HAKIM OUZENNOU

INDICE DE QUALITÉ DE STATION DES PESSIÈRES NOIRES IRRÉGULIÈRES

Mémoire présenté
à la Faculté des études supérieures de l'Université Laval
dans le cadre du programme de maîtrise en sciences forestières
pour l'obtention du grade de Maître ès sciences (M.Sc)

DÉPARTEMENT DES SCIENCES DU BOIS ET DE LA FORÊT
FACULTÉ DE FORESTERIE ET DE GÉOMATIQUE
UNIVERSITÉ LAVAL
QUÉBEC

2007

© Hakim Ouzennou, 2007

Résumé

L'objectif de cette étude est de mettre au point un modèle mathématique reliant la hauteur dominante et l'âge des peuplements dominés par l'épinette noire (*Picea mariana* (Mill.) B.S.P.) au Québec, ce qui inclut les pessières irrégulières. Ce modèle, qui tient compte de la structure diamétrale du peuplement, a été étalonné à partir des données provenant des inventaires du réseau de placettes échantillons permanentes, recueillies entre 1970 et 2003 dans la province de Québec.

Plusieurs indices de régularité ont été testés selon l'approche méthodologique de Raulier et *al.* (2003). Le modèle hauteur-âge utilisant l'indice de Shannon comme indice de régularité s'est avéré le plus performant pour prédire la hauteur dominante de l'épinette noire. Pour un âge donné, le modèle prédit une hauteur dominante plus élevée dans le cas des peuplements irréguliers que dans celui des peuplements réguliers. Par ailleurs, l'asymptote de hauteur dominante des peuplements irréguliers est atteinte beaucoup plus tard que dans le cas des peuplements réguliers. Ces effets sont plus marqués pour les stations caractérisées par une forte valeur d'indice de qualité de station. Cette différence est probablement liée au comportement adopté par les arbres des peuplements irréguliers qui, au stade juvénile, auraient subi une période d'oppression. Une fois que ces arbres sont dominants, ils adoptent une croissance en hauteur semblable à celle des arbres plus jeunes. Finalement, l'équation hauteur-âge ainsi mise au point est indépendante de l'âge de référence, ce qui permet la prédiction de la hauteur dominante à n'importe quel âge désiré si la hauteur dominante à un autre âge est connue.

Table des matières

	Pages
Résumé	ii
Liste des tableaux	iv
Liste des figures	v
1. Introduction	1
1.1. Généralités sur la forêt boréale québécoise	3
1.2. Types de structure de peuplement	5
1.3. Indice de régularité	6
1.4. Indice de qualité de station	8
2. Matériel et méthodes	12
2.1. Sélection des placettes échantillons	12
2.2. Estimation des variables utilisées	15
2.3. Modélisation de la croissance de la hauteur dominante	19
2.4. Établissement d'un faisceau de courbes de hauteur dominante	21
3. Résultats	23
3.1. Estimation des paramètres du modèle	23
3.2. Comparaison entre les modèles de croissance de la hauteur	28
3.3. Prédiction de l'indice de régularité de Shannon dans le temps	29
4. Discussion	30
5. Conclusion	36
6. Références bibliographiques	37

Liste des tableaux

		Pages
Tableau 1	Principales caractéristiques des placettes retenues.	14
Tableau 2	Liste des indices de structure testés.	17
Tableau 3	Estimation des paramètres des équations (7) et (8), statistiques d'ajustement et moyennes utilisées pour l'estimation des paramètres et la prédiction de la hauteur dominante. Les erreurs type sont indiquées entre parenthèses.	24
Tableau 4	Variances des résidus (H_d observée – H_d prédite) par classe de structure.	26
Tableau 5	Erreur associée à la prédiction.	28
Tableau 6	Estimation des paramètres et erreurs type de l'équation 12.	29
Tableau 7	Erreur associée à la prédiction par classe d'intervalle de mesure.	32
Tableau 8	Erreur associée à la prédiction pour l'ensemble des placettes indépendamment de l'intervalle de mesure et pour les placettes mesurées à 12 ans d'intervalle. Les erreurs type sont indiquées entre parenthèses.	32
Tableau 9	Couples $IQS - Esh_{50}$	33

Liste des figures

		Pages
Figure 1	Forêt boréale du monde.	4
Figure 2	Zones de végétation du Québec.	4
Figure 3	Distributions diamétrales.	7
Figure 4	Localisation des placettes permanentes établies entre 1970-2003.	13
Figure 5	Relation entre la hauteur dominante observée H_d (m) et la hauteur dominante prédite $\hat{H}_d$ (m) par le modèle de croissance pour l'épinette noire en utilisant les données d'étalonnage.	25
Figure 6	Relation entre le nombre de classes de dhp et l'indice de régularité de Shannon.	27
Figure 7	Erreur de prédiction de la hauteur dominante en fonction de l'indice de régularité de Shannon pour chaque mesure de chaque placette-échantillon permanente constituant le fichier de validation. Les erreurs associées à une même placette sont reliées entre elles par une ligne.	27
Figure 8	Histogramme de la variance des résidus par classe d'indice de régularité de Shannon de 0,2	28
Figure 9	Relation entre l'indice de régularité de Shannon observée (*Esh_obs*) et l'indice de régularité de Shannon prédite (*Esh_pred*) par l'équation (12) en utilisant les données d'étalonnage.	29
Figure 10	Comparaison de la courbe de la hauteur dominante d'un peuplement irrégulier prédite par le présent modèle et celle hypothétique, prédite par un modèle ne tenant pas compte de l'indice de régularité de Shannon.	31
Figure 11	Évolution de la hauteur dominante en fonction de l'âge pour les différents indices de régularité de Shannon fixés à 50 ans et pour différentes valeurs d'IQS.	35

1. Introduction

L'aménagement des forêts repose sur la connaissance actuelle du patrimoine forestier et surtout sur son devenir. La connaissance actuelle provient des inventaires forestiers conventionnels. Le devenir, c'est-à-dire la prédiction des caractéristiques dendrométriques des peuplements forestiers dans le temps, provient de modèles mathématiques qui tentent de cerner le mieux possible la dynamique des peuplements forestiers, ce qui a fait l'objet de plusieurs études.

Au Québec, un modèle a été mis au point pour prédire l'évolution du volume marchand des peuplements forestiers de la forêt boréale (Pothier et Savard, 1998). Ce modèle est utilisé pour tous les peuplements boréaux, qu'ils soient réguliers ou irréguliers alors qu'en théorie, il ne devrait être utilisé que dans les cas où les peuplements sont de structure régulière puisque sa construction est basée sur des variables empruntées aux peuplements réguliers (Pothier et *al.*, 2004). Ces variables sont : l'âge, pour tenir compte de l'évolution des peuplements, l'indice de qualité de station (IQS), qui caractérise le développement vertical des peuplements, et l'indice de densité relative, qui considère à la fois l'occupation du territoire par les arbres, leur croissance en diamètre et l'incidence de mortalité et de recrutement. Ainsi, la fiabilité du modèle de prédiction de la production des peuplements irréguliers est incertaine. Puisque ces peuplements couvrent de grandes superficies, particulièrement dans l'Est de la province où le cycle de feu est long (Boucher et *al.*, 2003 ; Côté, 2006), il y a lieu d'explorer la possibilité de l'améliorer en y introduisant un indice de régularité (evenness index). Cet indice viendrait moduler les prédictions de la production forestière en fonction de la structure diamétrale des peuplements qui est le reflet du temps écoulé depuis la dernière perturbation (Côté, 2006).

Le but de ce travail vise donc à trouver un indice de régularité qui soit facilement quantifiable et utilisable tout en permettant d'améliorer la prédiction de l'évolution de la hauteur dominante. Puisque la prédiction de la hauteur dominante constitue la première équation d'un système d'équations visant à prédire le volume marchand (Pothier et Savard, 1998), une meilleure précision de la prédiction de la hauteur en y introduisant un indice de régularité devrait se refléter sur la précision globale du modèle.

Sur la base d'observations de la croissance des arbres issues de placettes permanentes, plusieurs auteurs ont montré que le statut des arbres dominants change avec le temps (à long terme) (Assmann, 1970; Raulier et *al.*, 2003), que ce soit par la mortalité d'arbre ou par la perte de statut dominant. Cette dynamique est en partie le reflétée par un étalement plus prononcé de la structure diamétrale des arbres et, par conséquent, par une modification de l'indice de régularité.

Ces observations nous amènent donc à poser l'hypothèse de recherche suivante : l'introduction d'un indice de régularité dans un modèle de prédiction de la hauteur dominante des peuplements irréguliers permet un gain en précision.

1.1. Généralités sur la forêt boréale québécoise

La forêt boréale constitue le plus vaste écosystème forestier du monde. Elle est surtout formée de conifères et ceinture l'hémisphère nord sur plusieurs centaines de kilomètres, principalement au Canada, en Russie et dans les pays scandinaves (Figure 1).

En Amérique du Nord, la forêt boréale s'étend de l'est vers l'ouest, à partir de l'Atlantique jusqu'à proximité du Pacifique et couvre la majeure partie du Nord du Canada. Elle s'étend également vers le Nord le long du delta du Mackenzie jusqu'à l'océan Arctique. L'étendue réelle de la forêt boréale au Canada a été établie à l'aide de l'Inventaire forestier national du Canada (IFCan 2001), qui englobe aussi bien le territoire forestier que les autres terres boisées formées de milieux humides arborés et de terres à arbres épars. Ainsi, la forêt boréale canadienne couvre 310 millions d'hectares, ce qui représente 77 % de l'ensemble du territoire forestier du Canada, et près de 30 % de la forêt mondiale (F.A.O 2001).

En dehors des aires de coupe, le renouvellement de la forêt boréale et la variété de ses habitats sont assurés avant tout par le régime de perturbations naturelles (feux, insectes, maladies, événements climatiques). Les incendies constituent la principale perturbation naturelle assurant la dynamique forestière. Les épidémies de la tordeuse des bourgeons de l'épinette (*Choristoneura fumiferana* (Clem.)) viennent en second lieu. Ces deux facteurs de renouvellement entrent cependant en compétition avec les humains, qui convoitent les mêmes arbres à travers les différentes pratiques sylvicoles qu'ils peuvent réaliser.

Au Québec, la forêt boréale couvre près de 1 068 300 km² du territoire du Québec, ce qui correspond à 71 % de sa superficie (Grondin, 1996; MRNF, 2003a). Cette zone de végétation peut être décomposée en quatre domaines bioclimatiques qui sont, du nord au sud, la toundra forestière, la pessière à lichens, la pessière à mousses et la sapinière à bouleau blanc (Figure 2). Ces deux derniers domaines couvrent plus de 550 000 km^2, soit près de 37 % du territoire du Québec ou 51 % de la forêt boréale québécoise (Grondin, 1996; MRNF, 2003a).

Figure 1. Forêt boréale du monde.
***Source** : Ressources naturelles Canada, 2005*

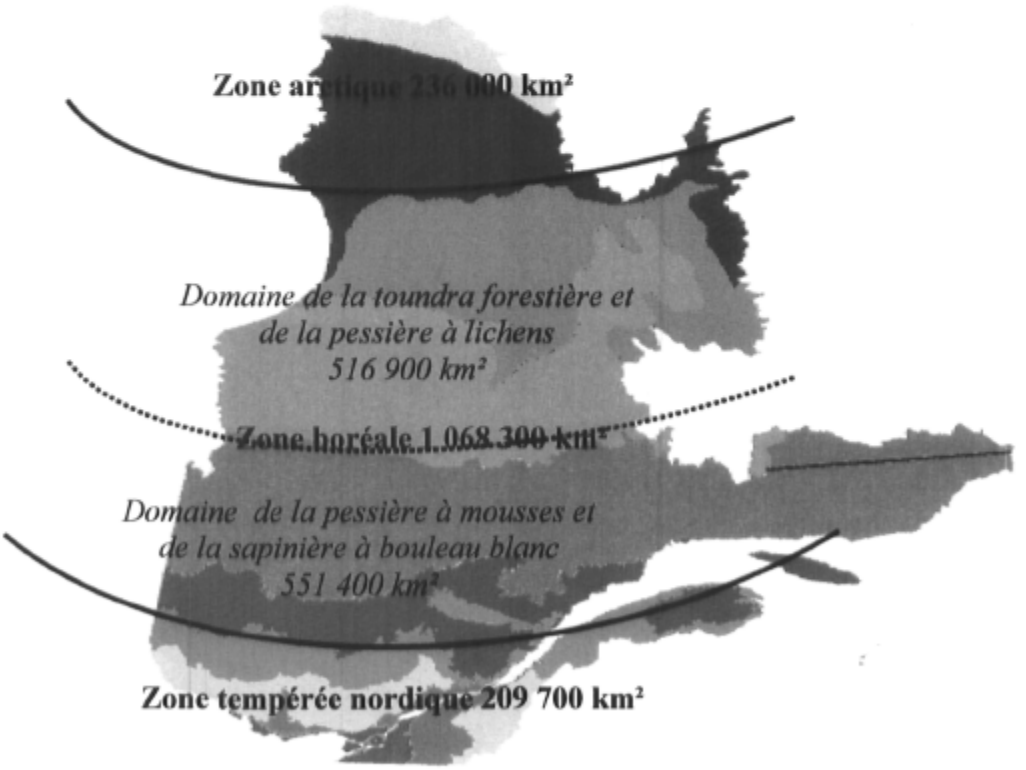


Figure 2. Zones de végétation du Québec

La forêt boréale est fortement dominée par l'épinette noire (*Picea mariana* (Mill.) B.S.P.), l'espèce concernée par notre étude, qui est un des conifères les plus fréquents de l'Amérique du Nord, symbolisant à merveille nos vastes forêts nordiques. C'est une espèce ubiquiste en zone boréale et elle occupe un large spectre de conditions écologiques. Comparée à ses espèces compagnes comme le pin gris (*Pinus banksiana* Lamb), le mélèze laricin (*Larix laricina* (Du Roi) K. Koch), le sapin baumier (*Abies balsamea* (L.) Mill.) et l'épinette blanche (*Picea glauca* (Moench) Voss), l'épinette noire est la plus plastique sur le plan phénotypique, ce qui peut lui procurer un avantage compétitif dans les milieux écologiques contraignants (Vincent, 1965). C'est une essence particulièrement recherchée par l'industrie des pâtes et papiers, grâce à la qualité de sa fibre, et elle constitue également une ressource importante pour les usines de sciage.

