

# Prévision de la période de rotation en contexte de coupe partielle pour les peuplements mixtes de bouleaux jaunes et de résineux du Québec

Par Hugues Power<sup>1\*</sup>, Patricia Raymond<sup>1</sup>, François Guillemette<sup>1</sup>, Steve Bédard<sup>1</sup>, Daniel Dumais<sup>1</sup> et Isabelle Auger<sup>1</sup>

## RÉSUMÉ

Depuis le milieu des années 1990, des coupes partielles sont utilisées de manière généralisée dans les bétulaies jaunes résineuses (BJR) de la forêt tempérée du Québec. Nous avons étudié l'effet de la surface terrière résiduelle sur la composition du peuplement et sur le temps nécessaire pour reconstituer une surface terrière marchande permettant généralement de réaliser une seconde coupe partielle selon les standards habituels de l'aménagement forestier au Québec. Pour ce faire, nous avons utilisé un jeu de données rassemblant 9 dispositifs expérimentaux ainsi que les simulations du modèle de croissance Artémis-2014 et d'un nouveau modèle, le modèle BJR, que nous avons étalonné à l'aide des données de l'étude. Nos résultats montrent que la surface terrière résiduelle influence l'accroissement annuel périodique des peuplements, lequel est maximal de 10 à 15 ans après la coupe. La surface terrière résiduelle influence aussi le temps de rotation et la composition du peuplement futur. Nous avons estimé un temps de rotation moyen de 24 ans pour une surface terrière résiduelle moyenne de 18 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>, puis de 40 ans pour une surface terrière résiduelle moyenne de 14 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>. Pour ce dernier, nos résultats indiquent également que des essences opportunistes de moindre valeur commerciale, comme l'éclaircie rouge, pourraient devenir plus abondantes.

**Mots-clés :** modélisation; Modèle BJR; Artémis-2014; coupe progressive irrégulière; temp de rotation

## ABSTRACT

Since the mid 1990s, partial cuts have been widely used in yellow birch-conifer stands in the temperate forests of Québec. We studied the impact of residual basal area on stand composition and on the time required to reconstitute enough merchantable basal area to allow for a second partial cut, according to the usual standards of forest management in Québec. To do so, we used a dataset from nine experiments as well as simulations of the Artémis-2014 growth model and those of a new model, BJR, which we calibrated using the study data. Our results show that residual basal area influences stand periodic annual increment, which peaks 10 to 15 years after the cut. Residual basal area also influences the length of the cutting cycle and future stand composition. We estimated a mean rotation time of 24 years for a mean residual basal area of 18 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>, and of 40 years for a mean residual basal area of 14 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>. For the latter, our results also show that some opportunistic species of lesser commercial value, such as red maple, could become more abundant.

**Key words:** partial cut; temperate mixedwoods; rotation time; Artémis-2014; Modèle BJR

## Introduction

La forêt mixte tempérée de l'est de l'Amérique du Nord est un vaste écosystème qui couvre plus de 10 millions d'hectares (Kabrick *et al.* 2017). Au Canada, elle se situe dans l'est du pays, où elle constitue une zone de transition entre la forêt de feuillus tempérés nordiques et la forêt boréale (Duchesne et Prévost 2013). On y trouve des essences tolérantes à l'ombre comme le sapin baumier (*Abies balsamea* [L.] Mill., SAB), l'épinette rouge (*Picea rubens* Sarg. EPR) et l'éclaircie à sucre (*Acer saccharum* Marsh., ERS) ainsi que d'autres essences semi-tolérantes à l'ombre comme le bouleau jaune (*Betula alleghaniensis* Britt., BOJ) et l'éclaircie rouge (*Acer rubrum* L., ERR). Cette diversité d'essences contribue à faire de la forêt mixte un écosystème productif qui remplit plusieurs fonctions, du maintien de la biodiversité à la production de bois

et de divers services écologiques (Kenefic *et al.* 2021). En raison des changements globaux, cette diversité interspécifique de la forêt mixte revêt une importance accrue, puisqu'elle pourrait contribuer à sa résilience face aux perturbations naturelles et anthropiques (Jactel *et al.* 2017; Kern *et al.* 2021).

Des perturbations naturelles de petite et moyenne taille affectent périodiquement les peuplements de la forêt mixte tempérée et lui permettent de se régénérer. Parmi ces perturbations, notons les feux de petite dimension, les chablis d'arbres isolés ou de groupe d'arbres et les défoliations légères à modérées par la tordeuse des bourgeons de l'épinette, *Choristoneura fumiferana* Clemens, (Raymond et Bédard 2017). Jusqu'au milieu des années 1990, la coupe totale et la coupe à diamètre limite étaient fréquemment utilisées pour récolter les bois en forêt mixte, notamment dans les bétulaies jaunes

<sup>1</sup>Direction de la recherche forestière, ministère des Ressources naturelles et des Forêts du Québec, 2700, rue Einstein, Québec (Québec) G1P 3W8, Canada; \* Corresponding author (hugues.power@mffp.gouv.qc.ca)

résineuses (BJR) (Boucher *et al.* 2009; Webster *et al.* 2018). Depuis, l'usage d'autres types de coupes partielles, telles que les coupes de jardinage et les coupes progressives irrégulières, est maintenant généralisé dans ce type de peuplement, avec l'objectif de mieux refléter les perturbations naturelles et de conserver les fonctions écologiques (Prévost et Dumais 2013; Prévost et Charette 2015; Raymond *et al.* 2018). Ces procédés permettent de régénérer le bouleau jaune et les résineux tolérants à l'ombre lorsque le sol est perturbé et que les semences sont disponibles en abondance (Prévost 2008; Kenefic *et al.* 2021). Ils permettent aussi de limiter la prolifération des essences concurrentes qui, d'un point de vue sylvicole, sont moins désirables (Guillemette *et al.* 2013a, Raymond et Bédard 2017).

Bien que des coupes partielles soient appliquées dans les bétulaies jaunes résineuses depuis maintenant quelques décennies, ces traitements peuvent donner des résultats très variables, selon l'état du peuplement au moment de la coupe et le taux de prélèvement. En fonction de la surface terrière marchande (ST) initiale, de la qualité du peuplement et du scénario sylvicole, le prélèvement peut varier de 30 % à 50 % et laisser une surface terrière résiduelle (STR) de 14 à 18 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> (p. ex. Guillemette *et al.* 2013b; Raymond *et al.* 2013, 2018; Raymond et Bédard 2017). Le taux de prélèvement, les caractéristiques des peuplements résiduels, la protection de la régénération préétablie (Power *et al.* 2022) et la présence de lits de germination adéquats pour le bouleau jaune (Prévost *et al.* 2010) sont susceptibles d'influencer tant la période nécessaire avant de réaliser une seconde coupe partielle que les caractéristiques du peuplement qui sera récolté dans le futur. Bien que plusieurs études aient examiné les effets des coupes partielles et de l'intensité du prélèvement sur la régénération (p. ex. : Gastaldello *et al.* 2007; Prévost 2008, 2010; Raymond *et al.* 2018;) et sur la productivité des peuplements résiduels (p. ex. : Majcen et Bédard 2003; Prévost et Dumais 2013; Raymond *et al.* 2016), les effets à long terme de ces coupes sur la période de rotation et les attributs du peuplement au moment de la seconde récolte restent peu ou pas connus en contexte québécois. Une explication possible de ce manque de connaissances sur la période de rotation dans les peuplements mixtes est que son étude nécessite un suivi à long terme, et que peu de dispositifs expérimentaux sont parvenus au point où une seconde coupe partielle est envisageable. De récents travaux de Guillemette *et al.* (Sous presse) suggèrent qu'une rotation de coupe de 20 à 25 ans dans des peuplements mixtes traités par coupe de jardinage (prélèvement d'environ 30 % de la ST) serait envisageable dans un contexte de sylviculture intensive priorisant la production de bois.

Afin d'aider les aménagistes forestiers à planifier les interventions, l'estimation de la rotation de coupe nécessite donc de prévoir l'évolution des caractéristiques dendrométriques des peuplements sur des périodes plus longues que celles de la majorité des expériences réalisées à ce jour. L'utilisation de modèles de croissance pourrait être une solution pour pallier ce manque de profondeur temporelle. Bien que l'erreur associée à leurs prévisions s'accroisse avec le temps (Fortin et Langevin 2010), les modèles peuvent être particulièrement utiles pour estimer, sur des périodes relativement courtes, les caractéristiques dendrométriques des peuplements et des arbres qui les composent (Landsberg 2003; Weiskittel *et al.* 2011).

L'objectif général du présent travail consiste à estimer de

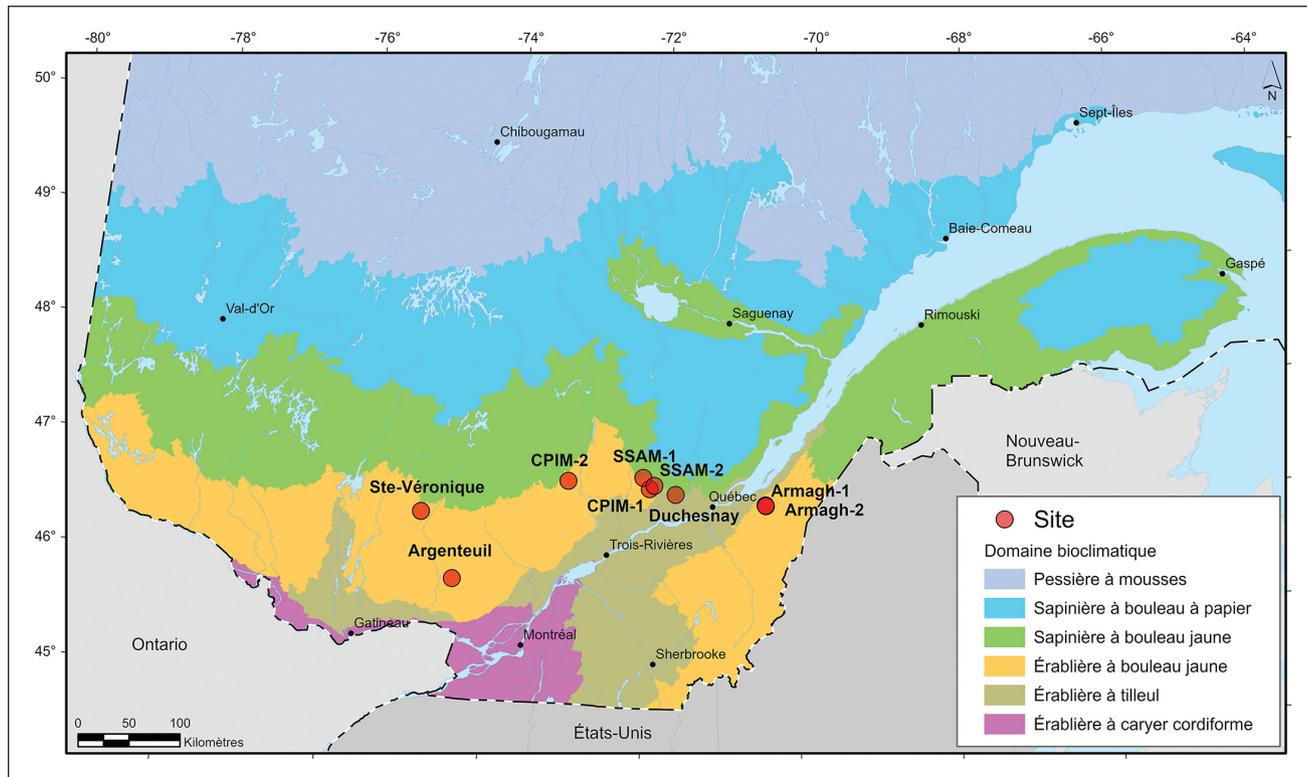
quelle manière les caractéristiques des peuplements après traitement influencent la période de rotation des coupes partielles dans les peuplements mixtes de la forêt tempérée de l'est du Canada. De manière plus spécifique, nous visons à prévoir le temps de rotation entre deux coupes partielles en fonction de la STR, de même que la composition des peuplements au moment de la seconde récolte. En lien avec ces objectifs, nous anticipons que la durée de la rotation augmentera proportionnellement au taux de prélèvement et, par conséquent, qu'elle sera inversement proportionnelle à la STR. Compte tenu de la STR relativement grande après traitement, nous prédisons également que la composition après la coupe se maintiendra dans le temps.

