



HAL
open science

Analyse de la croissance radiale dans des hêtraies régulières du Nord-Est de la France. Évolution de la vitesse de croissance radiale au cours du XXe siècle

Jean-Daniel Bontemps

► **To cite this version:**

Jean-Daniel Bontemps. Analyse de la croissance radiale dans des hêtraies régulières du Nord-Est de la France. Évolution de la vitesse de croissance radiale au cours du XXe siècle. Sylviculture, foresterie. 2002. dumas-01524926

HAL Id: dumas-01524926

<https://dumas.ccsd.cnrs.fr/dumas-01524926>

Submitted on 19 May 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

ECOLE DOCTORALE RESSOURCES PROCEDES PRODUITS ENVIRONNEMENT

DEA DE BIOLOGIE FORESTIERE

**ANALYSE DE LA CROISSANCE RADIALE
DANS DES HETRAIES REGULIERES
DU NORD-EST DE LA FRANCE
EVOLUTION DE LA VITESSE DE CROISSANCE
AU COURS DU XX^E SIECLE**

JEAN-DANIEL BONTEMPS

**LABORATOIRE D'ETUDE DES RESSOURCES FORET BOIS
UMR 1092 INRA-ENGREF**

RESPONSABLE DE STAGE : JEAN-CHRISTOPHE HERVE

SOUTENU LE 6 SEPTEMBRE 2002

PRESIDENT DU JURY : JEAN-MICHEL FAVRE

RAPPORTEURS : JEAN-FRANÇOIS DHOTE, ERWIN DREYER

SOMMAIRE

INTRODUCTION	4
MATERIEL ET METHODES	10
MATERIEL D'ETUDE	10
STRATEGIE D'ECHANTILLONNAGE	10
MESURES ET DONNEES DENDROMETRIQUES	10
COLLECTE DES DONNEES	
SERIES INDIVIDUELLES DE CROISSANCE	
CALCUL DE SERIES DE CROISSANCE MOYENNE PAR PEUPEMENT	
DONNEES CLIMATIQUES	13
METHODES DE MODELISATION	14
MODELISATION DE LA CROISSANCE RADIALE	14
PRINCIPE	
CHOIX DES VARIABLES	
MODELES CANDIDATS	
AJUSTEMENTS REALISES	
MODELISATION DE LA STRUCTURE D'AUTOCORRELATION	18
CADRE DE MODELISATION	
METHODE D'IDENTIFICATION	
AJUSTEMENTS REALISES	
MODELISATION DE L'EFFET FERTILITE ET DE LA TENDANCE A LONG TERME	19
STRUCTURE GENERALE DU MODELE ALEATOIRE MIS EN ŒUVRE	
AJUSTEMENTS REALISES	
RESULTATS	25
RESULTATS PRELIMINAIRES	25
MISE EN EVIDENCE DU CHANGEMENT DE PRODUCTIVITE	25
MODELISATION DE LA CROISSANCE RADIALE	25
DESCRIPTION DES PROFILS $L = F(R)$	
AJUSTEMENT ET SELECTION D'UN MODELE DE CROISSANCE RADIALE	
AJUSTEMENT GLOBAL	
AJUSTEMENT ARBRE PAR ARBRE	
AMELIORATION DU MODELE (6)	
MODELISATION DE LA STRUCTURE D'AUTOCORRELATION DES SERIES DE CROISSANCE	34
RESULTATS	
ANALYSE DES RESULTATS	
MODELISATION DU CHANGEMENT DE PRODUCTIVITE	37
PREMIERE APPROCHE AVEC UN MODELE NON LINEAIRE A EFFETS ALEATOIRES	37
MODELISATION DU CHANGEMENT DE PRODUCTIVITE A L'AIDE D'UN MODELE NON LINEAIRE	37
REINTRODUCTION DES EFFETS ALEATOIRES	39
DISCUSSION	46
Propriétés des données de croissance radiale	47
Caractéristiques des changements de productivité	52
Méthodes employées	53
ANNEXES	
BIBLIOGRAPHIE	

INTRODUCTION

L'idée que la productivité des peuplements forestiers a pu être affectée par une dérive positive à une échelle temporelle d'ordre séculaire, dite de long terme, est maintenant relativement bien assise, concernant tout du moins le continent européen. Un tel phénomène paraît d'autant plus vraisemblable qu'il serait la manifestation et par voie de conséquence un élément de confirmation de modifications environnementales et anthropiques.

En France, la première mise en évidence de tels changements, à l'origine fortuite, est issue des travaux de Becker qui visaient à comprendre l'origine du dépérissement du sapin dans les Vosges dans les années 1980 par une approche dendrochronologique (Becker, 1989).

Ces changements ont par la suite fait l'objet de nombreuses études sur des essences feuillues et résineuses, en France et en Europe scandinave, occidentale et centrale, au moyen de méthodes variées (méthode à âge cambial constant, chronologie régionale standardisée, analyse de variance, revues dans Becker & al., 1995) et des trois sources de données exploitables pour ce genre d'approches : les réseaux de placettes permanentes, les données d'inventaires forestiers nationaux, et les méthodes de reconstitution rétrospective de la croissance radiale et en hauteur (Spiecker, 1999, *in* Karjalainen & al., 1999). Elles concluent dans le sens d'un accroissement général de productivité des forêts (Spiecker & al., 1996).

Le phénomène reste cependant à identifier au sein d'écosystèmes tempérés d'autres continents, à l'image du continent Nord Américain où la question semble susciter un intérêt tout relatif, et pour les écosystèmes tropicaux.

Dhôte & al. (2000) donnent de la productivité d'un peuplement la définition suivante : capacité de production en volume d'une essence donnée sur une station donnée dans des conditions sylvicoles standard et constantes. C'est la productivité en volume qui a intéressé la quasi totalité des études réalisées jusqu'alors sur la thématique, tandis que l'analyse de changements de densité du bois, qui permettrait d'aborder l'évolution de la productivité en biomasse, n'a fait l'objet que de rares travaux (par exemple Nepveu, 1999, *in* Karjalainen & al., 1999 ; Bergès & al., 2000). En pratique, l'inaccessibilité immédiate de l'accroissement en volume conduit à considérer des estimateurs indirects comme la croissance radiale d'arbres dominants, la croissance en hauteur dominante, ou la croissance en surface terrière du peuplement (Dhôte & al., 2000).

Fondés sur ces estimateurs, les chiffres de changements de productivité issus de la littérature, pour beaucoup d'entre eux obtenus par l'approche dendrochronologique (chronologie régionale standardisée), se sont révélés considérables. Ils prennent couramment des valeurs de l'ordre de +50% à +100% sur le siècle passé, parfois bien au delà dans des cas extrêmes et sont fortement variables dans des régions voisines ou identiques (voir tableau 1), ce qui les a rendus suspects.

L'étiologie de cette tendance à long terme n'est pas clairement établie et ne facilite pas l'appréciation de ces chiffres.

Les causes possibles souvent mentionnées comprennent l'évolution de facteurs environnementaux (taux de CO₂ atmosphérique, température, dépôts azotés), l'évolution des pratiques sylvicoles et une reconstitution graduelle de la fertilité des sols après une longue période d'utilisation intensive. Elles ont probablement pu avoir une action combinée, ce qui rend leur identification ardue. Spiecker (1996, *in* Spiecker & al., 1996) souligne à ce sujet que l'établissement de corrélations entre des tendances de croissance et l'évolution de facteurs environnementaux ne constitue pas une démonstration formelle de la causalité.

Il semble par ailleurs que les seules modifications de conditions environnementales ne soient pas suffisantes pour rendre compte des évolutions observées. Dans leur étude sur la simulation de croissance de plantations de conifères au Royaume-Uni, Cannell & al. (1998) ont par exemple montré, à partir de modèles fondés sur des processus biologiques de la croissance, que l'effet cumulé de l'augmentation du taux de CO₂ atmosphérique (+25% depuis 1900), de la température (+0,5% de la température moyenne du globe sur la même période) et des dépôts azotés, pouvait expliquer jusqu'à la moitié du niveau de la dérive de productivité observée par ailleurs, ce qui laisse une part importante d'évolution non expliquée. Elle peut être logiquement

Accroissements en surface de cerne / surface terrière

Essence	Région / Pays	Période	Tend. moy. (%+/an)	Echelle	Méthode	Auteurs cités dans
Sapin	Jura	1850 - 1988	2,54	arbre	Chr. std.	Bert & Becker, 1990; Bert, 1992	[2], [4]
Hêtre	Lorraine	1910 - 1991	1,42	"	Chr. std.	Badeau, 1995	[4]
Chêne sessile	Lorraine / Alsace	1924 - 1993	1,26	"	ANOVA	Bergès, 1998	[4]
Sapin	Vosges	1850 - 1986	1,18	"	Chr. std.	Becker, 1987, 1989	[1], [2], [3], [4]
Chêne sessile	Centre / Pays de la Loire	1924 - 1993	1,09	"	ANOVA	Bergès, 1998	[4]
Epicéa	Vosges	1865 - 1988	1,06	"	Chr. std.	Becker & al., 1994	[3], et différent de [2] et [4]
Chêne pubescent	Méditerranée	1880 - 1980	1,00	"	Chr. std.	Rathgeber & al., 1999	
Hêtre	Lorraine	1860 - 1992	0,91	"	Chr. std.	Becker (non publié à l'époque)	[3], [4]
Pin laricio	Pays de la Loire	1921 - 1991	0,71	"	ANOVA	Lebourgeois & al., 2000	[4]
Chêne sessile	Lorraine	1850 - 1987	0,66	"	Chr. std.	Becker & al., 1994	[1], [2], [3], [4]
Hêtre	Vosges	1850 - 1990	0,64	"	Chr. std.	Picard, 1995	[1], [2], [3], [4]
Pin à crochets	Pyrennées	1850 - 1992	0,53	"	"	Lebourgeois, 1999 (?)	[4]
Chêne sessile	Nord	1930 - 1990	0,5-0,833	placette (iG bruts)	ML	Dhôte & Hervé, 2000	
Chêne pédonculé	Lorraine	1850 - 1987	0,40	arbre	Chr. std.	Becker & al., 1994	[1], [2], [3], [4]
Pin sylvestre	Suède	1953 - 1992	0,84	"	ML	Elfving & Tegnhammar, 1996	
Epicéa	Suède	1953 - 1992	0,84	"	ML	Elfving & Tegnhammar, 1996	

Accroissements en rayon

Essence	Région / Pays	Période	Tend. moy. (%+/an)	Echelle	Méthode	Auteurs cités dans
Sapin	Jura	1865 - 1988	1,06	arbre	Chr. std.	Bert & Becker, 1990	[1], [3]
Chêne sessile	Lorr / Alsac / Centr / PdL	1891 - 1981	0,73	"	ANOVA	Bergès & al., 2000	
Hêtre	Lorraine	1910 - 1991	0,72	"	Chr. std.	Badeau, 1995	[4]
Sapin	Vosges	1830 - 1940	0,64	"	Chr. std.	Becker, 1989	
Hêtre	Vosges	1850 - 1990	0,5	"	Chr. std.	Picard, 1995	
Chêne sessile	Lorraine / Alsace	1924 - 1993	0,49	"	ANOVA	Bergès, 1998	[4]
Chêne sessile	Centre / Pays de la Loire	1924 - 1993	0,49	"	ANOVA	Bergès, 1998	[4]
Pin à crochets	Pyrennées	1850 - 1992	0,25	"	"	Lebourgeois & al., 2000	[4]
Epicéa	Autriche	1961 - 1990	0,34	"	Chr. std.	Hasenhauer & al., 1999	

Hauteur ou accroissements en hauteur

Essence	Région / Pays	Période	Tend. moy. (%+/an)	Variable	Méthode	Auteurs cités dans
Epicéa	Suède	1953 - 1992	0,67	Ho	ML	Elfving & Tegnhammar, 1996	
Pin sylvestre	Suède	1953 - 1992	0,50	Ho	ML	Elfving & Tegnhammar, 1996	
Hêtre	France NE	1870 - 2000	0,38	i Ho	MNL	Hervé & al., 2000	
Hêtre	Danemark	1920 - 1990	0,19	placette / Hg (100)	Pt. Succ.	Skovsgaard & Henriksen, 1996	
Hêtre	Jura Souabe	1940 - 1990	0,16	H (80)	ACC	Untheim, 1996	
Hêtre	Jura Souabe	1920 - 1990	0,20	H (50)	ACC	Untheim, 1996	
Hêtre	Jura Souabe	1900 - 1990	0,18	H (30)	ACC	Untheim, 1996	

(i = accroissement, Chr. std. = Chronologie standardisée, ANOVA = Analyse de variance, ML = Modèle Linéaire, MNL = Modèle Non Linéaire, ACC = méthode à "Age Cambial Constant", Pt. Succ. = Peuplements Successifs). Articles de synthèse sur les changements de productivité : [1] : Becker & al., 1994b ; [2] : Becker & al., 1995 ; [3] : Badeau & al., 1996 ; [4] : Dhôte & al., 2000

attribuée à d'autres causes, telles que l'amélioration génétique des essences et l'évolution des pratiques sylvicoles.

Cependant, des artéfacts liés aux plans d'échantillonnage des études et aux méthodes utilisées ont été invoqués.

Un aspect fondamental à prendre en compte dans l'étude d'une dérive à long terme de la productivité réside dans la séparation correcte de l'effet âge, correspondant au stade de développement du peuplement, et de l'effet date où se marque la tendance recherchée, et ce parce que les peuplements choisis comme support expérimental sont essentiellement réguliers, raison pour laquelle la notion d'âge du peuplement a un sens.

La méthode dendrochronologique initialement développée par Mitchell (1967, cité par Becker & al., 1995), puis reprise par Becker (1989) dans le présent contexte d'application, souffrirait d'un tel défaut. Elle suppose implicitement l'existence d'une source majeure de variation à basse fréquence du signal - l'effet âge - qui est supprimée dans la phase dite de standardisation. Or l'existence d'un horizon temporel indépassable (l'impossibilité de disposer de la phase tardive de croissance d'arbres qui auraient été âgés à des dates anciennes), et l'échantillonnage usuel de plusieurs dizaines à plusieurs centaines d'arbres d'âge étalé sur la période considérée, confèrent une forme triangulaire aux plans d'échantillonnage. En présence d'une tendance à long terme, cette structure biaise la courbe de standardisation de l'effet âge, et joue finalement dans le sens d'une sous-estimation de la tendance. Ce défaut peut sembler mineur au vu des chiffres disponibles (tableau 1). De plus, le niveau des estimations produites par des méthodes plus appropriées pour séparer simultanément ces deux effets, telles que l'analyse de variance (Dupouey, 1992 ; Bergès, 1998 ; cités dans Dhôte & al., 2000 ; Badeau, 1995 ; Bergès & al., 2000) et des modèles linéaires intégrant davantage d'information (par exemple Elfving & Tegnhamar, 1996), restent assez similaires et suggèrent d'autres biais.

Une seconde source d'erreur moins évidente mais peut-être plus conséquente réside dans l'identification inadéquate du stade de développement d'un arbre ou d'un peuplement à son âge, en environnement changeant. Dans une telle situation, à âge donné, des arbres formés à des dates différentes sont de taille différente ce qui, par référence à l'âge et sous l'hypothèse d'une dérive positive, conduit alors à surestimer la productivité des arbres les plus jeunes relativement aux arbres anciens. La méthode dendrochronologique et toute méthode utilisant explicitement une référence à l'âge peuvent comporter ce biais.

Enfin, la fiabilité et la représentativité que l'on confère à l'échantillonnage d'arbres de rang social dominant et co-dominant – chose commune dans les approches au niveau arbre – ont été récemment discutées, en raison de la perturbation qu'introduiraient des promotions sociales possibles. Cherubini & al. (1998) ont montré pour deux pessières alpines que les individus aujourd'hui dominants ne l'ont pas toujours été, et qu'en les sélectionnant, on peut alors constituer des échantillons dont la croissance s'est accélérée, conduisant à une surestimation de la tendance à long terme. Un tel biais est identifié par Dupouey & Dhôte (2000) dans des placettes permanentes de hêtre tout en restant d'importance mineure. Cependant, sous certaines conditions parfois réunies dans les approches dendrochronologiques, il pourrait atteindre un niveau significatif.

Il est assez remarquable que les quelques études récentes qui ont cherché à modéliser la dérive de productivité au moyen d'approches statistiques rigoureuses, et introduisant des variables explicatives supplémentaires des accroissements par rapport aux effets date et âge, ont conduit à des chiffres situant la dérive à un niveau nettement inférieur, et en cela plus plausible, que celui des premiers travaux.

Dans leur étude fondée sur des données issues de l'inventaire forestier Suédois recourant à l'analyse de covariance pour modéliser la croissance en hauteur et les accroissements en surface terrière en fonction de l'essence, la localisation, la densité du peuplement, la taille, le statut social de l'arbre, l'âge et la date, Elfving & Tegnhamar (1996) ont mis en évidence une tendance positive sur l'accroissement en surface terrière de 40% pour le pin sylvestre et l'épicéa, et de 35% à 50% pour la croissance en hauteur dominante, depuis 1950.

Dans un type d'analyse similaire au niveau du peuplement, Dhôte & Hervé (2000) analysent l'accroissement de peuplements de chêne sessile en surface terrière dans un réseau de placettes permanentes, avec

introduction dans leurs modèles des effets d'âge, de densité de peuplement, de fluctuations entre périodes, de placettes (pour une fertilité différenciée) et de date, à quoi s'ajoutent des effets d'interaction. Ils concluent à une dérive de 25 à 50% depuis 1930.

L'analyse de Hervé & al. (2000) enfin, portant sur la modélisation de la croissance en hauteur dominante de peuplements réguliers de hêtre dans le quart Nord-Est de la France reconstituée par analyse de tige, en fonction de son stade de développement, de la fertilité et de la date, met en évidence une tendance positive de 50% sur la vitesse de croissance en hauteur depuis 1900.

Parce qu'elle constitue une approche originale sur la thématique des changements de productivité, et parce qu'elle définit le cadre du présent travail, cette dernière analyse est explicitée davantage.

La séparation des effets de vieillissement et de date nécessite de constituer un échantillon d'arbres et de peuplements d'âges différents, donc distincts. La différence de niveau de fertilité des stations entre peuplements est donc un facteur que l'on doit pouvoir contrôler ou dont on doit pouvoir s'affranchir.

La première solution, classique dans les approches dendrochronologiques et l'étude de données d'inventaires, repose sur un échantillonnage d'arbres aussi large que possible (plusieurs centaines d'arbres) dans des peuplements suffisamment diversifiés pour représenter la variabilité écologique de la région considérée et les différences de niveau de compétition (Becker & al., 1995, Badeau & al., 1996). On espère ainsi minimiser ces effets quand un moyennage des accroissements est opéré dans la méthode considérée (Dhôte & al., 2000).

Une autre solution moins courante à ce jour consiste à apparier des peuplements de génération différente qui sont contigus, donc sur une même station, ce qui peut être apprécié par ailleurs par une caractérisation écologique. Cette méthode, dite « méthode des couples », déjà mise en œuvre par Gilbert & Chevalier (1994, cités par Dhôte & al., 2000) est celle qui a été retenue dans l'étude de Hervé & al. (2000). Elle s'applique à un ensemble de 14 couples répartis dans 12 forêts de Lorraine et d'Alsace, et couvrant une large gamme de fertilité.

Comme il est mentionné plus haut, l'étude repose sur la reconstitution de la croissance en hauteur dominante à partir d'analyses de tiges. Elle vise donc à quantifier le changement de productivité à l'échelle du peuplement, ce qui n'est pas le cas des études dendrochronologiques où la croissance radiale explorée à partir de carottages individuels d'arbres dominants ne garantit pas une représentativité telle, *a fortiori* si les biais d'échantillonnage précédemment évoqués sont réels.

Enfin, un aspect original de cette étude tient à la nature de la prise en compte des différences de fertilité entre les couples, et même éventuellement entre les placettes d'un même couple. En l'absence d'éléments permettant de quantifier le niveau de fertilité de chaque station, la solution envisagée consiste à considérer que les paramètres du modèle de croissance sur lesquels la fertilité peut jouer ne sont pas seulement fixes, mais assortis d'une ou deux composantes aléatoires, relatives aux différences de fertilité entre couple, puis au sein d'un couple.

Objectif du DEA

A part de rares études menées dans des placettes permanentes où une simple mise en évidence de tendance à long terme est réalisée sur la productivité en volume (par exemple dans la synthèse de Pretzsch, 1996, *in* Spiecker & al., 1996), les études réalisées jusqu'à présent sur le sujet ne concernent qu'une seule composante de la croissance au sein d'un même peuplement.

Or rien n'interdit a priori qu'un comportement différencié en terme de dérive à long terme marque les deux composantes de la croissance. Cela laisse place à une incertitude sur le réel niveau de ces changements. Une autre formulation du problème reviendrait à se poser la question suivante : la loi de Eichhorn (1904) selon laquelle la production en volume d'un peuplement régulier ne dépend que de la hauteur atteinte, se conserve-t-elle par changement de la productivité ? Réaliser une modélisation de ces changements de productivité dans les deux composantes pour un même peuplement constitue donc une première étape dans le sens d'une réponse à ces questions.

L'objectif général du présent travail a alors consisté à modéliser la croissance radiale des arbres dominants sur le même échantillon que dans l'étude de Hervé & al. (2000), en adoptant une démarche similaire, à partir de la reconstitution rétrospective de la croissance radiale.

Elle se distingue cependant par trois aspects plus ou moins liés :

- une plus grande incertitude sur sa significativité à l'échelle du peuplement pour des raisons déjà mentionnées ;
- la plus forte sensibilité de la croissance radiale à des effets de compétition et de sylviculture qui peuvent perturber une extraction correcte des signaux recherchés ;
- enfin la plus fine résolution des données disponibles (annuelles) qui devrait accentuer la perception des perturbations de la croissance.

Cette étude se décline en trois étapes :

- 1- Rechercher un modèle qui permette une description adéquate de la croissance radiale, et qui prédise l'accroissement en fonction du stade de développement de l'arbre. Classiquement, les approches dendrochronologiques recourent à un ajustement statistique et purement empirique de polynômes dans la phase de standardisation des séries d'accroissements. Ces modèles sont plutôt inadéquats dans le cas présent, en raison de leur manque de robustesse et de toute signification biologique. Le modèle recherché, de nature non linéaire, devrait au contraire être un minimum interprétable ;
- 2- Modéliser la structure d'autocorrélation de ces séries d'accroissements radiaux, le caractère longitudinal des données conduisant à considérer l'influence du phénomène d'autocorrélation temporelle sur la croissance. Ce phénomène est connu depuis longtemps en dendrochronologie (Fritts, 1976, cité par Monserud, 1986) et peut modifier fortement l'ajustement d'un modèle de croissance. En raison de l'influence considérable qu'il peut avoir sur l'allure du signal à moyenne fréquence, il est souhaitable d'intégrer ce processus dans le contexte délicat qu'est l'évaluation de tendances à long terme ;
- 3- Intégrer les informations précédentes au sein d'un modèle non-linéaire à effets aléatoires prenant en compte les différences de fertilité stationnelle entre sites, et permettant plus particulièrement la modélisation d'un effet date correspondant à la tendance à long terme recherchée.

