

.....	page
INTRODUCTION	5
I Cadre du travail	5
II Objectifs de l'étude	5
III Bilan bibliographique	6
IV Plan d'échantillonnage	7
V Les données	10
PREMIERE PARTIE Etude des propriétés rhéologiques	12
I Influence de la composition en acides gras sur le comportement rhéologique des beurres	12
I-1 Analyse préliminaire des régresseurs	12
I-1-1 Résultats et interprétation des axes	13
I-1-2 choix des régresseurs	26
I-2 Aspect saisonnier de la composition et du comportement rhéologique	29
I-2-1 Présentation succincte de l'essai 2	29
I-2-2 Etude de ces variables en fonction de SAISO	30
I-2-3 Séparation de la population en deux groupes saisonniers	35
I-3 Régression des variables rhéologiques sur la composition en AG	37
I-3-1 Régressions linéaires	37
I-3-1-1 Procédure utilisée	37
I-3-1-2 Résultats	40
I-3-1-3 Etude des résidus	42
I-3-2 Méthode des directions révélatrices (SMART)	50
I-3-2-1 Présentation de la méthode	50
I-3-2-2 Résultats	52
I-3-2-3 Interprétations	64
I-4 Bilan de ces régressions	69
II Appréciation du comportement rhéologique par des mesures plus simples 70	
II-1 Présentation succincte des mesures analysées	70
II-1-1 Essai n°1 de rhéologie	70
II-1-3 Indices d'iode et de réfraction	70
II-1-3 Point de goutte	71
II-2 Liaison avec l'essai 2	71
II-2-1 Essai 1 de rhéologie	71
II-2-2 Indices d'iode et de réfraction	78
II-2-3 Point de goutte	82
III Conclusion de la première partie	85

DEUXIEME PARTIE Etude des propriétés thermiques	87
I Modélisation du taux de glycérides liquides en fonction de la température	87
I-1 Recherche du modèle	87
I-1-1 Description du phénomène	88
I-1-2 Le modèle mathématique	89
I-2 Etude de la stabilité des paramètres	92
I-2-1 Méthode EUSTACHE (JACKKNIFE)	92
I-2-2 Méthode CYRANO (BOOTSTRAP)	93
II Etude des variations des paramètres obtenus	98
II-1 Analyse de variance des paramètres	98
II-2 Etude des propriétés thermiques en fonction de la composition	104
II-3 Liens entre les propriétés thermiques et la rhéologie	107
Conclusion de la deuxième partie	109
TROISIEME PARTIE Typologie des beurres laitiers français	110
I Typologie d'après la composition en acides gras	110
I-1 Analyse préliminaire des acides gras	110
I-1-1 Description des données	110
I-1-2 Analyse de variance des trois premiers axes principaux	111
I-2 Etude de la composition moyenne	119
I-2-1 Estimation des moyennes par atelier	119
I-2-2 Classification des ateliers	120
I-3 Etude des variations de composition	127
I-3-1 Test d'une interaction série*atelier	127
I-3-2 Classification des ateliers	128
II Tableau des propriétés des beurres laitiers français	138
II-1 Etude d'un caractère important de la qualité des beurres, l'acidité oléique	138
II-2 Etude régionale des propriétés	141
II-2-1 BRETAGNE	142
II-2-2 BASSE-NORMANDIE	144
II-2-3 PAYS DE LOIRE	146
II-2-4 POITOU-CHARENTES	148
II-2-5 EST DE LA FRANCE	150
II-2-6 Ateliers des autres régions et cas particuliers	152
II-2-6-1 NORD, CENTRE, SUD-OUEST DE LA FRANCE	152
II-2-6-2 Atelier 06	154
II-2-6-3 Atelier 14	156
II-2-6-4 Atelier 18	158
III Conclusion de la troisième partie	159

CONCLUSION LIVRE BLANC DES BEURRES LAITIERS FRANCAIS	160
I Résultats obtenus sur la tartinabilité des beurres	160
II Base de données	161
III Questions en suspens et ouvertures possibles	162
BIBLIOGRAPHIE	163
ANNEXE I DONNEES EXPERIMENTALES.....	165
ANNEXE II EXEMPLE DE TRANSFORMATION SOUS DBASE III.....	169
SIGLES	171

INTRODUCTION

I Cadre du travail.

Ce travail s'inscrit dans le premier programme d'ARILAIT intitulé: "étude sur la composition et la qualité de la matière grasse butyrique étudiée au travers des beurres français".

La chaire de mathématique et informatique de l'INAPG a été chargée dans ce programme d'intervenir pour s'assurer de la validité du plan d'échantillonnage, pour réaliser les analyses indispensables en cours de programme et pour assurer la synthèse de ces analyses. Notre rôle a donc été d'identifier et d'appliquer des méthodes mathématiques permettant de répondre aux objectifs de l'étude.

Rapport-gratuit.com 
LE NUMERO 1 MONDIAL DU MÉMOIRES

II Objectifs de l'étude.

La diminution régulière de la consommation de beurre, non seulement en France, mais dans l'ensemble de la communauté européenne, a entraîné une surproduction et la gestion très coûteuse de stocks de beurre. Voici la raison essentielle qui a amené les pays membres à imposer le système des quotas de production de lait.

La désaffection du public, et donc la diminution de consommation, est attribuée à deux causes essentielles, nutritionnelle et de tartinabilité. C'est cette dernière qu'ARILAIT s'est fixé d'étudier en dressant un "livre blanc des beurres laitiers français" et de tenter d'améliorer par des technologies nouvelles comme la cristallisation fractionnée de la matière grasse. Nous nous proposons ici de tirer la "substantifique moelle" du livre blanc. Il faut pour cela définir plus précisément ce qu'on en attend.

Il est apparu que deux questions se posaient en priorité:

1) Comment caractériser la tartinabilité? en effet il est nécessaire que les industriels puissent disposer d'au moins une mesure fiable de la dureté des beurres. Pour cela deux voies ont été explorées: une caractérisation par les propriétés rhéologiques, mesurées dans deux essais par le laboratoire de physicochimie des macromolécules de l'INRA de Nantes, et une caractérisation par les propriétés thermiques, par l'analyse thermique différentielle (notée ATD). Afin d'étudier ces propriétés, il est nécessaire de les relier aux mesures de composition d'une part, et également aux propriétés physiques mesurées classiquement (comme le point de goutte, l'indice d'iode et l'indice de réfraction). Alors, le problème est: peut-on à partir de ces mesures, déduire les propriétés rhéologiques?

2) Quelles sont les variations saisonnières et régionales des beurres français? en particulier comment se regroupent les ateliers de production? les mesures rhéologiques et thermiques effectuées au cours du programme étant nouvelles pour les beurres français, les valeurs observées pourront éventuellement servir de référence.

Voyons désormais comment traduire ces questions sous la forme de classes de problèmes mathématiques, en nous s'inscrivant dans le schéma:



Nous avons trois choses à faire: étudier les données rhéologiques, celles de l'ATD et dresser la typologie.

Pour étudier la rhéologie, nous nous intéressons à l'influence de la composition et à la comparaison des deux essais entre eux d'une part, avec les autres propriétés physiques d'autre part. Ces différentes questions se ramènent à des problèmes de régression (modèle linéaire et méthode des directions révélatrices).

Les résultats d'ATD se présentent sous la forme de courbes de taux de glycérides liquides en fonction de la température, ce qui est peu "maniable" (notons au passage que l'ATD est la seule technique du programme qui caractérise le produit sur une gamme étendue de températures). Afin de les exploiter, nous effectuons une modélisation par ajustement non linéaire, puis nous nous intéressons à la liaison des paramètres obtenus avec la composition et la rhéologie, ce qui se ramène à des problèmes de régression à nouveau.

Quant à la typologie, nous la dressons à partir de la composition, il s'agit de problèmes d'analyse de variance (modèle linéaire) et de classification. En réalité, nous dressons deux typologies, une d'après les valeurs moyennes observées sur deux ans, et une d'après les variations dans le temps autour des valeurs moyennes (essentiellement des variations saisonnières d'ailleurs).

Maintenant, que connaît-on sur ces questions?

III Bilan bibliographique.

Une remarque tout d'abord, il n'est bien évidemment pas question de faire un bilan bibliographique des méthodes statistiques énoncées ci-dessus, nous voyons ce qui nous est utile au cours de l'étude. Il est par contre plus intéressant de voir ce qu'on sait sur les beurres qui répond aux questions. Nous nous appuyons ici essentiellement sur les synthèses bibliographiques réalisées dans le cadre de ce programme par Francine RICHARD (17) et par Didier BRODIN (3).

En revenant aux publications, on s'aperçoit que si un grand nombre de travaux ont été réalisés sur ces sujets, les exploitations statistiques auxquelles ils donnent lieu sont, elles, très rudimentaires. Les auteurs se contentent de calculer des coefficients de corrélation simple, parfois (rarement) de construire les graphiques correspondants, et plus rarement encore de faire des régressions multiples (sur deux variables). Quant à l'étude des variations saisonnières, des graphiques sont dressés variable par variable, sans plus.

On peut résumer ces informations de la manière suivante: sur des échantillons de beurres très hétérogènes, ceux trouvés mous par des méthodes rhéologiques ont, par rapport à des beurres durs, plus d'acides gras à 18 atomes de carbone, moins d'acides gras à nombre de carbones inférieur ou égal à 16, un point de goutte plus petit, un indice d'iode et un indice de réfraction plus élevés, un taux de glycérides liquides à température fixée plus élevé.

En Europe les beurres sont trouvés plus mous en été et plus durs en hiver. Ces variations de composition, donc de propriétés rhéologiques et thermiques, semblent devoir être expliquées par l'alimentation des vaches laitières (régime été et régime hiver), les effets du stade de lactation et de la race existent mais sont sous-jacents.

De plus, des corrélations ont été calculées qui montrent que l'indice d'iode et l'indice de réfraction sont particulièrement liés au taux d'acides gras insaturés. Enfin, NORRIS, GRAY et DOLBY (14) montrent par une régression des taux de glycérides liquides à 12 et 22°C sur les variables pourcentages d'acides gras à chaînes courtes et d'acides gras insaturés, que celles-ci ont un effet significativement positif sur ces deux taux.

Quant aux variations saisonnières des triglycérides, GALLACIER, BARBIER et KUZDZIAL-SAVOIE (12) montrent que ceux dont le nombre de carbones est compris entre 50 et 54 présentent un maximum en été, et ceux à 34, 36 et 44 atomes de carbones ont leur maximum en hiver.

Nous pouvons voir qu'il reste du travail à effectuer: pour exploiter les données d'ATD de manière plus synthétique, pour démontrer l'influence des éléments de la composition sur les propriétés rhéologiques et thermiques, pour savoir également si l'on peut prédire ces dernières valeurs à partir des mesures physiques comme le point de goutte et l'indice de réfraction, et enfin, pour avoir une vue d'ensemble des variations du produit, en composition et en dureté. La maîtrise de la tartinabilité des beurres passe forcément par la réalisation de ces objectifs.

IV Plan d'échantillonnage.

En premier lieu, le plan d'échantillonnage a été établi en collaboration avec le comité de pilotage d'ARILAIT. Les objectifs fixés, associés aux contraintes économiques et matérielles, avaient conduit le comité de pilotage à retenir le protocole suivant:

- désignation de 20 ateliers de production de beurre, représentatifs de la diversité de la production française.

- 6 séries de prélèvements d'échantillons par an, sur deux ans, pour chacun de ces ateliers.

Il a fallu définir la procédure de désignation de ces 20 ateliers. Nous avons d'abord pensé à un scénario "proportionnel": la production beurrière française étant de 560.000 t/an (1983), chaque atelier devait représenter 28.000 t/an. Cette procédure aurait abouti à des regroupements de régions peu productives très hétérogènes, et à un nombre d'ateliers très grand pour les régions très productives, a priori homogènes. Ceci condui-

sait à un affaiblissement de la diversité au sein de l'échantillon. Il a été abandonné.

Nous avons utilisé une autre procédure qui, par rapport au scénario proportionnel, utilise l'homogénéité des grandes régions productrices afin de dégager des ateliers supplémentaires pour les régions moins importantes. Il permet une couverture à peu près totale du territoire, en conservant la prédominance des grandes régions productrices. Le découpage choisi est présenté sur la figure 1, le nombre d'ateliers par région est le suivant:

BRETAGNE	4 ateliers
NORMANDIE	3
PAYS DE LOIRE	3
POITOU-CHARENTES	2
NORD, PAS-DE-CALAIS, PICARDIE,	
CHAMPAGNE, ARDENNES, ILE-DE-FRANCE	2
CENTRE, BOURGOGNE, LIMOUSIN	1
ALSACE, LORRAINE	1
FRANCHE-COMTE	1
RHONE-ALPES	1
AUVERGNE	1
MIDI-PYRENEES, AQUITAINE	1

Ceci fait, nous avons établi la base de sondage, c'est-à-dire la liste des ateliers de fabrication de beurre du territoire national, adhérents d'ARILAIT. Nous nous sommes fondés sur des informations internes d'ARILAIT et sur les documents suivants:

- la coopération laitière française, FNCL 1984 (22)
- la France laitière, classement 1980 (16)
- l'économie laitière en chiffres, CNIEL 1985

L'absence d'adhérents dans la région FRANCHE-COMTE nous a amené à effectuer le regroupement de celle-ci avec l'ensemble LORRAINE et ALSACE. Puis le comité de pilotage a procédé au tirage aléatoire des ateliers, pour chacune des régions. Une première liste d'ateliers a été retenue. Celle-ci a dû être un peu remaniée à la suite de quatre désistements. Une fois la liste établie, chaque atelier s'est vu attribué un numéro de 01 à 20 (le 09 est suivi d'un point d'interrogation, étant intermédiaire entre la Normandie et les Pays de Loire).

Ensuite, les échantillons ont été prélevés tous les deux mois, d'octobre 1985 à août 1987 inclus. Deux échantillons par atelier étaient envoyés à chaque laboratoire effectuant des mesures, et ce pour chaque série de prélèvements. Par la suite nous appelons un envoi cet ensemble de 2 échantillons. Les 4 laboratoires impliqués (cf. annexe I) procédaient à des mesures sur chacun des 2 échantillons par atelier et par série. Les laboratoires ne mesurent pas les mêmes variables. Ainsi, toutes les variables mesurées dans ce programme le sont sur 40 échantillons de beurre par série (à l'exception des mesures de l'essai 2 de rhéologie), donc sur 480 échantillons en tout (en l'absence de données manquantes).

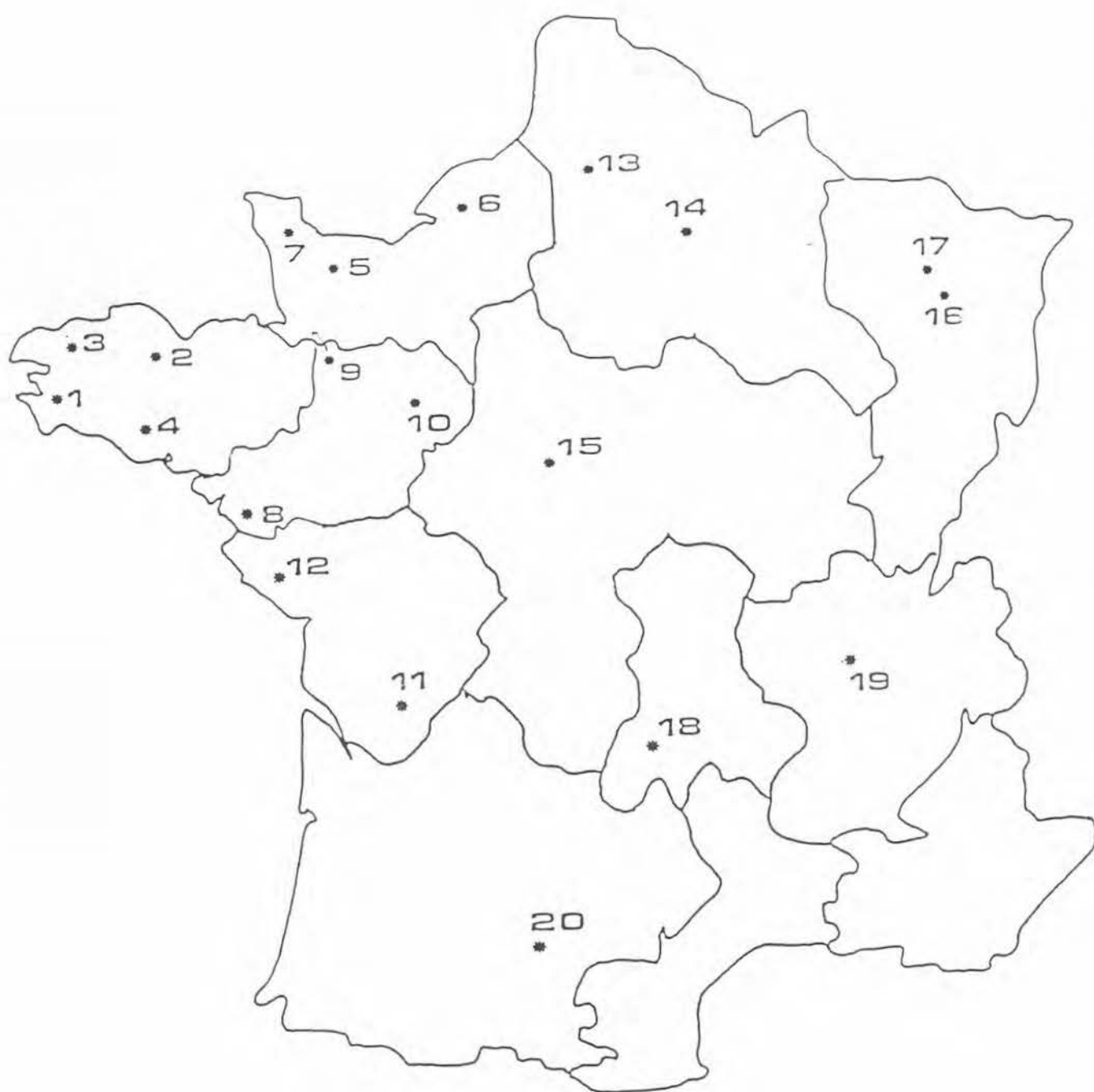


Figure 1: découpage des régions et localisation des ateliers.

REGIONS	NUMERO
BRETAGNE	1
	2
	3
	4
NORMANDIE	5
	6
	7
PAYS DE LOIRE	8
	9 ?
	10
POITOU-CHARENTES	11
	12
REGION NORD	13
	14
REGION CENTRE	15
	16
REGION EST	17
	18
AUVERGNE	18
RHONE-ALPES	19
REGION SUD-OUEST	20

Tableau 1: numéro des ateliers désignés dans le plan d'échantillonnage selon la région de production

V Les données.

Après avoir vu sur quels échantillons ont été mesurées les variables, voyons ce que sont ces données et les problèmes d'exploitation qu'elles posent.

La liste exhaustive des variables mesurées est reportée en annexe I, avec la liste exhaustive des fichiers de données. Les variables sont indiquées avec leur unité et leur code, tel qu'il apparaît sur les graphiques.

Lorsque la signification d'une variable n'est pas évidente, celle-ci est précédée en cours d'ouvrage d'une présentation succincte.

Les données proviennent de plusieurs laboratoires différents, il est nécessaire de les rassembler pour l'exploitation. Deux échantillons par atelier sont envoyés à chaque laboratoire, la seule correspondance entre ces échantillons d'un laboratoire à l'autre est le fait d'être d'un même atelier (un échantillon n° 1 de l'ADRIA par exemple, ne correspond pas plus à l'échantillon n° 1 de l'INRA qu'à l'échantillon n° 2). La conséquence est que pour étudier la liaison entre variables provenant de laboratoires dif-

férents, il faut travailler sur les moyennes des deux échantillons par atelier.

Un certain nombre d'envois n'ont pas été effectués. Ce sont, le plus souvent, les mêmes pour les différents laboratoires, mais pas toujours. Chaque envoi correspond à un beurre d'un atelier, produit à une date donnée (une série), et est codé par 3 chiffres (cette codification est systématiquement reprise dans le texte):

- . le premier indique la série (1 = série 1, 2 = série 2, ..., A = série 10, B = série 11 et C = série 12),

- . les deux autres indiquent le numéro d'atelier (de 01 à 20).

Voyons maintenant lesquels manquent pour tous les laboratoires:

319, 507, 508, 606, 819, 919, A07, A19, B06, B19, C03, C10, C18 et C19.

En plus:

- . manque pour l'ADRIA: 808,
- . manquent pour l'INRA de Nantes: 808 et 908,
- . manquent pour les laboratoires WOLFF: 806, 908 et 920,
- . manquent pour l'INRA de Jouy: 808, 908 et 920.

PREMIERE PARTIE ETUDE DES PROPRIETES RHEOLOGIQUES

Les propriétés rhéologiques sont appréciées dans deux essais expérimentaux: un premier relativement "léger" (essai n°1), peu long et peu coûteux (si ce n'est le matériel), un deuxième plus complet (essai n°2) qui n'est effectué que sur 146 beurres.

Dans un premier temps nous voyons comment expliquer les variables de l'essai le plus complet par la composition en acides gras (notés par la suite AG). Il est important de savoir quel est l'influence des différents AG et de savoir jusqu'où on peut expliquer le comportement rhéologique par la composition.

Dans un deuxième temps nous essayons de résoudre le problème pratique suivant: avec des mesures plus simples que sont l'essai n°1, le point de goutte, l'indice de réfraction ou l'indice d'iode, peut-on apprécier de manière fiable le comportement rhéologique?

I Influence de la composition en AG sur le comportement *** rhéologique des beurres. *******

I-1 Analyse préliminaire des régresseurs.

La chromatographie en phase gazeuse fournit 37 AG se retrouvant dans les 12 séries d'échantillons. Ces AG sont très corrélés entre eux, d'importances très différentes en concentration, d'où une difficulté d'exploitation en tant que régresseurs (l'espace R^{37} présente de grands vides). Il nous faut résumer cette information de manière à traiter ces données plus efficacement.

Avant tout il faut s'interroger sur la métrique de représentation. La plus naturelle est celle où l'on donne la même importance à 1% de variation de n'importe quel AG, par rapport à la quantité totale d'AG. C'est ainsi que lorsque le C4:0 passe de 3 à 4%, cela se traduit par la même distance sur la représentation que lorsque le C18:0 passe de 10 à 11%. Cette situation est celle de l'analyse en composantes principales (notée ACP) non normée. L'inertie totale du nuage de points est égale à la somme des variances des 37 variables, la part d'inertie de chaque variable est égale à sa variance (σ^2).

Cette technique privilégie les AG majeurs (à forte variance) et évalue les AG mineurs. Pourtant certains d'entre eux peuvent être caractéristiques de beurres particuliers. Pour cette raison, nous complétons l'étude par une analyse factorielle des correspondances (notée AFC).

Dans cette représentation la variation de 1% d'un AG est pondérée par une valeur inversement proportionnelle à la quantité de cet AG. C'est ainsi qu'en AFC, 1% de variation du C18:0 (qui a une moyenne de 10% à peu près) correspond à une variation de 0,5% du C6:0 (qui a une moyenne de 2,5% environ). La part de chaque variable dans l'inertie totale est alors proportionnelle à σ^2/m (m étant la moyenne).

	ACP non normée		AFC	
	ϵ^2	% d'inertie	ϵ^2/m	% d'inertie
C4:0	1181	0,5%	3,0	1,5%
C14:0	9513	3,8%	8,5	4,4%
C16:0	102112	41,3%	35,1	18,0%
C17:0	287	0,1%	3,7	1,9%
C17:1	451	0,2%	9,4	4,8%
C18:0	21036	8,5%	21,2	10,9%
C18:1	104664	42,3%	44,7	22,9%
C18:2	988	0,4%	5,1	2,6%
Ccj18:2	1382	0,6%	17,1	8,8%
Total (37 AG)	247452	100,0%	195,0	100,0%

Tableau 1: comparaison des poids de quelques variables en ACP et en AFC.

Ces deux analyses nous servent à choisir les AG, ou les combinaisons linéaires de ces variables, qui présentent des variations non négligeables, et pour lesquels on a une chance de montrer qu'ils ont ou non une influence sur les propriétés rhéologiques (et plus loin sur les propriétés thermiques). Nous nous intéressons ici uniquement aux variables.

I-1-1 Résultats et interprétation des axes.

L'ACP et l'AFC ont été effectuées sur un tableau de 225 observations (beurres) et 37 variables (AG). Les 225 observations correspondent aux 12 séries et 20 ateliers de production par série, 15 envois n'ayant pas été effectués. Les sorties concernant les variables sont présentées dans les pages qui suivent.

Voyons d'abord l'ACP. Les 5 premiers axes portent 99,1% de l'inertie totale.

Le premier axe principal oppose les AG saturés à nombre pair de carbones de C4 à C16 (valeurs positives) aux AG à 18 atomes de carbone (valeurs négatives). Nous montrerons plus loin que cet axe présente de fortes variations saisonnières. Il correspond à 93% de la variation de composition.

Le deuxième axe peut s'interpréter comme la variation de la proportion de l'acide palmitique (C16:0) par rapport aux AG de C4 à C16, au signe près. C'est-à-dire que les valeurs positives indiquent une moindre proportion de palmitique parmi les AG courts et moyens, et les valeurs négatives le contraire.

Le troisième axe s'interprète comme représentant la proportion d'acide stéarique (C18:0) parmi les acides à 18 carbones.

Le quatrième axe correspond à la proportion de très courtes chaînes (essentiellement le butyrique, C4:0) parmi les AG de C4 à C14.

Le cinquième axe est d'interprétation plus difficile: il oppose l'acide linoléique (C18:2) aux autres AG majeurs.

Etude des variables de l'analyse en composantes principales (ACP) de 37 acides gras et 225 beurres

Correspondance entre les AG et le nom des variables lues sur les sorties (ACP et AFC), les noms des acides gras sont reportés en annexe I:

C4:0	4C	C5:0	5C	C6:0	6C
C7:0	7C	C8:0	8C	C9:0	9C
C10:0	10C	C10:1	101C	C11:0	11C
C12:0	12C	C12:1	121C	C13:0i	113C
C13:0	13C	C14:0i	114C	C14:0	14C
C14:1	141C	C15:0i	115C	C15:0ai	A15C
C15:0	15C	C15:1	151C	C16:0i	116C
C16:0	16C	C16:1	161C	C17:0i	117C
C17:0ai	A17C	C17:0	17C	C17:1	171C
C18:0i	118C	C18:0	18C	C18:1	181C
C18:2	182C	C19:0	19C	C19:1	191C
C18:3	183C	Cc18:2	J182C	C20:0	20C
C20:1	201C				

NOMBRE D'OBSERVATIONS : 225 NOMBRE DE VARIABLES : 37

ACP SUR DONNEES BRUTES (MATRICE de VARIANCES COVARIANCES)

NOMBRE DE VARIABLES PRISES EN COMPTE DANS L'ANALYSE : 37

NOMBRE DE VARIABLES SUPPLEMENTAIRES : 0

NOMBRE D'AXES DEMANDES : 5

ATTENTION : Toute représentation plane est une image déformée et contractée du nuage des points représentant les observations. Les contributions vous permettront d'en juger.

STATISTIQUES ELEMENTAIRES

VARIABLES	MOYENNES	ECARTS-TYPES DE LA SERIE
4C	399.142	34.3709
5C	3.384	2.1197
6C	236.240	21.0150
7C	2.424	0.8723
8C	138.744	14.1376
9C	2.807	1.0227
10C	291.996	37.6140
101C	30.071	3.3242
11C	4.949	1.2564
12C	346.564	40.3120
121C	8.370	1.5003
113C	13.333	2.4002
13C	10.307	1.5949
114C	15.011	3.0124
14C	1117.224	97.5346
141C	99.360	11.2476
115C	36.549	4.2791
A15C	59.007	7.6924
15C	124.676	11.0692
151C	4.922	1.9112
116C	30.631	3.1923
16C	2909.400	319.5497
161C	164.696	16.2070
117C	54.029	8.1009
A17C	51.276	5.9797
17C	76.609	16.9540
171C	47.760	21.2436
118C	6.404	3.0157
18C	992.129	145.0306
181C	2339.949	323.5174
182C	190.500	31.7079
19C	9.111	4.7097
191C	12.213	4.9756
183C	59.129	17.7394
J182C	00.000	37.1007
20C	14.313	5.5070
201C	12.656	9.1118

	40	50	60	70	80	90	100	110	120	130	140	150	160	170	180	190	200	
40	1.000																	
50	-0.110	1.000																
60	0.728	-0.117	1.000															
70	-0.020	0.310	0.331	1.000														
80	0.569	-0.217	0.947	0.411	1.000													
90	-0.090	0.235	0.270	0.877	0.387	1.000												
100	0.418	-0.231	0.854	0.475	0.967	0.473	1.000											
110	0.380	-0.130	0.676	0.230	0.726	0.217	0.725	1.000										
120	0.161	-0.106	0.630	0.622	0.770	0.624	0.862	0.642	1.000									
130	0.337	-0.229	0.798	0.483	0.931	0.485	0.990	0.732	0.885	1.000								
140	0.122	0.010	0.559	0.676	0.672	0.696	0.726	0.589	0.758	0.750	1.000							
150	0.269	-0.567	0.501	0.242	0.629	0.276	0.639	0.557	0.582	0.632	0.512	1.000						
160	0.225	-0.119	0.620	0.467	0.728	0.477	0.907	0.661	0.852	0.844	0.683	0.547	1.000					
170	0.002	0.106	-0.104	-0.170	-0.165	-0.142	-0.170	-0.086	-0.179	-0.149	-0.121	-0.029	0.218	1.000				
180	0.344	-0.174	0.778	0.400	0.875	0.394	0.929	0.749	0.785	0.952	0.714	0.578	0.845	0.810	1.000			
190	0.311	-0.121	0.647	0.226	0.698	0.191	0.713	0.737	0.657	0.740	0.645	0.569	0.764	0.142	0.808	1.000		
200	-0.004	0.116	-0.295	-0.386	-0.388	-0.345	-0.443	-0.159	-0.480	-0.445	-0.365	-0.133	-0.168	0.730	-0.293	-0.083	1.000	
210	-0.080	0.097	-0.372	-0.335	-0.408	-0.249	-0.385	-0.154	-0.310	-0.359	-0.315	-0.159	-0.058	0.620	-0.268	-0.059	0.782	1.000
220	0.059	0.211	-0.052	-0.151	-0.107	-0.118	-0.088	0.212	-0.015	-0.040	-0.010	-0.050	0.239	0.538	0.113	0.331	0.597	0.788
230	-0.209	0.100	-0.248	-0.079	-0.225	-0.029	-0.188	-0.047	-0.059	-0.163	-0.134	-0.092	-0.077	0.204	-0.171	-0.023	0.178	0.485
240	0.015	0.110	0.047	0.120	0.036	0.123	0.100	0.059	0.114	0.166	0.153	-0.050	0.311	0.481	0.303	0.223	0.246	0.394
250	0.144	-0.089	0.556	0.434	0.629	0.481	0.726	0.538	0.698	0.783	0.649	0.386	0.725	-0.128	0.832	0.678	-0.518	-0.383
260	0.042	-0.222	0.149	-0.054	0.177	-0.071	0.187	0.310	0.258	0.225	0.229	0.211	0.218	-0.223	0.201	0.414	-0.372	-0.284
270	-0.294	0.178	-0.292	-0.089	-0.290	-0.087	-0.288	-0.083	-0.177	-0.274	-0.187	-0.093	-0.198	0.131	-0.261	-0.186	0.276	0.375
280	-0.312	0.139	-0.291	0.084	-0.243	0.121	-0.165	-0.073	0.020	-0.124	0.004	-0.160	0.009	0.171	-0.131	-0.083	0.192	0.557
290	0.319	-0.033	0.092	-0.280	-0.031	-0.352	-0.111	0.091	-0.154	-0.125	-0.167	0.072	-0.032	0.256	-0.075	0.161	0.363	0.711
300	-0.085	0.207	0.083	0.177	-0.017	0.124	0.011	0.186	0.103	0.042	0.036	-0.046	0.135	0.003	0.073	0.117	0.024	0.094
310	-0.154	0.306	-0.007	0.475	0.019	0.434	0.063	0.062	0.210	0.091	0.314	-0.014	0.121	-0.065	0.067	0.023	-0.156	-0.097
320	-0.267	0.049	-0.627	-0.431	-0.693	-0.381	-0.766	-0.662	-0.762	-0.813	-0.679	-0.431	-0.804	-0.002	-0.843	-0.829	0.372	0.162
330	-0.337	0.149	-0.740	-0.476	-0.816	-0.465	-0.885	-0.678	-0.880	-0.917	-0.728	-0.493	-0.832	0.062	-0.947	-0.751	0.406	0.311
340	-0.396	0.101	-0.813	0.089	-0.541	0.133	-0.478	-0.467	-0.228	-0.470	-0.264	-0.172	-0.369	-0.013	-0.683	-0.524	0.044	0.258
350	-0.055	0.218	-0.413	0.097	-0.426	0.164	-0.407	-0.408	-0.324	-0.431	-0.223	-0.227	-0.358	0.040	-0.473	-0.544	0.198	0.257
360	-0.134	0.422	-0.202	0.392	-0.248	0.392	-0.249	-0.260	-0.119	-0.266	0.016	-0.252	-0.185	0.088	-0.273	-0.356	0.189	0.066
370	-0.188	0.083	-0.560	-0.445	-0.650	-0.388	-0.732	-0.485	-0.676	-0.769	-0.612	-0.343	-0.679	0.211	-0.773	-0.688	0.558	0.462
380	-0.247	0.065	-0.656	-0.415	-0.787	-0.368	-0.755	-0.525	-0.629	-0.773	-0.604	-0.296	-0.624	0.214	-0.806	-0.688	0.538	0.548
390	-0.272	0.206	-0.392	0.281	-0.381	0.337	-0.332	-0.454	-0.216	-0.329	-0.004	-0.252	-0.268	0.064	-0.351	-0.489	0.116	0.086
400	-0.046	0.043	-0.468	-0.038	-0.469	0.034	-0.460	-0.448	-0.380	-0.480	-0.286	-0.156	-0.398	0.189	-0.519	-0.487	0.278	0.287

	15C	151C	116C	16C	161C	117C	117C	17C	171C	118C	18C	181C	182C	19C	191C	183C	1183C	18C
15C	1.000																	
151C	0.429	1.000																
116C	0.401	0.249	1.000															
16C	0.040	-0.179	0.343	1.000														
161C	0.043	0.131	-0.055	0.365	1.000													
117C	0.303	0.363	0.019	-0.345	0.041	1.000												
117C	0.445	0.530	0.246	-0.095	0.130	0.501	1.000											
17C	0.325	0.195	0.138	-0.173	0.145	0.109	0.135	1.000										
171C	0.146	0.101	0.245	0.109	0.169	0.000	0.190	0.242	1.000									
118C	-0.019	0.121	0.232	0.145	0.099	0.104	0.206	0.000	0.567	1.000								
18C	-0.243	-0.033	-0.400	-0.002	-0.465	0.103	-0.074	-0.001	-0.200	-0.107	1.000							
181C	-0.091	0.166	-0.341	-0.932	-0.204	0.322	0.004	0.061	-0.100	-0.149	0.004	1.000						
182C	-0.095	0.352	-0.060	-0.501	-0.147	0.262	0.300	-0.119	-0.047	0.142	0.361	0.549	1.000					
19C	-0.055	0.004	-0.039	-0.432	-0.301	0.093	0.153	-0.040	-0.097	0.113	0.443	0.396	0.500	1.000				
191C	-0.049	0.057	0.102	-0.219	-0.205	0.102	0.172	-0.059	0.072	0.114	0.233	0.193	0.330	0.501	1.000			
193C	0.120	0.265	-0.200	-2.577	-2.320	0.709	0.162	0.157	-0.100	-0.150	0.797	0.026	0.410	0.300	0.304	1.000		
1193C	0.162	0.297	-0.101	-0.500	-0.274	0.409	0.205	0.129	-0.104	-0.157	0.743	0.050	0.501	0.410	0.120	0.370	1.000	
20C	-0.122	-0.021	0.100	-2.190	-0.304	0.050	0.133	-0.103	-0.062	0.230	0.330	0.270	0.400	0.567	0.304	0.102	0.177	1.000
201C	-0.013	0.000	-0.097	-0.407	-0.311	0.115	0.177	0.093	-0.120	0.020	0.477	0.410	0.553	0.737	0.307	0.300	0.455	0.600

221C

2010 1,882

DIAGONALISATION

1E LIGNE : VALEURS PROPRES (VARIANCES SUR LES AXES PRINCIPAUX)

2E LIGNE : CONTRIBUTION A LA VARIATION TOTALE (POURCENTAGES EXPLIQUES PAR LES AXES PRINCIPAUX)

229719.2198	9158.1836	4004.8128	1106.9862	1043.9885
93.8 %	3.7 %	1.6 %	0.4 %	0.4 %

VECTEURS PROPRES (COEFFICIENTS DES VARIABLES DANS L'EQUATION LINEAIRE DES AXES PRINCIPAUX)

4C	0.0185	0.1995	-0.0287	0.7343	-0.1878
5C	-0.0005	-0.0039	-0.0047	0.0042	0.0038
6C	0.0298	0.1165	-0.0002	0.1692	-0.1783
7C	0.0009	0.0006	-0.0002	-0.0063	0.0006
8C	0.0222	0.0793	-0.0004	0.0026	-0.1016
9C	0.0009	0.0012	0.0007	-0.0104	0.0126
10C	0.0655	0.1748	-0.0012	-0.1675	-0.1623
101C	0.0044	0.0138	-0.0100	-0.0023	-0.0179
11C	0.0028	0.0034	-0.0027	-0.0104	0.0040
12C	0.0094	0.1077	-0.0176	-0.2093	-0.1542
121C	0.0022	0.0031	-0.0010	-0.0102	0.0033
113C	0.0022	0.0133	-0.0044	-0.0147	0.0000
13C	0.0027	0.0046	-0.0042	-0.0006	0.0024
114C	-0.0005	0.0052	-0.0094	0.0020	0.0092
14C	0.1867	0.3272	-0.0090	-0.3920	-0.5008
141C	0.0175	0.0294	-0.0036	-0.0019	-0.0750
115C	-0.0041	0.0125	-0.0072	0.0108	0.0067
115C	-0.0054	0.0136	-0.0457	0.0041	0.0687
15C	0.0019	0.0130	-0.0731	0.0444	0.0626
151C	-0.0006	0.0000	-0.0139	-0.0071	0.0177
116C	0.0023	-0.0017	-0.0100	0.0036	0.0276
16C	0.6517	-0.6904	0.1543	0.0274	-0.1292
161C	0.0115	-0.0302	-0.1009	0.0000	-0.0173
117C	-0.0054	0.0078	-0.0355	-0.0504	0.0526
117C	-0.0010	-0.0034	-0.0350	-0.0310	0.0766
17C	-0.0039	0.2503	-0.0453	0.2501	0.0609
171C	0.0057	0.0013	-0.0735	0.0450	0.2157
118C	0.0009	-0.0015	-0.0062	-0.0072	0.0357
18C	-0.2767	-0.0022	0.9231	-0.0341	0.0527
181C	-0.6651	-0.5298	-0.2233	-0.0771	-0.4025
182C	-0.0348	-0.0552	-0.1657	-0.2774	0.5115
19C	-0.0042	0.0016	0.0292	0.0070	0.0737
191C	-0.0023	0.0002	0.0065	-0.0009	0.0693
183C	-0.0321	0.0250	0.0025	0.0007	0.0792
1182C	-0.0004	0.0304	-0.1014	-0.0476	0.2433
20C	-0.0028	-0.0103	0.0244	-0.0131	0.0835
201C	-0.0092	0.0044	0.0110	0.0279	0.1360

ETUDE DES VARIABLES

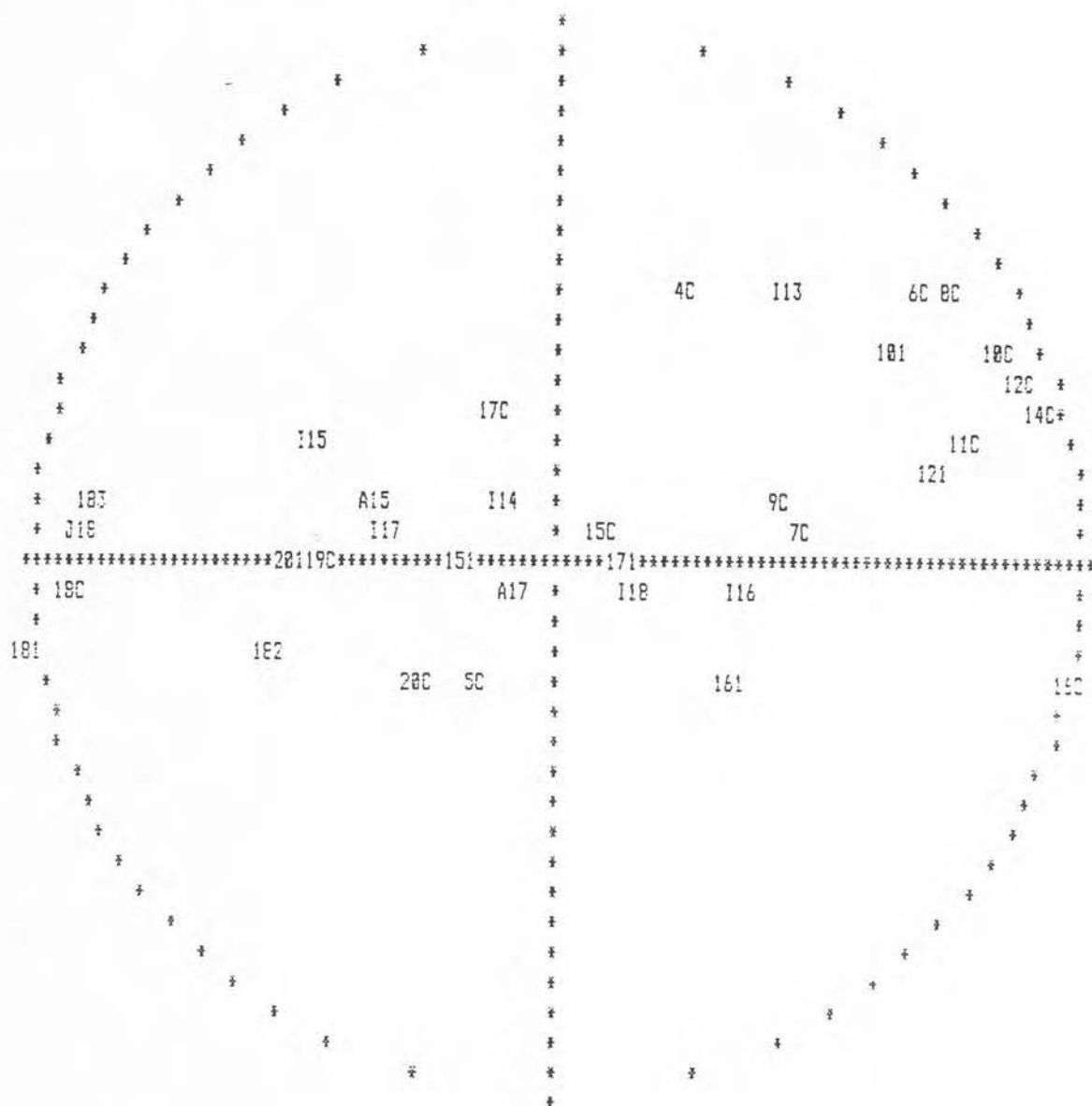
1E COLONNE : CORRELATIONS ENTRE LES VARIABLES ET LES AXES PRINCIPAUX
 2E COLONNE : CORRELATIONS AU CARRE

VARIABLES	COMPOSANTES PRINCIPALES									
	AXE 1	AXE 2	AXE 3	AXE 4	AXE 5					
4C **	0.2587	0.0669 *	0.5526	0.3253 *	-0.0528	0.0028 *	0.7100	0.5052 *	-0.1766	0.0312 *
5C **	-0.1235	0.0152 *	-0.1725	0.0297 *	-0.1418	0.0201 *	0.0660	0.0044 *	0.0574	0.0033 *
6C **	0.6805	0.4630 *	0.5303	0.2012 *	-0.0005	0.0000 *	0.2679	0.0710 *	-0.2741	0.0751 *
7C **	0.4649	0.2161 *	0.0653	0.0043 *	-0.0179	0.0003 *	-0.2309	0.0571 *	0.3203	0.1026 *
8C **	0.7527	0.5666 *	0.5365	0.2079 *	-0.0010	0.0000 *	0.0061	0.0000 *	-0.2322	0.0539 *
9C **	0.4293	0.1834 *	0.1139	0.0130 *	0.0420	0.0010 *	-0.3390	0.1149 *	0.3990	0.1592 *
10C **	0.0353	0.6977 *	0.4445	0.1976 *	-0.0020	0.0000 *	-0.1402	0.0220 *	-0.1394	0.0194 *
101C **	0.6307	0.4000 *	0.3967	0.1574 *	-0.1090	0.0360 *	-0.0231	0.0005 *	-0.1735	0.0301 *
11C **	0.7740	0.5990 *	0.2619	0.0606 *	-0.1300	0.0190 *	-0.2765	0.0765 *	0.1036	0.0107 *
12C **	0.0777	0.7704 *	0.3716	0.1301 *	-0.0231	0.0005 *	-0.1992	0.0397 *	-0.1031	0.0106 *
121C **	0.7071	0.5000 *	0.1947	0.0379 *	-0.0740	0.0055 *	-0.2241	0.0502 *	0.0697	0.0049 *
113C **	0.4234	0.1793 *	0.5104	0.2605 *	-0.1112	0.0124 *	-0.1966	0.0307 *	0.0023	0.0000 *
13C **	0.0274	0.6519 *	0.2776	0.0771 *	-0.1600	0.0002 *	-0.1709	0.0320 *	0.0409	0.0024 *
114C **	-0.0069	0.0076 *	0.1640	0.0272 *	-0.1970	0.0391 *	0.0217	0.0005 *	0.0997	0.0007 *
14C **	0.9100	0.0426 *	0.3209	0.1030 *	-0.0050	0.0000 *	-0.1337	0.0179 *	-0.1059	0.0275 *
141C **	0.7457	0.5561 *	0.2410	0.0505 *	-0.3577	0.1279 *	-0.0057	0.0000 *	-0.1054	0.0044 *
115C **	-0.4569	0.2000 *	0.2709	0.0770 *	-0.1060	0.0114 *	0.0043	0.0071 *	0.0509	0.0026 *
A15C **	-0.3397	0.1154 *	0.1693	0.0206 *	-0.3756	0.1411 *	0.0176	0.0003 *	0.1004	0.0000 *
15C **	0.0009	0.0065 *	0.1122	0.0126 *	-0.4102	0.1749 *	0.1333	0.0170 *	0.1020	0.0034 *
151C **	-0.1621	0.0263 *	0.0000	0.0000 *	-0.4590	0.2107 *	-0.1234	0.0152 *	0.2991	0.0095 *
116C **	0.3490	0.1224 *	-0.0490	0.0025 *	-0.1979	0.0392 *	0.0373	0.0014 *	0.2791	0.0779 *
16C **	0.9779	0.9563 *	-0.2067	0.0427 *	0.0300	0.0009 *	0.0020	0.0000 *	-0.0131	0.0002 *
161C **	0.3300	0.1144 *	-0.2246	0.0505 *	-0.3921	0.1537 *	0.1750	0.0309 *	-0.0347	0.0012 *
117C **	-0.3193	0.1013 *	0.0915	0.0004 *	-0.2769	0.0767 *	-0.2070	0.0400 *	0.2090	0.0430 *
A17C **	-0.0703	0.0061 *	-0.0543	0.0029 *	-0.3709	0.1376 *	-0.1726	0.0099 *	0.4140	0.1714 *
17C **	-0.1000	0.0117 *	0.2941	0.0007 *	-0.2436	0.0594 *	0.4907	0.2412 *	0.1713	0.0172 *
171C **	0.1207	0.0166 *	0.0059	0.0000 *	-0.2100	0.0479 *	0.0704	0.0050 *	0.3000	0.1076 *
119C **	0.1503	0.0220 *	-0.0400	0.0023 *	-0.1305	0.0170 *	-0.0790	0.0062 *	0.3020	0.1466 *
18C **	-0.9149	0.0370 *	-0.0015	0.0000 *	0.4020	0.1602 *	-0.0070	0.0001 *	0.0117	0.0001 *
181C **	-0.9059	0.9717 *	-0.1566	0.0245 *	-0.0437	0.0019 *	-0.0079	0.0001 *	-0.0400	0.0016 *
182C **	-0.5302	0.2043 *	-0.1606	0.0204 *	-0.3349	0.1121 *	-0.2947	0.0009 *	0.5079	0.2701 *
19C **	-0.4327	0.1072 *	0.0317	0.0010 *	0.1105	0.0122 *	0.0492	0.0024 *	0.5050	0.2553 *
191C **	-0.2102	0.0476 *	0.0034	0.0000 *	0.0021	0.0067 *	-0.0062	0.0000 *	0.4497	0.2023 *
193C **	-0.0673	0.7523 *	0.1347	0.0101 *	0.0091	0.0001 *	0.0300	0.0015 *	0.1442	0.0000 *
J192C **	-0.0025	0.7709 *	0.0703	0.0061 *	-0.1725	0.0290 *	-0.0426	0.0010 *	0.2104	0.0447 *
20C **	-0.2415	0.0503 *	-0.1700	0.0319 *	0.2000	0.0704 *	-0.0792	0.0063 *	0.4000	0.2399 *
201C **	-0.4022	0.2325 *	0.3459	0.0021 *	0.0766	0.0059 *	0.1019	0.0104 *	0.4001	0.2024 *

