

J. TCHOUANKAM

Taux de chômage en France par départements de 1980 à 1989

Les cahiers de l'analyse des données, tome 16, n° 3 (1991),
p. 371-382

http://www.numdam.org/item?id=CAD_1991__16_3_371_0

© Les cahiers de l'analyse des données, Dunod, 1991, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Les cahiers de l'analyse des données » implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). 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/>

TAUX DE CHÔMAGE EN FRANCE PAR DÉPARTEMENTS DE 1980 À 1989

[CHÔMAGE 1980-1989]

J. TCHOUANKAM*

0 Introduction: les données disponibles et leur présentation

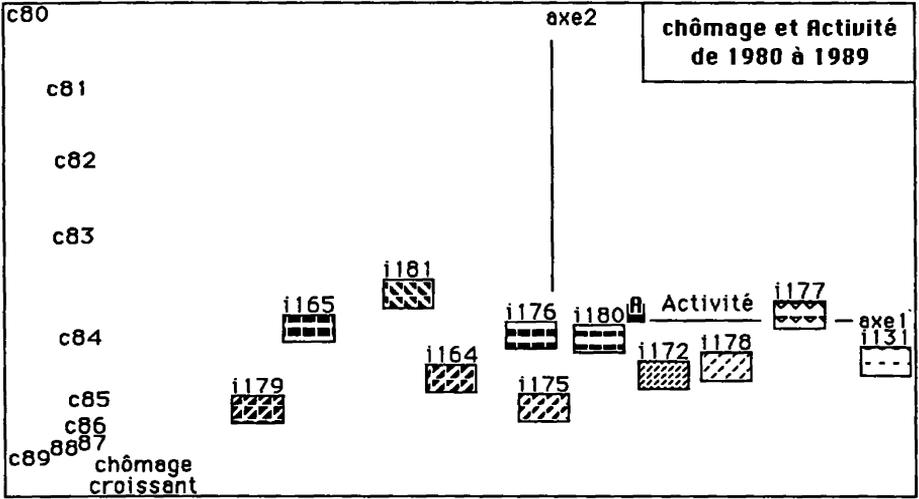
La présente étude porte sur les taux de chômage publiés annuellement, par départements, de 1980 à 1989. De telles données ont souvent été regardées avec réserve à juste titre. L'estimation d'un taux de chômage est difficile parce que, d'une part, une activité rémunérée peut n'être pas déclarée; et que, d'autre part, certains renoncent à se déclarer en chômage, bien qu'ils n'aient pas d'activité rémunérée et en accepteraient volontiers une, si elle leur était proposée. De plus, les biais d'estimation diffèrent grandement d'une région à une autre. Enfin, dans un département, ou une région donnée, le chômage frappe très inégalement les diverses catégories d'actifs: selon le sexe, l'âge, la compétence... Cependant, les données disponibles nous paraissent mériter d'être analysées, parce qu'elles offrent une vue globale de la distribution du chômage et de l'inégal succès de ce qu'on a entrepris pour le réduire.

Soumis tel quel à l'analyse des correspondances, le tableau présente dans chacune de ses lignes un profil temporel; et on ne perçoit pas les différences d'intensité (qui sont ici des différences de masse entre lignes). Pour que ces différences apparaissent, on a donc adjoint aux 10 colonnes {c80, ..., c89}, qui donnent les taux de chômage, 10 colonnes complémentaires {A80, ..., A89}, donnant les taux d'Activité; suivant la formule (faite pour des pourcentages):

$$k(d, At) = 100 - k(d, ct);$$

où t désigne une année et d , un département. Nous désignerons par CH, le tableau de base, à 10 colonnes, et par CHA le tableau complété, à 20 colonnes. L'analyse principale portera sur CHA, mais l'analyse de CH présente un intérêt complémentaire, d'autant plus grand que les résultats en sont compris, d'une certaine manière, dans ceux de CHA.

(*) Étudiante en Doctorat; Université Pierre et Marie Curie.

