

STATISTIQUE ET ANALYSE DES DONNÉES

JOËL GUIOT

**Mise en uvre d'une méthode d'analyse multivariée de séries
chronologiques dans un but de reconstructions dendroclimatiques
concernant les Alpes du Sud**

Statistique et analyse des données, tome 9, n° 1 (1984), p. 35-59.

http://www.numdam.org/item?id=SAD_1984__9_1_35_0

© Association pour la statistique et ses utilisations, 1984, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Statistique et analyse des données » implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/legal.php>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

MISE EN OEUVRE D'UNE METHODE D'ANALYSE MULTIVARIEE DE
SERIES CHRONOLOGIQUES DANS UN BUT DE RECONSTRUCTIONS
DENDROCLIMATIQUES CONCERNANT LES ALPES DU SUD

Joël GUIOT

Laboratoire de Botanique historique et Palynologie
Université Aix-Marseille III
Faculté des Sciences et Techniques St-Jérôme
13397 MARSEILLE CEDEX 3 - France

Résumé : La croissance annuelle de certains arbres est un indicateur très fiable de l'environnement climatique qui a prévalu au même moment. Leur étude est l'objet de la dendroclimatologie. Les séries d'épaisseur de cernes annuels présentent toutes les caractéristiques de séries temporelles modélisables par des processus autorégressifs-moyennes mobiles (ARMA). Vingt séries de mesures effectuées sur des mélèzes de la Vallée des Merveilles (Alpes Maritimes) sont analysées par une méthode multivariée ARMA dans un but de reconstruction de certains paramètres climatiques de Nice.

Un modèle ARMA est ajusté aux 20 séries dendrochronologiques. Les 20 séries résiduelles sont estimées. Une chronologie moyenne est calculée sur les 7 séries résiduelles les plus corrélées avec le seul paramètre vraiment déterminant dans la croissance (température de Juin-Juillet). Une fonction de transfert par filtrage adaptatif est calibrée sur la période 1884-1935 permettant une extrapolation dans le passé jusqu'en 1200.

Abstract : The annual tree-growth is a strong indicator of the climatic environment. The ring-width series have all the characteristics of time-series which can be modelised by autoregressive-mean average processes (ARMA). Twenty larches chronologies in the Vallée des Merveilles (Alpes Maritimes) are analysed with a multivariate ARMA method in order to reconstruct some climatic parameters in Nice.

A Arma model is fitted to the twenty ring-width series. The twenty residual series are estimated. A mean chronology is calculated over the seven residual series the best correlated with the only parameter really interesting for this growth (temperature of June-July). A transfer function by adaptative filtering is calibrated over the 1884-1935 interval allowing an extrapolation in the past until 1200.

Mots clés : *Processus ARMA - Filtrés adaptatifs - Séries chronologiques multivariées - dendroclimatologie - Paléoclimats - Petit Age Glaciaire.*

Cet article a été présenté aux "JOURNEES DE STATISTIQUES" à Lyon, les 24-26 mai 1983. Les données ont été fournies par F. Serre-Bachet. Qu'elle en soit remerciée. Ce travail a pu être mené à bien grâce à une bourse de la Commission des Communautés Européennes.

INTRODUCTION

La dendroclimatologie a pour but d'étudier les relations existant entre climat et croissance de certaines espèces ligneuses. Quand ces relations sont suffisamment fortes et quand suffisamment de données sont disponibles, elle peut fournir certaines informations sur les climats passés et pallier ainsi au manque de mesures météorologiques des siècles révolus comme l'a montré Fritts (1971) pour l'Ouest des Etats-Unis d'Amérique. Les méthodes employées habituellement n'exploitent pas le caractère de séries chronologiques persistantes que sont les séries de cernes de croissance.

Ce caractère a été exploité dans Guiot (1982; 1984). Cela a permis d'obtenir de bonnes reconstructions de la température d'été avec relativement peu de séries dendrochronologiques. Cette publication a pour but d'approfondir cette démarche afin d'obtenir des reconstructions climatiques avec une seule série, ou plus exactement un seul site. Il s'agit de la Vallée des Merveilles où ont été échantillonnés des mélèzes (Serre, 1978). Vingt chronologies en ont été extraites parmi les arbres les plus vieux (entre 500 et 800 ans).

La méthodologie utilisée est celle des fonctions de transfert de Box-Jenkins (1970) qui a déjà fourni de nombreux résultats dans bon nombre de disciplines. Dans cet article, l'accent est tout spécialement mis sur la méthodologie.

I. METHODE

Il s'agit, dans ce texte, de traiter des séries chronologiques (ou processus stochastiques, les deux terminologies étant souvent confondues) discrètes. Les séries de croissance annuelle d'arbres ne sont pas, en général, des bruits blancs. Elles sont mieux approchées par des processus autorégressifs - moyenne mobiles (notés ARMA(p,q)) qui signifient que la croissance d'un arbre dépend en fait de sa propre croissance passée jusqu'à l'ordre p (partie autorégressive du modèle) et de facteurs purement aléatoires regroupés dans une série "bruit blanc" e(t). Cependant, souvent, le passé de e(t) jusqu'à l'ordre q influence aussi directement la croissance (partie moyenne mobile du modèle). Les cas qui intéressent la dendroclimatologie sont ceux où l'on peut identifier e(t) comme étant principalement fonction du climat de l'année correspondante (Guiot, 1981). Un processus ARMA x(t) s'exprime par une équation du type (4).

On considère donc que la croissance dépend essentiellement du climat. Comme on a accès à un certain nombre de séries climatiques (températures, précipitations) sur des périodes assez longues, il est plus avantageux d'exprimer cette croissance comme fonction directe de ces paramètres climatiques (alors que e(t) est inobservé). Le type de modèle qui en découle est appelé "fonction de transfert" (Box et Jenkins, 1970). Il fait partie d'une classe plus générale qui ne sera pas présentée ici, appelée modèle ARMA vectoriel (Quenouille, 1957). Un modèle de fonction de transfert peut conduire à des équations assez compliquées dont la forme générale est :

$$\begin{aligned}
 y(t) - \xi_1 y(t-1) - \dots - \xi_r y(t-r) = \\
 w_{01} x_1(t-b_1) - w_{11} x_1(t-b_1-1) \dots - w_{s_1 1} x_1(t-b_1-s_1) \\
 \dots + w_{0m} x_m(t-b_m) - w_{1m} x_m(t-b_m-1) \dots - w_{s_m m} x_m(t-b_m-s_m)
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Cette relation exprime la liaison entre une variable dépendante y(t) et d'une part son propre passé jusqu'à l'ordre r et d'autre part m régresseurs x_j(t) avec un déphasage pouvant aller de b_j jusque b_j+s_j (j=1,...,m). Etant donné que l'on travaille ici sur un seul site, le modèle (1) va se simplifier quelque peu :

$$\begin{aligned}
 (1 - \sum_{k=1}^r \xi_k B^k) y(t) = \\
 (w_0 - \sum_{k=1}^s w_k B^k) B^b x(t) \quad t=1, \dots, n
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

où B^k est l'opérateur "backshift" qui décale de k unités de temps dans le passé. La résolution d'une telle équation (2) consiste à calculer $V(B)$:

$$y(t) = \frac{(w_0 - \sum_{k=1}^s w_k B^k) B^b}{(1 - \sum_{k=1}^r \delta_k B^k)} x(t) \quad (3)$$

$$= V(B) x(t)$$

$V(B)$ est un polynôme en l'opérateur B . Il est d'ordre arbitrairement grand. Les coefficients v_k sont appelés poids de la réponse impulsionnelle. L'équation (1) est souvent désignée comme la fonction de transfert, mais on trouve aussi souvent dans la littérature l'équation (3) sous ce vocable.

En pratique, le système (3) est affecté de perturbations. Il faut donc le réécrire de la façon suivante :

$$y(t) = V(B) x(t) + \eta(t) \quad (3')$$

Ces perturbations regroupent différents concepts comme l'ensemble des paramètres climatiques non inclus dans les régresseurs, l'ensemble des facteurs non climatiques (foudre, incendies, éclaircies, parasites...) ou certaines non linéarités du système.

Alors que l'estimation des coefficients de $V(B)$ peut se faire assez aisément, comme on va le voir dans la suite, le problème majeur réside dans l'identification de l'ordre du modèle (2), c'est-à-dire la détermination de r , s et b . La méthode proposée par Box et Jenkins (1970) est assez efficace dans le cas relativement simple qui nous préoccupe.

