

CFL-ARCHIVES

Dépérissement et production en volume des feuillus en Estrie, Québec

Richard ZARNOVICAN, ing.f.

Forêts Canada - Région du Québec
C.P. 3800, SAINTE-FOY (Québec) G1V 4C7
Téléphone : (418) 648-5837 - Télécopieur : (418) 648-5849

Résumé

La croissance annuelle en volume des dernières années pour les principales essences feuillues du sud du Québec (région de Windsor, Estrie) a été étudiée à partir de l'analyse des tiges dominantes. Ce travail avait pour but de vérifier si la croissance annuelle était cyclique et corrélée avec le climat ou au contraire, si elle était monotone, décroissante et affectée, surtout depuis 1980, par les pluies acides. Les résultats obtenus confirment le caractère oscillatoire et cyclique de l'accroissement en volume par rapport à la croissance normale. La fonction de réponse indique pour sa part un lien stochastique très élevé entre les variations de la croissance annuelle et celles de certaines variables climatiques pour la période de 1963 à 1989. On constate également qu'il y avait, depuis 1980, des baisses et des hausses d'accroissement en volume. Ce caractère cyclique de l'accroissement en volume contredit l'hypothèse de l'effet permanent des pluies acides sur l'accroissement en volume des principales essences feuillues de la région étudiée.

Introduction

Au cours de la dernière décennie, une attention toute spéciale a été accordée dans la littérature forestière au dépérissement des forêts et à ses conséquences. Parmi les causes les plus souvent proposées, on note différentes formes de pollution de l'air, ainsi que les pluies acides (BAES et MCLAUGHLIN 1984, DESSUREAULT 1985, MCLAUGHLIN 1985).

Bien que le dépérissement de la forêt puisse être clairement expliqué lorsqu'il y a une source de pollution locale à proximité, il en est autrement dans le cas d'une source de pollution régionale où, malgré de nombreuses études, le dépérissement généralisé ne peut être clairement démontré (BECKER 1987, INNES et COOK 1989).

Par les méthodes dendrométriques classiques, plusieurs études ont démontré qu'il n'existe pas de preuves évidentes quant à l'effet des pluies acides sur la croissance et la productivité ligneuse des arbres (COGBILL 1977, STRAND 1980, JONSSON et SVENSSON 1982, BECKER 1987, LEBLANC *et al.* 1987).

On évoque de plus en plus l'importance des facteurs climatiques sur le développement des arbres (KRAMER et DONG 1985, SPIECKER 1986, BECKER 1987, DONG et KRAMER 1988, KANDLER 1988), donnant à la croissance en volume une chronologie cyclique (DIMITRIEVA 1987), alors que la pollution atmosphérique ne ferait qu'accentuer le dépérissement (SCHWEINGRUBER 1985, COOK *et al.*, 1987, PRIESOL 1989).

La forêt feuillue est une ressource naturelle très importante pour l'économie du Québec, car elle fournit l'approvisionnement en matière première de plusieurs industries de transformation (meubles, articles d'ameublement, placages et contre-plaqués, portes, fenêtres et papier fin). En 1985, la valeur des livraisons de cette industrie représentait 3,6 milliards \$ et 45 861 emplois (ASSOCIATION DES FABRICANTS DE MEUBLES DU QUÉBEC 1989).

Malgré cette importance, les travaux relatifs à l'effet des facteurs climatiques sur le rendement ligneux de la forêt feuillue demeurent encore rares par rapport à ceux qui privilégient l'étude des divers polluants et de leurs effets possibles sur les arbres (BYTNEROWICZ 1986, BERNIER et BRAZEAU 1988, JONES et HENDERSHOT 1988, et autres).

C'est en tenant compte de l'importance économique de la forêt feuillue dans l'approvisionnement en matière ligneuse de cette industrie qu'il devient nécessaire d'étudier l'évolution temporelle de l'accroissement en volume des essences feuillues.

Il convient toutefois de souligner qu'il s'agit d'une problématique très complexe et la présente étude ne constitue qu'une première analyse exploratoire de la croissance annuelle en volume des essences feuillues en Estrie. Elle vise à vérifier si cette croissance est cyclique et corrélée avec le climat ou, au contraire, si elle est surtout affectée par d'autres facteurs comme la pollution ou les pluies acides.

Méthodes et matériel

Cadre biophysique du massif boisé

La présente étude a été réalisée dans la forêt de Saint-Zacharie, comté de Richmond, province de Québec. Propriété de la compagnie Domtar inc., ce massif de 70 ha est situé à 45° 35' de latitude nord, à 71° 45' de longitude ouest et à une altitude de 340 m.

Selon la classification forestière du Canada de Rowe (1972), la forêt de Saint-Zacharie se trouve dans la région L des Grands Lacs et du Saint-Laurent, section L-5 des Cantons de l'Est. Les conditions climatiques de la région, d'après les données météorologiques de l'aéroport de Sherbrooke, pour la période 1962-1989 sont caractérisées par une saison de croissance de 130 jours, des précipitations annuelles de $949,9 \pm 126,2$ mm; dont la

hauteur des pluies est de $709,6 \pm 107,1$ mm, alors que l'accumulation annuelle de neige est 253,269,1 cm. La température moyenne annuelle est de $5,9 \pm 0,5^{\circ}\text{C}$, tandis que le minimum moyen annuel est de $1,1 \pm 0,5^{\circ}\text{C}$.

Le substrat géologique fait partie d'un assemblage volcano-sédimentaire fortement schistosé intensément plissé de la formation Ascot, d'âge Cambro-Ordovicien inférieur (DUBOIS 1973) et affleure à plusieurs endroits du massif. Toutefois, la plus grande partie du massif boisé est recouverte par un matériel morainique hétérogène du pléistocène. Sur le plan biophysique, il est possible de diviser le massif en deux parties distinctes.

La première partie, environ 60 p. 100 de la surface du massif, est caractérisée par une pente moyenne et faible, avec une exposition nord-est. Les sols sont bien drainés avec une granulométrie squelettique loameuse et un contact lithique généralement inférieur à un mètre. D'après la réaction, il s'agit de sols acides avec un faible taux de saturation en bases, ne dépassant pas 7 p.100 pour l'horizon B.

Les peuplements de cette partie du massif sont des futaies régulières, mûres et formées d'érable à sucre, de hêtre à grandes feuilles, de cerisier tardif, d'érable rouge et de bouleau jaune. Les strates inférieures sont caractérisées par la constance de *Dryopteris spinulosa* et *Lycopodium lucidulum*.

La deuxième partie du massif a une pente faible ou nulle avec des affleurements rocheux fréquents. Les sols sont plus humides, moins acides et plus riches (le taux de saturation en bases pour l'horizon B supérieur à 25 p. 100), avec un contact lithique généralement inférieur à 60 cm.

Les peuplements sont des futaies régulières, mûres et dont la strate arborescente est caractérisée par l'érable à sucre, le frêne d'Amérique et le tilleul d'Amérique. La composition de la strate herbacée est caractérisée par la constance de *Tiarella cordifolia* et de *Dryopteris phegopteris*.

Données de croissance

Pour éviter l'influence de la compétition au sein du peuplement, nous avons échantillonné systématiquement les arbres dominants, normalement développés, sans défaut apparent sur le tronc et sur la cime. Ce choix d'arbres a été motivé par le fait, que ni la décoloration, ni les densités des couronnes ne sont des indices fiables d'un échantillonnage

adéquat pour mesurer l'effet des autres facteurs que le climat sur la croissance des arbres (INNES et COOK 1989).

Selon les informations de la compagnie Domtar inc. (GINGRAS, communication personnelle), il est possible d'assumer qu'en dehors d'une coupe à diamètre limite au début des années cinquante, la forêt de Saint-Zacharie n'a fait l'objet d'aucun traitement sylvicole ou de fertilisation au cours des quarante dernières années.

Par opposition aux études dendrochronologiques classiques, nous avons établi les séries temporelles de la croissance en volume plutôt que de la croissance radiale, car l'accroissement en volume incorpore à la fois la croissance radiale et la croissance apicale de l'arbre. De plus, l'accroissement en volume exprime les besoins de l'aménagement forestier (INNES et COOK 1989).

Dans le cadre de la présente étude, l'accroissement en volume a été établi par l'analyse de tiges et il correspond à la différence des deux volumes calculés par la méthode de Huber, en utilisant la section de 1 m. La saisie des données et les calculs des résultats ont été réalisés à l'aide de progiciel ANALTIGE et du compas électronique MITUTOYO (ZARNOVICAN *et al.* 1989).

