

Changements de productivité dans quatre forêts de chênes sessiles depuis 1930 : une approche au niveau du peuplement

Jean-François Dhôte* et Jean-Christophe Hervé

Équipe « Dynamique des Systèmes Forestiers », Unité Associée ENGREF/INRA de Sciences Forestières,
14, rue Girardet, 54042 Nancy Cedex, France

(Reçu le 21 septembre 1998 ; accepté le 21 décembre 1999)

Résumé – Le thème des changements de productivité à long terme est étudié grâce à des données au niveau du peuplement acquises dans un réseau de placettes mesurées depuis 60 ans dans 4 forêts de chênes du nord de la France. Ces 4 forêts sont réparties selon un gradient climatique, allant des sites océaniques (Normandie) aux sites plus continentaux (Lorraine). Dans chaque forêt, environ 10 placettes ont été suivies, dans des peuplements d'âges très variés, et soumises à des sylvicultures différentes. L'analyse porte sur la hauteur dominante et sur l'accroissement courant en surface terrière. Une modélisation préliminaire des courbes hauteur-âge révèle des allures de croissance différenciées selon les régions. Dans 2 forêts sur 4, les résidus d'ajustement présentent une très forte structuration selon la date : la croissance s'accélère depuis les années 1930. L'accroissement en surface terrière a été modélisé de façon plus détaillée, en tenant compte de l'âge, de la densité du peuplement, des fluctuations entre périodes et de niveaux de production différenciés selon les placettes. À ces effets se combine une dérive avec la date, dont nous estimons l'ampleur forêt par forêt. Plusieurs modèles sont comparés, et nous discutons la sensibilité des dérives estimées par rapport au modèle adopté. Quel que soit le modèle, nous avons pu estimer des tendances à long-terme d'une ampleur considérable, en majorité des augmentations allant de +25 à +50 % pour l'accroissement en surface terrière entre 1930 et 1990. Nos résultats confirment très étroitement ceux obtenus par la méthode dendrochronologique. Curieusement, les chênaies normandes montrent une tendance plus complexe : diminution de la productivité de 1930 à 1960, puis augmentation jusqu'à nos jours.

***Quercus petraea* (Matt.) Liebl. / changement de productivité / changements environnementaux / production des peuplements forestiers / modèle de croissance**

Abstract – Productivity changes in four Sessile Oak forests since 1930: a stand-level approach. We addressed the topic of long-term growth trends by using stand-level data gained in a network of permanent plots measured since 1930 in 4 Oak forests of northern France. These forests spread along a climatic gradient, from the atlantic sites (Normandie) to the more continental sites (Lorraine). In each forest, 10 plots have been observed, in stands of various ages, and submitted to different silvicultures. We analysed dominant height and stand basal area increments. The modeling of height-age curves revealed different curve shapes between forests. In 2 forests out of 4, the residuals exhibit a very strong structure with date: growth rate has steadily increased since the 1930s. Basal area increment was modelled with much more details, taking into account the effects of age, stand density, periodic fluctuations and different growth levels between plots. These effects are combined with a smooth trend function of date, the amplitude of which was fitted on a per forest basis. Several models were compared and we discussed the sensitivity of trends with regard to the underlying model. Whatever the model, we could estimate trends of considerable amplitude: most of them are increases of basal area growth of +25 to +50% between 1930 and 1990. Our results confirm very closely those gained by dendrochronological methods. Curiously, Oak stands from Normandie have a more complex trend: decreasing productivity between 1930 and 1960, then increase until now.

***Quercus petraea* (Matt.) Liebl. / growth trend / global change / forest stand yield / growth model**

*Correspondance et tirés-à-part
Tél. (33) 03 83 39 68 56 ; Fax. (33) 03 83 32 73 81 ; e-mail : dhote@nancy-engref.inra.fr

1. INTRODUCTION

Au cours des dernières années, nous avons travaillé à l'élaboration d'un modèle pour prédire la production de futaies régulières de chênes sessiles, en fonction de l'âge, de la fertilité de la station et du scénario sylvicole [14]. Le travail s'appuyait sur l'analyse de la croissance en hauteur dominante réalisée par la Direction des recherches techniques de l'ONF [8] et visait à la prolonger par des méthodes de prévision de l'accroissement courant des peuplements en surface terrière et en volume. Lorsque nous avons étudié le comportement qualitatif de ce modèle (*figure 1*), nous avons constaté que la prévision d'accroissement courant en volume, au-delà du stade de la jeune futaie, restait étonnamment stable avec l'âge (sur station de fertilité moyenne), voire augmentait continuellement jusqu'à des âges très avancés (sur station pauvre).

Ces résultats étaient contradictoires avec la « théorie classique » de la production des peuplements équiennes [12 p. 86, 16, 24]. D'après cette théorie, l'accroissement courant en volume passe par un maximum, puis décroît régulièrement ; lorsqu'il recoupe l'accroissement moyen, celui-ci est alors à son maximum ; l'âge auquel a lieu cette intersection est l'âge théorique d'exploitabilité, si l'on cherche à maximiser la production physique sur une infinité de révolutions. À l'appui de cette théorie, il y a eu de nombreuses observations, principalement sur la production des taillis chez Varenne de Fenille puis, au

cours de notre siècle, surtout pour des essences résineuses à courte durée de vie.

Or le modèle a été construit à partir de données dont la majorité se situent au cours de notre siècle : ces données provenaient du réseau de placettes permanentes installées vers 1925-1935 et suivies régulièrement jusqu'à nos jours par l'école des Eaux et Forêts puis par l'INRA. L'hypothèse que nous avons formulée pour comprendre la contradiction entre modèle et théorie classique est que les peuplements de chênes sessiles ont subi, depuis 1930, une augmentation de productivité graduelle dont les effets contrarient ceux du vieillissement : nous imaginons qu'une chênaie hypothétique qui aurait été placée dans un environnement stationnaire à long terme vérifierait la théorie classique ; dans ces conditions, nous serions en train d'observer la combinaison d'une tendance décroissante avec l'âge (tendance interne, biologique) et d'une augmentation à long-terme de la productivité (forçage externe), le résultat étant à peu près stationnaire. Pour tester cette hypothèse, nous avons donc repris complètement l'analyse de notre jeu de données en cherchant à estimer un effet graduel de la date sur la productivité et en comparant les tendances entre les grandes régions géographiques auxquelles appartiennent les placettes (Plateau lorrain, Moyenne Vallée de la Loire, Allier-Bourbonnais, Basse Normandie-Collines du Perche). Cette analyse a été rendue possible par la structure du réseau de placettes : il est composé de peuplements d'âges très différents au départ (30 à 200 ans), dans les mêmes massifs, et qui ont été observés sur une même période calendaire.

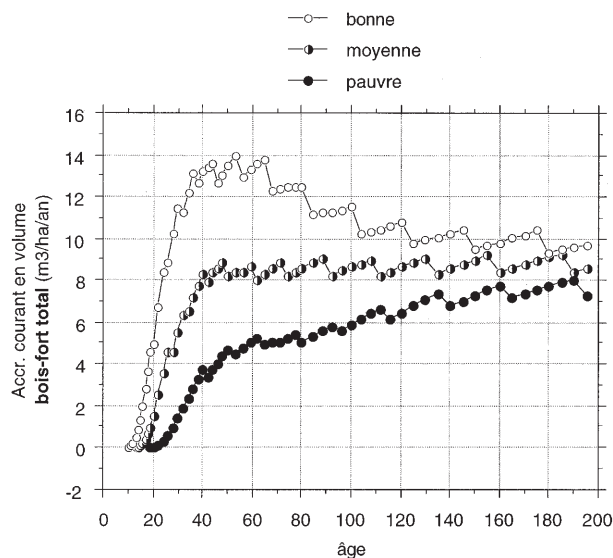


Figure 1. Accroissement courant en volume des chênaies. Prévisions du modèle de croissance chêne (référence [14]) pour 3 fertilités différentes (bonne, moyenne, pauvre) (les à-coups sont dûs aux éclaircies ; *Rdi* maintenu au voisinage de 0,7).

L'hypothèse de changements de productivité s'appuie sur les résultats des travaux menés par la méthode dendroécologique depuis une quinzaine d'années [1]. Ces recherches, qui ont systématiquement conclu à l'existence de très forts gains de productivité depuis le milieu du siècle dernier, ont suscité un grand étonnement et de longues controverses méthodologiques dans la communauté des chercheurs et gestionnaires forestiers. Avec l'accumulation de résultats convergents, un consensus s'est fait progressivement sur l'existence de gains de productivité ; un certain scepticisme demeure toujours, par contre, sur l'ampleur des chiffres fournis par la méthode dendroécologique : des gains [1] de +150 % pour le sapin pectiné (Vosges), +130 % pour l'épicéa commun (Vosges), +90 % pour le chêne sessile (Plateau lorrain) sur la période 1850–1990 continuent d'apparaître comme exagérés. Il nous est donc apparu intéressant d'aborder ce problème à partir d'un jeu de données de type placettes permanentes. En effet, on dispose dans ce cas de mesures directes (en continu) de la production au niveau du peuplement ; on échappe ainsi au problème des méthodes rétrospectives, concernant la représentativité passée d'arbres dominants sélectionnés aujourd'hui. De plus, la

sylviculture est connue et quantifiable à tout instant, et peut donc être utilisée dans la modélisation. Cela permet de s'affranchir de la difficulté d'interprétation des résultats dendroécologiques (quelles sont les contributions respectives, dans le signal tendanciel obtenu, des modifications environnementales et des évolutions sylvicoles ?).

Lorsque, en dendrométrie, on s'attache à modéliser la variabilité de la production selon le triplet des effets principaux âge-fertilité-sylviculture, les effets de la date sont considérés comme un bruit contenu dans le résidu autour du modèle : ce point de vue s'applique bien aux habituelles fluctuations entre périodes (signal à court-terme). S'agissant des tendances à long terme, la question est plus délicate : toute tendance longue qui n'est pas modélisée comme telle risque d'apparaître, souvent sans qu'on s'en rende compte, dans le modèle lui-même. Dans l'exemple exposé plus haut, on appellerait effet-âge ce qui est en réalité une combinaison de l'âge et de la date. Il nous a semblé que des effets graduels de la date méritaient d'être modélisés, simultanément avec les effets principaux. Et ce pour 2 raisons :

- l'existence de changements de productivité à long terme a d'importantes conséquences forestières (récoltes, marché du bois, impact socio-économique sur la filière, durabilité écologique) ; or en France, les travaux dendroécologiques n'ont pas été suffisamment relayés jusqu'à maintenant par des dendrométriciens, dans des études à l'échelle de la parcelle et sur des données de production classiques ;
- l'omission d'un facteur dans la modélisation peut affecter la fiabilité des effets modélisés, en raison des corrélations qui peuvent exister entre les différentes variables ; la question de la fiabilité à long terme des modèles de croissance ne peut pas être éludée, si l'objectif est d'utiliser ces modèles pour faire de l'exploration de scénarios sylvicoles sur toute une révolution [7] ; pour des essences à longue durée de vie, comme les chênes, cet impératif prend tout son relief.

Nous avons abordé successivement les 2 composantes usuelles de la productivité qui font l'objet de mesures directes : hauteur dominante et surface terrière. Nous avons ajusté pour la hauteur dominante un modèle fonction de l'âge, avec un paramètre local, propre à chaque peuplement, que nous appelons classiquement indice de fertilité. Les résidus de l'ajustement sont ensuite analysés en fonction de la date. La hauteur est étudiée sous forme intégrée, la précision des accroissements ayant été jugée insuffisante pour donner lieu à des analyses statistiques.

Pour la surface terrière, par contre, nous avons travaillé sur les accroissements courants. La méthode consiste à identifier des effets par régression multiple progressive, en testant d'éventuelles interactions entre

les variables quantitatives (âge, fertilité, densité du peuplement, date) et les facteurs géographiques ou stationnels (forêt, peuplement dans forêt). Nous avons cherché à construire un modèle multiplicatif dont l'équation générale est la suivante :

$$\dot{G} = F_1(\text{âge, fertilité}) \cdot F_2(\text{sylviculture}) \cdot \text{corr}(\text{date, forêt}) \quad (1)$$

où \dot{G} est l'accroissement courant en surface terrière, F_1 et F_2 sont les « effets principaux », la sylviculture étant introduite grâce à un indice de densité de peuplement, et où l'effet de la date intervient comme correctif multiplicatif spécifique par forêt.

Grâce à un tel modèle, on peut estimer une évolution à long terme avec la date, en proportion d'une tendance générale, $F_1(\text{âge, fertilité}) \cdot F_2(\text{sylviculture})$, supposée stationnaire. Pour construire et ajuster le modèle (1), nous l'avons linéarisé en considérant le logarithme de l'accroissement en surface terrière, transformation qui a également pour effet de rendre la variance résiduelle plus homogène.

La principale difficulté rencontrée au cours de l'analyse concerne la fertilité des stations présentes dans le réseau. Dans la théorie dendrométrique de la production des peuplements réguliers [6], celle-ci est résumée dans le concept d'indice de fertilité, un paramètre qui mesure le niveau moyen de la croissance en hauteur. Sous l'hypothèse d'un changement graduel de la productivité, la hauteur des peuplements à un âge donné incorpore en réalité deux types d'influences : d'une part la « fertilité intrinsèque » de la station, liée à ses caractères écologiques permanents (altitude, topographie, texture du sol etc.), d'autre part la dérive à long terme qui peut affecter de façon concomitante diverses variables environnementales (climat, teneur atmosphérique en CO₂, apports d'azote atmosphérique). Cette combinaison est apparente dans la plupart des études station-production récentes [3], où l'indice de fertilité dépend à la fois de facteurs écologiques et de l'âge des peuplements (existence d'un très fort effet-génération). Dans la collection de peuplements que nous avons analysée, le facteur station n'est pas contrôlé, ni connu avec précision. Nous nous sommes accommodés provisoirement de cette difficulté en incorporant dans la modélisation un effet placette ; nous discuterons l'impact que cela peut avoir sur les résultats et les besoins de recherche complémentaire appelés par cette situation.

La seconde difficulté réside dans la structure géographique du réseau de placettes. Il se compose de 4 forêts, chacune située dans une région différente du point de vue des facteurs primaires de production (géologie, types de sols, climat moyen). Dans une telle situation, il est prudent de tester si les régions se différencient par l'allure générale de la croissance, c'est-à-dire la forme des courbes fonction de l'âge. Techniquement, cela se traduit

par l'adoption de modèles possédant des paramétrages locaux (un jeu de paramètres par région, ou forêt) ou globaux (un seul jeu de paramètres pour tout le jeu de données). Cette question est apparue ici importante parce que les dérivées avec la date, que nous cherchions à estimer, peuvent elles-mêmes varier dans l'espace, en lien avec les facteurs limitants qui s'expriment de façon prépondérante (nutrition minérale, stress hydrique, hydromorphie, etc.). En ce qui concerne la forme des courbes de croissance en hauteur dominante, nous avons pu nous appuyer sur les résultats obtenus récemment par l'ONF [8].

2. LE RÉSEAU DES PLACETTES PERMANENTES EN CHENAIE

2.1. Conception générale

Le réseau chêne, qui comprend 35 placettes, a été créé entre 1925 et 1934. Il est réparti dans les forêts domaniales de Bellême (Orne, 0°31'E - 48°23'N), Blois (Loir-et-Cher, 1°16'E - 47°34'N), Tronçais (Allier, 2°44'E - 46°39'N) et Champenoux (Meurthe-et-Moselle, 6°21'E - 48°42'N). Ce réseau constitue donc une série de forêts réparties selon un gradient de continentalité, allant des stations sous climat océanique (Normandie) aux stations plus continentales (Lorraine).

Dans chaque forêt, les placettes ont été installées simultanément dans plusieurs parcelles (appelées aussi peuplements ; entre 2 et 6 parcelles par forêt), dont les âges initiaux s'étalent très largement sur toute la gamme possible, du stade bas perchis au stade de la futaie mûre pour la régénération (*tableau I*). Les parcelles les plus jeunes contiennent des essais comparatifs de régimes d'éclaircie, comportant de 2 à 5 placettes ; les plus vieilles des placettes uniques dites « de production ». À noter que 3 placettes (Launay-Morel (Bellême), Charmaie (Blois) et Morat (Tronçais)) étaient destinées à fournir des chiffres de production durant la phase de régénération, laquelle s'est achevée entre 1945 et 1960. Depuis, ces 3 sites ont été abandonnés.

Tableau I. Descriptif du jeu de données : par forêt et peuplement, sont indiqués l'âge lors des premier et dernier inventaires, l'indice de fertilité (hauteur dominante à 100 ans), estimé grâce au modèle (6) paramétré soit globalement soit par forêt (si les placettes d'un même peuplement diffèrent, leurs indices sont indiqués en séquence) la période d'observation.

