



Évaluation du modèle de simulation *Cohorte* : une analyse de la performance en forêt feuillue inéquienne du sud-ouest du Québec

Préparé par

Robin Duchesneau, Frédérik Doyon et Philippe Nolet



INSTITUT QUÉBÉCOIS D'AMÉNAGEMENT
DE LA FORÊT FEUILLUE

Présenté à

ACTION FORÊT OUTAOUAIS

&

Bureau du Forestier en Chef

Bureau du Forestier
en chef
Québec 

Juillet 2007

Résumé

Évaluation du modèle de simulation Cohorte : une analyse de la performance en forêt feuillue inéquienne du sud-ouest du Québec.

Frédéric Doyon, Robin Duchesneau et Philippe Nolet

Instistut Québécois d'aménagement de la Forêt Feuillue

Cette étude a permis d'évaluer le modèle *Cohorte*, un modèle de croissance des peuplements par arbre individuel indépendant de la distance. L'évaluation s'est portée sur 2 calibrations du modèle effectuées dans le cadre de projets pilotes de calcul de la possibilité forestière (UAF 07251 et UAF 06451). Nous nous sommes servis des placettes échantillons permanentes du réseau québécois pour comparer la croissance prédite par *Cohorte* avec elles observées dans les PEPs. Les PEPs sélectionnées provenaient de peuplements non perturbés d'érablière sur des sites pour lesquelles une calibration de *Cohorte* existait. De chaque jeu de données, un jeu de données réduit était aussi extrait sur la base de balises de comportement de croissance des peuplements à l'échelle de un hectare afin d'identifier la part de l'erreur attribuable à la faible superficie des PEPs. L'évaluation s'est effectuée en comparant 4 composantes de la croissance des peuplements, soit l'accroissement annuel net, le recrutement, la mortalité et l'accroissement des survivants. L'erreur moyenne quadratique de prédiction totale, systématique et non-systématique, le biais et le l'indice de conformité de Willmott ont été calculés pour les deux calibrations et les deux jeux de données. Des diagrammes de points ont été générés pour analyser l'erreur en fonction des valeurs observées de la composante de la croissance et aussi en fonction de la surface terrière initiale. Les résultats de cette évaluation montrent que *Cohorte* se comporte de façon prédictive, qu'il n'est pas biaisé pour la prédictions de l'accroissement annuel net, que l'erreur sur l'accroissement annuel net n'est pas en relation avec le stocking initial du peuplement. L'erreur observée dans le modèle est surtout une erreur systématique sur la mortalité, ce qui suggère qu'un ajustement de la calibration sur la mortalité pourrait améliorer la précision. Ces résultats démontrent que *Cohorte* pourrait être utilisé pour l'évaluation les rendements à mettre dans le calcul de la possibilité forestière. Toutefois, une évaluation, celle-ci effectuée avec des peuplements ayant été traités permettrait de mieux identifier les limites d'utilisation de *Cohorte*. De plus, il serait important d'inclure dans *Cohorte* la mortalité du aux chablis partiels compte tenu de leur importance.

Table des Matières

RESUME	I
TABLE DES MATIERES	II
Liste des Figures	III
Liste des Tableaux	IV
INTRODUCTION	5
DESCRIPTION SOMMAIRE DU MODELE	6
<i>CALIBRATION DU MODELE</i>	8
PROTOCOLE D'ÉVALUATION	9
<i>METHODOLOGIE</i>	9
TERMES GÉNÉRAUX UTILISÉS	9
TERRITOIRE À L'ÉTUDE	9
SÉLECTION DES ÉCHANTILLONS	9
ÉVALUATION ET ANALYSES STATISTIQUES	10
<i>RÉSULTATS</i>	14
DISCUSSION	26
CONCLUSION	30
REMERCIEMENT	31
REFERENCES	32

Liste des figures

- Figure 1. Accroissement annuel net (ST_ACCR_NET) ($m^2/ha/an$) mesuré dans les PEPs (observé) et prédit par le modèle *Cohorte* dans l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Les cercles indiquent les PEPs avec bornes, et les carrés sans bornes. 14
- Figure 2. Recrutement (ST_RECRUTM) ($m^2/ha/an$) mesuré dans les PEPs (observé) et prédit par le modèle *Cohorte* dans l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Les cercles indiquent les PEPs avec bornes, et les carrés sans bornes. 15
- Figure 3. Mortalité (ST_MRT) ($m^2/ha/an$) mesurée dans les PEPs (observé) et prédite par le modèle *Cohorte* dans l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Les cercles indiquent les PEPs avec bornes, et les carrés sans bornes. 15
- Figure 4. Accroissement des survivants (ST_SURV) mesuré dans les PEPs (observé) et prédit par le modèle *Cohorte* dans l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Les cercles indiquent les PEPs avec bornes, et les carrés sans bornes. 16
- Figure 5. Relation entre les valeurs mesurées dans les PEPs (observé) et prédite par le modèle *Cohorte* de l'accroissement annuel net (ST_ACCR_NET), le recrutement (ST_RECRUTM), la mortalité (ST_MRT), et l'accroissement des survivants (ST_SURV) pour l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Les cercles ouverts indiquent les valeurs à l'extérieur des balises, et ceux fermés à l'intérieur des balises; la ligne pointillée indique une relation 1:1. 19
- Figure 6. Explication de l'erreur sur l'accroissement annuel net (eAAN) par l'erreur des composantes de la croissance des peuplements (eR, eM, eS) dans l'UAF 06451. 21
- Figure 7. Explication de l'erreur sur l'accroissement annuel net (eAAN) par l'erreur des composantes de la croissance des peuplements (eR, eM, eS) dans l'UAF 07251. 21
- Figure 8. Relation entre l'erreur sur l'accroissement annuel net (ST_ACCR_NET), le recrutement (ST_RECRUTM), la mortalité (ST_MRT), et l'accroissement des survivants (ST_SURV) et la surface terrière initiale (ST_Initiale, m^2/ha) pour l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Au dessus de chaque graphique on trouve la valeur de la probabilité (p) de la régression sur la pente (x) et l'ordonné à l'origine (b); $p=(x, b)$. Les cercles ouverts indiquent les PEPs sans bornes, et ceux fermés avec bornes..... 24

Liste des tableaux

Tableau 1. Répartition des périodes de remesures utilisées pour l'évaluation de Cohorte pour la calibration de l'UAF 06451 et de l'UAF 07251	11
Tableau 2. Statistiques descriptives de la performance de <i>Cohorte</i> sur l'accroissement annuel net (ST_ACCR_NET), le recrutement (ST_RECRUTM), la mortalité (ST_MRT), et l'accroissement des (ST_SURV), pour l'UAF 06451 et 07251	20
Tableau 3. Erreur quadratique moyenne de prédiction pour les composantes de la croissance des peuplements dans des érablières du Québec.....	22

Introduction

La complexité structurale et compositionnelle de la forêt feuillue et mixte québécoise et la diversité des régimes de coupes partielles qui y sont appliqués rendent difficile la prédiction de la croissance et du rendement des peuplements. Les modèles classiques de prédiction du rendement par peuplement entier à l'aide de courbes empiriques ne peuvent répondre adéquatement aux besoins des sylviculteurs et aménagistes qui y oeuvrent (Peng 2002). Les travaux sur l'étude des rendements après coupes partielles montrent que ceux-ci seront fortement tributaires des conditions compositionnelle, structurale, et sanitaire du peuplement résiduel après traitement (Bédard et al. 2004). Pour bien rendre compte de l'effet de ces conditions sur les composantes de la croissance, une approche de modélisation par arbre individuel est préconisée (Peng 2002).

En effet, dans les modèles par arbre individuel, la croissance du peuplement est basée sur des processus de dynamique de populations incluant la croissance et la mortalité des tiges, la compétition entre elles, la régénération, etc., plutôt que sur des observations empiriques des volumes d'un type de forêt, à différents âges et sur une qualité de site donnée. Cette approche permet alors de considérer plus facilement l'effet de la densité, de la mixité en essences, de la structure, de la succession, des perturbations naturelles et des changements environnementaux sans avoir à se procurer de nouvelles données pour chaque changement de ces conditions (Garcia 1988). À cause de la nature généralement non spatiale des données d'inventaire, les modèles de croissance par arbre individuel indépendant de la distance ont connu une popularité croissante au cours des 20 dernières années. Plusieurs de ces modèles sont actuellement utilisés ailleurs en Amérique du Nord tels FVS (Dixon 2002, Teck et al 1996), un modèle descendant de Prognosis (Stage 1973), TWIGS (Miner, Walters et Belli 1988) et sa version pour les forêts du nord-est des Etats-Unis, NE-TWIGS (Hilt et Teck 1989, Teck and Hilt 1991, Teck et al. 1996), MGM en Alberta (Titus 1998) et TASS en Colombie-Britannique (Mitchell 1975).

Ces modèles cependant n'ont pas été développés pour tenir compte de la vigueur et de la qualité des arbres, deux caractéristiques des arbres prises en plus de l'espèce et du diamètre dans les inventaires forestiers. Celles-ci sont importantes car la vigueur exprime le potentiel de croissance des arbres alors que la vigueur et la qualité sont prises en considération lors des coupes partielles dans les peuplements feuillus et mixtes à feuillus durs. En réponse à ce besoin, Doyon et al. (2005) ont donc développé un nouveau modèle par arbre individuel indépendant de la distance appelé *Cohorte*.

Le travail présenté ici vise à évaluer la performance des prévisions du modèle de simulation *Cohorte* pour deux unités d'aménagement forestier à l'aide de données provenant de parcelles-échantillons permanentes de deux régions du Québec, une dans les Laurentides (UAF 06451) et une en Outaouais (UAF 07251). Plus spécifiquement, nous y évaluons l'erreur et le biais des différentes composantes du rendement, soit l'accroissement net, le recrutement, la mortalité, et la croissance des survivants. Pour ce faire, les sorties de simulation de *Cohorte* sont comparées aux données empiriques récoltées par le réseau provincial des placettes-échantillons permanentes du Ministère des Ressources naturelles et de la Faune du Québec.