Au Québec, les peuplements d'épinette noire représentent plus de 50 % de l'approvisionnement annuel en résineux de l'industrie forestière (Prévost et *al.*, 2005). L'épinette noire est une essence tolérante à l'ombre pouvant vivre jusqu'à 250 ans (Heiselman, 1965). C'est une espèce très bien adaptée aux feux de forêt et les peuplements dominés par cette espèce sont caractérisés par une variété de distributions diamétrales des arbres, appelées structures diamétrales. Les pessières issues d'un feu récent adoptent généralement une structure équienne. Par la suite, certains peuplements pourraient évoluer vers une structure irrégulière ou inéquienne en raison de la mortalité de certains arbres dominants et du développement d'individus des strates inférieures (Bergeron et *al.*, 2002; Harvey et *al.*, 2002). Ces peuplements sont particulièrement bien représentés dans le domaine de la pessière à mousses de l'est (Côte-Nord), qui est régi par un cycle de feux plus long que celui de la pessière de l'ouest du Québec où on observe beaucoup plus de peuplements à structure régulière (Boucher et *al.*, 2003).

1.2. Types de structure de peuplement

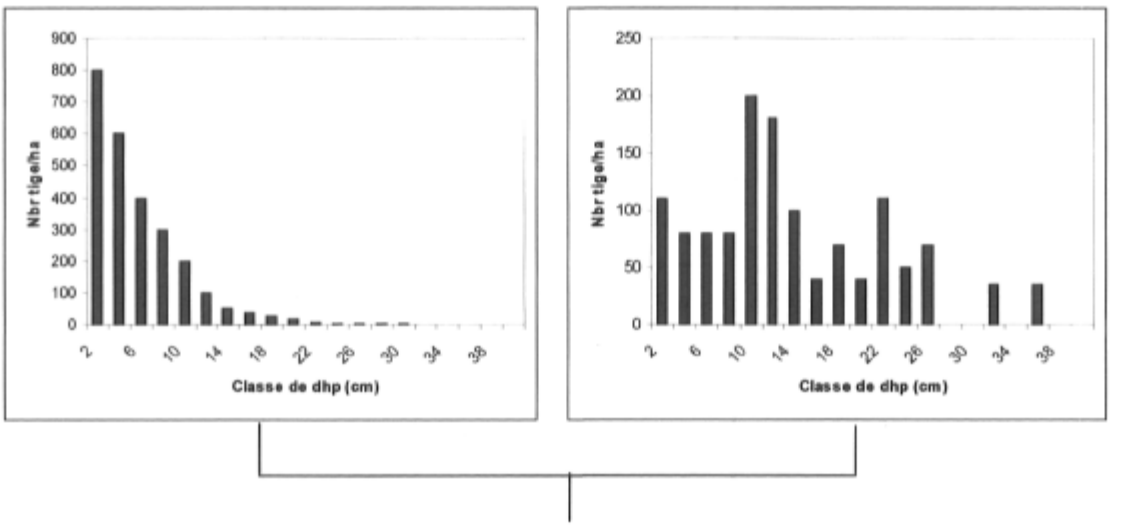
La structure d'un peuplement peut être vue selon trois niveaux de perception : le premier niveau discrimine les arbres en fonction de leur âge. On distingue ainsi un peuplement dit équienne dans lequel la strate dominante présente des individus de même âge. Dans le cas contraire, on parle d'un peuplement inéquienne. Le deuxième niveau

discrimine la diversité des espèces. Un peuplement dans lequel une essence est largement majoritaire dans la strate dominante sera qualifié de monospécifique. Dans le cas contraire, on parle de peuplement mélangé. Le troisième niveau discrimine les arbres en fonction de leurs diamètres. Un peuplement dans lequel la répartition de ses tiges en fonction du diamètre épouse la forme d'une cloche avec une répartition plus ou moins symétrique de part et d'autre de la moyenne caractérise une structure régulière (Figure 3). Par contre, la distribution est irrégulière dans le cas où la répartition des tiges en fonction du diamètre ne montre aucune forme de symétrie, mais plutôt une forme en « J » inversé ou une forme bimodale (Smith et *al.*, 1997; Maltamo et *al.*, 2000) (Figure 3).

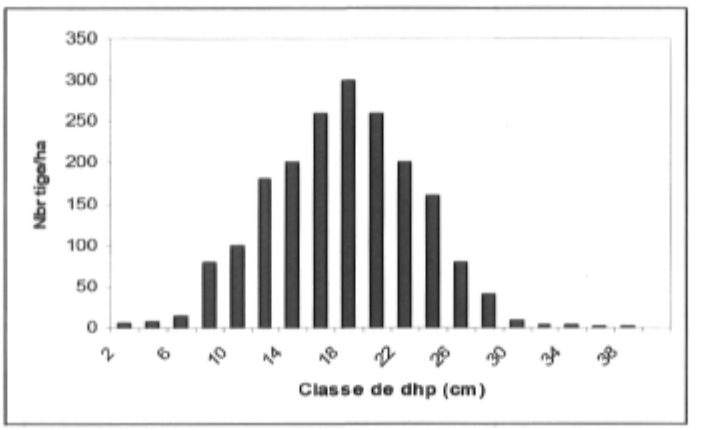
La diversité structurale du peuplement est généralement reflétée par la mesure de la variation du diamètre, de la hauteur ou du nombre d'espèces. Cependant, dans la forêt boréale, la diversité d'espèces est généralement faible. Par contre, la diversité diamétrale et de la hauteur font l'objet de plus d'attention de la part des aménagistes forestiers. Le diamètre a été choisi dans le cas de la présente étude pour décrire la structure d'un peuplement puisque cette variable est relevée pour tous les arbres lors des inventaires forestiers, alors que la hauteur n'est relevée que pour quelques arbres échantillons, ce qui ne permet pas de décrire la structure sur la base de la hauteur. La caractérisation de la structure des peuplements permet une meilleure compréhension de la dynamique forestière et contribue à cibler plus adéquatement les aménagements à effectuer tout en maintenant la biodiversité (Boucher et *al.*, 2003).

1.3. Indice de régularité

L'évaluation de la structure diamétrale d'un peuplement peut se faire à partir de la représentation graphique de sa distribution diamétrale, ce qui constitue une façon subjective et pratiquement impossible à appliquer lorsqu'il faut caractériser un grand nombre de peuplement. Une évaluation indirecte de la distribution diamétrale peut se faire au moyen d'indices qui fournissent une mesure objective et facile à interpréter (Lexerød et Eid, 2006).



Structures irrégulières



Structure régulière

Figure 3. Exemples de distribution diamétrale de peuplements forestiers

Plusieurs indices sont communément utilisés pour mesurer la diversité diamétrale. La plupart sont issus d'indices mis au point pour décrire la richesse et la régularité des espèces (Magurran, 1988). La richesse (richness), se traduit par le nombre S de catégories d'élément, par exemple le nombre de classes de diamètre dans une placette. Par contre, la régularité (evenness), se traduit par la façon avec laquelle le nombre total N des individus recensés se répartit dans les S catégories identifiées, par exemple, la répartition des N_i tiges observées dans les classes de diamètre i, i allant de 1 à S. Parmi ces indices, mentionnons l'indice de Shannon-Weaver, l'indice de Simpson, le coefficient de Gini, l'indice de Berger-Parker et l'indice de McIntosh (voir *matériel et méthode*). Un autre indice qui décrit très bien la structure diamétrale du peuplement est le coefficient de forme de l'équation d'ajustement de la fonction de Weibull sur la distribution de fréquence des diamètres (Bailey et Dell, 1973; Sarkkola et *al.*, 2003).

La diversité structurale du peuplement est utile pour prédire sa croissance (Staudhammer et LeMay, 2001). Il est donc nécessaire d'examiner l'inclusion de ces indices dans la modélisation de la croissance et du rendement de peuplements irréguliers, ce qui correspond à l'objectif de la présente étude.

1.4. Indice de qualité de station

L'indice de qualité de station (IQS) est un paramètre important de la prédiction de la production forestière. C'est un bon indicateur du potentiel de croissance d'un peuplement forestier établi sur une certaine station. Cet indice intègre les facteurs génétiques d'une essence donnée, les facteurs pédologiques de la station, les facteurs microclimatiques régissant le milieu de croissance et les retards de croissance causés par des facteurs biotiques (p. ex. insectes …) ou abiotique (p. ex. gel tardif …).

L'IQS est basé sur la relation entre la hauteur et l'âge des arbres dominants qui composent le peuplement comme l'indique la première loi d'Eichorn (1904), cité par Rondeux et Thibaut (1996), stipulant que, *« la hauteur dominante d'un peuplement équienne, monospécifique et de couvert fermé, n'est fonction que de l'âge, de l'essence, et des conditions de station »*. Le terme "équienne" ici est synonyme de "régulier" et la

hauteur dominante est définie comme étant la hauteur des 100 plus gros arbres à l'hectare. Pour un souci de convivialité, l'IQS est défini comme la hauteur dominante d'un peuplement à un âge de référence, généralement fixé à 50 ans dans le nord-est de l'Amérique du Nord.

L'IQS est la mesure quantitative la plus souvent utilisée pour exprimer et évaluer la qualité d'une station ainsi que le potentiel de production du peuplement forestier en devenir (Monserud et *al.*, 1990; Alemdag, 1991). L'IQS peut être estimé à partir de courbes hauteur-âge issues de trois différentes sources de données : les placettes temporaires, les analyses de tiges ou les placettes permanentes (Raulier et *al.*, 2003). La détermination de l'IQS à partir des placettes permanentes reste le meilleur moyen puisqu'on dispose d'une bonne étendue de valeurs d'âge et d'indice de qualité de station au Québec, ce qui n'est pas nécessairement le cas pour les analyses de tiges. De plus, les mesures successives de hauteur, disponibles dans les placettes permanentes, permettent de modéliser la hauteur dominante d'un peuplement en tenant compte du remplacement d'arbre qui peut survenir dans la strate dominante d'un peuplement au fil des ans, ce qui n'est pas possible avec l'analyse de tige. Cette dernière permet de quantifier l'évolution de la hauteur d'une tige dominante qui n'a pas nécessairement toujours été dominante et, par conséquent, ne reflète pas nécessairement la hauteur dominante du peuplement (Raulier et *al.*, 2003). Aussi, l'utilisation des placettes permanentes évite de poser l'hypothèse que des peuplements différents suivent le même comportement de croissance dans le temps comme l'impose l'utilisation des placettes temporaires.

L'IQS est une variable de base du modèle de prédiction de la production conçu pour les populations d'arbres monospécifiques ayant une structure régulière, mais il est couramment utilisé pour les structures irrégulières. Il est donc important que les valeurs d'IQS soient ajustées pour considérer la complexité des phénomènes de croissance dans le cas des peuplements à structure irrégulière.

Parmi les modèles de croissance de base les plus populaires qui permettent l'estimation de l'IQS, on peut citer le modèle de Johnson-Schumacher (Scumacher, 1939) :

$$H = a \exp(-b/A) \quad [1]$$

où H est la hauteur dominante (m), A est l'âge de l'arbre et a et b sont des paramètres à estimer. Un autre modèle populaire est le modèle de Chapman-Richards (Richards, 1959) :

$$H = a\,[1 - \exp(-b*A)]^{c} \quad [2]$$

où H est la hauteur dominante (m), A est l'âge de l'arbre, a, b et c sont des paramètres à estimer.