Au total 149 arbres de sept principales essences ont été analysés, à savoir le bouleau jaune (*Betula alleghaniensis*), le hêtre à grandes feuilles (*Fagus grandifolia*), le cerisier tardif (*Prunus serotina*), le frêne d'Amérique (*Fraxinus americana*), l'érable à sucre (*Acer saccharum*), l'érable rouge (*Acer rubra*) et enfin, le tilleul d'Amérique (*Tilia americana*). Les caractéristiques dendrométriques de ces essences sont résumées au premier tableau.

Données climatologiques

Les données météorologiques proviennent des sommaires mensuels du Service de l'Environnement atmosphérique, Environnement Canada, de l'aéroport de Sherbrooke. Cette station météorologique est située à environ 10 km au sud-est du massif et les observations couvrent la période de 1962 à 1989. Nous avons utilisé les moyennes mensuelles des précipitations totales, de la hauteur des pluies, de l'accumulation de neige, de la température moyenne et des moyennes des températures minimales et maximales. Pour les besoins du calcul, les données météorologiques de l'année courante et de l'année précédente ont été transformées en moyennes centrées réduites.

Traitement des données

Âge physique des arbres

L'âge physique des essences tolérantes a été corrigé en remplaçant la période juvénile réelle par la période sans oppression. La période sans oppression correspondait à la période la plus courte observée pour une essence donnée, dès que l'accroissement annuel courant en volume est devenu égal ou supérieur à 3,5 dm³ par année.

Tendance naturelle de l'accroissement en volume

Considérant que nos séries sont relativement courtes et, comme le rappelle WARREN (1989), il n'y a pas de meilleures méthodes pour toute circonstance, nous avons éliminé la tendance naturelle de l'accroissement en volume à l'aide de la fonction de Korf.

$$\hat{v}_c = c_1 \exp(c_2/1-c_3) \text{ âge}^{(1-c_3)} \cdot (c_2/\text{âge}^{c_3}),$$

où : \hat{v}_c est l'accroissement en volume estimé, c_1 , c_2 , c_3 sont des paramètres.

L'ajustement des courbes de l'accroissement en volume par cette fonction a été réalisé par la méthode des moindres carrés. Les paramètres de la fonction ont été calculés par le procédé itératif Gauss-Newton modifié de HARTLEY (ANGER 1976). Dans le cas de la très grande majorité, soit 137 arbres, la tendance naturelle de l'accroissement en volume fut éliminée à l'aide de la fonction de Korf, alors que pour 12 arbres, le lissage des courbes de l'accroissement en volume a été réalisé par un polynôme de 4^e degré.

Indice moyen de l'accroissement en volume

À partir des données sur l'accroissement en volume estimé \hat{v}_c et l'accroissement en volume observé v_o , il a été possible de traduire l'accroissement en volume d'un arbre en un indice $I_i = v_o / \hat{v}_c$, indépendant de l'âge physique de l'arbre. Cet indice représente des résidus pondérés (MONSERUD 1986) de la tendance de croissance, car il permet de stabiliser la variance et d'éliminer ainsi, l'hétéroscédasticité. En rapportant les indices dans le temps, nous avons obtenu les chronologies des arbres qui ont servi à établir les chronologies

Tableau 1. Caractéristiques dendrométriques des arbres analysés

Essence	Nombre	Âge (ans)		Dhp(cm)		Hauteur(m)		Volume(dm ³)	
		m	s	m	s	m	s	m	s
Frêne d'Amérique	18	53	8	27,5	5,9	22,9	1,1	612	268
Bouleau jaune	29	59	16	26,0	5,1	21,5	1,3	529	212
Tilleul d'Amérique	14	57	13	29,3	5,9	22,0	1,2	732	368
Érable à sucre*	42	75	23	27,9	4,6	22,3	1,1	627	220
Érable à sucre**	14	69	30	24,5	5,0	21,8	1,1	486	223
Érable rouge	10	68	17	32,7	2,8	22,9	1,3	893	187
Hêtre à grandes feuilles	13	98	37	27,4	4,9	21,8	1,8	647	268
Cerisier tardif	9	53	1	28,5	5,2	22,7	1,0	687	194
Total	149 arbres								

m - moyenne arithmétique; s - écart type; * site sec; ** site humide

moyennes des essences étudiées. Ce sont d'ailleurs les séries moyennes qui ont servi pour les analyses subséquentes.

Problème de l'autocorrélation

L'étude des chronologies moyennes a révélé une persistance de l'autocorrélation, ce qui nous a amené à effectuer la modélisation des chronologies moyennes par le programme *ARIMA* (WILKINSON 1989), afin de rendre les séries stationnaires et enlever l'effet d'autocorrélation. L'ajustement des séries moyennes de l'accroissement en volume par les modèles *ARIMA* a été testé à l'aide du test de Portmanteau, modifié par ANSLEY et NEWBOLD dans ABRAHAM et LEDOLTER (1983) :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K r^2/n-k$$

où : K est la période de comparaison,
 $p+k$ représente le nombre total des paramètres du modèle *ARIMA*
 et n est le nombre des années d'observation.

La valeur de Q a été comparée avec la valeur critique de la distribution de χ^2 pour un nombre de degrés de liberté ($K-p-q$) au seuil $\alpha = 0,05$. Le modèle a été accepté, lorsque la valeur de Q calculée a été supérieure à la valeur critique. De plus, l'autocorrélation de la série chronologique ne devait pas dépasser le seuil de 0,05. Enfin, nous avons recherché le modèle dont les valeurs de la variance résiduelle et des coefficients de corrélation entre les paramètres étaient minimales.

Fonction de réponse

La relation entre la croissance annuelle en volume des essences étudiées et les variables météorologiques a été mesurée dans une fonction de réponse par la régression linéaire multiple pas à pas (*stepwise*). Le modèle prédictif a été établi à l'aide du logiciel *SYSTAT* (WILKINSON 1989).

La fonction de réponse permet de mesurer le lien stochastique entre les variations des facteurs météorologiques et les variations des résidus stationnaires. Cette fonction peut être schématisée par l'équation suivante :

$$RS = a + bx_1 + cx_2 + dx_3 + \dots + e$$

où : RS est le résidu stationnaire;
 a, b, c sont des coefficients de régression;
 x_1, x_2, x_3 sont des variables météorologiques;
 et e est l'erreur-type de régression qui exprime l'effet des autres facteurs, par exemple de la pluie acide.

Le modèle établi par *stepwise* a été vérifié par la régression multiple pour ne retenir dans la fonction de réponse que les variables météorologiques dont les coefficients de régression étaient significativement différents de zéro au seuil de 0,05. De plus, les variables du modèle prédictif ne devaient pas présenter une multicollinéarité élevée.

Résultats et discussion

Effet d'autocorrélation

L'élimination de l'effet d'autocorrélation par le modèle *ARMA* est caractérisée par les résultats de l'ajustement présentés au tableau 2. On y note que pour l'érable à sucre (chronologie globale et celle du site sec), l'érable rouge et le hêtre à grandes feuilles, le modèle approprié s'est avéré la moyenne mobile à deux paramètres, alors que pour le frêne d'Amérique et le bouleau jaune le modèle autorégressif à deux paramètres a été retenu.

Enfin pour le cerisier tardif, le tilleul d'Amérique et l'érable à sucre, site humide, les meilleurs résultats ont été obtenus avec les modèles *ARMA* combinés.

Corrélation croisée ou corrélation avec retard

La similitude dans l'oscillation des séries chronologiques a été mesurée par la corrélation croisée ou la corrélation avec retard. Selon les résultats obtenus, les séries de l'érable à sucre sur le site sec et sur le site humide sont fortement corrélées ($r=0,807$) pour le pas égal à 0. Ce résultat indique que l'oscillation de deux séries est synchronisée (sans retard), justifiant ainsi l'utilisation d'une seule série pour l'érable à sucre. À partir des résultats sur les corrélations avec retard entre les essences (tableau 3), il est possible de former trois groupes, à savoir : 1er groupe - érable à sucre, hêtre à grandes feuilles, bouleau jaune, cerisier tardif et érable rouge; 2e groupe - tilleul d'Amérique; 3e groupe - frêne d'Amérique.

