

# REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

HENRI L'HERMIER DES PLANTES

BERNARD THIÉBAUT

**Étude de la pluviosité au moyen de la méthode S.T.A.T.I.S**

*Revue de statistique appliquée*, tome 25, n° 2 (1977), p. 57-81.

[http://www.numdam.org/item?id=RSA\\_1977\\_\\_25\\_2\\_57\\_0](http://www.numdam.org/item?id=RSA_1977__25_2_57_0)

© Société française de statistique, 1977, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Revue de statistique appliquée » (<http://www.sfds.asso.fr/publicat/rsa.htm>) 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/>

# ÉTUDE DE LA PLUVIOSITÉ AU MOYEN DE LA MÉTHODE S.T.A.T.I.S.

Henri L'HERMIER DES PLANTES

Professionnel de recherche, Ecole des Hautes Etudes Commerciales,  
5255 Avenue Decelles, Montréal, P. Quebec, Canada

Bernard THIÉBAUT

Maître-assistant, Laboratoire de Systématique et Géobotanique Méditerranéennes,  
Institut de Botanique, 5, rue Auguste Broussonet, 34000 Montpellier

## RESUME

La méthode S.T.A.T.I.S. (Structuration des Tableaux A Trois Indices de la Statistique) a été développée pour permettre l'analyse conjointe de plusieurs tableaux de données. Elle est utilisée dans cet article pour étudier la pluviosité de stations météorologiques en région méditerranéenne.

## INTRODUCTION.

L'écologue qui veut étudier les régimes des précipitations tombées pendant plusieurs années successives dans une même station, souhaite trouver un outil de description qui permette non seulement la mise en évidence des variations quantitatives des précipitations d'une année à l'autre mais encore la reconnaissance de la forme des profils pluviométriques de chaque année.

En effet le climat a une action évidente sur les végétaux tant par ses caractères généraux plus ou moins stables que par ses variations aléatoires d'une année à l'autre (L. CHAPTAL 1928 ; M. SORRE 1936 ; A. BAUDIERE et L. EMBERGER 1959 ; B. THIEBAUT 1968). Et ces variations doivent être examinées au cours des cycles annuels de végétation en considérant les états successifs du climat chaque année (B. THIEBAUT 1971, 1974). La difficulté est de placer l'analyse du climat à un niveau intermédiaire entre celui du *climat moyen* (caractères périodiques réguliers) et celui des variations aléatoires, en considérant la succession des données climatiques brutes sur une période de référence calquée sur les cycles annuels des végétaux, ici l'année civile.

Le but de cet article est de montrer que la méthode S.T.A.T.I.S., développée récemment par l'un des auteurs (H. L'HERMIER DES PLANTES 1976) est un outil parfaitement adapté pour résoudre ce type de problème. La justification de cette affirmation est tentée essentiellement dans le second chapitre à travers la discussion détaillée de 23 années d'observations faites à la station de Sainte-Lucie (Aude, littoral méditerranéen). Pour aider à la compréhension, un premier chapitre rappelle les grandes lignes de la méthode d'analyse proposée. La discussion des observations relevées dans trois autres stations fait l'objet du troisième chapitre. Tout en montrant la pertinence de l'outil d'analyse cette discussion permet d'aborder des problèmes bioclimatiques importants.

## CHAPITRE I – LA METHODE S.T.A.T.I.S.

Le statisticien rencontre fréquemment des ensembles de données dits "à trois indices" dans lesquels un premier indice permet par exemple d'identifier les individus qui font l'objet de l'étude, un second indice repère les variables qui ont été observées sur ces individus tandis que le troisième indice permet d'accéder à différentes situations (ou différents instants) dans lesquelles ces variables ont été observées sur ces individus (fig. 1).

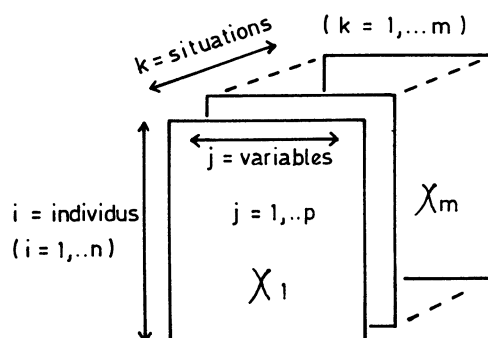


Figure 1

Chacun des tableaux  $n \times p$  peut faire l'objet d'une analyse qui permettra d'étudier les ressemblances des individus telles qu'elles apparaissent dans ce tableau. Une telle méthode ne permet de répondre qu'assez mal aux questions concernant l'évolution des ressemblances des individus lorsqu'on passe d'un tableau à l'autre et à la définition d'une vision des individus qui soit un bon compromis entre les différentes visions proposées par les différents tableaux. Pour répondre plus précisément à ces questions, la méthode S.T.A.T.I.S. procède de la manière suivante.

### 1) L'interstructure

Soit  $X_k$  le  $k^{\text{ème}}$  tableau  $n \times p$  des observations recueillies ( $k = 1, \dots, m$ ). On définit les matrices  $n \times n$ .  $S_k = X_k X_k'$  ( $k = 1, \dots, m$ ) qui sont les matrices associées aux opérateurs introduits par Y. ESCOUFIER (1970, 1975 et 1976). Comparer les situations entre elles (ce que S.T.A.T.I.S. appelle l'interstructure) sera rendu possible en comparant les matrices  $S_k$  entre elles.

Pour ce faire, on construit la matrice  $\mathcal{S}$  de dimension  $m \times m$  dont l'élément  $(ij)$  a pour valeur Trace  $(S_i S_j)$ . La factorisation canonique (J.C. GOWER 1966 ; 325-338) de cette matrice permet alors d'obtenir  $m$  points  $P_k$  qui représentent chacun une des situations de départ. On trouve dans (Y. ESCOUFIER 1975 et H. L'HERMIER DES PLANTES 1976) la justification des affirmations suivantes :

– Deux points  $P_i$  et  $P_j$  sont confondus (respectivement voisins) si et seulement si les matrices  $S_i$  et  $S_j$  sont identiques (respectivement voisines) c'est-à-dire si les distances des individus dans les situations  $i$  et  $j$  sont identiques (respectivement voisines).

— Soit  $O$  l'origine de l'espace de représentation. Les segments  $OP_i$  et  $OP_j$  sont colinéaires si et seulement si les matrices  $S_i$  et  $S_j$  sont proportionnelles c'est-à-dire si les distances des individus dans les situations  $i$  et  $j$  sont proportionnelles.

Bien sûr, alors que la représentation des  $m$  points est en général exacte dans un espace de dimensions  $m - 1$ , on n'étudie la projection que dans un espace de dimension 2. Les outils habituels d'aide à l'interprétation (à savoir : pourcentage des valeurs propres retenues, comparaison des normes avant et après projection) restent valables.

## 2) Le compromis

Soit  $V$  le vecteur propre de  $\mathcal{S}$  associé à la plus grande valeur propre. Notons  $V_i$ , ( $i = 1, \dots, m$ ) ses éléments. On montre que le *meilleur compromis* entre les  $m$  situations a pour matrice associée  $\sum_{i=1}^m V_i S_i$  (H. L'HERMIER DES PLANTES 1976).

Il est important de bien comprendre la signification de ce compromis qui n'est pas une moyenne arithmétique des différentes situations mais une moyenne pondérée.

— Si toutes les situations conduisent à une vision voisine des individus alors tous les  $V_i$  sont sensiblement égaux et le compromis est proche de la moyenne arithmétique.

— Si au contraire, à côté d'un groupe assez homogène de situations, existent une ou deux situations dont les visions sont très particulières, les  $V_i$  attachés à ces dernières situations vont être très faibles ce qui entraîne que les  $S_i$  correspondants n'interviennent pas dans la définition du compromis. On peut dire en termes imagés que le compromis recherche ce qui dans les visions est majoritaire ; il néglige les minorités éventuelles.

## 3) Les intrastructures et l'évolution

La factorisation de  $\sum_{i=1}^m V_i S_i$  fournit une représentation des  $n$  individus qui est celle qui est la plus proche de toutes les représentations possibles au sens où  $\sum_{i=1}^m V_i S_i$  est le meilleur compromis. Cette représentation est appelée par S.T.A.T.I.S. : intrastructure de référence. Toutes les études ne justifient pas qu'on étudie cette intrastructure en détail. Il reste dans tous les cas que la projection de toutes les situations peut être faite dans l'espace du compromis (en fait sur les 2 ou 3 premiers axes de cet espace) et qu'il est alors possible d'étudier les différences entre les visions de chacune des situations et celle du compromis ou encore l'évolution des visions d'une situation à l'autre.

*Remarques :*

1) S'il est essentiel pour la méthode que les mêmes  $n$  individus soient étudiés dans les  $m$  situations, il n'est pas essentiel que les observations se traduisent par le même ensemble de variables dans chacune des situations. On peut étudier  $m$  tableaux  $X_k$  de dimensions  $n \times p_k$ .