Les équations hauteur-âge utilisées pour l'estimation de l'IQS visent deux objectifs (Goelz et Burk, 1992): (i) estimer la hauteur à l'âge de référence tout en connaissant la hauteur à un autre âge et (ii) estimer la hauteur à un certain âge désiré tout en connaissant la hauteur à l'âge de référence. Ces deux objectifs peuvent être atteints en modélisant différentes fonctions, ou en modélisant une seule équation capable de prédire la hauteur à n'importe quel âge désiré, tout en connaissant la hauteur à un autre âge. Dans l'un ou l'autre cas, une hauteur et un âge connus sont nécessaires pour prédire la hauteur à un autre âge.

L'équation hauteur-âge peut prendre plusieurs formes en exprimant un ou plusieurs paramètres des modèles de croissance présentés ci-dessus en fonction de l'IQS; ainsi, plusieurs modèles ont été mis au point (Goelz et Burk, 1992). Quelle que soit l'équation d'IQS choisie, elle doit répondre à certains critères recherchés à savoir:

- Polymorphisme :

Les premières équations hauteur-âge étaient de type anamorphique, ce qui produisait des courbes de même forme en maintenant constant le paramètre agissant sur la forme des courbes et en faisant varier l'asymptote de l'équation (Garcia, 2004). Cependant, des études réalisées avec plusieurs espèces ont montré que la forme de la courbe hauteur-âge change avec la qualité de station (Carmean, 1956, 1972; Beck, 1971 ; Burkhart et Tennent, 1977). Les modèles de croissance de la hauteur pour différentes stations sont souvent meilleurs lorsqu'ils utilisent une équation de croissance de type polymorphique, qui tient compte de la qualité de station (McDill et Amateis 1992).

Différentes façons existent pour donner un caractère polymorphique à une équation hauteur-âge. Clutter et *al.* (1983) ont présenté deux méthodes : soit par une équation de différence, c'est-à-dire qu'on exprime la hauteur au temps t_2 en fonction de l'âge au temps t_2, de l'âge au temps t_1 et de la hauteur au temps t_1 (ex., Cieszewski et Bella 1989 ; Goelz et Burk, 1992; Eriksson et *al.*, 1997). L'autre approche consiste à exprimer un ou plusieurs paramètres de l'équation hauteur-âge en fonction de l'indice de qualité de station (ex. : Beck, 1971; Payandeh, 1974). La plupart des équations hauteur-âge récemment mises au point sont de type polymorphique (Goelz et Burk, 1992). Par ailleurs, ces auteurs mentionnent que les équations hauteur-âge devraient idéalement posséder les qualités suivantes :

- Point d'inflexion et asymptote:

L'équation utilisée doit permettre l'obtention d'un point d'inflexion qui représente un paradigme en biologie pour les courbes de croissance en général, qui se traduit dans le cas de la croissance en hauteur d'un peuplement, par le passage précoce par une culmination (point d'inflexion) puis un ralentissement continu de la vitesse au fur et à mesure que le peuplement grandit. Elle doit permettre aussi d'avoir une asymptote qui assure que la hauteur ne croit pas indéfiniment. Idéalement, la valeur de l'asymptote devrait être reliée à la valeur de l'IQS de sorte que l'asymptote augmente avec l'augmentation de l'IQS (Goelz et Burk, 1992).

- Comportement logique :

En plus des considérations précédentes, l'équation hauteur-âge ne doit pas produire des valeurs non raisonnables pour la hauteur prédite (Goelz et Burk, 1992). À un âge zéro, par exemple la hauteur doit être zéro (ou la hauteur à laquelle l'âge est déterminé). Par contre, la hauteur doit être égale à l'IQS à l'âge de référence (qui est 50 ans au Québec).

- Indépendance de l'âge de référence :

Les équations hauteur-âge indépendantes de l'âge de référence prédisent la hauteur à n'importe quel âge désiré, tout en connaissant la hauteur à un autre âge (Goelz et Burk, 1992). Cette qualité permet la prédiction de l'IQS, en se basant sur une hauteur et un âge mesurés, aussi bien que la hauteur, en se basant sur l'IQS et l'âge.

2. Matériel et méthodes

Les données de base proviennent des données d'inventaire du réseau de placettes échantillons permanentes, recueillies par le Ministère des Ressources naturelles et de la Faune du Québec (MRNFQ) entre 1970 et 2003. Les placettes permanentes (placettes circulaires de 400 m²) sont mesurées à chaque cycle d'inventaire, environ tous les 10 ans. Dans chaque placette, l'essence de chaque arbre marchand (dhp > 9 cm) et son diamètre à hauteur de poitrine (dhp en cm) ont été enregistrés, tandis que la hauteur (m) et l'âge (années) étaient mesurés sur 2 à 13 arbres échantillons dominants ou codominants. Par ailleurs, dans une sous-placette de 40 m² centrée sur la placette principale, le dénombrement des gaules (dhp < 9 cm) par classe de dhp de 2 cm et par essence a été enregistré (Blais et *al.*, 1996).

Ces placettes permanentes ont été réparties de façon aléatoire sur tout le territoire forestier productif québécois (Figure 4), ce qui implique une très grande variation des caractéristiques biophysiques des placettes (région écologique, sol, composition, structure, âge, etc). La présente étude est orientée vers un champ d'application constitué par les peuplements dominés par l'épinette noire (pessières à épinettes noires), qui sont très fréquents sur la Côte-Nord.

2.1. Sélection des placettes échantillons

Dans un premier temps, toutes les placettes contenant au moins une épinette noire de plus de 90 mm de diamètre ont été retenues. Ensuite, l'importance relative de la présence de cette essence a été évaluée en établissant la proportion en termes de surface terrière :

$$P_{EPN} = [Gt_{EPN} / Gt] * 100 \qquad [3]$$

où P_{EPN} est l'importance relative des épinettes noires, Gt_{EPN} est la surface terrière totale à l'hectare de toutes les épinettes noires et Gt est la surface terrière totale à l'hectare de tous les arbres vivants.

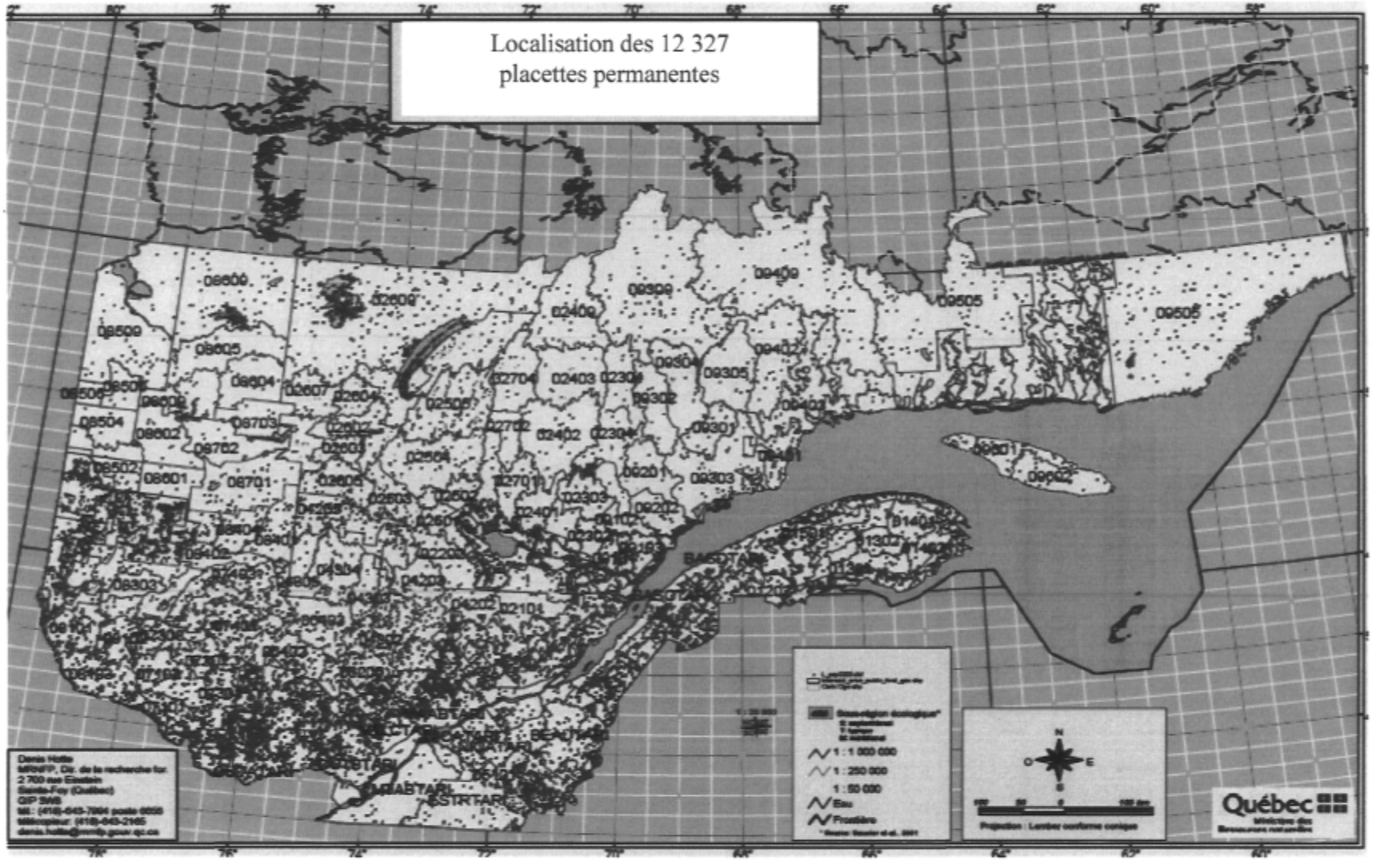


Figure 4. Localisation des placettes permanentes établies entre 1970-2003 **Source** : MRNF, 2003b.

Toute placette dont la proportion d'épinette noire était supérieure à 75 % a été conservée. Parmi ces placettes, nous avons exclu celles mesurées moins de deux fois et contenant moins de deux épinettes noires dominantes ou codominantes sur lesquelles l'âge et la hauteur ont été dûment mesurés. Les placettes mesurées qu'une seule fois ont été éliminées puisqu'elles ne permettent pas la construction d'une courbe hauteur-âge qui exige, au minimum, des mesures prises au temps 1 et au temps 2. De plus, il devait y avoir au moins quatre arbres de dhp supérieur à 9 cm pour estimer la hauteur dominante de la placette (les quatre plus gros arbres pour une placette de 400 m² sont équivalents aux 100 plus gros arbres à l'hectare).

Afin d'évaluer la performance du modèle à l'aide d'un fichier indépendant, les placettes permanentes retenues ont été aléatoirement séparées en deux fichiers. Le premier fichier a servi à l'étalonnage du modèle et le deuxième fichier a été utilisé pour en évaluer la performance.

Le tableau 1 présente les principales caractéristiques des placettes retenues pour l'étalonnage et l'évaluation du modèle hauteur-âge.

Tableau 1 : Principales caractéristiques des placettes retenues

	Étalonnage				**Évaluation**			
Nombre de placettes								
- Mesurées deux fois	298				287			
- Mesurées trois fois	334				320			
- Mesurées quatre fois	81				67			
- Mesurées cinq fois	2				1			
Total	715				675			
	Moyenne	Écart-type	Min	Max	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Âge corrigé à 1 m (an)	96,92	40,32	16,35	226,69	97,13	38,93	15,83	218,47
Hauteur dominante (m)	12,76	3,01	6,13	22,89	12,71	2,78	6,30	21,46
Diamètre quadratique (cm)	8,52	2,69	3,36	19,00	8,56	2,66	3,50	20,21
Intervalle entre deux mesures (ans)	10,72	3,28	4,25	23,98	10,71	3,24	4,07	23,98
Indice de Shannon	1,94	0,26	0,59	2,65	1,94	0,24	0,97	2,62
'' régularité de Shannon	0,68	0,09	0,20	0,93	0,68	0,08	0,34	0,92
Indice de Simpson	0,83	0,05	0,40	0,92	0,83	0,04	0,54	0,92
Coefficient de Gini	0,56	0,12	0,08	0,83	0,57	0,11	0,22	0,81
Indice de McIntosh	0,80	0,11	0,43	2,24	0,81	0,11	0,53	2,25
'' régularité de McIntosh	0,78	0,07	0,30	0,95	0,78	0,07	0,42	0,95
Indice Berger-Parker	0,74	0,07	0,28	0,89	0,74	0,07	0,38	0,88
Coefficient c de Weibull	1,36	0,70	0,23	6,60	1,34	0,65	0,27	4,98

2.2. Estimation des variables utilisées

La hauteur dominante (H_d) utilisée dans le modèle est définie comme étant la hauteur moyenne des 100 plus gros arbres à l'hectare (Pardé et Bouchon, 1988). Puisque la hauteur des quatre plus gros arbres par placette n'était pas systématiquement mesurée dans les placettes permanentes, elle a été estimée en utilisant l'équation suivante tirée de Pothier et Savard (1998):

$$H_d = 1.3 + \left[\frac{\overline{D_4}}{\left[\frac{\overline{D}}{(\overline{H} - 1.3)} \right] + \beta(\overline{D_4} - \overline{D})} \right] \qquad [4]$$

où H_d (m) est la hauteur dominante estimée, $\overline{D}_4$ (cm) est le dhp moyen des quatre plus gros arbres par placette, $\overline{H}$ et $\overline{D}$ sont les moyennes de hauteur et de dhp des arbres échantillons dominants et codominants de la placette, et β est le coefficient de régression estimé par Pothier et Savard (1998) qui est égal à 0,0349 dans le cas de l'épinette noire.

