ARTÉMIS-2009 : un modèle de croissance basé sur une approche par tiges individuelles pour les forêts du Québec

Mémoire de recherche forestière n° 156

Direction de la recherche forestière

par

Mathieu Fortin et Luc Langevin

Québec

ARTÉMIS-2009 : un modèle de croissance basé sur une approche par tiges individuelles pour les forêts du Québec

Mémoire de recherche forestière n° 156

par

Mathieu Fortin, ing.f., *Ph. D.*

et

Luc Langevin, stat., M. Sc.

Gouvernement du Québec
Ministère des Ressources naturelles et de la Faune
Direction de la recherche forestière
2010

Mandat de la DRF

La Direction de la recherche forestière (DRF) a pour mandat de participer activement à l'amélioration de la pratique forestière au Québec en réalisant des travaux, principalement à long terme et d'envergure provinciale, qui intègrent des préoccupations de recherche fondamentale et appliquée. Elle subventionne aussi des recherches universitaires à court ou à moyen terme. Ces recherches, importantes pour le ministère des Ressources naturelles et de la Faune (MRNF), sont complémentaires aux travaux de la DRF ou réalisées dans des créneaux où elle ne s'implique pas. Elle contribue à la diffusion de nouvelles connaissances, d'avis et de conseils scientifiques et à l'intégration de ces nouvelles connaissances ou savoir-faire à la pratique forestière.

Les mémoires de recherche forestière de la DRF

Depuis 1970, chacun des Mémoires de recherche forestière de la DRF est révisé par un comité *ad hoc* formé d'au moins trois experts indépendants. Cette publication est produite et diffusée à même les budgets de recherche et de développement, comme autant d'étapes essentielles à la réalisation d'un projet ou d'une expérience. Ce document à tirage limité est également disponible dans notre site Internet en format pdf.

Vous pouvez adresser vos demandes à :

Ministère des Ressources naturelles et de la Faune
Direction de la recherche forestière
2700, rue Einstein, Québec (Québec)
Canada, G1P 3W8
Courriel : recherche.forestiere@mrnf.gouv.qc.ca
Internet : www.mrnf.gouv.qc.ca/forets/
connaissances/recherche

© Gouvernement du Québec
On peut citer ce texte en indiquant la référence.

Toutes les publications produites par la Direction de la recherche forestière, du ministère des Ressources naturelles et de la Faune, sont protégées par les dispositions de la Loi sur le droit d'auteur, les lois, les politiques et les règlements du Canada, ainsi que par des accords internationaux. Il est interdit de reproduire, même partiellement, ces publications sans l'obtention préalable d'une permission écrite.

ISBN : 978-2-550-57986-1
ISBN (PDF) : 978-2-550-57987-8
F.D.C. 564(047.3)(714)
L.C. 387.M33

Notes biographiques

Mathieu Fortin est ingénieur forestier, diplômé de l'Université Laval depuis 1998. En 2001, le même établissement lui décerne un diplôme de maîtrise ès sciences forestières et, en 2006, il obtient le grade de *Philosophiæ Doctor*. Ses travaux de maîtrise et de doctorat ont surtout porté sur la modélisation de la croissance forestière ainsi que sur la sylviculture des peuplements mixtes de sapin baumier et d'épinette rouge.

Depuis 2005, il est à l'emploi de la Direction de la recherche forestière à titre de chercheur scientifique. De concert avec Steve Bédard et François Guillemette, il collabore à des travaux qui traitent de la dynamique des peuplements de feuillus après coupe partielle. Il s'intéresse plus particulièrement à la modélisation de l'accroissement, de la mortalité et du recrutement après jardinage dans les peuplements à dominance d'érable à sucre et de bouleau jaune.

Luc Langevin a étudié la statistique à l'Université Laval où il a obtenu son baccalauréat en 1993 et ensuite sa maîtrise en 1997. Son essai à la maîtrise portait sur la régression logistique.

En 1996 il a travaillé comme statisticien quelques mois au Centre de foresterie des Laurentides avant de joindre le Centre de recherche en endocrinologie moléculaire du CRCHUL pour quatre ans. Ensuite il est devenu consultant pour Les Services Conseils Systématix où il a travaillé, comme programmeur-analyste SAS, sur des mandats de la SAAQ et de la CSST pendant six ans.

Il a été un des statisticiens du sous-groupe « modélisation et succession » du Comité consultatif scientifique sur les intrants du calcul de la possibilité forestière, de 2007 à 2009. Il travaille présentement comme statisticien sur un mandat avec le consortium Ouranos.

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Mme Isabelle Auger et M. Jean-Pierre Saucier du ministère des Ressources naturelles et de la Faune du Québec (Direction de la recherche forestière), M. Chhun-Huor Ung du Service canadien des forêts ainsi que deux réviseurs anonymes pour leurs conseils et commentaires sur une version préliminaire de cet ouvrage. La Direction des inventaires forestiers du MRNF a fourni les données nécessaires à l'étalonnage et l'évaluation du modèle. Les données de défoliation de la tordeuse des bourgeons de l'épinette ont été mises à notre disposition par la Direction de l'environnement et de la protection des forêts du MRNF. L'estimation des variables climatiques a été effectuée à l'aide du logiciel BioSIM mis au point par le Service canadien des forêts.

Les travaux d'édition et de mise en page de l'ouvrage ont été confiés à M. Pierre Bélanger et Mme Sylvie Bourassa respectivement.

Le modèle ARTÉMIS-2009 est intégré à la plateforme CAPSIS 4.2.0. Si vous désirez un exemplaire, faites parvenir votre demande à l'adresse artemis2009@mrnf.gouv.qc.ca.

Résumé

En foresterie, les modèles de croissance servent d'outils d'aide à la décision car ils permettent de prévoir dans une certaine mesure l'état futur des peuplements forestiers. Malgré les données disponibles et l'importance du domaine forestier, le Québec ne possède que quelques modèles de croissance provinciaux basés sur une approche par tiges individuelles. La portée de ces modèles est limitée à quelques espèces ou quelques types forestiers. Un modèle plus global s'avérerait un outil intéressant à (i) l'élaboration des stratégies sylvicoles, (ii) l'actualisation des placettes-échantillons et (iii) au calcul de la possibilité ligneuse.

L'objectif de cette étude était donc d'étalonner un modèle par tiges individuelles de portée provinciale. Ce modèle, nommé ARTÉMIS-2009, est composé de six sous-modèles dont quatre sont dynamiques et deux sont statiques. Les sous-modèles dynamiques prévoient les changements temporels de la mortalité, de l'accroissement en diamètre à hauteur de poitrine (dhp, 1,3 m) des tiges survivantes, du nombre de recrues et des diamètres des recrues. Les sous-modèles statiques prévoient la hauteur et le volume à l'aide du dhp. Grâce à une approche stochastique, le modèle fournit une estimation de l'erreur prévisionnelle. Le modèle peut également être utilisé de façon déterministe en ne prenant compte que de la valeur moyenne de ses paramètres. Il réagit aux conditions initiales de densité et permet de prévoir des décroissances. La sénescence est implicitement prévue par le sous-modèle de mortalité. En outre, en prévoyant explicitement le nombre de recrues, le modèle permet de s'affranchir de toute hypothèse arbitraire sur le recrutement. Il a été étalonné à partir des placettes-échantillons permanentes de la Direction des inventaires forestiers pour les 25 végétations potentielles les plus fréquentes de la forêt québécoise.

Ce mémoire présente les composantes du modèle et son fonctionnement. Une évaluation des biais et de la précision du modèle est présentée ainsi que quelques exemples de simulation. En somme, les biais sont pour la plupart inférieurs à 5 % en valeur relative et les coefficients de détermination du modèle sont généralement de l'ordre de 0,6-0,7.

Mots clés : Modélisation, croissance, tiges individuelles, simulation, déterministe, stochastique, biais.

Abstract

In forestry, growth models are used as decision support tools because, to some extent, they help to predict the future condition of forest stands. In spite of the available data and the importance of its forest estate, Québec has only a few provincial growth models based on a single tree approach. The range of these models is limited to a few species or cover types. A more comprehensive model would prove to be a useful tool to i) develop silvicultural strategies, ii) update sample plots, and iii) calculate the allowable cut.

The objective of this study was therefore to parameterize a single tree model for use at the provincial level. The model, called ARTÉMIS-2009, is comprised of six sub-models of which four are dynamic and two are static. The dynamic sub-models forecast the temporal changes of mortality, diameter growth at breast height (dbh, 1.3 m) of surviving stems, and the number of recruits and their diameters. The static sub-models forecast the height and volume using dbh. Using a stochastic approach, the model provides an estimate of the prediction error. The model can also be used deterministically by taking into account only the mean value of these parameters. It reacts to conditions of initial density and helps to forecast growth decline. Senescence is implicitly anticipated by the mortality sud-model. In addition, by explicitly forecasting the number of recruits, the model can work independently of any arbitrary hypothesis concerning ingrowth. It was parameterized using permanent sample plots of the Forest Inventory Directorate for the 25 most common potential vegetations in Québec's forests.

This paper presents the model's components and functions, as well as an evaluation of its biases and accuracy, and provides a few examples of simulation. In short, the biases are for the most part less than 5% in relative value, and the coefficients of determination of the model are generally in the order of 0.6 - 0.7.

Key words : Modelling, growth, single trees, simulation, deterministic, stochastic, bias.

Table des matières

page

Remerciements iii

Résumé v

Abstract vii

Liste des tableaux xi

Liste des figures xiii

Liste des annexes xv

Introduction 1

Chapitre premier – Description du modèle 3

Sous-modèle de mortalité 5

Sous-modèle d'accroissement diamétral 6

Sous-modèle de recrutement 6

Sous-modèle de diamètre des recrues 7

Sous-modèle de hauteur 7

Sous-modèle de volume 8

Chapitre deux – Fonctionnement du modèle 9

Facteurs de correction des prévisions déterministes 10

Chapitre trois – Données 13

Base de données 13

Regroupement d'espèces 13

Méthode d'évaluation 15

Chapitre quatre – Exemples de simulation 17

Chapitre cinq – Évaluation du modèle 19

Chapitre six – Discussion 25

Avantages d'ARTÉMIS-2009 25

Évaluation et limites du modèle 25

Conclusion 29

Références bibliographiques 31

Liste des tableaux

page

Tableau 1. Liste des variables explicatives utilisées dans les quatre sous-modèles dynamiques d'ARTÉMIS-2009 (le terme marchand fait référence aux tiges dont le dhp est égal ou supérieur à 9,1 cm) 5

Tableau 2. Densités, surface terrières et volumes marchands moyens des 12 001 placettes-échantillons permanentes de la DIF en fonction de leur végétation potentielle (les valeurs entre parenthèses indiquent les valeurs minimales et maximales) 14

Tableau 3. Estimation du biais moyen et de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) des placettes-échantillons n'ayant pas fait l'objet de coupe en fonction de la végétation potentielle et des périodes de 10 ans pour la surface terrière toutes espèces confondues et les surfaces terrières des trois espèces dominantes (valeurs relatives entre parenthèses, n : nombre de placettes) 20

Tableau 4. Estimation du biais moyen et de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) des placettes-échantillons ayant fait l'objet de coupes partielles en fonction de la végétation potentielle et des périodes de 10 ans pour la surface terrière toutes espèces confondues et les surfaces terrières des trois espèces dominantes (valeurs relatives entre parenthèses, n : nombre de placettes) 23

Liste des figures

page

Figure 1. Fonctionnement d'ARTÉMIS-2009 sur un intervalle de 10 ans. 3

Figure 2. Fonctionnement d'ARTÉMIS-2009 basé sur un procédé itératif pour les projections de plus de 10 ans. 3

Figure 3. Exemple d'une simulation stochastique (a) et des prévisions qu'elle génère (b) (la boîte représente l'intervalle de confiance à 50 % alors que les limites inférieure et supérieure représentent l'intervalle de confiance à 95 % selon la méthode des rangs percentiles). 10

Figure 4. Exemple d'un regroupement d'espèces pour une végétation potentielle fictive. 15

Figure 5. Quatre simulations stochastiques illustrant l'évolution de la surface terrière toutes espèces confondues dans deux placettes-échantillons de la sapinière à bouleau blanc (MS2) en présence et en l'absence de défoliations sévères causées par la tordeuse des bourgeons de l'épinette (les intervalles sont bornés par les valeurs minimales et maximales). 17

Liste des annexes

page

Annexe I Estimations des paramètres 35

Sous-modèle de mortalité 35
Sous-modèle d'accroissement diamétral 36
Sous-modèle de recrutement 36
Sous-modèle de diamètre des recrues 37

Annexe II Noms communs et latins des espèces commerciales et non commerciales prises en compte par ARTÉMIS-2009 39

Espèces commerciales 39

Espèces non commerciales 41

Annexe III Regroupements d'espèces utilisés par ARTÉMIS-2009 43

Végétations potentielles à dominance de feuillus 43
Végétations potentielles à dominance mixte 45
Végétations potentielles à dominance de résineux 47

Introduction

En foresterie, les modèles de croissance et de rendement sont reconnus comme des outils essentiels à l'aménagement des forêts étant donné qu'ils fournissent des prévisions de l'état futur des peuplements. Raulier *et al.* (2009) distinguent les modèles de rendement des modèles de croissance du fait que les premiers sont généralement étalonnés[1] à partir de placettes temporaires. Ces modèles reposent donc sur le postulat que des placettes d'âges différents auront des évolutions semblables. Les modèles de croissance, quant à eux, sont étalonnés à l'aide de placettes permanentes. L'évolution de la forêt n'est donc pas soumise au postulat énoncé précédemment. Le modèle est donc dynamique (Raulier *et al.* 2009). De par leur nature, les modèles de rendement sont peu flexibles et permettent difficilement de modéliser l'effet des coupes partielles (Vanclay 1994, p.18).

Il existe plusieurs classifications de modèles de croissance et de rendement. Porté et Bartelink (2002) proposent une classification basée sur le niveau de la variable réponse : soit le peuplement ou la tige individuelle. Les premiers modèles de croissance et de rendement appartiennent à la première catégorie, soit les modèles par peuplement entier (p. ex. : Meyer 1929, Westveld 1953). Cette approche de modélisation ne fournit que peu ou pas d'information à l'échelle de la tige individuelle étant donné que les variables d'intérêts se mesurent à l'échelle du peuplement (p. ex. : Pothier et Savard 1998, Ung *et al.* 2009).

Au cours des dernières décennies, l'approche par tiges individuelles est devenue de plus en plus populaire auprès des modélisateurs et des praticiens du fait qu'elle permet de prévoir l'évolution de chacune des tiges initialement mesurées. Qu'ils soient dépendants des distances ou non, ces modèles permettent donc de prévoir la croissance de peuplements mélangés ou de structure verticale complexe. Le modèle PROGNOSIS de Stage (1973) représente l'un des premiers modèles de ce type, alors que SILVA (Pretzsch *et al.* 2002), FVS (Dixon 2002, Sharma *et al.* 2008), MGM (Huang et Titus 1999) et TASS (Goudie 1998) en sont des exemples plus récents.

Des modèles de croissance par tiges individuelles ont été conçus ou adaptés aux forêts québécoises : COHORTE (Doyon *et al.* 2005), FVS-Ontario (Lacerte *et al.* 2008), MODÉLISA (Blais 2001), NE-TWIGS (Raulier *et al.* 2004) et PRÉSAGE (Mailly *et al.* 2003). Toutefois, ces modèles ont des portées limitées du fait que leur applicabilité est restreinte à des projections à court terme, à des types forestiers bien précis ou à certaines espèces. En somme, il n'existe pas de modèle par tiges individuelles indépendant des distances qui prennent en compte la majorité des types forestiers et des espèces arborescentes de la forêt québécoise. En conséquence, un aménagiste forestier qui désire projeter la croissance des forêts de l'unité de territoire qu'il gère peut se retrouver dans une situation difficile d'un point de vue opérationnel. Il doit (i) utiliser plusieurs modèles dont les caractéristiques diffèrent; (ii) imputer des types forestiers à ceux pour lesquels aucun modèle n'est disponible et (iii) imputer des espèces à celles qui ne sont pas prises en compte dans les modèles existants. La mise au point d'un modèle par tiges individuelles de nature provinciale s'avérerait un outil intéressant parce qu'il diminuerait les contraintes énoncées précédemment. L'aménagiste pourrait donc effectuer ces prévisions en utilisant qu'un seul modèle et en minimisant le nombre d'imputations de types forestiers et d'espèces.

L'objectif de ce travail était donc de construire, d'étalonner et d'évaluer un modèle par tiges individuelles applicable à l'échelle de la forêt publique du Québec. Ce modèle permettrait (i) d'orienter l'élaboration des stratégies sylvicoles, (ii) d'actualiser les placettes-échantillons et (iii) de construire des courbes de croissance utiles à la détermination de la possibilité forestière. Les données du réseau de placettes-échantillons permanentes de la Direction des inventaires forestiers du ministère des Ressources naturelles et de la Faune (MRNF) du Québec ont servi à la fois à la construction, l'étalonnage et l'évaluation du modèle.

[1] On utilise souvent à tort l'expression calibrage ou encore l'anglicisme calibration pour se référer à l'étalonnage d'un modèle statistique.

Chapitre premier

Description du modèle

Le modèle, nommé ARTÉMIS-2009, ne prend en compte que les tiges arborescentes, d'espèces commerciales ou non, dont le diamètre à hauteur de poitrine (dhp, 1,3 m) est supérieur ou égal à 9,1 cm. Il comprend quatre sous-modèles dynamiques qui fonctionnent à la manière d'équations de différences pour faire évoluer les tiges. En fonction des caractéristiques des tiges et de la placette au début d'un intervalle de croissance de 10 ans, ces quatre sous-modèles prévoient respectivement (1) la probabilité de mortalité, (2) l'accroissement en dhp, (3) le nombre de recrues, c'est-à-dire le nombre de tiges qui franchissent le seuil de 9,1 cm au dhp durant l'intervalle, et (4) le dhp de ces recrues advenant qu'il y ait recrutement (Figure 1). Pour obtenir des simulations sur plus de 10 ans, le modèle utilise un procédé itératif : les résultats d'un premier intervalle de 10 ans sont réinsérés dans le modèle pour obtenir des résultats sur 20 ans et ainsi de suite jusqu'à ce que soit atteinte la durée de la projection désirée (Figure 2).