- La première étape (appelée "prewhitening of the input") est de déterminer la forme du modèle ARMA pouvant s'appliquer à $x(t)$ (Box et Jenkins, 1970) soit

$$(1 - \sum_{k=1}^p \phi_k B^k) x(t) = (1 - \sum_{k=1}^q \theta_k B^k) e(t) \quad (4)$$

ou $e(t) = \theta^{-1}(B) \phi(B) x(t)$

où $e(t)$ est la série résiduelle (c'est un bruit blanc).

- si $y(t)$ n'est pas un bruit blanc, on peut supposer en raison de la liaison existant entre $x(t)$ et $y(t)$ que le modèle (4) peut expliquer une partie de la variance de $y(t)$. La seconde étape est alors l'application de $\theta^{-1}(B) \phi(B)$ à $y(t)$:

$$e'(t) = \theta^{-1}(B) \phi(B) y(t) \quad (5)$$

où $e'(t)$ est la série résiduelle qui en découle.

- On peut prémultiplier (3') par $\theta^{-1}(B) \phi(B)$ et obtenir par (4) et (5) :

$$e'(t) = V(B) e(t) + h'(t) \quad (6)$$

où
$$h'(t) = \theta^{-1}(B) \phi(B) h(t)$$

En multipliant (6) par $e(t-k)$ et en sommant sur les n observations des séries, on trouve que (tenant compte de ce que $h'(t)$ est indépendant de $e(t-k)$):

$$c(e, e', k) = v_k \text{ var}(e) \quad (7)$$

où v_k est le coefficient de B^k dans $V(B)$ et $c(e, e', k)$ est le coefficient d'autocovariance croisée de retard k entre e et e' . On obtient donc une première estimation de la relation liant $e'(t)$ à $e(t)$ et par voie de conséquence $y(t)$ à $x(t)$:

$$v_k = r(e, e', k) (\text{var}(e') / \text{var}(e))^{1/2} \quad (8)$$

où $r(e, e', k)$ est le coefficient d'autocorrélation correspondant à $c(e, e', k)$.

- Le polynôme $V(B)$ a un ordre illimité, ce n'est donc pas intéressant de travailler sur lui. Par contre, les coefficients δ_k et w_k sont en nombre limité. La série $y(t)$ représentant le climat et donc la cause supposée de la croissance, on peut se borner à estimer les coefficients δ_k et leur nombre r par l'ajustement d'un processus $AR(r)$ à la série $y(t)$ (ceci est une adaptation de la méthode dans le cas précis qui nous préoccupe).

- Connaissant les δ_k et les v_k , on peut trouver les w_k par la résolution du système suivant :

$$\begin{aligned} v_0 &= v_2 = \dots = v_{b-1} = 0 \\ v_b &= w_0 \\ v_{b+1} &= \delta_1 v_b - w_1 \\ v_{b+2} &= \delta_1 v_{b+1} + \delta_2 v_b - w_2 \\ &\dots \\ &\dots \\ v_{b+s} &= \delta_1 v_{b+s-1} + \dots + \delta_r v_{b+s-r} - w_s \end{aligned} \quad (9)$$

On peut déduire les valeurs initiales des w_k de ce système.

- Cependant, les valeurs ainsi calculées ne sont que des estimations approximatives. Il est possible de mieux cerner leur valeur optimale grâce à la méthode du filtre adaptatif. On reprend l'équation (2), on estime $y(t)$ à partir de $x(t)$ pour tout t allant de 1 à n , on mesure l'écart $u(t)$ entre l'observation et l'estimation, on adapte les coefficients w_k et b_k par (Makridakis et Wheelwright, 1978) :

$$\begin{aligned} \hat{y}_{1:t} &= \hat{y}_{1:(t-1)} + 2 \sum_{k=1}^r u(t) e^{-(t-k)} & k=1, \dots, r \\ w_{k:t} &= w_{k:(t-1)} + 2 \sum_{k=0}^s u(t) e^{-(t-k-b)} & k=0, \dots, s \end{aligned} \quad (10)$$

Quand les n observations sont passées en revue, on recommence au temps initial en calculant chaque fois la somme des carrés résiduels. Quand celle-ci arrive à un minimum, on a trouvé la valeur optimale (c'est donc un critère de moindres carrés). La valeur de K est assez délicate à choisir. Dans le cas de séries standardisées, Makridakis et Wheelwright proposent un K de l'ordre de $1/2(r+s+1)$.

Cette façon d'estimer les coefficients a été proposée par Widrow (1966) dans le cas univarié, approfondie par Wheelwright et Makridakis (1973) et Makridakis et Wheelwright (1978) pour le cas multivarié. D'autres méthodes d'identification et d'estimation existent : la méthode de contraction de la covariance proposée par Priestley (1971, 1981), la technique de "intervention analysis" proposée par Box et Tiao (1975), la méthode d'Akaike par l'analyse canonique (Akaike, 1976).

2 - MISE EN OEUVRE DE LA METHODE

Au point de départ, 20 carottes, notées $C(t)$, de durée comprise entre 1200 et 1974 (les plus courtes n'étant pas postérieures à 1474), sont disponibles. Comme la plupart des séries dendrochronologiques, ce sont des processus ARMA. Il est connu en dendroclimatologie que ces séries ne sont pas stationnaires (la croissance est plus forte et plus variable durant la jeunesse des arbres que par après). Ceci, couplé à la relative inertie de cette croissance, fait que les séries ont une allure de bruit rouge (prépondérance des basses fréquences). Il est possible d'éliminer la tendance

due à l'âge de l'arbre (inintéressante d'un point de vue climatique) par l'usage d'un modèle ARMA intégré (ou ARIMA) : on différencie préalablement d fois les séries jusqu'à l'obtention de séries sans tendance notées $(1-B)^d x(t)$. Cet ordre d est relié au degré du polynôme qui ajuste au mieux cette tendance : on essaie des ordres d croissants jusqu'à ce que la variance résultante ne diminue plus. Le manque de stationnarité du second ordre (variance dépendant du temps) est traité par la transformation en logarithme népérien $\ln x(t)$.

Pratiquement, il s'agit, en premier lieu, de déterminer l'ordre p de la partie autorégressive, l'ordre q de la partie moyenne mobile et l'ordre d de différenciation du modèle ARIMA (p,d,q) auxquels elles obéissent afin d'en estimer les coefficients et, en dernier ressort, la série résiduelle $e(t)$:

$$e(t) = \theta^{-1}(B) \phi(B) (1-B)^d C(t) \quad (11)$$

Cette étape est désormais classique, elle s'appuie sur la méthode de Box et Jenkins (1970) et passe par le calcul des fonctions d'autocorrélations simples et partielles de 20 séries. La plupart du temps, comme le montre le tableau 1, des modèles ARIMA (4,1,3) ou d'ordre moins élevé ont été identifiés. Par contre, pour un grand nombre de ces carottes, des autocorrélations d'ordre 7 à 10 ou des multiples (18) ont été décelées comme significatives. Dans le cas du mélèze, cela s'interprète assez bien. Il s'agit d'un effet plus ou moins cyclique d'un ravageur nommé la tordeuse (voir Bovey et Grison, 1975). Il en a été tenu compte par l'adjonction d'un terme dit saisonnier dans la méthodologie $\phi_s x(t-s)$ où s est l'ordre de l'autocorrélation représentant ce cycle. Les valeurs choisies ici pour p,d,q et s sont données au tableau 1. L'utilisation de la transformation logarithmique a été décidée quand le modèle simple ne donnait pas satisfaction.

Les coefficients des modèles ARMA ont été estimés par la méthode du filtre adaptatif et les séries résiduelles ont été calculées. Celles-ci ont été testées par rapport à l'hypothèse de bruit blanc : leur fonction d'autocorrélation jusqu'à l'ordre 22 a été calculée, ainsi que leur statistique de chi-carré (les écarts à cette hypothèse de bruit blanc sont souvent dus à des retards d'ordre élevé; les autocorrélations correspondantes

sont significatives soit par un effet climatique, qu'il faut conserver, soit par l'effet conjugué de facteurs multiples dont il est difficile de tenir compte tout à la fois). Les résidus qui en découlent seront utilisés dans la suite des calculs.