L'autre variable utilisée dans le modèle est l'âge des arbres échantillons déterminé à une hauteur de 1 mètre au-dessus de la surface du sol afin d'éliminer une partie de la source de variation occasionnée par une croissance irrégulière due à la possible oppression des arbres au stade juvénile (Pothier et Savard 1998). Puisque ce n'est qu'à partir de 1990 que l'âge des arbres a été déterminé à 1 m, il a fallu effectuer une correction pour tous les âges déterminés avant 1990, dont la hauteur de la barrette de sondage variait de 0 à 1,37 m, pour les ramener à la hauteur de référence de 1 m.

La technique de correction utilisée est celle mise au point par Pothier et Savard (1998). Un indice de qualité de station dit provisoire est d'abord estimé en utilisant l'équation suivante :

$$IQSprov = \beta_1 H_d^{\beta_2} (1 - \exp(-\beta_3 \overline{A}))^{\beta_4 H_d^{-\beta_5}} \qquad [5]$$

où H_d est la hauteur dominante (m), $\overline{A}$ est l'âge moyen des arbres dominants et codominants quelle que soit la hauteur de prélèvement de la carotte et β_1 à β_5 sont des

paramètres estimés par Pothier et Savard (1998) pour l'épinette noire. Par la suite, cet indice de qualité de station provisoire est utilisé pour calculer le nombre d'années nécessaires pour atteindre un mètre en utilisant l'équation suivante (Pothier et Savard 1998):

$$T = \alpha_1 IQS_{prov}^{\alpha_2} \qquad [6]$$

où T (ans) est le nombre d'années nécessaires pour atteindre 1 m, IQS_{prov} est l'indice de qualité de station provisoire estimé précédemment et α_1, α_2 sont des paramètres estimés par Pothier et Savard (1998) pour l'épinette noire. L'équation (6) a été utilisée pour corriger l'âge des arbres sondés à une hauteur quelconque. Par exemple, si la carotte récoltée provient d'une hauteur de 15 cm au-dessus du sol, l'âge corrigé s'obtient en soustrayant (1 - 0.15) fois le nombre d'années nécessaires pour atteindre 1 m.

La dernière variable utilisée dans la construction du modèle est l'indice de régularité du peuplement pour tenir compte de la variabilité naturelle de la structure diamétrale des pessières noires. Pour déterminer le meilleur indice de régularité, plusieurs indices tirés de la littérature ont été examinés dans le but de sélectionner celui qui explique la plus grande partie de la variation de la hauteur dominante à l'intérieur du modèle hauteur-âge retenu.

Six indices ont été retenus et calculés pour chaque placette *i* et chaque mesure *j* dans le but de vérifier si l'inclusion de l'un d'entre eux améliore la prédiction de la hauteur dominante (Tableau 2). Pour le calcul de ces indices, toutes les tiges vivantes de 2 cm et plus ont été utilisées. Parmi ces indices, l'indice de Shannon est le plus utilisé en aménagement forestier (Lexerød et Eid, 2006). Il indique la façon avec laquelle les arbres sont répartis entre les différentes classes de dhp. Il atteint la valeur minimale zéro quand tous les arbres sont dans la même classe de diamètre et la valeur maximale ln(S) quand la surface terrière est distribuée d'une façon égale entre toutes les classes de diamètre. Dans notre échantillon, la valeur de S nécessaire pour inclure 100 % des arbres est de 16. L'indice de Shannon peut être standardisé pour mesurer la régularité (evenness) par le calcul du rapport entre la diversité observée et la diversité maximale (Pielou, 1969 ; Buongiorno et *al.*, 1994, 2000). Dans ce cas, sa valeur est comprise entre zéro et un.

Tableau 2 : Liste des indices de structure testés

Indices de structure	**Formule**	**Intervalle de variation de l'indice**	**Références**
Indice de Shannon et indice de régularité de Shannon	$H' = -\sum_{i=1}^{S} P_i \ln(P_i)$ $Esh = H'/\ln(S)$ Où *Pi* est la proportion de la surface terrière dans chaque classe de dhp i, et S est le nombre de classe de diamètre. ln correspond au *log népérien.*	[0, ln(S)] [0, 1]	Buongiorno et *al.* (1994, 2000); Schulte et Buongiorno (1998); Wikstöm et Eriksson (2000); Lexerød et Eid (2006).
Indice de Simpson	$D_{si} = 1 - \sum_{i=1}^{s} p_i^2$ Où *Pi* est la proportion de la surface terrière dans chaque classe de dhp i, et S est le nombre de classe de diamètre.	[0, 1]	Magurran (1988); Lexerød et Eid (2006).
Coefficient de Gini	$Gini = \frac{\sum_{j=1}^{n} (2j - n - 1) ba_j}{\sum_{j=1}^{n} ba_j (n-1)}$ Où n est le nombre total d'arbres, j est le rang d'arbre par ordre croissant de 1,…,n. et ba_j est la surface terrière de l'arbre de rang j.	[0, 1]	Rouvinen et Kuuluvainen (2005); Lexerød et Eid (2006).
Indice de McIntosh et indice de régularité de McIntosh	$D_{MI} = \frac{BA - \sqrt{\sum_{i=1}^{S} ba_i^2}}{BA - \sqrt{BA}}$ $E_{MI} = \frac{BA - \sqrt{\sum_{i=1}^{S} ba_i^2}}{BA - \frac{BA}{\sqrt{S}}}$ Où BA est la surface terrière de la placette, ba_i est la surface terrière de la classe i et S est le nombre de classes de dhp.	[- ∞, ∞] [0, 1]	McIntosh (1967); Lexerød et Eid (2006).
Indice Berger-Parker	$D_{BP} = 1 - \frac{ba_{max}}{BA}$ Où ba_{max} est la surface terrière de la classe avec la surface terrière la plus élevée.	[0, 1]	Lexerød et Eid (2006).
Coefficient de forme de weibull c	$F_d = 1 - \exp(-(dhp/b)^c)$ Où F_d est la fonction de Weibull ajustée sur la fréquence cumulée des diamètres, c est le coefficient de forme et b le coefficient d'échelle.	[0, ∞]	Bailey et Dell (1973); Sarkkola et *al.* (2003);

L'indice de Simpson correspond à la probabilité que deux arbres choisis au hasard appartiennent à la même classe de diamètre (Magurran, 1988). Lorsque la diversité est maximale, sa valeur est 0, et lorsque la diversité est minimale, elle est de 1, ce qui gêne son interprétation. C'est pourquoi l'indice de Simpson est exprimé par sa forme réciproque (1 - la valeur de l'indice) de manière à ce que sa valeur soit égale à 0 lorsque la diversité est minimale.

L'indice de McIntosh est une mesure de dominance, indépendante du nombre de classes de diamètre dans la placette. Il n'est pas beaucoup utilisé parce que son interprétation est difficile (Lexerød et Eid, 2006). L'indice de McIntosh peut être standardisé pour mesurer la régularité (evenness) comme présenté au tableau 2 (Pielou, 1969 ; Lexerød et Eid, 2006). Dans ce cas, sa valeur est comprise entre zéro et un.

L'indice de Gini est une mesure d'inégalité. Il prend la valeur minimale zéro quand tous les arbres sont répartis d'une façon égale dans les classes de diamètre et la valeur maximale théorique un quand on a une seule classe avec un seul arbre dans une population infinie (Rouvinen et Kuuluvainen, 2005; Lexerød, et Eid, 2006).

L'indice de Berger-Parker exprime l'importance de la classe de diamètre la plus abondante. La forme réciproque (1 - la valeur de l'indice) est adoptée de manière à ce que sa valeur soit égale à 0 lorsque tous les arbres sont dans la même classe de diamètre et égale à un maximum théorique de 1 quand tous les arbres sont distribués d'une façon égale dans toutes les classes de diamètre (Lexerød et Eid, 2006).

Le coefficient de forme c de l'équation de Weibull est estimé en utilisant la procédure *NLIN* (SAS Institute Inc, 1999) pour modéliser la structure diamétrale. En fonction de la valeur du paramètre c, quatre formes de distribution diamétrale peuvent être définies (Bailey et Dell, 1973; Sarkkola et *al.*, 2003):

- $c \leq 1$ la distribution est sous forme de J inversé;
- $1 < c < 3,6$ la distribution est sous forme de dôme positivement asymétrique;

- c = 3,6 la distribution est approximativement sous forme normale ;
- c > 3,6 la distribution est négativement asymétrique.

2.3. Modélisation de la croissance de la hauteur dominante

Le modèle hauteur-âge utilisé pour ajuster les données est semblable à celui de Raulier et *al.* (2003). Ce type de modèle a l'avantage d'éviter le problème de circularité lors de l'estimation de l'IQS. Ce problème de circularité se manifeste dans l'estimation des valeurs provisoires d'IQS par le modèle hauteur-âge, et avec ces valeurs d'IQS on réestime les paramètres finales de même modèle hauteur-âge.

La principale différence entre le présent modèle et le modèle de Raulier et *al.* (2003) consiste à ne pas tenir compte de l'effet de l'âge comme modificateur du paramètre β_2 puisqu'il s'est avéré non significatif dans notre cas. Ce modèle s'écrit :

$$H_{d,i(j+1)} = 1 + (H_{d,ij} - 1)\left[\frac{1 - \exp(-\beta_2 A_{c,i(j+1)})}{1 - \exp(-\beta_2 A_{c,ij})}\right]^{\beta_3} + \varepsilon_{i(j+1)} \quad [7]$$

Avec

$\beta_3 = b_{11}\beta_2$

$\beta_2 = b_{12} f_{has} f_{\Delta t} f_R$

$$f_x = 1 + c_x\left(\frac{x - \bar{x}}{\bar{x}}\right)$$

$$has = 1 + \frac{H_{d,ij} - 1}{[1 - \exp(-b_{12} A_{c,ij})]^{b_{12} b_{11}}} \quad [8]$$

où $H_{d,i(j+1)}$ et $A_{c,i(j+1)}$ sont respectivement la hauteur dominante et l'âge corrigé à 1 m de la $(j+1)^{\text{ième}}$ mesure de la placette i, $H_{d,ij}$ et $A_{c,ij}$ sont celles de la $j^{\text{ième}}$ mesure, β_2, β_3, b_{11}, b_{12} et c_x sont des paramètres à estimer, *has* est la hauteur asymptotique approximative de l'équation (7), f_x est un modificateur du paramétre β_2 exprimé par la valeur de sa variable x centrée et réduite autour de sa moyenne $\bar{x}$ et $\varepsilon_{i(j+1)}$ est le terme d'erreur. Trois modificateurs du paramètre β_2 (f_x) sont prisent en considération pour tenir compte de l'influence de l'intervalle de temps entre deux mesures ($f_{\Delta t}$), de l'indice de régularité (f_R) et

de la hauteur asymptotique (f_{has}). Pour l'estimation de la hauteur dominante $H_{d,i(j+1)}$, la procédure NLIN (SAS Institute Inc. 1999) a été d'abord utilisée sans tenir compte des modificateurs afin d'estimer les paramètres b_{11} et b_{12} nécessaires au calcul de la hauteur asymptotique (has). Ensuite, la même procédure a été réutilisée pour l'estimation des paramètres du modèle au complet et d'un indice de qualité de station pour le calcul de la pondération utilisée dans la dernière étape sous la forme 1/n, où n est le nombre de placettes par combinaison d'IQS_{ij} et d'âge, pour tenir compte d'un biais possible dû à l'échantillon aléatoire des placettes permanentes qui ne permet pas d'avoir une proportion égale des parcelles dans toutes les classes d'IQS et d'âge (Smith 1984; Verbyla et Fisher, 1989). Enfin, la procédure *NLMIXED* (SAS Institute Inc. 1999) a été utilisée pour estimer les paramètres de l'équation (7) en tenant compte des mesures successives d'une même placette. Cette procédure utilise un modèle à coefficients aléatoires tenant compte de l'effet de la placette. Ces coefficients aléatoires sont différents du terme d'erreur aléatoire qui, lui, est indépendant de l'effet de la placette. En d'autres termes, c'est une analyse de covariance pour chaque placette. On assume que les coefficients aléatoires (u_i) suivent une distribution normale de moyenne zéro et de variance $\sigma^2_{u_i}$. Ainsi l'équation (7) devient :

$$H_{d,i(j+1)} = 1 + (H_{d,ij} - 1)\left[\frac{1 - \exp(-\beta_2 A_{c,i(j+1)})}{1 - \exp(-\beta_2 A_{c,ij})}\right]^{\beta_3} + u_i + \varepsilon_{i(j+1)} \qquad [9]$$

Le choix des variables introduites dans le modèle s'est fait d'une manière à minimiser le critère d'information d'Akaike (AIC). De plus, la valeur des paramètres associés à ces variables devait être significativement différente de zéro au seuil α de 0,05. L'indice de régularité retenu est celui de Shannon puisqu'il a minimisé la valeur d'AIC.