MATERIEL ET METHODES

1. Matériel d'étude

1.1 Stratégie d'échantillonnage

L'échantillon considéré a été défini pour l'étude précédente de Hervé & al. (2000) relative aux hêtraies régulières du Nord-Est de la France. Sa nature est donc en partie liée aux nécessités de cette dernière, et les éléments à suivre en sont extraits.

L'objectif final étant de mettre en évidence un changement de productivité, le plan d'échantillonnage doit permettre une séparation correcte des effets du stade de développement de l'arbre et de la date. Cette condition est ici assurée en définissant un jeu de couples de peuplements installés sur une même station et d'âges différents.

Concernant l'âge, le choix des peuplements a été guidé par la nécessité de remonter le plus loin possible dans le temps pour les vieux peuplements sans toutefois dépasser les âges d'exploitabilité conventionnels du hêtre (160-180 ans), et d'assurer un écart d'âge avec le jeune peuplement qui soit suffisant pour décorrélérer les variables âge et date, et qui assure pour autant une période de comparaison suffisante pour les deux peuplements de chaque couple. Cet écart est de 50 ans ou plus.

La condition d'identité stationnelle a été assurée par quatre critères sur les peuplements d'un couple : une proximité spatiale dans la même forêt, une même position topographique, un même cortège floristique et un même type de sol.

Dans chaque peuplement, 3 arbres dominants ont été échantillonnés. Ils correspondent au 1^{er}, 3^e et 5^e plus gros arbres sur une placette de 6 ares installée dans chaque peuplement. Cette structure d'échantillonnage est imposée par le protocole déjà mis en œuvre par Duplat & Tran-Ha (1997) concernant la reconstitution de la croissance en hauteur dominante par analyse de tige, et appliqué dans l'étude de Hervé & al. Notre analyse de la croissance radiale d'arbres dominants, sans rapport direct avec ces préoccupations, hérite donc de cette structure, puisque les données de croissance radiale ont été collectées sur les arbres abattus précédemment. L'échantillon comporte 14 couples correspondant à 29 peuplements (un des groupes étant en réalité un triplet comportant un très jeune peuplement que nous rattachons à la jeune génération) comptant au total 87 arbres situés dans 12 forêts d'Alsace et de Lorraine. La **figure 1** et le **tableau 2** précisent la localisation et les âges respectifs de ces peuplements.

1.2 Mesures et données dendrométriques

1.2.1 Collecte des données

Sur chaque arbre, une rondelle est prélevée à la hauteur classique de 1m30. Pour chaque cerne, 4 rayons sont lus selon deux axes orthogonaux au moyen d'un banc optique permettant leur numérisation avec une précision au 1/100^e de millimètre. Une interdatation des séries de croissance par repérage d'années caractéristiques est effectuée. Le rayon quadratique moyen est alors calculé. L'âge de l'arbre est évalué à cette même hauteur.

Par différence des rayons, on dispose pour chacun des 87 arbres de deux séries de données annuelles et datées : les rayons et les accroissements annuels. Ces séries de croissance courent jusqu'à l'année 1998.

1.2.2 Séries individuelles de croissance

Dans l'optique de la modélisation de la croissance radiale, nous avons choisi d'aligner ces deux séries de façon à ce que l'accroissement d'une année et le rayon de l'année précédente se correspondent, la date des doublets

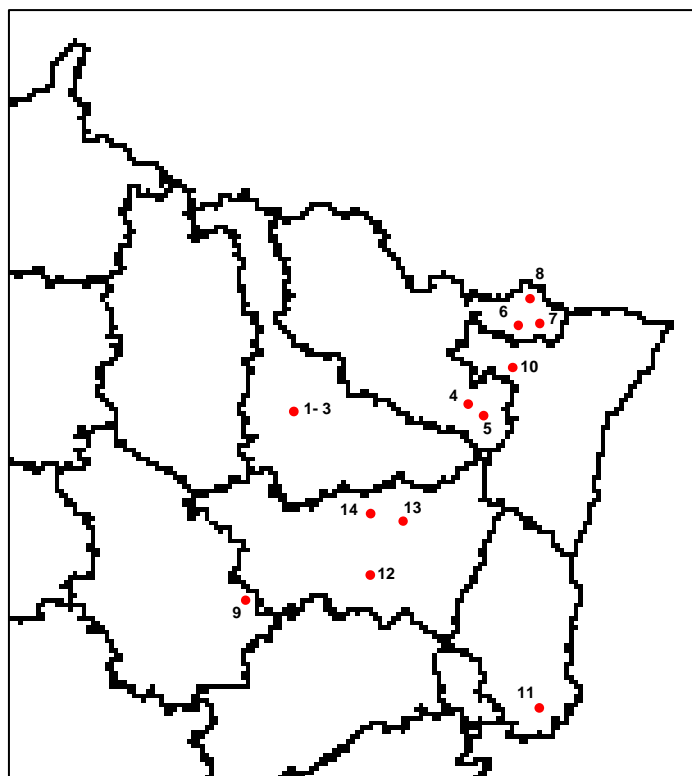


Figure 1. Localisation des forêts échantillonnées
Les numéros reportés sont ceux des couples de l'échantillonnage.

Couple	Dpt	Forêt	Ages jeune peuplement ¹	Ages vieux peuplement ¹	Ecart d'âge ²
1	54	Haye	66-69-70	128-130-132	61
2	"	"	62-63-64	130-131-131	68
3	"	"	53-56-90	137-138-138	82
4	57	Sarrebourog	48-49-49	105-105-106	56
5	"	Hesse	54-56-65	153-156-189	100
6	"	Lemberg	78-80-81	138-138-141	58
7	"	Mouterhouse	50-50-53	127-128-130	78
8	"	Goendersberg	41-42-45 + 30-30-31	181-181-183	139
9	52	Morimond	46-46-47	118-119-120	73
10	67	La Petite Pierre	32-33-34	107-111-122	78
11	68	FC Fislis	84-85-88	158-165-172	80
12	"	Ban d'Uxegney	66-67-69	110-110-139	43
13	"	Sainte Hélène	54-59-60	125-127-130	68
14	"	Fraize	72-78-80	136-145-162	67
Moyenne des âges médians			59,5	134,6	75,1
Ecart-type			15,2	21,6	23

Tableau 2. Localisation et âge des peuplements de l'échantillon

¹ : âges des 3 arbres de chaque placette en 1998 évalués à 1m30.

² : écart d'âge entre les deux arbres d'âge médian.

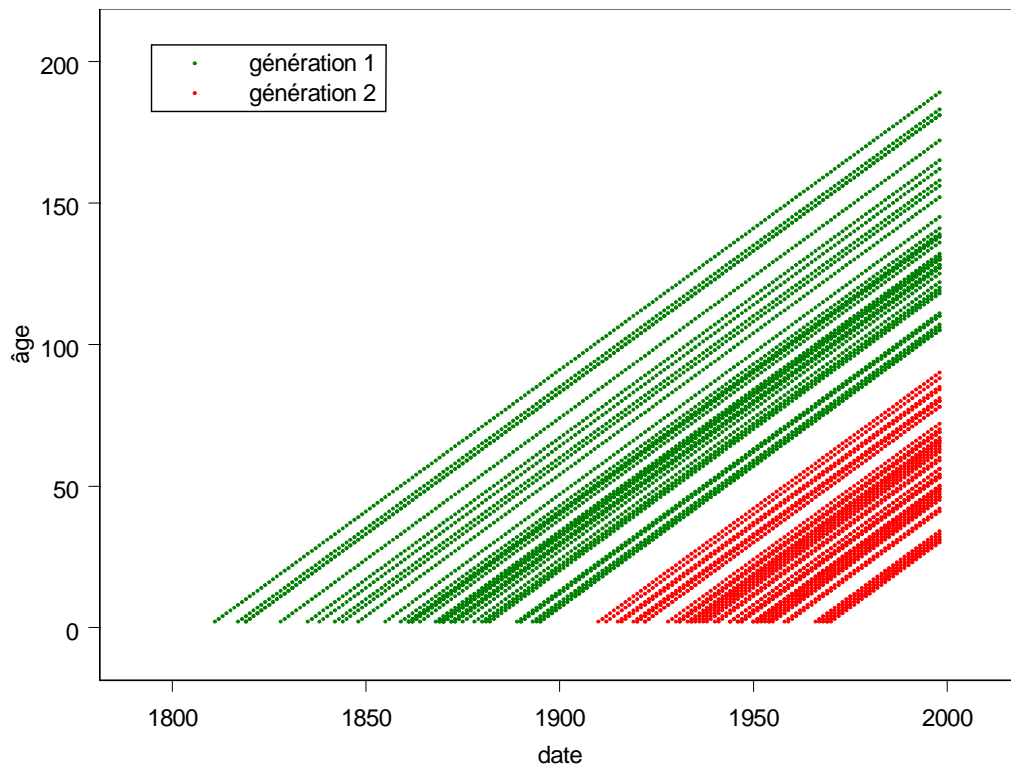


Figure 2. Structure du plan d'échantillonnage dans le plan âge-date à l'échelle arbre (87 arbres)

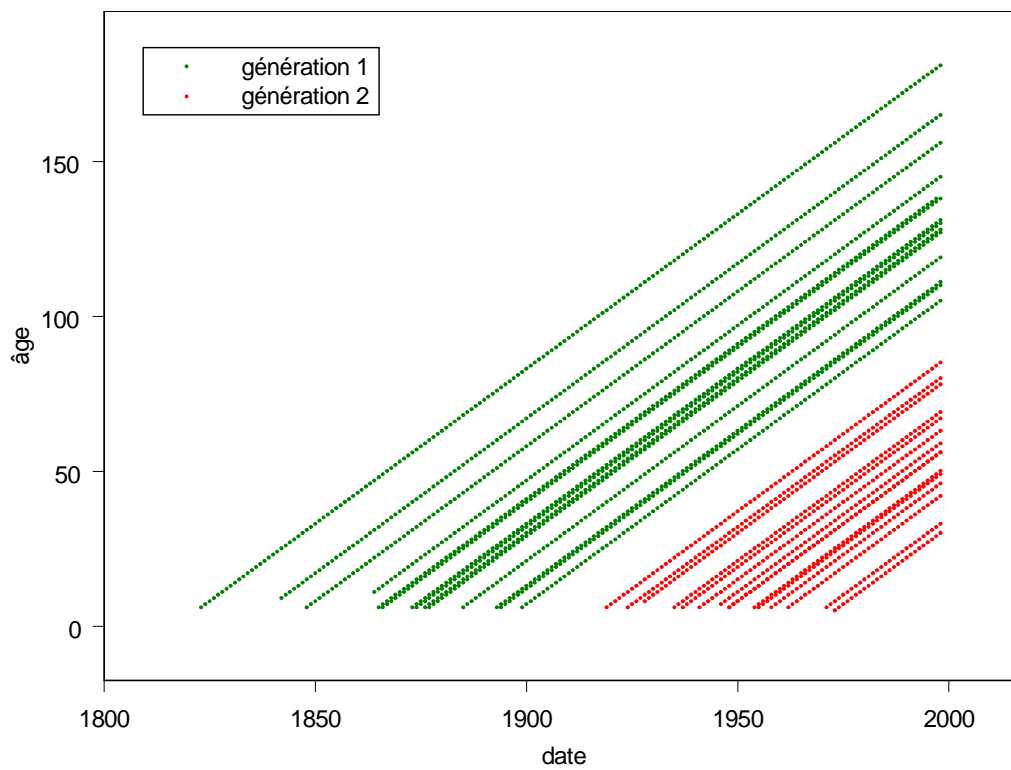


Figure 3. Structure du plan d'échantillonnage dans le plan âge-date à l'échelle peuplement (29 placettes)

Pour chaque courbe moyenne, l'âge attribué correspond à l'âge médian des trois arbres.

ainsi définis étant celle de l'accroissement annuel. Le premier accroissement et le dernier rayon de chaque série ne sont donc pas utilisés.

Ces 87 séries de croissance représentent un total de 8270 accroissements. La **figure 2** permet de visualiser l'échantillon dans le plan âge-date. Sa forme est triangulaire puisque les peuplements âgés aux dates anciennes n'existent plus. Il est donc nécessairement lacunaire et n'autorise pas la comparaison entre phases tardives de croissance des vieux peuplements actuels avec les anciens.

1.2.3 Calcul de séries de croissance moyenne par peuplement

Le protocole de reconstitution de la croissance en hauteur dominante déjà évoqué rendait nécessaire le calcul d'une courbe de croissance moyenne en hauteur par placette, qui agrège les 3 courbes individuelles disponibles dans chacune.

Aucune nécessité telle ne s'impose concernant la croissance radiale, et le choix de disposer également de telles courbes moyennes par placettes tient plutôt à des raisons pratiques, à savoir :

- se placer dans des conditions d'étude de la dérive de productivité similaires à celles de l'étude de Hervé & al. ;
- limiter le nombre de niveaux de variation disponibles et faciliter la convergence des algorithmes lors de l'ajustement de modèles de croissance ou de modèles à effets aléatoires, sachant que ces problèmes de convergence ont été effectivement rencontrés.

La méthode de construction de ces courbes moyennes repose en son principe sur l'alignement des séries de croissance (rayon, largeur de cerne) des trois arbres selon la date, puis en calculant la moyenne arithmétique des valeurs de rayons et de largeurs de cernes, de façon à ce qu'à toute date le rayon moyen soit bien la somme des accroissements moyens antérieurs. Un âge est attribué à chaque accroissement selon un principe précisé dans l'**annexe 1**, ainsi que quelques détails relatifs à cette construction.

Les 29 courbes moyennes ainsi obtenues représentent un total de 2592 accroissements. La **figure 3** présente ce second jeu de données dans le plan âge-date. Ce jeu sera modifié par la suite, en raison de problèmes techniques exposés ultérieurement. L'ensemble des courbes moyennes de croissance est présenté en **annexe 2**.

1.3 Données climatiques

Dans leur modélisation de la croissance en hauteur, Hervé & al. n'ont pas fait intervenir de variables climatiques. La résolution annuelle de nos données nous a amené à y recourir, sans pour autant rechercher une description exhaustive des effets climatiques sur la croissance radiale. Le but était plutôt d'expliquer une partie des accidents qui marquent assez fréquemment les profils de croissance sur plusieurs années et qui ont pu se révéler gênants dans l'ajustement de nos modèles.

Dans son analyse des effets climatiques sur la croissance du hêtre en Lorraine, Badeau (1995, thèse) a montré l'influence prépondérante de la disponibilité estivale en eau sur la croissance. Le cumul des déficits de réserve hydrique des mois de juin à août est finalement ressorti comme la meilleure variable climatique explicative. Sans aller jusqu'au calcul de bilans hydriques, nous avons retenu comme variable climatique la somme des précipitations de juin à août pour chaque année.

Nous disposons des données pluviométriques mensuelles des postes de Nancy (1851-1997), Metz (1946-1997) et Strasbourg (1881-1997). Nous avons choisi d'utiliser la série de Nancy pour l'ensemble des peuplements en raison de son ancienneté, bien qu'une distinction ait pu être faite pour la forêt de Fislis (poste de Strasbourg). Pour les années non disponibles (année 1998 pour chaque série et les années antérieures à 1851), la valeur moyenne de la variable sur l'ensemble des années disponibles a été utilisée.

2. Méthodes de modélisation

2.1 Modélisation de la croissance radiale

2.1.2 Principe

Cette étape a pour finalité de modéliser l'effet « stade de développement » de l'arbre sur sa croissance radiale. Elle est donc primordiale en ce sens qu'elle doit permettre la séparation de cet effet avec l'effet date recherché en évitant toute confusion. Puisque nous disposons d'accroissements annuels, l'objectif est d'ajuster un modèle sur les séries d'accroissements radiaux, de la forme :

$$\Delta y = f(x),$$

où Δy est une variable d'accroissement sur un pas de temps annuel, et x la (les) variable(s) représentant le stade de développement.

2.1.2 Choix des variables

Deux choix sont à réaliser préalablement :

- celui de la variable modélisée, qui peut être l'accroissement en rayon (largeur de cerne) ou en surface terrière (surfaces de cernes calculées à partir des rayons) ;
- celui des variables de vieillissement jouant le rôle de prédicteur, qui peuvent être l'âge de l'arbre, ou moins intuitivement sa dimension radiale.

Variable à modéliser

Les différences assez systématiques entre les estimations de changements de productivité obtenues par les méthodes dendrochronologiques avec la surface et la largeur de cerne (Dhôte & al., 2000) conduisent à s'interroger sur le choix de la variable la plus pertinente.

West (1980), passant en revue les variables utilisées dans les études de croissance, note qu'un certain nombre d'auteurs ont recours à l'accroissement en diamètre mais sans justification particulière. Dans cette même étude, visant à modéliser la croissance d'eucalyptus en Tasmanie, West conclut que la précision sur les prédictions est similaire quelle que soit la variable utilisée et qu'il n'y a aucune raison a priori de choisir l'une plutôt que l'autre.

Chojnacky (1997), dans son étude sur des pins et genévriers des forêts sèches du Nouveau Mexique, souligne à nouveau l'absence de consensus sur le choix de l'une de ces variables. Les modèles de croissance établis pour l'Ouest des Etats-Unis (cités dans Chojnacky, 1997) considèrent le diamètre et son accroissement comme variable modélisée, cadre dans lequel Chojnacky se replace également.

Avec le double objectif de pouvoir se placer dans le cadre du modèle linéaire et d'éviter tout phénomène d'hétéroscédasticité, Wykoff (1990), se référant aussi aux travaux réalisés sur les conifères dans les Rocheuses, est amené à privilégier le logarithme de l'accroissement du carré du diamètre, proportionnel à l'accroissement en surface terrière. Reprenant le modèle de croissance et l'argumentation proposés par Wykoff, Monserud & Sterba (1996) considèrent avec succès la même variable pour différentes essences feuillues et résineuses en Autriche.

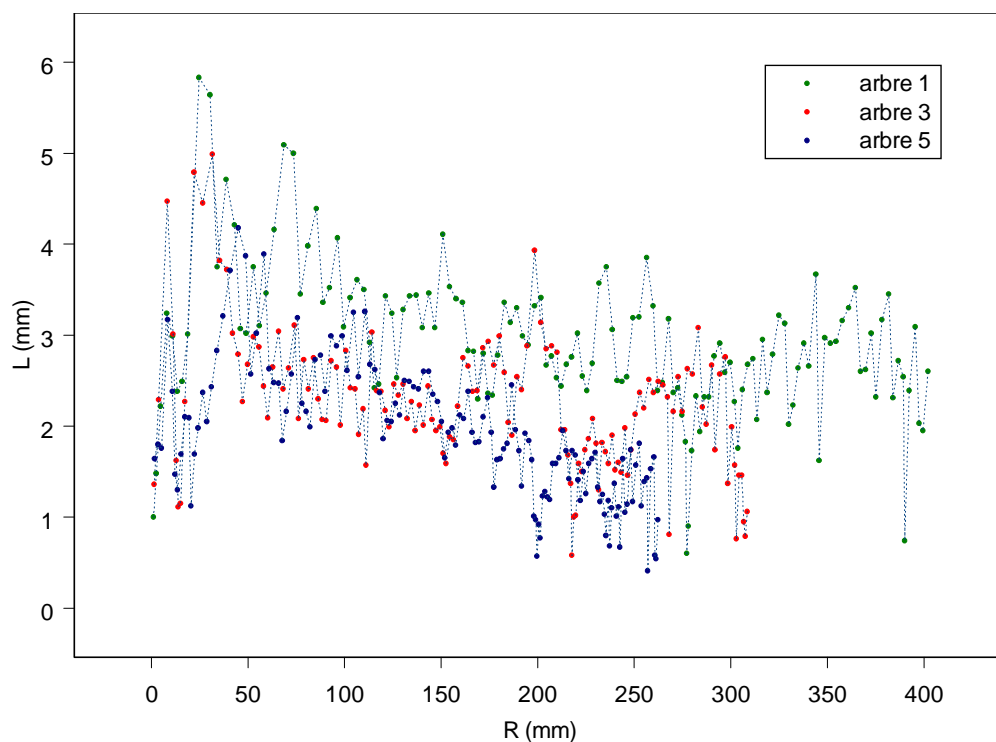
Becker & al. (1995) justifient quant à eux le choix de la croissance en surface terrière dans leurs études sur les changements de productivité par deux raisons :

- elle minimise l'effet purement géométrique lié à l'augmentation de la taille de l'arbre qui se traduit par une décroissance de la largeur de cerne à surface de cerne constante ;
- elle est plus proche de la croissance en volume que la croissance en rayon.

La littérature sur le sujet n'indique donc pas véritablement de variable préférentielle.

Les profils individuels d'accroissement en surface en fonction de la surface ou l'âge de l'arbre ont une allure monotone croissante, tandis qu'ils présentent un maximum si l'on considère la croissance en rayon (voir exemple, **figure 4**) : le profil est asymétrique, d'abord croissant, passe rapidement par un maximum de vitesse

Graphique 1 : Accroissements en largeur de cerne en fonction du rayon individuel



Graphique 2 : Accroissements en surface de cerne en fonction de la surface terrière individuelle

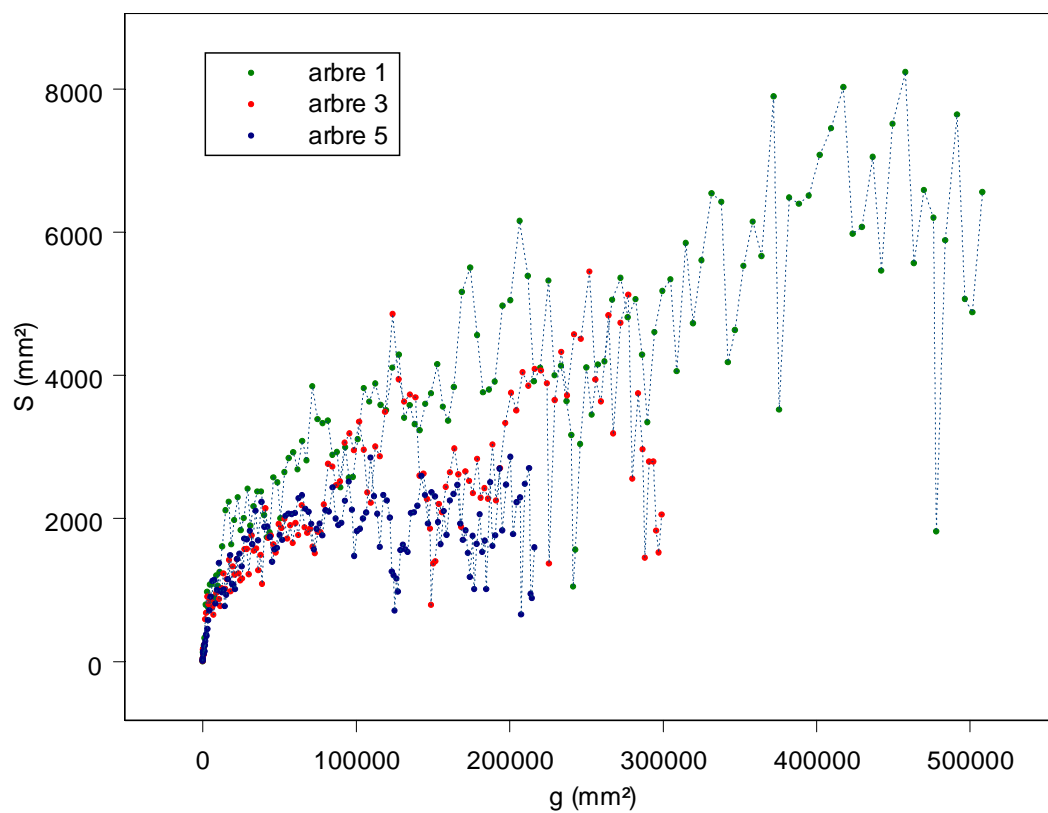


Figure 4. Exemples de profils d'accroissement radial en largeur ou en surface de cerne
Dans cet exemple, les courbes représentées sont celles des trois arbres du vieux peuplement du couple 3.

de croissance, puis décroît régulièrement. La phase de décroissance lente n'est observable que pour les arbres les plus vieux.