=====																			
C(t)	DATE	Ln	VARIANCE		IDENTIF.					ESTIMATION							residus		
dép.	y/	C /	1-B	d	p	q	P	s	φ1	φ2	φ3	φ4	θ1	θ2	θ3	φs	Var	Chi2	
	n	lnC										ou	φ5	φ6	φ7				
31	1396	n	337	298	1	1	2	-	-.27				.45	.29				201	18
33	1460	n	274	290	1	1	2	-	-.27				.45	.30				189	19
32	1290	n	456	383	1	2	3	-	-.34	-.18			.39	.20	.19			250	20
43	1200	y	.13	.11	1	3	3	1	7	-.31	-.11	-.08	.39	.16	.08	-.09	.07	18	
44	1200	y	.27	.33	1	3	3	1	7	-.37	-.14	-.05	.47	.21	.10	-.07	.20	12	
41	1200	y	.30	.17	1	3	2	1	8	-.31	-.05	-.11	.47	.27		.06	.11	34	
62	1200	n	198	145	1	3	2	-	-.25	-.02	-.14		.40	.32			102	27	
63	1200	n	158	101	1	4	3	1	7	-.28	-.22	-.05	.25	.33	.20	.09	-.07	77	30
111	1200	y	.16	.20	1	3	3	1	8	-.37	-.12	-.06	.47	.17	.12	.07	.12	18	
113	1200	y	.40	.33	1	3	3	-	-.37	-.15	-.07		.48	.20	.09		.19	15	
114	1200	n	457	470	1	1	2	1	10	-.66			.20	.59		.06	278	49	
121	1425	n	376	201	1	1	3	1	7	-.19			.28	.26	.08	-.10	152	16	
123	1429	n	406	152	1	1	2	1	9	-.12			.30	.20		-.19	127	38	
124	1322	n	199	175	1	1	2	1	7	-.30			.42	.21		-.02	123	34	
232	1323	n	249	232	0	5	0	1	8	.35	.19	.01	.07	.09		.06	161	44	
294	1474	n	388	257	0	4	0	1	8	.36	.27	.04	.03			.07	196	30	
295	1468	n	374	212	0	4	0	1	8	.36	.23	.04	.10			.10	160	24	
322	1421	n	207	144	0	5	0	1	10	.30	.02	.13	.13	.13		.10	101	39	
325	1200	n	484	305	0	5	0	1	18	.54	.00	.11	-.04	.07		.11	239	24	
324	1309	n	266	249	0	7	0	1	18	.29	.14	.02	.10	.05	.02	.02	.09	179	35

TABLEAU 1 - Identification et estimation des coefficients du processus ARIMA (p,d,q) (éventuellement couplé avec un terme prenant en compte le cycle s) appliqué aux 20 carottes du site 606 (Vallée des Merveilles). La fonction d'autocorrélation est calculée avec 22 retards. C(t) représente la série dendrochronologique.

L'étape suivante de cette méthode consiste à appliquer les coefficients de ces processus ARMA aux séries climatiques qui sont à reconstruire, mais les séries climatiques mensuelles qui vont être utilisées sont souvent des bruits blancs : elles n'ont en aucun cas un profil analogue à celui des séries dendrochronologiques. Un test a montré que tous les modèles ajustés aux séries dendrochronologiques augmentaient la variance des séries climatiques quand ils leur étaient appliqués. Cette étape sera donc sautée.

Ct	Nice Mont Gros								Nice Aérodrôme								
	pluies				températures				pluies				températures				
	0-F	MAM	JJ	AS	0-F	MAM	JJ	AS	0-F	MAM	JJ	AS	0-F	MAM	JJ	AS	
31					0+	-1+	0+	-2+					+2-	0+	-1+		
33	+1-		+3+		0+	-1+	0+	-2+					+2-	-2-	-1+	-1+	+2+
32					+2-	0+							+2-	0+			
43						+2-							+2-	0+			
44	+2-	-1+		+1+	-3+	-1+	0+	-2+	+3-				+2+	+2-	+1-	0+	+1+
41						0+	-2+						0-	-1-	+1+	+1+	
62			-2+		0+	-1+	0+	-2+					-2+	-1-	-2-	-2-	
63	+1-				+2-	+2-							-2+	0+	0-		
					-1+	0+	-3-						-1-	+2+	-2-	-2-	-2-
					+2-	-2+							+1+		0-		
111						0+	+3+		-1-						+2+		
113						0+	-2+		-3-						-1-	+1+	
114						+2-			-1-							+1+	+1+
121			+3+			0+	-2+		+3-							+1+	+1+
123			0-			-1+	0+	+1+	0-				-1-	0-	-1+	+1+	
124			+2-										0-		-3+		
232			-3-	+3+		0+	-1+	0+					0-		-2-	+1+	
			+3+												0+		
															-1+		
															-2+		
294															-2+	-2+	
Σ															-1+	+1+	
295			-2+		-2-										+1+		
															-1+		
															+1+		
322			+2-	+3+				0+	+1-						-1+	+1+	0+
															+1+		
325			+2-		0+		0+						+3+		0+	-1+	+1+
324			+3+		0+										+1+	+1+	
					+2-												
% CD	67	33	88	00	71	100	100	73	78	00	43	55	40	75	70	00	

TABLEAU 2 - Corrélations croisées entre les 20 carottes du site 606 (Vallée des Merveilles) et 8 paramètres climatiques mesurés à Nice-Mont-Gros et Nice-Aérodrôme. Le premier signe représente un retard de la croissance (-) ou une avance (+), le chiffre indique la valeur de ces retard ou avance et le dernier signe le sens de la corrélation. La dernière ligne (% CD) représente le pourcentage de concordance entre les carottes pour un paramètre climatique donné (voir texte).

La troisième étape est le calcul des corrélations croisées entre les paramètres climatiques et les séries $e(t)$. Ceci va être fait pour les saisons définies d'un point de vue biologique sur la base de la réponse de l'arbre aux températures et précipitations mensuelles (Guiot, 1982). Ces saisons sont ONDJF, MAM, JJ, AS pour les stations de Nice Mont Gros (NG) (1884-1935) et de Nice Aéroport (NA) (1943-1974). Les autocorrélations croisées de retard -3 à +3 sont ensuite évaluées entre les deux groupes de séries. Bien que les retards positifs ne soient pas biologiques (ils placent la cause après l'effet), ils permettent de mieux appréhender le caractère aléatoire de certaines relations trouvées. Ces autocorrélations sont comparées à $2/(n-1)^{1/2}$ où n est le nombre d'observations communes aux deux séries corrélées. Elles sont donc comparées à 0.28 pour NG et à 0.36 pour NA. Le signe et le retard des corrélations croisées significatives sont présentés au tableau 2 pour les deux stations.

On remarque dans ce tableau 2 que les coefficients de NA sont très différents de ceux de NG. Rappelons que ces deux stations se caractérisent beaucoup plus par des discordances entre les périodes d'observations que par des discordances spatiales. Il y a donc instabilité dans le temps des relations entre croissance et climat. Quand on compare les lignes du tableau 2 entre elles, on décèle pour NA, à six reprises, des coefficients de signes opposés, ce qui n'arrive jamais pour NG. On synthétise cela par un calcul de concordances, soit le rapport, pour chacune des colonnes entre le nombre total de couples de coefficients cohérents (par exemple, pour la première colonne, la corrélation la plus fréquente est celle du retard +1 et il y en a 2 sur 3, soit 67%). Ces concordances traduisent une homogénéité dans le site lui-même : elles sont nettement plus nombreuses pour NG que NA, ce qui montre que, soit le climat de 1884-1935 a provoqué une réponse de la croissance plus homogène que celui de 1943-1974 ou que d'autres facteurs locaux ont perturbé celle-ci récemment (action de l'homme). Tout ceci nous conduit à conclure que la période 1884-1935 (NG), d'ailleurs plus proche des événements climatiques des siècles antérieurs, nous renseigne mieux sur la relation croissance-climat que la période ultérieure. Les reconstructions qui vont suivre seront donc basées sur NG.