Une analyse des résidus a été effectuée pour confirmer les hypothèses de régression relative à la normalité et à l'homogénéité des variances en utilisant la procédure UNIVARIATE (SAS Institute Inc. 1999).

Le fichier de validation a servi au calcul de l'erreur associée à la prédiction de l'ensemble des placettes, c'est-à-dire le biais, par la formule suivante (Pothier et Savard

1998):

$$Biais = \frac{\sum_{i=1}^{n} (H_{di} - \hat{H}_{di})}{n} \qquad [10]$$

De son côté, l'erreur associée à la prédiction d'une placette a été calculée à l'aide de l'équation suivante (Pothier et Savard 1998):

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (H_{di} - \hat{H}_{di})^2}{n}} \qquad [11]$$

où H_{di} et $\hat{H}_{di}$ désignent respectivement les valeurs observées et prédites pour la hauteur dominante et n représente le nombre de placettes.

2.4. Établissement d'un faisceau de courbes de hauteur dominante

Afin de construire un faisceau de courbes hauteur-âge correspondant à chaque classe d'IQS, il faut d'abord fixer une valeur d'IQS. Ensuite, la hauteur dominante au temps t ($H_{d,ij}$) des équations (7) et (8) est remplacée par l'IQS, et l'âge au temps t+1 est fixé à 50 ans, ce qui correspond à l'âge de référence. Ainsi, la hauteur dominante calculée à cet âge de référence coïncident exactement avec l'IQS. De plus, puisque l'indice de régularité de Shannon s'est avéré le plus performant dans le modèle hauteur-âge (tableau 3) et que sa valeur change en fonction de l'âge, il a fallu modéliser son évolution lors de la construction des courbes d'IQS pour représenter le plus fidèlement possible l'évolution de la hauteur dominante des peuplements.

Le modèle utilisé pour reproduire l'évolution constatée de l'indice de régularité de Shannon en fonction de l'âge s'écrit comme suit :

$$Esh_{i(j+1)} = b_0 + b_1 Esh_{ij} + b_2 A_{c,ij} + b_3 H_{d,ij} + \varepsilon_{i(j+1)} \qquad (12)$$

où $Esh_{i(j+1)}$ est l'indice de régularité de Shannon de la $(j+1)^{ième}$ mesure de la placette i, Esh_{ij}, $A_{c,ij}$ et $H_{d,ij}$ sont respectivement l'indice de régularité de Shannon, l'âge corrigé à 1 m et la hauteur dominante de la $j^{ième}$ mesure, b_0, b_1 et b_2 sont des paramètres à estimer et $\varepsilon_{i(j+1)}$ est le terme d'erreur.

De façon à pouvoir tracer le faisceau de courbes d'IQS, l'indice de régularité de Shannon Esh_{ij} dans l'équation (12) va être remplacé par un Esh_{50} (matérialisé par un indice de régularité de Shannon préfixé à l'âge de référence de 50 ans), l'âge correspondant par l'âge de référence fixé à 50 ans et la hauteur dominante $H_{d,ij}$ par l'IQS. Ce modèle permet de tenir compte de l'évolution de l'indice de régularité de Shannon en fonction de l'âge et de l'IQS puisque les peuplements productifs (IQS élevé) deviennent irréguliers plus rapidement que les peuplements peu productifs (IQS faible) et maintiennent une diversité diamétrale plus élevée (Boucher et *al.*, 2006).

Pour ne pas compliquer davantage la construction des courbes d'IQS on a fixé la valeur de l'intervalle de mesure à 10 ans qui correspond à la durée moyenne entre deux inventaires au Québec.

Cette façon de faire permet de tracer l'évolution de la hauteur dominante dans le temps en fonction d'un indice de régularité de Shannon préfixé à l'âge de 50 ans (Esh_{50}) toute en tenant compte de son évolution dans le temps pour un IQS donné.

3. Résultats

3.1. Estimation des paramètres du modèle

Différentes variables ont été testées pour agir comme modificateur de l'équation (7), en particulier les indices de structures présentés au tableau 2. Le meilleur modèle a été identifié à l'aide du critère d'information d'Akaike (AIC), qui permet de comparer les différents modèles entre eux. Les valeurs brutes d'AIC sont difficiles à interpréter, mais peuvent être facilement transformées en poids d'Akaike (Buckland et *al.*, 1997; Burnham et Anderson, 2002), qui peuvent être directement interprétés comme des probabilités qu'un modèle donné soit le meilleur.

Le tableau 3 présente les estimations paramétriques et les statistiques d'ajustement des différents modèles testés. La sélection du modèle le plus performant sur la base des valeurs de R^2 ne permet pas de trancher pour le choix d'un modèle puisque plusieurs de ces valeurs sont rapprochées. De plus, la sélection des modèles sur la base de R^2 s'est avérée une approche peu fiable (McQuarrie et Tsai, 1998; Katsanevakis, 2006) et il est même suggéré que son application pour la sélection entre les modèles soit diminuée dans le futur (Burnham et Anderson, 2002). L'utilisation de l'AIC pour comparer la performance d'ajustement des modèles est fortement suggérée par plusieurs auteurs (Akaike, 1981; Burnham et Anderson, 2002).

Le modèle avec l'indice de régularité de Shannon comme indice de régularité est le modèle le plus performant pour prédire la croissance de la hauteur dominante pour l'épinette noire, car il possède le poids d'Akaike le plus élevé (w_i = 0,9655) par rapport à l'ensemble des modèles simulés.

La vérification des postulats de normalité et d'homogénéité des variances du modèle sélectionné est satisfaisante. Les résidus sont non biaisés (Figure 5).

Tableau 3 : Estimation des paramètres des équations (7) et (8), statistiques d'ajustement et moyennes utilisées pour l'estimation des paramètres et la prédiction de la hauteur dominante. Les erreurs type sont indiquées entre parenthèses.

Paramètre		Modèles					
		Régularité de Shannon	**Coef, de forme de weibull c**	**Coef, de Gini**	**Berger-Parker**	**Régularité de McIntosh**	**Simpson**
	b_{11}	45,3905	42,3681	42,2297	44,8763	45,0567	44,7455
		(2,1805)	(1,8979)	(1,9288)	(2,3047)	(2,7256)	(2,1011)
	b_{12}	0,07631	0,02201	0,02148	0,01502	0,07114	0,0721
		(0,007104)	(0,002743)	(0,00254)	(0,001294)	(0,00654)	(0,0736)
Intervalle de temps entre deux mesures	C_1	-0,6058	1,7323	1,7722	1,7551	-0,4369	-0,5789
		(0,0976)	(0,1818)	(0,1749)	(0,1810)	(0,1328)	(0,1137)
Indice de régularité	C_2	-2,5582	-0,2713	0,8571	1,3227*	-2,8639	-6,5205
		(0,2138)	(0,08257)	(0,3407)	(0,7701)	(0,6189)	(1,0716)
Hauteur asymptotique	C_3	1,5075	0,6831*	0,7113*	-1,2352	1,4722	1,5205
		(0,1151)	(0,4312)	(0,4222)	(0,3128)	(0,0931)	(0,1154)
Coefficient de détermination R^2		0,906	0,907	0,899	0,909	0,890	0,906
Critère d'information d'Akaike (AIC)		3391,2	3398,7	3400,8	3446,0	3610,5	3402,3
Différence d'Akaike Δ_i**		0	7,5	9,6	54,8	219,3	11,1
Poids d'Akaike w_i* **		**0,9655**	**0,0227**	**0,0079**	**<0,0001**	**<0,0001**	**<0,0037**
Hauteur asymptotique moyenne (*has* en m)		18	18	18	18	18	18
Indice de régularité moyen (R)		0,68	1,36	0,56	0,74	0,78	0,83
Intervalle du temps moyen entre deux mesures (Δt en ans)		10,72	10,72	10,72	10,72	10,72	10,72

** est non significativement différent de zéro pour un niveau de $\alpha = 0.05$.*

***$\Delta_i = AIC_i - AIC_{min}$*

****$w_i = (\exp(-0.5\Delta_i))/(\sum_{k-1}^{6} \exp(-0.5\Delta_k))$ où k est le nombre de modèles. Le meilleur modèle a le poids d'Akaike plus élevé.*

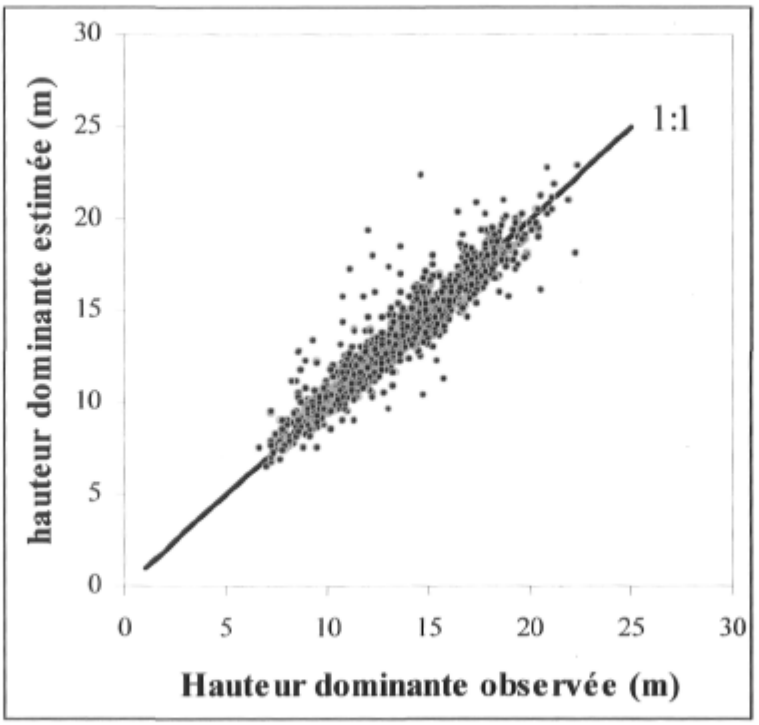


Figure 5. Relation entre la hauteur dominante observée H_d (m) et la hauteur dominante prédite $\hat{H}_d$ (m) par le modèle de croissance pour l'épinette noire en utilisant les données d'étalonnage.

Les modificateurs tenant compte de l'indice de régularité de Shannon et de l'intervalle de mesure ont un impact positif[1] sur la prédiction de la hauteur dominante par l'équation (7) (tableau 3). L'effet positif et significatif de l'indice de régularité de Shannon implique qu'un étalement des arbres dans plusieurs classes de diamètre, inhérent à des valeurs d'indice de régularité de Shannon élevées (Figure 6), est associé à de plus fortes valeurs de hauteur dominante que si les arbres étaient regroupés en peu de classes de diamètre. Quant à l'effet positif et significatif de l'intervalle de mesure sur la prédiction de la hauteur dominante par le présent modèle, il implique que la hauteur dominante prédite à l'aide de longs intervalles, sera plus élevée que si elle était prédite pour la même période de temps, mais avec des intervalles plus courts.

[1] Il faut prendre en considération le signe négatif devant le paramètre β_2 *de l'équation (7).*

Selon Lexerød et Eid (2006), des valeurs de l'indice de régularité de Shannon supérieures à 0.7 correspondent aux structures les plus irrégulières se comportant soit sous la forme dite en « J inversé », soit sous la forme dite « uniforme ». Certaines structures régulières présentent aussi des valeurs d'indice de régularité de Shannon élevées qui se chevauchent avec les valeurs des autres structures irrégulières précédemment mentionnées. Ces structures se caractérisent par une distribution en cloche plus étendue que celles des peuplements réguliers, dont la valeur d'indice de régularité de Shannon est inférieure à 0.7 (Lexerød et Eid, 2006). Pour faciliter la distinction entre les structures régulières et irrégulières sur la base de l'indice de régularité de Shannon, nous avons considéré la structure dite régulière étendue comme une autre forme de la structure irrégulière correspondant probablement à des vieux peuplements réguliers dont la courbe de distribution des diamètres commence à s'étendre pour devenir irréguliers. Sur la base de cette distinction, on note que le présent modèle a tendance à prédire avec plus de précision la hauteur dominante des placettes à structure régulière (où l'indice de régularité de Shannon est inferieur à 0.7) (Figure 7). Ceci est confirmé par l'analyse de variance des résidus pour les deux classes d'indice de régularité de Shannon (tableau 4). De même, la figure 8 qui présente l'histogramme de la variance des résidus par classe d'indice de régularité de Shannon illustre très bien ce résultat. Si on fait abstraction de la classe 0,3, qui contient un très faible nombre de placettes permanentes, on note que plus l'indice de régularité de Shannon augmente plus la variance des résidus augmente. En d'autres termes, plus un peuplement est irrégulier (indice de Shannon $\geq$ 0,7) plus la variance des résidus est grande et par conséquent moins le modèle est précis.

