | 0,02068 | 0,9516 | 0,01975 |
| | $a_{\ln(t)}$ | -1,0922 | 0,01185 | -1,187 | 0,01893 | -1,1597 | 0,01954 | -1,1753 | 0,01939 |
| | $a_{\ln(d)*\ln(t)}$ | 0,06301 | 0,002521 | 0,08762 | 0,004025 | 0,08582 | 0,004154 | 0,08923 | 0,004123 |
| Aléatoire | σ_{sujet}^2 | 0,06218 | 0,007877 | 0,09927 | 0,0126 | 0,1093 | 0,01386 | 0,0973 | 0,01237 |
| | σ^2 | 0,007946 | 0,000438 | 0,01141 | 0,000704 | 0,01215 | 0,000749 | 0,01197 | 0,000738 |
| R² | | 0,874 | | 0,770 | | 0,794 | | 0,824 | |

*Tous les coefficients étaient significatifs au seuil $\alpha = 0,05$.