Tableau 2. Ajustement des séries chronologiques par les modèles ARIMA

Essence	Chronologie	Modèle	Paramètres	Variance résiduelle	Test de Portemanteau
Frêne d'Amérique	1952-89	AR2	A1= 1,104 A2=-0,864	0,001	Q20=16,0<Q18=28,9
Érable rouge	1945-89	MA2	M1= 1,489 M2=-0,86	0,001	Q20=19,5<Q18=28,9
Cerisier tardif	1950-89	ARMA(2,1)	A1= 0,998 A2=-0,576 M1=-0,569	0,003	Q20=20,9<Q18=28,9
Bouleau jaune	1953-89	AR2	A1= 1,031 A2=-0,754	0,001	Q20=15,7<Q18=28,9
Hêtre à grandes feuilles	1952-89	MA2	M1=-1,54 M2=-0,845	0,001	Q20=18,4<Q20=28,9
Tilleul d'Amérique	1949-87	ARMA(2,2)	A1= 1,416 A2=-0,775 M1= 0,392 M2=0,471	0,001	Q20=15,6<Q16=26,3
Érable à sucre*	1953-89	MA2	M1=-1,29 M2=-0,834	0,002	Q20=22,1<Q18=28,9
Érable à sucre**	1950-89	MA2	M1=-1,384 M2=-0,717	0,002	Q20=23,3<Q18=28,9
Érable à sucre***	1954-89	ARMA(1,1)	A1= 0,625 M1=-0,819	0,002	Q20=20,7<Q18=28,9

* tous les arbres; ** site sec; *** site humide

Tableau 3. Coefficients des corrélations en retard entre les essences

	Essence					
	Érable rouge	Cerisier tardif	Hêtre à grandes feuilles	Bouleau jaune	Tilleul d'Amérique	Frêne d'Amérique
Érable à sucre	NS	0,563(0*)	0,845(0)	0,638(0)	NS	NS
Érable rouge	-	0,445(0)	0,537(0)	0,445(0)	NS	0,555(4)
Cerisier tardif	-	-	0,751(0)	0,690(0)	NS	NS
Hêtre	-	-	-	0,697(0)	-0,459(-4)	0,560(5)
Bouleau jaune	-	-	-	-	0,535(6)	NS
Tilleul d'Amérique	-	-	-	-	-	NS

* le nombre entre les parenthèses indique le nombre de pas (+) en avance ou (-) en retard; NS - non significatif

Tableau 4. Années-indices négatives pour les essences étudiées

Année	Essence						
	Érable à sucre	Érable rouge	Cerisier tardif	Hêtre à grandes feuilles	Bouleau jaune	Tilleul d'Amérique	Frêne d'Amérique
1963	x	x		x			
1964	x	x	x	x	x	x	x
1965			x	x	x		
1969					x		
1970	x	x	x	x	x		x
1971						x	
1972						x	
1974	x				x		
1975	x		x	x	x		
1977		x					
1978		x					
1979	x						
1980	x					x	
1981	x			x			
1982	x	x	x	x	x		x
1983		x					
1985						x	
1986				x	x		
1987				x			x
1988	x			x	x		
1989		x					

Ce groupement a été confirmé également par l'agglomération hiérarchique à partir de la distance euclidienne. La présence de groupes suggérait l'existence de séries synchronisées dans le temps, ou autrement dit qu'en moyenne les arbres dominants de certaines essences réagiraient aux variations externes d'une manière semblable.

Croissance en volume et climat

La croissance et le développement des arbres résultent de la conjonction de divers facteurs d'influence. Selon la nature et l'intensité des facteurs endogènes et des facteurs exogènes, l'accroissement en volume est sujet à des variations considérables, annuelles ou périodiques, et concerne des arbres individuels ou des peuplements entiers.

Dans la présente étude, notre intérêt est porté plus particulièrement sur les corrélations entre les précipitations et la température et les écarts stationnaires de l'accroissement en volume d'un arbre moyen, représentant le peuplement dominant.

Érable à sucre

L'examen des variations résiduelles observées (figure 1) indique que pour la période étudiée l'accroissement en volume de l'arbre moyen a subi une baisse importante avant 1965, ainsi que des baisses en 1970, en 1974, en 1980 et en 1988. On remarque une baisse prolongée entre 1978 et 1983. Les résultats de la régression multiple entre les variables climatiques et les résidus stationnaires d'érable à sucre (figure 1) indiquent qu'il est possible d'expliquer 84 p. 100 des variations résiduelles de l'érable à sucre à partir des six variables climatiques. Selon leur contribution respective, les températures moyennes maximales de septembre de l'année précédente et la moyenne minimale de juin de l'année courante semblent être les facteurs les plus importants.

Érable rouge

La série chronologique d'érable rouge (figure 2) présente dans l'ensemble moins de variations que l'érable à sucre, avec des baisses importantes avant 1965 et en 1982, alors que les baisses de 1970, 1977, 1978 et 1989 sont beaucoup plus faibles.

Les résultats de la régression multiple entre les variables climatiques et les résidus stationnaires (figure 2) indiquent une influence déterminante des précipitations sur la productivité de cette essence.

Si la pluie de juillet de l'année courante semble avoir un effet positif sur l'accroissement en volume, les précipitations de mars et d'avril de l'année courante ont au contraire un effet négatif. Il faut souligner également la part importante des précipitations de pluie du mois de novembre de l'année courante dans le modèle prédictif.

Cerisier tardif

Entre 1963 et 1975, les variations résiduelles de cette essence (figure 3) sont beaucoup plus importantes que chez les érables, avec des baisses importantes en 1965, 1970 et 1975. De 1976 à 1984, la croissance semble être normale avec peu de variations, alors qu'après 1984, la baisse de l'accroissement en volume du cerisier moyen dominant semble être continue. Selon les résultats de la régression multiple, les variations de cet accroissement semblent suivre d'une manière fidèle les variations des précipitations totales en décembre de l'année courante ainsi que des pluies en juillet de l'année courante. Dans ce modèle, 70 p. 100 des variations résiduelles en volume sont expliquées par ces variables.

Hêtre à grandes feuilles

Selon les variations résiduelles observées (figure 4), on note des baisses de l'accroissement en volume en 1965, 1970, 1975, 1982 et 1987, dont la plus importante se situe en 1982.

Les variations résiduelles en volume semblent être liées aux conditions climatiques de l'automne précédent, car elles expliquent dans le modèle prédictif (figure 4) au-delà de 70 p. 100 des variations totales. Parmi ces facteurs, il faut signaler l'effet positif des pluies en décembre et de la température moyenne maximale de septembre au cours de l'année précédente.

Bouleau jaune

La série chronologique de cette essence (figure 5) présente des variations très prononcées entre 1963 et 1974, alors que de 1975 à 1980 l'accroissement en volume oscille légèrement autour de la normale. Après 1980, il faut souligner une première baisse en 1982 avec une reprise soutenue jusqu'à 1987, suivi d'une baisse abrupte en 1988. À l'examen du modèle prédictif (figure 5), les variations de l'accroissement en volume semblent être reliées d'une manière positive aux précipitations de neige en décembre et en mars ainsi qu'à la tempé-