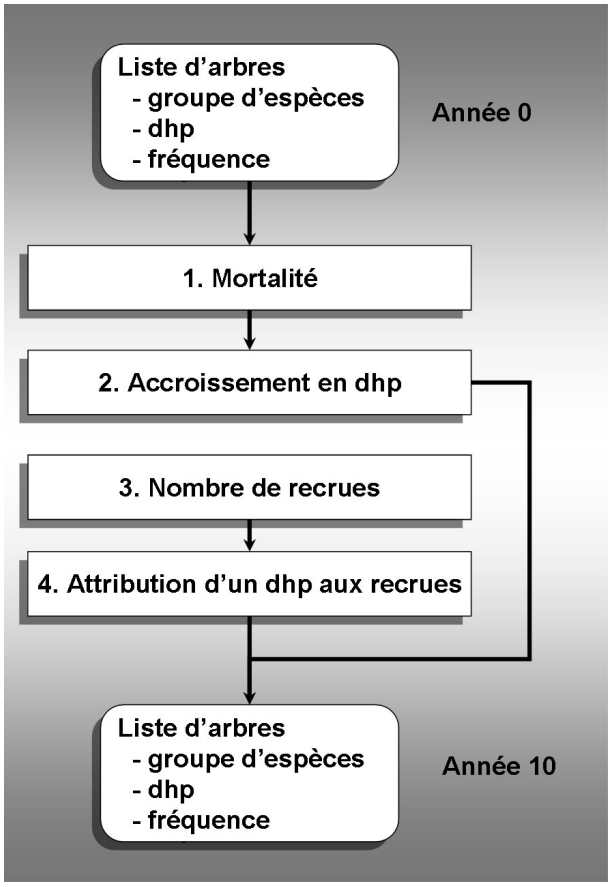

Figure 1. Fonctionnement d'ARTÉMIS-2009 sur un intervalle de 10 ans.

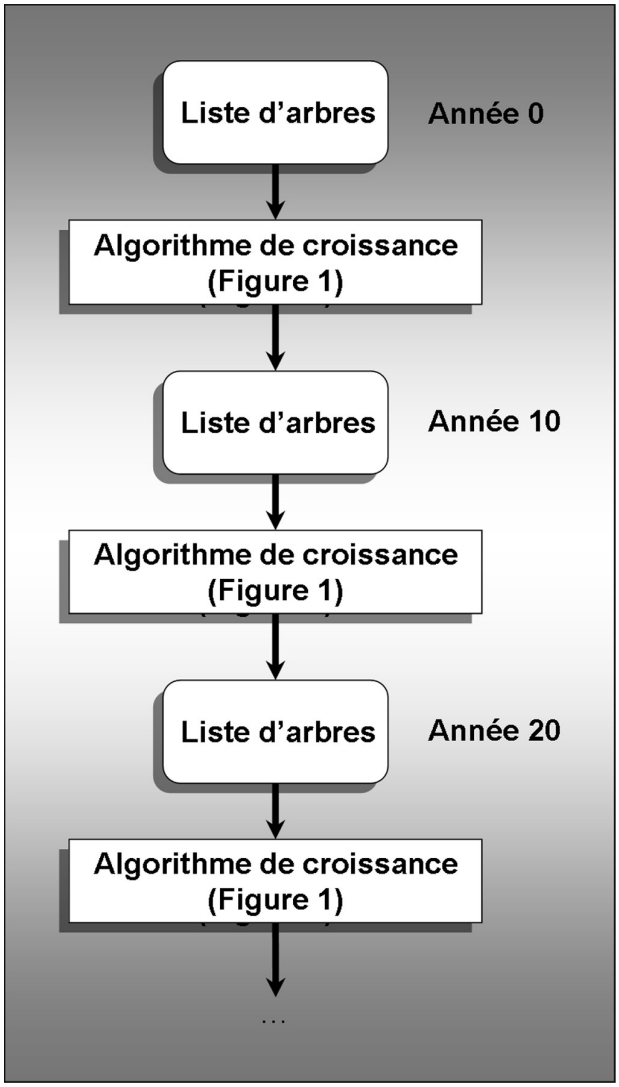

Figure 2. Fonctionnement d'ARTÉMIS-2009 basé sur un procédé itératif pour les projections de plus de 10 ans.

En plus de ces quatre sous-modèles dynamiques, ARTÉMIS-2009 comprend deux autres sous-modèles dits statiques. Le terme statique signifie que ces sous-modèles s'appliquent à un moment donné. Ils ne permettent donc pas de faire évoluer les tiges, mais servent plutôt à évaluer des variables difficilement mesurables à partir d'autres variables disponibles. Le premier de ces deux sous-modèles attribue une hauteur aux tiges en fonction du dhp de l'arbre, de son espèce et de diverses variables stationnelles. Le deuxième sous-modèle prévoit le volume marchand brut, c'est-à-dire le volume à partir de la hauteur de souche (15 cm) jusqu'à un diamètre au fin bout de 9 cm avec écorce, en utilisant le dhp de l'arbre, son espèce et la hauteur obtenue à l'aide du sous-modèle précédent.

Les six sous-modèles qui composent ARTÉMIS-2009 sont tous des modèles statistiques du type linéaire ou linéaire généralisé. Lors de l'étalonnage de chacun d'eux, une attention particulière a été apportée au respect des postulats de base, plus particulièrement celui afférent à la distribution de la variable dépendante. Des méthodes statistiques comme des régressions linéaires à effets mixtes (effets fixes et aléatoires) et des régressions linéaires généralisées ont été utilisées pour étalonner les différents sous-modèles. Toute la programmation du modèle a été effectuée à l'aide du progiciel SAS (SAS Institute 2008). Les procédures PROC MIXED et PROC GENMOD, qui utilisent des estimateurs basés sur la méthode du maximum de vraisemblance, ont permis d'obtenir les estimations des paramètres des sous-modèles. En plus de critères statistiques, comme les critères d'information d'Akaike et bayesien (Pinheiro et Bates 2000, p. 84), la forme logique de la relation entre la variable explicative et la variable dépendante a été retenue comme un élément déterminant du choix des variables à conserver dans chacun des sous-modèles. Lorsque la forme de cette relation n'était pas cohérente, nous avons tenté de transformer la variable explicative afin d'obtenir une forme logique. Par ailleurs, des graphiques des résidus des sous-modèles en fonction des différentes variables explicatives ont été utilisés pour s'assurer que tous les effets étaient pris en compte dans les sous-modèles. L'objectif de ces mesures était de rendre le comportement du modèle le plus cohérent possible.

Des essais préliminaires ont démontré des différences importantes entre les végétations potentielles, notamment en ce qui a trait au recrutement des espèces. Comme il existe une certaine association entre les espèces et les végétations potentielles, deux stratégies étaient possibles : (i) modéliser les espèces de façon indépendante et utiliser la végétation potentielle comme variable explicative ou (ii) modéliser les végétations potentielles de façon indépendante et utiliser l'espèce comme variable explicative. Comme les simulations doivent s'effectuer à l'échelle de la placette et que la végétation potentielle est constante à l'intérieur de celle-ci, la deuxième stratégie semblait être toute naturelle. De plus, cette seconde stratégie facilitait l'évaluation des corrélations spatiales puisque toutes les espèces d'une même placette pouvaient ainsi être traitées dans le même sous-modèle et non pas dans différents sous-modèles propres à chacune des espèces.

Les quatre sous-modèles dynamiques ont donc été étalonnés de façon à obtenir une version de chacun d'eux par végétation potentielle. Ces sous-modèles ont une forme relativement semblable du point de vue mathématique. Par contre les variables explicatives qu'ils contiennent peuvent varier selon le sous-modèle et la végétation potentielle. L'ensemble des variables explicatives utilisées est présenté dans le tableau 1.

Il importe de mentionner que les différents sous-modèles peuvent utiliser des transformations de ces variables ou des interactions entre celles-ci. Par exemple, le sous-modèle de mortalité utilise parfois une interaction entre le logarithme naturel du dhp et le groupe d'espèces. La méthode utilisée pour définir les groupes d'espèces est présentée dans le chapitre 3 (« Données »).

Il serait fastidieux de détailler chacun des sous-modèles des végétations potentielles prises en compte par ARTÉMIS-2009. C'est pourquoi les prochaines sections ne décriront que brièvement la structure des six sous-modèles. Les estimations des paramètres des sous-modèles dynamiques d'une végétation potentielle donnée sont présentées à l'annexe I. Les estimations des paramètres des autres végétations potentielles peuvent être fournies sur demande au premier auteur de cet ouvrage. Pour une meilleure compréhension de la structure des sous-modèles, définissons i, j et k comme les indices de la placette, de l'arbre et de l'intervalle de croissance, respectivement.

Tableau 1. Liste des variables explicatives utilisées dans les quatre sous-modèles dynamiques d'ARTÉMIS-2009 (le terme marchand fait référence aux tiges dont le dhp est égal ou supérieur à 9,1 cm)

Niveau d'information	Variable explicative
Placette	Précipitations annuelles moyennes entre 1971-2000 (mm) Température annuelle moyenne entre 1971-2000 (°C)
Intervalle de croissance	Occurrence de coupe partielle dans l'intervalle (oui/non) Occurrence de coupe partielle durant l'intervalle précédent (oui/non) Occurrence de défoliations sévères causées par la TBE† durant l'intervalle (oui/non) Diamètre moyen quadratique marchand de la placette(cm) Densité de tiges marchandes (tiges•ha^{-1}) Densité de tiges marchandes du groupe d'espèces (tiges•ha^{-1}) Surface terrière marchande (m^{2}ha^{-1}) Durée de l'intervalle (années)
Arbre individuel	Groupe d'espèces (catégories variables selon la végétation potentielle) dhp (cm) Surface terrière des arbres dont le dhp est plus grand que le sujet (m^{2}ha^{-1})

†TBE : tordeuse des bourgeons de l'épinette.

Sous-modèle de mortalité

Le sous-modèle de mortalité est un modèle statistique du type linéaire généralisé. On présume que la variable réponse est indépendante et identiquement distribuée (iid) selon une loi de Bernoulli. Définissons m_{ijk} comme cette variable réponse de l'arbre j de la placette i durant l'intervalle k . La réponse m_{ijk} prend donc la valeur de 1 lorsque l'arbre meurt ou 0 s'il survit. Une fonction de lien log-log complémentaire (MCCULLAGH et NELDER 1989, p. 31) est utilisée afin d'exprimer les variables explicatives de façon linéaire et de faciliter la formulation mathématique du sous-modèle (FORTIN *et al.* 2008). En somme, le sous-modèle exprime la probabilité de mortalité π_{ijk} de l'arbre j de la placette i durant l'intervalle k de la façon suivante

$$m_{ijk} \overset{iid}{\sim} Bernoulli(\pi_{ijk}) \qquad [1a]$$

$$\pi_{ijk} = 1 - e^{-e^{\mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta} + \ln(\Delta t_{ik})}} \qquad [1b]$$

où $\mathbf{x}_{ijk}$ est un vecteur de variables explicatives, $\boldsymbol{\beta}$ est un vecteur de paramètres et $\ln(\Delta t_{ik})$ est le logarithme naturel de la durée de l'intervalle. La durée de l'intervalle est spécifiée pour tenir compte de la variation de la durée des intervalles dans le jeu de données d'étalonnage. En effet, les placettes-échantillons permanentes ayant servi à l'étalonnage ont été mesurées en moyenne aux 10 ans avec une variabilité allant généralement de 5 à 15 ans. Toutefois, la valeur de Δt_{ik} est fixée à 10 ans dans l'utilisation du modèle. Les vecteurs $\mathbf{x}_{ijk}$ des différentes végétations potentielles comprennent un sous-ensemble des variables explicatives, ainsi que certaines interactions entre ces mêmes variables. Ce sont :

- le groupe d'espèces;
- le dhp (cm);
- la surface terrière des arbres dont le dhp est supérieur à celui de l'arbre j (m^{2}ha^{-1});
- la densité des tiges marchandes de la placette (tiges•ha^{-1});
- l'occurrence d'une coupe partielle durant l'intervalle;
- l'occurrence d'une coupe partielle dans l'intervalle précédent;
- l'occurrence de défoliations sévères causées par la tordeuse des bourgeons de l'épinette durant l'intervalle;
- les précipitations annuelles moyennes pour la période 1971-2000 (mm);
- la température annuelle moyenne pour la période 1971-2000 (°C).

Sous-modèle d'accroissement diamétral

Ce sous-modèle est un modèle statistique linéaire comprenant des effets fixes et aléatoires, ainsi qu'une structure de corrélation. Définissons acc_{ijk} comme l'accroissement en dhp (cm) de l'arbre j de la placette i durant l'intervalle k . Le sous-modèle peut s'exprimer comme suit

$$\ln(acc_{ijk}+1) = \mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta} + u_i + u_{ik} + \varepsilon_{ijk} \qquad [2a]$$

$$u_i \overset{iid}{\sim} N(0,\sigma^2_{plac}) \qquad [2b]$$

$$u_{ik} \overset{iid}{\sim} N(0,\sigma^2_{int}) \qquad [2c]$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{ij} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{ij1} \\ \varepsilon_{ij2} \\ \varepsilon_{ijk} \\ \cdots \end{bmatrix} \overset{iid}{\sim} MVN(\mathbf{0},\mathbf{R}_{ij}) \qquad [2d]$$

où $\mathbf{x}_{ijk}$ est un vecteur de variables explicatives, $\boldsymbol{\beta}$ est un vecteur de paramètres, u_i est un effet aléatoire de placette qui suit une loi normale de moyenne 0 et de variance σ^2_{plac} , u_{ik} est un effet aléatoire d'intervalle qui suit également une loi normale de moyenne 0 et de variance σ^2_{int} et ε_{ijk} est le terme d'erreur résiduelle. On présume que le vecteur des erreurs résiduelles intra-arbre ($\boldsymbol{\varepsilon}_{ij}$) suit une loi normale multivariée (MVN) de moyenne $\mathbf{0}$ et de variance-covariance $\mathbf{R}_{ij}$. La matrice $\mathbf{R}_{ij}$ peut être exprimée comme le produit d'une variance résiduelle (σ^2_{arbre}) par une matrice de corrélation ($\boldsymbol{\Phi}_{ij}$) , c'est-à-dire $\mathbf{R}_{ij} = \sigma^2_{arbre}\boldsymbol{\Phi}_{ij}$. On peut définir une structure de corrélation à l'intérieur de la matrice $\boldsymbol{\Phi}_{ij}$. Dans le cas présent, une structure de corrélation linéaire logarithmique était celle qui permettait d'obtenir le meilleur ajustement selon les critères d'information d'Akaike et bayesien. Cette structure utilise le vecteur des années des mesurages finaux de chaque intervalle ($\mathbf{t}_{ij}$) pour établir la distance entre les observations. La structure se définit comme suit (Littell *et al.* 2006, p. 440)

$$Corr(\varepsilon_{ijk},\varepsilon_{ijk'}) = \begin{cases} 1 & si\ t_{ijk} - t_{ijk'} = 0 \\ 1-\rho\ln\left(\left|t_{ijk}-t_{ijk'}\right|\right) & si\ \rho\ln\left(\left|t_{ijk}-t_{ijk'}\right|\right) < 1 \\ 0 & si\ \rho\ln\left(\left|t_{ijk}-t_{ijk'}\right|\right) \geq 1 \end{cases} \qquad [3]$$

où ρ est le paramètre de corrélation et t_{ijk} et $t_{ijk'}$ sont des éléments du vecteur $\mathbf{t}_{ij}$.

Les vecteurs $\mathbf{x}_{ijk}$ des différentes végétations potentielles comprennent un sous-ensemble des variables explicatives ainsi que certaines interactions entre ces mêmes variables. Ce sont :

- le groupe d'espèces;
- le dhp (cm);
- la surface terrière marchande de la placette (m^2ha^{-1});
- la durée de l'intervalle (années);
- l'occurrence d'une coupe partielle durant l'intervalle;
- l'occurrence de défoliations sévères causées par la tordeuse des bourgeons de l'épinette durant l'intervalle;
- les précipitations annuelles moyennes pour la période 1971-2000 (mm).

Sous-modèle de recrutement

Le sous-modèle de recrutement est composé de deux parties. La première prévoit l'absence ou la présence de recrutement d'un groupe d'espèces donné. Elle repose sur une loi de Bernoulli et une fonction de lien *logit* (McCullagh et Nelder 1989, p. 14). La seconde partie du sous-modèle prévoit le nombre de recrues advenant qu'il y ait recrutement. Elle est basée sur une distribution binomiale négative qui utilise une fonction de lien *log* (McCullagh et Nelder 1989, p. 31). De tels modèles conditionnels en deux parties sont pratiques pour modéliser les données comprenant un nombre élevé de 0 (Cunningham et Lindenmayer 2005). Ces modèles s'apparentent aux modèles à surplus de 0 (*zero-inflated models*, Lambert 1992).

Dans le cas présent, la probabilité d'observer un nombre r_{iks} de recrues du groupe d'espèces s dans la placette i à la fin de l'intervalle k est donnée par l'équation suivante :

$$\Pr(r_{iks}) = \begin{cases} 1-\pi_{iks} & r_{iks} = 0 \\ \pi_{iks}\cdot\varphi(r_{iks}-1\,|\,\mu_{iks},\omega) & r_{iks} > 0 \end{cases} \qquad [4a]$$

$$\pi_{iks} = \frac{e^{\mathbf{x}_{iks}\boldsymbol{\beta}}}{1+e^{\mathbf{x}_{iks}\boldsymbol{\beta}}} \qquad [4b]$$

$$\mu_{iks} = e^{\mathbf{g}_{iks}\boldsymbol{\gamma}} \qquad [4c]$$

où π_{iks} est la probabilité d'observer au moins une recrue pour le groupe d'espèces s de la placette i à la fin de l'intervalle k, $\varphi(\cdot\,|\,\mu_{iks},\omega)$ est la fonction de masse d'une loi binomiale négative de moyenne μ_{iks} et de dispersion ω , $\mathbf{x}_{iks}$ et $\mathbf{g}_{iks}$ sont deux vecteurs de variables explicatives, $\boldsymbol{\beta}$ et $\boldsymbol{\gamma}$ sont deux vecteurs de paramètres. Le paramètre de dispersion ω s'apparente à une variance et il est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance au même

titre que les vecteurs $\boldsymbol{\beta}$ et $\boldsymbol{\gamma}$ (SAS INSTITUTE 2008). L'espérance mathématique du nombre de recrues s'estime à partir du produit de la probabilité d'observer du recrutement et de la moyenne de la loi binomiale négative à laquelle est ajoutée la constante 1, c'est-à-dire $E[\hat{r}_{iks}] = \pi_{iks}(\mu_{iks} + 1)$.

Les vecteurs $\mathbf{x}_{iks}$ et $\mathbf{g}_{iks}$ des différentes végétations potentielles comprennent un sous-ensemble des variables explicatives suivantes ainsi que certaines interactions entre ces mêmes variables. Ce sont :

- le groupe d'espèces;
- la durée de l'intervalle (années);
- la surface terrière marchande de la placette (m^2ha^{-1});
- la densité marchande du groupe d'espèces (tiges•ha^{-1});
- l'occurrence d'une coupe partielle durant l'intervalle;
- les précipitations annuelles moyennes pour la période 1971-2000 (mm);
- la température annuelle moyenne pour la période 1971-2000 (°C).