Description sommaire du modèle

Cohorte est un modèle par arbre individuel indépendant de la distance entre les arbres. Dans *Cohorte*, on reconnaît deux types de tiges qui forment le peuplement, les tiges marchandes (9.1 cm et + de DHP (diamètre à hauteur de poitrine)) et les gaules (1.1 à 9.0 cm de DHP). L'unité de simulation est composée d'une liste d'arbres, caractérisés par leur espèce, leur diamètre, leur vigueur et leur qualité, et le nombre de tiges à l'hectare de la cohorte que cet arbre type représente. Bien que les relations qui font croître les arbres ne sont pas dépendantes de la position spatiale des tiges, elles tiennent néanmoins compte de la position sociale de chaque arbre relative à son diamètre dans la parcelle d'inventaire. Cette position sociale se traduit par un indice de compétition visant à exprimer l'environnement de compétition expérimenté par chaque arbre. La croissance de chaque arbre est ensuite calculée en fonction de cet indice de compétition, de l'espèce et de sa vigueur. Les paramètres des équations qui mettent en relation la croissance d'un arbre et l'indice de compétition sont obtenus empiriquement à partir des parcelles-échantillons permanentes (PEPs) et/ou d'arbres échantillonnés. La forme d'équation utilisée est une exponentielle négative en vue de reproduire la loi de l'extinction de la lumière de Beer-Lambert. La valeur prédite est alors une valeur de croissance exprimée en diamètre (mm) pour une période de 5 ans.

Cohorte calcule la mortalité dans une cohorte à l'aide d'un modèle de régression logistique dont les paramètres sont calculés pour chaque espèce. Cette équation est dépendante de l'espèce, du DHP et de la croissance de la tige, et est calibrée à partir des parcelles-échantillons permanentes.

La vigueur est elle aussi dynamique, et par conséquent peut changer dans le temps pour un arbre donné. *Cohorte* reconnaît deux classes de vigueur : les vigoureux et les non-vigoureux. La notion de vigueur utilisée dans *Cohorte* exprime le potentiel de croissance de la tige (*sensu* Schütz 1990) qui, souvent est associé au niveau de déploiement de la cime d'un arbre. À chaque pas de simulation, les arbres vigoureux ont une probabilité

d'être déclassé non-vigoureux et cela selon la même probabilité qu'ils ont de mourir. La même équation logistique de mortalité dépendante de l'espèce, du DHP et de la croissance de la tige est donc appliquée afin d'évaluer le risque de déclassement de la vigueur.

Dans le modèle, le recrutement s'opère par l'accession des gaules aux tailles dites marchandes. Les mêmes règles de croissance utilisées pour les tiges marchandes sont appliquées aux gaules. La vigueur des gaules devenant marchandes est attribuée en proportion de la vigueur existant dans la banque de perches (9.1 à 23.0 cm de DHP) pour la même espèce. Le regarnissage de la banque de gaules n'est pas processuel mais mécanique en attendant le développement d'un module de micro-succession. La banque de gaules est considérée comme perpétuellement regarnie à son état initial à chaque quinquennal. Par cette approche, le recrutement suivra donc la dynamique propre aux conditions de la banque de gaules initiale.

Calibration du modèle

Cohorte a été conçu pour pouvoir être calibré afin de refléter les conditions locales de croissance. Il est aussi possible de calibrer la croissance selon les différentes caractéristiques écologiques de sites. Pour cet exercice d'évaluation, nous avons utilisé deux calibrations de *Cohorte*, soit celle de l'UAF 06451 (Doyon 2007) qui reconnaît 4 classes de sites et celle de l'UAF 07251 (Forget 2007) qui en reconnaît 3. Ces calibrations ont été réalisées dans le cadre de travaux pilotes de calcul de la possibilité forestière combinant l'utilisation de *Cohorte* et de *Patchworks*. Les méthodologies de calibration pour ces deux territoires sont détaillées dans ces deux documents (Doyon 2007, Forget 2007, disponible sur www.iqaff.qc.ca).

Protocole d'évaluation

Avec l'appui de la Direction de la recherche forestière (DRF), l'Institut Québécois d'Aménagement de la Forêt Feuillue (IQAFF) et la Direction du développement stratégique du Bureau du Forestier en chef (FEC), se sont entendus sur les modalités et procédures afin d'évaluer la performance de *Cohorte* pour certains types de peuplements de la forêt feuillue inéquienne du sud-ouest du Québec.

Méthodologie

Termes généraux utilisés

Tiges marchandes : tiges de 9.1 cm et plus de DHP

Accroissement annuel net (ACCR_NET) : accroissement annuel brut moins la mortalité ;

Recrutement (RECRUTM) : accroissement dû aux tiges atteignant la taille marchande entre deux mesures;

Mortalité (MRT): tiges marchandes présentes à la première mesure et mortes à la deuxième;

Accroissement des survivantes (SURV) : accroissement des tiges marchandes vivantes aux deux mesures.

Territoire à l'étude

Les deux territoires à l'étude sont l'unité d'aménagement forestier (UAF) 06451 dans les Laurentides, et l'UAF 07251 en l'Outaouais. Pour l'évaluation de ces deux calibrations de *Cohorte*, nous avons utilisé les données provenant des placettes-échantillons permanentes (PEPs) localisées dans les mêmes sous-régions écologiques que les deux territoires à l'étude.

Sélection des échantillons

Les PEPs utilisées pour l'évaluation devaient satisfaire les critères suivants :

Être dans le domaine bioclimatique de l'érablière à bouleau jaune ;

Ne pas avoir subi de mortalité pas le chablis, le feu, les coupes, ou les épidémies d'insectes supérieures à 10% de la surface terrière entre 2 mesures ;

Les essences feuillues devaient occuper 75% et plus de la surface terrière ;

Le hêtre, l'érable à sucre, et le bouleau jaune devaient occuper 50% et plus de la surface terrière ;

La surface terrière initiale doit être égale ou supérieure à 10 m²/ha.

Bien qu'à *priori* aucune PEP répondant à ces critères ne fût exclue lors de l'évaluation, nous avons distingué les PEPs avec des valeurs extrêmes de mortalité, d'accroissement des survivants, et de recrutement afin d'en déterminer l'influence sur l'erreur et le biais. *Cohorte* a été conçu pour représenter le comportement de 1 hectare de peuplement. Or, les PEPs représentent 1/25 d'hectare, entraînant ainsi une plus grande variabilité dans les composantes du rendement des forêts. Nous avons donc utilisé certaines bornes de comportement des peuplements sur la base des résultats des dispositifs de la DRF (dont les parcelles sont plusieurs fois plus grandes que les PEPs), qui en somme représentent les limites de comportement de peuplements pour lesquelles *Cohorte* a été conçue :

Mortalité : entre 0.00 et 0.5 m²/ha/an;

Accroissement des survivants : entre 0.1 et 0.7 m²/ha/an;

Recrutement : entre 0.01 et 0.12 m²/ha/an

Les PEPs qui respectent ces limites composaient le jeu de données « balisé ».

La mise en forme de la base de données pour notre évaluation nous a permis de déceler plusieurs erreurs d'incohérence dans la base de données des PEPs du MRNFQ. Lorsque nous avons rencontré des erreurs majeures dans les données d'une remesure de PEP, nous avons éliminé cette remesure et tous celles se retrouvant après celle-ci. Comme ce phénomène peut se reproduire assez souvent, le jeu de données pour l'évaluation a ainsi été considérablement amputé de mesures de PEP. Néanmoins, nous avons pu conserver 78 PEPs pour l'évaluation de la calibration de l'UAF 06451 et 100 PEPs pour l'UAF 07251.

Évaluation et analyses statistiques

L'évaluation de la performance de *Cohorte* se fait à partir d'analyses effectuées sur quatre composantes du rendement en surface terrière: l'accroissement annuel net, le recrutement annuel, la mortalité annuelle, et l'accroissement annuel des survivants. Pour chaque PEP sélectionnée, nous avons utilisé la période de remesure la plus longue. Ainsi, la période moyenne entre la première et la dernière mesure sur laquelle l'évaluation de *Cohorte* a été effectuée est de 23 ans pour l'UAF 06451 et de 19 ans pour l'UAF 0751 (Tableau 1).

Tableau 1.

Répartiti

Période	UAF 06451	UAF 07251
1-5 ans	0	0
6-10 ans	3	23
11-15 ans	0	26
16-20 ans	3	11
21-25 ans	36	3
26-30 ans	36	29
31-35 ans	0	8
36 ou plus	0	0
Nombre de PEPs	78	100
Période moyenne entre la première et la dernière mesure	23	19

Une première analyse vise à comparer les valeurs prédites aux valeurs observées afin d'évaluer comment se comporte l'erreur et le biais en fonction de la valeur observée. Deuxièmement, la performance de ces quatre composantes est analysée en fonction de la surface terrière initiale des peuplements. Ainsi, sur chaque série de données une analyse de régression linéaire a été effectuée entre l'erreur en fonction de la surface terrière initiale afin de déterminer la probabilité que la pente et l'ordonné à l'origine diffère de zéro. De plus, nous avons déterminé l'intervalle de confiance à 95% sur la régression.

Les statistiques descriptives utilisées pour l'évaluation de la performance du modèle sont décrites dans Willmott (1982), et sont basées sur le biais, l'erreur quadratique moyenne de prédiction (*EQMP*), l'erreur systématique quadratique moyenne de prédiction (*EQMPs*), l'erreur non-systématique quadratique moyenne de prédiction (*EQMPn*), et l'« index of agreement » (*d*) de Willmott. Ces statistiques seront calculées sur l'ensemble des données et également sur le jeu de données « balisé » tel que décrit plus haut.

Dans cet exercice d'évaluation, l'**erreur** est définie comme étant la différence entre la valeur prédite par le modèle et celle observée dans une PEP. Une erreur positive indique une surestimation et une erreur négative une sous-estimation du modèle *Cohorte*.