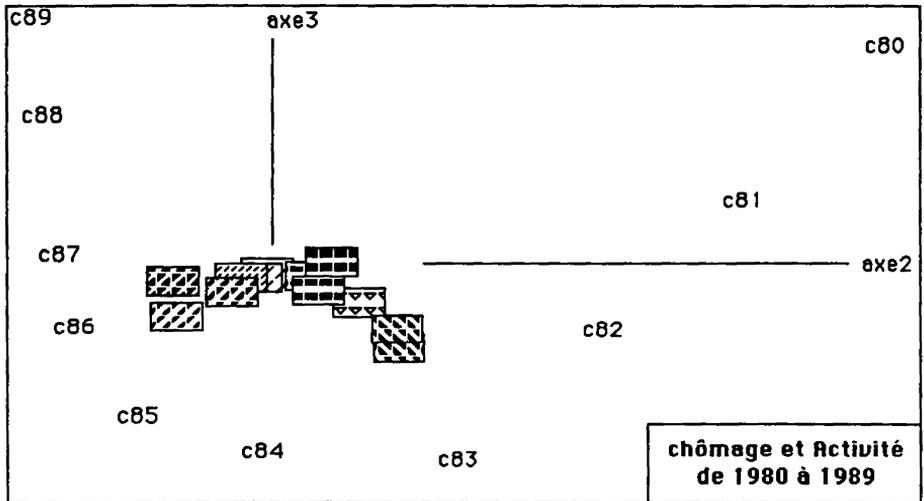


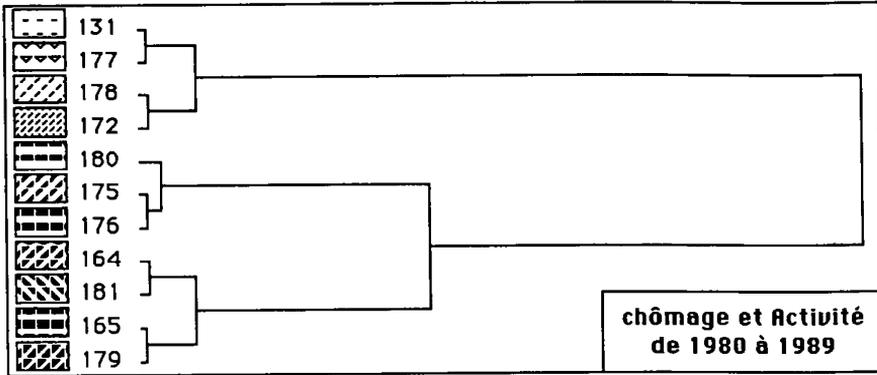
1 Analyse du chômage et de l'Activité de 1980 à 1989

taux de chômage et d'Activité de 1980 à 1989 par départements

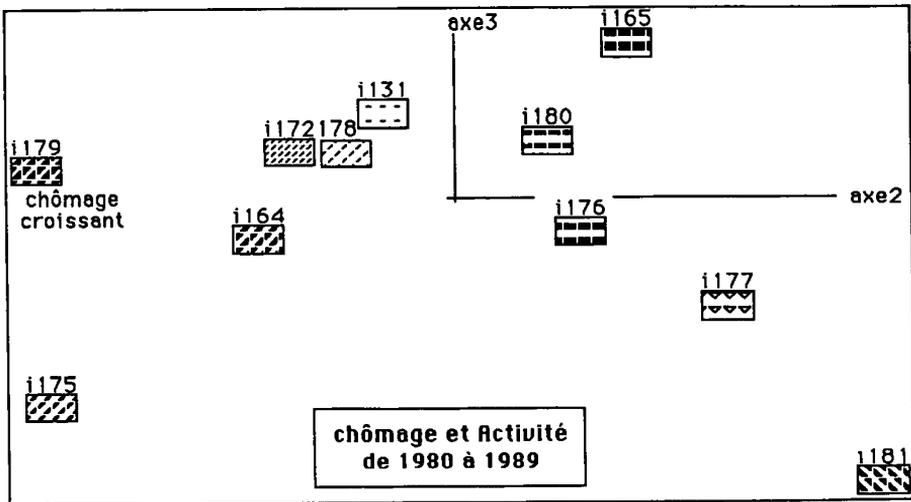
trace :	4.051e-3										
rang :	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
lambda :	38	1	0	0	0	0	0	0	0	0	e-4
taux :	9421	325	121	54	39	14	11	7	4	3	e-4
cumul :	9421	9746	9868	9922	9961	9975	9985	9993	9997	10000	e-4

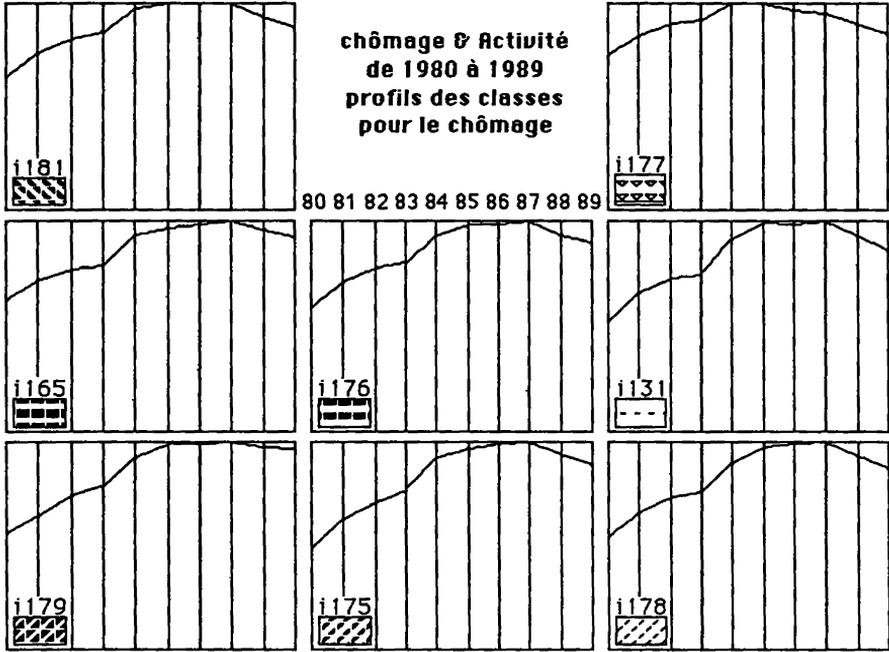
Sur l'axe 1, nettement prépondérant, l'ensemble des modalités de chômage s'oppose aux modalités d'Activité, concentrées près de l'origine du fait de leur