L'ajustement d'un modèle sur les profils de croissance en rayon peut donc s'avérer beaucoup plus contraignant, parce qu'il nécessite un ajustement qui prenne en compte le caractère non monotone des profils de croissance, ce qui laisse donc moins de liberté dans la forme à décrire.

Ensuite, il semble plus prudent de travailler sur une variable de même dimension que dans l'analyse de la croissance en hauteur (unité de longueur), afin de garantir une comparaison homogène, dans le contexte déjà mentionné des différences de résultats obtenus par la méthode dendrochronologique selon la variable considérée.

Enfin, en supposant un résidu additif de variance constante dans le modèle de croissance en rayon, on constate par un calcul rapide de changement de variable que le modèle de croissance en surface terrière génère automatiquement de l'hétéroscédasticité sur les résidus. Ils sont alors proportionnels à une fonction de la surface terrière de l'arbre. La **figure 4** montre que l'ampleur des fluctuations à court terme augmente avec g , alors que les fluctuations des largeurs de cernes sont beaucoup plus stables.

Pour ces raisons, nous avons choisi de nous focaliser sur l'accroissement en rayon, c'est à dire la largeur de cerne L .

Variable de vieillissement

Deux raisons indépendantes nous amènent à retenir la taille de l'arbre comme prédicteur de la croissance radiale.

Il est d'abord fréquent de constater que des arbres soumis à une forte compression sur plusieurs années pendant lesquelles ils ne croissent quasiment pas, conservent intact leur potentiel de croissance lors d'une décompression. Il en résulte que le stade de développement pourrait être mieux décrit par la taille elle-même que par l'âge.

La seconde raison tient à l'existence du changement positif de productivité recherché. Sous cette hypothèse, le recours à l'âge pourrait introduire un biais déjà souligné dans l'introduction, jouant dans le sens d'une surestimation du changement de productivité, et dont la possibilité d'existence est exposée à l'**annexe 3**.

Le modèle à ajuster est donc de forme générale : $\Delta R = L = f(R)$

2.1.3 Modèles candidats

Le modèle à retenir doit être souple, en raison de la forte variabilité entre profils individuels, et parce que cette modélisation préalable s'effectue sur des séries incluant la tendance à long terme. Or ces deux effets seront séparés dans le modèle final où ce modèle de croissance sera intégré, et où il devra être à même de représenter correctement et uniquement l'effet du stade de développement.

La littérature concernant l'ajustement de modèles individuels de croissance radiale est peu abondante, et les jeux de données utilisés dans la plupart des études citées ci-dessous sont de nature transversale, alors que nous disposons de données longitudinales.

Wykoff (1990) a développé un modèle pour 11 espèces de conifères dans les Montagnes Rocheuses. Depuis, ce modèle semble avoir fait l'objet d'un certain consensus. Monserud & Sterba (1996), recherchant un modèle individuel pour les peuplements réguliers et irréguliers des principales essences résineuses et feuillues d'Autriche, concluent favorablement à son efficacité. Chojnacky (1997) souligne la complexité du processus de croissance radiale, raison pour laquelle aucune forme mathématique privilégiée ne semble se dégager. Cependant, son approche sur des pins et genévriers des forêts sèches du Nouveau-Mexique aboutit finalement à sélectionner le modèle de Wykoff. En France, de telles approches ont été réalisées par Prévosto (1999, 2000) sur le bouleau argenté et le pin sylvestre sur les volcans d'Auvergne. Elles conduisent à l'utilisation du modèle de Richards sous une forme intégrée.

7 modèles ont été testés. Leurs paramétrisations et formes mathématiques sont reportées dans le **tableau 3**.

En raison de son apparente robustesse, le modèle de Wykoff (1), exprimé sous sa forme non linéaire et en fonction du rayon est testé. Deux modèles de croissance classiques sont envisagés : le modèle de Richards (2) et le modèle de Lundqvist-Matèrn (3). Nous avons également testé le modèle de Valentine (4) (Valentine,

Modèle	Numéro	Expression mathématique
modèle de Wykoff	(1)	$L = a R^b \exp (cR^2)$
modèle de Richards	(2)	$L = a / (1-b) R ((R / c)^{b-1} - 1)$
modèle de Lundqvist-Matèrn	(3)	$L = a R (\ln (b / R))^c$
modèle de Valentine	(4)	$L = a R (b - R) / (c + R)$
modèle à puissance au dénominateur	(5)	$L = a R / (R^b + c)$
généralisation du modèle de Mikaélis-Menten	(6)	$L = a R^b / (R + c)$ ou reparamétrisation $L = a (R/c)^b / (1-b+b(R/c))$
modèle à forme logarithmique	(7)	$L = a R \ln (R + b) / (R + c)$

Tableau 3. Modèles testés pour modéliser la croissance radiale
L = largeur de cerne, R = rayon

L'expression formelle d'un modèle ARMA (p, q), où p est l'ordre de la composante autorégressive et q l'ordre de la composante de moyenne mobile est la suivante :

$$\varepsilon_i = \sum_{r=1}^p \phi_r \varepsilon_{i-r} - \sum_{s=1}^q \theta_s e_{i-s} + e_i$$

où les ε_i désignent les résidus d'ajustement à la date i , ϕ_r les coefficients d'autocorrélation d'ordre r définissant le processus autoregressif, e_i des variables centrées indépendantes et identiquement distribuées correspondant aux termes d'innovation à chaque pas de temps, et θ_s le paramètre de moyenne mobile d'ordre s appliquée aux termes d'innovation.

Figure 5. Formalisation des modèles ARMA

1985), développé à l'origine pour la croissance en hauteur, des modèles faisant intervenir des puissances du rayon, (5) et (6), dont le dernier peut être vu comme une forme généralisée du modèle de Mikaélis-Menten par l'emploi du terme de puissance et enfin, un modèle dont le terme de croissance est logarithmique (7). Ces modèles comportent tous 3 paramètres. Classiquement, leurs équations s'écrivent comme le produit d'un terme de croissance, et d'un terme de freinage qui prend de l'importance quand le rayon augmente.

Certains de ces modèles présentent quelques inconvénients théoriques :

- les formes (2), (3) et (4) (modèles de Richards, Lundqvist-Matèrn et Valentine) rejoignent l'axe des abscisses pour une valeur finie de R, ce qui correspond alors à un arrêt de la croissance ;
- les formes (1), (2), (3), (6) admettent une tangente verticale en 0 qui peut se révéler inadéquate.

2.1.4 Ajustements réalisés

Ces modèles ont d'abord été ajustés globalement sur l'ensemble des données puis de façon individuelle, arbre par arbre, pour tester la souplesse et l'adéquation de chacun. Ils ont ensuite été ajustés sur les 29 courbes de croissance moyennes. Les ajustements ont été réalisés dans le cadre statistique de la régression non linéaire avec le critère des moindres carrés, respectivement au moyen des fonctions *nls* et *nlsList* du logiciel *S-plus*.

A l'issue de cette approche, un ou plusieurs modèles seront retenus. Pour le(s) meilleur(s) modèle(s), nous avons ensuite entrepris une réduction du nombre de paramètres en recherchant un paramètre commun à l'ensemble des courbes ou une liaison entre paramètres.

2.2 Modélisation de la structure d'autocorrélation

2.2.1 Cadre de modélisation

Il s'agit ici de décrire la structuration des fluctuations de la croissance à court terme. Les modèles ARMA (AutoRegressive Moving Average models, Box & Jenkins, 1970 ; présentés dans Seber & Wild, 1989) constituent une famille très large de modèles d'étude des séries temporelles stationnaires, largement utilisée dans le domaine de la dendrochronologie. Les processus décrits s'attachent typiquement à modéliser l'influence des fluctuations passées d'une variable sur sa valeur présente.

L'hypothèse stationnaire suppose une étape de standardisation préalable des séries qui permette la suppression du signal basse fréquence correspondant dans notre situation à la tendance de croissance. Ce sont donc les résidus d'ajustement du modèle de croissance radiale que nous avons considérés comme séries temporelles sur lesquelles analyser le phénomène d'autocorrélation.

L'expression formelle d'un modèle ARMA est donnée en **figure 5**.

2.2.2 Méthode d'identification

Afin d'identifier la structure d'autocorrélation adéquate, nous avons procédé selon la méthode de Box & Jenkins (1970), expliquée de façon synthétique par Monserud (1986) et Guiot (1986), et qui repose sur les étapes suivantes :

- une première phase d'identification de(s) l'ordre(s) du modèle ARMA (p,q) à l'aide des graphes d'autocorrélation (« autocorrelation function » : ACF) et d'autocorrélation partielle (« partial autocorrelation function » : PACF). L'autocorrélation partielle à un ordre donné peut être assimilée au dernier coefficient d'autocorrélation d'un modèle AR de ce même ordre (Seber & Wild, 1989). L'identification des ordres p et q (résumée dans Guiot, 1986) se fait par comparaison des deux graphes : si les autocorrélations décroissent exponentiellement alors que les autocorrélations partielles chutent fortement à l'ordre p, un ARMA (p,0) ou AR (p) est identifié ; si la situation est inverse avec un ordre q, un ARMA (0,q) ou MA (q) est identifié. Toute autre combinaison est la signature d'un processus ARMA (p,q).

Les fonctions *acf* et *acfplot* de *S-plus* permettent d'obtenir ces graphes à l'ordre désiré ;

- une phase d'ajustement du modèle diagnostiqué. Les fonctions *ar* et *arima.mle* de *S-plus* permettent respectivement d'ajuster un processus autorégressif et ARMA à(aux) l'ordre(s) souhaité(s) par une méthode de maximum de vraisemblance ;
- une phase de vérification de l'ajustement à l'aide des graphes d'autocorrélation appliqués cette fois-ci aux séries de résidus résultant de l'ajustement du modèle ARMA.

2.2.3 Ajustements réalisés

Idéalement, notre objectif est de pouvoir identifier une structure d'autocorrélation particulière qui soit commune à l'ensemble de nos séries temporelles. Pour cela, nous avons procédé en deux temps :

- obtention des graphes ACF et PACF et ajustement de processus ARMA (p,q) différenciés selon les séries ;
- tenant compte des résultats précédents, ajustement d'un même modèle ARMA à l'ensemble des séries et vérification de son adéquation à l'ensemble des profils.

Ces observations et ajustements ont été menés à la fois sur les 87 séries individuelles de résidus de l'ajustement du modèle de croissance (6) et sur les 29 séries de résidus du même modèle ajusté sur les courbes de croissances moyennes par placette.

2.3 Modélisation de l'effet fertilité et de la tendance à long terme

2.3.1 Structure générale du modèle aléatoire mis en œuvre

La forme déterministe générale du modèle recherché pour modéliser la croissance radiale de notre échantillon est la suivante :

$$\Delta R = f(R, \text{fertilité}, \text{date})$$

Dans sa forme reparamétrée, le paramètre a du modèle de croissance (6) est un paramètre de niveau qui correspond à la vitesse de croissance radiale maximale. L'effet date jouant par principe sur la vitesse de croissance, une forme multiplicative paraît plausible, tout en restant simple :

$$\Delta R = f_0(R, \text{fertilité}) \cdot g(\text{date})$$

où la fonction f_0 correspond au modèle de croissance radiale sélectionné dans la première phase.

Effet fertilité : recours à la classe des modèles à effets aléatoires

Nous entendons par fertilité de la station l'ensemble des déterminants écologiques permanents de la production : topographie, exposition, substrat, type de sol, climat moyen. Cette définition exclut donc les facteurs qui ont pu faire évoluer fortement la fertilité à long terme, et qui font justement l'objet de la modélisation d'un effet date. Telle que définie, la fertilité ne varie donc pas dans le temps.

Classiquement, l'effet fertilité est introduit dans les modèles de croissance en autorisant la variation d'un ou plusieurs de leurs paramètres avec la station. Notre échantillon est structuré selon deux niveaux hiérarchiques : le niveau « couple » et le niveau « peuplement dans couple ». Si P est un paramètre du modèle influencé par la fertilité stationnelle, on peut alors chercher à le décomposer de façon additive selon ces deux niveaux :

$$P_{ij} = P + p_i + p_{ij}$$

où P correspond au niveau de fertilité moyen de l'échantillon, i désigne le niveau « couple » et j le niveau « peuplement dans couple ». Les différences de fertilité sont donc décrites si on parvient à estimer les valeurs de ces différents termes.

Nous ne disposons cependant d'aucune information permettant de quantifier *a priori* et de façon déterministe l'effet de la fertilité aux deux niveaux de variation envisagés.

Dans ce cas, l'idée générale est de considérer les termes additifs, non comme des constantes à estimer, mais comme des réalisations de variables aléatoires (une par niveau de variation) décrivant la variation de la fertilité. Ce sont alors les paramètres des lois de ces variables (moyenne, variance) qu'il faut estimer. Ainsi défini, le modèle est typiquement un modèle à effets aléatoires. Puisque notre modèle est non linéaire, on parle alors de modèle non linéaire à effets aléatoires.

Ce cadre de modélisation impose par ailleurs une distribution normale pour chaque effet aléatoire, une indépendance entre effets aléatoires de niveaux différents et une indépendance de ces derniers avec les résidus.

Plusieurs formes de modélisation ont été essayées concernant cet effet de fertilité (voir partie Résultats). Cependant, pour expliciter la forme de notre modèle, nous considérerons comme exemple le cadre précis du modèle de croissance (6) dans lequel on attribue une influence potentielle de la fertilité sur les paramètres a et c . Ils ont alors des effets aléatoires aux deux niveaux « couple » et « peuplement dans couple ».

Ce dernier niveau de variation a été envisagé pour tenir compte d'éventuelles perturbations très locales ou accidentelles affectant la station dans le temps. Le risque est cependant de conduire à sous-estimer le niveau du changement de productivité en absorbant une partie de l'effet date dans une variation inter-génération de la fertilité, qui d'après notre définition de cette dernière et le plan d'échantillonnage, ne doit normalement pas exister.

Effet date

Plusieurs formes multiplicatives d'effet date ont été ajustées : linéaire, quadratique, exponentielle et spline cubique (correspondant à une interpolation par une fonction continue par morceaux d'égale longueur et décrits chacun par un polynôme de degré 3). Elles sont présentées dans le **tableau 4**.

Formalisation du modèle

Nous reprenons la formalisation de Lindstrom & Bates (1990, extraite de Pinheiro & Bates, 2000) pour les modèles non linéaires à effets aléatoires, et introduisons par ailleurs un effet linéaire, multiplicatif et centré sur la moyenne, de la variable climatique décrite dans le matériel d'étude (section 1.3) et la structure d'autocorrélation identifiée (AR(1)). Le modèle s'écrit alors pour le peuplement j du couple i à la date k tel qu'il est présenté à la **figure 6**.

L'ajustement doit donc dans ce cas conduire à l'estimation :

- d'une part, des paramètres du modèle : les valeurs moyennes des coefficients du modèle de croissance a , b et c , le coefficient d'autocorrélation ϕ , les paramètres de l'effet date, le paramètre de l'effet pluie p et l'écart-type résiduel σ , ainsi que les matrices de variance-covariance Σ_1 et Σ_2 de chacun des deux niveaux de structuration ;
- d'autre part, des effets aléatoires des coefficients a et c aux deux niveaux (14 effets « couple » pour chacun des a_i et c_i , et 28 effets « peuplement dans couple » pour chacun des a_{ij} et c_{ij}).

La courbe moyenne générale de croissance de l'échantillon correspond alors aux paramètres (a, b, c) , la courbe moyenne de chaque couple i aux paramètres $(a+ai, b, c+ci)$ et la courbe de chaque placette j du couple i à $(a+ai+a_{ij}, b, c+ci+c_{ij})$.

2.3.2 Ajustements réalisés

Différents modèles ont pu être testés en introduisant le(s) meilleur(s) modèle(s) de croissance issu(s) de la première phase de l'étude, les différents modèles d'effet date, et en autorisant différentes structures aléatoires : niveaux « couple » et « peuplement dans couple », niveau « couple » uniquement, et au niveau « placette » uniquement, c'est à dire en ne tenant pas compte de la structuration initiale des données en couples.

Ces modèles ont été ajustés au moyen de la fonction *nlme* de *S-plus*. L'ajustement est fondé sur une méthode de maximum de vraisemblance qui utilise l'algorithme de Lindstrom & Bates (1990, même réf.). Pour chaque modèle, trois critères permettant de réaliser des comparaisons avec les autres modèles sont fournis : la log-vraisemblance (LV) qui doit être la plus grande possible, le critère d'Akaike (Akaike Information Criterion, $AIC = -2 LV + 2 \text{ Nb paramètres}$), et le critère bayésien de Schwarz (Bayesian Information Criterion, $BIC = -2 LV + \text{Nb paramètres} \cdot \log(\text{Nb observations})$), qui doivent être les plus faibles possibles.

Forme d'effet date	Expression mathématique
Linéaire	$g(t) = 1 + a.t$
Quadratique	$g(t) = 1 + a.t + b.t^2$
Exponentielle	$g(t) = \exp(a.t)$
Spline cubique (avec un nœud tous les 15 ans et centrée sur 1900)	$g(t) = 1 + a.t + b.t^2 + c.t^3 + \sum_{k=1..6} c_k \{\max(t-15k, 0)\}^3 + \sum_{k=0..2} c_k \{\min(t+15k, 0)\}^3$

Tableau 4. Formes de modèles d'effet date testées dans le modèle à effet aléatoire
Leur propriété commune est de valoir 1 en 1900. La variable t est définie par $t = \text{date} - 1900$

$$\Delta R_{ijk} = L_{ijk} = \frac{A_{ij} \cdot \left(\frac{R_{ijk}}{C_{ij}}\right)^{B_{ij}}}{\left(1 - B_{ij} + B_{ij} \cdot \left(\frac{R_{ijk}}{C_{ij}}\right)\right)} \cdot g(\text{date}_k - 1900) \cdot (1 + p(\text{pluie}_k - 200)) + \varepsilon_{ijk}$$

$i = 1, \dots, N_{\text{couples}} = 14, \quad j = 1, \dots, N_{\text{générations}} = 2 \text{ ou } 3, \quad k = 1, \dots, N_{ij}$

et

$$A_{ij} = a + a_i + a_{ij}, \quad B_{ij} = b, \quad C_{ij} = c + c_i + c_{ij}$$

avec

$$\varepsilon_{ijk} \sim \phi \cdot \varepsilon_{ijk-1} + e_i \quad e_i \sim N_{iid}(0, \sigma^2), \quad \begin{pmatrix} a_i \\ c_i \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma_1), \quad \begin{pmatrix} a_{ij} \\ c_{ij} \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma_2)$$

Figure 6. Formalisation du modèle de croissance à effets aléatoires aux niveaux « couple » et « peuplement dans couple » avec le modèle de croissance (6)

i est l'indice de couple, j est l'indice de peuplement et k est l'indice de la date.

RESULTATS

1. Résultats préliminaires

1.1 Mise en évidence du changement de productivité

L'examen des profils individuels de croissance (R, age) au sein de chaque couple révèle une tendance quasi-systématique de la courbe des jeunes arbres à être au dessus de celle des vieux arbres (voir **figure 7**). Si les courbes semblent parfois confondues (couples 7 et 12), celles des jeunes arbres ne sont jamais en deçà de celle des anciens.

L'observation des mêmes profils alignés selon la date permet de constater que dans certains cas, et de façon spectaculaire, les jeunes arbres atteignent aujourd'hui une taille voisine de celle des anciens (voir **figure 8**).

La comparaison du rayon atteint actuellement par les jeunes peuplements avec celui des vieux peuplements au même âge, réalisée sur les courbes de croissance moyenne par placette, est présentée au **tableau 5**. A un âge moyen de 60 ans, les jeunes peuplements ont en moyenne un rayon de 16,3 cm contre 11,2 cm pour les vieux peuplements, soit une différence moyenne de 5,1 cm. Cette différence apparaît très hautement significative avec une probabilité critique de l'ordre de $2 \cdot 10^{-4}$.

Le plan d'échantillonnage garantissant en principe un même niveau de fertilité entre peuplements d'un même couple, cet écart systématique en faveur des jeunes peuplements révèle donc de façon nette l'existence d'une dérive positive qui a affecté la productivité des hêtraies du Nord-Est au cours du XXe siècle.

1.2 Modélisation de la croissance radiale

1.2.1 Description des profils $L = f(R)$

En termes d'ordres de grandeur, le maximum de vitesse de croissance est atteint pour des valeurs très variables du rayon de l'ordre de 3 à 15 cm. La largeur de cerne maximale est alors en moyenne de l'ordre de 3 à 4 mm, puis diminue régulièrement jusque vers 1 à 2 mm.

Une forte disparité existe entre arbres des jeunes et des vieux peuplements, ces derniers atteignant ce maximum beaucoup plus tôt que les jeunes qui pour la plupart, ne présentent toujours pas actuellement de baisse de vitesse de croissance à des rayons avoisinant souvent 15 cm.

Une majorité des profils de croissance en rayon présente des accidents qui semblent pouvoir être distingués en deux types selon leur durée :

- des inflexions de la vitesse de croissance s'étendant sur quelques années, qui peuvent correspondre à de mauvaises conditions climatiques ponctuelles ;
- des inflexions beaucoup plus étendues dans la durée – couramment de plusieurs dizaines d'années – souvent suivies par une reprise de croissance très brutale, et que l'on peut probablement attribuer au relâchement d'une compression d'origine sylvicole qui s'est exercée sur la période précédente.

Il est à noter plus particulièrement qu'une bonne moitié des 87 profils de croissance sont affectés par de telles dépressions à leur commencement, laissant apparaître une forme typique en cuvette. En projetant les profils en fonction de la date, il est possible d'isoler certaines périodes caractéristiques de ce genre de manifestations : les années 1870-1880, les années 1920 et les années 1940. Deux de ces trois périodes pourraient correspondre à une pluviosité estivale relativement faible, comme c'est le cas à la fin des années 1860 et dans une plus forte mesure au début des années 1940.