## Matériel et méthodes

### Données

Nous avons rassemblé des données provenant de 9 dispositifs expérimentaux (sites) répartis dans des bétulaies jaunes résineuses (BJR) des domaines bioclimatiques de l'érablière à bouleau jaune et de la sapinière à bouleau jaune du Québec (Fig. 1, Tableaux 1 et 2). Ces dispositifs, structurés en blocs complets aléatoires, comparent différents traitements sylvicoles : la coupe de jardinage par pieds d'arbres [CJ], la coupe de jardinage par pieds d'arbres et groupes d'arbres [CJPG], la coupe de jardinage par trouées [CJT] et deux variantes de coupes progressives irrégulières [CPI : à couvert permanent (CPI-CP)] ou à régénération lente [CPI-RL] à des placettes témoins n'ayant subi aucune intervention récente [TE] (Larouche *et al.* 2013). Ces traitements ont été réalisés de 1989 à 2015 selon différentes modalités opérationnelles, avec des prélèvements allant de 20 % à 61 % de la ST avant la coupe. Les traitements ont été réalisés selon les règles de l'art en visant à prélever d'abord les arbres peu vigoureux et les essences peu longévives. La distribution diamétrale après la coupe présentait généralement une forme en J inversé pour les résineux, tandis que les arbres feuillus étaient répartis plus uniformément entre les petits, moyens et grands diamètres (Tableau 2). Des détails supplémentaires sur les traitements peuvent être trouvés dans Majcen et Bédard (2003), Prévost (2008), Prévost et Charette (2015) et Prévost *et al.* (2010).

Dans l'année suivant la réalisation du traitement, toutes les placettes ont été mesurées. Les arbres ayant un diamètre à hauteur de poitrine (DHP; mesuré à 1,3 m au-dessus du sol) de plus de 9 cm ont d'abord été numérotés, puis leur DHP a été mesuré au millimètre près. Par la suite, les placettes ont généralement été remesurées aux 5 ans. Lors des mesurages, l'état des arbres (vivant ou mort) a été noté, puis le DHP des arbres vivants a été mesuré. Les recrues, soit les arbres qui atteignaient un DHP de 9,1 cm entre deux mesurages, ont été numérotées, et leur DHP a été mesuré. Pour chaque mesurage, la hauteur des arbres et le volume marchand brut (VMB) ont été évalués avec la relation hauteur-diamètre d'Auger (2017) et le tarif de cubage de Fortin *et al.* (2007), respectivement. La ST et le VMB total et par essence ont été calculés pour chacune des placettes et à chaque mesurage. La durée de suivi des placettes variait de 5 à 25 ans. Pour chacune des périodes séparant deux mesurages consécutifs d'une même placette, la température annuelle moyenne (TMoy), la température moyenne du mois de juillet (TmoyJul), les précipitations annuelles moyennes (Ptot) et les précipitations des mois de juin, juillet et août (Putile) ont été estimées à l'aide du logiciel BioSIM 10 (Régnière *et al.* 2014). Les



**Fig. 1** Localisation des 9 sites expérimentaux à l'étude

variables Tmoy et Ptot ont été choisies car elles étaient déjà utilisées par Artémis-2014 et avaient démontré leur relation avec la croissance, la mortalité et le recrutement dans les peuplements de bouleaux jaunes et de résineux (Power 2016). Les variables Putile et TMoyJUL, quant à elles, se sont avérées être de bons prédicteurs de l'accroissement en diamètre à l'échelle de l'arbre pour plusieurs espèces (Wang et al. 2022).

### Modèle de croissance

Lors de leur dernier mesurage, la majorité des placettes n'avaient pas recouvert une ST jugée suffisante pour qu'on puisse effectuer une seconde coupe partielle, soit  $\sim 25 \text{ m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ . Compte tenu de ces circonstances, nous avons paramétré un nouveau modèle de croissance, nommé 'Modèle BJR', basé sur les observations des 56 placettes des 9 sites expérimentaux. Notre objectif était de prévoir l'évolution des arbres dans les placettes jusqu'au moment où celles-ci auraient atteint une ST suffisante pour qu'on y effectue une seconde coupe partielle. Le modèle est constitué de 3 modules : *i*) un module d'accroissement annuel en ST des arbres, *ii*) un module de prévision du risque de mortalité des arbres et *iii*) un module de recrutement d'arbres de dimension marchande.

### Module d'accroissement annuel en ST

Pour le module d'accroissement annuel en ST, nous avons formé 6 groupements d'essences après un examen graphique de la relation entre la variable réponse et le DHP des arbres (Tableau 3). Pour chacun de ces groupements, l'accroissement annuel en ST a été modélisé à l'aide d'une équation non linéaire (Pretzsch et Bieber 2010; Eq. 1).

$$\text{Eq. 1} \quad d_{g,ijkl} = (X_{1,ijkl}\beta_1) + (X_{2,ijkl}\beta_2) DHP_{ijkl}^{\beta_3} \times \exp^{-\beta_4 DHP_{ijkl}} + b_k + b_{jk} + b_{ijk} + \varepsilon_{ijkl}$$

Où  $d_{g,ijkl}$  est l'accroissement annuel en ST de l'arbre  $i$  de la placette  $j$  du site  $k$  à la période  $l$ ,  $X_{1,ijkl}$  et  $X_{2,ijkl}$  sont des vecteurs de variables explicatives,  $\beta_1$  et  $\beta_2$  sont des vecteurs de paramètres,  $\beta_3$  et  $\beta_4$  sont des paramètres,  $b_k$ ,  $b_{jk}$  et  $b_{ijk}$  sont respectivement un effet aléatoire de site, de placette et d'arbre et  $\varepsilon_{ijkl}$  est l'erreur résiduelle. On présume que les effets aléatoires sont indépendants et qu'ils suivent une loi normale ( $b_k \sim N(0, \sigma_{\text{site}}^2)$ ,  $b_{jk} \sim N(0, \sigma_{\text{placette}}^2)$ ,  $b_{ijk} \sim N(0, \sigma_{\text{arbre}}^2)$ ) et que les erreurs résiduelles suivent une loi normale multivariée avec  $\varepsilon_{ijk} = (\varepsilon_{ijk1}, \varepsilon_{ijk2}, \dots)^T \sim \text{NM}(0, R_{ijk})$  où  $R_{ijk}$  est une matrice de variances-covariances dans laquelle la corrélation est définie par une structure autorégressive d'ordre 1 et la variance par  $\text{Var}(\varepsilon_{ijkl}) = \text{BAL}_{ijkl}^{2\theta}$  (BAL étant la ST des arbres de plus grand diamètre que l'arbre  $i$ ).

Comme variables explicatives, en plus du DHP, nous avons testé des variables de compétition à l'échelle de la placette telles que la ST du peuplement et le diamètre moyen quadratique (DMQ) et une variable à l'échelle de l'arbre soit la surface terrière cumulée des arbres de plus grand diamètre que l'arbre cible (BAL). En plus du DHP et des variables de compétition nous avons testé des variables climatiques (Tmoy, TmoyJUL, Ptot et Putile), et des variables associées à la coupe, telle que la présence de coupe partielle dans la placette (CP) et le temps depuis la coupe, exprimé sous forme de variable continue (TempsTRT) ou de variable catégorique (5 ans après la coupe : TempsTRT<sub>5</sub> et 10 ans après la coupe : TempsTRT<sub>5-10</sub>).

Tableau 1. Description des sites à l'étude

Site	Altitude (m)	Température annuelle moyenne (°C)	Précipitations annuelles moyennes (mm)	Superficie des placettes (m <sup>2</sup> )	Nombre total de placettes	Nombre de placettes sélectionnées pour analyse	Traitements <sup>†</sup>	Surface terrière marchande résiduelle (m <sup>2</sup> -ha)	Année de coupe	Durée du suivi (années)
Argenteuil	394	3,7	1101	2500	4	1	TE, CJ	15,7 (15,7-15,7)	1991	25
Armagh-1	360	3,3	1180	900	16	8	TE, CJ	15,4 (13,2-18,3)	1997	20
Armagh-2	342	3,2	1195	1600	16	7	TE, CJ, C/JPG, CJT	17,1 (12,2-19,6)	2003	15
CPIM-1	353	2,8	1271	2500	16	3	TE, CPI	16,5 (12,6-19,2)	2009	10
CPIM-2	362	3,4	1110	2500	20	11	TE, CPI	14,2 (12,6-18,2)	2015	5
Duchesnay	239	3,4	1337	900	16	8	TE, CJ	16,2 (12,2-19,7)	1998	20
SSAM-1	400	2,7	1231	1600	16	6	TE, CJT	16,1 (14,6-18,7)	1999	20
SSAM-2	370	2,8	1295	1600	16	10	TE, C/JPG	17,1 (13,3-18,8)	2008	10
Sainte-Véronique	411	3,1	1048	2500	12	2	TE, CJ	18,1 (18,0-18,1)	1989-1992	25

<sup>†</sup> TE = témoin, CJ = coupe de jardinage, C/JPG = coupe de jardinage par pieds d'arbres et groupes d'arbres, CJT = coupe progressive irrégulière (à régénération lente) (Larouche *et al.* 2013)

Après avoir testé les variables de compétition dans  $X_1$  ou  $X_2$ , nous avons sélectionné le meilleur modèle sur la base de sa valeur d'AIC (Akaike 1973). Par la suite, nous y avons ajouté les variables climatiques, puis les variables reliées à la coupe. À chaque étape, nous avons retenu le modèle présentant la plus faible valeur d'AIC.

Pour chaque groupement d'essences, nous avons effectué une validation croisée par groupe de 10 (« 10 fold cross-validation »; Efron et Gong 1983) sur le modèle final, soit celui présentant la plus faible valeur d'AIC. Nous avons paramétré le modèle d'accroissement annuel en ST de la tige avec la fonction nlme du package nlme (Pinheiro *et al.* 2019) dans le logiciel R version 3.6.0 (R Core Team 2019).

### Module de mortalité

Nous avons modélisé la probabilité de mortalité des arbres pour chacun des 6 groupements d'essences (Tableau 3) formés sur la base de la relation entre leur probabilité de mortalité et leur DHP. En plus du DHP de l'arbre et des variables testées pour l'accroissement en ST, nous avons aussi testé la transformation logarithmique et le carré du DHP. L'état de l'arbre a été modélisé avec un modèle linéaire généralisé mixte avec une loi de Bernoulli et un lien complémentaire loglog (Fortin *et al.* 2008) (Eq. 2).

$$\text{Eq. 2a } m_{ijkl} \sim \text{Bernoulli}(p_{m,ijkl})$$

$$\text{Eq. 2b } p_{m,ijkl} = 1 - \exp(-\exp(X_{ijkl}\beta + \ln(\text{Temps}_{ijkl}) + b_k))$$

Où  $m_{ijkl}$  est l'état de l'arbre  $i$  (0 : vivant, 1 : mort) de la placette  $j$  du site  $k$  à la période  $l$ ,  $p_{m,ijkl}$  est sa probabilité de mortalité,  $X_{ijkl}$  est un vecteur de variables explicatives,  $\beta$  un vecteur de paramètres,  $\text{Temps}_{ijkl}$  est la durée de la période d'observation en années et  $b_k$  est l'effet aléatoire associé au site ( $b_k \sim N(0, \sigma_{\text{site}}^2)$ ). Le logarithme de la durée de la période d'observation a été ajouté pour tenir compte des différences occasionnelles dans le nombre d'années séparant 2 mesurages. Pour chaque groupement d'essences, nous avons d'abord paramétré un modèle incluant le DHP, les variables de compétition ainsi qu'un choix de variables climatiques et de variables reliées à la coupe. Les variables climatiques ont été testées en s'assurant d'avoir seulement une variable de température et une variable de précipitation dans le modèle afin de limiter les problèmes de colinéarité. La même approche a été effectuée avec les variables reliées à la coupe en s'assurant de ne pas inclure la variable binaire CP avec les variables  $\text{TempsTRT}_5$  et  $\text{TempsTRT}_{5-10}$ . Nous avons sélectionné le modèle présentant la valeur la plus faible d'AIC pour ensuite simplifier le modèle en enlevant une variable à la fois, en commençant par celle dont la valeur de  $p$  (probabilité d'acceptation de l'hypothèse nulle) était la plus élevée. Nous avons arrêté le processus de simplification lorsque l'élimination d'une variable entraînait une augmentation de l'AIC supérieure à 2 unités. Dans le modèle retenu, nous avons ensuite testé des interactions entre le DHP, les variables de compétition et celles de coupe partielle, pour ne conserver que celles qui amélioraient le modèle sur la base de l'AIC. La procédure GLIMMIX du logiciel SAS (version 9.4, SAS Institute Inc., Cary, NC, USA) a été utilisée pour cette analyse.