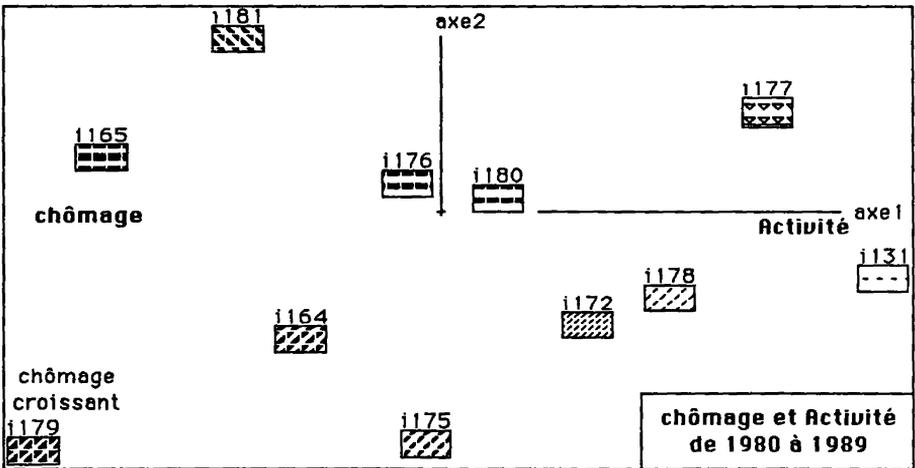


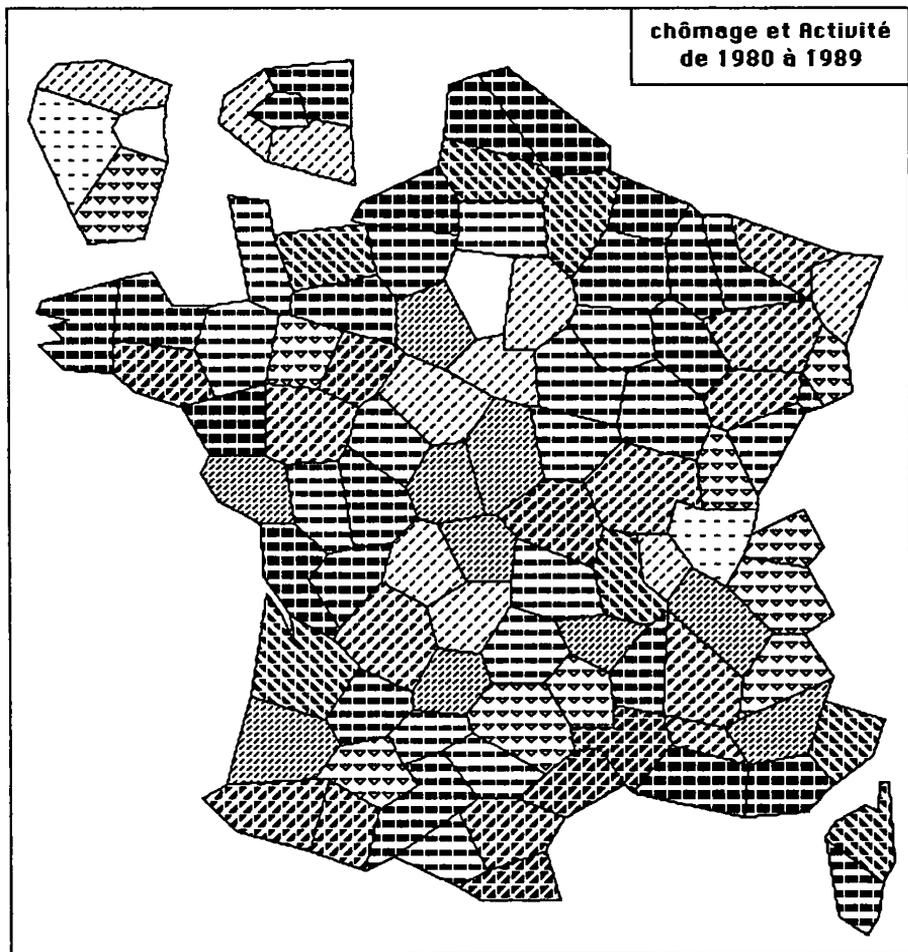
pois environ 10 fois plus élevé. Les classes de départements sont marquées ici avec les trames choisies pour la CAH, d'autant plus sombres que le taux moyen de chômage sur la période est plus élevé ($F1 > 0$). L'arbre montre que s'agrègent à un bas niveau des groupes de classes dont les centres ont des abscisses voisines sur l'axe 1. On a généralement attribué aux classes d'un même groupe des trames de même pouvoir couvrant, mais distinguées par l'orientation des lignes: ascendants vers la droite (afin dévoquer la croissance du chômage) si $F2$ est plutôt négatif; descendants dans le cas contraire, horizontaux entre les deux. En effet, sur l'axe 2, c80 est avec $F2 > 0$; et c89, avec $F2 < 0$; or la proximité d'un département avec c89 plutôt qu'avec c80 exprime une tendance à la croissance du chômage plus forte que pour la moyenne. Plus précisément, on a dans le plan (1, 2) un net effet Guttman, rendant compte de l'ensemble du profil temporel.