Ce tableau 2 a également un autre usage : celui de déceler les carottes homogènes par rapport aux paramètres climatiques que l'on veut reconstruire. Le paramètre climatique le plus corrélé avec le plus grand nombre de carottes est la température moyenne mensuelle de juin-juillet (TJJ). On remarque 17 carottes corrélées (au retard 0) positivement avec TJJ. Parmi celles-ci, cinq ont également une corrélation de retard 2 négative avec TJJ. La cause devant précéder l'effet, cela n'est pas naturel : il vaut mieux ne pas amalgamer ces carottes avec celles ayant un signal plus pur. Les 7 carottes avec une corrélation supérieure à 0.5 et sans corrélation significative de retard positif vont être moyennées, après standardisation, pour former une chronologie maîtresse, notée 606M1, susceptible de représenter TJJ.

Un deuxième paramètre, TAS, c'est-à-dire la température d'août-septembre à NG est intéressant : 8 carottes y sont corrélées positivement au retard -2, mais ces corrélations ne dépassent jamais 0.5, ce qui nous pousse à le rejeter. En ce qui concerne les précipitations, les corrélations sont faibles également et seule la pluie de juin-juillet (PJJ) pourrait être concernée par une tentative de reconstruction avec des corrélations significatives au retard -2 et au retard +3 (ce dernier étant lié au premier par une autocorrélation significative des précipitations au retard 5). Les carottes concernées sont donc moyennées après standardisation, en une chronologie notée 606M2 liée aux pluies de juin-juillet. Nous disposons finalement de deux potentialités de reconstruction : la température et la pluie de juin-juillet, ce qui est très cohérent avec les conditions de vie en haute montagne de ces mélèzes.

Une étude d'autocorrélation des deux séries moyennes est présentée à la figure 1. Il ressort des fonctions d'autocorrélation un léger cycle pour la température d'une longueur de 7 ans et pour la pluie d'une longueur de 5 ans. On observe un pic à 14 ans pour les deux séries (cependant non significatif) ce qui montre que le "pseudo-cycle" de 7 ans n'est pas absent de la série de précipitations. Le but n'est pas ici de discuter de l'origine de ces pseudo-cycles, mais de mettre en évidence toutes les corrélations susceptibles d'aider aux reconstructions. Ces cycles, du moins celui de 7 ans, sont également présents dans les séries de NA. Les fonctions de corrélations croisées montrent une corrélation élevée de retard zéro entre TJJ et 606M1 et une corrélation relativement intéressante aux retards -2 et +3 entre PJJ et 606M2.

JUN-JUILLET / NICE

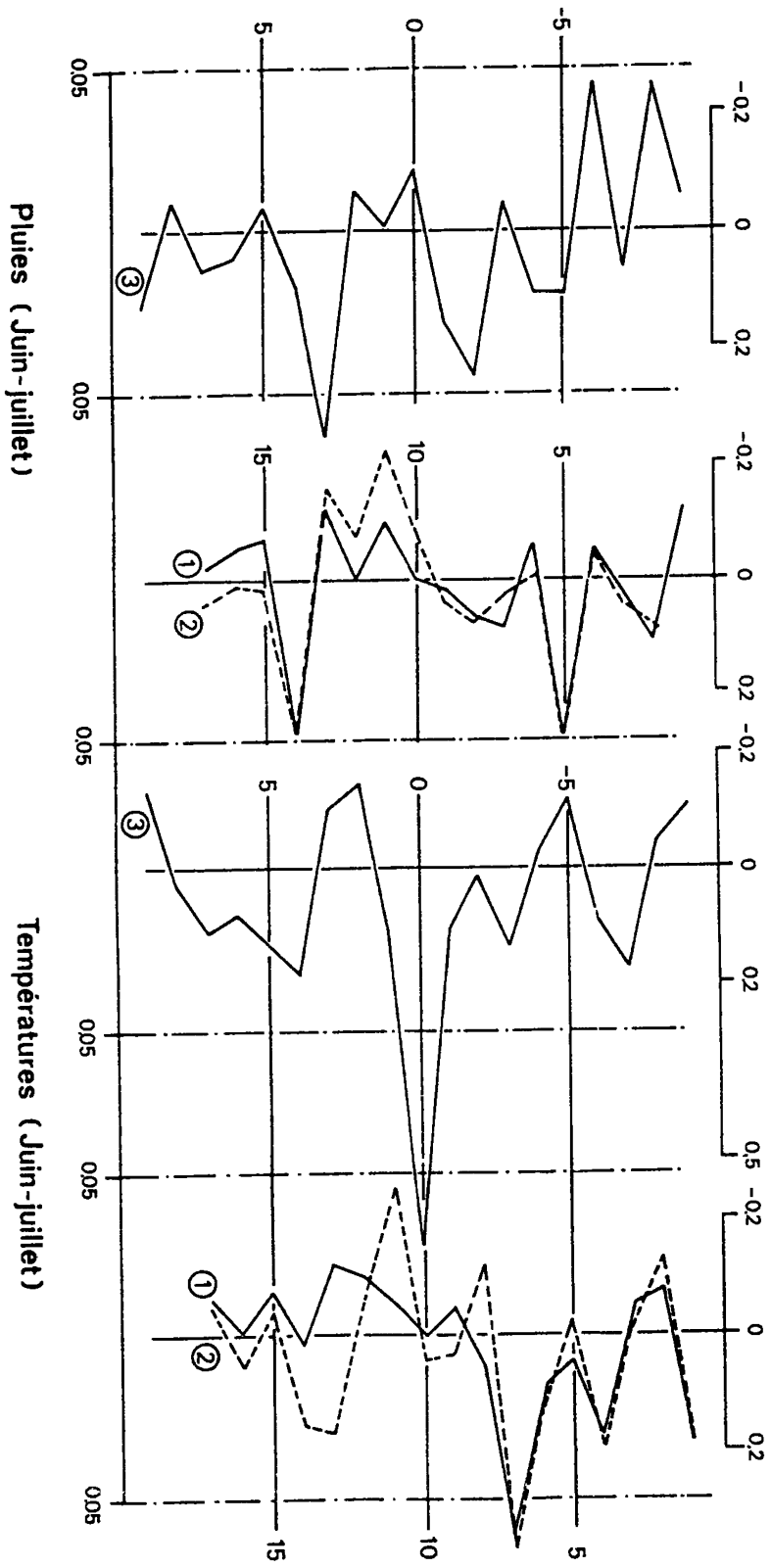


FIGURE 1 - Fonctions d'auto-corrélations de la température et des précipitations de juin-juillet à Nice-Mont Gros calculées sur 1884-1935 : (1) auto-corrélations simples (retards 1 à 17); (2) auto-corrélations partielles (retards 1 à 17); (3) auto-corrélations croisées (retards -9 à +9) de TJJ/606M1 et de PJJ/606M2.

Si l'on veut garder en mémoire la nature du problème, il faut insister sur le fait que l'"entrée" du système est le climat et la "sortie" est la croissance. Or, ce qui nous intéresse c'est la reconstruction du climat à partir de la croissance. Il faut donc considérer le climat comme sortie et la croissance comme entrée. Cette inversion ne peut se faire que si l'on inverse également l'échelle temporelle : $t \rightarrow -t$. On va donc partir du présent vers le passé.

La méthode d'identification représentée par les relations (8) et (9) donne pour TJJ : $b=0$, $r=7$, $s=0$ et pour PJJ : $b=2$, $r=5$, $s=-5$. Les valeurs initiales sont données au tableau 3. Les valeurs initiales sont adaptées par la formule (10) au cours de différentes itérations et les valeurs finales sont données au tableau 3. Le pourcentage de variance reconstruite est assez élevé pour TJJ et faible pour PJJ. Le cycle de 5 ans (65) devient non significatif pour PJJ. Le coefficient w_5 pour PJJ qui n'a pas de sens biologique devient également faible au fil des itérations. Seul donc w_0 affectant la croissance deux ans après le "forcing" climatique reste relativement élevé.