Erreur $\sum (P_i - O_i)$

où

P_i = valeurs prédites par le modèle

O_i = valeurs observés dans les PEPs

Le **biais** représente simplement la moyenne des erreurs d'une population.

$$\text{Biais} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - O_i)$$

L'erreur quadratique moyenne de prédiction est une statistique plus conservatrice et représente un meilleur estimé de l'erreur moyenne puisque la différence des valeurs observés et mesurés est élevée au carré. Ainsi, les grandes erreurs auront disproportionnellement une importance plus grande que les petites erreurs.

$$\text{EQMP} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - O_i)^2 \quad (\text{erreur quadratique moyenne de prédiction})$$

Afin de déterminer la proportion de l'erreur qui est attribuable aux **erreurs systématique et non-systématique** nous calculons EQMP_s et EQMP_n , respectivement.

$$\text{EQMP}_s = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i^* - O_i)^2 \quad (\text{erreur systématique})$$

$$\text{EQMP}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i^* - P_i)^2 \quad (\text{erreur non-systématique})$$

où

$P_i^* = a + bO_i$, où 'a' et 'b' sont les paramètres selon la régression linéaire entre O et P

De façon générale un « bon » modèle aura de faibles valeurs de EQMP , l'erreur systématique qui se rapprochant de zéro, et l'erreur non-systématique autour de la valeur de EQMP . La proportion de EQMP_s et EQMP_n est également informative. L'erreur systématique indique la possibilité d'améliorer le modèle en ajustant ces paramètres

internes. L'erreur non-systématique tant qu'à elle exprime la précision « potentiel », ou le bruit de fond, du modèle sous sa formulation actuelle. Ainsi, si cette part d'erreur est grande il n'y existe pas de relation claire entre les valeurs observés et prédites. Conséquemment, le modèle devra être reformulé puisque aucun ajustement des paramètres ne pourra améliorer le résultat.

L'indice de conformité (d) de Willmott (index of agreement), est une statistique plus conservatrice et offre un meilleur estimé de l'erreur moyenne que le coefficient de détermination R^2 . L'indice (d) se veut une mesure descriptive, relative et circonscrite à l'intérieur de bornes (0-1) qui permet de l'utiliser de façon générale à des fins de comparaison. Tous comme le coefficient de détermination R^2 , une valeur de 1 indique une relation parfaite entre observé et prédit.

$$d = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (EQMP)^2}{\sum_{i=1}^n (|P_i' - O_i'|)^2} \quad (\text{indice « d » (0-1) de Willmott})$$

Où

$$P_i' = P_i - (\text{moyenne } O)$$

$$O_i' = O_i - (\text{moyenne } O)$$

Dans un premier temps, nous présentons les résultats d'analyses pour toutes les PEPs sélectionnées. Les régressions et statistiques ont été faites sur l'ensemble des placettes. Néanmoins, nous avons pris soins de distinguer visuellement sur les graphiques les PEPs se situant à l'intérieur et à l'extérieur des bornes du jeu de données balisé. Dans un deuxième temps, nous avons compilé sous forme de tableau toutes les statistiques mentionnées dans le protocole d'évaluation, et ce pour les deux UAFs et les deux jeux de données (balisé et non-balisé), distinctement. La comparaison entre les deux jeux de données permet de mieux comprendre la performance de *Cohorte* dans ses prédictions.

Résultats

L'accroissement annuel net prédit et observé décroît avec la surface terrière initiale dans les deux UAFs (Figure 1); *Cohorte* prédit aussi des accroissements annuels nets négatifs lorsque les surfaces terrières initiales sont élevées. Les valeurs d'accroissement annuel net observées sont beaucoup plus variables que celles prédites, variant de -0.67 à 0.64 m²/ha/an pour l'UAF 06451 et de -0.85 à 0.74 m²/ha/an pour l'UAF 07251 (Tableau 2).

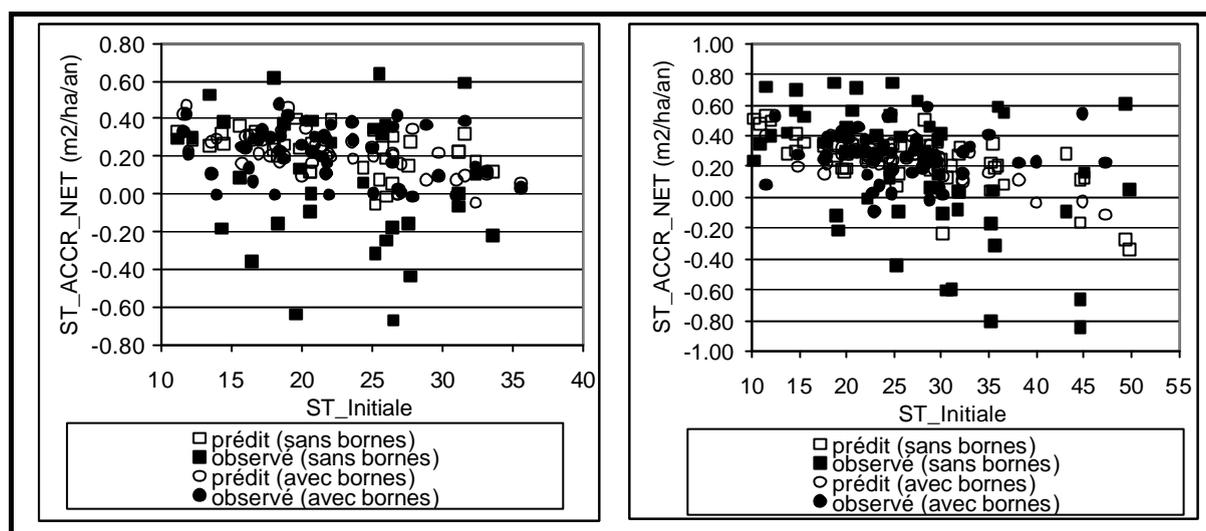


Figure 1. Accroissement annuel net (ST_ACCR_NET) (m²/ha/an) mesuré dans les PEPs (observé) et prédit par le modèle *Cohorte* dans l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Les cercles indiquent les PEPs avec bornes, et les carrés sans bornes.

Dans les deux UAFs le recrutement (ST_RECRTM) prédit par *Cohorte* varie en fonction de la surface terrière initiale (ST_i) (Figure 2). Il diminue de façon exponentielle, passant de 0.1 m²/ha/an pour une ST_i de 10 m²/ha à près de zéro pour une ST_i de 35 m²/ha. Le recrutement mesuré dans les PEPs diminue également en fonction de la ST_i, cependant la variabilité y est beaucoup plus grande (Figure 2). On y observe 12 et 16% PEPs avec un recrutement inférieur 0.01 m²/ha/an et 5 et 10% PEPs avec un recrutement supérieur à 0.12 m²/ha/an pour les UAFS 64051 et 07251 respectivement.

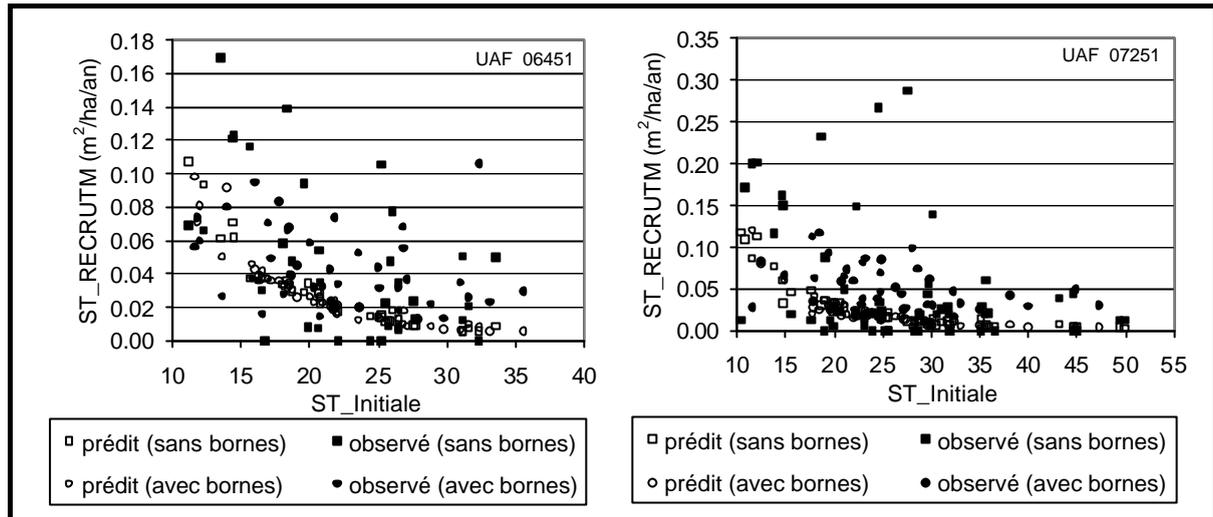


Figure 2 Recrutement (ST_RECRUTM) ($\text{m}^2/\text{ha}/\text{an}$) mesuré dans les PEPs (observé) et prédit par le modèle *Cohorte* dans l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Les cercles indiquent les PEPs avec bornes, et les carrés sans bornes.

Pour les deux UAFs la mortalité prédite par *Cohorte* varie en fonction de la surface terrière initiale (ST i) (Figure 3). Dans *Cohorte*, celle-ci augmente de façon linéaire de $0.1 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ à une ST i de $10 \text{ m}^2/\text{ha}$ jusqu'à près $0.3 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ pour les deux UAF à une ST i de $35 \text{ m}^2/\text{ha}$. La mortalité mesurée dans les PEPs augmentent également en fonction de la ST i (Figure 3). Cependant, on y observe une très grande variabilité, peu importe la ST i . On observe que 19% et 20% des valeurs observées de mortalité sont supérieures à $0.5 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$, la borne de comportement supérieure utilisée dans le jeu de données « balisé », pour les UAFs 06451 et 07251 respectivement.