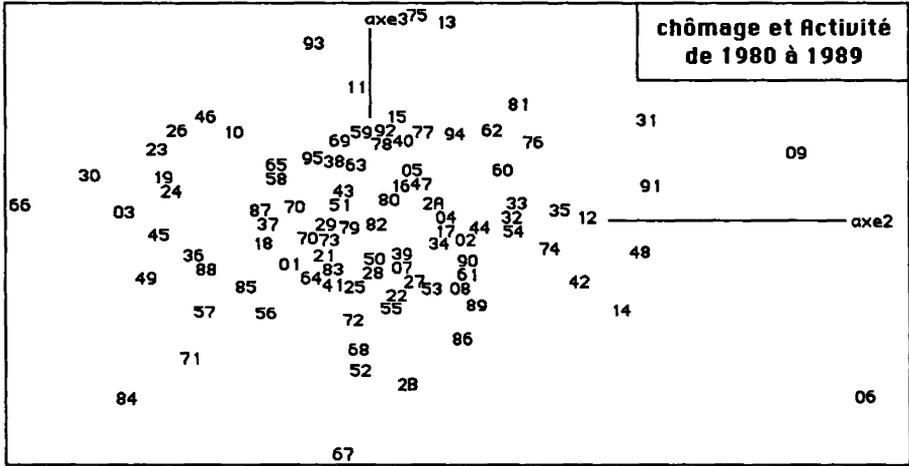
Les courbes de profils temporels (toutes présentées dans un cadre dont la base est à 0) montrent une croissance initiale plus ou moins forte, puis un maximum plus ou moins net, suivi d'une décroissance modérée au cours des deux dernières années. C'est selon les proportions relatives de ces trois phases



