



HAL
open science

Croissance et production du pin maritime I - Recherche d'un modèle et d'une méthode

B. Lemoine, A. Sartolou

► **To cite this version:**

B. Lemoine, A. Sartolou. Croissance et production du pin maritime I - Recherche d'un modèle et d'une méthode. *Annales des sciences forestières*, 1982, 39 (4), pp.321-354. hal-00882285

HAL Id: hal-00882285

<https://hal.science/hal-00882285>

Submitted on 11 May 2020

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

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

Croissance et production du pin maritime

I - Recherche d'un modèle et d'une méthode

B. LEMOINE

avec la collaboration technique de A. SARTOLOU

*I.N.R.A., Laboratoire de Sylviculture et d'Ecologie de la Pinède landaise,
Domaine de l'Hermitage, Pierroton, F 33610 Cestas*

Résumé

On cherche à élaborer une deuxième génération de Tables de Production qui soit à « sylviculture variable ».

Le matériel étudié se compose de 157 placettes ayant fourni 267 mesures d'accroissements de peuplements.

On a utilisé l'analyse de régression multiple descendante, pondérée ou non, et l'analyse de variance et de covariance à deux voies.

1. Lois de croissance

Les variations de chacun des 4 paramètres du peuplement — hauteurs dominante et moyenne, circonférences dominante et moyenne — sont expliquées par un modèle moyen comportant 4 effets : âge, polymorphisme, concurrence instantanée et poids des concurrences antérieures.

L'équation ainsi obtenue pour la hauteur dominante diffère, pour les faibles fertilités, de celle obtenue à partir d'analyse de tiges.

Une analyse de la variabilité résiduelle des placettes mesurées 3 fois montre, d'une part que le modèle moyen représente bien une dynamique de croissance réelle, d'autre part qu'il n'existe par rapport à ce modèle qu'un seul type d'« erreur parcelle » d'origine biologique.

2. Equations et données sylvicoles

On a décrit l'état des jeunes peuplements, l'effet technique de l'éclaircie, le passage aux volumes et le domaine de validité.

3. Les tables de production

La production du pin maritime est de façon générale très soutenue dans le temps.

Les pertes de production de la sylviculture à éclaircies fortes ne se manifesteront que jusqu'à 50 ans en moyenne.

4. Critique et conclusion

Les équations de croissance obtenues demandent à être précisées afin de modéliser avec assez de sécurité des scénarios sylvicoles variés.

1. But du travail

Nos objectifs sont les suivants :

a) mettre sur pied une *deuxième génération de Tables de Production* pour le pin maritime : les Tables précédemment construites ne sont que provisoires (DECOURT *et al.*, 1970) ;

b) obtenir des Tables à *sylviculture variable* : ce souci est général (DUPLAT P., 1980) ; les scénarios mis sur pied dans les expérimentations manquent souvent, quand celles-ci ne font pas totalement défaut, soit de variété, soit de généralité (âges et fertilités utilisés en nombre restreint : LEMOINE *et al.*, 1976) ; on doit pouvoir utiliser la variété des types d'éclaircies mises en jeu par des gestionnaires de forêts différents ; on peut même envisager d'utiliser le modèle ainsi obtenu en imaginant d'autres types sylvicoles : on formulera ainsi des hypothèses de travail destinées au premier chef à réduire le coût de l'expérimentation ;

c) élaborer une autre *methodologie* : les données recueillies à ce jour sur le pin maritime sont très différentes par nature de celles utilisées il y a 10 ans : on dispose pour la majorité des placettes d'accroissements mesurés de tous les paramètres du peuplement et de son matériel générateur contrôlé ; on n'est donc plus contraint de déduire l'accroissement en circonférence de son homologue en hauteur ; ceci ne veut pas dire cependant qu'il faille rejeter cette référence biologique ;

d) approfondir la connaissance des *lois de croissance* du pin maritime ; ce travail est donc la suite logique de celui réalisé ces derniers temps pour la hauteur (LEMOINE B., 1981) et répond à deux objectifs parallèles, l'un théorique, l'autre pratique (prévision) et prospectif (scénarios sylvicoles) ; les résultats du travail précédent ne sont pas utilisés directement dans notre modèle pour un paramétrage (3 paramètres) des courbes de croissance.

2. Matériel et méthodes

Le matériel utilisé est constitué exclusivement de *placettes semi-permanentes* installées et mesurées selon le protocole mis sur pied par l'I.N.R.A. en concertation avec d'autres organismes (DECOURT N., 1973). Nous nous bornerons donc à signaler ici les quelques points qui en diffèrent pour notre réseau.

2.1. Les données

Les données utilisées sont de trois types :

2.1.1. Les données de croissance

Le calcul des *accroissements annuels* (état final — état initial) des 4 paramètres principaux Y_i du peuplement :

prélèvement fort est souvent lié à une éclaircie par le haut et vice versa. On utilise pour ce faire les placettes mesurées au moins 2 fois consécutivement.

2.123. *Les volumes (bois fort tige commercial sur écorce)*

Les volumes ne sont utilisés qu'*in fine* dans la construction de la Table de Production par l'intermédiaire d'un *tarif peuplement*. Ils n'ont par conséquent aucune influence sur la dynamique du modèle. Les résultats des cubages font donc l'objet d'un autre tableau de données à deux niveaux et qui ne concerne que les volumes sur pied et non leurs accroissements :

— au niveau individuel au sein de chaque peuplement ;

— au niveau peuplement à l'échelle du massif landais : chaque donnée peuplement est issue des données individuelles par l'utilisation d'un tarif interne de la forme $V = a + b \cdot C^2$, où V est le volume de l'arbre et C sa circonférence à 1,30 m.

Nous disposons d'environ 15 000 mesures d'arbres provenant de 465 échantillons réalisés sur la majeure partie des 240 placettes, gemmées et non gemmées.

Nous retenons *provisoirement* ici le tarif peuplement « Landes » qui a servi à l'élaboration de la Table de Production précédente (DECOURT N. *et al.*, 1970) et qui n'a utilisé que la partie alors disponible de ces données ; nous nous proposons de bâtir par la suite un tarif peuplement mieux adapté à l'un des objectifs présents qui est la construction d'une Table de Production à *sylviculture variable* ; il est en effet universellement reconnu qu'un des effets de la concurrence est d'aboutir à la production de fûts plutôt cylindriques mais qu'en contrepartie la hauteur d'une découpe utilitaire (par exemple la découpe bois fort de 0,22 m de tour) diminue parallèlement.

2.2. *L'ajustement des données*

Prenons l'exemple du modèle :

$$y = a_0 + a_1 \cdot x + a_2 \cdot x^2 + a_3 \cdot x^3$$

pour lequel on cherche à expliquer statistiquement, pour un lot d'individus, la variable y par la variable x .

L'ajustement par la méthode des moindres carrés suppose que la *variance* VR des y relatifs à des individus de même x ne dépend pas de cette valeur x . Or ce n'est pas le cas en général en Dendrométrie (CAILLET F., 1979), que les individus soient des arbres ou des peuplements. On aura par exemple :

$$VR_y = k \cdot x^2$$

On ajustera alors la variable $\frac{y}{x}$ selon le modèle suivant :

$$\frac{y}{x} = \frac{a_0}{x} + a_1 + a_2 \cdot x + a_3 \cdot x^2$$

On dit que l'on fait une *régression pondérée* parce qu'on donne à l'individu i le poids $\frac{1}{x_i^2}$ alors que dans la régression classique (non pondérée) on donne des poids

égaux à tous les individus (c'est-à-dire des poids trop forts aux individus « grands »).

Dans le cas ci-dessus on ajuste une régression à 3 variables explicatives et un terme constant. Il peut arriver que l'on soit amené à ajuster une régression sans terme constant.

Les variables de croissance que nous étudions ont un champ de variations à expliquer très grand ; la pondération peut donc s'avérer nécessaire.

On pratique ensuite normalement la méthode d'ajustement dite des « moindres carrés ». La technique est celle de la *régression multiple descendante* : on introduit d'emblée toutes les variables explicatives du modèle et on élimine successivement la (les) variable(s) pour lesquelles l'analyse de variance chiffre une contribution non significative. Cette technique fait l'objet d'une procédure et d'un programme sur ordinateur Olivetti P 6060 (BARADAT Ph., 1980).

3. Résultats

3.1. Lois de croissance

3.1.1. Généralités

On a utilisé précédemment (DECOURT N. *et al.*, 1969), pour la construction de la Table de Production provisoire, l'équation suivante qui explique la variation du *taux de croissance* en hauteur moyenne en fonction de l'âge A :

$$\frac{1 H_{\bar{g}}}{H_{\bar{g}}} \text{ ou } \frac{d H_{\bar{g}}}{d A} \cdot \frac{1}{H_{\bar{g}}} = -0,02323 + \frac{1,5067}{A} \quad (1)$$

Cette équation donne naissance à un *faisceau* de courbes de croissance qui rentrent dans la catégorie des *courbes proportionnelles* : on peut considérer que ces courbes ont la même forme. Une autre catégorie de courbes est celle des *courbes polymorphes* : elles sont plutôt proportionnelles dans le jeune âge et plutôt parallèles ensuite (cf. RAWAT A.S. *et al.*, 1974 et DUPLAT P., 1980). L'objectif est la plupart du temps d'obtenir une équation de prévision par voie de régression, c'est-à-dire un *modèle moyen* d'agencement du faisceau de courbes correspondant chacune à une classe de « fertilité ».

L'*analyse factorielle de données* d'analyses de tiges permet d'obtenir un faisceau où se superposent ces deux types, au moins, de variation : on arrive ainsi à décrire (LEMOINE B., 1981), voire à interpréter, l'apparente *complexité du faisceau expérimental* — certaines courbes en effet croisent les autres —.

Nous optons ici cependant pour la construction d'un modèle moyen, c'est-à-dire à un seul paramètre, car nous préférons nous limiter dans un premier temps à l'exploitation d'un tableau de données homogènes, celui ayant trait aux placettes. Nous verrons comment on peut utiliser ces connaissances ayant trait à la multiplicité des types de croissance pour améliorer l'analyse de la variabilité résiduelle.

L'équation différentielle (1) a été obtenue avec 59 données d'accroissements en hauteur. Nous disposons ici de 267 données d'accroissements en hauteur et en circonférence. Nous cherchons alors :

— d'une part à perfectionner cette équation par l'introduction d'autres variables explicatives ;

— d'autre part à étendre son emploi à tous les paramètres principaux du peuplement.

3.12. Modèle

3.121. Variables expliquées

Les variables expliquées sont les taux de croissance $\frac{I Y_i}{Y_i}$ annuels de chacun des 4 paramètres principaux Y_i du peuplement.

3.122. Hypothèses

Le modèle de croissance doit pouvoir rendre compte (au minimum) de 4 types d'effets :

- l'âge ;
- le *polymorphisme des courbes de croissance*, c'est-à-dire la variation continue, possible, de leur forme d'une classe de « fertilité » à l'autre ;
- la *concurrence instantanée* ;
- le *poids des concurrences antérieures*.

a) L'effet âge : l'équation (1) est du modèle le plus simple ; LEMMON & SCHUMACHER (1962) expliquent le logarithme népérien de l'accroissement absolu par un polynôme en $1/A$ et $1/A^2$.