CERCLE DES CORRELATIONS

PLAN 1 2 AXE 1 HORIZONTAL

AXE 2 VERTICAL



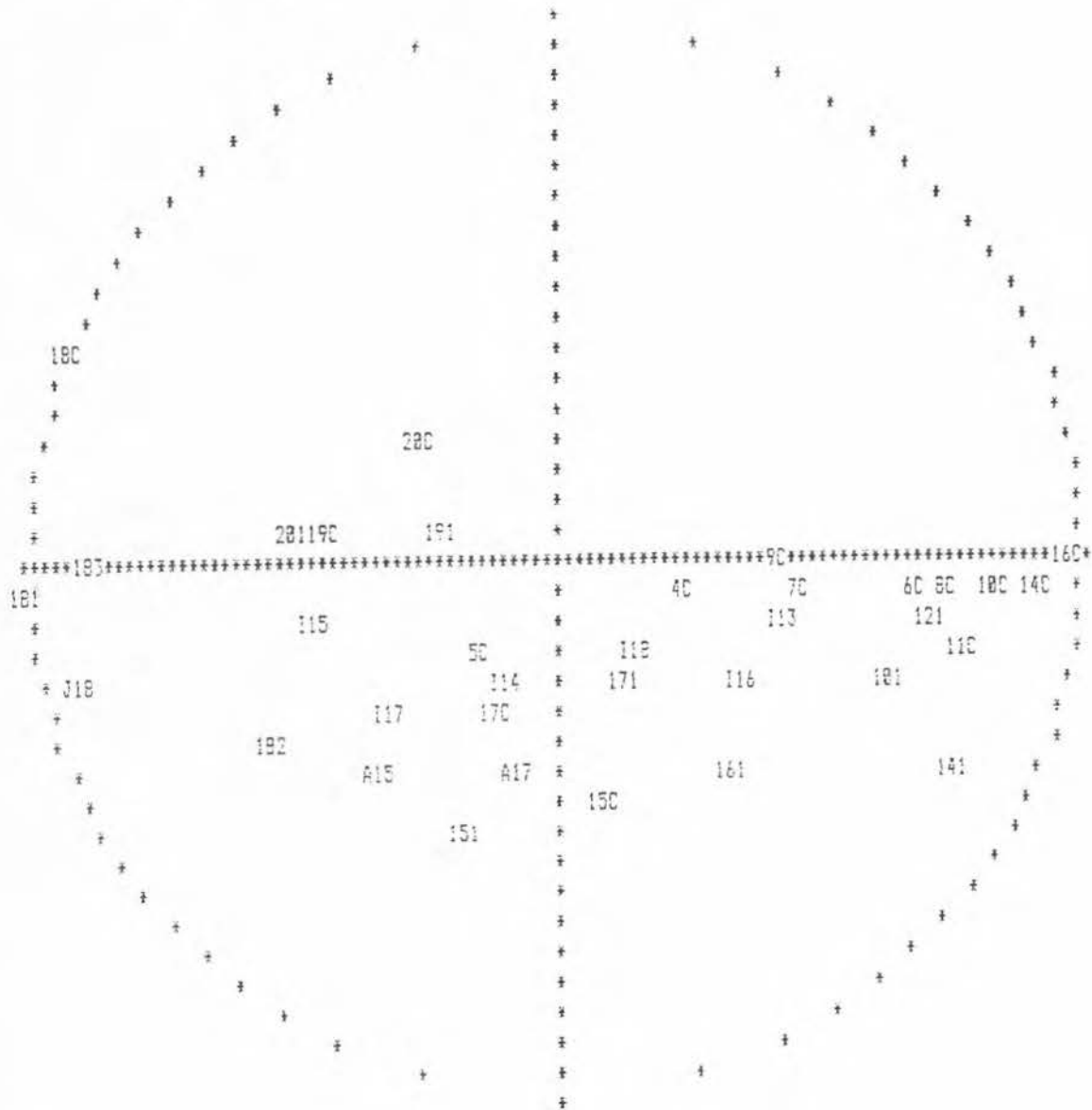
```
POINT VU : 110
POINT VE : 110
POINT VL : 151
```

POINT CACHE : 130
POINT CACHE : 141
POINT CACHE : 191

CERCELE DES CORRELATIONS

PLAN 1 3 AXE 1 HORIZONTAL

AXE 3 VERTICAL



POINT VU : 100
POINT VU : 110

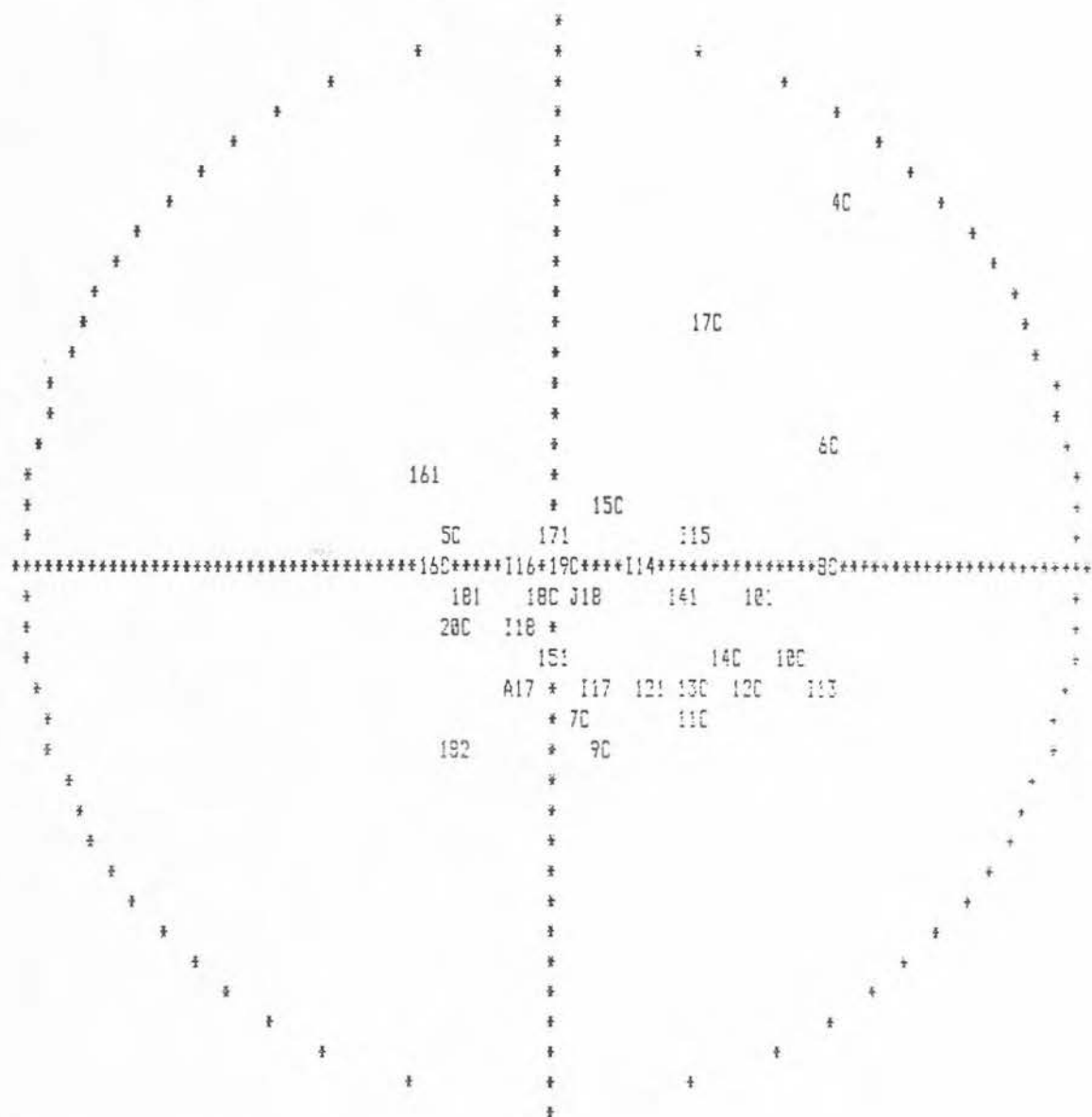
POINT CACHE : 12C
POINT CACHE : 13C



CERCLE DES CORRELATIONS

AXE 2 HORIZONTAL

AXE 4 VERTICAL



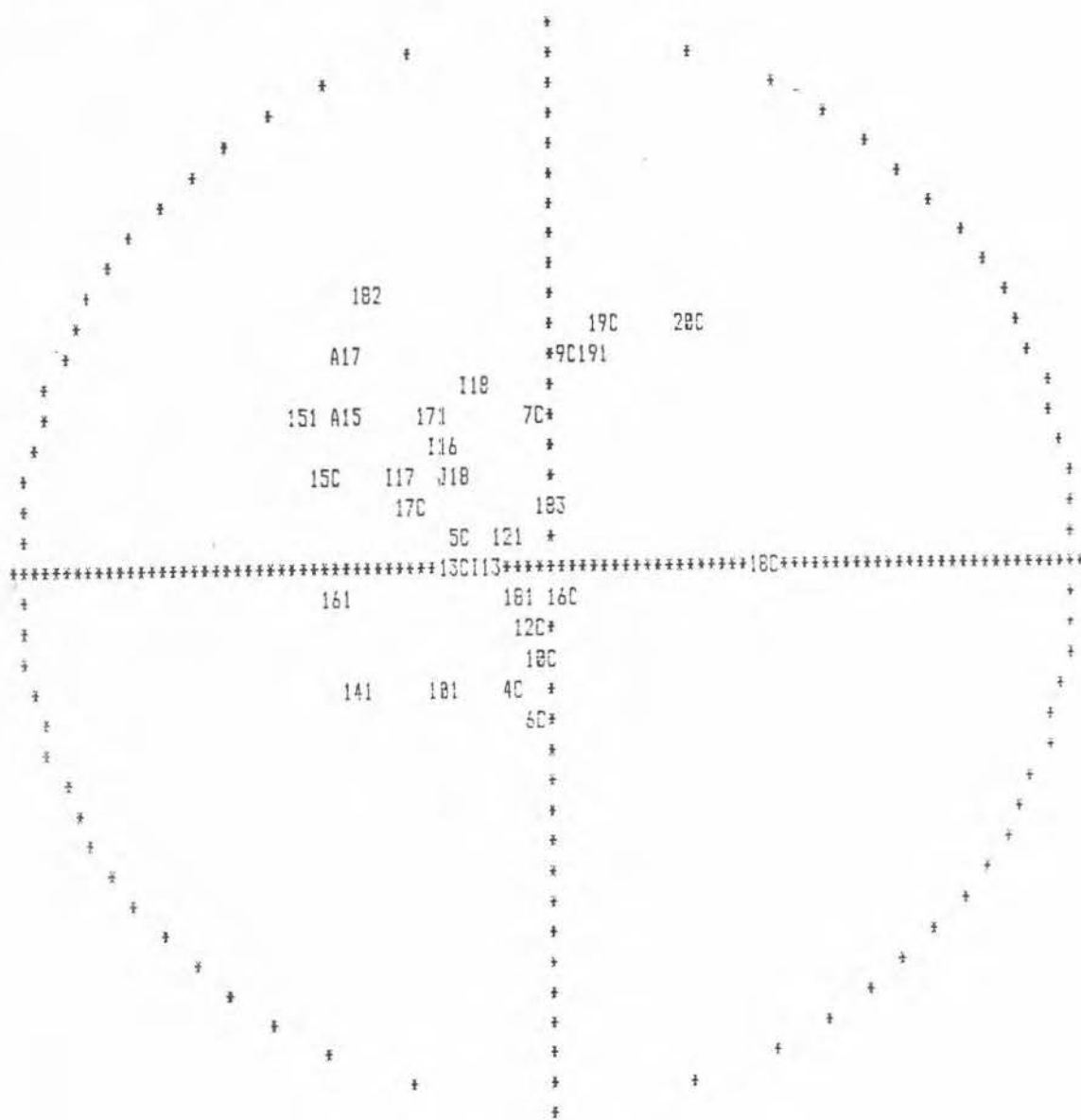
POINT VU : 114
POINT VU : 180
POINT VU : 114
POINT VU : 171

POINT CACHE : A15
POINT CACHE : 191
POINT CACHE : 193
POINT CACHE : 221

CERCLE DES CORRELATIONS

PLAN 3 5 AXE 3 HORIZONTAL

AXE 5 VERTICAL



POINT VU : 6C
POINT VU : 5C
POINT VU : 5C
POINT VU : 18C
POINT VU : 13C
POINT VU : 19C

POINT CACHE : 8C
POINT CACHE : 11C
POINT CACHE : 114
POINT CACHE : 14C
POINT CACHE : 115
POINT CACHE : 201

Etude des variables de l'analyse factorielle des correspondances (AFC) de 37 AG et 225 beurres

Voyons maintenant l'AFC. Les 5 premiers axes factoriels portent 83% de l'inertie totale.

Le premier axe factoriel est pratiquement identique au premier axe principal (figure 2). Il oppose les AG courts et moyens de C4 à C16 aux plus longues chaînes (C18).

Le deuxième axe est constitué quasi exclusivement par le C17:1 (les valeurs positives traduisent de faibles quantités de C17:1).

Le troisième axe est constitué par des AG rares à longues chaînes (C20:1, C20:0 et C19:0), ceux-ci étant corrélés au linoléique (C18:2). Les valeurs positives indiquent de faibles quantités de ces acides. Une analyse plus approfondie montre qu'il y a tout lieu de se méfier de cet axe en tant que régresseur. Ces AG rares n'étaient pratiquement pas détectés en première série et ils présentent une donnée suspecte pour l'atelier n°1 à la série 12 (ces valeurs trop élevées ne portent d'ailleurs que sur un des 2 échantillons de ce beurre). Ce beurre et la première série expliquent environ 50% de l'inertie de l'axe.

Le quatrième axe correspond à peu près exactement au C17:0 (les valeurs positives indiquent de faibles quantités de C17:0).

Quant au cinquième axe, il peut s'interpréter comme la variation de la proportion du Cc18:2 parmi les C18. Les valeurs positives indiquent une faible proportion de Cc18:2 dans les C18.

NOMBRE D'OBSERVATIONS (Lignes) : 205 - NOMBRE DE VARIABLES (Colonnes) : 37

NOMBRE DE VARIABLES (Colonnes) ACTIVES DU TABLEAU : 37

NOMBRE DE VARIABLES (Colonnes) SUPPLEMENTAIRES : 0

NOMBRE D'AXES DEMANDES : 5

VALEURS PROPRES ET VECTEURS PROPRES

1RE LIGNE : VALEURS PROPRES (VARIANCES SUR LES AXES PRINCIPAUX)

2E LIGNE : CONTRIBUTION A L'INERTIE TOTALE (POURCENTAGES EXPLIQUES PAR LES AXES PRINCIPAUX)

0.0137	0.0029	0.0008	0.0024	0.0024
70.3 %	4.6 %	4.1 %	1.9 %	1.9 %

VECTEURS PROPRES (COEFFICIENTS DES VARIABLES DANS L'EQUATION LINEAIRE DES AXES PRINCIPAUX)

40	0.2180	0.0796	0.1242	0.0887	0.0893
50	-0.0007	0.0020	0.0000	0.0000	0.0002
60	0.5436	0.0923	0.0949	0.0932	0.0994
70	1.3945	0.0000	0.0000	-0.0238	0.0002
80	0.6922	0.0955	0.0190	0.0007	0.0094
90	1.3091	0.0020	0.0000	-0.0223	0.0002
100	0.9474	0.1040	-0.0493	0.0763	0.0094
1010	0.6358	0.0229	0.0506	-0.0100	0.0002
110	1.7060	0.0612	-0.0237	-0.0291	0.0002
120	1.0626	0.1089	-0.0600	0.0743	0.0093
1210	1.0999	-0.0000	0.0000	-0.0100	0.0002
1130	0.7230	0.0001	0.0364	-0.0123	0.0002
130	1.0774	0.0387	0.0109	-0.0184	0.0002
1140	0.0039	0.0022	0.0506	-0.0001	0.0002
140	0.6842	0.0954	-0.0040	0.0000	0.0147
1410	0.7434	0.0973	0.0171	0.0790	0.0094
1150	-0.4639	0.0021	0.0506	0.0079	0.0002
1150	-0.4056	0.0714	0.0401	0.0069	0.0002
150	0.0442	0.0722	0.0429	0.0916	0.0093
1510	-0.0007	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002
1160	0.2793	0.0001	0.0506	-0.0000	0.0000
160	0.9076	0.1034	-0.0437	0.0769	-0.3053
1610	0.2933	0.0719	0.0433	0.0074	0.0094
1170	-0.4173	0.0709	0.0506	0.0071	0.0002
1170	0.0003	0.0709	0.0506	-0.0000	0.0002
170	-0.1746	0.0714	0.0401	-11.3702	0.0002
1710	0.5160	-14.4233	0.0506	-0.0000	0.0002
1180	-0.0016	-0.0000	0.0000	0.0000	0.0002
180	-1.1621	0.0292	0.3204	0.1124	0.5600
1810	-1.1555	0.0294	0.3201	0.1121	0.5119
1820	-0.7711	0.2431	-3.1211	0.1355	0.0093
190	-2.0252	-0.0747	-11.6906	0.2356	0.0002
1910	-0.0040	-0.0000	0.0109	0.0151	0.0000
1870	-2.2636	-0.2124	0.4523	0.2326	0.0000
11820	-3.5402	-0.0567	0.6007	0.1508	-10.3200
200	-0.9730	-0.2349	-9.7660	0.0166	0.0000
2010	-3.1993	-0.1144	-10.0141	0.0544	0.0000

ETUDE DES VARIABLES (Colonnes) DU TABLEAU

POUR CHAQUE AXE :

1RE COLONNE:COORDONNEE

2E COLONNE:COSINUS CARRES (QUALITE DE LA REPRESENTATION)

3E COLONNE:CONTRIBUTION RELATIVE A L'INERTIE EXPLIQUEE PAR L'AXE

COLONNES

AXES PRINCIPAUX

	AXE 1	AXE 2	AXE 3	AXE 4	AXE 5
4C **	0.026 0.001	0.2 * 0.002 0.001	0.0 * 0.004 0.002	0.1 * 0.002 0.000	0.0 * 0.002 0.000
5C **	-0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
6C **	0.064 0.513	0.7 * 0.003 0.001	0.0 * 0.003 0.001	0.0 * 0.002 0.000	0.0 * 0.002 0.000
7C **	-0.163 0.206	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
8C **	0.001 0.636	0.7 * 0.003 0.001	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * 0.002 0.000	0.0 * 0.002 0.000
9C **	0.153 0.177	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
10C **	0.111 0.734	2.6 * 0.003 0.001	0.0 * -0.001 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * 0.002 0.000
101C **	0.075 0.450	0.1 * 0.001 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
11C **	0.200 0.621	0.1 * 0.002 0.000	0.0 * -0.001 0.000	0.0 * -0.001 0.000	0.0 * 0.000 0.000
12C **	0.125 0.777	3.9 * 0.003 0.001	0.0 * -0.002 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * 0.002 0.000
121C **	0.129 0.512	0.1 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
113C **	0.005 0.206	0.1 * 0.000 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
13C **	0.126 0.665	0.1 * 0.001 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
114C **	0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
14C **	0.000 0.765	5.2 * 0.003 0.001	0.1 * -0.000 0.000	0.0 * 0.002 0.000	0.1 * 0.000 0.000
141C **	0.007 0.577	0.5 * 0.003 0.001	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.002 0.000	0.0 * 0.002 0.000
115C **	-0.054 0.214	0.1 * 0.000 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
115C **	-0.040 0.129	0.1 * 0.002 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
15C **	0.005 0.003	0.0 * 0.002 0.001	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * 0.002 0.000	0.0 * 0.002 0.000
151C **	-0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
116C **	0.033 0.090	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
16C **	0.106 0.960	24.0 * 0.003 0.001	0.3 * -0.001 0.000	0.1 * 0.001 0.000	0.2 * -0.007 0.005
161C **	0.034 0.119	0.1 * 0.002 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * 0.002 0.000	0.0 * 0.002 0.000
117C **	-0.049 0.105	0.1 * 0.002 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
117C **	0.000 0.000	0.0 * 0.002 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
17C **	-0.020 0.000	0.0 * 0.002 0.000	0.0 * 0.001 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
171C **	0.060 0.010	0.1 * -0.441 0.992	99.4 * 0.001 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
118C **	-0.000 0.000	0.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
18C **	-0.136 0.004	13.4 * 0.001 0.000	0.0 * 0.009 0.004	1.0 * 0.002 0.000	0.1 * 0.011 0.006
181C **	-0.135 0.967	31.3 * 0.001 0.000	0.0 * 0.009 0.004	2.4 * 0.002 0.000	0.3 * 0.010 0.005
182C **	-0.090 0.304	1.1 * 0.001 0.000	0.0 * -0.009 0.292	10.6 * 0.002 0.000	0.0 * 0.002 0.000
19C **	-0.244 0.224	0.4 * -0.002 0.000	0.0 * -0.330 0.427	12.9 * 0.001 0.000	0.0 * 0.000 0.000
191C **	-0.104 0.065	0.1 * -0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
193C **	-0.265 0.779	3.0 * -0.000 0.000	0.0 * 0.013 0.002	0.1 * 0.001 0.000	0.0 * 0.000 0.000
192C **	-0.416 0.014	10.2 * -0.002 0.000	0.0 * 0.019 0.002	0.4 * 0.003 0.000	0.0 * -0.176 0.102
20C **	-0.114 0.000	0.1 * -0.001 0.000	0.0 * -0.277 0.510	13.7 * 0.000 0.000	0.0 * 0.000 0.000
201C **	-0.374 0.271	1.3 * -0.003 0.000	0.0 * -0.560 0.626	50.7 * 0.001 0.000	0.0 * 0.000 0.000

1-1-2 Choix des régresseurs.

Pour une plus grande facilité d'interprétation, nous ne travaillons pas sur les axes calculés mais sur les AG directement, ou des combinaisons linéaires simples de ces AG.

par exemple, les deux axes n°1, principal et factoriel, correspondent à peu de chose près à la différence entre la somme des AG de C4 à C16 et la somme des C18. Sachant l'importance des variations saisonnières de cette différence, appelons cette variable SAISO (nous nous limitons à 5 caractères).

Pour intégrer la variation du 2° axe principal, adjoignons à la variable précédente la somme des AG de C4 à C14 (appelons cette variable S14C4). Et ainsi de suite pour les autres axes, sauf le 3° axe factoriel comme nous l'avons vu, nous arrivons à l'ensemble des 8 régresseurs suivants:

SAISO, S14C4, 4C, 17C, 171C, 18C, 182C et J182C.

Afin de vérifier le bien-fondé du choix de ces prédicteurs, voyons comment se projettent les axes sur ces variables.

Pour les axes 1 principal et factoriel (A1AG et A1FAG), et pour les axes factoriels 2 et 4 (A2FAG et A4FAG), de simples graphiques sont assez explicites. On a bien quasi identité entre les axes 1 et SAISO (figure 3), entre A2FAG et le C17:1 (codé 171C sur la figure 4), entre A4FAG et le C17:0 (codé 17C sur la figure 5).

Quant aux autres axes, la qualité de leur projection a été mesurée par le coefficient de détermination multiple (R^2) avec les régresseurs:

R^2

A2AG	0,9466
A3AG	0,9987
A4AG	0,9767
A5AG	0,8742
A3FAG	0,5946
A5FAG	0,9993

Avec des notations évidentes pour les axes principaux et factoriels.

Le 3° axe factoriel est le moins bien représenté, mais nous avons vu qu'il n'est pas utile de vouloir le représenter mieux.

Sinon les axes semblent être correctement pris en compte.

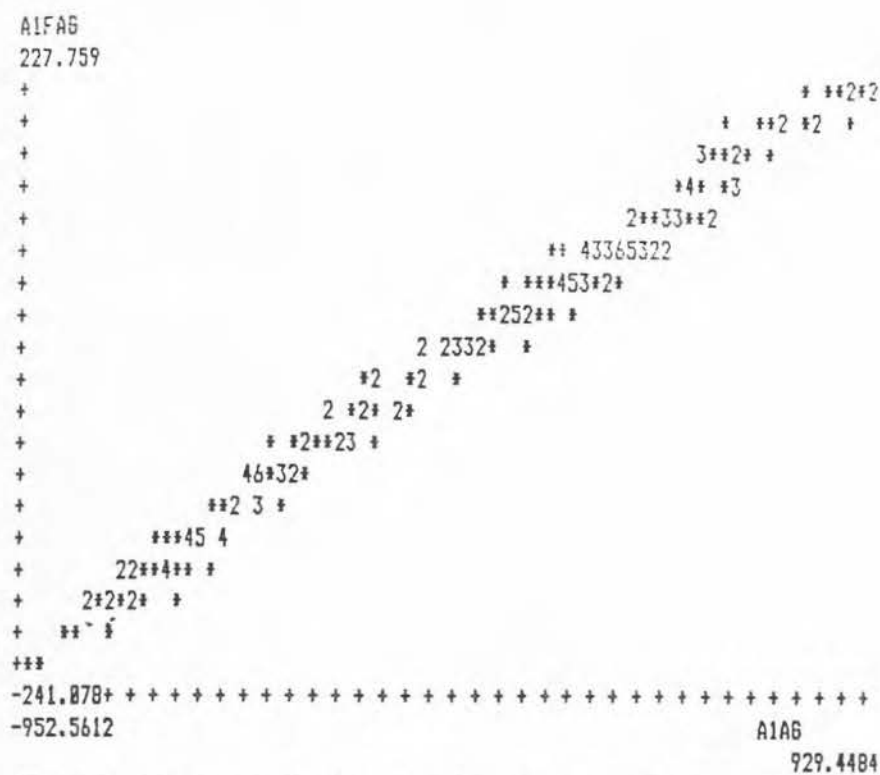


Figure 2: graphique du 1^{er} axe factoriel en fonction du 1^{er} axe principal.

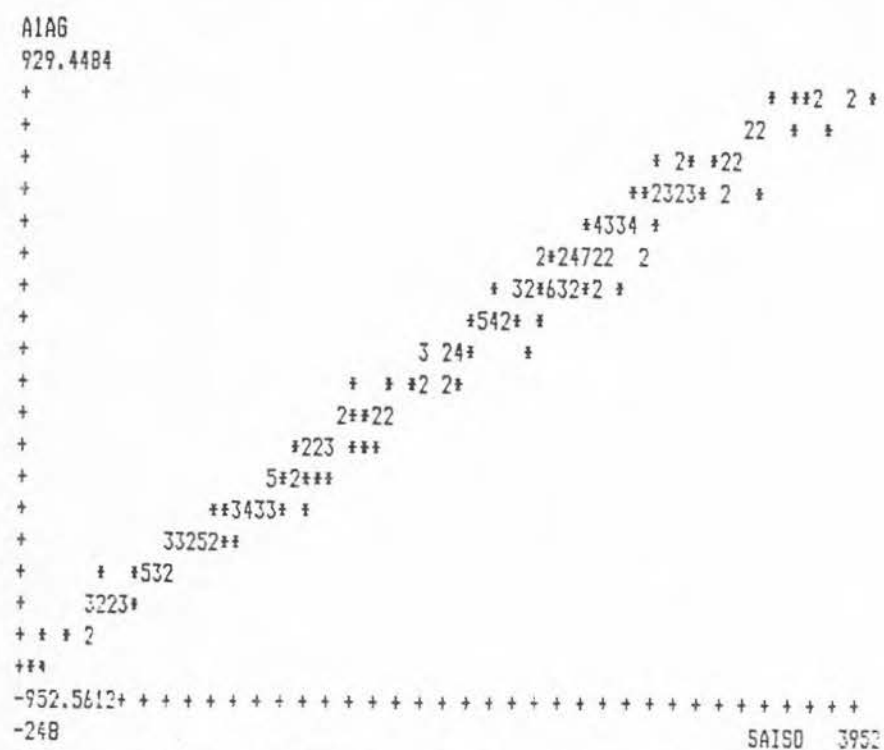


Figure 3: graphique du 1^{er} axe principal en fonction de la variable SAISO.

A2FAG
49.91465

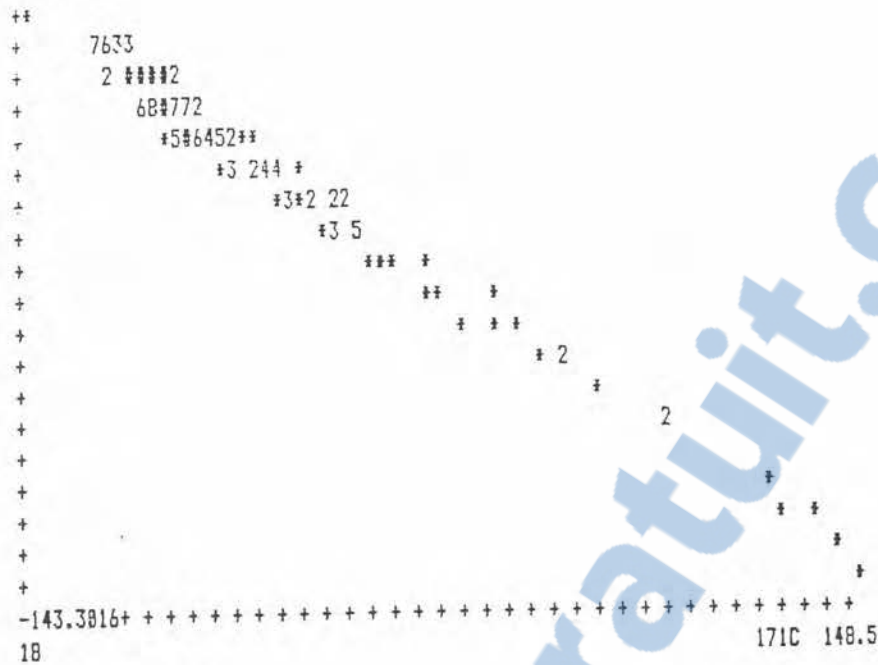


Figure 4: graphique du 2^e axe factoriel en fonction du taux de C17:1.

A4FAG
48.13306



Figure 5: graphique du 4^e axe factoriel en fonction du taux de C17:0.

I-2 Aspect saisonnier de la composition et du comportement rhéologique.

La variable SAISO, qui correspond aux axes 1 principal et factoriel, c'est-à-dire à la différence entre les AG majeurs courts et moyens, entre C4 et C16, et les C18, est la composante la plus importante de variation de la composition en AG.

L'évolution de la moyenne de cette variable en fonction de la date de production (figure 6) présente un caractère clairement saisonnier.

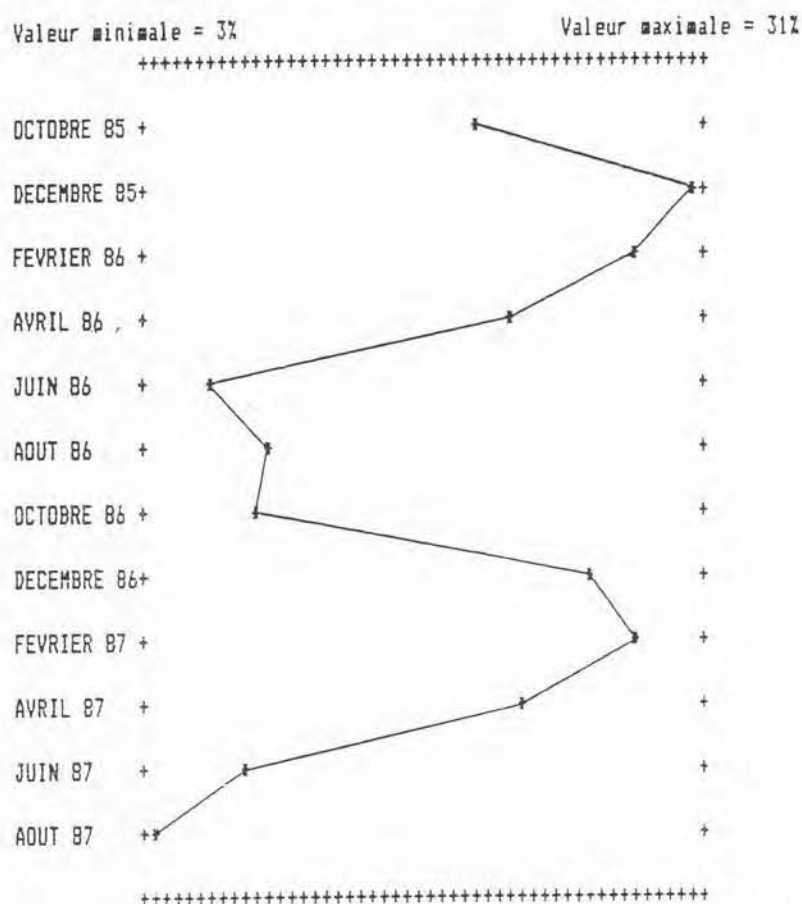


Figure 6: évolution de la variable SAISO sur deux ans

Ceci dit, il est fort connu que la matière grasse des beurres présentent d'importantes variations saisonnières. En revanche, les modalités de variation du comportement rhéologique le sont moins. Considérons les 6 variables de l'essai 2 de rhéologie pour les étudier en fonction de SAISO.

I-2-1 Présentation succincte de l'essai 2

Cette expérimentation a été mise au point par M. LEFEBVRE, de l'INRA de Nantes. Il s'agit d'un essai transitoire de viscosimétrie qui consiste à enregistrer la réponse à un échelon rectangulaire de vitesse de cisaillement (notée v). L'expérience a été réalisée avec une vitesse v de $0,0157 \text{ rd s}^{-1}$, durant un temps t_2 de 1200 s. La température a été fixée à 20°C .

La réponse du beurre est représentée par l'histoire de la contrainte σ . La figure 7 montre l'histoire de la vitesse et de la contrainte de cisaillement.

Quatre grandeurs ont été mesurées: $t_1 - t_0$, σ_1 , σ_2 et σ_3 . M. LEFEBVRE en propose les interprétations suivantes: $v \cdot (t_1 - t_0)$ est la déformation limite (notée G1) que peut supporter le beurre avant de couler, σ_1 est le seuil de contrainte "transitoire", σ_3 est le seuil de contrainte "dynamique" et $\sigma_2 = \sigma_3 + \text{ETA}(v) \cdot v$, où $\text{ETA}(v)$ est la viscosité du beurre (pour cette vitesse et cette température). Enfin, on peut calculer le module d'élasticité égal à $\sigma_1 / G1$ (noté M1).

Nous avons pris en compte 6 variables tirées de cet essai. La liste de ces variables, avec leurs notations et leurs unités, est portée dans le tableau 2.

Variables	Unités
G1	radians
$\sigma_1 = S1$	10^3 dynes/cm ²
$\sigma_2 = S2$	id
$\sigma_3 = S3$	id
M1	id
ETA	10^3 Poises

Tableau 2: Variables de l'essai 2 et leurs unités

1-2-2 Etude de ces variables en fonction de SAISO

Les graphiques de ces variables en fonction de la différence entre les AG majeurs, courts ou moyens, et les C18 sont présentés sur les figures 8 à 13. Pour interpréter ces graphiques, il faut avoir à l'esprit que les beurres d'été se caractérisent par une grande quantité de C18 et faible d'AG courts et moyens (et les beurres d'hiver le contraire). Donc les faibles valeurs de SAISO correspondent à des beurres d'été et les fortes valeurs à des beurres d'hiver.

On peut donc constater des comportements nettement différents en été et en hiver. On n'a pas seulement le résultat connu, bien que non quantifié: les beurres d'été sont mous (contraintes, module d'élasticité et viscosité faibles) et les beurres d'hiver sont durs. Mais voyons les résultats variable par variable.

La déformation limite G1 n'a pas de liaison simple avec SAISO. Cette liaison n'est pas linéaire; on peut voir toutefois une tendance à la diminution de G1 en fonction de SAISO pour les beurres d'hiver (figure 8).

Les cinq autres variables (les trois mesures de contraintes, le module d'élasticité et la viscosité) présentent des similitudes de comportement: des valeurs faibles en été, et qui augmentent peu en fonction de SAISO, des valeurs beaucoup plus variables en hiver, mais qui ont une assez nette liaison positive avec SAISO (figures 9 à 13). Ceci est surtout vrai pour S2, S3 et ETA.

Rapport-gratuit.com

LE NUMERO 1 MONDIAL DU MÉMOIRES



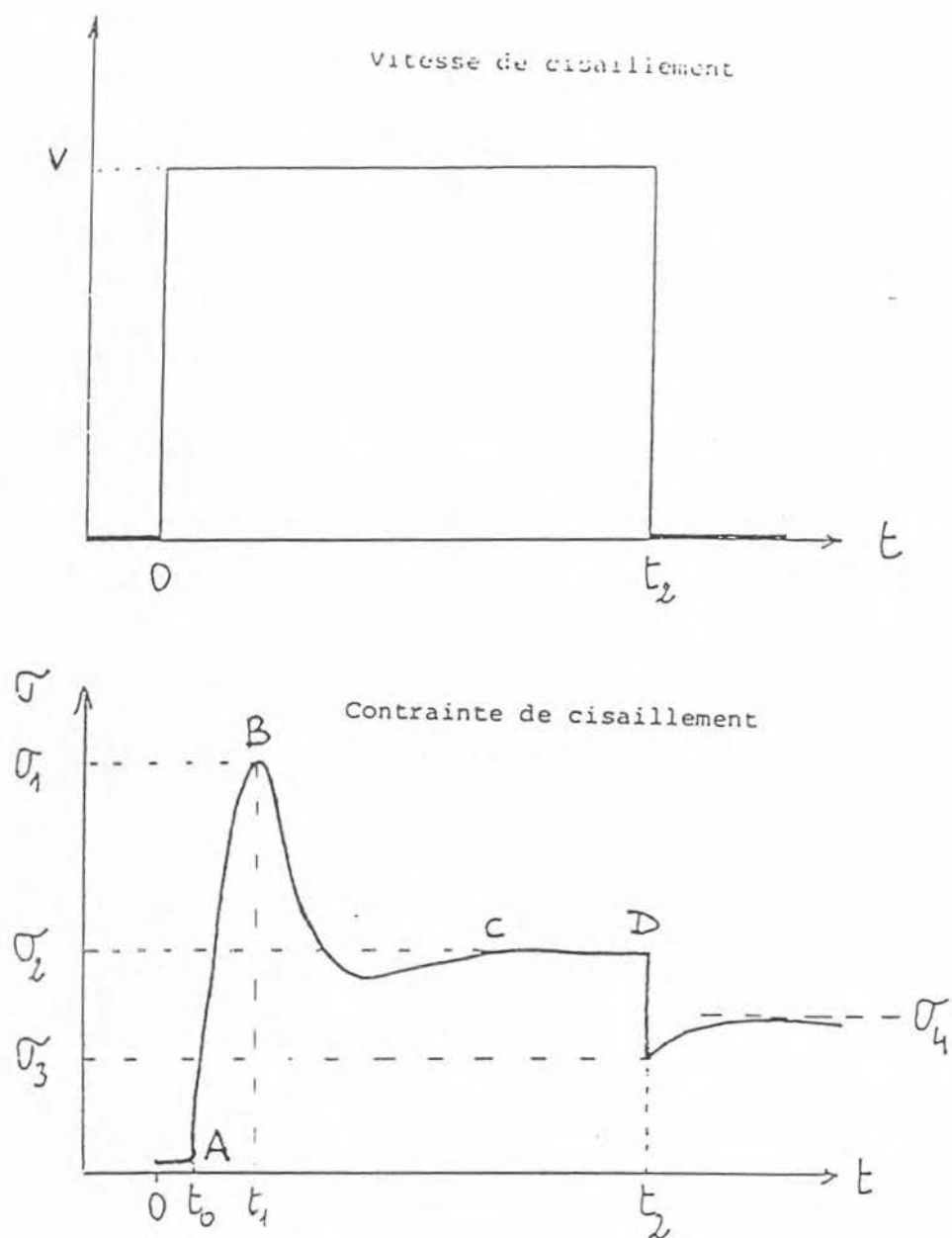


FIGURE 7 : Réponse à un échelon rectangulaire de vitesse de cisaillement

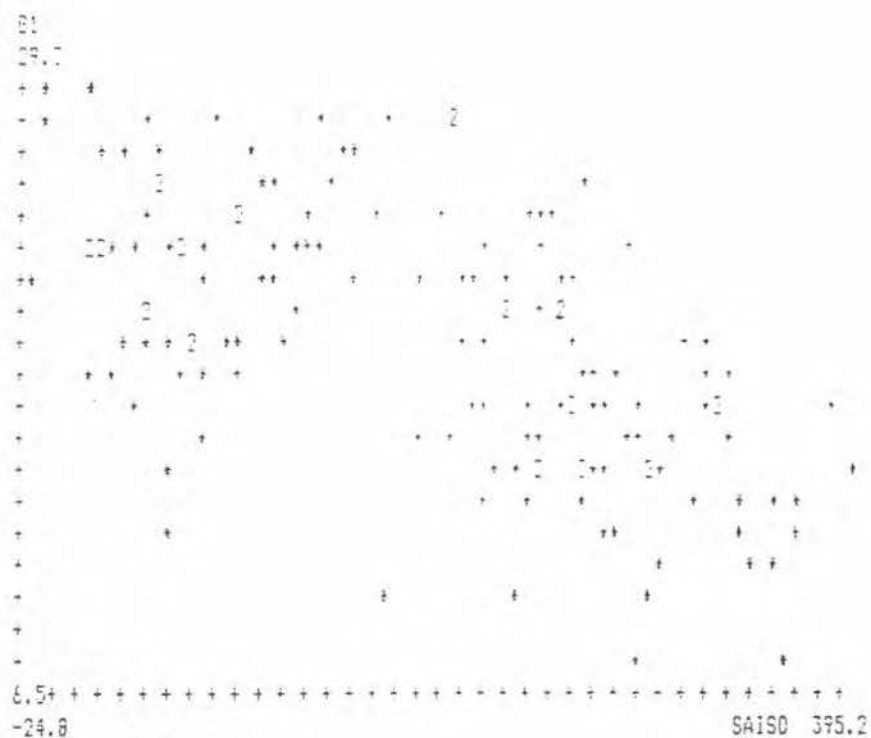


Figure 8: graphique de la déformation limite (G1) en fonction de SAISO.

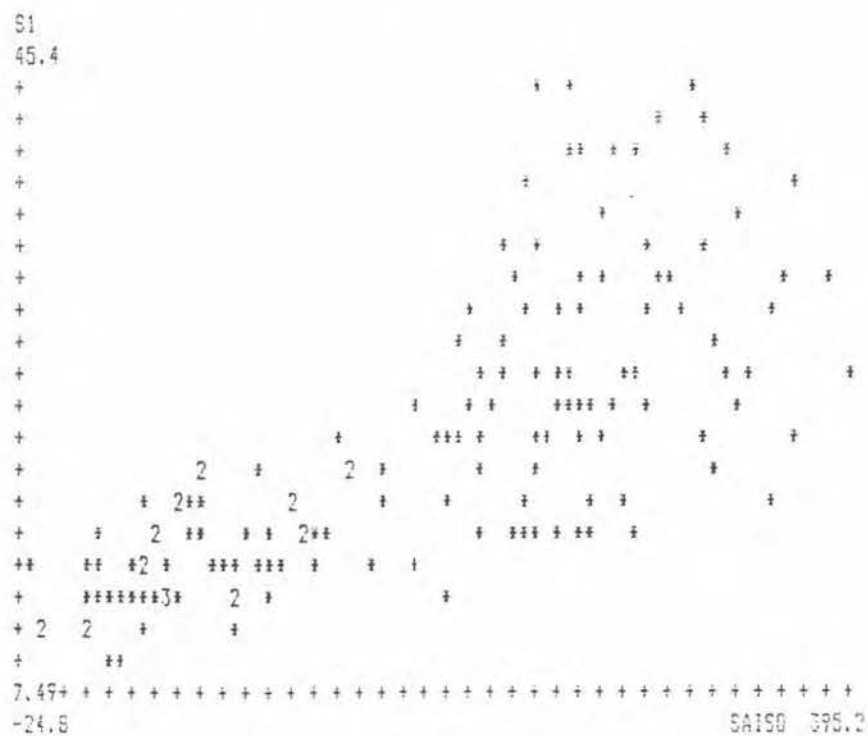


Figure 9: graphique du seuil de contrainte "transitoire" (S1) en fonction de SAISO.

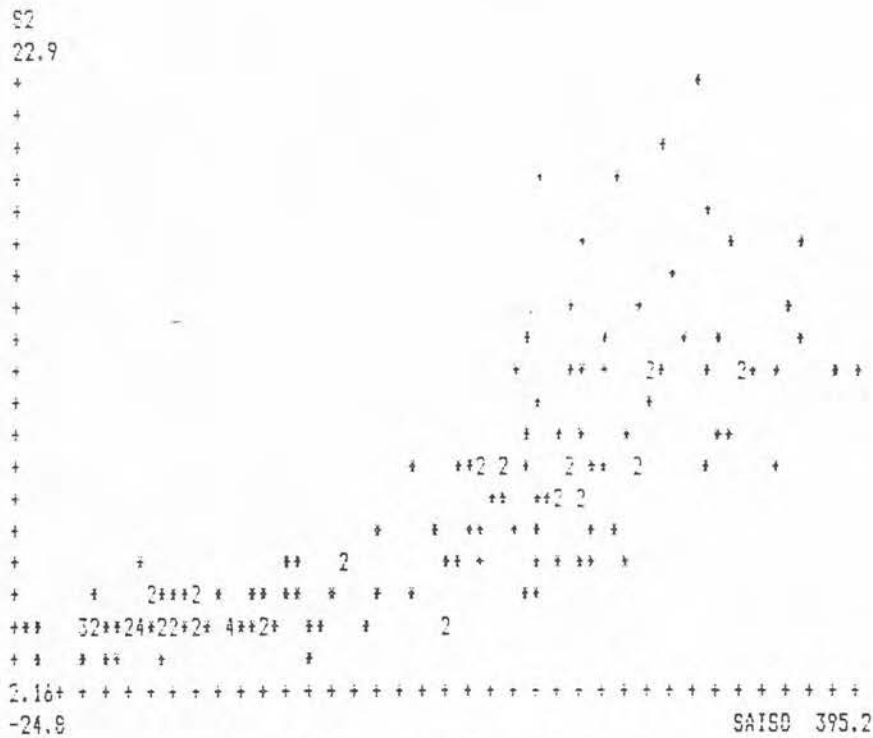
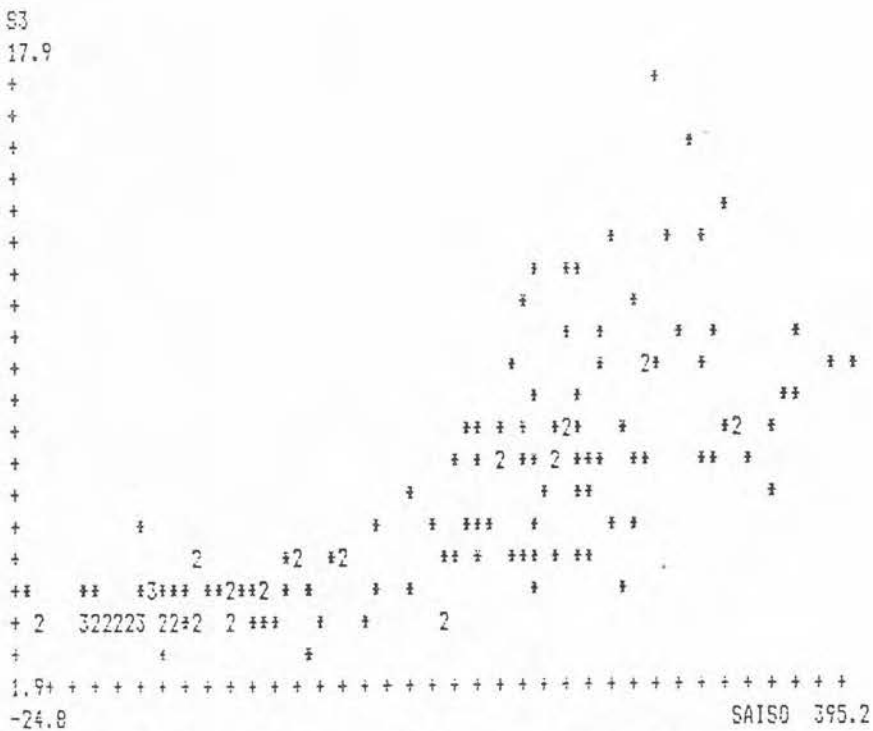


Figure 10: graphique de la contrainte S2 en fonction de SAISO.