Sous-modèle de diamètre des recrues

Comme les recrues n'intègrent pas nécessairement la liste d'arbres avec le dhp minimal de 9,1 cm, il est nécessaire de modéliser leur diamètre initial. Le sous-modèle de diamètre des recrues est un modèle statistique linéaire généralisé. À la suite d'un examen préliminaire de la distribution des diamètres, nous avons présumé que la variable réponse suivait une distribution Gamma. Une fonction de lien *log* est utilisée pour établir le lien entre la variable réponse et les variables explicatives. Définissons dr_{ijk} comme la variable réponse, c'est-à-dire le nombre de millimètres excédant le seuil de 9,1 cm au dhp, pour la recrue j de la placette i à la fin de l'intervalle k . Ce sous-modèle peut s'exprimer comme suit

$$dr_{ijk} \overset{iid}{\sim} Gamma(\mu_{ijk}, \omega) \qquad [5a]$$

$$\mu_{ijk} = e^{\mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta}} \qquad [5b]$$

où μ_{ijk} et ω sont respectivement la moyenne et la dispersion de la distribution Gamma, $\mathbf{x}_{ijk}$ est un vecteur de variables explicatives et $\boldsymbol{\beta}$ est un vecteur de paramètres. Tout comme dans le sous-modèle précédent, le paramètre de dispersion ω s'apparente à une variance et il est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance au même titre que le vecteur $\boldsymbol{\beta}$ (SAS INSTITUTE 2008). L'espérance mathématique du dhp de la recrue j de la placette i à la fin de l'intervalle k s'estime par $E[dhp_{ijk}] = 9{,}1 + \mu_{ijk}/10$.

Les vecteurs $\mathbf{x}_{ijk}$ des différentes végétations potentielles comprennent un sous-ensemble des variables explicatives ainsi que certaines interactions entre ces mêmes variables. Ce sont :

- le groupe d'espèces;
- la durée de l'intervalle (années);
- la surface terrière marchande de la placette (m^2ha^{-1});
- le diamètre moyen quadratique marchand de la placette (cm);
- l'occurrence d'une coupe partielle durant l'intervalle;
- la température annuelle moyenne pour la période 1971-2000 (°C).

Sous-modèle de hauteur

À la fin de chaque intervalle de croissance, le sous-modèle de hauteur permet de générer une estimation de la hauteur de chaque tige de la placette. Ce modèle est un modèle linéaire comprenant des effets fixes et aléatoires. Définissons h_{ijk} comme étant la hauteur (m) de l'arbre j dans la placette i à la fin de l'intervalle k . Ce sous-modèle peut s'exprimer comme suit

$$h_{ijk} = 1{,}3 + \mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta} + u_{is}\ln^2(dhp_{ijk} + 1) + \varepsilon_{ijk} \qquad [6]$$

où $\mathbf{x}_{ijk}$ est un vecteur de variables explicatives, $\boldsymbol{\beta}$ est un vecteur colonne de paramètres, u_{is} est un effet aléatoire de placette qui diffère selon le groupe d'espèces s et ε_{ijk} est l'erreur résiduelle du modèle. On présume que l'effet aléatoire suit une loi normale de moyenne 0 et de variance $\sigma^2_{plac,s}$, c'est-à-dire $u_{is} \overset{iid}{\sim} N(0, \sigma^2_{plac,s})$. Pour ce qui est du vecteur des termes d'erreurs résiduelles intra-arbre ($\boldsymbol{\varepsilon}_{ij}$) , on suppose qu'il suit une loi normale multivariée de moyenne **0** et de variance-covariance $\mathbf{R}_{ij}$, c'est-à-dire $\boldsymbol{\varepsilon}_{ij} = (\varepsilon_{ij1}, \varepsilon_{ij2}, \varepsilon_{ijk}, ...)^T \overset{iid}{\sim} MVN(\mathbf{0}, \mathbf{R}_{ij})$. La matrice $\mathbf{R}_{ij}$ est en fait le produit d'une variance résiduelle (σ^2_{arbre}) par une matrice de corrélation ($\boldsymbol{\Phi}_{ij}$) , c'est-à-dire $\mathbf{R}_{ij} = \sigma^2_{arbre}\boldsymbol{\Phi}_{ij}$.

On peut définir une structure de corrélation à l'intérieur de la matrice $\mathbf{\Phi}_{ij}$, comme dans le cas du sous-modèle d'accroissement diamétral. En effet, les observations d'un même arbre tendent à être corrélées dans le temps. Toutes choses étant égales par ailleurs, un arbre plus grand que la moyenne à la fin de l'intervalle k aura tendance à être plus grand que la moyenne à la fin de l'intervalle k + 1. Dans le cas présent, la structure qui présentait le meilleur ajustement était la structure dite linéaire (Littell *et al.* 2006). Cette structure utilise le vecteur des années des mesurages finaux de chaque intervalle ($\mathbf{t}_{ij}$) pour établir la distance entre les observations. La structure se définit comme suit

$$Corr(\varepsilon_{ijk}, \varepsilon_{ijk'}) = \begin{cases} 1 - \rho\left|t_{ijk} - t_{ijk'}\right| & si\ \rho\left|t_{ijk} - t_{ijk'}\right| < 1 \\ 0 & si\ \rho\left|t_{ijk} - t_{ijk'}\right| \geq 1 \end{cases} \quad [7]$$

où ρ est le paramètre de corrélation.

Toutes les végétations potentielles utilisent la même version de ce sous-modèle. Le vecteur $\mathbf{x}_{ijk}$ comprend les variables explicatives ainsi que certaines interactions entre ces mêmes variables. Ce sont :

- le groupe d'espèces;
- le dhp (cm);
- un indice de statut social;
- la surface terrière de la placette (m^2ha^{-1});
- la classe de drainage de la placette;
- l'occurrence d'une perturbation légère depuis le dernier mesurage;
- la subdivision écologique.

L'indice de statut social correspond au carré de la différence entre le dhp de la tige et le diamètre moyen quadratique des tiges de la placette. La subdivision écologique, quant à elle, correspond à un regroupement de régions écologiques. Pour de plus amples détails concernant ce sous-modèle, le lecteur est invité à consulter Fortin *et al.* (2009a).

Sous-modèle de volume

Tout comme le sous-modèle de hauteur, le sous-modèle de volume est un modèle statique qui permet d'estimer le volume de chaque tige à la fin d'un intervalle de croissance donné. Il s'agit d'un modèle linéaire comprenant des effets fixes et aléatoires. Définissons v_{ijk} comme le volume (dm^3) de l'arbre j de la placette i à la fin de l'intervalle k . Ce sous-modèle peut s'exprimer comme suit

$$v_{ijk} = \mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta} + u_{ig} dhp_{ijk}^2 + \varepsilon_{ijk} \quad [8]$$

où $\mathbf{x}_{ijk}$ est un vecteur de variables explicatives, $\boldsymbol{\beta}$ est un vecteur de paramètres, u_{ig} est un effet aléatoire de placette qui diffère selon le type d'espèces g ($g = 1$ pour les espèces de feuillus ou $g = 2$ pour les espèces de résineux) et ε_{ijk} est l'erreur résiduelle du modèle. On présume que le vecteur d'effets aléatoires ($\mathbf{u}_i$) suit une loi normale bivariée de moyenne **0** et de variance $\mathbf{G}_{plac}$, c'est-à-dire

$$\mathbf{u}_i = (u_{i1}, u_{i2})^T \overset{iid}{\sim} N_2(\mathbf{0}, \mathbf{G}_{plac}) .$$

À l'origine, le modèle comptait des effets aléatoires de virée et de placette (Fortin *et al.* 2007). Comme la virée n'est pas prise en compte dans ARTÉMIS-2009, les effets ont été fusionnés à l'échelle de la placette.

Pour ce qui est de l'erreur résiduelle, on suppose qu'elle suit une loi normale de moyenne 0 et de variance $\sigma^2_{arbre,s} dhp^4_{ijk}$, c'est-à-dire $\varepsilon_{ijk} \overset{iid}{\sim} N(0, \sigma^2_{arbre,s} dhp^4_{ijk})$. Il importe de noter que la variance est hétérogène puisqu'elle est conditionnelle à la quatrième puissance du dhp. De plus, le terme $\sigma^2_{arbre,s}$ diffère en fonction du groupe d'espèces s . Par ailleurs, il est logique de penser que les volumes d'un même arbre sont corrélés dans le temps. Il devrait donc exister une corrélation entre ε_{ijk} et $\varepsilon_{ijk'}$. Toutefois, le jeu de données ayant servi à l'étalonnage de ce modèle ne comprenait pas de mesures répétées du volume des arbres dans le temps, puisque les arbres ont été abattus lors de la mesure du volume. Cette corrélation est donc inconnue et n'a pu être estimée.

Toutes les végétations potentielles utilisent la même version de ce sous-modèle. Le vecteur $\mathbf{x}_{ijk}$ comprend les variables explicatives ainsi que certaines interactions entre ces mêmes variables. Ce sont :

- le groupe d'espèces;
- le dhp (cm);
- la hauteur de l'arbre (m);
- le type d'espèces (feuillu ou résineux).

Pour de plus amples renseignements concernant cette équation de volume, le lecteur est invité à consulter Fortin *et al.* (2007).

Chapitre deux

Fonctionnement du modèle

ARTÉMIS-2009 est conçu pour simuler la croissance de manière stochastique ou déterministe selon le choix de l'utilisateur. La manière stochastique repose sur un procédé Monte Carlo qui consiste à tirer des nombres aléatoires de manière itérative de façon à simuler les distributions des différentes variables dépendantes (Vanclay 1994). Trois types d'erreurs sont pris en compte : les erreurs associées aux estimations des paramètres des sous-modèles, les effets aléatoires de placette ou d'intervalle et les erreurs résiduelles.

Comme il s'agit d'un procédé itératif, l'utilisateur choisit avant le début de la simulation le nombre d'itérations qu'il désire effectuer. Il s'agit d'un nombre généralement élevé (p. ex. : 1 000, 5 000 ou 50 000). Le modèle crée alors h copies de la liste d'arbres initiale, h étant le nombre d'itérations choisi par l'utilisateur. Les croissances de ces h copies sont simulées de façon indépendante les unes des autres. Tout d'abord, le modèle génère des vecteurs de nombres aléatoires, lesquels suivent des lois normales multivariées. Ces vecteurs correspondent aux erreurs associées aux estimations des paramètres des différents sous-modèles. Ensuite, des nombres aléatoires normalement distribués sont générés pour simuler les effets aléatoires de placette. Les erreurs associées aux estimations des paramètres et les effets aléatoires de placette demeurent constants lors de la simulation de la croissance d'une même copie de la liste d'arbres initiale. Par contre, un nouveau nombre aléatoire normalement distribué est tiré à chaque intervalle de croissance pour prendre en compte l'effet aléatoire d'intervalle du sous-modèle d'accroissement diamétral. Ce nombre demeure constant pour tous les arbres d'un même intervalle et d'une même copie. Finalement, des nombres aléatoires sont tirés à chaque arbre afin de prendre en compte l'erreur résiduelle de chaque sous-modèle lors de chaque intervalle de croissance. Ces nombres peuvent suivre une loi normale, uniforme, binomiale négative ou Gamma en fonction du sous-modèle.

Au terme de la simulation, cette approche de simulation génère donc un échantillon de réponses (Efron et Tibshirani 1993). La moyenne de cet échantillon permet d'obtenir une prévision alors que les rangs percentiles de la distribution permettent d'obtenir un intervalle de confiance. Chaque simulation d'une même placette donne une moyenne qui peut être légèrement différente vu qu'elle comporte des facteurs aléatoires. Ces différences entre les simulations d'une même placette s'amenuisent lorsque l'on augmente le nombre d'itérations. Par contre, un nombre élevé d'itérations demande plus de ressources informatiques et donc, plus de temps pour effectuer la simulation. Les concepteurs du modèle suggèrent d'utiliser 1000 itérations. Des essais préliminaires ont permis de démontrer que ce nombre représente un bon compromis entre le temps nécessaire pour effectuer la simulation et l'obtention d'une moyenne stable. Ces différences entre les moyennes sont de l'ordre de 0,1 m^2ha^{-1} en surface terrière sur un horizon de 60 ans.

Un exemple de simulation stochastique d'une placette est présenté à la figure 3. À partir des 1000 évolutions possibles générées par la méthode stochastique (Figure 3a), on peut obtenir des prévisions et leurs intervalles de confiance (Figure 3b).

À l'opposé, l'approche déterministe repose sur l'espérance mathématique des prévisions des différents sous-modèles, malgré que cela puisse sembler incohérent dans certains cas. À titre d'exemple, si un arbre a une probabilité de mortalité de 0,1 lors d'un intervalle de croissance donné, ce n'est que 0,9 de cet arbre qui subsistera à la fin de l'intervalle. Dans un même ordre d'idée, le nombre de recrues d'un groupe d'espèces donné sera de 2,5 si la probabilité d'observer des recrues est de 0,5 et si l'on observe en moyenne 5 recrues lorsqu'il y a recrutement $(\pi_{iks}(\mu_{iks}+1) = 0{,}5 \times 5 = 2{,}5)$.

Le résultat d'une simulation déterministe ne fournit donc qu'une prévision sans estimation de l'incertitude qui y est associée. Par contre, les simulations s'effectuent très rapidement. Cette méthode nécessite certains facteurs de correction, d'une part, pour corriger les prévisions de certains sous-modèles et, d'autre part, pour limiter les biais induits par la prévision des variables explicatives.

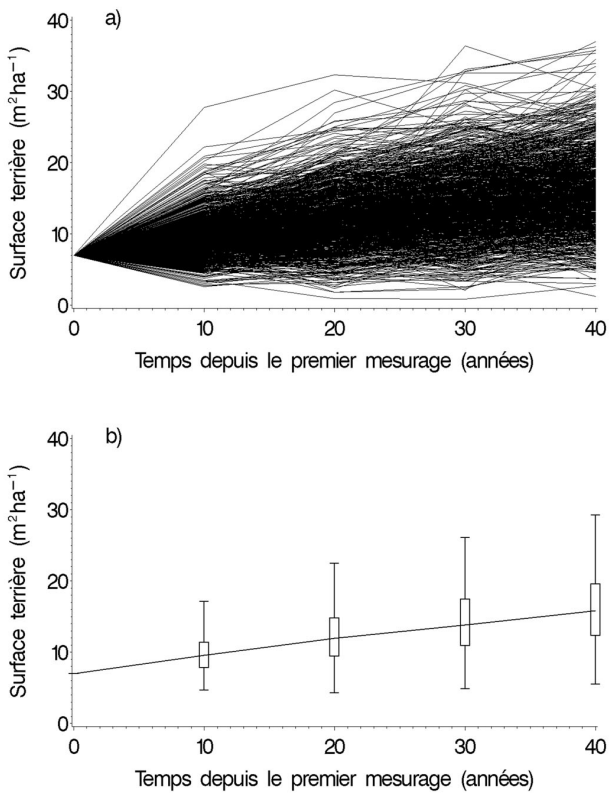

Figure 3. Exemple d'une simulation stochastique (a) et des prévisions qu'elle génère (b) (la boîte représente l'intervalle de confiance à 50 % alors que les limites inférieure et supérieure représentent l'intervalle de confiance à 95 % selon la méthode des rangs percentiles).

Facteurs de correction des prévisions déterministes

Biais sur les prévisions des sous-modèles

Mis à part le sous-modèle d'accroissement, tous les autres sous-modèles fournissent des prévisions de l'espérance de la variable dépendante sur l'échelle d'origine. Le sous-modèle d'accroissement diamétral repose sur une transformation logarithmique (voir équation 2a). La transformation inverse d'estimations théoriquement sans biais donne généralement des estimations biaisées sur l'échelle non transformée (Duan 1983). Dans le cas présent, cela signifie que $E[acc_{ijk}] \neq e^{E[\ln(acc_{ijk}+1)]} - 1$, où $E[\cdot]$ est l'espérance mathématique de l'argument.

Le facteur de correction qui permet d'obtenir l'espérance mathématique d'une variable aléatoire suivant une loi log-normale est décrit par plusieurs auteurs (Flewelling et Pienaar 1981, Végiard et Ung 1993). Si l'on présume que $E[\ln(acc_{ijk}+1)] = \mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta}$, l'espérance mathématique de l'accroissement diamétral s'obtient comme suit

$$E[acc_{ijk}] = e^{\mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta} + (\sigma^2_{plac} + \sigma^2_{int} + \sigma^2_{arbre})/2} - 1 \qquad [9]$$

où le facteur de correction est en fait la somme des composantes de variance divisée par deux, soit $(\sigma^2_{plac} + \sigma^2_{int} + \sigma^2_{arbre})/2$.

Biais sur les variables explicatives prévues

Les biais induits par les variables explicatives proviennent du fait que les prévisions de croissance sont réintroduites dans le modèle de manière itérative de façon à obtenir des prévisions sur plus d'un intervalle de croissance. Dès le second intervalle, les variables explicatives ne sont plus observées, mais bien prévues par le modèle. Il s'agit donc de variables aléatoires qui suivent une distribution donnée. Lorsque la variable explicative est exprimée de façon linéaire dans un sous-modèle, la valeur prédite correspond à l'espérance mathématique de cette variable. Par contre, lorsqu'il y a transformation, comme le carré ou le logarithme d'une variable aléatoire Y, la transformation de la valeur prédite est une estimation biaisée de l'espérance mathématique de la variable transformée, c'est-à-dire $E[Y^2] \neq (E[Y])^2$ et $E[\ln(Y)] \neq \ln(E[Y])$. Dans le cas présent, les sous-modèles de mortalité et d'accroissement diamétral utilisent le carré et le logarithme du dhp comme variables explicatives. Des facteurs de correction sont donc nécessaires pour s'assurer que l'estimation de l'espérance mathématique de la variable transformée est sans biais.

Correction du diamètre élevé au carré

La correction de la variable aléatoire Y peut être dérivée à partir de la formule de la variance comme suit

$$\mathrm{var}(Y) = E[(Y - E[Y])^2] = E[Y^2] - (E[Y])^2 \qquad [10a]$$

$$E[Y^2] = (E[Y])^2 + \mathrm{var}(Y) \qquad [10b]$$

où var(•) correspond à la variance de l'argument.

Dans le cas présent, le dhp est la variable aléatoire élevée au carré. Il suit une loi log-normale puisqu'il est dérivé de l'accroissement diamétral des survivants conformément à l'équation 2a. L'espérance mathématique de l'accroissement diamétral acc_{ijk} est déjà décrite à l'équation 9. À partir des propriétés de la loi log-normale (van Belle 2002, p. 105), la variance de cette variable peut être exprimée comme suit

$$\mathrm{var}(acc_{ijk}) = (e^{\sigma^2_{plac}+\sigma^2_{int}+\sigma^2_{arbre}} - 1) \cdot e^{2\mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta}+\sigma^2_{plac}+\sigma^2_{int}+\sigma^2_{arbre}} \quad [11]$$

Nous présumons ici que la variance totale du dhp est cumulative. En somme, cette variance devient la somme des variances marginales de l'accroissement en diamètre, soit $\mathrm{var}(dhp_{ijk}) = \sum_k \mathrm{var}(acc_{ijk})$, à laquelle s'ajoute la variance du dhp de la recrue si la tige a été recrutée en cours de projection. La variance marginale des recrues est dérivée de la loi Gamma (voir équation 5a), c'est-à-dire $\mathrm{var}(dr_{ijk}) = e^{2\mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta}} / 100\omega$ (SAS INSTITUTE 2008). Le facteur 100 est ajouté au dénominateur pour convertir l'échelle des millimètres en centimètres.