En ce qui concerne le paramètre circonférence on s'est réservé la possibilité d'expliquer ses variations de croissance, soit par l'âge A_0 du peuplement, soit par l'âge à 1,30 m. Cet âge n'ayant pas été mesuré nous en avons recherché une approximation en considérant le modèle principal de faisceau de courbes de croissance en hauteur dominante faisant état de l'effet de l'alimentation en eau ou d'effets analogues (cf. LEMOINE B., 1981 : 1^{re} composante de l'analyse factorielle) : après ajustement graphique nous avons retenu l'équation suivante (figure 1) :

$$A_{1,30} = A_0 \cdot \left(1 - \frac{1,52}{H} \right) \quad (2)$$

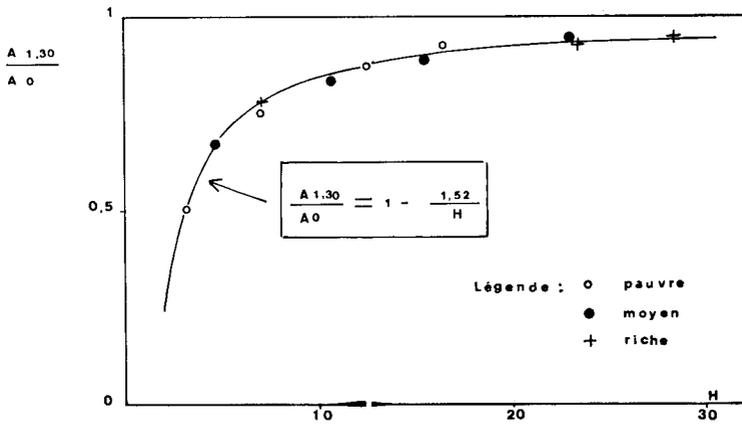


FIG. 1

Approximation de l'âge à 1,30 à partir du faisceau de croissance en hauteur dominante issu des analyses de tiges.

Estimation of breast height age using top height growth curves obtained by stem analysis.

b) L'effet polymorphisme : supposons que nous soyons en présence de courbes non proportionnelles : pour un âge donné le taux de croissance sera une fonction de la « fertilité » donc de la *dimension* ; mais cet effet dimension pourra évoluer avec l'âge ; on peut également calculer cet effet plus directement comme étant une fonction de la fertilité, c'est-à-dire de la hauteur dominante atteinte à un âge de référence (BAILEY *et al.*, 1974).

c) La concurrence instantanée : classiquement nous avons choisi pour indice de concurrence la *surface terrière G du peuplement* : ce paramètre combinant le nombre de tiges N et la surface terrière moyenne \bar{g} (cf. PARDE J., 1961) a le mérite d'être déjà une densité biologique en attribuant à un âge donné un poids de concurrence plus grand, d'une part aux peuplements de bonne vigueur qu'à ceux de mauvaise vigueur, d'autre part dans chaque peuplement aux arbres dominants qu'aux arbres dominés. Reste à pondérer éventuellement cette surface terrière par l'âge.

d) Le poids des concurrences antérieures : on ne connaît pas les variables susceptibles de les quantifier (surfaces terrières depuis l'origine jusqu'à la période considérée) ; par contre on sait qu'elles *ont agi sur le paramètre de dimension Y_i* , par exemple $C_{\bar{g}}$, qui devient alors une mesure indirecte de l'action des concurrences antérieures ; dans l'hypothèse où les concurrences antérieures pèseraient irrémédiablement à un instant donné sur la croissance on serait alors en présence de *l'action d'un facteur permanent* dont les diverses quantités possibles devraient se traduire par des courbes de croissance proportionnelles donc par des taux de croissance identiques, toutes conditions égales par ailleurs (celles des 3 effets mentionnés plus haut) ; dans le cas contraire d'*indifférence* voire de *récupération* (de la quantité de croissance perdue) on devrait observer des courbes de croissance parallèles voire convergentes, c'est-à-dire une corrél-

lation partielle négative entre le taux de croissance $\frac{I Y_i}{Y_i}$ et la dimension initiale Y_i ;

on est alors confronté à un *effet dimension* qui risque de prendre la même forme que celle de l'*effet polymorphisme*, d'où la nécessité de faire *référence* à la croissance d'un paramètre insensible à la concurrence, la croissance en hauteur, et de faire l'hypothèse que celle-ci suffit à mesurer tous les effets strictement biologiques (ceux qui ne sont pas d'origine sylvicole).

3.123. Variables explicatrices

Les variables explicatrices doivent rendre compte des 4 types d'effets envisagés plus haut.

Afin de les déterminer on applique séparément à 6 classes d'âge de chacune 8 ans d'amplitude un modèle d'*interactions statistiques* soit :

$$\begin{aligned} \frac{I Y_i}{Y_i} = & b_{i,0} + \frac{b_{i,1}}{A} \\ & + b_{i,2} \cdot G + b_{i,3} \cdot \frac{G}{A} \\ & + b_{i,4} \cdot Y_i + b_{i,5} \cdot \frac{Y_i}{A} \\ & + b_{i,6} \cdot \frac{I H_{\downarrow}}{H_{\downarrow}} \end{aligned} \quad (3)$$

On peut alors déterminer au centre de chaque classe d'âge moyen \bar{A} les *coefficients globaux* suivants :

— une « constante âge »

$$B = b_{i,0} + \frac{b_{i,1}}{\bar{A}}$$

— un coefficient de concurrence :

$$Q = b_{i,2} + \frac{b_{i,3}}{\bar{A}}$$

— un coefficient de dimension :

$$D = b_{i,4} + \frac{b_{i,5}}{\bar{A}}$$

La variation selon l'âge de ces 3 coefficients est reportée sur la figure 2 pour la hauteur dominante et sur la figure 2 bis pour la circonférence moyenne.

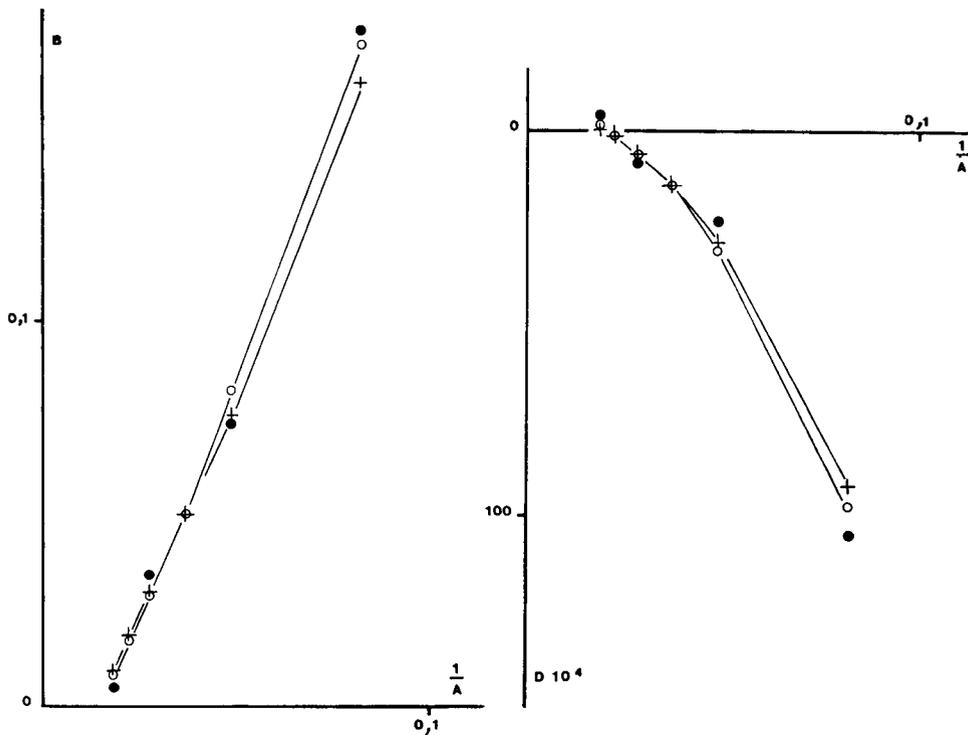


FIG. 2

Recherche des variables explicatives du modèle de croissance en hauteur dominante H_ϕ : coefficients globaux des 6 équations (3) obtenus au centre des 6 classes d'âge (8-16 ans, ..., 49-58 ans).

Determination of explicative variables for the growth model of top height H_ϕ : global coefficients of the 6 equations (3) in the 6 age classes middles (8-16 years, ..., 49-58 years).

B : Constante âge.

D : Coefficient de dimension.

- Ajustements par classe d'âge (équation 3).
- — ○ — ○ Ajustement par régression non pondérée (équation 4).
- + — + — + Ajustement par régression pondérée (équation type 8).

On retient en définitive pour le modèle à appliquer simultanément à tous les âges la forme suivante :

$$\frac{I Y_i}{Y_i} = \beta_{i,0} + \frac{\beta_{i,1}}{A} + \frac{\beta_{i,2}}{A^2} + \frac{\beta_{i,3}}{A^3} + \beta_{i,4} \cdot Y_i + \beta_{i,5} \cdot \frac{Y_i}{A^2} + \beta_{i,6} \cdot \frac{G}{A^2} + \beta_{i,7} \cdot \frac{I H_\phi}{H_\phi} \quad (4)$$

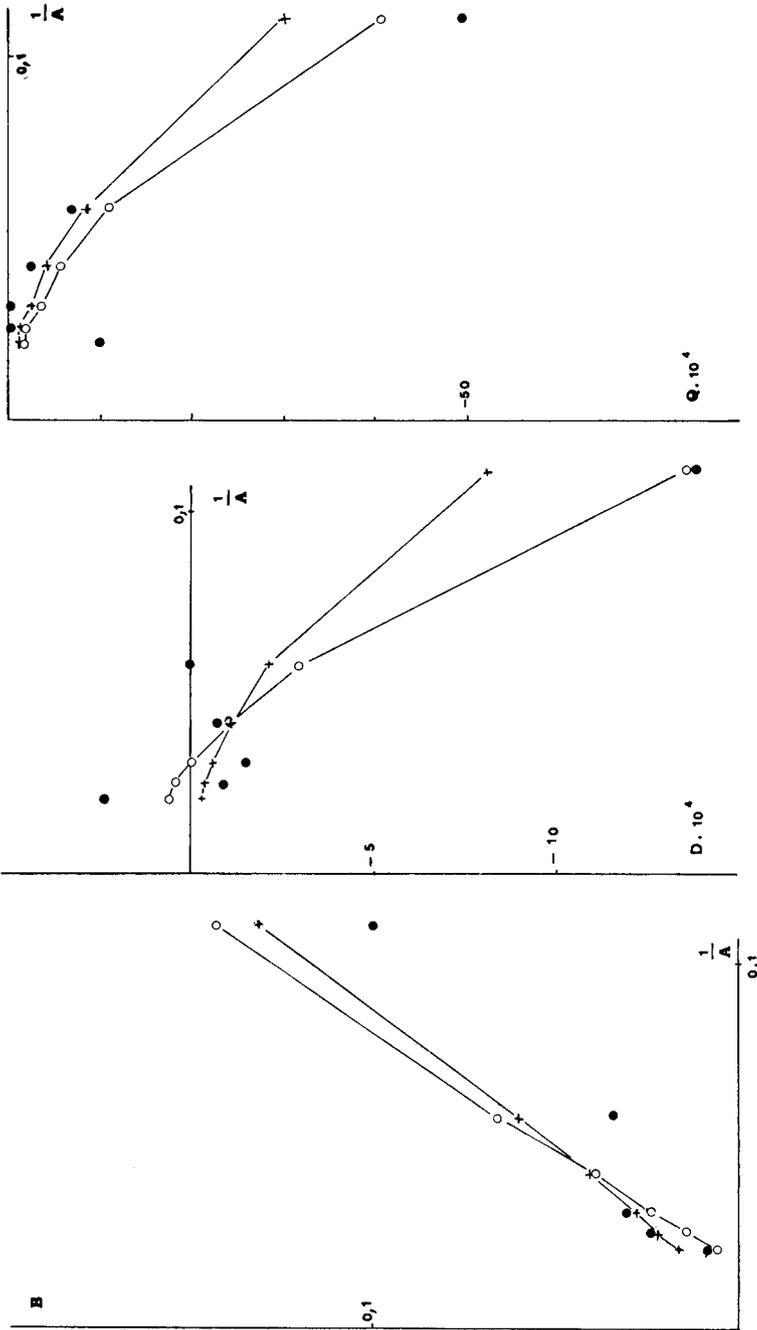


FIGURE 2 bis

Recherche des variables explicatives du modèle de croissance en circonférence moyenne $C_{\bar{g}}$: coefficients globaux des 6 équations (3) obtenus au centre des 6 classes d'âge (8-16 ans, ..., 49-58 ans).