1.2.2 Ajustement et sélection d'un modèle de croissance radiale

1.2.1.1 Ajustement global

Le tableau suivant présente les sommes de carrés résiduelles (SCR) et l'écart-type résiduel (σ) pour chaque

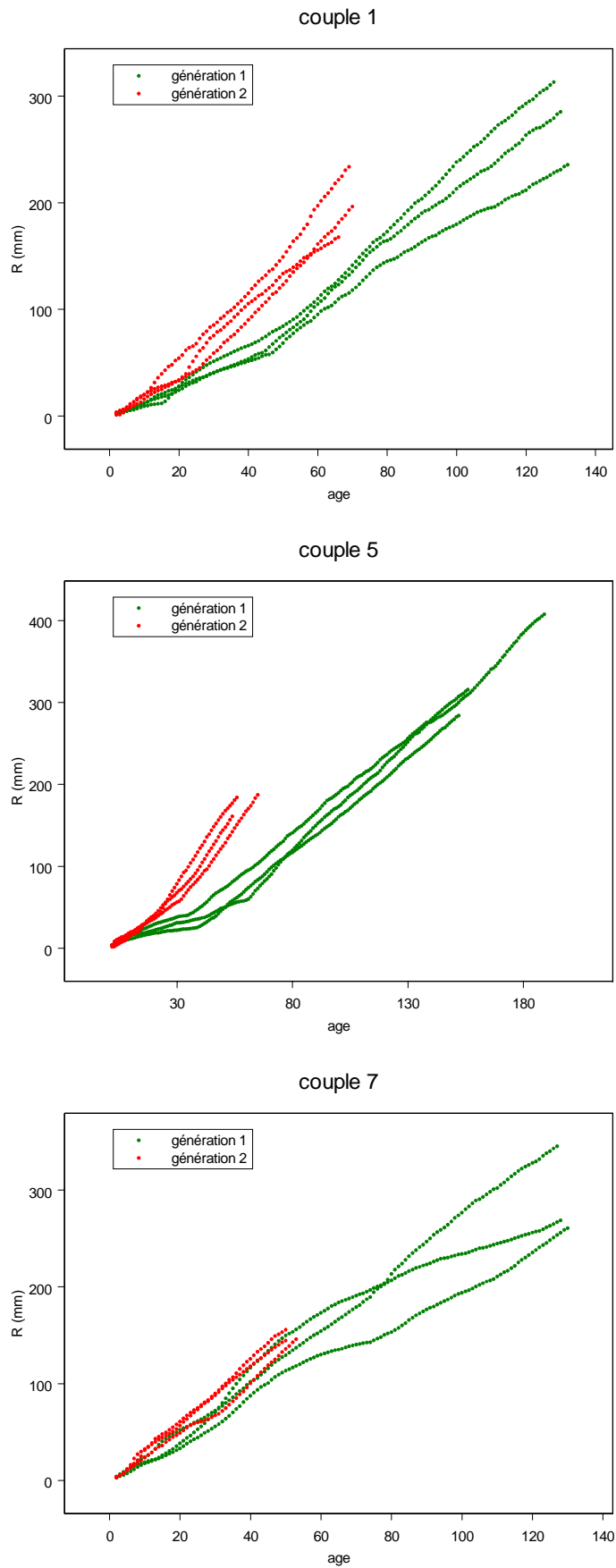


Figure 7. Comparaison des profils individuels de croissance alignés par âge.
 Les profils de chaque arbre des couples 1, 5 et 7 sont représentés comme exemples.

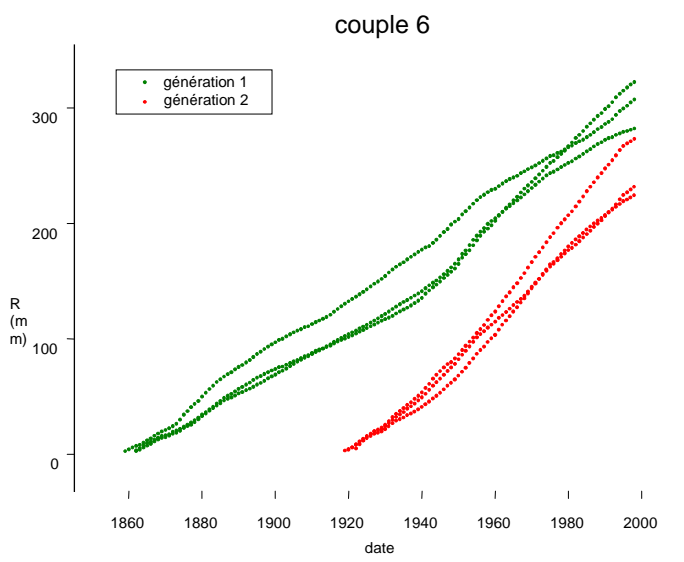
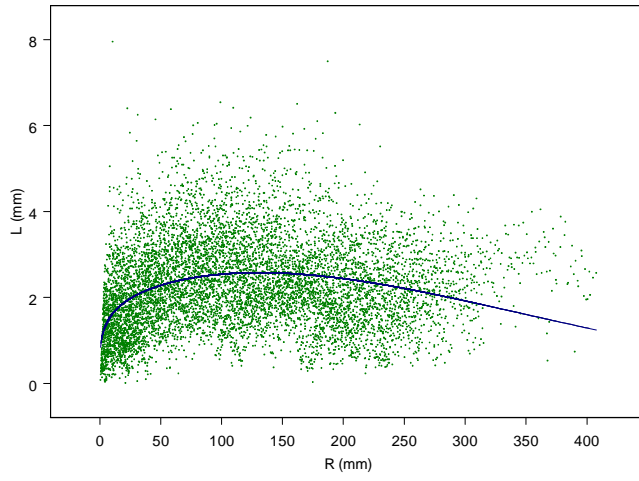


Figure 8. Comparaison des profils individuels de croissance alignés par date.
 Les profils de chaque arbre des couples 2, 6 et 11 sont représentés comme exemples.

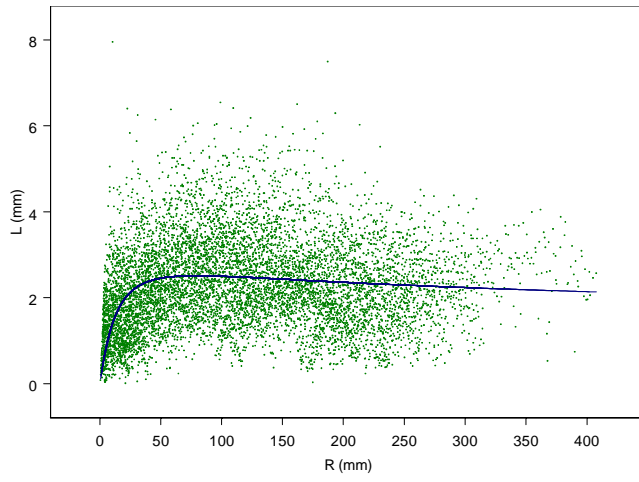
Couple	Dpt	Forêt	Age de comparaison	Ecart d'âge	Rayon jeune peuplement (cm)	Rayon vieux peuplement (cm)	Différence (cm)
1	54	Haye	69	61	19,65	12,51	7,14
2	"	"	63	68	19,71	12,90	6,81
3	"	"	56	82	15,95	15,25	0,70
4	57	Sarrebourg	49	56	15,96	12,10	3,85
5	"	Hesse	56	100	17,35	5,24	12,10
6	"	Lemberg	80	58	24,11	15,14	8,97
7	"	Mouterhouse	50	78	14,62	12,88	1,73
8	"	Goendersberg	42	139	13,69	7,13	6,56
9	52	Morimond	46	73	12,65	9,73	2,92
10	67	La Petite Pierre	33	78	10,15	3,54	6,61
11	68	FC Fislis	85	80	21,68	14,00	7,67
12	"	Ban d'Uxegney	67	43	12,41	13,81	-1,40
13	"	Sainte Hélène	59	68	12,00	65,66	5,44
14	"	Fraize	78	67	17,91	16,34	1,57
		Moyenne	59,5	75,1	16,27	11,22	5,05 ***
		Ecart-type	15,2	23	4,03	4,07	3,65

Tableau 5. Comparaison des rayons atteints actuellement par les jeunes peuplements et les vieux peuplements aux mêmes âges. La différence trouvée est significative au seuil de $2 \cdot 10^{-4}$.

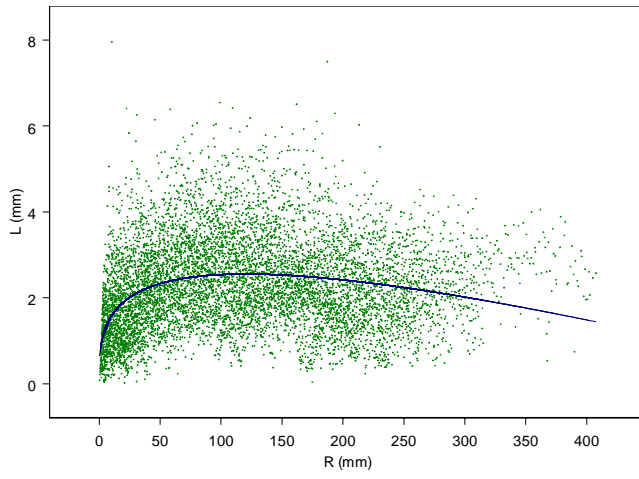
a-



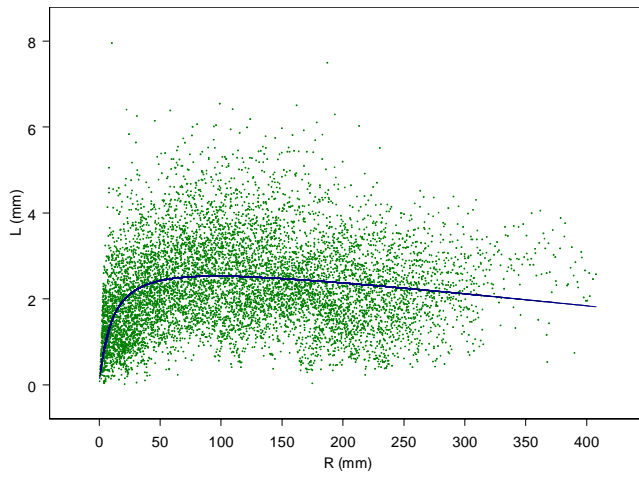
b-



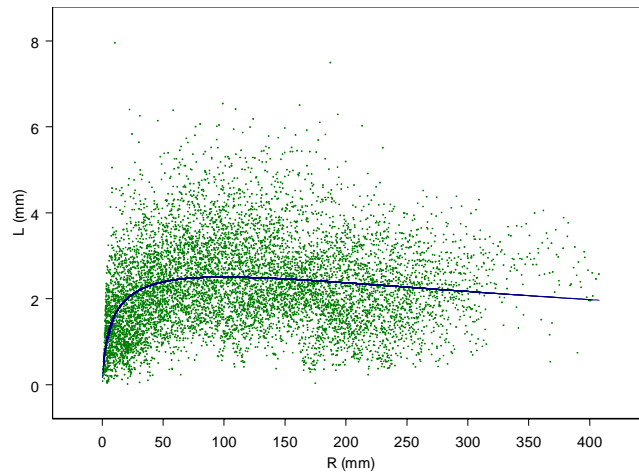
c-



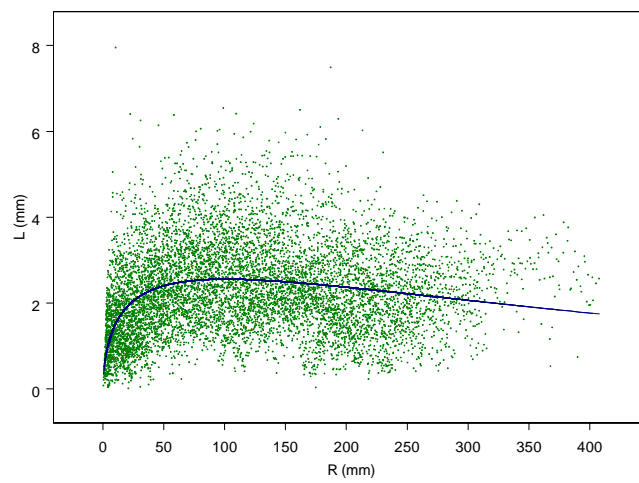
d-



e-



f-



g-

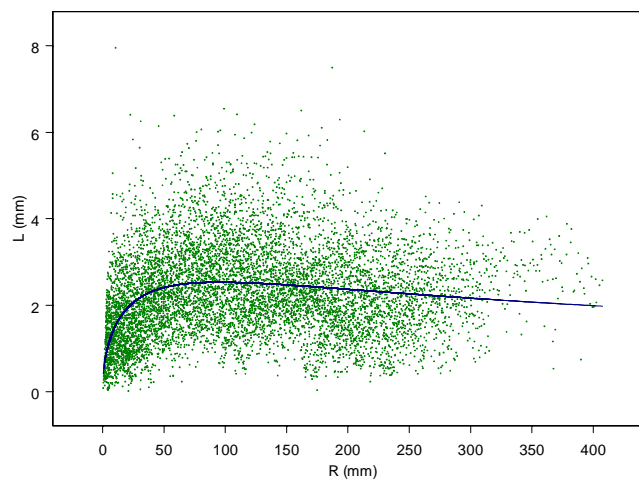


Figure 9. Ajustements globaux des modèles de croissance sur l'ensemble des données. Les modèles sont : a- modèle de Wykoff (1), b- modèle puissance (5), c- modèle de Richards (2), d- modèle de Valentine (4), e- modèle à forme logarithmique (7), f- modèle de Lunqvist-Matèrn (3) et g- généralisation du modèle de Mikaélis-Menten (6).

modèle par ordre décroissant. Les graphiques de ces ajustements sont présentés en **figure 9**.

Modèle	1	5	2	4	7	3	6
SCR	7992.295	7958.96	7914.872	7910.833	7877.69	7851.38	7842.01
σ	0.9832	0.9812	0.9784	0.9782	0.9762	0.9745	0.974

Selon ces critères, le modèle 6 offre le meilleur ajustement global.

Les variances résiduelles des modèles de Wykoff (1), du modèle (5) et de Richards (2) sont les plus élevées. Les défauts relatifs à ces trois modèles sont graphiquement très nets :

- le modèle de Wykoff et le modèle de Richards présentent une courbure concave excessive qui les rend trop plongeants aux extrémités par rapport au nuage des données. Elle est nettement perceptible sur les graphes des résidus en fonction du rayon (non présentés) ;
- le modèle (5) présente quant à lui une allure trop tendue et horizontale dans la partie décroissante de la courbe, qui se traduit également sur le graphe des résidus en fonction du rayon ;
- dans chaque cas, l'abscisse de l'extremum est plutôt mal placée, soit trop en aval pour les modèles de Wykoff et de Richards, soit trop en amont pour le modèle (5).

Il est moins aisé de détecter de tels défauts dans les autres modèles :

- le modèle de Valentine (4) présente une allure légèrement trop tendue dans la partie croissante de la courbe ;
- les modèles (4) et de Lunqvist-Matèrn (3) semblent présenter également d'après le nuage des résidus une courbure inadéquate et une décroissance un peu trop forte sur la fin de la courbe ;
- le modèle (6) présente par contre une légère convexité sur la partie décroissante de la courbe qui correspond assez bien à l'allure du nuage de points.

Pour l'ensemble des modèles, le graphique des résidus en fonction des prédictions révèle une hétéroscédasticité marquée.

1.2.2.2 Ajustements arbre par arbre

Le tableau suivant montre que le nombre d'ajustements réussis est très inégal et plutôt faible :

Modèle	1	5	2	4	7	3	6
N ajustements (/87)	87	87	46	50	45	33	68

Seuls les modèles de Wykoff et (5) permettent un ajustement sur la totalité des profils. Une partie des arbres (18 individus) pour lesquels l'ajustement des cinq autres modèles échoue est commune, ce qui laisse supposer que la difficulté est inhérente à l'allure des profils. Elle peut avoir deux origines : soit les profils incriminés présentent les accidents déjà évoqués qui gênent l'ajustement, soit ils correspondent à des arbres jeunes pour lesquels la partie décroissante du profil n'est pas disponible, ce qui conduit à des problèmes d'indétermination sur les paramètres.

Les performances des modèles de Wykoff et (5) en terme de nombre de profils ajustés s'expliquent par leur trop grande souplesse. La courbure des ajustements est inadéquate dans plusieurs cas, avec des courbes totalement convexes et parfois décroissantes sur le début des profils, notamment ceux qui présentent des accidents de croissance initiaux. Ce défaut se retrouve parfois pour le modèle de Valentine.

Pour les modèles de Wykoff, de Richards et dans une moindre mesure de Lunqvist-Matèrn, les ajustements individuels, et l'allure en léger U des nuages de résidus groupés en fonction des valeurs ajustées confirment leur courbure trop importante.

Les modèles (5) et de Valentine conservent au contraire une allure trop tendue en début et en fin de profil, et trop anguleuse à la transition entre augmentation et diminution de la vitesse de croissance.

Les ajustements des modèles (6) et (7) sont corrects, avec l'avantage pour le modèle (6) d'avoir une souplesse bien meilleure et une convexité nettement plus adéquate dans la phase de décroissance des profils.

➤ **Nous retenons donc le modèle (6) pour la suite de l'étude.**

A l'exception des modèles (7) et de Lunqvist-Matèrn, les nuages de résidus en fonction des valeurs prédites révèlent tous une tendance à sous-estimer la vitesse de croissance pour des prédictions de largeur de cerne inférieures au millimètre. Elles correspondent à la phase initiale de croissance.

L'existence d'une demi-tangente verticale pour les modèles de Wykoff, de Richards et (6) pourrait expliquer une tendance des modèles à plonger trop fortement dans la phase initiale de croissance, mais elle affecte cependant les modèles de Valentine et (5), qui n'ont pas cette propriété.

Comme on l'a déjà mentionné, de nombreux profils individuels présentent une dépression initiale dont les niveaux de croissance correspondent majoritairement au seuil du millimètre. Ces modèles n'étant pas prévus pour prendre en considération une telle courbure, il n'est pas impossible que la croissance initiale soit sous-estimée. Dans ce cas, il s'agirait moins d'une insuffisance des modèles que d'une particularité des données. Cette hypothèse est analysée plus loin pour le modèle (6).

1.2.2.3 Amélioration du modèle (6)

Réduction à deux paramètres

Les résultats des ajustements du modèle (6) révèlent de très fortes corrélations entre estimations des paramètres et suggèrent un excès de paramétrisation du modèle. Tandis que ces estimations connaissent des variations de grande amplitude pour les paramètres a et c , les valeurs prises par b sont beaucoup plus stables (comprises entre 0 et 1). On peut donc chercher à ajuster le modèle avec b comme paramètre commun à fixer pour l'ensemble des profils.

Nous avons procédé de façon semi-automatique, en réalisant l'ajustement arbre par arbre du modèle à deux paramètres, avec une itération permettant de faire varier b dans une gamme de valeurs fixées, et en isolant un intervalle pour lequel la somme de l'ensemble des critères individuels des moindres carrés résiduels est minimale. En appliquant cette procédure plusieurs fois sur des intervalles de taille décroissante, on peut atteindre le degré de précision souhaité sur l'estimation de b .

Avec une précision au 1/1000e, on obtient ainsi une estimation de b à 0,484, pour laquelle 86 ajustements sur les 87 ont réussi. La somme des carrés résiduels est de 4192,48 correspondant à un écart-type résiduel de 0,722.

Les ajustements individuels obtenus en fixant b comme paramètre commun sont alors bien meilleurs que ceux obtenus précédemment. Quelques cas de figure typiques de ces ajustements sont présentés en **figure 10**. On constate par ailleurs qu'une très forte corrélation demeure entre les estimations des paramètres a et c .

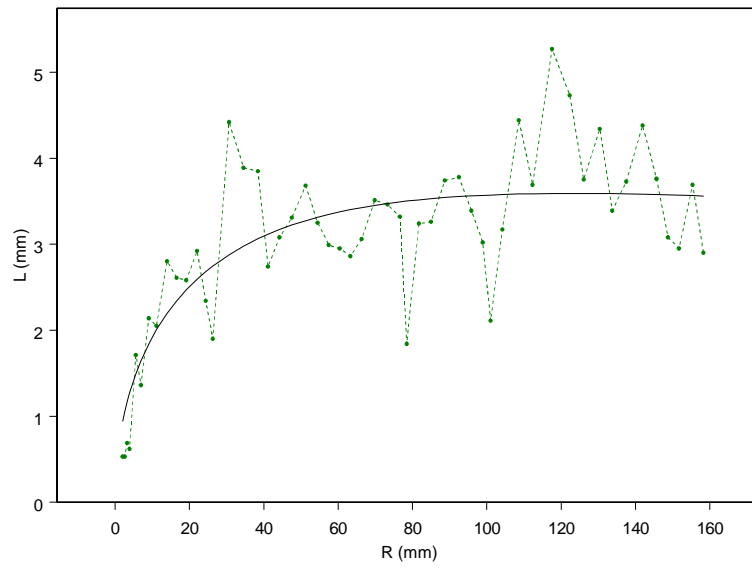
Défaut d'ajustement sur la phase initiale

Afin de tester l'éventuel inconvénient de la demi-tangente verticale du modèle (6) pour un rayon théorique nul, nous avons cherché à introduire une constante dans le terme de puissance pour obtenir une demi-tangente de pente finie :

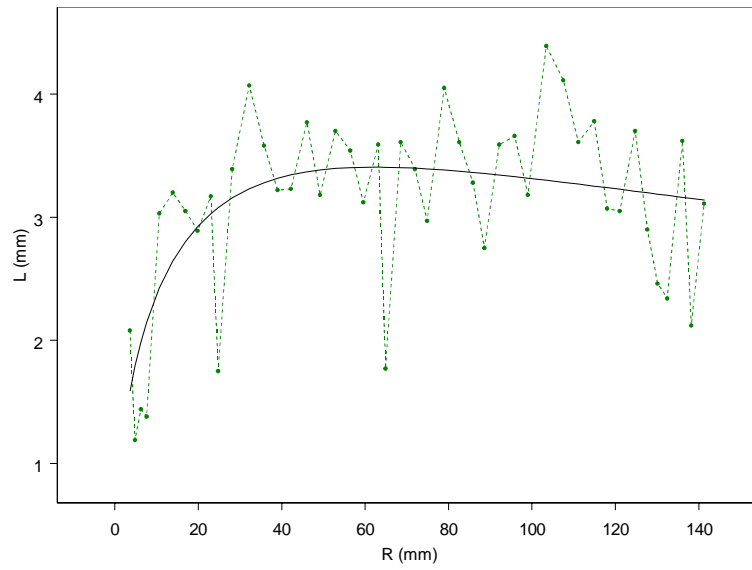
$$L = a \frac{(R + cte)^b}{R + c}$$

Cette constante n'est pas à considérer comme un paramètre, et devrait prendre à l'idéal une valeur simple.

a-



b-



c-

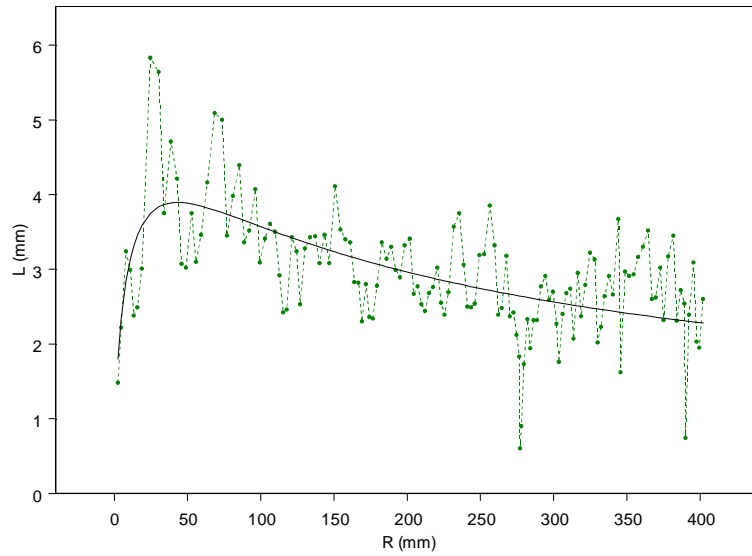


Figure 10. Exemples d'ajustements du modèle (6) avec b comme paramètre commun. De a à c : ajustements sur les arbres 18, 55, et 13.