Peuplement	Nb de placettes	Âges initial-final	Indice de fertilité H0(100) en m		Période de mesure
			forme générale	forme / forêt	
<i>Forêt de Bellême (Orne)</i>					
Hallet	3	42–106	29,2/28,0/25,3	28,5/27,3/24,6	1934–1998
Hermousset	2	69–122	27,3	27,2	1934–1988
Chatelier	2	95–158	26,7/25,1	27,5/25,9	1934–1997
Ducellier	1	75–135	25,6	25,9	1933–1993
Sablonnières rouges	1	117–177	25,8	27,3	1934–1994
Launay-Morel	1	200–226	21,0	26,0	1934–1960
<i>Forêt de Blois (Loir-et-Cher)</i>					
Sablonnières	5	36–102	28,1/26,7/25,8/26,3/24,9	29/27,5/26,4/27/25,6	1925–1991
Pauverts	2	67–129	25,6	25,7	1928–1990
Marchais des Cordeliers	2	100–164	23,2	22,6	1925–1989
Allées de Blois	1	121–187	22,8	21,9	1927–1993
Charmaie	1	180–200	20,7	20,1	1925–1945
<i>Forêt de Champenoux (Meurthe-et-Moselle)</i>					
Butte de Tir	2	43–106	24,4	24,5	1928–1991
Bouzule	2	60–125	23,5/25,2	23,5/25,2	1928–1993
<i>Forêt de Tronçais (Allier)</i>					
Plantonnée	2	29–88	24,4	24,4	1933–1992
Trésor	3	53–113	28,4	28,7	1932–1992
Bois Brochet	2	80–142	25,5/26,5	25,4/26,4	1931–1993
Clé des Fossés	1	110–172	27,4	27	1931–1993
Richebourg	1	130–194	24,7	24,6	1931–1995
Morat	1	200–228	21,4	22,6	1931–1959

La gamme des âges courants s'étale de 30 à 230 ans, de façon homogène entre les forêts, à l'exception de Champenoux (dans cette dernière, les parcelles les plus mûres en 1928 étaient très vraisemblablement d'anciens taillis-sous-futaie enrichis).

Par rapport aux objectifs de la présente étude, le point plus important à relever dans ces jeux de données est leur structure par rapport aux facteurs âge et date (*tableau I*). A chaque date, entre 1930 et aujourd'hui, nous disposons de plusieurs peuplements d'âges échelonnés, la gamme d'âges pour une même date représentant 20 ans à Champenoux, 80 ans à Bellême et Blois, 100 ans à Tronçais (nous omettons, dans ces chiffres, les vieilles placettes en régénération qui disparaissent rapidement et contribuent peu à la masse des données). Cela constitue des plans d'échantillonnage « en parallélogramme », dans le plan âge-date. La corrélation simple entre l'âge et la date est de 0,329. Cela suffit pour séparer les deux effets. Nous compléterons plus loin la présentation du plan d'échantillonnage en abordant les plans âge-fertilité et âge-densité.

La surface des placettes est en général de 1 hectare, 1/2 ha dans 2 peuplements jeunes et 2 ha dans les plus vieux (Launay-Morel, Charmaie, Richebourg, Morat). Par rapport aux usages courants (quelques dizaines d'ares), ces surfaces sont tout à fait considérables et ont nécessité un important travail de terrain. Pour l'objet de la présente étude, le fait d'asseoir l'analyse sur de grandes surfaces est fondamental. En effet, on sait que les estimations de production sont sensibles à la taille du support de mesure ; de petites surfaces augmentent l'impact des effets de bordure ; en travaillant sur un ordre de grandeur de 1 hectare, nous pensons être relativement près de l'échelle qui importe pour le forestier (la parcelle homogène du point de vue stationnel).

2.2. Conditions de milieu

Toutes les placettes sont à faible altitude et sur terrain sensiblement plat (sauf Butte de Tir à Champenoux, sur

une assez forte pente exposée plein Sud). Les substrats géologiques et les sols varient d'une forêt à l'autre [21]. Entre les parcelles d'une même forêt, il y a quelques différences de conditions stationnelles qui sautent aux yeux (par exemple, la Plantonnée, à Tronçais, est sur sol très caillouteux, contrastant avec les sols rencontrés dans les parcelles du Trésor, Richebourg, Clé des Fossés). À première vue, les caractéristiques géomorphologiques ne semblent pas corrélées à l'âge des peuplements, dans notre échantillon. Toutefois, nous devons préciser qu'aucune caractérisation écologique précise et exhaustive n'a été faite : une telle description serait nécessaire, comme prolongement de la présente étude, et nous l'évoquerons en conclusion.

Le *tableau II* expose les principales variables climatiques relevées dans des postes météorologiques proches de chaque forêt (moyennes trentennaires collectées par Trencia [21], probablement pour la période 1951–1980) ; pour Tronçais, il y a lieu de considérer le climat comme intermédiaire entre ceux de Vichy (même altitude, températures probablement similaires) et de Bourges (précipitations voisines de celles relevées dans plusieurs pluviomètres en forêt : aménagement de Tronçais, ONF (Office National des Forêts), [15]). Les variables climatiques distinguent bien les 4 sites. À Bellême (Normandie), le climat est doux et humide ; par comparaison, Blois (moyenne Vallée de la Loire) a un climat un peu plus chaud mais plus sec (650 mm par an de pluies contre 727). Ces deux premiers sites ont en commun des contrastes thermiques annuels modérés et un faible nombre de jours de gel. Au contraire, Tronçais (Allier-Bourbonnais, région Auvergne) et Champenoux (Plateau Lorrain) ont un climat plus rude, avec plus de jours de gel, Champenoux montrant un caractère continental plus marqué (température moyenne annuelle inférieure de 1 à 1,5 °C par rapport aux autres sites).

Concernant le régime saisonnier des pluies, nous avons pu nous appuyer sur les données météorologiques et sur les résultats des analyses de Gilbert et Franc ([10], moyennes trentennaires pour la période 1951–1980).

Tableau II. Variables climatiques à proximité des forêts de chênes : altitude, poste météo., température moyenne annuelle, nombre de jours de température supérieure à 10 °C, inférieure à 0 °C, insolation annuelle. Moyennes trentennaires.

Forêt	Altitude (m)	Poste météo	Altitude (m)	T moy. (°C)	NbJT≥10 °C par an	NbJ≤0 °C par an	Insol. h an ⁻¹
Bellême	175–224	Alençon	140	10,4	192	55	1 690
Blois	78–143	Tours	100	11,1	205	48	1 800
Tronçais	200–375 (moyenne 260)	Vichy	250	10,5	197	82	1 880
Champenoux	213–277	Bourges	157	(10,9)	(205)	(52)	1 780
		Nancy	212	9,5	180	81	1 600

Source : *Météo-France, moyennes trentennaires.*

Tableau IIbis. Variables climatiques (suite) : Précipitations cumulées pour mai-août, avril-septembre, l'année. Moyennes sur 1951–1980.

Forêt	Altitude (m)	Poste météo	Altitude (m)	Pluies		
				mai-août (mm)	avr.-sept. (mm)	année (mm)
Bellême	175–224	Rémalard	141	211	317	720
Blois	78–143	Blois	104	219	323	674
Tronçais	200–375	Ainay-le-Ch.	220	249	362	724
Champenois	213–277	Nancy-Tombl.	212	270	375	728

Source : Météo-France, moyennes pour la période 1951–1980.

Ces auteurs distinguent 4 grandes familles de climat, d'après la répartition des pluies en cours d'année (régimes océanique, océanique altéré, continental altéré, continental). Si la lame d'eau annuelle ne distingue pas les 3 forêts de Bellême, Tronçais et Champenois, par contre la répartition des précipitations au cours de l'année est assez nettement différente (figure 2). En Basse-Normandie (régime océanique), les pluies de Bellême sont très fortement concentrées en fin d'automne-hiver, celles du printemps et d'été étant faibles. À Blois, qui est un peu plus éloignée des influences maritimes (régime océanique altéré), les précipitations sont uniformément faibles sur toute l'année. Champenois et Tronçais ont des maxima élevés au cours de la saison de végétation (régime continental altéré), ce qui peut compenser la forte demande évapo-transpiratoire. Les données des postes météorologiques mentionnés au

tableau IIbis ont pu être testées, pour ce qui concerne les précipitations, en faisant la moyenne des relevés dans les 20 postes les plus proches de chaque forêt (distance maximale allant de 43 km pour Tronçais à 60 km pour Blois). Ces moyennes confirment parfaitement les différences entre forêts du double point de vue de la lame d'eau annuelle et de la répartition au cours de l'année. On peut donc bien parler de spécificités régionales pour le régime des pluies en cours de saison.

2.3. Les peuplements

Les peuplements peuvent tous être considérés comme purs et équiennes. L'équienneté a été établie par comptage des cernes à la souche dès l'installation. Le degré de pureté est observé en considérant le pourcentage de surface terrière occupé par le chêne sur toute la durée d'observation. À Tronçais et Blois, le chêne est quasiment exclusif dès le début dans l'étage principal de végétation et le sous-étage est peu fourni (charme, hêtre épars). À Champenois, le chêne est également exclusif en étage principal mais le sous-étage est aujourd'hui très vigoureux (charme, hêtre, tilleul) ; étant donné les conditions de station, nous pensons qu'il en a probablement été ainsi dès 1928. À Bellême, le hêtre est assez présent, jusque dans l'étage principal : 25 % au début des observations dans certaines placettes, taux qui diminue très vite à 5–10 % avec les éclaircies ; le sous-étage est inégalement fourni selon les placettes.

2.4. Équilibre géographique et temporel du plan d'échantillonnage

Nous disposons finalement de 35 placettes, soit 354 inventaires et 319 périodes de croissance observée. Ces effectifs sont répartis comme suit entre les forêts : Bellême (89 points de mesure), Blois (122), Champenois (52), Tronçais (91). Le jeu de données est assez équilibré, avec toutefois, pour Champenois, une

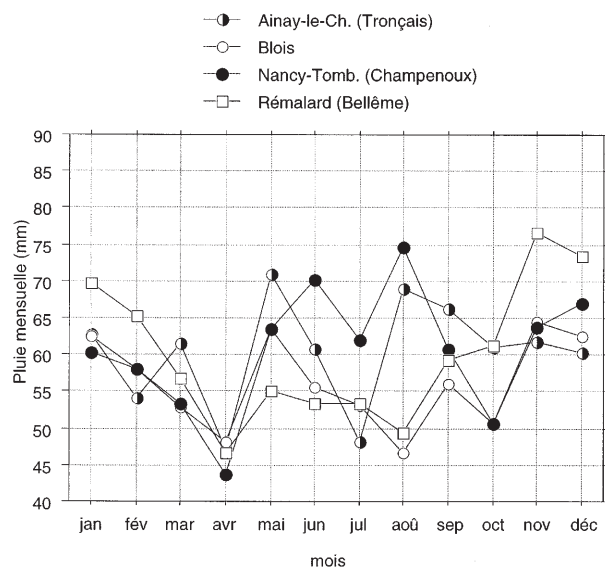


Figure 2. Valeurs normales des pluies mensuelles (moyennes 1951–1980) pour les 4 forêts. Source Météo-France.

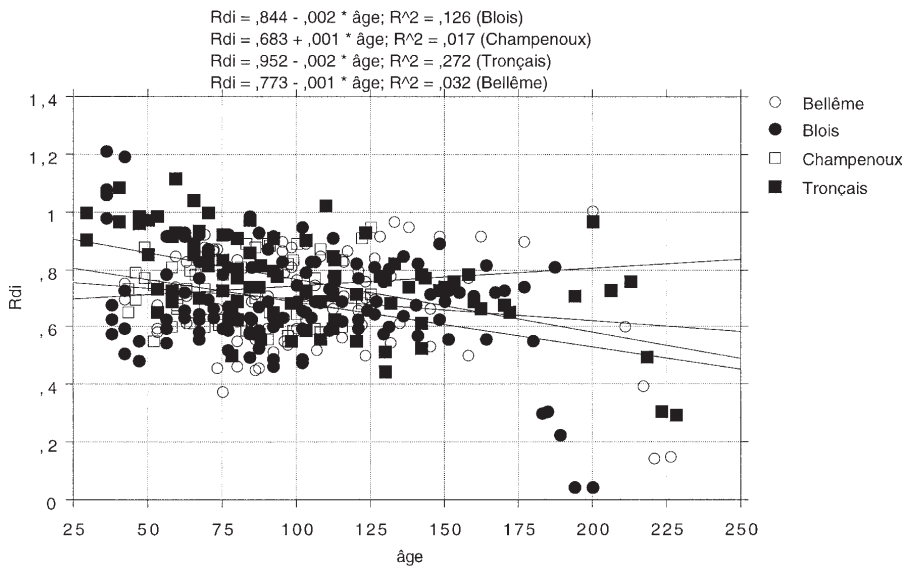


Figure 3. Valeurs de l'indice de densité *Rdi* après éclaircie selon l'âge : ensemble des données, stratifiées par forêt.

masse de données moins importante et une gamme d'âge beaucoup plus étroite.

Comment se distribuent ces jeux de données par rapport à l'âge et à la date ? Les 4 forêts ont une « date moyenne » voisine de 1955–1960, avec une distribution uniforme entre 1925 et 1998 quelle que soit la forêt ; l'âge moyen par forêt est de 80 ans à Champenoux (écart-type 23 ans), 100 à 106 ans ailleurs (écart-type 40 à 46 ans).

2.5. Structure de l'échantillon par rapport à l'âge et à la sylviculture

Pour apprécier la sylviculture appliquée aux différentes placettes, on pourra se reporter à nos précédentes analyses [14]. Pour les besoins du présent travail, nous utilisons un indice de densité de peuplement, *Rdi*, basé sur l'idée de Reineke [18] ; cet indice combine le nombre de tiges par hectare *N* et le diamètre quadratique moyen *Dg* (en cm) comme suit :

$$Rdi = \frac{N \cdot D_g^\alpha}{\beta} \quad \alpha = 1,701 \text{ et } \beta = 171\,582.$$

Cet indice est construit de telle sorte que les peuplements les plus denses aient toujours un *Rdi* voisin de 1, quels que soient l'âge et la fertilité.

Une valeur de *Rdi* est calculée pour chaque date d'inventaire. C'est cette valeur instantanée qui sera utilisée dans toutes les analyses, et considérée comme variable explicative résumant les effets sylvicoles sur

l'accroissement. Cette méthode permet de s'affranchir du caractère imprécis de la définition des traitements sylvicoles, ainsi que des variations de l'intensité des coupes au cours du temps.

La figure 3 montre, avec un point par date de mesure et par placette, l'évolution de l'indice *Rdi* avec l'âge courant (valeur après éclaircie). *Rdi* varie uniformément de 0,45 à 1,05. Cette règle souffre deux types d'exceptions : d'une part, quelques inventaires en peuplements jeunes de chêne montrent des *Rdi* allant jusqu'à 1,2, sans que ces valeurs nous paraissent pour l'instant justifier une révision en hausse de la courbe d'autoéclaircie. D'autre part, les parcelles en cours de régénération voient évidemment leur indice s'effondrer de 1 à 0 entre la coupe d'ensemencement et la coupe définitive.

En tendance, *Rdi* diminue significativement avec l'âge dans 3 forêts, un peu plus fortement à Blois et Tronçais. Même si les placettes en régénération tendent à « tirer les courbes vers le bas », les tendances sont plus générales et reflètent une intensification progressive des coupes. Toutefois, la corrélation âge-sylviculture reste modérée (le coefficient de corrélation simple est de -0,322, toutes forêts confondues) et ne compromet pas une séparation correcte des effets. Il n'y a pas de corrélation entre la date et l'indice de densité.

2.6. Mesures brutes et traitements primaires des données

Lorsqu'on s'intéresse à la production, on se repose sur deux ensembles de données brutes.

1. Des inventaires en plein, c'est-à-dire la mesure des circonférences à 1,30 m pour tous les arbres vivants, secs, chablis et éclaircis. L'expression « tous les arbres » recouvre en fait deux types de populations, selon le stade de développement : dans les jeunes peuplements, de très forte densité, la numérotation physique des arbres est impossible ; dans ce cas, on mesure tous les arbres présents dont le diamètre est supérieur à un seuil de pré-comptage ; dans les placettes du début du siècle, ce seuil était particulièrement bas (en général, diamètre de 1 ou 0,5 cm selon que le compas était gradué de 1 en 1 ou 2 en 2). On peut donc considérer ces inventaires comme « complets », les seules exceptions étant les semis et rejets de hauteur inférieure à 1,30 m. Au-delà de l'âge de 50–70 ans, le peuplement a acquis une structure verticale plus nette, avec séparation d'un étage principal dominé par le chêne et d'un éventuel sous-étage, et la densité a diminué. On peut donc numéroter les arbres, opération qui ne concerne que l'étage principal. Dès lors, l'inventaire concerne systématiquement cette population, complété le cas échéant par des inventaires annexes de sous-étage (ces derniers, très sporadiques, n'ont pas été utilisés ici). Lors du passage entre les deux jeux de données, sur une même placette, quelques problèmes de recollement peuvent survenir, que nous avons résolus par des méthodes appropriées. Pour ce qui concerne la production, cette hétérogénéité des données au cours du temps peut être vue comme un handicap ; en fait, les sujets les plus petits qui disparaissent (d'un point de vue comptable) dans l'opération de numérotation contribuent peu à la surface terrière et presque pas à son accroissement (nos travaux ont montré que ces arbres ont une croissance très faible, voire nulle).

2. Des mesures plus lourdes, réservées à un échantillon d'arbres. Ces mesures concernent la hauteur totale et le cubage. Les échantillons en question étaient de grande taille jusqu'en 1950 environ, et concernaient tous les arbres éclaircis. À partir de 1950, des échantillons plus petits (une trentaine de sujets, uniformément répartis sur la gamme des diamètres et sur la surface de la placette) ont été considérés, mêlant arbres mesurés abattus et sur pied. Ces échantillons ne sont pas établis nécessairement à chaque date d'inventaire, mais tous les 10 ou 15 ans environ.