Determination of explicative variables for the growth model of mean girth $C_{\bar{g}}$: global coefficients of the 6 equations (3) in the 6 age classes middles (8-16 years, ..., 49-58 years).

B : Constante âge. D : Coefficient de dimension. Q : Coefficient de concurrence.

• Ajustements par classe d'âge (équation 3).

○—○—○ Ajustement par régression non pondérée (équation 4).

+—+—+ Ajustement par régression pondérée (équation type 8).

3.13. Equations obtenues

L'analyse de régression non pondérée permet d'obtenir pour chacun des paramètres principaux du peuplement une équation du type (4). Les coefficients globaux B , Q et D sont reportés dans les figures 2 et 2 bis qui montrent leurs variations en fonction de l'âge.

En ce qui concerne les circonférences, l'âge à 1,30 ($A_{1,30}$) se révèle être une variable plus performante que l'âge à la base (A_0) ; les corrélations globales (R) obtenues sont en effet de :

$$R = 0,9539 \text{ avec } A_0$$

$$R = 0,9772 \text{ avec } A_{1,30}$$

L'étude de la variance résiduelle VR_i , soit VR_I pour H_ϕ et VR_I pour $C_{\bar{z}}$, permet de dire qu'elle diminue avec l'âge (figure 3). On retient alors les modèles suivants :

$$VR_I = k_I \cdot \frac{1}{A} \tag{5}$$

$$VR_i = k_i \cdot \frac{1}{A^2} \tag{6}$$

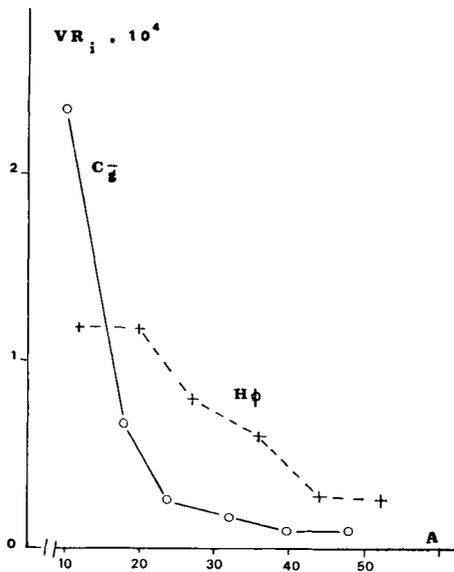


FIG. 3

Etude de la variance résiduelle VR_i au modèle de croissance obtenue par voie de régression multiple non pondérée ; variation selon l'âge.

Evolution with age of the residual variation VR_i obtained by multiple regression analysis.

TABLEAU 1

Modèle pour le taux de croissance annuel de chacun des paramètres Y_i du peuplement.

Coefficients des équations :

$$\frac{IY_i}{Y_i} = \beta_{i,0} + \frac{\beta_{i,1}}{A} + \frac{\beta_{i,2}}{A^2} + \frac{\beta_{i,3}}{A^3} + \beta_{i,4} \cdot Y_i + \beta_{i,5} \cdot \frac{Y_i}{A^2} + \beta_{i,6} \cdot \frac{G}{A^2} + \beta_{i,7} \cdot \frac{IH_f}{H_f} \quad (4)$$

obtenus par l'analyse de régression pondérée (équation type 8).

Model for the annual growth rate of each of the parameter Y_i of the stand.

i	Variable expliquée	Coefficients de l'équation										Corrélation globale	Ecart-type résiduel
		$\beta_{i,0}$	$\beta_{i,1}$	$\beta_{i,2}$	$\beta_{i,3}$	$\beta_{i,4}$	$\beta_{i,5}$	$\beta_{i,6}$	$\beta_{i,7}$				
1	$\frac{IH_f}{H_f} \cdot A_0$	-0,0315 ***	2,067	4,015 **	— ns	5,320. 10 ⁻⁴ *	-1,436 ***	— ns	—	—	0,635	0,236	
2	$\frac{IH_{\bar{v}}}{H_{\bar{v}}} \cdot A_0$	-0,0182 ***	1,036	— ns	— ns	4,281. 10 ⁻⁴ *	-0,988 **	— ns	0,850 ***	—	0,855	0,187	
3	$\frac{IC_{\bar{v}}}{C_{\bar{v}}} \cdot A_{1,10}$	-0,0077 ***	1,238	— ns	14,610 ***	— ns	-1,390. 10 ⁻¹ ***	— ns	0,174 ***	0,731	0,112		
4	$\frac{IC_{\bar{v}}}{C_{\bar{v}}} \cdot A_{1,10}$	-0,0067 ***	1,114	— ns	10,293 ***	— ns	-0,648 10 ⁻¹ ***	-0,239 ***	0,179 ***	0,727	0,118		

Ce ne sont donc plus des équations du type (4) que l'on doit calculer par la méthode des moindres carrés, mais les équations suivantes :

$$\frac{I H_{\phi}}{H_{\phi}} \cdot \sqrt{A} = \beta_{1,0} \cdot \sqrt{A} + \frac{\beta_{1,1}}{\sqrt{A}} + \dots + \beta_{1,6} \cdot \frac{H_{\phi}}{A^{3/2}} \quad (7)$$

$$\frac{I C_{\overline{P}}}{C_{\overline{P}}} \cdot A = \beta_{4,0} \cdot A + \beta_{4,1} + \dots + \beta_{4,7} \cdot \frac{I H_{\phi}}{H_{\phi}} \cdot A \quad (8)$$

Or on ne peut pondérer différemment chacune des variables à expliquer : cela équivaldrait en effet à utiliser pour chacune d'elles des lots différents de données. On a choisi de pondérer selon le modèle (6) souhaitable pour la circonférence moyenne, d'où des équations du type (8) obtenues pour chacun des paramètres Y_i et dont fait état le tableau 1. Les coefficients globaux B , Q et D sont reportés dans les figures 2 et 2 bis comme il a été déjà fait pour l'analyse de régression non pondérée et pour l'étude par classe d'âge. On peut ainsi constater que les équations de croissance obtenues par les deux méthodes, analyses de régressions pondérée ou non pondérée sont :

— équivalentes pour la hauteur dominante ;

— sensiblement différentes pour la circonférence moyenne ; les écarts entre les coefficients globaux homologues sont d'ailleurs de nature variée : d'une part pour le coefficient Q (effet concurrence instantanée) l'écart garde le même signe quel que soit l'âge, d'autre part pour les coefficients B (effet âge) et P (effet dimension) cet écart change de signe après 20 ans ; cependant la régression globale non pondérée ne génère pas des valeurs de coefficients globaux « incompatibles » avec celles de leurs homologues issues des ajustements par classes d'âge et dont il est à noter qu'elles comportent une forte composante aléatoire.

Le choix de la méthode d'ajustement global, par régression pondérée ou non pondérée ne se justifie ici que par des considérations d'ordre très général (cf. § 2.2) et par le fait que l'analyse de la variabilité résiduelle (cf. § 3.142) doit porter sur des variables pondérées ; il vaut mieux *a priori* s'en tenir à la même doctrine, tout en soulignant qu'elle pourrait être remise en cause dans les développements ultérieurs de ce travail.

On raisonnera donc provisoirement sur les 4 équations du tableau 1 obtenues par l'analyse de régression pondérée.

L'équation obtenue pour la hauteur dominante permet de construire le faisceau FP (placettes) de courbes de croissance (figure 4) : la première remarque à faire concerne le caractère très soutenu de la croissance du Pin maritime entre 50 et 60 ans.

On peut également formuler les remarques suivantes :

— la comparaison des effets âges (cf. figures 2 et 2 bis) suggère un « vieillissement » plus rapide pour la croissance en hauteur que pour la croissance en circonférence ;

— l'effet de concurrence instantanée n'est significatif que pour la circonférence moyenne (cf. tableau 1) : nos observations semblent donc situées dans le domaine

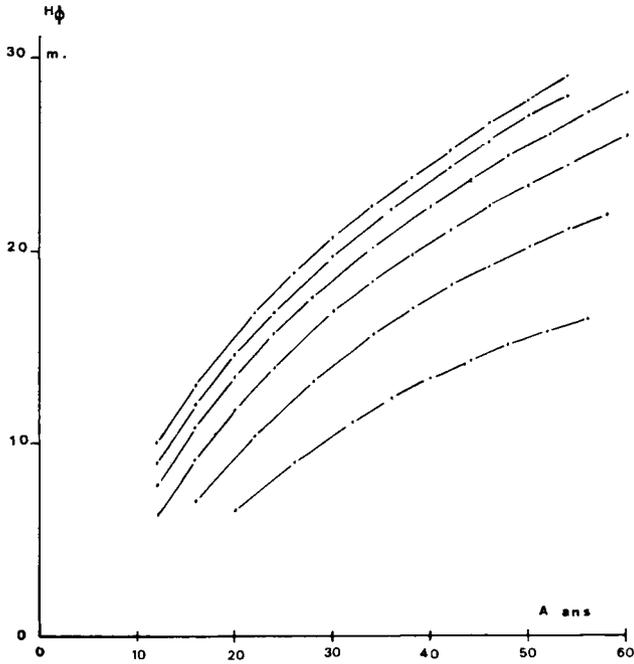


FIG. 4

Faisceau FP de courbes de croissance en hauteur dominante obtenu par application de l'équation (4).

FP growth curves of top height obtained using equation 4.

des densités faibles et raisonnablement fortes dans lequel la concurrence n'a pas d'action sur la croissance en hauteur moyenne ; ce domaine a déjà été déterminé expérimentalement pour la période d'entrée en production (LEMOINE B., 1980) ; à l'inverse GRUT M. (1973) trouve pour *Pinus radiata* un effet nettement significatif de la densité (nombres de tige N très variés) ;

— selon nos hypothèses (cf. § 3.122. b et d) l'effet dimension est supposé être assimilable, dans le cas d'un paramètre non sensible à la concurrence (par exemple H_ϕ) à l'effet polymorphisme et dans le cas contraire ($C_{\overline{p}}$) à l'effet des concurrences antérieures, après bien entendu élimination de l'effet polymorphisme commun à tous les paramètres ; rappelons que l'effet dimension a été représenté de la façon suivante (équation 4) :

$$D = \beta_{i,4} \cdot Y_i + \beta_{i,5} \cdot \frac{Y_i}{A^2} \quad (9)$$

et on constate dans le tableau 1 que si $\beta_{i,5}$ est à la fois très significatif et négatif pour H_{β} et pour $C_{\bar{p}}$, en revanche $\beta_{i,4}$ n'est significatif et positif que pour H_{β} ; tout ceci amène à conclure que les courbes de croissance en hauteur dominante *deviennent proportionnelles* à un âge assez avancé alors que les courbes de croissance en circonférence moyenne ne perdent jamais complètement leur *aptitude à converger*; on peut donc caractériser ainsi, d'une part un certain type de *polymorphisme*, d'autre part un *effet vraisemblablement ni total ni irrémédiable des concurrences antérieures*.