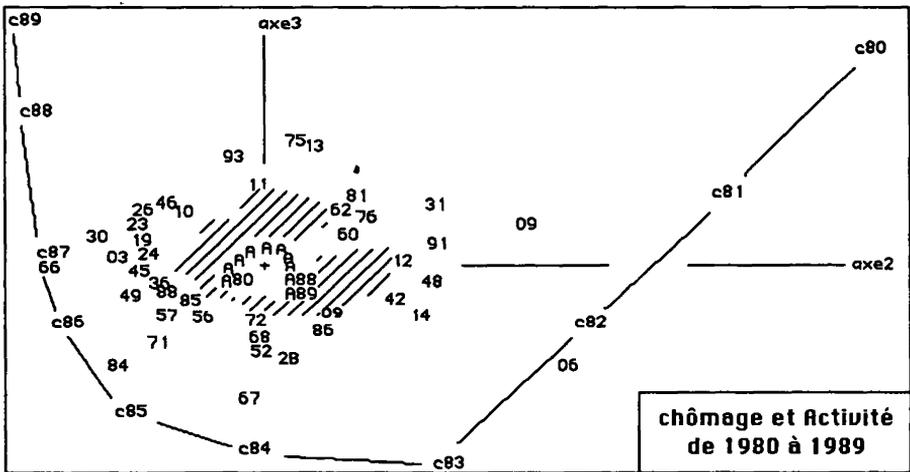


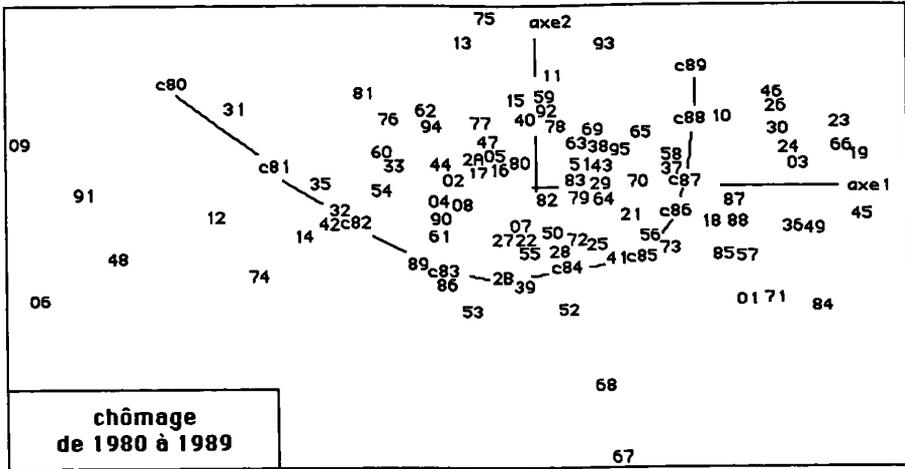
que les classes se projettent dans le plan (2,3). Ce que nous avons appelé "croissance" ($F2 < 0$) correspond à une 1-ère phase marquée par une ascension vive et soutenue; pour une même valeur de $F2$, une valeur élevée de $F3$ (à l'opposé de $c84$) signale un profil dont le maximum est plat: c'est bien le cas pour $j165$ relativement à $j176$.

Sur la carte, quelques zones claires ont un taux de chômage inférieur au taux moyen; les triangles pointe en bas ($j177$) y signalent, de plus, un accroissement quasi nul de 1980 à 1989. Il semble que, dans les Alpes Maritimes et le Nord de la Corse, le taux soit assez élevé, mais croisse peu.



Cependant, outre que la valeur symbolique des trames n'exprime qu'imparfaitement le profil temporel moyen d'une classe, une partition en 11 classes ne peut suffire à rendre compte de la diversité des profils. L'analyse factorielle, au contraire, montre avec finesse cette diversité dans le plan (2, 3); et suggère de tracer les courbes des profils de quelques départements, comme on l'a fait pour les classes. La diversité des graphiques nous dispense de tout commentaire. (On notera que les graphiques ont été tracés par le programme 'GraphTab', à partir du tableau des données lui-même, pour les courbes des départements; et à partir d'un tableau de cumul créé en même temps que le listage Vacor, pour les moyennes de classes).





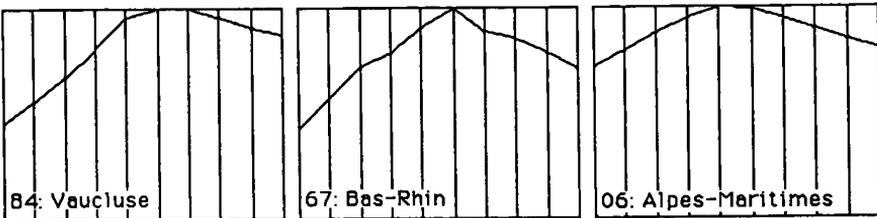
2 Analyse du chômage de 1980 à 1989

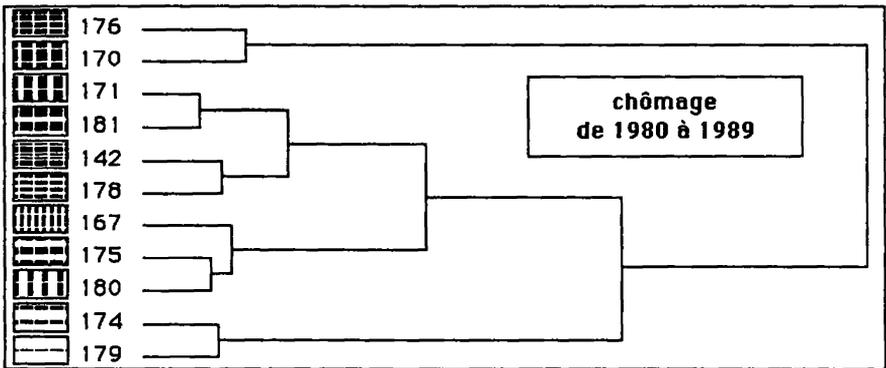
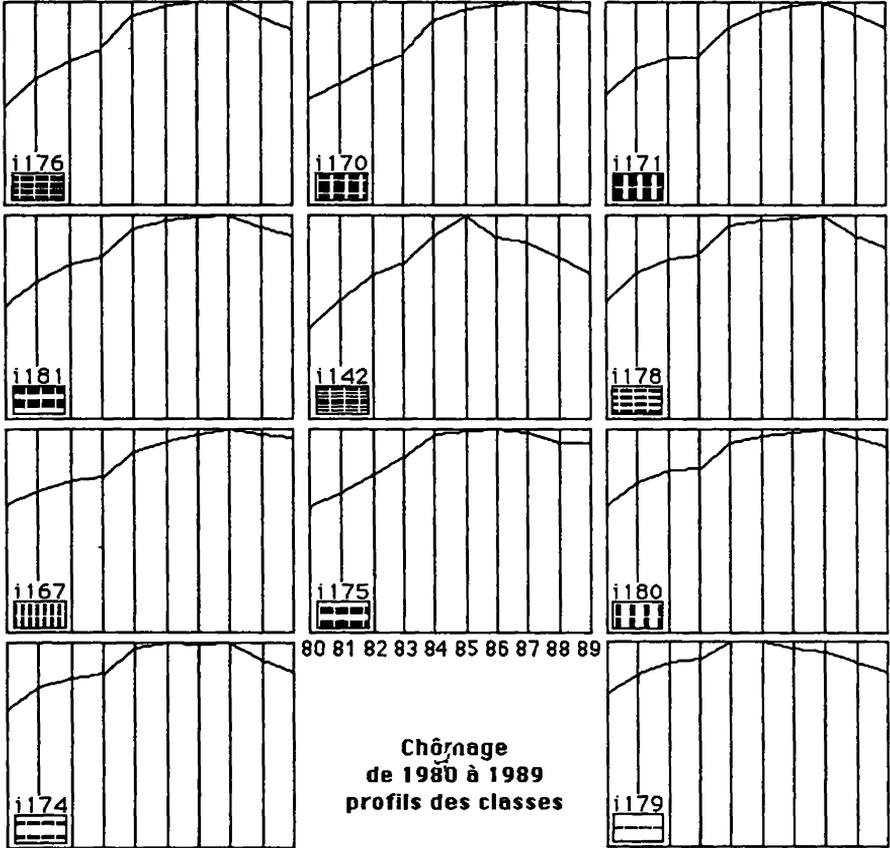
taux de chômage de 1980 à 1989 par départements