Il est intéressant de vérifier la stabilité des reconstructions par le calcul des coefficients sur des sous-intervalles de la période 1884-1935. Ceci a été fait pour TJJ sur 1884-1923 et sur 1906-1935 (le recouvrement nous est imposé par la faible longueur de l'intervalle 1884-1935). Les coefficients de régression sont assez semblables (tableau 4) ainsi que les coefficients de détermination, quoique 1906-1935 soit mieux reconstruit. Des coefficients de corrélations entre les trois séries reconstruites sur la période 1884-1974 pour laquelle on a de bonnes informations climatiques sont calculés au tableau 4. On constate qu'ils sont très élevés, ce qui nous pousse à conclure à une bonne stabilité temporelle de la relation croissance-climat. Mais une analyse plus précise est nécessaire pour valider ces reconstructions.

coeff.	Temp. Juin-Juillet		Pluie Juin-Juillet	
	valeurs initiales	valeurs finales	valeurs initiales	valeurs finales
a1	0	0.02	0	-0.15
a2	0	-0.02	0	0.11
a3	0	0.01	0	0.06
a4	0	0.01	0	-0.06
a5	0	0.00	0.28	0.23
a6	0	-0.08	-	-
a7	0.28	0.30	-	-
w0	0.65	0.59	0.25	0.22
w1	-	-	-0.20	-0.14
w2	-	-	0.12	0.14
w3	-	-	0.00	-0.08
w4	-	-	0.00	-0.08
w5	-	-	-0.30	-0.16
R2	-	0.55	-	0.27
chi2	-	8.9	-	9.22

TABLEAU 3 - Valeurs initiales et finales des coefficients du modèle MARMA appliqués aux séries climatiques (TJJ et PJJ) en vue d'une reconstruction à partir du site de la Vallée des Merveilles; R2 est le coefficient de détermination et chi2 est le chi-carré des résidus.

intevalle	(1)	2	3	4	5	6	7	w0	R2
1884-1935	.02	-.02	.01	.01	.0	-.08	.30	.59	.55 (1)
1884-1923	-.02	-.11	.01	.05	-.02	-.19	.28	.60	.47 (2)
1906-1935	.03	.07	.0	-.03	-.02	.06	.35	.62	.68 (3)

correlations (1) (2) = 0.98 ; (1) (3) = 0.96 ; (2) (3) = 0.90

TABLEAU 4 - Valeur finale des coefficients du modèle MARMA appliqué à TJJ en vue d'une reconstruction à partir du site de la Vallée des Merveilles. Ce modèle a été calibré sur 3 intervalles semi-indépendants et les reconstructions ont été mises en corrélation sur 1884-1974.

3. VALIDATION ET ANALYSE

Deux courbes climatiques, à savoir la température et les précipitations de juin-juillet, ont été dérivées de courbes de croissance de mélèzes de la Vallée des Merveilles. Ces courbes ne doivent pas être admises telles quelles sans discussion. Comme la corrélation entre les courbes observées et les courbes reconstruites correspondantes ne sont pas parfaites (elles valent 0.74 pour TJJ et 0.52 pour PJJ), il est facilement compréhensible que celles-ci soient encore plus faibles sur des intervalles différents de l'intervalle de calibration. Dans certains problèmes, ces corrélations sur des intervalles, dits de vérification, doivent être estimées : c'est ce qui va être fait maintenant.

Malheureusement, les données climatiques manquent pour la comparaison. L'idéal serait de disposer de longues séries à Nice, puisque les reconstructions portent sur cette région. C'est surtout impératif pour la pluie qui est un facteur assez local surtout dans une telle région montagneuse. Les arbres se trouvant d'ailleurs à plusieurs dizaines de kilomètres de là et à près de 2000 m d'altitude ont enregistré un signal climatique peut-être différent de celui de Nice, ce qui constitue une source d'erreurs supplémentaire.

La première étape de la vérification va donc consister à faire une analyse comparée de quelques longues séries climatiques disponibles. Pour les températures, il s'agit de Nice-Aérodrome (1943-1974), de Gap dans les Hautes-Alpes (1878-1930), de Marseille dans les Bouches-du-Rhône (1851-1974), mais également du Grand-Saint-Bernard suisse (1818-1960). Pour les précipitations, il s'agit de Nice-Aérodrome (1943-1974), de Gap (1851-1974), et de Marseille (1762-1974). Pour la raison soulignée plus haut, il serait hasardeux de prendre des stations plus éloignées. Ces données météorologiques proviennent soit de la Météorologie Nationale Française, soit de Garnier (1974) pour la France ou de Schuepp (1961) pour la Suisse.

Afin de contrôler la validité de la reconstruction des précipitations et étant donné la position géographique des mélèzes, une série moyenne de trois stations montagnardes a été constituée entre 1931 et 1974 : Saint-Dalmas de Tende, La Bollène-Vésubie et Valdeblore-Bolline notée VM. Ces

FIGURE 2 - Courbes de températures de juin-juillet. De haut en bas : Nice (reconstruction), Nice (observation), Marseille (obs.), Gap (obs.), Angleterre Centrale (Manley, 1974), Grand-St-Bernard (obs.). Les moyennes sont notées en regard de la courbe en 0.1°C. Les courbes lissées sont superposées (filtre digital de période de coupure de 6 ans).