À partir de ces jeux de données, on effectue quelques traitements primaires. L'inventaire fournit diamètres moyen D_g et dominant D_0 , nombre de tiges N et surface terrière G par ha. À partir des échantillons, on ajuste une courbe hauteur-diamètre par peuplement et par date [4]. On recourt à des techniques d'interpolation s'il n'y a pas d'échantillon. La courbe hauteur-diamètre est utilisée pour estimer la hauteur dominante H_0 . Bien sûr, la qualité de ces estimations dépend étroitement de celle des

courbes hauteur-diamètre. Trois types d'erreur entachent la procédure : une erreur d'échantillonnage (liée, par exemple, à une répartition inadéquate des arbres échantillonnés par classes de diamètre ou sur toute la surface de la placette), une erreur de mesure (surtout pour la hauteur lorsqu'elle est mesurée sur pied), une erreur de modélisation (la courbe est biaisée à l'endroit où l'on calcule la hauteur dominante). Le modèle hyperbolique que nous avons adopté pour ces courbes et la façon de le paramétrer ont été construits, entre 1991 et 1995, afin de nous permettre d'utiliser toute l'information contenue dans les échantillons existants, même ceux qui sont mal conformés [4]. Toutefois, cette méthode « robuste » n'élimine pas complètement les difficultés liées aux biais d'échantillonnage ou aux erreurs de mesure. Par exemple, 2 des 3 placettes du Hallet (Bellême) présentent une variabilité interne non négligeable de la fertilité (données non publiées). Dans une telle placette, la manière dont l'échantillon de hauteurs est distribué dans l'espace de la placette peut avoir des répercussions sur la courbe obtenue, et donc sur l'estimation de hauteur dominante. Il est impossible d'évaluer rétrospectivement ces erreurs. Par contre, il est possible de resituer chaque estimation ponctuelle de hauteur, dans une placette à une date, en la replaçant dans la courbe des valeurs successives sur la même placette ; on peut aussi comparer les courbes des placettes d'un même peuplement, ou d'une même forêt. Ces comparaisons permettent d'apprécier indirectement la qualité de chaque estimation.

Le calcul des accroissements n'appelle qu'un commentaire, mais il est important : nous ne considérons ici que des accroissements bruts, c'est-à-dire mortalité comprise. En effet, nous avons constaté que les accroissements nets de mortalité étaient beaucoup plus erratiques. Ceci impose de comptabiliser fidèlement la mortalité (secs, chablis et disparus) à partir des données de base. Si les arbres sont numérotés, cette comptabilité est très facile, le statut des arbres étant enregistré à chaque inventaire. Lorsqu'un grand nombre d'arbres disparaissent entre deux dates, et si les arbres ne sont pas numérotés, nous avons développé une méthode ad hoc pour estimer leur diamètre : nous comparons les deux inventaires successifs en formant la différence des effectifs dans chaque classe de diamètre ; les déficits des classes les plus petites sont considérés comme de la mortalité (l'argument est que ces déficits ne peuvent être imputés à la croissance, puisque celle-ci est quasiment nulle dans ces classes).

2.7. Méthode d'analyse

Pour ajuster des modèles non linéaires sur les courbes hauteur-âge, nous avons utilisé la méthode des moindres

carrés ordinaires et l'algorithme de Gauss-Marquardt, implémentés dans un logiciel programmé par nos soins au laboratoire. Ce logiciel ne fait pas de tests statistiques (test-F, test-t des effets), mais il fournit les informations essentielles : somme des carrés des écarts, écart-type résiduel, coefficient de détermination (R^2), estimation des paramètres, erreurs d'estimation, matrice de corrélation entre paramètres. Dans cette étude, un paramètre dont l'erreur relative d'estimation est supérieure à 50 % est considéré comme non significatif ; sa valeur est alors fixée à 0 et l'ajustement relancé. Le programme permet aussi d'estimer simultanément des paramètres globaux (pour tout le jeu de données) et locaux (l'indice de fertilité de chaque peuplement, la forme des courbes pour chaque forêt).

Pour modéliser l'accroissement courant en surface terrière \dot{G} comme composition multiplicative d'effets de l'âge, de la densité Rdi , de la fertilité et de la date, nous avons commencé par linéariser le problème en considérant le logarithme de l'accroissement. Comme nous le verrons plus loin, cette transformation est aussi intéressante parce qu'elle réduit fortement l'hétéroscédasticité des données brutes. L'analyse a consisté à expliquer statistiquement la variable \dot{G} , par régression multiple progressive, en fonction d'une série de prédicteurs disponibles. À chaque introduction d'une nouvelle variable, nous testons d'éventuels biais par forêt grâce à des tests univariés comparant à 0 les résidus par forêt. De même, nous testons l'existence de tendances spécifiques aux forêts par rapport à chaque variable introduite (interac-

tions entre une variable quantitative et un facteur qualitatif). Systématiquement, des effets résiduels de la date ont été observés, effets dont la forme et l'intensité variaient d'une forêt à l'autre. Cette interaction entre la localisation géographique et la date a été introduite en utilisant des variables indicatrices (méthode décrite plus bas, dans la section 3.3.).

Dans un premier temps, pour pouvoir apprécier l'impact de l'introduction de nouvelles variables sur celles déjà présentes, nous avons préféré une construction manuelle des modèles, avec examen graphique des résidus à chaque étape. Nous n'avons retenu que des variables dont le test-t avait une probabilité inférieure à 0,10. Ensuite, la volonté d'estimer des fluctuations par périodes de 5 ans, ou encore des niveaux de production différents entre placettes, nous a conduit à considérer un grand nombre de variables. Pour cela, nous avons utilisé la méthode de régression progressive pas à pas selon le mode ascendant. Toutes les analyses ont été faites avec le logiciel Statview 4.5TM.

3. MODÉLISATION DE LA CROISSANCE EN HAUTEUR DOMINANTE

La figure 4 donne un aperçu de la croissance en hauteur dominante dans le réseau de placettes chêne. On relève, au moins visuellement, une grande homogénéité des différentes forêts. Deux placettes très âgées ont une croissance quasi-nulle : il faut probablement y voir la

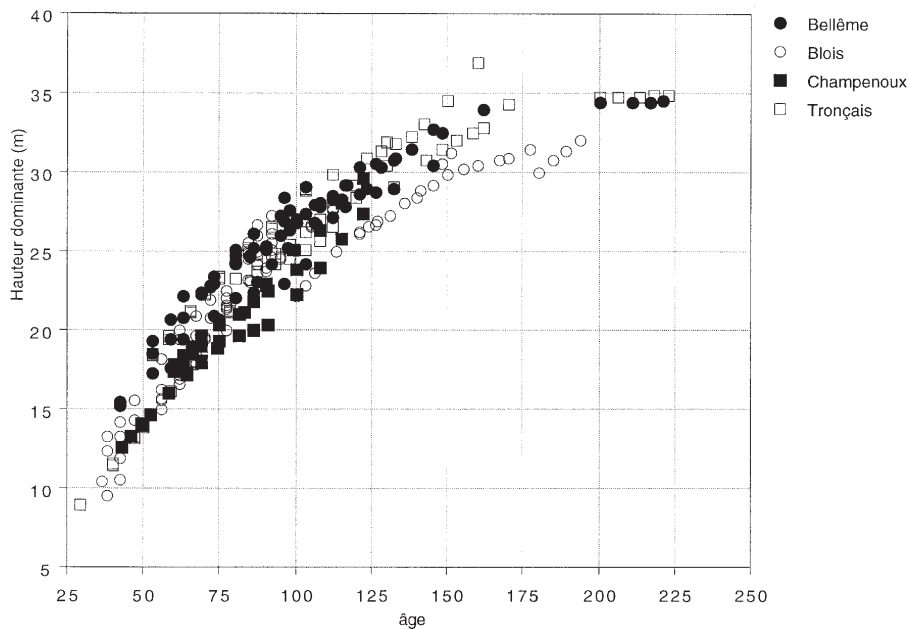


Figure 4. Croissance en hauteur dominante : ensemble des données, stratifiées par forêt.

combinaison de plusieurs facteurs, imprécision de l'estimation, croissance ralentie à ce stade, impact des coupes de régénération (qui prélèvent beaucoup de dominants et induisent de larges espacements, eux-mêmes favorisant un ralentissement de la croissance en hauteur).

3.1. Choix d'un modèle

Plusieurs formes de modèles ont été considérées pour rendre compte des courbes hauteur-âge. Ces modèles possèdent des propriétés géométriques assez différentes (t est l'âge, H_0 est la hauteur dominante, tous les autres symboles sont des paramètres) :

- le modèle monomoléculaire
 $H_0 = K (1 - \exp(-r(t - t_0)))$;
- le modèle de Lundqvist-Matern
 $H_0 = K \exp(-r / t^c)$;
- un modèle de forme logarithmique
 $H_0 = v \ln (1 + \frac{u}{v} (t - t_0))$;
- un modèle à asymptote oblique que nous allons détailler maintenant.

Les 2 premiers ont une asymptote horizontale, mais le second converge beaucoup plus lentement vers cette asymptote. Le troisième est une branche parabolique. Le quatrième converge vers une asymptote supérieure oblique. Le choix d'une forme de modèle est assez important dans la présente recherche, comme nous le verrons plus loin en discutant des effets résiduels selon la date. Toutefois, les conclusions sont à peu près les mêmes quel que soit le modèle utilisé, et dépendent surtout du paramétrage adopté. De plus, nos données ne sont pas les plus appropriées pour choisir une forme de modèle : nos séries ne couvrent que 60 ans, avec une relative imprécision, et la partie juvénile des courbes est évidemment inconnue pour les peuplements les plus vieux. Par conséquent, nous avons choisi de retenir un modèle à asymptote oblique assez proche de celui de P. Duplat [8], établi à partir d'analyses de tige dans 50 peuplements largement distribués dans l'aire où se trouvent nos placettes.

Ce dernier modèle possède 6 paramètres de forme globaux (pour une large zone géographique) et un paramètre de niveau local (propre à chaque peuplement). Il s'est avéré trop fortement paramétré pour que nous puissions l'ajuster correctement sur nos données (il manque, dans nos courbes, toute la partie juvénile où jouent exclusivement plusieurs des 6 paramètres de forme). Nous avons donc construit un modèle de forme assez similaire, sans point d'inflexion mais convergeant vers une asymptote supérieure oblique. Ce modèle résulte de l'intégration d'une équation différentielle du second

ordre : en notant \dot{H}_0 et \ddot{H}_0 les dérivées première et seconde de la hauteur dominante, on pose l'équation suivante :

$$\dot{H}_0 = r (m - \dot{H}_0) \quad (2)$$

où m est la vitesse de croissance asymptotique (pente de l'asymptote oblique) et r un paramètre strictement positif ; on suppose que le processus part de conditions initiales telles que $\dot{H}_0(t = t_0) = u_0 > m$ à l'âge t_0 .

Ce modèle peut s'intégrer très simplement comme suit :

$$\dot{H}_0 = m + (u_0 - m) e^{-r(t - t_0)} \quad (3)$$

$$\text{et } H_0 = H_0(t = t_0) + m(t - t_0) + \frac{u_0 - m}{r} (1 - e^{-r(t - t_0)}) \quad (4)$$

L'âge étant compté à la souche dans nos placettes, on peut simplifier cette équation en considérant comme condition initiale $H_0(t = t_0) = 0$. L'âge t_0 auquel la croissance démarre vraiment n'a pas été fixé à 0, ce qui permet de garder un peu de souplesse et de compenser l'absence de point d'inflexion. On pourrait certainement améliorer ce paramétrage, en considérant une hauteur initiale un peu supérieure à 0, mais c'est sans effet dans notre cas (les premières mesures démarrent à 30 ans et 9 mètres). Le modèle peut donc s'écrire :

$$H_0 = m(t - t_0) + \frac{u_0 - m}{r} (1 - e^{-r(t - t_0)}) \quad (5)$$

Ce modèle converge vers une asymptote dont l'équation est $m(t - t_0) + \frac{u_0 - m}{r}$. Pour l'ajustement, nous avons préféré nous ramener à un indice de fertilité classique, la hauteur dominante à 100 ans notée IF . Cela complique un petit peu la formule :

$$H_0 = m(t - t_0) + \frac{IF - m(100 - t_0)}{1 - e^{-r(100 - t_0)}} (1 - e^{-r(t - t_0)}) \quad (6)$$

3.2. Choix du paramétrage

Le modèle (6) comporte 4 paramètres, IF , m , r , t_0 . Il faut maintenant préciser lesquels vont varier entre peuplements (indice de fertilité), entre forêts ou rester globaux. Nous avons considéré que les peuplements de fertilités différentes se distinguent par leur vitesse de croissance initiale u_0 , qui fixe aussi l'ordonnée à l'origine de l'asymptote (dans l'expression (6), nous considérons IF comme paramètre par peuplement). Concernant la pente de l'asymptote, m , nous avons testé si elle pouvait dépendre de l'indice de fertilité du peuplement.

Ce test étant négatif, nous avons retenu un paramétrage où IF est le seul paramètre local.

L'échantillon comprend des peuplements (placettes individuelles ou groupes de placettes) de fertilités différentes. Nous avons considéré que chaque peuplement dans une forêt avait une fertilité différente. Concernant les différentes placettes présentes dans un même peuplement, nous avons examiné si leurs nuages hauteur-diamètre à la même date pouvaient être ajustés en bloc, ou si au contraire il y avait lieu de procéder séparément placette par placette. Ce diagnostic nous a conduit à traiter séparément les placettes du Hallet et Chatelier à Bellême, Sablonnières à Blois, Bouzule à Champenoux, Bois Brochet à Tronçais. Dans les autres cas, les placettes étaient regroupées. Au total, nos 35 placettes individuelles sont donc regroupées en 28 « blocs », pour chacun desquels une valeur de l'indice de fertilité est estimée.

Concernant maintenant les variations de forme entre forêts, nous avons choisi a priori un paramètre variable et un seul, le paramètre de vitesse r . Ce choix s'appuie sur les connaissances préalables relatives aux différences de forme entre régions : on oppose souvent les courbes de croissance à démarrage rapide et culmination précoce sous climat atlantique d'une part, les courbes à démarrage lent et croissance soutenue sous climat continental d'autre part. Pour le chêne sessile, Duplat et Tran-Ha [8] n'ont pas confirmé cette idée d'un gradient Est-Ouest pour la forme des courbes, mais ils ont néanmoins observé quelques différences de forme, plus ou moins fortes, entre les régions.

Deux paramétrages ont été testés :

- dans le modèle de **forme générale**, les 3 paramètres m , r , t_0 étaient considérés comme globaux, c'est-à-dire communs aux 4 forêts ;
- dans le modèle de **forme spécifique par forêt**, les 2 paramètres m , t_0 étaient globaux, tandis qu'une valeur de r était estimée par forêt.

Dans ce deuxième cas, nous avons remarqué que la forme des courbes était très similaire pour Tronçais et Champenoux. Afin de tester statistiquement cette ressemblance, nous avons paramétré le modèle de la façon suivante :

$$r = r_{\text{Tronçais}} \cdot (1 + \varepsilon_i)$$

où $i \in \{\text{Bellême, Blois, Champenoux, Tronçais}\}$

$$\text{et } \varepsilon_{\text{Tronçais}} = 0.$$

3.3. Résultats de l'ajustement

Les résultats d'ajustement sont renseignés au *tableau III*. Pour le modèle de forme générale, les 3 paramètres globaux ainsi que les 28 indices de fertilité peuvent être estimés avec une précision très satisfaisante (notamment les IF dont l'erreur relative d'estimation ne dépasse pas 3 %). La pente de l'asymptote oblique, m , est estimée à 9,6 cm par an, ce qui est un peu inférieur à la valeur trouvée dans l'étude ONF [8].

Nous considérons maintenant les résidus de l'ajustement. Ces résidus sont présentés dans la *figure 5*, en fonction de la date et séparément forêt par forêt. On

Tableau III. Statistiques d'ajustement du modèle de croissance en hauteur dominante (6).

	Modèle (6) avec forme générale			Modèle (6) avec formes spécifiques par forêt		
Nb observations :	354			354		
Nb de paramètres estimés :	31			31		
Somme des carrés des écarts :	191,7			132,4		
Écart-type résiduel :	0,7704 m			0,6403 m		
Écart-type des données :	5,992 m			5,992 m		
R ² :	0,983			0,989		
Paramètres	Estimation	Erreur d'est.	Erreur relative	Estimation	Erreur d'est.	Erreur relative
t_0	7,862	1,970	25 %	0	fixé (non signif.)	
m	0,09592	0,01178	12 %	0	fixé (non signif.)	
r général	0,01846	0,003012	16 %			
$\varepsilon \dots$ Bellême				0,6679	0,09669	14 %
Blois				-0,3122	0,05361	17 %
Champenoux				0	fixé (non signif.)	
$r \dots$ Tronçais				0,007090	0,0003152	4,5 %
28 paramètres IF par placette ou groupe de pl.	de 20,6 à 29,1	de 0,16 à 0,64	de 0,61 à 3 %	de 20,1 à 29	de 0,14 à 0,38	de 0,51 à 1,5 %

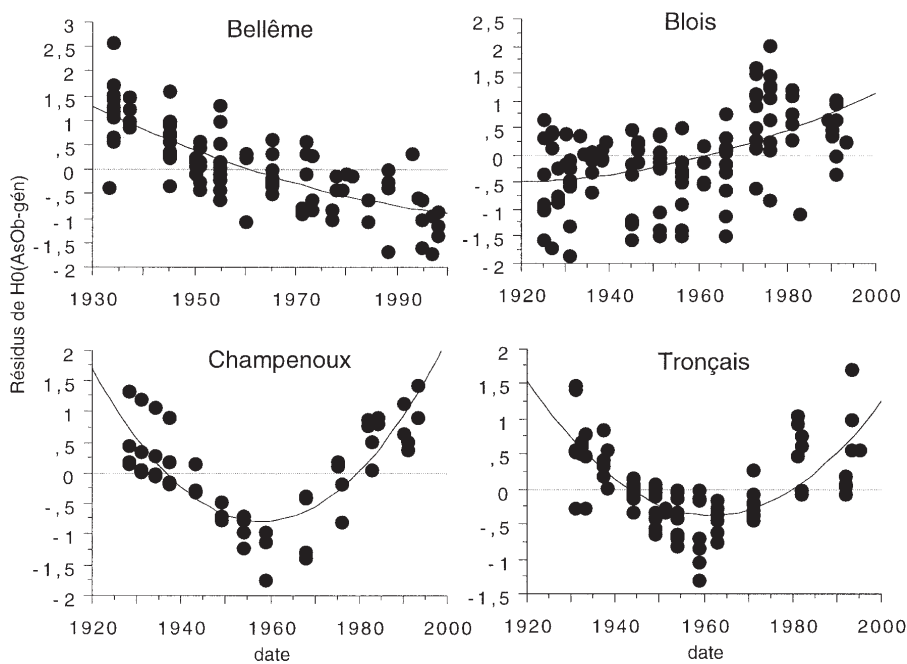


Figure 5. Résidus de la hauteur par rapport au modèle (6) ajusté avec un paramètre de forme global, représentés en fonction de la date et séparés par forêt.