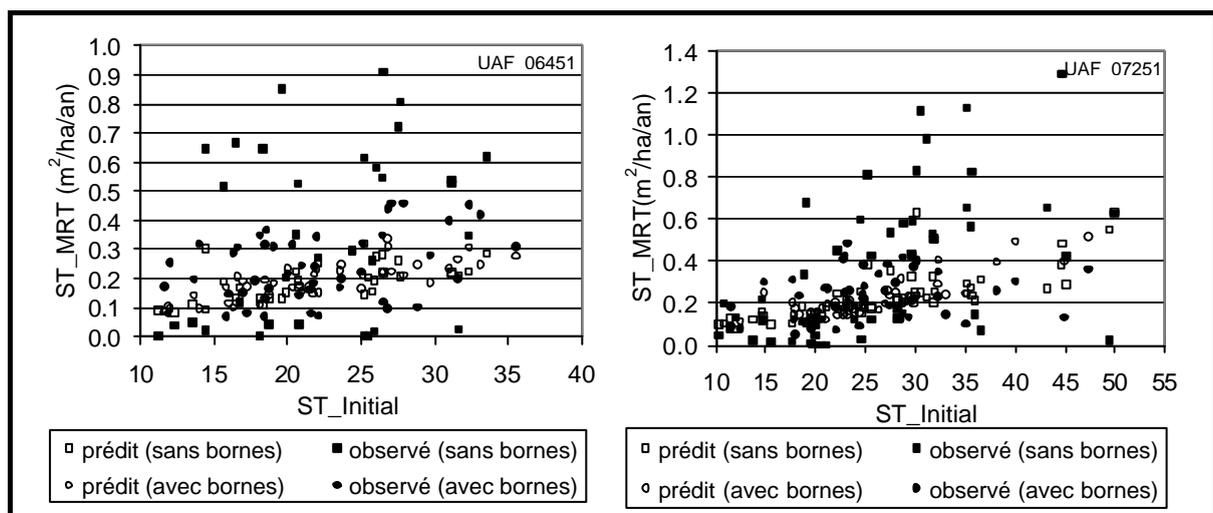


Figure 3. Mortalité (ST_MRT) ($\text{m}^2/\text{ha}/\text{an}$) mesurée dans les PEPs (observé) et prédite par le modèle *Cohorte* dans l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Les cercles indiquent les PEPs avec bornes, et les carrés sans bornes.

En ce qui concerne l'accroissement des survivants (ST_SURV), on ne remarque pas de tendance en fonction de la surface terrière initiale, et cela pour les deux UAFs (Figure 4). De façon générale, on observe un accroissement des survivants se maintenant approximativement à $0.4 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ pour une ST_i allant de 10 à $50 \text{ m}^2/\text{ha}$ (Figure 4), et cela dans les 2 UAFs. On observe aussi que la variabilité semble être dans la même fourchette pour les valeurs prédites et observées car seulement 4% des PEPs dans l'UAF 07251 s'excluent du jeu de données « balisées » en étant supérieur à la borne de $0.07 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$.

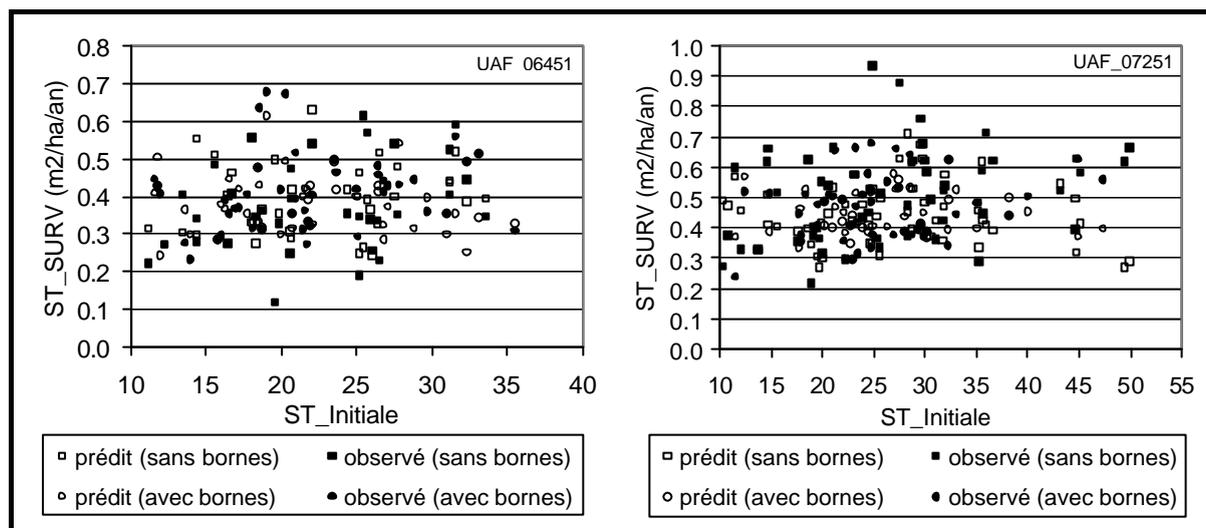


Figure 4. Accroissement des survivants (ST_SURV) mesuré dans les PEPs (observé) et prédit par le modèle *Cohorte* dans l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Les cercles indiquent les PEPs avec bornes, et les carrés sans bornes.

La Figure 5 illustre la relation entre les valeurs mesurées dans les PEPs (observés) et celles prédites par *Cohorte* dans les deux UAFs pour les quatre composantes du rendement analysées, soit l'accroissement annuel net, le recrutement, la mortalité, et l'accroissement des survivants. Une relation parfaite s'observerait lorsque les points sur le graphique décrivent une ligne droite de relation 1:1 en passant par l'ordonnée à l'origine 0. De façon générale, on observe que les valeurs prédites par *Cohorte* pour ces quatre composantes du rendement sont à l'intérieur des valeurs observées dans les PEPs.

Cohorte prédit assez adéquatement l'accroissement annuel net si on en juge par les deux graphiques de la Figure 5 et la statistique « d » de Willmott qui s'approche de la valeur de 50% (Tableau 2). Pour trois des 4 cas examinés (06451 avec bornes, 07251 avec et sans bornes), l'accroissement annuel net n'est pas différent entre les valeurs observées et celles prédites par *Cohorte* et le biais n'est pas biologiquement vraiment important (-0.03 , 0.01 , et $0.00 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$) (Tableau 2). Dans le cas de l'UAF 06451 sans

bornes, on observe un biais positif significatif ($0.07 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$), exprimant une tendance à la surestimation. Cependant, cela peut s'expliquer par le fait que c'est dans ce cas que l'accroissement annuel net observé moyen est le plus bas ($0.15 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$).

On observe néanmoins une tendance à la surestimation de l'accroissement annuel net par *Cohorte* pour les faibles valeurs (particulièrement les fortes valeurs négatives) alors que pour les plus fortes valeurs observées d'accroissement annuel net, *Cohorte* a tendance à sous-estimer (Figure 5, cercles ouverts). Cependant, les prédictions de *Cohorte* se rapprochent de celles observées à l'intérieur des balises de comportement utilisées. En effet, les valeurs d'EQMP sont moyennes pour le jeu de données sans bornes et s'abaissent considérablement lorsqu'on utilise le jeu de données « balisé » à l'intérieur de comportement reconnu comme réaliste pour l'échelle d'un hectare (Tableau 2).

Le recrutement observé se situe entre 0 et $0.17 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ pour l'UAF 06451 et 0 et $0.29 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ pour l'UAF 07251 (Figure 5 et Tableau 2). Les valeurs d'EQMP sont du même ordre de grandeur que les valeurs moyennes prédites par *Cohorte* et deviennent plus faibles avec le jeu de données « balisé » (Tableau 2). *Cohorte* aura tendance à sous-estimer significativement les grandes valeurs de recrutement observées ($>0.05 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$) (Figure 5), générant un biais de sous-estimation dans tous les jeux de données, particulièrement en ce qui concerne celui de l'UAF 07251 non-balisé dans lequel le recrutement observé peut être terriblement élevé.

Entre toutes les composantes de la croissance, la plus grande variabilité est observée pour la mortalité, celle-ci se situant entre $0 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ et $0.91 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ pour l'UAF 06451 et 0 et $1.29 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ pour l'UAF 07251 (Figure 5 et Tableau 2). On observe que la fourchette des valeurs de mortalité prédites est aussi plus grande dans l'UAF 07251 ($0.08 - 0.63 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$) que dans l'UAF 06451 ($0.08 - 0.34 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$) (Tableau 2). Puisque plusieurs des valeurs de mortalité observées excèdent la balise de comportement de mortalité de $0.5 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$, *Cohorte* aura alors tendance à sous-estimer celles-ci; on observe en effet un biais de sous-estimation significatif dans 3 des 4 jeux de données (Tableau 2). Cependant, le biais est considérablement abaissé et les valeurs d'EQMP réduite presque de moitié lorsqu'on utilise le jeu de données « balisé ».

L'accroissement des survivants se situe entre $0.1 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ et $0.7 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ pour l'UAF 06451 et 0.1 et $0.9 \text{ m}^2/\text{ha}/\text{an}$ pour l'UAF 07251 (Figure 5 et Tableau 2). Pour les deux territoires à l'étude, la relation entre les valeurs prédites et observées est plutôt bonne (Figure 5) et les valeurs d'EQMP sont basses (Tableau 2). On observe cependant quand même une légère tendance à sous-estimer l'accroissement des survivants; on observe un biais négatif significatif pour tous les jeux de données. Cependant, ce biais est plutôt

faible relativement aux valeurs d'accroissement des survivants. Conséquemment, c'est cette composante qui est la plus adéquatement modélisée comme le démontre le « *d* » de Willmott.