Correction du logarithme du diamètre

Il est possible de tirer avantage de la présomption que le dhp suit une loi log-normale tout au long de la projection dans le cas de la transformation logarithmique du dhp. L'espérance mathématique du logarithme du dhp correspond à la moyenne de cette loi sur l'échelle logarithmique. À partir des propriétés de la loi log-normale, on peut exprimer cette valeur comme suit

$$E[\ln(dhp_{ijk})] = \ln(E[dhp_{ijk}]) - \frac{1}{2}\ln\left(\frac{\mathrm{var}(dhp_{ijk})}{(E[dhp_{ijk}])^2} + 1\right) \quad [12]$$

où $-\frac{1}{2}\ln\left(\frac{\mathrm{var}(dhp_{ijk})}{(E[dhp_{ijk}])^2} + 1\right)$ est le facteur de correction. Les formulations mathématiques à la base de l'équation 12 sont présentées dans FORTIN et LANGEVIN (*en préparation*[2]).

En somme, chaque fois que le carré ou le logarithme du dhp sont impliqués dans un calcul lors d'une simulation déterministe, les valeurs sont corrigées suivant les équations 10b et 12. La comparaison entre cette méthode déterministe corrigée et la méthode déterministe traditionnelle démontre que les prévisions corrigées se rapprochent plus de celles obtenues par la méthode stochastique sur un horizon de 50 à 60 ans (FORTIN et LANGEVIN, *en préparation*).

[2] Disponible auprès du premier auteur de ce document.

Chapitre trois

Données

Base de données

Les données utilisées pour étalonner et évaluer le modèle proviennent du réseau de placettes-échantillons permanentes de la Direction des inventaires forestiers du MRNF. Ce réseau, établi au début des années 1970, compte un peu plus de 12 000 placettes-échantillons réparties sur l'ensemble de la forêt commerciale du Québec.

Les normes d'établissement et de relecture des placettes-échantillons permanentes sont décrites dans MRNF (2009). Ces placettes sont circulaires et chacune couvre une superficie de 400 m^2 (11,28 m de rayon). À l'intérieur des limites de la placette, tous les arbres dont le dhp est plus grand ou égal à 9,1 cm sont numérotés et identifiés. L'espèce de ces tiges est notée et leur dhp est mesuré au millimètre près à l'aide d'un ruban diamétrique. En moyenne, les placettes sont mesurées à des intervalles de 10 ans.

Les mesurages successifs ont été regroupés deux à deux de façon à créer des intervalles de croissance sans chevauchement. Le premier mesurage de chaque observation fournit les conditions initiales dans lesquelles évolue l'arbre, alors que le second mesurage permet d'évaluer la mortalité, l'accroissement en diamètre et le recrutement.

La Direction de l'environnement et de la protection des forêts du MRNF a un système de reconnaissance annuelle des insectes forestiers établi depuis 1938. Depuis le milieu des années 1960, ce système fournit entre autres des estimations annuelles du degré de défoliation par la tordeuse des bourgeons de l'épinette pour chaque unité de la grille Römer dans la forêt commerciale québécoise. Pothier et Mailly (2006) ont établi que le taux de mortalité du sapin baumier atteint son maximum après plus de quatre années de défoliation sévère ou modérée. En associant les placettes à une unité de la grille Römer, nous avons donc identifié tous les intervalles de croissance dans lesquels se terminait une période consécutive de quatre années de défoliation sévère ou modérée. Une variable binaire prenant la valeur de 1 lorsque cette condition était rencontrée ou 0 autrement a été créée. C'est à cette variable que se réfère l'effet de l'occurrence de défoliations sévères causées par la tordeuse des bourgeons de l'épinette dans les sous-modèles de mortalité et d'accroissement.

Par ailleurs, des chercheurs du Service canadien des forêts ont mis au point un logiciel nommé BioSIM durant les années 1990. Ce logiciel permet d'estimer les conditions climatiques de la plupart des localisations géographiques du Québec méridional (Régnière *et al.* 1995, Régnière et Saint-Amant 2008). BioSIM utilise les données des quatre stations climatiques les plus proches pour simuler des variables climatiques comme la température et les précipitations annuelles moyennes à un point géographique donné. Dans le cas présent, nous avons utilisé les normales climatiques disponibles pour la période 1971-2000 pour imputer des valeurs de température annuelle moyenne et de précipitations annuelles moyennes à chacune des placettes.

Au cours des années 1990, un inventaire écologique des placettes a également été effectué afin de classifier leur végétation potentielle (série évolutive) et leur type de milieu physique selon le système de classification écologique actuellement en vigueur (Saucier *et al.* 1998). Selon cette classification, les placettes-échantillons permanentes se retrouvent sur 32 végétations potentielles distinctes (Tableau 2).

D'emblée, certaines végétations potentielles étaient trop peu représentées au sein du jeu de données pour être modélisées. En conséquence, les végétations potentielles comptant 10 placettes-échantillons ou moins (ME1, MS4, RB2, RE4, RS4, RS7) n'ont pas été modélisées. Par ailleurs, il nous a été impossible d'étalonner le sous-modèle de recrutement pour la végétation potentielle de la pessière blanche issue de broutage (RB5), de sorte que celle-ci a également été abandonnée. Au total, ARTÉMIS-2009 a été étalonné pour les 25 végétations potentielles restantes.

Regroupement d'espèces

Certaines végétations potentielles, particulièrement celles qui sont mixtes (p. ex. : MJ1, MJ2) ont un nombre élevé d'espèces et il est difficile, voire impossible, de toutes les prendre en compte de façon individuelle dans l'étalonnage des sous-modèles. Au préalable, nous avons donc regroupé les espèces d'épinettes (blanche, rouge, noire et de Norvège) entre elles. La même opération a été effectuée avec les espèces de peupliers (faux-

tremble, baumier, à grandes dents et à feuilles deltoïdes) et les espèces de chênes (rouge, blanc, bicolore et à gros fruits). Les pins blanc et rouge ont aussi été regroupés. Les noms latins des espèces prises en compte par ARTÉMIS-2009 figurent à l'annexe II.

Lors d'une première tentative, les espèces ou groupes d'espèces qui ne répondaient pas aux critères ci-dessous, tout intervalle de croissance confondu d'une même végétation potentielle, ont été regroupés selon le type d'espèces (feuillu ou résineux) et la tolérance à l'ombre (tolérant ou intolérant) :

• au moins 5 tiges de l'espèce ou du groupe d'espèces sont mortes;

• au moins 50 accroissements diamétraux de l'espèce ou du groupe d'espèces ont été observés;

• au moins 20 intervalles de croissance ou 20 % des intervalles de croissance comptent au moins une recrue de l'espèce ou du groupe d'espèces.

Une fois ce premier regroupement établi, les nouveaux groupes ont été à nouveau soumis aux mêmes critères. Les groupes qui ne répondaient toujours pas aux critères ont été regroupés à nouveau selon le type (feuillu ou résineux) seulement.

Tableau 2. Densités, surface terrières et volumes marchands moyens des 12 001 placettes-échantillons permanentes de la DIF en fonction de leur végétation potentielle (les valeurs entre parenthèses indiquent les valeurs minimales et maximales)

Végétation potentielle	Code	n†	Densité (tiges·ha^{-1})	Surface terrière (m^{2}ha^{-1})	Volume (m^{3}ha^{-1})
Chênaie	FC1	24 / 73	628 (100-1450)	18,4 (1,4-37,3)	124,0 (3,8-377,4)
Érablière à caryer	FE1	23 / 72	611 (0-1350)	16,7 (0,0-33,0)	109,4 (0,0-275,1)
Érablière à tilleul	FE2	338 / 1062	600 (0-1675)	21,1 (0,0-52,9)	151,7 (0,0-517,1)
Érablière à bouleau jaune	FE3	1015 / 3482	566 (0-1850)	21,2 (0,0-51,0)	151,9 (0,0-539,3)
Érablière à bouleau jaune et hêtre	FE4	35 / 94	546,5 (0-1475)	20,4 (0,0-40,2)	143,5 (0,0-371,6)
Érablière à ostryer	FE5	75 / 250	680 (0-1425)	22,1 (0,0-43,6)	159,2 (0,0-429,2)
Érablière à chêne rouge	FE6	138 / 456	743 (0-1650)	22,2 (0,0-49,7)	150,9 (0,0-478,7)
Ormaie à frêne noir	FO1	27 / 92	614 (0-1850)	17,3 (0,0-42,5)	112,6 (0,0-440,0)
Pessière noire à peuplier faux-tremble	ME1	10 / 27	483 (0-2975)	10,1 (0,0-40,1)	58,1 (0,0-226,3)
Frênaie noire à sapin	MF1	68 / 217	646,3 (0-1525)	18,5 (0,0-52,5)	117,0 (0,0-361,2)
Bétulaie jaune à sapin et à érable à sucre	MJ1	546 / 1852	670 (0-2050)	19,5 (0,0-63,3)	122,9 (0,0-457,1)
Bétulaie jaune à sapin	MJ2	846 / 2901	671 (0-2150)	18,5 (0,0-59,6)	115,4 (0,0-596,6)
Sapinière à bouleau jaune	MS1	457 / 1376	773 (0-2700)	17,8 (0,0-51,0)	95,6 (0,0-369,3)
Sapinière à bouleau blanc	MS2	1984 / 5717	825 (0-3975)	16,7 (0,0-59,8)	91,3 (0,0-497,5)
Sapinière à bouleau blanc montagnarde	MS4	9 / 32	871 (375-2225)	23,5 (5,9-41,8)	132,1 (19,7-271,6)
Sapinière à érable rouge	MS6	206 / 611	878 (0-2725)	16,6 (0,0-50,1)	84,5 (0,0-400,0)
Pessière blanche issue d'agriculture	RB1	56 / 137	687 (0-1925)	15,5 (0,0-48,5)	87,8 (0,0-381,2)
Pessière blanche maritime	RB2	2 / 4	1056 (50-1675)	32,8 (2,2-54,0)	205,8 (11,6-368,2)
Pessière blanche issue de broutage	RB5	50 / 109	751 (0-2400)	22,0 (0,0-54,9)	124,6 (0,0-345,9)
Cédrière tourbeuse à sapin	RC3	115 / 327	991 (0-2875)	22,6 (0,0-62,4)	110,9 (0,0-378,1)
Pessière noire à lichens	RE1	457 / 1223	479 (0-2250)	6,4 (0,0-38,6)	25,0 (0,0-262,3)
Pessière noire à mousses	RE2	1700 / 4366	870 (0-3750)	14,0 (0,0-47,9)	68,6 (0,0-366,4)
Pessière noire à sphaignes	RE3	565 / 1512	701 (0-2950)	10,2 (0,0-48,9)	44,8 (0,0-295,9)
Pessière noire à mousses montagnarde	RE4	4 / 10	765 (575-1100)	9,0 (5,9-12,2)	27,3 (13,9-42,7)
Pinède (pin blanc et/ou pin rouge)	RP1	139 / 471	681 (0-2825)	24,2 (0,0-64,1)	180,1 (0,0-607,4)
Sapinière à thuya	RS1	318 / 917	913 (0-2650)	23,5 (0,0-66,8)	133,8 (0,0-442,0)
Sapinière à épinette noire	RS2	1609 / 4349	908 (0-3450)	16,9 (0,0-56,3)	85,4 (0,0-500,7)
Sapinière à épinette noire et sphaignes	RS3	221 / 650	688 (0-2525)	12,4 (0,0-46,5)	60,4 (0,0-327,4)
Sapinière à épinette noire montagnarde	RS4	10 / 23	1093 (375-1950)	15,0 (3,9-22,6)	53,6 (9,5-92,6)
Sapinière à épinette rouge	RS5	92 / 249	888 (0-2175)	18,1 (0,0-43,8)	98,7 (0,0-344,3)
Sapinière à épinette noire maritime	RS7	1 / 2	525 (400-650)	7,2 (5,5-8,9)	24,1 (17,7-30,5)
Prucheraie	RT1	72 / 232	799 (0-2125)	29,8 (0,0-59,9)	200,0 (0,0-530,8)
Végétation potentielle manquante	n/a	789 / 1651	624 (0-3075)	13,5 (0,0-56,2)	68,9 (0,0-581,3)
Total		12 001 / 34 546			

†n : Nombre de placettes / nombre de mesures

Une fois cette seconde vague de regroupement terminée, les groupes ont encore une fois été soumis aux critères précédents. Une troisième vague de regroupement de certaines végétations potentielles s'est donc avérée nécessaire. Cette troisième vague de regroupement a produit des groupes constitués (i) d'une fusion des deux types que l'on appelle « autres espèces » ou (ii) d'une fusion des autres résineux et autres feuillus tolérants lorsque les autres feuillus intolérants répondaient aux critères.

La figure 4 présente un exemple de regroupements successifs d'une végétation potentielle fictive. La végétation potentielle de cet exemple comporte initialement sept espèces. Deux d'entre elles satisfont les critères mentionnés. Parmi, les cinq espèces restantes, deux sont regroupées sous l'appellation « feuillus tolérants », deux autres, sous l'appellation « feuillus intolérants » et une dernière sous l'appellation « résineux tolérants ». Comme certains groupes d'espèces ne répondent pas aux critères, un second regroupement est nécessaire. Les autres feuillus intolérants sont regroupés avec les autres résineux afin d'obtenir des espèces et des groupes d'espèces qui satisfont les critères. L'ensemble des regroupements d'espèces sont présentés à l'annexe III.

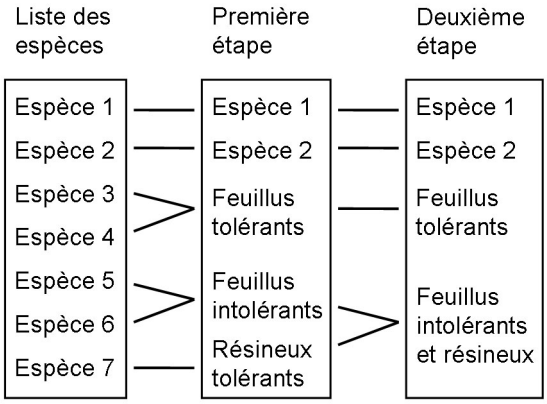

Figure 4. Exemple d'un regroupement d'espèces pour une végétation potentielle fictive.

Méthode d'évaluation

Évaluation à l'échelle de la tige

Les différents sous-modèles ont tous été étalonnés et évalués selon une approche de validation croisée (VANCLAY 1994, p. 126). Avant l'étalonnage, les placettes de chaque végétation potentielle à l'étude ont été divisées en 10 groupes. Les sous-modèles ont été étalonnés 10 fois, en omettant chacun des groupes successivement. Le groupe omis peut être considéré comme étant indépendant. Des prévisions indépendantes peuvent donc être générées pour chacun des 10 groupes en utilisant l'une des 10 versions du sous-modèle. Cette approche permet d'évaluer chacun des sous-modèles individuellement. Il est à noter que les groupes de placettes sont les mêmes d'un sous-modèle à l'autre.

Évaluation à l'échelle de la placette

Lorsque les résultats de l'évaluation à l'échelle de la tige se sont avérés satisfaisants, une évaluation à l'échelle de la placette a été effectuée sur la base de la surface terrière. Cette évaluation vise à s'assurer que le modèle fournit des prévisions cohérentes et justes de l'ensemble et non seulement de chacune de ses composantes. La même approche d'évaluation par validation croisée a été utilisée. Le premier mesurage de chaque placette a été utilisé comme liste d'arbres initiale. Les versions appropriées des sous-modèles ont été sélectionnées de façon à ce que les données de cette placette n'aient pas servi à l'étalonnage du modèle. L'évolution de la placette a été simulée par la méthode stochastique en utilisant des durées d'intervalle qui correspondaient à celles des mesurages de la placette. Les valeurs observées et les prévisions du modèle ont été comparées sur la base du biais moyen et de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) :

$$biais = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \hat{y}_i\right) \qquad [13a]$$

$$REQM = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \hat{y}_i\right)^2} \qquad [13b]$$

où y_i est la valeur observée de la placette i, $\hat{y}_i$ est la prévision et n est le nombre de placettes. Un biais relatif peut être obtenu en divisant le résultat de l'équation 13a par la moyenne des valeurs observées.

Dans le cas présent, nous avons évalué le modèle selon deux scénarios : en l'absence de coupe (évolution naturelle) et après coupe partielle. La surface terrière toutes espèces confondues et les surfaces terrières des trois espèces dominantes ont été utilisées comme variables d'intérêt pour estimer les biais. Les végétations potentielles pour lesquelles moins de 30 placettes étaient disponibles n'ont pas été retenues pour la comparaison puisque l'estimation du biais est plutôt imprécise à l'échelle de la placette. Les biais des végétations potentielles retenues ont été calculés par période

de 10 ans étant donné que les durées des intervalles entre les mesurages étaient inégales d'une placette à l'autre. Nous avons retenu les catégories suivantes : 5-14 ans, 15-24 ans et 25-34 ans, soit généralement après un, deux et trois intervalles de simulation. Les biais et les REQM n'ont été calculés que pour les catégories de 30 observations ou plus. Par ailleurs, les coefficients de détermination (R2, Vanclay 1994, p. 125) de chaque végétation potentielle ont également été calculés afin d'évaluer la précision des prévisions.

Chapitre quatre

Exemples de simulation

Deux placettes-échantillons de la végétation potentielle de la sapinière à bouleau blanc (MS2) ont été sélectionnées pour illustrer la flexibilité du modèle : une placette de forte surface terrière (placette 270) et une placette de faible surface terrière (placette 146). Des simulations stochastiques ont été effectuées sur un horizon de 40 ans par intervalles de 10 ans. Deux simulations de chaque placette ont été effectuées : une première sans défoliation de tordeuse des bourgeons de l'épinette et une seconde avec une défoliation sévère de tordeuse entre les années 10 et 20 de la simulation. Les résultats de ces simulations sont présentés à la figure 5.

Les deux premiers cas (Figure 5a,b) illustrent la capacité du modèle à prévoir des décroissances en surface terrière. Les pertes par mortalité des placettes à forte surface terrière, comme la placette 270, excèdent les gains en diamètre et le recrutement de sorte que la surface terrière tend à décroître en moyenne. Dans cet exemple (Figure 5b), l'effet de la défoliation attribuée à la tordeuse des bourgeons de l'épinette se traduit par une perte d'environ 10 m^2ha^{-1} entre les années 10 et 20 de la simulation. En ce qui concerne la placette de faible surface terrière, le modèle prévoit en moyenne une croissance de sa surface terrière (Figure 5c,d). L'effet de la défoliation se traduit par une diminution de l'accroissement et non pas par une décroissance comme dans le cas précédent (Figure 5d).