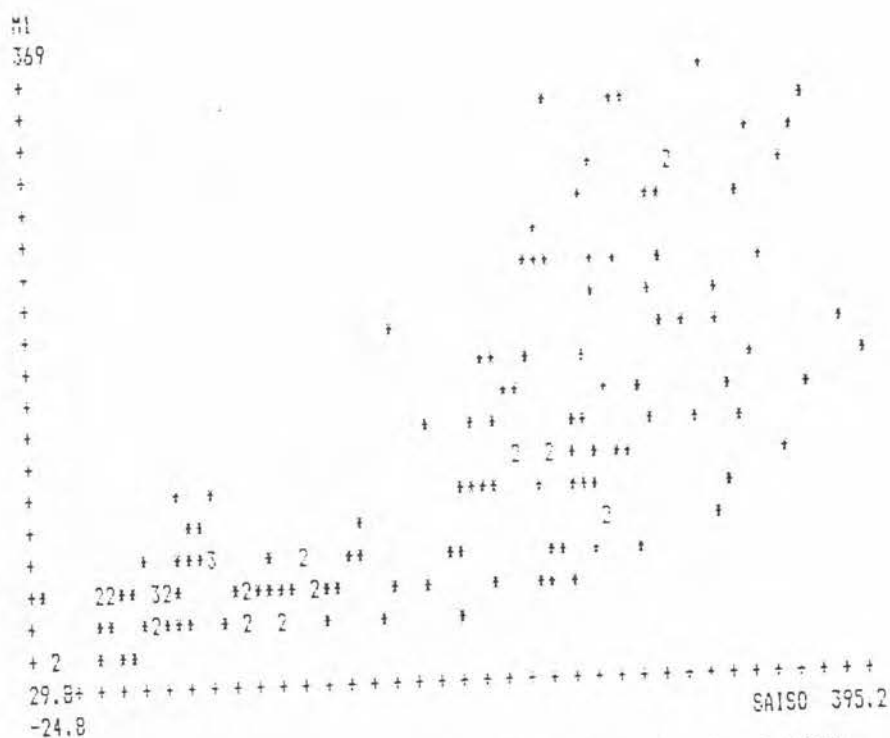
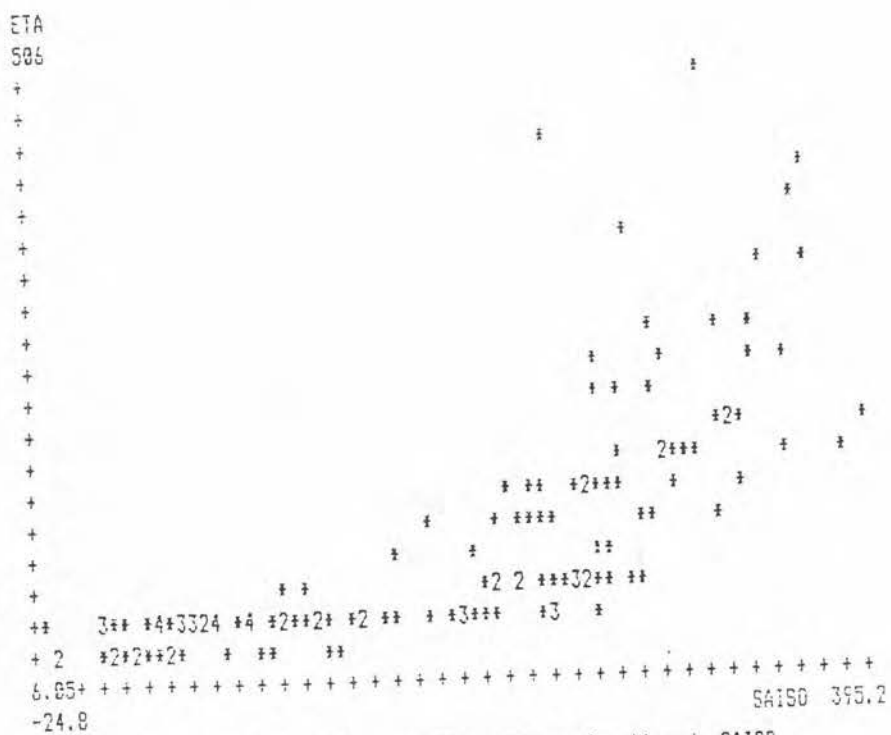


Figure 12: graphique du module d'élasticité (M1) en fonction de SAISO.



4.8

Figure 13: graphique de la viscosité (ETA) en fonction de SAISO.

Ces observations nous amènent à deux conclusions importantes. La première, d'ordre statistique, est que pour étudier la liaison entre les variables rhéologiques et la composition en AG, il est nécessaire de découper la population en deux groupes (été-hiver). La deuxième a un intérêt plus pratique. Si la dureté d'un beurre évolue en fonction de SAISO selon le modèle décrit sur la figure 14, ceci a comme conséquence qu'une même variation de SAISO sera moins sensible sur la dureté en été qu'en hiver. Ainsi tout ce qui aura comme effet de diminuer les variations saisonnières de la variable SAISO, aboutira à des beurres d'une moindre dureté moyenne.

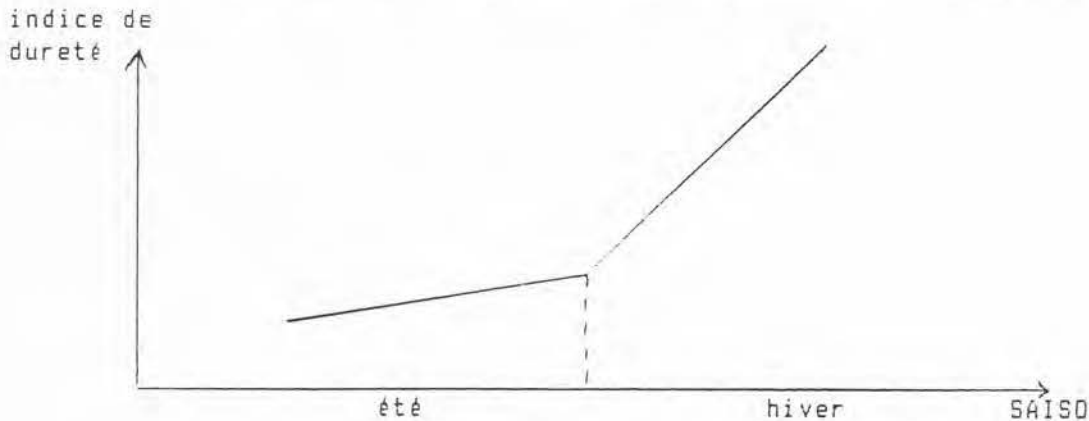


Figure 14: Modèle de l'évolution de la dureté en fonction de SAISO.

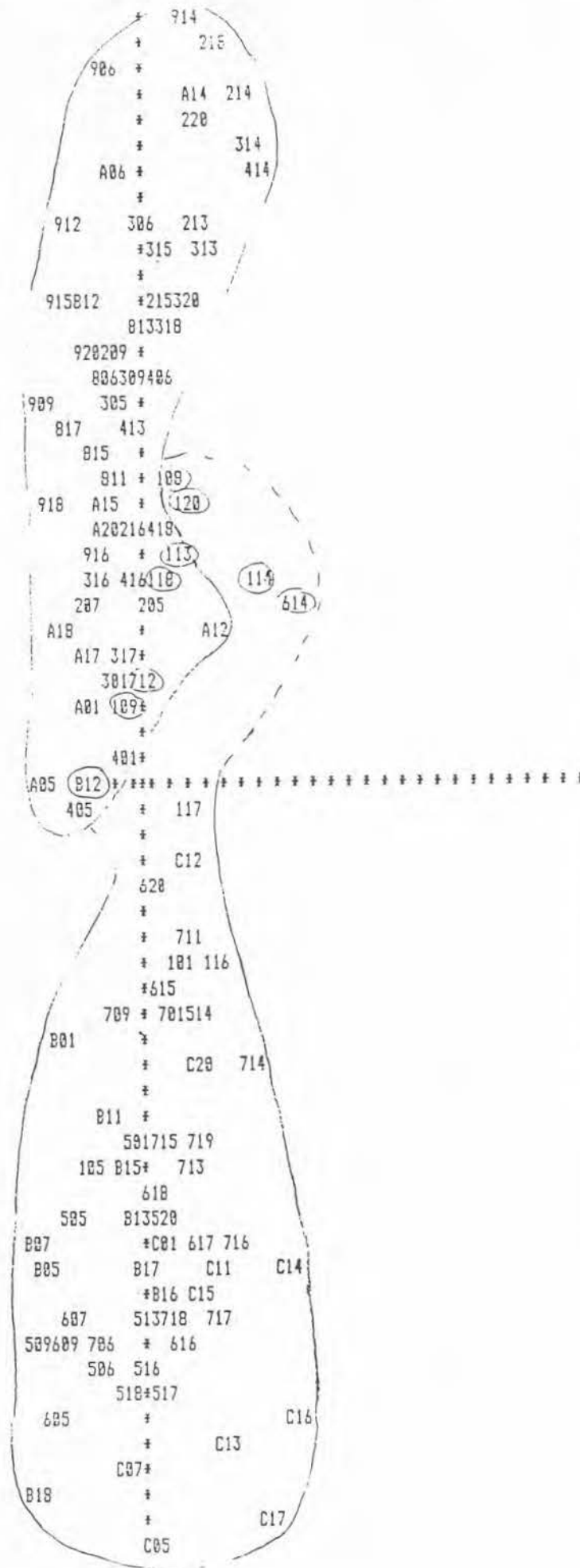
1-2-3 Séparation de la population en deux groupes saisonniers.

Pour la représentation des beurres d'après la composition, revenons à la métrique euclidienne, c'est-à-dire aux axes principaux calculés au 1-1. On a pu montrer que la combinaison des axes 1 et 3 permettait une séparation satisfaisante des beurres d'été (de juin à octobre) et d'hiver (de décembre à avril).

Les 146 beurres testés par l'essai 2, sont représentés dans le plan 1-3 sur la figure 15. L'axe vertical est l'axe 1 (très corrélé à SAISO), l'axe horizontal correspond à -A3AG (l'opposé de l'axe 3). Donc les beurres situés en haut ont peu de C18 et beaucoup d'acides courts et moyens, et s'ils sont décalés vers la droite, ils ont une faible proportion de stéarique parmi les C18.

Le code de représentation des beurres est le suivant: le premier chiffre indique la série, les deux autres l'atelier. Le premier chiffre va de 1 à C (1= série 1, etc., A= série 10, B= série 11, C= série 12). Les ateliers sont notés de 1 à 20 selon la codification établie dans le plan d'échantillonnage.

Deux groupes se détachent nettement: un groupe de beurres d'hiver "en haut", comprenant tous les beurres de décembre à avril, et un groupe d'été "en bas", comprenant la quasi totalité de ceux de juin à octobre. Seuls 9 beurres se rattachent au groupe d'hiver: deux de manière limite, l'atelier 14 aux séries 1 et 6, les autres plus nettement, l'atelier 12 aux séries 7 et 11, les beurres de la série 1 n° 8, 9, 13, 18 et 20.



POINT VU : 118
 POINT VU : 108
 POINT VU : 405
 POINT VU : 301
 POINT VU : 205
 POINT VU : 416
 POINT VU : 120
 POINT VU : 501
 POINT VU : 517
 POINT VU : 501
 POINT VU : 513
 POINT VU : 617
 POINT VU : 605
 POINT VU : 620
 POINT VU : 109
 POINT VU : 401
 POINT VU : 207
 POINT VU : 214
 POINT VU : 418
 POINT VU : 317
 POINT VU : 806
 POINT VU : 811
 POINT VU : 817
 POINT VU : 812
 POINT VU : 815
 POINT VU : 817
 POINT VU : 207
 POINT VU : 416
 POINT VU : 108
 POINT VU : 316
 POINT VU : 505
 POINT VU : 615
 POINT VU : 505
 POINT VU : 516

POINT CACHE : 201
 POINT CACHE : 217
 POINT CACHE : 407
 POINT CACHE : 409
 POINT CACHE : 415
 POINT CACHE : 417
 POINT CACHE : 420
 POINT CACHE : 515
 POINT CACHE : 519
 POINT CACHE : 601
 POINT CACHE : 613
 POINT CACHE : 619
 POINT CACHE : 705
 POINT CACHE : 720
 POINT CACHE : 801
 POINT CACHE : 805
 POINT CACHE : 809
 POINT CACHE : 814
 POINT CACHE : 816
 POINT CACHE : 818
 POINT CACHE : 820
 POINT CACHE : 901
 POINT CACHE : 905
 POINT CACHE : 911
 POINT CACHE : 913
 POINT CACHE : 917
 POINT CACHE : A09
 POINT CACHE : A11
 POINT CACHE : A13
 POINT CACHE : A16
 POINT CACHE : B09
 POINT CACHE : B14
 POINT CACHE : B20
 POINT CACHE : C09

Figure 15: représentation graphique des 146 beurres testés par l'essai 2, à partir des axes principaux 1 et 3 (A1A6 et A3A6).

Au vu de ces résultats, deux groupes ont été constitués afin d'étudier les régressions des variables rhéologiques sur la composition séparément dans chacun d'eux. Par souci de simplification, nous avons choisi de faire la séparation uniquement par la date de production: le groupe d'été étant constitué des beurres de juin à octobre, et le groupe d'hiver des beurres de décembre à avril.

I-3 Régressions des variables rhéologiques sur la composition en AG.

Un fichier a été constitué pour chacun des deux groupes, avec les variables rhéologiques de l'essai 2 et les 8 régresseurs (composition en AG).

Examinons ce que nous pouvons tirer des régressions linéaires. Puis nous voyons, par l'étude des résidus, en quoi elles ne sont pas tout à fait satisfaisantes. Enfin, une technique des directions révélatrices permet d'y remédier et de dégager des informations supplémentaires sur la liaison rhéologie-composition.

I-3-1 Régressions linéaires.

I-3-1-1 Procédure utilisée.

Une recherche d'équation de régression a été effectuée pour chacune des 6 variables, dans chaque groupe, d'où l'établissement de 12 régressions distinctes.

Dans chaque cas, la recherche s'effectue de la manière suivante: nous effectuons une première sélection du type "ascendante stepwise", d'où une première équation, puis une deuxième sélection du type "descendante". La plupart du temps, le résultat fut le même. Sinon le modèle ayant le plus petit écart-type, ou bien étant le plus cohérent avec les autres résultats, est choisi entre les deux.

Alors, une première étude de résidus a permis d'écarter, provisoirement, les observations suspectes. Au départ chaque groupe est constitué de 73 observations. 6 d'entre elles ont été écartées dans le groupe été (113, 118, 120, 613, 712, C12). Et 3 ont été écartées dans le groupe hiver (911, 915, A12).

Pour le groupe été, on peut examiner par exemple la régression de S2. Les variables SAISO, S14C4 et 18C étaient trouvées explicatives; le graphique des résidus en fonction de SAISO est présenté sur la figure 16.

Pour le groupe hiver, examinons les régressions de S1 et S3. Les variables SAISO, S14C4 et 18C étaient trouvées explicatives pour S1, les mêmes variables et 171C l'étaient pour S3. Les deux graphiques des résidus en fonction de SAISO sont présentés sur les figures 17 (S1) et 18 (S3).

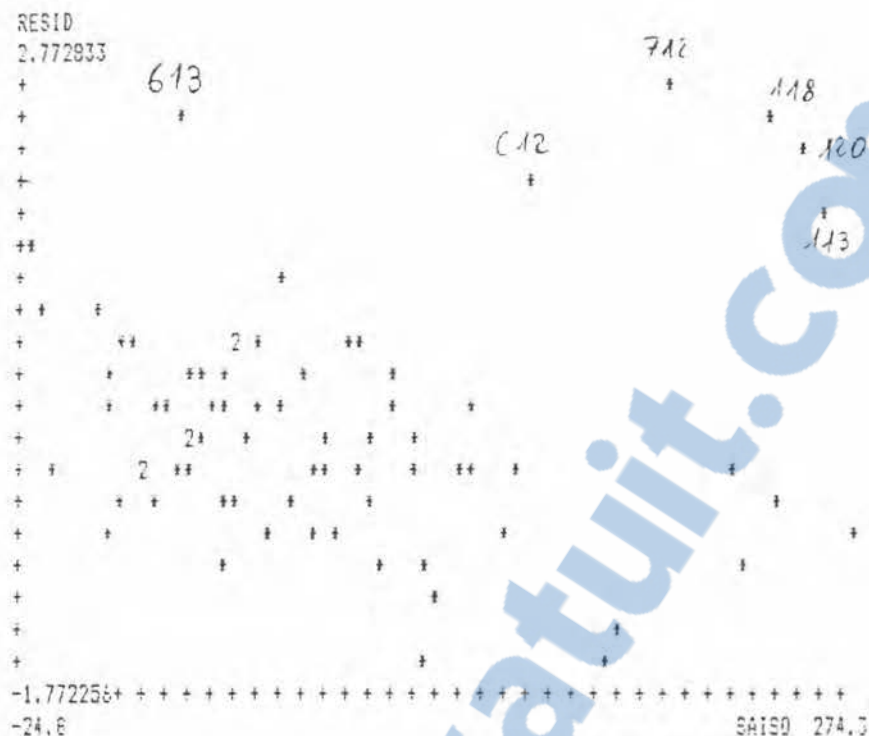


Figure 16: graphique des résidus de la régression de S2 sur les variables SAISO, S14C4 et 18C (73 observations: groupe ETE) en fonction de SAISO.

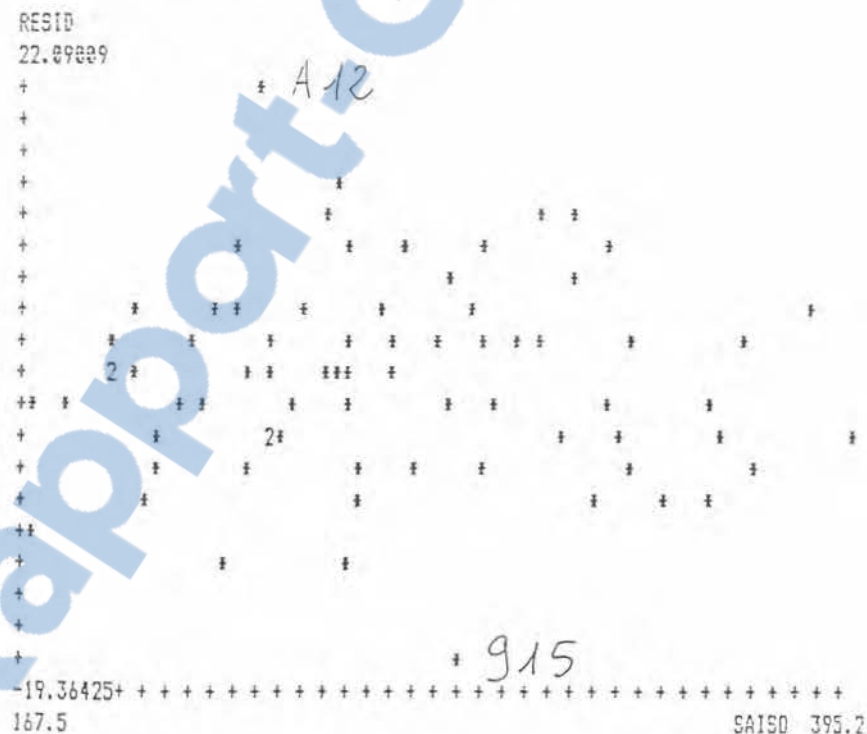


Figure 17: graphique des résidus de la régression de S1 sur les variables SAISO, S14C4 et 18C (73 observations: groupe HIVER) en fonction de SAISO.

1-3-1-2 Résultats.

Après élimination des données suspectes, le groupe été compte 67 observations, et le groupe hiver 70. L'application de la procédure définie ci-dessus aux 6 variables, dans chacun des deux groupes, a donné les résultats réunis dans les tableaux qui suivent. Les tableaux donnent les moyennes et écarts-type, les coefficients de régression, suivis de la statistique de FISHER testant la nullité du coefficient, puis les écarts-type résiduels (ETR) et les coefficients de corrélation multiple (R).

	G1	F(1,64)	S1	F(1,62)	S2	F(1,62)
moyenne	21,576	/	13,929	/	3,631	/
écart-type	3,588	/	3,124	/	0,746	/
terme constant	27,69	/	18,78	/	6,59	/
SAISO	/	/	0,762	24,1	0,191	33,8
S14C4	/	/	-1,41	10,4	-0,38	17,2
4C	/	/	/	/	/	/
17C	/	/	5,75	8,5	1,54	13,6
171C	/	/	/	/	/	/
18C	/	/	1,60	10,7	0,38	8,3
182C	-4,88	10,3	/	/	/	/
J182C	3,41	3,9	/	/	/	/
ETR	3,382	/	2,452	/	0,519	/
R	0,373	/	0,649	/	0,739	/

Tableau 4: régressions linéaires de G1, S1 et S2 sur la composition (groupe ETE).

Prenons un exemple afin de faciliter la lecture du tableau. L'équation de régression de S1 est:

$$S1 = 18,78 + 0,762*SAISO - 1,41*S14C4 + 5,75*17C + 1,60*18C$$

Les régresseurs sont ici en pourcentage des AG totaux. L'écart-type résiduel est de 2,452 et le coefficient de corrélation multiple de 0,649.

Avant de voir les problèmes pouvant surgir à l'examen des résidus de ces modèles, voyons les informations que nous pouvons tirer des tableaux.

La déformation limite (G1) est mal expliquée par les variations de la composition en AG pour les beurres d'été. Seuls les AG poly-insaturés semblent avoir une influence, d'ailleurs difficile à interpréter.

Quant aux trois contraintes, S1, S2 et S3, leurs liaisons avec la composition sont très proches. Les mêmes AG sont explicatifs, et dans le même sens. Certains résultats sont facilement interprétables par le point de fusion plus ou moins élevé des AG. L'influence des variables SAISO, S14C4 et 18C s'interprètent ainsi. Plus SAISO est élevée plus le beurre est dur car les AG saturés (surtout C16:0) sont en plus grande quantité, et les C18 (surtout C18:1) en moindre quantité. L'effet de S14C4 s'explique aisément par les bas points de fusion des acides saturés de C4 à C14 par rapport à celui du C16:0. Enfin l'effet de l'acide stéarique (C18:0), durcissant, est en accord avec son haut point de fusion.

Rapport-gratuit.com

LE NUMERO 1 MONDIAL DU MÉMOIRES



Ces éléments montrent que les variations de la dureté du beurre d'été, bien que faibles, semblent être mesurées de manière fiable par les contraintes S1, S2 ou S3, plus que par les autres variables de l'essai.

Un autre résultat est intéressant: l'effet durcissant du C17:0. C'est un AG mineur dont le coefficient de régression est de 3 à 5 fois supérieur à celui de l'acide stéarique. Son influence est donc plus grande que ne le laisserait attendre sa simple quantité parmi les AG totaux.

	S3	F(1,62)	M1	F(1,63)	ETA	F(1,64)
moenne	3,280	/	67,254	/	27,378	/
écart-type	0,628	/	19,578	/	11,220	/
terme constant	6,58	/	41,56	/	-3,46	/
SAISO	0,169	33,9	/	/	0,980	39,1
S14C4	-0,37	20,1	/	/	/	/
4C	/	/	/	/	/	/
17C	1,07	8,4	36,5	7,4	29,4	20,3
171C	/	/	/	/	/	/
18C	0,28	9,1	/	/	/	/
182C	/	/	19,3	6,7	/	/
J182C	/	/	-36,2	18,1	/	/
ETR	0,460	/	16,687	/	8,106	/
R	0,785	/	0,568	/	0,783	/

Tableau 5: régressions linéaires de S3, M1 et ETA sur la composition (groupe ETE).

Examinons maintenant les régressions obtenues pour les beurres d'hiver. Les trois variables importantes sont ici SAISO, S14C4 et 18C; le C17:0 ne présente plus d'influence significative. Leurs effets vont dans le même sens qu'en été pour les trois contraintes S1, S2 et S3. Mais les relations rhéologie-composition sont différentes à plus d'un titre.

La déformation limite G1 présente une liaison importante avec la composition, ce qui n'était pas le cas en été. Les variations de cette déformation vont en sens inverse de celles de la dureté (mesurées par les cinq autres variables). Ceci explique que le module d'élasticité ($M1 = S1/G1$) ait une meilleure corrélation multiple en hiver, et qu'il mesure sensiblement la même chose que les autres variables de dureté à cette période.

Mais l'élément le plus important est la différence quantitative de l'influence de ces variables. Nous l'avons vu sur les graphiques en fonction de SAISO, ceci est également vrai pour les trois régresseurs importants SAISO, S14C4 et 18C: les coefficients de régressions sont nettement plus élevés en hiver qu'en été.

Prenons par exemple la variable S2: pour augmenter d'un point la dureté (mesurée par S2), il faut augmenter la différence entre les AG de C4 à C16 et les C18 (SAISO) de plus de 5% en été, 0,75% suffit en hiver. La même élévation d'un point de dureté est assurée par une diminution des AG courts de C4 à C14 (S14C4) de 2,6% en été, 0,625% suffit en hiver. Enfin, pour un point de dureté supplémentaire il faut 3,3% de C18:0 en plus en été, 0,34% en hiver.

	G1	F(1,65)	S1	F(1,66)	S2	F(1,66)
moyenne	15,884	/	27,395	/	18,317	/
écart-type	4,181	/	7,339	/	3,636	/
terme constant	14,81	/	-8,84	/	-8,88	/
SAISO	-1,523	49,7	2,518	32,2	1,34	55,9
S14C4	2,95	33,6	-3,62	22,8	-1,68	27,3
4C	-3,95	7,6	/	/	/	/
17C	/	/	/	/	/	/
171C	/	/	/	/	/	/
18C	-2,48	8,5	6,57	13,5	2,93	16,5
182C	/	/	/	/	/	/
J182C	/	/	/	/	/	/
ETR	2,831	/	5,979	/	2,416	/
R	0,743	/	0,684	/	0,768	/

Tableau 6: régressions linéaires de G1, S1 et S2 sur la composition (groupe HIVER).

	S3	F(1,65)	M1	F(1,66)	ETA	F(1,66)
moyenne	7,998	/	188,736	/	148,481	/
écart-type	2,488	/	74,982	/	97,128	/
terme constant	-13,18	/	-168,6	/	-215,3	/
SAISO	8,876	34,2	33,32	99,2	35,32	68,7
S14C4	-8,92	14,8	-46,6	66,4	-43,4	35,6
4C	/	/	/	/	/	/
17C	/	/	/	/	/	/
171C	2,8	4,6	/	/	/	/
18C	2,46	14,9	82,2	37,1	67,4	15,4
182C	/	/	/	/	/	/
J182C	/	/	/	/	/	/
ETR	1,941	/	45,885	/	57,422	/
R	0,658	/	0,889	/	0,816	/

Tableau 7: régressions linéaires de S3, M1 et ETA sur la composition (groupe HIVER).

Ces résultats des régressions confirment ce que nous avons vu plus haut: une même variation de composition est moins sensible sur la dureté en été qu'en hiver.

1-3-1-3 Etude des résidus.

Les résidus sont les écarts entre les données observées et les valeurs prédites par le modèle. L'application de la régression linéaire multiple suppose que soit vérifié le fait que les erreurs résiduelles sont indépendantes, de variances égales et distribuées selon une loi de probabilité gaussienne.

Nous allons vérifier ces hypothèses en nous demandant, de plus, s'il n'y a pas de non-linéarités manifestes et s'il n'y a pas d'effet atelier qui ne serait pas expliqués par la régression linéaire sur la composition en AG. Pour ne pas exagérément alourdir la présentation de cette étude, seule l'analyse des résidus de S2 est exposée ici.

Etudions pour ce faire les résidus en fonction de l'estimation de S2 (notée S2E), et en fonction des régresseurs. L'estimation de S2, en été, est donnée par:

$$S2E = 6,59 + 0,191*SAISO - 0,38*S14C4 + 1,54*17C + 0,30*18C$$

Les résidus sont égaux à $S2 - S2E$. Les graphiques des résidus en fonctions des données ajustées et des régresseurs sont présentés sur les figures 19 à 23. On ne peut distinguer de non linéarités très nettes. Par contre le graphique des résidus fonction du numéro d'atelier est plus intéressant (figure 24). Il montre que des effets atelier ne sont pas expliqués par le modèle ci-dessus, ce qui est confirmé par une analyse de covariance: l'information supplémentaire apportée par la prise en compte de l'effet atelier est significative.

Plusieurs interprétations sont possibles de ce phénomène. Ou bien il existe des liaisons non linéaires qui ne sont pas piégées par ce modèle, ou bien d'autres variables non prises en compte (technologie de fabrication?) ont une influence. Nous verrons après avoir appliqué la technique des directions révélatrices.

Pour le groupe des beurres d'hiver l'estimation de S2 est donnée par:

$$S2E = -8,08 + 1,34*SAISO - 1,60*S14C4 + 2,93*18C$$

Contrairement au groupe d'été, les graphiques les plus intéressants sont ceux des résidus fonction des données ajustées et des régresseurs (figures 25 à 28). Des liaisons non linéaires semblent se dégager.

Par contre on ne peut mettre en évidence d'effet atelier non expliqué par la composition en hiver (figure 29).

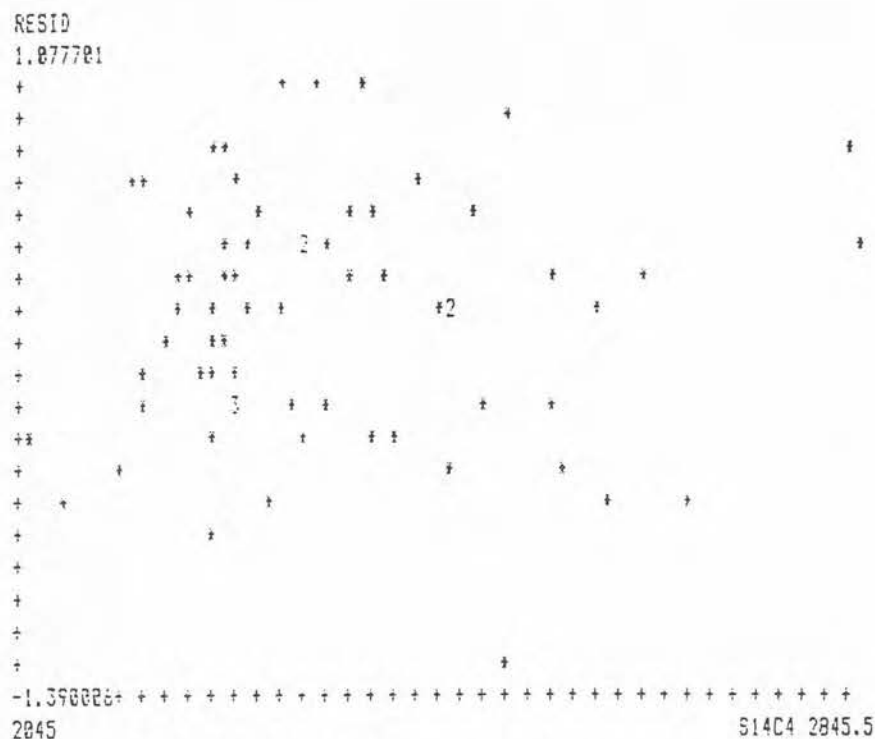


Figure 21: résidus de la régression linéaire de S2 (groupe ETE) en fonction de S14C4.

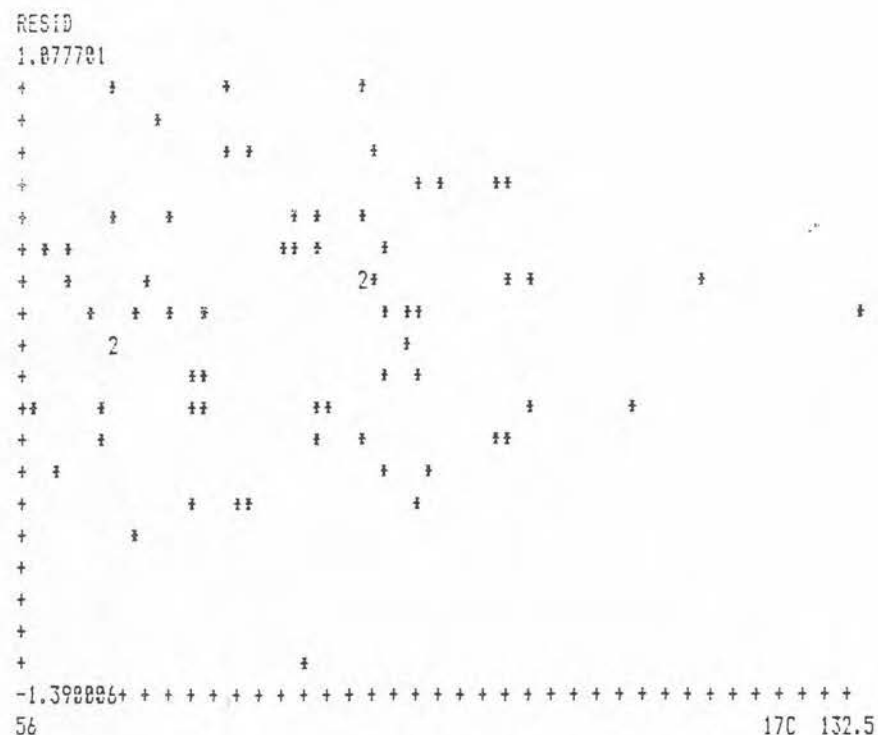


Figure 22: résidus de la régression de S2 (groupe ETE) en fonction de 17C.

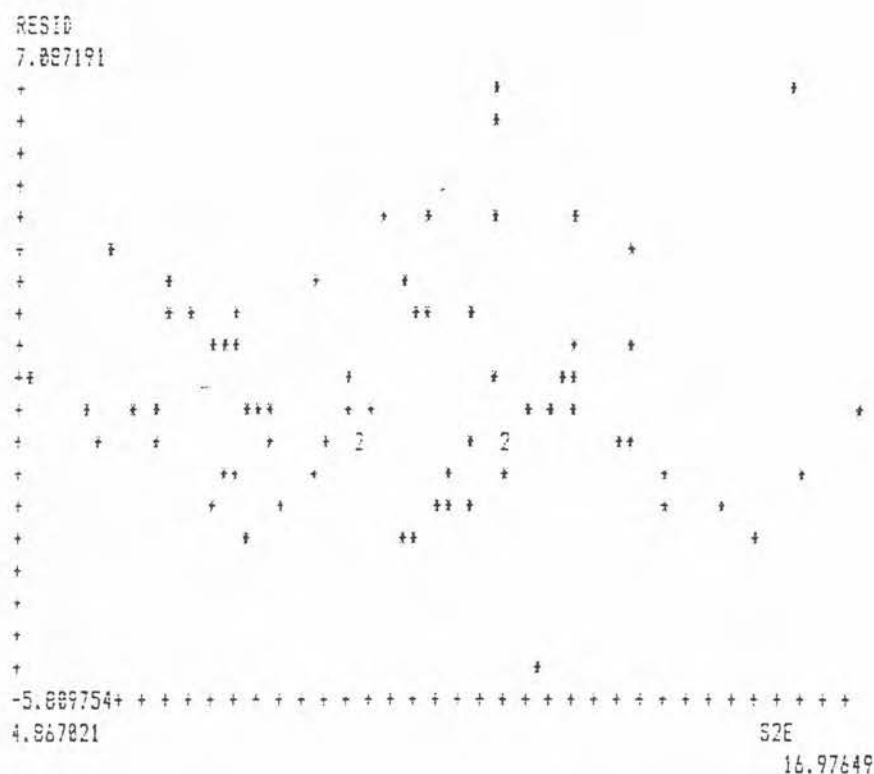


Figure 25: résidus de la régression linéaire de S2 sur les variables SAISO, S14C4 et 18C (70 observations: groupe HIVER) en fonction des valeurs ajustées.

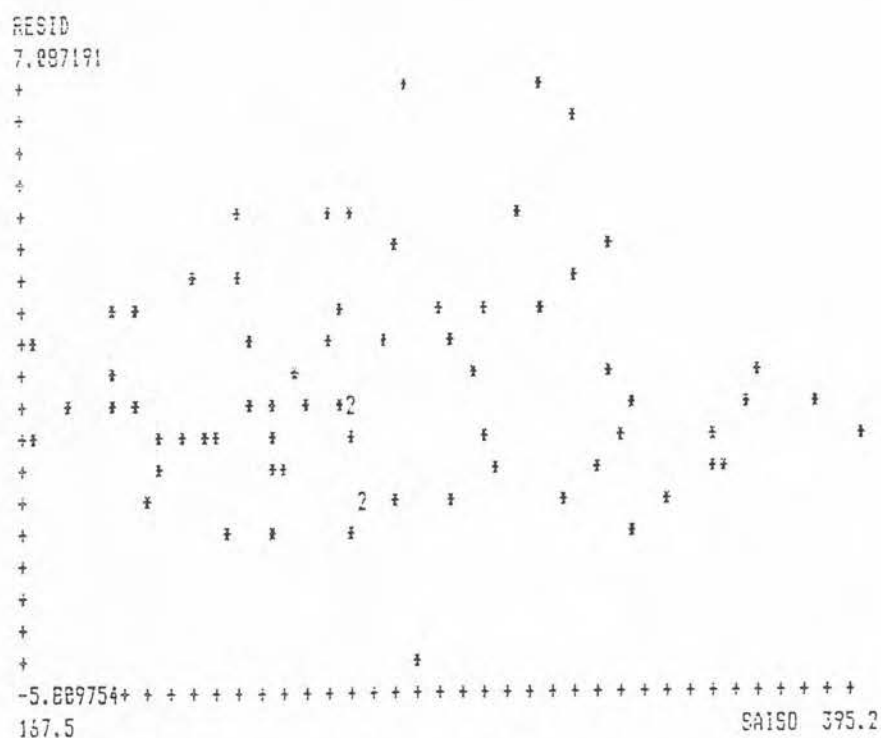


Figure 26: résidus de la régression de S2 (groupe HIVER) en fonction de SAISO.

RESID
7.007191

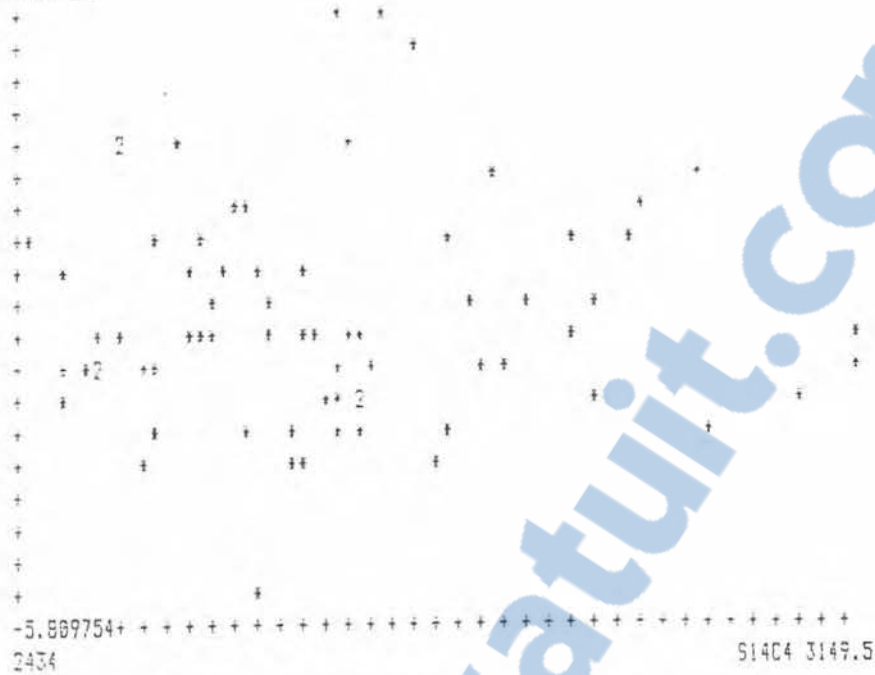


Figure 27: résidus de la régression de S2 (groupe HIVER) en fonction de S14C4.

RESID
7.007191



Figure 28: résidus de la régression de S2 (groupe HIVER) en fonction de 18C.

I-3-2 Méthode des directions révélatrices (SMART).

Cette méthode devrait permettre de résoudre les problèmes rencontrés ci-dessus, mais pas uniquement. En effet les variables de l'essai 2 (sauf G1) sont censées mesurer la dureté des beurres, mais mesurent-elles la même chose sur le plan de la composition ? sinon, qu'est-ce qui diffère entre elles ?

I-3-2-1 Présentation de la méthode.

Les techniques de directions révélatrices sont des méthodes statistiques non paramétriques; elles permettent de traiter d'une façon très semblable aussi bien des problèmes de régression que de classement. Elles sont connues dans la terminologie anglaise sous le nom de **pursuit methods**. Faisant intervenir des techniques de minimisation, plusieurs algorithmes ont été mis au point pour les rendre utilisables; celui qui est employé dans les programmes décrits dans ce document est appelé **SMART** (pour Smooth Multiple Additive Regression Technique). Voir pour cela FRIEDMAN (7), TOMASSONE et al (20).

Nous nous intéressons ici au cas de la régression: étant donné un ensemble de q variables Y_i à expliquer ($1 \leq i \leq q$) et de p variables X_j explicatives ($1 \leq j \leq p$) observées sur un échantillon de taille N , on dispose d'un tableau de données que l'on peut présenter sous la forme :

$$(Y_{1k}, Y_{2k}, \dots, Y_{qk}) (X_{1k}, X_{2k}, \dots, X_{pk}) \\ (1 \leq k \leq N)$$

c'est-à-dire la juxtaposition de deux matrices de données :

$$\begin{array}{cc} Y & X \\ (N \times q) & (N \times p) \end{array}$$

La régression multiple classique correspond au cas où $q = 1$, avec des valeurs continues pour la variable Y correspondante. Si, dans le cas où $q = 1$, Y correspond à une variable polytomique non ordonnée, on se trouve devant un problème de discrimination et de classement.

Le modèle de régression linéaire multiple pour la variable Y_1 s'écrit sous la forme :

$$E(Y_1 | X_1, X_2, \dots, X_p) = m_1 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_p X_p \\ = m_1 + \sum_j \alpha_j X_j$$

où m_1 représente l'espérance de Y_1 et les x_j sont des valeurs centrées des variables explicatives; le symbole $\sum_j$ signifiant que l'on fait la somme des quantités sous $\sum$ pour j allant de 1 à p , le nombre de variables explicatives. Les paramètres à estimer sont les coefficients de régression α_j .

Un modèle SMART va s'écrire :

$$E(Y_1 | X_1, X_2, \dots, X_p) = m_1 + \sum_m \beta_{1m} f_m(\sum_j \alpha_{jm} X_j)$$

Pour une variable Y_1 donnée, on voit qu'il contient de nouveaux éléments :

- l'espérance m_1 apparaît toujours.



- pour une valeur fixée m , nous avons

. une combinaison linéaire des x_j (que nous appelons par la suite direction révélatrice) analogue au modèle de la régression linéaire multiple,

. une fonction $f_m(\)$ de cette combinaison linéaire,

. un coefficient $\beta_{1,m}$ qui pondère cette fonction.

Si nous limitons le modèle à un seul terme (m ne prend que la valeur 1), la différence essentielle avec la régression provient du "nouveau paramètre" représenté par la fonction $f_1(\)$; le paramètre β ne joue alors qu'un rôle de facteur d'échelle. Mais, en fait, un modèle SMART fait intervenir une somme de M termes du type précédent. Le symbole Σ_m signifiant que l'on fait la somme pour m allant de 1 à M . Un des problèmes à résoudre va consister à déterminer le nombre optimal M de termes à inclure dans le modèle.

On impose aux paramètres les conditions suivantes : $E f_m = 0$, $E f_m^2 = 1$ et $\Sigma_j \alpha_{j,m}^2 = 1$. Les paramètres $\beta_{1,m}$, $\alpha^t_m = (\alpha_{1,m} \dots \alpha_{p,m})$ et les fonctions f_m sont estimées par la méthode des moindres carrés. Le critère :

$$L_2 = \Sigma_i W_i E (Y_i - m_i - \Sigma_m \beta_{1,m} f(\alpha^t_m x))^2$$

est minimisé par rapport à l'ensemble de ces paramètres ; W_i représente le poids de la variable Y_i , qui est donné par l'utilisateur ; par exemple $W_i = 1/\text{var}(Y_i)$, dans ce cas les variables à expliquer ont la même variance donc le même effet (c'est ce qui a été retenu dans cette étude). Les espérances des valeurs observées sont calculées à partir des données par :

$$E(Z) = \Sigma_k W_k z_k / \Sigma_k W_k$$

où Z est considérée comme une variable aléatoire et z_k ($1 \leq k \leq N$) sont ses réalisations, c'est-à-dire les valeurs des observations. Les poids des observations W_k sont fournis par l'utilisateur ; ils peuvent aussi servir, dans un processus itératif, à repondérer les observations.

Pour obtenir les estimations des paramètres, il faut minimiser la quantité L_2 en fonction des trois groupes de paramètres : $\alpha_{j,m}$ ($1 \leq j \leq p$), $\beta_{1,m}$ ($1 \leq i \leq q$) et des fonctions f_m ($1 \leq m \leq M$), pour un nombre donné de termes M . L'algorithme utilisé effectue cette minimisation de façon hiérarchique, c'est-à-dire que l'on fixe deux des groupes, et on recherche le minimum par rapport au troisième. Le modèle n'étant pas linéaire il s'agit donc d'un processus de minimisation itératif ; les détails techniques sont fournis dans les références.

Pour un utilisateur, la difficulté essentielle va consister à trouver le nombre de termes optimal, la valeur de M , à introduire dans le modèle. La procédure conseillée va consister à partir d'une valeur maximale M_{sup} et à analyser les solutions successives pour L_2 pour $M = M_{\text{sup}}$, $M_{\text{sup}} - 1$, $M_{\text{sup}} - 2, \dots, M_{\text{inf}} + 1$, M_{inf} . Etant donné que les calculs sont généralement longs, il est conseillé de ne pas essayer trop de termes à la fois. La mesure globale d'ajustement qui est fournie est :

$$e^2 = L_2 / \Sigma_i W_i E(Y_i - m_i)^2$$

Cette quantité, lorsque $q = 1$, c'est-à-dire pour une seule variable à expliquer, joue un rôle analogue à $1 - R^2$ dans la régression classique.

L'importance d'un terme est mesurée par :

$$I_m = \sum_i W_i |\beta_{i,m}| \quad (1 \leq m \leq M)$$

mais pour faciliter l'interprétation c'est le rapport au terme le plus important qui est calculé ; l'importance du premier terme vaut alors 1.

Pour avoir une idée de l'importance des variables explicatives, il faut se souvenir de la pratique habituelle en régression linéaire ; si α_j est le coefficient de x_j , et σ_j un facteur d'échelle de cette variable, alors l'importance de x_j peut être mesurée par $I_j = \sigma_j |\alpha_j|$, ($1 \leq j \leq p$). Naturellement l'interprétation de ces valeurs est toujours délicate, en particulier si les variables x sont fortement corrélées. Dans les modèles SMART, qui sont des modèles non linéaires, il est possible de mesurer d'une façon analogue l'importance par :

$$I_j = \sigma_j \sum_i W_i E \left| \delta Y_{\text{net } i} / \delta x_j \right| \quad (1 \leq j \leq p)$$

où $Y_{\text{net } i} = E(Y_i | x_1, \dots, x_p)$, et $\delta Y_{\text{net } i} / \delta x_j$ la dérivée partielle par rapport à x_j . Dans les modèles SMART cette quantité vaut :

$$I_j = \sigma_j \sum_i W_i E \left| \sum_m \beta_{i,m} \alpha_{j,m} f'_m(\alpha_m^t x) \right| \quad (1 \leq j \leq p)$$

où $f'_m(z) = df_m/dz$ est la dérivée par rapport à z de la fonction f_m .

Par la suite nous notons T_m l'expression $\alpha_m^t x$, et F_m l'expression $f_m(\alpha_m^t x)$ ($m = 1, 2, \dots$).

Donc cette méthode permet une analyse simultanée de la liaison entre les variables et la composition. Nous cherchons à ajuster les variables rhéologiques sur des combinaisons linéaires des M fonctions continues des M directions révélatrices :

- les mêmes fonctions et les mêmes directions révélatrices sont obtenues pour toutes les variables analysées,

- seules diffèrent les combinaisons linéaires ($\beta_{i,m}$, $i=1 \dots q$).

Les 6 variables de l'essai 2 n'ont pas été analysées simultanément. En effet, seules 4 mesures sont effectuées ici : G1, S1, S2 et S3. A la déformation limite G1, la mesure plus classique de la dureté, le module d'élasticité $M1 = S1/G1$, a été substituée. Les quatre variables analysées sont donc : S1, S2, S3 et M1.

Pour chacun des groupes été et hiver, le nombre de termes M a fait l'objet d'une procédure de recherche. En prenant $M_{\text{sup}}=5$ et $M_{\text{inf}}=1$, la valeur de M finalement retenue étant celle pour laquelle la mesure globale de l'ajustement e^2 , ou l'ajustement pour une variable en particulier, se détériore nettement à $M-1$.

I-3-2-2 Résultats.

Dans les deux groupes, été et hiver, le nombre de termes a été trouvé égal à 4. Voyons les résultats groupe par groupe, été, puis hiver. Notons qu'il ne faut pas s'étonner si les expressions I_j , $\alpha_{j,m}^2$ ne sont pas

égales à 1; les régresseurs sont, en effet, en pour dix mille, sauf SAISO en pour mille, et les coefficients des directions révélatrices sont présentés pour les régresseurs exprimés en pour cent.

Groupe ETE: la mesure globale de l'ajustement est $e^2 = 0,1688$ (ce qui correspond à un coefficient de corrélation "global" de 0,91). Les coefficients des directions révélatrices α_{jm} sont présentés dans le tableau 8; le poids du régresseur j dans la direction m est évalué par $|\alpha_{jm}| \sigma_j$ (où σ_j est l'écart-type du régresseur j).

	DIRECTIONS REVELATRICES							
	T1	POIDS	T2	POIDS	T3	POIDS	T4	POIDS
SAISO	4,458	28,4	-3,106	19,8	6,953	44,4	-3,956	25,2
S14C4	-4,833	7,9	3,987	6,5	-5,445	8,9	12,83	21,8
4C	-19,82	6,6	-7,127	2,4	8,718	2,9	-18,71	6,2
17C	86,52	13,3	-26,46	4,1	7,346	1,1	79,48	12,2
171C	4,518	8,5	88,67	9,8	35,99	4,8	38,94	3,4
18C	6,167	7,3	-14,63	17,3	31,36	37,8	-8,259	9,7
182C	-8,146	8,8	-31,96	18,9	44,35	15,1	13,99	4,8
J182C	-7,188	2,2	22,93	6,9	27,56	8,3	-19,56	5,9

Tableau 8: coefficient des directions révélatrices et poids des régresseurs dans ces directions (groupe ETE).

Maintenant que nous avons vu les directions révélatrices, voyons les fonctions de ces directions qui sont explicatives des variables rhéologiques. Les graphiques de ces quatre fonctions, ainsi que les tables des valeurs sont présentés dans les pages qui suivent.

Dans le tableau 9, sont reportées les importances relatives des 4 termes et des prédicteurs.