2) Y. ESCOUFIER (1970 et 1975) a introduit le coefficient RV pour mesurer la ressemblance entre deux situations. Ce coefficient varie entre 0 et 1. Rappelons qu'un coefficient RV égal à 1 caractérise deux situations identiques (même profil de pluviosité, la quantité d'eau annuelle pouvant être différente). Par la suite nous utiliserons ce coefficient pour exprimer la ressemblance entre une des situations initiales et le compromis.

## CHAPITRE II – LA PLUVIOSITE A SAINTE-LUCIE

La méthode S.T.A.T.I.S. a été utilisée ici pour exploiter des tableaux de données déjà publiées (B. THIEBAUT 1974) et où les pluviosités mensuelles avaient été classées selon dix "intensités" (voir fig. 6). Nous envisageons ultérieurement, de procéder à des traitements pour examiner plusieurs éléments climatiques sur des observations brutes (précipitations mensuelles et températures minimales (m) et maximales (M), mensuelles).

On dispose de 23 années d'observations à Sainte-Lucie. On se ramène au type des données étudiées dans le précédent chapitre en faisant jouer aux années le rôle des situations et au mois celui des individus. Il n'y a qu'une variable observée dans chacune des situations : la hauteur des pluies mensuelles.

Une remarque s'impose. Supposons que, pour les années  $i$  et  $j$ , les tableaux de données ne diffèrent que par une permutation des lignes. Ceci serait le cas par exemple si les fortes pluies de l'année  $j$  correspondaient aux faibles pluies de l'année  $i$  et inversement. Comme seules les distances entre les mois interviennent, les visions de ces deux années seraient déclarées identiques ce qui serait une erreur. On échappe à ce piège en introduisant un 13<sup>e</sup> mois fictif qui sera placé systématiquement à l'une des extrémités de l'échelle d'intensité, par exemple 1. Ainsi l'espace est orienté.

En définitive les données se présentent donc sous la forme suivante fig. 2 :

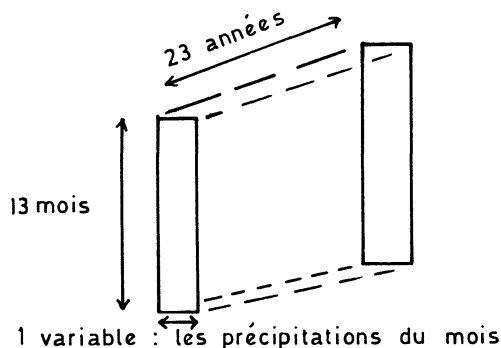


Figure 2

Tableau 1

Sainte-Lucie salins : Interstructure, propriété de la représentation exprimée par le rapport (en %) entre la représentation projetée et la représentation exacte.

Juges (années)	Norme exacte	Norme projetée	rapport en %
1946	0.14E 03	0.11E 03	78,57
1947	0.79E 02	0.62E 02	78,48
1948	0.10E 03	0.67E 02	67,00
1949	0.11E 03	0.84E 02	76,36
1950	0.17E 03	0.14E 03	82,23
1951	0.19E 03	0.16E 03	84,21
1952	0.92E 02	0.82E 02	89,13
1953	0.17E 03	0.10E 03	58,82
1954	0.10E 03	0.67E 02	67,00
1955	0.19E 03	0.13E 03	68,42
1956	0.12E 03	0.74E 02	61,66
1957	0.18E 03	0.14E 03	77,77
1958	0.13E 03	0.11E 03	84,61
1959	0.35E 03	0.34E 03	97,14
1960	0.12E 03	0.76E 02	63,33
1961	0.15E 03	0.14E 03	93,33
1962	0.30E 03	0.27E 03	90,00
1963	0.24E 03	0.20E 03	83,33
1964	0.18E 03	0.16E 03	88,88
1965	0.16E 03	0.12E 03	75,00
1966	0.18E 03	0.14E 03	77,77
1967	0.98E 02	0.75E 02	76,53
1968	0.15E 03	0.13E 03	86,66

Tableau 2

Sainte-Lucie salins : Interstructure, propriété de la représentation des faisceaux d'années représentées sur la figure 3

faisceaux	années	appartenance de chaque année au plan (%)	amplitude variation dans chaque faisceau	total par faisceau	moyenne du faisceau (%)
I	1959	97	30	409	81,8
	1963	83			
	1951	84			
	1946	78			
	1954	67			
II	1965	75	22	428	71,3
	1953	58			
	1952	89			
	1960	63			
	1967	76			
	1948	67			
III	1966	77	25	815	81,5
	1949	76			
	1955	68			
	1962	90			
	1947	78			
	1957	77			
	1964	88			
	1961	93			
	1968	86			
	1950	82			

On calcule alors comme il a été dit au chapitre précédent la matrice  $\mathfrak{S}$  dont les dimensions sont ici  $23 \times 23$ . La représentation des années obtenues dans le plan des deux premières composantes principales de  $\mathfrak{S}$  fait l'objet de la figure 3. Etudions cette figure.

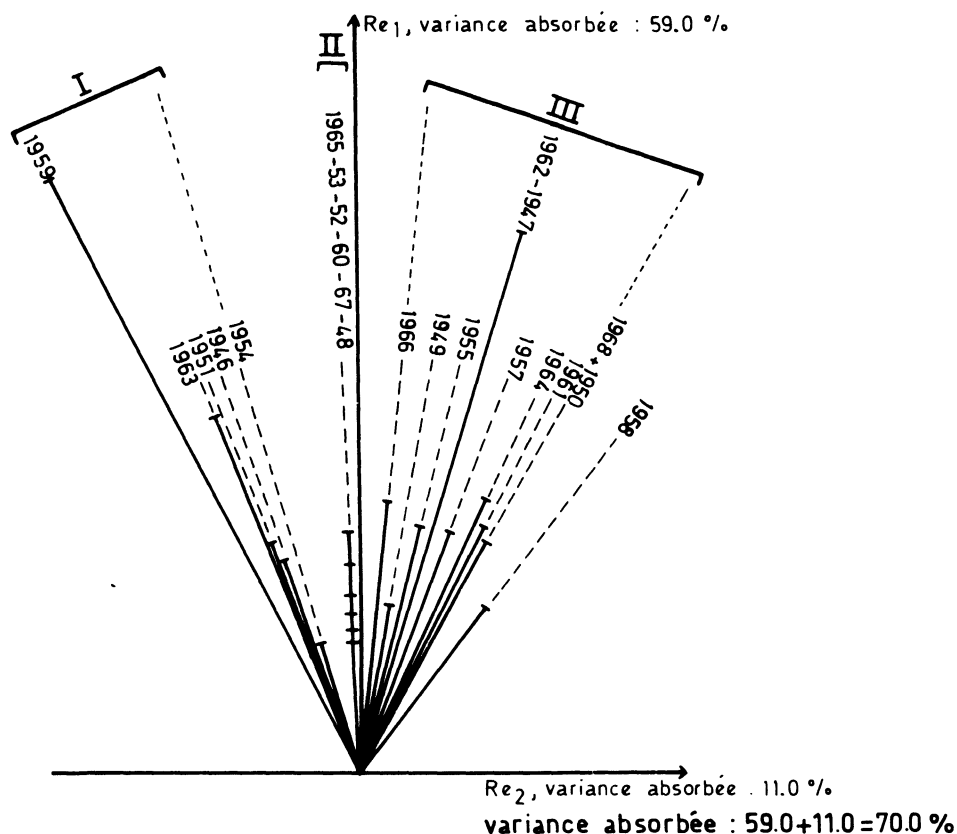


Figure 3 — Sainte-Lucie Salins, interstructure.

On constate tout d'abord que le premier axe absorbe 59 % de la variance, le second 9,7 % ce qui permet de dire que le plan que l'on voit absorbe 68,7 % de la variance (du nuage des opérateurs).

— La relative faiblesse de ce pourcentage qui sera réévoquée au chapitre suivant conduit à penser que les pluies ne présentent pas une grande similitude d'une année à l'autre à Sainte-Lucie. En effet, si à la limite toutes les précipitations annuelles avaient le même profil, une seule dimension aurait suffi pour les représenter. Que deux dimensions ne réussissent qu'à donner une représentation médiocre doit être considéré comme un indice d'hétérogénéité des profils.