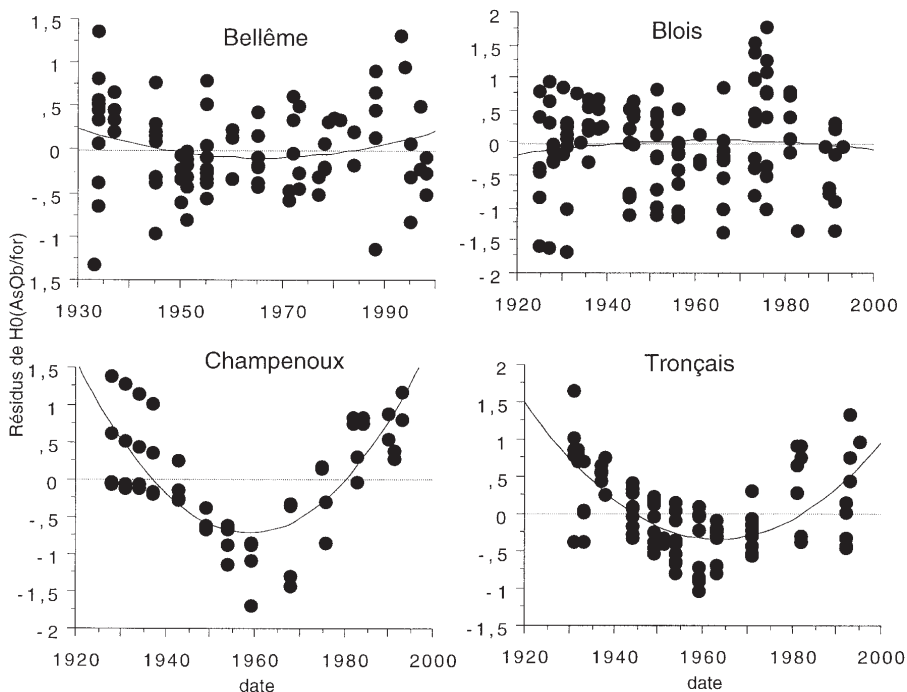


Figure 6. Résidus de la hauteur par rapport au modèle (6) ajusté avec des paramètres de forme par forêt, représentés en fonction de la date et séparés par forêt.

remarque trois types de structures : une tendance décroissante à Bellême, croissante à Blois, enfin une structure avec minimum en milieu de période à Tronçais et Champenoux. Étant donné que nous avons ajusté, sur une même période calendaire, une courbe pour chaque peuplement, grâce à un paramètre variable, ces structures de résidus peuvent avoir trois explications différentes (ou une combinaison des 3) :

1. La forme générale du modèle est correcte, mais l'hypothèse sur le paramétrage ne l'est pas : si l'on suppose les paramètres m , r , t_0 globaux alors qu'ils ne le sont pas, alors on doit trouver une structure des résidus analogues à Bellême ou Blois (des tendances par forêt, se croisant au barycentre du nuage de points) lorsqu'on les considère en fonction de l'âge ; comme les peuplements sont observés ici sur la même période calendaire, la structure des résidus par rapport à l'âge est identique à celle par rapport à la date.
2. La forme générale du modèle n'est pas correcte (courbure inadéquate, par exemple) ; si nous ajustons une fonction à courbure forte sur des données à courbure faible, nous devons obtenir des résidus du type Tronçais ou Champenoux (résidus positifs en début et fin de période, négatifs au milieu).
3. Le modèle et son paramétrage sont corrects mais, au modèle de croissance « intrinsèque », se superpose une tendance avec la date qui modifie le niveau et la forme des courbes.

Pour les objectifs de la présente étude, c'est le troisième point que nous souhaitons tester. Cela suppose que puissons écarter les deux premières hypothèses. Pour tester la seconde, on peut étudier l'impact de différentes formes de modèles, possédant des traits géométriques différents. C'est ce que nous avons fait. Mais les structures de résidus persistent à Champenoux et Tronçais, quelle que soit la forme du modèle. Dans ces deux forêts, l'accroissement courant en hauteur déduit de nos mesures est pratiquement stationnaire (voire en augmentation) sur les 60 ans d'observation ; aucune forme sigmoïde ne permet de reproduire un tel comportement. Nous pensons donc que l'existence d'une tendance avec la date, modifiant l'allure de croissance « intrinsèque », peut expliquer les résidus de Champenoux et Tronçais. Une augmentation assez nette de l'accroissement, au cours des 30 dernières années et relativement à leur modèle, avait aussi été notée par Duplat et Tran-Ha [8].

Pour tester la première hypothèse, on peut faire un ajustement du modèle avec un paramètre de forme r propre à chaque forêt. Sur notre jeu de données (voir *tableau III*), nous observons que l'écart-type résiduel est alors très nettement amélioré par rapport au paramétrage global (0,64 m contre 0,77) ; les paramètres de

Champenoux et Tronçais ne sont pas significativement différents ; par comparaison avec Tronçais, les courbes sont plus tendues à Blois et moins à Bellême. Ces différences de forme sont très significatives (l'erreur relative des facteurs correctifs ε_i vaut 14 à 17 %). Le changement de paramétrage fait disparaître les structures de résidus fonction de la date à Bellême et Blois (comparer les *figures 5 et 6*) et rend non significative la pente des asymptotes (le modèle se simplifie alors en un modèle monomoléculaire).

Il est donc possible que des différences de forme entre forêts expliquent, au moins en partie, les tendances que nous avons observées en fonction de la date. Toutefois, il faut préciser que nos données ne sont pas très appropriées pour porter un jugement définitif sur le paramétrage à adopter : en effet, nous ne disposons que de fragments de courbes, décalés selon l'axe des âges ; pour les peuplements de plus de 100 ans, il nous manque toute la partie juvénile qui est déterminante pour fixer la géométrie des courbes. De telles données ont été acquises et utilisées dans l'étude de l'ONF : nous avons donc comparé, à la *figure 7*, la forme de nos courbes estimées par le modèle (6), paramétré par forêt, avec celle du modèle de P. Duplat ajusté par région (paramétrage dit « A » ; Champenoux et la Lorraine ont été omis, pour la clarté de la figure ; au demeurant, P. Duplat trouve, comme nous, une bonne similitude de forme entre Lorraine et Allier). Malgré la différence de géométrie entre les deux équations, on remarque une très bonne concordance entre nos forêts et les régions correspondantes de l'étude ONF, pour ce qui concerne la forme plus ou moins tendue des courbes : croissance initiale rapide et ralentissement fort à Bellême, croissance très soutenue à Blois, forme intermédiaire à Tronçais. Comme les deux échantillons sont indépendants, tout porte à croire que les différences de forme dont nous parlons ici sont des caractères bien représentatifs de comportements régionaux. Cette remarque est importante en raison des réserves initiales que nous avons émises sur la fiabilité de nos propres données.

Cette première analyse de la croissance en hauteur conduit à un bilan nuancé. Dans les forêts de Champenoux et Tronçais, nous mettons en évidence une très forte structure des résidus par rapport à la date, qui signifie que la croissance était particulièrement faible dans les années 1930–1940, forte dans les années récentes (70 à 90) ; les courbes résultantes sont soit linéaires, soit même convexes pendant la période d'observation (Bouzule, Bois Brochet). Dans les deux autres forêts, l'adoption d'un modèle de forme spécifique par forêt fait disparaître toute structure des résidus.

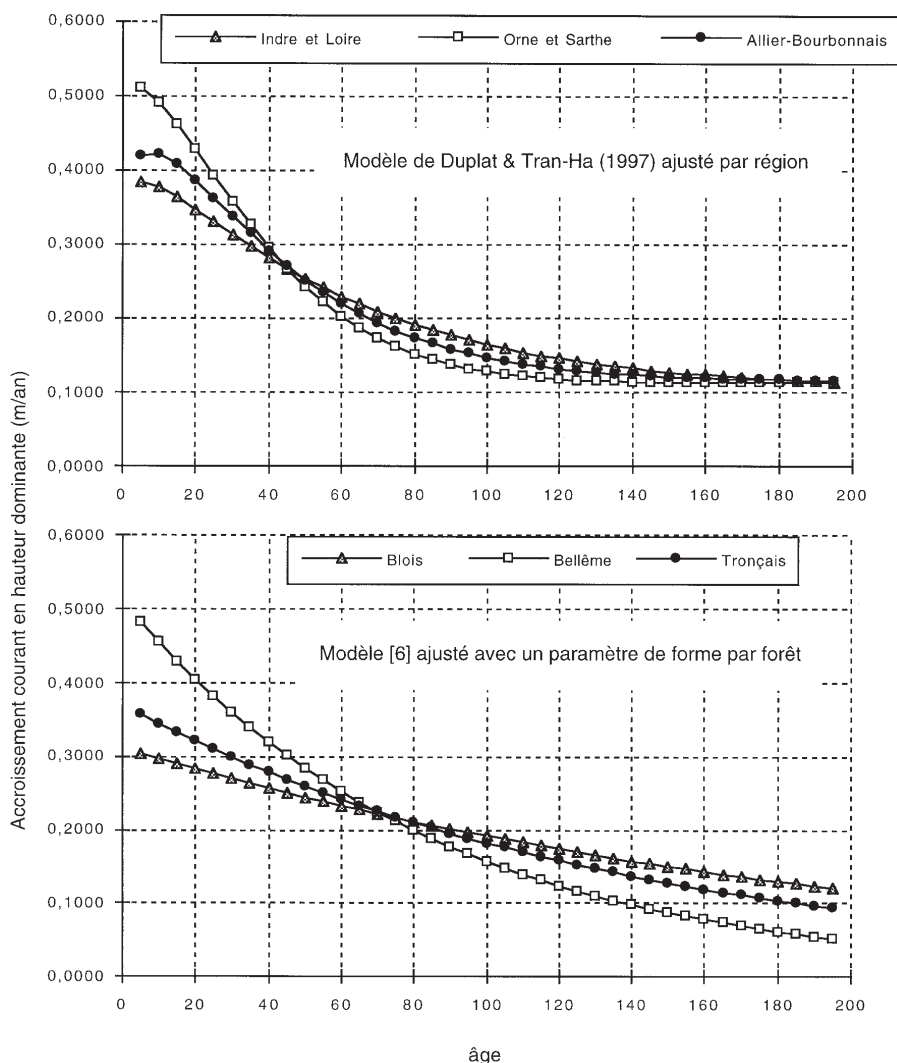


Figure 7. Accroissements courants en hauteur dominante en fonction de l'âge, pour une fertilité moyenne. En haut : d'après le modèle de Duplat et Tran-Ha [8], ajusté par région ; en bas : d'après le modèle (6), ajusté avec un paramètre de forme par forêt. Les régions et forêts sont distinguées par des symboles correspondants.

3.4. Structure de l'échantillon dans le plan âge moyen, indice de fertilité

La *figure 8* présente le jeu de données dans un plan [âge moyen, indice de fertilité]. L'âge moyen est la valeur milieu ((max + min)/2) prise sur toute la période d'observation. L'indice de fertilité est le paramètre *IF* du modèle (hauteur dominante à 100 ans estimée). Nous avons représenté un point par ensemble présentant la même fertilité : lorsque les différentes placettes d'un même peuplement ont la même fertilité, elles sont regroupées en un même ensemble ; les placettes contiguës de fertilités différentes sont représentées par des points de même âge moyen. Les résultats sont présentés

pour les deux paramétrages du modèle. Nous rappelons que l'indice de fertilité est estimé avec une très bonne précision (toujours inférieure à 3 % pour le modèle global, à 1,5 % pour le modèle par forêt).

Avec le modèle de forme globale, l'indice de fertilité est d'autant plus fort que les peuplements sont plus jeunes. Ce résultat est particulièrement net à Blois. À Tronçais et Bellême, il existe probablement une plus forte variabilité des conditions écologiques entre les peuplements ; toutefois, la tendance est sensible. Avec le modèle paramétré par forêt, la seule modification notable est celle de Bellême : la courbure devenant plus forte, cela augmente mécaniquement l'indice de fertilité des vieux peuplements.

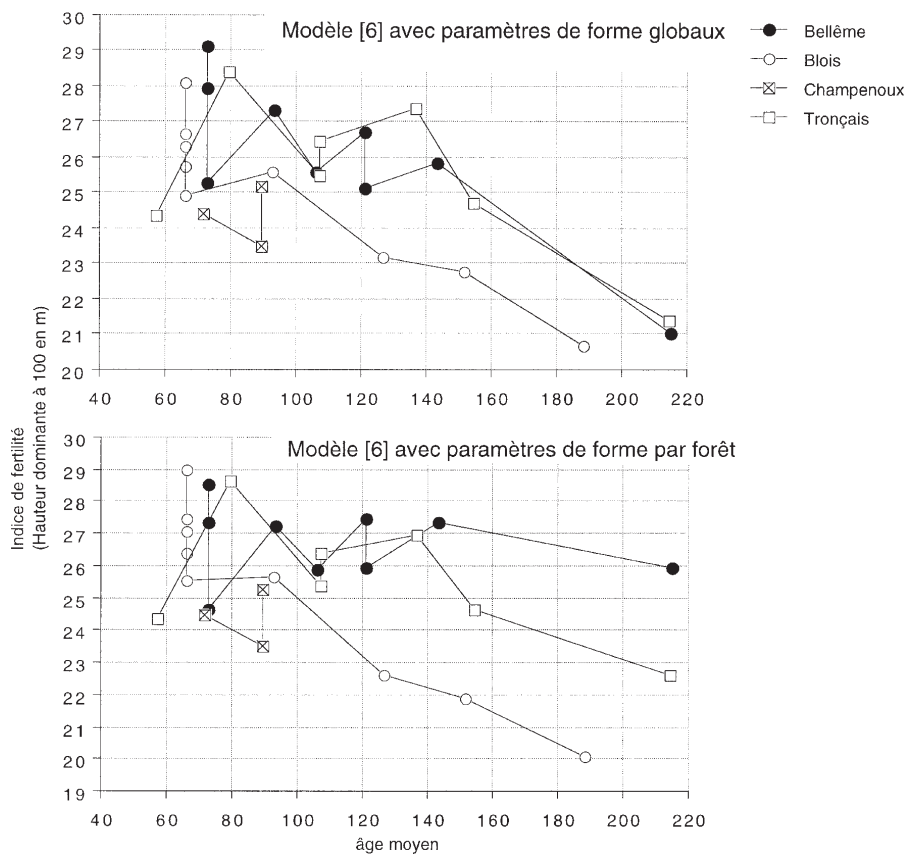


Figure 8. Indices de fertilité estimés pour chaque placette, en fonction de l'âge médian sur la période d'observation. En haut : lorsque le modèle (6) est ajusté avec un paramètre de forme global ; en bas : lorsque le modèle (6) est ajusté avec un paramètre de forme par forêt.

Nous ne disposons pas de données écologiques détaillées qui nous permettraient de dire comment varient les conditions de milieu d'un peuplement à l'autre, dans chaque forêt. Par conséquent, nous ne pouvons pas interpréter ce résultat brut isolément. Mais nous pouvons le resituer par rapport à l'étude des relations station-production-qualité qu'a menée récemment Laurent Bergès [3], dans des futaies régulières de chêne sessile du nord-est et du centre de la France. L'échantillon de L. Bergès était très soigneusement distribué dans l'espace, par rapport aux principaux gradients écologiques (climat, richesse minérale et régime hydrique) ; l'âge des peuplements variait de 80 à 180 ans, sans corrélation importante avec les facteurs du milieu. Sur cette base, il a pu mettre en évidence une très forte relation entre l'âge actuel et l'indice de fertilité : la variance de l'indice de fertilité est expliquée à 25 % par l'âge actuel et à 50 % par le milieu. L'effet estimé de l'âge pur est une augmentation de 0,10 m an⁻¹, ce qui est considérable (+10 m en 100 ans). Signalons que cet effet est supérieur à celui, apparent, que nous pouvons estimer sur nos propres données (environ 5 cm par an à Blois).

Il est très vraisemblable que le résultat de L. Bergès, confirmant d'autres analyses (pin laricio dans le Centre, [9] ; hêtre et épicéa dans le Jura souabe, [23]), traduit de fortes modifications à long terme de la productivité. En ce qui concerne la hauteur dominante, cette tendance est probablement présente dans nos propres données. Mais nous avons quelques difficultés à l'estimer de façon fiable, à cause des faiblesses de notre jeu de données (imprécision sur les conditions écologiques, absence de la partie juvénile des courbes). Le cas de Blois, en particulier, est très intrigant : ici, l'adoption d'une forme de modèle spécifique fait disparaître toute tendance avec la date «le long des courbes» ; mais, simultanément, c'est aussi là que le gradient de fertilité entre les générations est le plus stable, indépendamment de la forme. Enfin, toujours à Blois, ajoutons une information ponctuelle, non encore publiée : nous avons mesuré, afin d'y installer une placette de deuxième génération, le peuplement issu de la régénération naturelle de la Charmaie ; cette chênaie d'environ 65 ans en 1998 a une hauteur dominante de 23,8 m ; la génération précédente avait une hauteur de 33 m en 1943, à l'âge de 200 ans. En replaçant

les deux peuplements successifs sur les courbes de Duplat et Tran-Ha [8], on obtient des hauteurs estimées à 100 ans de 21 m (vieille), 30 m (jeune). Une différence vraiment étonnante, et du même ordre de grandeur que celle estimée par L. Bergès.