3.14. Variations de la croissance

3.141. Comparaison avec les analyses de tiges

L'objectif est ici de juger de la permanence à quelques décennies d'intervalle, de la loi de croissance en hauteur dominante obtenue par ajustement des données de placettes selon le modèle de l'équation (4). Cette démarche postule que le lot des *placettes temporaires* contemporaines mais d'âges différents est assimilable à un lot de *placettes permanentes* dont on aurait observé la croissance pendant tout le cycle de production de l'essence étudiée. Or il n'est pas prouvé que les placettes qui sont supposées « se faire suite » aient trait à des types de peuplements identiques. Dans le cas contraire la variable âge de la placette sera alors en fait non pas strictement l'âge mais plutôt une combinaison de celui-ci et de la *date de naissance* du peuplement; la cause de tout ceci pourra être d'origine culturale (débroussaillages plus fréquents, évolution de la technique du drainage, abandon d'une sylviculture orientée vers le gemmage...). On peut vérifier la permanence de la loi de croissance en hauteur dominante en utilisant des analyses de tiges. Si on compare ce type de données à celles issues des placettes temporaires on remarque alors que :

— d'une part les placettes âgées appartiennent aux mêmes types de peuplements que ceux des analyses de tiges ;

— d'autre part les placettes jeunes peuvent appartenir à des types de peuplements différents des analyses de tiges ; dans ce cas l'équation de « croissance » obtenue avec les données de placettes jeunes et âgées peut différer de celle issue des analyses de tiges et elle n'est pas en fait une loi de croissance.

a) Vérification préalable : pour procéder valablement à cette comparaison on doit vérifier au préalable que la croissance en hauteur des arbres dominants à un âge donné est une bonne approximation de la croissance en hauteur dominante du peuplement.

On a utilisé les données de croissances, sur une période de 4 ans, d'échantillons d'arbres appartenant à 44 placettes de landes. On calcule alors pour chaque placette la régression :

$$\widehat{Th}_j = d_0 + d_1 \cdot h_j \quad (10)$$

expliquant statistiquement l'accroissement d'un arbre par sa hauteur initiale.

Soit pour l'arbre dominant :

$$\widehat{Th}_{\beta} = d_0 + d_1 \cdot H_{\beta} \quad (11)$$

et on compare cette valeur avec l'accroissement en hauteur dominante $I H_d$ tel qu'il résulte de l'utilisation des 2 courbes de hauteurs successives. On obtient :

$$(I H_d - \widehat{I h}_d) = 0,003 \text{ m. } \pm t. 0,036$$

et on note également que la corrélation entre $(I H_d - \widehat{I h}_d)$ et l'âge n'est pas significative ($r = -0,1097$).

La croissance en hauteur des arbres dominants n'est donc pas significativement différente, et ceci quel que soit l'âge, de la croissance en hauteur dominante du peuplement.

On peut donc comparer les placettes et les analyses de tiges.

b) Comparaison : les 2 lots de données :

— d'une part au nombre de 264 ayant trait à 33 analyses de tiges de peuplements dominants, soit *FT*,

— d'autre part au nombre de 267 ayant trait à 156 placettes (cf. au § 2.1 la répartition entre les simples, doubles et triples mesures), soit *FP*, sont ajustés séparément, par l'analyse de régression non pondérée au modèle, de l'équation (4); les valeurs des coefficients de l'équation sont dans chacun des 2 cas respectivement de :

$$\begin{array}{llll} \beta_{1,0} = & -0,0160 & (FT) \text{ et } & -0,0329 & (FP) \\ \beta_{1,1} = & 1,066 & (FT) \text{ et } & 1,956 & (FP) \\ \beta_{1,2} = & 11,83 & (FT) \text{ et } & 9,493 & (FP) \\ \beta_{1,3} = & -63,63 & (FT) \text{ et } & -36,84 & (FP) \\ \beta_{1,4} = & 0,489 \cdot 10^{-4} & (FT) \text{ et } & 6,629 \cdot 10^{-4} & (FP) \\ \beta_{1,5} = & -0,346 & (FT) \text{ et } & -1,599 & (FP) \end{array}$$

les écarts-type résiduels étant respectivement de $0,67 \cdot 10^{-2}$ et $0,84 \cdot 10^{-2}$. On remarque en particulier que les valeurs absolues des coefficients $\beta_{1,4}$ et $\beta_{1,5}$ obtenus dans le premier cas *FT* sont très nettement inférieures à celles obtenues dans le deuxième cas *FP*.

On peut vérifier que les deux équations sont statistiquement différentes en testant le non-parallélisme des deux plans de régressions (dans l'espace à 6 dimensions); l'analyse de variance effectuée à cette fin donne le résultat suivant :

$$F_{5/1519} = 8,22***$$

On conclut donc que les équations de croissance obtenues à partir des deux échantillons, analyses de tiges d'une part, placettes d'autre part, sont différentes.

La figure 5 illustre concrètement cette différence entre les résultats : on « fait partir » (on initialise) les deux modèles *FT* et *FP* de l'âge de 8 ans en les comparant de surcroît à un faisceau fictif *FF* de courbes proportionnelles et on observe les hauteurs atteintes dans les deux cas à 40 ans, c'est-à-dire les *classes de fertilités W* :

— les données d'analyses de tiges *FT* donnent naissance à une famille de courbes très proche d'une famille de courbes proportionnelles; cette tendance dominante a déjà été mise en évidence par l'analyse factorielle des mêmes données (cf. LEMOINE B., 1981);

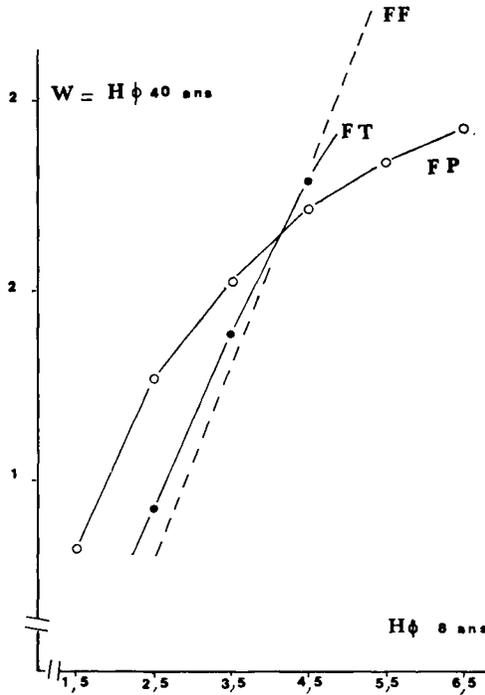


FIG. 5

*Correspondance entre la hauteur dominante à 8 ans et son homologue à 40 ans.
Relationship between top height at 8 years with dominant height at 40 years.*

*FP : Faisceau calculé d'après les placettes.
Curves system obtained by using the plots.*

*FT : Faisceau « moyen » calculé d'après les analyses de tiges.
Mean system of curves obtained by stem analysis.*

*FF : Faisceau fictif de courbes proportionnelles à la courbe commune à FP et FT.
Fictive system of curves proportional to the commun curve to FP and FT.*

— les équations obtenues dans les deux cas *FT* et *FP* donnent naissance à des types de courbes de croissance, voisins dans le cas des fertilités moyennes et fortes mais *différentes dans le cas des faibles fertilités*. Il semble donc que l'ensemble des placettes pauvres du lot des placettes temporaires ne soit pas assimilable à un ensemble de placettes permanentes : les placettes âgées ne feraient donc pas suite aux placettes jeunes parce qu'appartenant à des types différents et l'utilisation de leurs données dans un ajustement global donnerait lieu à l'établissement d'une équation sensiblement différente d'une dynamique de croissance réelle.

3.142. *Variabilité résiduelle*

Les écarts « individuels » (concernant un accroissement d'une placette) aux équations de croissance, c'est-à-dire les résidus ε de la variable $\frac{I Y_i}{Y_i} \cdot A$ au modèle pondéré, sont *importants* (cf. tableau 1).

Il importe de savoir si chacun de ces écarts individuels, en particulier s'il est grand, est représentatif d'une *dynamique de croissance particulière* de chaque peuplement par rapport au modèle et de déceler si possible la cause de ces particularités : si la réponse s'avère négative nous pourrions conclure valablement que le modèle utilisé tient compte de tous les *types observés* de peuplement ; si par contre la réponse s'avère positive nous devons d'une part adopter la plus grande *prudence dans l'utilisation de ce modèle*, d'autre part procéder, si l'intérêt s'en fait sentir, à des recherches complémentaires.

Nous tiendrons compte dans cette démarche du fait que la *typologie des courbes de croissance* en hauteur dominante est plus complexe (LEMOINE B., 1981) que celle qui est issue du faisceau *FP*.

Dans l'optique ainsi définie nous utilisons comme matériel 33 placettes d'âges différents pour lesquelles nous disposons de 3 *mesures successives d'accroissements* (soit le lot de 17 placettes mentionné au § 2.1 auquel s'adjoint un lot de 16 autres placettes ayant fait l'objet d'une 3^e mesure dans le cours de ce travail).

Cette étude porte à la fois sur la hauteur dominante H_d et la circonférence moyenne $C_{\bar{p}}$.

Les 2 variables étudiées sont les résidus aux modèles respectifs de croissance de ces 2 paramètres ; ils sont *pondérés* par l'âge ; la figure 6 donne leur répartition selon l'âge et la classe de fertilité W .

On peut rapprocher notre démarche de celle de BJÖRNSSON (1978), bien que l'objectif de cet auteur soit autre — obtenir un modèle d'autocorrélation régressive, c'est-à-dire décrivant l'évolution de la corrélation entre les erreurs constatées pour la même variable sur les mêmes placeaux à deux années différentes en fonction du temps qui sépare ces deux années —. Le point commun des deux études, celle de BJÖRNSSON et la nôtre, est le suivant : décomposer l'erreur au modèle initial — le modèle bloc \times traitement dans le premier cas, la régression multiple dans le deuxième cas — en une « erreur parcelle ou placeau », dont les autocorrélations sont le reflet, et une « erreur période ou année ».