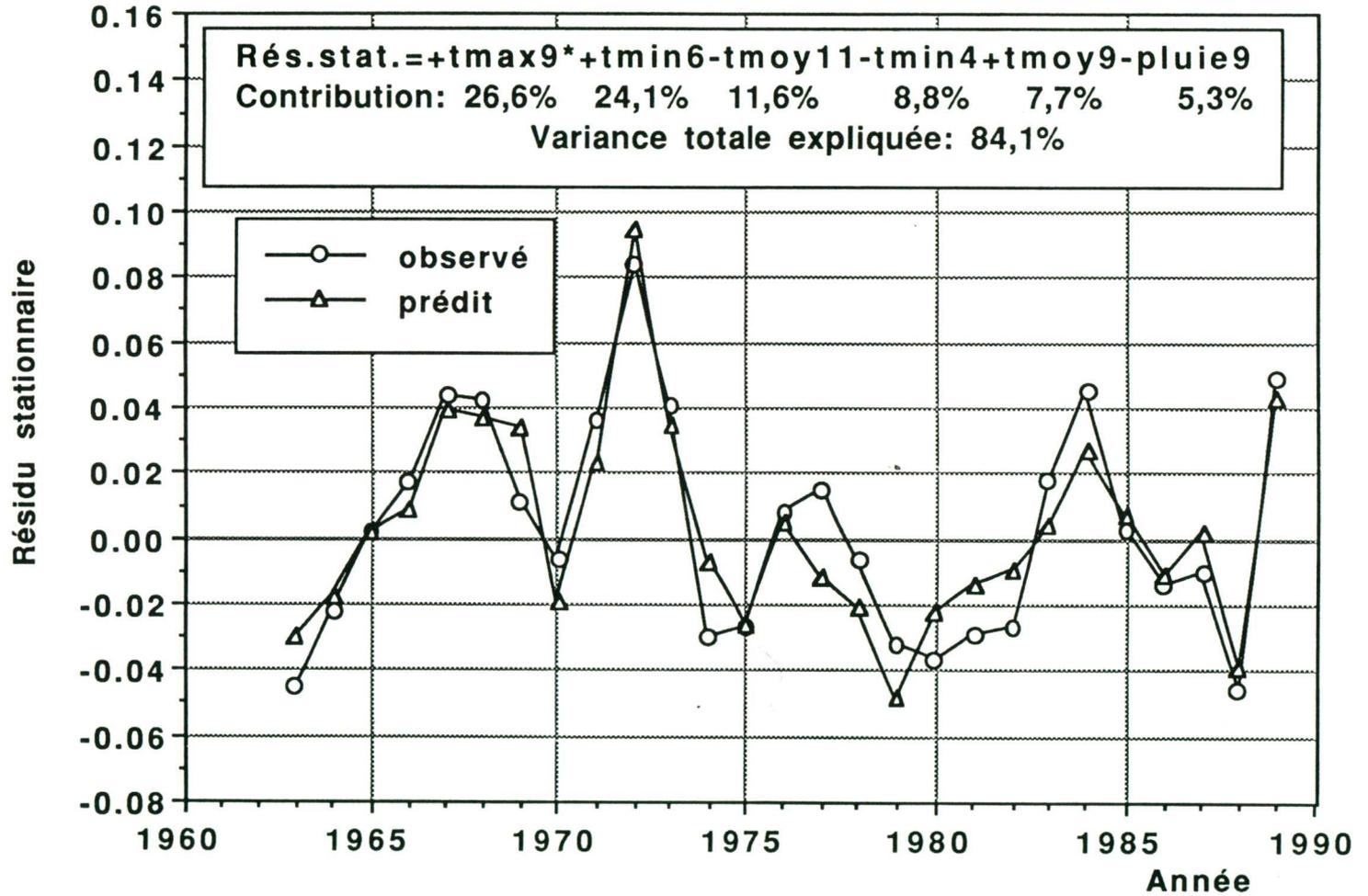


Figure 1. Variations résiduelles de l'accroissement en volume pour l'érable à sucre (* l'année précédente).

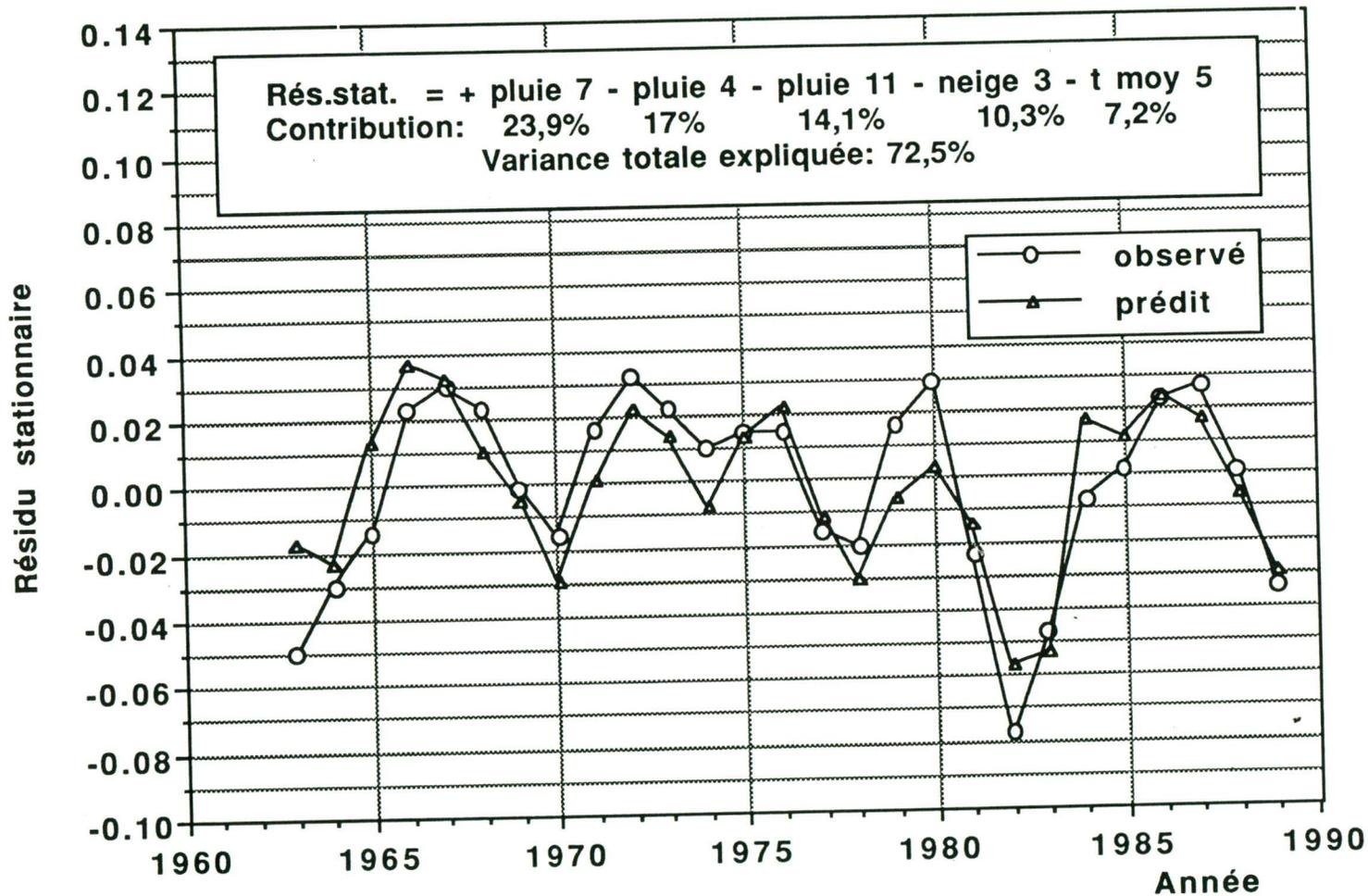


Figure 2. Variations résiduelles de l'accroissement en volume pour l'érule rouge.