3.5. Conséquences pour la suite de l'analyse

Examinons maintenant les conséquences d'une tendance à long terme sur la croissance en hauteur. Les résultats acquis par la méthode dendroécologique montrent que cette tendance s'exprime de façon graduelle depuis 150 ans. Si nous retenons cette hypothèse de changement graduel et l'appliquons à la croissance en hauteur, alors nous nous attendons à ce que ce processus conduise d'une part à un changement de la forme des courbes, par rapport à ce qu'elles étaient à l'ère préindustrielle (courbes plus tendues), d'autre part à une augmentation générale du niveau de ces courbes, lorsqu'on compare des peuplements d'âges décalés (toutes choses égales par ailleurs) ou encore des générations successives sur une même station.

Sous cette hypothèse, les courbes que nous avons ajustées, de même que celles recueillies par l'ONF [8], incorporeraient en fait un effet graduel de la date dans leur forme même. Dès lors, l'effet date que nous avons identifié à Champenoux et Tronçais serait en fait un effet résiduel par rapport à un modèle qui lui-même en contient déjà une partie, dans des proportions que nous ignorons. A contrario, l'absence de structure des résidus de Blois et Bellême ne signifie pas qu'aucun effet de la date n'est présent : on peut très bien imaginer qu'une stimulation de l'accroissement, peut-être d'intensité ou d'histoire différenciées selon la région, contribue à donner aux courbes des formes différentes. Le jeu de données « placettes permanentes », dans son état actuel, n'est pas suffisant pour séparer correctement les différents facteurs conditionnant la croissance en hauteur (région, station, âge, date). Nous ébaucherons, en discussion, quelques idées pour tenter d'y voir plus clair.

Pour l'étude de l'accroissement en surface terrière, ces premiers résultats sur la croissance en hauteur doivent nous inciter à une certaine prudence. Premièrement, la structure du plan d'échantillonnage n'est pas optimale, l'âge étant partiellement corrélé à l'indice de fertilité. Cela entraîne une certaine confusion des deux effets. Simultanément, dans une situation de changements à long terme, la notion même d'indice de fertilité devient ambiguë : si, par exemple, nous n'observons pas d'effet de la fertilité, cela risque de refléter le fait que, dans notre jeu de données, les différences de fertilité sont plus liées aux générations successives qu'à l'expression de

conditions écologiques différentes. La deuxième difficulté est relative à la pratique usuelle, en dendrométrie, et qui consiste à utiliser les accroissements en hauteur pour modéliser ceux de la surface terrière ; la recherche d'effets de la date sur cette dernière variable, conditionnellement à un certain niveau de croissance en hauteur, nous amènerait en fait à estimer un effet additionnel à celui déjà présent dans la hauteur. Étant données les incertitudes discutées plus haut, il nous a paru plus sûr de modéliser la croissance en surface terrière de façon relativement neutre et immédiate, en considérant simplement un effet de l'âge.

4. MODÉLISATION DE L'ACCROISSEMENT EN SURFACE TERRIÈRE

4.1. Analyse descriptive et stratégie de modélisation

Avant l'âge de 60 ans, les accroissements en surface terrière sont très fortement variables (*figure 9*), surtout si on les compare aux stades ultérieurs. C'est plus particulièrement le cas pour Blois (Sablonnières) et Tronçais (Plantonnée). Il existe bien entendu, comme à tous les âges, des fluctuations entre périodes, même lorsque l'accroissement est calculé sur des pas de temps de 5 à 10 ans. Cela dit, les fluctuations observées semblent d'un ordre de grandeur excessif. Dès que les arbres sont numérotés, et par conséquent dès que l'accroissement est calculé sur une population rigoureusement identique d'une date à la suivante, les fluctuations sont moins fortes. Dans les stades juvéniles, l'ampleur de la mortalité (peut-être incorrectement estimée) a un effet sur l'accroissement. Cela dit, lorsqu'on observe les histogrammes, même la croissance des plus gros arbres semble un peu erratique. Les documents ne permettent pas d'y voir plus clair. Nous pensons que des erreurs (doubles comptages, oublis) sont probables à ce stade : la densité était très élevée (7000 à 15000 tiges ha⁻¹) et les placettes très étendues.

Entre 60 et 180 ans, les choses deviennent plus claires : l'accroissement diminue avec l'âge et la variance résiduelle est plus faible. Au-delà de 180 ans, les données proviennent des 3 parcelles en cours de régénération : sans surprise, nous constatons un effondrement des accroissements, au fur et à mesure que les coupes secondaires amputent le stock productif.

La stratégie de modélisation doit donc aborder trois problèmes :

1. La variance de la variable qu'on cherche à expliquer, l'accroissement courant en surface terrière G , n'est

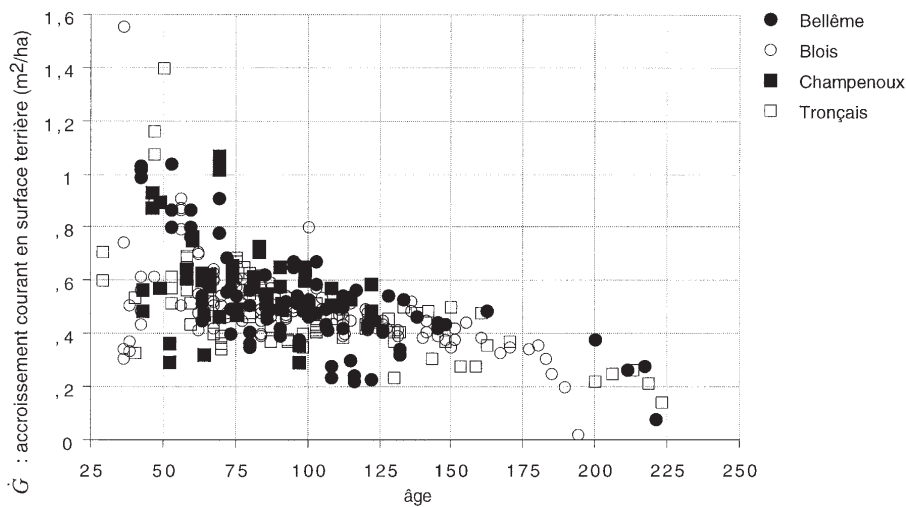


Figure 9. Relation entre l'âge et l'accroissement en surface terrière observé.

pas homogène dans le domaine couvert (on parle d'hétéroscédasticité) ; or nous savons que cette hétérogénéité de la réponse n'est pas due aux variables « explicatives » (âge, fertilité, sylviculture), mais plus probablement à un bruit expérimental combiné à des fluctuations environnementales à court terme.

2. Les variations de \dot{G} sont plus riches que celles de la hauteur dominante : outre l'effet de l'âge et de la fertilité apparente de la station, nous devons considérer des effets sylvicoles (ce qu'illustre le comportement en phase de régénération), des effets date éventuels ; nous devons modéliser la contribution de ces facteurs à la réponse, d'une manière aussi robuste que possible ; pour cela, nous utilisons une méthodologie précisée au cours des 10 dernières années, que nous appelons théorie dendrométrique de la production des peuplements réguliers [6] ; mathématiquement, il s'agit d'un modèle multiplicatif combinant une croissance potentielle, fonction de l'âge et de la fertilité, une correction par la sylviculture (à travers l'indice de densité relative Rdi), enfin une correction pour rendre compte d'effets de la date ; une forme fonctionnelle appropriée doit être donnée à chacun de ces 3 effets (courbes monotones ou à optimum, différentes courbes etc.) ;
3. La question de la variabilité spatiale de l'accroissement doit être réglée ; les deux hypothèses retenues pour cela sont que : 1) la variabilité de la forme des courbes entre forêts reflète de grandes tendances régionales ; par conséquent, toutes les parcelles d'une même région (a fortiori d'une même forêt) ont des courbes de même forme, quelle que soit la station ; 2) la variabilité concerne la composante « potentielle » (effets âge-fertilité) de l'accroissement, mais pas la

composante sylvicole, considérée comme caractéristique du tempérament de l'espèce.

Pour limiter les problèmes d'hétéroscédasticité (la variance résiduelle est forte dans les jeunes stades, qui risquent alors de peser trop fortement dans la détermination du modèle), nous avons transformé la variable \dot{G} en passant au logarithme naturel $\ln(\dot{G})$. Cette opération atténue fortement le problème, sans toutefois l'annuler complètement. De plus, elle présente l'avantage de linéariser le modèle multiplicatif initial : on peut ainsi modéliser $\ln(\dot{G})$ comme une somme de termes reflétant l'âge, la sylviculture, la date... en utilisant la régression multiple progressive. De plus, nous avons filtré la base de données en éliminant les périodes très courtes (1 ou 2 ans entre 2 inventaires successifs), qui conduisaient à une forte variabilité. Cela réduit le nombre de périodes de croissance de 319 à 305 (Bellême : 78 ; Blois : 102 ; Champenoux : 46 ; Tronçais : 79).

4.2. Identification des effets de l'âge et de la densité du peuplement

Le logarithme de l'accroissement en surface terrière, $\ln(\dot{G})$, diminue linéairement avec l'âge (*figure 10-a*). Ce premier effet est introduit dans une régression linéaire, dont nous analysons ensuite les résidus. Nous considérons, comme seconde variable indépendante, l'indice de densité Rdi , qui résume les effets sylvicoles. Dans nos analyses précédentes du même jeu de données [14], nous avons établi que cette variable est effectivement le meilleur indicateur sylvicole, pour le chêne sessile ; nous avons retenu des courbes de réponse monotones, de forme hyperbolique, qu'on pouvait très facilement faire

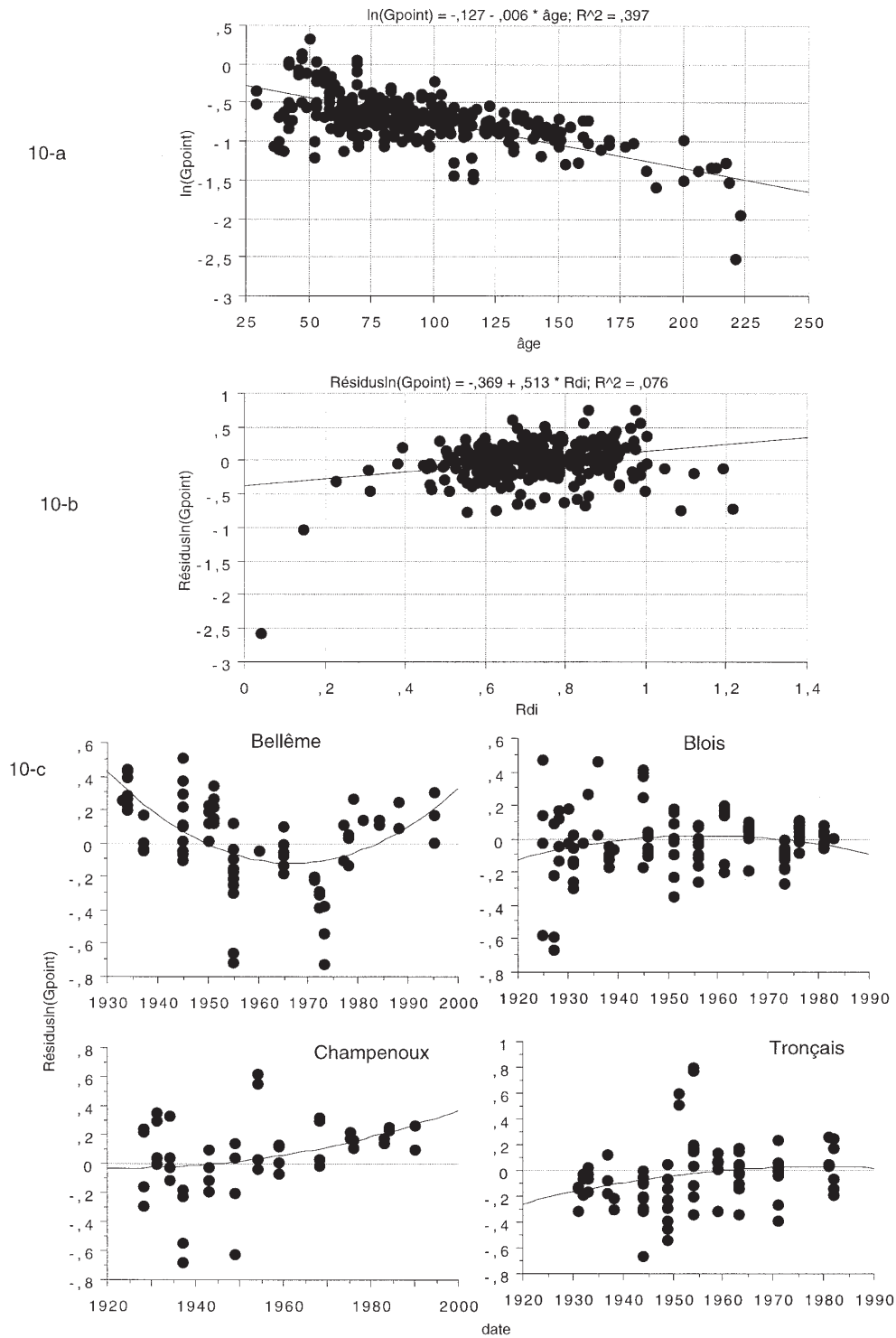


Figure 10. Illustration graphique de la construction du modèle (7). 10-a : effet linéaire de l'âge sur \ln (accroissement en surface terrière) ; 10-b : résidus de l'étape précédente, en fonction de l'indice de densité Rdi ; 10-c : résidus après introduction de l'âge, $\ln(Rdi)$, Rdi , en fonction de la date, séparés par forêt.

passer par les points (0,0) et (1,1), ce qui signifie une limitation stricte de la croissance par le stock sur pied, une annulation pour la densité 0 et un maximum réalisé à densité maximale (1). En travaillant maintenant sur $\ln(\dot{G})$, nous constatons qu'un modèle linéaire (qui redonnerait, en variables brutes, une forme exponentielle) n'est peut-être pas le mieux adapté. Il surestime les quelques données disponibles à très faible ou très forte densité. Nous avons donc associé Rdi et sa transformée $\ln(Rdi)$, dont la combinaison linéaire a toujours donné les mêmes résultats, quelles que soient les autres variables introduites dans le modèle : en revenant aux variables brutes, on obtient une courbe de réponse du type $Rdi^a \cdot e^{-b Rdi}$ avec a voisin de 1,3–1,5 et b voisin de 1,6–2,1. Ces courbes possèdent un maximum plus ou moins aplati au voisinage de la densité $Rdi = 0,7$ à 0,8.

4.3. Introduction de tendances longues, spécifiques par forêt

Les résidus de la régression multiple fonction de l'âge, de Rdi et $\ln(Rdi)$ sont ensuite considérés en fonction de la date. Sur la *figure 10-c*, les 4 forêts ont été séparées, ce qui permet de faire ressortir 3 types de structures. À Bellême, les résidus sont positifs en début et fin de période, négatifs au milieu ; à Blois, il n'y a pas de structure nette, mais la variance est plus forte dans les années 1920–1930, pour les jeunes peuplements ; Champenoux et Tronçais présentent une même tendance croissante. Outre ces structures de «longue portée», on remarque des fluctuations à court terme, qui sont bien synchronisées entre les différentes parcelles d'une même forêt.

L'étape suivante dans la modélisation consiste donc à introduire des effets de la date sous la forme de tendances linéaires ; nous négligeons pour l'instant les fluctuations, sur lesquelles nous reviendrons plus loin. Dans le but d'obtenir des paramètres faciles à manipuler pour ces tendances, nous avons transformé la date en une variable qui prendra ses valeurs dans l'intervalle $[-1, 1]$:

$$date' = \frac{date - 1960}{30} .$$

Pour estimer des tendances différenciées par forêt, nous allons ajuster un modèle de covariance. Cela n'est possible, avec le logiciel utilisé, qu'en utilisant une série de variables indicatrices :

$$I_f = 1 \text{ si forêt} = f, \text{ 0 sinon.}$$

Nous avons donc introduit dans la régression multiple la série des I_f (à l'exception de celle de Tronçais, pour ne pas créer de collinéarités) ainsi que la série des produits notés $I_f \cdot date'$.

Le cas particulier de Bellême ne semble pas pouvoir s'accomoder d'une tendance linéaire. Nous avons testé un modèle parabolique et un modèle linéaire par morceaux. Tous deux donnent des performances équivalentes ; nous avons retenu le second. Pour construire le modèle, nous observons graphiquement que les deux phases s'articulent approximativement en 1960. Nous construisons donc la variable

$$date' = \frac{date - 1960}{30} \text{ si } date \leq 1960, \text{ 0 sinon.}$$

Nous avons finalement ajusté le modèle suivant :

$$\ln(\dot{G}) = \alpha + \beta \frac{\hat{age}}{100} + \gamma \ln(Rdi) + \delta Rdi + \sum_{f \neq \text{Tronçais}} \phi_f I_f + \sum_f \chi_f I_f \cdot date' + \psi I_{\text{Bellême}} \cdot date' . \tag{7}$$

En pratique, nous introduisons d'abord dans la régression l'ensemble des variables. Nous examinons le degré de signification des « effets » : pour chaque variable, nous considérons la probabilité associée à son test-t. Nous retirons progressivement les variables les moins significatives, en réexaminant à chaque pas les résultats, jusqu'à ce que l'ensemble des variables aient un test-t de probabilité inférieure ou égale à 0,05. C'est le modèle résultant de cette réduction qui est renseigné dans le *tableau IV*.