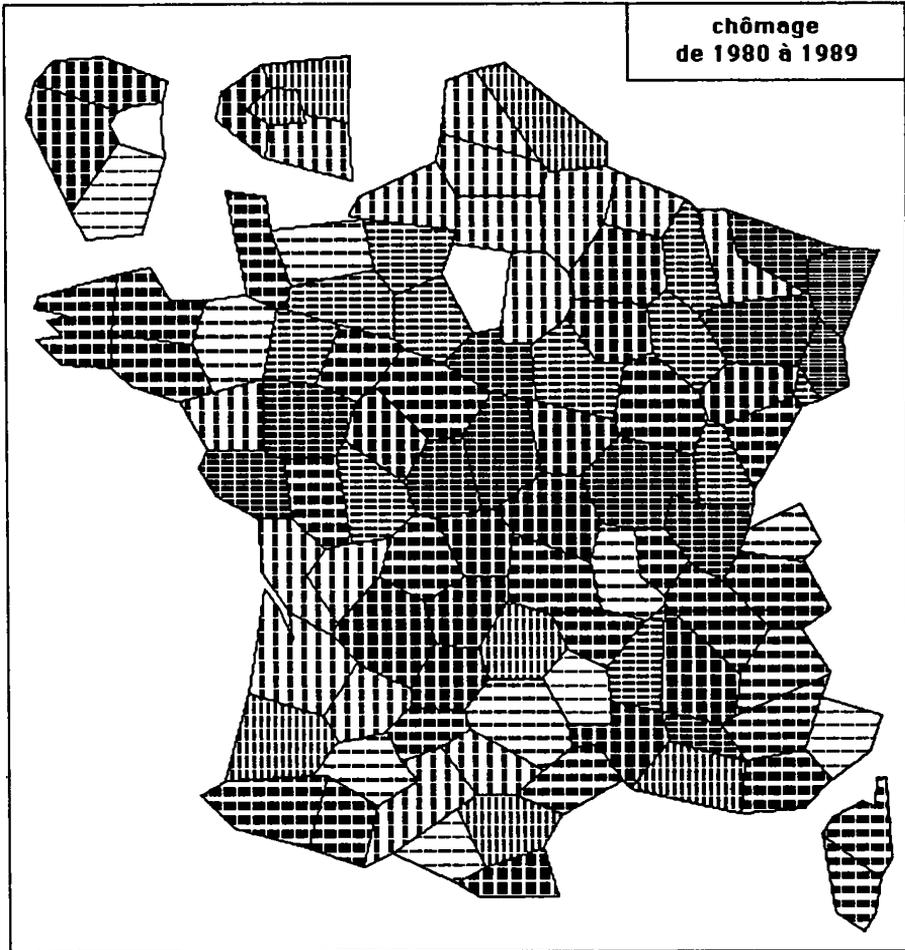
trace :	2.477e-3									
rang :	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
lambda :	14	5	2	2	1	0	0	0	0	e-4
taux :	5486	2217	953	690	228	176	125	69	55	e-4
cumul :	5486	7704	8657	9346	9574	9750	9876	9945	10000	e-4

La diversité des profils de variation temporelle suggère d'analyser le tableau CH, dont les 10 colonnes {c80, ..., c89} n'expriment que les taux de chômage à l'exclusion des niveaux complémentaires d'Activité {A80, ..., A89}, afin de construire une classification des départements et une carte montrant dans leurs détails les différences de profil, sans prendre en compte le niveau moyen du chômage.