Tableau 4 : Variances des résidus (H_d observée – H_d prédite) par classe de structure

Classe d'indice de régularité de Shannon	Variance
<0.7 structure régulière	0,63[a]
$\geq$ 0.7 structure irrégulière	0,94[b]

Les valeurs suivies par des lettres différentes sont significativement différentes au seuil de 0,05

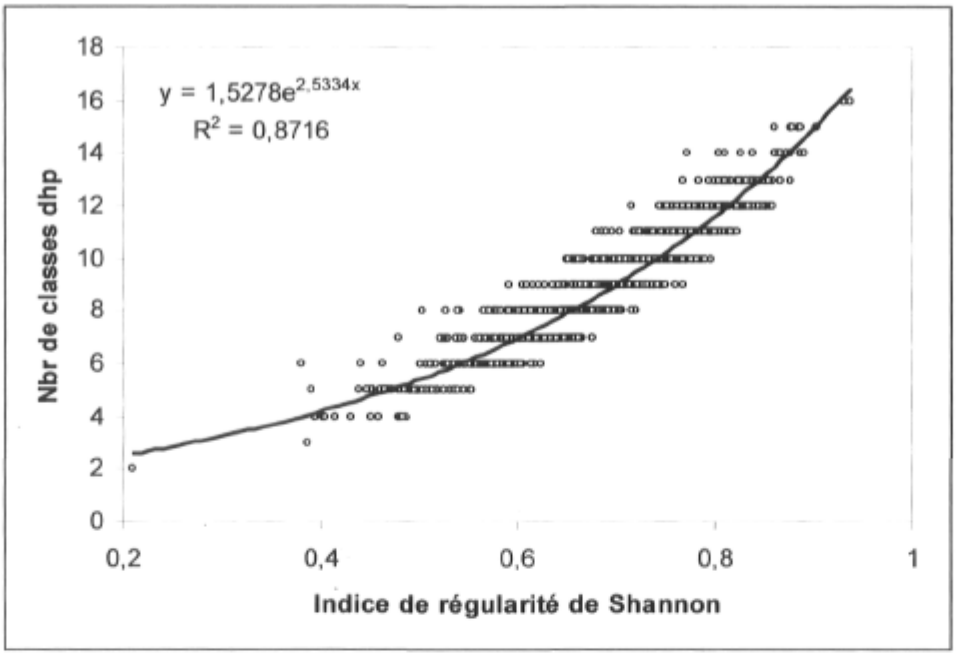


Figure 6. Relation entre le nombre de classes de dhp et l'indice de régularité de Shannon (chaque point représente une placette).

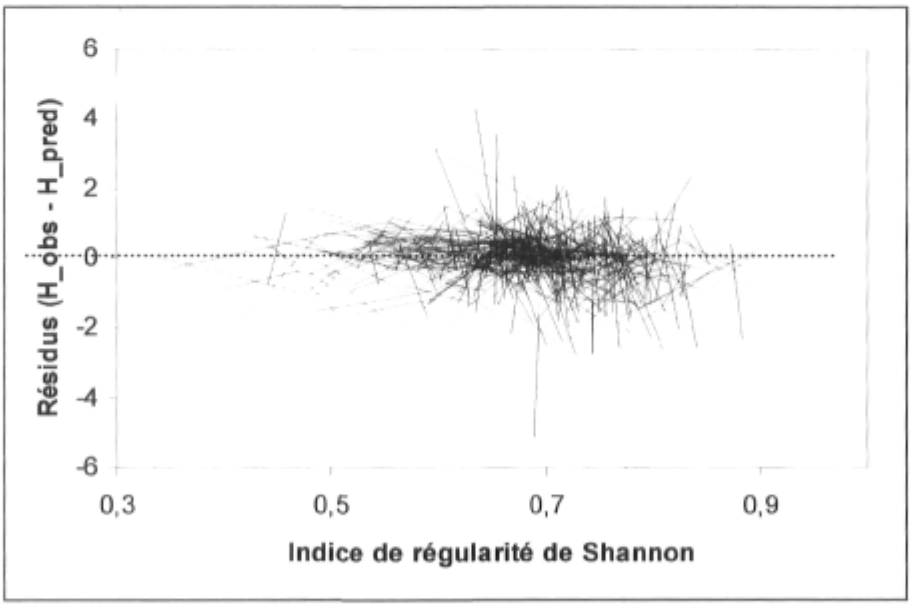


Figure 7. Erreur de prédiction de la hauteur dominante en fonction de l'indice de régularité de Shannon pour chaque mesure de chaque placette-échantillon permanente constituant le fichier de validation. Les erreurs associées à une même placette sont reliées entre elles par une ligne.

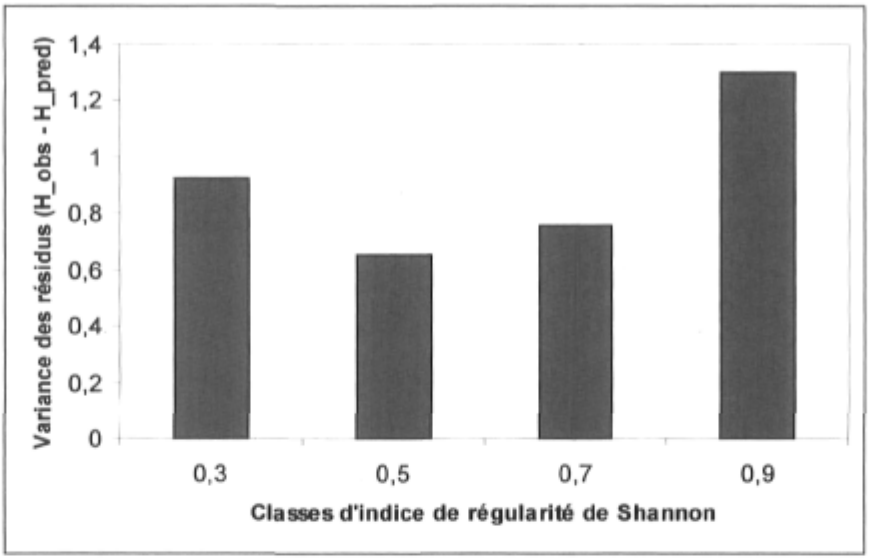


Figure 8. Histogramme de la variance des résidus par classe d'indice de régularité en utilisant le fichier de validation

3.2. Comparaison entre les modèles de croissance de la hauteur

Le tableau 5 présente l'erreur associée à la prédiction de la hauteur dominante de l'épinette noire pour notre modèle ainsi que celui de Goelz et Burk (1992) et de Raulier et *al.* (2003). Pour les données d'étalonnage et de validation, le présent modèle s'est avéré plus précis que les deux autres modèles en regard du biais. Par contre, le modèle de Raulier et *al.* (2003) montre une légère supériorité en regard de la racine carrée de l'erreur moyenne (RMSE).

Tableau 5 : Erreurs associées à la prédiction

	Étalonnage			**Validation**		
	Présent Modèle	Modèle de Goelz et Burk (1992)	Modèle de Raulier et *al*, (2003)	Présent Modèle	Modèle de Goelz et Burk (1992)	Modèle de Raulier et *al*, (2003)
Biais	0,0500	-0,6047	-0,0641	0,0443	-0,6290	-0,1229
RMSE	1,0308	1,3174	1,0224	0,8837	1,2523	0,8810
Nombre d'observations	1199			1114		
Nombre de placettes	715			675		

3.3. Prédiction de l'indice de régularité de Shannon dans le temps

La prédiction de l'indice de régularité de Shannon dans le temps est nécessaire pour tracer un faisceau de courbes d'indice de qualité de station valide pour les peuplements irréguliers. Les estimations paramétriques du modèle d'évolution de l'indice de régularité de Shannon décrit par l'équation (12), sont présentées au tableau 6. La vérification des postulats de normalité et d'homogénéité des variances est satisfaisante. Les résidus sont non biaisés (Figure 9).

Tableau 6 : Estimations des paramètres et erreurs type de l'équation 12

Paramètre	**Estimation du paramètre**	**Erreur type de l'estimation du paramètre**
b_0	0,14540	0,00995
b_1	0,79140	0,01817
b_2	-0,00015	0,00003
b_3	0,00194	0,00055
Coefficient de détermination R^2	0.737	

Le modèle explique 73,7 % de la variance. La hauteur dominante a un impact positif sur la prédiction de l'indice de régularité de Shannon par l'équation (12), alors que, l'âge un impact négatif.

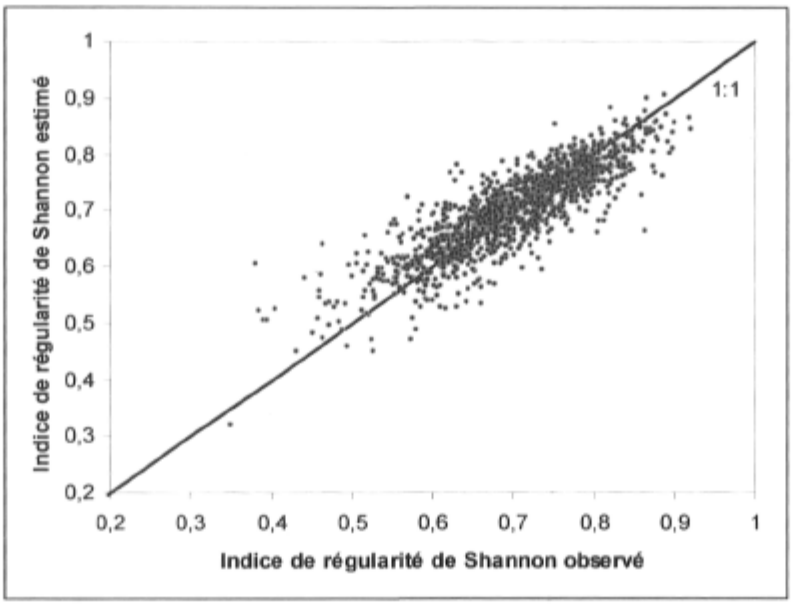


Figure 9. Relation entre l'indice de régularité de Shannon observée (*Esh_obs*) et l'indice de régularité de Shannon prédite (*Esh_pred*) par l'équation (12) en utilisant les données d'étalonnage.

4. Discussion

L'impact de l'indice de régularité et de l'intervalle de temps entre deux mesures sur la prédiction de la hauteur dominante doit être expliqué. L'effet positif de l'indice de régularité de Shannon (tableau 3) peut être lié à ce qu'on pourrait appeler « la croissance compensatrice », adoptée par les arbres dominants qui ont été autrefois opprimés. Ainsi, les peuplements irréguliers sont issus d'une perturbation ayant eu lieu il y a très longtemps (200 ans et plus) (Boucher et *al.*, 2003; Côté, 2006) dont les arbres présentement dominants ne faisaient pas partie de la cohorte initiale (ils ont moins de 200 ans) et se sont développés sous le couvert d'arbres dominants. Par conséquent, ils ont probablement subi une forte oppression juvénile. Une fois qu'il est dominant, l'arbre longuement opprimé adopte une croissance en hauteur semblable à celle d'un arbre plus jeune plutôt que d'avoir atteint la hauteur asymptotique (très faible croissance en hauteur). Donc, la hauteur estimée au temps t_2 connaissant la hauteur au temps t_1 pour un peuplement irrégulier a tendance à être plus forte que pour un peuplement régulier. Ce phénomène implique que l'IQS d'un peuplement irrégulier calculé à partir d'une équation ne tenant compte que de la hauteur dominante et du nombre de cernes annuels à 1 m des arbres échantillons sous-estime l'IQS réel du peuplement. L'introduction de l'indice de régularité de Shannon dans le modèle hauteur-âge a donc pour effet de corriger à la hausse l'IQS en calculant des H_d plus élevées pour les peuplements les plus irréguliers. C'est ce qui est illustré par la figure 10 où le point A correspond à la prédiction de la hauteur dominante par le modèle sans indice de régularité de Shannon, le point B correspond à la correction apportée par le présent modèle pour tenir compte de l'irrégularité du peuplement et le point C correspond à une correction de l'âge pour tenir compte du retard de croissance dû aux années d'oppression juvénile des arbres dominants du peuplement irrégulier. En faisant cette correction d'âge, le modèle sans indice de régularité de Shannon produirait la même valeur de la hauteur dominante que le modèle avec indice de régularité de Shannon, ce dernier n'utilisant pas de valeur d'âge corrigé.