4.4. Premier bilan sur la construction des modèles

Le *tableau IV* permet de suivre, au cours de la construction du modèle, l'évolution de la qualité générale de la régression (écart-type résiduel, test-F, coefficient de détermination), le degré de signification des effets et la stabilité des paramètres associés au fur et à mesure que l'on complexifie le modèle.

L'âge seul explique environ 40 % de la variance. Ensuite, l'introduction de la densité Rdi permet d'améliorer très fortement ce taux d'explication, qui passe à 60 % ; simultanément, le paramètre β affecté à l'âge diminue, ce qui traduit un report entre les variables âge et Rdi qui, nous l'avons dit, sont un peu corrélées. Le passage de $\ln(Rdi)$ à la combinaison $[\ln(Rdi), Rdi]$ n'est pas neutre, puisque la forme fonctionnelle change : avec le premier, on a une forme concave de type fonction puissance (en revenant aux variables brutes) ; en les combinant, on a une forme plus complexe avec un maximum autour de $Rdi = 0,8$.

Au-delà, l'introduction des effets date n'apporte qu'un surplus limité à 5 % pour la proportion de variance

Tableau IV. Statistiques d'ajustement en cours de construction du modèle (7), comparaison avec les modèles (8), (9), (10). Pour le modèle (7), on détaille l'introduction des variables âge, $\ln(Rdi)$, Rdi , ensemble des tendances-date par forêt. Sont renseignés l'écart-type résiduel, le test F et le coefficient de détermination (R^2 ajusté) de la régression, les paramètres estimés affectés à âge, $\ln(Rdi)$, Rdi , puis leur test-t. *** : très significatif ($P(t) < 10^{-4}$).

Modèle & variable introduite	Ecart-type résiduel	Test-F	R^2	β	γ	δ	Test-t de β	Test-t de γ	Test-t de δ
(7).1. âge	0,293	199	0,395	-0,614			-14,1***		
(7).2. $\ln(Rdi)$	0,258	172	0,529	-0,501	0,507		-12,5***	9,35***	
(7).3. Rdi	0,237	155	0,603	-0,486	1,33	-1,63	-13,1***	11,1***	-7,56***
(7).4. 10 paramètres	0,221	65,7	0,657	-0,483	1,33	-1,65	-13,4***	11,8***	-8,10***
Par comparaison, résultats en introduisant des effets âge spécifiques par forêt :									
(8) 13 paramètres	0,219	50,6	0,662	Be -0,502 Bl -0,363 CT -0,580	1,39	-1,75	Be -7,16*** Bl -6,18*** CT -10,1***	12,1***	-8,38***
Avec effet âge global et fluctuations entre périodes									
(9) 13 paramètres	0,208	58,6	0,695	-0,480	1,30	-1,59	-14,0***	12,1***	-8,23***
Avec effet âge par forêt et fluctuations entre périodes									
(10) 16 paramètres	0,202	50,9	0,711	Be -0,512 Bl -0,343 CT -0,596	1,37	-1,76	Be -7,90*** Bl -6,28*** CT -11,6***	12,8***	-9,05***

expliquée. Les variables précédemment introduites restent remarquablement stables : les paramètres associés ne changent pas, leur degré de significativité augmente.

Nous avons ensuite analysé les résidus en fonction de l'âge et Rdi , en recherchant à chaque fois s'il subsistait des tendances résiduelles par forêt. C'est d'autant plus important qu'une partie des effets est globale dans le modèle (7). Nous relevons de légers biais en sens inverses pour Blois et Tronçais, par rapport à l'âge et à l'indice Rdi . Nous avons choisi de corriger le premier en introduisant des effets âge spécifiques par forêt, qui se substituent à l'effet général. Lorsque de tels effets par forêts sont introduits aussi bien pour l'âge que pour la date, leur séparation devient impossible à Champenoux, où les deux classes d'âge ne diffèrent que de 20 ans. Tirant argument de la très grande similitude constatée entre Champenoux et Tronçais, pour l'ensemble des tendances dendrométriques et pour le climat, nous avons donc regroupé ces deux forêts pour le paramètre affecté à l'âge.

Le second modèle ajusté est le suivant :

$$\ln(\dot{G}) = \alpha + \sum_f \beta_f \frac{\text{âge}}{100} + \gamma \ln(Rdi) + \delta Rdi + \sum_{f \neq \text{Tronçais}} \varphi_f I_f + \sum_f \chi_f I_f \cdot \text{date}' + \psi I_{\text{Bellême}} \cdot \text{date}' - . \quad (8)$$

Les statistiques de ce modèle sont renseignées dans le *tableau IV*. La qualité générale de l'ajustement progresse très légèrement. Les paramètres affectés à Rdi sont modifiés, sans que cela ait un impact visible sur la courbe résultante. L'effet de l'âge possède maintenant des modalités assez différentes : comme nous l'avions constaté pour la hauteur, le paramètre de Blois est le plus faible, ce qui correspond à des courbes assez tendues ; par contre, c'est Tronçais et Champenoux, et non Bellême, qui présentent maintenant la courbure la plus prononcée. Les résidus ne montrent plus aucune tendance par rapport à Rdi , ce qui confirme le report sur l'âge.

4.5. Fluctuations résiduelles selon la date pour les modèles (7) et (8)

Nous considérons à la *figure 11* les résidus du modèle (8) en fonction de la date, que nous considérons maintenant de façon qualitative. Cela va nous permettre de quantifier une partie des fluctuations à court-terme, de période à période.

Nous avons affecté à chaque période de croissance sa date initiale, que nous avons regroupée en classes de 5 ans. La figure obtenue est un analogue des courbes fournies par la dendrochronologie, à plusieurs

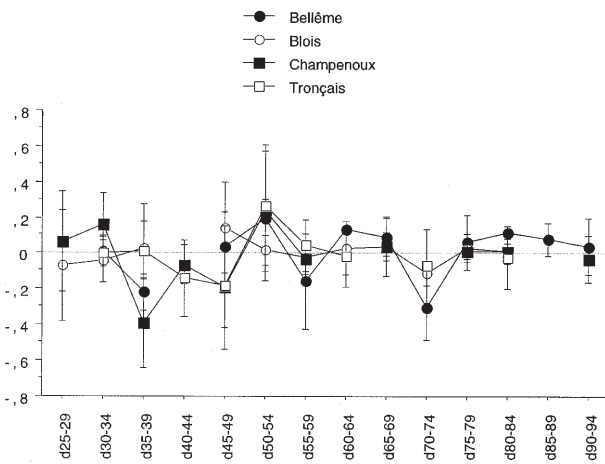


Figure 11. Analyse des résidus autour du modèle (8) selon la période calendaire. Les dates de début de période sont regroupées en classes de 5 ans (d25-29 : période 1925-1929). Barres verticales : ± 1 écart-type.

importantes nuances près : nous n’avons pas un point par an, mais des accroissements courants sur des périodes de 3 à 15 ans (moyenne 6,6) ; les dates d’inventaire ne sont pas toujours parfaitement synchrones, ni les périodes de même longueur, entre les peuplements d’une même forêt. Ces deux caractéristiques entraînent a priori une certaine moyennisation des fluctuations et des reports vers les périodes antérieures. Ainsi, les faibles valeurs enregistrées pour la période dite 1970-1974 incorporent en majorité l’année 1976.

Malgré tout, nous constatons parfois d’assez forts résidus moyens (1935-1939, 1950-1954...). Les valeurs extrêmes de $\pm 0,25$ à $0,4$ correspondent, lorsqu’on revient aux valeurs brutes, à des fluctuations de $\pm 30\%$ autour de la moyenne. Ce chiffre est considérable. Si l’on considère l’accumulation de valeurs faibles dans les décennies 1930 et 1940, c’est-à-dire dans la première moitié de la période d’observation, on peut se demander si les tendances longues mises en évidence plus haut ne sont pas un lissage exagéré de processus à moyenne portée (15-20 ans). Plus précisément, on peut imaginer que la croissance des 60 dernières années a connu en fait deux phases, l’une de faible niveau au début, l’autre plus rapide récemment, mais dans les deux cas stationnaires. Sous cette hypothèse, la tendance longue et linéaire donnerait une image biaisée et certainement non extrapolable vers le futur.

Pour tester proprement cette hypothèse, il serait nécessaire de construire un modèle plus sophistiqué, incorporant la date sous ses deux formes (une tendance plus des

fluctuations aléatoires). Nous laisserons cette étude rigoureuse pour les années à venir ; nous nous sommes contentés ici d’une première approche simple. En première approximation, nous considérons que les fluctuations sont identiques d’une forêt à l’autre. Cette simplification paraît très supportable, au vu de la *figure 11* ; seule Blois pourrait faire exception. On construit alors une série de variables indicatrices de la période (par pas de 5 ans), qu’on introduit dans la régression (la période 1960-1964, notre référence dans ce travail, a été omise) :

$$I_{pér} = 1 \text{ si période} = pér, \quad 0 \text{ sinon.}$$

Nous consommons ainsi un grand nombre de degrés de liberté : 3 ou 5 paramètres affectés à l’âge et à la densité, 8 paramètres pour les effets tendanciels-date plus les 13 variables indicatrices par date. De plus, ces dernières sont inévitablement redondantes avec les précédents. Pour choisir une combinaison, nous avons opté pour la régression progressive pas à pas selon le mode ascendant, avec des seuils $F=3,84$ pour entrer une variable et $F=3,83$ pour la sortir. Ces seuils conduisent à ne retenir que des variables significatives à 5 %, au pire. La procédure descendante donnait de meilleurs coefficients de détermination, mais avec un prix élevé : très grand nombre de variables introduites, corrélées entre elles, effets de bascule entre les effets tendanciels et les fluctuations.

Les modèles ajustés s’énoncent comme suit, selon que l’effet-âge est général ou par forêt. Le *tableau IV* montre que l’on gagne encore un peu de précision, grâce aux modèles (9) et (10), pratiquement sans modification des effets principaux.

$$\ln(\dot{G}) = \alpha + \beta \frac{\hat{age}}{100} + \gamma \ln(Rdi) + \delta Rdi + \sum_{f \neq \text{Tronçais}} \varphi_f I_f + \sum_f \chi_f I_f \cdot date' + \psi I_{\text{Bellême}} \cdot date' - + \sum_{pér \neq 60-64} \omega_{pér} I_{pér} \quad (9)$$

$$\ln(\dot{G}) = \alpha + \sum_f \beta_f \frac{\hat{age}}{100} + \gamma \ln(Rdi) + \delta Rdi + \sum_{f \neq \text{Tronçais}} \varphi_f I_f + \sum_f \chi_f I_f \cdot date' + \psi I_{\text{Bellême}} \cdot date' - + \sum_{pér \neq 60-64} \omega_{pér} I_{pér} \quad (10)$$

4.6. Second bilan : persistance des effets de la date

Quel que soit le modèle considéré, les résultats d’ajustement restent remarquablement stables :

- après élimination des variables qui n’apportent rien à la régression, celles qui restent sont toutes très significatives (probabilité des tests-t inférieure à 0,03) ;

Tableau V. Statistiques d'ajustement des modèles (7) à (10). Sont renseignés les paramètres affectés aux effets-date tendanciels par forêt (7 à 10), les paramètres supplémentaires d'effets-date qualitatifs (9, 10), la probabilité des test-t associés à ces effets. En grisé : effet non introduit dans la régression.

Variable	Valeur estimée du paramètre				Probabilité du test-t associé			
	(7)	(8)	(9)	(10)	(7)	(8)	(9)	(10)
Modèle :	(7)	(8)	(9)	(10)	(7)	(8)	(9)	(10)
I-Bellême	-0,169	-0,248	—	-0,315	0,0012	0,0288	—	0,0019
I-Blois	—	-0,215	—	-0,287	—	0,0160	—	0,0002
I-Champenoux	0,102	0,084	0,101	—	0,0097	0,0612	0,0064	—
I-Bellême-date'	-0,838	-0,833	-0,285	-0,916	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
I-Bellême-date'	0,268	0,266	—	0,336	0,0042	0,0042	—	<0,0001
I-Champenoux-date'	0,134	0,165	0,113	0,127	0,0107	0,0023	0,0241	0,0112
I-Tronçais-date'	0,112	0,123	0,108	0,144	0,0246	0,0161	0,0335	0,0036
I-1935-1939			-0,119	-0,114			0,0193	0,0213
I-1940-1944			-0,142	-0,137			0,0211	0,0244
I-1950-1954			0,135	0,169			0,0005	<0,0001
I-1955-1959			-0,109	—			0,0076	—
I-1970-1974			-0,182	-0,179			<0,0001	<0,0001

- il n'y a jamais de tendance-date significative à Blois ;
- à Bellême, la tendance est toujours complexe, avec une forte diminution de 1930 à 1960, puis une augmentation rapide de la croissance jusqu'à nos jours ; ceci reste vrai même lorsque le modèle de base, fonction de l'âge, est ajusté par forêt ; les paramètres associés à l'effet date sont relativement insensibles à ce modèle de base ;
- Champenoux et Tronçais se comportent de manière similaire : il y a toujours une tendance linéaire positive, d'intensité voisine ; le fait de considérer des formes de courbes spécifiques amplifie l'effet de la date, par report de l'âge sur la date ;
- avec les modèles (9) et (10), l'inclusion des fluctuations modifie un peu l'intensité des tendances ; celles-ci restent très significatives à Champenoux et Tronçais ; seul le modèle (9) perturbe fortement le résultat enregistré à Bellême.

4.7. Introduction d'un effet-placette et modèle final

Pour terminer, nous cherchons à arbitrer entre les deux paramétrages considérés (effet de l'âge global ou par forêt), à introduire des effets-placette, enfin à simplifier autant que possible le modèle. Nous procédons par régression ascendante progressive, mais nous introduisons simultanément des effets âge et date globaux et par forêt. Cela nous permet de décider statistiquement s'il y a lieu de considérer, dans telle ou telle forêt, une correction locale par rapport à un effet général. Le modèle est le suivant :

$$\ln(\dot{G}) = \alpha + \sum_{f \neq \text{Tronçais}} \varphi_f I_f + \beta_0 \frac{\hat{\text{âge}}}{100} + \sum_{f \neq \text{Tronçais}} \beta_f \frac{\hat{\text{âge}}}{100} + \gamma \ln(Rdi) + \delta Rdi + \chi_0 \text{date}' + \sum_{f \neq \text{Tronçais}} \chi_f I_f \text{date}' + \psi I_{\text{Bellême}} \cdot \text{date}' + \sum_{\text{pér} \neq 60-64} \omega_{\text{pér}} I_{\text{pér}} \quad (11)$$

Par rapport aux versions précédentes, le modèle se simplifie considérablement : 10 variables seulement sont retenues sur les 27 proposées ; la sélection a conduit à des effets globaux pour l'âge et la date (tableau VI). Par rapport à ce modèle, nous analysons maintenant les résidus par placette (figure 12). On constate parfois d'assez forts biais, positifs ou négatifs ($\pm 0,15$ à $0,2$, ce qui correspond à des corrections de $\pm 15-20$ % par rapport au modèle moyen). Lorsque nous comparons les résidus à 0 placette par placette par des tests-t univariés, sur 35 placettes au total 5 ont des tests significatifs à $p = 0,1$ et 5 supplémentaires à $p = 0,2$. Ces biais apparaissent assez souvent pour des placettes vieilles (Charmaie et Sablonnières rouges sont sous-estimées, Morat et Richebourg surestimées). Même si ces placettes contribuent peu à la masse de données, leur position excentrée sur l'axe des âges peut expliquer les différences d'effet-âge entre forêts, obtenues aux étapes précédentes.

Nous ne disposons pas d'informations complémentaires par placette, par exemple d'ordre écologique, à introduire dans la régression. L'indice de fertilité basé sur la hauteur est de peu de secours : cela n'est pas surprenant si l'on admet qu'il incorpore une forte

Tableau VI. Statistiques d'ajustement des modèles (11) et (12). Sont renseignés l'écart-type résiduel, le test *F* et le coefficient de détermination (*R*² ajusté) de la régression, les paramètres estimés pour l'ensemble des variables retenues, puis la probabilité de leur test-t.