Selon le même principe que précédemment, nous avons recherché une valeur de la constante qui minimise la somme des critères des moindres carrés résiduels individuels, en fixant b à la valeur précédente. De façon surprenante, la valeur optimale est très faible, de l'ordre du dixième de millimètre, et ne conduit pas à une évolution perceptible de la forme du nuage des résidus. Il n'y a donc pas lieu d'introduire une telle constante dans le modèle, et il est donc fort possible que l'apparent défaut de surestimation soit à imputer aux anomalies des débuts de profils.

Dans un contexte où peu de modèles de croissance ont été développés jusqu'alors (voir partie « matériel et méthodes »), il est intéressant de disposer de ce nouveau modèle de croissance.

Il présente dans notre cas une qualité d'ajustement supérieure à celle des modèles de croissance classiques et du modèle de Wykoff qui a souvent été utilisé dans la littérature.

S'il rend compte correctement de formes de profils de croissance assez diverses, il offre cependant une bonne robustesse de forme et une souplesse raisonnable qui ne conduit pas aux défauts identifiés dans certains des autres modèles, et en particulier le modèle de Wykoff. Le revers de cette robustesse se constate dans l'échec de l'ajustement sur des profils marqués par des irrégularités.

1.3 Modélisation de la structure d'autocorrélation des séries de croissance

1.3.1 Résultats

De la phase d'observation des graphes des fonctions d'autocorrélation AFC et d'autocorrélation partielle PAFC, il ressort qu'une grande majorité de nos séries individuelles (un peu plus de 70) semblent s'accorder avec un processus AR(1). Un exemple de diagnostic est présenté en **figure 11**. Quelques unes pourraient suivre une structure d'AR(2) voire anecdotiquement d'AR(3). Pour 8 séries, aucune structure particulière n'apparaît.

L'ajustement d'un processus AR(p) avec l'algorithme de Yule-Walker et une valeur maximale de $p=10$ se révèle un peu plus en faveur des AR(2) (17 séries) et AR(3) (12 séries), au détriment des AR(1) (37 séries). Le reste des séries correspond à des ordres d'AR excessivement élevés et suspects, ou nuls dans deux cas.

Les résultats existant dans la littérature (voir la discussion) et le diagnostic initial nous ont amené à imposer l'ajustement d'une structure commune d'AR(1) à nos séries.

De façon assez surprenante, l'analyse des graphes PAF et PAFC sur les nouveaux résidus obtenus après ajustement d'un AR(1) révèle l'absence de structure d'autocorrélation résiduelle, donc l'adéquation d'une forme générale d'AR(1).

La comparaison des séries de résidus avant et après ajustement de l'AR(1) révèle même une propension assez remarquable de l'AR(1) à absorber les signaux de moyenne fréquence présents dans nos séries, au point que les résidus finaux ont une allure proche de celle d'un bruit blanc. Ce comportement de l'AR(1) est illustré en **figure 12**.

Sur les 86 séries pour lesquelles l'ajustement du modèle de croissance existait, 84 s'accordent avec un AR(1), les deux autres n'ayant pas de structure apparente. On obtient alors une autocorrélation moyenne de 0.555 avec un écart-type de 0.155.

La démarche est appliquée aux résidus des ajustements sur les séries d'accroissements moyens par placette. Sur les 29 placettes, 26 ajustements concernent l'AR(1). On obtient alors une autocorrélation moyenne légèrement plus faible de 0.504 avec un écart-type de 0.157, ce qui souligne la robustesse du résultat.

- **Nous retenons donc le modèle AR(1) comme structure d'autocorrélation pour la suite de l'étude.**

1.3.2 Analyse des résultats

Forme du modèle

Dans la littérature, il apparaît que différentes formes de modèles ARMA ont été identifiées sur des séries d'accroissements radiaux.

Dans son étude sur les sécheresses de l'Ouest des grandes plaines, Meko (1981, cité par Monserud, 1986) trouve qu'un AR(1) est dans la quasi-totalité des cas suffisant pour rendre compte des arrière-effets dans les séries de cernes de croissance. Un même AR(1) est également privilégié par Mäkinen (1997) dans son étude sur l'épicéa en Finlande.

Utilisant des chronologies concernant le douglas, l'épicéa et le pin pignon dans des zones géographiques diverses (Alaska, Ouest du Canada, jusque dans les régions arides du Sud-Ouest des Etats-Unis), Monserud (1986) montre qu'un modèle ARMA(1,1) se révèle idéal dans la plupart des cas. Mais plusieurs modèles moins parcimonieux sont souvent acceptables pour rendre compte des arrière-effets. L'auteur note ainsi que des processus autorégressifs d'ordre élevé (AR(2) à AR(4)) permettent de rendre compte de l'autocorrélation. Rose (1983) et Cook (1985) (cités dans Cook et Kairiukstis, 1990) identifient comme meilleurs modèles compétiteurs du processus ARMA (1,1), pour les conifères d'Amérique du Nord, des AR d'ordre 1 à 3.

Plus proche de notre étude, l'analyse menée par Badeau (1995) sur le hêtre des plateaux calcaires de Lorraine conduit à des résultats assez similaires aux nôtres, bien que marqués par une forte hétérogénéité. Sur plus de 600 chronologies disponibles, 30 % d'entre elles semblent ne pas présenter de structure d'autocorrélation particulière, tandis que 60 % rentrent dans le cadre d'un AR(1), 10 % dans celui d'un AR(2) et quelques unes, de façon anecdotique, exigent un AR(3).

Interprétation biologique

Du point de vue biologique, deux sources d'arrière-effets sont distinguées (Badeau, 1995) : un effet direct de la taille du ou des cernes précédents, interprété en termes de volume de stockage de réserves et de surface conductrice, et des arrière-effets climatiques d'une ou plusieurs années jouant sur le stock de réserves et le développement de l'arbre, et pouvant influencer sur plusieurs années (Becker, 1989).

Les modèles ARMA sont classiquement interprétés selon ces deux effets, la composante AR correspondant à l'influence des cernes précédents, et la composante MA aux arrières-effets climatiques.

La validation de l'AR(1) souligne donc l'influence du cerne de l'année précédente tandis que celle des cernes d'années antérieures semble moins assise. L'absence de composante MA indiquerait alors l'absence d'arrière-effets climatiques. Ils auraient une portée maximale d'un an dans le cas d'un ARMA (1,1).

Il peut paraître surprenant qu'il existe une hétérogénéité des processus identifiés pour une même essence en un même lieu, car elle sous-tend logiquement une hétérogénéité fonctionnelle peu probable. Guiot (1986) insiste cependant sur le caractère spéculatif du processus ARMA retenu et suggère que des autocorrélations d'ordre supérieur à 3 ne devraient pas être prises en compte.

Valeur de l'autocorrélation

Les valeurs d'autocorrélation obtenues se situent en deçà de celles obtenues chez le chêne (Hervé, comm. pers.), ce qui est en accord avec les différences de modes de mise en place et de fonctionnement de l'appareil conducteur de ces deux essences : le chêne reconstitue son appareil conducteur avant le débourrement, donc sur la base des réserves de l'année antérieure, ce qui est le cas dans une moindre mesure chez le hêtre qui s'appuie initialement sur le système conducteur de(s) année(s) précédente(s) (résultats cités dans Badeau, 1995).

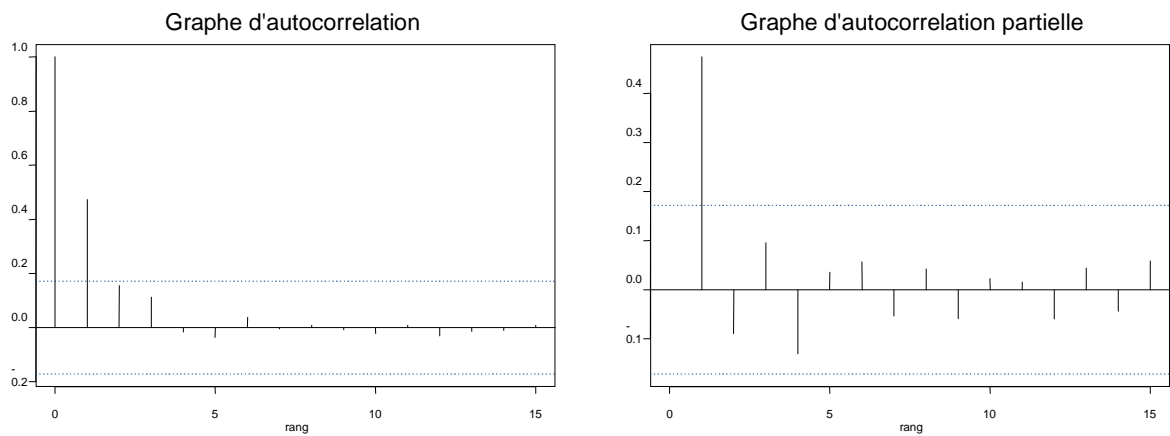


Figure 11. Diagnostic d'un processus ARMA à l'aide des graphes ACF et PACF.
L'exemple présenté est celui de l'arbre 8, et suggère une structure d'autocorrélation de forme AR (1)

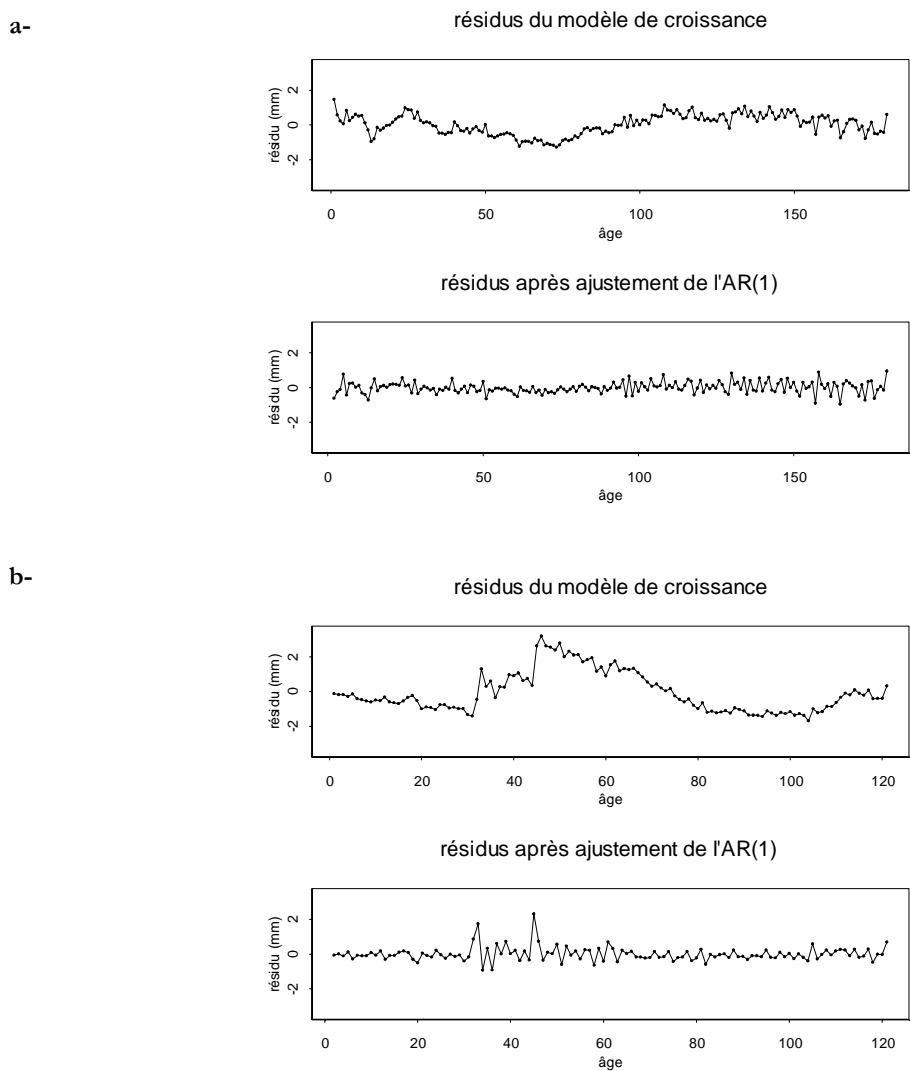


Figure 12. Comparaison des résidus d'ajustement du modèle de croissance radiale avant et après ajustement d'un AR(1). Les deux exemples présentés sont ceux des arbres 4 (a) et 6 (b).

2. Modélisation du changement de productivité

2.1 Première approche avec un modèle non linéaire à effets aléatoires

Dans ce modèle (M1), nous avons utilisé la forme reparamétrée du modèle de croissance (6) et un modèle d'AR(1) pour les résidus. Des effets aléatoires ont été introduits pour les paramètres a et c du modèle de croissance aux deux niveaux « couple » et « peuplement dans couple ». La forme du changement de productivité est linéaire. L'expression de ce modèle est présentée **figure 13**. Le modèle est ajusté sur les courbes moyennes par placette.

Pour bien comprendre la signification du modèle (6) reparamétré et pouvoir interpréter correctement tout au long de l'étude le comportement des effets aléatoires introduits, il est nécessaire de remarquer que les paramètres a et c de ce modèle représentent respectivement la vitesse de croissance radiale maximale atteinte par l'arbre au cours de son développement et le rayon qui correspond à cette vitesse.

Les difficultés rencontrées lors d'ajustements préliminaires nous ont conduit à tronquer dans la partie initiale trois courbes de croissance moyennes qui présentent d'importantes dépressions de croissance s'étendant sur plusieurs dizaines d'années et correspondant fort probablement à une compression d'origine sylvicole. Il s'agit des courbes des vieux peuplements des couples 6, 8 et 13, pour lesquelles les 89, 106 et 69 premiers accroissements ont été supprimés, soit un total de 263 accroissements.

Après cette modification, le modèle présente les caractéristiques reportées dans le **tableau 6**. ($\Sigma 1$ et $\Sigma 2$ sont les matrices de corrélations aux niveaux « couple » et « peuplement dans couple », LV est la log-vraisemblance, σ est l'écart-type résiduel).

D'après les matrices de corrélations, il est frappant de constater que l'effet « fertilité » au niveau « couple » est quasiment inexistant et que toute la variabilité est reportée au niveau « peuplement dans couple », alors qu'on attendrait un résultat allant dans un sens opposé.

L'ajustement d'un modèle similaire avec un seul niveau de variation aléatoire (l'ensemble des placettes sans structuration par couple) suivi d'un test sur le rapport des log-vraisemblances (fonction *anova* de *S-plus*) confirme que l'introduction du niveau « couple » n'est pas nécessaire.

Une telle distribution de la variabilité reviendrait à dire que la structuration en couples de notre échantillon n'a pas de réalité concrète. Ceci peut signifier qu'un phénomène autre que la fertilité vient modifier les courbes de façon importante, et nous place devant une difficulté majeure, car l'identification correcte de l'effet date reposait justement sur l'hypothèse que seul l'effet âge distinguait fortement les deux peuplements d'un même couple. Il n'est pas impossible que l'effet date lui-même soit en partie à l'origine de cette forte variabilité intra-couple. Pour l'analyser correctement, nous sommes donc amenés à abandonner l'introduction des effets aléatoires.

2.2 Modélisation du changement de productivité à l'aide d'un modèle non linéaire

Nous nous replaçons ici dans le cadre de la régression non-linéaire, avec l'inconvénient que l'effet du stade de développement est représenté par une courbe de croissance radiale unique pour l'ensemble des séries de croissance. Ce modèle (M2) correspond donc au modèle (M1) où l'effet date est linéaire et sans effets aléatoires. Il est ajusté sur les courbes de croissance moyennes. Les résultats sont présentés dans le **tableau 7**.

L'effet date est très significatif et correspond à une augmentation linéaire de la vitesse de croissance de 55% depuis 1900 (sans effet date, la somme des carrés résiduels était de 666.06). L'estimation du coefficient d'autocorrélation est un peu forte, mais elle est évaluée sur l'ensemble des accroissements et non sur des séries temporelles distinctes.

De l'analyse des résidus en fonction de la date (voir **figure 14**), on peut dégager plusieurs constats essentiels :

- à partir des années 60, les résidus des deux générations de peuplements ont une légère tendance à se

$$\Delta R_{ijk} = \frac{A_{ij} \cdot \left(\frac{R_{ijk}}{C_{ij}} \right)^{B_{ij}}}{\left(1 - B_{ij} + B_{ij} \cdot \left(\frac{R_{ijk}}{C_{ij}} \right) \right)} \cdot (1 + d(\text{date}_k - 1900)) \cdot (1 + p(\text{pluie}_k - 200)) + \varepsilon_{ijk}$$

$i = 1, \dots, N_{\text{couples}} = 14, \quad j = 1, \dots, N_{\text{générations}} = 2 \text{ ou } 3, \quad k = 1, \dots, N_{ij}$

et

$$A_{ij} = a + a_i + a_{ij}, \quad B_{ij} = b, \quad C_{ij} = c + c_i + c_{ij}$$

avec

$$\varepsilon_{ijk} \sim \phi \cdot \varepsilon_{ijk-1} + e_i \quad e_i \sim N_{iid}(0, \sigma^2), \quad \begin{pmatrix} a_i \\ c_i \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma_1), \quad \begin{pmatrix} a_{ij} \\ c_{ij} \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma_2)$$

Figure 13. Expression du modèle (M1)

AIC	BIC	LV
3541.97	3616.76	-1757.99

Effets fixes

paramètre	estimation	erreur-standard	statistique t	p. critique
a	2.29	0.096	23.71	<10 ⁻⁴
b	0.485	0.088	5.496	<10 ⁻⁴
c	75.67	10.95	6.91	<10 ⁻⁴
effet date d	0.00283	6.4 10 ⁻⁴	4.42	<10 ⁻⁴
p	0.00073	7 10 ⁻⁵	10.23	<10 ⁻⁴

Partie aléatoire

Σ_1	a	c	Σ_2	a	c
a	3.19 10 ⁻⁸	-1	a	0.32	0.025
c		3.11 10 ⁻⁵	c		46.37

σ	ϕ
0.5947	0.54

Tableau 6. Caractéristiques de l'ajustement du modèle (M1)

Dans les matrices de corrélations, les écart-types des paramètres se lisent sur la diagonale, tandis que la corrélation est en dehors.

paramètre	estimation	erreur-standard	statistique t
a	2.158	0.08	26.88
b	0.391	0.3	1.32
c	53.502	6.26	8.55
effet date	0.005538	0.0008	6.91
p	0.0005881	0.000054	10.78
ϕ	0.714	0.015	48.5

SCR	σ
647.51	0.5313

Tableau 7. Caractéristiques de l'ajustement du modèle (M2)

- dissocier, le nuage des jeunes peuplements étant au dessus de l'autre ;
- depuis le milieu des années 1980, on note une inflexion générale de ces résidus pour les deux générations qui signale une baisse du niveau du changement de productivité ;
- le nuage des résidus de la jeune génération se déplace vers des valeurs positives à partir des années 1960, suggérant qu'à partir de cette date, la dérive de la productivité a dû évoluer de façon accélérée, avant de connaître l'inflexion des années 1980 ;
- le nuage des résidus de la vieille génération ne présente pas cette accélération dans les années 1960.

Les nuages des résidus en fonction du rayon pour les deux générations (non présentés) ont une allure assez tendancée que l'on doit probablement interpréter comme la conséquence d'une modélisation trop grossière du changement de productivité, qui conduirait alors à un report de tendance sur le modèle de croissance.

➤ **Ce modèle révèle l'existence d'une dérive importante de la productivité, qui n'a pas été uniforme sur la période considérée, et qui de plus semblerait différenciée selon l'âge des peuplements.**

Si cet effet de l'âge du peuplement sur l'effet date existe, il pourrait très bien expliquer, au moins partiellement, l'ampleur de la variabilité intra-couple. Il paraît alors envisageable de reconsidérer le modèle à effets aléatoires en intégrant ce fait.

2.3 Réintroduction des effets aléatoires

Nous avons testé les différents modèles d'effet date en distinguant les deux générations de peuplements. Les meilleurs ajustements ayant été obtenus lorsqu'on a recours aux fonctions splines, nous nous plaçons dès lors dans ce cadre.

Celles que nous avons utilisées comportent un nœud tous les 15 ans et sont centrées sur 1900 (voir **tableau 4**, section « Matériel et Méthodes »). Les modèles ajustés conservent la même expression que le modèle (M1), à l'effet date près.

Les résidus du modèle (M2) semblent indiquer que l'individualisation des effets date selon l'âge des peuplements a lieu dès la seconde moitié du siècle. En conséquence, nous n'avons cherché à différencier l'effet date par génération que sur la partie finale de la spline, à partir de 1975 (M3), de 1960 (M4) ou de 1945 (M5). Le modèle (M6) (sans distinction des générations dans l'effet date) permet la comparaison aux modèles précédents. Les valeurs des différents critères pour ces modèles sont indiquées au **tableau 8**. C'est en distinguant l'effet date dès 1945 qu'on obtient le meilleur ajustement. Ses caractéristiques sont reportées au **tableau 9**.

Analyse des matrices de corrélations

Les valeurs prises par la matrice des corrélations au niveau « couple » sont remontées à des niveaux beaucoup plus réalistes que précédemment, bien que la corrélation entre a et c paraisse encore élevée. La variabilité intra-couple reste cependant supérieure à la variabilité entre couples.

Les corrélations entre paramètres a et c de l'effet stade de développement sont assez surprenantes, puisque leur signe change selon le niveau de variation aléatoire considéré.

Ces observations assez curieuses peuvent sous-tendre un phénomène d'importance et non pris en compte, si bien qu'il n'apparaît plus adéquat de parler d'effet de la fertilité pour décrire la variation intra-couple. Nous préférons dans ce cas parler plus généralement d'« effet placette local ». Cet aspect est discuté de façon approfondie dans la « discussion ».