— On remarque au premier regard, la longueur des segments relatifs aux années 1959 et 1962. Cette longueur peut avoir deux significations. La première est liée au volume de pluies tombées ces années, plus les pluies sont importantes pour une année, plus grande est la norme du segment correspondant. Les données montrent qu'effectivement 1962 et 1959 ont eu de fortes précipitations d'automne auxquelles 1959 a ajouté de fortes précipitations de printemps (fig. 6). La seconde signification à donner à ces différences de normes est liée à la qualité de la représentation de chacune des années dans cette figure. Si une année est de fait perpendiculaire au plan, sa projection dans ce plan sera de norme nulle et cette année sera injustement qualifiée de sèche alors que la vraie raison de son absence est due au fait qu'elle a un profil très différent de celui des années qui apparaissent dans ce plan. Pour savoir si cette raison est en cause, on étudie le tableau 1 qui donne la longueur des normes exactes et des normes projetées des segments. On constate que les rapports des normes projetées aux normes exactes sont en général supérieurs à 70 %. On peut donc penser que les longueurs des segments telles qu'elles sont vues dans la figure 3 sont assez significatives des différences quantitatives puisqu'aucune année n'est vraiment mal projetée.

— La figure 3 nous permet également d'apprécier des différences angulaires entre segments. L'angle entre deux segments est d'autant plus petit que les profils des années représentées par ces deux segments sont voisins. Mais là encore la qualité de la représentation de chacune des années doit être prise en considération. Par exemple les années 1962 et 1947 sont représentées par des segments colinéaires. On serait tenté d'en conclure à l'identité des profils. Il faut moduler cette affirmation en tenant compte de la faible qualité de la représentation de 1947 par rapport à celle de 1962 (respectivement 78 % et 90 %).

L'ordinateur calcule dans chaque cas les échelles des graphiques afin d'obtenir la "meilleure projection" et d'éviter les points multiples. En sorte que la disposition des segments sur un graphique n'est pas liée uniquement à la variation des profils pluviométriques. Mais une disposition régulière des segments traduira une variation progressive des profils alors qu'une disposition irrégulière révélera l'existence de profils distincts. Quand plusieurs segments se resserrent et forment un faisceau, celui-ci caractérise un type de profil nettement différent des autres. A Sainte-Lucie, 3 faisceaux se distinguent (fig. 3) caractérisant au moins 3 types de profils qu'il faudra examiner dans l'étude de l'intrastructure. Remarquons cependant que la qualité de la représentation des années varie à l'intérieur de chacun des faisceaux (surtout en I) et que le second faisceau est moins bien représenté (tableau 2).

— Le compromis ayant été calculé, on peut en regarder le premier vecteur propre qui donnera une représentation des mois comparable à celle de chacune des années (la première valeur propre représente ici 59 % de la variation). La figure 4 montre que ce compromis diffère peu de la moyenne des différentes années. On doit en conclure que les années qui diffèrent franchement du compromis sont en petit nombre et n'arrivent pas à influencer la moyenne dans leur sens.

— La figure 5 donne la projection de chacune des années dans le plan défini par les deux premiers axes du compromis. Il est important de noter que dans cette représentation chaque mois de chaque année est classé selon l'importance de la lame d'eau recueillie au cours du mois : les mois les plus humides étant



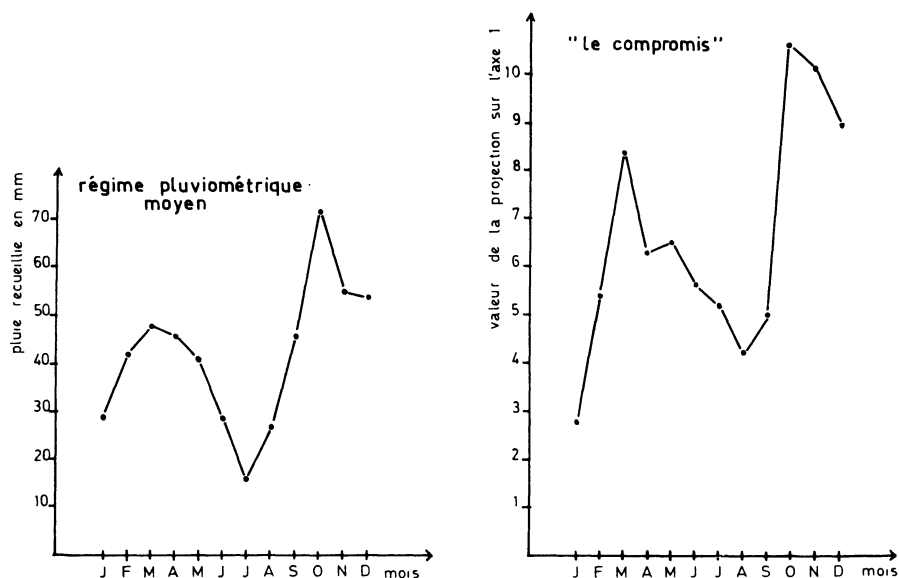
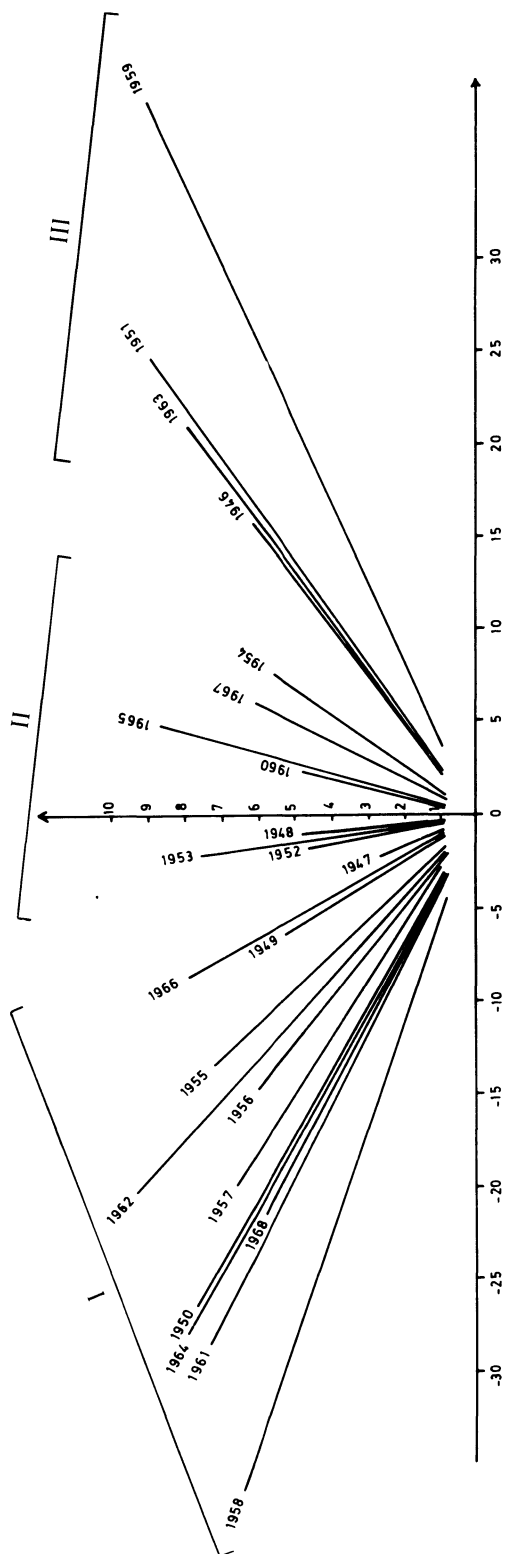


Figure 4 — Sainte-Lucie Salins, comparaison du "compromis" au régime pluviométrique moyen.

les plus éloignés de l'origine. Si bien qu'on peut étudier le comportement de chacun des mois dans les différentes années, autrement dit les profils pluviométriques annuels. Pour des raisons pratiques nous produisons ici une figure simplifiée qui ne situe pas les mois les uns par rapport aux autres. Mais la figure 6, plus suggestive, nous permettra d'examiner les profils annuels ; les années se présentant dans le même ordre que sur la figure précédente. Enfin la figure 5 présente des droites parce qu'il n'y a au départ qu'une variable donc un classement linéaire des mois pour chaque année.

A Sainte-Lucie, les précipitations importantes sont *rare*s et semblent assez *aléatoires* d'une année à l'autre ; quoiqu'arrivant toujours en période froide. En sorte que les profils annuels sont peu structurés et irréguliers (B. THIEBAUT 1974).

Cependant de nettes tendances se dessinent selon les affinités des profils : aux deux extrémités de la figure 6, nous observons, d'une part, des années à fortes précipitations avec deux pics encadrant l'été (régime pluviométrique méditerranéen dédoublé) et, d'autre part, des années à faibles précipitations annuelles avec un pic en fin d'année. Entre ces deux extrêmes, les profils sont plus confus, soit parce que les précipitations sont assez abondantes et réparties tout au long de l'année, parfois même en été, soit parce que les précipitations sont rares dans l'avant comme dans l'arrière-saison.