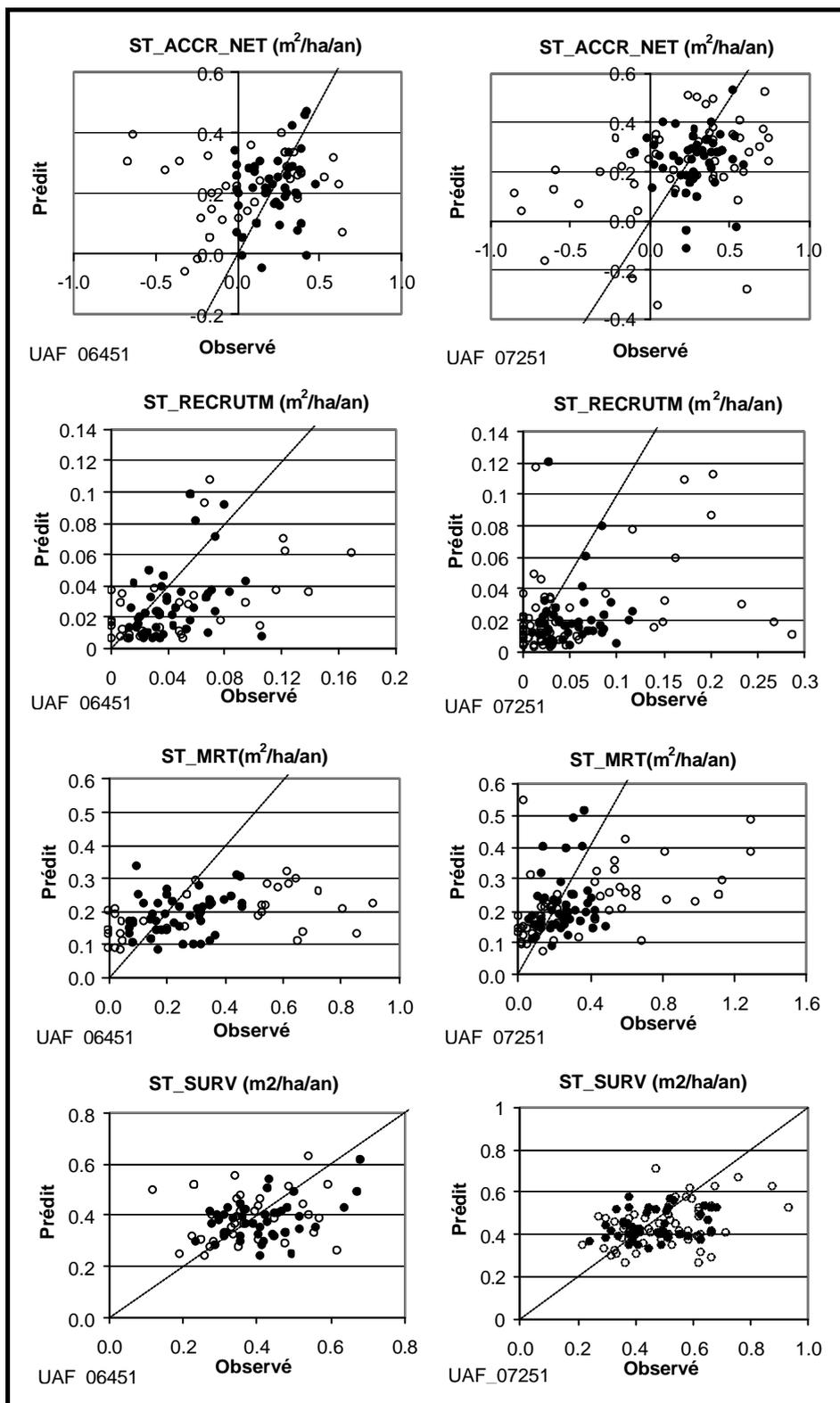


Figure 5. Relation entre les valeurs mesurées dans les PEPs (observé) et prédite par le modèle *Cohorte* de l'accroissement annuel net (ST_ACCR_NET), le recrutement (ST_RECRUTM), la mortalité (ST_MRT), et l'accroissement des survivants (ST_SURV) pour l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Les cercles ouverts indiquent les valeurs à l'extérieur des balises, et ceux fermés à l'intérieur des balises; la ligne pointillée indique une relation 1:1.

Tableau 2. Statistiques descriptives de la performance de *Cohorte* sur l'accroissement annuel net (ST_ACCR_NET), le recrutement (ST_RECRUTM), la mortalité (ST_MRT), et l'accroissement des (ST_SURV), pour l'UAF 06451 et 07251

Composante ¹	n	observé			prédit			p_val	Biais	EQMP	EQMPs	EQMPn	d ²
		moy	max	min	moy	max	min						
ST_ACCR_NET													
UAF 06451 (sans bornes)	78	0.15	0.64	-0.67	0.22	0.47	-0.06	0.03	0.07	0.28	0.25	0.11	0.43
UAF 06451 (avec bornes)	45	0.21	0.48	-0.01	0.22	0.47	-0.05	0.87	0.00	0.16	0.12	0.11	0.54
UAF 07251 (sans bornes)	100	0.23	0.74	-0.85	0.24	0.53	-0.34	0.75	0.01	0.30	0.27	0.15	0.49
UAF 07251 (avec bornes)	47	0.27	0.59	-0.09	0.24	0.53	-0.12	0.27	-0.03	0.19	0.15	0.12	0.39
ST_RECRUTM													
UAF 06451 (sans bornes)	78	0.05	0.17	0.00	0.03	0.11	0.01	0.00	-0.02	0.04	0.03	0.02	0.61
UAF 06451 (avec bornes)	45	0.04	0.11	0.01	0.03	0.10	0.01	0.00	-0.02	0.03	0.02	0.02	0.60
UAF 07251 (sans bornes)	100	0.05	0.29	0.00	0.02	0.12	0.00	0.00	-0.03	0.06	0.06	0.02	0.50
UAF 07251 (avec bornes)	47	0.05	0.12	0.01	0.02	0.12	0.00	0.00	-0.03	0.04	0.04	0.02	0.47
ST_MRT													
UAF 06451 (sans bornes)	78	0.29	0.91	0.00	0.19	0.34	0.08	0.00	-0.10	0.23	0.22	0.06	0.47
UAF 06451 (avec bornes)	45	0.24	0.46	0.07	0.19	0.34	0.09	0.01	-0.05	0.13	0.11	0.06	0.51
UAF 07251 (sans bornes)	100	0.31	1.29	0.00	0.23	0.63	0.08	0.00	-0.08	0.26	0.24	0.10	0.54
UAF 07251 (avec bornes)	47	0.24	0.49	0.05	0.22	0.52	0.09	0.28	-0.02	0.13	0.09	0.09	0.51
ST_SURV													
UAF 06451 (sans bornes)	78	0.40	0.68	0.12	0.38	0.63	0.24	0.00	-0.01	0.12	0.09	0.08	0.57
UAF 06451 (avec bornes)	45	0.41	0.68	0.23	0.38	0.62	0.24	0.01	-0.03	0.10	0.08	0.07	0.60
UAF 07251 (sans bornes)	100	0.49	0.93	0.22	0.44	0.71	0.27	0.00	-0.05	0.14	0.11	0.08	0.58
UAF 07251 (avec bornes)	47	0.46	0.68	0.24	0.44	0.58	0.34	0.18	-0.02	0.11	0.10	0.06	0.51

¹ Composantes de la croissance exprimées en m²/ha/an;
² 'd' est sans dimension

Une part très importante de l'erreur de prédiction de l'accroissement annuel net est explicable par l'erreur sur la mortalité et cela pour les deux UAFs (Figure 6, Figure 7). La surestimation de l'accroissement annuel net est étroitement en lien avec une sous-estimation de la mortalité, tel qu'expliqué la valeur de la pente (~ 0.7) qui s'approche d'une pente de 1. On observe une tendance inverse entre l'erreur de l'accroissement annuel net et celle sur l'accroissement des survivants ; il est normal qu'une sous-estimation de la mortalité entraîne une surestimation de l'accroissement des survivants puisque les tiges mortes demeurent et continuent de croître dans le modèle. On observe en effet une corrélation inverse entre l'erreur sur la mortalité et l'erreur sur l'accroissements des survivants (06451 : $r=-0.33$, 07251 : $r=-0.17$).

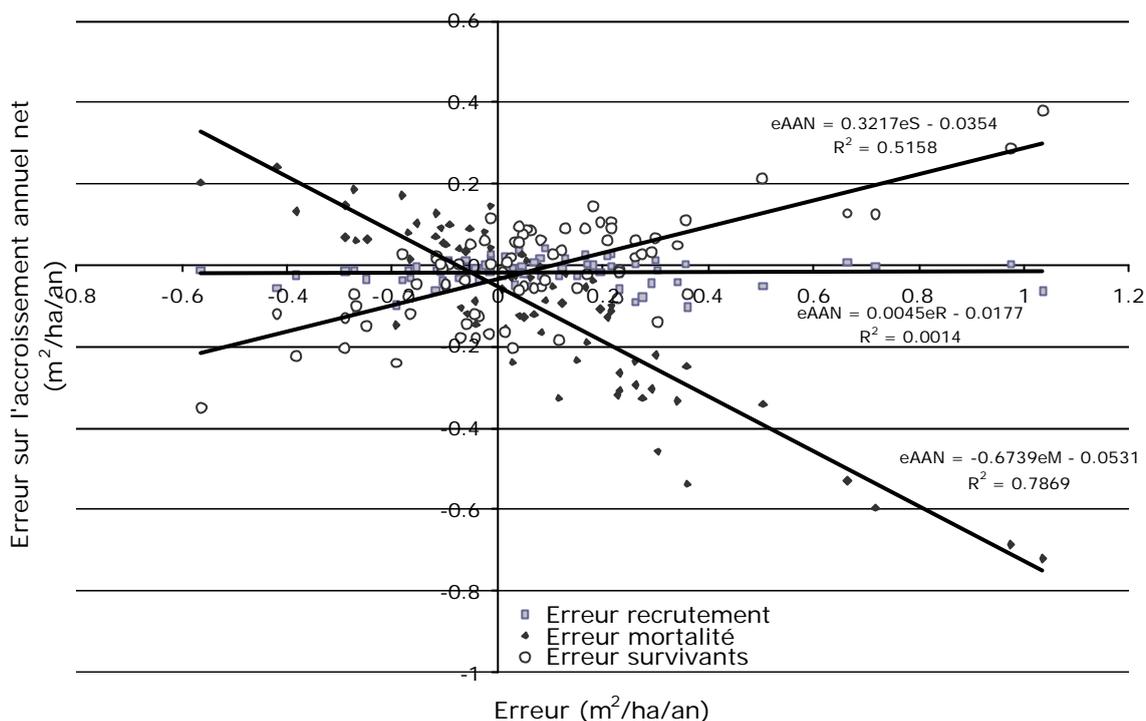


Figure 6. Explication de l'erreur sur l'accroissement annuel net (eAAN) par l'erreur des composantes de la croissance des peuplements (eR, eM, eS) dans l'UAF 06451.