Tableau 2. Surface terrière marchande (ST) totale et par groupement d'essences, densité totale marchande et densité des tiges dans les placettes traitées, par classe de diamètre à hauteur de poitrine (DHP : petits = de 10 à 22 cm inclusivement; moyens = DHP de 24 à 34 cm inclusivement; gros = DHP > 34 cm) après coupe partielle dans les sites à l'étude

Site	ST totale (m <sup>2</sup> ·ha <sup>-1</sup> )	ST en essences feuillues (m <sup>2</sup> ·ha <sup>-1</sup> )	ST en essences résineuses (m <sup>2</sup> ·ha <sup>-1</sup> )	Densité totale marchande (tiges·ha <sup>-1</sup> )	Densité des feuillus (tiges·ha <sup>-1</sup> )			Densité des résineux (tiges·ha <sup>-1</sup> )		
					Petits DHP	Moyens DHP	Gros DHP	Petits DHP	Moyens DHP	Gros DHP
Argenteuil	15,7	13,2	2,5	440	252	48	36	96	8	0
Armagh-1	15,4	10,7	4,7	451	102	41	35	260	18	11
Armagh-2	17,1	11,8	5,3	471	97	61	33	229	22	11
CPI-M1	16,5	11,1	5,3	516	217	63	17	189	19	14
CPI-M2	15,3	8,9	6,4	367	98	33	29	174	28	11
Duchesnay	16,2	10,6	5,6	349	110	47	35	119	11	29
SSAM-1	19,5	15,2	4,3	313	104	47	46	116	21	8
SSAM-2	17,4	11,4	5,8	374	118	60	40	111	34	15
Sainte-Véronique	18,1	12,2	5,8	554	200	68	34	220	28	8

### Module de recrutement

Le module de recrutement des arbres marchands repose sur un modèle de type « Hurdle » (Cragg *et al.* 1971). Ce modèle se base sur deux équations linéaires généralisées mixtes : une première, de distribution de Bernoulli avec lien complémentaire loglog, qui prévoit la probabilité de présence de recrues d'un groupement d'essences donné (Eq. 3), et une seconde, de distribution binomiale négative avec lien log, qui prévoit le nombre de recrues lorsqu'elles sont présentes pour le groupement d'essences en question (Eq. 4). Le DHP des recrues a été modélisé à l'aide d'une autre équation linéaire généralisée mixte de distribution gamma avec lien log (Eq. 5). Contrairement aux modules de l'accroissement en ST et de mortalité, nous avons modélisé chacune des trois équations du module de recrutement de nouveaux arbres marchands simultanément pour tous les groupements d'essences. La variable GrEss a donc été ajoutée aux variables explicatives pour estimer des paramètres propres à chaque groupement d'essences. L'emploi de cette méthode a été nécessaire à cause du faible nombre de recrues de dimension marchande pour certains groupes d'essences.

$$\text{Éq. 3a} \quad r_{jkl} \sim \text{Bernoulli}(p_{r,jkl})$$

$$\text{Éq. 3b} \quad p_{r,jkl} = 1 - \exp(-\exp(X_{jkl}\beta + b_k + b_{ks}))$$

$$\text{Éq. 4} \quad n_{r,jkl} = e^{X_{jkl}\beta + b_k + b_{ks} + \ln(\text{Sup}_k)}$$

$$\text{Éq. 5} \quad \text{DHP}_{r,jkl} = e^{X_{jkl}\beta + b_k + b_{ks}}$$

Où  $r_{jkl}$  prend la valeur 0 ou 1, respectivement, selon que des recrues de taille marchande sont absentes ou présentes dans le groupement d'essences dans la placette  $j$  du site  $k$  dans la période  $l$ ,  $p_{r,jkl}$  est la probabilité de présence de recrues,  $n_{r,jkl}$  est le nombre de recrues lorsque celles-ci sont présentes,  $\text{DHP}_{r,jkl}$  est le DHP des recrues de taille marchande,  $X_{jkl}$  sont des vecteurs de variables explicatives,  $\beta$  des vecteurs de paramètres,  $\text{Sup}_k$  est la superficie d'une placette dans le site  $k$ ,  $b_k$

est l'effet aléatoire associé au site alors que  $b_{ks}$  est l'effet aléatoire associé au groupement d'essences pour chacun des sites. La procédure GLIMMIX du logiciel SAS (version 9.4, SAS Institute Inc., Cary, NC, USA) a été utilisée pour calibrer les équations.

En plus des variables de compétition, des variables climatiques et de celles reliées à la coupe, nous avons testé la ST du groupement d'essences ( $ST_{\text{ess}}$ ), le logarithme de la ST des arbres ayant un DHP > 9,0 et < 15,1 cm et le logarithme du nombre d'années dans la période comme variables explicatives, et ce, dans chaque équation du module de recrutement. Le logarithme de la superficie de la placette, quant à lui, a été testé dans l'équation de probabilité de présence de recrues (Éq. 3a). Nous avons sélectionné les variables de la même manière que pour le module de mortalité. Finalement, nous avons effectué une validation croisée en 10 groupes (« 10 fold cross-validation »; Efron et Gong 1983) sur le modèle final pour évaluer les différentes équations.

### Évaluation du modèle BJR

Pour chaque groupement d'essences, nous avons estimé le biais moyen (Eq. 6) et le coefficient de détermination ( $R^2$ ; Eq. 7) des prévisions obtenues en validation croisée de l'accroissement en ST d'un arbre, du nombre de recrues et du DHP de celles-ci. Nous avons aussi estimé l'aire sous la courbe de réponse (AUC; Allison 2012) pour chacun des groupements d'essences dans le modèle de probabilité de mortalité, de même que l'AUC dans le modèle de probabilité de présence de recrues.

$$\text{Éq. 6} \quad \text{biais} = \frac{1}{n} \sum_i (y_i - \hat{y}_i)$$

$$\text{Éq. 7} \quad R^2 = 1 - \frac{\sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}$$

Où  $y_i$  est la valeur de l'observation  $i$ ,  $\hat{y}_i$  est sa prévision marginale,  $\bar{y}$  est la moyenne des valeurs observées et  $n$  le nombre d'observations.

Tableau 3. Regroupement des essences par module dans le modèle BJR

Essence	Nom latin	Groupe d'essences		
		Module d'accroissement	Module de mortalité	Module de recrutement
Bouleau jaune	<i>Betula alleghaniensis</i> Britt.	1-Bouleau jaune (BO)	1-Bouleau jaune (BOJ)	1-Bouleau jaune (BOJ)
Bouleau à papier	<i>Betula papyrifera</i> Marsh.	2-Feuillus intolérants et feuillus non commerciaux	2-Feuillus intolérants	2-Autres
Cerisier de Pennsylvanie	<i>Prunus pensylvanica</i> L.	2-Feuillus intolérants et feuillus non commerciaux	3-Feuillus non commerciaux	3-Feuillus non commerciaux
Épinette rouge	<i>Picea rubens</i> Sarg.	3-Épinettes	4-Épinettes	4-Épinettes
Épinette blanche	<i>Picea glauca</i> (Moench) Voss	3-Épinettes	4-Épinettes	4-Épinettes
Érable de Pennsylvanie	<i>Acer pensylvanicum</i> L.	2-Feuillus intolérants et feuillus non commerciaux	3-Feuillus non commerciaux	3-Feuillus non commerciaux
Érable rouge	<i>Acer rubrum</i> L.	4-Érable rouge (ERR)	5-Érable rouge (ERR)	5-Érable rouge (ERR)
Érable à sucre	<i>Acer saccharum</i> Marsh.	5-Érable à sucre et autres	6-Érable à sucre (ERS)	6-Érable à sucre (ERS)
Frêne noir	<i>Fraxinus nigra</i> Marsh.	5- Érable à sucre et autres	7- Autres	2- Autres
Hêtre à grandes feuilles	<i>Fagus grandifolia</i> Ehrh.	5- Érable à sucre et autres	7- Autres	2- Autres
Orme d'Amérique	<i>Ulmus americana</i> L.	5- Érable à sucre et autres	7- Autres	2- Autres
Peuplier faux tremble	<i>Populus tremuloides</i> Michaux	2-Feuillus intolérants et feuillus non commerciaux	2-Feuillus intolérants	2- Autres
Pruche du Canada	<i>Tsuga canadensis</i> L. (Carr.)	5- Érable à sucre et autres	7- Autres	2- Autres
Sapin baumier	<i>Abies balsamea</i> (L.) Mill.	6-Sapin baumier (SAB)	8-Sapin baumier (SAB)	7-Sapin baumier (SAB)
Saules	<i>Salix</i> spp.	2- Feuillus intolérants et feuillus non commerciaux	3- Feuillus non commerciaux	3-Feuillus non commerciaux
Sorbier d'Amérique	<i>Sorbus americana</i> Marsh.	2- Feuillus intolérants et feuillus non commerciaux	3- Feuillus non commerciaux	3-Feuillus non commerciaux
Thuja occidentale	<i>Thuja occidentalis</i> L.	5-Érable à sucre et autres	7- Autres	2- Autres

Le modèle BJR (Équations 1 à 5) a été programmé en langage R pour simuler l'évolution des caractéristiques dendrométriques d'une placette. Ainsi, selon les caractéristiques des arbres et de la placette au début d'une période, le simulateur prévoit, par période de 5 ans, la probabilité de mortalité et l'accroissement en surface terrière d'un arbre, le nombre de recrues (c'est-à-dire le nombre d'arbres qui atteignent le seuil de DHP de 9,1 cm pendant la période) et le DHP de ces recrues, s'il y a du recrutement. Les résultats de la première période peuvent servir d'intrants dans le modèle pour obtenir les prévisions sur une deuxième période, et ainsi de suite pour le nombre de périodes désirées. Les effets aléatoires des différents modules du modèle BJR sont simulés à chaque itération du modèle, selon leur distribution, puis ajoutés aux prévisions. Pour chaque prévision, nous avons effectué 100 itérations du modèle et conservé la moyenne des prévisions. Nous avons calculé les biais moyens en ST, en densité des arbres et en DMQ, ainsi que le  $R^2$  sur une période de 20 ans.

### Analyses statistiques

Afin d'analyser l'effet de la STR sur la période de rotation des coupes partielles, nous avons sélectionné parmi les placettes des 9 sites, celles qui avaient fait l'objet d'une coupe partielle et qui avaient une STR comprise entre 12 et 20  $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ . Nous avons contrôlé la composition en essences en sélectionnant seulement les placettes qui avaient de 15 à 75 % de leur ST en essences résineuses, au moins 15 % de BOJ et moins de 50 % d'ERS parmi les essences feuillues. Cette sélection a permis d'exclure un certain nombre de placettes des dispositifs étudiés qui ne présentaient pas une composition mixte de bouleau jaune et de résineux. Nous avons séparé les placettes des sites en deux groupes en nous basant sur la STR : le groupe  $ST_{14}$  (29 placettes) inclut les placettes ayant une STR de 12 à 16  $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$  (moyenne : 14,0  $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ), alors que le groupe  $ST_{18}$  (27 placettes) inclut les placettes avec une STR de 16,1 à 20  $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$  (moyenne : 18,2  $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ).

Nous avons obtenu l'évolution des caractéristiques dendrométriques de chacune de ces 56 placettes sur 50 ans après la coupe partielle en utilisant les observations de chaque mesurage des placettes et en utilisant le modèle BJR à partir de la dernière mesure pour compléter l'évolution jusqu'à 50 ans après la coupe partielle. Afin de donner plus de robustesse aux analyses, nous avons aussi simulé l'évolution des placettes à partir de leur dernière mesure jusqu'à 50 ans après la coupe avec le modèle Artémis-2014 version 4.2.0 (Fortin et Langevin 2010; Power 2016). Artémis est un modèle à l'échelle de l'arbre conçu pour l'ensemble des peuplements forestiers ayant une hauteur de plus de 7 m sur le territoire québécois. La moyenne des prévisions des deux modèles a été utilisée pour chacune des analyses effectuées par la suite (Dormann *et al.* 2018).