	Modèle (11)		Modèle (12)	
Écart-type résiduel	0,206		0,197	
Test-F de la régression	72,5		48,6	
R2	0,702		0,727	
Variables retenues				
Paramètre	Valeur estimée	Prob (t)	Valeur estimée	Prob (t)
Terme constant	1,416	<0,0001	1,885	<0,0001
I-Bellême	-0,126	0,0007	-0,162	<0,0001
ln(<i>Rdi</i>)	1,300	<0,0001	1,494	<0,0001
<i>Rdi</i>	-1,649	<0,0001	-2,067	<0,0001
âge'	-0,502	<0,0001	-0,582	<0,0001
date'	0,195	<0,0001	0,215	<0,0001
I-Bellême-date'	-0,531	<0,0001	-0,606	<0,0001
I-Blois-date'	—	—	-0,086	0,0456
I-1925-1929	0,140	0,0279	—	—
I-1930-1934	0,158	0,0005	0,113	0,0058
I-1950-1954	0,208	<0,0001	0,197	<0,0001
I-1970-1974	-0,202	<0,0001	-0,183	<0,0001
I-Hermousset1			-0,150	0,0453
I-Sablonnières rouges			0,217	0,0152
I-Sablonnières1			-0,193	0,0028
I-Sablonnières4			-0,169	0,0159
I-Charmaie			0,276	0,0395
I-Bois Brochet1			-0,143	0,0400
I-Clé des Fossés			0,160	0,0293

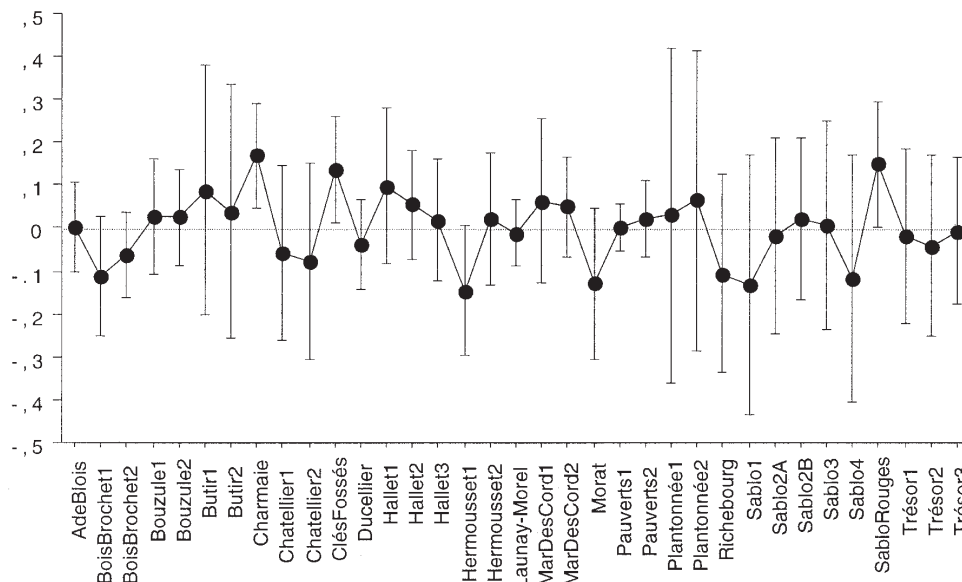


Figure 12. Analyse des résidus autour du modèle (11) selon la placette. Barres verticales : ±1 écart-type.

composante « génération », déjà absorbée par l'âge. Afin de stabiliser le modèle par rapport aux éventuels biais âge-fertilité présents dans notre échantillon, nous avons introduit finalement dans la régression 34 variables indicatrices, soit une par placette sauf une. Le modèle s'écrit donc comme suit (17 variables seront finalement retenues, sur les 61 proposées) :

$$\begin{aligned} \ln(\dot{G}) = & \alpha + \sum_{f \neq \text{Tronçais}} \varphi_f I_f + \beta_0 \frac{\hat{age}}{100} + \sum_{f \neq \text{Tronçais}} \beta_f \frac{\hat{age}}{100} \\ & + \gamma \ln(Rdi) + \delta Rdi + \chi_0 \text{date}' + \sum_{f \neq \text{Tronçais}} \chi_f I_f \text{date}' \\ & + \psi I_{\text{Bellême}} \cdot \text{date}' + \sum_{\text{pér} \neq 60-64} \omega_{\text{pér}} I_{\text{pér}} \\ & + \sum_{\text{plac} = 1}^{34} \zeta_{\text{plac}} I_{\text{plac}} \end{aligned} \tag{12}$$

Lorsque l'on compare les modèles (11) et (12), on constate d'abord que la qualité générale s'améliore : l'écart-type résiduel diminue de 5%. Cette amélioration nécessite l'estimation de 7 paramètres supplémentaires, d'où la baisse du test-F, qui reste néanmoins très significatif.

La liste des variables retenues est très peu modifiée par le changement de modèle : notamment, les facteurs correctifs par date restent les mêmes, sauf un ; l'effet de

l'âge reste global ; l'effet date complexe de Bellême persiste. Par contre, un effet date devient significatif pour Blois, et vient atténuer la forte tendance générale. C'est la première fois que nous parvenons à estimer avec une certaine finesse ce qui se passe à Blois. La raison en est que nous avons, grâce aux corrections par placette, très sensiblement atténué le bruit dans le jeune âge (2 des 5 placettes de Sablonnières apparaissent 20% moins productives que la moyenne).

L'aspect le plus remarquable dans la comparaison des 2 modèles est la perturbation assez forte de l'intensité des effets principaux. La décroissance avec l'âge est nettement plus rapide (paramètre -0,582 contre -0,502). Cela renforce l'effet date général (0,215 contre 0,195). Les deux paramètres affectés à *Rdi* sont également perturbés (figure 13) : tous les modèles précédemment testés donnaient imperturbablement une courbe de réponse densité-production (astreinte à passer par 1 pour *Rdi* = 1) avec un léger maximum à 1,04 situé à *Rdi* = 0,8, tandis qu'avec les paramètres du modèle (12), le maximum est de 1,09, situé à *Rdi* = 0,7.

4.8. Bilan sur les tendances à long terme

Nous allons retenir provisoirement le modèle (12), d'une part parce qu'il utilise une grande partie de l'information contenue dans le jeu de données (l'âge, la sylviculture, la structuration des données dans l'espace (placettes) et dans le temps (périodes simultanées)), d'autre part parce que c'est lui qui donne l'image des tendances à long terme la plus cohérente avec les connaissances antérieures. Néanmoins, nous ne prétendons pas pour autant qu'il représente un point final dans l'exploitation d'un jeu de données qui est riche mais très délicat à manipuler.

Pour donner une idée de ce que représentent les tendances à long terme obtenues grâce au modèle (12), nous revenons aux données brutes en calculant l'exponentielle. La première partie du modèle (âge, *Rdi*) est assimilée au comportement d'une chênaie en environnement stationnaire (modèle « intrinsèque » (13)). Nous avons inclus dans ce modèle la correction de biais

$$\exp \left[\frac{\sigma_{\text{résiduel}}^2}{2} \right], \text{ pratique classique lorsqu'on repasse des}$$

variables log-transformées aux variables brutes (ce terme dépend de la variance résiduelle du modèle). Vient également, en multiplicateur de la tendance générale, un effet placette $e^{\zeta_{\text{plac}}}$. Tout le reste (équation (14)) peut être considéré comme une correction multiplicative, fonction de la date, à appliquer au modèle intrinsèque, pour une

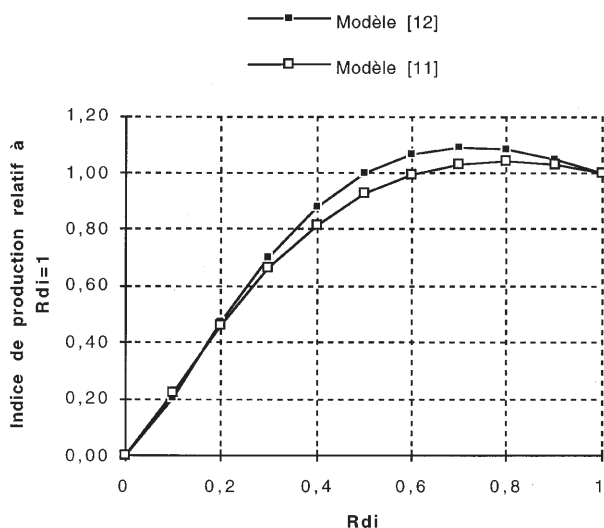


Figure 13. Comportement qualitatif des modèles (11) et (12) : effet de la densité *Rdi* sur la production du peuplement. Les courbes ont été normalisées en divisant par l'accroissement relatif à *Rdi* = 1.

forêt f et une période p : c'est finalement cette tendance que nous cherchions à estimer.

$$\dot{G}_{plac} = \exp \left[\alpha + \beta_0 \frac{\hat{age}}{100} \right] Rdi' \exp[\delta Rdi] \exp \left[\frac{\sigma_{résiduel}^2}{2} \right] e^{\dot{z}_{plac}}. \quad (13)$$

$$effet_date_{f,p} = \exp [(\chi_0 + \chi_{Blois} I_{Blois}) date' + I_{Bellême} (\varphi_{Bellême} + \psi \cdot date' -)] e^{\omega_p}. \quad (14)$$

La figure 14 illustre les courbes données par l'équation (14) et le paramétrage du modèle (12), sans considérer les fluctuations entre périodes e^{ω_p} . D'après ces courbes, entre 1960 et 1990, le niveau de production a augmenté de 14 % à Blois et 24 % dans les 3 autres sites ; si l'on prend comme référence 1930, Tronçais et Champenoux ont connu une augmentation graduelle de croissance de 54 % jusqu'en 1990, contre 29 % pour Blois. À Bellême, le rythme de croissance très rapide des années 1930 n'est pas encore rattrapé (la comparaison 1990/1930 donne -16 %) : la productivité a diminué jusqu'en 1960, ensuite cette forêt ne se distingue plus des sites plus à l'intérieur des terres.

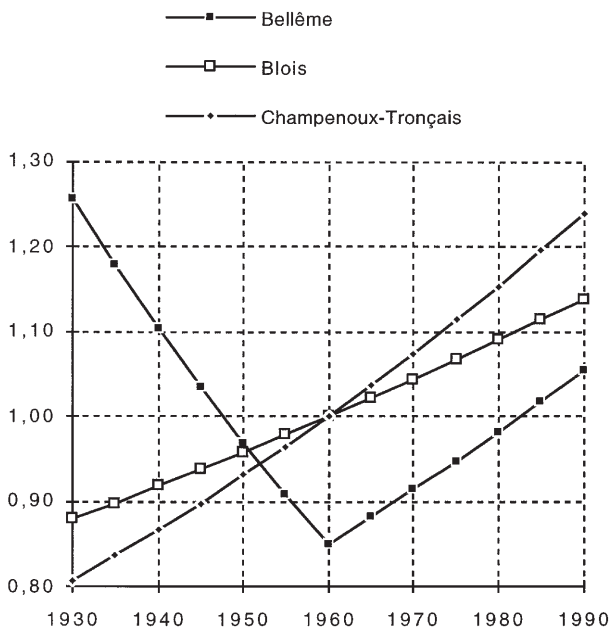


Figure 14. Comportement qualitatif du modèle (12). Effets tendanciels de la date sur la production du peuplement, par forêt, de 1930 à 1990. Ces courbes représentent le correctif multiplicatif à appliquer par rapport au niveau de croissance Tronçais-1960.

Deux points nous paraissent bien établis au terme de la présente analyse :

- nos quatre chênaies du secteur ligérien et du nord-est de la France ont connu des évolutions de productivité de grande ampleur depuis 1930 ;
- ces tendances longues possèdent des modalités bien différenciées : Tronçais et Champenoux sont en forte augmentation, Blois est sur un rythme plus modéré, Bellême a connu deux phases successives de 30 ans (diminution puis augmentation).

5. DISCUSSION ET CONCLUSIONS

5.1. Critique des méthodes rétrospectives

Lorsqu'on s'intéresse aux tendances à long terme de la croissance, se pose en général la question de la causalité du phénomène. Si cette thématique est aujourd'hui si importante, c'est parce qu'on met inévitablement en relation le résultat observé (la croissance des peuplements s'accélère) et l'ensemble des modifications environnementales survenues au cours de ce siècle (changements climatiques, apports d'azote atmosphérique à courte ou longue distance, augmentation de la concentration atmosphérique en CO₂, etc.). Mais il peut s'avérer délicat de départager la contribution respective de différentes évolutions graduelles qui ont eu lieu sur la même période : en France, par exemple, dès la publication des résultats de M. Becker, on a envisagé qu'une évolution progressive de l'intensité sylvicole pouvait, aussi bien que le climat, expliquer l'augmentation de productivité au cours du siècle. Nous pouvons, grâce à la présente étude, démontrer que cette hypothèse ne tient pas : à sylviculture constante, il reste un très fort effet graduel de la date.

D'autres arguments liés à la structure des échantillons rétrospectifs ont été avancés : on a par exemple suspecté que la méthode employée par les dendroécologues pouvait être source de biais, débouchant sur une surestimation des augmentations de productivité. Dans ses premiers travaux, l'équipe de M. Becker standardise les données grâce à une courbe moyenne accroissement = f(âge). Le caractère non-biaisé de cette courbe est fondamental, car elle sert à estimer des indices dégagés des effets de l'âge, à mettre en relation avec la date. Or ce caractère non-biaisé dépend de la structure de la population échantillonnée : si, pour une raison sylvicole, les arbres de gros diamètre disparaissent rapidement (récolte s'intensifiant fortement au-delà d'un certain diamètre, par exemple), alors les vieux arbres des échantillons des dendroécologues sont probablement, en majorité, des arbres qui ont poussé lentement dans leur jeune

âge. Comme leur contribution est prépondérante dans les indices de croissance calculés pour le siècle dernier, ces indices sont nécessairement faibles et l'on retrouve un effet purement sylvicole dans l'augmentation de productivité.

Pour évaluer a contrario la pertinence de cette hypothèse, J.L. Dupouey (Laboratoire de phytoécologie, INRA-Nancy) a étendu ses études, au cours des dernières années, à des populations d'arbres jamais affectées par les influences anthropiques (Nord Canadien, zones de reconquête en altitude). L'objection sur la structure des populations, qui vient d'être exposée, repose en fait sur un problème de niveau d'approche : par la méthode rétrospective, on travaille en fait sur des arbres et l'on n'est pas sûr que ces arbres représentent correctement ce qui se passe au niveau du peuplement. Or c'est la productivité des peuplements qui importe, dans la thématique des changements à long terme. Il est donc nécessaire de chercher aussi des confirmations du phénomène au niveau du peuplement. Ce qui n'est possible, en dernière instance, que grâce à des réseaux de placettes permanentes soigneusement conçus.

5.2. Critique interne de l'approche

Le chiffre brut de +50 % d'augmentation de productivité de 1930 à aujourd'hui situe bien l'enjeu forestier de la thématique des changements à long terme. C'est précisément à cause des fortes conséquences attendues que l'on doit exercer une critique rigoureuse sur la démarche qui y conduit.

Tout au long de l'analyse, nous avons constaté plusieurs faiblesses du matériel expérimental. Nous pouvons les résumer en trois points :

- Les 3 variables qui contribuent le plus à décomposer la variabilité de la production, c'est-à-dire l'âge, la densité de peuplement *Rdi* et la date, ne sont pas aussi indépendantes qu'on pourrait le souhaiter : nous avons indiqué en introduction que leurs corrélations simples étaient modérées (au maximum 0,3). A l'expérience, cela ne compromet pas leur utilisation simultanée en régression ; toutefois, nous avons constaté à plusieurs reprises, selon les paramétrages adoptés, que des reports se produisaient, principalement de l'âge sur la date. Si certains résultats ressortent de façon systématique (le cas atypique de Bellême, l'existence d'un gain de productivité important à Tronçais et Champenoux), on peut constater que l'intensité de l'effet date varie, selon le modèle considéré, dans une gamme assez large (pour Tronçais, le paramètre associé varie de 0,108 à 0,215, valeurs qui correspondent respectivement à des taux

d'augmentation de 24 et 54 % lorsqu'on rapporte la production de 1990 à celle de 1930).

- Une des difficultés rencontrées dans l'analyse concerne la manière de paramétrer le modèle par rapport aux facteurs géographiques (« effets forêt ») : pour la hauteur, nous avons vu qu'un paramétrage local plutôt que global faisait disparaître une bonne partie du signal date ; pour la surface terrière, le choix de l'une ou l'autre de ces deux options modifie assez sensiblement les conclusions que nous recherchons ici. En adoptant des critères statistiques assez stricts, nous avons pu écarter l'hypothèse de fortes différences interrégionales pour la forme générale de la croissance. Néanmoins, cette décision statistique elle-même ne vaut que ce que vaut le plan d'échantillonnage (voir point suivant).
- La relative méconnaissance actuelle des conditions écologiques dans nos placettes est un très sérieux handicap. Nous avons vu que l'indice de fertilité dendrométrique habituel (hauteur à 100 ans) varie dans une gamme non négligeable (20 à 29 m), si on le compare aux valeurs possibles dégagées par l'analyse de l'ONF [8] : 18 à 32 m. Toutefois, cette gamme observée semble essentiellement distinguer des générations successives, dans notre échantillon. Il n'est donc pas surprenant qu'elle ne nous apprenne rien sur les différences de niveau de production en surface terrière entre les placettes. Mais l'aspect le plus gênant est que nous ignorons quelle est la structure réelle de notre échantillon dans le plan âge-fertilité, si l'on entend par là la fertilité « intrinsèque » de la station, c'est-à-dire son potentiel de production en environnement stationnaire. Nous avons tenté de sortir provisoirement de cette impasse en estimant des effets placette ; pourtant, on ne doit pas oublier que ces effets peuvent incorporer autre chose que les conditions écologiques (mauvaise spécification de la sylviculture, par exemple).

Certaines de ces difficultés sont liées à la conception même du réseau : les structures âge-date, âge-densité sont irrémédiables ; l'absence de données juvéniles pourrait être compensée par une campagne d'analyse de tiges destinée à reconstituer la « partie manquante des courbes ». Par contre, on peut maintenant progresser en faisant une caractérisation écologique précise des placettes. Nous avons préféré ne pas précipiter cette étude, pour plusieurs raisons. La croissance en hauteur des chênaies adultes a été modélisée par l'ONF [8]. La connaissance des relations station-production pour le Chêne sessile a beaucoup progressé au cours des dernières années, grâce à la thèse réalisée par L. Bergès [3] ; cette étude a confirmé l'importance des différences de fertilité entre générations. Ces deux études ont aussi permis de se faire

une idée plus précise de l'état des peuplements de chêne sessile dans ses principales régions de production.