Analyse des ajustements

Les ajustements individuels obtenus (non présentés) sont corrects pour une majorité de courbes de croissance (une vingtaine) et beaucoup plus médiocres pour la dizaine de courbes restantes.

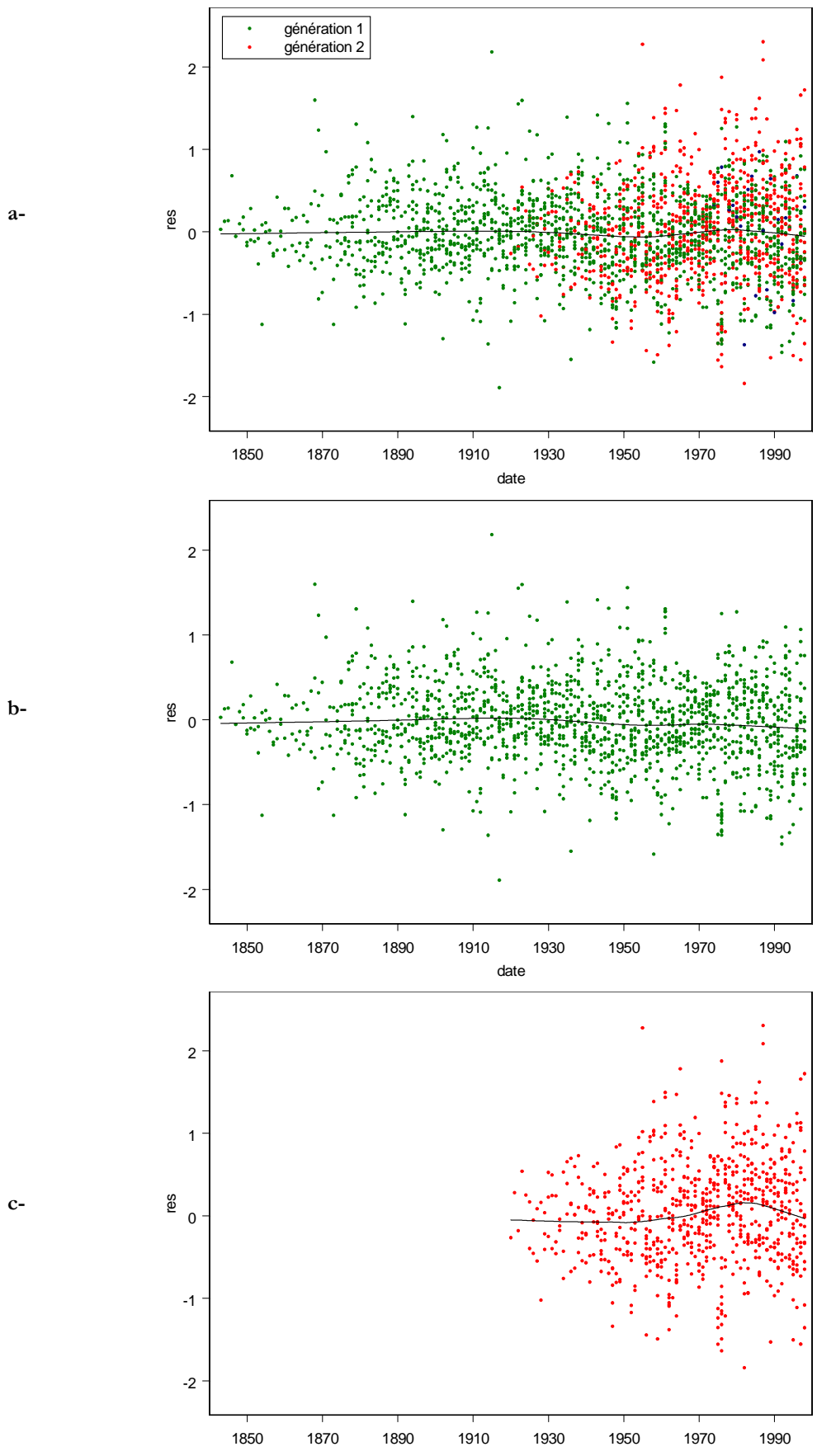


Figure 14. Résidus de l'ajustement du modèle (M2) en fonction de la date. La figure b correspond à l'ancienne génération, la figure c à la nouvelle génération, et la figure a confond les deux nuages. La fonction de lissage ajustée est de type « loess ».

Année de séparation	AIC	BIC	LV	p. critique
jamais (M6)	3513.63	3645.95	-1733.81	
1975 (M3)	3515.91	3659.74	-1732.95	0.4234
1960 (M4)	3509.94	3659.52	-1728.97	0.0214
1945 (M5)	3503.46	3658.79	-1724.73	0.0011

Tableau 8. Valeur des différents critères et tests sur les rapports des log-vraisemblances. La vraisemblance de la spline de référence (M6) est testée avec celle de chacune des autres modèles.

AIC	BIC	LV
3503.46	3658.79	-1724.73

Effets fixes

paramètre	estimation	erreur standard	p. critique
a	2.483	0.13	<10 ⁻⁴
b	0.469	0.088	<10 ⁻⁴
c	71.238	11.385	<10 ⁻⁴
d (pluie)	0.0006	0.0001	<10 ⁻⁴
e (1)	0.826	0.349	0.0181
f (2)	0.399	0.929	0.6676
g (3)	-2.154	7.294	0.7678
h (15)	-14.421	22.494	0.5215
i (30)	60.374	34.53	0.0805
j (45 v)	-97.143	38.355	0.0114
k (45 j)	-81.019	37.856	0.0324
l (60 v)	120.429	43.457	0.0056
m (60 j)	75.187	40.371	0.0627
n (75 v)	-193.373	70.982	0.0065
o (75 j)	-149.136	61.047	0.0146
p (90 v)	750.228	466.82	0.1082
q (90 j)	431.983	377.933	0.2532
r (-15)	6.969	30.134	0.8171
s (-30)	-20.997	59.3	0.7233

Partie aléatoire

Σ_1	a	c	Σ_2	a	c
a	0.095	0.925	a	0.36	-0.7
c		28.9	c		32.18

σ	ϕ
0.5707	0.503

Tableau 9. Caractéristiques de l'ajustement du modèle (M5). Dans la colonne des noms des paramètres, les chiffres entre parenthèses désignent la décennie de chaque nœud par rapport à 1900, suivie d'une indication sur la génération de peuplement concernée (j pour jeune et v pour vieille). Les chiffres de 1 à 3 renvoient aux termes globaux de la fonction spline.

Les accroissements radiaux étant modélisés comme le produit des effets du stade de développement, de l'effet date et des pluies estivales, nous pouvons calculer pour chacune des largeurs de cernes un accroissement standardisé « à rayon et pluies constants », en les divisant par le produit de ces deux effets et en remplaçant les paramètres par leurs estimations.

La représentation de ces accroissements standardisés en fonction de la date, sur lesquels l'effet date modélisé peut être superposé, permet une visualisation directe de l'allure de la dérive de productivité (voir **figure 15**). Elle n'autorise pas de validation du modèle puisque elle dépend de ce dernier. Par contre, elle peut préciser et invalider les hypothèses faites sur l'allure des changements de productivité.

L'augmentation de vitesse de croissance sur les 150 dernières années est évidente. Cette progression est très irrégulière et marquée par des accidents :

- pour les vieux peuplements, la dérive positive de productivité perceptible dès les années 1860 semble s'être interrompue brutalement au début des années 1910, jusque au début des années 1950 où il semble qu'il y ait une faible reprise de la dérive. Elle chute à nouveau dans les années 1970 et 1985 pour aboutir à un niveau final un peu supérieur au niveau initial. Comme nous l'avons dit, il n'est pas impossible que cette tendance soit sous-estimée et la distinction entre génération est à considérer avec précaution ;
- pour les jeunes peuplements, la dérive de productivité a une allure nettement positive qui s'accélère à partir des années 1950, pour atteindre un niveau final d'environ +50% en vitesse de croissance radiale par rapport à 1900. La chute de productivité qui commence au milieu des années 1980 apparaît clairement.

Les résidus bruts de ce modèle final sont représentés en fonction des ajustements, de la date et du rayon en **figure 16**. Ils révèlent que la modélisation des effets du stade de développement et de la date est correcte. Par ailleurs, on ne discerne pas de fort effet d'hétéroscédasticité.

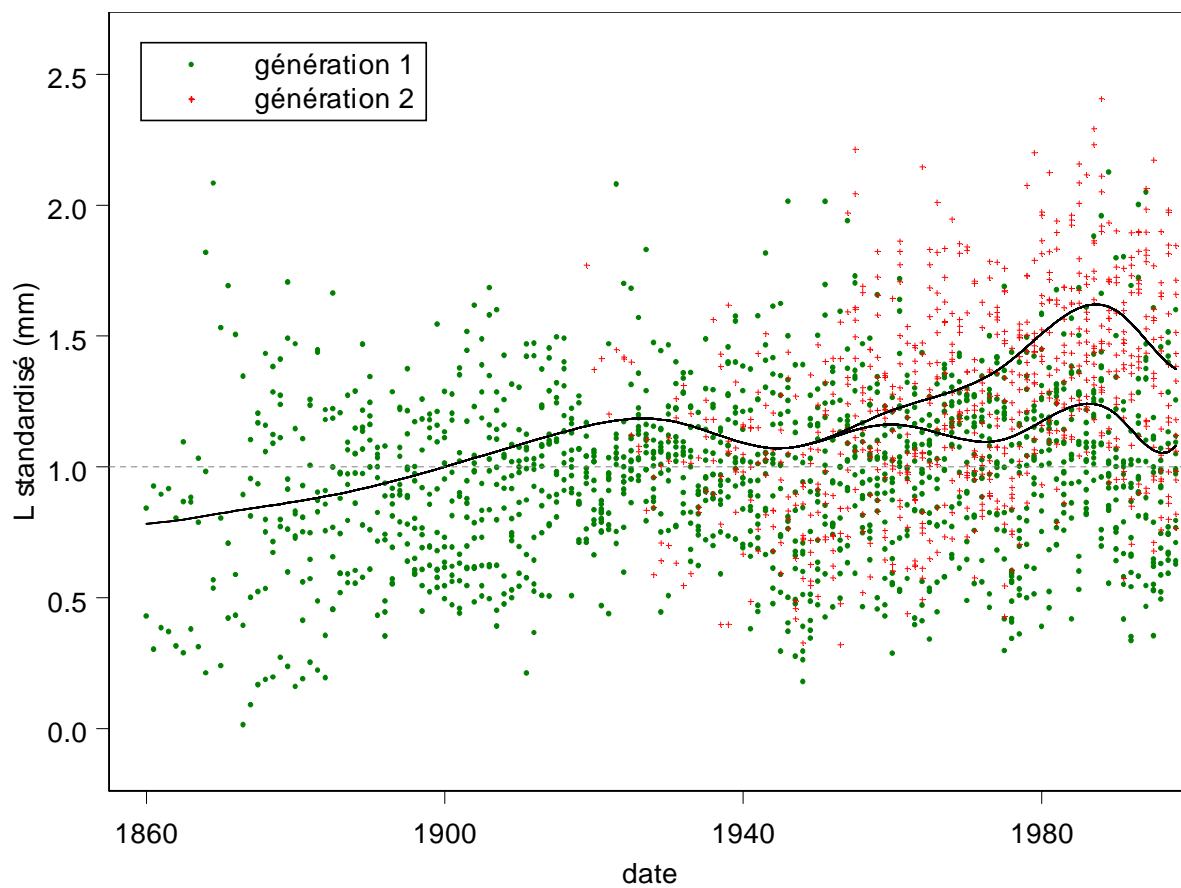


Figure 15. Représentation des accroissements standardisés en fonction de la date (suppression de l'effet rayon et de l'effet pluie) avec superposition du modèle spline (M5).

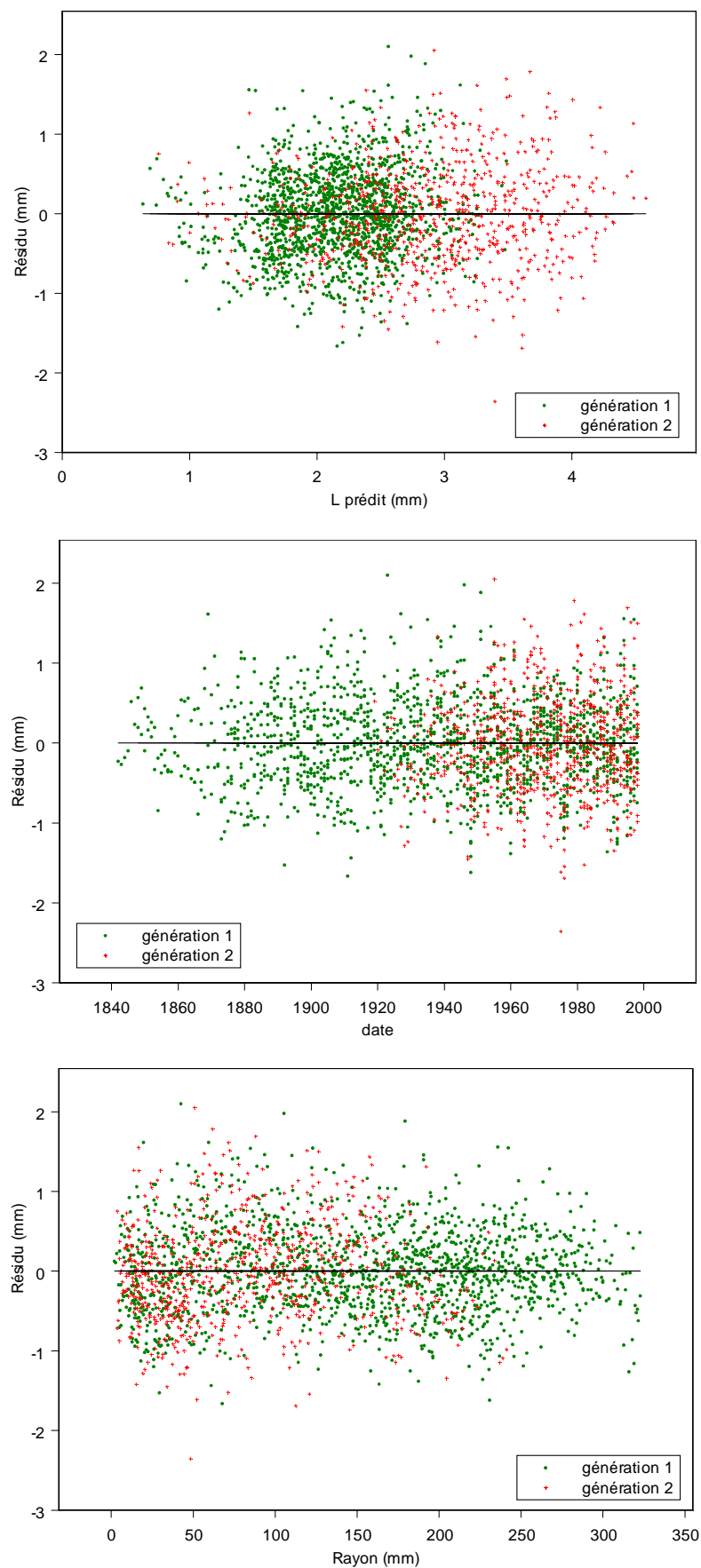


Figure 16. Résidus bruts du modèle (M5) selon les prédictions, la date et le rayon.

DISCUSSION

1. Propriétés des données de croissance radiale

Nos séries d'accroissements radiaux sont marquées par de fortes irrégularités et des dépressions beaucoup plus durables pouvant correspondre à des accidents d'origine climatique ou être la conséquence de compressions d'origine sylvicole. Malgré cela, nous disposons d'un modèle de croissance assez souple qui s'adapte aux diverses formes de profils de croissance observées.

1.1 Effet "fertilité"

Il est surprenant de constater que les paramètres a et c de la composante modélisant l'effet du stade de développement (modèle de croissance radiale) dans les modèles à effets aléatoires, présentent une variabilité plus élevée au sein d'un même couple de peuplements qu'entre couples, et ce quelle que soit la façon dont l'effet date a été appréhendé. Cette forte variabilité intra-couple est perceptible sur les graphiques de la **figure 17** où les estimations de a et c pour les jeunes peuplements sont représentées en fonction de celles des anciens pour le modèle (M5). La proximité à la première bissectrice (qui traduit une forte identité intra-couple) est beaucoup plus faible que celle observée dans l'étude de la croissance en hauteur (Hervé & al., 2000). En ce sens, l'efficacité de la structuration du plan d'échantillonnage n'est pas démontrée dans la présente étude. Au niveau intra-couple, il paraît donc plus exact de considérer – comme nous l'avons suggéré – que l'on décrit un effet « local » par placette plutôt qu'un effet « fertilité ».

Par rapport à l'étude sur la hauteur où le paramètre à effets aléatoires est unique et s'interprète directement en termes de niveaux de fertilité, la situation présente est plus délicate. L'effet station est représenté par deux paramètres. Le graphique 1 de la **figure 18** permet de visualiser la corrélation positive entre effets aléatoires des paramètres a et c au niveau couple. Ces paramètres représentant respectivement la vitesse de croissance radiale maximale et le rayon auquel elle est atteinte, on peut penser que cette tendance reflète bien un effet de la fertilité des placettes. Cependant, d'après les graphiques de la **figure 17**, le classement des couples selon le niveau de fertilité ne correspond pour aucun des deux paramètres à celui issu de l'analyse de la croissance en hauteur. Or la croissance en hauteur est assez insensible à la sylviculture (Lanner, 1985). Pour cette raison, elle est un bon indicateur de la fertilité stationnelle. Les divergences observées conduisent à penser que la croissance radiale ne reflète que partiellement le niveau de fertilité, sachant qu'elle est par contre très sujette aux conditions de densité et de compétition dans le peuplement.

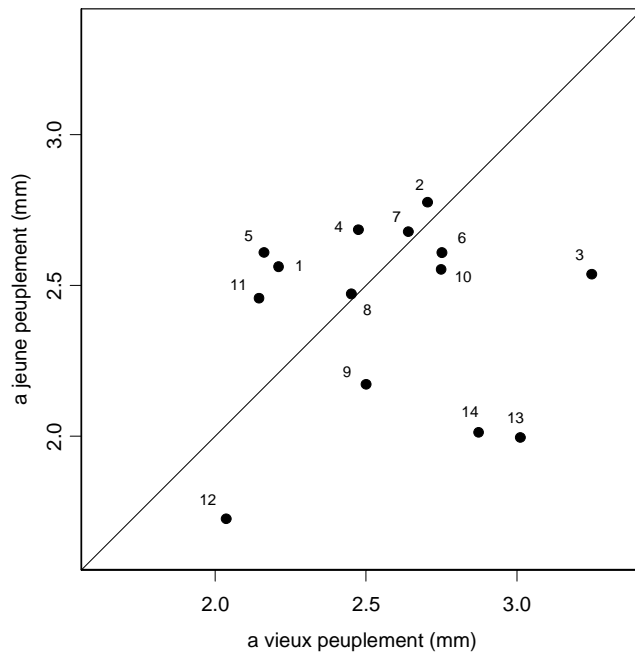
1.2 Confusions possibles avec d'autres effets

Les graphes de la **figure 17** présentent chacun une asymétrie qui peut d'abord conduire à penser que la tendance recherchée affecte l'estimation des effets aléatoires des paramètres a et c .

En comparant les couples responsables de ces asymétries, on constate que la plupart sont identiques (couples 14, 13, 3, 9). Il s'agit donc de couples où sont représentées deux situations extrêmes : les vieux peuplements présentent des profils de croissance dont le maximum est particulièrement élevé et atteint très rapidement, et dans les jeunes peuplements au contraire, les profils sont plus aplatis que les autres avec un maximum de vitesse de croissance plus tardif. Nous avons déjà observé cette caractéristique sur une fraction des profils de croissance individuels et elle est également mise en évidence par la corrélation négative existant entre les effets aléatoires des paramètres a et c au niveau « peuplement dans couple », et illustrée dans la **figure 18** (graphique 2). Elle ne se retrouve cependant pas dans tous les couples, et on peut légitimement penser qu'un phénomène autre que le changement de niveau de vitesse de croissance entre en jeu. En particulier, un effet de la densité – que nous ne contrôlons pas – pourrait être envisagé. Elle aurait pu être plus forte dans les vieux peuplements et pourrait rendre compte de la diminution du rayon auquel la vitesse de croissance est maximale, bien que cela ne justifie pas la baisse de la vitesse maximale de croissance. La causalité précise du phénomène ne semble donc pas évidente *a priori*.

En tout état de cause, l'hypothèse selon laquelle les itinéraires sylvicoles n'ont pas particulièrement évolué en futaie domaniale est à examiner. Les accidents de longue durée qui affectent les profils témoignent également de probables irrégularités d'action dans la conduite de ces peuplements.

Estimations du paramètre a



Estimations du paramètre c

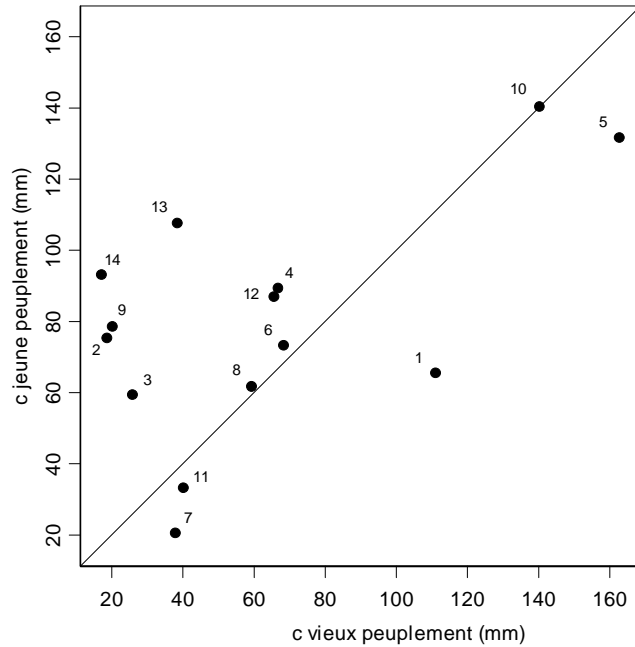
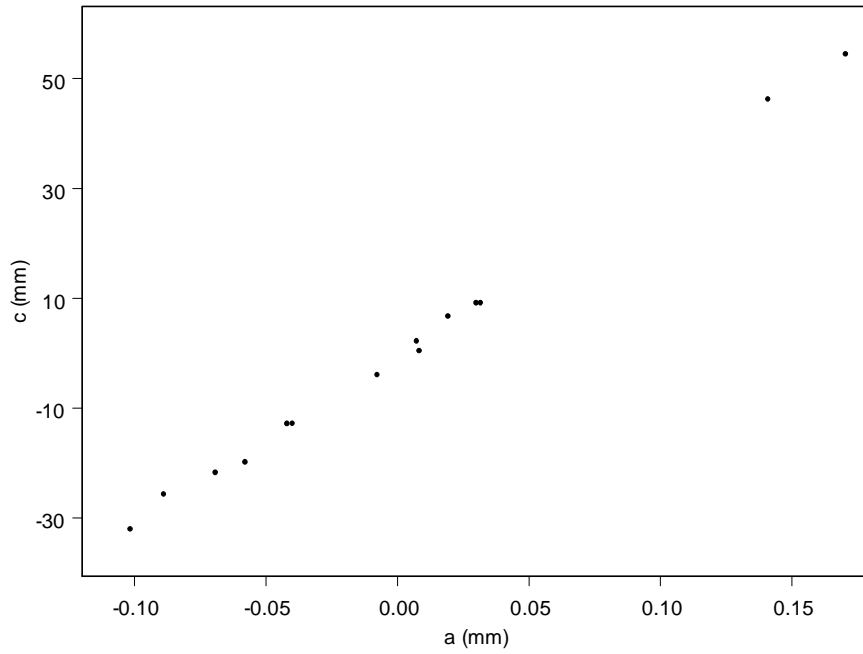


Figure 17. Estimations des paramètres a et c incluant leur variations aléatoires. Les estimations des paramètres pour les jeunes peuplements sont représentées en fonction de celles des vieux peuplements.