Pour comparer l'évolution temporelle sur 50 ans des groupes de STR, nous avons paramétré des modèles linéaires additifs généralisés mixtes (GAMM) de la ST, du VMB, des accroissements annuels périodiques en ST ( $AAP_{ST}$ ) et en VMB ( $AAP_{VMB}$ ) avec le groupe de STR en effet paramétrique, une fonction de lissage cubique sur le temps après la coupe et un effet aléatoire de la placette (Eq. 8). Un intervalle de confiance à 95 % a été estimé sur les prévisions des modèles.

$$\text{Éq. 8} \quad Y = \beta_0 + \beta_1 GrST + s(\text{Temps}TRT \times GrST) + b_{\text{placette}} + \varepsilon$$

Où  $Y$  est soit la variable ST, VMB,  $AAP_{ST}$  ou  $AAP_{VMB}$ ,  $\beta_0$  et  $\beta_1$  sont des paramètres estimés,  $GrST$  est le groupe de STR,  $s(\text{Temps}TRT \times GrST)$  est la fonction de lissage cubique sur le temps depuis le traitement en fonction du groupe de STR,  $b_{\text{placette}}$  est un effet aléatoire de la placette et  $\varepsilon$  est l'erreur résiduelle. La fonction gamm de la librairie mgcv disponible pour le logiciel R a été utilisée pour paramétrer les modèles.

Pour comparer l'évolution des différentes essences, nous avons aussi paramétré un modèle GAMM sur l'évolution de la  $ST_{\text{ess}}$  et du VMB par essence pour les groupes  $ST_{14}$  et  $ST_{18}$ . Dans ces modèles, le BOJ et l'ERS ont été regroupés dans deux catégories : les arbres de dimension suffisante pour la production de billes de sciage (DHP > 23 cm), et les perches (DHP de 9,1 à 23,0 cm). Les autres essences incluses dans les modèles sont le SAB, l'ERR et les épinettes (épinette blanche [*Picea glauca* Munch.] et épinette rouge). Comme pour les autres modèles GAMM, des intervalles de confiance à 95 % ont été estimés sur les prévisions des modèles.

La période de rotation, soit le nombre d'années pour atteindre la valeur cible de 25  $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ , a été estimée à partir des prévisions de ST du modèle GAMM. Cette valeur cible a été choisie puisqu'elle était la ST minimale qui permettait de satisfaire de manière réaliste aux critères de réalisation d'une coupe par jardinage par trouées (prélèvement de 30 % à 40 % avec une ST résiduelle > 14  $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ; MRNFP 2003), d'une CPI-CP (prélèvement de 30 % à 40 % avec une ST résiduelle > 16  $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ; Raymond *et al.* 2013) ou d'une CPI-RL (prélèvement de 40 % à 50 % avec une ST résiduelle > 14  $\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$ ; Raymond *et al.* 2013).

### Résultats

Les différents modules du modèle de croissance BJR ont montré peu de biais, mais leur performance variait en fonction des essences considérées. À la suite de la validation croisée, le modèle d'accroissement en ST des arbres présentait des biais de -7 % à +6 % selon les groupements d'essences, avec des valeurs de  $R^2$  variant de 0,20 pour le groupe des feuillus intolérants à 0,57 pour celui des épinettes. L'AUC des modèles de mortalité variait de 0,56 pour l'ERR à 0,82 pour le groupe des feuillus intolérants. Le modèle de probabilité de recrutement présentait une valeur d'AUC de 0,83. Pour le modèle du nombre de recrues, les biais variaient de -2 % pour l'ERR à 10 % pour le groupement d'essence des épinettes, tandis que le  $R^2$  variait de 0,04 pour le groupement d'essences Autres à 0,37 pour le SAB. Le modèle DHP des recrues présentait des biais variant de 0,4 mm pour le BOJ à -0,5 mm pour le groupement d'essences Autres. Les valeurs de  $R^2$  de ces équations étaient faibles (de 0 pour le groupe d'essences Autres à 0,09 pour le groupement d'essence des épinettes), principalement à cause de la faible variation autour de la moyenne pour cette variable. Les paramètres des modules du modèle BJR sont disponibles en matériel supplémentaire (Tableaux S1 à S5). Les biais des modules de recrutement, mortalité et accroissement du modèle BJR sont également présentés en matériel supplémentaire (Tableau S6).

Le modèle BJR a réussi à bien simuler l'évolution de la ST totale et par groupement d'essences (résultats non montrés)

Tableau 4. Biais du modèle BJR (ST = surface terrière marchande; DMQ = diamètre moyen quadratique)

Traitement	Temps (années)	Nombre de placettes utilisées	Valeurs observées			Biais		
			ST (m <sup>2</sup> ·ha <sup>-1</sup> )	Densité (tiges·ha <sup>-1</sup> )	DMQ (cm)	ST (m <sup>2</sup> ·ha <sup>-1</sup> )	Densité (tiges·ha <sup>-1</sup> )	DMQ (cm)
Coupe partielle	5	95	18,2	444	23,5	-0,26	-9,2	0,1
	10	83	20,0	473	23,8	-0,07	-1,0	0,0
	15	55	21,9	475	25,0	0,12	-13,4	0,7
	20	28	24,6	548	24,3	1,40	39,5	-0,3
Témoin	5	37	28,8	714	23,3	-0,40	-2,0	-0,1
	10	34	29,8	691	24,1	-0,68	-13,6	0,04
	15	24	30,3	636	25,0	-1,06	-21,0	-0,01
	20	16	31,4	653	24,9	-1,50	-1,9	-0,7

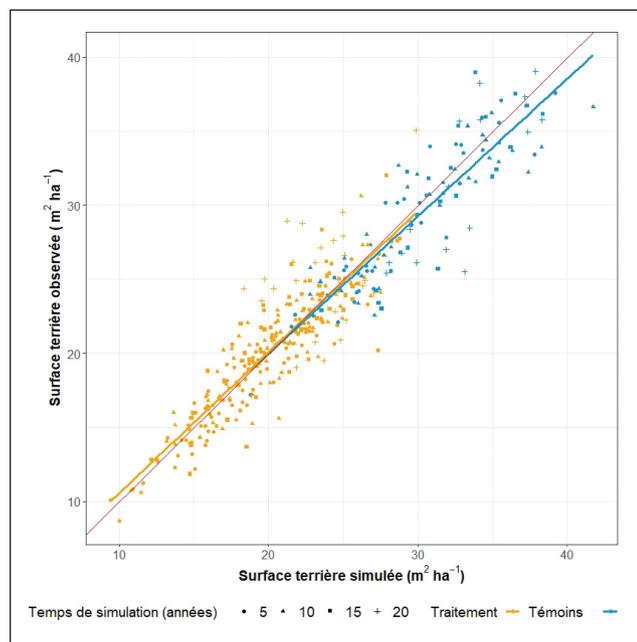


Fig. 2 Régression linéaire entre les surfaces terrières observée et simulée pour des périodes allant de 5 à 20 ans. La ligne rouge représente la relation de pente 1 entre les deux variables.

sur une période de 20 ans (Tableau 4). Le R<sup>2</sup> sur la période de simulation de 20 ans était de 0,78 pour les placettes traitées par coupes partielles et de 0,75 pour les placettes témoins (Fig. 2).

Les prévisions du modèle Artémis et du modèle BJR différaient légèrement pour la ST, Artémis en prévoyant davantage 50 ans après la coupe que le modèle BJR (+1,9 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>14</sub> et +1,6 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>18</sub>). Les différences entre les deux modèles étaient moins grandes pour le volume, Artémis prévoyant 1,7 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup> de plus que le modèle BJR pour les groupes ST<sub>14</sub> et 1,4 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup> de moins pour le groupe ST<sub>18</sub>.

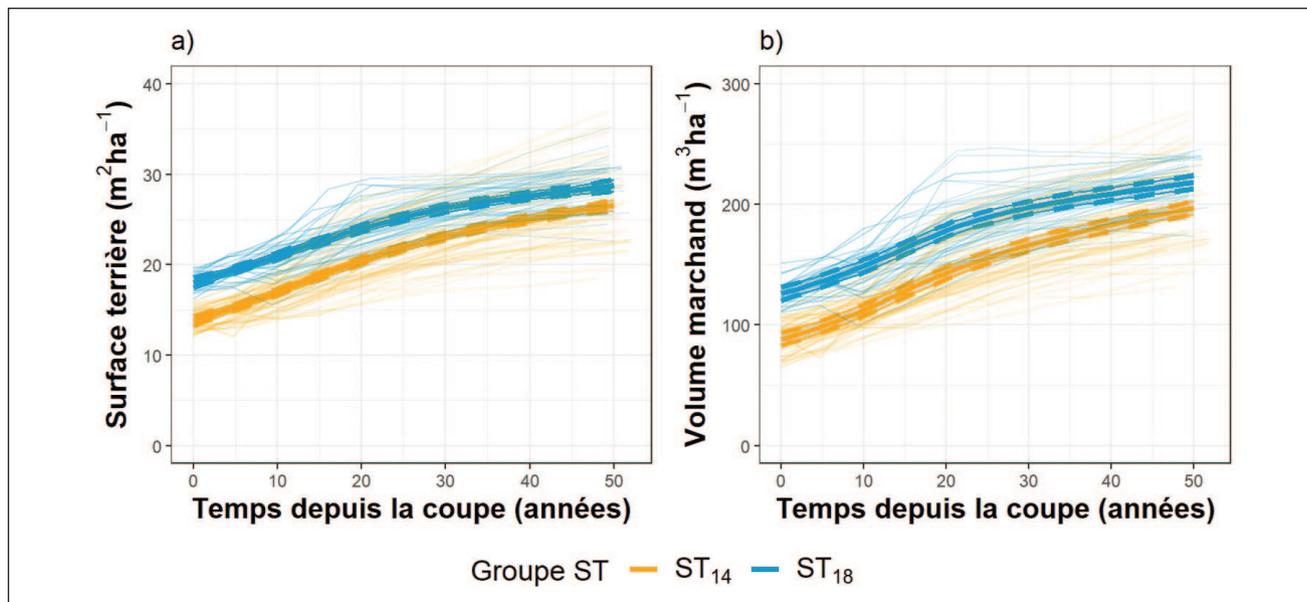
Les évolutions moyennes de la ST et du VMB prévues par les deux modèles ont suivi une pente légèrement plus forte pour le groupe ST<sub>14</sub> que pour le groupe ST<sub>18</sub>, mais cette différence n'était pas suffisante pour que les courbes se rejoignent 50 ans après la coupe partielle (Fig. 3). Cinquante ans après la

coupe, la ST atteignait en moyenne 26,6 ± 0,6 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>14</sub> et 28,8 ± 0,6 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>18</sub>. Le VMB, quant à lui, est passé de 88 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup> après la coupe à 197 ± 5 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup> 50 ans plus tard pour le groupe ST<sub>14</sub>, et de 126 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup> à 218 ± 6 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>18</sub> (Tableau 5). Ces résultats se traduisent par des accroissements annuels moyens de la ST (AAM<sub>ST</sub>) de 0,25 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>14</sub> et de 0,21 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>18</sub>. Les différences de VMB, pour leur part, se traduisent par des accroissements annuels moyens (AAM<sub>VMB</sub>) de 2,2 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>14</sub> et de 1,8 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>18</sub>.

L'AAP<sub>ST</sub>, qui était légèrement plus grand pour le groupe ST<sub>14</sub> que pour le groupe ST<sub>18</sub> (p = 0,046), a atteint son maximum entre 10 et 15 ans après la coupe, avec des valeurs de 0,42 ± 0,04 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> (groupe ST<sub>14</sub>) et de 0,38 ± 0,04 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> (groupe ST<sub>18</sub>). Par la suite, l'AAP<sub>ST</sub> a diminué jusqu'à 45 à 50 ans après la coupe, pour atteindre 0,14 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>14</sub> et 0,10 ± 0,04 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>18</sub> (Fig. 4a). L'AAP<sub>VMB</sub> a varié en suivant une la tendance similaire : les valeurs ont augmenté jusqu'à des maximums de 3,7 ± 0,3 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>14</sub> et de 3,4 ± 0,3 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>18</sub>, avant de diminuer jusqu'à 45 à 50 ans après la coupe pour atteindre 1,3 ± 0,3 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>14</sub> et 1,1 ± 0,3 m<sup>3</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>18</sub> (Fig. 4b).