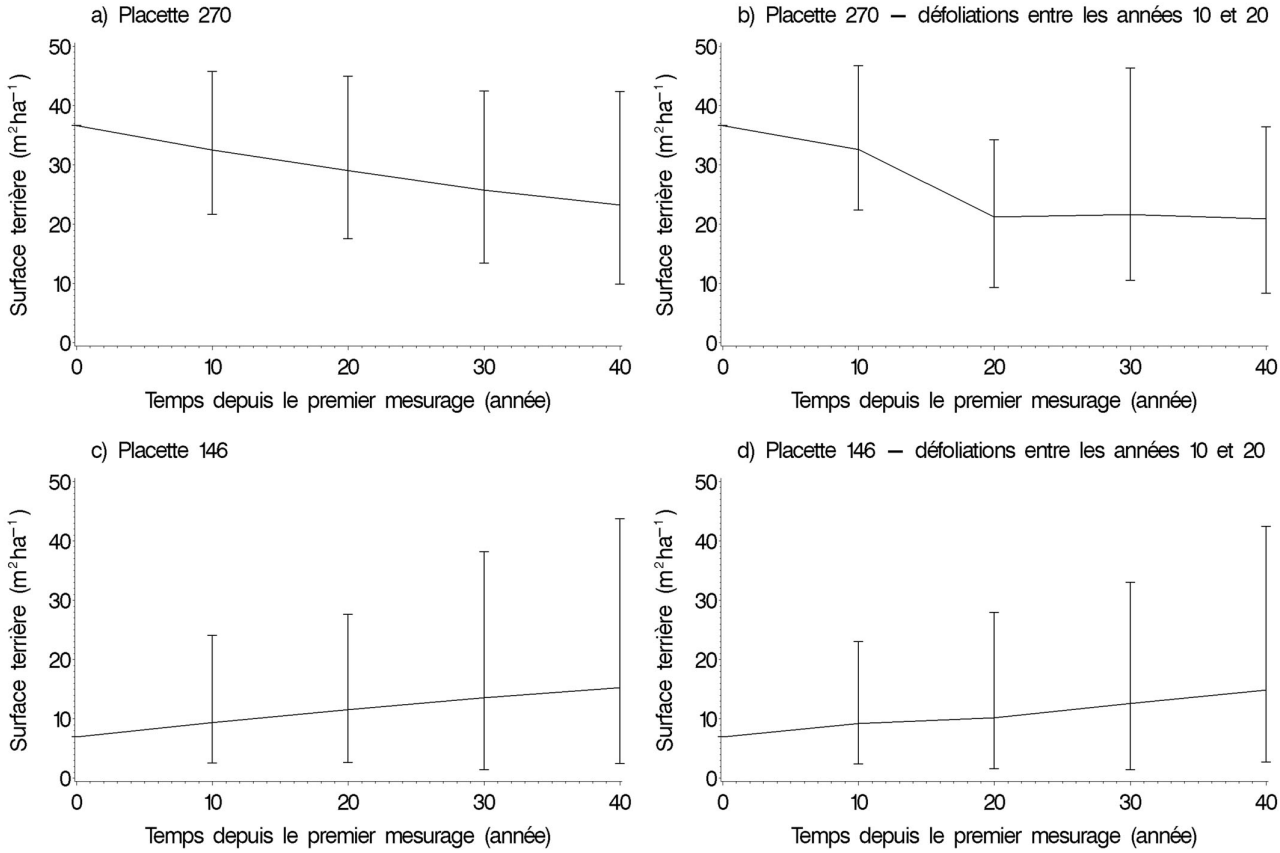

Figure 5. Quatre simulations stochastiques illustrant l'évolution de la surface terrière toutes espèces confondues dans deux placettes-échantillons de la sapinière à bouleau blanc (MS2) en présence et en l'absence de défoliations sévères causées par la tordeuse des bourgeons de l'épinette (les intervalles sont bornés par les valeurs minimales et maximales).

Chapitre cinq

Évaluation du modèle

Les biais associés aux prévisions stochastiques de la surface terrière toutes espèces confondues et des surfaces terrières des trois espèces dominantes en l'absence de récolte sont présentés au tableau 3. En ce qui concerne la prévision de la surface terrière toutes espèces confondues, l'examen de ce tableau révèle que les biais sont généralement inférieurs à 1,0 m^2ha^{-1} en valeur absolue et à 5 % en valeur relative. Mentionnons qu'un biais de 1,0 m^2ha^{-1} de la surface terrière sur une période de 10 ans représente un biais de 0,1 $m^2ha^{-1}an^{-1}$ de l'accroissement en surface terrière, alors que ce même biais sur une période de 30 ans ne représente plus qu'un biais de 0,03 $m^2ha^{-1}an^{-1}$ de l'accroissement en surface terrière.

Les biais associés à la prévision de la surface terrière des trois espèces dominantes sont pour la plupart inférieurs à 1,0 m^2ha^{-1} en valeur absolue. Toutefois, comparés à la surface terrière toutes espèces confondues, ces biais sont relativement plus importants puisque les valeurs observées sont généralement plus faibles. Le sapin baumier est l'espèce pour laquelle les biais sont les plus élevés.

Dans tous les cas, les racines de l'erreur quadratique moyenne du modèle (REQM) augmentent avec la durée de la projection, passant de valeurs entre 2 et 5 m^2ha^{-1} pour l'intervalle 5-14 ans à des valeurs entre 3 et 10 m^2ha^{-1} pour l'intervalle 25-34 ans. Les prévisions du simulateur ont une précision moindre au fur et à mesure que l'on s'éloigne du mesurage initial. Par ailleurs, les coefficients de détermination (R^2) affichent des valeurs variant généralement entre 0,6 et 0,7. La végétation potentielle de la sapinière à bouleau jaune (MS1) est celle qui présente le R^2 le plus faible (0,439), alors que la cédrière tourbeuse à sapin (RC3) est la végétation potentielle dont le coefficient est le plus élevé (0,821).

Les biais des prévisions après coupe partielle sont présentés au tableau 4. Les valeurs absolues des biais de la surface terrière toutes espèces confondues sont pour la plupart égales ou inférieures à 1,0 m^2ha^{-1}. Le biais le plus élevé est observé pour la végétation potentielle FE3. En ce qui concerne la prévision des surfaces terrières des trois espèces dominantes à l'intérieur de chaque végétation potentielle, les biais sont encore une fois généralement inférieurs à 1,0 m^2ha^{-1}. Comme les prévisions de surface terrière ont tendance à être plus faibles après intervention qu'en l'absence d'intervention, les valeurs de biais relatifs sont plus élevées qu'au tableau précédent. Par ailleurs, le nombre d'observations disponibles pour l'évaluation après intervention est largement inférieur au nombre d'observations en l'absence d'intervention. Cette disparité explique le fait que seules huit végétations potentielles ont pu être évaluées et que l'horizon d'évaluation ne dépasse pas la période 15-24 ans.

En ce qui a trait aux REQM, on observe sensiblement les mêmes tendances qu'en l'absence d'intervention. Les coefficients de détermination sont toutefois légèrement plus élevés avec des valeurs souvent supérieures à 0,7. Ces valeurs plus fortes s'expliquent par le fait que les durées de projection sont en moyenne plus courtes. En effet, les projections sont limitées à 15-24 dans les meilleurs cas.

Tableau 3. Estimation du biais moyen et de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) des placettes-échantillons n'ayant pas fait l'objet de coupe en fonction de la végétation potentielle et des périodes de 10 ans pour la surface terrière toutes espèces confondues et les surfaces terrières des trois espèces dominantes (valeurs relatives entre parenthèses, n : nombre de placettes)

Végétation potentielle	Période	n	Coefficient de détermination (R^2)	Biais et REQM toutes espèces confondues		Biais des espèces dominantes		
				biais	REQM	ERS	HEG	ERR
FE2	5-14 ans	256		0,7 (3,2%)	3,2 (14,1%)	0,4 (4,1%)	-0,1 (-3,4%)	0,1 (5,0%)
	15-24 ans	131	0,744	1,0 (3,8%)	5,0 (19,9%)	0,5 (4,6%)	-0,1 (-4,2%)	0,2 (7,9%)
	25-34 ans	50		1,1 (4,2%)	6,0 (23,4%)	1,4 (11,7%)	-0,8 (-36,5%)	0,3 (16,7%)
				biais	REQM	ERS	BOJ	ERR
FE3	5-14 ans	821		0,7 (3,0%)	4,0 (17,5%)	0,3 (3,1%)	0,1 (2,6%)	0,1 (5,6%)
	15-24 ans	495	0,558	0,7 (2,8%)	5,6 (23,4%)	0,4 (3,7%)	0,0 (1,7%)	0,2 (9,1%)
	25-34 ans	267		0,4 (1,4%)	6,8 (27,1%)	0,1 (0,5%)	0,0 (1,2%)	0,1 (3,0%)
				biais	REQM	ERS	OSV	HEG
FE5	5-14 ans	63	0,719	0,6 (2,5%)	3,0 (13,5%)	0,3 (2,8%)	0,0 (0,6%)	-0,0 (-0,6%)
	15-24 ans	38		1,3 (5,3%)	3,8 (15,0%)	0,7 (5,3%)	0,0 (1,1%)	-0,0 (-1,1%)
				biais	REQM	CHX	ERS	ERR
FE6	5-14 ans	117		0,3 (1,4%)	2,6 (11,8%)	-0,2 (-2,4%)	0,3 (7,0%)	0,1 (4,4%)
	15-24 ans	64	0,652	1,4 (5,5%)	4,4 (16,8%)	-0,2 (-1,9%)	0,8 (13,3%)	0,7 (22,2%)
	25-34 ans	58		0,1 (0,5%)	5,6 (21,4%)	-0,3 (-2,9%)	0,3 (5,1%)	0,4 (14,1%)
				biais	REQM	FRN	SAB	BOJ
MF1	5-14 ans	56	0,610	0,5 (2,6%)	4,6 (23,3%)	0,2 (3,6%)	-0,0 (-1,6%)	0,1 (4,6%)
	15-24 ans	30		0,0 (0,1%)	6,8 (35,9%)	-0,3 (-7,0%)	-0,6 (-24,0%)	0,4 (15,2%)
				biais	REQM	BOJ	SAB	ERR
MJ1	5-14 ans	439		1,0 (4,7%)	4,1 (19,0%)	0,1 (2,7%)	0,2 (3,5%)	0,2 (6,1%)
	15-24 ans	293	0,637	1,4 (6,0%)	5,7 (24,1%)	0,3 (4,5%)	0,3 (5,6%)	0,3 (7,6%)
	25-34 ans	131		-0,6 (-2,6%)	6,9 (30,0%)	-0,2 (-2,6%)	-0,3 (-8,7%)	-0,0 (-0,1%)
				biais	REQM	SAB	BOP	BOJ
MJ2	5-14 ans	708		0,7 (3,6%)	4,3 (22,5%)	-0,2 (-5,0%)	0,1 (1,9%)	0,1 (3,4%)
	15-24 ans	450	0,575	0,9 (4,3%)	6,2 (29,7%)	-0,4 (-13,6%)	0,3 (7,9%)	0,3 (7,5%)
	25-34 ans	378		1,4 (6,2%)	7,7 (35,0%)	0,2 (4,8%)	0,3 (8,0%)	0,3 (6,6%)
				biais	REQM	SAB	BOP	BOJ
MS1	5-14 ans	359		1,5 (7,7%)	5,5 (27,7%)	0,6 (8,1%)	0,3 (9,7%)	0,2 (6,5%)
	15-24 ans	181	0,439	0,7 (3,5%)	7,9 (40,5%)	-1,2 (-23,1%)	1,0 (23,5%)	0,4 (14,7%)
	25-34 ans	115		0,8 (3,8%)	9,9 (45,7%)	-1,5 (-22,7%)	1,3 (31,0%)	0,3 (9,7%)
				biais	REQM	SAB	BOP	EPX
MS2	5-14 ans	1637		0,7 (3,8%)	5,8 (30,9%)	0,3 (3,8%)	0,1 (3,3%)	0,0 (0,9%)
	15-24 ans	798	0,513	0,6 (3,1%)	8,3 (43,7%)	-1,0 (-17,6%)	1,0 (17,4%)	0,1 (1,8%)
	25-34 ans	410		-0,1 (-0,3%)	10,1 (52,9%)	-1,3 (-19,0%)	1,1 (21,1%)	0,1 (2,2%)

Tableau 3 (suite). Estimation du biais moyen et de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) des placettes-échantillons n'ayant pas fait l'objet de coupe en fonction de la végétation potentielle et des périodes de 10 ans pour la surface terrière toutes espèces confondues et les surfaces terrières des trois espèces dominantes (valeurs relatives entre parenthèses, n : nombre de placettes)

Végétation potentielle	Période	n	Coefficient de détermination (R^2)	Biais et REQM toutes espèces confondues		Biais des espèces dominantes		
				biais	REQM	SAB	PEU	BOP
MS6	5-14 ans	178		1,1 (5,8%)	5,1 (27,0%)	0,5 (8,4%)	0,2 (5,5%)	0,0 (1,5%)
	15-24 ans	72	0,502	1,8 (8,4%)	9,3 (44,5%)	0,1 (1,5%)	0,2 (7,4%)	0,6 (16,6%)
	25-34 ans	42		-0,5 (-2,1%)	8,7 (39,8%)	-1,5 (-23,9%)	-0,5 (-15,6%)	0,4 (10,0%)
				biais	REQM	EPX	SAB	
RB1	5-14 ans	36	0,655	0,6 (3,5%)		0,2 (2,2%)	-0,1 (-6,2%)	
				biais	REQM	THO	SAB	EPX
RC3	5-14 ans	84	0,821	1,6 (6,1%)	4,2 (16,5%)	0,6 (4,1%)	0,4 (12,8%)	0,2 (5,5%)
	15-24 ans	39		-0,1 (-0,4%)	7,5 (32,0%)	-0,3 (-2,0%)	-0,1 (-4,6%)	-0,1 (-2,9%)
				biais	REQM	EPX	PIG	SAB
RE1	5-14 ans	283		0,1 (0,9%)	1,7 (18,7%)	-0,1 (-1,3%)	0,1 (4,8%)	0,0 (5,5%)
	15-24 ans	146	0,786	-0,0 (-0,3%)	2,8 (30,7%)	-0,2 (-2,7%)	0,2 (8,7%)	-0,0 (-23,1%)
	25-34 ans	57		-0,4 (-5,3%)	3,3 (39,1%)	-0,4 (-8,0%)	-0,0 (-1,5%)	-0,0 (-21,0%)
				biais	REQM	EPX	PIG	SAB
RE2	5-14 ans	1192		0,3 (1,8%)	3,4 (20,8%)	-0,0 (-0,4%)	0,3 (7,6%)	0,0 (2,2%)
	15-24 ans	672	0,728	0,9 (5,1%)	5,9 (35,0%)	0,4 (3,1%)	0,2 (7,7%)	0,1 (8,2%)
	25-34 ans	244		1,1 (6,5%)	7,3 (42,9%)	0,8 (5,9%)	0,1 (6,5%)	-0,1 (-9,4%)
				biais	REQM	EPX	SAB	MEL
RE3	5-14 ans	441		0,1 (1,3%)	2,6 (23,3%)	0,0 (0,3%)	0,0 (9,1%)	-0,0 (-10,3%)
	15-24 ans	267	0,755	0,7 (5,9%)	4,8 (42,2%)	0,4 (3,6%)	0,1 (22,3%)	0,0 (7,7%)
	25-34 ans	97		1,0 (8,9%)	7,0 (63,0%)	0,9 (9,4%)	0,1 (10,9%)	0,1 (21,2%)
				biais	REQM	PIN	PEU	EPX
RP1	5-14 ans	115		0,3 (1,2%)	3,4 (13,5%)	0,1 (0,6%)	0,0 (1,6%)	-0,1 (-3,8%)
	15-24 ans	63	0,749	0,9 (3,4%)	6,0 (21,7%)	0,8 (5,4%)	0,4 (12,0%)	0,2 (6,2%)
	25-34 ans	64		0,4 (1,5%)	6,4 (21,1%)	-0,3 (-1,7%)	0,2 (5,6%)	0,6 (18,6%)
				biais	REQM	THO	EPX	SAB
RS1	5-14 ans	241		0,8 (3,0%)	4,8 (18,8%)	0,4 (3,8%)	-0,0 (-1,1%)	0,0 (1,2%)
	15-24 ans	131	0,723	0,0 (0,1%)	7,3 (28,9%)	0,5 (5,3%)	-0,3 (-9,3%)	-0,7 (-22,0%)
	25-34 ans	86		0,7 (2,4%)	6,9 (25,0%)	1,0 (7,7%)	-0,1 (-4,0%)	-1,0 (-38,1%)
				biais	REQM	EPX	SAB	BOP
RS2	5-14 ans	1247		0,4 (2,1%)	5,0 (26,6%)	-0,1 (-0,6%)	0,2 (3,2%)	0,1 (4,1%)
	15-24 ans	652	0,578	1,0 (5,4%)	6,8 (36,3%)	0,1 (1,4%)	0,3 (5,0%)	0,4 (18,4%)
	25-34 ans	365		-0,5 (-2,9%)	7,9 (44,0%)	-0,4 (3,6%)	-0,6 (-10,2%)	0,4 (24,0%)

Tableau 3 (fin). Estimation du biais moyen et de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) des placettes-échantillons n'ayant pas fait l'objet de coupe en fonction de la végétation potentielle et des périodes de 10 ans pour la surface terrière toutes espèces confondues et les surfaces terrières des trois espèces dominantes (valeurs relatives entre parenthèses, n : nombre de placettes)

Végétation potentielle	Période	n†	Coefficient de détermination (R^2)	Biais et REQM toutes espèces confondues		Biais des espèces dominantes		
				biais	REQM	EPX	SAB	BOP
RS3	5-14 ans	174	0,626	0,2 (1,2%)	4,4 (32,3%)	-0,2 (-2,1%)	0,1 (2,3%)	0,2 (15,8%)
	15-24 ans	111		0,3 (2,3%)	6,0 (47,3%)	-0,0 (-0,3%)	-0,2 (-6,3%)	0,3 (21,5%)
	25-34 ans	69		-0,5 (-4,5%)	6,1 (50,5%)	0,0 (0,5%)	-0,8 (-41,1%)	0,1 (8,1%)
				biais	REQM	EPX	SAB	ERR
RS5	5-14 ans	51	0,650	0,9 (4,4%)	4,8 (22,9%)	-0,1 (-1,4%)	0,4 (7,4%)	-0,0 (-2,2%)
	15-24 ans	35		0,8 (3,2%)	6,4 (26,4%)	0,5 (4,6%)	0,4 (6,5%)	0,2 (8,6%)
				biais	REQM	PRU	ERR	SAB
RT1	5-14 ans	58	0,704	-0,4 (-1,2%)	4,2 (14,1%)	-0,7 (-5,3%)	0,2 (4,8%)	-0,0 (-0,2%)
	15-24 ans	30		1,5 (4,2%)	5,9 (16,6%)	0,1 (0,6%)	0,9 (15,3%)	-0,1 (-8,4%)