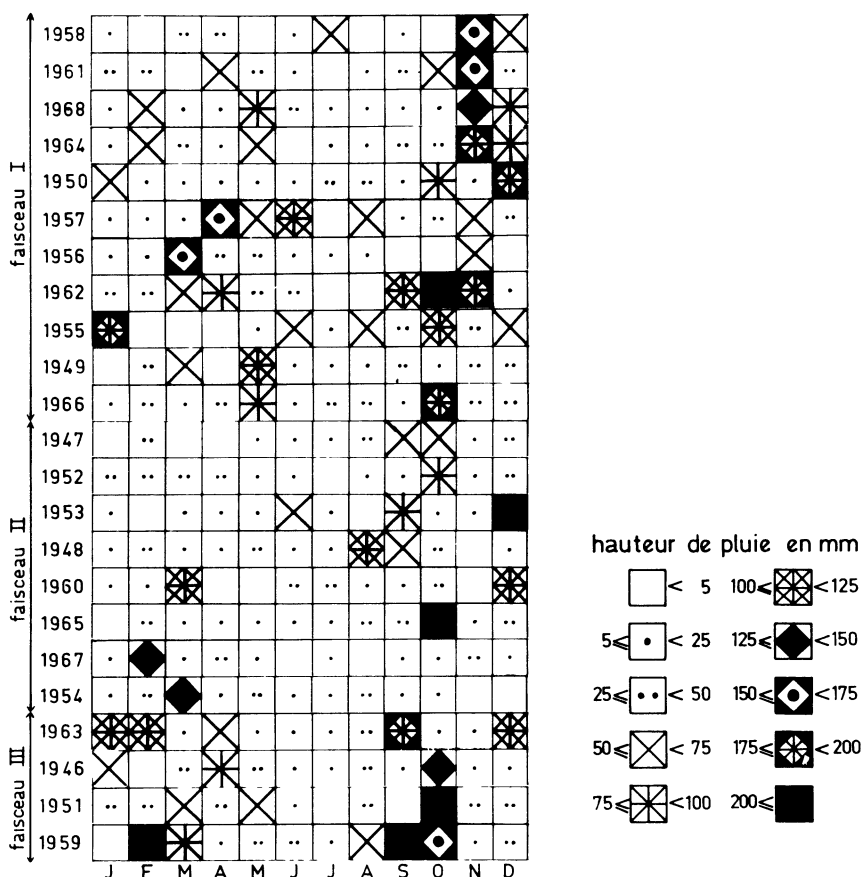


Figure 6 — Sainte-Lucie Salins, classement des années selon le faisceau de l'intrastructure.

Dans l'espace du référentiel, le comportement des années peut être suggestif. En effet, plus une année est originale par rapport à la "norme" de référence, plus sa projection sera approximative et son taux de variance absorbée (RV), faible. Inversement, plus une année épouse les caractères de la "norme", plus sa projection sera précise et son taux de variance (RV) élevé (tableau 4). Si on admet en première approximation, que cette "norme" traduit les événements pluviométriques *les plus caractéristiques* survenus au cours des années prises en considération, le reclassement des mêmes années selon leur taux de variance doit permettre d'identifier les caractères pluviométriques importants de la station. Dans l'état actuel de notre travail, ce raisonnement est encore téméraire car les années "originales" pèsent dans la définition du compromis lorsque leurs précipitations sont abondantes. Cette dernière analyse mériterait donc d'autres développements. Mais elle permet déjà de voir comment il est possible de cerner les caractères propres à une station.

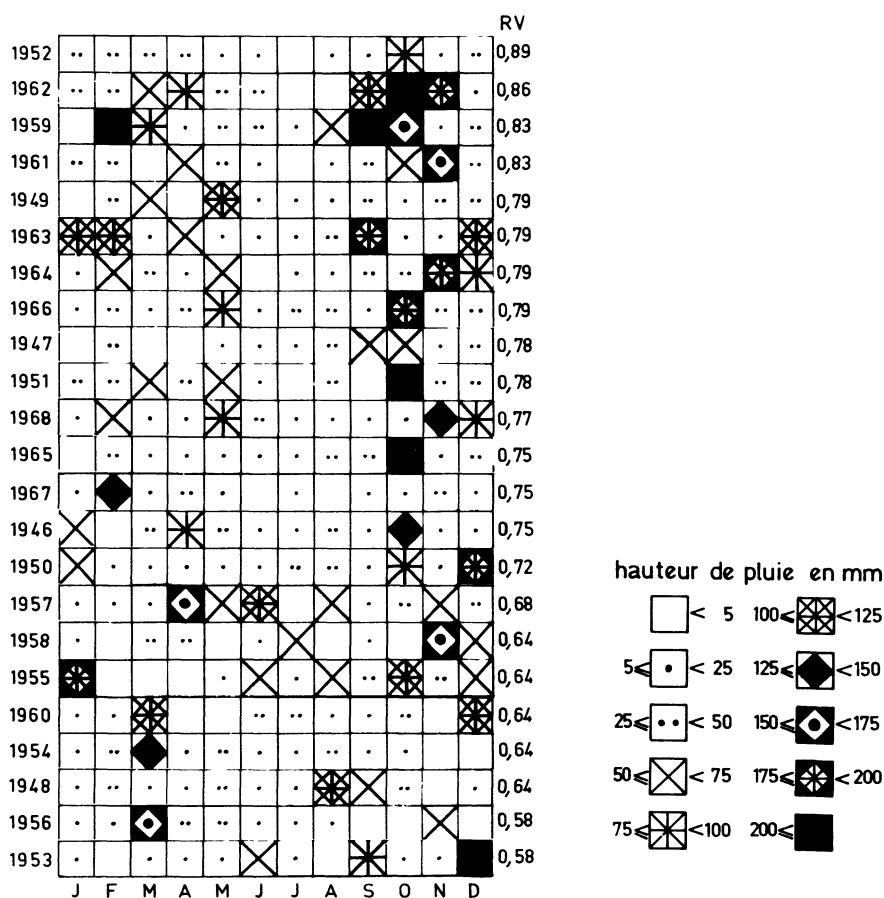


Figure 7 — Sainte-Lucie Salins, infrastructure, classement des années selon leur coefficient RV.

Dans la figure 7, les années originales se regroupent vers le bas (coefficient RV faible) et les années conformes à la station vers le haut (RV fort). A Sainte-Lucie deux caractères paraissent particulièrement conformes : le creux estival d'abord et le pic automnal ensuite. Le pic hivernal est moins régulier. Les précipitations de printemps et d'été sont peu représentatives. Ces résultats rejoignent d'ailleurs les analyses habituelles sur le régime pluviométrique moyen en région méditerranéenne française (Ch. P. PEGUY, 1970). Ils confirment la prééminence du creux estival et du pic automnal sur les autres caractères.

### CHAPITRE III — LA PLUVIOSITE DANS TROIS AUTRES STATIONS DU LANGUEDOC — ROUSSILLON

Une utilisation intéressante de la méthode S.T.A.T.I.S. pourrait être de traiter simultanément un grand nombre d'observations relevées dans plusieurs stations et d'obtenir ainsi des résultats d'ordre géographique.

Mais avant de traiter ensemble de nombreuses stations, nous avons testé la sensibilité de notre outil en l'appliquant successivement aux données de trois autres stations du Languedoc — Roussillon, aux situations géographiques différentes.

région naturelle	département	station	alt. en m	pluviosité moyenne saisonnière en mm				régime pluviométrique saisonnier moyen	périodes d'observations
				H	P	E	A		
littoral méditerranéen	Aude	Sainte-Lucie	3	112	107	61	169	A H P E, type méditerranéen, littoral, sec	1946 - 1968
Montagne Noire	Hérault	Peyrefiches	600	521	382	169	413	H A P E, type méditerranéen, humide	1946 - 1968
Montagne Noire	Aude	Arfons-Alzeau	652	477	353	225	341	H P A E, type de transition à tendance méditerranéenne	1946 - 1968
Vallespir-Canigou	Pyrénées-Orientales	Prats-Mollo	741	152	263	300	275	E P A H, type continental	1872 - 1907

Tableau 3

Interstructure de 4 stations du Languedoc – Roussillon : propriété de la représentation exprimée par le rapport (en %) entre la représentation projetée et la représentation exacte.