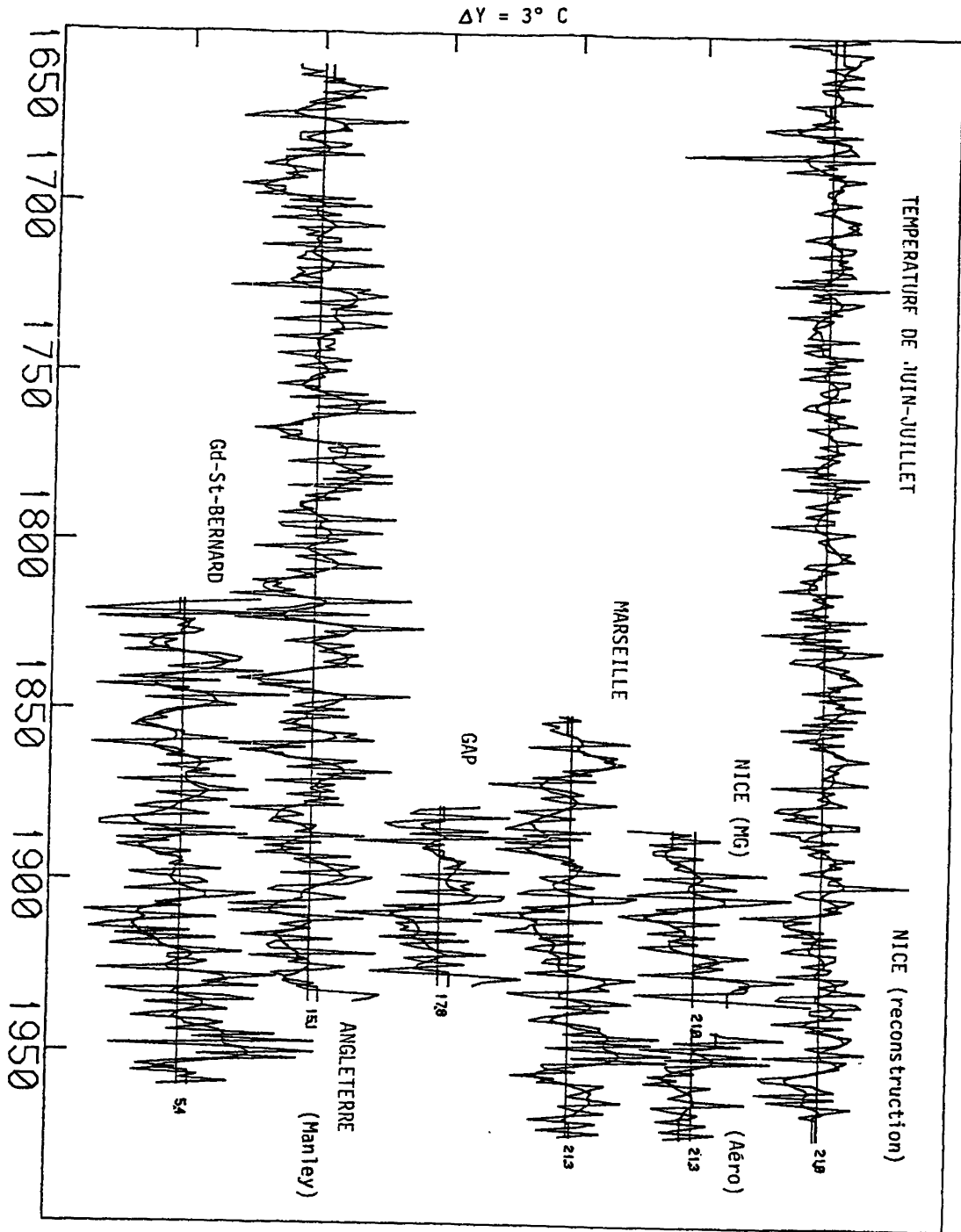
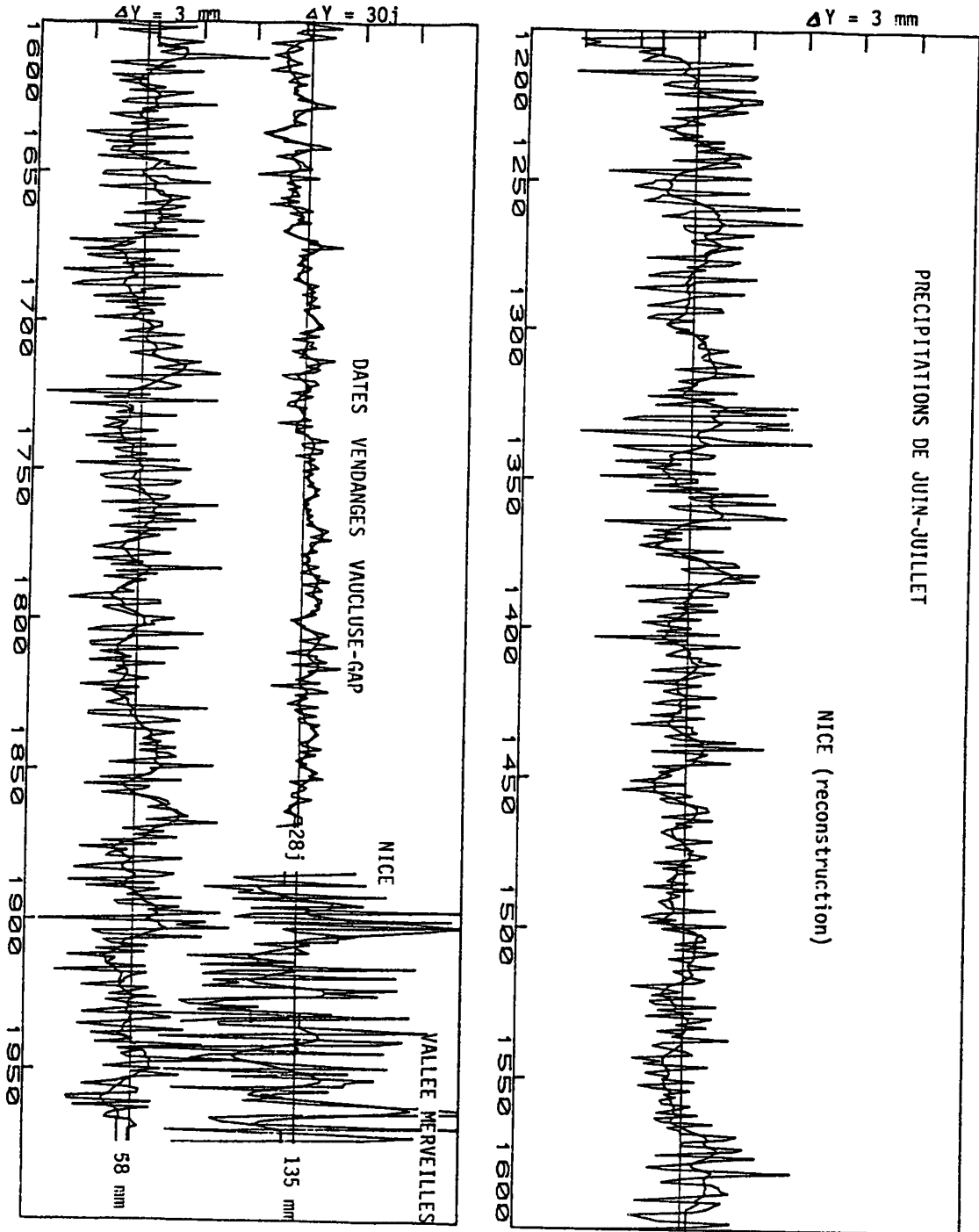


FIGURE 3 - Courbes de précipitations de juin-juillet, reconstruite à Nice (1200-1974), observée à Nice (1884-1935), Vallée des merveilles (1930-1974) et dates des vendanges dans le Vaucluse (1600-1869) selon Le Roy Ladurie (1967). Lissage superposé comme en Fig. 2



stations étant des stations secondaires dans le réseau français, il a été préférable de les moyenner afin de minimiser le risque d'erreur. Cela est d'autant plus justifié qu'aucune n'est vraiment dans des conditions similaires à celles des mélèzes, mais qu'à elles trois, ces conditions peuvent être réunies. Les corrélations entre toutes ces séries sont présentées au tableau 5. Pour les températures, toutes les corrélations sont supérieures à 0.76; Grand-Saint-Bernard est d'ailleurs très bien corrélé avec les autres stations. Il semble même que Gap est la station la plus dissemblable malgré sa position géographique dans les Alpes du Sud. En ce qui concerne les précipitations, les corrélations sont beaucoup plus faibles (inférieures à 0.47). On remarque que Marseille est aussi proche climatologiquement de la Vallée des Merveilles que Nice.

Une autre façon de valider ces reconstructions est de les comparer à d'autres données non météorologiques mais sensées corrélées avec le climat. En France, il existe de très bonnes séries sur la date des vendanges (comptée à partir du premier septembre) dans le Sud publiées par Le Roy Ladurie (1967). Nous en avons extrait une série de la date moyenne des vendanges dans le Vaucluse et Gap entre 1600 et 1869 que nous noterons VV. Cette série a été corrélée, au tableau 5, avec les précipitations de Marseille et la température de Grand-St-Bernard, seules séries suffisamment longues : aucune valeur n'est significative (seuil 0.05). Cela peut s'expliquer par le fait qu'en cette saison les vignes n'ont pas besoin de pluie et qu'en ce pays il ne manque pas de soleil.

Une dernière forme de vérification sera fournie par la classique série de température en Angleterre Centrale construite par Manley (1974). Malgré sa position géographique, elle peut apporter certaines informations grâce à sa longueur (1659-1974). Le tableau 5 montre des corrélations significatives avec Nice Mont Gros (0.42) et Marseille (0.51) et à plus forte raison avec les autres stations. La série de Manley pourra donc être utilisée pour la vérification.

On peut considérer que les reconstructions sont stables et donc représentatives de la réalité si leur corrélation avec ces séries auxiliaires qui viennent d'être présentées restent significatives sur des intervalles différents de celui de la calibration. Le tableau 6 montre que toutes les corrélations avec TJJ le sont, excepté celle de la série de Manley. Bray

STATION 1	INTERVALLE	STATION 2	CORRELATION	Nobs	seuil
T Nice Mt Gros	1884-1935	Gap	0.76	47	0.001
E		Gd-St-Bern.	0.89	52	0.001
M		Marseille	0.91	52	0.001
P Vendanges	1600-1869	Manley	-0.14	207	0.050
E (Vaucluse-Gap)		Gd-St-Bern.	-0.20	49	>0.10
R Manley	1659-1974	Nice Mt Gros	0.42	52	0.010
A (Angl. Centre)		Marseille	0.51	65	0.001
T		Gap	0.54	53	0.001
.		Gd-St-Bern.	0.59	118	0.001
P Nice Mt Gros	1884-1935	Gap	0.18	52	>0.10
L		Marseille	0.47	52	0.001
U Vallée Merv.	1931-1974	Nice Aéro.	0.46	32	0.010
I		Gap	0.36	44	0.050
E		Marseille	0.66	44	0.010
S Vendanges V.	1600-1869	Marseille	-0.04	104	>0.10

TABLEAU 5 - Coefficients de corrélation entre différentes séries climatiques (station 1 avec station 2).

	Nice MG	Nice A.	Manley	Gap	Gd-St-B	Marseil.	
T	0.74	0.10	0.07	0.30	0.38	0.34	corrél. N
J	(52)	(32)	(277)	(78)	(143)	(126)	Nobs O
J	0.001	>0.10	>0.10	0.01	0.001	0.001	seuil
P	0.52	-0.13	---	-0.01	---	0.09	corrél. F
J	(52)	(32)	---	(120)	---	(213)	Nobs L
J	0.001	>0.10	---	>0.10	---	>0.10	seuil T
T	0.70	0.90	0.01	0.78	0.31	0.57	corrél. F
J	(52)	(32)	(277)	(53)	(143)	(124)	Nobs I
J	0.01	0.001	>0.10	0.001	0.001	0.001	seuil L
P	0.74	-0.18	---	-0.45	---	-0.02	corrél. R
J	(52)	(32)	---	(120)	---	(213)	Nobs E
J	0.001	>0.10	---	0.01	---	>0.10	seuil

TABLEAU 6 - Corrélations et seuils de signification de différentes séries climatiques observées avec les reconstructions TJJ et PJJ. Ces séries sont soit filtrées soit non filtrées. Dans l'affirmative, les degrés de liberté (Nobs) sont divisés par 3 déterminer les seuils.