Bien que l'AAP<sub>ST</sub> se maintienne à des valeurs plus élevées pour le groupe ST<sub>14</sub>, le temps nécessaire pour reconstituer une ST de 25 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> est nettement plus long pour ce groupe (en moyenne, 40 ± 4 ans) que pour le groupe ST<sub>18</sub> (24 ± 3 ans). Ce résultat est dû à un ralentissement marqué de l'accroissement en ST à partir de 20 ans après la coupe partielle.

Nos résultats montrent aussi que les BOJ et les ERS de dimension sciage (DHP > 23 cm), qui occupaient la plus grande portion de la ST après la coupe partielle, domineront toujours 50 ans après la coupe (Fig. 5). La ST du groupe BOJ-ERS Sciage était plus grande pour le groupe ST<sub>18</sub> que pour le groupe ST<sub>14</sub>, tant immédiatement après la coupe (8,8 ± 0,5 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> contre 5,5 ± 0,5 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>) que 50 ans plus tard (12,8 ± 0,5 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> contre 9,5 ± 0,5 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>). Cependant, pendant la période de 0 à 50 ans après la coupe, la proportion de la ST représentée par le groupe BOJ-ERS Sciage est passée



**Fig. 3** Évolution de la surface terrière **a)** et du volume marchand brut **b)** à partir du moment de la coupe partielle jusqu'à 50 ans après celle-ci. Les lignes pâles sont l'évolution de chacune des placettes, et les lignes en gras sont les prévisions obtenues par les modèles GAMM. Les lignes pointillées représentent la limite inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 %.

**Tableau 5.** Surface terrière marchande (ST) et volume marchand brut (VMB) à 50 ans prévus par le modèle BJR, ainsi que les accroissements annuels moyens (AAM<sub>ST</sub> et AAM<sub>VMB</sub>) correspondants, par groupe de surface terrière résiduelle (STR) et en fonction du temps après la coupe partielle. Les valeurs au temps 0 sont celles observées dans les placettes

Groupe de STR	Temps (ans)	ST (m <sup>2</sup> ·ha <sup>-1</sup> )	VMB (m <sup>3</sup> ·ha <sup>-1</sup> )	AAM <sub>ST</sub> (m <sup>2</sup> ·ha <sup>-1</sup> ·an <sup>-1</sup> )	AAM <sub>VMB</sub> (m <sup>3</sup> ·ha <sup>-1</sup> ·an <sup>-1</sup> )
ST <sub>14</sub>	0	14,0	88	0,25	2,2
ST <sub>14</sub>	50	26,6	197	-	-
ST <sub>18</sub>	0	18,2	126	0,21	1,8
ST <sub>18</sub>	50	28,8	218	-	-

de 40 % à 44 % pour le groupe ST<sub>14</sub> et de 48 % à 44 % pour le groupe ST<sub>18</sub>. Pour le groupe BOJ-ERS Perches, la ST est demeurée stable à des valeurs de  $1,4 \pm 0,3$  m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> (groupe ST<sub>14</sub>) et de  $1,5 \pm 0,2$  m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> (groupe ST<sub>18</sub>). Ce maintien de la ST en valeur absolue se traduit par une diminution de la proportion de ST représentée par le groupe BOJ-ERS Perches, qui est passée de 11 % à 6 % pour le groupe ST<sub>14</sub> et de 10 % à 6 % pour le groupe ST<sub>18</sub>.

Les épinettes accroissent beaucoup leur ST qui est passée de  $2,8 \pm 0,4$  m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> à  $7,1 \pm 0,4$  m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> (groupe ST<sub>14</sub>) ou de  $3,8 \pm 0,3$  m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> à  $7,6 \pm 0,3$  m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> (groupe ST<sub>18</sub>), de sorte qu'au cours des 50 ans suivant la coupe, la proportion de ST représentée par ce groupement d'essences est passée de 20 % à 26 % pour le groupe ST<sub>14</sub> et de 21 % à 26 % pour le groupe ST<sub>18</sub>.

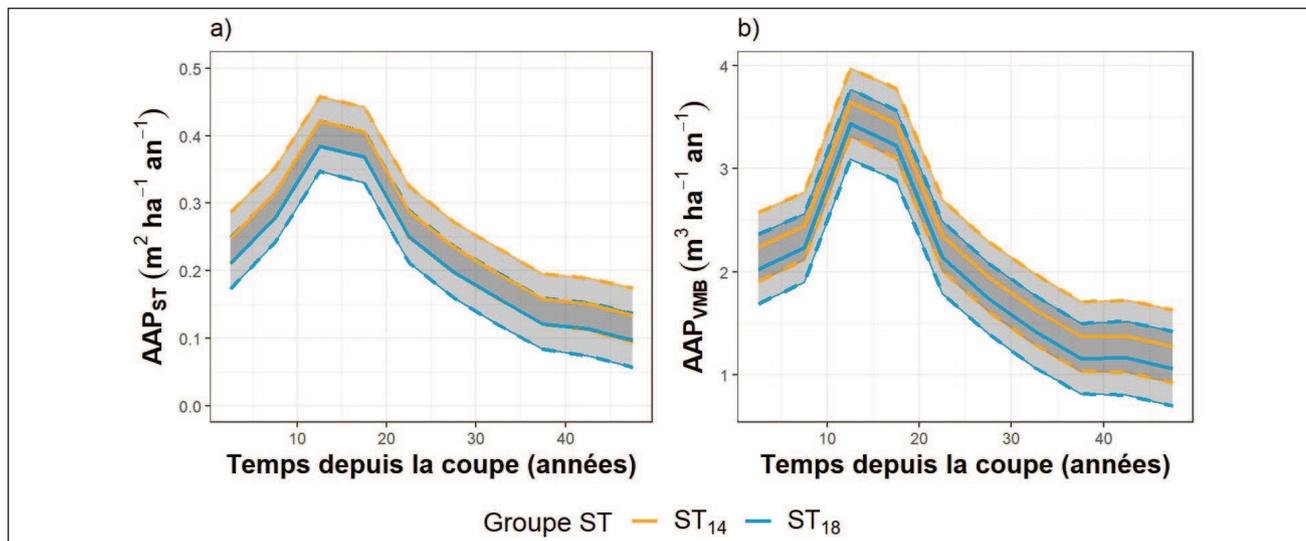
Pour le SAB, l'augmentation de la ST et du VMB s'est étalée sur une période de 30 ans pour le groupe ST<sub>14</sub> et de 20 ans pour le groupe ST<sub>18</sub>. Par la suite, la ST du SAB s'est stabilisée à environ  $3,4 \pm 0,5$  m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>14</sub> et à environ  $3,1 \pm 0,5$  m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> pour le groupe ST<sub>18</sub>. De 0 à 50 ans après la coupe, la proportion de la ST attribuable au SAB est passée de

10 à 12 % pour le groupe ST<sub>14</sub> et de 8 à 11 % pour le groupe ST<sub>18</sub>.

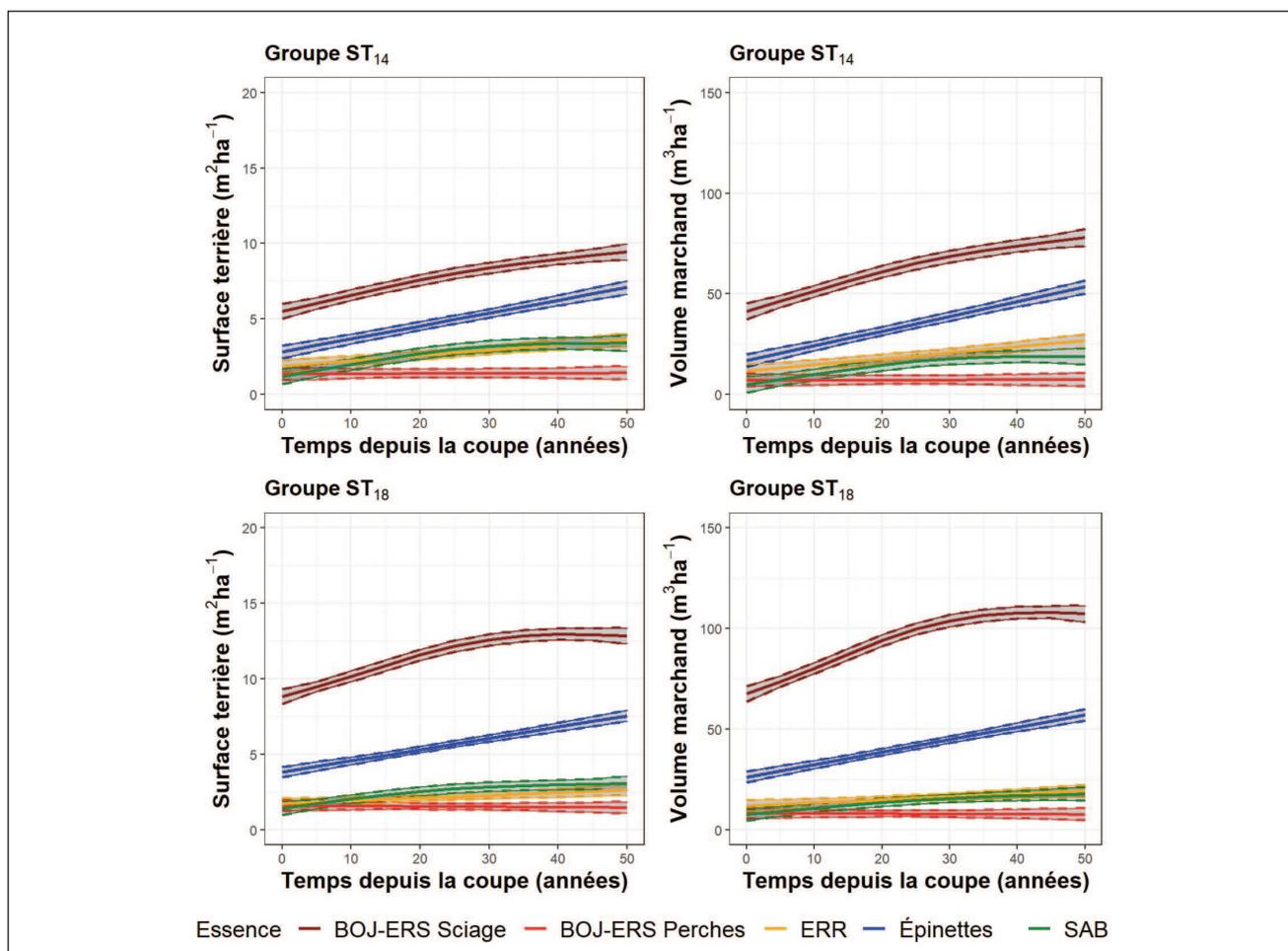
Pour le groupe ST<sub>14</sub>, la ST de l'ERR a augmenté jusqu'à  $3,6 \pm 0,4$  m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>, passant d'une proportion de 13 % à 14 % de la ST. Pour le groupe ST<sub>18</sub>, l'augmentation a été moins grande, et le maximum atteint a été de  $2,6 \pm 0,4$  m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> 50 ans après la coupe. En conséquence, la proportion de ST de l'ERR est passée de 10 % à 9 % pour ce groupe.

Le VMB a suivi les mêmes tendances que la ST pour les trois groupements d'essences décrits ci-dessus (Fig. 5).

Le changement de surface terrière des perches des tiges de dimension sciage de BOJ et d'ERS de même que celui du SAB était principalement attribuable au recrutement de nouvelles tiges alors que pour l'ERR et les épinettes, l'accroissement des survivants expliquait la majorité des changements de surface terrière (Tableau 6). La mortalité était proportionnellement plus élevée pour l'ERR et encore plus pour le SAB. Peu de différences entre les deux groupes de ST résiduelle ont pu être observées quant à la répartition des changements en surface terrière entre l'accroissement des survivants, le recrutement et la mortalité (Tableau 6).