L'intervalle de temps entre deux mesures, qui est un indicateur de fréquence de remesurage (inventaire), a aussi un impact positif sur la prédiction de la hauteur dominante par l'équation (7) (tableau 3). Ce résultat indique, que la hauteur dominante ne sera pas la même si elle était mesurée sur la même période mais à des intervalles différents et, par conséquent, à des fréquences de remesurage différentes. Ce résultat n'est pas souhaitable puisqu'une variation de

l'intervalle de mesure devrait idéalement produire des hauteurs dominantes identiques pour une période de temps donnée. Ceci nous amène à conclure que notre modèle engendre un biais lié à l'intervalle de mesure considéré.

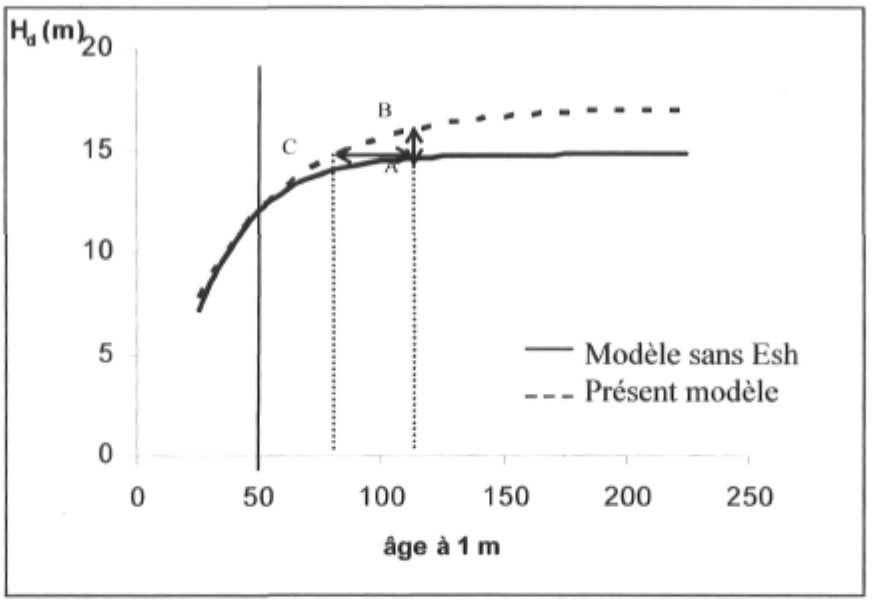


Figure 10. Comparaison de la courbe de la hauteur dominante d'un peuplement irrégulier prédite par le présent modèle et celle hypothétique, prédite par un modèle ne tenant pas compte de l'indice de régularité de Shannon.

Le tableau 7 présente les biais calculés pour différents intervalles de temps entre deux mesures (classes de 2 ans). L'intervalle de mesure de 12 ans se démarque des autres intervalles par un biais et un RMSE faibles, ce qui nous permet de conclure que le présent modèle est plus précis pour les placettes qui ont été mesurées chaque 12 ans. C'est d'ailleurs dans la classe d'intervalle de 12 ans entre deux mesures que le nombre d'observation est le plus élevé (tableau 7). Toutefois, l'analyse de la variance n'a montré aucune différence significative entre le biais calculé pour l'ensemble des placettes indépendamment de l'intervalle de mesure et celui calculé pour les placettes ayant été mesurées à 12 ans d'intervalle que ce soit pour le fichier d'étalonnage que pour le fichier de validation (Tableau 8). Le test de comparaison multiple entre toutes les classes d'intervalle de mesure ne montre aucune différence significative entre les classes d'intervalles de mesure pour le fichier des données d'étalonnage. Par contre, le fichier de validation montre une différence significative entre les erreurs des placettes mesurées à 16 ans d'intervalle et celles mesurées à d'autres intervalles de mesure (Tableau 7) sans dégager des

tendances qui nous permettent de tirer des conclusions concrètes. Ce qu'on peut dire, c'est que le présent modèle est plus précis pour prédire la hauteur dominante des placettes qui ont été mesurées chaque 12 ans en regard du Biais et de RMSE.

Tableau 7 : Erreurs associées à la prédiction par classe d'intervalle de mesure

		Classes d'intervalle de mesure (ans)						
		6	**8**	**10**	**12**	**14**	**16**	**18**
Étalonnage	Biais	-0,0849^{ab}	0,2144^{a}	0,2113^{a}	0,0089^{ab}	0,1189^{a}	-0,2141^{b}	-0,0188^{ab}
	RMSE	1,0513	1,0047	1,1914	0,8477	1,0581	1,2810	1,1610
	Nombre d'observations	226	201	201	384	61	75	51
	Nombre de placettes	209	195	182	289	61	75	51
Validation	Biais	-0,0550^{b}	0,2781^{a}	0,1219^{ab}	0,0403^{ab}	0,1245^{ab}	-0,3292^{c}	-0,1491^{bc}
	RMSE	0,8051	0,7310	0,9114	0,7941	0,9591	1,2253	1,4983
	Nombre d'observations	219	157	201	378	51	68	40
	Nombre de placettes	211	154	176	288	51	68	40

Les valeurs suivies par des lettres différentes sont significativement différentes au seuil de 0,05 par le test de Waller-Duncan.

Tableau 8 : Erreurs associées à la prédiction pour l'ensemble des placettes indépendamment de l'intervalle de mesure et pour les placettes mesurées à 12 ans d'intervalle. Les erreurs type sont indiquées entre parenthèses.

	Étalonnage	**Validation**
Ensemble des placettes	0.0500^{a} (0.0297)	0.0443^{a} (0.0264)
Placettes mesurées à 12 ans d'intervalle	0.0089^{a} (0.0433)	0.0403^{a} (0.0408)

Les valeurs suivies par les mêmes lettres ne sont pas significativement différentes au seuil de 0,05

La comparaison entre, d'une part, le présent modèle et celui de Raulier et *al.* (2003), qui tiennent tous les deux compte de l'indice de régularité de Shannon dans leurs variables explicatives, et le modèle de Goelz et Burk (1992), d'autre part, révèle que l'introduction de l'indice de régularité de Shannon a diminué considérablement la valeur du biais (tableau 5). Le présent modèle et celui de Raulier et *al.* (2003) sont une forme modifiée du modèle de Goelz et Burk (1992) qui prédit la hauteur dominante en fonction de l'âge seulement, sans tenir compte de l'indice de régularité, ce qui explique son biais plus élevé par rapport aux deux premiers modèles. Par ailleurs, la performance du présent modèle est supérieure à celle du modèle de Raulier et *al.* (2003) puisqu'il présente un biais substantiellement plus petit et un RMSE semblable au modèle

de Raulier et *al.* (2003). Le biais élevé de ce dernier peut être expliqué par l'introduction de l'effet de l'âge comme modificateur alors que ce dernier est déjà inclus dans l'équation principale du modèle.

Lors de la modélisation de l'évolution de l'indice de régularité de Shannon dans le but de construire des courbes d'IQS, la hauteur dominante de l'équation 12 est substituée par l'IQS, ce qui traduit l'impact positif de la hauteur dominante sur la prédiction de l'indice de régularité de Shannon (Tableau 6) par un impact de même signe et de même valeur que l'IQS sur la prédiction de l'indice de régularité de Shannon. Ces résultats sont en accord avec les affirmations de Boucher et *al.* (2006) à l'effet que les peuplements productifs (IQS élevé) deviennent irréguliers plus rapidement que les peuplements peu productifs (IQS faible) et maintiennent une diversité diamétrale plus élevée.

L'équation 12 est utilisée, dans cette étude, seulement lors de la construction des courbes d'IQS et non pour la prédiction de la hauteur dominante. Elle permet de modéliser l'évolution de différentes valeurs d'indice de régularité de Shannon préfixé à l'âge de référence de 50 ans (Esh_{50}) et en tenir compte dans le modèle d'évolution de la hauteur dominante. Cependant, l'utilisation de l'équation 12 devient nécessaire si on voulait prédire la hauteur dominante à long terme, par exemple à temps t_3 connaissant la hauteur dominante à temps t_1, c'est-à-dire sur un horizon de temps plus long que l'intervalle de mesure recommandé dans cette étude (12 ans).

Le tableau 9 présente les différents couples (IQS, Esh_{50}) choisis pour exprimer la variabilité du potentiel de croissance de l'épinette noire. Ces valeurs ont été choisies en se basant sur l'amplitude des hauteurs dominantes estimées à 50 ans, et aussi sur les amplitudes des indices de régularité de Shannon estimés à 50 ans pour chaque IQS correspondant.

Tableau 9: Couples $IQS - Esh_{50}$

IQS	***Esh*$_{50}$**
8	0.45 à 0.70
11	0.55 à 0.75
14	0.60 à 0.80
17	0.60 à 0.80

D'après la figure 11, on constate que quelle que soit la valeur de l'indice de régularité de Shannon à 50 ans et de l'IQS, l'allure générale de la courbe hauteur dominante-âge n'est pas affectée. L'effet de l'indice de régularité de Shannon est plus prononcé quand il s'agit des peuplements productifs (IQS de 11 à 17). Il semble que plus un peuplement est irrégulier plus l'ajustement de la hauteur dominante est prononcé. Cet effet est négligeable pour les peuplements pauvres (IQS de 8) qui montrent une évolution semblable de la croissance en hauteur pour une large gamme de structure diamétrale (Figure 11). Ainsi, on peut supposer que plus une station est fertile et plus le retard de croissance causée par l'oppression juvénile sera grand par rapport à un peuplement régulier. Par conséquent, l'asymptote de la hauteur dominante est atteinte beaucoup plus tard et l'ajustement de la hauteur dominante est très prononcé.

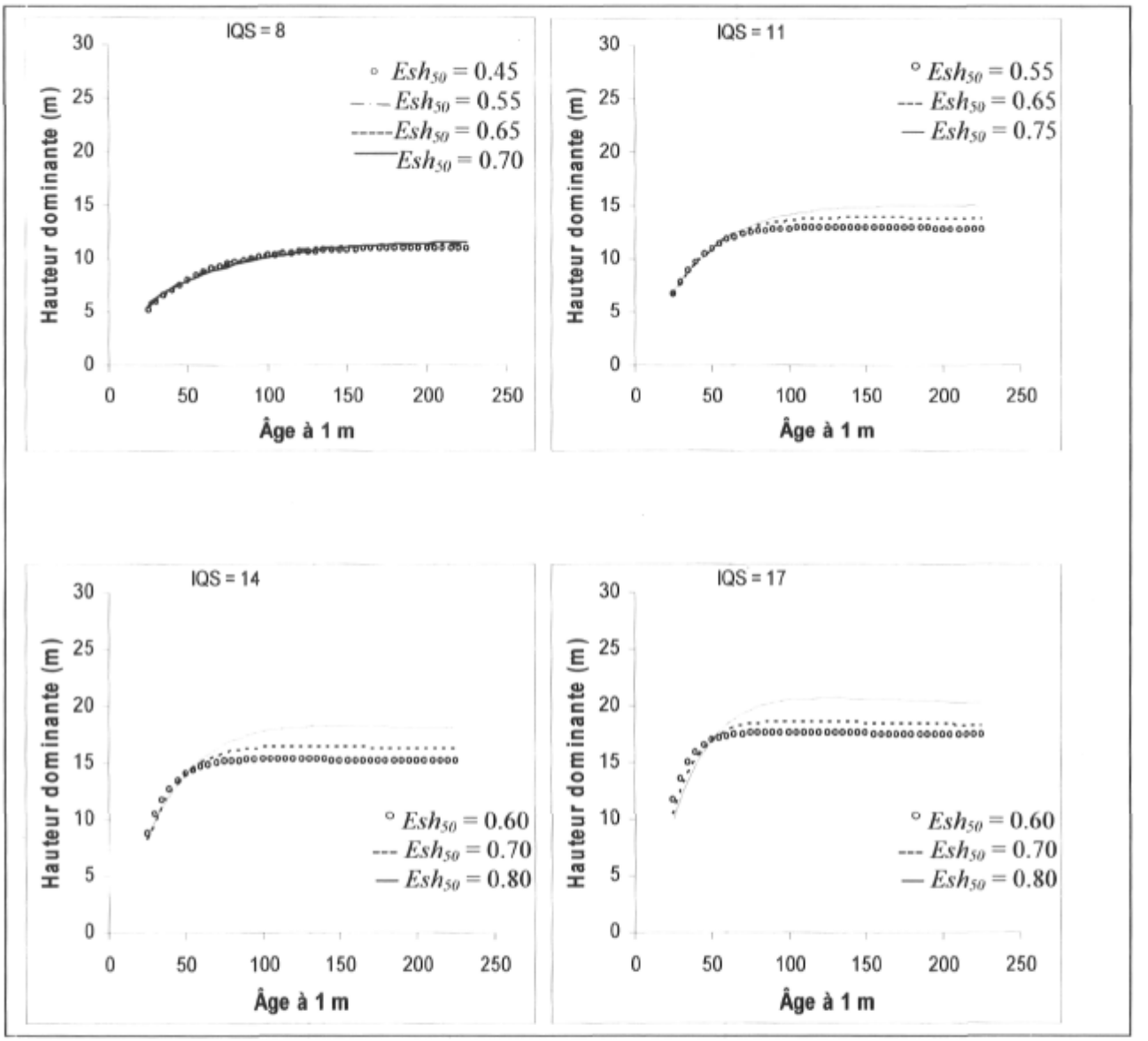


Figure 11 : Évolution de la hauteur dominante en fonction de l'âge pour les différents indices de régularité de Shannon fixés à 50 ans et pour différentes valeurs d'IQS.