Tableau 4. Estimation du biais moyen et de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) des placettes-échantillons ayant fait l'objet de coupes partielles en fonction de la végétation potentielle et des périodes de 10 ans pour la surface terrière toutes espèces confondues et les surfaces terrières des trois espèces dominantes (valeurs relatives entre parenthèses, n : nombre de placettes)

Végétation potentielle	Période	n	Coefficient de détermination (R^2)	Biais et REQM toutes espèces confondues		Biais des espèces dominantes		
				biais	REQM	ERS	HEG	ERR
FE2	5-14 ans	53	0,799	0,0 (0,2%)	4,1 (23,8%)	-0,1 (-1,0%)	0,1 (4,0%)	-0,2 (-11,7%)
				biais	REQM	ERS	BOJ	ERR
FE3	5-14 ans	169	0,748	0,4 (2,6%)	3,3 (19,9%)	0,1 (0,6%)	0,1 (3,5%)	0,0 (0,1%)
	15-24 ans	54		3,2 (15,3%)	6,6 (31,5%)	7,7 (15,4%)	0,3 (16,2%)	0,1 (5,4%)
				biais	REQM	BOJ	SAB	ERR
MJ1	5-14 ans	101	0,732	0,4 (3,1%)	4,1 (30,1%)	0,2 (6,5%)	0,7 (28,5%)	-0,3 (-12,1%)
				biais	REQM	SAB	BOP	BOJ
MJ2	5-14 ans	129	0,684	1,0 (7,0%)	4,1 (29,3%)	0,7 (28,8%)	-0,3 (-15,2%)	0,0 (0,9%)
	15-24 ans	42		0,8 (4,9%)	5,8 (38,2%)	0,1 (3,8%)	-0,2 (-9,2%)	0,0 (1,7%)
				biais	REQM	SAB	BOP	BOJ
MS1	5-14 ans	60	0,682	0,3 (2,4%)	4,0 (30,6%)	0,7 (16,7%)	-0,4 (-37,2%)	-0,0 (-1,5%)
				biais	REQM	SAB	BOP	EPX
MS2	5-14 ans	160	0,787	0,2 (1,7%)	3,8 (41,2%)	0,6 (16,3%)	-0,4 (-20,0%)	-0,0 (-0,5%)
	15-24 ans	47		0,1 (0,6%)	5,4 (49,4%)	0,9 (16,5%)	-0,5 (-25,4%)	0,0 (2,8%)
				biais	REQM	EPX	PIG	SAB
RE2	5-14 ans	36	0,865	-0,4 (-6,2%)	2,2 (35,9%)	-0,6 (-32,8%)	0,1 (2,8%)	0,3 (53,4%)
				biais	REQM	EPX	SAB	BOP
RS2	5-14 ans	77	0,744	-0,3 (-3,8%)	3,5 (52,8%)	-0,2 (-8,7%)	0,4 (19,4%)	-0,3 (-25,9%)

Chapitre six

Discussion

Avantages d'ARTÉMIS-2009

Un modèle par tiges individuelles général comme ARTÉMIS-2009 constitue un outil d'aide à la décision intéressant pour l'aménagement des forêts québécoises. En effet, ce modèle permet d'actualiser des placettes de 400 m^2 sur un horizon de 30 ans. Grâce à une approche stochastique, le modèle fournit également une estimation de l'erreur prévisionnelle. Le modèle peut également être utilisé de façon déterministe, c'est-à-dire en ne prenant compte que de la moyenne. En regroupant les actualisations des placettes d'une même strate, il est possible d'en prévoir l'évolution. Ce modèle pourrait donc être utilisé pour produire des courbes de rendement de strates dans un calcul de possibilité ligneuse.

Comparé aux modèles utilisés antérieurement dans les calculs de possibilité, soit le modèle par taux (Lessard *et al.* 1999) et le modèle par courbe (Pothier et Savard 1998), ARTÉMIS-2009 offre plusieurs avantages. Il réagit aux conditions initiales de densité et permet de prévoir des décroissances (Figure 5a). Le phénomène de sénescence est donc implicitement prévu par le sous-modèle de mortalité. Par ailleurs, le modèle n'implique pas d'hypothèse quant à la prévision du recrutement puisque ce recrutement est modélisé. Le sous-modèle de recrutement est dynamique et repose sur des variables mesurées à l'échelle de la placette et de l'intervalle de croissance. De plus, le domaine d'application d'ARTÉMIS-2009 correspond aux 25 végétations potentielles les plus abondantes. Il est donc applicable à la très vaste majorité du territoire de la forêt publique québécoise. Le modèle s'applique autant à des forêts de feuillus que des forêts mixtes ou résineuses.

Le modèle comporte également trois avantages non négligeables par rapport aux modèles précédents : il intègre les effets des défoliations sévères de la tordeuse des bourgeons de l'épinette, l'effet des coupes partielles et l'effet de variables climatiques. En effet, le sous-modèle de mortalité comprend une variable binaire qui correspond à l'occurrence de ces défoliations sévères. Les résultats de la modélisation ont démontré qu'une épidémie sévère de la tordeuse des bourgeons de l'épinette augmentait significativement la probabilité de mortalité des espèces hôtes, soit le sapin baumier et les espèces d'épinette (résultats non présentés). Cette augmentation de la mortalité est particulièrement évidente dans les placettes à forte densité composées d'arbres à maturité (p. ex. : Figure 5b). Le modèle ne permet pas de prévoir quand les épidémies de tordeuse se produiront, mais il permet à tout le moins de prévoir différents scénarios hypothétiques en fonction du retour possible de ces épidémies.

L'effet des coupes partielles est traité de la même façon que les épidémies de tordeuse. Le modèle prend en compte l'effet des coupes partielles sur la mortalité et l'accroissement des tiges résiduelles. En effet, la mortalité tend à augmenter légèrement à la suite d'une coupe partielle dans certaines végétations potentielles (résultats non présentés). Ce résultat va dans le même sens que ceux de Caspersen (2006) qui a étudié la mortalité post-jardinage dans les érablières de l'Ontario. Nous posons l'hypothèse que cette augmentation de mortalité est attribuable au stress post-traitement.

Par ailleurs, l'intégration de variables climatiques, comme la température annuelle moyenne et les précipitations annuelles moyennes, permet en partie de tenir compte de la variabilité régionale. Les modèles précédents ne disposaient pas des variables climatiques étant donné que BioSIM (Régnière *et al.* 1995) n'était pas disponible. Bien que le modèle ne soit pas conçu spécifiquement pour tenir compte des changements climatiques, l'ajout de ces variables permettrait d'anticiper partiellement les effets possibles d'un réchauffement durant les prochaines décennies. En ce sens, ARTÉMIS-2009 offre une flexibilité que les modèles précédents n'avaient pas.

Évaluation et limites du modèle

Les résultats de la validation croisée démontrent que le modèle donne des biais relativement faibles pour des variables générales comme la surface terrière toutes espèces confondues. En effet, les biais de cette variable sont généralement inférieurs à 5 % en valeur relative. Par contre, les biais relatifs augmentent pour des variables plus spécifiques comme les surfaces terrières des trois espèces dominantes. D'une part, les prévisions de la surface terrière de ces espèces sont plus petites que les

prévisions de surface terrière toutes espèces confondues, ce qui contribue à faire augmenter la proportion relative du biais. D'autre part, comme un modèle représente une forme de compromis entre simplicité et précision, la prévision de variables de plus en plus spécifiques est sujette à des biais de plus en plus importants (Fortin *et al.* 2009b).

Les biais en volume sont souvent d'un plus grand intérêt pour les aménagistes que ceux en surface terrière. Dans le cas présent, nous avons préféré estimer les biais en surface terrière plutôt que ceux en volume. D'une part, le volume n'est pas une valeur observée, mais plutôt estimée à partir d'un tarif de cubage. Ce processus d'estimations pourrait influencer l'estimation des biais. D'autre part, le volume est généralement proportionnel à la surface terrière. En conséquence, on peut présumer que les biais en volume sont comparables à ceux en surface terrière présentés aux tableaux 3 et 4.

L'examen des biais associés aux trois espèces dominantes démontre que certains biais sont en grande partie attribuables à la surestimation du sapin baumier (p. ex. : MS1 et MS6). Le sapin baumier est plus vulnérable aux défoliations de la tordeuse des bourgeons de l'épinette que les espèces d'épinette (MacLean et MacKinnon 1997). Comme il a été mentionné précédemment, le modèle de mortalité comprend un facteur qui tient compte de l'occurrence de défoliations sévères occasionnées par la tordeuse des bourgeons de l'épinette. Toutefois, cette mesure de l'occurrence de défoliations sévères est effectuée en grande partie par relevé aérien. Comme il ne s'agit pas de mesures prises sur le terrain, nous croyons qu'elles pourraient être biaisées dans certains cas. En effet, il est probable que certains peuplements défoliés n'aient pas été classés comme tels. En d'autres termes, certains intervalles de croissance ayant réellement subi une défoliation se sont probablement glissés parmi les intervalles dit « sans défoliation ». En ce sens, il est possible que les probabilités de mortalité prévues par le sous-modèle de mortalité soient légèrement surestimées en période dite endémique en raison du biais associé à la mesure de la variable. Cela constitue une des limites du modèle que les utilisateurs devraient prendre en compte lors des simulations de croissance.

Par ailleurs, la relation entre l'occurrence d'une coupe partielle et l'augmentation du taux de mortalité est relativement imprécise. Dans le cas présent, nous ne disposions d'aucun renseignement quant à l'année où la coupe partielle avait été exécutée. En conséquence, le premier mesurage après la coupe peut avoir été fait plusieurs années après le traitement. L'effet du stress post-intervention serait sans doute plus important si tous les mesurages avaient été effectués durant l'année suivant le traitement. L'utilisation du modèle avec des placettes mesurées immédiatement après intervention donnerait des résultats trop optimistes étant donné que la mortalité serait alors sous-estimée.

L'exercice actuel du calcul de possibilité ligneuse nécessite des prévisions sur des horizons beaucoup plus longs que 30 ans. En effet, lors des derniers calculs de possibilité, des horizons de 150 ans avaient été utilisés. Les biais du modèle ne peuvent être estimés sur d'aussi longues périodes. D'une part, nous ne disposons de données de suivi que sur un horizon maximal de 30-40 ans. Il devient donc impossible de confronter les prévisions du modèle à des observations empiriques. D'autre part, les changements environnementaux causés par les pluies acides et les changements climatiques ravivent le questionnement sur la pertinence d'horizons de simulation aussi longs. Toutefois, nous avons quand même voulu tester la cohérence des prévisions afin de s'assurer que le simulateur ne produisait pas de valeurs aberrantes sur de longs horizons de simulations. Nous avons effectué des simulations sur 100 ans afin de vérifier le comportement du modèle. Les diamètres prévus par le modèle ont été scrutés afin de détecter les cas aberrants. À l'exception des végétations potentielles de l'ormaie à frêne noir (FO1) et de la pessière blanche issue d'agriculture (RB1) pour lesquelles très peu de placettes-échantillons sont disponibles (Tableau 2), le modèle n'a généré aucune prévision aberrante sur un horizon de 100 ans. L'étendue des données d'étalonnage de la plupart des végétations potentielles est relativement large (Tableau 2). Le modèle semble donc fournir des prévisions qui sont plausibles sur un horizon de 100 ans pour 23 des 25 végétations potentielles. Toutefois, on ne peut se prononcer sur la précision et l'absence de biais de ces résultats étant donné qu'ils ne peuvent être confrontés à des valeurs observées. Les prévisions à long terme (100 ans et plus) de ces 23 végétations potentielles devraient donc être utilisées avec circonspection. Par ailleurs, les projections des placettes dont les caractéristiques s'éloignent du jeu de données d'étalonnage sont susceptibles de donner des prévisions aberrantes.

La précision du modèle diminue rapidement avec la durée de la projection, comme c'est le cas de la plupart des modèles. En effet, les figures 3 et 5 montrent des intervalles de croissance qui s'élargissent au fur et à mesure que la durée de la projection augmente. Ce phénomène, nommé hétéroscédasticité, est bien connue en modélisation de la croissance (Vanclay 1994, p. 121). Par ailleurs, la largeur des intervalles de croissance est directement liée à la dimension des placettes. En effet, les valeurs rapportées dans les graphiques sont exprimées à l'hectare alors que chaque placette ne couvre que 400 m^2. En conséquence, la mort d'un seul arbre dans la placette provoque une forte diminution à l'hectare puisque l'on doit multiplier cette perte par un facteur 25. Un fort recrutement à l'échelle de la placette est également amplifié par ce jeu d'échelle. Pour cette raison, la largeur des intervalles, même 10 ans après le premier mesurage, n'est donc pas surprenante outre mesure.

Une analyse de sensibilité permettrait de mieux cibler les composantes les plus influentes du modèle et les besoins d'amélioration. En fait, nous présumons que la mortalité est le module le plus influent du modèle pour les projections de croissance à court et moyen terme (50-60 ans). Plus la durée de la projection s'allonge, plus l'influence du module de recrutement s'accroît. En fait, il est probable que le recrutement soit l'élément le plus important dans les projections à long terme (> 60 ans). Une analyse de sensibilité permettrait de confirmer ces hypothèses, en plus de quantifier l'influence de chacun des modules. Cette avenue reste à explorer.

Par rapport à d'autres modèles basés sur une approche par tiges individuelles, ARTÉMIS-2009 est un modèle relativement simple. En effet, il n'implique pas d'indice de compétition spatial comme les modèles SILVA (Pretzsch *et al.* 2002) ou SORTIE (Pacala *et al.* 1993). Par contre, le sous-modèle de mortalité utilise un indice de compétition sans référence spatiale, soit la surface terrière des tiges dont le dhp est plus grand que le sujet. La performance des indices de compétition dans l'explication de la croissance des tiges individuelles a été comparée par plusieurs auteurs (p. ex. : Lorimer 1983, Holmes et Reed 1991, Biging et Dobbertin 1995, Mailly *et al*. 2003). Alors que l'on pourrait penser que les indices de compétition spatiaux sont supérieurs à ceux sans référence spatiale, les résultats sont mitigés et semblent varier selon l'espèce et la végétation potentielle. Quoi qu'il en soit, l'utilisation d'un indice de compétition spatial était impossible dans le cas présent puisque la localisation des tiges dans les placettes n'était pas disponible. Par ailleurs, l'utilisation d'un tel indice aurait grandement réduit l'applicabilité du modèle étant donné que l'utilisateur aurait dû disposer de la localisation de chaque tige pour pouvoir utiliser le modèle.

Pour maximiser l'applicabilité du modèle ARTÉMIS-2009, nous avons cherché à minimiser le nombre d'intrants et à ne conserver que l'essentiel dans le modèle. En fait, ARTÉMIS-2009 ne fait évoluer que le dhp des arbres. Les autres variables de la tige, comme la hauteur et le volume des arbres, sont dérivées de l'espèce et du dhp. La plupart des autres modèles font évoluer d'autres variables associées à la tige comme sa hauteur, sa cime ou sa qualité (Wykoff *et al.* 1982, Pacala *et al.* 1993, Dixon 2002, Pretzsch *et al.* 2002). D'une part, la modélisation de ces variables nécessite qu'elles soient mesurées. D'autre part, elle complexifie le modèle parce que leurs évolutions doivent être modélisées. Des sous-modèles d'évolution de hauteur et du pourcentage de cime doivent s'ajouter au modèle. Dans le cas présent, nous aurions pu modéliser l'évolution en hauteur des tiges étant donné que cette variable a été mesurée sur un sous-échantillon de la base de données. Toutefois, il nous apparaissait plus simple de modéliser la hauteur de façon statique comme nous l'avons fait.

Conclusion

Comme tout modèle, ARTÉMIS-2009 a des forces et des faiblesses. Par rapport, aux modèles utilisés précédemment dans les calculs de possibilité, ARTÉMIS-2009 offre certains avantages. En effet, le modèle présenté dans ce mémoire (i) comprend des variables climatiques, (ii) tient compte de la densité des placettes, (iii) est suffisamment flexible pour prévoir des décroissances, (iv) ne repose pas sur une hypothèse arbitraire par rapport au recrutement des tiges, (v) s'applique à la majorité de la forêt québécoise, (vi) permet d'anticiper les effets d'une épidémie de tordeuse des bourgeons de l'épinette sur la croissance, (vii) tient compte en partie des effets des coupes partielles sur la croissance.

Les limites d'ARTÉMIS-2009 sont principalement reliées à deux éléments : la simplicité du modèle et la disponibilité des données. Ce modèle se veut un modèle général pour les forêts du Québec. En conséquence, il n'est pas conçu pour prévoir des croissances immédiatement après des traitements sylvicoles particuliers. Par ailleurs, l'évaluation du modèle ne peut être effectuée sur un horizon de plus de 34 ans en l'absence d'intervention. La situation est pire pour les placettes traitées par coupe partielle, les données disponibles sont très peu nombreuses de sorte que le modèle n'a pu être testé sur plus de 24 ans dans les meilleurs cas. Un examen préliminaire des prévisions sur 100 ans a déjà révélé que le modèle générait des prévisions aberrantes pour deux végétations potentielles (FO1 et RB1). Pour les autres végétations potentielles, les prévisions semblent cohérentes et plausibles, mais nous ne pouvons nous prononcer quant à l'absence de biais.

Références bibliographiques

Biging, G.S. et M. Dobbertin, 1995. *Evaluation of competition indices in individual tree growth models*. For. Sci. 41 : 360-377.

Blais, G., 2001. *MODÉLISA : un modèle de croissance pour actualiser les placettes-échantillons temporaires de la Direction des inventaires forestiers*. LXXe Congrès de l'ACFAS, Session : C-202 Potentiel et utilisation des placettes-échantillons permanentes pour la gestion et la recherche en sciences naturelles, Québec, (Québec).

Caspersen, J.P., 2006. *Elevated mortality of residual trees following single-tree felling in northern hardwood forests*. Can. J. For. Res. 36 : 1255-1265.

Cunningham, R.B. et D.B. Lindenmayer, 2005. *Modeling count data of rare species: some statistical issues*. Ecol. 86 : 1135-1142.

Dixon, G.E., 2002. *Essential FVS: A user's guide to the forest vegetation simulator.* USDA For. Serv., Forest Management Service Center, Internal report. 219 p.

Doyon, F., P. Nolet et R. Pouliot, 2005. *Cohorte : Modèle de croissance et d'évolution de la qualité adapté à l'application de coupes partielles.* Institut Québécois d'Aménagement de la Forêt Feuillue (IQAFF). Rapport. 26 p.

Duan, N., 1983. *Smearing estimate: A nonparametric retransformation method.* J. Am. Stat. Assoc. 78 : 605-610.

Efron, B. et R.J. Tibshirani, 1993. *An introduction to the bootstrap*. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, Florida. 436 p.

Flewelling, J.W. et L.V. Pienaar, 1981. *Multiplicative regression with lognormal errors*. For. Sci. 27(2) : 281-289.