Stations Années	s <sup>te</sup> Lucie	Peyrefiches	Arfons-Alzeau	Station Années	Prats-Mollo
1946	78,57	97,77	93,10	1872	86,95
1947	78,48	96,07	88,88	1873	86,95
1948	67,00	88,09	90,24	1874	90,62
1949	76,36	94,64	89,79	1875	90,00
1950	82,23	93,87	87,50	1876	88,09
1951	84,21	97,10	94,73	1877	86,36
1952	89,13	98,21	93,61	1878	86,46
1953	58,82	95,00	91,42	1879	91,17
1954	67,00	86,20	91,04	1880	88,23
1955	68,42	83,87	81,57	1881	55,00
1956	61,66	93,87	96,49	1882	91,66
1957	77,77	85,41	89,13	1883	78,57
1958	84,61	89,47	92,15	1884	90,47
1959	97,14	98,61	96,96	1885	93,54
1960	63,33	80,00	80,76	1886	94,73
1961	93,33	92,10	88,63	1887	88,46
1962	90,00	94,91	94,33	1888	92,30
1963	83,33	86,36	92,68	1889	81,48
1964	88,88	92,85	88,57	1890	82,85
1965	75,00	97,18	93,44	1891	86,84
1966	77,77	94,18	68,18	1892	90,90
1967	76,53	89,28		1893	83,33
1968	86,66	93,47		1894	82,35
				1895	80,00
				1896	90,90
				1897	84,37
				1898	93,47
				1899	86,48
				1900	92,85
				1901	90,47
				1902	89,74
				1903	85,71
				1904	80,76
				1905	90,47
				1906	67,74
				1907	82,14
TOTAUX	1 806,23	2 118,97	1 883,20		3 102,41
MOYENNE	78,53	92,12	89,67		86,17

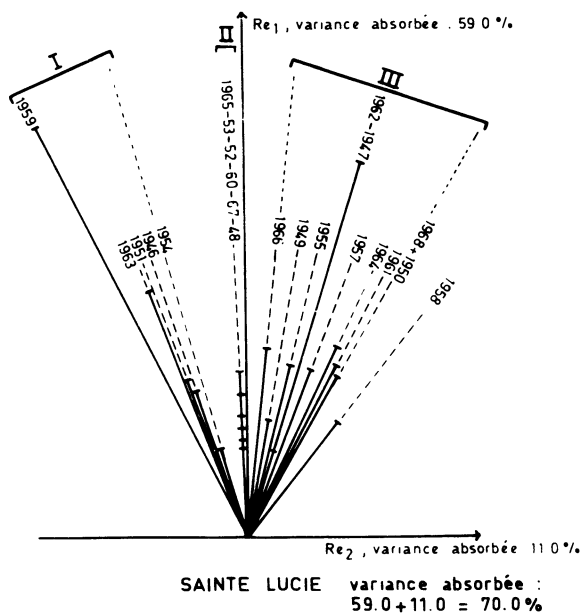
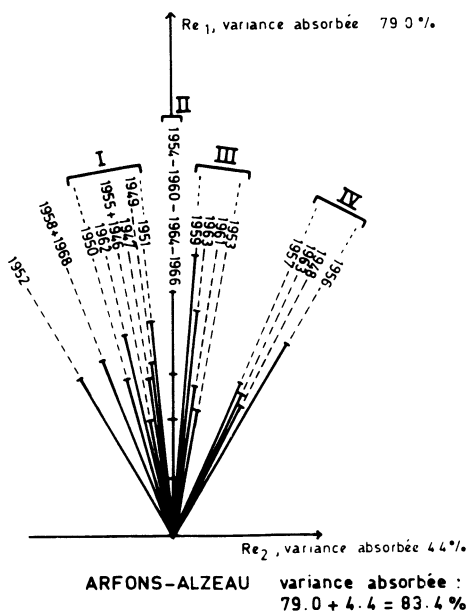
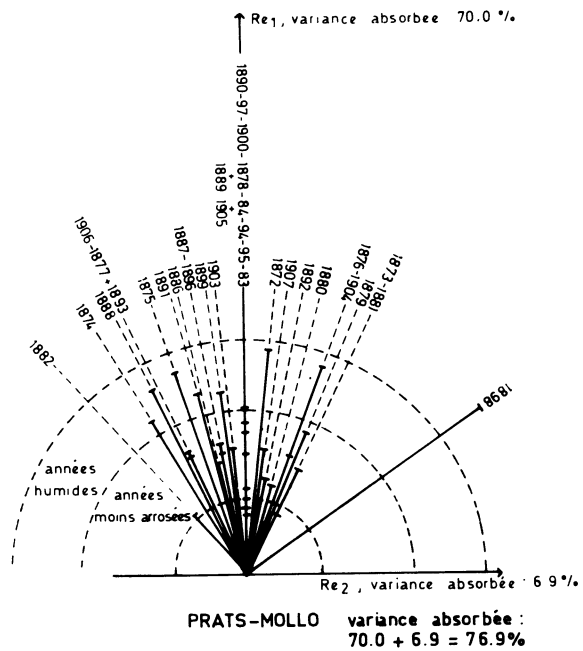
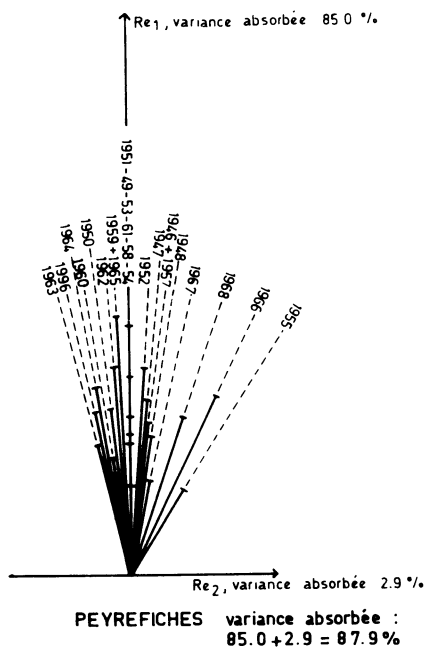


Figure 8 — Interstructure dans 4 stations du Languedoc — Roussillon.

### Au niveau de l'interstructure, figure 8

— Les quatre projections absorbent des taux de variance compris entre 87,9 % à Peyrefiches et 70 % à Sainte-Lucie. Ces différences sont en rapport avec la "forme" du nuage de points de chaque station. La pluviosité semble plus régulière à Peyrefiches (87,9 %), puis à Arfons-Alzeau (83,4 %) et Prats-Mollo (79,9 %), en montagne, qu'à Sainte-Lucie (70 %) sur le littoral. Ce qui confirme une analyse précédente du climat dans ces régions (B. THIEBAUT, 1974).

— A *Peyrefiches* l'importance des précipitations annuelles varie mais toutes les valeurs observées se répartissent régulièrement à l'intérieur d'une fourchette relativement étroite comparée à celle de *Sainte-Lucie* où deux années paraissent anormalement arrosées (1962 et 1959). A *Prats-Mollo*, un hiatus se dessine entre des années humides et des années moins arrosées, aussi bien représentées les unes que les autres dans le plan des axes 1 et 2 (la moyenne des rapports entre les normes projetées et les normes exactes est de 84,62 % pour les années sèches et 88,62 % pour les années humides).

La disposition des segments est *régulière* à Peyrefiches et Prats-Mollo où aucun faisceau n'apparaît. Les profils annuels sont apparentés à quelques variations près dans ces deux stations. Alors qu'à Arfons-Alzeau et Sainte-Lucie, trois ou quatre faisceaux se distinguent caractérisant autant de types pluviométriques différents.

### Au niveau de l'intrastructure

A Peyrefiches trois tendances se dessinent (fig. 9). Les faisceaux I et II regroupent la majorité des années, à parts égales, et sont proches l'un de l'autre. Le faisceau III concerne un petit nombre d'années et paraît plus marginal.

Les événements pluviométriques correspondant à ces faisceaux sont (fig. 10) : le creux estival et les pics qui l'encadrent pour le faisceau I ; affaissement des pics au printemps ou en automne pour le faisceau II ; creux pluviométrique prépondérant du printemps à l'automne pour le faisceau III.

Les coefficients RV (tableau 4) montrent que la pluviosité est caractérisée dans cette station par un creux estival encadré de deux pics, même si ce creux gagne légèrement à la fin du printemps ou au début de l'automne (fig. 11). Les profils les moins caractéristiques présentent un creux estival en partie comblé ou des pics qui s'affaissent dans l'avant ou l'arrière-saison.

A Prats-Mollo la répartition des années est régulière et symétrique de part et d'autre de l'axe vertical (fig. 12). Trois tendances se dessinent légèrement : les précipitations se concentrent en période estivale et sont irrégulières avant et après l'été (faisceau II) ; des précipitations peuvent arriver en début d'année (faisceau I) ou à la fin (faisceau III) (fig. 13).

Le caractère essentiel de cette station est la concentration des précipitations au milieu de l'année (fig. 14), les années se succèdent alternativement très arrosées ou peu humides. Dans les profils les moins caractéristiques, les précipitations ne se concentrent plus au milieu de l'année.