Il y a lieu de considérer ici 2 facteurs de variations, le *facteur période* p (3 périodes successives p_1 , p_2 et p_3) et le *facteur placette* P (33 placettes). On utilise alors successivement :

- le modèle *d'analyse de variance* appliqué au résidu hauteur dominante :

$$\varepsilon_{p,P} = \mu + \alpha_p + \varrho_P + e_{p,P} \quad (12)$$

où $\varepsilon_{p,P}$ est le résidu de chaque $\frac{I H_d}{H_d} \cdot A$ à la régression, μ la moyenne, α_p l'effet du

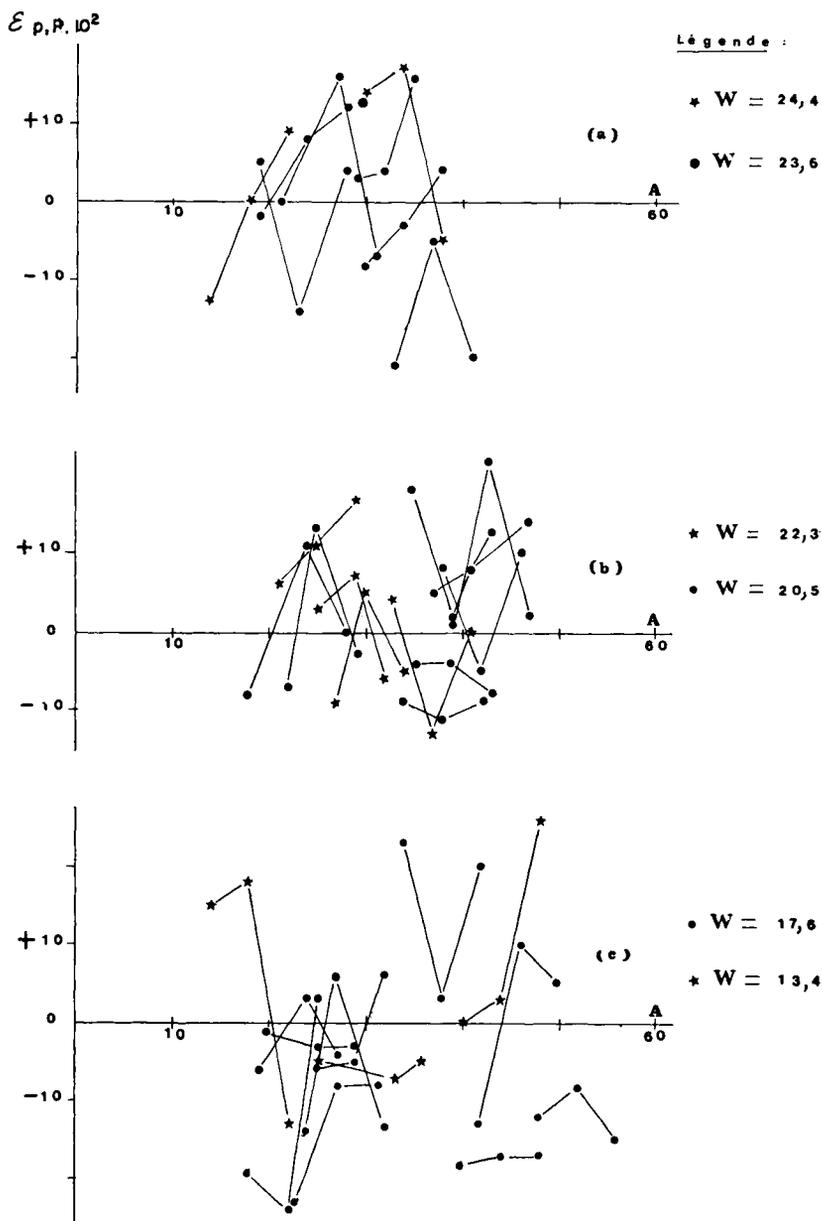


FIG. 6

*Erreur résiduelle au modèle pondéré de croissance (8) en circonférence moyenne.
Ecart $\epsilon'_{p,P}$ par placette et par période, selon l'âge et la classe de fertilité
 W . 33 placettes mesurées 3 fois.*

*Residual error to the growth model (8) of mean girth.
Deviations $\epsilon'_{p,P}$ per plot and per period as a function of age and site index
 W . 33 plots measured 3 times.*

facteur période, Q_P l'effet du facteur placette et $e_{p,P}$ l'écart résiduel à ce modèle d'analyse de variance ;

• le même modèle d'analyse de variance appliqué au résidu circonférence moyenne :

$$\varepsilon'_{p,P} = \mu' + \alpha'_p + Q'_P + e'_{p,P} \quad (13)$$

où $\varepsilon'_{p,P}$ est le résidu de chaque $\frac{IC\bar{g}}{C\bar{g}}$. A à la régression ;

• le modèle d'analyse de covariance appliqué au résidu circonférence moyenne prenant comme covariable le résidu hauteur dominante :

$$\varepsilon''_{p,P} = \mu'' + \alpha''_p + Q''_P + \delta \cdot \varepsilon_{p,P} + e''_{p,P} \quad (14)$$

où $\varepsilon''_{p,P}$ est le résidu de chaque $\frac{IC\bar{g}}{C\bar{g}}$. A à la régression, δ l'effet de la covariable $\varepsilon_{p,P}$

$e''_{p,P}$ l'écart résiduel à ce modèle d'analyse de covariance. On calcule également la matrice d'autocorrélations entre les résidus des 3 périodes.

Les résultats de ces calculs sont présentés dans le tableau 2.

On peut formuler les remarques suivantes :

— les analyses de variance ne relèvent pas d'effet du facteur période : le modèle ajusté à des données de placettes d'âges différents reflète donc bien la *dynamique de croissance du peuplement de pin maritime* ;

— les analyses de variance et les matrices d'autocorrélations montrent qu'il existe bien une « *erreur parcelle* » (facteur placette), d'une part pour la hauteur dominante, d'autre part pour la circonférence moyenne C_g ; dans le premier cas nous avons donc la *confirmation de l'existence de types de courbes de croissances en hauteur dominante* autres que ceux définis par un modèle moyen (LEMOINE B., 1981) ;

— dans l'analyse de covariance, l'utilisation du résidu croissance en hauteur dominante comme covariable efface l'« *erreur parcelle* » afférente à la croissance en circonférence moyenne ; il n'existe donc qu'un *seul type* « *d'erreur parcelle* » caractérisant la dynamique du peuplement et non pas celle de tel ou tel de ses paramètres ; ce résultat permet en particulier d'étendre à la circonférence moyenne la typologie complexe ayant trait aux courbes de croissance en hauteur dominante.

3.2. Equations et données sylvicoles

3.2.1. Initialisation de la Table de Production

Le modèle d'équation choisi pour conférer à chaque paramètre Y_i un état initial dans la Table de Production est :

$$Y_i = \gamma_{i,0} + \frac{\gamma_{i,1}}{N} + \gamma_{i,2} \cdot H_i \quad (15)$$

TABLEAU 2

Analyse des erreurs résiduelles au modèle de croissance pondérée. 33 placettes mesurées 3 fois.
 Analyses de variance et de covariance, autocorrélations.

Analysis of residual errors to the growth model. 33 plots are measured 3 times.
 Analysis of variance and covariance. Autocorrelations.

Analyse de	Variable	Effet		Coefficient de régression ϵ' fonct. de ϵ	Autocorrélations entre les périodes				
		Période p	Placette P						
Variance	ϵ pour H_4	$F_{2/64} = 1,22$ ns	$F_{32/64} = 1,65$ ★		<table border="1"> <tr> <td>1^{re} et 2^e</td> <td></td> </tr> <tr> <td>1^{re} et 3^e</td> <td>2^e et 3^e</td> </tr> </table>	1 ^{re} et 2 ^e		1 ^{re} et 3 ^e	2 ^e et 3 ^e
1 ^{re} et 2 ^e									
1 ^{re} et 3 ^e	2 ^e et 3 ^e								
Variance	ϵ' pour $C_{\overline{7}}$	$F_{2/64} = 1,97$ ns	$F_{32/64} = 2,65$ ★★★	<ul style="list-style-type: none"> • erreur = 0,066 	<table border="1"> <tr> <td>0,09</td> <td></td> </tr> <tr> <td>0,19</td> <td>0,30</td> </tr> </table>	0,09		0,19	0,30
0,09									
0,19	0,30								
Covariance	ϵ'' pour $C_{\overline{7}}$		$F_{32/63} = 1,45$ ns	<ul style="list-style-type: none"> • interplacettes = 0,282 	<table border="1"> <tr> <td>0,42</td> <td></td> </tr> <tr> <td>0,49</td> <td>0,15</td> </tr> </table>	0,42		0,49	0,15
0,42									
0,49	0,15								

Tous les paramètres Y_i se trouvent donc ainsi définis solidairement par l'intermédiaire de leur relation statistique, dans le jeune âge, avec la densité (N = nombre de tiges à l'hectare) et la hauteur dominante. Ce type de modèle a déjà été employé (cf. DECOURT N., 1969) mais quel que soit l'âge.

Les résultats des calculs de régressions doubles sont donnés dans le tableau 3.

On notera que les corrélations globales concernant les circonférences C_f et $C_{\bar{f}}$ sont beaucoup plus faibles que celle ayant trait à la hauteur moyenne $H_{\bar{f}}$; nous dirons donc qu'il existe d'autres types de peuplements — relativement à la relation entre hauteur et circonférence — que celui défini par l'ensemble des équations (15) que nous utiliserons comme modèle.

TABLEAU 3

Initialisation des 3 paramètres Y_i du peuplement en fonction de la densité N et de la hauteur dominante H_f . Coefficients de régression pour l'équation (12) :

$$Y_i = \gamma_{i,0} + \frac{\gamma_{i,1}}{N} + \gamma_{i,2} \cdot H_f \quad (12)$$

Initialisation of 3 stand parameters Y_i in function of density N , dominant height H_f . Regression coefficient for equation (12).

Variable expliquée		Constante $\gamma_{i,0}$	$1/N$ $\gamma_{i,1}$	H_f $\gamma_{i,2}$	Corrélation globale	Ecart-type résiduel
i	Caractère					
2	$H_{\bar{f}}$	— 0,8749	—	0,9204	0,9887	0,33 m
3	C_f	1,1443	6 120	4,538	0,9520	3,6 cm
4	$C_{\bar{f}}$	— 4,5886	7 246	3,438	0,9442	3,0 cm

3.22. Domaine de validité sylvicole

L'objectif est de construire une ou plusieurs Tables de Production en restant dans le cadre des données observées.

Le domaine de validité est défini ici par 3 variables :

- la classe de fertilité ;
- l'âge ;
- la densité.

Les données de placettes ont été triées selon 6 classes de fertilités $W = H_f$ à 40 ans (cf. figure 4) ; on étudie graphiquement pour chacune de celles-ci la correspondance Age - densité ou $A_0 - N$, d'où les figures 7 a à 7 f.

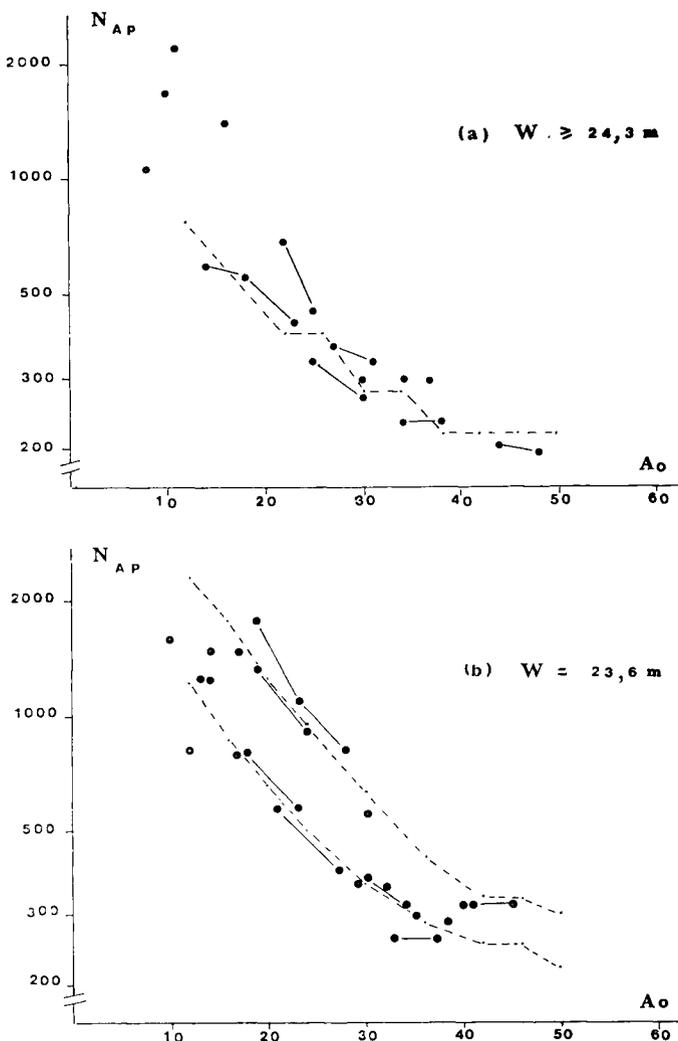


FIG. 7 a et 7 b

Domaine de validité sylvicole pour chacune des 6 classes de fertilité W : nombres de tiges après éclaircie en fonction de l'âge.