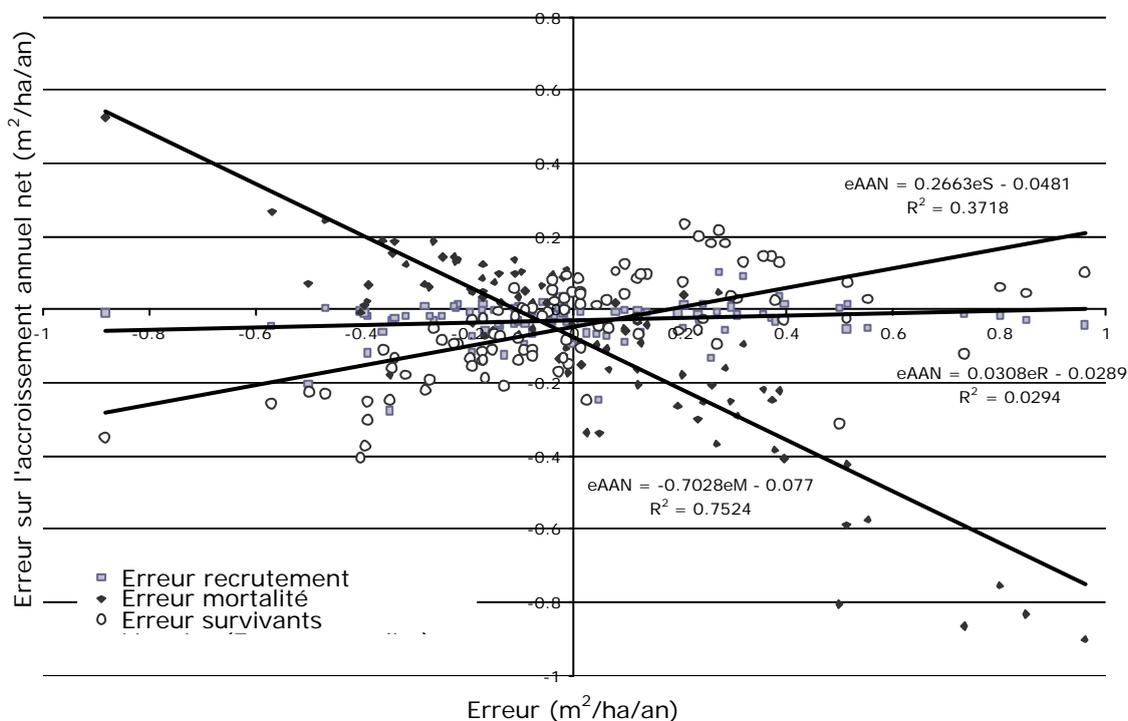


Figure 7. Explication de l'erreur sur l'accroissement annuel net (eAAN) par l'erreur des composantes de la croissance des peuplements (eR, eM, eS) dans l'UAF 07251.

Nous avons comparé les valeurs d'EQMP obtenues avec *Cohorte* à celles obtenues avec le Module d'Accroissement par Taux (MAT) de Sylva II pour les PEPs sans perturbation (Auger et al. 2004, Tableau 1). Pour ce faire, comme les valeurs présentées dans Auger et al. (2004) sont en m³, nous avons divisé la valeur, sachant qu'on trouve entre 7 et 9 m³ de bois par m² de surface terrière, selon la hauteur moyenne du peuplement. On observe ainsi que les valeurs d'EQMP obtenues avec *Cohorte* sont inférieures à celles obtenues avec le MAT de Sylva II pour l'accroissement annuel net, le recrutement et la mortalité (Tableau 3). La différence est encore plus grande lorsqu'on considère que les jeux de données « balisés ».

Tableau 3. Erreur quadratique moyenne de prédiction pour les composantes de la croissance des peuplements dans des érablières du Québec

	Auger et al. (2004)	Sans bornes		Avec bornes	
		6451	7251	6451	7251
Accroissement annuel net	0.38	0.28	0.30	0.16	0.19
Recrutement	0.18	0.04	0.06	0.03	0.04
Mortalité	0.31	0.23	0.26	0.13	0.13
Survivants	0.10	0.12	0.14	0.10	0.11

La Figure 8 illustre l'erreur entre les valeurs prédites par le modèle *Cohorte* et celles mesurées dans les PEPs pour les UAFs 06451 et 07251 en fonction de la surface terrière initiale. L'analyse statistique sur la pente et l'ordonnée à l'origine détermine la probabilité que l'erreur moyenne soit significativement différente de zéro à une surface terrière initiale donnée. Ainsi, si la probabilité se situe en dessous du seuil d'acceptation de 0.05, nous ne pouvons affirmer que la surface terrière initiale a une influence sur l'erreur. Nous avons également calculé l'intervalle de confiance 95% sur la régression afin de déterminer l'ampleur des tendances observées sur l'erreur en fonction de la variable indépendante.

Pour les deux UAFs, l'erreur sur l'accroissement net annuel ne diffère pas de façon significative de 0 m²/ha/an (Figure 8). De plus, cette erreur demeure à l'intérieur de l'intervalle de confiance pour l'ensemble des surfaces terrière initiale malgré les erreurs importantes générées par les PEPs avec des accroissements annuels nets extrêmes (cercles ouverts). Ainsi, nous ne pouvons pas affirmer que la surface terrière initiale a

une influence sur l'erreur. Pour l'UAF 07251, on dénote une tendance à ce que l'importance des erreurs augmente avec la surface terrière initiale.

Pour l'UAF 06451, on ne dénote pas de relation significative entre erreur sur le recrutement la surface terrière initiale (pente et ordonnée à l'origine non significativement différentes de 0) (Figure 8). On observe cependant que la tendance à sous-estimer le recrutement augmente lorsque la surface terrière initiale augmente au-delà de 17 m²/ha. Pour l'UAF 07251, la valeur de l'ordonnée à l'origine est significativement différente de zéro et négative, alors que la pente n'est pas significativement différente de 0. Ainsi, comme le démontre l'intervalle de confiance, *Cohorte* sous-estime le recrutement sur une bonne partie du gradient de surface terrière initiale. Cette tendance à sous-estimer le recrutement est partiellement causée par de fortes valeurs de recrutement observées dans quelques PEPs (cercles ouverts) lorsque la surface terrière initiale est basse.

L'erreur sur la mortalité ne varie pas de façon significative en fonction de la surface terrière initiale (pente non significativement différente de 0) et l'ordonnée à l'origine n'est pas significativement différente de zéro (Figure 8). Toutefois, on observe pour les deux UAFs des plages de surface terrière initiale pour lesquelles la valeur de zéro sort de l'intervalle de confiance 95%, soit à partir 15 m²/ha pour l'UAF 06451 et 20 m²/ha pour l'UAF 07251. Ainsi, on peut dire que *Cohorte* a tendance à sous-estimer la mortalité lorsque la surface terrière initiale augmentent au delà de ces valeurs. Ici aussi, pour les deux territoires, cette tendance à sous-estimer le recrutement est accentuée par les erreurs négatives des valeurs extrêmes de forte mortalité observées dans quelques PEPs (cercles ouverts), surtout lorsque la surface terrière initiale est élevée dans le cas de l'UAF 07251.

Pour l'UAF 06451, bien qu'on observe visuellement une légère tendance à sous-estimer à mesure que la surface terrière initiale augmente, la relation entre l'erreur sur l'accroissement des survivants et la surface terrière initiale n'est pas significative et la valeur zéro demeure à l'intérieur de l'intervalle de confiance 95% tout au long du gradient (Figure 8). Il en est autrement pour l'UAF 07251 ; la tendance à sous-estimer augmente à mesure que la surface terrière initiale augmente (pente significative). Conséquemment, cette sous-estimation deviendra significative pour des valeurs de surface terrière initiale se situant au-delà 20 m²/ha.