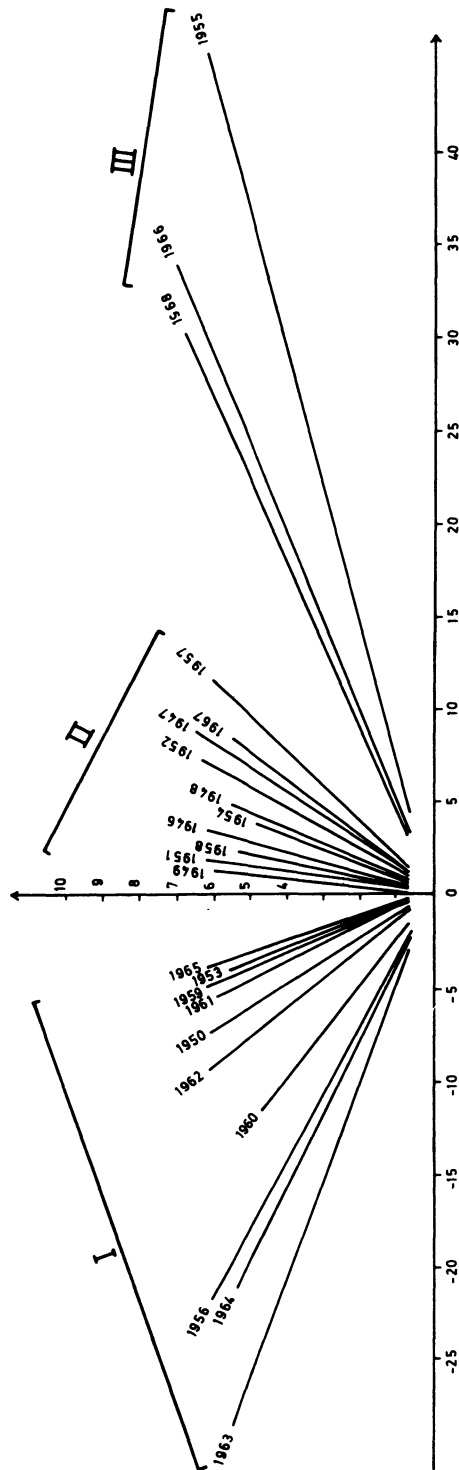


Figure 9 — Peyrefiches, intrastructure.



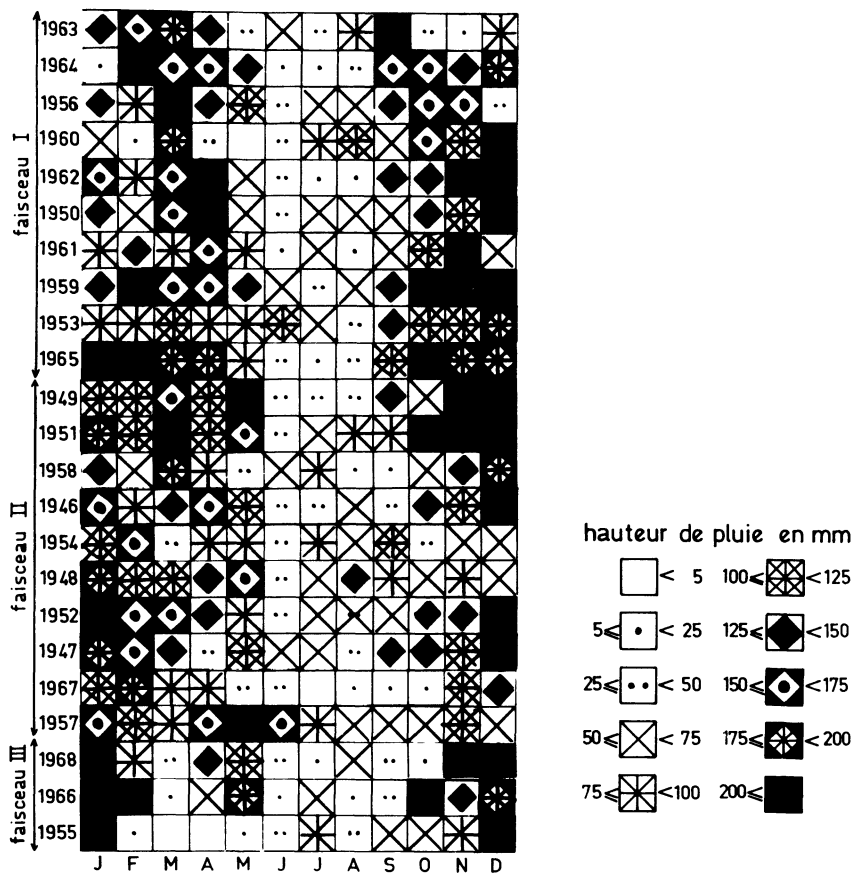


Figure 10 — Peyrefiches, classement des années selon le faisceau de l'intrastructure.

Tableau 4

Intrastructure de 4 stations du Languedoc – Roussillon : propriété  
de la représentation exprimée par le coefficient RV.

Stations Années	S <sup>te</sup> Lucie	Peyrefiches	Arfons- Alzeau	Station Années	Prats- Mollo
1946	0,75	0,97	0,94	1872	0,87
1947	0,78	0,95	0,89	1873	0,81
1948	0,64	0,88	0,82	1874	0,85
1949	0,77	0,93	0,89	1875	0,88
1950	0,72	0,94	0,86	1876	0,85
1951	0,78	0,97	0,93	1877	0,87
1952	0,89	0,98	0,83	1878	0,87
1953	0,58	0,94	0,93	1879	0,87
1954	0,64	0,87	0,91	1880	0,89
1955	0,64	0,71	0,81	1881	0,55
1956	0,58	0,91	0,86	1882	0,81
1957	0,68	0,84	0,83	1883	0,75
1958	0,64	0,90	0,90	1884	0,89
1959	0,83	0,98	0,96	1885	0,89
1960	0,64	0,80	0,81	1886	0,93
1961	0,83	0,91	0,88	1887	0,87
1962	0,86	0,95	0,93	1888	0,83
1963	0,79	0,81	0,84	1889	0,83
1964	0,79	0,90	0,87	1890	0,81
1965	0,75	0,97	0,93	1891	0,86
1966	0,79	0,86	0,69	1892	0,89
1967	0,75	0,88	-	1893	0,80
1968	0,77	0,86	0,91	1894	0,85
				1895	0,85
				1896	0,92
				1897	0,84
				1898	0,67
				1899	0,85
				1900	0,90
				1901	0,87
				1902	0,83
				1903	0,85
				1904	0,76
				1905	0,90
				1906	0,66
				1907	0,81
TOTAUX	16,89	20,71	19,22		30,03
MOYENNE	0,73	0,90	0,87		0,83

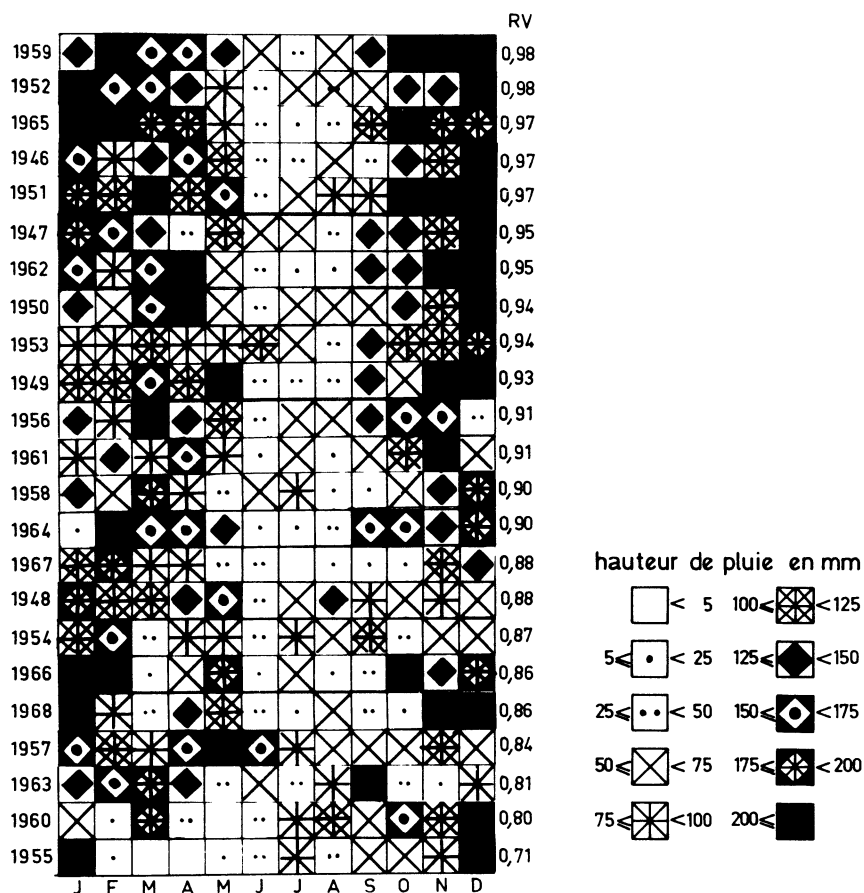


Figure 11 — Peyrefiches, infrastructure, classement des années selon leur coefficient RV.

A Arfons-Alzeau, deux tendances se dessinent nettement (fig. 15) selon l'existence ou non d'un creux au milieu de l'année (fig. 16). Cependant la plupart des profils demeurent confus. Seule l'année 1952, exceptionnellement sèche, paraît accidentelle. Selon les coefficients RV (tableau 4), le creux estival, si réduit soit-il (1 mois en 1959) semble plus conforme aux caractères de la station que l'augmentation des précipitations en période estivale (fig. 17).