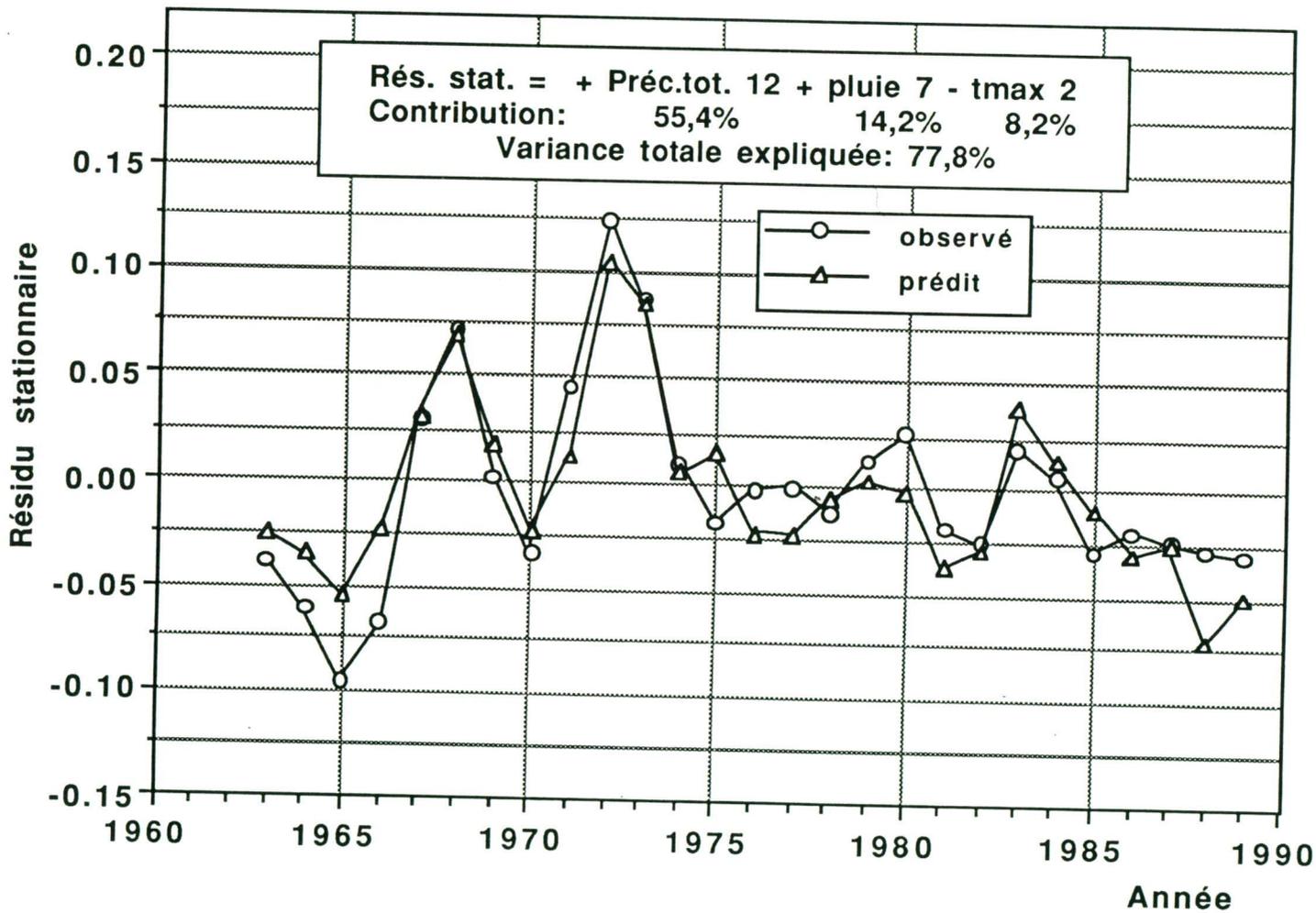


Figure 3. Variations résiduelles de l'accroissement en volume pour le cerisier tardif.

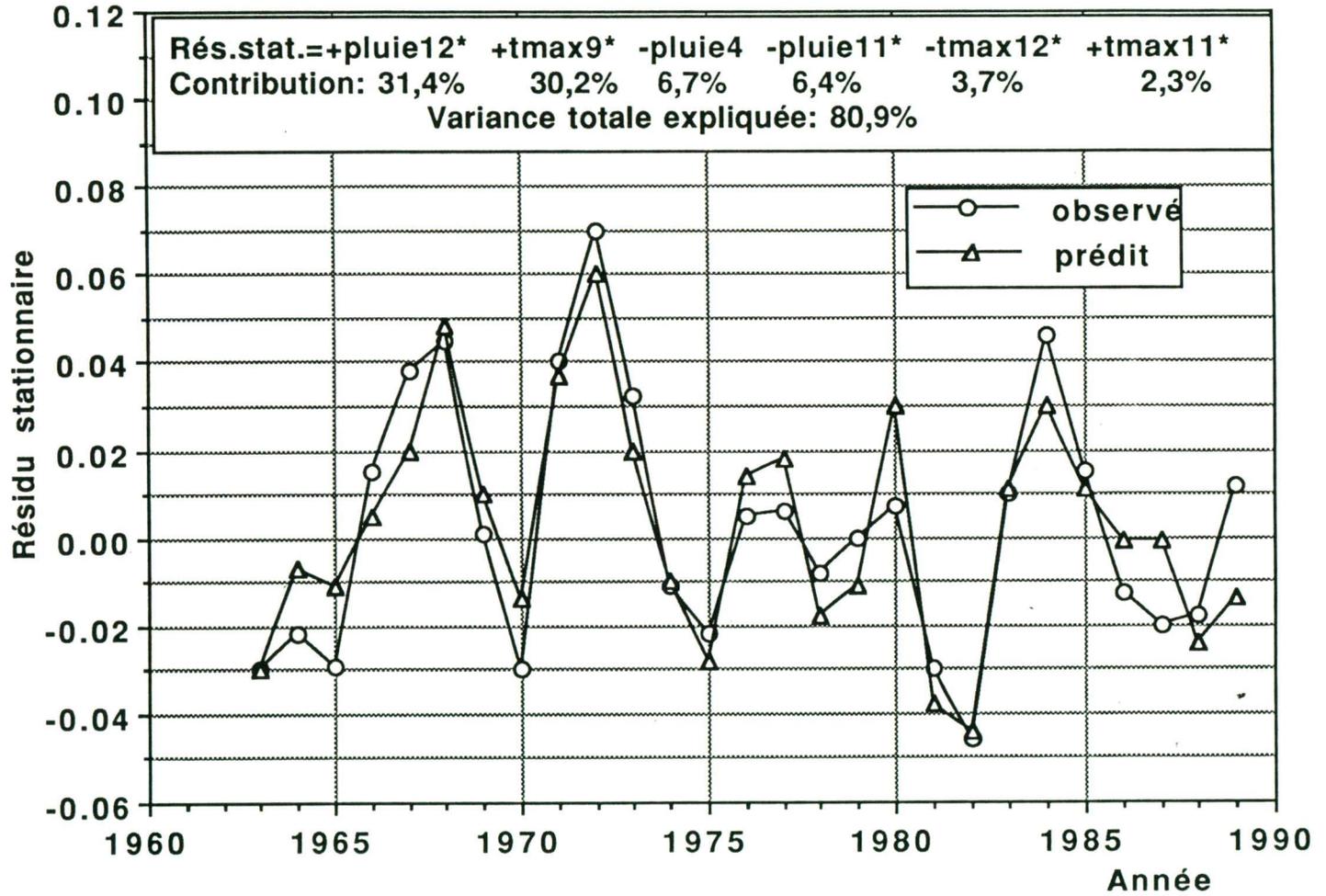


Figure 4. Variations résiduelles de l'accroissement en volume pour le hêtre à grandes feuilles (* l'année précédente).