**Fig. 4** Prévisions par les modèles GAMM de l'évolution en fonction du temps depuis la coupe partielle **a)** de l'accroissement annuel périodique de la surface terrière marchande (AAP<sub>ST</sub> et **b)** de l'accroissement annuel périodique du volume marchand brut (AAPVMB), pour les groupes ST<sub>14</sub> (surface terrière résiduelle de 14 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>, lignes jaunes) et ST<sub>18</sub> (surface terrière résiduelle de 18 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>, lignes bleues). Les lignes pointillées représentent la limite inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 %.



**Fig. 5** Évolution prévue par les modèles GAMM de la surface terrière marchande (graphiques de gauche) et du volume marchand brut (graphiques de droite) par essence et dimensions des tiges, pour les groupes ST<sub>14</sub> (surface terrière résiduelle de 14 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>, ligne du haut) et ST<sub>18</sub> (surface terrière résiduelle de 18 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>, ligne du bas). Le groupe BOJ-ERS Sciage inclut les bouleaux jaunes et les érables à sucre ayant des DHP > 23 cm, tandis que le groupe BOJ-ERS Perches inclut ceux ayant des DHP de 9 à 23 cm. Le groupe Épinettes inclut l'épinette blanche et l'épinette rouge. Les lignes pointillées représentent les limites inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 %.

Tableau 6. Prévisions de l'accroissement des arbres survivants, du recrutement et de la mortalité par groupe de surface terrière (ST) résiduelle et par groupe d'essence et de dimensions des tiges pour la période de 50 ans

Groupe de ST résiduelle (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	Groupe d'essences et de dimensions de tige	Surface terrière initiale (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	Accroissement des arbres survivants (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	Recrues (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )	Mortalité (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )
14	BOJ-ERS-Perches	1,49	0,48	1,25	0,33
	BOJ-ERS-Sciage	5,52	2,01	2,85	0,98
	Épinettes	2,76	3,03	0,92	0,49
	ERR	1,77	1,32	0,67	0,54
	SAB	1,33	1,03	1,70	0,63
18	BOJ-ERS-Perche	1,75	0,60	1,22	0,37
	BOJ-ERS-Sciage	8,76	3,03	2,51	1,48
	Épinettes	3,78	3,05	0,89	0,66
	ERR	1,77	0,99	0,42	0,57
	SAB	1,43	0,99	1,43	0,64

## Discussion

Les prévisions du rendement des coupes partielles sont une information cruciale pour les aménagistes forestiers, car elles guident les interventions futures et permettent de réajuster la planification au besoin. En pratique, les suivis à long terme permettant d'estimer ces rendements pour les bétulaies jaunes résineuses sont peu nombreux parce que l'utilisation des coupes partielles dans ce type de peuplement mixte est récente dans l'est du Canada (Prévost 2008). Plusieurs dispositifs expérimentaux ont été mis en place au cours des dernières décennies au Québec (p. ex. : Majcen et Bédard 2003; Prévost 2008; Prévost et Charette 2015; Prévost *et al.* 2010; Raymond et Bédard 2017; Raymond *et al.* 2018). Toutefois, pour la plupart d'entre eux, la profondeur temporelle est encore trop faible pour que ce soit reconstituée la ST anticipée pour la réalisation d'une seconde coupe partielle.

Nos résultats s'appuient sur les prévisions de deux modèles de croissance, soit le nouveau modèle BJR et le modèle Artémis-2014. Tous deux prévoient des trajectoires similaires pour les deux groupes de ST étudiés. Cependant, sur un horizon de 50 ans après la coupe, le modèle Artémis prévoit une ST de 8 % à 9 % plus grande que le modèle BJR. L'utilisation de prévisions provenant de différents modèles est de plus en plus courante en écologie et a l'avantage, en général, de diminuer l'erreur de prévision (Dormann *et al.* 2018). Dans notre cas, cette approche a apporté de la robustesse aux résultats, limitant les risques de forte sous-estimation ou de surestimation du rendement. Éventuellement, afin d'accroître encore cette robustesse, on pourrait ajouter les simulations d'autres modèles, par exemple celles de SaMARE (Fortin *et al.* 2009), un modèle pour les érablières nordiques du Québec pour lequel une nouvelle version, mieux adaptée aux bétulaies jaunes résineuses, est en préparation.

Nos résultats ont montré un AAP<sub>ST</sub> légèrement plus grand pour le groupe ST<sub>14</sub> que pour le groupe ST<sub>18</sub> (Tableau 7). Cette différence pourrait facilement s'expliquer par une compétition moins forte entre les arbres dans le groupe ST<sub>14</sub>, qui permet une meilleure croissance des arbres résiduels (Pretzsch et Bieber 2010) et par un prélèvement plus important des arbres susceptibles de mourir (Bédard et Majcen 2003; Prévost et Dumais 2013). Cependant, aucune diffé-

rence significative n'a été trouvée entre l'AAP<sub>VMB</sub> des deux groupes. Ce résultat découle de la présence d'arbres plus gros et plus hauts dans le groupe ST<sub>18</sub> (données non présentées), pour lesquels une même croissance en ST se traduit par une croissance plus importante en VMB. Ces faibles différences expliquent pourquoi même après 50 ans, la ST et le VMB du groupe ST<sub>14</sub> sont inférieurs à ceux du groupe ST<sub>18</sub>.

Pour les deux groupes de ST résiduelle, l'AAP<sub>ST</sub> et l'AAP<sub>VMB</sub> suivent des trajectoires similaires soit une augmentation à la suite de la coupe partielle, l'atteinte d'un maximum entre 10 et 15 ans après la coupe, puis une diminution constamment jusqu'à 50 ans. Bien que les valeurs d'accroissement annuel périodique obtenues à 50 ans soient issues de simulations, elles sont comparables à celles observées dans les peuplements témoins depuis le début de leur suivi (0,14 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup>). À ce moment, la ST du groupe ST<sub>18</sub> est identique à celle des peuplements témoins (29 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>). Les accroissements annuels périodiques sont cependant un peu plus faibles que ceux observés par Guillemette *et al.* (Sous presse) dans des peuplements mixtes témoins (0,16 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup>). L'augmentation initiale des accroissements peut être attribuée à la diminution de la compétition. Cette augmentation est maximale quelques années après la coupe, au moment où les arbres résiduels se sont acclimatés aux nouvelles conditions de croissance (Kneeshaw *et al.* 2002; Jones et Thomas 2004; Forget *et al.* 2007). Au fur et à mesure que la taille du houppier augmente chez les arbres résiduels, puis que de nouveaux arbres sont recrutés dans le peuplement, la compétition augmente à nouveau et se traduit par une diminution de l'accroissement annuel périodique (Gronewold *et al.* 2012). D'autres auteurs ont également observé une augmentation de l'accroissement annuel périodique dans les premières années suivant la coupe partielle. Lors d'un suivi de 15 ans d'érablières jardinées du Québec, Bédard *et al.* (2012) ont observé un maximum pour cette valeur entre 5 et 10 ans après la coupe. Pour le même type de peuplement, Forget *et al.* (2007) ont observé, lors d'un suivi effectué sur une période de 10 ans, un accroissement annuel périodique plus grand pour les peuplements traités. Dans de vieilles érablières du Michigan, Crow *et al.* (1981) ont observé les valeurs maximales de cette variable entre 10 et 20 ans après la coupe. Par

Tableau 7. Paramètres des modèles GAMM d'évolution des variables réponses en fonction du temps depuis la coupe partielle

Variable réponse	Variable explicative*	Valeur de P	R <sup>2</sup>
Surface terrière marchande (ST)	Ordonnée à l'origine	< 0,001	0,74
	ST <sub>18</sub>	< 0,001	
	S(TempsTRT) × ST <sub>14</sub>	< 0,001	
	S(TempsTRT) × ST <sub>18</sub>	< 0,001	
Volume marchand brut (VMB)	Ordonnée à l'origine	< 0,001	0,75
	ST <sub>18</sub>	< 0,001	
	S(TempsTRT) × ST <sub>14</sub>	< 0,001	
	S(TempsTRT) × ST <sub>18</sub>	< 0,001	
Accroissement annuel périodique en ST	Ordonnée à l'origine	< 0,001	0,25
	ST <sub>18</sub>	0,046	
	S(TempsTRT)	< 0,001	
Accroissement annuel périodique en VMB	Ordonnée à l'origine	< 0,001	0,24
	ST <sub>18</sub>	0,176	
	S(TempsTRT)	< 0,001	
ST par essence pour le groupe de ST <sub>14</sub>	Ordonnée à l'origine	< 0,001	0,48
	BOJ-ERS Perches	< 0,001	
	ERR	< 0,001	
	EPX	< 0,001	
	SAB	< 0,001	
	S(TempsTRT) × BOJ-ERS Sciage	< 0,001	
	S(TempsTRT) × BOJ-ERS Perches	0,861	
	S(TempsTRT) × ERR	< 0,001	
	S(TempsTRT) × EPX	< 0,001	
	S(TempsTRT) × SAB	0,056	
VMB par essence pour le groupe ST <sub>14</sub>	Ordonnée à l'origine	< 0,001	0,54
	BOJ-ERS Perches	< 0,001	
	ERR	< 0,001	
	EPX	< 0,001	
	SAB	< 0,001	
	S(TempsTRT) × BOJ-ERS Sciage	< 0,001	
	S(TempsTRT) × BOJ-ERS Perches	0,890	
	S(TempsTRT) × ERR	< 0,001	
	S(TempsTRT) × EPX	< 0,001	
	S(TempsTRT) × SAB	< 0,001	
ST par essence pour le groupe ST <sub>18</sub>	Ordonnée à l'origine	< 0,001	0,75
	BOJ-ERS Perches	< 0,001	
	ERR	< 0,001	
	EPX	< 0,001	
	SAB	< 0,001	
	S(TempsTRT) × BOJ-ERS Sciage	< 0,001	
	S(TempsTRT) × BOJ-ERS Perches	0,667	
	S(TempsTRT) × ERR	< 0,001	
	S(TempsTRT) × EPX	< 0,001	
	S(TempsTRT) × SAB	< 0,001	
VMB par essence pour le groupe ST <sub>18</sub>	Ordonnée à l'origine	< 0,001	0,79
	BOJ-ERS Perches	< 0,001	
	ERR	< 0,001	
	EPX	< 0,001	
	SAB	< 0,001	
	S(TempsTRT) × BOJ-ERS Sciage	0,057	
	S(TempsTRT) × BOJ-ERS Perches	0,819	
	S(TempsTRT) × ERR	< 0,001	
	S(TempsTRT) × EPX	< 0,001	
	S(TempsTRT) × SAB	0,015	

\*ST<sub>14</sub> = groupe de surface terrière résiduelle 14 m<sup>2</sup>.ha<sup>-1</sup>; ST<sub>18</sub> = groupe de surface terrière résiduelle 18 m<sup>2</sup>.ha<sup>-1</sup>; S(Temps) = spline cubique en fonction du temps depuis la coupe partielle; ERR = groupe érable rouge; EPX = groupe épinette blanche et épinette rouge; SAB = sapin baumier; BOJ-ERS-Sciage = bouleaux jaunes et érables à sucre ayant un DHP > 23 cm; BOJ-ERS-Perches = bouleaux jaunes et érables à sucre ayant un DHP > 9 cm et < 23,1 cm.

la suite, l'accroissement annuel périodique diminue de beaucoup, comme l'a montré un mesurage réalisé 50 ans après traitement dans les mêmes peuplements (Gronewold *et al.* 2012).

Les rotations prévues dans la présente étude (24 ans pour le groupe ST<sub>18</sub> et 40 ans pour le groupe ST<sub>14</sub>) peuvent se comparer à ce que les aménagistes forestiers anticipent habituellement au Québec. Des ST résiduelles de 18 à 20 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> sont généralement associées aux coupes de jardinage qui, historiquement, visaient une reconstitution de la ST initiale en 25 ± 5 ans après un prélèvement d'environ 30 % de la ST (MRNFP 2003). Récemment, le suivi des effets réels des coupes de jardinage a montré que pour les bétulaies jaunes résineuses ainsi traitées, la reconstitution de la ST initiale (~27 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>) serait envisageable en 23 ans (Guillemette *et al.*, Sous presse). Ces temps de rotation se basent sur des accroissements annuels moyens de 0,34 à 0,36 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> à 20 ans, alors que nous avons plutôt obtenu des valeurs prévues de 0,30 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> à 25 ans pour le groupe ST<sub>18</sub>. Dans une autre étude, Bédard et Majcen (2000) ont observé des accroissements annuels moyens de 0,27 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup>, ce qui mènerait à des rotations de 25 à 30 ans. Ces résultats nous portent à croire qu'il serait réaliste de prévoir des rotations d'environ 25 ans pour les bétulaies jaunes résineuses de structure semblable à celles étudiées et avec une ST résiduelle d'environ 18 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> après le prélèvement d'environ 30 % de la ST.