IMPORTANCE RELATIVE DES TERMES (FONCTIONS DES DIRECTIONS REVELATRICES):

POSIT	TERME	IMPORTANCE
1	1	1,0000
2	2	0,6731
3	3	0,5891
4	4	0,3628

IMPORTANCE RELATIVE DES VARIABLES PREDICTRICES:

POSIT.	VARIABLE	IMPORTANCE
1	SAISO	1,0000
2	18C	0,7390
3	17C	0,6017
4	S14C4	0,5296
5	182C	0,4038
6	4C	0,3317
7	J182C	0,3038
8	171C	0,2962

Tableau 9: importance relative des termes et des prédicteurs (groupe ETE).

Enfin, pour établir les ajustements des variables et leur qualité, voyons les combinaisons linéaires explicatives de chacune des 4 variables (les β_{jm}) et les coefficients de corrélations (R) dans le tableau 10.

	VARIABLES EXPLIQUEES			
	S1	S2	S3	M1
F1	2,353	0,630	0,530	7,919
F2	-0,320	0,439	0,421	-9,253
F3	0,402	0,387	0,372	-5,135
F4	1,190	0,229	0,153	11,461
R	0,880	0,951	0,950	0,878

Tableau 10: combinaisons linéaires des fonctions des directions révélatrices, pour les quatre variables (groupe ETE).

Groupe HIVER: la mesure globale de l'ajustement est $e^2 = 0,1560$ (ce qui correspond à un coefficient de corrélation "global" de 0,92). Les coefficients des directions révélatrices et les poids des régresseurs sont présentés dans le tableau 11.

	DIRECTIONS REVELATRICES							
	T1	POIDS	T2	POIDS	T3	POIDS	T4	POIDS
SAISO	0,866	49,0	-4,550	25,2	-5,632	31,1	-5,432	30,0
S14C4	-8,001	13,6	12,47	21,2	15,51	26,3	14,43	24,5
4C	-10,18	6,5	-29,04	10,7	-25,36	9,1	-10,41	6,6
17C	-24,65	4,1	2,529	0,4	10,81	1,0	-22,66	3,8
171C	14,32	4,0	44,42	12,3	12,42	3,5	49,95	13,9
18C	22,37	24,9	-5,627	6,5	-10,61	11,0	-12,64	14,1
182C	-10,16	3,8	-26,24	5,5	-6,941	1,5	3,762	0,8
J182C	-10,14	0,9	-64,67	5,7	-74,25	6,6	-57,62	5,1

Tableau 11: coefficient des directions révélatrices et poids des régresseurs dans ces directions (groupe HIVER).

Comme pour le groupe été, les fonctions sont présentées dans les pages qui suivent, et les importances des termes et des prédicteurs sont portées dans le tableau 12.

IMPORTANCE RELATIVE DES TERMES (FONCTIONS DES DIRECTIONS REVELATRICES):

POSIT	TERME	IMPORTANCE
1	1	1,0000
2	4	0,5122
3	3	0,4506
4	2	0,3987

IMPORTANCE RELATIVE DES VARIABLES PREDICTRICES:

POSIT.	VARIABLE	IMPORTANCE
1	SAISO	1,0000
2	S14C4	0,7526
3	18C	0,4742
4	171C	0,4505
5	4C	0,4015
6	J182C	0,2191
7	182C	0,1616
8	17C	0,1517

Tableau 12: importance relative des termes et des prédicteurs (groupe HIVER).

Et de même, les résultats des ajustements par variables dans le tableau 13:

	VARIABLES EXPLIQUEES			
	S1	S2	S3	M1
F1	5,638	3,233	2,819	63,470
F2	2,999	0,872	0,971	9,194
F3	-4,742	-1,075	-0,974	-34,735
F4	2,947	1,374	1,207	10,696
R	0,916	0,929	0,930	0,901

Tableau 13: combinaisons linéaires des fonctions des directions révélatrices, pour les quatre variables (groupe HIVER).

FONCTION NO : 1

T1	F1	IDENTIFICATEUR
-78.4338	-2.4646	C17
-59.0797	-1.8558	C16
-53.6221	-1.5632	717
-52.6791	-1.5022	519
-52.5079	-1.4947	517
-50.6945	-1.3709	518
-50.1479	-1.3332	705
-49.8333	-1.3050	710
-49.2470	-1.2563	716
-45.5794	-.8888	505
-45.5438	-.8610	719
-43.8482	-.6243	713
-42.9521	-.4812	506
-42.7838	-.4439	C05
-42.6358	-.4090	C13
-41.8842	-.3020	605
-40.9553	-.3215	B17
-40.2983	-.3175	513
-39.4018	-.6060	617
-37.5496	-.7756	715
-37.1763	-.8304	509
-36.7230	-.8881	C09
-35.8905	-.9607	C07
-35.1629	-1.0115	B09
-33.6331	-1.0385	B10
-32.9745	-1.0291	616
-32.8288	-.9710	515
-32.8027	-.9735	516
-32.6412	-.8437	B16
-31.9637	-.3539	706
-31.6361	-.2259	B05
-31.4229	-.0933	609
-30.5575	.0776	714
-29.5392	.2030	C14
-28.3376	.3601	907
-28.1343	.3945	501
-26.5093	.6660	701
-26.4097	.7147	C11
-25.9171	.7523	619
-25.9142	.7941	B13
-23.9116	.7457	618
-23.6449	.7516	607
-22.7005	.6829	601
-21.7361	.5545	C01
-20.8290	.4210	915
-18.7082	.1366	C15
-18.1541	.2042	B01
-17.5214	.1883	117
-15.5907	.4050	116
-15.5668	.6152	320
-14.2053	.6894	720
-12.8524	.9652	B12
-12.5659	1.0312	105
-10.2926	.9899	B14
-9.9379	1.0051	B11
-9.2070	1.0276	514
-8.5437	1.0610	C20
-8.1559	1.0975	109
-1.5768	1.2370	614
-.0150	1.2615	709
.7932	1.2699	711
9.2210	1.3291	615
11.0903	1.3533	101
13.6767	1.3760	620
23.2062	1.4976	520
27.8759	1.5499	108
45.4315	1.7979	114

FONCTION NO : 2

T2	F2	IDENTIFICATEUR
-169.2737	-3.2306	B01
-167.5301	-2.6139	B05
-167.4104	-2.5716	B07
-167.3287	-2.5207	B12
-165.1427	-1.9063	B10
-163.9469	-1.6231	C09
-163.2668	-1.4993	B09
-162.8943	-1.3781	C20
-162.5733	-1.3694	B20
-160.3348	-.6546	C01
-159.9941	-.6177	C07
-159.6421	-.4751	B11
-156.5523	.1559	709
-156.4498	.1518	509
-155.8869	.2873	505
-155.6395	.3219	C05
-154.4100	.5783	109
-153.8399	.5262	705
-153.0356	.5213	B15
-151.8746	.1991	108
-151.2375	-.0379	C15
-150.4834	-.3191	C11
-150.2710	-.3309	B14
-149.9950	-.3793	706
-149.4121	-.3153	501
-147.9037	.0210	B13
-147.7587	.0348	516
-146.3363	.2623	514
-146.1451	.2202	101
-145.8035	.1902	618
-145.6044	.1857	105
-145.5306	.1887	506
-145.3756	.1893	B17
-145.1832	.2356	620
-144.8559	.3097	713
-144.7462	.3252	513
-144.4819	.3640	711
-141.4062	.7516	715
-141.2285	.7780	617
-141.0709	.7371	C13
-140.9977	.7451	117
-140.4542	.5486	619
-140.0205	.4608	B16
-139.9477	.4644	C14
-139.6177	.5020	720
-138.0086	.9505	614
-134.8350	1.0389	114
-134.2991	1.6544	615
-134.1938	1.8331	515
-132.5966	1.1707	C17
-132.1968	.9702	C16
-132.1924	.9837	609
-132.0364	.8915	616
-131.4975	.8135	718
-127.9635	.4194	116
-127.6613	.3685	719
-127.5648	.3684	714
-127.0440	.3136	520
-125.7014	.2375	701
-125.3147	.2171	605
-123.4771	.2315	601
-122.4317	.2329	607
-122.4042	.2170	519
-121.8095	.1990	517
-115.6552	-.5410	717
-113.4696	-.7192	518
-110.3277	-1.0723	716

FONCTION NO : 3

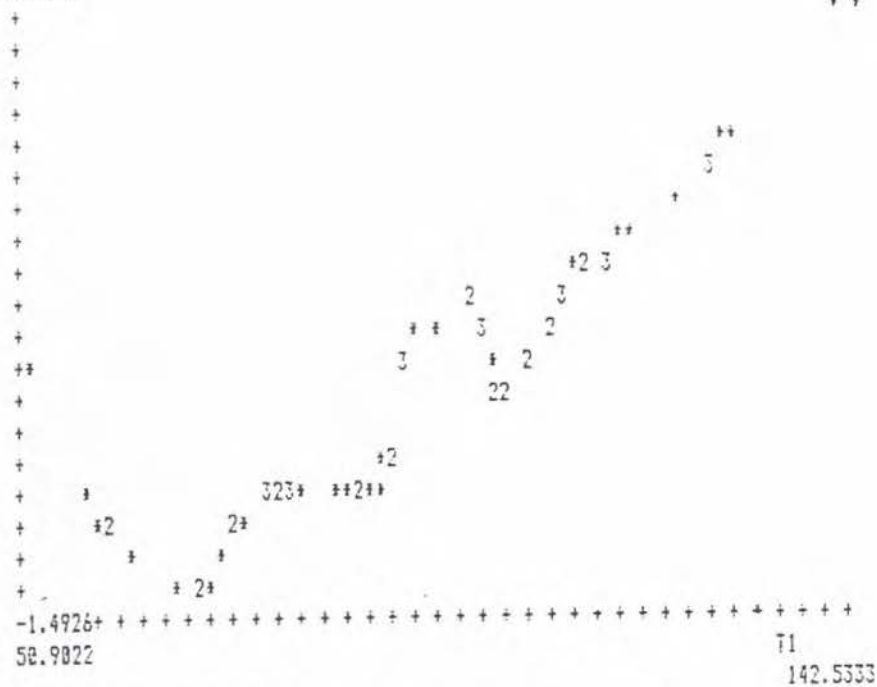
T3	F3	IDENTIFICATEUR
422.9226	-1.4356	614
423.0209	-1.4402	116
433.2132	-1.0030	C14
433.5774	-1.8162	714
434.1092	-1.7073	117
434.2338	-1.7211	601
436.3103	-1.4436	114
437.4500	-1.2949	101
440.6200	-.9631	701
440.9154	-.0001	617
441.1742	-.0624	105
442.0270	-.6052	619
443.4374	-.4330	C16
444.8001	-.2562	109
445.4291	-.2166	C13
445.4554	-.2003	713
445.8557	-.2010	711
446.4433	-.1660	100
447.5940	-.0975	709
449.4157	-.0742	514
449.6797	-.0706	615
449.7477	-.0794	610
450.9407	-.0795	515
450.9520	-.0771	C01
451.5371	-.0377	C17
451.7642	-.0357	607
451.8327	-.0326	C15
452.0692	-.0173	C11
452.2166	-.0113	719
452.2243	-.0215	706
454.0131	.0492	715
455.2603	.0076	519
455.4061	.1113	716
455.4138	.0979	717
456.2267	.1003	501
457.0360	.2613	513
459.3352	.4950	609
459.9402	.5706	516
460.5018	.7054	C05
461.0143	.0573	C09
461.7292	.9042	605
461.9279	.9756	C20
462.0506	.9479	720
463.2607	.7762	620
463.5002	.7056	705
464.1071	.5041	517
464.0190	.3320	B16
465.0360	.2096	710
465.1300	.2939	B13
465.4090	.2316	B15
465.6596	.1666	B14
467.1761	-.4550	C07
467.9756	-.7050	506
468.4651	-.0599	616
469.0212	-.9750	B20
471.2429	-.9197	B11
472.9517	-.7003	B17
473.0070	-.6509	520
473.3700	-.5920	505
476.9410	.3120	B12
480.5605	1.2355	509
481.5117	1.4067	B05
482.1007	1.6262	510
483.1117	1.0020	B01
484.0000	2.3119	B09
486.7367	2.7475	B07
487.6070	2.9716	B10

FONCTION NO : 4

T4	F4	IDENTIFICATEUR
167.5562	1.0303	B12
168.2500	.9195	715
170.4305	.5756	705
173.3316	.1105	720
174.5303	-.0097	719
174.6121	-.1034	605
175.1228	-.1075	713
175.6016	-.2798	109
176.0312	-.3385	117
176.4100	-.3795	710
177.0372	-.5431	610
177.0385	-.4012	601
177.9407	-.5341	617
178.9515	-.4012	506
179.6002	-.3103	716
179.8129	-.2760	609
179.8393	-.2979	709
180.6547	-.3265	706
180.7002	-.4519	717
181.3034	-.6712	607
182.2520	-1.4282	701
182.7943	-1.0567	B01
183.3718	-2.1236	B10
183.4100	-2.1702	619
184.0072	-2.2067	513
184.1026	-2.2320	105
184.6992	-2.0351	519
185.0240	-1.9201	B14
185.0985	-1.6159	516
185.1065	-1.7366	116
185.3023	-.8464	714
185.4042	-.6497	B16
185.5475	-.1774	505
186.0704	.4938	711
186.3700	.7750	509
186.9630	1.1195	614
187.1091	1.2111	B09
187.4539	1.3307	620
188.5059	1.5570	B13
188.9162	1.5336	B20
189.3794	1.5065	B07
189.0635	1.4001	514
189.9895	1.3003	B17
190.6979	1.1359	B05
191.2759	.9477	616
191.0303	.7750	C01
192.0307	.7004	615
192.3255	.6209	515
192.5104	.5617	517
193.1956	.3065	B11
193.5000	.3526	501
194.0754	.2552	B15
195.7753	.2041	510
195.9490	.1910	C17
199.0100	.2050	C16
199.4030	.3426	C13
200.6092	.4120	C09
201.5556	.4250	100
201.0699	.4505	C07
201.0775	.4403	C11
203.1007	.4059	C05
205.9361	.5401	C14
209.1944	.5300	C20
200.6915	.5467	C15
212.9077	.4015	101
224.2414	.3970	114
245.0076	.2421	520

F1

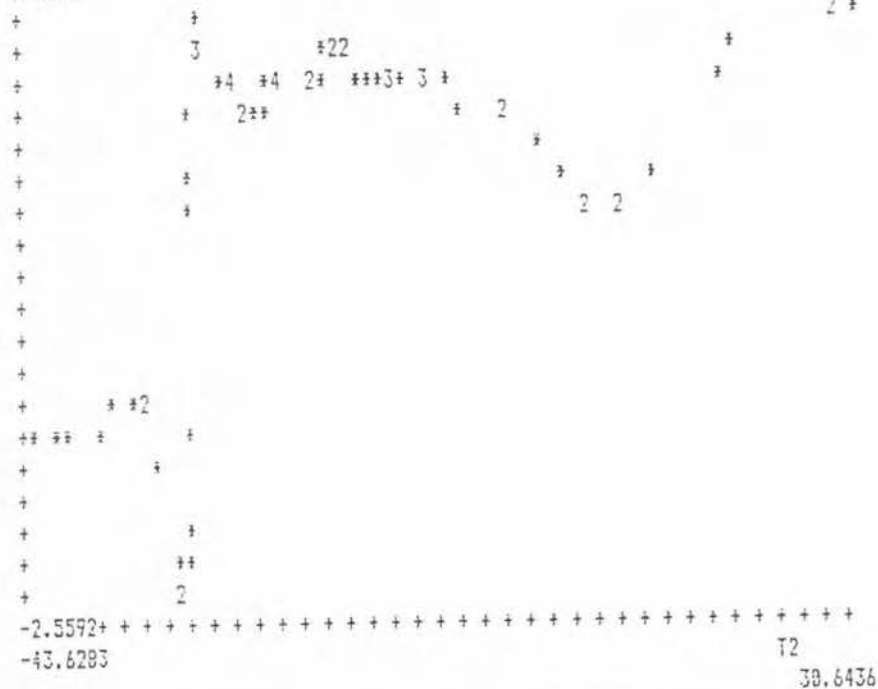
2.9516



Fonction (F1) de la 1^{re} direction révélatrice (groupe HIVER).

F2

1.1513



Fonction (F2) de la 2^{de} direction révélatrice (groupe HIVER).

FONCTION NO : 1

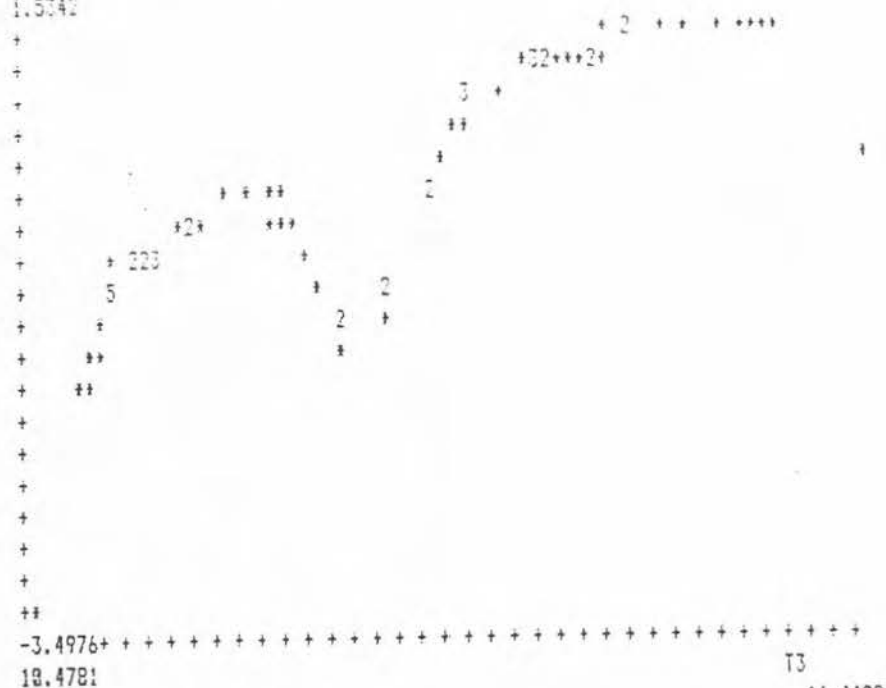
T1	F1	IDENTIFICATEUR
50.9832	.0889	217
56.7291	-.7446	205
58.6587	-1.0207	805
59.0548	-1.0314	216
59.0725	-1.0710	401
61.9110	-1.2161	301
67.2643	-1.4509	201
69.6002	-1.4926	405
69.7100	-1.4750	801
71.1873	-1.3705	810
71.4433	-1.3342	A01
73.2791	-1.1058	417
73.5760	-1.0933	A13
74.2001	-1.0096	410
76.6992	-.9720	A17
76.8466	-.8664	A05
77.4383	-.8336	A11
77.6324	-.8291	415
77.9756	-.8083	A20
78.7730	-.7626	407
78.9807	-.7560	420
79.6349	-.7440	416
81.0701	-.7504	317
84.5049	-.7675	A16
85.4348	-.7629	207
86.3039	-.7567	816
86.5121	-.7777	409
87.9072	-.7499	A15
88.8656	-.7023	316
89.7889	-.6362	A09
90.0275	-.5351	A18
90.2058	-.5178	213
91.7095	.1036	220
91.8991	.0938	809
92.0706	.2085	911
93.2524	.3153	916
95.6607	.4636	413
96.7338	.5410	406
99.7367	.5412	310
99.9074	.4845	813
100.0907	.4735	901
100.5905	.2701	215
101.2262	.0851	806
101.6095	-.0003	414
101.7915	-.0576	214
102.5009	-.0905	815
103.3201	-.0529	309
105.0110	.1272	314
105.1163	.1135	305
107.3092	.4520	913
107.4637	.4360	918
108.7855	.5774	313
108.9656	.5890	209
109.5361	.6347	820
110.7540	.7442	917
111.1106	.7625	905
111.8982	.8242	320
114.3203	.9404	814
114.5124	.9517	920
114.6520	.9525	218
115.8586	1.0269	917
116.9561	1.0073	A14
121.0031	1.3806	315
124.8492	1.5609	306
125.3429	1.5924	909
125.3655	1.5933	812
126.5798	1.6757	A06
127.4897	1.7425	914
139.0963	2.6753	912
142.5333	2.9516	906

FONCTION NO : 2

T2	F2	IDENTIFICATEUR
-43.6293	-1.5384	A14
-41.2782	-1.5357	A20
-40.4149	-1.5346	914
-37.1700	-1.4941	A06
-36.1976	-1.4449	A16
-34.5585	-1.3741	A15
-34.0691	-1.3998	A13
-33.7960	-1.3846	920
-32.4660	-1.6841	816
-30.8919	-2.3102	817
-30.4866	-2.5572	A18
-30.4681	-2.5039	A09
-30.0597	-2.3689	813
-30.0396	-2.2297	820
-29.7458	-1.4893	906
-29.4404	-.1940	905
-29.3350	-.0917	A17
-29.2743	.2729	910
-28.8465	.7019	811
-28.6189	.8267	818
-28.4108	.8425	A05
-28.2282	.8956	916
-26.2660	.6045	912
-25.7114	.5261	909
-25.5925	.5320	413
-25.4105	.5294	917
-25.1108	.5205	806
-24.2456	.4613	815
-24.1094	.4627	A11
-23.3499	.4314	216
-22.7299	.4718	220
-22.6214	.4599	812
-21.8394	.5582	417
-21.6360	.5873	301
-21.2020	.6083	814
-21.1711	.6092	805
-19.5228	.6529	213
-18.2586	.6613	A01
-18.0116	.6594	214
-17.6097	.6680	410
-16.2876	.6756	801
-16.1657	.6687	901
-15.9603	.6644	913
-15.7847	.6666	316
-14.5000	.6295	217
-13.4877	.5885	406
-12.2254	.5719	909
-11.9762	.5735	215
-11.4341	.5689	415
-11.3864	.5733	416
-10.7054	.5901	210
-8.7238	.5799	205
-8.2736	.5556	401
-8.2610	.5773	405
-6.5235	.5803	414
-5.6193	.4583	306
-1.6539	.3092	420
-1.3500	.3086	207
1.8665	.1203	209
3.4443	.0130	407
5.5381	-.2035	314
5.9984	-.2586	409
8.1363	-.2037	317
9.5981	-.3106	309
11.2414	-.0966	201
17.4730	.5373	315
18.1665	.7093	313
27.4518	1.0730	305
27.8328	1.0824	320
30.6436	1.1513	310

F3

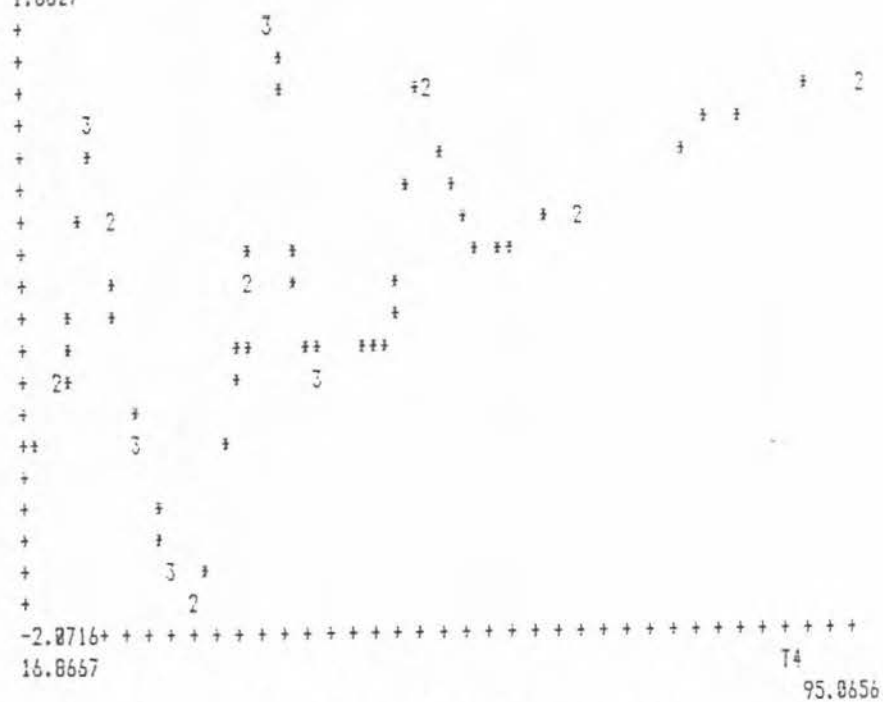
1.5742



Fonction (F3) de la 3^e direction révélatrice (groupe HIVER).

F4

1.9327



Fonction (F4) de la 4^e direction révélatrice (groupe HIVER).

FONCTION NO : 3		
T3	F3	IDENTIFICATEUR
10.4781	-0.4976	A16
12.8452	-1.3997	A20
14.1340	-1.5138	905
14.2804	-1.4716	916
14.8917	-1.2550	818
15.1143	-1.0325	A18
15.2946	-0.9422	817
15.4593	-0.9147	A09
15.7835	-0.8309	A05
15.8844	-0.7496	A14
15.9621	-0.7438	918
16.0362	-0.7136	928
17.5212	-0.6855	914
17.5955	-0.5981	909
17.9545	-0.5983	A15
18.2280	-0.5892	916
18.4416	-0.5944	820
18.5953	-0.5866	917
19.9874	-0.5588	A06
20.3169	-0.4828	811
20.7384	-0.3572	A17
20.9715	-0.3199	912
21.9525	-0.2358	815
23.0132	-0.1819	316
24.5173	-0.1438	906
26.1544	-0.1588	413
26.7213	-0.1881	805
26.9315	-0.1791	812
27.2561	-0.2153	813
27.5964	-0.2425	A13
28.6582	-0.4753	A11
29.6007	-0.7635	806
30.6164	-1.2831	801
30.7278	-1.0599	216
30.7907	-1.2725	901
33.6412	-1.0148	913
33.6652	-0.8661	A01
34.3436	-0.9151	809
36.7654	0.4446	381
36.9982	0.0006	416
37.5851	0.2823	417
38.7884	0.4751	418
38.9618	0.5322	814
39.2488	0.6460	317
39.4246	0.6769	314
39.5127	0.7179	405
41.1644	0.9257	415
43.2125	0.9292	215
43.4778	0.9233	428
43.6498	0.9198	414
43.9351	0.9869	386
44.2480	0.9825	328
44.6910	0.9883	409
44.9361	0.8878	406
45.3980	0.9469	217
46.8828	1.0857	207
47.6404	1.0688	218
47.8376	1.0858	313
48.2113	1.1219	407
48.5008	1.1448	401
49.7497	1.2348	214
50.0837	1.2517	315
51.0516	1.3217	328
53.3764	1.3789	205
55.5844	1.4591	389
57.0895	1.5892	213
58.4288	1.5342	209
58.5864	1.5842	385
59.3749	1.5719	318
66.4408	0.2968	281

FONCTION NO : 4		
T4	F4	IDENTIFICATEUR
16.8667	-1.0285	A16
19.0895	-0.7185	905
19.4547	-0.6541	909
19.7275	-0.5434	918
19.8987	-0.4862	A09
20.5222	-0.2824	817
21.1555	0.4321	816
21.6764	0.7762	818
22.8389	1.0373	928
22.2798	1.0737	A18
22.5544	1.0761	917
23.8357	0.5104	916
23.8562	0.4953	A20
24.5784	0.8427	912
24.6728	-0.1668	828
26.2715	-0.8667	A17
26.3932	-0.9328	216
26.4652	-0.9562	A06
26.6215	-1.0131	A15
28.2338	-1.5498	815
28.9538	-1.7427	914
29.0427	-1.7782	A05
29.5656	-1.8685	811
30.0367	-1.9643	A14
31.2288	-2.0716	812
31.8927	-1.9685	906
32.8688	-1.8477	805
35.0780	-1.0961	A11
36.1822	-0.5466	981
36.3748	-0.4863	287
36.4784	-0.3851	801
36.7813	-0.0561	809
36.8876	0.0758	806
37.0282	0.1631	813
38.7177	1.5951	913
39.3890	1.8827	413
39.4815	1.7479	228
39.7583	1.5381	381
39.9767	1.2182	A01
40.7335	0.2873	316
41.0821	0.0210	A13
41.8498	-0.4296	215
42.7657	-0.5177	418
42.8901	-0.5425	405
42.9733	-0.5228	417
43.3575	-0.4554	415
47.6096	-0.4780	217
48.2467	-0.4538	407
49.5921	-0.5839	814
50.3408	-0.1397	416
50.6752	-0.0702	218
51.7312	0.5391	406
52.9809	1.1941	209
53.4327	1.2223	285
54.1448	1.2632	386
55.0835	0.9277	214
56.0373	0.5483	401
56.7049	0.4041	213
57.6518	0.1955	409
60.2965	0.2327	428
60.9597	0.1967	317
64.3030	0.3354	281
67.1864	0.4472	389
67.6612	0.4514	385
77.1487	0.9151	315
79.2477	0.9666	414
82.2982	1.1867	328
89.1161	1.2396	314
94.6635	1.3347	318
95.0656	1.3416	313

I-3-2-3 Interprétations.

Voyons d'abord le groupe ETE: les corrélations des variables S1, S2 et S3 avec F1 (c'est-à-dire $f_1(\alpha^*, x)$) sont, respectivement, de 0,758, 0,738 et 0,710. Elles sont à peu près identiques à celles obtenues en régression linéaire multiple. Comme les régresseurs ayant le plus de poids dans la 1^o direction révélatrice sont les quatre trouvés influents en régression multiple (SAISO, S14C4, 17C et 18C), avec les mêmes signes, on peut dire qu'on retrouve ces résultats. Deux différences toutefois: le C17:0 a un poids plus grand qu'en régression et le modèle n'est pas linéaire, c'est grossièrement une branche d'hyperbole ou d'exponentielle.

Autre point confirmant la régression multiple, les quatre régresseurs principaux (SAISO, S14C4, 17C et 18C) ont des coefficients de directions révélatrices présentant les mêmes signes les uns par rapport aux autres qu'en régression linéaire: lorsque SAISO a le signe +, S14C4 a le signe - et 17C et 18C ont le signe +. La 4^o direction est la seule exception (17C voit son signe inversé).

Les deux prédicteurs les plus importants dans les directions T2 et T3 sont, dans l'ordre, SAISO, 18C et 182C. Le poids relatif de 182C, parmi ces 3 prédicteurs, étant plus grand dans T2 que dans T3. La fonction F2 est grossièrement parabolique, F3 est à peu près croissante, avec deux ruptures. F2 et F3 ont une liaison positive avec S2 et S3, négative avec M1.

Quant à la fonction F4, elle est caractéristique du module d'élasticité M1. F4 est décroissante au début, présente une rupture brusque, et un plateau légèrement décroissant ensuite. Elle illustre le fait que certains beurres (par exemple ceux de juin 87) théoriquement très mous au vu de la composition (au vu de SAISO, S14C4 et 18C), ont un module d'élasticité sensiblement plus élevé, du fait surtout d'une déformation limite G1 faible.

Pour faciliter l'interprétation des ruptures observées, il semble nécessaire de faire une classification des beurres sur les directions et les fonctions de SMART n°2 à 4. La combinaison de plusieurs classifications par des méthodes différentes (hiérarchiques ou par agrégation) aboutit aux 8 formes fortes suivantes (les codes de représentation des beurres sont ceux utilisés pour la figure 15):

N°-----DESCRIPTION DES CLASSES (FORMES FORTES)

1-----501 505 509 620 B11 B13 B15 B17 B20 C01 C05 C07 C09 C11 C15 C20

2-----100 514 616 711

3-----515 615 C13 C16 C17

4-----101 114 520 C14

5-----116 117 601 617 701 714

6-----105 109 516 519 618 619 706 709 713 B14

7-----517 518 605 607 609 716 717 718 719 720 B16

8-----801 805 807 809 B12 B18

Les groupes 8 et 1 forment la première partie de la parabole de F2 (beurres de juin et août 87, à l'exception des beurres de l'Est et du Nord). Ils présentent donc une faible dureté mesurée par S2 et S3, et une forte mesurée par M1 (dans une moindre mesure par S1). Le même phénomène se produit pour les beurres du groupe 7 (Normandie en août 86 et beurres de l'Est, du Centre et du Sud en octobre 86) qui se situent dans la dernière partie de la parabole. Entre les deux, les autres beurres présentent un maximum pour S2 et S3 et un minimum pour M1.

La 3^e direction sépare progressivement les beurres de juin, surtout de 87 (fortes valeurs) et ceux des autres mois d'été, principalement les ateliers du Nord, de l'Est et de Bretagne. C'est ainsi que le groupe 8 se situe dans le dernier bout de droite de F3. Pour ces beurres, les valeurs de S2 et S3 sont plus élevées que celles prédites par F1 et F2; les valeurs de M1 sont plus petites.

La 4^e direction est intéressante car elle est caractéristique de la variation de M1; et c'est un facteur important de celle de S1. On constate une décroissance rapide de F4 avant une rupture brusque et un plateau légèrement décroissant enfin. Les groupes 1, 2, 3 et 4 se situent sur le plateau après la rupture. Il y a là, en particulier, tous les beurres d'août 87. Les groupes 5, 6 et 7 (en particulier les beurres d'octobre 86) sont sur la partie fortement décroissante de F4, avant la rupture.

Voyons désormais le groupe HIVER: une remarque, avant tout, les 4 mesures rhéologiques présentent pour les beurres d'hiver une grande homogénéité de réponse en fonction de la composition (les $\beta_{1..}$ ont les mêmes signes pour les 4 variables). Il semble qu'en hiver elles mesurent sensiblement la même chose.

Les corrélations des variables S1, S2, S3 et M1 avec F1 étant, respectivement, de 0,665, 0,825, 0,719, 0,806, sont identiques ou supérieures à celles obtenues en régression linéaire multiple. Les 3 prédicteurs importants sont les mêmes: SAISO, S14C4 et 18C, avec les mêmes signes. Le modèle, à l'exception d'un "coude" pour les faibles valeurs de T1, est grossièrement linéaire. Il faut noter le fait que le C17:0 n'a plus l'importance qu'il avait pour les beurres d'été.

Une nouvelle fois, les régresseurs principaux (SAISO, S14C4 et 18C) ont des coefficients de directions révélatrices de mêmes signes les uns par rapport aux autres: lorsque SAISO et 18C ont le signe +, S14C4 a le signe -. De plus, ces 3 prédicteurs sont les plus importants dans les 4 directions. Excepté dans la 2^e direction (la moins importante), où 18C n'est pas le 3^e plus "pesant". Les directions révélatrices sont assez "voisines".

Comme pour le groupe été, une classification automatique des beurres a été effectuée sur les directions et les fonctions de SMART n°2 à 4. Alors nous avons une confirmation de ce qui saute aux yeux à la lecture des résultats (surtout de la 3^e direction): les beurres de 1^{re} année (hiver 85/86) et de 2^e année (hiver 86/87) se séparent très bien.

en effet, on obtient deux groupes: le premier contient tous les beurres de 1^{re} année sauf trois (216, 316 et 413) et le deuxième contient tous les beurres de 2^e année sauf un (le 814).

Avant de nous interroger sur les raisons de cette séparation, examinons ce qui les différencie. La fonction F2 est constituée d'un plateau bas une rupture, suivie d'un plateau haut. Tous les beurres de 1^o année se situent sur le plateau haut, ceux de 2^o année sont répartis des deux cotés de la rupture.

La fonction F3 est constituée de 2 morceaux de courbes bien définis: une courbe en forme de parabole, constituée des beurres de 2^o année, et une courbe dans les fortes valeurs de T3, constituée des beurres de 1^o année.

La fonction F4 présente de fortes variations sinusoidales dans les faibles valeurs de T4, qui correspondent aux beurres de 2^o année. Ces variations s'atténuent pour aboutir à une courbe croissante à peu près linéaire, constituée des beurres de 1^o année.

Les fonctions F2 et F4 traduisent l'importance des variations de dureté en 2^o année, et une relation très complexe avec la composition. A l'inverse, les beurres du 1^o hiver présentent des variations moindres et en relation plus simple avec la composition.

Il nous faut nous demander désormais si la méthode des directions révélatrices a permis de pallier les problèmes rencontrés dans l'analyse des résidus de la régression linéaire de S2.

Voyons tout d'abord le groupe d'été. Les résidus de S2 étaient surtout non indépendants de l'effet atelier. Nous pouvons voir ce qu'il en est, sur les figures 30 et 31, des résidus de SMART en fonction du numéro d'atelier et des valeurs ajustées S2E. On peut constater, d'une part, qu'il reste des effets atelier non expliqués, d'autre part, qu'un effet non linéaire n'a pas été pris en compte. Ce dernier point s'explique par le fait que l'ajustement a été fait simultanément sur les 4 mesures, ce qui laisse des effets spécifiques non expliqués.

Quant au groupe d'hiver, les résidus de S2 présentaient des non linéarités. Les résidus de SMART fonction du numéro de série et des valeurs ajustées sont représentés sur les figures 32 et 33. On ne constate plus alors de non linéarités, mais plutôt des problèmes d'inégalités de variances. La variance est plus grande pour les fortes valeurs de S2E et dans les séries de février par rapport à celles de décembre et d'avril.

Notons toutefois que l'ajustement, dans un cas comme dans l'autre, est de bien meilleure qualité, et que les problèmes rencontrés ici sont nettement moins marqués qu'en régression linéaire. D'autre part, cette technique a permis une analyse simultanée des mesures de l'essai 2, ce qui aide à leur comparaison.

RESID
3.821166

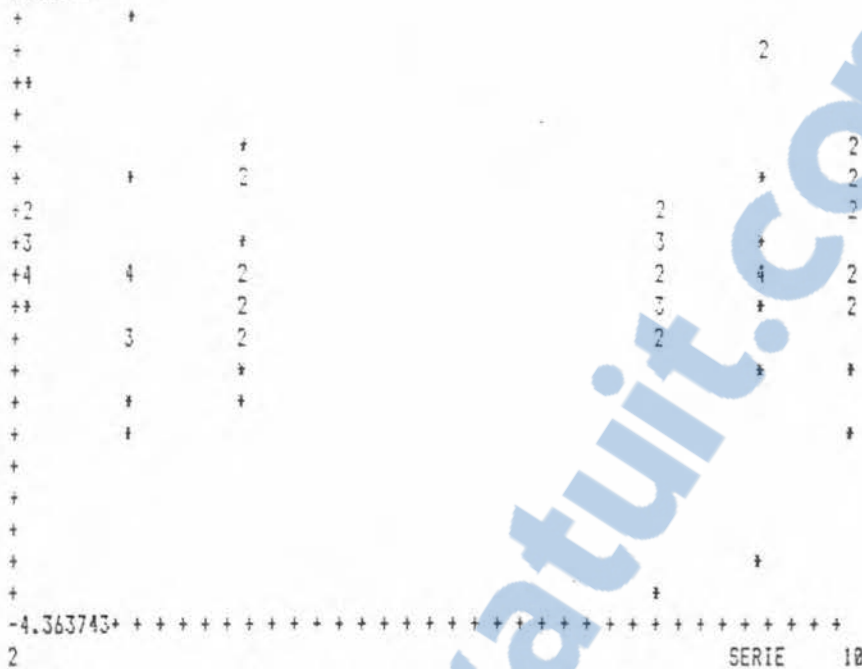


Figure 32: résidus de SMART, de la contrainte S2, en fonction du numéro de série (groupe HIVER).

RESID
3.821166



Figure 33: résidus de SMART, de la contrainte S2, en fonction des valeurs ajustées (groupe HIVER).

1-4 Bilan des régressions.

Le comportement rhéologique, mesuré par l'essai le plus complet, est en liaison étroite avec la composition de la matière grasse. Il reste des effets non expliqués, toutefois n'oublions pas que la matière grasse est composée de triglycérides et non d'acides gras. De plus des effets technologiques peuvent influencer sur les propriétés physiques, mais la part non expliquée est marginale.

On a pu mettre en évidence que les beurres d'été et d'hiver ne se séparaient pas seulement par la composition et par les mesures de dureté, mais également par la relation qui existe entre les deux.

Les beurres d'été sont de dureté faible et de petite amplitude de variation. Les variables de composition influentes sont la différence entre les acides gras saturés courts et moyens et les C18 (SAISO: effet durcissant), les acides gras courts (S14C4: effet amollissant), le C18:0 et le C17:0 (effets durcissants). Ce dernier effet, du C17:0, n'avait pas été signalé comme significatif jusqu'à présent. L'analyse simultanée de 4 mesures suggère un modèle non linéaire de l'évolution de la dureté, et montre que ces mesures ne sont pas équivalentes (S2 et S3 semblent les mieux liées à la composition).

Les beurres d'hiver sont plus durs et de plus grande amplitude de variation. Les variables influentes sont les mêmes que pour le beurre d'été, sauf le C17:0 qui n'a plus d'effet. L'analyse simultanée des 4 mesures suggère un modèle plus linéaire de l'évolution de la dureté, et montre que ces mesures sont ici équivalentes. De plus, on met en évidence une très nette séparation entre les beurres des deux hivers de l'expérimentation. Il est, pour le moment, bien difficile d'en donner une explication claire: est-ce un problème analytique, ou une différence dans l'alimentation du fait de la politique des quotas laitiers ?... Toujours est-il que, dans cette évolution, la plupart des beurres de février 87 sont très durs. Nous aurons l'occasion de revenir sur cette question.

Pour en revenir à l'opposition été-hiver, on peut s'interroger sur le pourquoi de cette différence de comportement en fonction de la composition: est-ce lié à l'état physique de la matière grasse ? peut-être l'analyse des propriétés thermiques permettra-t-elle d'apporter un éclairage à ce problème.

Mais, maintenant que nous avons vu les relations entre le comportement rhéologique et la composition, il nous faut nous interroger sur le moyen d'évaluer les propriétés rhéologiques par des méthodes plus simples et moins coûteuses pour les industriels.

II Appréciation du comportement rhéologique par des mesures ***** plus simples. *****

L'INRA de Nantes a appliqué une méthode plus simple de détermination des propriétés rhéologiques dans le cadre du "livre blanc", l'essai n°1. Il nous faut voir si ces mesures sont cohérentes avec celles de l'essai 2 plus complet.

L'essai 1 a été effectué sur tous les échantillons envoyés. Toutefois nous travaillons ici sur les moyennes des 2 échantillons par atelier, et de plus, nous nous limitons aux beurres testés par l'essai 2 pour permettre la comparaison. La même chose a été faite pour les mesures physiques observées ici: les indices d'iode et de réfraction et le point de goutte.

Les études biliographiques (3 et 17) nous apprennent que ces dernières variables sont corrélées avec la dureté. Reste à savoir comment, et si elles permettent d'apporter une information sur la dureté.

II-1 Présentation succincte des mesures analysées.

II-1-1 Essai n°1 de rhéologie.

L'essai 1 consiste en une détermination directe du seuil d'écoulement statique.

L'appareil est un rhéomètre à contrainte imposée Carri-Med. Le système de mesure est du type cône-plan, comme dans l'essai 2.

Les échantillons sont conservés 15 à 20 jours à 4°C. Cinq aliquotes sont découpées; celles-ci sont portées à la température de mesure (20°C) une heure avant.

Le couple imposé au cône est augmenté par incréments. Tant que le seuil d'écoulement n'est pas atteint, l'angle de déformation se maintient à une valeur définie. Dès qu'il est atteint, la déformation croît continuellement.

En notant le couple et l'angle de rotation juste avant le seuil, on en tire la contrainte σ_s (en dyne/cm², la moyenne des 5 aliquotes est notée SSM) et la déformation G_s (la moyenne des 5 aliquotes est notée GSM). On calcule le module d'élasticité $M_s = \sigma_s / G_s$ (la moyenne des 5 aliquotes est notée MSM).

II-1-2 Indices de réfraction et d'iode.

Ces deux mesures ont été effectuées par l'ADRIA Normandie, selon les normes internationales de la FIL (7A:1969 pour l'indice de réfraction et B:1959 pour l'indice d'iode). Les protocoles en question sont reproduits dans le mémoire de F. DOREY (5), il ne semble pas nécessaire d'y revenir ici.

Notons que l'indice d'iode mesure l'insaturation de la matière grasse. Cette mesure est plus "lourde" que celle de l'indice de réfraction,



et, indépendamment de la liaison avec la rhéologie, il est intéressant de voir si celle-ci n'apporte pas la même information sur l'insaturation.

II-1-3 Point de goutte.

Cette mesure a également été effectuée par l'ADRIA Normandie. Le point de goutte est la température à laquelle la matière grasse présente un ramollissement précis. Il n'existe pas de méthode normalisée de cette mesure.

La détermination a été faite sur un appareil METTLER, par la méthode de UBBELOHDE. Ce point correspond à la température à laquelle une goutte de la matière grasse anhydre, contenue dans une cupule, tombe de l'orifice sous l'effet de son poids.

Le point de goutte, lié à l'équilibre liquide solide, se rattache plus aux propriétés thermiques, étudiées dans la deuxième partie. Il est toutefois important d'étudier les relations de cette mesure simple avec la rhéologie.

II-2 Liaison avec l'essai 2.

II-2-1 Essai 1 de rhéologie.

Trois variables sont observées: GSM, la déformation au seuil d'écoulement, SSM, le seuil de contrainte et MSM, le module d'élasticité. D'après les interprétations qu'en propose M. J. LEFEBVRE, elles doivent être très liées, respectivement, aux variables G1, S1 et M1 de l'essai 2.

L'étude de ces variables doit répondre à trois questions:

ces variables mettent-elles en évidence la différence de comportement rhéologique entre les beurres d'été et d'hiver ?

les effets de la composition en AG sont-ils identiques dans chacun des deux groupes ?

et les liaisons observées avec les variables de l'essai 2 sont-elles ou non linéaires ?

La réponse à la première question est apportée par les graphiques des 3 variables en fonction de SAISO. Un problème se pose toutefois pour GSM (et par voie de conséquence pour MSM): à savoir des valeurs étonnamment élevées en 1^o série (octobre 85), et faibles en 2^o série (décembre 85). Ces deux premières séries, correspondant peut-être au rodage de la méthode, ont été écartées pour la comparaison.

Les graphiques constitués à partir des 125 beurres restants (séries 3 à 12) sont reportés sur les figures 34 à 36. On observe bien la différence de comportement entre les beurres d'été et d'hiver. De plus, on a l'impression que GSM, SSM et MSM ont des variations proches de celles de G1, S1 et M1.

C'est pourquoi il est nécessaire de vérifier si, à l'intérieur de chaque groupe, été et hiver, les effets de la composition sont identiques. Des équations de régression linéaires ont été recherchées, selon la procédure définie au I-3-1-1, pour les 3 variables. Les résultats sont portés dans les tableaux 14 et 15.

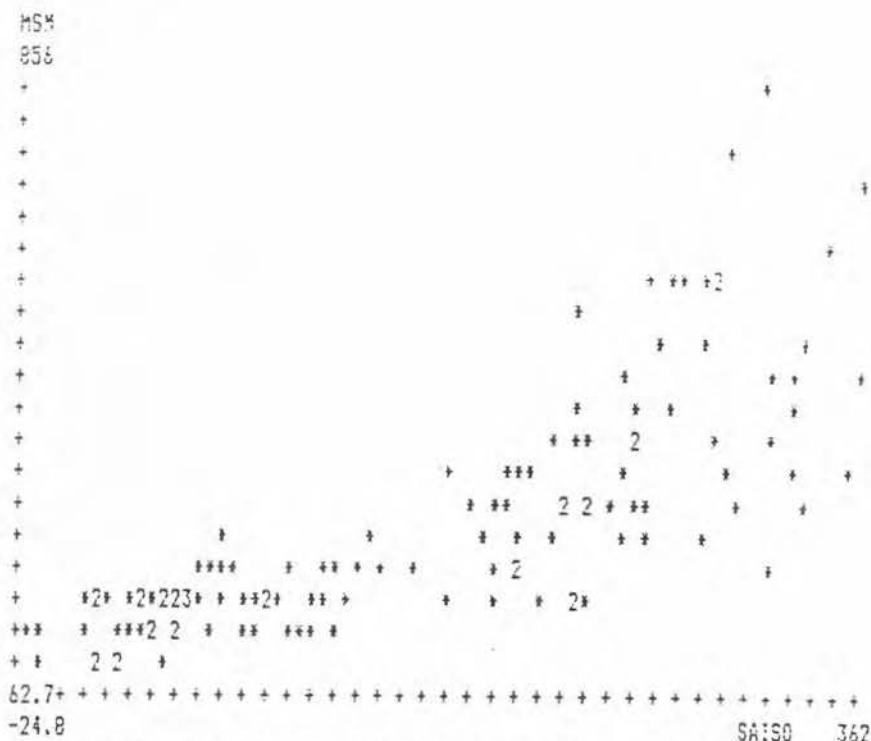


Figure 36: graphique du module d'élasticité (MSM) en fonction de SAISO; séries 3 à 12.

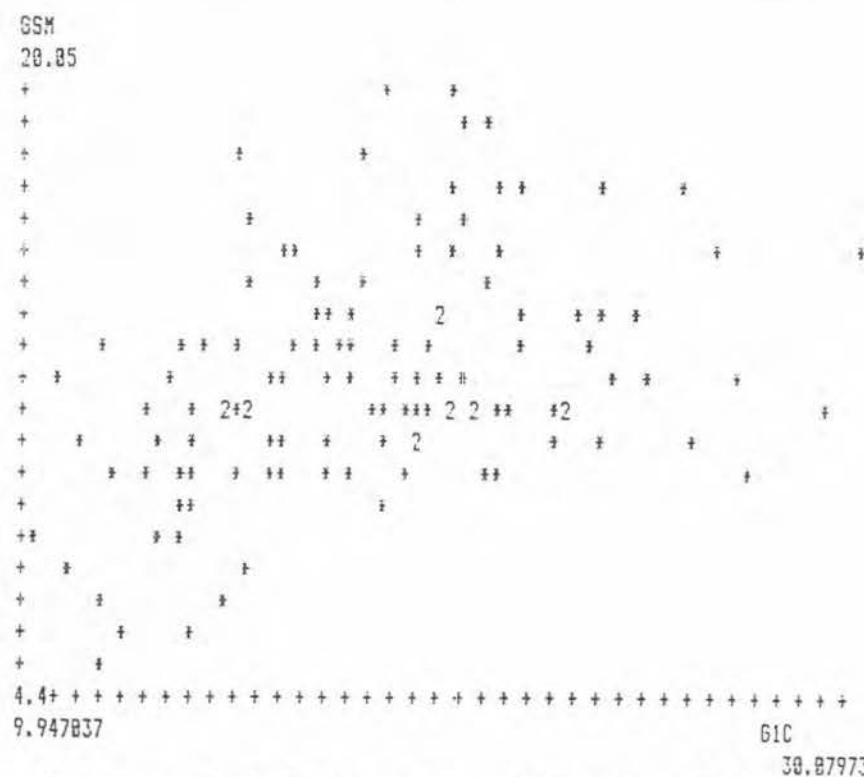


Figure 37: graphique de la déformation au seuil d'écoulement (GSM) en fonction de la déformation limite calculée par G1E/M1E (valeurs ajustées par SMART); séries 3 à 12.