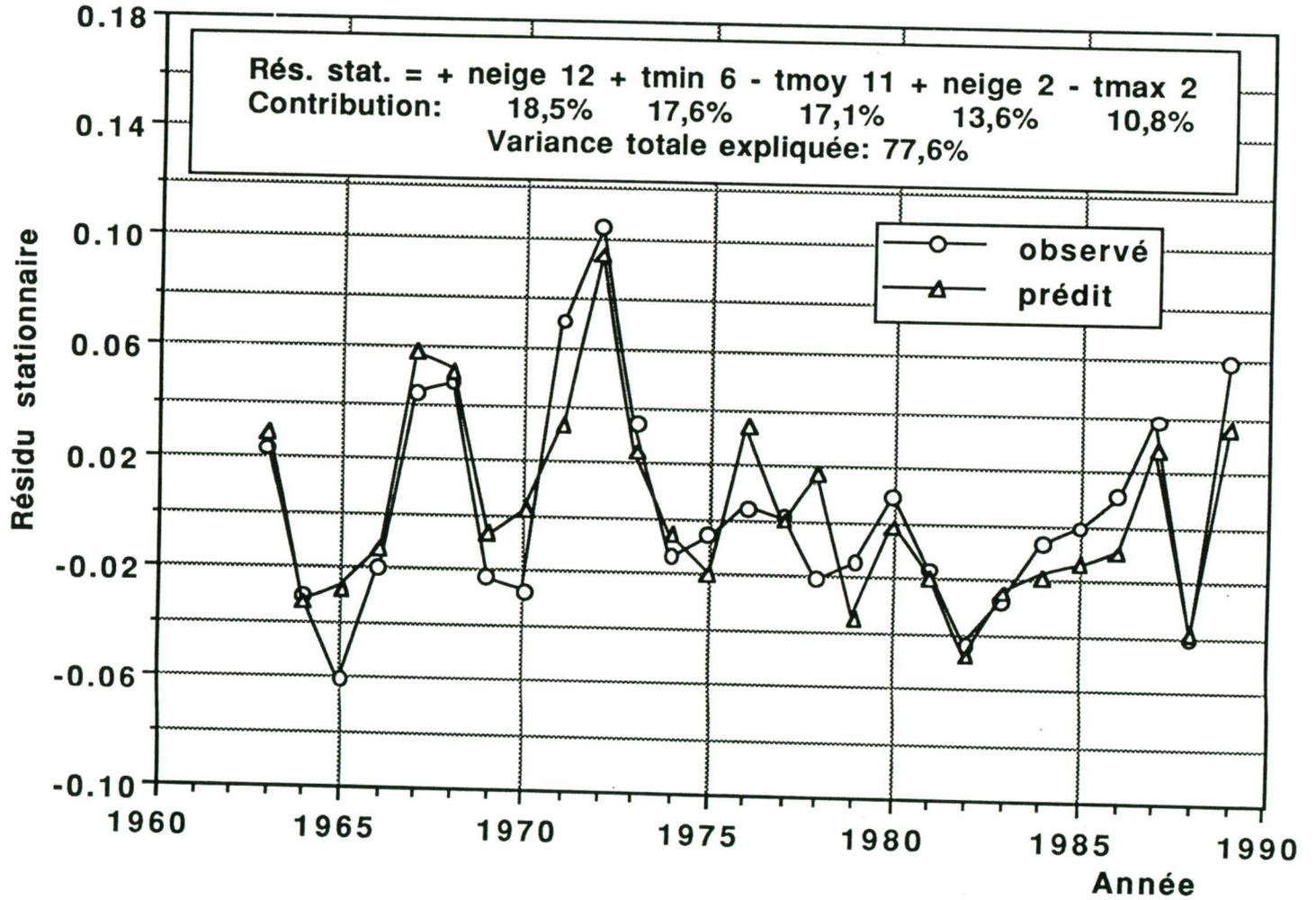


Figure 5. Variations résiduelles de l'accroissement en volume pour le bouleau jaune.

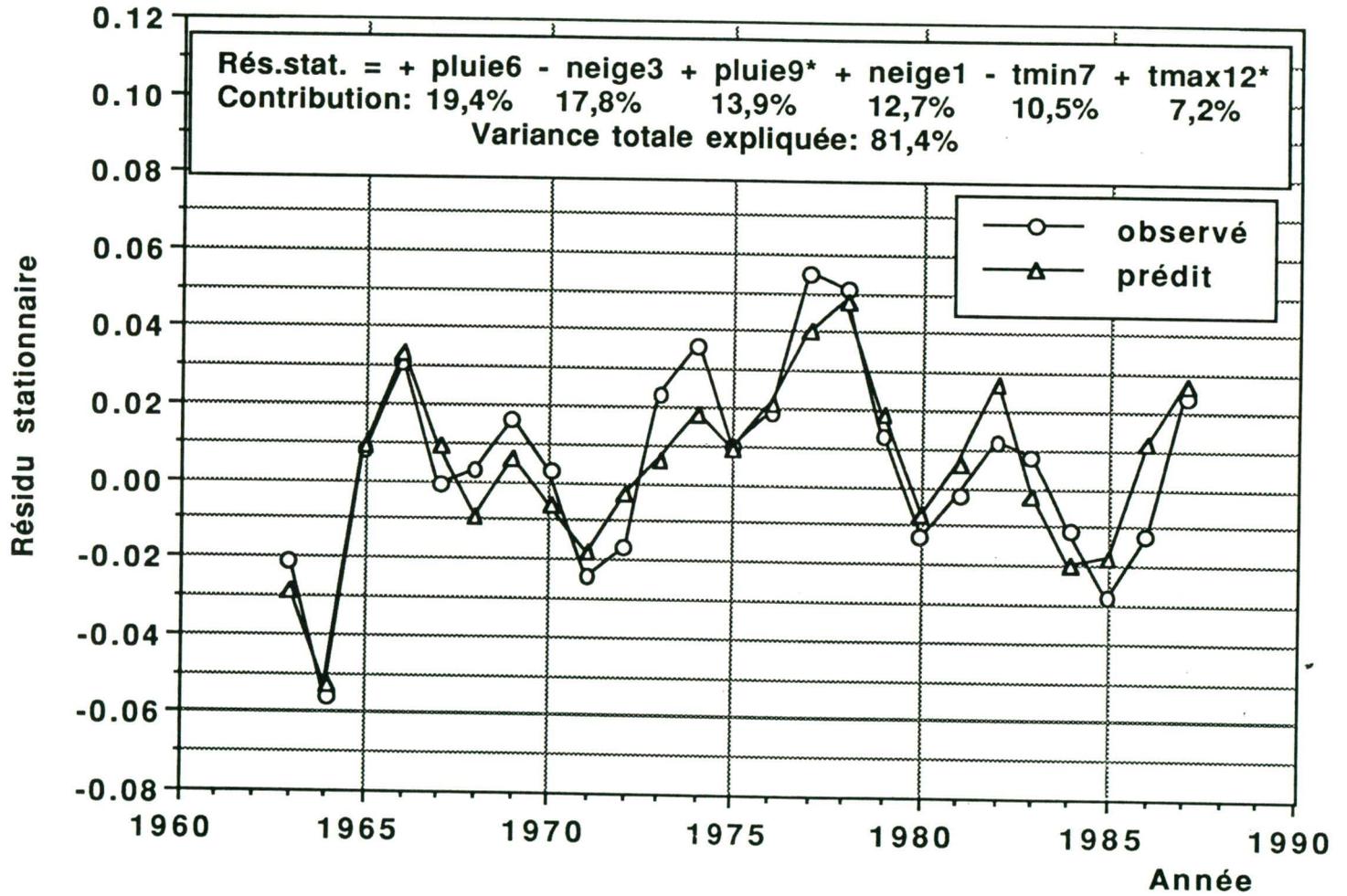


Figure 6. Variations résiduelles de l'accroissement en volume pour le tilleul d'Amérique (* l'année précédente).

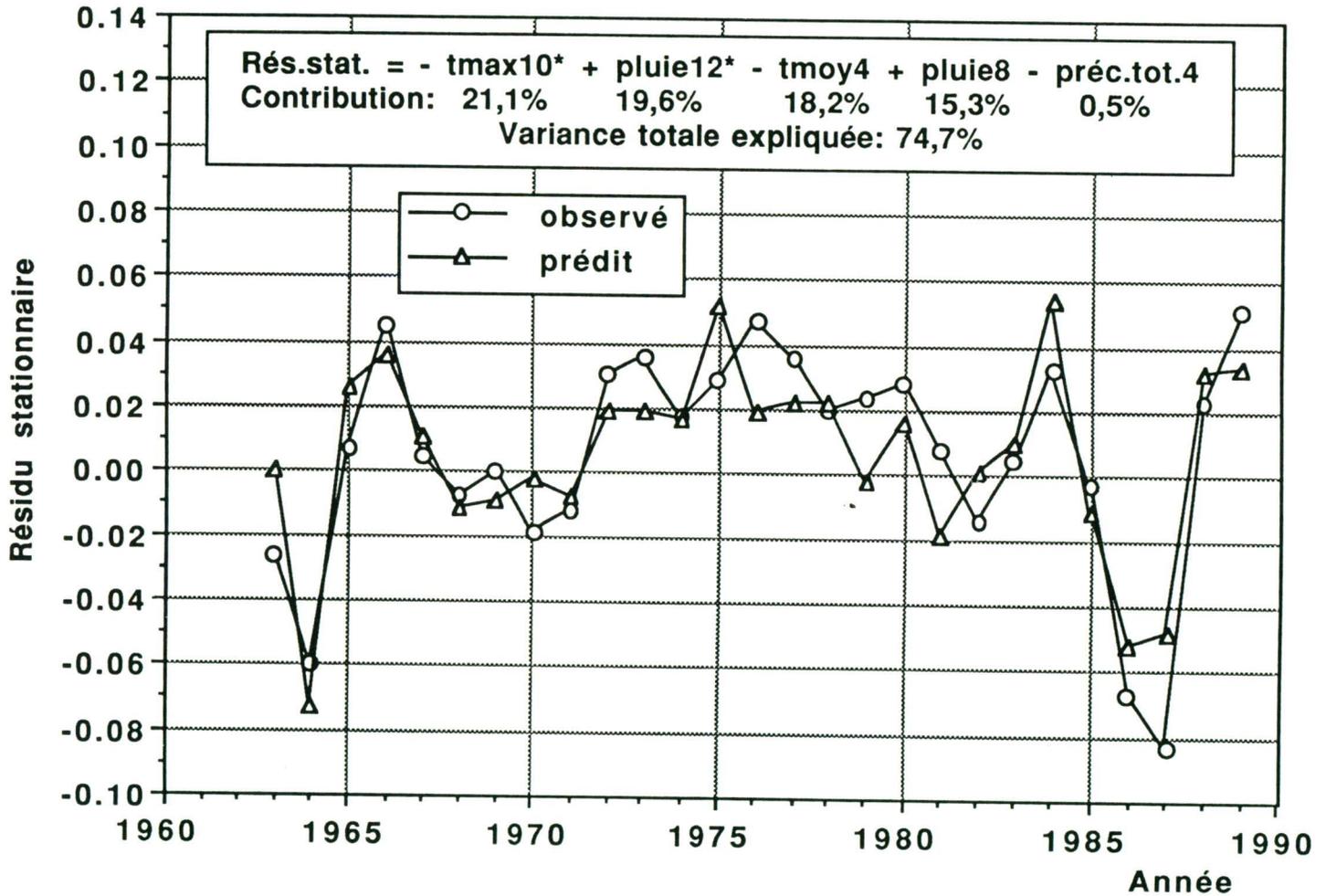


Figure 7. Variations résiduelles de l'accroissement en volume pour le frêne d'Amérique (* l'année précédente).

rature moyenne minimale de juin, pour l'année courante. Selon ce même modèle, la température moyenne de novembre de l'année courante et la température moyenne maximale de février semble avoir un effet négatif sur l'accroissement en volume de cette essence.