Effets aléatoires au niveau "couple"



Effets aléatoires au niveau "peuplement dans couple"

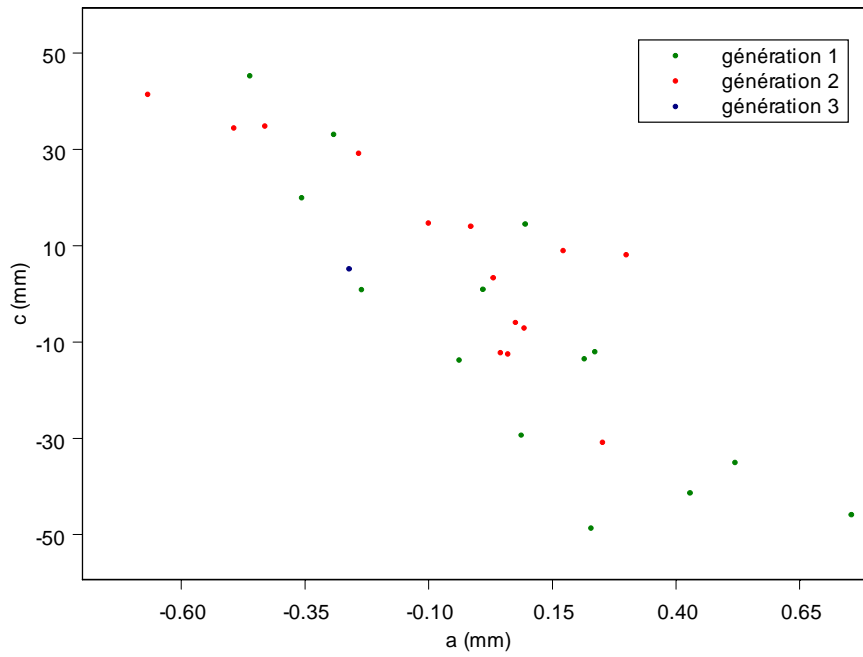


Figure 18. Effets aléatoires des paramètres a et c au niveau « couple » et « peuplement dans couple ».

Les profils de croissance radiale sont marqués d'une hétérogénéité et d'une évolution telles qu'elles incitent à se placer dans des conditions expérimentales où un suivi de l'histoire sylvicole existe et permette la construction d'indices de compétition à incorporer dans nos modèles.

2. Caractéristiques des changements de productivité

2.1 Effet de l'âge et niveau de la dérive de productivité

La démarche suivie pour modéliser la tendance à long terme qui affecte la croissance radiale nous a conduit à différencier l'effet date selon la génération de peuplement, ce qui se traduit par une amélioration significative des modèles. Le modèle avec un effet date représenté par une fonction spline cubique (centrée sur 1900 avec un nœud tous les 15 ans) et une différenciation entre générations à partir de 1945 est le meilleur que nous avons pu ajuster. La **figure 15** montre une différence considérable de comportement entre jeunes et vieux peuplements, le niveau du changement ayant continué à progresser depuis 1950 pour les jeunes tandis qu'il n'y a plus à proprement parler d'effet date pour les vieux peuplements à partir de cette date.

Ce résultat contraste assez nettement avec ceux de l'étude sur la croissance en hauteur qui conclut à un effet date unique et à l'absence d'interaction importante entre effet date et effet âge. Il est cependant en accord avec ceux des thèses de Badeau (1995, hêtraies des plateaux calcaires de Lorraine) et de Duquesnay (1998, hêtraies des mêmes plateaux calcaires et des basses Vosges gréseuses). Ces derniers ont montré une interaction entre âge et date, tout particulièrement après 1950, avec un effet date qui décroît avec l'âge du peuplement. Badeau a montré cette interaction à la fois avec la méthode de standardisation au moyen d'une courbe régionale (méthode Becker) en l'appliquant par classe d'âge, et avec des analyses de variance où l'interaction est significative.

Cependant, dans notre étude, la différenciation de la tendance par génération entraîne la non-séparation des effets date et stade de développement pour les cerne récents de la vieille génération (auxquels nous n'avons pas de cerne de mêmes âges cambiaux et plus anciens à comparer) et l'effet date sur la vieille génération est fatalement sous-estimé.

Il est délicat de chercher à expliquer une interaction dont l'existence n'est donc pas clairement démontrée. Si elle s'avérait exacte, elle pourrait avoir une origine physiologique intrinsèque au fonctionnement de l'arbre ou encore liée à une différence de caractéristiques et d'évolution des peuplements. Il est cependant certain qu'elle constituerait une difficulté dans un contexte où l'on chercherait à prévoir l'évolution future de la croissance d'un peuplement, tant que son déterminisme n'est pas compris.

Entre 1900 et aujourd'hui, la vitesse de croissance a respectivement augmenté d'un peu moins de 40% et de 10% pour la jeune et l'ancienne génération. En ne tenant pas compte de la forte inflexion des années 1990 dont nous discutons plus loin l'origine, l'augmentation se situe alors à un niveau de 60% pour la jeune génération et 25% pour l'ancienne. Etant donné le biais soulevé sur la distinction d'un effet génération, on peut considérer que c'est que le niveau des courbes des jeunes peuplements qu'il faut considérer pour se faire une idée de l'ampleur du changement réel de vitesse de croissance.

Ces chiffres sont de l'ordre de celui trouvé pour la croissance en hauteur, qui est d'environ +50% depuis 1900, et confirment qu'une augmentation de la productivité affecte bien les hêtraies régulières du Nord-Est. Ils sont par contre moindres que le chiffre obtenu par Badeau (1995) avec la méthode Becker pour la croissance en rayon, que nous évaluons à +80% depuis 1900.

Par soucis de comparaison, nous avons cependant appliqué de façon stricte la méthode Becker sur nos 87 séries individuelles d'accroissement en rayon, en considérant des âges cambiaux compris entre 1 et 150 ans et une période allant de 1850 à nos jours. Le niveau d'augmentation alors trouvé est de +45% depuis 1900, et +50% si on ne tient pas compte de l'inflexion de la dernière décennie, ce qui demeure très proche de nos chiffres (voir **figure 19**).

Il ne semble donc pas que la référence à l'âge (méthode Becker) plutôt qu'à la taille (nos modèles) pour modéliser l'effet du stade de développement, soit une source de biais importante lorsque l'on travaille sur les largeurs de cerne. Les chiffres issus de nos modèles non linéaires sans effets aléatoires (résultats non présentés) varient d'au maximum 5% en faveur de l'âge par rapport au rayon.

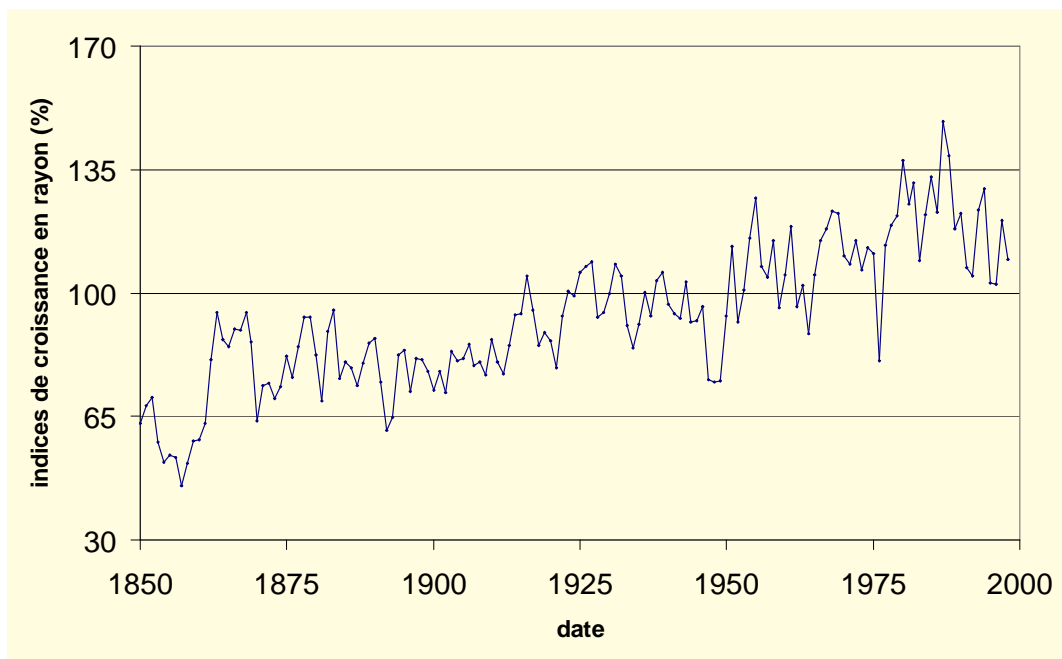


Figure 19. Chronologie régionale standardisée (méthode Becker) obtenue à partir des accroissements individuels en rayon des 87 arbres de l'étude. La courbe représente des indices de croissance en pourcentage, c'est à dire des largeurs de cernes dégagées de l'effet âge.

En autorisant l'existence d'un effet « peuplement dans couple » sur les paramètres a et c , la possibilité d'une sous-estimation du changement de productivité par incorporation d'une partie de la tendance dans cet effet existe, d'autant que la variation de ces paramètres à ce niveau est plus importante qu'entre couples. C'est cependant peu probable puisque les graphiques de la **figure 17** montrent que hormis quelques couples particuliers déjà cités, les variations de a et c d'une génération à l'autre se font en même proportion dans le sens d'une hausse et d'une baisse. Les couples qui ont un comportement plus spécifique connaissent même une baisse de la valeur du paramètre a , pourtant sensé correspondre à la vitesse maximale de croissance radiale que connaît un arbre au cours de son développement.

Une augmentation du niveau de croissance de l'ordre de +50% sur le siècle demeure donc un niveau vraisemblable pour les changements de productivité qui ont eu lieu par le passé (voir aussi Dhôte & Hervé, 2000).

2.2 Allure des changements de productivité

S'il existe bien une tendance nette à l'augmentation de la vitesse de croissance radiale sur les 150 dernières années, elle a cependant connu une évolution assez complexe au cours du temps. Notre profil (**figure 15**) montre qu'elle semble avoir connu une augmentation de 1860 jusqu'au début du siècle, puis a été marquée par une période de stabilité relative jusqu'aux années 1950 où on assiste alors à une forte reprise de l'augmentation qui se traduit dans notre cas essentiellement chez les jeunes peuplements.

Cette accélération des années 1950 fait l'objet d'un net consensus chez les auteurs qui ont analysé la croissance radiale des hêtraies lorraines (Badeau, 1995 ; Duquesnay, 1998). Elle ressort également dans l'analyse de la croissance en hauteur de notre échantillon.

Ce fait doit donc constituer un repère temporel dans la recherche d'une causalité du phénomène (intrants azotés en agriculture, pratiques sylvicoles), puisqu'il est clair que l'évolution d'un facteur comme la teneur en CO₂ atmosphérique, qui est souvent invoquée pour expliquer la dérive de croissance, est beaucoup plus progressive.

Ce qui s'est passé avant cette date est moins clair, soit avec une période d'augmentation plus modérée de la vitesse de croissance pour Badeau (1995) ou Hervé & al. (2000) pour la hauteur, ou dans notre cas et pour Duquesnay (1998, avec la méthode Becker appliquée aux hêtraies des basses Vosges gréseuses), une période d'augmentation de 1875 à 1910, suivie d'une phase de stabilité jusqu'aux années 1950. Dans la présente étude, il est cependant clair que la tendance identifiée avant 1920 est beaucoup plus incertaine, puisqu'il n'existe pas de jeunes peuplements auxquels comparer la croissance radiale des anciens sur cette période.

2.3 Accidents climatiques

Sur nos profils d'évolution de la croissance radiale, trois dépressions majeures sont perceptibles :

- la première commence vers 1930 et connaît son minimum pour les années 1943-49
- la seconde commence vers 1960 avec un minimum pour les années 1971-76
- la troisième enfin commence vers 1988 avec un minimum vers 1995.

Ces dépressions sont également identifiables sur le profil d'évolution de la croissance en hauteur de cet échantillon ainsi qu'en utilisant la méthode Becker.

Il est remarquable de constater qu'elles correspondent très nettement à des périodes de sécheresse estivale marquée (cumul des pluies de juin à août), souvent structurées en deux temps à relier au début et au minimum des dépressions :

- la succession singulière d'étés secs de 1933, 35 et 38 suivie des années 43-47 et 49
- les années 61-62, 64, 67, suivies des années 73, 74 et 76
- les années 83-84, 89, 91-96

Le phénomène d'auto-corrélation structurale ressort clairement de l'aspect continu de l'évolution des dépressions.

On confirme donc ici le rôle fondamental que peut jouer la disponibilité estivale en eau sur la croissance du

hêtre. La sécheresse apparaît comme une cause fondamentale de ralentissement de la dérive de productivité. La complexité d'évolution de la tendance est un second obstacle si l'on veut essayer de réaliser des projections même à court terme du niveau futur de la croissance radiale.

3. Méthodes employées

Il nous faut souligner la difficulté que nous avons eue à faire converger les modèles de croissance envisagés dans l'étude, sur des données de croissance radiale fortement marquées par une hétérogénéité dans leur aspect et leur évolution.

Les modèles de croissance non linéaires sans effets aléatoires conduisent à ajuster une courbe unique qui prend en compte l'effet du stade de développement pour l'ensemble de nos profils, et s'affranchissent de cette difficulté. En ce sens, ils s'apparentent fortement à la méthode Becker à ceci près que les deux effets, du vieillissement et de la date, sont traités simultanément. Ils permettent donc d'éviter les défauts que l'on reconnaît à la méthode Becker, même si les résultats obtenus par ces deux méthodes sont voisins.

Si l'on cherche cependant à ajuster une tendance de l'âge propre à chaque peuplement, on constate que la variabilité entre générations remet en cause la pertinence de structuration de l'échantillonnage, et qu'elle fait apparaître le risque d'incorporer une partie de la tendance recherchée dans les effets aléatoires. Pourtant, cette variabilité est trop importante pour qu'on ne prenne pas en compte un effet « peuplement dans couple ». Ce problème est suffisamment délicat pour que l'on reconnaisse à la méthode une simplicité de mise en œuvre limitée, et une nécessité de l'adapter selon la situation. Elle permet cependant de mettre en évidence des caractéristiques de la croissance radiale qui ne seraient pas décelables autrement.

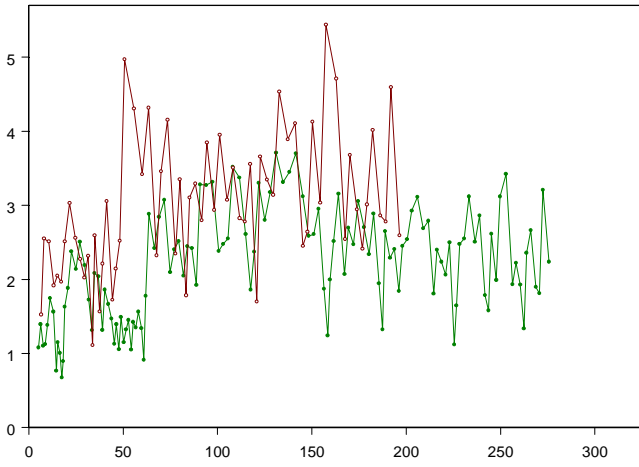
ANNEXES

Annexe 1 : calcul des séries de croissance moyenne par placette

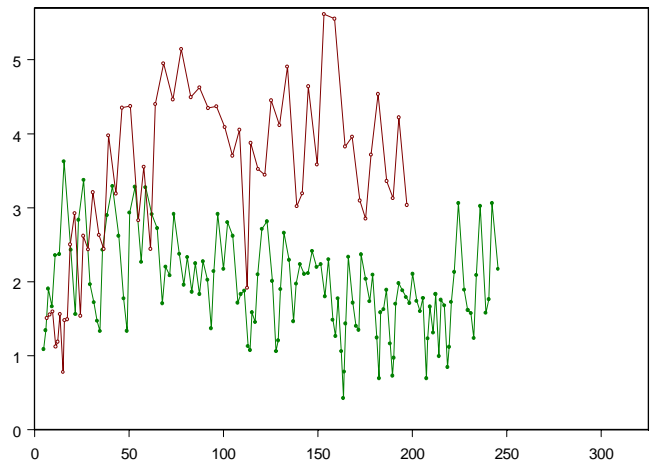
- L'alignement des trois courbes est effectué selon la date, d'une part pour rester dans des conditions homogènes vis à vis de l'analyse réalisée sur la hauteur pour ce même échantillon, et d'autre part parce que ce choix est plus rigoureux dans la perspective de la modélisation et l'intégration du phénomène d'autocorrélation temporelle pour la modélisation ultérieure.
- L'observation systématique des trois profils de croissance de forme $R = f(\text{date})$ par placette nous a conduit à éliminer trois courbes individuelles dans trois placettes distinctes pour le calcul de la courbe moyenne, du fait de leur comportement atypique par rapport aux deux autres, comportement qui peut avoir son importance dans l'évaluation du niveau de changement de productivité. Il s'agit en pratique de courbes qui connaissent un ralentissement important de la croissance sur la seconde moitié du profil (troisième arbre dominant du vieux peuplement du couple 10), ou qui concernent un arbre en réalité beaucoup plus ancien que les deux autres et présentant une courbe de croissance parallèle et au dessus des deux autres courbes (premier arbre dominant du vieux peuplement du couple 5 et jeune peuplement du couple 3). Hervé & al. (2000) avaient déjà été amenés à supprimer ces deux dernières courbes de leur étude pour les mêmes raisons.
- Afin que ces séries moyennes restent en cohérence, il faut calculer une moyenne par placette à la fois sur les largeurs de cerne et sur les rayons à une date donnée. De façon à ce que la somme des accroissements moyens corresponde bien au rayon moyen, elles ont été calculées de façon arithmétique. Les trois arbres d'une placette n'étant jamais rigoureusement du même âge, le calcul des moyennes à partir de la date de naissance du premier arbre (déterminée à 1m30) fait apparaître une diminution du rayon moyen aux deux dates de naissance suivantes. Pour pallier cet inconvénient, les rayons et accroissements moyens n'ont été calculés qu'à partir de la date de naissance de l'arbre le plus jeune, ce qui correspond couramment à la suppression d'un maximum de cinq années de croissance pour les deux arbres antérieurs.
- Enfin, parce que la croissance d'un arbre peut être assez irrégulière dans son jeune âge, nous avons choisi de tronquer la courbe moyenne de croissance obtenue précédemment, de façon à ce que l'âge du premier accroissement pris en compte pour l'arbre médian soit de 5 ans. Cette opération assez arbitraire conduit à supprimer couramment de 1 à 4 années supplémentaires d'accroissements. Pour cinq placettes, soit parce que cette condition était déjà vérifiée, soit parce que l'âge médian du premier accroissement était déjà supérieur à 5 ans, elle n'était pas nécessaire. La date de naissance des arbres de l'échantillon étant par ailleurs évaluée à 1m30, nous espérons ainsi nous affranchir suffisamment des aléas de croissance aux très jeunes âges.

Annexe 2 : Profils de croissance moyenne $L = f(R)$ pour l'ensemble des 14 couples. (L'unité des axes est le mm, ● = vieux peuplement, ○ = jeune peuplement, + = très jeune peuplement (couple 8)).