On peut constater que seule la variable SSM permet de retrouver des résultats de l'essai 2. Pour cette variable, le C17:0 a un effet positif en été et non significatif en hiver. En hiver, on retrouve bien les trois mêmes variables influentes, SAISO, S14C4 et 18C. En été, on trouve les variables influentes sur M1 (effet positif de C17:0 et C18:2, effet négatif de Cc18:2) et sur S1 (effet positif de SAISO, C17:0 et C18:0).

Il semble que GSM ne mesure pas la "même chose" que G1, et par voie de conséquence MSM n'est pas équivalent à M1. Il convient désormais de savoir si ces différences ne sont dues qu'à des non linéarités.

La réponse à cette question a été cherchée dans les graphiques des variables de l'essai 1 en fonction de celles de l'essai 2, ou plus précisément en fonction des valeurs ajustées par la méthode des directions révélatrices (SMART). Les 4 variables estimées sont notées S1E, S2E, S3E et M1E. G1 et ETA sont calculées (notées G1C et ETAC):

$$G1C = 100 * S1E / M1E \text{ et } ETAC = (S2E - S3E) / 0,0157$$

	GSM	F(1,55)	SSM	F(1,54)	MSM	F(1,55)
moyenne	12,516	/	16,570	/	136,143	/
écart-type	2,361	/	4,396	/	37,634	/
terme const.	-3,87	/	-26,07	/	85,55	/
SAISO	/	/	0,708	13,6	11,9	47,1
S14C4	0,81	7,3	/	/	-22,7	15,1
4C	-4,11	13,3	/	/	52,7	18,7
17C	8,97	15,9	12,3	19,6	/	/
171C	/	/	/	/	/	/
18C	/	/	2,01	7,1	26,3	24,8
182C	3,02	8,2	5,71	6,0	/	/
J182C	/	/	-5,15	4,9	/	/
ETR	2,023	/	2,968	/	24,965	/
R	0,562	/	0,762	/	0,768	/

Tableau 14: régressions linéaires de GSM, SSM et MSM sur la composition (groupe ETE).

	GSM	F(1,54)	SSM	F(1,55)	MSM	F(1,54)
moyenne	11,128	/	34,317	/	354,38	/
écart-type	3,391	/	8,361	/	152,56	/
terme const.	59,13	/	36,34	/	-528,2	/
SAISO	-8,847	19,8	2,89	45,1	59,7	56,1
S14C4	/	/	-4,47	21,2	-68,8	14,6
4C	/	/	/	/	/	/
17C	18,3	8,6	/	/	-385	6,8
171C	/	/	/	/	/	/
18C	-2,83	18,6	4,68	7,9	151	23,6
182C	/	/	/	/	/	/
J182C	-14,6	8,7	/	/	/	/
ETR	2,758	/	5,388	/	95,601	/
R	8,623	/	8,787	/	8,797	/

Tableau 15: régressions linéaires de GSM, SSM et MSM sur la composition (groupe HIVER).

Les figures 37 à 39 représentent les graphiques de GSM, SSM et MSM en fonction de G1C, S1E et M1E.

On peut constater une relation non linéaire entre GSM et G1C, mais la variabilité reste forte.

La relation SSM-S1E est plus étroite: en dessous d'une valeur de 22 à 23 dynes/cm² pour S1E, les deux variables sont très corrélées (ce groupe correspond à peu près aux beurres d'été); au dessus de cette valeur la corrélation est plus faible.

Quant à la relation entre MSM et M1E, il semble qu'il y ait quelques problèmes pour la mesure de certains beurres d'hiver. Ces beurres ont des valeurs de MSM étonnamment élevées. Ceci est plus net encore lorsqu'on observe MSM en fonction de S2E (figure 40). L'interprétation que l'on peut en donner, est que, du fait de l'augmentation du couple de force par incréments, la mesure doit être plus imprécise lorsque la déformation limite est petite. L'observation des écarts-type, sur 5 aliquotes, des valeurs de GSM montre que celles-ci sont très "discrétisées".

En fin de compte, la variable SSM de l'essai 1 est surtout intéressante, étant de détermination plus précise et mieux liée aux mesures de l'essai 2. La liaison de cette variable avec M1E est intéressante (figure 41), le modèle monomoléculaire suivant s'ajuste avec un coefficient de détermination de 0,861 et un écart-type résiduel de 4,158 (si Y= SSM et X = M1E):

$$Y = 56,95 (1 - 0,995^X)$$

dans l'hypothèse où le seuil de contrainte SSM présente une asymptote.

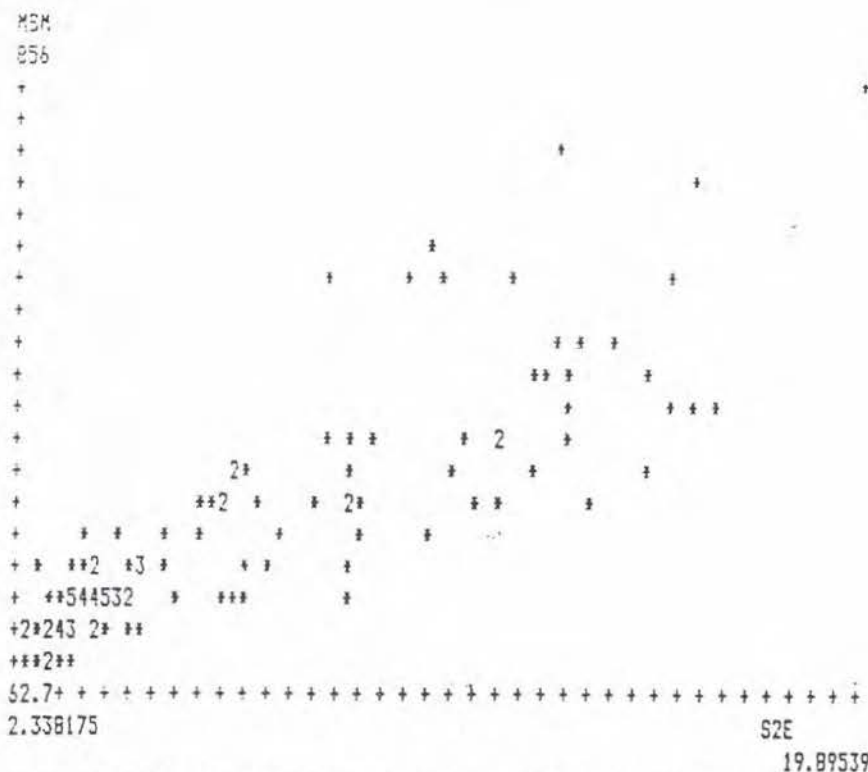


Figure 4B: module d'élasticité (MSM) en fonction de la contrainte ajustée par SMART S2E; séries 3 à 12.

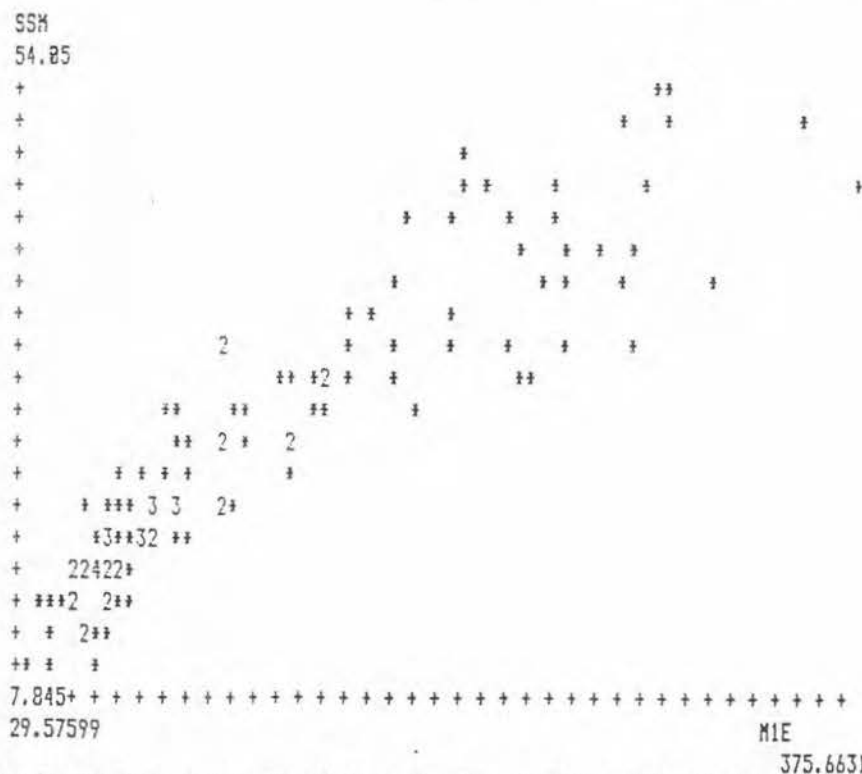


Figure 41: seuil de contrainte (SSM) en fonction du module d'élasticité de l'essai 2 ajusté par SMART (M1E); séries 3 à 12.

11-2-2 Indices d'iode et de réfraction.

Les valeurs de l'indice de réfraction se situent, pour la matière grasse du beurre, entre 1,4530 et 1,4558. Seuls les deux derniers chiffres sont importants, aussi la transformation suivante a été faite:

$$IR \rightarrow IRM = 10000 IR - 14500$$

Les graphiques des 2 indices en fonction de SAISO (figures 42 et 43) montre la liaison linéaire qui existe avec la composition. Ces indices sont censés mesurer l'insaturation, ce qui explique la forte corrélation négative avec SAISO (plus les C18 sont en forte proportion plus il y a d'acide oléique, qui constitue l'essentiel de l'insaturation de la matière grasse des beurres).

Cette corrélation est plus importante pour l'indice de réfraction que pour l'indice d'iode (-0,933 contre -0,683). Lorsque des régressions multiples sur la composition ont été calculées, l'analyse des résidus montre que les mesures présentent des décalages d'une série à l'autre, autrement dit des biais. Ce sont donc des modèles de covariance qui ont été ajustés, où les populations sont les 12 séries et les covariables sont les variables de composition:

$$Y_i = \beta_i + \sum_j \alpha_j X_j \quad (i=1 \text{ à } 12)$$

les X_j sont les variables de composition ($j=1$ à 8), les α_j sont les coefficients de régression et les β_i sont les ordonnées à l'origine, différentes pour chaque série.

Alors la procédure de sélection des prédicteurs, précédemment définie, a été effectuée; les séries dont les ordonnées à l'origine n'étaient pas différentes, ont été regroupées. Ceci a été fait séparément pour les 2 variables IRM et IODE. On aboutit aux mêmes prédicteurs influents: SAISO, 4C, 18C et J182C.

On obtient l'équation suivante pour IRM (on note ETR l'écart-type résiduel et R le coefficient de corrélation):

$$IRM = \beta - 0,600 \text{ SAISO} + 2,35 \text{ 4C} - 1,51 \text{ 18C} + 3,53 \text{ J182C}$$

où $\beta = 52,112$ (séries 1 à 4); 54,515 (série 7); 55,825 (séries 5, 6 et de 8 à 12)

$$\text{où ETR} = 1,495 \text{ et } R = 0,976$$

les statistiques testant la nullité des 4 α_j ($F(1,139)$) sont de 138,9 (SAISO), 32,4 (4C), 42,6 (18C) et 18,4 (J182C).

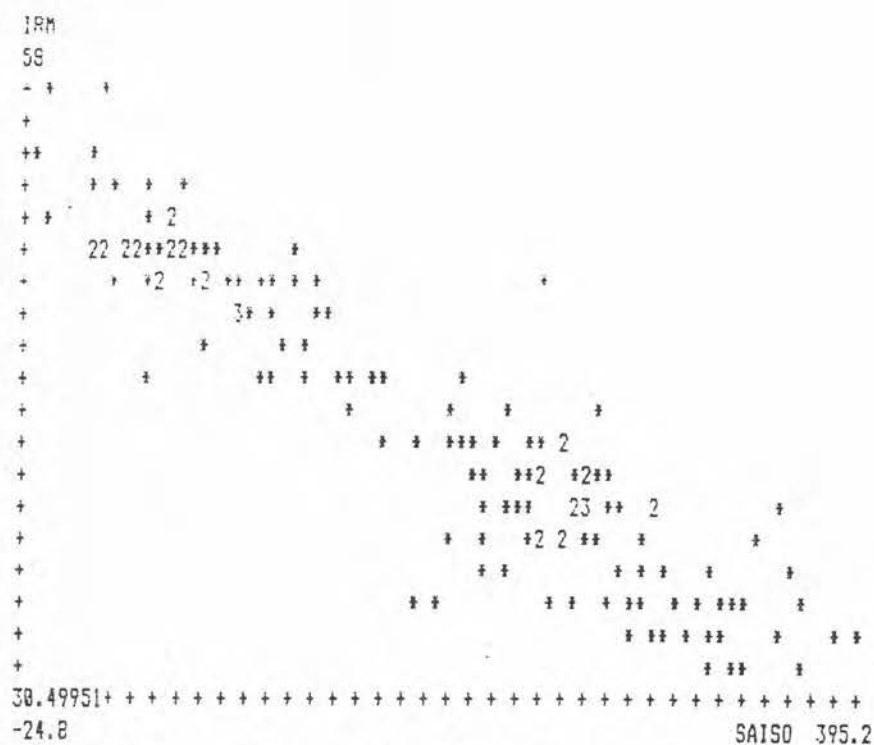


Figure 42: graphique de la variable IRM (indice de réfraction) en fonction de SAISO.

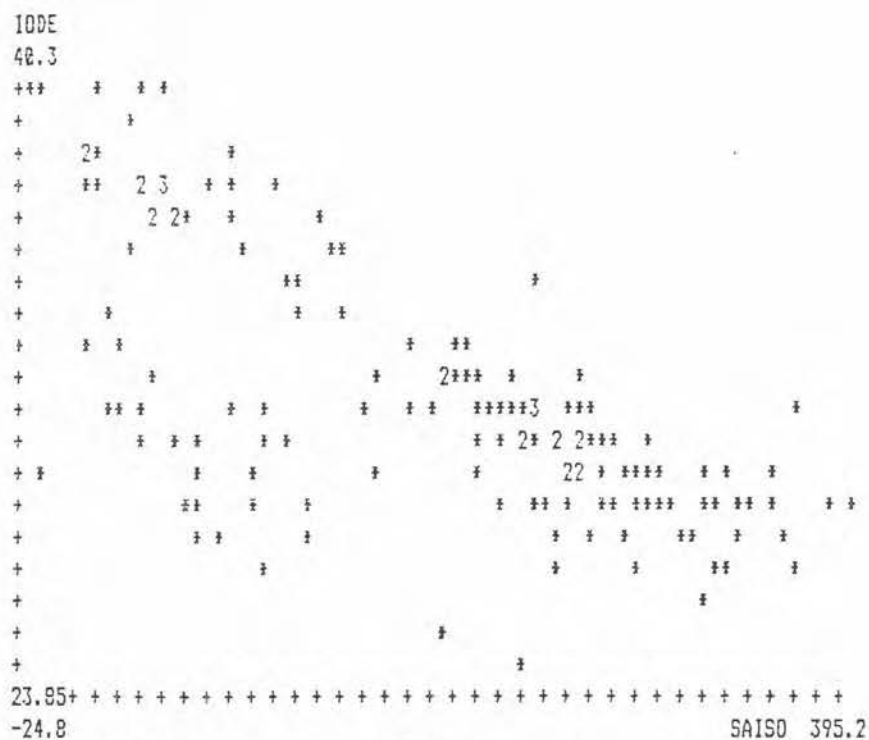


Figure 43: indice d'iode en fonction de SAISO.

Quant à la variable IODE, on obtient:

$$\text{IODE} = \beta - 0,325 \text{ SAISO} + 0,53 \text{ 4C} - 0,85 \text{ 18C} + 2,28 \text{ J182C}$$

où $\beta = 38,605$ (série 1), $41,052$ (série 3), $37,549$ (série 5), $42,851$ (séries 6 et 8), $43,735$ (série 7), $35,417$ (série 11) et $42,101$ (séries 2, 4, 9, 10 et 12)

$$\text{où ETR} = 0,851 \text{ et } R = 0,974$$

les statistiques testant la nullité des α_j ($F(1,135)$) sont de 114,9 (SAISO), 4,0 (4C), 35,7 (18C) et 20,4 (J182C).

Le test de l'absence d'effet série (c'est-à-dire d'absence de biais) se fait par comparaison de 2 modèles emboîtés. On pose le test:

$$H_0: Y_i = \beta + \sum_j \alpha_j X_j$$

$$\text{contre } H_1: Y_i = \beta_i + \sum_j \alpha_j X_j$$

Dans le cas de la variable IRM, on obtient un $F(2,139)$ égal à 68,07 (très significatif), et un écart entre les coefficients de corrélation au carré des deux modèles, $R_1^2 - R_0^2 = 0,05$. Donc 5% de la somme des carrés des écarts est expliquée par les biais d'une série à l'autre.

Dans le cas de l'indice d'iode (IODE), on obtient un $F(6,135)$ égal à 151,48 (ce qui est encore plus fortement significatif que pour l'indice de réfraction), et un écart entre les deux coefficients de corrélation au carré, $R_1^2 - R_0^2 = 0,34$. Donc 34% de la somme des carrés des écarts est expliquée par les biais d'une série à l'autre.

Le bilan de ces observations est le suivant:

1. ces deux indices ont une liaison linéaire avec la composition. Ce sont des indicateurs des caractéristiques de la composition en AG, et non des propriétés rhéologiques. Par exemple, la figure 44 montre les variations de la dureté, mesurée par S2, en fonction de l'indice de réfraction (plus exactement des valeurs prédites de IRM par la composition, en ayant éliminé les décalages d'une série à l'autre).

2. L'indice de réfraction mesure sensiblement la même chose que l'indice d'iode. En effet, lorsqu'on compare les valeurs prédites par la composition en éliminant les décalages d'une série à l'autre, on obtient une corrélation entre les deux indices de 0,997. La figure 45 représente ces valeurs de l'indice d'iode en fonction de celles de l'indice de réfraction. Or l'indice de réfraction est beaucoup plus fiable si l'on veut comparer des mesures faites à des dates différentes. Par contre la précision est identique lorsque les mesures sont faites "dans la foulée", comme l'attestent les corrélations identiques obtenues dans les modèles de covariance (0,976 et 0,974). On peut donc raisonnablement remplacer la mesure de l'indice d'iode par celle de l'indice de réfraction.



II-2-3 Point de goutte.

Le graphique du point de goutte (noté PTG) en fonction de SAISO (figure 46) montre une séparation assez nette des beurres d'été et d'hiver, donc une différence de comportement entre les deux en fonction de la composition. Mais le modèle suggéré n'est pas du type de celui des variables rhéologiques. Pour le point de goutte, la variance semble identique en été et en hiver, ce qui rend inutile une analyse séparée des 2 groupes. D'où le modèle suivant ($Y_i = \text{PTG}$):

$$Y_i = \beta_i + \sum_j \alpha_{ij} X_j \quad (i=1 \text{ ou } 2)$$

$i=1$ pour les beurres d'été et $i=2$ pour les beurres d'hiver. Il s'agit ici d'un modèle linéaire avec 18 paramètres, dont certains ne sont pas significativement non nuls. Aussi la procédure définie au I-3-1-1 a été appliquée afin de sélectionner les variables influentes, pour chacun des deux groupes. De plus, la variable J182C étant sortie dans les deux groupes, le test d'égalité des coefficients de régression ($\alpha_{10} = \alpha_{20}$) ne s'est pas révélé significatif. Pas plus que le test d'égalité des ordonnées à l'origine ($\beta_1 = \beta_2$).

On obtient les deux équations simultanées suivantes:

$$\text{été } (i=1) \quad \text{PTG} = 34,968 - 0,06 \text{ S14C4} + 0,63 \text{ 17C} - 0,52 \text{ 171C} - 0,74 \text{ J182C}$$

$$\text{hiver } (i=2) \quad \text{PTG} = 34,968 + 0,098 \text{ SAISO} - 0,10 \text{ S14C4} + 0,19 \text{ 18C} - 0,74 \text{ J182C}$$

avec un écart-type résiduel ETR = 0,229 et un coefficient de corrélation $R = 0,936$.

Si l'on appelle PTGE les valeurs ajustées par le modèle, la figure 47 représente les résidus en fonction de PTGE. Le résultat a un grand intérêt: on constate que deux groupes très différenciés se forment. La figure 48, représentant PTGE en fonction du numéro de série, montre que ces deux groupes coïncident exactement avec les groupes d'été et d'hiver.

Ceci traduit ce qui avait été constaté, il y a bien deux beurres différents, un beurre d'été et un beurre d'hiver. Les propriétés thermiques permettent de les distinguer, en l'occurrence les points de goutte inférieurs à 33,4 correspondent à des beurres d'été et les points de goutte supérieurs à 33,7 correspondent à des beurres d'hiver.

La séparation n'était pas aussi bonne avec les données brutes du point de goutte. Peut-être faut-il plus de 2 répétitions pour avoir une mesure fiable du point de goutte.

Donc ce "saut qualitatif" des caractéristiques thermiques explique que les 2 types de beurres n'aient pas le même comportement rhéologique, que ce soit du point de vue de la valeur moyenne de la dureté, des variations ou de la liaison avec la composition.

Enfin, la figure 49 montre les variations de la dureté, mesurée par S2, en fonction du point de goutte (valeurs du point de goutte prédites par le modèle ci-dessus).

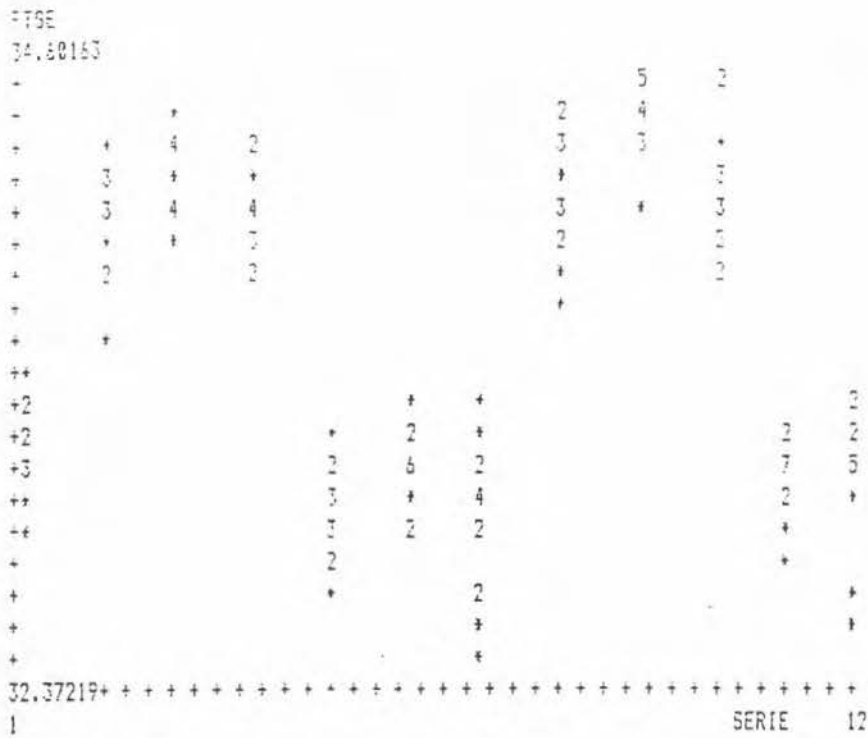


Figure 48: point de goutte ajusté par le modèle (PTGE) en fonction du numéro de série.

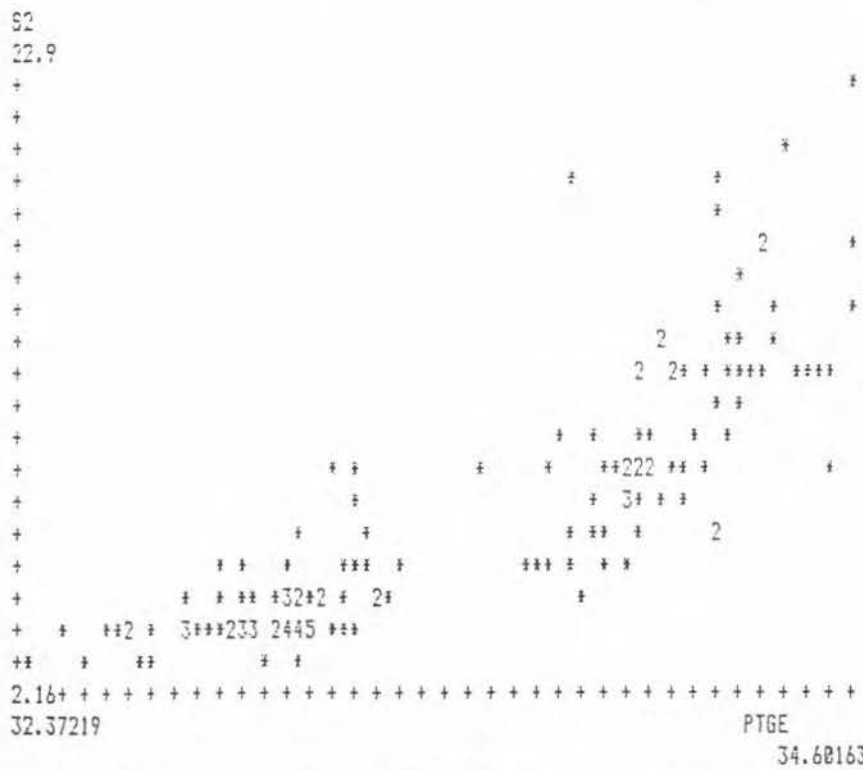


Figure 49: contrainte S2 en fonction du point de goutte ajusté par le modèle (PTGE).

III Conclusion de la première partie.

Ces résultats justifient la distinction entre deux types de beurre, le beurre d'été et le beurre d'hiver. Leurs comportements rhéologiques sont très différents: le beurre d'été est mou et de dureté peu variable, celui d'hiver est plus dur en moyenne et de dureté très variable.

Les données de l'essai 2 démontrent une liaison forte entre les propriétés rhéologiques et la composition en acides gras. En effet, la différence entre les deux types de beurre d'une part, et les variations de ces propriétés d'autre part, sont bien expliquées par la composition. La part non expliquée est, somme toute, marginale.

Les régressions montrent que les variables de cet essai mesurent à peu près la même chose, la dureté. Des relations fonctionnelles non linéaires existent entre ces variables. Pour choisir laquelle quantifie le mieux la tartinabilité, il faut se référer à une analyse sensorielle ou à un jugement des consommateurs.

Toutefois, il est souhaitable de choisir une variable bien expliquée par la composition, en été et en hiver. Les contraintes S1, S2 et S3 sont dans ce cas, S2 et S3 étant les mieux expliquées. On peut recommander de lire S2 qui est la somme d'un terme de contrainte dynamique (S3) et d'un terme de viscosité (proportionnel à ETA). La viscosité, très corrélée au module d'élasticité, varie très peu en été et beaucoup en hiver.

L'amplitude des variations de la dureté en fonction de la composition est beaucoup plus importante pour les beurres d'hiver que pour ceux d'été. Ce qui permet d'attendre une amélioration nette en faisant varier, dans le bon sens, la composition de la matière grasse d'hiver. On peut le réaliser en pesant sur l'alimentation hivernale des vaches laitières, ce qui est difficile, ou par ajout d'oléine, issue de la cristallisation fractionnée (en cours d'expérimentation à l'ADRIA Normandie), dans la crème, ce qui suppose une évolution de la réglementation sur le beurre.

On peut noter également que l'amélioration de la tartinabilité des beurres passe nécessairement par une diminution des variations saisonnières de la composition. La tartinabilité est améliorée dans ce cas, même si la composition moyenne reste identique.

Enfin, la méthode des directions révélatrices a démontré la nette discrimination entre les beurres des deux hivers 85/86 et 86/87. On ne peut en donner d'explication pour le moment.

Quant aux moyens d'appréhender les propriétés rhéologiques par des méthodes plus simples, plusieurs d'entre elles ont été testées. ainsi, des 3 variables de l'essai 1, seul le seuil de contrainte (SSM) fournit une information cohérente avec les données de l'essai 2. Il semble que ce soit cette mesure qu'il faille retenir pour évaluer la tartinabilité d'un beurre par cet essai.

Rappelons qu'une étude est en cours à l'ADRIA Normandie pour résoudre cette question par une technique de pénétrométrie.

On a pu vérifier l'évidence: le point de goutte et les indices d'iode et de réfraction ne sont pas des mesures rhéologiques, mais on a vu quelle information ils apportent sur la dureté.

Il est, par contre, plus intéressant de constater, d'une part que le point de goutte permet de savoir si un beurre est de type été ou de type hiver (c'est pourquoi l'étude des propriétés thermiques est intéressante), d'autre part que l'indice de réfraction mesure la même chose que l'indice d'iode, et de manière plus fiable. D'où la confirmation, quantifiée, de la recommandation formulée par F. DOREY () de remplacer l'indice d'iode par l'indice de réfraction.

DEUXIEME PARTIE ETUDE DES PROPRIETES THERMIQUES

Les propriétés thermiques sont appréciées, outre par la mesure du point de goutte que nous venons de voir, par des mesures d'Analyse Thermique Différentielle (ATD), que l'on pourrait appeler également Analyse Calorimétrique Différentielle (ACD). Ces mesures ont été effectuées sur tous les échantillons envoyés jusqu'à la 9^e série, puis sur un échantillon sur deux par atelier, pour les trois dernières séries.

Les données se présentent sous la forme de suites de taux de glycérides liquides en fonction de la température, tous les 2°C. Il est "lourd" de manipuler des courbes, aussi il s'est révélé nécessaire d'établir un modèle décrivant l'évolution des courbes en fonction de la température.

Et, dans un deuxième temps, les paramètres obtenus ont été étudiés en corrélation avec la composition et la rhéologie. Les objectifs étant de savoir s'ils permettent de discriminer les deux types de beurre, comme le promet le point de goutte, si leurs variations s'expliquent bien par la composition en acides gras et s'ils apportent une information sur la rhéologie.

I Modélisation du taux de glycérides liquides en fonction de la température. *****

L'objectif est de proposer une exploitation des données d'analyse thermique différentielle. Les laboratoires WOLFF ont mesuré (dans le sens de la fusion) sur chaque échantillon une courbe de taux de glycérides liquides (par rapport aux glycérides totaux) en fonction de la température. Seuls les points compris entre -5°C et 33°C ont été retenus. Cette courbe caractérise l'échantillon de beurre, d'où l'idée de résumer cette information sous la forme d'un modèle décrivant les variations de la courbe, dépendant de quelques paramètres aisément interprétables.

Ce travail a été effectué sur les courbes moyennes des 2 échantillons par atelier (lorsqu'il y en avait 2: séries 1 à 9).

I-1 Recherche du modèle.

On sait que le pourcentage de glycérides liquides (noté GL par la suite) tend vers 0 pour les température basses, et vers 100 pour les températures élevées. La première idée a été d'ajuster un modèle logistique simple:

$$GL = 100 / (1 + e^{-(a \cdot t + b)})$$

Ce modèle peut se mettre sous une forme simple si l'on considère le logarithme népérien du rapport liquide sur solide:

$$Z = \ln(GL/GS) = a \cdot t + b \quad (\text{équation linéaire simple})$$

Alors les paramètres a et b peuvent être donnés par la régression de la variable Z sur la température t . La corrélation entre Z et t est bonne, mais l'examen des résidus montre que cette équation n'est pas satisfaisante. Une observation un peu plus fine de ce qui se passe est nécessaire pour établir un modèle adéquat.

I-1-1 Description du phénomène.

Prenons par exemple les données du beurre de l'atelier n°6 en février 86 (série 3). Il s'agit d'un beurre d'hiver de Normandie. La figure 50 représente l'évolution de GL en fonction de la température, entre 6,35% à -5°C et 95,20% à 33°C.

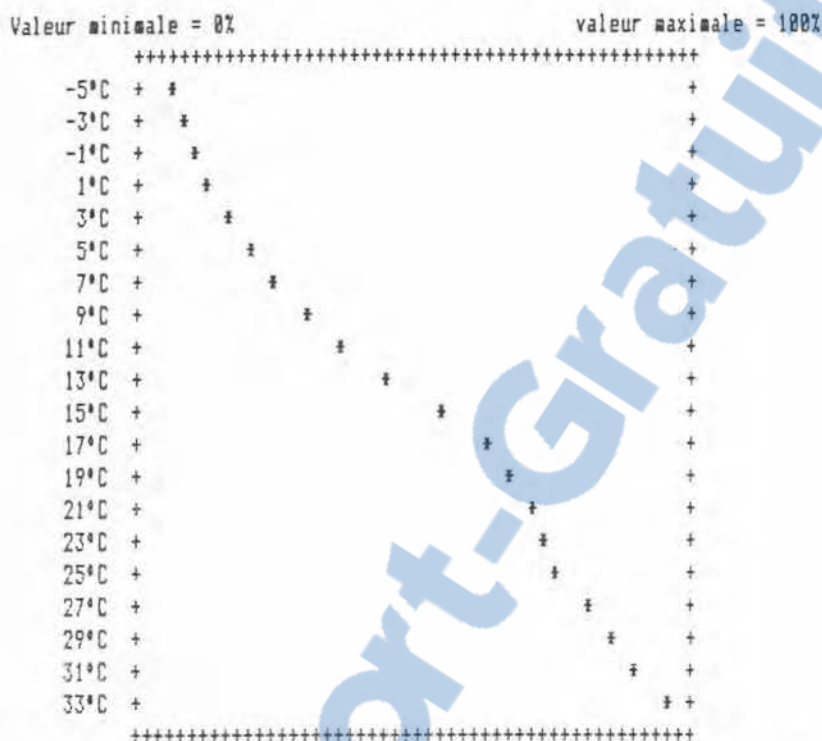


Figure 50: évolution du taux de glycérides liquides (en %) en fonction de la température, atelier 6, février 86.

La figure 51 présente les accroissements du pourcentage de liquide par °C d'augmentation de la température, observés pour ce même beurre.

Il apparaît clairement qu'il y a 2 pics bien différenciés. Deux masses de glycérides fondent successivement lors de la fusion. Alors l'idée est d'ajuster un modèle correspondant à la somme de deux fonctions logistiques: une fonction logistique généralisée pour le premier pic qui est asymétrique et une fonction logistique simple pour le deuxième pic.

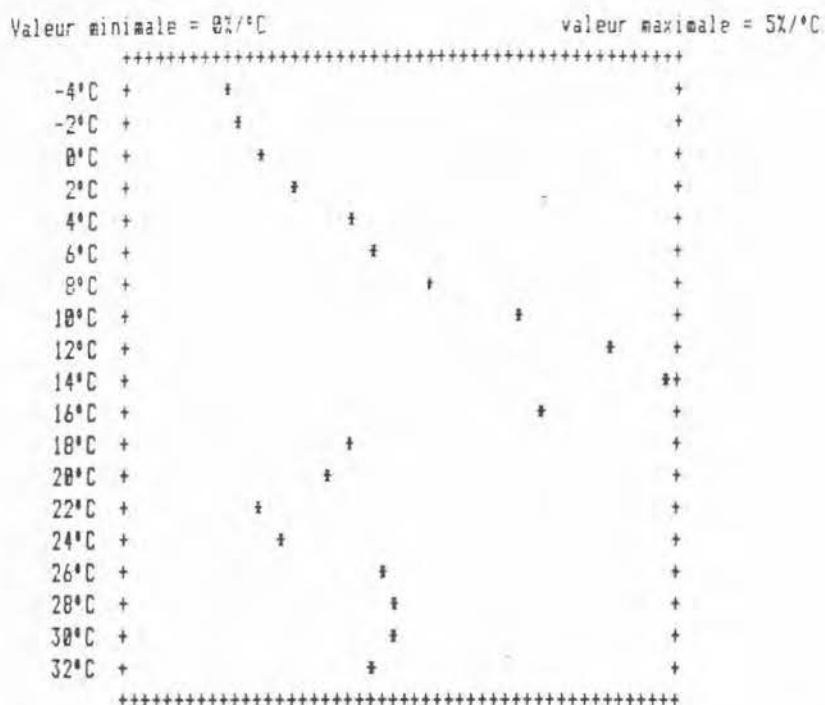


Figure 51: évolution de l'accroissement du taux de glycérides liquides (en %/°C) en fonction de la température, atelier 6, février 86.

I-1-2 Le modèle mathématique.

Cette modélisation s'inscrit dans le cadre plus large des modèles non linéaires. Les calculs sont longs et nécessitent l'emploi d'un logiciel adéquat.

Le problème se pose de la manière suivante: les données se présentent sous la forme de n couples de valeurs (Y_i, X_i) $i=1..n$. Le modèle s'écrit:

$$Y_i = f(X_i; \underline{p}) + E_i \quad i=1..n,$$

$\underline{p} = (p_1, \dots, p_k)$ est le vecteur des paramètres à estimer, $f(\cdot; \underline{p})$ est une fonction non linéaire des p_j ($j=1..k$) et les E_i sont supposées suivre des lois gaussiennes indépendantes $N(0; \sigma^2)$.

L'estimation de $\underline{p}$ est faite en recherchant le minimum du critère des moindres carrés, considéré comme une fonction de $\underline{p}$:

$$S(\underline{p}) = \sum_{i=1}^n (Y_i - f(X_i; \underline{p}))^2$$

Le problème numérique de l'estimation est résolu de manière itérative: on part de valeurs initiales $p_{10}, \dots, p_{k0}$, et on tente de se rapprocher du minimum pas à pas. Le processus s'arrête lorsqu'entre deux itérations successives, le critère $S(\underline{p})$ n'est plus modifié.

Après estimation de $\underline{p}$ (notons $\underline{m}$ cette estimation), on calcule les valeurs y_i ajustées par le modèle et les résidus e_i :

$$y_i = f(X_i; \underline{m}) \quad \text{et} \quad e_i = Y_i - y_i \quad i=1..n,$$

on a une estimation de la variance résiduelle σ^2 par:

$$s^2 = S(\underline{a}) / (n - k)$$

et une estimation de la matrice de variance-covariance des paramètres:

$$V = s^2 (X^t(\underline{a}) X(\underline{a}))^{-1}$$

où $X(\underline{a}) = \delta/\delta p_j (f(X_i, p))_{i=1, \dots, n} = (\delta/\delta p_j (f(X_i, p))_{i=1, \dots, n})_{j=1, \dots, k}$

$F(X, p)$ est le vecteur colonne constitué des n valeurs $f(X_i, p)$, $i=1, \dots, n$. Notons que, dans l'hypothèse où les E_i suivent des lois gaussiennes, l'estimateur des moindres carrés coïncide avec celui du maximum de vraisemblance et la matrice $X^t(\underline{a}) X(\underline{a})$ est la matrice d'information de FISHER.

Pour en revenir à notre problème, le programme NONLIN, écrit en BASIC par la Chaire de Mathématique et Informatique de l'INAPG (19) a été utilisé afin de faire la recherche du modèle. La présence de 2 pics de fusion a induit le modèle somme de 2 logistiques suivant:

$$GL = A / (1 + F e^{B(C-t)})^{1/F} + (100 - A) / (1 + e^{D(E-t)})$$

où les 6 paramètres sont aisément interprétables:

A est la proportion (en %) de glycérides contenus dans le 1^o pic de fusion,

B et D mesurent, respectivement, l'étroitesse du 1^o et du 2^o pics de fusion,

C et E correspondent, respectivement, à la température (en °C) du 1^o et du 2^o pics de fusion,

et F mesure l'asymétrie du 1^o pic de fusion ($F=1$ si le pic est symétrique).

Les ajustements ont été réalisés sur les données des beurres de la série 4 (avril 86). On aboutit à des déterminants des matrices $X^t X$ (matrices d'information de FISHER au minimum de $S(\underline{p})$) très petits (10^{-8} à 10^{-9}) et à des corrélations élevées entre les paramètres (surtout entre C et F : 0,995 environ). Ceci a pour conséquence une grosse imprécision sur les paramètres, et traduit une surparamétrisation du modèle.

Le choix d'une valeur fixe pour l'asymétrie a permis de pallier cet inconvénient. Une valeur moyenne a été prise: $F = 4$. D'où le modèle finalement retenu:

$$GL = A / (1 + 4 e^{B(C-t)})^{0,25} + (100 - A) / (1 + e^{D(E-t)})$$

les résultats sont alors plus satisfaisants.

Reprenons l'exemple du beurre de la série 3, atelier 6, vu plus haut. La somme des carrés résiduels $S(\underline{m})$ est de 361,3 (on a 20 observations et 5 paramètres estimés d'où 15 degrés de liberté, l'écart-type résiduel est donc de 4,91), le coefficient de détermination R^2 est de 0,99994.

LE NUMERO 1 MONDIAL DU MÉMOIRES

	paramètres estimés	écarts-type
A	720,6	7,0
B	0,4513	$5,8 \cdot 10^{-3}$
C	13,45	0,14
D	0,3939	$2,51 \cdot 10^{-2}$
E	29,07	0,19

estimation de la matrice de corrélation des paramètres:

A	1,000				
B	-0,543	1,000			
C	0,919	-0,636	1,000		
D	0,784	-0,318	0,668	1,000	
E	0,855	-0,433	0,773	0,651	1,000

valeurs observées, ajustées et résidus (en %):

t	GLobs	GLest	résidus
-5°C	6,35	6,357	-0,007
-3°C	8,25	7,966	0,284
-1°C	10,35	9,982	0,368
1°C	12,85	12,588	0,342
3°C	15,90	15,670	0,230
5°C	20,00	19,621	0,379
7°C	24,50	24,541	-0,041
9°C	30,00	30,608	-0,608
11°C	37,05	37,922	-0,872
13°C	45,90	46,298	-0,398
15°C	55,75	54,934	0,816
17°C	63,20	62,410	0,790
19°C	67,25	67,667	-0,417
21°C	70,90	70,973	-0,073
23°C	73,25	73,470	-0,220
25°C	76,15	76,360	-0,210
27°C	80,85	80,481	0,369
29°C	85,85	85,784	0,066
31°C	90,80	91,082	-0,282
33°C	95,20	95,096	0,104

La lecture des résidus montre que les hypothèses faites sur le terme d'erreur résiduelle ne sont pas correctement vérifiées. Les variables aléatoires E_i ne sont pas indépendantes. Le modèle est faux en toute rigueur.

Mais il ne sert à rien de vouloir aller plus loin dans l'ajustement. Notre problème n'est pas de faire de la prédiction du taux de glycérides liquides à température donnée, ce qui nécessiterait de tenir compte des autocorrélations. Il s'agit ici de caractériser les propriétés thermiques des échantillons de beurre, donc de faire une estimation fiable des paramètres qui permettent cette caractérisation. Le modèle sert donc de filtre pour résumer l'information contenue dans la courbe $GL = f(t)$. D'autre part, les résidus sont faibles en valeur absolue.

Une fois ce modèle choisi, il nous faut étudier la stabilité de ces paramètres par des méthodes non paramétriques comme EUSTACHE et CYRAND. Et dans le cas où ces paramètres ne sont pas trop instables, les ajustements

doivent être faits sur l'ensemble des beurres testés et la liaison entre les paramètres estimés et la composition et les mesures rhéologiques doit être étudiée.

Du point de vue calculs, l'ajustement d'une courbe nécessite un grand nombre de calculs que l'on peut effectuer avec le programme NONLIN.BAS, en programmant le modèle défini. L'étude de la stabilité et la réalisation des ajustements sur l'ensemble des beurres et la mise en mémoire des paramètres nécessitent la mise au point d'un programme spécifique assurant ces différentes utilisations. Le programme GL.BAS a été élaboré pour cela.

I-2 Etude de la stabilité des paramètres.

I-2-1 Méthode EUSTACHE (JACKKNIFE).

On considère $\underline{m}$ un estimateur d'un paramètre $\underline{y}$ basé sur un échantillon $X_1, \dots, X_n$; $\underline{m}$, $\underline{y}$ et X_i ($i=1 \dots n$) pouvant être des vecteurs. On définit la pseudo-valeur:

$$\underline{m}_{E1} = n \underline{m} - (n-1) \underline{m}_{-1}$$

où $\underline{m}_{-1}$ est l'estimateur $\underline{m}$ du paramètre $\underline{y}$, calculé sur l'échantillon $X_1, \dots, X_n$ privé de l'observation X_1 . On définit alors l'estimateur d'EUSTACHE:

$$\underline{m}_E = \sum_1 \underline{m}_{E1} / n$$

$\underline{m}_E$ a une distribution asymptotiquement normale, dont l'estimation de la matrice de variance-covariance est donnée par:

$$(\sum_1 (\underline{m}_{E1} - \underline{m}_E)(\underline{m}_{E1} - \underline{m}_E)') / n(n-1)$$

Les pseudo-valeurs $\underline{m}_{E1}$ permettent aussi de détecter les valeurs suspectes et d'évaluer leur influence sur les estimateurs.

Cette méthode a été appliquée à des données d'ATD. Les X_i définis ci-dessus correspondent ici aux couples $(t_i; GL_i)$ $i=1 \dots 20$, les t_i étant les 20 températures (de -5°C à 33°C) et GL_i les taux de glycérides liquides mesurés.

Les vecteurs $\underline{y}$ et $\underline{m}$ correspondent respectivement aux 5 paramètres A, B, C, D et E et à leurs estimateurs.

Reprenons l'exemple vu ci-dessus, le beurre 306 (série 3 atelier 6). Une option du programme GL.BAS permet de faire les 20 ajustements, donc de calculer les estimations des $\underline{m}_{-1}$. Ces valeurs sont sauvegardées dans un fichier du type STATITCF. Le module de gestion de données du logiciel STATITCF permet alors de calculer les pseudo-valeurs, les estimations de $\underline{m}_{E1}$.

D'où les estimations d'EUSTACHE suivantes:

paramètres estimés		écarts-type
A	719,4	5,7
B	0,4524	$6,7 \cdot 10^{-3}$
C	13,42	0,16
D	0,3891	$1,98 \cdot 10^{-2}$
E	29,04	0,16

et l'estimation de la matrice de corrélation des paramètres:

A	1,000				
B	-0,398	1,000			
C	0,811	-0,719	1,000		
D	0,789	-0,143	0,513	1,000	
E	0,976	-0,279	0,659	0,740	1,000

La conclusion qui s'impose est que ces estimations d'EUSTACHE sont très proches de celles des moindres carrés, que ce soit pour les estimations des paramètres ou pour l'évaluation de leur dispersion. On a une bonne fiabilité dans l'estimation des paramètres par les moindres carrés.

Une autre utilité de cette technique est de voir s'il y a des données suspectes. L'étude des histogrammes des pseudo-valeurs montrent que quelques-unes sont un peu écartées des autres.

Ce n'est pas le cas pour le paramètre A, mais les pseudo-valeurs du paramètre B à 15 et 17°C (figure 52) et de C à 15°C (figure 53) s'écartent un peu des autres. Elles correspondent à des résidus élevés dans l'ajustement simple vu ci-dessus. Quant à D et E leur pseudo-valeur à 27°C est peu élevée, sans être véritablement suspecte.

1-2-2 Méthode CYRAND (BOOTSTRAP).

On se place dans le même cadre que pour la méthode EUSTACHE: on considère $\underline{m}$ un estimateur d'un paramètre $\underline{y}$ basé sur un échantillon $X_1, \dots, X_n$; $\underline{m}$, $\underline{y}$ et X_i ($i=1 \dots n$) pouvant être des vecteurs.

Cette technique, comme EUSTACHE, est basée sur la génération d'échantillons artificiels à partir des n observations. On génère N échantillons CYRAND, de n individus chacun. Chaque échantillon est obtenu par tirage aléatoire simple avec remise de n individus parmi les n observations de l'échantillon de départ.

Soit $\underline{m}_{(I)}$ l'estimateur de $\underline{y}$ basé sur l'échantillon CYRAND I ($I=1 \dots N$). On définit l'estimateur CYRAND:

$$\underline{m}_C = \sum_I \underline{m}_{(I)} / N$$

dont on peut estimer la matrice de variance-covariance par:

$$(\sum_I (\underline{m}_{(I)} - \underline{m}_C)(\underline{m}_{(I)} - \underline{m}_C)') / (N-1)$$

La distribution des $\underline{m}_{(I)}$ estime celle de l'estimateur $\underline{m}$.

VARIABLE : 3 , BE.1

=====LIMITES DES CLASSES===== EFFECTIF

0.42 <	0.43	4	=====
0.43 <	0.44	3	=====
0.44 <	0.45	2	=====
0.45 <	0.46	5	=====
0.46 <	0.47	3	=====
0.47 <	0.48	0	
0.48 <	0.49	0	
0.49 <	0.50	0	
0.50 <	0.51	0	
0.51 <	0.52	1	==== 17°C
0.52 <	0.53	0	
0.53 <	0.54	0	
0.54 <	0.55	1	==== 15°C

Figure 52: histogramme des pseudo-valeurs EUSTACHE (beurre 306) du paramètre B (étroitesse du pic de bas point de fusion).