Sylvicultural validity range as obtained for each of the 6 site index W : evolution with age of number of stems.

- 1) Placettes : ● simples mesures,
 ●—● doubles mesures,
 ●—●—● triples mesures.
- 2) Sylvicultures choisies : - - - - -

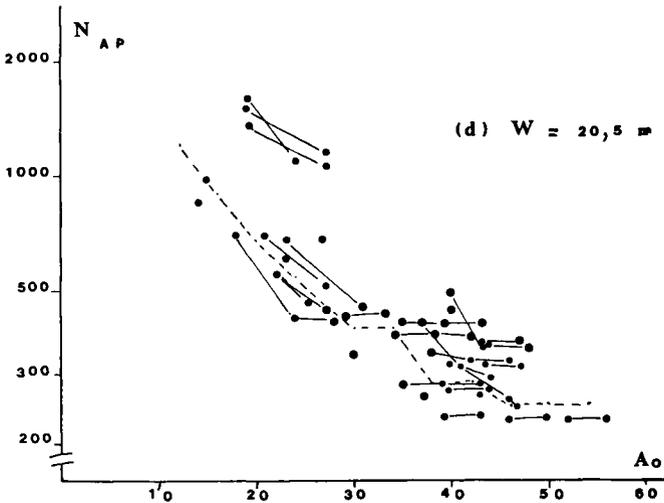
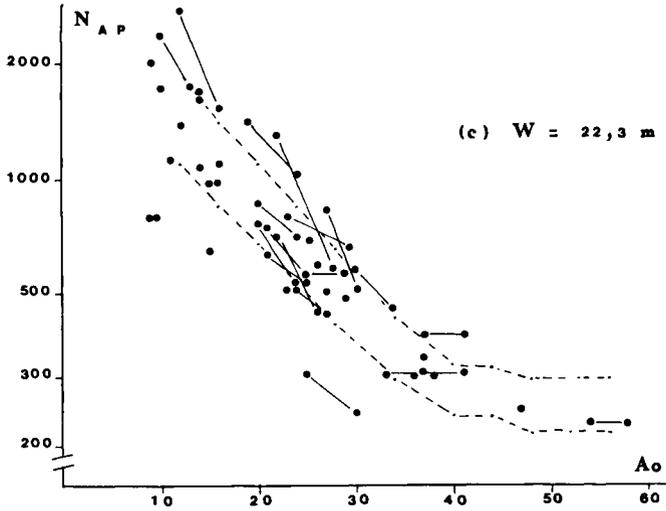


FIG. 7 c et 7 d

*Domaine de validité sylvicole pour chacune des 6 classes de fertilité W :
nombres de tiges après éclaircie en fonction de l'âge.*

*Sylvicultural validity range as obtained for each of the 6 site index W :
evolution with age of number of stems.*

- 1) Placettes : ● simples mesures,
●—● doubles mesures,
●—●—● triples mesures.
- 2) Sylvicultures choisies : - - - - -

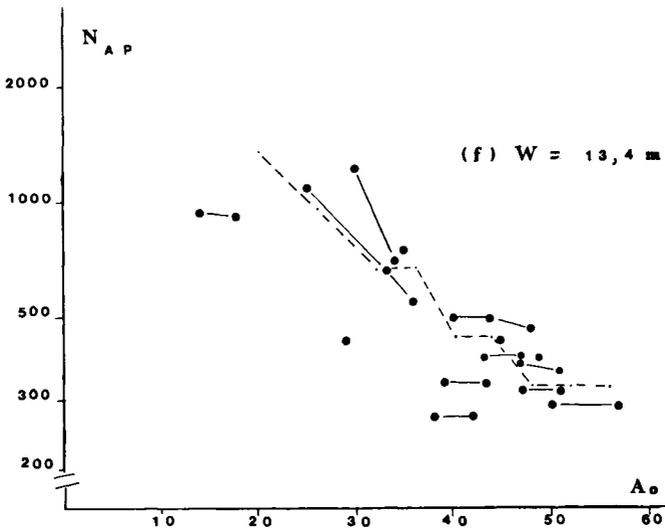
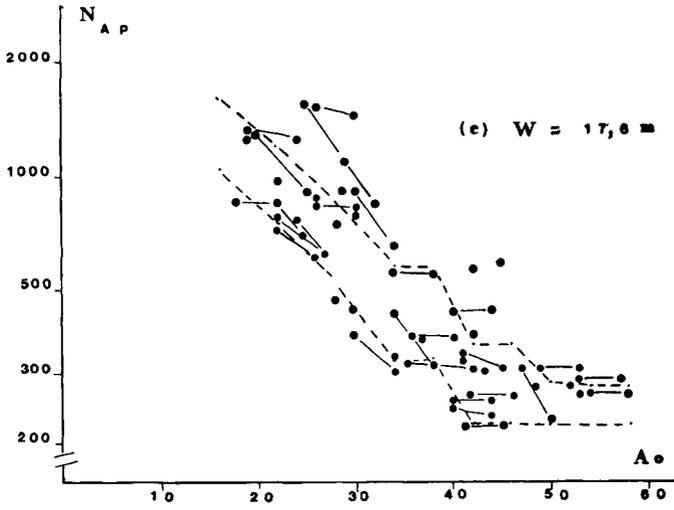


FIG. 7 e et 7 f

*Domaine de validité sylvicole pour chacune des 6 classes de fertilité W :
nombres de tiges après éclaircie en fonction de l'âge.*

*Sylvicultural validity range as obtained for each of the 6 site index W :
evolution with age of number of stems.*

- 1) Placettes : ● simples mesures,
●—● doubles mesures,
●—●—● triples mesures.
- 2) Sylvicultures choisies : - - - - -

Il est ainsi possible de construire les Tables de Production suivantes :

- a) $W = 24,4$ m. : 1 Table à éclaircies fortes,
- b) $W = 23,6$ m. : 1 Table à éclaircies faibles,
et : 1 Table à éclaircies fortes,
- c) $W = 22,3$ m. : 1 Table à éclaircies faibles,
et : 1 Table à éclaircies fortes,
- d) $W = 20,5$ m. : 1 Table à éclaircies fortes,
- e) $W = 17,6$ m. : 1 Table à éclaircies faibles,
et : 1 Table à éclaircies fortes,
- f) $W = 13,4$ m. : 1 Table à éclaircies moyennes.

3.23. Effet technique de l'éclaircie

Le modèle d'équation choisi pour décrire la modification de certains paramètres Y_i lors du passage en éclaircie ($AV =$ avant éclaircie, $AP =$ après éclaircie) est :

$$Y_{iAP} = \omega_{i,0} + \omega_{i,1} \cdot Y_{iAV} + \omega_{i,2} \cdot N_{AV} + \omega_{i,3} \cdot N_{AP} \quad (16)$$

Le peuplement dominant ne subit, à l'observation, que peu de modifications lors du passage en éclaircie ; le modèle d'équation (16) n'est donc utilisé que pour décrire les modifications des seuls paramètres hauteur et circonférence moyennes.

Les résultats des calculs figurent dans le tableau 4.

TABLEAU 4

Effet technique de l'éclaircie sur la hauteur et la circonférence moyenne.

AV = avant éclaircie ; AP = après éclaircie.

Coefficient de régression pour l'équation (13).

$$Y_{iAP} = \omega_{i,0} + \omega_{i,1} \cdot Y_{iAV} + \omega_{i,2} \cdot N_{AV} + \omega_{i,3} \cdot N_{AP} \quad (13)$$

Technical effect of thinning on mean height and mean girth.

AV before thinning ; AP after thinning.

Regression coefficient for equation (13).

Variable expliquée		Constante $\omega_{i,0}$	$\frac{Y_{iAV}}{\omega_{i,1}}$	$\frac{N_{AV}}{\omega_{i,2}}$	$\frac{N_{AP}}{\omega_{i,3}}$	Corrélation globale	Ecart-type résiduel
<i>i</i>	Caractère						
2	$H_{\bar{q}AP}$	0,5063	0,9819	$6,824 \cdot 10^{-4}$	$-9,752 \cdot 10^{-4}$	0,9991	0,17 m
4	$C_{\bar{q}AP}$	7,5397	0,9527	$8,503 \cdot 10^{-3}$	$-14,23 \cdot 10^{-3}$	0,9978	1,8 cm

On notera que la précision de l'ajustement est bonne, en particulier pour la hauteur moyenne : la nature de l'éclaircie (plus ou moins par le haut) se relie donc assez bien à son intensité selon le modèle de l'équation (13) que nous utiliserons. Une diversification ultérieure de la nature de l'éclaircie indépendamment de son intensité porterait essentiellement sur la circonférence moyenne.

3.3. Les volumes

Nous utilisons provisoirement le tarif de cubage peuplement à 2 entrées ayant servi à la première génération des Tables de Production (cf. DECOURT N., *et al.*, 1969) ; nous retenons l'équation obtenue pour les Landes :

$$\text{Ln } V = -0,586 + 0,919 \cdot \text{Ln } G + 0,997 \cdot \text{Ln } H_{\overline{H}} \quad (17)$$

3.4. Tables de Production

Les annexes 1 et 2 donnent à titre d'exemple 4 Tables de Production obtenues pour les combinaisons de 2 classes de fertilités et 2 sylvicultures presque extrêmes.

Ces Tables sont obtenues par l'utilisation des équations suivantes :

- (4) de croissance de chacun des paramètres Y_i (cf. tableau 1) ;
- (15) d'initialisation de chacun des paramètres Y_i en fonction de la hauteur dominante H_d et de la densité N ;
- (16) décrivant l'effet technique de l'éclaircie sur la hauteur et la circonférence moyenne $H_{\overline{H}}$ et $C_{\overline{H}}$;
- (17) ou tarif de cubage peuplement — bois fort tige sur écorce —.

On débouche ainsi sur des dynamiques de croissance en volume — accroissements courants $ACC.C$ — représentées dans la figure 8.

Ces résultats donnent lieu aux deux remarques suivantes :

a) la production du Pin maritime est de façon générale très soutenue dans le temps, ce que les courbes de croissance en hauteur dominante de la figure 4 laissent déjà prévoir : les données utilisées ici (peuplements non gemmés) ne nous permettent pas dans la plupart des cas de cerner l'âge auquel l'accroissement moyen $ACC.M$ amorce sa chute ; cette modalité générale de la dynamique de production du Pin maritime est caractérisée avec une bonne sécurité (cf. critique au titre 4) ;

b) la sylviculture à éclaircies fortes EF a des productions d'abord inférieures et ensuite égales à celles de la sylviculture à éclaircies faibles Ef , et ceci avec un nombre de tiges nettement moindre ; cette modalité d'action de la sylviculture sur la dynamique de production doit être vue comme un « modèle de tendance » car l'on atteint pas ici à la sécurité totale (cf. critique au titre 4).