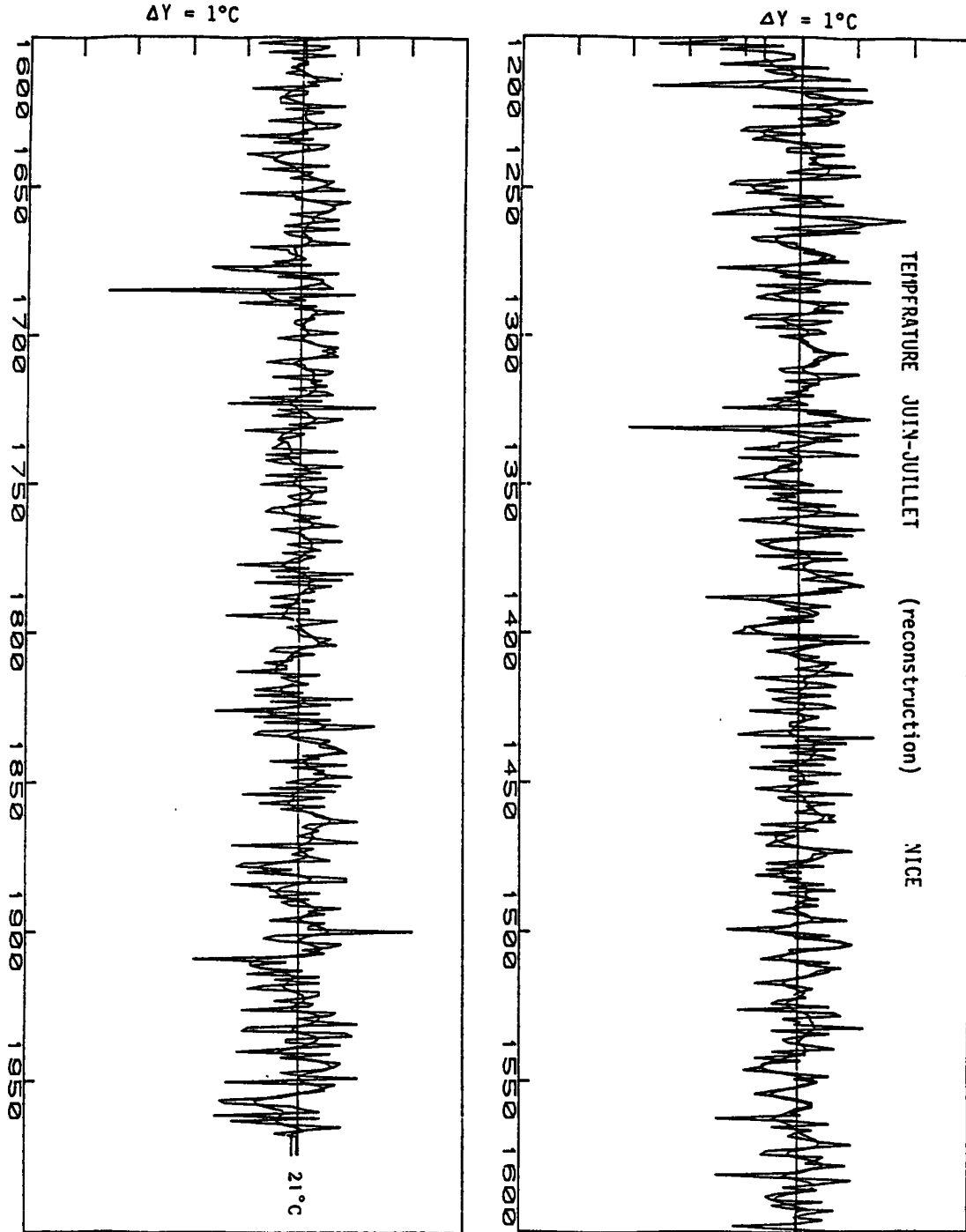
(1982) trouve une corrélation significative (0.44 sur 1659-1879) entre la température d'été en Angleterre et la série des dates des vendanges moyennées sur toute la France (Le Roy Ladurie, 1967). Ici, l'on voit que cette corrélation faiblit (0.14, tableau 5) quand on se restreint aux vendanges du Vaucluse, ce qui nous pousse à penser que la zone méditerranéenne doit être séparée du reste du pays.

La période qui est communément appelée le Petit Age Glaciaire est située, en général, entre 1600 et 1920. Elle ne s'est pas forcément manifestée de la même façon en région méditerranéenne. L'examen de la figure 2 suggère qu'il s'agit plus d'une diminution de la variabilité de la température d'été que de sa moyenne (cela est confirmé par la figure 4). Malgré tout, cette reconstruction peut être considérée comme fiable mais nécessitera une étude plus approfondie utilisant des données typiquement méditerranéennes encore trop rares à l'heure actuelle.

Cette reconstruction TJJ est également fiable du point de vue de ses basses fréquences. En effet, les différentes séries ont été lissées comme la figure 2 le présente et corrélées entre elles (tableau 6) : ces coefficients sont très significatifs. Il faut remarquer, à ce niveau, que la corrélation de TJJ avec la série NA (1943-1974) est très élevée après filtrage et faible sans filtrage : les variations interannuelles sont mal reconstruites (principalement de trop faible amplitude), mais leur allure générale est très bien reconstruite.

La même démarche a été effectuée pour la série reconstruite PJJ (tableau 6, figure 3). Malheureusement, cette série ne semble pas du tout fiable : quand on s'écarte de la période de calibration, les corrélations deviennent nulles. Après lissage, elles peuvent même devenir négatives : c'est le cas pour la corrélation avec Gap. Cela pourrait signifier que les deux séries reconstruites, PJJ et TJJ, ont le même comportement dans les basses fréquences. Ceci est vérifié par le calcul de la corrélation entre TJJ et PJJ sur 1200-1974 : elle vaut -0.34 avant lissage et 0.51 après (valeurs toutes deux hautement significatives). On peut en conclure que la reconstruction PJJ est fortement "parasitée" par la température des mêmes mois. Autrement dit, on n'a pas pu séparer les deux effets. Seule donc la reconstruction de TJJ peut être admise comme fiable.

FIGURE 4 - Courbe des températures de juin-juillet reconstruite de 1200 à 1974 (voir Fig. 2).