5. Conclusion

Cette étude présente une approche permettant d'estimer la hauteur dominante des pessières irrégulières en utilisant une relation hauteur-âge incorporant un indice de régularité. La prise en compte de l'indice de régularité de Shannon dans le modèle a permis d'améliorer sa précision et cet effet est d'autant plus marqué que l'IQS est grand. On recommande donc d'utiliser l'équation hauteur-âge avec l'indice de régularité de Shannon surtout là où il y a abondance de peuplements irréguliers, ce qui devrait se répercuter positivement sur la précision des calculs de la possibilité forestière.

Selon notre compréhension de l'effet de l'indice de régularité de Shannon sur la hauteur dominante, on peut déduire qu'une autre façon d'améliorer la prédiction de la hauteur dominante serait de corriger l'âge des arbres opprimés de façon à ce qu'il corresponde à un âge sans oppression. Quelques tentatives ont été faites pour corriger l'âge des arbres opprimés (voir Pothier et *al.*, 1995). Il faut toutefois avoir en main des analyses de tiges ou à tout le moins des barrettes dendrométriques. Pourtant, même si on dispose d'analyses de tiges, on risque de négliger l'effet du remplacement d'arbre qui peut survenir dans la strate dominante d'un peuplement au fil des ans, puisque l'analyse des tiges indique l'évolution de la hauteur d'une tige dominante qui n'a pas nécessairement toujours été dominante et, par conséquent, ne reflète pas nécessairement l'historique de l'évolution de la hauteur dominante du peuplement (Raulier et *al.*, 2003). Par conséquent, l'utilisation des placettes échantillons permanentes reste le meilleur moyen pour la détermination de l'IQS avec la prise en compte de l'indice de régularité dans le modèle.

Le présent modèle s'est avéré plus précis pour prédire la hauteur dominante des placettes en utilisant des intervalles de 12 ans. On recommande donc d'utiliser cet intervalle de 12 ans pour prédire l'évolution de la hauteur dominante à l'aide de cette équation. Finalement, il faut noter que le présent modèle à l'avantage d'être une équation indépendante de l'âge de référence. Il prédit la hauteur et l'IQS dans la même équation, ce qui diminue l'effet des variables explicatives aléatoires.

6. Références bibliographiques

Akaike, H., 1981. Likelihood of a model and information criteria. J. Econom. 16, 3–14.

Alemdag, I.S., 1991. National site-index and height-growth curves for white spruce growing in natural stands in Canada. Can. J. For. Res. 21 : 1466-1474.

Assmann, E., 1970. The Principales of Forest Yield Study. Pergamon Press, Oxford, 506 pp.

Bailey, R.L., Dell, T.R., 1973. Quantifying diameter distributions with the weibull-fonction. For. Sci. 19: 97-104.

Beck, DE., 1971. Height-growth patterns and site index of white pine in the Southern Appalachians. For Sci 17:252–260.

Bergeron, Y., Leduc, A., Harvey, B.D., Gauthier, S., 2002. Natural fire regime: a guide for sustainable management of the Canadian boreal forest. Silva Fennica 36: 81-95.

Blais, L., Blais, G., Carpentier, J,-P., Cloutier, J., Del Degan, B., Demers, D., Gagnon, R., Létourneau, J.-P., Morin, P., Perron, J.-Y., Richard, Y., 1996. Inventaire forestier. In : Bérard, J.A., Côté, M. (Eds.), Manuel de Foresterie. Les Presses de l'Université Laval, Québec, pp. 389-473.

Boucher, D., Grandpré D.L., Gauthier, S., 2003. Développement d'un outil de classification de la structure des peuplements et comparaison de deux territoires de la pessière à mousses du Québec. For. Chron. 79: 318-328.

Boucher, D., Gauthier, S., De Grandpré, L., 2006. Structural changes in coniferous stands along a chronosequence and a productivity gradient in the northeastern boreal forest of Québec. Ecoscience. Volume 13, Issue 2.

Buckland, S.T., Burnham, K.P., Augustin, N.H., 1997. Model selection: an integral part of inference. Biometrics 53, 603–618.

Buongiorno, J., Dahir, S., Lu, H.-S., Lin, C.-R., 1994. Tree size diversity and economic returns in uneven-aged forest stands. For. Sci. 40 (1), 83–103.

Buongiorno, J., Kolbe, A., Vasievich, M., 2000. Economic and ecological effects of diameter-limit and BDq management regimes: simulation results for northern hardwoods. Silva Fennica 34 (3), 223–235.

Burkhart, H.E., Tennent RB., 1977. Site index equations for radiata pine in New Zealand. N Z J For Sci 7:408–416.

Burnham, K.P., Anderson, D.R., 2002. Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-theoretic Approach, 2nd ed. Springer, New York.

Carmean, W.H., 1956. Suggested modifications of the standard Douglasfir site curves for certain soils in Southwestern Washington. For Sci 2:242–250.

Carmean, W.H., 1972. Site index curves for upland oaks in the central states. For Sci 18:109–120.

Cieszewski, C.J., Bella, I.E., 1989. Polymorphic height and site index curves for lodgepole pine in Alberta. Can J For Res 19:1151–1160.

Clutter, J.L., Fortson J.C., Pienaar, L.V., Brister, G.H., Bailey, R.L., 1983. Timber management: a quantitative approach. Wiley, New York.

Côté, G., 2006. Élaboration d'une typologie forestière adaptée à la forêt boréale irrégulière. Mémoire M.Sc, Faculté de foresterie et de géomatique, Université Laval, Québec. 72 p.

De Turckheim, B., Bruciamacchie, M., 2005. La futaie irrégulière - Théorie et pratique de la sylviculture irrégulière, continue et proche de la nature. *Edisud*. 286 p.

Eriksson, H., Johansson, U., Kiviste, A., 1997. A site-index model for pure and mixed stands of Betula pendula and Betula pubescens in Sweden. Scand J For Res 12:149–156.

FAO, 2001. Situation des forêts du monde, 2001. Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture, Rome, Italie. 181 p.

Garcia, O., 2004 : Site index : Concepts and methods. The 2nd International Conference on Forest Measurements and Quantitative Methods and Management. University of Northern British Columbia.

Goelz, J.C.G., Burk, T.E., 1992. Development of a well-behaved site index equation: jack pine in north central Ontario. Can J For Res 22:776–784.

Grondin, P., 1996. Cadre bioclimatique de référence des régions écologiques du Québec. Dans Manuel de foresterie, les Presses de l'Université Laval, Québec. P. 148-159.

Harvey, B., Leduc, A., Gauthier, S., Bergeron, Y., 2002. Stand-landscape integration in natural disturbance-based management of the southern boreal forest. For. Ecol. Manage. 155: 369 -385.

Heinselman, M. L. 1965. Black spruce. In Fowells, H. A. Silvics of forest trees of the United Stades. U.S. Dep. Agric. Handb. No 271. 762p.

Katsanevakis, S., 2006. Modelling fish growth: Model selection, multi-model inference and model selection uncertainty Fisheries Research 81, 229–235.

Lexerød, N., Eid, T., 2006. An evaluation of different diameter diversity indices based on criteria related to forest management planning. For. Ecol. Manage 222, 17–28.

Magurran, E., 1988. Ecological diversity and its measurement. Croom Helm, London. 192 pp.

Maltamo, M., Kangas, A., Uuttera, J., Torniainen, T., Saramäki, J., 2000. Comparison of percentile based prediction methods and the Weibull distribution in describing the diameter distribution of heterogeneous Scots pine stands. For. Ecol. Manage. 133, 263-274.

McDill, M.E., Amateis, R.L., 1992. Measuring forest site quality using the parameters of dimensionally compatible height growth function. For Sci 38:409–429.

McIntosh, R.P., 1967. An index of diversity and the relation of certain concepts to diversity. Ecology 48, 392-404.

McQuarrie, A.D.R., Tsai, C.L., 1998. Regression and Time Series Model Selection. World Scientific Publishing Company, Singapore.

Monserud, R.A., Moody, U., Breuer, D.W., 1990. A soil site study for inland Douglas-fir. Can. J. For. Res. 20 : 686-695.

MRNF, 2003a. Zone de végétation et domaines bioclimatiques du Québec. http://www.mrnf.gouv.qc.ca/forets/connaissances/connaissances-inventaire-zones-carte.jsp

MRNF, 2003b. Données de placettes permanentes obtenues de Denis Hotte, Paul Dorais et Philippe Morin. Direction des inventaires forestiers. Québec.

Pardé, J., Bouchon, J., 1988. Dendrométrie. 2nd éd. École nationale du génie rural, des eaux et forêts, Nancy, 328pp.

Payandeh, B., 1974. Nonlinear site index equations for several major Canadian timber species. For Chron 47:194–196.

Pielou, E.C., 1969. An Introduction to Mathematical Ecology. Wiley, New York.

Pothier, D., Charrette, L., Auger, I., 2004. Erreur de prédiction associée au modèle de croissance « par courbes ». *In* « Rapport détaillé du comité scientifique chargé d'examiner le calcul de la possibilité forestière ». Ministère des ressources naturelles, de la faune et des Parcs. Direction de la recherche forestière. Octobre.

Pothier, D., Savard, F., 1998. Actualisation des tables de production pour les principales espèces forestières du Québec. Ministère des Ressources naturelles du Québec, Direction de la recherche forestière, Québec, 183 pp.

Pothier, D., Doucet, R., Boily, J., 1995. The effect of advance regeneration height on future yield of black spruce stands. Can. J. For. Res. 25: 536-544.

Prévost, M., Dumais, D., Plamondon, A. P., 2005. Effets du drainage sur la croissance et le statut nutritif d'un peuplement d'épinette noire de structure inéquienne : résultats de 10 ans. The Forestry Chronicle. 81 p.

Raulier, F., Lambert, M.C., Pothier, D., Ung, C-H., 2003. Impact of dominant tree dynamics on site index curves. For. Ecol. Manage. 184: 65-78.

Ressources Naturelles Canada, 2005. La forêt Boréale. L'état des forêts au canada 2004-2005. Service Canadien des Forêts (SCF).

Richards, F. J., 1959. A flexible growth function for empirical use. Journal of Experimental Botany, 10:290–300.

Rondeux, J., et Thibaut, A., 1996. Tables de production relatives au douglas : (Pseudotsuga menziesii (Mirb.) Franco). Presses agronomiques de Gembloux (Belgique), 152 p.

Rouvinen, S., Kuuluvainen, T., 2005. Tree diameter distributions in natural and managed old Pinus sylvestris-dominated forests. For. Ecol. Manage 208, 45-61.

Sarkkola, S., Alenius, V., Hökkä, H., Laiho, R., Päivänen, J., Penttilä, T., 2003. Changes in structural inequality in Norway spruce stands on peatland sites after water-level drawdown. Can. J. For. Res. 33: 222-231.

SAS Institute Inc., 1999. SAS/STAT. User's guide, Version 8, Volume 2. Cary, NC : SAS Institute Inc., 3884 pp.

Schulte, B.J., Buongiorno, J., 1998. Effects of uneven-aged silvicultural on the stand structure, species composition, and economic returns of loblolly pine stands. For. Ecol. Manage. 111, 83–101.

Schumacher, F. X., 1939. A new growth curve and its application to timber-yield studies. J.For., 37:819–820.

Smith, D.M., Larson, B.C., Kelty, M.J., Ashton, P.M.S., 1997. The practice of silviculture: applied forest ecology. 9th edition. John Wiley & Sons, New York.

Smith, V.G., 1984. Asymptotic site-index curves, fact or artifact? For. Chron. 60, 150-156.

Staudhammer, C., LeMay, V., 2001. Introduction and evaluation of possible indices of stand structural diversity. Can. J. For. Res. 31: 1105-1115.

Verbyla, D.L., R.F. Fisher. 1989. An alternative approach to conventional soil-site regression modeling. Can. J. For. Res. 19 :179-184.

Vincent, A.B., 1965. Black spruce. A review of its silvics, ecology and silviculture. Canada. Department of Forestry. Publication No. 1100. 79 p.

Wikstöm, P.,Eriksson, L.-O., 2000. Solving the standmanagement problemunder biodiversity-related considerations. For. Ecol. Manage. 126, 361–376.