Tilleul d'Amérique

Après une baisse très prononcée en 1965 (figure 6), l'accroissement en volume oscille légèrement autour de la normale avec des baisses en 1971, 1980 et 1985. Ces variations semblent suivre en grande partie les variations des précipitations. Selon le modèle de la régression multiple, il existe un effet positif de la pluie de juin de l'année courante et de celle de septembre de l'année précédente, ainsi que des précipitations de neige de janvier. Cependant dans le même modèle, les précipitations de neige de mars semblent avoir un effet négatif.

Frêne d'Amérique

Pour la période comprise entre 1965 et 1985 (figure 7), hormis deux légères baisses en 1970 et en 1982, l'accroissement en volume suit d'une manière fidèle le rendement annuel normal. Cependant, il faut noter une baisse abrupte en 1964 ainsi que des baisses très prononcées en 1986 et en 1987. Le modèle de la régression multiple (figure 7), permet d'expliquer 75 p. 100 des variations de l'accroissement en volume au moyen de cinq variables climatiques. Selon ce modèle, ces variations sont liées d'une manière positive avec celles des pluies de décembre de l'année précédente et des pluies d'août de l'année courante, alors que les températures (moyenne de maxima d'octobre de l'année précédente et la moyenne d'avril de l'année courante) semblent avoir un effet négatif.

Années-indices

L'examen des variations temporelles de l'accroissement en volume fait ressortir l'existence de variations propres à chaque essence, mais également de variations communes pour plusieurs, sinon toutes les essences.

Les années où toutes les essences ont subi des baisses en productivité volumique sont considérées, en accord avec BECKER *et al.* (1990), des années-indices négatives. Les baisses d'accroissement en volume de 1963 à 1989, qui sont présentées au tableau 4, font ressortir l'existence de quatre années-indices négatives, soit 1964 1970 1975 et

1982, dont la signification précise doit être regardée selon l'essence. Parmi les facteurs climatiques qui ont contribué à expliquer d'une manière significative les variations résiduelles de l'accroissement en volume dans les modèles de régression multiple, il faut considérer les variables thermiques (moyenne de minima pour les mois de juin et de juillet) et pluviométriques (la hauteur de pluies de mai à juillet) propres à la période de croissance.

En effet, on constate que la productivité en volume des essences durant la période de croissance (mai-août) est affectée par une conjonction de la sécheresse et des températures minimales basses (figure 8), ce qui confirme les résultats d'autres travaux (KRAMER et DONG 1985; DONG et KRAMER 1988; KANDLER 1988; BECKER 1989; BAUCE et ALLEN, 1991).

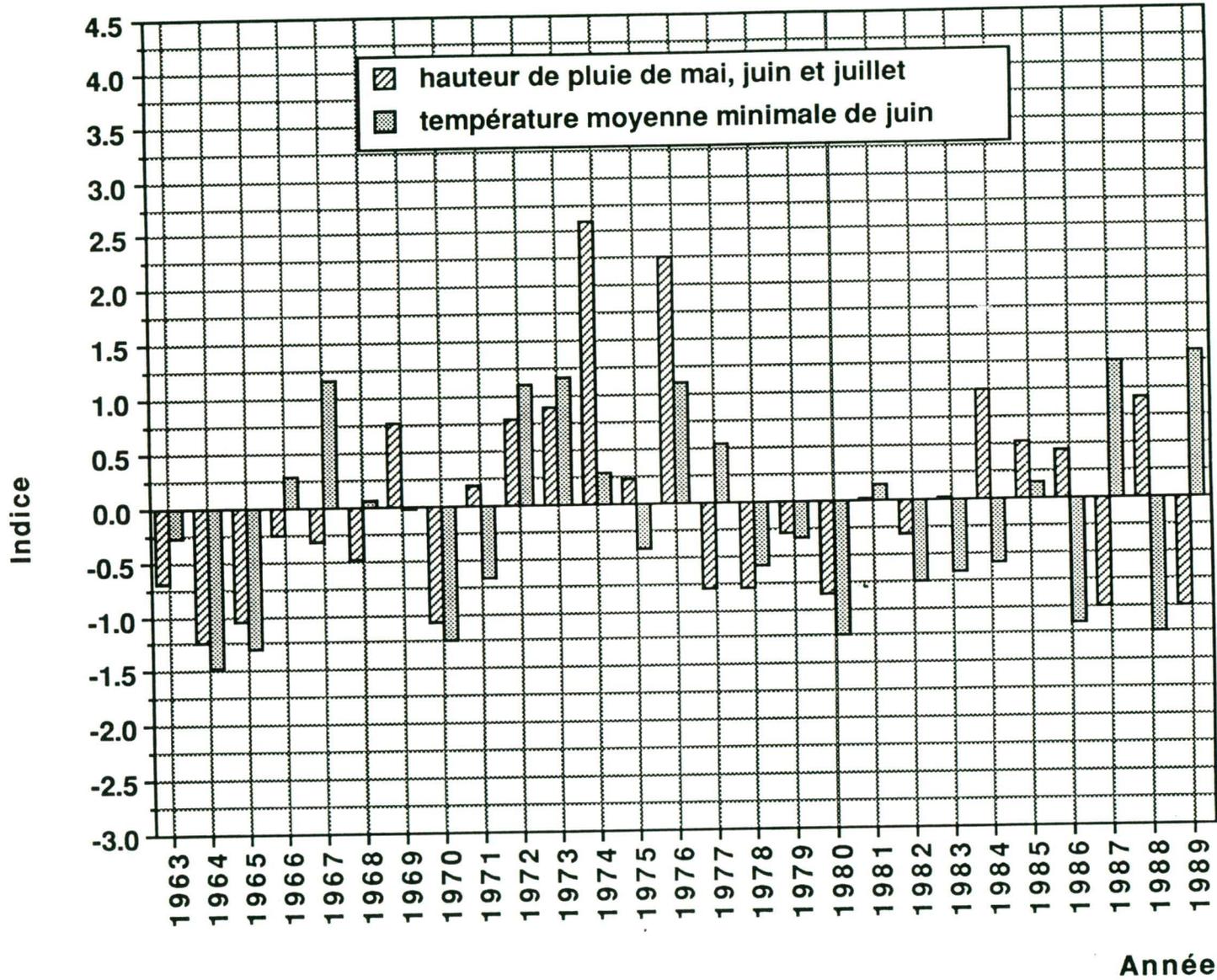
Ces variations de l'accroissement en volume sont nettement cycliques, mais pour connaître la longueur et l'amplitude de ces cycles, il faudrait établir des chronologies beaucoup plus longues.

En plus des effets directs du climat durant la période de croissance, il faut souligner également l'incidence non négligeable sur l'accroissement en volume, de la sécheresse automnale et du début de l'hiver (recharge de la nappe), contributions importantes et positives de la pluie en décembre de l'année précédente.

Parmi les facteurs climatiques printaniers, il faut souligner l'effet négatif des réchauffements hâtifs, suivis des gelées tardives (contributions négatives dans les modèles de la hauteur des pluies en avril et de températures en avril et en février).

Enfin, il faut souligner également, l'incidence de la défoliation des arbres par les insectes sur l'accroissement en volume.