VARIABLE : 4 , CE.1

=====LIMITES DES CLASSES===== EFFECTIF

11.10 <	11.40	1	==== 15°C
11.40 <	11.70	0	
11.70 <	12.00	0	
12.00 <	12.30	0	
12.30 <	12.60	0	
12.60 <	12.90	2	=====
12.90 <	13.20	3	=====
13.20 <	13.50	5	=====
13.50 <	13.80	6	=====
13.80 <	14.10	1	=====
14.10 <	14.40	0	
14.40 <	14.70	1	=====
14.70 <	15.00	0	
15.00 <	15.30	1	=====

Figure 53: histogramme des pseudo-valeurs EUSTACHE (beurre 306) du paramètre C (température du pic de bas point de fusion).

Comme application de cette technique, reprenons l'exemple du beurre 306 (série 3, atelier 6). $N = 100$ échantillons CYRANO ont été tirés, on obtient alors les estimations suivantes des paramètres et de leur dispersion:

	paramètres estimés	écarts-type
A	722,0	6,2
B	0,4514	$6,3 \cdot 10^{-3}$
C	13,46	0,15
D	0,4163	$9,27 \cdot 10^{-2}$
E	29,04	0,33

et l'estimation de la matrice de corrélation des paramètres:

A	1,000				
B	-0,376	1,000			
C	0,048	-0,593	1,000		
D	0,483	-0,036	0,275	1,000	
E	0,195	-0,147	0,206	-0,605	1,000

On constate que, pour les paramètres caractérisant le 1^{er} pic (A, B et C), les estimations CYRANO sont en tout point identiques à celles des moindres carrés et à celles d'EUSTACHE. Ce qui constitue une confirmation de la fiabilité de l'estimation de ces paramètres.

L'estimation des paramètres caractérisant le 2nd pic (D et E) n'est pas non plus sensiblement différente des estimations précédentes. Par contre l'estimation de leur dispersion est différente. L'écart-type du paramètre D (étroitesse du 2nd pic) est 5 fois plus grand, celui du paramètre E (température du 2nd pic) l'est 2 fois plus. Et les corrélations entre ces deux paramètres d'une part, avec les trois autres d'autre part, sont nettement différentes.

L'étude de leur distribution donne la raison de ces différences. Les figures 54 et 55 présentent les histogrammes de la distribution des paramètres D et E estimée par CYRANO. On peut voir des valeurs franchement suspectes, les numéros d'échantillons CYRANO y sont notés (la numérotation va de 1 à 100).

Ceci illustre la limitation de la méthode CYRANO dans le cas où le nombre d'observations n est faible. Les valeurs suspectes correspondent à des échantillons CYRANO pour lesquels les paramètres D et E (du 2nd pic) sont estimés avec très peu de précision car les points de la dernière partie de la courbe sont absents par le fait du hasard des tirages.

On peut dire que si les 4 derniers points (de 27 à 33°C) sont absents de l'échantillon tiré, on ne peut estimer correctement D et E. Or la probabilité de tirer un tel échantillon est égale à la probabilité de tirer à 20 reprises des points parmi les 16 premiers (de -5 à 25°C), d'où:

$$p = (0,8)^{20} = 0,0115,$$

comme $N = 100$ tirages d'échantillon sont effectués, la probabilité d'obtenir un tel échantillon est égale à:

$$1 - (1 - (0,8)^{20})^{100} = 0,686...$$

VARIABLE : δ D

===LIMITE DES CLASSES=== EFFECTIF

0.37 <	0.38	1	=
0.38 <	0.39	31	=====
0.39 <	0.42	31	=====
0.42 <	0.45	3	==
0.45 <	0.48	4	==
0.48 <	0.51	1	*
0.51 <	0.54	1	*
0.54 <	0.57	1	*
0.57 <	0.60	0	
0.60 <	0.63	2	=
0.63 <	0.66	0	
0.66 <	0.69	0	
0.69 <	0.72	0	
0.72 <	0.75	1	*
0.75 <	0.78	0	
0.78 <	0.81	0	
0.81 <	0.84	0	
0.84 <	0.87	0	
0.87 <	0.90	0	
0.90 <	0.93	0	
0.93 <	0.96	0	
0.96 <	0.99	0	
0.99 <	1.02	0	
1.02 <	1.05	0	
1.05 <	1.08	0	
1.08 <	1.11	0	
1.11 <	1.14	0	
1.14 <	1.17	1	*

Figure 54: histogramme des valeurs CYRAND (beurre 306) du paramètre D (étroitesse du pic de haut point de fusion).

VARIABLE : 7 . E

====LIMITES DES CLASSES==== EFFECTIF

26.60	<	26.70	1	*
26.70	<	26.80	0	
26.80	<	26.90	2	
26.90	<	27.00	2	
27.00	<	27.10	2	
27.10	<	27.20	2	
27.20	<	27.30	0	
27.30	<	27.40	2	
27.40	<	27.50	2	
27.50	<	27.60	0	
27.60	<	27.70	0	
27.70	<	27.80	2	
27.80	<	27.90	0	
27.90	<	28.00	0	
28.00	<	28.10	1	*
28.10	<	28.20	0	
28.20	<	28.30	1	-
28.30	<	28.40	0	
28.40	<	28.50	0	
28.50	<	28.60	1	*
28.60	<	28.70	2	=
28.70	<	28.80	2	=
28.80	<	28.90	7	=====
28.90	<	29.00	14	=====
29.00	<	29.10	32	=====
29.10	<	29.20	19	=====
29.20	<	29.30	14	=====
29.30	<	29.40	4	===
29.40	<	29.50	2	=
29.50	<	29.60	1	*
29.60	<	29.70	0	
29.70	<	29.80	0	
29.80	<	29.90	0	
29.90	<	30.00	0	
30.00	<	30.10	1	-

Figure 55: histogramme des valeurs CYRAND (beurre 306) du paramètre E (température du pic de haut point de fusion).

Donc les échantillons tirés où manquent les 4 derniers points, ou bien 3 sur les 4, expliquent les valeurs suspectes des paramètres D et E. Ce qui amène à penser que la méthode CYRANO ne permet pas l'estimation de la distribution des paramètres dont le calcul est basé sur trop peu de données. Ici le calcul de D et E est basé sur 4 observations seulement, peut-être 5.

Le bilan de ces études non paramétriques de la stabilité des 5 paramètres du modèle décrivant l'évolution du taux de glycérides liquides en fonction de la température est double. L'estimation de ces paramètres par les moindres carrés est fiable et n'introduit pas de biais important, pour le beurre étudié. Et l'estimation de la dispersion de ces paramètres est également fiable.

On peut donc envisager de faire les ajustements pour l'ensemble des beurres testés. Le programme GL.BAS assure l'estimation, par la méthode des moindres carrés, des 5 paramètres, le fait en routine pour les différents beurres et met en mémoire dans un fichier les résultats.

Ceci a été fait série par série (de beurres) et le fichier avec l'ensemble des résultats a pu être constitué.

II Etude des variations des paramètres obtenus.

Notons que seules les séries 1 à 9 (d'octobre 85 à février 86) seront exploitées ici, et ce pour deux raisons. Les mesures des 3 dernières séries n'ont été effectuées que sur un échantillon sur 2 par atelier, contrairement aux séries 1 à 9, et ces données présentent une variabilité inexplicable, voire sujette à caution.

Il faut vérifier que les propriétés thermiques présentent bien des variations saisonnières, voir si celles-ci s'expliquent par la composition de la matière grasse, et étudier la relation entre ces propriétés et la rhéologie.

II-1 Analyse de variance des paramètres.

Le plan d'échantillonnage permet l'étude de 2 facteurs, le facteur série (les dates de production) et le facteur atelier (les usines de fabrication). Cette étude est effectuée par une analyse de la variance des 5 paramètres (analyse unidimensionnelle à 2 facteurs supposés additifs), à savoir l'ajustement des données au modèle linéaire suivant:

$$Y_{i,j} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{i,j} \quad i=1...9 \quad j=1...20$$

i est le numéro de série, j le numéro d'atelier,

Y est la variable étudiée, ici l'un des 5 paramètres calculés ($Y_{i,j}$ est la variable aléatoire correspondant à la série i et l'atelier j, dont l'observation est $y_{i,j}$),

μ est l'effet moyen du paramètre, α_i l'effet de la série i et β_j l'effet de l'atelier j,

les e_i , sont les erreurs aléatoires supposées indépendantes entre elles, de variance égale et de distribution gaussienne.

Dans les 9 premières séries, 9 envois d'échantillons n'ont pas été effectués. Ce sont les suivants (en reprenant la codification définie dans la première partie): 319, 507, 508, 606, 806, 819, 908, 919 et 920. Le logiciel utilisé pour traiter ces données n'autorisant pas les analyses de variance non orthogonales mais permettant l'estimation d'une donnée manquante, il a été nécessaire d'écarter les données des ateliers 06, 07, 08 et 19, la donnée du beurre 920 étant estimée. On travaille donc sur 9 séries et 16 ateliers, d'où $n = 144$ observations.

Voyons les résultats obtenus paramètre par paramètre.

1) Paramètre A: pourcentage de glycérides dans le 1^{er} pic de fusion.

La distribution des résidus semble normale, sans données suspectes. On obtient:

$$\text{moyenne générale} = 76,87\% \quad \text{écart-type résiduel} = 2,95\%$$

tableau d'analyse de variance, SCE est la somme des carrés des écarts, dl le nombre de degrés de liberté, CM le carré moyen et NS le niveau de signification (en pour cent)

variation	SCE	dl	CM	F	NS
série	2489,63	8	311,20	35,74	0,00
atelier	270,73	15	18,05	2,07	1,57
résiduelle	1836,29	119	8,71		
totale	3796,65	142	26,74		

On constate que le facteur série a un effet très fortement significatif, et le facteur atelier a un effet significatif au niveau 5%, mais non significatif au niveau 1%.

Voyons les moyennes par série et par atelier, les groupes homogènes sont constitués par la méthode de NEWMAN-KEULS au niveau 5% de signification.

séries	moyennes	groupes homogènes
juin 86	82,42%	A
octobre 85	80,37%	A B
octobre 86	79,83%	B C
août 86	79,47%	B C
avril 86	77,63%	C D
décembre 86	75,77%	D E
février 86	74,39%	E
décembre 85	74,20%	E
février 87	67,80%	F

ateliers	moyennes	groupes homogènes
04	79,92%	A
05	78,87%	A B
03	78,10%	A B
01	77,85%	A B
17	77,59%	A B
16	77,35%	A B
02	76,90%	A B
18	76,85%	A B
10	76,76%	A B
13	76,70%	A B
09	76,07%	A B
11	75,94%	A B
15	75,91%	A B
12	75,81%	A B
20	75,04%	B
14	74,30%	B

On observe des variations nettement saisonnières du pourcentage de glycérides du 1^o pic de fusion: des valeurs fortes en été et des pourcentages plus petits en hiver.

On peut également constater quelques différences régionales: ainsi les beurres de Bretagne et de l'Est de la France ont tendance à avoir un pourcentage élevé de glycérides à bas point de fusion.

2) Paramètre B: mesure de l'étroitesse du 1^o pic.

La distribution des résidus apparaissant du type log-normale, la transformation suivante des données a été faite:

$$B \rightarrow Z = 10 \ln(B)$$

la multiplication par 10 n'étant là que pour avoir des résultats assez précis sur les sorties. Alors, les données des beurres 109 et 405 étant suspectes, l'analyse a été faite en écartant ces ateliers (d'où $n = 126$ observations, 9 séries et 14 ateliers).

La distribution des résidus est satisfaisante, et on obtient:

$$\text{moyenne générale} = -9,37 \quad \text{écart-type résiduel} = 0,65$$

tableau d'analyse de variance

variation	SCE	dl	CM	F	NS
série	71,30	8	8,91	21,28	0,00
atelier	10,70	13	0,82	1,97	3,11
résiduelle	43,15	103	0,42		
totale	125,15	124	1,01		

Le facteur série est, à nouveau, très fortement significatif, alors que le niveau de signification du facteur atelier est compris entre 1 et 5%.

Rapport-gratuit.com

LE NUMERO 1 MONDIAL DU MÉMOIRES



Voyons maintenant les moyennes par série et par atelier.

séries	moyennes	groupes homogènes
février 87	-8,34	A
février 86	-8,46	A
avril 86	-8,80	A B
octobre 85	-9,06	B C
décembre 85	-9,15	B C
décembre 86	-9,52	C
octobre 86	-10,27	D
juin 86	-10,34	D
août 86	-10,35	D

ateliers	moyennes	groupes homogènes
14	-8,98	A
10	-8,99	A
11	-9,07	A
20	-9,12	A
12	-9,20	A
13	-9,22	A
15	-9,23	A
18	-9,39	A
16	-9,47	A
17	-9,49	A
02	-9,62	A
03	-9,64	A
01	-9,78	A
04	-9,95	A

Notons que pour retourner aux valeurs du paramètre B, il faut diviser par 10 ces moyennes et prendre l'exponentielle. Mais ceci est un détail qui n'affecte pas la comparaison.

A l'exception de la série d'octobre 85 (série 1), ce paramètre oppose très nettement les beurres d'été et d'hiver. On a même des différences entre les beurres d'hiver. Le pic des glycérides à bas point de fusion est plus étroit pour les beurres d'hiver, et plus particulièrement pour les beurres de février, alors qu'il est plus large pour les beurres d'été.

Ce résultat est non négligeable. Un 1^o pic large signifie que les glycérides de ce pic ont une fusion bien répartie. La conséquence en est qu'un beurre sortant du réfrigérateur, c'est-à-dire à une température de 6 à 10°C, est plus mou si la fusion est bien répartie, même si la température du pic et la proportion de glycérides à bas point de fusion restent constantes.

Quant aux différences régionales, le test de NEWMAN-KEULS ne permet pas de distinguer d'écarts significatifs. On ne peut toutefois qu'être frappé par l'homogénéité des beurres de Bretagne et de l'Est de la France du côté des valeurs de B plus petites, c'est-à-dire de fusion du 1^o pic mieux répartie.

3) Paramètre C: température du 1° pic.

La distribution des résidus semblant satisfaisante, on travaille à nouveau sur les 144 observations.

moyenne générale = 12,35°C écart-type résiduel = 0,44°C

tableau d'analyse de variance

variation	SCE	dl	CM	F	NS
série	106,20	8	13,28	67,28	0,00
atelier	11,03	15	0,74	3,73	0,00
résiduelle	23,48	119	0,20		
totale	140,71	142	0,99		

Le facteur série est, à nouveau, très fortement significatif, mais le facteur atelier l'est également cette fois.

Voyons maintenant les moyennes par série et par atelier.

séries	moyennes	groupes homogènes
décembre 85	13,34	A
février 86	13,28	A
février 87	12,95	B
avril 86	12,76	B C
décembre 86	12,72	B C
octobre 85	12,54	C
octobre 86	11,32	D
août 86	11,28	D
juin 86	10,98	D

ateliers	moyennes	groupes homogènes
12	12,08	A
10	12,67	A B
09	12,61	A B
04	12,56	A B C
18	12,52	A B C
20	12,48	A B C
05	12,41	A B C D
11	12,39	A B C D
03	12,33	A B C D
02	12,31	A B C D
17	12,29	A B C D
15	12,26	A B C D
13	12,22	A B C D
01	12,11	B C D
16	11,87	C D
14	11,75	D

La température du pic de bas point de fusion présente des variations clairement saisonnières également. A l'exception de la série 1 (octobre 85), les beurres d'été ont une température du 1° pic en-dessous de 12°C, et les beurres d'hiver ont une température du 1° pic au-dessus de 12°C.

On constate également un abaissement de la température de pic entre les deux années d'expérimentation (pour les 3 dates où il y a recouvrement): c'est très net pour octobre, ça l'est un peu moins pour décembre et février.

Enfin les différences régionales sont plus nettes que pour les deux autres paramètres, et ce ne sont pas les mêmes beurres qui ressortent. Les beurres du Nord (13 et 14) et de l'Est (16 et 17) de la France ont les plus faibles températures de 1° pic. Ceux de la partie Nord, en particulier le 14, avaient un taux peu élevé de glycérides à bas point de fusion et un pic étroit, contrairement aux beurres de l'Est.

Il est bien évident que ce paramètre est très important: plus la température du 1° pic sera faible, plus le beurre sera mou, dans les conditions habituelles d'utilisation. En mettant de côté la série 1 un peu particulière, c'est celui qui discrimine le mieux le beurre d'été (juin, août et octobre) du beurre d'hiver (décembre, février et avril).

4) Paramètre D: mesure de l'étroitesse du 2° pic.

Les données ont été multipliées par 100 afin de faciliter la lecture des sorties. La distribution des résidus apparaît satisfaisante, on prend en compte les 9 séries et les 16 ateliers.

moenne générale = 44,41 écart-type résiduel = 4,75

tableau d'analyse de variance

variation	SCE	dl	CM	F	NS
série	2786,40	8	348,30	15,47	0,00
atelier	392,66	15	26,18	1,16	31,01
résiduelle	2679,31	119	22,52		
totale	5858,38	142	41,26		

On constate que le facteur série a un effet très fortement significatif, et le facteur atelier n'a pas d'effet significatif.

Voyons les moyennes par série.

séries	moyennes	groupes homogènes
juin 86	52,28	A
octobre 85	49,19	A B
août 86	46,60	B C
avril 86	45,56	B C D
octobre 86	44,45	C D
février 86	42,17	D
décembre 86	41,59	D
décembre 85	41,21	D
février 87	36,66	E

L'aspect saisonnier est un peu moins marqué pour le paramètre D que pour les trois précédents. Contrairement au 1° pic, la largeur du 2° pic a tendance à être plus grande en hiver qu'en été. Mais la variation est sur-

tout marquée par la nette augmentation de la largeur du pic des hauts points de fusion en série 9 (février 87).

5) Paramètre E: température du 2^e pic de fusion.

L'étude de la distribution des résidus a montré que la donnée du beurre 209 était suspecte. Donc l'analyse a été faite en écartant l'atelier 09, d'où $n = 135$ observations, 9 séries et 15 ateliers.

moyenne générale = 28,22°C écart-type résiduel = 0,63°C

tableau d'analyse de variance

variation	SCE	dl	CM	F	NS
série	18,31	8	2,29	5,72	0,00
atelier	3,88	14	0,28	0,69	77,82
résiduelle	44,39	111	0,40		
totale	66,57	133	0,50		

Le facteur série est encore fortement significatif, et le facteur atelier ne l'est pas.

Voyons maintenant les moyennes par série.

séries	moyennes	groupes homogènes
décembre 85	28,72	A
août 86	28,62	A
avril 86	28,42	A B
février 86	28,40	A B
octobre 85	28,29	A B
juin 86	28,28	A B
décembre 86	27,84	B C
octobre 86	27,77	B C
février 87	27,60	C

On ne peut pas parler de variations saisonnières ici. La seule chose qui se dégage est la diminution de la température du pic de haut point de fusion pour les trois séries de 2^e année d'expérimentation (séries 7, 8 et 9).

II-2 Etude des propriétés thermiques en fonction de la composition.

Les variations saisonnières et régionales, que nous venons d'analyser, sont-elles expliquées par la composition en acides gras ? c'est la question à laquelle ce chapitre tente de répondre.

Considérons les régresseurs définis dans la première partie: SAISO, S14C4, 4C, 17C, 171C, 18C, 182C et J182C. Pour faciliter les comparaisons seuls les beurres testés par l'essai 2 de rhéologie ont été retenus (à savoir 106 observations pour les séries 1 à 9).

Une première analyse des données a pu mettre en évidence que le modèle le plus adéquat était le modèle de double régression (été-hiver) utilisé pour le point de goutte (ici la variable Y est l'un des 5 paramètres):

$$EY_i = \beta_i + \sum_j \alpha_{ij} X_j \quad i=1 \text{ ou } 2 \quad j=1 \dots 8$$

i=1 pour les beurres d'été et i=2 pour les beurres d'hiver. Et la même procédure de sélection des régresseurs a été appliquée que dans la première partie.

Aucun effet significatif de la composition n'a été mis en évidence pour le 5^e paramètre thermique E (la température du 2^e pic de fusion). Voyons les résultats obtenus pour les quatre autres.

1) Paramètre A: taux de glycérides à bas point de fusion.

Une première analyse a mis en évidence 3 valeurs suspectes (des beurres 414, 906 et 915) qui ont été écartées. La sélection des régresseurs a abouti aux deux équations suivantes (les variables sont toutes en %):

$$\text{été (i=1)} \quad A = 80,62$$

$$\text{hiver (i=2)} \quad A = 80,62 - 1,82 \text{ SAISO} + 3,7 \text{ S14C4} - 6,9 \text{ 4C} - 3,5 \text{ 18C}$$

avec un écart-type résiduel ETR = 2,81 et un coefficient de corrélation multiple R = 0,832. Les statistiques F(1,98) permettant le test de nullité des coefficients de régression de SAISO, S14C4, 4C et 18C en hiver sont, respectivement, égales à 65, 46, 17 et 38.

Ceci signifie que les variations estivales du taux de glycérides à bas point de fusion ne sont pas correctement expliquées par la composition (mais ces variations sont faibles). Par contre, on retrouve les trois mêmes variables, influentes sur la rhéologie, pour les observations hivernales: SAISO, S14C4 et 18C (on a en plus un effet négatif surprenant du C4:0 sur ce taux).

La conséquence, que l'on vérifiera plus loin, est qu'un taux faible de glycérides à bas point de fusion traduit un beurre dur. Ce n'est pas très étonnant.

2) Paramètre B: étroitesse du 1^{er} pic de fusion.

Après avoir effectué la transformation vue ci-dessus $Z = 10 \ln(B)$, après avoir constaté que, décidément, les valeurs des beurres 109 et 405 étaient suspectes, et après les avoir écartées, on obtient les deux équations simultanées suivantes:

$$\text{été (i=1)} \quad Z = -10,7 + 0,058 \text{ SAISO}$$

$$\text{hiver (i=2)} \quad Z = -10,7 + 0,058 \text{ SAISO} - 1,9 \text{ 17C} + 1,1 \text{ 171C} + 0,15 \text{ 18C}$$

avec ETR = 0,75 et R = 0,746. Les tests de $\beta_1 = \beta_2$ (ordonnées à l'origine) et $\alpha_{11} = \alpha_{21}$ (coefficients de régression été et hiver de SAISO) ne permettent pas de rejeter ces 2 hypothèses. Quant aux statistiques F(1,99) testant la nullité des coefficients de régression de SAISO, 17C, 171C et 18C, elles sont égales à, respectivement, 29, 11, 9 et 12).

Le 1^o pic de fusion est plus large lorsque les C18 sont en plus grande quantité, plus étroit lorsque les acides courts et moyens saturés dominant. De plus, pour la période hivernale, on constate les effets spécifiques du C18:0, du C17:0 et du C17:1.

3) Paramètre C: température du 1^o pic de fusion.

Cette grandeur pose un problème particulier: elle discrimine bien les deux types de beurres, à l'exception de la série 1. C'est pourquoi il est intéressant de comparer les deux régressions, été et hiver, sur la composition, comme ceci a été fait pour le point de goutte.

La série 1 d'octobre 85, un peu intermédiaire, a été écartée. Ont été écartées aussi 2 valeurs suspectes, pour les beurres 209 et 906. On obtient les 2 équations suivantes:

$$\text{été (i=1)} \quad C = 6,01 + 0,21 \text{ SAISO} - 0,26 \text{ S14C4} + 0,73 \text{ 18C} + 0,69 \text{ 182C}$$

$$\text{hiver (i=2)} \quad C = 6,01 + 0,00 \text{ SAISO} + 0,69 \text{ 17C} + 0,45 \text{ 171C} + 0,53 \text{ 18C} - 1,4 \text{ J182C}$$

avec $\text{ETR} = 0,366$ et $R = 0,939$. Les statistiques $F(1,84)$ testant la nullité des coefficients des variables SAISO, S14C4, 18C et 182C de la première équation de régression sont égales, respectivement, à 22, 8, 24 et 6. Pour SAISO, 17C, 171C, 18C et J182C dans la deuxième équation, elles sont égales à 15, 5, 6, 28 et 5.

La figure 56 montre la très bonne séparation des deux types de beurre par les valeurs de C estimées par ces équations. Il s'agit de la même qualité de séparation qu'avec le point de goutte.

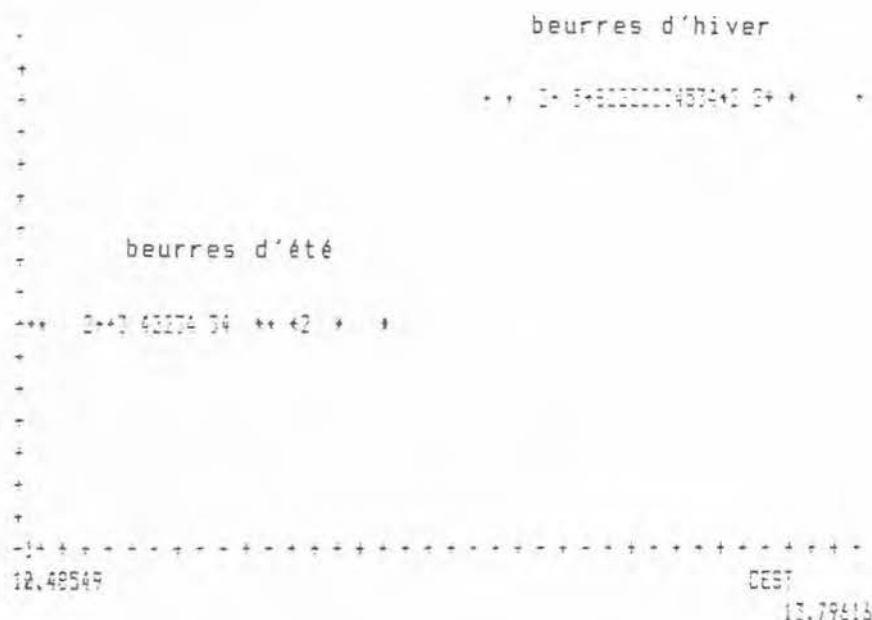


Figure 56: distributions des valeurs estimées de la température du 1^o pic de fusion, pour les deux types de beurres.

Autre point: on constate que l'acide gras le plus influent sur la température du 1^o pic est le C18:0. Une forte quantité d'acide stéarique provoque une augmentation de la température du 1^o pic. C'est la raison pour laquelle les beurres du Nord et de l'Est de la France, qui ont une faible proportion d'acide stéarique parmi les acides à 18 atomes de carbone (cf. 3^o partie), ont en moyenne les températures de pic de bas point de fusion les plus faibles.

4) Paramètre D: étroitesse du 2^o pic de fusion.

On obtient:

$$\text{été (i=1)} \quad D = 0,488$$

$$\text{hiver (i=2)} \quad D = 0,488 - 0,015 \text{ SAISO} + 0,02 \text{ S14C4} - 0,03 \text{ 18C}$$

avec $\text{ETR} = 0,049$ et $R = 0,689$. Les statistiques $F(1,102)$ de test de la nullité des coefficients de régression des variables SAISO, S14C4 et 18C sont respectivement égales à 23, 13 et 9.

Comme pour le taux de glycérides à bas point de fusion (A), les variations estivales de l'étroitesse du 2^o pic ne sont pas expliquées par la composition. Et on retrouve les trois mêmes variables, SAISO, S14C4 et 18C, influentes sur la rhéologie.

Mais cette grandeur est d'interprétation plus difficile: pourquoi un pic de haut point de fusion plus "étroit" aurait pour conséquence un beurre plus mou? En fait ce lien doit être indirect. un pic de haut point de fusion plus étroit, c'est une aire sous le 2^o pic plus petite, donc une quantité plus faible de glycérides à haut point de fusion, donc une quantité plus forte de glycérides à bas point de fusion.

II-3 Liens entre les propriétés thermiques et la rhéologie.

C'est avec le paramètre A, le taux de glycérides à bas point de fusion, que les mesures rhéologiques ont la liaison la plus nette.

Sur les figures 57 et 58, sont représentés les graphiques des variables S2 (essai 2) et SSM (essai 1) en fonction de A. On y repère deux données suspectes déjà mises en évidence: pour les beurres 906 et 915. La liaison est apparemment linéaire pour S2, avec une légère courbure pour SSM.

Les coefficients de corrélation sont calculés en écartant ces 2 données suspectes. On obtient $-0,788$ entre S2 et A, et $-0,761$ entre SSM et A. Il ne s'agit pas d'une liaison très étroite, mais nette compte tenu de la précision des mesures.

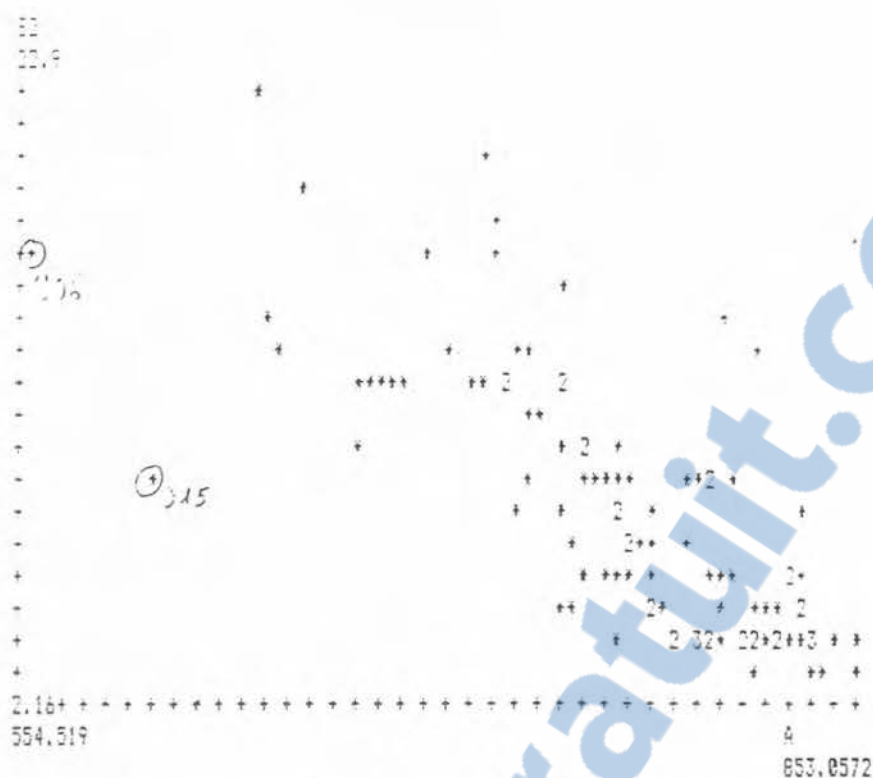


Figure 57: contrainte S2 (essai 2) en fonction du taux de glycérides à bas point de fusion (A).



Figure 58: seuil de contrainte SSM (essai 1) en fonction du taux de glycérides à bas point de fusion (A).

On a ici une vérification du fait qu'un taux faible de glycérides à bas point de fusion traduit un beurre dur. Et c'est ce critère qui a la meilleure corrélation avec la rhéologie. On arrivait déjà à cette conclusion en observant l'influence des acides gras sur les variations (surtout hivernales) du paramètre A.

Un lien existe entre les propriétés thermiques et rhéologiques sur un autre point: l'étude des propriétés rhéologiques avait permis de mettre en évidence deux types de beurre, un beurre d'été et un beurre d'hiver.

Ces deux types de beurre sont très bien discriminés par les propriétés thermiques: par le point de goutte, ce qu'on a vu, et par la température du pic de bas point de fusion (le paramètre C: autour de 11°C en été et autour de 13°C en hiver).

En fait, à la température des expériences rhéologiques (20°C), on a deux types de produits: ou bien un produit de comportement rhéologique plus proche de celui d'un liquide, le beurre d'été, avec une viscosité ETA presque constante, et sinon des variations faibles de dureté, ou bien un produit de comportement rhéologique proche de celui d'un solide, le beurre d'hiver.

III Conclusion de la deuxième partie.

L'ATD est une technique permettant d'étudier le beurre sur une large plage de température. Les 5 paramètres issus de la modélisation du taux de glycérides liquides en fonction de la température, sont facilement interprétables et apportent un résumé de ces informations.

De même que pour les propriétés rhéologiques, la composition en acides gras explique bien les propriétés thermiques: les mêmes acides gras sont trouvés influents. L'influence des taux d'insaturés et de courtes chaînes sur le comportement rhéologique et sur le taux de glycérides liquides à température donnée s'en trouve confirmée.

Les trois paramètres caractéristiques du pic de bas point de fusion sont les plus importants pour l'étude du beurre dans ses conditions normales d'utilisation. Et ce sont ceux dont l'aspect saisonnier est le plus net.

Plus A, le taux de glycérides à bas point de fusion, est élevé, plus le beurre est mou. C'est en effet le paramètre qui est le mieux corrélé négativement avec la dureté.

Plus B, l'étroitesse de ce 1^o pic, est petite, plus la fusion est bien répartie, donc plus le beurre est mou à faible température (5 à 10°C).

Plus C, la température de ce 1^o pic, est faible, plus le beurre est mou, et elle discrimine très bien les deux types de beurre. Le taux d'acide stéarique est le critère le plus influent sur C, avec la variable SAISO, ce qui laisse à penser que l'insaturation est déterminante dans la température du pic de bas point de fusion.

TROISIEME PARTIE TYOLOGIE DES BEURRES LAITIERS FRANCAIS

Les deux premières parties ont montré comment se caractérisait la tartinabilité du beurre par les propriétés rhéologiques et thermiques, et ont démontré l'influence déterminante de la composition de la matière grasse sur ces propriétés. Le troisième objectif fixé pour l'exploitation du "livre blanc des beurres français", consiste en l'étude des variations saisonnières et régionales du produit, réalisée en dressant une typologie des ateliers de production à partir des mesures effectuées dans le cadre de ce programme.

En fait, les propriétés physiques du beurre étant déterminées par la composition, la typologie est constituée en se basant sur les mesures de composition en acides gras de la matière grasse.

L'étude se base sur un échantillon représentatif de la production de beurre des différentes régions françaises. Donc nous avons la possibilité, en observant l'évolution de la composition au cours du temps, de constituer des groupes d'ateliers de production. Ces groupes correspondent à des situations diverses de la production de beurre, qui peuvent être caractérisées en terme de variations de la composition, mais aussi en terme de variations de la tartinabilité (propriétés rhéologiques et thermiques).

Tout en observant comment ces groupes se forment, il faut tenter d'expliquer pourquoi ces groupes au moyen des informations à notre disposition (fiches atelier et bibliographie).

I Typologie d'après la composition en acides gras.

I-1 Analyse préliminaire des acides gras.

I-1-1 Description des données.

Comme on a pu le voir au cours de la première partie, chaque échantillon de beurre est caractérisé, sur le plan de sa composition, par le taux de 37 acides gras. On a 12 séries d'échantillons, 20 ateliers, 2 échantillons par atelier, mais 15 envois (de 2 échantillons) n'ont pas été effectués, d'où 450 échantillons en tout.

On travaille ici sur les moyennes des 2 échantillons par atelier, donc on a une observation par série et par atelier. Dans l'optique de la seule exploitation des mesures d'acides gras, une autre option pouvait être prise, mais l'étude de la liaison avec les autres variables mesurées rendait nécessaire de travailler sur les moyennes des 2 échantillons.

Pour chaque atelier, on dispose de 12 séries ou dates de production. Il faut donc étudier simultanément l'évolution de 37 acides gras au cours de 12 séries. C'est très lourd.

Rapport-gratuit.com

LE NUMERO 1 MONDIAL DU MÉMOIRES



Des techniques d'analyse de données (ACP et AFC), appliquées dans la première partie, ont amené le choix de 8 régresseurs pas trop corrélés entre eux, pour lesquels on avait une chance de mettre en évidence les effets:

SAISO, S14C4, 4C, 17C, 171C, 18C, 192C, J182C.

Ce sont des combinaisons linéaires d'acides gras simples et facilement interprétables. 14 acides gras interviennent dans ces combinaisons linéaires:

4C, 6C, 8C, 10C, 12C, 14C, 16C, 17C, 171C, 18C, 181C, 182C, 183C, J182C.

Ces acides gras représentent l'essentiel de ce qui varie dans la composition des beurres. Il s'agit d'une première réduction de données.

On a montré que les propriétés physiques étaient déterminées essentiellement par SAISO, S14C4 et 18C. Ceux-ci correspondent aux trois premiers axes principaux de l'analyse des 37 acides gras sur les 12 séries (A1AG, A2AG et A3AG).

Les trois premiers axes principaux sont presque totalement représentés par les variations de 16C, 18C et 181C. En effet, on peut mesurer la qualité de la projection des axes sur l'espace engendré par les 3 variables 16C, 18C et 181C, en calculant la régression de ces axes sur les 3 variables et en en tirant les coefficients de corrélation multiple au carré:

R^2

A1AG	0,9997
A2AG	0,9784
A3AG	0,9953

Le 2^e axe correspond à la quantité de courtes chaînes, relativement à la somme des acides de C4:0 à C16:0. Il correspond en fait, pour une quantité donnée de chaînes courtes et moyennes, à un plus ou moins grand décalage vers les courtes chaînes. Nous verrons plus loin les équations de projection des trois axes sur l'espace engendré par les variables 16C, 18C et 181C.

Donc les acides palmitique, stéarique et oléique représentent l'essentiel de ce qui a une influence sur les propriétés physiques du beurre. Il s'agit d'une deuxième réduction de données.

I-1-2 Analyse de variance des trois premiers axes principaux.

Envisageons cette hypothèse: "les beurres présentent des variations saisonnières, tous les ateliers présentent les mêmes, avec des différences de composition qui se retrouvent d'une série à l'autre". On dit qu'il y a additivité entre les deux effets série et atelier (la composition d'un beurre est la somme d'un effet atelier et d'un effet date de production). Ceci revient à étudier les différences stables de composition entre eux.

Le plan d'échantillonnage permet l'étude des 2 facteurs, série (les dates de production) et atelier (les usines de fabrication). Cette étude est effectuée par une analyse de la variance des 3 premiers axes principaux

calculés dans la première partie (analyse unidimensionnelle à 2 facteurs supposés additifs), à savoir l'ajustement des données au modèle linéaire suivant:

$$Y_{i,j} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{i,j} \quad i=1...12 \quad j=1...20$$

i est le numéro de série, j le numéro d'atelier,

Y est la variable étudiée, ici l'un des 3 axes calculés ($Y_{i,j}$ est la variable aléatoire correspondant à la série i et l'atelier j , dont l'observation est $y_{i,j}$),

μ est l'effet moyen, α_i l'effet de la série i et β_j l'effet de l'atelier j ,

les $e_{i,j}$ sont les erreurs aléatoires supposées indépendantes entre elles, de variance égale et de distribution gaussienne.

Dans ces 12 séries, 15 envois d'échantillons n'ont pas été effectués. Ce sont les suivants (en reprenant la codification définie dans la première partie): 319, 507, 508, 606, 808, 819; 919, A07, A19, B06, B19, C03, C10, C18 et C19. Le logiciel utilisé pour traiter ces données n'autorisant pas les analyses de variance non orthogonales mais permettant l'estimation d'une donnée manquante, il a été nécessaire d'écarter les données des ateliers 03, 06, 07, 08, 10 et 19, la donnée du beurre C18 étant estimée. On travaille donc sur 12 séries et 14 ateliers, d'où $n = 168$ observations.

Voyons les résultats obtenus pour les trois axes.

1) Axe 1 (A1AG):

La distribution des résidus semble normale, sans données suspectes. On obtient:

$$\text{moyenne générale} = -7,46 \quad \text{écart-type résiduel} = 166,74$$

si toutes les données étaient présentes dans l'analyse de variance, la moyenne générale serait exactement égale à 0, mais plusieurs ateliers sont manquants,

tableau d'analyse de variance, SCE est la somme des carrés des écarts, dl le nombre de degrés de liberté, CM le carré moyen et NS le niveau de signification (en pour cent)

variation	SCE	dl	CM	F	NS
série	3018,52 10 ⁴	11	273,68 10 ⁴	90,43	0,00
atelier	453,67 10 ⁴	13	34,90 10 ⁴	12,55	0,00
résiduelle	394,81 10 ⁴	142	27,80 10 ³		
totale	3859,01 10 ⁴	166	23,25 10 ⁴		

On constate que les deux facteurs, série et atelier, ont des effets très fortement significatifs.

Voyons les moyennes par série et par atelier, les groupes homogènes sont constitués par la méthode de NEWMAN-KEULS au niveau 5% de signification.

séries	moyennes	groupes homogènes
décembre 85	505,24	A
février 87	503,51	A
février 86	442,98	A
décembre 86	361,48	A B
avril 87	252,14	B C
avril 86	198,24	C
octobre 85	61,82	D
octobre 86	-394,55	E
août 86	-403,87	E
juin 87	-456,57	E
juin 86	-515,42	E
août 87	-645,29	F

ateliers	moyennes	groupes homogènes
14	337,57	A
12	247,54	A B
20	154,91	B C
11	90,44	B C D
15	81,83	B C D
13	31,80	C D E
09	-56,59	D E F
18	-57,04	D E F
01	-102,89	D E F
04	-139,60	E F
17	-139,86	E F
02	-147,21	E F
16	-158,95	E F
05	-246,36	F

On observe des variations nettement saisonnières sur cet axe, comme l'atteste la figure 59. En fait, on a vu dans la première partie que cet axe correspondait presque exactement à la variable SAISO. C'est-à-dire que les valeurs négatives traduisent des quantités importantes d'acides gras à 18 atomes de carbone, et peu importantes d'acides à chaînes courtes et moyennes.

Tout indique que l'alimentation est le facteur prépondérant des variations sur cet axe. Pendant la période estivale, les vaches sont à l'herbe, et ont une alimentation plus riche en matières grasses, donc on retrouve une plus grande quantité d'acides gras d'origine alimentaire, à 18 atomes de carbone surtout, dans la matière grasse du lait. Par contre, pendant la période hivernale, les vaches ont une alimentation fourragère moins riche en lipides, donc on retrouve plus d'acides synthétisés par la mamelle, de C4 à C16, dans le lait.

On peut également constater quelques différences régionales bien nettes: ainsi les beurres de Bretagne, de Normandie et de l'Est de la France ont tendance à avoir un pourcentage élevé d'acides gras à 18 atomes de carbone, et les beurres de Poitou-Charente et du Nord de la France ont peu de ces acides en moyenne.

Valeur minimale = -645,29 Valeur maximale = 505,24

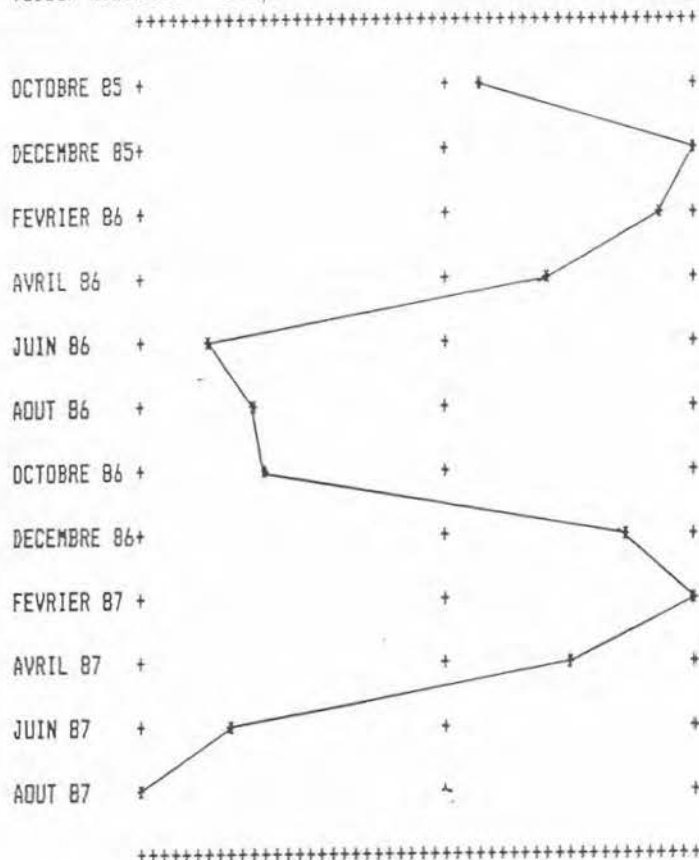


Figure 59: évolution de la moyenne par série du 1^{er} axe principal

2) Axe 2 (A2AG):

La distribution des résidus semble satisfaisante, et on obtient:

moyenne générale = -4,76 écart-type résiduel = 62,76

tableau d'analyse de variance

variation	SCE	dl	CM	F	NS
série	867,62 10 ³	11	78,87 10 ³	20,02	0,00
atelier	126,48 10 ³	13	9,73 10 ³	2,47	0,47
résiduelle	559,35 10 ³	142	3,94 10 ³		
totale	1553,45 10 ³	166	9,36 10 ³		

Le facteur série est, à nouveau, très fortement significatif, alors que le niveau de signification du facteur atelier est de l'ordre de 5%.

Voyons maintenant les moyennes par série et par atelier.

séries	moyennes	groupes homogènes
décembre 85	138,89	A
juin 87	98,83	A B
juin 86	68,43	B C
octobre 85	28,45	C D
février 86	13,62	C D
août 87	-9,91	D E
décembre 86	-36,17	D E F
avril 86	-38,68	D E F
octobre 86	-53,52	E F
avril 87	-88,85	F
août 86	-83,18	F
février 87	-95,88	F

ateliers	moyennes	groupes homogènes
05	53,33	A
09	33,82	A B
18	28,55	A B C
17	5,75	A B C
15	1,59	A B C
04	8,71	A B C
13	-4,77	A B C
01	-6,89	A B C
20	-9,17	A B C
02	-13,01	A B C
11	-21,22	A B C
12	-35,02	B C
16	-39,81	B C
14	-53,25	C

Les variations en fonction de la date de production sont reportées sur la figure 60. Cet axe traduit les variations des courtes chaînes, de C4 à C14, par opposition aux C16:0 et C18:1.

On observe 3 pics: en décembre 85, juin 86 et juin 87. On aurait des variations saisonnières de type bimodal si on retrouvait un pic de courtes chaînes en décembre 86, mais celui-ci est trop peu marqué. Il y a même une diminution significative des courtes chaînes entre les deux hivers 85/86 et 86/87.

Ces résultats appellent quelques remarques.

Les acides courts, de 4 à 14 carbones, sont synthétisés par la mamelle de la vache, les acides longs, à 18 carbones, ont une origine alimentaire, et le C16:0 (acide palmitique) a les 2 origines. Aussi plusieurs facteurs sont susceptibles d'influer sur cet axe 2: l'alimentation, le stade de lactation et peut-être également la race des vaches.

L'interprétation est moins claire que pour l'axe 1, mais on peut proposer une explication plausible. Un déficit énergétique dans la nourriture de la vache provoque une diminution de la synthèse mammaire, des acides courts et moyens, et une utilisation de ses réserves lipidiques (la vache maigrit) riches en acides moyens et longs. D'où l'hypothèse que les

variations observées de l'axe 2 traduisent l'intensité plus ou moins grande (ou l'absence) de déficit énergétique dans l'alimentation des troupeaux.

D'autre part, l'étude des propriétés rhéologiques (plus particulièrement la méthode des directions révélatrices) mettait en évidence une différence nette de comportement des beurres d'hiver entre les deux années d'expérimentation. Deux questions se posent alors:

la diminution des courtes chaînes entre les deux hivers explique-t-elle la différence de comportement rhéologique ?

Et pourquoi y a-t-il diminution des courtes chaînes ?

On peut trouver la réponse à la première question dans les directions révélatrices (cf. première partie: groupe hiver). Les 2^o, 3^o et 4^o directions discriminaient les beurres des deux hivers. Or, les deux régresseurs qui le plus de poids dans ces 3 directions sont SAISO et S14C4 (l'axe 2 est approximativement une combinaison de ces 2 régresseurs). Aussi la conclusion est claire: la différence de comportement rhéologique (beurres plus durs et plus variables) est la conséquence de la diminution relative des courtes chaînes.

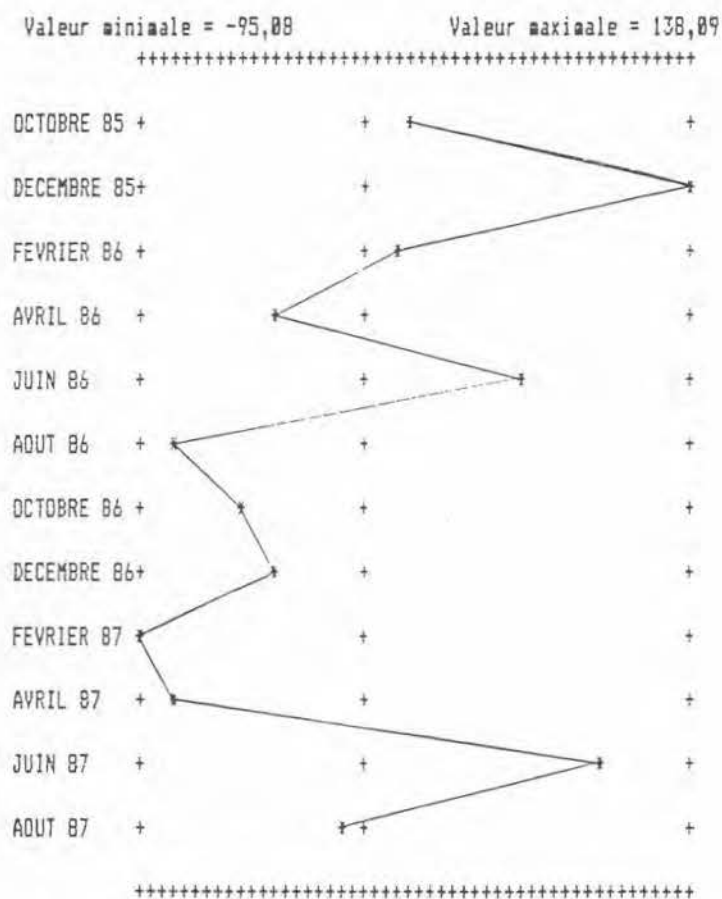


Figure 68: évolution de la moyenne par série du 2^o axe principal

Il n'y a pas de réponse assurée à la deuxième question, mais des hypothèses peuvent être formées pour interpréter la diminution des courtes

chaînes. La plus vraisemblable est que celle-ci est due à un déficit énergétique dans l'alimentation des troupeaux pendant l'hiver 86/87. Or, les agriculteurs ont l'échéance de leurs quotas laitiers le 31 mars, l'ONILAIT a diffusé une information sur le risque de dépassement des quotas dès l'automne 86, donc ils n'ont pas dû forcer sur l'alimentation de leurs vaches cet hiver-là, d'où le déficit énergétique, d'où des beurres plus durs en moyenne (surtout en février) et plus variables qu'une année auparavant. Dans cette hypothèse, l'application des quotas n'auront fait qu'accentuer les défauts du beurre d'hiver sur le plan de la tartinabilité.