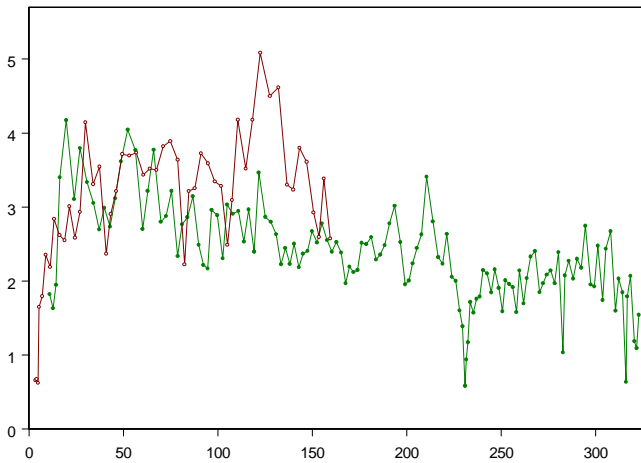
couple 1 : Haye (54)



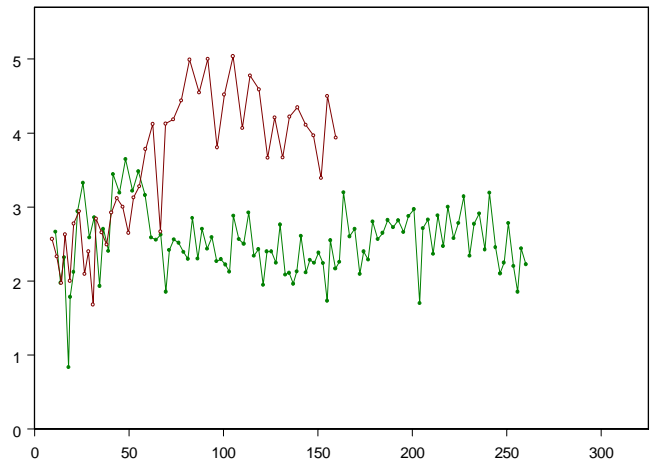
couple 2 : Haye (54)



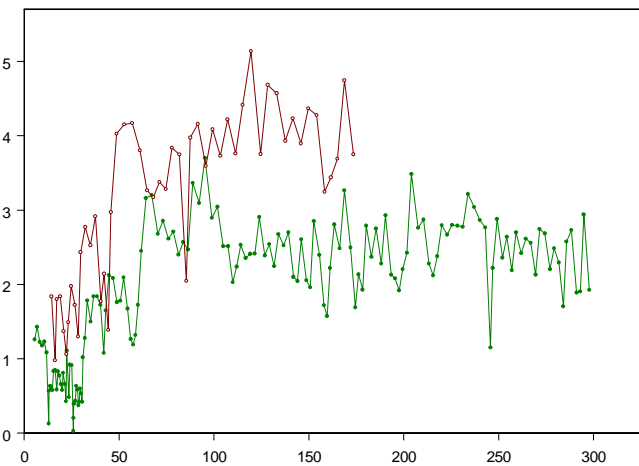
couple 3 : Haye (54)



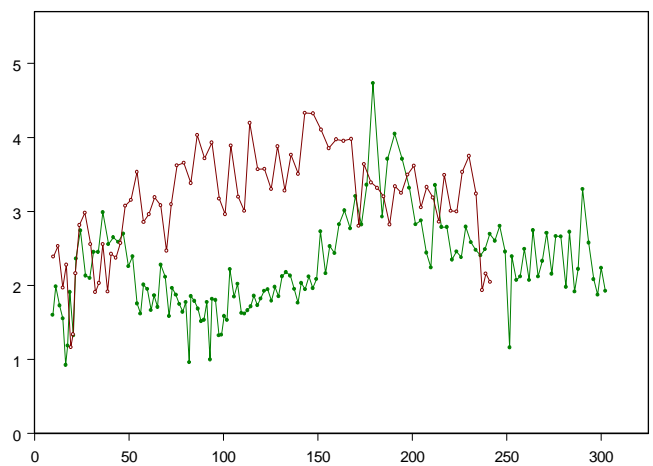
couple 4 : Sarrebourg (57)



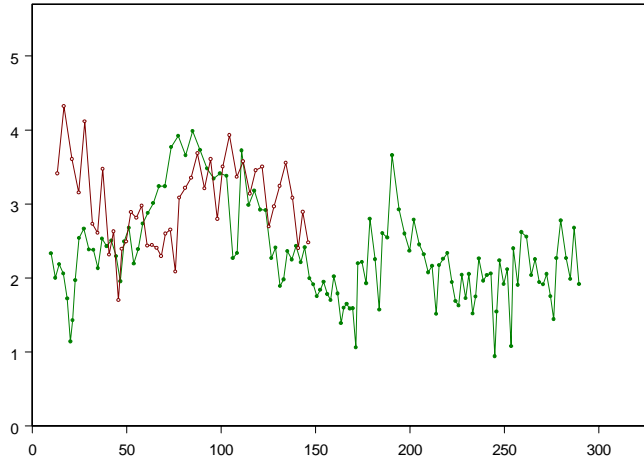
couple 5 : Hesse (57)



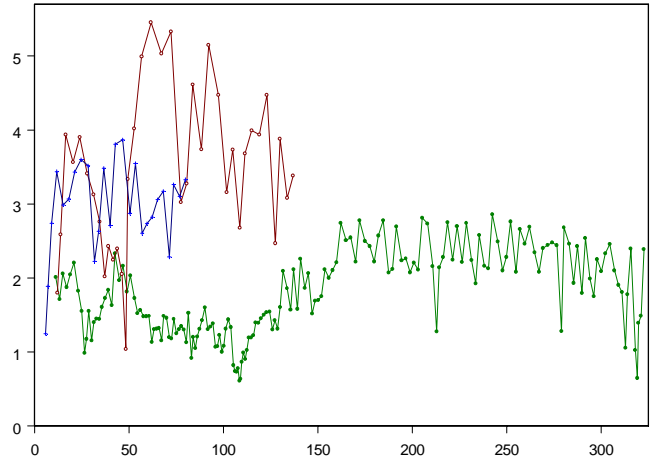
couple 6 : Lemberg (57)



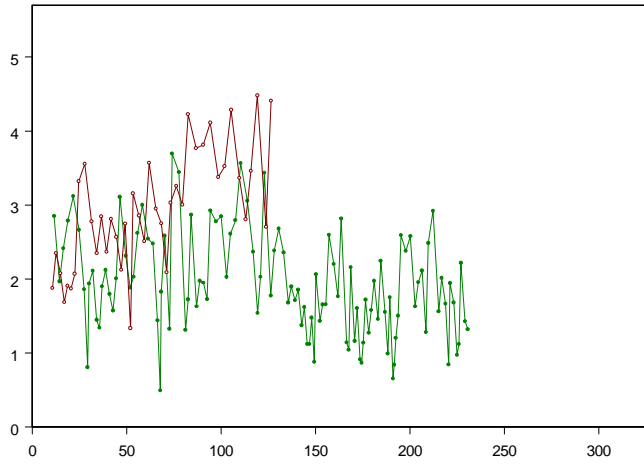
couple 7 : Mouterhouse (57)



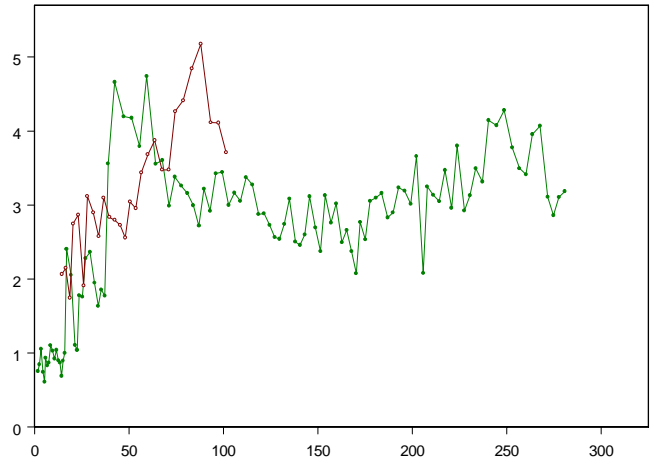
couple 8 : Goendersberg (57)



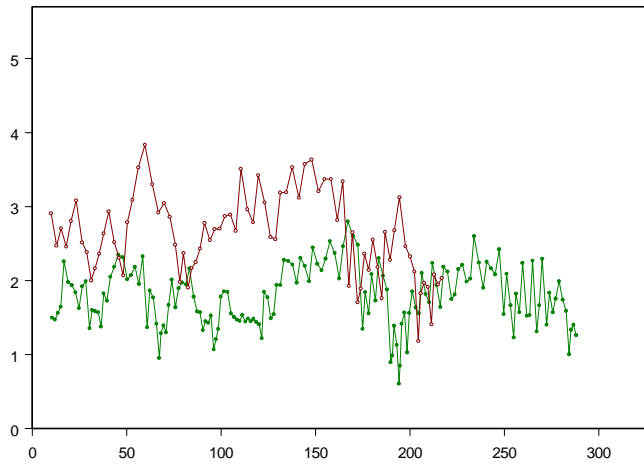
couple 9 : Morimond (52)



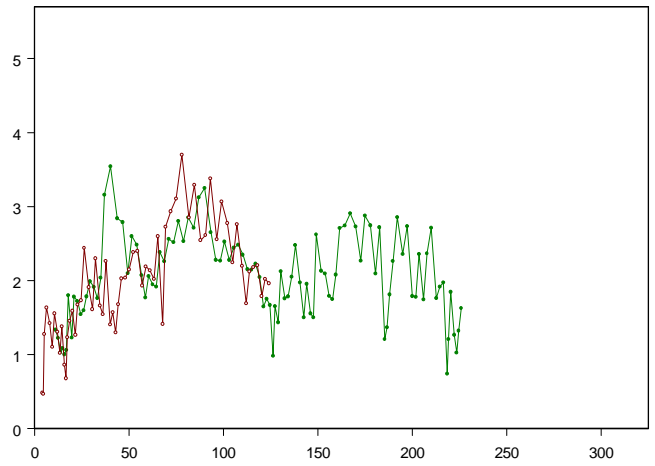
couple 10 : La Petite Pierre (67)



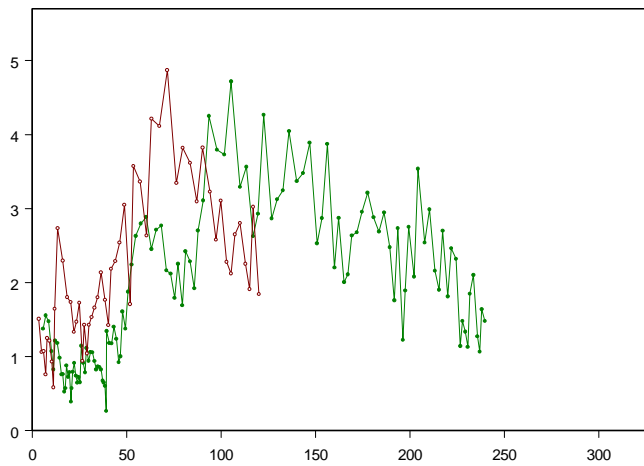
couple 11 : Fislis (68)



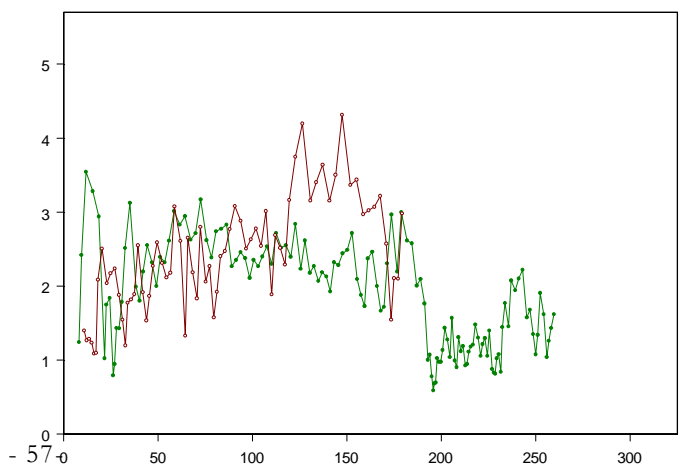
couple 12 : Ban d'Uxegney (88)



couple 13 : Sainte-Hélène (88)



couple 14 : Fraize (88)



Annexe 3 : Choix de l'âge ou de la taille comme variable descriptive du stade de développement

Sous l'hypothèse d'un changement de productivité positif, il en résulte que les arbres de deux générations différentes atteignent un stade de développement forcément différent pour un même âge.

Les profils de vitesse de croissance (L, age) ou (L, R) montrent une tendance d'abord croissante, marquée par un extrémum atteint rapidement, puis une décroissance régulière et lente. Etant donné l'âge des arbres de seconde génération, on ne dispose pour ces mêmes profils que de la partie croissante des courbes, et la comparaison des profils (L, age) révèle la tendance assez systématique des courbes de seconde génération à être au dessus des autres, sans que cette tendance puisse cependant être extrapolée à la suite des profils.

De ce fait, choisir l'âge comme variable de vieillissement pour le modèle de croissance, et sous l'hypothèse d'une tendance positive à long terme :

- sous-estime le stade de développement effectif des arbres de la jeune génération relativement à la première ;
- surestime donc artificiellement les capacités de croissance de l'arbre, si biologiquement la croissance est sous la dépendance du rayon ;
- conduit à expliquer par ajustement du modèle de croissance, donc par l'effet âge, la différence de niveau constatée entre les deux générations pourtant due à une partie de l'effet date, du moment que le modèle est assez souple pour prendre en compte la forme des profils de vitesses qui varie de toute façon peu.

Au contraire, le rayon de l'arbre est un quantificateur direct de son stade de développement. Une augmentation des accroissements annuels en rayon, sous l'effet de la tendance à long terme, se répercute par nature rapidement sur le rayon, donc sur le stade de développement. Traduite dans le plan (L, R), une hausse de la vitesse de croissance se caractérise par un déplacement plus important sur l'axe du rayon, donc par une différence de niveau moins forte entre les deux courbes dans leur partie initiale, par rapport à ce que serait la situation dans le plan (L, date).

En choisissant le rayon comme variable de vieillissement, on peut donc espérer atténuer l'intégration d'une partie de l'effet date dans les ajustements.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] **BADEAU V. (1995)** Etude dendroécologique du hêtre (*Fagus sylvatica* L.) sur les plateaux calcaires de Lorraine. Influence de la gestion sylvicole. Thèse. Univ. Nancy 1.
- [2] **BADEAU V., BECKER M., BERT D., DUPOUEY J.-L., LEBOURGEOIS F., PICARD J.-F. (1996)** Long term growth trends of trees : ten years of dendrochronological studies in France. in Growth trends in European forests. *European Forest Institute Research Report n° 5*. Springer-Verlag, Berlin Heidelberg, 167-181.
- [3] **BECKER M. (1989)** The role of climate on present and past vitality of sylvet fir forests in the Vosges mountains of Northeastern France. *Can. J. For. Res.*, 19 (9), 1110-1117.
- [4] **BECKER M., BERT G. D., BOUCHON J., DUPOUEY J.-L., PICARD J.-F., ULRICH E. (1995)** Long-term changes in forest productivity in Northeastern France : the dendroecological approach. In LANDMANN G., BONNEAU M. (eds) Forest decline and atmospheric deposition effects in the French mountains. Springer-Verlag, Berlin Heidelberg, 143-156.
- [5] **BERGES L., DUPOUEY J.-L., FRANC A. (2000)** Long-term changes in wood density and radial growth of *Quercus petraea* Liebl. in Northern France since the middle of the nineteenth century. *Trees*, 14 (7), 398-408.
- [6] **CANNELL M. G. R., THORNLEY J. H. M., MOBBS D. C., FRIEND A. D. (1998)** UK conifers may be growing faster in response to increased N deposition, atmospheric CO₂ and temperature. *Forestry*, 71(4), 277-296.
- [7] **CHERUBINI P., DOBBERTIN M., INNES L. J. (1998)** Potential sampling bias in long-term forest growth trends reconstructed from tree rings : A case study from the Italian Alps. *For. Ecol. Manage.*, 109 (1-3), 103-118.
- [8] **CHOJNACKI D. C. (1997)** Modeling diameter growth for pinyon and juniper trees in dryland forests. *For. Ecol. Manage.*, 93 (1-2), 21-31.
- [9] **COOK E. R., KAIRIUKSTIS L. A. (1990)** Methods of dendrochronology. Applications in environmental science. Kluwer academic publishers. 394 pp.
- [10] **DHOTE J.-F., DUPOUEY J.-L., BERGES L. (2000)** **Modifications à long terme, déjà constatées, de la productivité des forêts françaises.** *Rev. For. Fr.*, numéro spécial 2000, 37-48.
- [11] **DHOTE J.-F., HERVE J.-C. (2000)** Changements de productivité dans quatre forêts de chênes sessiles depuis 1930 : une approche au niveau du peuplement. *Ann. For. Sci.*, 57 (7), 651-680.

- [12] DUPLAT P., TRAN-HA M. (1997) Modélisation de la croissance en hauteur dominante du chêne sessile (*Quercus petraea* Liebl.) en France. Variabilité inter-régionale et effet de la période récente (1959-1993). *Ann. Sci. For.*, 54 (7), 611-634.
- [13] DUPOUEY J.-L. Dhôte J.-F. (2000) Impact des changements de statut social sur l'estimation des tendances à long terme de la croissance radiale. *In* Rapport de convention ECOFOR/INRA 99.38. Projet "Productivité des forêts en France", 33 pages.
- [14] DUQUESNAY A. (1998) Changements de composition foliaire et de la productivité des hêtraies dans le quart Nord-Est de la France entre 1970 et 1995. Thèse. Univ. Nancy 1.
- [15] ELFVING B., TEGNHAMMAR L. (1996) Trends of tree growth in Swedish forests 1953-1992 : an analysis based on sampled trees from the National Forest Inventory. *Scand. J. For. Res.*, 11 (1), 26-37.
- [16] GUIOT J. (1986) ARMA techniques for modelling tree-ring response to climate and for reconstructing variations of paleoclimates. *Ecol. Modelling*, 33, 149-171.
- [17] HERVE J.-C., DHOTE J.-F., DUPOUEY J.-L. (2000) Evolution de la vitesse de croissance en hauteur dominante au cours du XXeme siècle dans les hêtraies régulières du Nord-Est. *In* Rapport de convention ECOFOR/INRA 99.38. Projet "Productivité des forêts en France", 33 pages.
- [18] KARJALAINEN T., SPIECKER H., LAROUSSINIE O. (eds) (1999) Causes and consequences of accelerating tree growth in Europe. *European Forest Institute Proceedings n° 27*, 157-169.
- [19] LANNER R. M. (1985) On the insensitivity of height growth to spacing. *For. Ecol. Manage.*, 13 (3-4) : 143-148.
- [20] MÄKINEN H. (1997) Reducing the effects of disturbance on tree-ring data using intervention detection. *Scand. J. For. Res.*, 12, 351-355.
- [21] MONSERUD R. A. (1986) Time-series analyses of tree-ring chronologies. *For. Sci.*, 32(2), 349-372.
- [22] MONSERUD R. A., STERBA H. (1996) A basal area increment model for individual trees growing in even- and uneven-aged forest stands in Austria. *For. Ecol. Manage.*, 80 (1-3), 57-80.
- [23] NEPVEU G. (1999) Possible effects on wood quality to expect from accelerating tree growth in Europe: tentative answers and questions to accommodate. *In* KARJALAINEN T., SPIECKER H., LAROUSSINIE O. (eds) (1999) Causes and consequences of accelerating tree growth in Europe. *European Forest Institute Proceedings n° 27*, 207-216.
- [24] PINHEIRO J. C., BATES D. M. (2000) Mixed-effects models in S and S-plus. Springer-Verlag New-York, 528 pp.

- [25] **PRETZSCH H. (1996)** Growth trends of forests in Southern Germany. *In* SPIECKER H., MIELIKAINEN K., KÖHL M., SKOVSGAARD J.-P. (eds) Growth trends in European forests. *European Forest Institute Research Report n° 5*. Springer-Verlag, Berlin Heidelberg, 107-131.
- [26] **PREVOSTO B, COQUILLARD P., GUEUGNOT J. (1999)** Growth models of sylvan birch (*Betula pendula* Roth.) on two volcanic mountains in the French Massif Central. *Plant Ecology*, 144, 231-242.
- [27] **PREVOSTO B., CURT T., GUEUGNOT J., COQUILLARD P. (2000)** Modeling mid-elevation Scots pine growth on a volcanic substrate. *For. Ecol. Manage.*, 131 (1-3), 223-237.
- [28] **SEBER G. A. F., WILD C. J. (1989)** Nonlinear regression. John Wiley & sons. 768 pp.
- [29] **SPIECKER H. (1999)** Growth trends in European forests - Do we have sufficient knowledge? *In* KARJALAINEN T., SPIECKER H., LAROUSSINIE O. (eds) (1999) Causes and consequences of accelerating tree growth in Europe. *European Forest Institute Proceedings n° 27*, 157-169.
- [30] **SPIECKER H., MIELIKAINEN K., KÖHL M., SKOVSGAARD J. P. (eds) (1996)** Growth trends in European forests. *European Forest Institute Research Report n° 5*. Springer-Verlag, Berlin Heidelberg, 89-97.
- [31] **VALENTINE H. T. (1985)** Tree growth models : derivations employing the pipe-model theory. *J. theor. Biol.*, 117, 579-585.
- [32] **WEST P. W. (1980)** Use of diameter increment and basal area increment in tree growth studies. *Can. J. For. Res.*, 10 (1), 71-77.
- [33] **WYKOFF W. R. (1990)** A basal area increment model for individual conifers in the northern Rocky Mountains. *For. Sci.*, 36 (4), 1077-1104.

à timoio

qu'en penseraient les tortillards ?

ANALYSE DE LA CROISSANCE RADIALE DANS DES HÊTRAIES RÉGULIÈRES DU NORD-EST DE LA FRANCE. ÉVOLUTION DE LA VITESSE DE CROISSANCE AU COURS DU XX^E SIÈCLE

Résumé

L'objectif de cette étude est de chercher à identifier une dérive positive à long terme de la vitesse de croissance radiale sur des séries d'accroissements issues de 87 arbres dominants de 12 hêtraies régulières domaniales du Nord-Est de la France. Constitué de couples de peuplements géographiquement appariés et d'âge différents, cet échantillon est conçu pour permettre un contrôle de la fertilité stationnelle. L'analyse de la croissance en hauteur de ce même échantillon, réalisée antérieurement (Hervé & al., 2000) a permis d'identifier une dérive de la vitesse de croissance de l'ordre de +50% depuis 1900.

Dans un premier temps, nous avons recherché un modèle de croissance radiale qui s'adapte à l'hétérogénéité de nos profils de croissance. Les modèles les plus classiques se sont révélés insuffisants et nous avons retenu un modèle de croissance original. Nous avons ensuite réalisé l'analyse des arrières-effets structuraux sur la croissance (influence de la taille des cerne des années antérieures sur le cerne courant) au moyen de modèles d'auto-corrélation appartenant à la classe des modèles ARMA (AutoRegressive Moving Average models). Un modèle commun de forme AR (1) (effet du cerne de l'année précédente uniquement) s'adapte à l'ensemble des séries d'accroissements. Ces deux résultats ont alors été intégrés dans un modèle de croissance décrivant aussi les différences de fertilité stationnelle entre peuplements au moyen de paramètres à effets aléatoires, et incluant un effet date qui représente la dérive de productivité recherchée. La meilleure description de cette tendance est obtenue avec une fonction spline cubique comportant un nœud tous les 15 ans, et différenciée dans sa phase finale selon la génération des peuplements. Elle permet de conclure à la réalité d'une augmentation de la vitesse de croissance depuis 1850. Cette dernière apparaît complexe dans sa chronologie, assez nettement distincte selon la génération des peuplements à partir des années 1950 bien que ce fait demeure à clarifier, et se situe à un niveau de l'ordre de 50% depuis 1900. Un fort effet dépressif des sécheresses estivales est mis en évidence.

Mots clés : *Fagus sylvatica* L. / croissance radiale / changements de productivité / modèle de croissance / modèle à effets aléatoires

Radial growth analysis in even-aged beech forests of Northeastern France. Evolution of the growth rate for the XXth century

Abstract

The aim of the present study is to investigate a positive long-term radial growth trend on tree-ring series from 87 dominant trees in 12 even-aged Beech forests of Northeastern France. The sampling strategy is based on couples of spatially close stands of different ages to ensure site fertility control. Former analysis of height growth on this sample (Hervé & al., 2000) led to the detection of a positive trend on height growth rate which amounts to +50% since the year 1900.

We first looked for a model describing radial growth, and flexible enough to fit to the diversity of growth profiles. Classical models turned out to be partially inefficient and an original model has been kept. Then, structural post-effects on growth (influence of previous rings width on current ring) were analysed using autocorrelation models from ARMA class (AutoRegressive Moving Average models). An AR(1) model (effect of first previous ring only) fits correctly to all tree ring series. Both results have been integrated into a growth model also describing site fertility variations by mean of random effects as well as a date effect to model the potential drift in productivity. The best description we obtained of this trend was based on a 15-year step cubic spline function differentiated by generation in its final part. From it, we conclude to the reality of a positive increase in radial growth rate since 1850. The latter looks complex in its evolution and distinction between generations seems quite clear from the 1950's although this aspect will require further inquiry, and rises to around 50% since the year 1900. A sharp effect of summer droughts is emphasized.

Keywords : *Fagus sylvatica* L. / radial growth / productivity changes / growth model / mixed-effects model