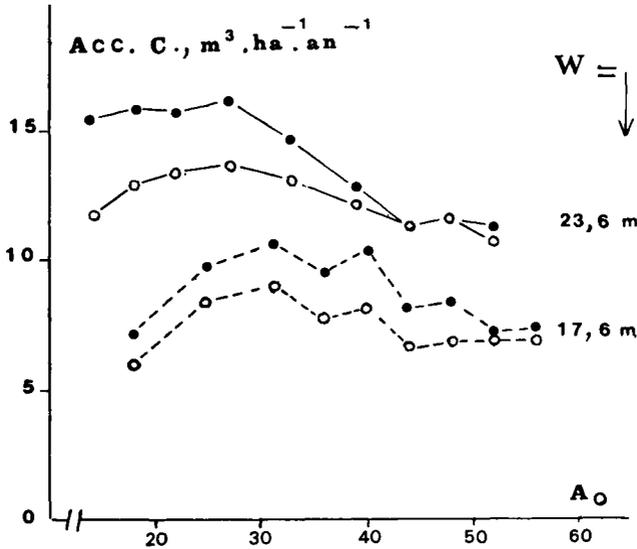


FIG. 8

Evolution de l'accroissement courant en volume ACC.C., selon l'âge A médian de la période, pour 2 classes de fertilités W et 2 sylvicultures.

Variation of volume current increment in function of the mid age A of the period considered. Variations are given for 2 site indices W and 2 sylvicultures.

- Eclaircies faibles.
- Eclaircies fortes.

4. Critique et conclusion

A ce stade de la démarche nous feront porter la critique essentiellement sur les méthodes utilisées.

La technique d'ajustement — régression pondérée ou non — influence-t-elle les résultats obtenus ? Cela semble fonction du phénomène étudié. En effet :

— dans le cas de certains tarifs de cubage à 2 entrées, les valeurs calculées du volume, obtenues par les 2 méthodes, sont identiques (MENDIBOURE P., 1979) ;

— les faisceaux de courbes de croissance en hauteur dominante obtenus par les 2 méthodes sont presque identiques : on constate en effet que chacun des 2 « sous-modèles » représentant les 2 effets, âge et polymorphisme ne sont que légèrement différents (cf. figure 2) ;

— les lois de croissance en circonférence moyenne, obtenues par les 2 techniques sont sensiblement différentes : chacun des « sous-modèles » obtenus par la régression non pondérée et censés représenter les effets âge, concurrence instantanée et concurrences antérieures diffèrent de leurs homologues issus de la régression pondérée par

un écart dont le signe est constant ou non selon l'âge (cf. figure 2 bis) ; si la Table de Production représentant la dynamique du peuplement à sylviculture moyenne est malgré ceci la même que celle obtenue par l'analyse de régression pondérée, il n'en est plus tout à fait de même lorsque l'on « fait tourner » le modèle à *sylviculture variable*.

Il semble donc que le risque d'écart entre les 2 méthodes soit fonction de la complexité du phénomène étudié et bien entendu aussi du degré d'explication statistique auquel on peut prétendre.

La comparaison « analyses de tiges - placettes » est effectuée en établissant pour les 2 lots de données 2 équations du type (4) qui présentent des caractères tout à la fois de ressemblance et de dissemblance (cf. figure 5) :

- la dynamique générale de croissance calculée à partir de peuplements d'âges différents et nés à des époques différentes est la même que celle calculée à partir de peuplements anciens et contemporains les uns des autres ; dans le premier cas nous avons donc bien appréhendé une *dynamique de croissance réelle* qui de surcroît n'a pas été l'objet d'un *changement historique* ;

- les courbes de croissance obtenues pour les *peuplements pauvres* sont statistiquement différentes dans les deux cas ; par cette seule analyse nous avons été amenés à envisager que les placettes jeunes n'appartiendraient pas aux mêmes types de croissance que les placettes âgées ; mais l'examen de la figure 6 c — évolution de l'effet placette P selon l'âge incertain — ne nous apporte pas la confirmation de cette hypothèse et ne nous détermine donc pas à rejeter définitivement le modèle placettes comme non représentatif de la dynamique de croissance réelle des placettes pauvres ; une des voies permettant de lever cette contradiction serait de revenir sur l'hypothèse et la vérification faites plus haut (cf. § 3.141) c'est-à-dire d'examiner si la croissance en hauteur des arbres dominants est une bonne approximation de la croissance en hauteur dominante, non seulement quel que soit l'âge, mais aussi quel que soit la classe de fertilité : il n'est en effet pas exclu que le *maintien de la dominance* soit différent d'une classe de fertilité à l'autre.

La démarche générale suivie a été :

- d'abord d'ajuster les 267 données disponibles de placettes, que ces données résultent de mesures simples ou répétées une ou deux fois (doubles et triples mesures) ;

- enfin d'étudier la variabilité résiduelle autour du modèle ainsi obtenu en utilisant 33 placettes mesurées 3 fois de suite, c'est-à-dire un lot de données dites « autocorrélées ».

Malgré les résultats de ce stade final de l'étude — l'ajustement à des données de *placettes différentes* reflète bien la *dynamique du peuplement de pin maritime* ; il n'existe pas d'« *erreur parcelle* » qui ne soit due à une « *erreur de croissance en hauteur* » — nous nous garderons de conclure que l'utilisation du modèle offre une sécurité suffisante dans toutes les modalités répondant à l'objectif « *sylviculture variable* ».

L'hypothèse la plus difficile à mettre en œuvre est celle qui a trait au poids plus ou moins grand des *concurrences antérieures*. La quantification de cet effet n'est possible que si on fait la part dans l'effet dimension global de ce qui a trait d'une

part à l'effet polymorphisme commun à tous les paramètres et d'autre part à l'effet dimension propre aux paramètres sensibles à la concurrence, d'où la nécessité de recourir à la *référence croissance en hauteur dominante*. Certains auteurs ont démontré que celle-ci est, dans certains cas, une référence biologique insuffisante : KREUTZER (1978) rappelle que pour la même classe de fertilité (« site index ») et avec la même sylviculture, on peut rencontrer des peuplements de productivités différentes (travaux de ASSMAN et de FRANZ en particulier), ceci étant dû à des croissances en circonférence différentes ; on peut donc penser que la circonférence est susceptible, pour un « site index » donné, de mémoriser non seulement le poids des concurrences antérieures, mais aussi des effets strictement biologiques ; que se passe-t-il ici ? Le modèle utilisé pour la circonférence, c'est-à-dire l'ensemble constitué par la régression multiple et l'analyse de covariance, est statistiquement précis (pas d'erreur parcelle) ; compte tenu également du fait que les concurrences antérieures affectent obligatoirement la quantité $C_{\bar{y}}$ utilisée comme variable explicative, il ne subsiste que l'alternative suivante : ou bien les 2 effets, sur les modalités propres à la croissance en circonférence, l'un d'origine sylvicole (concurrences antérieures), l'autre d'origine strictement biologique, prennent la même forme mathématique, ou bien il n'existe qu'un seul type d'effet, celui des concurrences antérieures (sans présomption de son intensité) ; l'absence d'« erreur parcelle » semble, à première vue, être une condition nécessaire et suffisante à l'existence de cette seule alternative.

La référence croissance en hauteur dominante permet de tenir compte de surcroît de certains types de croissance autres que ceux qui sont définis à partir du modèle moyen. Or on constate au premier stade de l'étude (ajustement des données) que le coefficient de régression partiel $\beta_{1,7}$ qui représente la liaison entre

la croissance en circonférence moyenne $\frac{I C_{\bar{y}}}{C_{\bar{y}}}$ et la croissance en hauteur domi-

nante $\frac{I H_{\downarrow}}{H_{\downarrow}}$ est, quoique significatif, *assez faible* ($\beta_{1,7} = 0,179$) ; cette dernière donnée

de croissance n'est certainement pas, à la différence des autres variables explicatives, obtenue sans *erreur de mesure* (cette hypothèse est très plausible car pour les analyses de variances effectuées le carré moyen résiduel de la croissance en H_{\downarrow} est 7 fois plus fort que celui de la croissance en $C_{\bar{y}}$) ; la valeur obtenue pour le coefficient de régression $\beta_{1,7}$ est alors *biaisée* (SNEDECOR W., *et al.*, 1957) ; on peut corriger ce biais dans une régression simple sous condition de disposer d'une estimation de l'erreur de mesure de la variable explicatrice ; dans une régression multiple utilisant des variables explicatrices très liées entre elles nous pensons qu'il est difficile de savoir sur quel autre coefficient de régression partiel (ou la constante) va s'établir le biais qui compensera celui du coefficient incriminé ; est-ce uniquement sur les coefficients qui quantifient l'effet âge ?

L'analyse de covariance effectuée vaut *correction du modèle* de croissance en circonférence moyenne obtenue par voie de régression multiple : l'utilisation comme covariable du résidu de croissance en hauteur dominante (par rapport à son propre modèle) est en fait celle de la différence de pentes entre la courbe réelle de croissance en hauteur et la courbe du faisceau *FP* qui s'en rapproche le plus par la « *vigueur* » (hauteur atteinte à un certain âge) ; cette différence est appréhendée à travers 3 périodes successives de croissance : on fait bien ainsi référence à un « *fragment* » observé de la *courbe de croissance* en hauteur de la placette.

Mais cette correction intervient au *deuxième stade de la démarche* ; elle permet bien sûr de mieux caractériser l'écart d'une placette réelle à un *modèle plus ou moins juste* : ce que nous avons dit à propos des coefficients de régression montre que cette correction devrait intervenir au premier stade de la démarche. Mieux même, puisque

$\frac{IH_p}{H_p}$ d'une période n'estime qu'imparfaitement la courbe de croissance en hauteur, il

faudrait envisager de recourir à une *méthode intégrant l'analyse de régression multiple et l'utilisation des « autocorrélations »* (corrélations entre périodes successives) ; on bute alors sur un autre inconvénient : le lot de données placettes alors utilisable (cf. § 2.11) est beaucoup moins important et on court ainsi le risque de se priver d'informations, d'un certain type, qui pourraient provenir de placettes non (encore) remesurées.

Reçu pour publication en décembre 1981.

Remerciements

Nous remercions tout particulièrement :

- M. J. GUINAUDEAU, initiateur du réseau de placettes temporaires,
- nos techniciens J.-P. BOIREAU et Ph. ROSSETTO,
- notre secrétaire M^{me} GUILLEM,
- les propriétaires et exploitants forestiers qui ont facilité notre tâche sur le terrain.

Summary

Growth and yield of cluster pine (Pinus pinaster Ait.)

I - Searching for a model and method

The objective of the study is to build a second generation of yield tables including silviculture as a parameter.

Study material consists of 157 experimental plots, 267 measurements of stand increments were made.

Weighted and unweighted multiple regression analysis and two way analysis of variance and covariance are used.

1. Growth function

Variations of each of the 4 stand parameters (top and mean height, top and mean girth) are explained using a model including 4 main effects : age, polymorphism, competition and effects of earlier competition.

On poor sites, the equation obtained for dominant height using the previous model is different from the one obtained by stem analysis.

Two conclusions are drawn from the analysis of the residual variation (on plots measured 3 times). On one hand the model reflects a real dynamic of growth. On the other hand there is only one type of « plot error », it is due to a biological effect.

2. Equations and silvicultural data

Young stands are described. The technical effect of thinning, the stand volume and the validity range are analysed.

3. Yield tables

As a general result production of maritime pine keeps a high rate through time. Production losses due to heavy thinning practices are noticeable only until 50 years.

4. Conclusion

The growth function obtained should be more precisely defined in order to build with sufficient accuracy models corresponding to different silvicultural practices.