L'analyse des différences entre ateliers montre que les beurres de Normandie présentent de plus grandes quantités moyennes de courtes chaînes (relativement à la somme des acides de C4:0 à C16:0), et les beurres du Nord de la France et de Poitou-Charentes de moindres quantités.

3) Axe 3 (A3AG):

L'analyse des résidus de l'analyse de variance montre la présence d'une donnée suspecte, celle du beurre n° A12 (série 10, atelier 12). Aussi l'analyse a été refaite en écartant cet atelier. On obtient:

moyenne générale = -5,93 écart-type résiduel = 34,89

tableau d'analyse de variance

variation	SCE	dl	CM	F	NS
série	249,18 10 ³	11	22,65 10 ³	18,61	0,00
atelier	272,04 10 ³	12	22,67 10 ³	18,62	0,00
résiduelle	159,45 10 ³	131	1,22 10 ³		
totale	680,67 10 ³	154	4,42 10 ³		

Les facteurs série et atelier sont très fortement significatifs. Contrairement au deux axes précédents, la variabilité imputable aux ateliers est égale à celle imputable aux dates de production.

Voyons maintenant les moyennes par série et par atelier.

séries	moyennes	groupes homogènes
février 87	52,22	A
juin 87	47,41	A B
avril 87	48,65	A B
décembre 86	21,63	A B C
juin 86	12,49	B C
avril 86	-11,39	C D
août 86	-15,74	C D
février 86	-16,82	C D
octobre 86	-36,91	D
décembre 85	-48,68	D
octobre 85	-41,28	D
août 87	-83,68	E

ateliers	moyennes	groupes homogènes
05	61,50	A
09	57,29	A
04	13,33	B
01	6,79	B
18	5,01	B
02	4,33	B
15	-3,96	B
11	-15,75	B
17	-17,01	B
20	-17,16	B
16	-24,25	B
13	-31,59	B
14	-115,59	C

La figure 61 présente l'évolution sur cet axe en fonction de la date de production. L'axe 3 traduit les écarts de la proportion d'acide stéarique (C18:0) parmi les longues chaînes (à 18 carbones). Remarquons qu'il ne s'agit pas de la proportion d'acide stéarique parmi l'ensemble des acides gras, qui varie, dans l'ensemble, dans le même sens que les autres chaînes longues.

Donc cette proportion relativement aux longues chaînes varie peu la première année (léger pic de stéarique en juin 86) et beaucoup la deuxième année: on a une forte augmentation en hiver 86/87 qui se prolonge en juin 87, et une forte diminution en août 87.

Les différences régionales sont également très importantes. Les beurres de Normandie ont une forte proportion moyenne de stéarique parmi les longues chaînes, ceux du Nord de la France présentent une faible proportion (en fait il s'agit surtout de l'atelier 14 qui ressort très nettement).

Une telle individualité régionale de la Normandie suggère un effet de la race normande, qui aurait tendance à fournir une plus forte proportion de stéarique relativement aux longues chaînes, peut-être à cause d'une plus grande biohydrogénation à l'intérieur du rumen.

Une autre explication est possible (peut-être s'ajoute-t-elle à la précédente). STORRY et ROOK (18), cités par REMOND et JOURNET (15), ont montré que le passage d'un régime alimentaire fourrager à un régime enrichi en concentré provoquait une augmentation du rapport C18:1/C18:0, c'est-à-dire une diminution de la proportion de stéarique relativement aux longues chaînes (les longues chaînes sont surtout constituées des acides stéarique et oléique). Dans cette interprétation, on donnerait plus de concentré dans le Nord de la France (particulièrement dans la zone de collecte de l'atelier 14) et moins en Normandie.

De cette manière, on peut expliquer l'évolution temporelle sur l'axe 3. La nécessité de ne pas dépasser les quotas (encore eux!) aurait amené les agriculteurs à ne pas distribuer d'aliments concentrés à partir de l'hiver 86/87, d'où la forte augmentation du rapport stéarique sur oléique à cette période qui se prolonge jusqu'en juin 87. Mais la brusque chute de ce rapport entre juin et août 87 est inexplicable.

Valeur minimale = -83,60 Valeur maximale = 52,22

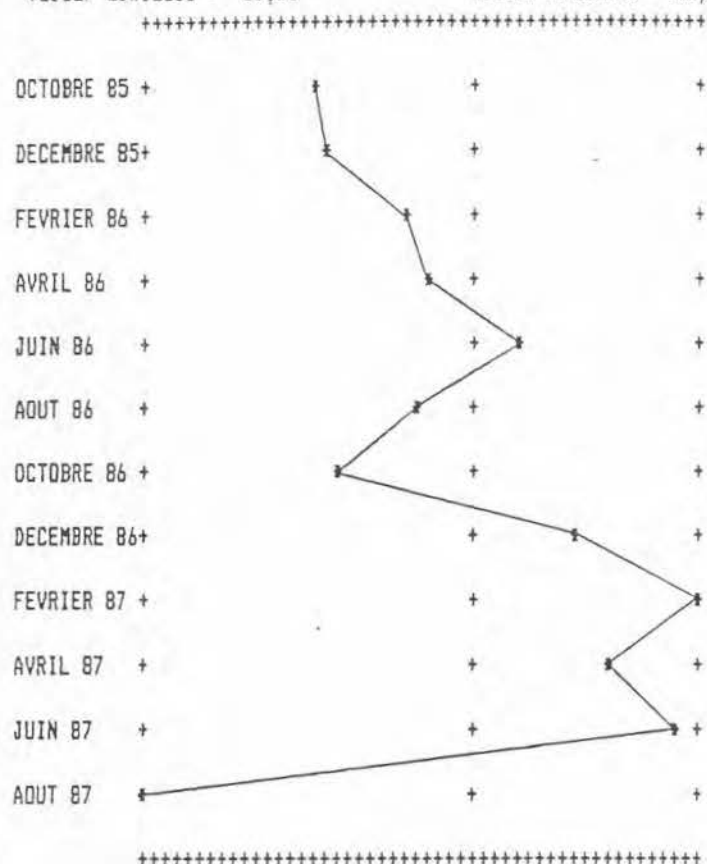


Figure 61: évolution de la moyenne par série du 3^e axe principal

Un retour sur les résultats de la méthode des directions révélatrices (groupe hiver) montre que cette augmentation du taux de stéarique (relativement aux longues chaînes) entre les deux hivers est moins caractéristique de la différence de propriétés rhéologiques que la diminution des courtes chaînes (relativement aux acides de 4 à 16 carbones), mais a un effet qui s'ajoute à celle-ci (l'acide stéarique a un effet nettement durcissant). De fait, les poids relatifs de la variable 18C dans les 2^e, 3^e et 4^e directions sont moins importants que ceux de S14C4 dans ces mêmes directions, mais non négligeables.

I-2 Etude de la composition moyenne.

Les analyses de variance ont permis de dégager des tendances régionales. Donc il n'est pas absurde d'étudier les différences stables de composition entre ateliers, entre régions.

I-2-1 Estimation des moyennes par atelier.

Considérons ici les 14 acides gras définis plus haut, dans ce qu'on a appelé la première réduction de données. On se place encore dans le modèle additif suivant (où Y est l'un des taux des 14 acides gras étudiés):

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{ij} \quad i=1...12 \quad j=1...20$$

c'est-à-dire sous l'hypothèse d'additivité des deux effets série et atelier.

Ici considérons tous les ateliers, comme quelques uns n'ont pas effectués les 12 envois en totalité, on ne peut estimer sans biais les moyennes des 14 proportions d'acides gras, pour chaque atelier, par les simples moyennes observées (sans tenir compte des 15 envois non effectués). Il s'agit d'un modèle d'analyse de variance non orthogonale.

Dans ce cadre, les moyennes par atelier $\mu + \beta_j$ sont estimées par les estimations des moindres carrés classiques du modèle linéaire. Pratiquement, ceci a été fait au moyen du module de régression linéaire du logiciel STATITCF.

Le tableau des 14 moyennes par atelier, pour les 20 ateliers, a été constitué (tableau 16: 20 observations, 12 variables, les moyennes de 8C et 17C ne sont pas indiquées ci-dessous, étant très peu différentes).

	4C	6C	10C	12C	14C	16C	171C	18C	181C	182C	183C	J182C
01	4,02	2,39	2,92	3,42	11,00	28,57	0,44	10,22	24,09	1,08	0,59	0,72
02	4,04	2,39	2,86	3,36	10,87	28,33	0,41	10,32	24,42	1,05	0,61	0,82
03	4,06	2,43	2,95	3,44	10,94	28,57	0,46	09,97	24,20	1,06	0,61	0,74
04	3,96	2,37	2,90	3,41	11,03	28,29	0,42	10,39	24,29	1,95	0,65	0,78
05	4,18	2,43	2,84	3,30	10,89	27,31	0,44	11,13	24,56	1,76	0,70	0,90
06	3,93	2,39	3,12	3,72	11,45	29,36	0,38	09,82	22,74	1,94	0,55	0,83
07	4,02	2,37	2,87	3,38	11,04	28,22	0,47	10,92	23,86	1,63	0,64	0,79
08	3,82	2,33	3,04	3,64	11,45	29,44	0,52	10,09	23,03	1,87	0,54	0,62
09	4,07	2,41	2,90	3,51	11,25	28,67	0,43	10,57	23,44	1,76	0,59	0,75
10	3,99	2,42	3,07	3,63	11,40	29,11	0,44	10,00	23,11	1,93	0,50	0,71
11	3,97	2,33	2,84	3,39	11,22	29,06	0,53	09,49	22,70	1,83	0,55	0,81
12	3,97	2,41	3,07	3,60	11,59	31,03	0,49	09,21	21,90	1,86	0,43	0,50
13	3,93	2,37	3,01	3,50	11,10	29,35	0,40	09,53	23,10	2,10	0,56	0,85
14	3,84	2,32	3,07	3,73	11,40	31,51	0,50	07,91	21,49	2,10	0,49	0,71
15	3,98	2,35	2,93	3,51	11,40	29,60	0,46	09,62	22,77	1,80	0,53	0,79
16	3,89	2,21	2,65	3,10	10,67	28,36	0,40	10,12	24,54	2,10	0,74	1,13
17	4,04	2,31	2,80	3,33	10,80	28,19	0,40	10,13	24,20	2,07	0,60	1,06
18	4,00	2,34	2,76	3,20	11,23	28,65	0,53	10,10	23,54	1,90	0,60	0,91
19	3,97	2,32	2,80	3,34	11,19	29,06	0,60	09,49	23,66	1,96	0,63	0,92
20	4,02	2,36	2,91	3,40	11,37	30,19	0,55	09,31	22,20	1,94	0,56	0,77

Tableau 16: taux moyens par atelier de production des acides gras majeurs.

I-2-2 Classification des ateliers.

Pour analyser les distances entre les compositions moyennes des différents ateliers, voyons une représentation de ceux-ci d'après le tableau qui a été constitué. On prend comme distance entre les ateliers la distance euclidienne classique, qui est celle de l'ACP non normée.

Les résultats de cette analyse sont présentés dans les pages qui suivent. Seuls les 2 premiers axes y figurent (ils représentent 97,3% de la variance totale).

Les 3 acides gras 16C, 18C et 181C fournissent l'essentiel de la variabilité.

Rapport-gratuit.com

LE NUMERO 1 MONDIAL DU MÉMOIRES



Ce premier axe principal correspond approximativement à l'axe 1 vu précédemment: il oppose 16C (l'acide palmitique) vers les valeurs positives à 18C et 18:1C (acides stéarique et oléique) vers les valeurs négatives.

Ce deuxième axe correspond approximativement aux axes 2 et surtout 3 vus précédemment. Il traduit, d'une part, le rapport C18:0/C18:1 (stéarique/oléique), d'autre part, le décalage des acides saturés de 4 à 16 carbones vers les chaînes courtes (de 4 à 14 carbones).

CARACTERISTIQUES DU FICHIER : B:TYPAGM
TITRE : MOYENNES PAR ATELIER

NOMBRE D'OBSERVATIONS : 20 NOMBRE DE VARIABLES : 14

ACP SUR DONNEES BRUTES (MATRICE de VARIANCES COVARIANCES)

NOMBRE DE VARIABLES PRISES EN COMPTE DANS L'ANALYSE : 14
NOMBRE DE VARIABLES SUPPLEMENTAIRES : 0

NOMBRE D'AXES DEMANDES : 5

ATTENTION : Toute représentation plane est une image déformée et contractée du nuage des points représentant les observations. Les contributions vous permettront d'en juger.

STATISTIQUES ELEMENTAIRES

VARIABLES	MOYENNES	ECARTS-TYPES DE LA SERIE
4C	398.980	8.1854
6C	236.250	5.8879
8C	138.550	3.9556
10C	291.950	11.8592
12C	346.550	15.2138
14C	1117.650	24.5713
16C	2988.750	98.5647
17C	76.750	5.8485
171C	47.950	5.5989
18C	992.180	67.3396
181C	2348.400	87.8976
182C	198.850	12.8461
183C	59.150	7.5516
J182C	81.350	12.6788

CORRELATIONS

	4C	6C	8C	10C	12C	14C	16C	17C	171C	18C	181C	182C	183C	J182C
4C	1.000													
6C	0.535	1.000												
8C	0.840	0.858	1.000											
10C	-0.336	0.568	0.894	1.000										
12C	-0.497	0.366	0.767	0.970	1.000									
14C	-0.396	0.229	0.545	0.749	0.833	1.000								
16C	-0.593	-0.188	0.241	0.554	0.718	0.798	1.000							
17C	0.251	-0.334	-0.574	-0.565	-0.497	-0.243	0.841	1.000						
171C	-0.314	-0.489	-0.421	-0.288	-0.836	0.276	0.586	0.481	1.000					
18C	0.594	0.274	-0.822	-0.361	-0.533	-0.576	-0.987	-0.129	-0.688	1.000				
181C	0.483	-0.825	-0.349	-0.648	-0.777	-0.987	-0.952	-0.815	-0.434	0.798	1.000			
182C	-0.536	-0.531	-0.389	0.889	0.144	-0.884	0.338	-0.882	0.328	-0.616	-0.288	1.000		
183C	0.414	-0.355	-0.687	-0.637	-0.884	-0.856	-0.829	0.242	-0.117	0.619	0.845	-0.816	1.000	
J182C	0.221	-0.563	-0.787	-0.781	-0.742	-0.728	-0.545	0.362	0.814	0.252	0.589	0.326	0.828	1.000

DIAGONALISATION

1E LIGNE : VALEURS PROPRES (VARIANCES SUR LES AXES PRINCIPAUX)

2E LIGNE : CONTRIBUTION A LA VARIATION TOTALE (POURCENTAGES EXPLIQUES PAR LES AXES PRINCIPAUX)

21233.8664	1483.5792	237.6983	215.9841	83.8949
98.9 %	6.4 %	1.0 %	0.9 %	0.4 %

VECTEURS PROPRES (COEFFICIENTS DES VARIABLES DANS L'EQUATION LINEAIRE DES AXES PRINCIPAUX)

4C	-0.0322	0.0494	-0.1476	-0.0263	-0.5420
6C	-0.0027	0.0776	0.1304	0.0643	-0.3272
8C	0.0071	0.0627	0.1502	0.0013	-0.1272
10C	0.0472	0.1466	0.3913	0.3122	-0.0522
12C	0.0765	0.1517	0.4025	0.3671	0.1107
14C	0.1396	0.3033	0.0464	0.2715	-0.0981
16C	0.6720	-0.0720	0.3096	-0.5645	0.1927
17C	0.0012	-0.0374	-0.2152	-0.1518	-0.1521
171C	0.0195	-0.0543	-0.1463	-0.0707	-0.0624
18C	-0.4190	0.7112	0.0191	-0.3506	0.3609
181C	-0.5006	-0.4900	0.4920	-0.2464	-0.0253
182C	0.0300	-0.2370	0.0009	0.3639	0.5230
183C	-0.0429	-0.0659	-0.1783	-0.0044	0.0932
J182C	-0.0464	-0.1064	-0.4275	0.1193	0.2049

ETUDE DES VARIABLES

1E COLONNE : CORRELATIONS ENTRE LES VARIABLES ET LES AXES PRINCIPAUX

2E COLONNE : CORRELATIONS AU CARRE

VARIABLES

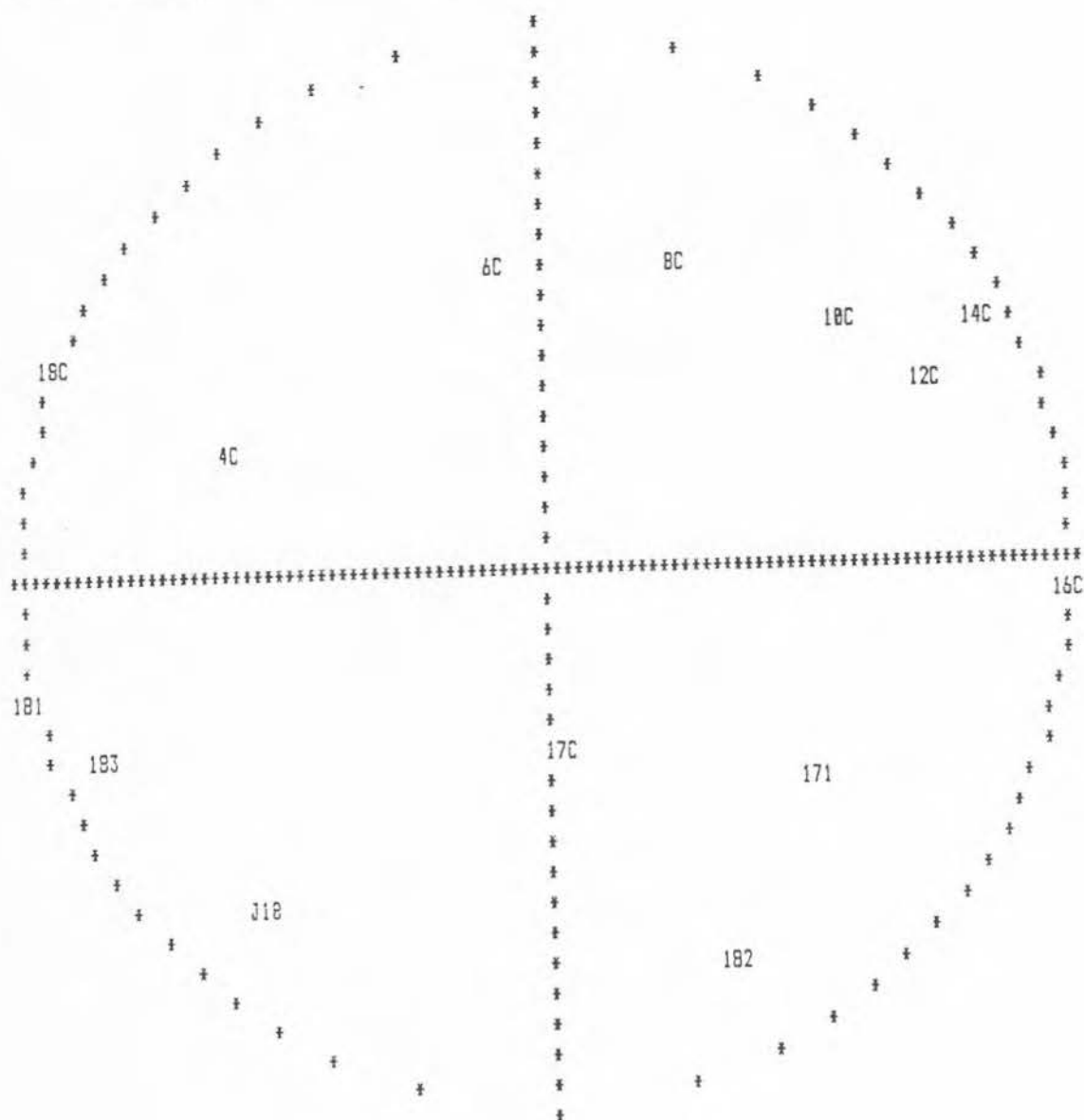
COMPOSANTES PRINCIPALES

	AXE 1	AXE 2	AXE 3	AXE 4	AXE 5
4C **	-0.5735	0.3200	0.2324	0.0540	-0.2700
6C **	-0.0769	0.0059	0.5072	0.3448	0.3951
8C **	0.2611	0.0602	0.6109	0.3733	0.5054
10C **	0.5794	0.3357	0.4763	0.2260	0.5006
12C **	0.7324	0.5363	0.3042	0.1476	0.4079
14C **	0.0201	0.6050	0.4755	0.2261	0.0291
16C **	0.9947	0.9894	-0.0201	0.0000	0.0404
17C **	0.0357	0.0013	-0.2057	0.0016	-0.6571
171C **	0.5069	0.2570	-0.3739	0.1390	-0.4029
18C **	-0.9005	0.0254	0.4060	0.1655	0.0044
181C **	-0.9713	0.9434	-0.2167	0.0469	0.0072
182C **	0.3494	0.1221	-0.7129	0.5002	0.0106
183C **	-0.0202	0.6059	-0.3362	0.1130	-0.3640
J182C **	-0.5330	0.2049	-0.5667	0.3211	-0.5202

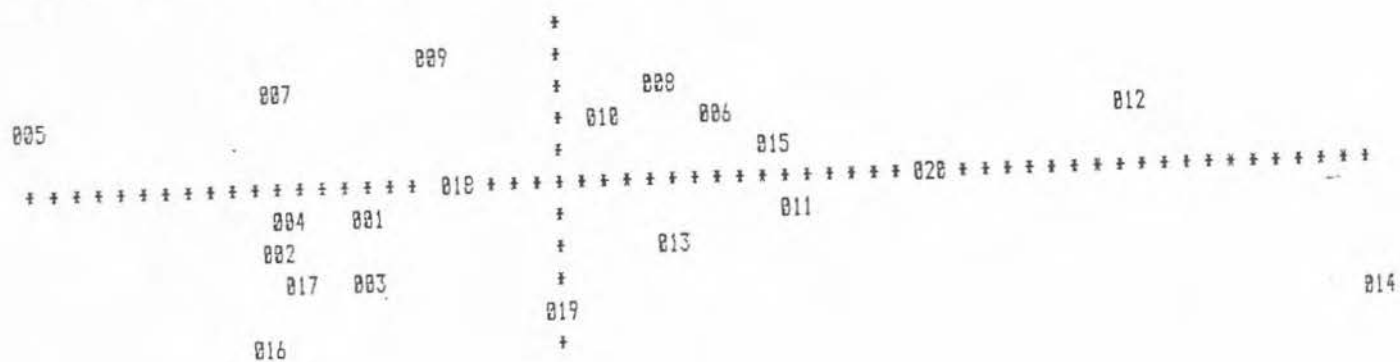
CERCLE DES CORRELATIONS

PLAN 1 2 AXE 1 HORIZONTAL

AXE 2 VERTICAL



REPRESENTATION PLAN 1 2 AXE 1 HORIZONTAL AXE 2 VERTICAL



Voyons maintenant comment on peut découper ces 20 ateliers en classes à peu près homogènes, à partir du même tableau des moyennes.

Des méthodes de classification automatique ont été appliquées pour ce faire. Elles aboutissent à des résultats très proches. Examinons ceux obtenus par une classification ascendante hiérarchique (CAH), qui, comme toutes les classifications hiérarchiques, aboutit à un dendrogramme. Une partition peut ensuite être définie à partir de l'arbre obtenu.

Une partition en 7 groupes a été choisie, car, avec moins de groupes, on ne distinguait pas de différences de position sur l'axe 2. Or, celui-ci est important sur le plan de la tartinabilité. Ces groupes sont explicités dans le tableau 17.

N° _____ DESCRIPTION DES GROUPES

1 _____ 05

2 _____ 01 02 03 04 16-17

3 _____ 07 09 18

4 _____ 06 08 10 13 19

5 _____ 11 15 20

6 _____ 12

7 _____ 14

Tableau 17: groupes d'ateliers proches du point de vue de la composition moyenne en acide gras.

Les groupes sont classés selon leur position sur le premier axe principal, c'est-à-dire, à peu près, selon la moyenne de la variable SAISO. C'est ainsi que l'atelier 05 a, en moyenne, plus d'acides à 18 carbones et moins de palmitique, et l'atelier 14 le contraire.

Ces groupes sont régionaux. Le groupe 1 est formé de l'atelier 05 de Basse-Normandie. Le groupe 2 est formé des 4 ateliers de Bretagne (01, 02, 03 et 04) et des 2 ateliers de l'Est de la France (16 et 17). Le groupe 3 est formé des deux autres ateliers bas-normands (07 et 09, ce dernier, vu sa zone de collecte, est intermédiaire entre la Basse-Normandie et les Pays de Loire) et de l'atelier 18 en Auvergne. Les groupes 4 et 5 correspondent au reste de la France. Les deux derniers groupes (ateliers 12 de Poitou-Charentes et 14 du Nord de la France) traduisent des situations spécifiques de composition pauvre en stéarique et oléique, et riche en palmitique. Le 14 a la particularité d'avoir le moins de stéarique et le plus de linoléique (C18:2).

INTERPRETATION DE LA PARTITION

variance totale = 46,72 variance interclasse = 43,49

N°	16C	18C	181C
1	-51	24	22
2	-34	5	54
3	-42	49	6
4	18	-8	40
5	44	-13	-41
6	55	-7	-33
7	42	-29	-26

Tableau 18: contribution (en %) des 3 principales variables aux classes.

N°	4C	14C	16C	18C	181C	182C	183C	J182C
1	4,18	10,89	27,31	11,13	24,56	1,76	0,70	0,90
2	4,00	10,90	28,39	10,19	24,29	1,95	0,65	0,89
3	4,06	11,17	28,51	10,53	23,61	1,76	0,64	0,82
4	3,93	11,33	29,26	9,80	23,14	1,96	0,56	0,79
5	3,99	11,33	29,91	9,47	22,61	1,86	0,55	0,79
6	3,97	11,59	31,83	9,21	21,90	1,86	0,43	0,58
7	3,84	11,48	31,51	7,91	21,49	2,18	0,49	0,71

Tableau 19: moyennes par groupe des acides gras majeurs et des poly-insaturés.

Les groupes 2 (Bretagne et Est) et 3 (2 ateliers de Basse-Normandie) ont des valeurs proches pour la somme du stéarique et de l'oléique. Mais le rapport stéarique/oléique est plus élevé dans le groupe 3, ce qui a pour conséquence des beurres en moyenne plus durs.

Les beurres de Basse-Normandie (et même de l'ensemble de la Normandie: c'est aussi vrai pour l'atelier 06) présentent un rapport stéarique/oléique plus élevé que les autres beurres français. Ils ont une composition riche en acides à 18 carbones et dont les autres acides majeurs sont décalés vers les courtes chaînes, ce qui permettrait d'attendre des beurres bien tartinables en moyennes, voire les plus tartinables. Mais la saturation plus importante de ces chaînes longues a un effet durcissant (cf. première partie et 2^e chapitre de cette partie).

Dans ces résultats, une autre chose ressort: la très faible quantité de stéarique de l'atelier 14 (7,91%) et le plus faible rapport stéarique/oléique (0,37). Donc cet atelier qui a les plus faibles taux moyens de chaînes longues (à l'exception du linoléique pour lequel c'est le contraire) et les plus fortes de palmitique, est un peu moins dur en moyenne que prévu en raison de sa plus forte insaturation des chaînes longues.

I-3 Etude des variations de composition.

Il est bien clair que les variations saisonnières de la composition ne sont pas identiques quelle que soit la région de production. Donc l'hypothèse, énoncée ci-dessus, d'additivité des effets série et atelier n'est pas exacte: les écarts de composition entre ateliers ne se retrouvent pas d'une série à l'autre. On dit qu'il existe une interaction entre les deux effets série et atelier. Mais il faut le tester.

I-3-1 Test d'une interaction série*atelier.

Si on ne prend en compte qu'une valeur par série et par atelier, l'analyse de toute l'interaction se réduit à une étude de cas. Mais on peut déjà envisager quelle interaction spécifique existe et nous intéresse ici.

Les deux premières parties ont montré que deux types de beurres se distinguaient très nettement, le beurre d'été et le beurre d'hiver. D'autre part, nous avons vu que la composition et les propriétés variaient d'une année sur l'autre, pour diverses raisons (cf. la différence entre les beurres des deux hivers).

Donc l'analyse va se focaliser sur l'étude des variations de composition entre 4 types de beurre pour chaque atelier:

le beurre d'été de 1^o année d'expérimentation (séries 1, 5 et 6),

le beurre d'hiver de 1^o année (séries 2, 3 et 4),

le beurre d'été de 2^o année (séries 7, 11 et 12),

et le beurre d'hiver de 2^o année (séries 8, 9 et 10).

Ici, seules les trois variables 16C, 18C et 181C, choisies dans la deuxième réduction de données, sont prises en compte. Il nous faut, avant tout, tester s'il y a une interaction type*atelier. C'est-à-dire s'il y a des différences de variations saisonnières, et s'il y a eu des évolutions différentes en cours d'expérimentation, entre les 19 ateliers. Un des ateliers, le 19, n'est plus présent à partir de la série 8, de décembre 86, aussi il a été naturellement écarté pour cette étude.

La recherche de l'interaction est effectuée séparément pour chaque variable (16C, 18C et 181C) par le test des 2 hypothèses suivantes, qui correspondent à 2 modèles linéaires emboîtés:

$$H_0 \quad Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + e_{ij} \quad i=1...12 \quad j=1...20 \text{ (modèle additif)}$$

$$\text{contre } H_1 \quad Y_{kij} = \mu_k + \alpha_i + \beta_{kj} + E_{kij} \quad (\text{modèle avec interaction})$$

$k=1, 2, 3 \text{ ou } 4 \quad j=1...20$

k=1 pour le beurre d'été de 1^o année: i= 1, 5 ou 6

k=2 pour le beurre d'hiver de 1^o année: i= 2, 3 ou 4

k=3 pour le beurre d'été de 2^o année: i= 7, 11 ou 12

k=4 pour le beurre d'hiver de 2^o année: i= 8, 9 ou 10

et les valeurs cherchées sont les moyennes par atelier, pour chaque type de beurre, $\mu_k + \beta_{kj}$.

On a $n = 225$ observations; du fait des données manquantes, il s'agit de modèles d'analyse de variance non orthogonaux. On teste l'interaction par la statistique:

$$U = ((SCR_0 - SCR_1) / SCR_1) * ((n-k_1)/(k_1-k_0))$$

sous H_0 , U suit une loi $F(k_1-k_0; n-k_1)$

où k_0 est le nombre de paramètres du modèle additif = 31, et SCR_0 la somme des carrés résiduels de ce modèle,

et k_1 est le nombre de paramètres du modèle avec interaction = 87 (et non 88 car l'atelier 19 est absent du beurre d'hiver de 2^e année, donc $\mu_k + \beta_{kj}$ n'est pas estimable), et SCR_1 la somme des carrés résiduels de ce modèle,

d'où U suit un $F(56; 138)$.

Et on obtient:

variable	statistique U		ETR
16C	2,75	**	0,93%
18C	3,81	**	0,48%
181C	3,58	**	1,04%

ETR est l'écart-type résiduel de chaque variable dans le modèle avec interaction.

Des trois tests sont fortement significatifs: il existe une interaction non négligeable, traduisant des variations saisonnières et des évolutions entre les deux années différentes selon l'atelier de production.

Il est nécessaire de tenir compte de ce fait pour caractériser plus finement les ateliers et, par là, les régions de production.

1-3-2 Classification des ateliers.

Le tableau des moyennes par atelier des 3 acides gras, pour les 4 types de beurre retenus, est constitué par les estimations classiques des moindres carrés des $\mu_k + \beta_{kj}$. On a donc le tableau de données suivant avec 19 observations (les ateliers) et 12 variables (3 acides gras * 4 types de beurre):

	1 ^{er} beurre d'été			1 ^{er} beurre d'hiver			2 ^e beurre d'été			2 ^e beurre d'hiver		
	16C	18C	181C	16C	18C	181C	16C	18C	181C	16C	18C	181C
01	26,79	10,70	25,94	29,70	9,57	22,34	26,52	10,97	25,71	31,02	09,65	22,54
02	26,17	11,30	26,52	29,65	9,60	23,10	25,42	11,31	26,75	31,92	09,07	21,49
03	26,87	10,59	26,00	30,79	8,96	21,17	25,20	11,19	27,60	31,27	09,17	22,14
04	26,63	10,96	25,55	29,71	9,75	23,25	25,72	11,23	26,07	30,96	09,63	22,45
05	24,77	12,20	26,60	29,83	9,56	21,36	23,71	12,57	27,94	30,79	10,11	22,54
06	25,34	11,95	27,82	32,54	7,75	18,47	24,20	12,28	28,23	33,85	08,25	18,49
07	25,62	11,97	26,04	30,70	9,76	21,11	24,30	12,34	27,09	32,31	09,44	21,29
08	28,84	09,72	22,89	30,26	9,66	22,10	27,20	10,89	25,08	31,30	09,90	21,84
09	26,02	11,79	25,65	30,94	9,11	20,34	25,74	11,54	26,39	31,86	09,85	21,57
10	27,75	10,47	24,12	31,27	9,26	20,50	26,90	10,96	25,41	30,69	09,55	22,31
11	29,05	09,57	23,55	31,70	8,74	21,25	26,65	10,56	25,97	31,87	09,10	20,55
12	29,40	09,63	23,46	32,20	8,69	20,32	29,38	09,80	23,34	33,01	08,71	20,67
13	27,04	10,55	25,69	32,63	7,80	19,19	25,30	11,03	27,50	32,30	08,73	20,52
14	29,74	08,44	23,47	34,00	6,49	18,19	26,85	09,91	26,45	35,30	06,81	18,04
15	28,30	10,84	24,34	32,01	8,26	20,00	25,64	10,98	26,48	32,54	09,20	20,45
16	25,91	12,96	27,34	30,80	9,34	21,38	24,77	10,60	27,77	31,71	09,57	21,84
17	26,25	10,61	26,63	30,38	9,19	21,25	23,91	11,08	27,84	32,07	09,64	21,25
18	26,92	10,72	25,44	31,73	7,72	18,65	23,92	12,36	28,76	31,44	09,97	22,20
20	28,80	09,83	24,22	32,30	7,66	19,25	27,04	10,64	25,52	32,48	09,10	20,33

Tableau 20: moyennes par atelier pour les beurres d'été et d'hiver des deux années d'expérimentation (acides palmitique, stéarique et oléique).

On établit une cartographie des ateliers par une ACP non normée. Ceci revient à prendre, comme distance entre ateliers, la distance euclidienne classique.

Les résultats de cette analyse figurent dans les pages qui suivent. Seuls les 3 premiers axes sont exploités (ils représentent 92,4% de la variance totale des 12 variables).

Le premier axe correspond au premier axe de l'analyse de la composition moyenne. Il oppose l'acide palmitique (vers les valeurs positives) aux acides stéarique et oléique (vers les valeurs négatives), quelle que soit la date de production. Il place les ateliers à leur position moyenne sur l'axe des variations saisonnières.

On retrouve l'atelier 05 du côté des fortes quantités moyennes d'acides stéarique et oléique et faibles de palmitique. Et, de l'autre côté, on retrouve les ateliers 12 et 14.

Le deuxième axe oppose les taux d'acide palmitique en hiver et d'acides stéarique et oléique en été (vers les valeurs positives), aux taux d'acide palmitique en été et d'acides stéarique et oléique en hiver (vers les valeurs négatives). Si bien que cet axe mesure l'amplitude des variations saisonnières de chaque atelier.

On trouve du côté des faibles contrastes été-hiver, donc de plus faibles variations saisonnières, les ateliers bretons (01, 02, 03 et 04), des Pays de Loire (08 et 10) et de Poitou-Charentes (11 et 12).

Un atelier se distingue particulièrement dans l'autre sens: l'atelier 06 de Haute-Normandie, avec de fortes variations saisonnières. Le passage au type hivernal très marqué se fait plus tôt (avant décembre), et le passage dans l'autre sens se fait plus tard (après avril). Les autres ateliers ont un type hivernal moins extrême pendant les mois de décembre et d'avril. L'atelier 06 a une composition estivale très proche des ateliers de Basse-Normandie, sa composition hivernale l'en éloigne.

Le troisième axe, bien que ne représentant que 6,6% de la variance, est intéressant. Il oppose les taux d'acide palmitique de 1^o année et d'acides stéarique et oléique de 2^o année (vers les valeurs positives), aux taux d'acides palmitique de 2^o année et d'acides stéarique et oléique de 1^o année (vers les valeurs négatives). Si bien que cet axe mesure le plus ou moins grand décalage vers le type estival des ateliers entre les deux années d'expérimentation.

En fait, un atelier se détache particulièrement, l'atelier 18 (en Auvergne). Il avait tendance, en effet, à avoir des taux moyens importants d'acide palmitique et faibles d'acides stéarique et oléique en 1^o année. Par contre, en 2^o année, il a une composition qui le rapproche nettement de l'atelier 05. En réalité, si l'on analyse plus finement l'histoire de la composition de cet atelier, ce décalage sur l'axe des variations saisonnières s'est fait surtout entre avril 86 et juin 86. La fiche d'information atelier ne mentionne qu'un changement de méthode de fabrication (mise en place de la méthode NIZO), qui n'a pas d'influence sur la composition. Y a-t-il eu un changement de conduite des troupeaux dans cette région pendant l'année 86 ? ou est-ce une autre raison ? on ne peut apporter d'explication à ce phénomène pour le moment.

CHARACTERISTIQUES DU FICHIER : B:TYPA6V
TITRE : TYPOLOGIE AG VARIATIONS

NOMBRE D'OBSERVATIONS : 19 NOMBRE DE VARIABLES : 12

LES DONNEES BRUTES (MATRICE de VARIANCES COVARIANCES)

LE NOMBRE DE VARIABLES PRISES EN COMPTE DANS L'ANALYSE : 12
LE NOMBRE DE VARIABLES SUPPLEMENTAIRES : 0

LE NOMBRE D'AXES DEMANDES : 5

REMARQUE : Toute représentation plane est une image déformée et contractée du nuage des points représentant les observations. Les contributions vous permettront d'en juger.

STATISTIQUES ELEMENTAIRES

VARIABLES	MOYENNES	ECARTS-TYPES DE LA SERIE
PA1	27.173	1.4370
ST1	10.636	0.9474
OL1	25.334	1.3850
PA2	31.226	1.1637
ST2	6.783	0.8998
OL2	20.696	1.4412
PA3	25.712	1.4192
ST3	11.171	0.7542
OL3	26.631	1.2039
PA4	32.036	1.0932
ST4	9.234	0.7371
OL4	21.185	1.2302

CONTRIBUTIONS

	PA1	ST1	OL1	PA2	ST2	OL2	PA3	ST3	OL3	PA4	ST4	OL4
1.000												
-0.949	1.000											
-0.918	0.799	1.000										
0.547	-0.545	-0.363	1.000									
-0.454	0.505	0.243	-0.925	1.000								
-0.258	0.254	0.134	-0.897	0.896	1.000							
0.013	-0.694	-0.791	0.271	-0.102	0.022	1.000						
-0.793	0.040	0.609	-0.369	0.243	0.010	-0.794	1.000					
-0.679	0.512	0.736	-0.040	-0.142	-0.219	-0.947	0.671	1.000				
0.363	-0.400	-0.147	0.796	-0.756	-0.652	0.169	-0.327	-0.025	1.000			
-0.450	0.516	0.212	-0.774	0.734	0.540	-0.293	0.465	0.101	-0.899	1.000		
-0.377	0.391	0.153	-0.920	0.779	0.679	-0.156	0.292	0.009	-0.954	0.002	1.000	

DIAGONALISATION

1E LIGNE : VALEURS PROPRES (VARIANCES SUR LES AXES PRINCIPAUX)

2E LIGNE : CONTRIBUTION A LA VARIATION TOTALE (POURCENTAGES EXPLIQUES PAR LES AXES PRINCIPAUX)

9.8889	5.3797	1.8995	0.6432	0.7426
53.4 %	32.4 %	6.3 %	3.9 %	2.1 %

VECTEURS PROPRES (COEFFICIENTS DES VARIABLES DANS L'EQUATION LINEAIRE DES AXES PRINCIPAUX)

PA1	0.4486	-0.1690	0.2838	-0.3154	-0.0173
ST1	-0.2779	0.0712	-0.1150	0.4744	-0.2273
OL1	-0.3751	0.2633	-0.3845	0.0718	0.5275
PA2	0.2999	0.3824	0.1887	0.1334	0.1605
ST2	-0.1965	-0.2685	-0.1534	0.0573	-0.1701
OL2	-0.2424	-0.4733	-0.4239	-0.4689	-0.1343
PA3	0.3689	-0.3416	-0.1966	0.3828	0.2997
ST3	-0.1987	0.1115	0.1624	0.2259	-0.5138
OL3	-0.2636	0.3876	0.2621	-0.4591	0.0812
PA4	0.2389	0.2946	-0.4237	-0.0721	-0.2224
ST4	-0.1676	-0.1571	0.2972	0.1453	-0.0599
OL4	-0.2648	-0.3445	0.4240	0.0653	0.3424

ETUDE DES VARIABLES

1E COLONNE : CORRELATIONS ENTRE LES VARIABLES ET LES AXES PRINCIPAUX

2E COLONNE : CORRELATIONS AU CARRE

VARIABLES

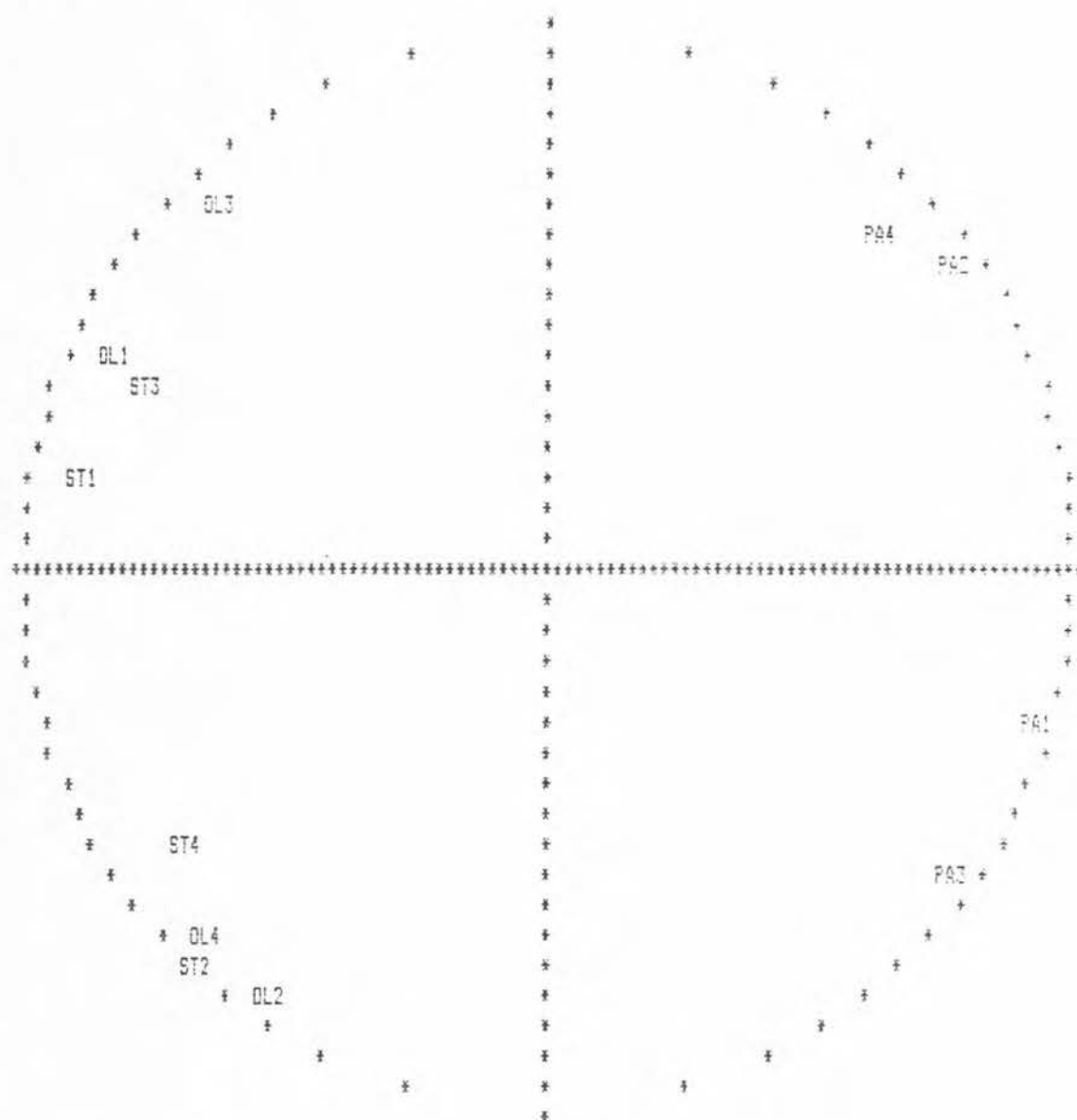
COMPOSANTES PRINCIPALES

	AXE 1	AXE 2	AXE 3	AXE 4	AXE 5
PA1 **	0.9303	0.8654 *	-0.2728	0.0744 *	0.1487
ST1 **	-0.0743	0.7643 *	0.1744	0.8384 *	-0.1273
OL1 **	-0.0071	0.6514 *	0.4409	0.1944 *	-0.2911
PA2 **	0.7681	0.5900 *	0.6027	0.3633 *	0.0980
ST2 **	-0.6513	0.4242 *	-0.6926	0.4798 *	-0.1789
OL2 **	-0.5013	0.2513 *	-0.7618	0.5903 *	-0.3084
PA3 **	0.7746	0.6800 *	-0.5583	0.3117 *	-0.1453
ST3 **	-0.7536	0.5679 *	0.3428	0.1175 *	0.2342
OL3 **	-0.6118	0.3744 *	0.7002	0.4902 *	0.2124
PA4 **	0.6296	0.3963 *	0.6251	0.3907 *	-0.4064
ST4 **	-0.6774	0.4589 *	-0.4944	0.2444 *	0.4229
OL4 **	-0.6374	0.4063 *	-0.6453	0.4164 *	0.3591