## CONCLUSIONS

Les premiers résultats obtenus à l'aide de la méthode S.T.A.T.I.S. nous paraissent déjà substantiels et très prometteurs pour l'avenir.

Jusqu'ici nous avons obtenu, d'abord, une confirmation de résultats antérieurs au sujet du régime pluviométrique moyen et de la variation des profils pluviométriques annuels, en région méditerranéenne française. Et ensuite des résultats nouveaux :

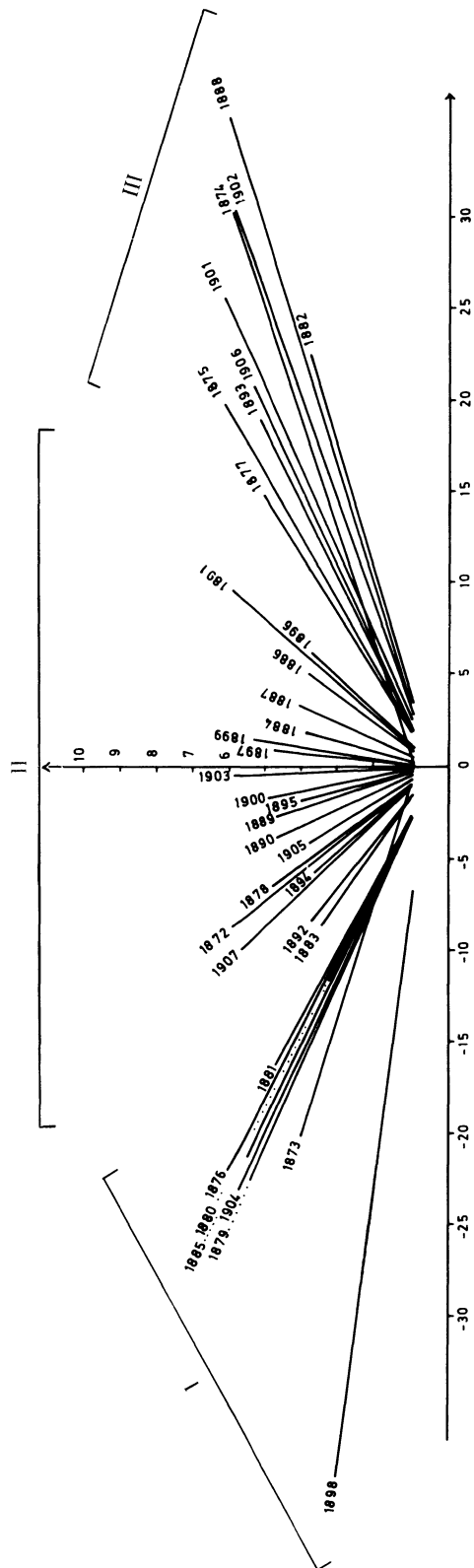


Figure 12 – Prats-Mollo, intrastructure.

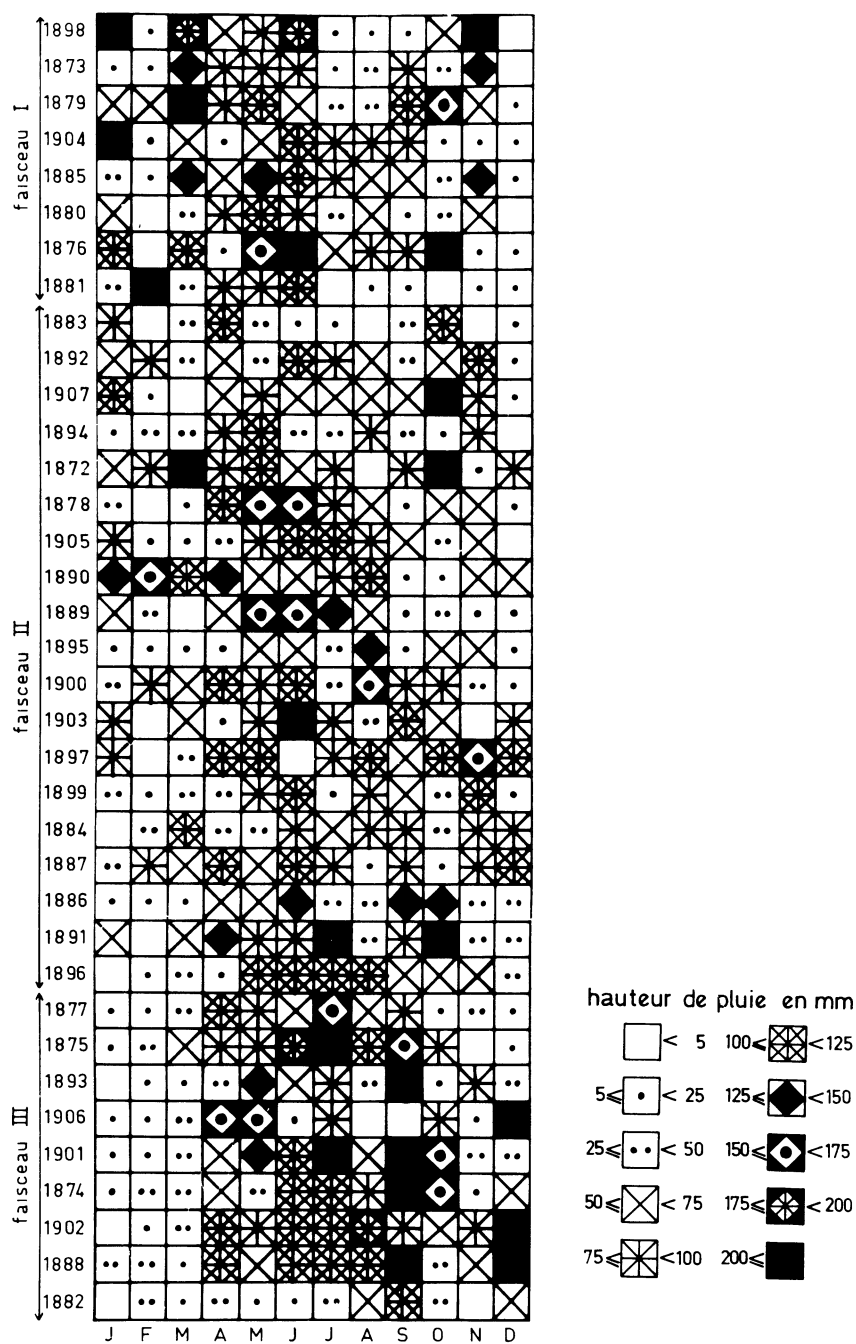


Figure 13 — Prats-Mollo, classement des années selon le faisceau de l'infrastructure.