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.

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.

Fortin, M., S. Bernier, J.-P. Saucier et F. Labbé, 2009a. *Une relation hauteur-diamètre tenant compte de l'influence de la station et du climat pour 20 espèces commerciales du Québec.* Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles et de la Faune, Direction de la recherche forestière. Mémoire de recherche forestière n° 153. 22 p.

Fortin, M., S. Bédard, J. DeBlois et S. Meunier, 2009b. *Assessing and testing prediction uncertainty for single tree-based models: A case study applied to northern hardwood stands in southern Québec, Canada.* Ecol. Mod. 220 : 2770-2781.

Goudie, J.W., 1998. *Model validation: A search for the magic grove or the magic model.* Présentation donnée lors du colloque *Stand density management conference: Planning and implementation* les 6 et 7 novembre, 1997, à Edmonton, Alberta, Bamsey. p. 45-58.

Holmes, M.J. et D.D. Reed, 1991. *Competition indices for mixed species northern hardwoods.* For. Sci. 37 : 1338-1349.

Huang, S. et S.J. Titus, 1999. *Estimating a system of nonlinear simultaneous individual tree models for white spruce in boreal mixed-species stands*. Can. J. For. Res. 29 : 1805-1811.

Lacerte, V., G.R. Larocque, M. Woods et W.J. Parton, 2008. V*alidation de composantes individuelles de FVSOntario à l'aide d'ensembles de données indépendantes provenant de placettes-échantillons permanentes du Québec.* Projet numéro 130-107, Ressources naturelles Canada, Service canadien des forêts, Centre de foresterie des Laurentides. Rapport d'information LAU-X-133F. 83 p.

Lambert, D., 1992. *Zero-inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing*. Technometrics 34 : 1-14.

Lessard, G., S. Bédard, F. Pelletier, G. Gauthier, S. Vézina, R. Gagnon, M. Roy, P. Trudel, É. Dion, J. Blouin, J.-P. Robert et Y. Phillibert, 1999. *Méthode de calcul de la possibilité forestière avec Sylva II, 13e version*. Document de référence. Centre d'enseignement et de recherche en foresterie de Sainte-Foy inc. (CERFO). 210 p.

Littell, R.C., G.A. Milliken, W.W. Stroup, R.D. Wolfinger et O. Schabenberger, 2006. *SAS system for mixed models, Second Edition.* SAS Institute Inc., Cary, NC. 814 p.

Lorimer, C.G., 1983. *Tests of age-independent competition indices for individual trees in natural hardwood stands*. For. Ecol. Manage. 6 : 343-360.

MacLean, D.A. et W.E. MacKinnon, 1997. *Effects of stand and site characteristics on susceptibility and vulnerability of balsam fir and spruce to spruce budworm in New Brunswick*. Can. J. For. Res. 27 : 1859-1871.

Mailly, D., S. Turbis et D. Pothier, 2003. *Predicting basal area increment in a spatially explicit, individual tree model: a test of competition measures with black spruce*. Can. J. For. Res. 33 : 435-443.

McCullagh, P. et J.A. Nelder, 1989. *Generalized linear models. 2nd ed., Monograph on statistics and applied probability 37*. Chapman & Hall, New York. 511 p.

Meyer, W.H., 1929. *Yields of second-growth spruce and fir in the Northeast.* USDA Forest Service Technical Bulletin No. 142. 52 p.

MRNF, 2009. *Normes d'inventaire forestier. Placettes-échantillons permanentes, Édition 2009, Version provisoire*. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles et de la Faune, Direction des inventaires forestiers, 264 p.

Pacala, S.W., C.D. Cunningham et J.A. Silander, Jr., 1993. *Forest models defined by field measurements: I. The design of a northeastern forest simulator.* Can. J. For. Res. 23 : 1980-1988.

Pinheiro, J.C. et D.M. Bates, 2000. *Mixed-effects models in S and S-PLUS.* Springer Ed., Statistics and Computing, New York. 528 p.

Porté, A. et H.H. Bartelink, 2002. Modelling mixed forest growth: a review of models for forest management. Ecol. Mod. 150 : 141-188.

Pothier, D. et D. Mailly, 2006. *Stand-level prediction of balsam fir mortality in relation to spruce budworm defoliation*. Can. J. For. Res. 36 : 1631-1640.

Pothier, D. et F. Savard, 1998. *Actualisation des tables de production pour les principales espèces forestières du Québec*. Ministère des Ressources naturelles du Québec. 183 p.

Pretzsch, H., P. Biber et J. Ďurský, 2002. *The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation.* For. Ecol. Manage. 162 : 3-21.

Raulier, F., P. Bernier, M.-C. Lambert et X.J. Guo, 2004. Chapitre 11 – Calcul de la possibilité forestière par une approche indépendante. p. 311-346 dans Jobidon, R. *et al.* (Ed.). Rapport détaillé du Comité scientifique chargé d'examiner le calcul de la possibilité forestière. Gouvernement du Québec, ministère des Ressources naturelles, de la Faune et des Parcs, Direction de la recherche forestière. 375 p.

Raulier, F., A. Leduc, R. Roy et M.-A. Vaillancourt, 2009. *Aménagement de la forêt*. p. 649-676 dans Ordre des ingénieurs forestiers du Québec, Manuel de foresterie, 2e éd., Ouvrage collectif, Éditions MultiMondes, Québec.

Régnière, J. et R. Saint-Amand, 2008. *BioSIM 9 – Manuel de l'utilisateur*. Ressources naturelles Canada, Service canadien des forêts, Centre de foresterie des Laurentides. Rapport d'information LAU-X-134F. 74 p.

Régnière, J., B. Cooke et V. Bergeron, 1995. *BioSIM: Un instrument informatique d'aide à la décision pour la planification saisonnière de la lutte antiparasitaire – Guide d'utilisation*. Ressources naturelles Canada, Service canadien des forêts, Centre forestier des Laurentides. Rapport d'information LAU-X-116f. 50 p.

SAS Institute, 2008. *SAS OnlineDoc 9.1.3 [en ligne]*. SAS Institute Inc. Cary, NC. Disponible en ligne à l'adresse http://support.sas.com/onlinedoc/913/docMainpage.jsp. [Consulté le 6 mai 2009]

Saucier, J.-P., J.-F. Bergeron, P. Grondin et A. Robitaille, 1998. *Les régions écologiques du Québec méridional : un des éléments du système hiérarchique de classification écologique du territoire mis au point par le ministère des Ressources naturelles*. L'Aubelle, février-mars 1998. 8 p.

Sharma, M., J. Parton, M. Woods, P. Newton, M. Penner, J. Wang, A. Stinson et F.W. Bell, 2008. *Ontario's forest growth and yield modelling program: Advances resulting from the Forestry Research Partnership*. For. Chron. 84(5) : 694-703.

Stage, A.R., 1973. *Prognosis model for stand development*. USDA Forest Service Research Paper INT-137. 32 p.

Ung, C.-H., P.Y. Bernier, X.J. Guo et M.-C. Lambert, 2009. *A simple growth and yield model for assessing changes in standing volume across Canada's forests*. For. Chron. 85(1) : 57-64.

van Belle, G., 2002. *Statistical rules of thumb*. Wiley Series in Probability and Statistics. John Wiley & Sons Inc., New York. 221 p.

Vanclay, J.K., 1994. *Modelling forest growth and yield: applications to mixed tropical forests*. CAB International, Wallingford, UK. 312 p.

Végiard, S. et C.-H. Ung, 1993. *Statistical inference problems related to the logarithmic transformation in regression; another method for interval estimation*. Can. J. For. Res. 23 : 871-872.

Westveld, M., 1953. *Empirical yield tables for spruce-fir cut-over lands in the Northeast*. USDA Forest Service Station Paper No. 55. 64 p.

Wykoff, W.R., N.L. Crookston et A.R. Stage, 1982. *User's guide to the stand prognosis model*. USDA For. Serv. Gen. Tech. Rep. INT-122. 112 p.

Annexe I

Estimations des paramètres

Des quatre sous-modèles dynamiques d'ARTÉMIS-2009 de la végétation potentielle de la pessière à mousses (RE2). Les groupes d'espèces pris en compte dans cette végétation potentielle sont : le bouleau à papier (BOP), les épinettes (EPX), l'érable rouge (ERR), le mélèze (MEL), les peupliers (PEU), le pin gris (PIG), les pins rouge et blanc (PIN), le sapin baumier (SAB) et les autres espèces (AUT). L'annexe II fournit les codes d'espèces alors que l'annexe III présente les espèces regroupées sous l'appellation « autres espèces » (AUT).

Le lecteur peut trouver les valeurs des estimations des paramètres des sous-modèles de hauteur et de volume dans FORTIN *et al.* (2007) et FORTIN *et al.* (2009a). En ce qui concerne les estimations de paramètres des autres végétations potentielles, elles sont disponibles sur demande au premier auteur de cet ouvrage.

Sous-modèle de mortalité

La probabilité de mortalité de l'arbre j de la placette i durant l'intervalle k (π_{ijk}) est définie comme suit par l'équation 1b

$$\pi_{ijk} = 1 - e^{-e^{\mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta} + \ln(\Delta t_{ik})}}$$

où

$$\mathbf{x}_{ijk}\hat{\boldsymbol{\beta}} = -1{,}6420 + \begin{bmatrix} \beta_{1,AUT} = 3{,}6745 \\ \beta_{1,BOP} = 0{,}0406 \\ \beta_{1,EPX} = -2{,}6181 \\ \beta_{1,ERR} = 9{,}7590 \\ \beta_{1,MEL} = -2{,}8567 \\ \beta_{1,PEU} = 3{,}9230 \\ \beta_{1,PIG} = 0{,}3695 \\ \beta_{1,PIN} = 5{,}8997 \\ \beta_{1,SAB} = 0 \end{bmatrix} \times \ln(dhp_{ijk})$$

$$+ \begin{bmatrix} \beta_{2,AUT} = 0 \\ \beta_{2,BOP} = 0 \\ \beta_{2,EPX} = 0{,}00978 \\ \beta_{2,ERR} = 0 \\ \beta_{2,MEL} = 0 \\ \beta_{2,PEU} = 0 \\ \beta_{2,PIG} = 0 \\ \beta_{2,PIN} = 0 \\ \beta_{2,SAB} = 0{,}3661 \end{bmatrix} \times TBE_{ik} \times \ln(\Delta t_{ik})$$

$$+ \begin{bmatrix} \beta_{3,AUT} = 0{,}0445 \\ \beta_{3,BOP} = 0{,}0227 \\ \beta_{3,EPX} = 0{,}0208 \\ \beta_{3,ERR} = -0{,}0288 \\ \beta_{3,MEL} = 0{,}00534 \\ \beta_{3,PEU} = 0{,}0257 \\ \beta_{3,PIG} = 0{,}0790 \\ \beta_{3,PIN} = -0{,}0294 \\ \beta_{3,SAB} = -0{,}0103 \end{bmatrix} \times STP_{ijk}$$

où dhp_{ijk} est le diamètre à hauteur de poitrine (cm) de l'arbre j de la placette i au début de l'intervalle k, TBE_{ik} est une variable binaire qui indique qu'une période de quatre années de défoliation sévère ou modérée s'est terminée durant l'intervalle k de la placette i, Δt_{ik} est la durée (années) de l'intervalle k de la placette i et STP_{ik} est la surface terrière (m^2ha^{-1}) des tiges dont le dhp est supérieur à celui de l' arbre j de la placette i au début de l'intervalle k.

Sous-modèle d'accroissement diamétral

L'accroissement en dhp (cm) de l'arbre j de la placette i durant l'intervalle k (acc_{ijk}) est défini comme suit par l'équation 2a

$$\ln(acc_{ijk}+1) = \mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta} + u_i + u_{ik} + \varepsilon_{ijk}$$

où

$$\mathbf{x}_{ijk}\hat{\boldsymbol{\beta}} = -0{,}4961 + \begin{bmatrix} \beta_{1,AUT} = -0{,}4208 \\ \beta_{1,BOP} = -0{,}2354 \\ \beta_{1,EPX} = 0{,}06078 \\ \beta_{1,ERR} = 0{,}1459 \\ \beta_{1,MEL} = 0{,}1636 \\ \beta_{1,PEU} = -0{,}4386 \\ \beta_{1,PIG} = -0{,}6440 \\ \beta_{1,PIN} = 0{,}3043 \\ \beta_{1,SAB} = 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{2,AUT} = 0{,}04636 \\ \beta_{2,BOP} = 0{,}02240 \\ \beta_{2,EPX} = 0{,}02082 \\ \beta_{2,ERR} = 0{,}01295 \\ \beta_{2,MEL} = 0{,}02465 \\ \beta_{2,PEU} = 0{,}05103 \\ \beta_{2,PIG} = 0{,}05380 \\ \beta_{2,PIN} = 0{,}04281 \\ \beta_{2,SAB} = 0{,}02985 \end{bmatrix} \times dhp_{ijk}$$

$$-0{,}00068 \times dhp_{ijk}^2 + 0{,}5257 \times \ln(\Delta_{ik}) - 0{,}01267 \times ST_{ik}$$

$$-0{,}1630 \times TBE_{ik} + 0{,}09931 \times coupe_{ik}$$

où ST_{ik} la surface terrière (m²ha⁻¹) des tiges marchandes (dhp ≥ 9,1 cm) de la placette i au début de l'intervalle k et $coupe_{ik}$ est une variable binaire qui représente l'occurrence d'une coupe partielle durant l'intervalle k de la placette i .

Sous-modèle de recrutement

La probabilité d'observer un nombre r_{iks} de recrues du groupe d'espèces s dans la placette i à la fin de l'intervalle k est donnée par les équations 4a, 4b et 4c

$$\Pr(r_{iks}) = \begin{cases} 1-\pi_{iks} & r_{iks} = 0 \\ \pi_{iks} \cdot \varphi(r_{iks}-1 \mid \mu_{iks}, \omega) & r_{iks} > 0 \end{cases}$$

$$\pi_{iks} = \frac{e^{\mathbf{x}_{iks}\boldsymbol{\beta}}}{1+e^{\mathbf{x}_{iks}\boldsymbol{\beta}}}$$

$$\mu_{iks} = e^{\mathbf{g}_{iks}\boldsymbol{\gamma}}$$

où

$$\mathbf{x}_{iks}\hat{\boldsymbol{\beta}} = -3{,}8687 + \begin{bmatrix} \beta_{1,AUT} = -2{,}9126 \\ \beta_{1,BOP} = -1{,}0452 \\ \beta_{1,EPX} = 2{,}8038 \\ \beta_{1,ERR} = -3{,}9988 \\ \beta_{1,MEL} = -1{,}2186 \\ \beta_{1,PEU} = -1{,}1111 \\ \beta_{1,PIG} = 0{,}8593 \\ \beta_{1,PIN} = -2{,}8252 \\ \beta_{1,SAB} = 0 \end{bmatrix}$$

$$+0{,}9163 \times \ln(\Delta t_{ik}) + \begin{bmatrix} \beta_{2,AUT} = -0{,}00119 \\ \beta_{2,BOP} = -0{,}0191 \\ \beta_{2,EPX} = -0{,}0672 \\ \beta_{2,ERR} = 0{,}00610 \\ \beta_{2,MEL} = -0{,}1392 \\ \beta_{2,PEU} = -0{,}0747 \\ \beta_{2,PIG} = -0{,}2264 \\ \beta_{2,PIN} = -0{,}1108 \\ \beta_{2,SAB} = -0{,}00930 \end{bmatrix} \times ST_{ik}$$

$$+ \begin{bmatrix} \beta_{3,AUT} = 0{,}4446 \\ \beta_{3,BOP} = 0{,}3198 \\ \beta_{3,EPX} = 0{,}0519 \\ \beta_{3,ERR} = 0{,}9219 \\ \beta_{3,MEL} = 0{,}5735 \\ \beta_{3,PEU} = 0{,}1634 \\ \beta_{3,PIG} = 0{,}1185 \\ \beta_{3,PIN} = 0{,}8619 \\ \beta_{3,SAB} = 0{,}2578 \end{bmatrix} \times NB_{iks} + \begin{bmatrix} \beta_{4,AUT} = 0{,}4206 \\ \beta_{4,BOP} = 0{,}5357 \\ \beta_{4,EPX} = 0{,}0448 \\ \beta_{4,ERR} = 1{,}0429 \\ \beta_{4,MEL} = 0{,}4130 \\ \beta_{4,PEU} = 0{,}5271 \\ \beta_{4,PIG} = 0{,}2782 \\ \beta_{4,PIN} = 0{,}9506 \\ \beta_{4,SAB} = 0{,}1149 \end{bmatrix} \times TMOY_i$$

$$\mathbf{g}_{iks}\hat{\boldsymbol{\gamma}} = -2{,}38489 + \begin{bmatrix} \beta_{1,AUT} = 0{,}961098 \\ \beta_{1,BOP} = 0{,}496573 \\ \beta_{1,EPX} = 2{,}098316 \\ \beta_{1,ERR} = -0{,}9644 \\ \beta_{1,MEL} = 0{,}339883 \\ \beta_{1,PEU} = 0{,}544379 \\ \beta_{1,PIG} = 1{,}966511 \\ \beta_{1,PIN} = -1{,}207 \\ \beta_{1,SAB} = 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{2,AUT} = -0{,}11841 \\ \beta_{2,BOP} = -0{,}0231 \\ \beta_{2,EPX} = -0{,}0296 \\ \beta_{2,ERR} = -0{,}00205 \\ \beta_{2,MEL} = -0{,}03723 \\ \beta_{2,PEU} = -0{,}04909 \\ \beta_{2,PIG} = -0{,}07385 \\ \beta_{2,PIN} = 0{,}035996 \\ \beta_{2,SAB} = -0{,}00423 \end{bmatrix} \times ST_{ik}$$

$$+ \begin{bmatrix} \beta_{3,AUT} = -0{,}23551 \\ \beta_{3,BOP} = 0{,}071252 \\ \beta_{3,EPX} = 0{,}113245 \\ \beta_{3,ERR} = 0{,}431309 \\ \beta_{3,MEL} = 0{,}254789 \\ \beta_{3,PEU} = 0{,}248062 \\ \beta_{3,PIG} = 0{,}142668 \\ \beta_{3,PIN} = -0{,}03587 \\ \beta_{3,SAB} = 0{,}263978 \end{bmatrix} \times TMOY_i$$

où NB_{iks} est le nombre de tiges du groupe d'espèces s de la placette i au début de l'intervalle k et $TMOY_i$ est la température annuelle moyenne (°C) de la placette i pour la période 1971-2000.