Pour le groupe ST<sub>14</sub>, la ST résiduelle conservée était inférieure à la valeur de 16 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup> qui est généralement souhaitée comme seuil minimal pour la CPI-CP (Raymond *et al.* 2013, 2018). En ce sens, la période de rotation estimée à 40 ans correspond à la limite supérieure de la période de rotation envisagée pour les CPI-CP (Raymond *et al.* 2013). L'accroissement annuel moyen en ST sur la période de rotation de 40 ans s'établit à 0,28 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup>, ce qui est inférieur à la moyenne de 0,36 m<sup>2</sup>·ha<sup>-1</sup>·an<sup>-1</sup> rapportée par Prévost et Dumais (2013) pour une première période de 10 ans suivant ce type de traitement. Cela peut s'expliquer par la diminution importante de l'AAP<sub>ST</sub> avec le temps depuis la coupe, ce qui baisse la moyenne et diminue l'effet des valeurs plus élevées observées dans les premières années après la coupe (Fig. 4). La plupart des études ont rapporté des accroissements de la ST pour les 5 à 15 premières années après la coupe (p. ex. : Bédard et Majcen 2000; Forget *et al.* 2007; Prévost et Dumais 2013). Notre étude montre qu'à long terme, l'effet de la coupe partielle sur l'accroissement en ST diminue fortement. Si l'on souhaite intensifier la production de bois, cela pourrait justifier l'application de traitements plus fréquents, avec un prélèvement moindre en ST.

La principale différence entre les groupes ST<sub>14</sub> et ST<sub>18</sub> concernant l'évolution des essences provient de l'érable rouge, qui augmente sa ST et son VMB de manière plus marquée dans le groupe ST<sub>14</sub> que dans le groupe ST<sub>18</sub>. Ce phénomène pourrait être attribué au fait qu'un prélèvement plus important tend à favoriser cette essence opportuniste qui peut bénéficier d'une ouverture plus grande du couvert forestier (Abrams 1998; Angers *et al.* 2005). Dans notre cas, l'accroissement en surface terrière des érables rouges s'expliquait à part égale par l'accroissement des arbres survivants et le recrutement de nouvelles tiges marchandes. La gestion des essences moins désirables est un enjeu à considérer pour l'application des coupes partielles. Ainsi, la CPI-RL, qui laisse des

ST résiduelles comparables à celles du groupe ST<sub>14</sub> de la présente étude, pourrait favoriser la régénération d'essences semi-tolérantes à l'ombre comme le BOJ, mais également l'ERR.

Le groupe BOJ-ERS Perches est le seul groupement d'essences qui n'a pas augmenté sa ST et son VMB après la coupe. La stabilité de la ST de ce groupe peut s'expliquer par le fait que les perches qui atteignent un diamètre de 23,1 cm passent dans le groupe de BOJ-ERS Sciage et sont responsables en majeure partie de l'accroissement en surface terrière de ce groupe. Cependant, cette perte de ST occasionnée par l'accroissement des tiges est compensée par un recrutement important de nouvelles perches provenant de la cohorte des gaules (Tableau 6).

Bien que nos résultats montrent que la quantité de sapin baumier augmente au cours des 30 premières années suivant la coupe, puis se stabilise jusqu'à 50 ans (Fig. 5), cette évolution est susceptible d'être perturbée lors d'une éventuelle épidémie de tordeuse des bourgeons de l'épinette (Boulanger *et al.* 2012). Cette perturbation n'a pas été simulée dans notre étude, notamment parce qu'elle n'a pas sévi récemment dans les placettes utilisées où le SAB occupait environ 11 % de la ST des peuplements. De plus, le sapin est le groupe qui montre le plus fort taux de mortalité sur une période de 50 ans (Tableau 6). Cette observation vient confirmer l'importance de récolter en priorité cette essence peu longévive lors des coupes partielles (Raymond *et al.* 2016).

L'augmentation en ST des épinettes est un résultat encourageant, compte tenu de la grande valeur économique et écologique de ces essences (Dumais et Prévost 2014). Dans notre cas, l'accroissement en ST des épinettes sur la période de 50 ans peut être attribuée majoritairement à la croissance des tiges marchandes résiduelles (Tableau 6). Dans les sous-domaines bioclimatiques de la sapinière à bouleau jaune et de l'érablière à bouleau jaune de l'Est, les épinettes de fortes dimensions montrent un fort taux de croissance et un faible taux de mortalité (Power *et al.* 2019; Raymond *et al.* 2016), de sorte qu'elles contribuent substantiellement à l'accroissement en ST du peuplement. Cependant, dans certains cas, l'établissement de nouveaux semis de même que l'acclimatation et le développement de la basse régénération et des gaules de ces essences à la suite d'une coupe partielle peuvent s'avérer problématiques (Dumais et Prévost 2014; Power *et al.* 2022). Selon l'équipement utilisé et la manière dont elle est réalisée, la coupe partielle peut aussi détruire une bonne partie de la régénération résineuse préétablie (Prévost 2008). Enfin, le maintien à long terme de l'épinette rouge dans les bétulaies jaunes résineuses pourrait s'avérer difficile si un nombre suffisant de semenciers n'est pas conservé et que des ouvertures trop grandes du couvert favorisent le développement d'une abondante strate arbustive composée d'espèces concurrentes.

#### Limites de l'étude

Les simulations effectuées ne captent pas d'autres changements susceptibles de survenir au cours des prochaines décennies, comme ceux causés par les conditions climatiques changeantes et l'arrivée de nouveaux ravageurs forestiers (Jactel *et al.* 2017). Même si certaines variables climatiques sont incluses dans les modèles de croissance utilisés, l'amplitude limitée de leurs valeurs fait en sorte que les conditions climatiques futures sont exclues de l'enveloppe climatique

qui a servi pour calibrer nos modèles. Cette situation limite leur potentiel d'utilisation pour prévoir l'effet du climat à plus long terme sur la croissance et la composition des peuplements traités.

Les dispositifs expérimentaux permettent un certain contrôle des facteurs non attribuables aux traitements sylvicoles, mais leurs résultats individuels peuvent être difficilement reproductibles sur l'ensemble des bétulaies jaunes résineuses du Québec. Pour limiter cet inconvénient et rendre nos résultats applicables à un plus vaste territoire, nous avons effectué nos analyses en regroupant 9 dispositifs expérimentaux couvrant une grande portion de l'habitat de ce type de peuplement. Cependant, étant donné que la plupart des placettes n'avaient pas encore atteint la ST cible pour la réalisation de la prochaine coupe partielle, nous avons aussi utilisé des modèles de croissance pour prévoir le rendement jusqu'à l'atteinte de cette ST. Les dispositifs rassemblés couvrent assez bien la distribution longitudinale des peuplements mixtes de BOJ et de résineux du Québec. Cependant, ils se situent majoritairement dans la portion sud de la distribution latitudinale de ces peuplements. Cette plus faible représentation des bétulaies jaunes résineuses situés au nord et de celles situées à l'Est de la distribution pourrait limiter l'application de certains résultats de notre étude à ces régions, notamment celui portant sur la période de rotation entre les coupes partielles.

### Conclusion et implication pour l'aménagement

Notre étude a montré que des rotations de 25 à 40 ans pouvaient être envisagées dans les peuplements mixtes de bouleau jaune et de résineux gérés avec des procédés de régénération par coupes partielles. Cependant, la réduction trop importante de la ST (ST résiduelle sous le seuil de  $16 \text{ m}^2 \text{ ha}^{-1}$ ) pourrait accroître la proportion de la ST et du volume occupé par des essences opportunistes et de moindre valeur telles que l'érable rouge. Afin de maximiser la productivité de ces peuplements, et puisque l'accroissement annuel périodique atteint son maximum dans les 10 à 15 premières années suivant la coupe partielle, il serait possible de favoriser des rotations courtes (~25 ans), en diminuant la ST prélevée. Ce faisant, il faudra aussi prendre en compte la qualité des tiges produites et la rentabilité économique des opérations, en plus de considérer la mise en place de conditions permettant l'établissement et le développement de la régénération ainsi que la valeur écologique des peuplements résiduels. Pour ce faire, l'utilisation d'un schéma de coupe comprenant des petites et des moyennes trouées ( $100$  à  $300 \text{ m}^2$ ) pourrait favoriser l'établissement du bouleau jaune tout en préservant des semenciers d'épinette rouge pour permettre la régénération de cette essence (Dumais et Prévost 2014, Raymond *et al.* 2018). Les schémas de coupe non uniformes génèrent des conditions de croissance hétérogènes qui influencent tant la régénération que la croissance des arbres résiduels (Coates *et al.* 2003). Ces particularités pourront éventuellement être prises en compte dans le modèle de croissance BJR, pour lequel nous développons des modules spatialement explicites pour simuler la régénération et la croissance des arbres résiduels.

### Remerciements

Nous désirons remercier particulièrement le personnel de la direction de la recherche forestière ayant contribué à la col-

lecte de données terrain, Monsieur Marcel Prévost pour avoir établis et assuré le suivi de certains des dispositifs expérimentaux utilisés dans cette étude, madame Denise Tousignant pour la révision linguistique du manuscrit et monsieur Jean Noël pour la Fig. 1. Nous désirons également remercier les participants du groupe de travail sur les forêts mixtes du comité sur les forêts feuillues et mixtes du Ministère des Ressources naturelles et des Forêts du Québec, notamment madame Mélanie Ruel pour son implication particulière dans le projet. Finalement, nous désirons également remercier l'éditeur associé et les deux réviseurs anonymes qui ont évalué le manuscrit.

### Bibliographie

- Abrams, M.D. 1998. The red maple paradox. *Bioscience* 48(5): 355–364. <https://doi.org/10.2307/1313374>
- Akaike, H. 1973. Information theory as an extension of the maximum likelihood principle. *In: Second international symposium on information theory.* Petrov, B. N. and F., C.s Petrov, B. N. and F., C. pp 267–281.
- Allison, P.D. 2012. Logistic regression using SAS: Theory and application. 2<sup>nd</sup> ed. SAS Institute Inc. Cary, NC. 339 p.
- Angers, V.-A., C. Messier, M. Beaudet et A. Leduc. 2005. Comparing composition and structure in old-growth and harvested (selection and diameter-limit cuts) northern hardwood stands of Quebec. *For. Ecol. Manage.* 217(2-3): 275–293. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2005.06.008>
- Auger, I. 2017. Une nouvelle relation hauteur-diamètre tenant compte de l'influence de la station et du climat pour 27 essences commerciales du Québec. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, Direction de la recherche forestière. Note de recherche forestière no 146. 31 p. <https://mffp.gouv.qc.ca/documents/forets/connaissances/recherche/Note146.pdf>
- Bédard, S. et Z. Majcen. 2000. Accroissement et régénération des prucheraies dix ans après une coupe de jardinage dans une aire d'hivernage de cerf de Virginie. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, Direction de la recherche forestière. Note de recherche forestière n° 103. 13 p. <https://mffp.gouv.qc.ca/documents/forets/connaissances/recherche/Note103.pdf>
- Bédard, S. et Z. Majcen. 2003. Growth following single-tree selection cutting in Québec northern hardwoods. *For. Chron.* 79(5): 898–905. <https://doi.org/10.5558/tfc79898-5>
- Bédard, S., J. DeBlois et F. Guillemette. 2012. Accroissement 15 ans après coupe de jardinage dans les érablières : une analyse par période quinquennale et par secteur. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, Direction de la recherche forestière. Mémoire de recherche forestière n° 165. 25 p. <https://mffp.gouv.qc.ca/documents/forets/connaissances/recherche/Memoire165.pdf>
- Boucher, Y., D. Arseneault, L. Sirois et L. Blais. 2009. Logging pattern and landscape changes over the last century at the boreal and deciduous forest transition in Eastern Canada. *Landsc. Ecol.* 24: 171–184. <https://doi.org/10.1007/s10980-008-9294-8>
- Boulanger, Y., D. Arseneault, H. Morin, Y. Jardon, P. Bertrand et C. Dagneau. 2012. Dendrochronological reconstruction of spruce budworm (*Choristoneura fumiferana*) outbreaks in southern Quebec for the last 400 years. *Can. J. For. Res.* 42(7): 1264–1276. <https://doi.org/10.1139/x2012-069>
- Coates, D., C. D. Canham, M. Beaudet, D. L. Sachs et C. Messier. 2003. Use of a spatial explicit individual-tree model (SORTIE/BC) to explore the implications of patchiness in structurally complex forests. *For. Ecol. Manage.* 186 (2003): 297–310. <https://doi.org/10.1139/x99-151>
- Cragg, J. G. 1971. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. *Econometrica* 39 (5): 829–844. <https://doi.org/10.2307/1909582>