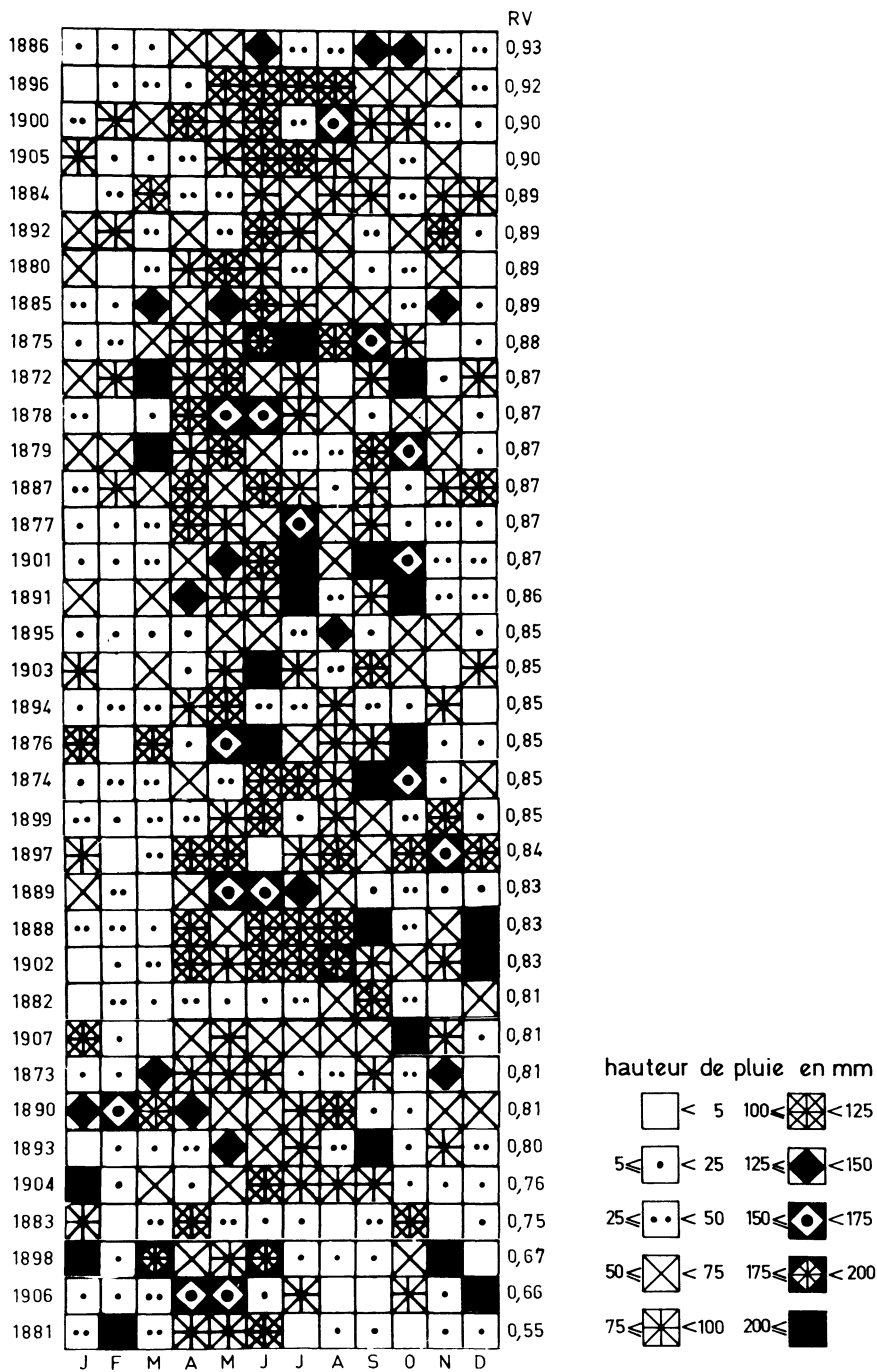


Figure 14 — Prats-Mollo, infrastructure, classement des années selon leur coefficient RV.

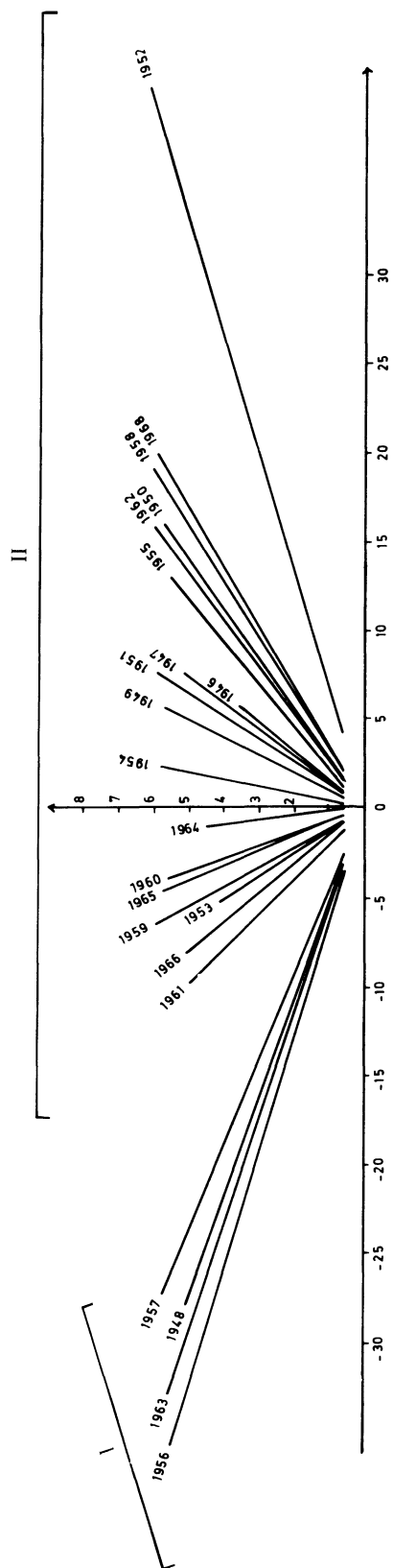


Figure 15 – Arfons-Alzeau, intrastructure.

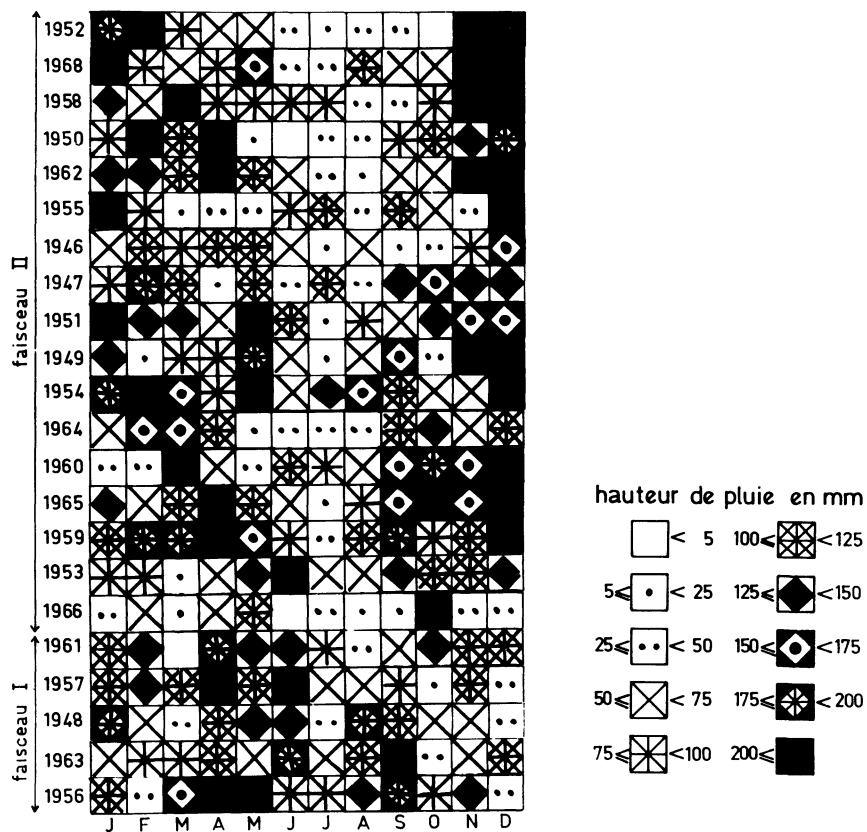


Figure 16 – Arfons-Alzeau, classement des années selon le faisceau de l'intrastructure.





- un classement rigoureux des profils selon leurs affinités,
- une caractérisation des tendances pluviométriques dans une station,
- l'amorce d'un classement de ces tendances selon leur conformité ou non aux caractères de la station.

Les possibilités réelles de la méthode sont loin d'être épuisées dans ce domaine. Nous procéderons bientôt au traitement d'un plus grand nombre de données concernant, d'une part, plusieurs éléments climatiques afin d'analyser le climat dans sa complexité, et d'autre part, plusieurs stations pour étudier les modifications géographiques du climat.

## BIBLIOGRAPHIE

- BAUDIERE A. et EMBERGER L., 1959 — Sur la notion de climat de transition en particulier dans le domaine méditerranéen. *Bull. Serv. carte phyto-géogr.*, série B, carte des groupements végétaux, *IV* (2) : 95-117.
- CHAPTAL L., 1928 — Les caractères du climat de Montpellier. *Bull. Soc. languedoc. Géogr.*, 49 : 101-130.
- ESCOUFIER Y., 1970 — Echantillonnage dans une Population de variables aléatoires réelles. Thèse Etat, Fac. Sci. Montpellier, France.
- ESCOUFIER Y., 1973 — Le traitement des variables vectorielles. *Biometrics*, 29 : 750-760.
- ESCOUFIER Y., 1975 — Utilisation de la notion d'opérateur associé à un tableau. Note de travail, journées d'études INSEE.
- L'HERMIER DES PLANTES H., 1976 — Thèse de 3<sup>e</sup> cycle : Structuration des tableaux à trois indices de la statistique. Univ. Sci. et Tech. Languedoc, France, 98 p.
- GOWER J.C., 1966 — Some distances properties of latent root. *Biometrika*, 53.
- PEGUY Ch.-P., 1970 — Précis de climatologie. Masson et Cie, Paris 468 p.
- SORRE M., 1936 — Sur la conception du climat. *Bull. Soc. languedoc. Géogr.*, 3 : 1 - 15.
- THIEBAUT B., 1968 — Bioclimatologie et cartographie de la végétation. La Salvetat-sur-Agoût (Hérault). Méthodes et critiques de la photointerprétation. Thèse 3<sup>e</sup> cycle, Fac. Sci. Montpellier, 312 p., roéno + annexes.
- THIEBAUT B., 1971 — La transition climatique dans le Massif de l'Agoût. *Vie et Milieu*, XXII (IC) : 167-206.
- THIEBAUT B., 1974 — Esquisse bioclimatique dans le département de l'Aude et les régions limitrophes. *Bull. d'écologie*, 5 (3) : 239-258.