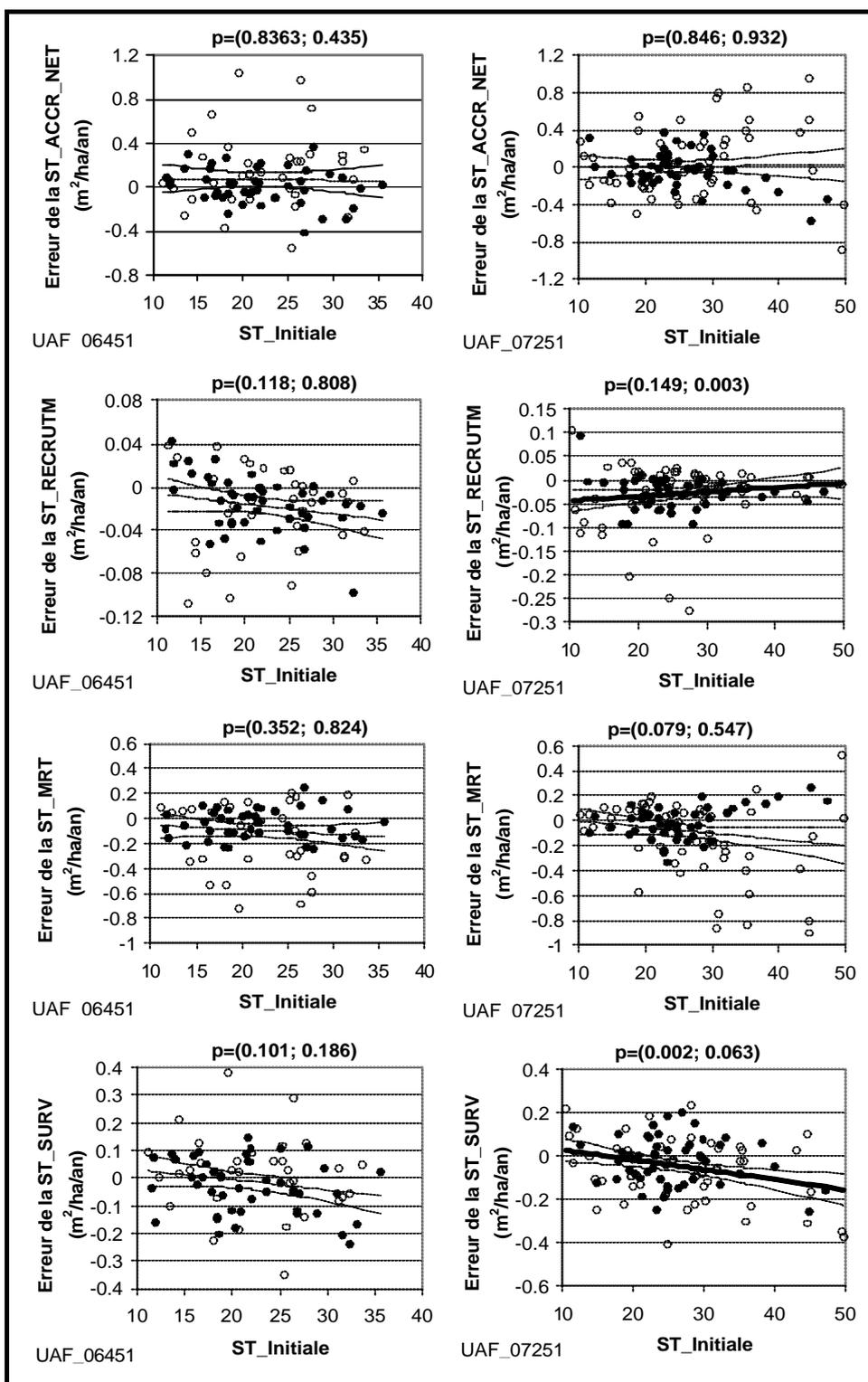


Figure 8. Relation entre l'erreur sur l'accroissement annuel net (ST_ACCR_NET), le recrutement (ST_RECRUTM), la mortalité (ST_MRT), et l'accroissement des survivants (ST_SURV) et la surface terrière initiale (ST_Initiale, m²/ha) pour l'UAF 06451 (gauche) et l'UAF 07251 (droite). Au dessus de chaque graphique on trouve la valeur de la probabilité (p) de la régression sur la pente (x) et l'ordonnée à l'origine (b); p=(x, b). Les cercles ouverts indiquent les PEPs sans bornes, et ceux fermés avec bornes.

Lorsqu'on décompose l'*EQMP* selon ses composantes, on s'aperçoit que l'erreur systématique quadratique moyenne de prédiction (*EQMPs*) est toujours supérieure ou égale à l'erreur non-systématique quadratique moyenne de prédiction (*EQMPn*) (Tableau 2). En effet, pour l'accroissement annuel net, le recrutement et la mortalité, dans la majorité des cas, l'*EQMPs* est plus de 2 fois supérieure à l'*EQMPn*. Ainsi, ce résultat suggère que pour ces composantes, il est possible encore d'améliorer la précision du modèle en corrigeant cette erreur systématique par une meilleure calibration.

L'indice (*d*) de Willmott se situe entre 0.38 et 0.61, avec une moyenne de 0.52 (Tableau 2). Cet indice nous renseigne aussi sur le fait que la calibration de l'UAF 06451 de *Cohorte* est plus précise que celle de l'UAF 07251. Entre les composantes de l'accroissement, l'indice de Willmott (*d*) suggère que le modèle est plus précis pour l'accroissement des survivants et le recrutement que pour les autres composantes.

Discussion

Pour cette section, nous avons retenus 9 éléments qui nous apparaissent importants de discuter :

Cohorte se comporte de façon prédictive. Les prédictions de *Cohorte* sont cohérentes avec les processus biologiques qui sous-tendent le rendement des forêts. En effet, le comportement de l'accroissement annuel net en surface terrière est conforme à la théorie qui suggère une réduction monotone et continue entre 10 et 30 m²/ha de l'accroissement annuel net, une réduction du recrutement, et une augmentation de la mortalité avec une augmentation de la surface terrière (Erdmann et Orberg 1973). La théorie des écosystèmes explique la baisse de productivité avec l'augmentation de la biomasse due à une plus grande proportion de la production primaire brute accaparée par la respiration (Odum 1969), tel que démontré par Doyon (1991) dans les érablières du sud-ouest du Québec.

Cohorte se comporte de façon cohérente avec les données empiriques. Pour toutes les composantes de la croissance des peuplements, nous n'avons pas détecté de discordance de comportement entre les valeurs prédites et les valeurs observées. Lorsqu'une tendance en fonction de la surface terrière initiale était discernable pour les valeurs prédites, celle-ci l'était tout autant pour les valeurs observées.

Cohorte sous-estime la mortalité. Nos résultats démontrent que les calibrations 06451 et 07251 testées de *Cohorte* comportent un biais de sous-estimation moyen sur la mortalité, et léger sur le recrutement et l'accroissement des survivants. Puisque la mortalité et le recrutement ne peuvent être négatifs, le biais dû aux fortes valeurs est nécessairement de la sous-estimation, quoiqu'il arrive que pour de faibles valeurs observées *Cohorte* puisse parfois surestimer.

L'utilisation du jeu de données « balisés » montre qu'une bonne partie de la sous-estimation de la mortalité provient des valeurs excessives (>0.5 m²/ha/an, soit l'équivalent de 10 m² de mortalité sur une période de 20 ans !) retrouvées dans 20% des PEPs. Avec les jeux de données balisés, la sous-estimation de la mortalité n'est plus significative pour la calibration de l'UAF 07251 et est réduite de moitié pour la calibration de l'UAF 06451. Ces valeurs observées très élevées suggèrent qu'un évènement catastrophique (tel un chablis partiel) pourrait avoir causé ces mortalités. Cependant, la métadonnée et les descriptions de l'état tiges dans la base de données des PEPs ne permettent malheureusement pas de distinguer les causes de mortalité. Or, *Cohorte* a été conçu pour n'inclure que la mortalité arbre-par-arbre liée à l'affaiblissement et le dépérissement d'une tige. Ainsi, les calibrations testées dans cet

exercice ne peuvent représenter les mortalités « contagieuses » de causes exogènes tels les chablis partiels. Nolet et al. (sous-presse) démontre que les chablis partiels peuvent être responsables de plus de 50% de la mortalité dans ces forêts.

Pour les deux territoires, la tendance à sous-estimer le recrutement est causée par les valeurs extrêmes de recrutement observées dans quelques PEPs (Figure 5, cercles ouverts).

Cohorte ne biaise pas significativement l'accroissement annuel net. À l'intérieur des balises de comportement des composantes de la croissance des peuplements, *Cohorte* ne biaise pas l'accroissement annuel net sur un horizon de simulation approximatif de 20 ans. Même pour le jeu de données de l'UAF 07251 complet (non-balisé), l'accroissement annuel net n'est pas biaisé. Ainsi, même si les composantes de la croissance (mortalité, recrutement et accroissement des survivants) ont été sous-estimés, la résultante de celles-ci (l'accroissement annuel net) ne l'est pas puisqu'il y a eu compensation entre de la sous-estimation de la mortalité par les sous-estimations du recrutement et de l'accroissement des survivants. Un tel phénomène est possible dans *Cohorte* parce que les composantes de la croissance sont toutes en lien entre elles avec la condition structurale et compositionnelle du peuplement, conférant donc à *Cohorte* une robustesse sur la prédiction de l'accroissement annuel net.

L'erreur sur l'accroissement annuel net n'est pas fonction de la surface terrière initiale.

L'absence de biais est maintenue tout au long du gradient de surface terrière initiale. Ce résultat et le résultat précédent sont très importants car ils confirment que *Cohorte* est valable pour l'évaluation des rendements de façon générale et demeure robuste, peu importe le stocking du peuplement, et cela malgré les biais détectés pour la mortalité et le recrutement. De plus, il démontre que *Cohorte* est plus stable que le Module d'Accroissement par Taux de Sylva II. En effet, Auger et al. (2004) ont démontré que ce dernier surestime la production des peuplements faiblement stockés de 0.1 m²/ha/an et sous-estime la production des peuplements fortement stockés de 0.12 m²/ha/an sur 20 ans d'horizon de simulation.

L'erreur sur l'accroissement annuel net est surtout due à l'erreur sur la mortalité.

Parmi les composantes de la croissance, la mortalité est le phénomène le plus stochastique à l'échelle de 400 m² (superficie d'une PEP). Conséquemment, ses valeurs EQMP sont donc les plus importantes et sont celles qui contribuent le plus à l'erreur sur l'accroissement annuel net. Tout comme dans Auger et al. (2004), on trouve une relation très forte avec une pente s'approchant de 1 entre l'erreur sur l'accroissement annuel net et l'erreur sur la mortalité. On observe que 78% de l'erreur sur

l'accroissement annuel net est due à l'erreur sur la mortalité et 19% serait due à l'erreur l'accroissement des survivants.