- Crow, T. R., C. H. Tubbs, R. D. Jacobs et R. R. Oberg. 1981. Stocking and structure for maximum growth in sugar maple selection stands. St-Paul, Minnesota, USDA Forest Service, North Central Forest Experiment Station: 1-16 (16). <https://doi.org/10.2737/NC-RP-199>
- Duchesne, L. et M. Prévost. 2013. Canopy disturbance and intertree competition: Implications forest tree growth and recruitment in two yellow birch–conifer stands in Quebec. *J. For. Res.* 18: 168–178. <https://doi.org/10.1007/s10310-012-0338-1>
- Dumais, D. et M. Prévost. 2014. Physiology and growth of advance *Picea rubens* and *Abies balsamea* regeneration following different canopy openings. *Tree Physiol.* 34: 194–204. <https://doi.org/10.1093/treephys/tpt114>
- Dormann, C. F., et al. 2018. Model averaging in ecology: A review of bayesian, information-theoretic, and tactical approaches for predictive inference. *Ecol. Monogr.* 88 (4): 485–504. <https://doi.org/10.1002/ecm.1309>
- Efron, B. et G. Gong. 1983. A leisurely look at the bootstrap, the jackknife and the cross-validation. *J. Amer. Stat. Ass.* 37(1): 36–48. <https://doi.org/10.1080/00031305.1983.10483087>
- Forget, E., P. Nolet, F. Doyon, S. Delagrange et Y. Jardon. 2007. Ten-year response of northern hardwood stands to commercial selection cutting in southern Quebec, Canada. *For. Ecol. Manage.* 242 : 764–775. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2007.02.010>
- Fortin, M. et L. Langevin. 2010. ARTÉMIS-2009 : un modèle de croissance basé sur une approche par tiges individuelles pour les forêts du Québec. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles et de la Faune, Direction de la recherche forestière. Mémoire de recherche forestière n° 156. 48 p. <https://mffp.gouv.qc.ca/documents/forets/connaissances/recherche/Memoire156.pdf>
- 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. 41 p. <https://mffp.gouv.qc.ca/documents/forets/connaissances/recherche/Memoire155.pdf>
- Fortin, M., J. DeBlois, S. Bernier et G. Blais. 2007. Mise au point d'un tarif de cubage général pour les forêts québécoises : une approche pour mieux évaluer l'incertitude associée aux prévisions. *For. Chron.* 83 (5) : 754–765. <https://doi.org/10.5558/tfc83754-5>
- Fortin, M., S. Bédard, J. DeBlois et S. Meunier. 2008. Predicting individual tree mortality in northern hardwood stands under uneven-aged management in southern Québec, Canada. *Ann. For. Sci.* 65: 205. <https://doi.org/10.1051/forest:2007088>
- Gastaldello, P., J.-C. Ruel et D. Paré. 2007. Micro-variation in yellow birch (*Betula alleghaniensis*) growth condition after patch scarification. *For. Ecol. Manage.* 238: 244–248. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2006.10.023>
- Guillemette, F., S. Bédard, D. Pin et D. Dumais. 2013a. Chapitre 23 — Les coupes de jardinage avec gestion par arbres. *Dans* : Le guide sylvicole du Québec, Tome 2 — Les concepts et l'application de la sylviculture. Ouvrage collectif sous la direction de C. Larouche, F. Guillemette, P. Raymond et J.-P. Saucier. Ministère des Ressources naturelles. Les Publications du Québec. Québec. p. 567–603.
- Guillemette, F., M.-M. Gauthier, M.-C. Lambert et S. Bédard, 2013b. Effets réels décennaux des coupes de jardinage pratiquées de 1995 à 1999 dans un contexte opérationnel. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, Direction de la recherche forestière. Mémoire de recherche forestière no 168. 34 p. <https://mffp.gouv.qc.ca/documents/forets/connaissances/recherche/Memoire168.pdf>
- Guillemette, F., F. Havreljuk, H. Power et S. Bédard (Sous presse). Rendements observés et simulés 20 ans après des coupes de jardinage pratiquées de 1995 à 1999 dans un contexte opérationnel. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles et des Forêts, Direction de la recherche forestière. Mémoire de recherche forestière n° 190.
- Gronewold, C., A. W. D'Amato et B. J. Palik. 2012. Relationships between growth, quality, and stocking within managed old-growth northern hardwoods. *Can. J. For. Res.* 42(6): 1115–1125. <https://doi.org/10.1139/x2012-070>
- Jactel, H., et al. 2017. Tree diversity drives forest stand resistance to natural disturbances. *Curr. For. Rep.* 3: 223–243. <https://doi.org/10.1007/s40725-017-0064-1>
- Jones, T. A. et S. Thomas. 2004. The time course of diameter increment responses to selection harvest in *Acer saccharum*. *Can. J. For. Res.* 34: 1525–1533. <https://doi.org/10.1139/x04-034>
- Kabrick, J. M., K. L. Clark, A. W. D'Amato, D. D. Dey, L. S. Kenefic, C. C. Kern, B. B. Knapp, D. A. MacLean, P. Raymond et J. D. Waskiewicz. 2017. Managing hardwood-softwood mixtures for future forests in eastern North America: Assessing suitability to projected climate change. *J. For.* 115 (3): 190–201. <https://doi.org/10.5849/jof.2016-024>
- Kenefic, L. S., J. M. Kabrick, B. O. Knapp, P. Raymond, K. L. Clark, A. W. D'Amato, C. C. Kern, L. A. Vickers, D. C. Dey et N. Rogers. 2021. Mixedwood sylviculture in North America: The science and art of managing for complex, multispecies temperate forests. *Can. J. For. Res.* 51: 921–934. <https://doi.org/10.1139/cjfr-2020-0410>
- Kern, C. C., J. D. Waskiewicz, L. Frelich, B. L. Muñoz Delgado, L. S. Kenefic, K. L. Clark et J. M. Kabrick. 2021. Understanding compositional stability in mixedwood forests of eastern North America. *Can. J. For. Res.* 51(7): 897–909. <https://doi.org/10.1139/cjfr-2020-0492>
- Kneeshaw, D. D., H. Williams, E. Nikinmaa et C. Messier. 2002. Pattern of above- and below-ground response of understory conifer release 6 years after partial cutting. *Can. J. For. Res.* 32: 255–265. <https://doi.org/10.1139/x01-190>
- Landsberg, J. 2003. Modelling forest ecosystems: State of the art, challenges, and future directions. *Can. J. For. Res.* 33 : 385–397. <https://doi.org/10.1139/X02-129>
- Majcen, Z. et S. Bédard, 2003. Accroissement et régénération à la suite de coupes de jardinage dans les bétulaies à bouleau jaune et sapin. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, de la Faune et des Parcs, Direction de la recherche forestière. Rapport interne n° 481. 26 p.
- MRNFP. 2023. [Ministère des ressources naturelles, de la faune et des parc]. Manuel d'aménagement forestier, 4<sup>e</sup> édition, Québec. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, de la Faune et des Parcs, Direction des programmes forestiers. 245 p. [https://www.bibliotheque.assnat.qc.ca/DepotNumerique\\_v2/AffichageFichier.aspx?idf=68762](https://www.bibliotheque.assnat.qc.ca/DepotNumerique_v2/AffichageFichier.aspx?idf=68762)
- Pinheiro, J., D. Bates, S. DebRoy, D. R. Sarkar et R Core Team. 2019. *nlme*: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models. R package version 3.1-139.
- Power, H. 2016. Comparaison des biais et précision des estimations de surface terrière totale, avec et sans coupe partielle, des modèles Artémis-2009 et Artémis 2014 sur une période de 40 ans. Gouvernement du Québec, ministère des Forêts, de la Faune et des Parcs, Direction de la recherche forestière. Note de recherche forestière n° 143, 21 p. <http://www.mffp.gouv.qc.ca/publications/forets/connaissances/recherche/Power-Hugues/Note143.pdf>

- Power, H., P. Raymond, M. Prévost, V. Roy et F. Berninger. 2019.** Basal area and diameter growth in high-graded eastern temperate mixedwood forests: The influence of acceptable growing stock, species, competition and climate. *Forestry* 92: 659–669. <https://doi.org/10.1093/forestry/cpz029>
- 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(8): 1186–1200. <https://doi.org/10.1139/cjfr-2022-0073>.
- Pretzsch, H. et P. Bieber. 2010.** Size-symmetric versus size-assy-metric competition and growth partitioning among trees in forest stands along an ecological gradient in central Europe. *Can. J. For. Res.* 40(2): 370–384. <https://doi.org/10.1139/X09-195>
- 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 D. Dumais. 2013.** Decennial growth and mortality following uniform partial cutting in yellow birch–conifer stands. *Can. J. For. Res.* 43: 224–233. <https://doi.org/10.1139/cjfr-2012-0440>
- 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. and Manage.* 357: 195–205. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2015.08.003>
- Prévost, M., P. Raymond et J. M. Lussier. 2010.** Regeneration dynamic after patch cutting and scarification in yellow birch–conifer stands. *Can. J. For. Res.* 40: 357–369. <https://doi.org/10.1139/X09-192>
- R Core Team, 2019.** R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>
- 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., C. Larouche, S. Bédard, et S. Tremblay. 2013.** Chapitre 20 — La coupe progressive irrégulière. *Dans* : Le guide sylvicole du Québec, Tome 2 — Les concepts et l'application de la sylviculture. Ouvrage collectif sous la direction de C. Larouche, F. Guillemette, P. Raymond, et J.-P. Saucier. Ministère des Ressources naturelles. Les Publications du Québec. Québec. p. 457–545.
- Raymond, P., M. Prévost, M. et H. Power. 2016.** Patch cutting in temperate mixedwood stands: What happens in the between-patch matrix. *For. Sci.* 62: 227–236. <https://doi.org/10.5849/forsci.15-023>
- Raymond, P., A. A. Royo, M. Prévost et D. Dumais. 2018.** Assessing the single-tree and small group selection cutting system as intermediate disturbance to promote regeneration and diversity in temperate mixedwood stands. *For. Ecol. Manage.* 430: 21–32. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2018.07.054>
- Régnière, J., R. Saint-Amant et A. Bédard, 2014.** BioSim 10—User's Manual. Natural Resources Canada, Canadian Forest Service, Laurentian Forestry Centre, Quebec, QC. Information Report LAU-X-137E. <https://cfs.nrcan.gc.ca/publications/download-pdf/34818>
- Wang, J., A. R. Taylor et L. D'Orangeville. 2022.** Warming-induced tree growth may help offset increasing disturbance across the Canadian boreal forest. *PNAS* 120:1-10. <https://doi.org/10.1073/pnas.2212780120>
- Webster, C. R., Y. L. Dickinson, J. I. Burton, L. E. Frelich, M. A. Jenkins, C. C. Kern, P. Raymond, M. R. Saunders, M. B. Walters et J. L. Willis. 2018.** Promoting and maintaining diversity in contemporary hardwood forests: Confronting contemporary drivers of change and the loss of ecological memory. *For. Ecol. Manage.* 421: 98–108. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2018.01.010>
- Weiskittel, A.R., D.W. Hann, J.A. Kershaw Jr, and J.K. Vanclay. 2011.** Forest growth and yield modeling. Wiley-Blackwell, West Sussex, UK. 415 p.