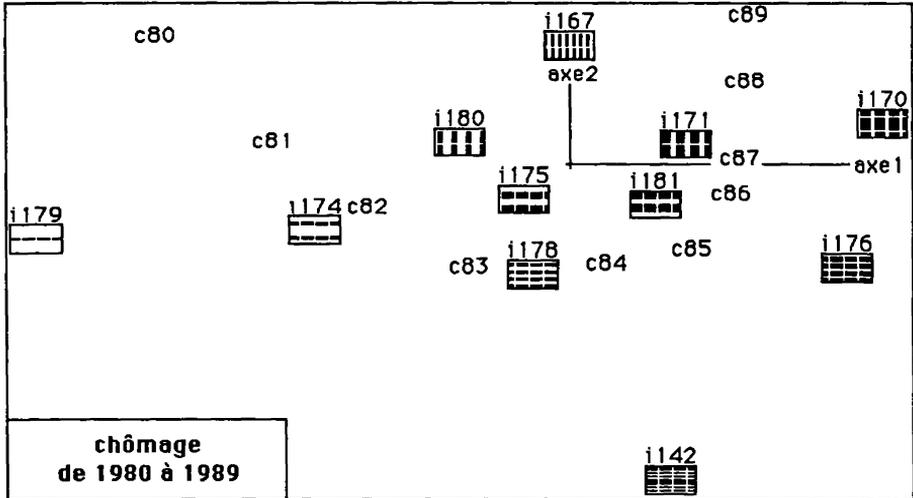
Il apparaît que, jusque dans le détail de la position des départements, le plan (1, 2) issu de la présente analyse reproduit le plan (2, 3) issu de l'analyse du §2; seul diffère (outre l'orientation, contingente, de l'axe horizontal de nos graphiques) l'échelle du nuage {c80, ..., c89} relativement à celle du nuage N(I) des départements: mais cette différence est nécessaire pour que, sur chaque axe issu d'une analyse, les deux ensembles I et J aient même inertie, alors que la masse des {At} est dix fois celle des {ct}.







Sur la carte, le pouvoir couvrant des trames exprime la valeur du premier facteur: les zones sombres correspondent à des profils marqués par une forte croissance. On a choisi les lignés d'après le deuxième facteur: ainsi les classes j142 et j171 ont des profils moyens marqués par des taux de croissance équivalents sur l'ensemble de la période, mais le graphe de j142 montre un pic aigu en 1985; tandis que sur celui de j171 un maximum s'étend de 1985 à 1987. Quelques départements se signalent comme des plages claires (faible croissance du chômage): 06, Alpes-Maritimes; 09, Ardèche (à l'Est de la frontière des Pyrénées); 91, Essonne, au Sud de Paris. Ce dernier département a le privilège d'être en clair sur nos deux cartes!



Quant à l'interprétation des facteurs en termes de formes de courbes, l'application des principes ordinaires est ici rendue difficile du fait qu'on doit prendre pour terme de référence la courbe moyenne de l'ensemble des départements.

Ainsi, la classe j167 pour laquelle le facteur F2 atteint son maximum, doit, selon les règles communes d'interprétation de l'effet Guttman, être caractérisée par une conjonction des extrêmes; c'est-à-dire, relativement au profil général (moyenne de tous les départements), par des taux élevés en début et fin de période, et faibles au milieu.

Mais comme le profil général a une nette croissance initiale, puis un maximum central suivi d'une décroissance esquissée en fin de période, le profil de j167, relevé aux deux extrémités relativement au profil moyen, montre une montée peu accentuée, suivie d'un large plateau qui ne s'affaisse qu'à peine au cours des deux dernières années (1988 et 1989).

L'interprétation devient très simple si l'on considère non les courbes de variation temporelle du taux de chômage elles-mêmes, mais la variation temporelle du rapport du taux de chômage d'une classe (ou d'un département déterminé) pour l'année t au taux moyen général afférent à la même année; mais alors, l'interprétation ne concerne pas directement le phénomène même qui intéresse l'économie et la sociologie.

L'analyse a précisément pour but de montrer les facteurs de diversité suivant lesquels se distribuent les départements, alors que ces facteurs sont difficiles à percevoir sur la forme des courbes de taux de chômage.

3 Absence de corrélation spatiale entre niveau moyen du taux de chômage et tendance temporelle de celui-ci

L'analyse du §2 a retrouvé, aux rangs 1 et 2, les facteurs 2 et 3 issus de l'analyse du §1. On peut se demander s'il ne s'agit pas d'un phénomène assez général de décalage; phénomène qu'on rencontre souvent lorsqu'on reprend une analyse après avoir mis en supplémentaire un élément qui, par sa forte contribution, créait le premier axe. Il n'en est rien: comme l'annonce le titre du présent §, il s'agit d'une propriété des données analysées: l'absence de corrélation spatiale entre niveau moyen du taux de chômage (sur la période étudiée) et tendance temporelle de celui-ci. Et l'on montrera, sur un cas modèle simple que cette propriété pourrait n'être pas vérifiée.