Sous-modèle de diamètre des recrues

Définissons dr_{ijk} comme la variable réponse, c'est-à-dire le nombre de millimètres excédant le seuil de 9,1 cm au dhp pour la recrue j de la placette i à la fin de l'intervalle (dr_{ijk}). Ce sous-modèle est défini par les équations 5a et 5b

$$dr_{ijk} \overset{iid}{\sim} Gamma(\mu_{ijk}, \omega)$$

$$\mu_{ijk} = e^{\mathbf{x}_{ijk}\boldsymbol{\beta}}$$

où

$$\mathbf{x}_{iks}\hat{\boldsymbol{\beta}} = -0{,}1887 + \begin{bmatrix} \beta_{1,AUT} = 0{,}130705 \\ \beta_{1,BOP} = 0{,}101275 \\ \beta_{1,EPX} = 0{,}110096 \\ \beta_{1,ERR} = -0{,}46442 \\ \beta_{1,MEL} = 0{,}619104 \\ \beta_{1,PEU} = 0{,}193143 \\ \beta_{1,PIG} = 0{,}558241 \\ \beta_{1,PIN} = 0{,}913523 \\ \beta_{1,SAB} = 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{2,AUT} = -0{,}00844 \\ \beta_{2,BOP} = -0{,}0211 \\ \beta_{2,EPX} = -0{,}01493 \\ \beta_{2,ERR} = 0{,}02021 \\ \beta_{2,MEL} = -0{,}00618 \\ \beta_{2,PEU} = 0{,}007936 \\ \beta_{2,PIG} = -0{,}03902 \\ \beta_{2,PIN} = -0{,}03834 \\ \beta_{2,SAB} = -0{,}00005 \end{bmatrix} \times ST_{ik}$$

$$+ 0{,}15269 \times TMOY_i$$

Annexe II

Noms communs et latins des espèces commerciales et non commerciales prises en compte par ARTÉMIS-2009

Espèces commerciales

Nom latin	Nom commun	Code d'espèce†
Abies balsamea (L.) Mill.	Sapin baumier	SAB
Acer nigrum Michx. f.	Érable noir	ERN
Acer rubrum L.	Érable rouge	ERR
Acer saccharinum L.	Érable argenté	ERA
Acer saccharum Marsh.	Érable à sucre	ERS
Betula alleghaniensis Britton.	Bouleau jaune	BOJ
Betula papyrifera Marsh.	Bouleau à papier	BOP
Betula populifolia Marsh.	Bouleau gris	BOG
Carya cordiformis (Wang.) K. Koch.	Caryer cordiforme	CAC
Carya ovata (Mill.) K. Koch.	Caryer à fruits doux	CAF
Fagus grandifolia Ehrh.	Hêtre à grandes feuilles	HEG
Fraxinus americana L.	Frêne d'Amérique	FRA
Fraxinus nigra Marsh.	Frêne noir	FRN
Fraxinus pensylvanica Marsh.	Frêne de Pennsylvanie	FRP
Juglans cinerea L.	Noyer cendré	NOC
Larix decidua Mill.	Mélèze européen	MEU
Larix laricina (Du Roi) Koch.	Mélèze laricin	MEL
Larix leptolepis (Sieb. Zucc.) Gord.	Mélèze japonais	MEJ
Ostrya virginiana (Mill.) K. Koch.	Ostryer de Virginie	OSV
Picea sp. (*regroupement a priori*)	Épinettes	EPX
Picea abies (L.) Karst.	Épinette de Norvège	EPO
Picea glauca (Moench) Voss.	Épinette blanche	EPB
Picea mariana (Mill.) BSP.	Épinette noire	EPN
Picea rubens Sarg.	Épinette rouge	EPR
Pinus banksiana Lamb.	Pin gris	PIG
Pinus rigida Mill.	Pin rigide	PID

† Les codes d'espèces font référence aux codes habituellement utilisés par le ministère des Ressources naturelles et de la Faune (MRN 1994, annexe IV) à l'exception des codes EPX, PIN, PEU et CHX.

Annexe II (suite)

Espèces commerciales (suite)

Nom latin	Nom commun	Code d'espèce†
Pinus sp. (*regroupement a priori*)	Pins	PIN
Pinus strobus L.	Pin blanc	PIB
Pinus resinosa Ait.	Pin rouge	PIR
Pinus sylvestris L.	Pin sylvestre	PIS
Populus sp. (regroupement *a priori*)	Peupliers	PEU
Populus balsamifera L.	Peuplier baumier	PEB
Populus deltoides Marsh.	Peuplier à feuilles deltoïdes	PED
Populus grandidentata Michx.	Peuplier à grandes dents	PEG
Populus termuloides Michx.	Peuplier faux-tremble	PET
Prunus serotina Ehrh.	Cerisier tardif	CET
Quercus sp. (*regroupement a priori*)	Chênes	CHX
Quercus alba L.	Chêne blanc	CHB
Quercus bicolor Willd.	Chêne bicolore	CHE
Quercus macrocarpa Michx.	Chêne à gros fruits	CHG
Quercus rubra L.	Chêne rouge	CHR
Thuja occidentalis L.	Thuya occidental	THO
Tilia americana L.	Tilleul d'Amérique	TIL
Tsuga canadensis (L.) Carr.	Pruche	PRU
Ulmus americana L.	Orme d'Amérique	ORA
Ulmus rubra Mühl.	Orme rouge	ORR
Ulmus Thomasi Sargent.	Orme de Thomas	ORT

† Les codes d'espèces font référence aux codes habituellement utilisés par le ministère des Ressources naturelles et de la Faune (MRN 1994, annexe IV) à l'exception des codes EPX, PIN, PEU et CHX.

Annexe II (fin)

Espèces non commerciales

Nom latin	Nom commun	Code d'espèce†
Acer Negundo L.	Érable à Giguère	ERG
Acer pensylvanicum L.	Érable de Pennsylvanie	ERP
Carpinus caroliniana Walt.	Charme de Caroline	CAR
Celtis occidentalis L.	Micocoulier occidental	CEO
Cratægus sp.	Aubépines (*sp.*)	CRA
Juniperus virginiana L.	Génévrier de Virginie	JUV
Malus sp.	Pommiers (sp.)	MAS
Prunus pensylvanica L.f.	Cerisier de Pennsylvanie	PRP
Salix sp.	Saules (*sp.*)	SAL
Sorbus americana Marsh.	Sorbier d'Amérique	SOA
Sorbus decora (Sarg.) C.K. Schneid.	Sorbier des montagnes	SOD

† Les codes d'espèces font référence aux codes habituellement utilisés par le ministère des Ressources naturelles et de la Faune (MRN 1994, annexe IV).

Annexe III

Regroupements d'espèces utilisés par ARTÉMIS-2009

Végétations potentielles à dominance de feuillus

Espèce	Code d'espèce	Végétation potentielle							
		FC1	FE1	FE2	FE3	FE4	FE5	FE6	FO1
Bouleau gris	BOG	FEU	F_1	F_1	AUT	AUT	F_1	AUT	F_1
Bouleau jaune	BOJ	FEU	F0R	BOJ	BOJ	AUT	F0R	AUT	F_0
Bouleau à papier	BOP	FEU	F_1	BOP	BOP	AUT	F_1	BOP	F_1
Caryer cordiforme	CAC	FEU	F_1	F_1	AUT	AUT	F_1	AUT	F_1
Caryer à fruits doux	CAF	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Charme de Caroline	CAR	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Micocoulier occidental	CEO	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Cerisier tardif	CET	FEU	F_1	CET	CET	AUT	F_1	AUT	F_1
Chênes (*sp.*)	CHX	CHX	F_1	F_1	CHX	AUT	F_1	CHX	F_1
Aubépines (*sp.*)	CRA	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Épinettes (*sp.*)	EPX	RES	F0R	EPX	EPX	AUT	F0R	EPX	RES
Érable argenté	ERA	FEU	F_1	F_1	AUT	AUT	F_1	AUT	F_1
Érable négondo	ERG	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Érable noir	ERN	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Érable de Pennsylvanie	ERP	FEU	F0R	F0R	ERP	AUT	F0R	AUT	F_0
Érable rouge	ERR	ERR	F0R	ERR	ERR	AUT	ERR	ERR	F_0
Érable à sucre	ERS	FEU	ERS	ERS	ERS	ERS	ERS	ERS	F_0
Frêne d'Amérique	FRA	FEU	F0R	FRA	FRA	AUT	F0R	AUT	F_0
Frêne noir	FRN	FEU	F0R	F0R	FRN	AUT	F0R	AUT	F_0
Frêne de Pennsylvanie	FRP	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Hêtre à grandes feuilles	HEG	FEU	F0R	HEG	HEG	HEG	HEG	HEG	F_0
Génévrier de Virginie	JUV	RES	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	RES
Pommiers (*sp.*)	MAS	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Mélèze japonais	MEJ	RES	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	RES

Annexe III (suite)

Végétations potentielles à dominance de feuillus (suite)

Espèce	Code d'espèce	Végétation potentielle							
		FC1	FE1	FE2	FE3	FE4	FE5	FE6	FO1
Mélèze laricin	MEL	RES	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	RES
Mélèze européen	MEU	RES	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	RES
Noyer cendré	NOC	FEU	F_1	F_1	AUT	AUT	F_1	AUT	F_1
Orme d'Amérique	ORA	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Orme rouge	ORR	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Orme de Thomas	ORT	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Ostryer de Virginie	OSV	FEU	OSV	OSV	OSV	AUT	OSV	OSV	F_0
Peupliers (*sp.*)	PEU	FEU	F_1	PEU	PEU	AUT	F_1	PEU	F_1
Pin rigide	PID	RES	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	RES
Pin gris	PIG	RES	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	RES
Pins (rouge et blanc)	PIN	RES	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	PIN	RES
Pin sylvestre	PIS	RES	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	RES
Cerisier de Pennsylvanie	PRP	FEU	F_1	F_1	PRP	AUT	F_1	AUT	F_1
Pruche	PRU	RES	F0R	PRU	PRU	AUT	F0R	AUT	RES
Sapin baumier	SAB	RES	F0R	SAB	SAB	AUT	SAB	SAB	RES
Saules (*sp.*)	SAL	FEU	F_1	F_1	AUT	AUT	F_1	AUT	F_1
Sorbier d'Amérique	SOA	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Sorbier des montagnes	SOD	FEU	F0R	F0R	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0
Thuya occidental	THO	RES	F0R	F0R	THO	AUT	F0R	AUT	RES
Tilleul d'Amérique	TIL	FEU	F0R	TIL	AUT	AUT	F0R	AUT	F_0

N.B. L'appellation « F_1 » désigne les autres feuillus intolérants, « F_0 », les autres feuillus tolérants, « RES », les autres résineux, « F0R », les autres feuillus tolérants et autres résineux regroupés, « FEU », les autres feuillus (tolérants et intolérants regroupés) et « AUT », les autres espèces

Annexe III (suite)

Végétations potentielles à dominance mixte

Espèce	Code d'espèce	Végétation potentielle					
		MF1	MJ1	MJ2	MS1	MS2	MS6
Bouleau gris	BOG	F_1	F_1	F_1	F_1	BOG	FEU
Bouleau jaune	BOJ	BOJ	BOJ	BOJ	BOJ	BOJ	FEU
Bouleau à papier	BOP	F_1	BOP	BOP	BOP	BOP	BOP
Caryer cordiforme	CAC	F_1	F_1	F_1	F_1	AUT	FEU
Caryer à fruits doux	CAF	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Charme de Caroline	CAR	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Micocoulier occidental	CEO	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Cerisier tardif	CET	F_1	F_1	F_1	F_1	AUT	FEU
Chênes (*sp.*)	CHX	F_1	CHX	F_1	F_1	AUT	FEU
Aubépines (*sp.*)	CRA	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Épinettes (*sp.*)	EPX	EPX	EPX	EPX	EPX	EPX	EPX
Érable argenté	ERA	F_1	F_1	F_1	F_1	AUT	FEU
Érable négondo	ERG	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Érable noir	ERN	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Érable de Pennsylvanie	ERP	F0R	ERP	ERP	ERP	AUT	FEU
Érable rouge	ERR	ERR	ERR	ERR	ERR	ERR	ERR
Érable à sucre	ERS	F0R	ERS	ERS	ERS	AUT	FEU
Frêne d'Amérique	FRA	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Frêne noir	FRN	FRN	FRN	FRN	F0R	AUT	FEU
Frêne de Pennsylvanie	FRP	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Hêtre à grandes feuilles	HEG	F0R	HEG	F0R	F0R	AUT	FEU
Génévrier de Virginie	JUV	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	RES
Pommiers (*sp.*)	MAS	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Mélèze japonais	MEJ	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	RES

Annexe III (suite)

Végétations potentielles à dominance mixte (suite)

Espèce	Code d'espèce	Végétation potentielle					
		MF1	MJ1	MJ2	MS1	MS2	MS6
Mélèze laricin	MEL	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	RES
Mélèze européen	MEU	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	RES
Noyer cendré	NOC	F_1	F_1	F_1	F_1	AUT	FEU
Orme d'Amérique	ORA	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Orme rouge	ORR	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Orme de Thomas	ORT	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Ostryer de Virginie	OSV	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Peupliers (*sp.*)	PEU	PEU	PEU	PEU	PEU	PEU	PEU
Pin rigide	PID	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	RES
Pin gris	PIG	F0R	F0R	F0R	F0R	PIG	RES
Pins (rouge et blanc)	PIN	F0R	F0R	PIN	F0R	PIN	RES
Pin sylvestre	PIS	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	RES
Cerisier de Pennsylvanie	PRP	F_1	PRP	PRP	PRP	PRP	PRP
Pruche	PRU	F0R	PRU	PRU	F0R	AUT	RES
Sapin baumier	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB
Saules (*sp.*)	SAL	F_1	F_1	F_1	F_1	SAL	FEU
Sorbier d'Amérique	SOA	F0R	F0R	SOA	SOA	SOA	FEU
Sorbier des montagnes	SOD	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU
Thuya occidental	THO	F0R	THO	THO	THO	THO	RES
Tilleul d'Amérique	TIL	F0R	F0R	F0R	F0R	AUT	FEU

N.B. L'appellation « F_1 » désigne les autres feuillus intolérants, « F_0 », les autres feuillus tolérants, « RES », les autres résineux, « F0R », les autres feuillus tolérants et autres résineux regroupés, « FEU », les autres feuillus (tolérants et intolérants regroupés) et « AUT », les autres espèces

Annexe III (suite)

Végétations potentielles à dominance de résineux

Espèce	Code d'espèce	Végétation potentielle										
		RB1	RC3	RE1	RE2	RE3	RP1	RS1	RS2	RS3	RS5	RT1
Bouleau gris	BOG	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_1	AUT	F_1	FEU	FEU
Bouleau jaune	BOJ	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	BOJ	AUT	F_0	FEU	BOJ
Bouleau à papier	BOP	AUT	BOP	AUT	BOP	BOP	BOP	BOP	BOP	BOP	BOP	FEU
Caryer cordiforme	CAC	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_1	AUT	F_1	FEU	FEU
Caryer à fruits doux	CAF	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Charme de Caroline	CAR	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Micocoulier occidental	CEO	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Cerisier tardif	CET	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_1	AUT	F_1	FEU	FEU
Chênes (*sp.*)	CHX	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_1	AUT	F_1	FEU	FEU
Aubépines (*sp.*)	CRA	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Épinettes (*sp.*)	EPX	EPX	EPX	EPX	EPX	EPX	EPX	EPX	EPX	EPX	EPX	RES
Érable argenté	ERA	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_1	AUT	F_1	FEU	FEU
Érable négondo	ERG	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Érable noir	ERN	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Érable de Pennsylvanie	ERP	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Érable rouge	ERR	AUT	ERR	AUT	ERR	FEU	ERR	ERR	ERR	F_0	ERR	ERR
Érable à sucre	ERS	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Frêne d'Amérique	FRA	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Frêne noir	FRN	AUT	FRN	AUT	AUT	FEU	FEU	FRN	AUT	F_0	FEU	FEU
Frêne de Pennsylvanie	FRP	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Hêtre à grandes feuilles	HEG	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Génévrier de Virginie	JUV	AUT	RES	AUT	AUT	RES	RES	RES	AUT	RES	RES	RES
Pommiers (*sp.*)	MAS	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Mélèze japonais	MEJ	AUT	RES	AUT	AUT	RES	RES	RES	AUT	RES	RES	RES

Annexe III (fin)

Végétations potentielles à dominance de résineux (suite)

Espèce	Code d'espèce	Végétation potentielle										
		RB1	RC3	RE1	RE2	RE3	RP1	RS1	RS2	RS3	RS5	RT1
Mélèze laricin	MEL	AUT	RES	AUT	MEL	MEL	RES	RES	MEL	RES	RES	RES
Mélèze européen	MEU	AUT	RES	AUT	AUT	RES	RES	RES	AUT	RES	RES	RES
Noyer cendré	NOC	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_1	AUT	F_1	FEU	FEU
Orme d'Amérique	ORA	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Orme rouge	ORR	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Orme de Thomas	ORT	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Ostryer de Virginie	OSV	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Peupliers (*sp.*)	PEU	AUT	PEU	AUT	PEU	FEU	PEU	PEU	PEU	F_1	PEU	FEU
Pin rigide	PID	AUT	RES	AUT	AUT	RES	RES	RES	AUT	RES	RES	RES
Pin gris	PIG	AUT	RES	PIG	PIG	RES	RES	RES	PIG	RES	RES	RES
Pins (rouge et blanc)	PIN	AUT	RES	AUT	PIN	RES	PIN	PIN	PIN	RES	RES	RES
Pin sylvestre	PIS	AUT	RES	AUT	AUT	RES	RES	RES	AUT	RES	RES	RES
Cerisier de Pennsylvanie	PRP	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_1	PRP	F_1	FEU	FEU
Pruche	PRU	AUT	RES	AUT	AUT	RES	RES	RES	AUT	RES	RES	PRU
Sapin baumier	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB	SAB
Saules (*sp.*)	SAL	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_1	SAL	F_1	FEU	FEU
Sorbier d'Amérique	SOA	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Sorbier des montagnes	SOD	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU
Thuya occidental	THO	AUT	THO	AUT	AUT	RES	RES	THO	THO	RES	RES	RES
Tilleul d'Amérique	TIL	AUT	FEU	AUT	AUT	FEU	FEU	F_0	AUT	F_0	FEU	FEU

N.B. L'appellation « F_1 » désigne les autres feuillus intolérants, « F_0 », les autres feuillus tolérants, « RES », les autres résineux, « F0R », les autres feuillus tolérants et autres résineux regroupés, « FEU », les autres feuillus (tolérants et intolérants regroupés) et « AUT », les autres espèces.

Le ministère des Ressources naturelles et de la Faune a pour mandat de s'assurer de la gestion durable des forêts publiques québécoises. À cette fin, les modèles de croissance constituent des outils indispensables aux aménagistes forestiers car c'est sur eux que reposent les prévisions de croissance des forêts. En 2006, la Direction de la recherche forestière a entrepris de concevoir et d'étalonner un modèle de croissance d'envergure provinciale. Le modèle, nommé ARTÉMIS-2009, est basé sur une approche par tiges individuelles. Ce mémoire de recherche forestière fait état du fonctionnement et de l'évaluation de ce modèle.

Ressources naturelles et Faune
Québec

Le papier des pages intérieures de ce Mémoire de recherche forestière est fabriqué à 100% avec des fibres recyclées.