Par exemple, les défoliations causées par la livrée des forêts (*Malacosoma disstria* Hbn.) et l'arpenteuse de BRUCE (*Operophtera bruceata* Hulst.) de 1979 à 1982 (BAUCE *et al.*, 1990) sur l'érable à sucre sont probablement la cause directe des baisses d'accroissement de 1979 à 1982. Pendant cette période, l'érable rouge et le hêtre à grandes feuilles, qui ne sont pas leurs hôtes préférés, présentent des reprises immédiates.



Conclusion

Les résultats de la présente étude mettent en évidence l'importance du déterminisme essentiellement climatique dans la productivité en volume des essences feuillues du sud du Québec.

Les modèles prédictifs, établis par la régression multiple, confirment l'importance du climat, car les variables climatiques expliquent une très grande partie des variations de l'accroissement en volume pour la période étudiée.

Dans ce déterminisme climatique qui régit le rendement des essences, les déficits pluviométriques de la période de végétation, combinés à des températures froides, semblent être tout particulièrement importants.

Quatre années-indices négatives, exprimées dans les séries chronologiques, confirment la réaction cyclique de la plupart des essences à ce déterminisme.

Les résultats obtenus ne nous permettent pas d'établir l'existence de l'influence permanente des pluies acides, depuis 1980, sur l'accroissement en volume des essences feuillues de la région étudiée, car depuis 1980, il y a eu des baisses en accroissement en volume, mais aussi des hausses.

Enfin, il nous paraît important d'incorporer les études dendrochronologiques dans l'élaboration des tables de production. Un tel travail permettrait de préciser les facteurs climatiques limitatifs pour la conduite des peuplements ainsi que les risques que les essences représentent dans les schémas d'aménagement.

*

Références

- ABRAHAM, B. et J. LEDOLTER, 1983. *Statistical methods for forecasting*. John Wiley & Sons, New York. 445 p.
- ANGERS, C., 1976. *Quelques fonctions utiles écrites en langage APL*. ENAP Québec, 37 p.
- Association des fabricants de meubles du Québec. 1989. *Les forêts feuillues de qualité au Québec : une intervention urgente s'impose*. Mémoire, janvier 1989, 30 p.
- BAES, C.F. et S.B. MCLAUGHLIN, 1984. *Trace elements in tree rings : evidence of recent and historical pollution*. Science 224 : 494-497.
- BAUCE, É. et D.C. ALLEN, 1991. *Etiology of a sugar maple decline*. Can. J. For. Res. 21 : 686-693.
- BAUCE, É., D. LACHANCE et L. ARCHAMBAULT, 1990. *Le rôle de la livrée des forêts et de l'arpen-teuse de Bruce dans le dépérissement des érablières du sud du Québec*. Dans C. Camiré, W. Hendershot & D. Lachance, (éd.). *Le dépérissement des érablières, causes et solutions possibles*. C.R.B.F., 1990. Fac.for.géom., Univ. Laval. Québec : 39-47.
- BECKER, M., 1987. *Bilan de santé actuel et rétrospectif du sapin (Abies alba Mill.) dans les Vosges*. Étude écologique et dendrochronologique. Ann. Sci. For. 44 : 379-402.
- BECKER, M., O.U. BRAKER, G. KENK, O. SCHNEIDER et F. SCHVEINGRUBER, 1990. *Kronenzustand und Wachstum von Waldbaumen im Dreiländer-Deutsland-Frankreich-Schweiz in letzten Jahrzehnen*. Allg. Forst. Jagdztg. 11 : 263-274.
- BERNIER, B. et M. BRAZEAU, 1988. *Nutrient deficiency symptoms associated with sugar maple die-back and decline in the Quebec Appalachians*. Can. J. For. Res. 18 : 762-767.
- BYTNEROWICZ, H., 1986. *Effects of simulated acid fog on leaf acidification and injury development of pinto beans*. Can.J. Bot. 64 : 918-922.
- CHEVONE, B.I. et S.N. LINZON, 1988. *Tree decline in North America*. Environmental Pollution 50 : 87-99.

- COGBILL, C.V., 1977. *The effect of acid precipitation on tree growth in eastern North America*. Water, Air and Soil Pollution 8(1) : 89-93.
- COOK, E.R., A.H. JOHNSON et T.J. BLASING, 1987. *Forest decline : modeling the effect of climate in tree rings*. Tree Physiol. 3 : 27-40.
- DESSUREAULT, M., 1985. *Le dépérissement des arbres : nature, causes et mécanismes*. Phytoprotection 66 : 71-81.
- DIMITRIEVA, E.V., 1987. *Dinamika tekuschego prirosta drevostoev osnovnykh grup sosnovykh lesov Buzul'skogo bora i vozmozhnosti ich prognozirovaniya*. Lesnoe khoziaistvo 2 : 51-53.
- DONG, P.H. et H. KRAMER, 1988. *Zuwachsverlust in erkrankten Fichtenbeständen*. Allg. Forst- u. J.-Ztg. 7/8 : 122-125.
- DUBOIS, J.M.M., 1973. *Caractéristiques naturelles des Cantons de l'Est*. Département de Géographie, Université de Sherbrooke. 130 p.
- INNES, J.L. et E.R. COOK, 1989. *Tree-ring analysis as an aid to evaluating the effects of pollution on tree growth*. Can. J. For. Res. 19 : 1174-1189.
- JONES, A.R.C. et W.H. HENDERSHOT, 1988. *Le dépérissement des érables au Canada - son développement*. Rev. For. Fr. 15 : 20-27.
- JONSSON, B. et G.L. SVENSSON, 1982. *A study of the effects of air pollution on forest yield*. Avdelningen for Skogsuppskattning och Skogsindelning, Sveriges Lantbruksuniversitet. No. 9, 61 p.
- KANDLER, O., 1988. *Epidemiologische Bewertung des Waldschadenserhebungen 1983 bis 1987 in der Bundesrepublik Deutschland*. Allg. Forst- u. J.-Ztg. 9/10 : 179-194.
- LEBLANC, D.C., D.J. RAYNAL et E.H. WHITE, 1987. *Dendroecological analysis of acid deposition effects on forest productivity*. Dans : T.C. Hutchinson et K.M. Meema, (éd.). *Effects of atmospheric pollutants on forests, wetlands and agricultural ecosystems*. NATO ASI Series, Vol. G 16, 1987. Springer Verlag. 652 p. : 291-306.
- MCLAUGHLIN, S.B., 1985. *Effects of air pollution on forests : a critical review*. J. Air Pollut. Control Assoc. 35 : 512-534.
- MCLAUGHLIN, D.L., S.N. LINZON, D.E. DIMMA et W.D. MCLILVEEN, 1987. *Sugar maple decline in Ontario* : Dans : T.C. Hutchinson et K.M. Meema (éd.). *Effects of atmospheric pollutants on forests, wetlands and agricultural ecosystems*. NATO ASI Series, Vol. G 16, 1987. Springer-Verlag. 652 p. : 101-116.
- MONSERUD, R.A., 1986. *Time series analysis of tree-ring chronologies*. For. Sci. 32 : 349-372.
- PRIESOL, A., 1989. *Production in spruce stands damaged by emissions*. Lesnictvi 35 : 899-910.
- ROWE, J. S., 1972. *Les régions forestières du Canada*. Ministère de l'Environnement, Service canadien des forêts, Ottawa. Publ. n° 1300 F.
- SCHWEINGRUBER, F.H., 1985. *Dendro-ecological zones in the coniferous forests of Europe*. Dendrochronologia 3 : 67-75.
- SPIECKER, H., 1986. *Das Wachstum der Tannen und Fichten auf Plenterwald-Versuchsflächen des Schwarzwaldes in der Zeit von 1950 bis 1984*. Allg. Forst-Jagdztg. 157(8) : 152-164.
- STRAND, L., 1980. *The effect of acid precipitation on tree growth*. Dans : D. Drablos et A. Tollan (éd.). *Ecological impact of acid precipitation*. Sandefjord, Norway : 64-76
- WARREN, W.G., 1989. *Tree rings and pollution : trend removal or trend estimation ?* Proceedings of the S6.02 Group Meeting in Fribourg (sous presse).
- WILKINSON, L., 1989. *SYSTAT : the system for statistics*. Evanston, IL. 638 p.
- ZARNOVICAN, R., D. OUELLET et S. GENDRON, 1988. *Saisie informatisée de la croissance radiale*. Serv. can. forêts, Cent. for. Laurentides, Sainte-Foy, Québec. Rapp. inf. LAU-X-80.