Partons du tableau CHA, à 20 colonnes, analysé au §1. Si l'on désigne par T l'ensemble des 10 années considérées, l'ensemble J des colonnes peut être noté:

$$J = cT \cup AT \quad ; \quad \text{où: } cT = \{ct \mid t \in T\} \quad ; \quad AT = \{At \mid t \in T\} ;$$

au tableau à 20 colonnes, on adjoint deux colonnes supplémentaires, cc et AA, qui sont, respectivement les cumuls des blocs cT et AT.

Dans l'espace P_I des profils sur I, les profils f_I^{cc} et f_I^{AA} sont situés sur un même segment de part et d'autre du profil moyen f_I , avec f_I^{cc} environ neuf fois plus éloigné du centre que ne l'est f_I^{AA} , du fait du rapport des masses. Le sous-nuage $\{f_I^{ct} \mid t \in T\}$, afférent à cT, a pour centre de gravité f_I^{cc} ; et de même pour $\{f_I^{At} \mid t \in T\}$ relativement à f_I^{AA} . Désormais, nous écrirons simplement cc pour f_I^{cc} ; AA pour f_I^{AA} ; etc... ; et aussi gg pour f_I .

Sous l'hypothèse que l'amplitude des variations temporelles est moindre que celle des variations spatiales, les sous-nuages cT et AT sont concentrés autour de leurs centres cc et AA; en d'autres termes, les diamètres des sous-nuages sont faibles relativement à la distance séparant leurs centres cc et AA. L'axe principal d'allongement du nuage J sera donc, approximativement, l'axe (cc, gg, AA), sur lequel l'ensemble cT, à peu près concentré en un point, s'oppose à l'ensemble AA: c'est ce qu'on a trouvé au §1.

Les axes suivants, issus de l'analyse de CHA, seront perpendiculaires au premier axe; cela n'implique pas que le sous-nuage cT admette ces axes pour directions principales d'allongement autour de son centre cc; mais c'est, au §1, le cas parce que le sous-nuage cT a un support perpendiculaire en cc à l'axe (AA, gg, cc): condition qu'on vérifie ici par le fait que F1 est quasi constant sur cT; et qui est l'expression géométrique de l'absence de corrélation entre variabilité temporelle (au sein de cT) et variation spatiale (entre cc et gg).

L'analyse CH (cf. §2) n'est autre que la recherche des éléments principaux d'inertie du nuage cT. Certes, cette recherche s'effectue avec pour métrique la distance du χ^2 de centre cc, et non gg, comme pour l'analyse de CHA. Mais si les variations du taux de chômage sont relativement faibles, on peut, en première approximation, ne pas tenir compte du changement de métrique. Dans l'espace perpendiculaire à l'axe (AA, gg, cc), premier axe issu de l'analyse du §1, les axes 1 et 2 issus de l'analyse du §2 et les axes 2 et 3 issus de l'analyse du §1 coïncident.

Plus généralement, on a entre facteur de rang $\alpha = 1, \dots, 9$, issu de CH et facteur de rang $\alpha+1$ issu de CHA une corrélation supérieure à .93; il y a donc égalité entre facteurs normalisés sur I. De la formule de transition (comme de la disposition de la figure), il résulte alors, ainsi qu'on le vérifie sur le listage, que $F_\alpha(ct)$, issu de CH, est sensiblement égal à $F_{\alpha+1}(ct)$, issu de CHA; mais, du fait des différences de masses, les valeurs propres issues de CH sont 10 fois plus fortes que celles, de rang augmenté de 1, issues de CHA; ce qui fixe l'échelle pour les F^I .

Or il est facile de montrer qu'une telle situation peut n'être aucunement réalisée, quels que soient, par ailleurs, les ordres de grandeur relatifs des variations temporelles et des variations spatiales. Dans le modèle qui suit, l'analyse de CHA et celle de CH produisent un seul facteur qui est commun aux deux analyses. On obtient cette situation parce que tous les profils de J sont alignés sur l'axe (AA, gg, cc), qui est donc à la fois le support du nuage J et des deux sous-nuages cT et AT. Il suffit pour cela de poser:

$$k(i, cT) = u + v.t.d(i) \quad ; \quad d'où : \quad k(i, AT) = (100 - u) - v.t.d(i) \quad ;$$

formule où $d(i)$ est une fonction positive de i ; t désigne l'année, assimilée à un nombre entier de 0 à 9; et u, v sont des constantes positives choisies de telle sorte que $k(i, AT)$ ne prenne pas de valeur négative.

4 Conclusion

Dans la mesure où les données analysées méritent quelque crédit, la représentation obtenue par l'analyse factorielle, la CAH et la cartographie fournit une image globale du chômage dans son extension spatio-temporelle.

Références

Sources des données : I.N.S.E.E.