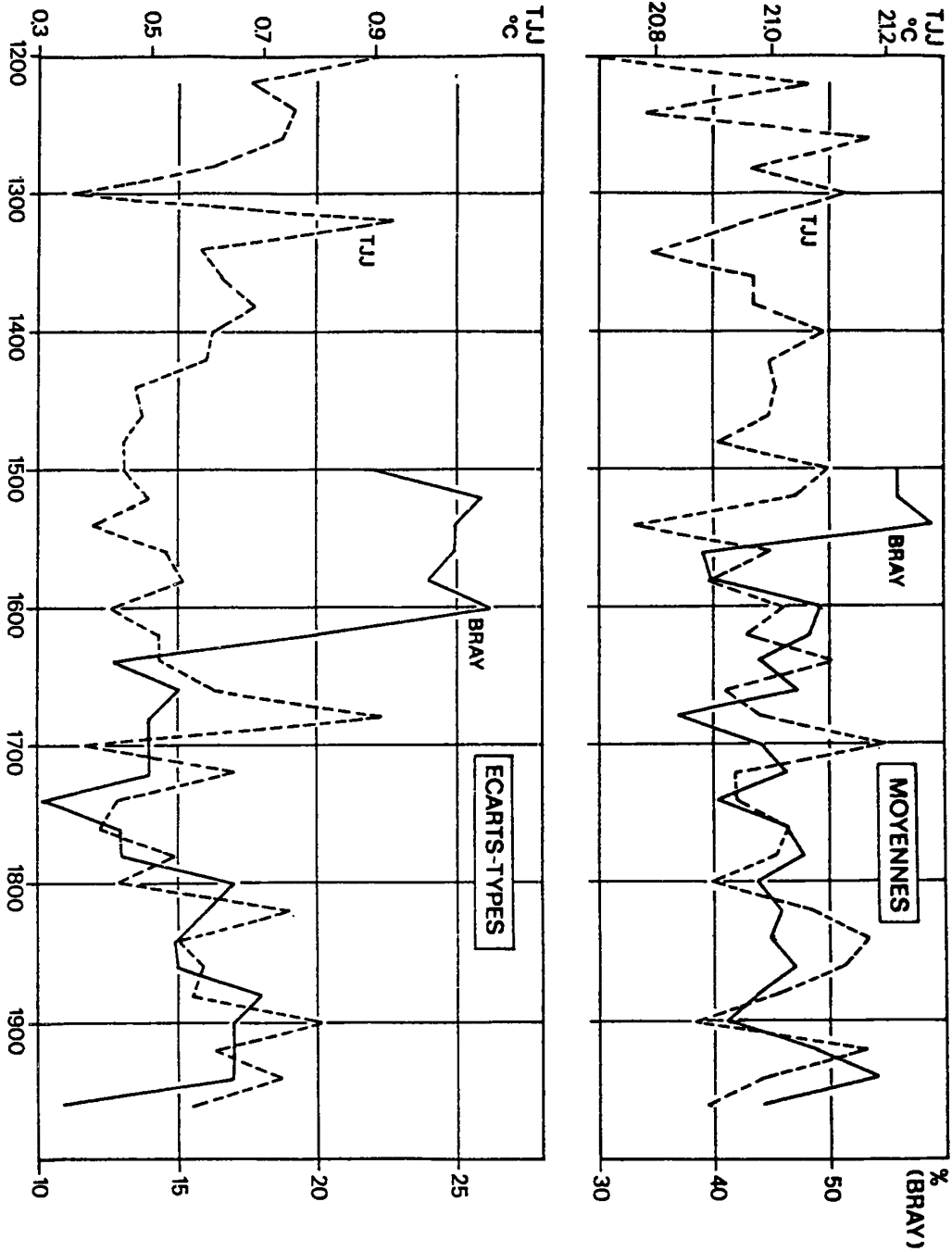
CONCLUSION

Un modèle de fonction de transfert assez simple a permis d'effectuer une reconstruction de la température de juin-juillet à Nice entre 1200 et 1974 à partir de mélèzes des Alpes Maritimes. Ce modèle a été basé sur une seule variable explicative moyenne, mais cette moyenne a été calculée sur des échantillons rigoureusement choisis sur base de leur profil d'autocorrélations simples et croisées de façon à obtenir un rapport signal-bruit optimal. Des vérifications variées ont permis de valider la courbe ainsi obtenue (Figure 4). Malgré tout, un manque cruel de données anciennes se fait sentir pour la région méditerranéenne pour pousser au maximum cette validation. Certaines caractéristiques de ce qui est appelé le "Petit Age Glaciaire" sont discernables dans la courbe synthétique présentée à la figure 5.

Cette figure 5, où sont représentées les moyennes et les écarts-types de la série reconstruite et de celle de Bray (1982), montre qu'à partir du milieu du 16ème siècle une baisse sensible de la température moyenne s'est manifestée, suivie d'une hausse à partir de 1820 approximativement. Cela n'exclut pas une période relativement chaude vers 1700 et une période relativement froide vers 1900. Il y a des divergences au niveau des amplitudes relatives de ces phénomènes entre les deux courbes. La variabilité semble en accord avec la variation, puisqu'on observe des écarts-types élevés parallèlement à des moyennes élevées, et cela pour les deux courbes. Notons que ce genre de constatation pour la région méditerranéenne doit être étayée par des données complémentaires et que la courbe de Bray présente certaines anomalies : le 16ème siècle est reconstitué par des données de vendanges est moins homogène par rapport aux époques ultérieures.

Enfin, l'utilisation de cette méthodologie présente de gros avantages par rapport aux méthodes d'analyse multidimensionnelle des données : une seule variable explicative permet d'obtenir des résultats meilleurs qu'avec cinq variables explicatives. Cela est montré dans Guiot (1984).

FIGURE 5 - Courbes de températures moyennes et des écarts-types par tranche de 20 ans : juin-juillet à Nice et été en Europe d'après Bray (1982). Chaque intervalle est désigné par l'année qui le débute.



REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AKAIKE, H., 1976. - Canonical correlations analysis of time series and the use of an information criterion. In "Advances and Cases Studies in System Identification" (Eds R. Mehra and D.G. Lainiotis). Academic Press, New York.
- BOVEY, P., GRISON, P., 1975. - La tordeuse (*Zeiraphera Diniana* Gn.), important ravageur des mélèzes alpins. *Travaux scientifiques du Parc National de la Vanoise*, 6, 115-139.
- BOX, G.E.P., JENKINS, G.M., 1970. - Time Series Analysis. Forecasting and Control. San Francisco, Holden-Day, 575 pp.
- BOX, G.E.P., TIAO, G.C., 1975. - Intervention analysis with applications to environmental and economic problems. *J.A.S.A.*, 70, 70-79.
- BRAY, J.R., 1982. - Alpine glacial advance in relation to a proxy summer temperature index based mainly on wine harvest dates, A.D. 1453-1973. *Boreas*, 11, 1-10.
- FRITTS, H.C., BLASING, T.J., HAYDN, B.P., KUTZBACH, J.E., 1971. - Multivariate techniques for specifying tree-growths and climate relationships and for reconstructing anomalies in paleoclimates. *Journal of Applied Meteorology*, 10, 845-864.
- GARNIER, M., 1974. - Longues séries de mesures de précipitations en France. *Mémorial de la Météorologie Nationale*, fasc.4, Paris.
- GUIOT, J., 1981. - Analyse mathématique de données géophysiques; application à la dendroclimatologie. Ph.D. thèse, Institut d'Astronomie et de Géophysique, UCL, Louvain-La-Neuve.
- GUIOT, J., 1982. - Identification du processus de la croissance; application aux mélèzes de la Vallée des Merveilles (Alpes Maritimes). Séminaire Interdisciplinaire sur la Modélisation des Systèmes Vivants Complexes et l'Interaction avec leur Environnement. Tours, juin 1982, 196-216.
- GUIOT, J., 1984. - Deux méthodes d'utilisation de l'épaisseur des cernes ligneux pour la reconstitution de paramètres climatiques anciens, l'exemple de leur application dans le domaine alpin. *Palaeogeography, Palaeoclimatology, Palaeoecology*, 46 (sous presse).

- LE ROY LADURIE, E., 1967. - Histoire du climat depuis l'an mil. Flammarion, Paris.
- MAKRIDAKIS, S., WHEELWRIGHT, S.C., 1978. - Forecasting Methods and Applications. Wiley, San Barbara, 713 pp.
- MANLEY, G., 1974. - Central England temperatures : monthly means 1659 to 1973. *Quarterly Journal of Royal Meteorological Society*, 100, 389-405.
- PRIESTLEY, M.B., 1971. - Fitting relationships between time series. *Bull. Inst. Internat. Statist.*, 38, 1-27.
- PRIESTLEY, M.B., 1981. - Spectral Analysis and Time Series. Academic Press, London, 890 pp.
- QUENOUILLE, M.H., 1957. - The Analysis of Multiple Time-Series. London, Griffin.
- SCHUEPP, M., 1961. - Lufttemperaturen, 2.Teil. Beiheft zu den Annalen der Schweizerischen MZA, 1960, Zurich.
- SERRE, F., 1978. The dendroclimatological value of the European larch (*Larix decidua* Mill.) in the French Maritime Alps. *Tree-Ring Bulletin*, 38, 25-33.
- TIAD, G.C., BOX, G.E.P., 1981. - Modelling multiple time series with applications. *J.A.S.A.*, 76 (376), 802-816.
- WHEELWRIGHT, S.C., MAKRIDAKIS, S., 1973. - Forecasting with adaptative filtering. *R.A.I.R.O.*, v-1, 31-52.
- WIDROW, B., 1966. - Adaptative filters 1 : fundamentals, SU-SEL-66-126. Systems Theory Laboratory, Stanford University, Stanford, California.