L'ensemble des éléments désormais disponibles vont nous permettre de réaliser dans les prochaines années une nouvelle étude des variations de la croissance en hauteur dans l'espace et dans le temps. Les aspects écologiques y joueront un rôle fondamental : on devra notamment définir, pour l'échantillonnage, des critères de milieu robustes par rapport à la problématique des changements environnementaux à long terme (c'est-à-dire des critères non susceptibles de varier eux-mêmes sur la durée qui nous intéresse) ; on pourra ensuite classer les placettes permanentes par rapport à ces types de milieu et faire une analyse conjointe des placettes anciennes et des nouvelles données à acquérir sur la croissance en hauteur.

5.3. Des évolutions à long terme de la productivité, différenciées par région

Quels que soient la variable analysée ou le modèle considéré, les 4 forêts présentent systématiquement des comportements différenciés, avec des regroupements qui sont toujours les mêmes : Champenoux et Tronçais d'un côté (même forme de croissance en hauteur, tendance longue forte), Bellême (croissance en hauteur vite ralentie, tendance complexe en deux phases), Blois (croissance en hauteur très soutenue, tendance longue difficile à mettre en évidence).

Si la réalité de comportements différenciés entre forêts nous semble incontestable, on peut se poser deux questions à ce sujet. D'une part, les constats faits pour une forêt sont-ils représentatifs de comportements plus généraux, valables pour la région climatique à laquelle elle appartient ? Si tel est le cas, comment expliquer que, dans un contexte d'augmentation générale de la productivité, certaines régions montrent au contraire une diminution, au moins temporaire ?

Chaque forêt étant une réalisation unique dans chaque région, nos données ne permettent pas de séparer variabilités inter- et intra-régionale. Pour établir le degré de représentativité de nos observations par rapport aux régions climatiques, il serait nécessaire (et probablement suffisant) de compléter la présente étude par une approche dendroécologique classique. En effet, là où des données de ces deux types existent (en Lorraine), les résultats concordent. Un argument supplémentaire pour appuyer l'hypothèse de comportements régionaux pourrait être apporté par l'analyse comparée du hêtre et du chêne, les deux réseaux étant très similaires dans leur implantation géographique.

Explorer la causalité des changements de productivité sort a priori de notre champ de compétence. Toutefois, face à un résultat intrigant, on ne peut totalement éluder la question de la causalité, ne serait-ce que parce qu'elle permet d'en évaluer le degré de plausibilité. Tout d'abord, on peut remarquer que toutes les études françaises compilées par Becker et al. [1] concernent le quart nord-est de la France : Vosges, Jura, Plateaux calcaires et Plateau lorrain. C'est-à-dire des régions dont le climat est assez rude et où les peuplements forestiers ont pu profiter au maximum d'un changement climatique (augmentation de température favorable aux processus métaboliques, rallongement de la saison de végétation). Dans nos forêts de climat plutôt rude, l'augmentation de productivité est très nette. Inversement, on peut imaginer qu'une augmentation de température sous climat normand soit moins favorable, en raison du régime pluviométrique annuel : les pluies normandes sont nettement plus abondantes en hiver, avec un minimum estival qui pourrait expliquer une intensification des stress hydriques. Mais à ces considérations climatiques, même bien étayées (voir les analyses de Gilbert et Franc, [10]), on peut objecter immédiatement deux arguments : d'une part, l'évolution climatique n'est généralement pas suffisante pour rendre compte des tendances observées (les dendroécologues utilisent aussi la concentration en CO₂ pour expliquer leurs résultats, [1]) ; d'autre part, si l'accroissement du stress hydrique estival d'ouest en est est clair dans les résultats de Gilbert et Franc [10], il ne paraît pas de nature à justifier des comportements régionaux aussi typés que ceux que nous observons.

À défaut de proposer une solution convaincante à l'énigme, nous pouvons conclure qu'un approfondissement des recherches sur le thème des changements à long terme serait souhaitable, en tenant compte de possibles différences régionales. Plusieurs pistes sont possibles, dont des études dendroécologiques couvrant les régions ouest, ainsi que des analyses de la croissance en hauteur (notre meilleur estimateur de la productivité) déclinées par générations successives.

5.4. Comparaison avec d'autres travaux

Dans l'ensemble des travaux réalisés depuis 15 ans sur les changements de productivité, principalement en Europe [20], on compte en fait très peu d'études réalisées à partir de données de production du type « placettes permanentes ». La plus complète est une compilation d'analyses présentée par H. Pretzsch [17] pour l'épicéa, le pin sylvestre, le hêtre, plus marginalement le sapin et le chêne (espèce non mentionnée). H. Pretzsch a comparé la production mesurée (hauteur dominante,

accroissements courants en surface terrière et volume) dans les réseaux de placettes bavaroises et les valeurs annoncées par des tables de production relativement anciennes (les références sont : pin sylvestre, Wiedemann [25] ; hêtre, Schober [19] ; chêne, Hausser [11] et Jüttner [13] ; les données de base sont certainement du début du siècle). Il obtient ainsi des ratios très élevés entre accroissements observé et attendu : par exemple, la croissance actuelle de certaines hêtraies se situe à +50 % par rapport à la table de production. Si l'existence d'augmentations de productivité est manifeste (et impressionnante) dans les documents présentés, il est impossible de comparer les résultats de Pretzsch aux nôtres (la qualité des références utilisées est inconnue et la méthode est différente).

Concernant la hauteur dominante, les références sont plus nombreuses ; mais, le plus souvent, les auteurs ne disposent que de données transversales (une collection de mesures instantanées de l'âge et de la hauteur). Quelques travaux ont considéré des courbes reconstituées par analyse de tige : par exemple, Gilbert et Chevalier ([9], méthode des couples jeunes-vieux pour le pin laricio, centre de la France) ou encore Untheim ([23], échantillonnage de peuplements d'âges divers pour le hêtre et l'épicéa dans un type de station du Jura Souabe). Si l'augmentation de la croissance en hauteur est claire dans ces deux exemples, aucune étude n'a, à notre connaissance, cherché à estimer simultanément un modèle de croissance de référence (ou « intrinsèque ») et une correction en continu avec la date.

Finalement, c'est principalement à partir de données de type dendroécologique (accroissement radial mesuré sur carottes de sondage dans des arbres dominants) qu'ont été établies les courbes de changement de productivité à long terme disponibles dans la littérature. Pour les chênaies lorraines, par exemple, M. Becker [2] résume les résultats de son équipe comme suit : pour « le chêne sessile sur les sols argileux du Plateau Lorrain, +90 % de 1850 à 1987, avec une accélération continue de 1850 à 1987 ». Sur la courbe de tendance qu'il a publiée, on peut lire les indices de croissance radiale suivants : 73 en 1850, 95 en 1930, 140 en 1987. Cela représente une augmentation de 47 % entre 1930 et 1987. Quant à nos placettes de la forêt de Champenoux, située dans cette même région naturelle du Plateau Lorrain, leur croissance en surface terrière a augmenté dans les proportions suivantes, entre 1930 et 1990 ans et toutes choses égales par ailleurs : +31 % d'après le modèle [7], +39 % [8], +25 % [9], +29 % [10], +48 % [11], +54 % [12]. Le chiffre « dendroécologique » se situe donc dans le haut de la fourchette de nos propres estimations, assez voisin de celle fournie par le modèle (12) que nous retenons provisoirement. Bien sûr, comme toute comparai-

son, celle-ci n'est pas raison. Les deux types de méthodes souffrent de défauts différents et parfois complémentaires ; les données de base diffèrent et il faut donc savoir comment faire les conversions appropriées.

5.5. Quelques conséquences pour la politique forestière et scientifique

Un constat, assez peu commenté dans cet article, est que la productivité des peuplements de Chêne est beaucoup plus forte que les hypothèses retenues habituellement en gestion forestière. Dans la phase de régénération, l'aménagement de la forêt de Tronçais 1976–2000 prévoit un accroissement courant en volume de $2 \text{ m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ an}^{-1}$, alors que nos chiffres sont, en moyenne, voisins du double de cette valeur (données non illustrées). Hormis la question des tendances à long terme, de telles différences peuvent avoir plusieurs explications (tarifs de cubage, impact des vides improductifs, inadéquation des tables de production utilisées : [5]).

Tous les résultats récents dont nous disposons convergent pour indiquer des changements de productivité de grande ampleur. En ce qui concerne l'avenir à moyen et long terme, ces résultats posent des questions cruciales ayant trait à la politique forestière ou aux orientations stratégiques de grands opérateurs tels que l'Office National des Forêts : faut-il adapter les prélèvements à cette production accrue ? Le marché pourra-t-il absorber le surplus ? Quels procédés industriels ou produits nouveaux peut-on encourager ? Pour répondre à ces questions, on devra notamment imaginer des scénarios possibles d'évolution, aussi bien pour les déterminants écologiques que pour l'environnement économique. D'un point de vue scientifique, cela pose la question de savoir jusqu'où l'augmentation actuelle peut se prolonger : va-t-on atteindre une saturation et à quel niveau ? Va-t-on constater des déséquilibres nutritionnels sur des sols fragiles ? La production accrue va-t-elle s'accompagner d'une sensibilité accrue aux perturbations biotiques ou abiotiques ? Comment adapter les modèles de production actuels ?

Sur ces questions liées à la dynamique des écosystèmes forestiers, les grands programmes de recherche interdisciplinaires français (programme DEFORPA (Dépérissement des forêts attribué aux pluies acides), Groupement d'intérêt public écosystèmes forestiers) mettent l'accent sur le concept de « sites-ateliers », des dispositifs lourds où se concentrent différentes approches disciplinaires. Nous souhaiterions pour terminer, à la lumière de la présente étude, insister sur l'intérêt qu'il y aurait à compléter ces sites ateliers, forcément en petit nombre, par des réseaux de conception plus classiques

mais reflétant mieux la diversité des situations écologiques et forestières.

Ce qui nous a permis, au fond, d'infirmier ici quelques objections faites à la méthode dendroécologique, c'est l'existence d'un réseau de placettes permanentes observé minutieusement pendant 60 ans, selon un protocole simple et stable, et dont la structure s'est avérée propice à la séparation des effets âge et date. Dans un contexte de modification tendancielle de la dynamique des écosystèmes forestiers, il apparaît essentiel de maintenir un flux régulier d'expérimentation de terrain permanente. Ceci constitue une justification supplémentaire aux efforts consentis actuellement par les principaux organismes forestiers français, dans le cadre du GIS Coopérative de données pour la modélisation.

Parmi l'ensemble des dispositifs existant en forêt (surveillance de l'état des cimes, surveillance sanitaire, Inventaire Forestier National etc.), les réseaux à but sylviculture-production sont aujourd'hui, avec le Réseau national écosystèmes forestiers [22], les seuls à permettre un calcul de la production à l'échelle de la parcelle. Il serait souhaitable d'étudier leur contribution possible à la problématique plus générale de suivi des écosystèmes forestiers cultivés, en veillant à ne pas subvertir les objectifs initiaux. Par exemple, ils pourraient jouer un rôle important dans la généralisation des résultats acquis dans des sites-ateliers.

Dans le même ordre d'idées, un état des lieux rapide des réseaux existant en France permet d'identifier au moins une faiblesse criante : nous ne disposons pas encore de placettes de seconde génération, c'est-à-dire ré-installées sur l'emplacement exact d'une ancienne placette. Il s'agit là d'outils scientifiques précieux, qui permettent une comparaison directe de générations successives, presque sans suspicion de biais ou d'artefact (le Danemark et l'Allemagne disposent de quelques placettes de ce type : [20]). Depuis 1994, nous avons entrepris de diagnostiquer les sites de hêtraie et chênaie sur lesquels une seconde génération de placettes pourrait être installée. Après rejet de quelques sites trop «troués» ou reboisés avec des plants d'origine inconnue, une dizaine de placettes ont été retenues et les premières installations ont commencé durant l'hiver 1999-2000 (Launay-Morel à Bellême, Charmaie à Blois, deux parcelles à Darney).

Remerciements : Nous tenons à remercier très chaleureusement Michel Becker et Pierre Duplat, dont les critiques et suggestions ont permis d'améliorer et de clarifier ce manuscrit. Mais aussi Jean-Luc Dupouey, pour les innombrables discussions sur le thème des changements de productivité qui ont nourri notre réflexion. Enfin, nous ne saurions assez reconnaître la qualité du travail des équipes techniques de l'École forestière de

Nancy puis de l'ENGREF, de l'INRA, de l'administration des Eaux et Forêts puis de l'ONF, sans qui le réseau de placettes n'existerait pas. Ce travail a aussi bénéficié, sans que cela soit prévu, de recherches antérieures financées par l'Union européenne, le ministère de l'Agriculture et l'ONF.

RÉFÉRENCES

- [1] Becker M., Bert G.D., Bouchon J., Picard J.F., Ulrich E., Tendances à long terme observées dans la croissance de divers feuillus et résineux du Nord-Est de la France depuis le milieu du XIX^e siècle, *Rev. For. Fr.*, XLVI, 4 (1994) p. 335-341.
- [2] Becker M., La productivité des forêts en Europe s'accroît : une réalité aux conséquences considérables, in : Birot Y. (Ed.), *Gestion durable des forêts*, INRA-Éditions, Paris, 1997, p. 65-69.
- [3] Bergès L., Variabilité individuelle et collective de la croissance et de la densité du bois de *Quercus petraea* (Matt.) Liebl. en relation avec les facteurs écologiques, Thèse ENGREF, ENGREF-Nancy, 1998, 348 p.
- [4] Dhôte J.F., E. de Hercé, Un modèle hyperbolique pour l'ajustement de faisceaux de courbes hauteur-diamètre, *Can. J. For. Res.* 24, 9 (1994), 1782-1790.
- [5] Dhôte J.F., E. Hatsch, D. Rittié, Forme de la tige, tarifs de cubage et ventilation de la production en volume chez le chêne sessile, *Ann. For. Sci.* 57 (2000) 121-142.
- [6] Dhôte J.F., Modélisation de la dynamique des peuplements de grands feuillus sociaux. Applications à la sylviculture du Hêtre et du Chêne, Mémoire d'Habilitation à diriger les recherches, Université Nancy-I, Nancy, 1999, 116 p.
- [7] Duplat P., Utilisation des modèles de croissance et de qualité du bois : les attentes des forestiers, numéro spécial, Modélisation de la croissance et de la qualité des bois, *Rev. For. Fr.* XLVII (1995) 13-20.
- [8] Duplat P., Tran-Ha M., 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. Sc. For.* 54 (1997) 611-634.
- [9] Gilbert J.M., Chevalier R. Relations milieu-production du Pin laricio. Étude de la croissance en hauteur, *Inform. Techn. du CEMAGREF*, Antony, 96, 2, 1994, 8 p.
- [10] Gilbert J.M., Franc A., Typologie et cartographie du climat dans la moitié nord de la France. Perspectives d'utilisation en relations milieu-production forestière, *Ingénieries - EAT*, 12 (1997) 35-47.
- [11] Hausser K., Tannen-Ertragstafeln, in: Schober R. (Ed.), *Ertragstafeln wichtiger Baumarten, Sauerländer's Vlg.*, 1975 [1956].
- [12] Huffel G., Les méthodes de l'aménagement forestier en France, *Annales de l'École nationale des Eaux et Forêts*, Nancy, 1927, 229 p.
- [13] Jüttner O., Eichen-Ertragstafeln, in: Schober R. (Ed.), *Ertragstafeln wichtiger Baumarten, Sauerländer's Vlg.*, 1975 [1955].

- [14] Nepveu G., Dhôte J.F., Sylviculture et qualité du bois de chêne sessile, Rapport Final du Contrat INRA-ONF 1992-96, INRA, Champenoux, 1998, 68 p.
- [15] Office National des Forêts, Procès verbal d'aménagement de la forêt de Tronçais pour 1976-2000. Moulins, 1974, 139 p.
- [16] Peyron J.L., Il y a 200 et quelques années, ... une éminente tête forestière tombait sur l'échafaud, *Rev. For. Fr.*, XLVIII, 5 (1996) 493-496.
- [17] Pretzsch H., Growth trends of forests in southern Germany, in: Spiecker H., Mielikäinen K., Köhl M., Skovsgaard J.P. (Eds.), *Growth trends in european forests*, EFI, Springer Vlg, Berlin, 1996, pp. 107-132.
- [18] Reineke L.H., Perfecting a stand-density index for even-aged forests, *J. Agric. Res.*, 46, 7 (1933) 627-638.
- [19] Schober R., Buchen-Ertragstafeln, in: Schober R. (Ed.), *Ertragstafeln wichtiger Baumarten*, Sauerländer's Vlg, 1975 [1967].
- [20] Spiecker H., K. Mielikäinen, M. Köhl, J.P. Skovsgaard, *Growth trends in european forests*. EFI, Springer Vlg, Berlin, 1996, 372 p.
- [21] Trenchia J., Sylviculture et production du Chêne sessile en France, Thèse de l'Université Nancy-I, Nancy, 1989, 180 p. + annexes.
- [22] Ulrich E., Le réseau RENECOFOR : objectifs et réalisation, *Rev. For. Franç.*, 47, 2 (1995) 107-124.
- [23] Untheim H., Has site productivity changed? A case study in the eastern Swabian Alb, Germany, in: Spiecker H., Mielikäinen K., Köhl M., Skovsgaard J.P. (Eds.), *Growth trends in european forests*, EFI, Springer Vlg, Berlin, 1996, pp. 133-148.
- [24] Varenne de Fenille P.C.M., *Mémoires et expériences sur l'agriculture*, Paris, 1808, cité par Huffel, 1927, p. 86.
- [25] Wiedemann E., Kiefern-Ertragstafeln, in: Schober R. (Ed.), *Ertragstafeln wichtiger Baumarten*, Sauerländer's Vlg, 1975 [1948].