Références bibliographiques

- BAILEY R.L., CLUTTER J.L., 1974. Base-Age Invariant Polymorphic Site Curves. *Forest Sci.*, **20** (2), 155-159.
- BARADAT Ph., 1980. L'« OPEP », *I.N.R.A., Départ. Forêts*, 293 p.
- BJORNSSON H., 1978. Analysis of a Series of Long-term Grass - land Experiments with Autocorrelated Errors. *Biometrics*, **34**, 645-651.
- DECOURT N., LEMOINE B., 1969. Tables de Production provisoires pour le pin maritime dans le Sud-Ouest de la France. *Ann. Sci. for.*, **26** (1), 3-44.
- DECOURT N., 1973. Protocoles d'installation et de mesures des placettes de production semi-permanentes. Document stencilé, « Station de Sylviculture et de Production » du C.N.R.F., à diffusion limitée, 25 p.
- DUPLAT P., 1980. Tables de Production et sylviculture des résineux dans le massif du Jura. *Bull. Tech. ONF*, **11**, 5-11.
- CAILLEZ F., BLANC N., 1979. Description du programme de calcul de tarifs de cubage d'arbres. *Note statistique C.T.F.T.*, n° 17, 5-15.
- FRANZ F., RAWAT A.S., 1974. Detailed non linear asymptotic regression studies on tree and stand growth with particular reference to forest yield research in Bavaria and India. *In : Growth models for tree and stand simulation. I.U.F.R.O. Jöran Fries edit.*, **33**, 180-221.
- GRUT M., 1973. Estimating the yields from *Pinus radiata* stands. *Forestry in South Africa*, **12**, nov., 41-48.
- KREUTZER K., 1978. How do physical classifications contrast with site type classifications. *In : The Ecology of even-aged forest plantations. I.U.F.R.O., Institute of terrestrial ecology.*
- LEMMON E., SCHUMACHER F.X., 1962. Volume and diameter growth of *Ponderosa* Pine trees as influenced by Site index, Density, Age and Size. *Forest Sci.*, **8** (3), 236-249.
- LEMOINE B., SARTOLOU A., 1976. Les éclaircies dans les peuplements de pin maritime d'âge moyen. *Rev. for. fr.*, **28** (6), 447-457.
- LEMOINE B., 1980. Densité de peuplement, concurrence et coopération chez le pin maritime. II - Résultats à 5 et 10 ans d'une plantation à espacement variable. *Ann. Sci. for.*, **37** (2), 217-237.
- LEMOINE B., 1981. Application de l'analyse factorielle à l'étude de la croissance en hauteur des arbres : exemple du pin maritime. *Ann. Sci. for.*, 1981, **38** (1), 31-54.
- MENDIBOURE P., PRONIER G., 1971. Calcul de tarifs de cubage par régression pondérée. Le programme RITA. *Rapp. Ann. Assoc. Forêt-Cellulose*, 12-35.
- PARDE J., 1961. Comment préciser l'intensité d'une éclaircie? *Rev. for. fr.*, août-sept., 551-558.
- SNEDECOR G.W., COCHRAN W.G., 1967. Méthodes statistiques. 6^e édition. *Traduction française. Boelle H., Camhaj E., A.C.T.A., Paris*, 649 p.

ANNEXE 1

Tables de Production - Yield Tables.

ÉCLAIRCIES FAIBLES

HAUTEUR DOMINANTE A 40 BR= 23.5061

X	* FEUPT.FPAL.AVT.ECLAIRCIE *	ECLAIRCIE	* FEUPT.FPAL.APR.ECLAIRCIE *	PRODUCTION															
HGE. HDOM	CDOM	TIGES	HMOY	CMOY	ST	VOL	TIGES	HMOY	CMOY	ST	VOL	ACC.C	PROTOT	ACC.M					
12	9.0	44.6					2300	7.4	29.5	15.9	52.1								
16	12.0	59.5	2300	10.1	39.2	26.8	114.6	530	6.1	37.9	22.6	1770	10.3	38.3	29.7	92.0	15.6	114.6	7.2
20	14.5	72.1	1770	12.6	45.8	29.5	155.8	520	6.2	38.7	27.7	1250	12.9	48.4	23.3	128.1	15.9	178.4	8.9
24	16.7	83.5	1250	14.9	55.6	39.7	191.0	300	5.6	48.6	30.7	950	15.0	57.6	25.1	160.2	15.7	241.2	10.1
30	19.6	99.0	950	17.7	68.1	35.0	256.8	320	9.4	60.7	61.7	630	18.0	71.5	29.6	195.1	16.1	337.8	11.3
36	22.1	112.9	630	20.4	81.7	33.5	282.6	200	9.0	75.1	68.9	430	20.5	84.6	24.5	213.7	14.6	425.3	11.8
42	24.2	125.5	430	22.7	94.6	30.6	290.1	100	6.1	87.6	52.9	330	22.7	96.7	24.5	237.2	12.7	501.6	11.9
46	25.5	133.0	330	24.1	103.0	27.9	282.0					330	24.1	103.0	27.9	282.0	11.2	546.5	11.9
50	26.7	140.1	330	25.3	108.8	31.1	328.6	30	2.3	99.1	23.0	300	25.3	109.8	29.8	305.5	11.6	593.0	11.9
54	27.8	146.6	300	26.5	115.3	31.7	350.6					300	26.5	115.3	31.7	350.6	11.3	638.1	11.8

ÉCLAIRCIES FORTES

HAUTEUR DOMINANTE A 40 BR= 23.5061

X	* FEUPT.FPAL.AVT.ECLAIRCIE *	ECLAIRCIE	* FEUPT.FPAL.APR.ECLAIRCIE *	PRODUCTION															
HGE. HDOM	CDOM	TIGES	HMOY	CMOY	ST	VOL	TIGES	HMOY	CMOY	ST	VOL	ACC.C	PROTOT	ACC.M					
12	9.0	47.0					1230	7.4	32.2	10.2	34.5								
16	12.0	62.0	1230	10.1	43.5	18.5	81.7	360	3.2	33.4	10.9	870	10.4	47.1	15.3	70.8	11.8	81.7	5.1
20	14.5	74.7	870	12.7	56.9	22.4	122.5	210	3.7	46.8	16.7	660	13.0	59.7	18.8	105.8	12.9	133.4	6.7
24	16.7	86.1	660	15.0	68.9	24.9	158.8	160	4.5	59.4	24.7	500	15.2	71.7	20.4	134.0	13.2	186.3	7.8
30	19.6	101.8	500	17.9	84.8	29.6	215.5	130	6.2	77.2	41.5	370	18.1	87.3	22.5	174.0	13.6	267.8	8.9
36	22.1	115.8	370	20.5	99.7	29.2	251.0	80	5.5	92.7	42.4	290	20.6	101.5	23.8	208.6	12.8	344.8	9.6
42	24.2	128.4	290	22.7	113.0	29.5	280.7	40	3.6	105.8	30.8	250	22.8	114.1	25.9	249.9	12.0	416.9	9.9
46	25.5	135.9	250	24.1	121.1	29.2	295.2					250	24.1	121.1	29.2	295.2	11.3	462.2	10.0
50	26.7	143.0	250	25.4	127.6	32.4	342.0	30	3.7	123.9	35.7	220	25.4	128.1	28.7	306.3	11.7	509.0	10.2
54	27.8	149.6	220	26.6	134.3	31.6	350.2					220	26.6	134.3	31.6	350.2	11.0	552.9	10.2

ANNEXE 2

Tables de Production - Yield Tables.

ECLAIRCIES FAIBLES

HAUTEUR DOMINANTE A 40 ANS= 17.4271

* AGE	HOOM	CDOM	* FEUPT.FPAL.AVT.ECLAIRCIE	* ST	VOL	TIGES	ST	CMOY	VOL	TIGES	HMOY	CMOY	ST	VOL	* FEUPT.FPAL.APR.ECLAIRCIE	* ST	VOL	ACC.C PROTOT	* ACC.H	
16	7.0	36.8									1570	5.6	24.1	7.3	19.0					
22	10.3	54.4	1570	8.7	36.4	16.6	63.4	370	2.4	28.6	6.9	38.5	14.2	56.4	7.4	63.4	7.4	63.4	2.9	
28	13.1	69.7	1200	11.8	49.3	23.2	117.0	350	4.5	40.1	18.6	52.6	18.7	98.4	10.1	124.0	10.1	124.0	4.4	
34	15.5	83.4	850	14.6	62.6	26.5	163.7	280	6.6	54.3	35.4	66.3	19.9	128.3	10.9	189.3	10.9	189.3	5.6	
38	16.8	91.6	570	16.3	72.8	24.0	167.0				570	16.3	72.8	24.0	167.0	9.7	228.0	9.7	228.0	6.0
42	18.0	99.3	570	17.6	78.7	28.1	208.2	210	8.7	72.2	58.3	82.2	19.4	149.9	10.3	269.2	10.3	269.2	6.4	
46	19.1	106.4	360	19.1	88.2	22.3	182.2				360	19.1	88.2	22.3	182.2	8.1	301.5	8.1	301.5	6.6
50	20.1	113.1	360	20.1	93.8	25.2	215.6	80	4.7	85.8	36.1	20.3	96.0	20.5	179.5	8.3	334.9	8.3	334.9	6.7
54	20.9	119.3	280	21.2	101.5	22.9	208.3				280	21.2	101.5	22.9	208.3	7.2	363.7	7.2	363.7	6.7
58	21.7	125.1	280	22.1	106.5	25.3	237.3				280	22.1	106.5	25.3	237.3	7.2	392.6	7.2	392.6	6.8

ECLAIRCIES FORTES

HAUTEUR DOMINANTE A 40 ANS= 17.4271

* AGE	HOOM	CDOM	* FEUPT.FPAL.AVT.ECLAIRCIE	* ST	VOL	TIGES	ST	CMOY	VOL	TIGES	HMOY	CMOY	ST	VOL	* FEUPT.FPAL.APR.ECLAIRCIE	* ST	VOL	ACC.C PROTOT	* ACC.H	
16	7.0	38.9									1030	5.6	26.5	5.8	15.4					
22	10.3	57.0	1030	8.7	40.3	13.3	51.8	280	1.7	28.0	4.6	44.0	11.6	47.2	6.1	51.8	6.1	51.8	2.4	
28	13.1	72.7	750	11.9	56.5	19.1	98.5	230	4.0	46.7	17.1	60.4	15.1	81.4	8.6	103.2	8.6	103.2	3.7	
34	15.5	86.7	520	14.7	72.1	21.5	136.1	190	6.4	64.8	35.6	75.9	15.1	100.5	9.1	157.9	9.1	157.9	4.6	
38	16.8	95.0	330	16.5	83.5	18.3	131.2				330	16.5	83.5	18.3	131.2	7.7	188.6	7.7	188.6	5.0
42	18.0	102.9	330	17.8	90.4	21.5	164.2	110	6.2	84.3	42.9	83.4	15.3	121.3	8.2	221.6	8.2	221.6	5.3	
46	19.1	110.1	220	19.2	100.3	17.6	147.6				220	19.2	100.3	17.6	147.6	6.6	247.9	6.6	247.9	5.4
50	20.1	116.9	220	20.3	106.7	19.9	174.8	220	20.3	106.7	19.9	174.8	19.9	174.8	6.8	275.1	6.8	275.1	5.5	
54	20.9	123.2	220	21.2	112.7	22.2	202.5	220	21.2	112.7	22.2	202.5	22.2	202.5	6.9	302.8	6.9	302.8	5.6	
58	21.7	129.0	220	22.1	118.2	24.5	230.3	220	22.1	118.2	24.5	230.3	24.5	230.3	6.9	330.6	6.9	330.6	5.7	