L'erreur observée dans Cohorte est inférieure à celle observée dans le Module d'Accroissement par Taux de Sylva II. Les valeurs d'EQMP sont inférieures à celles mesurées dans Auger et al. (2004) pour l'accroissement annuel net, le recrutement et la mortalité. Cela est d'autant plus vrai lorsque on utilise le jeu de données « balisés » pour faire cette comparaison. Il semblerait donc que *Cohorte* puisse être plus précis pour évaluer les rendements que le MAT de Sylva II. Cependant pour pouvoir affirmer cela hors de tous doute, il aurait fallu faire les simulations avec le MAT sur le même jeu de données.

L'erreur observée dans Cohorte est inférieure lorsqu'on utilise le jeu de données « balisé ». L'objectif premier de l'évaluation de la performance de *Cohorte* est de comparer les prédictions de simulation du modèle avec les observations empiriques des placettes-échantillons permanentes (PEPs). Dans cette optique, une première étape consiste à identifier quelles PEPs seraient retenues pour les analyses. Cette étape est très importante puisque le modèle ne peut être utilisé en dehors des limites conceptuelles pour lesquelles il a été originalement conçu. Pour ce faire nous avons appliqué des filtres spécifiant plusieurs caractéristiques de peuplement et de site. De plus, puisque *Cohorte* opère à une résolution spatiale de 1 hectare et que les PEPs ont une surface de $1/25^{\text{ième}}$ d'hectare, nous avons dû formuler des balises qui délimitent les valeurs extrêmes des processus écologiques pouvant être représentés adéquatement à l'échelle de résolution du modèle. Dans tous les cas, le fait de borner le jeu de données à l'intérieur de balises de comportement reconnu comme réaliste réduit considérablement les valeurs d'EQMP, surtout dans le cas de la mortalité où les valeurs peuvent être très extrêmes (UAF 06451 mortalité maximale=0.91 m²/ha/an, UAF 07251 mortalité maximale=1.29 m²/ha/an). Le fait que l'élimination des PEPs ne respectant pas les balises de comportement de croissance des peuplements n'a pratiquement aucun effet sur la fourchette de valeurs prédites, contrairement à la fourchette de valeurs observées suggèrent que les balises utilisées n'étaient pas trop restrictives.

L'erreur observée dans les 2 calibrations évaluées de Cohorte vient essentiellement de l'erreur systématique. En effet, l'erreur systématique est égale ou plus importante à l'erreur non-systématique. Cela est surtout vrai dans le cas de la mortalité où l'erreur systématique est plus de deux fois supérieure à l'erreur non-systématique pour les jeux de données « non-balisés ». D'après Willmott (1982), un tel résultat

suggère qu'il serait relativement facile d'améliorer les calibrations de *Cohorte* afin d'en réduire l'erreur.

Conclusion

Un modèle est évalué généralement pour vérifier si ses prédictions sont suffisamment précises et ne comportent pas de biais importants afin de pouvoir être utilisé à des fins de prises de décision. Dans ce cas-ci, en supportant ce projet, le Forestier en Chef demandait à vérifier si *Cohorte* peut être un outil valable pour évaluer les rendements pour le calcul de la possibilité forestière. Les résultats de cette évaluation montrent que *Cohorte* se comporte de façon prédictive, qu'il n'est pas biaisé pour la prédictions de l'accroissement annuel net, que l'erreur sur l'accroissement annuel net n'est pas en relation avec le stocking initial du peuplement, et que la précision observée sur l'accroissement annuel net dans ces deux évaluations est meilleure que celle mesurée lors de l'évaluation du Module d'Accroissement par Taux de Sylva II par Auger et al. (2004). De plus, le fait que l'erreur observée soit avant tout une erreur systématique sur la mortalité, un ajustement de la calibration sur la mortalité semblerait pouvoir corriger celle-ci. Ces résultats encourageants laissent présager que *Cohorte* pourrait être utilisé pour définir les rendements à mettre dans le calcul de la possibilité forestière.

Cependant, il nous malheureusement été impossible d'obtenir un jeu de données comportant des traitements de coupes partielles avec témoin afin de vérifier la capacité de *Cohorte* à prédire la croissance de peuplements traités.

Il nous apparaît maintenant très clairement que l'amélioration de tout modèle de prédiction de la croissance des peuplements par arbre individuel passe par une meilleure prédiction de la mortalité. Nous travaillons donc à inclure dans *Cohorte* une mortalité liée au chablis partiel selon les résultats d'une étude en cours qui suggère que les caractéristiques de tiges qui déterminent la susceptibilité au chablis partiel sont moins liées à la vigueur qu'à la résistance mécanique des tiges au vent (Nolet et Yamasaki, en rédaction). Nolet et Yamasaki (en cours) ont développé un modèle prédictif de la susceptibilité au chablis. Ainsi, on pourrait voir dans *Cohorte* une mortalité lié à l'affaiblissement et au dépérissement des tige et une mortalité liée au chablis partiel. Cet ajout semble très prometteur pour l'amélioration de la prédiction de la croissance des peuplements.

Remerciement

Nous tenons à remercier Régis Pouliot, Pascal Rochon et Vincent McCullough pour le support technique qu'il ont offert lors de la réalisation de ce projet. De plus, nous sommes redevables envers les coordonnateurs des deux projets-pilotes de calcul de la possibilité forestière, Louis-Philippe Hurtubise (07251) et Raymond Barrette (06451), qui ont décidé d'aller de l'avant avec *Cohorte* et ont financé les calibrations de *Cohorte* pour leur projet respectif. Nous tenons aussi à remercier Mathieu Fortin de la DRF pour sa franche collaboration tout au long du projet. Sébastien Meunier et Steve Bédard de la DRF ont aussi contribué à la sélection des parcelles-échantillons. Ce projet a été suivi par François Pelletier et Daniel Pin du Bureau du Forestier en Chef. Le Bureau du Forestier en Chef a financé cette évaluation.

Références

- Auger, I., F. Raulier et C.-H. Ung. 2004. Erreur de prédiction associée au modèle de croissance « par taux ». Chapitre 6. Pages 125-158 in *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 recherche scientifique.
- Dixon, G. E. 2002. Essential FVS: A user's guide to the Forest Vegetation Simulator. Internal Rep. Fort Collins, CO: U. S. Department of Agriculture, Forest Service, Forest Management Service Center. 209p. (Last Revised: April 2007).
- Doyon, F. 2007. Projet Patchworks AIFHL : Simulation des rendements après coupes partielles à l'aide de *Cohorte*. Présenté à l'ASSOCIATION DES INTERVENANTS FORESTIERS DES HAUTES-LAURENTIDES. Rapport technique de l'Institut Québécois d'Aménagement de la Forêt Feuillue. 33 p. + 5 annexes.
- Doyon, F. 1991. Fonctions et dynamisme des communautés forestières sur suite mésquies dans le haut-St-Laurent, Québec. Mémoire de maîtrise, Université de Montréal, Département des Sciences biologiques, Faculté des Sciences et des Arts. 95 p.+ 3 annexes.
- Doyon, F., P. Nolet, É. Forget et R. Pouliot. 2005. *COHORTE* : un modèle de croissance et d'évolution de la qualité adapté à l'application de coupes partielles. Institut Québécois d'Aménagement de la Forêt Feuillue (IOAFF), Ripon, Québec. Rapport technique, 50 p. + logiciel.
- Doyon, F. 2004. *Évaluation du modèle d'accroissement par taux de Sylva II*. Institut Québécois d'Aménagement de la Forêt Feuillue (IOAFF), Ripon, Québec. Rapport technique, 31 p.
- Forget, É., F. Doyon et P. Nolet. 2001. L'évolution de la qualité des tiges: une évaluation régionale. Rapport de l'Institut québécois d'aménagement de la forêt feuillue. 35 p.
- Forget, É. et F. Doyon. 2007. Optimisation spatialement explicite de la possibilité forestière en forêt feuillue outaouaise UAF 72-51. Rapport de l'Institut québécois d'aménagement de la forêt feuillue, présenté à ACTION FORÊT OUTAOUAIS. 38 p. + 3 Annexes.
- Garcia, O. 1988. Growth Modelling - a (Re)view. New-Zealand Forestry () 14-17
- Hilt, D. E. et R.M. Teck. 1989. NE-TWIGS: an individual-tree growth and yield projection system for the northeastern United States. The Compiler 7: 10-16.
- Miner, C. L., Walters, N. R. and Belli, M. L. 1988. A guide to the TWIGS program for the North Central United States. Gen. Tech. Rep. NC-125. St. Paul, MN: U. S. Department of Agriculture, Forest Service, North Central Experiment Station. 105p.
- Mitchell, K. J. 1975. Dynamics and simulated yield of Douglas-fir. For. Sci. Monogr. 17, 39 pp.

- Nolet, P., Hartmann, H., Bouffard, D. and Doyon, F. Sous-presse. Predicted and observed sugar maple mortality in relation to site quality indicators. *Northern Journal of Applied Forestry*.
- Odum, E. P. 1969. The strategy of ecosystem development. *Science* 164: 262-270.
- Peng, C. 2000. Growth and yield models for uneven-aged stands: past, present and future. *Forest Ecology and Management* 132: 259-279.
- Schütz, J.-P. 1984. La sylviculture. Principes d'éducation des forêts. Collection Gérer son environnement. Presses Polytechniques et Universitaires Romandes. Lausanne, Suisse. 243p.
- Stage, A. R. 1973. Prognosis model for stand development. USDA For. Serv. Res. Pap. INT-137, 32 p.
- Teck, R., M. Moeur et B. Eav. 1996. Forecasting ecosystems with the forest vegetation simulator. *J. For.* 94:7-10.
- Teck, R. M. et D. E. Hilt. 1991. Individual tree-diameter growth model for the Northeastern United States. Res. Pap. NE-649. Radnor, PA: US. Department of Agriculture, Forest Service, Northeastern Forest Experiment Station. 11 p.
- Titus, Stephen J. 1998. Adaptation of the Mixedwood Growth Model (MGM) to Northeastern British Columbia. BC Ministry of Forests, Resources Inventory Branch, Final Report Contract #JV99-011.
- Willmott, C.J. 1982. Some comments on the evaluation of model performance. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* **63(11)** : 1309-1313.