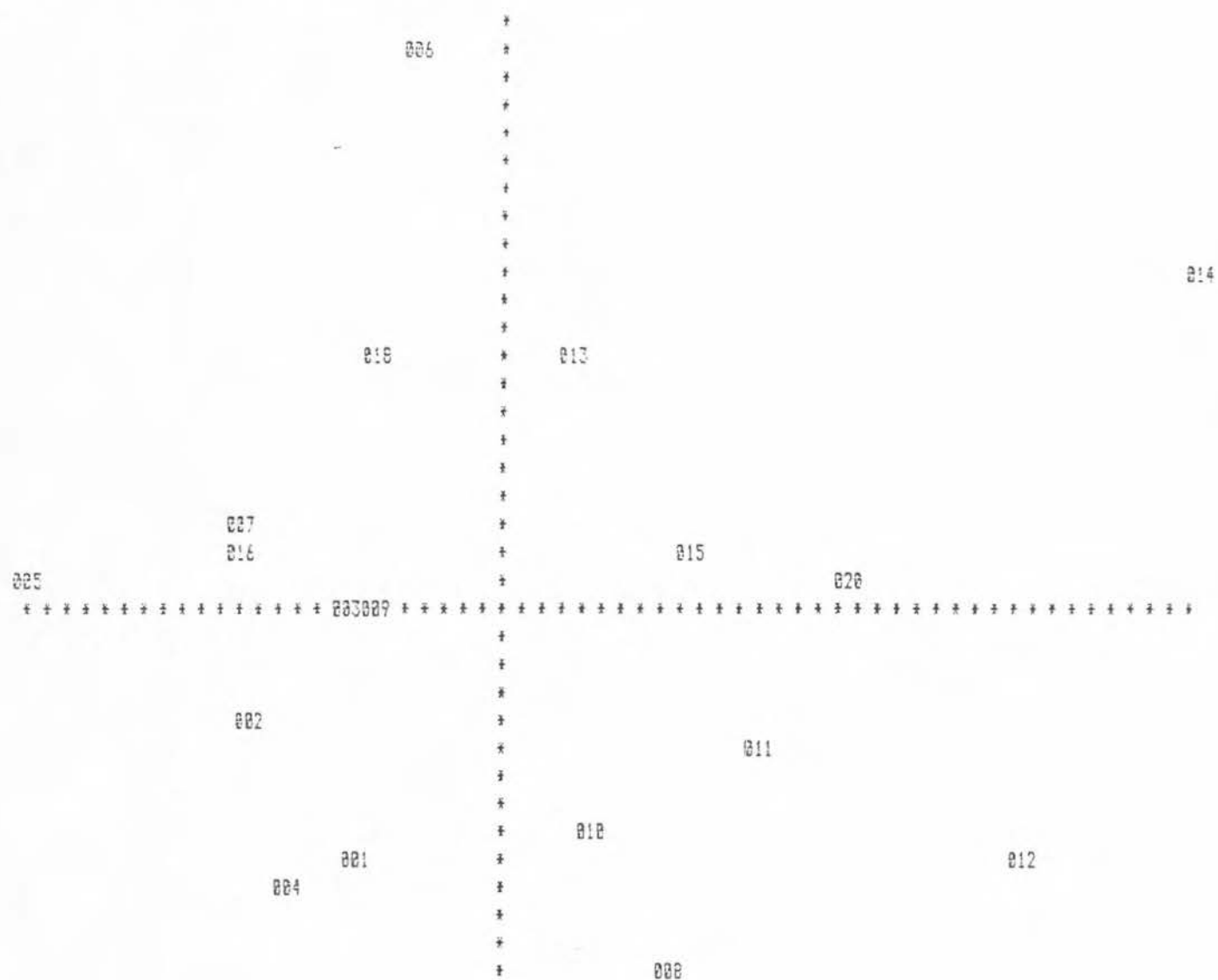
CERCLE DES CORRELATIONS

LAN 1 2 AXE 1 HORIZONTAL

AXE 2 VERTICAL

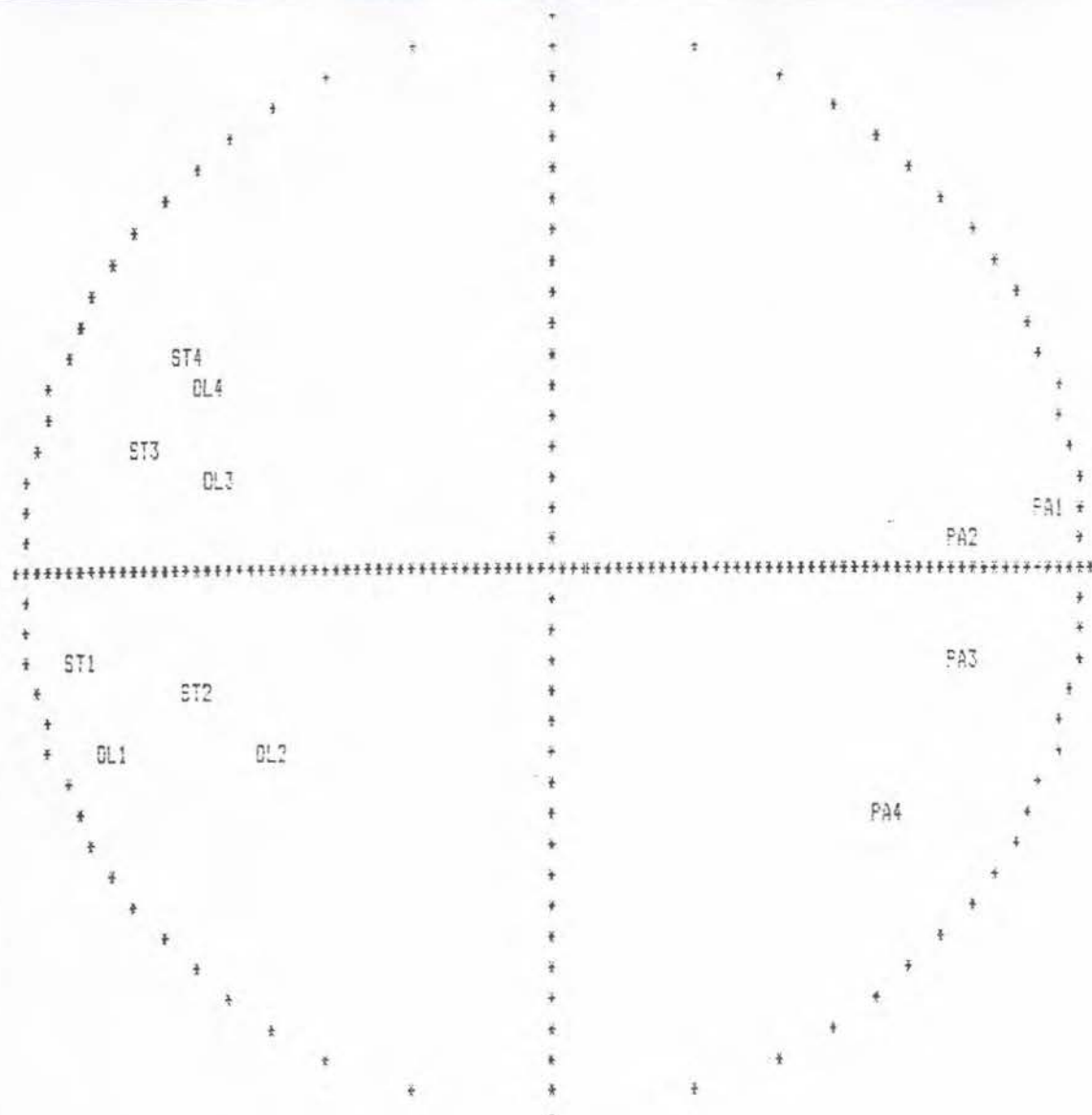


REPRESENTATION PLAN 1 2 AXE 1 HORIZONTAL AXE 2 VERTICAL

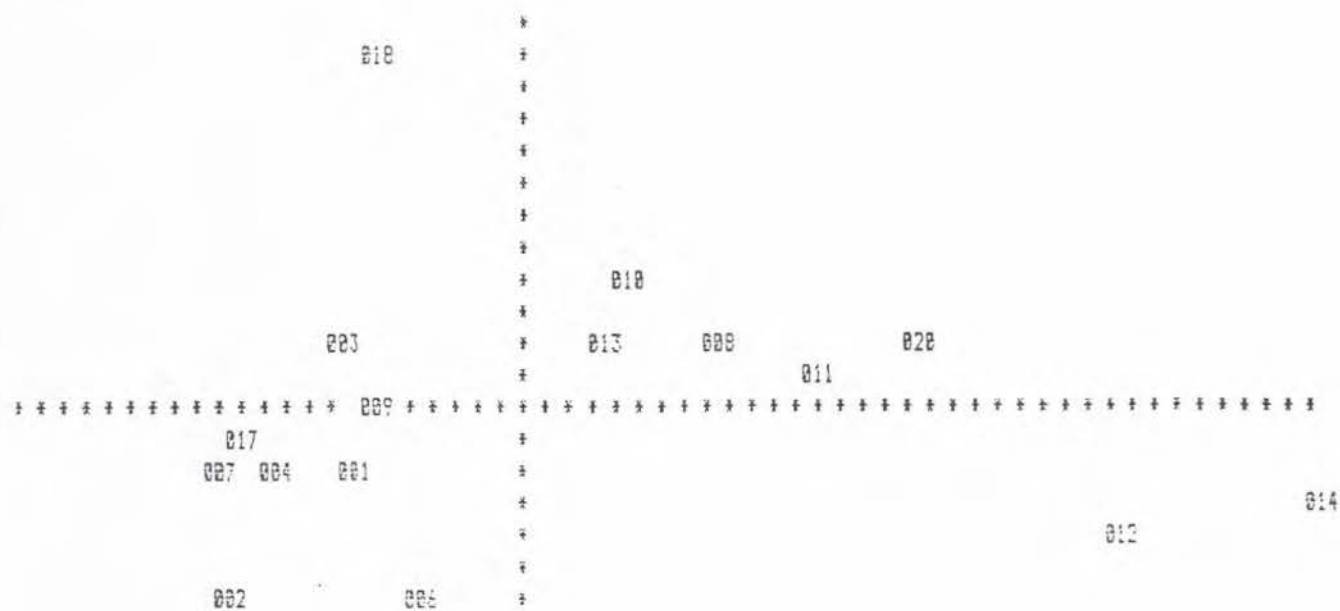


POINT VU : 007

POINT CACHE : 017



SENTATION PLAN 1 3 AXE 1 HORIZONTAL AXE 3 VERTICAL



VU : 009
VU : 007

POINT CACHE : 015
POINT CACHE : 016

Voyons maintenant comment découper cet ensemble d'ateliers en classes à peu près homogènes, à partir de ce tableau de données.

Encore une fois, plusieurs méthodes de classification automatique ont été appliquées. Les résultats sont proches. Aussi voyons ceux-ci pour une méthode particulière, l'agrégation autour de centres mobiles. Elle fournit directement une partition. Le nombre de classes a été choisi égal à 7. Ces groupes sont explicités dans le tableau 21.

N°	DESCRIPTION DES GROUPES
1	01 02 04
2	03 05 07 09 16 17
3	08 10 11 12
4	13 15 20
5	06
6	14
7	18

Tableau 21: groupes d'ateliers proches du point de vue de l'évolution de la composition.

INTERPRETATION DE LA PARTITION

variance totale = 316 variance interclasse = 261

	1 ^{er} beurre d'été			1 ^{er} beurre d'hiver			2 ^{er} beurre d'été			2 ^{er} beurre d'hiver		
	16C	18C	181C	16C	18C	181C	16C	18C	181C	16C	18C	181C
1	-4	1	4	-22	7	46	0	0	-2	-5	0	9
2	-24	8	16	-6	4	2	-18	2	10	-2	2	5
3	19	-5	-25	0	1	1	26	-3	-21	-1	0	0
4	14	-4	-6	20	-13	-26	1	-1	0	3	-1	-10
5	-9	5	17	5	-3	-14	-6	3	7	9	-3	-20
6	10	-8	-5	12	-8	-10	2	-3	0	17	-9	-16
7	0	0	0	2	-7	-25	-19	0	27	-2	3	6

Tableau 22: contribution (en %) des variables aux classes (acides palmitique, stéarique et oléique).

	1 ^{er} beurre d'été			1 ^{er} beurre d'hiver			2 ^e beurre d'été			2 ^e beurre d'hiver		
	16C	18C	181C	16C	18C	181C	16C	18C	181C	16C	18C	181C
1	26,5	11,8	26,8	29,7	9,6	22,9	25,9	11,2	26,2	31,3	89,4	22,2
2	25,9	11,4	26,4	30,6	9,3	21,1	24,6	11,6	27,5	31,7	89,6	21,8
3	28,8	89,8	23,5	31,4	9,1	21,8	27,6	10,6	25,8	31,7	89,3	21,3
4	28,1	10,1	24,8	32,3	7,9	19,5	26,8	10,9	26,5	32,4	89,8	20,4
5	25,3	11,9	27,8	32,5	7,8	18,5	24,2	12,3	28,2	33,8	88,3	18,5
6	29,7	88,4	23,5	34,8	6,5	18,2	26,9	89,9	26,5	35,3	86,8	18,8
7	26,9	10,7	25,4	31,7	7,7	18,6	23,9	12,4	28,8	31,4	10,8	22,2
MOY.	27,2	18,6	25,3	31,2	88,8	20,7	25,7	11,2	26,6	32,8	89,2	21,2

Tableau 23: moyennes par groupe pour les beurres d'été et d'hiver des deux années d'expérimentation (acides palmitique, stéarique et oléique).

On observe, d'une part, 3 situations particulières: L'atelier 06 qui a de fortes variations saisonnières l'atelier 14 qui a une composition moyenne très spécifique et l'atelier 18 dont la composition a évolué entre les deux années d'expérimentation.

Sinon, les groupes sont régionaux.

Le groupe 1 est formé des ateliers bretons, sauf celui de Ploudaniel (03) qui se rapproche des ateliers du groupe 2, bas-normands et de l'Est de la France. On constate que les beurres de l'Est, dont la composition moyenne les rapprochait des beurres bretons, ont des variations saisonnières identiques à celles des beurres de Basse-Normandie.

Les beurres de Pays de Loire (08 et 10) et de Poitou-Charentes (11 et 12) sont rassemblés dans le groupe 3. Leurs faibles variations saisonnières les rapprochent, alors que leur composition moyenne les séparait, en particulier en ce qui concerne l'atelier 12.

Le groupe 4 est le plus disparate: il correspond au reste de la France, avec une composition moyenne proche de celle des Pays de Loire et du Poitou-Charentes et des variations saisonnières d'intensité équivalentes à celles de Basse-Normandie et de l'Est de la France.

Une remarque importante s'impose: la classification d'après les variations de la composition ne prend pas en compte les différences de rapport stéarique/oléique et de décalage vers les courtes chaînes. En effet, ces différences sont plus faibles, en valeur absolue, que les différences sur l'axe des variations saisonnières. Pourtant elles ont des conséquences importantes sur la tartinabilité.

Donc il est nécessaire de faire une synthèse de ces deux classifications, et d'obtenir des groupes bien individualisés, pour pouvoir décrire, dans leur diversité, les propriétés des beurres laitiers français.

La typologie suivante est proposée:

5 groupes homogènes	BRETAGNE	01 02 03 04
	BASSE-NORMANDIE	05 07 09
	PAYS DE LOIRE	08 10
	POITOU-CHARENTES	11 12
	EST DE LA FRANCE	16 17
1 groupe homogène hétéroclite		13 15 20
et trois cas particuliers		06
		14
		18

II Tableau des propriétés des beurres laitiers français.

Maintenant que sont identifiées des situations diverses de la production de beurre, il convient de les décrire, et pas seulement par leur composition en acides gras. Celle-ci est déterminante dans les propriétés rhéologiques et thermiques des beurres, donc dans la tartinabilité. Il est nécessaire de décrire également ces propriétés, ainsi que les autres mesures physiques que sont le point de goutte et l'indice de réfraction.

Une autre mesure a été effectuée dans ce programme, qui n'a rien à voir avec la tartinabilité, mais a une grande importance pour évaluer la qualité du beurre (l'absence de dégradation de la matière grasse en acides libres), il s'agit de l'acidité oléique. Elle sert de base pour définir un seuil d'exportation et un seuil d'intervention. Il convient de compléter ce tableau par ces résultats.

II-1 Etude d'un caractère important de la qualité des beurres, l'acidité oléique.

Le laboratoire de l'INRA de Jouy a mesuré cette variable pour tous les beurres envoyés, sur les 12 séries. Toutes les valeurs des 2 échantillons par atelier sont ici analysées (480 observations).

On peut alors, en plus des effets principaux, tester l'interaction entre les deux facteurs série et atelier. Les envois manquants ont amené à écarter, pour l'analyse, les ateliers 03, 06, 07, 08, 10, 18, 19 et 20. On obtient:

moenne générale = 0,299 écart-type résiduel = 0,006

tableau d'analyse de variance

variation	S.C.E.	DDL	TEST F	NS (en %)
TOTALE	0.83	287		
série	0.07	11	151.00	0.00
atelier	0.45	11	1015.68	0.00
interaction série.atelier	0.31	121	64.71	0.00
résiduelle	0.01	144		

L'interaction entre les deux facteurs est fortement significative, donc les différences entre ateliers ne se retrouvent pas identiques d'une série sur l'autre. Toutefois la variance entre les ateliers est beaucoup plus importante que celle de l'interaction, ce qui fait que cela a, malgré tout, un sens de comparer les moyennes des ateliers sur les deux années.

Voyons maintenant les moyennes par série, par atelier et pour la combinaisons des deux facteurs.

séries MOYENNES GROUPES HOMOGENES

août 86	0.337	A	
février 87	0.307	B	
août 87	0.304	B C	
décembre 85	0.303	B C	
décembre 86	0.302	C	
juin 86	0.298		D
octobre 85	0.297		D E
février 86	0.297		D E
octobre 86	0.297		D E
avril 86	0.291		E
avril 87	0.277		F
juin 87	0.273		F

ateliers MOYENNES GROUPES HOMOGENES

16	0.36	A	
12	0.36	A	
14	0.33	B	
17	0.32	C	
15	0.31		D
01	0.31		D
11	0.30		E
04	0.28		F
13	0.28		G
09	0.26		H
02	0.25		I
05	0.22		J

Une première remarque avant tout, la moyenne observée sur l'ensemble des échantillons se situe juste au seuil d'exportation. En supposant la distribution symétrique, ceci signifie que seul un beurre français sur deux est susceptible d'être exporté.

Sur le plan de l'évolution dans le temps, on constate un maximum en août 86 et un minimum au printemps 87. Mais ces variations sont plus faibles que les variations régionales.

On peut voir que les beurres de Basse-Normandie ont les acidités oléiques les plus faibles, et les beurres de l'Est, du Poitou-Charentes (surtout l'atelier 12) et du Nord (surtout l'atelier 14) ont les acidités oléiques les plus fortes.

MOYENNES DES COMBINAISONS SERIES , ATELIERS

séries:	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
ateliers												
01	0.31	0.30	0.29	0.29	0.31	0.34	0.30	0.32	0.33	0.31	0.27	0.32
02	0.24	0.23	0.25	0.24	0.24	0.31	0.29	0.26	0.31	0.24	0.20	0.25
04	0.31	0.29	0.31	0.26	0.28	0.30	0.30	0.31	0.31	0.25	0.24	0.26
05	0.20	0.24	0.22	0.21	0.20	0.22	0.22	0.24	0.26	0.22	0.18	0.21
09	0.22	0.20	0.25	0.27	0.23	0.28	0.30	0.28	0.28	0.26	0.22	0.28
11	0.37	0.35	0.39	0.29	0.29	0.36	0.26	0.27	0.29	0.25	0.25	0.28
12	0.20	0.20	0.27	0.42	0.35	0.40	0.34	0.41	0.36	0.34	0.37	0.36
13	0.24	0.26	0.26	0.26	0.31	0.30	0.25	0.30	0.31	0.26	0.20	0.28
14	0.36	0.20	0.27	0.26	0.30	0.30	0.33	0.28	0.30	0.20	0.42	0.37
15	0.36	0.40	0.32	0.32	0.29	0.39	0.29	0.27	0.30	0.27	0.23	0.30
16	0.34	0.42	0.42	0.35	0.35	0.36	0.34	0.37	0.34	0.34	0.32	0.35
17	0.33	0.31	0.30	0.32	0.34	0.32	0.34	0.31	0.29	0.30	0.30	0.39

Si l'on veut voir les choses plus dans le détail, il faut examiner le tableau des moyennes par série et par atelier. On constate alors des évolutions différentes entre les ateliers.

Ainsi, les 2 ateliers de Poitou-Charentes ont des évolutions contraires. L'atelier 11 a une forte acidité dans les 3 premières séries, plus faible ensuite (sauf en août 86). L'atelier 12 a une acidité inférieure à 0,30 dans les 3 premières séries, et beaucoup plus élevée ensuite (avec un pic à 0,40 en août 86 !).

L'atelier 14 a une acidité proche de celle de l'atelier 13 au cours des 6 séries d'hiver et une acidité nettement plus forte au cours des 6 séries d'été. Cet atelier est le seul à présenter des variations saisonnières de l'acidité oléique.

L'atelier 15 présente une évolution positive entre les deux années. La 2^e année (86/87), il n'a plus de beurre au-dessus de 0,30.

Rapport-gratuit.com

LE NUMERO 1 MONDIAL DU MÉMOIRES



II-2 Etude régionale des propriétés.

Les tableaux qui suivent font le point des principaux résultats numériques du livre blanc, et, surtout, se veulent un outil destiné à être une référence quantitative, pour les différentes variables mesurées y figurant, des propriétés des différents beurres français.

Pour chaque groupe de beurres identifié par la typologie, on considère les 4 types de beurre précédemment définis (été 1^o année = séries 1, 5 et 6, hiver 1^o année = séries 2, 3 et 4, été 2^o année = séries 7, 11 et 12, et hiver 2^o année = séries 8, 9 et 10). Et les moyennes par région doivent être estimées.

Les estimations ont été effectuées de la même manière que pour les acides palmitique, stéarique et oléique (cf. paragraphe I-3), à une différence près, les écarts-type résiduels des variables sont estimés séparément pour chaque type de beurre. Ils sont indiqués dans tous les tableaux entre parenthèses (notés ETR).

En plus de la teneur des trois acides gras principaux, les variables suivantes sont estimées:

IR = indice de réfraction
 PTG = point de goutte
 SSM = seuil de contrainte (essai 1)
 S2 = contrainte (essai 2)
 ACOLE = acidité oléique

La contrainte S2 (essai 2) n'ayant pas été mesurée sur tous les beurres, les estimations par groupes ont été faites (dans les cas où c'était possible) avec les ateliers testés. Pour la Bretagne l'atelier 01, pour la Basse-Normandie les ateliers 05 et 09, pour le Poitou-Charentes les ateliers 11 et 12 (2^o année), pour l'Est les ateliers 16 et 17, pour le groupe d'autres régions les ateliers 13, 15 et 20, et, pour les cas particuliers, S2 a également été estimée.

On complète les informations sur la composition en déduisant de la teneur des trois acides gras la position sur les trois premiers axes principaux (de l'ACP de la première partie, paragraphe I-1). La projection de ces axes sur l'espace engendré par les trois variables 16C, 18C et 181C a permis de définir les équations de "régression" suivantes:

$$A1A6 = 328,89 + 61,39 \text{ 16C} - 29,81 \text{ 18C} - 77,75 \text{ 181C}$$

$$A2A6 = 4270,64 - 82,10 \text{ 16C} - 6,49 \text{ 18C} - 77,67 \text{ 181C}$$

$$A3A6 = -973,96 + 18,36 \text{ 16C} + 99,13 \text{ 18C} - 23,24 \text{ 181C}$$

Les données d'ATD des trois dernières séries n'ayant pas été exploitées (cf. deuxième partie), il n'était pas envisageable d'estimer les paramètres pour les 4 types de beurres.

Deux types ont été retenus: le beurre d'hiver (séries 2, 3 et 4: hiver 85/86) et le beurre d'été (séries 5, 6 et 7: été 86). Les paramètres A (pourcentage de glycérides à bas point de fusion) et C (température du pic de bas point de fusion) ont été estimés, les 3 autres n'ont pas de variations régionales significatives.

11-2-1 BRETAGNE (ateliers 01, 02, 03 et 04).

beurre d'été 1^{re} année C16:0 = 26,62% A1AG = -385 C18:0 = 10,89% d'où A2AG = -7 C18:1 = 26,02% A3AG = -10 IR = 1,45444 (ETR = 0,00017) PT6 = 33,09°C (ETR = 0,27) SSM = 17,3 d/cm² (ETR = 3,4) S2 = 3,51 d/cm² (ETR = 1,02) ACOLE = 0,308% (ETR = 0,031)	beurre d'hiver 1^{re} année C16:0 = 29,98% A1AG = 140 C18:0 = 9,47% d'où A2AG = 3 C18:1 = 22,47% A3AG = -7 IR = 1,45356 (ETR = 0,00018) PT6 = 33,63°C (ETR = 0,33) SSM = 27,1 d/cm² (ETR = 5,0) S2 = 6,55 d/cm² (ETR = 2,19) ACOLE = 0,270% (ETR = 0,040)
beurre d'été 2^e année C16:0 = 25,72% A1AG = -490 C18:0 = 11,18% d'où A2AG = 24 C18:1 = 26,55% A3AG = -10 IR = 1,45478 (ETR = 0,00012) PT6 = 33,01°C (ETR = 0,22) SSM = 17,0 d/cm² (ETR = 2,9) S2 = 3,13 d/cm² (ETR = 0,94) ACOLE = 0,271% (ETR = 0,026)	beurre d'hiver 2^e année C16:0 = 31,29% A1AG = 247 C18:0 = 9,38% d'où A2AG = -80 C18:1 = 22,16% A3AG = 15 IR = 1,45393 (ETR = 0,00016) PT6 = 33,99°C (ETR = 0,23) SSM = 32,0 d/cm² (ETR = 5,5) S2 = 9,05 d/cm² (ETR = 2,69) ACOLE = 0,298% (ETR = 0,029)
beurre d'été ATD: A = 81,6% (ETR = 2,3) C = 11,18°C (ETR = 0,36)	beurre d'hiver ATD: A = 76,9% (ETR = 3,0) C = 13,22°C (ETR = 0,47)

Tableau 24: caractéristiques moyennes des beurres de BRETAGNE.

La Bretagne se caractérise par des variations saisonnières faibles (comme les Pays de Loire et le Poitou-Charentes). L'axe 1, comme on l'a vu, est l'axe des variations saisonnières par excellence, les valeurs négatives correspondent à un "type été" et les valeurs positives à un "type hiver". A l'image de l'ensemble de la France, l'écart entre les beurres d'été et d'hiver s'est agrandi dans la deuxième année d'expérimentation.

De ces variations saisonnières plus faibles qu'ailleurs et d'une composition moyenne décalée vers le type estival, il résulte la dureté

moyenne la moins grande en hiver et les plus faibles points de goutte (hivernaux).

On constate également une dégradation de la tartinabilité entre les deux hivers, dû à la moindre proportion de courtes chaînes parmi les acides de 4 à 16 atomes de carbone. Ce phénomène se produit dans toutes les régions françaises. Le décalage vers les courtes chaînes est mesuré par l'axe 2 (A2AG). S'il est positif, la composition présente un fort décalage vers les courtes chaînes, s'il est négatif, ceci traduit un décalage inverse, vers l'acide palmitique.

Il faut aussi préciser que l'axe 3 (A3AG) mesure approximativement la proportion d'acide stéarique parmi les chaînes à 18 carbones, c'est-à-dire le taux de saturation des chaînes longues.

Dans cette région, la position moyenne sur les axes 2 et 3 se situe autour de 0, donc autour de la moyenne des beurres français.

Quant à l'acidité libre, celle-ci se situe à peine au-dessous de la moyenne nationale.

Remarquons la forte homogénéité de cette région quant à la composition et les propriétés des beurres, qui contraste avec la diversité des races de vaches laitières. Cet élément semble confirmer l'influence prépondérante de l'alimentation dans les variations régionales de la matière grasse des beurres.

11-2-2 BASSE-NORMANDIE (ateliers 05, 07 et 09).

beurre d'été 1 ^{re} année		beurre d'hiver 1 ^{re} année	
C16:0 = 25,47%	A1AG = -495	C16:0 = 30,49%	A1AG = 290
C18:0 = 12,01% d'où	A2AG = 74	C18:0 = 9,40% d'où	A2AG = 79
C18:1 = 26,10%	A3AG = 78	C18:1 = 20,94%	A3AG = 39
IR = 1,45452 (ETR = 0,00017)		IR = 1,45340 (ETR = 0,00018)	
PTG = 33,12°C (ETR = 0,27)		PTG = 33,91°C (ETR = 0,33)	
SSM = 16,1 d/cm ² (ETR = 3,4)		SSM = 25,0 d/cm ² (ETR = 5,8)	
S2 = 3,78 d/cm ² (ETR = 1,02)		S2 = 8,06 d/cm ² (ETR = 2,19)	
ACOLE = 0,220% (ETR = 0,031)		ACOLE = 0,235% (ETR = 0,040)	

beurre d'été 2 ^e année		beurre d'hiver 2 ^e année	
C16:0 = 24,58%	A1AG = -634	C16:0 = 31,65%	A1AG = 285
C18:0 = 12,15% d'où	A2AG = 66	C18:0 = 9,80% d'où	A2AG = -85
C18:1 = 27,14%	A3AG = 51	C18:1 = 21,80%	A3AG = 72
IR = 1,45408 (ETR = 0,00012)		IR = 1,45302 (ETR = 0,00016)	
PTG = 33,17°C (ETR = 0,22)		PTG = 34,33°C (ETR = 0,23)	
SSM = 17,4 d/cm ² (ETR = 2,9)		SSM = 35,5 d/cm ² (ETR = 5,5)	
S2 = 3,70 d/cm ² (ETR = 0,94)		S2 = 9,62 d/cm ² (ETR = 2,69)	
ACOLE = 0,221% (ETR = 0,026)		ACOLE = 0,245% (ETR = 0,029)	

beurre d'été		beurre d'hiver	
ATD: A = 81,5% (ETR = 2,3)		ATD: A = 76,8% (ETR = 3,0)	
C = 11,27°C (ETR = 0,36)		C = 13,31°C (ETR = 0,47)	

Tableau 25: caractéristiques moyennes des beurres de BASSE-NORMANDIE.

Cette région présente des variations saisonnières non négligeables, du même ordre que celles des beurres de l'Est de la France.

Avec la Bretagne et l'Est, c'est la région dont la composition moyenne est la plus décalée vers le type estival. Elle a de plus deux autres éléments caractéristiques de composition moyenne:

un assez fort décalage vers les courtes chaînes, ce qui a un effet positif sur la tartinabilité, sauf pour le beurre d'hiver 86/87, l'axe 2 y est alors très négatif et explique une plus grande dureté cet hiver-là;

d'autre part, et c'est une spécificité de cette région, un taux élevé de saturation des longues chaînes (valeurs positives de A3A6). Ceci a un effet durcissant sur le beurre, provoque un point de goutte relativement élevé et la température du pic de bas point de fusion la plus élevée en hiver.

Le fort décalage de la composition moyenne vers le type estival (c'est-à-dire vers les longues chaînes, qui portent l'essentiel de l'insaturation) et, d'autre part, vers les courtes chaînes au détriment des chaînes moyennes devrait permettre une très bonne tartinabilité. Celle-ci est un peu moins bonne que prévu du fait de la plus grande saturation des chaînes longues: à quoi est-elle due ? Deux explications sont possibles. Ou bien il s'agit de la race de la vache (normande) qui favorise une plus grande biohydrogénation des acides gras à l'intérieur du rumen, ou bien (et c'est peut-être le plus vraisemblable) il s'agit d'une spécificité du régime alimentaire des vaches plus pauvre qu'ailleurs en aliments concentrés.

Enfin, le point le plus positif concerne l'acidité libre, qui est la plus faible de l'ensemble des beurres français.

11-2-3 PAYS DE LOIRE (ateliers 08 et 10).

beurre d'été 1 ^{re} année		beurre d'hiver 1 ^{re} année	
C16:0 = 28,30%	d'où	A1AG = -63	d'où
C18:0 = 18,10%		A2AG = 56	
C18:1 = 23,51%		A3AG = 0	
IR = 1,45406	(ETR = 0,00017)	IR = 1,45337	(ETR = 0,00018)
PT6 = 33,14°C	(ETR = 0,27)	PT6 = 33,90°C	(ETR = 0,33)
SSM = 20,5 d/cm ²	(ETR = 3,4)	SSM = 26,3 d/cm ²	(ETR = 5,8)
S2 = / d/cm ²	(ETR = 1,02)	S2 = / d/cm ²	(ETR = 2,19)
ACOLE = 0,269%	(ETR = 0,031)	ACOLE = 0,270%	(ETR = 0,040)

beurre d'été 2 ^{re} année		beurre d'hiver 2 ^{re} année	
C16:0 = 27,13%	d'où	A1AG = -295	d'où
C18:0 = 18,93%		A2AG = 11	
C18:1 = 25,25%		A3AG = 21	
IR = 1,45427	(ETR = 0,00012)	IR = 1,45370	(ETR = 0,00016)
PT6 = 33,20°C	(ETR = 0,22)	PT6 = 34,17°C	(ETR = 0,23)
SSM = 21,5 d/cm ²	(ETR = 2,9)	SSM = 34,1 d/cm ²	(ETR = 5,5)
S2 = / d/cm ²	(ETR = 0,94)	S2 = / d/cm ²	(ETR = 2,69)
ACOLE = 0,261%	(ETR = 0,026)	ACOLE = 0,287%	(ETR = 0,029)

beurre d'été		beurre d'hiver	
ATD: A = 78,1%	(ETR = 2,3)	ATD: A = 77,6%	(ETR = 3,0)
C = 11,67°C	(ETR = 0,36)	C = 13,22°C	(ETR = 0,47)

Tableau 26: caractéristiques moyennes des beurres des PAYS DE LOIRE.

Les Pays de Loire présentent de faibles variations saisonnières de la matière grasse. Elles se traduisent par des variations de dureté pas trop grande et de très faibles variations de la proportion de glycérides à bas point de fusion.

Mais la dureté moyenne est relativement forte, ce qui est la conséquence d'une composition moyenne moins décalée vers le type estival que les deux régions précédentes.

Comme les autres régions, elle a pâti de la chute des courtes chaînes pendant l'hiver 86/87, ce qui a eu pour conséquence un beurre plus dur que l'année précédente.

Le plus faible décalage vers le type estival par rapport aux deux précédentes régions (la position sur l'axe 1 est moins négative, c'est-à-dire qu'il y a moins de longues chaînes) s'explique sans doute par une moindre alimentation des vaches en herbe pâturée.

L'acidité libre présente des valeurs au-dessous de la moyenne nationale, ce qui est un point positif.

II-2-4 POITOU-CHARENTES (ateliers 11 et 12).

beurre d'été 1^{re} année C16:0 = 29,23% A1AG = 9 C18:0 = 9,60% d'où A2AG = -17 C18:1 = 23,51% A3AG = -32 IR = 1,45401 (ETR = 0,00017) PTG = 33,54°C (ETR = 0,27) SSM = 18,4 d/cm² (ETR = 3,4) S2 = / d/cm² (ETR = 1,02) ACOLE = 0,354% (ETR = 0,031)	beurre d'hiver 1^{re} année C16:0 = 31,95% A1AG = 414 C18:0 = 8,72% d'où A2AG = -24 C18:1 = 20,79% A3AG = -6 IR = 1,45339 (ETR = 0,00018) PTG = 34,10°C (ETR = 0,33) SSM = 29,1 d/cm² (ETR = 5,8) S2 = / d/cm² (ETR = 2,19) ACOLE = 0,335% (ETR = 0,040)
beurre d'été 2^{re} année C16:0 = 28,02% A1AG = -172 C18:0 = 10,18% d'où A2AG = -11 C18:1 = 24,66% A3AG = -23 IR = 1,45437 (ETR = 0,00012) PTG = 33,28°C (ETR = 0,22) SSM = 21,5 d/cm² (ETR = 2,9) S2 = 5,25 d/cm² (ETR = 0,94) ACOLE = 0,308% (ETR = 0,026)	beurre d'hiver 2^{re} année C16:0 = 32,44% A1AG = 452 C18:0 = 8,91% d'où A2AG = -51 C18:1 = 20,61% A3AG = 26 IR = 1,45361 (ETR = 0,00016) PTG = 34,19°C (ETR = 0,23) SSM = 30,5 d/cm² (ETR = 5,5) S2 = 14,80 d/cm² (ETR = 2,69) ACOLE = 0,318% (ETR = 0,029)
beurre d'été ATD: A = 80,0% (ETR = 2,3) C = 11,78°C (ETR = 0,36)	beurre d'hiver ATD: A = 73,4% (ETR = 3,0) C = 12,90°C (ETR = 0,47)

Tableau 27: caractéristiques moyennes des beurres de POITOU-CHARENTES.

Les beurres de Poitou-Charentes ont de faibles variations saisonnières. Elles se traduisent surtout par de faibles variations de la température du pic de bas point de fusion (C), mais pas de la dureté.

En effet, la composition moyenne est nettement décalée vers le type hivernal. Ceci explique que de faibles variations de composition entraînent de fortes variations de dureté (cf. 1^{re} partie I-2). D'autre part, l'axe 2 a souvent des valeurs négatives, ce qui traduit un faible décalage vers les courtes chaînes.

Les beurres de cette région sont encore plus décalés vers le type hivernal que ceux des Pays de Loire (surtout l'atelier 12), sans doute du fait d'un moindre pâturage. Notons également une différence relativement nette entre les deux ateliers 11 et 12, ce dernier étant le plus décalé vers le type hivernal.

Enfin, l'acidité libre est nettement plus forte que la moyenne nationale.

II-2-5 EST DE LA FRANCE (ateliers 16 et 17).

beurre d'été 1 ^{re} année	beurre d'hiver 1 ^{re} année
C16:0 = 26,08% C18:0 = 10,79% d'où C18:1 = 26,99% IR = 1,45474 (ETR = 0,00017) PTG = 32,91°C (ETR = 0,27) SSM = 11,1 d/cm ² (ETR = 3,4) S2 = 2,91 d/cm ² (ETR = 1,02) ACOLE = 0,348% (ETR = 0,031)	C16:0 = 30,63% C18:0 = 9,27% d'où C18:1 = 21,32% IR = 1,45363 (ETR = 0,00018) PTG = 33,96°C (ETR = 0,33) SSM = 30,0 d/cm ² (ETR = 5,0) S2 = 7,59 d/cm ² (ETR = 2,19) ACOLE = 0,353% (ETR = 0,040)
beurre d'été 2 ^{re} année	beurre d'hiver 2 ^{re} année
C16:0 = 24,34% C18:0 = 10,84% d'où C18:1 = 27,81% IR = 1,45530 (ETR = 0,00012) PTG = 32,63°C (ETR = 0,22) SSM = 12,6 d/cm ² (ETR = 2,9) S2 = 2,95 d/cm ² (ETR = 0,94) ACOLE = 0,341% (ETR = 0,026)	C16:0 = 31,09% C18:0 = 9,61% d'où C18:1 = 21,55% IR = 1,45398 (ETR = 0,00016) PTG = 34,14°C (ETR = 0,23) SSM = 30,6 d/cm ² (ETR = 5,5) S2 = 11,20 d/cm ² (ETR = 2,69) ACOLE = 0,323% (ETR = 0,029)
beurre d'été	beurre d'hiver
ATD: A = 81,4% (ETR = 2,3) C = 10,63°C (ETR = 0,36)	ATD: A = 75,6% (ETR = 3,0) C = 13,13°C (ETR = 0,47)

Tableau 28: caractéristiques moyennes des beurres de l'Est de la France.

Les beurres de l'Est présentent des variations saisonnières comparables à celles de la Basse-Normandie. Et la composition moyenne est aussi décalée vers le type estival

La différence avec la Basse-Normandie tient aussi à la composition, le taux de saturation des chaînes longues est nettement plus faible en été, c'est moins vrai en hiver.

Ceci se traduit par une température de pic de bas point de fusion (C), un point de goutte et une dureté très faibles en été. Par contre, la



dureté du beurre d'hiver est plus grande que celle des beurres de Bretagne et de Basse-Normandie.

Cette variation saisonnière de la dureté un peu plus grande s'explique par le taux de saturation des longues chaînes. L'importante insaturation des longues chaînes en été ($A3AG < 0$) ne se retrouve pas en hiver ($A3AG > 0$).

Quant à l'acidité oléique, il s'agit de l'une des plus élevées des beurres français. Pas un beurre n'est au-dessous de 0,30% d'acidité oléique.

II-2-6 Ateliers des autres régions et cas particuliers.

Trois des six ateliers de production forment un groupe assez homogène (13, 15 et 20), les trois autres correspondent à des situations très spécifiques analysées séparément.

II-2-6-1 NORD, CENTRE, SUD-OUEST DE LA FRANCE (ateliers 13, 15 et 20).

beurre d'été 1 ^{re} année	
C16:0 = 28,87%	A1AG = -174
C18:0 = 10,14%	A2AG = -22
C18:1 = 24,75%	A3AG = -29
IR = 1,45434 (ETR = 0,00017)	
PTG = 33,29°C (ETR = 0,27)	
SSM = 17,4 d/cm ² (ETR = 3,4)	
S2 = 5,47 d/cm ² (ETR = 1,02)	
ACOLE = 0,338% (ETR = 0,031)	

beurre d'hiver 1 ^{re} année	
C16:0 = 32,31%	A1AG = 562
C18:0 = 7,91%	A2AG = 54
C18:1 = 19,48%	A3AG = -49
IR = 1,45337 (ETR = 0,00018)	
PTG = 34,07°C (ETR = 0,33)	
SSM = 31,9 d/cm ² (ETR = 5,8)	
S2 = 11,94 d/cm ² (ETR = 2,19)	
ACOLE = 0,321% (ETR = 0,040)	

beurre d'été 2 ^e année	
C16:0 = 25,99%	A1AG = -460
C18:0 = 10,88%	A2AG = 0
C18:1 = 26,50%	A3AG = -34
IR = 1,45481 (ETR = 0,00012)	
PTG = 32,89°C (ETR = 0,22)	
SSM = 19,4 d/cm ² (ETR = 2,9)	
S2 = 4,04 d/cm ² (ETR = 0,94)	
ACOLE = 0,286% (ETR = 0,026)	

beurre d'hiver 2 ^e année	
C16:0 = 32,44%	A1AG = 463
C18:0 = 9,01%	A2AG = -38
C18:1 = 20,43%	A3AG = 40
IR = 1,45370 (ETR = 0,00016)	
PTG = 34,09°C (ETR = 0,23)	
SSM = 31,3 d/cm ² (ETR = 5,5)	
S2 = 10,07 d/cm ² (ETR = 2,69)	
ACOLE = 0,285% (ETR = 0,029)	

beurre d'été	
ATD: A = 79,6% (ETR = 2,3)	
C = 11,14°C (ETR = 0,36)	

beurre d'hiver	
ATD: A = 75,3% (ETR = 3,0)	
C = 13,13°C (ETR = 0,47)	

Tableau 29: caractéristiques moyennes des beurres du NORD, CENTRE et SUD-OUEST.

Ces beurres présentent des variations saisonnières du même ordre que celles des beurres de l'Est et de la Basse-Normandie.

La composition moyenne décalée vers le type hivernal la 1^o année, s'est "recentrée" la 2^o année. C'est sans doute, en partie, ce qui explique que la tartinabilité ne s'est pas dégradée pendant l'hiver 86/87, avec le fait que les courtes chaînes soient restées à des taux pas trop bas.

L'acidité libre, plus élevée que la moyenne en 1^o année, s'est sensiblement améliorée la 2^o année, passant au-dessous de 0,30% en moyenne.

II-2-6-2 HAUTE NORMANDIE: atelier 06.

beurre d'été 1 ^{re} année		beurre d'hiver 1 ^{re} année	
C16:0 = 25,34%	A1AG = -635	C16:0 = 32,54%	A1AG = 659
C18:0 = 11,95%	d'où A2AG = -48	C18:0 = 7,75%	d'où A2AG = 114
C18:1 = 27,82%	A3AG = 29	C18:1 = 18,47%	A3AG = -38
IR = 1,45460 (ETR = 0,00017)		IR = 1,45312 (ETR = 0,00018)	
PT6 = 32,86°C (ETR = 0,27)		PT6 = 34,11°C (ETR = 0,33)	
SSM = 13,8 d/cm ² (ETR = 3,4)		SSM = 41,5 d/cm ² (ETR = 5,8)	
S2 = 3,88 d/cm ² (ETR = 1,02)		S2 = 14,39 d/cm ² (ETR = 2,19)	
ACOLE = 0,254% (ETR = 0,031)		ACOLE = 0,235% (ETR = 0,040)	

beurre d'été 2 ^e année		beurre d'hiver 2 ^e année	
C16:0 = 24,20%	A1AG = -746	C16:0 = 33,85%	A1AG = 723
C18:0 = 12,28%	d'où A2AG = 11	C18:0 = 8,25%	d'où A2AG = 2
C18:1 = 28,23%	A3AG = 32	C18:1 = 18,49%	A3AG = 36
IR = 1,45500 (ETR = 0,00012)		IR = 1,45348 (ETR = 0,00016)	
PT6 = 33,10°C (ETR = 0,22)		PT6 = 34,37°C (ETR = 0,23)	
SSM = 12,8 d/cm ² (ETR = 2,9)		SSM = 46,9 d/cm ² (ETR = 5,5)	
S2 = 3,02 d/cm ² (ETR = 0,94)		S2 = 13,54 d/cm ² (ETR = 2,69)	
ACOLE = 0,270% (ETR = 0,026)		ACOLE = 0,264% (ETR = 0,029)	

beurre d'été		beurre d'hiver	
ATD: A = 80,7% (ETR = 2,3)		ATD: A = 73,0% (ETR = 3,0)	
C = 11,46°C (ETR = 0,36)		C = 12,98°C (ETR = 0,47)	

Tableau 30: caractéristiques des beurres de l'atelier 06.

La spécificité de cet atelier est la très grande amplitude des variations saisonnières. Ceci entraînent les plus fortes variations de dureté (avec des beurres très peu tartinables en hiver).

Pourquoi ce caractère hivernal si marqué qui fait la différence avec les beurres de Basse-Normandie ? Peut-être du fait de la gestion différente des troupeaux dans la zone de collecte, avec une mise à l'étable plus précoce et une mise à l'herbe plus tardive.



Cette tartinabilité est restée difficile d'un hiver sur l'autre, sans se dégrader nettement. Un décalage vers les courtes chaînes demeuré plus important que les autres beurres l'explique sans doute (A2AG très élevé en hiver 85/86, est resté positif en 86/87).

L'acidité libre est relativement faible, elle se rapproche de celle de la Basse-Normandie.

II-2-6-3 atelier 14.

beurre d'été 1 ^{re} année		beurre d'hiver 1 ^{re} année	
C16:0 = 29,74%	A1AG = 78	C16:0 = 34,20%	A1AG = 808
C18:0 = 8,44% d'où	A2AG = -49	C18:0 = 6,49% d'où	A2AG = 24
C18:1 = 23,47%	A3AG = -137	C18:1 = 18,19%	A3AG = -129
IR = 1,45437 (ETR = 0,00017)		IR = 1,45315 (ETR = 0,00018)	
PTG = 33,85°C (ETR = 0,27)		PTG = 34,23°C (ETR = 0,33)	
SSM = 17,8 d/cm ² (ETR = 3,4)		SSM = 31,3 d/cm ² (ETR = 5,8)	
S2 = 4,91 d/cm ² (ETR = 1,02)		S2 = 11,65 d/cm ² (ETR = 2,19)	
ACOLE = 0,372% (ETR = 0,031)		ACOLE = 0,271% (ETR = 0,040)	

beurre d'été 2 ^e année		beurre d'hiver 2 ^e année	
C16:0 = 26,65%	A1AG = -387	C16:0 = 35,30%	A1AG = 890
C18:0 = 9,91% d'où	A2AG = -36	C18:0 = 6,81% d'où	A2AG = -73
C18:1 = 26,45%	A3AG = -117	C18:1 = 18,04%	A3AG = -70
IR = 1,45480 (ETR = 0,00012)		IR = 1,45365 (ETR = 0,00016)	
PTG = 32,66°C (ETR = 0,22)		PTG = 34,50°C (ETR = 0,23)	
SSM = 17,8 d/cm ² (ETR = 2,9)		SSM = 44,2 d/cm ² (ETR = 5,5)	
S2 = 3,39 d/cm ² (ETR = 0,94)		S2 = 12,94 d/cm ² (ETR = 2,69)	
ACOLE = 0,374% (ETR = 0,026)		ACOLE = 0,287% (ETR = 0,029)	

beurre d'été		beurre d'hiver	
ATD: A = 80,5% (ETR = 2,3)		ATD: A = 69,5% (ETR = 3,0)	
C = 18,62°C (ETR = 0,36)		C = 12,44°C (ETR = 0,47)	

Tableau 31: caractéristiques des beurres de l'atelier 14.

La spécificité de cet atelier est dans sa composition moyenne (et, dans une moindre mesure, dans ses fortes variations saisonnières en 86/87). D'une part, la composition est fortement décalée en moyenne vers le type hivernal et, d'autre part, le taux de saturation des chaînes longues est le plus faible de tous les beurres français. Comme les longues chaînes ne sont pas en quantité importante, cela entraîne une très faible proportion d'acide stéarique.

La spécificité de la composition moyenne de ces beurres est vraisemblablement due à l'alimentation riche en pulpes de betterave des vaches dans la zone de collecte

Il présente également, sauf en hiver 85/86, un décalage important des acides de 4 à 16 carbones vers le C16:0 (A2AG négatif), donc peu de courtes chaînes relativement à l'acide palmitique.

Il en résulte de fortes variations de tartinabilité, une dégradation de celle-ci en hiver 86/87 du fait de la diminution des courtes chaînes, mais une dureté en moyenne moins élevée que ce qu'on aurait pu craindre à cause de la faible proportion de stéarique.

Enfin, c'est le seul atelier qui présente de fortes variations saisonnières de l'acidité libre. Elle est très élevée en été et d'un niveau tout à fait acceptable en hiver (inférieure à 0,30%).

II-2-6-4 AUVERGNE: atelier 18.

beurre d'été 1^{re} année C16:0 = 26,92% A1AG = -316 C18:0 = 10,72% d'où A2AG = 15 C18:1 = 25,44% A3AG = -8 IR = 1,45459 (ETR = 0,00017) PT6 = 33,04°C (ETR = 0,27) SSM = 16,1 d/cm² (ETR = 3,4) S2 = 4,82 d/cm² (ETR = 1,02) ACOLE = 0,362% (ETR = 0,031)	beurre d'hiver 1^{re} année C16:0 = 31,73% A1AG = 597 C18:0 = 7,72% d'où A2AG = 167 C18:1 = 10,65% A3AG = -60 IR = 1,45348 (ETR = 0,00018) PT6 = 34,16°C (ETR = 0,33) SSM = 30,5 d/cm² (ETR = 5,8) S2 = 10,76 d/cm² (ETR = 2,19) ACOLE = 0,363% (ETR = 0,040)
beurre d'été 2^{re} année C16:0 = 23,92% A1AG = -007 C18:0 = 12,36% d'où A2AG = -7 C18:1 = 20,76% A3AG = 22 IR = 1,45516 (ETR = 0,00012) PT6 = 32,68°C (ETR = 0,22) SSM = 12,0 d/cm² (ETR = 2,9) S2 = 3,00 d/cm² (ETR = 0,94) ACOLE = 0,299% (ETR = 0,026)	beurre d'hiver 2^{re} année C16:0 = 31,44% A1AG = 234 C18:0 = 9,97% d'où A2AG = -100 C18:1 = 22,20% A3AG = 76 IR = 1,45400 (ETR = 0,00016) PT6 = 34,07°C (ETR = 0,23) SSM = 33,3 d/cm² (ETR = 5,5) S2 = 9,12 d/cm² (ETR = 2,59) ACOLE = 0,330% (ETR = 0,029)
beurre d'été ATD: A = 80,2% (ETR = 2,3) C = 11,40°C (ETR = 0,36)	beurre d'hiver ATD: A = 72,6% (ETR = 3,0) C = 13,02°C (ETR = 0,47)

Tableau 32: caractéristiques des beurres de l'atelier 18.

La spécificité de cet atelier est l'évolution entre les deux années d'expérimentation. Il est passé d'une composition moyenne nettement décalée vers le type hivernal en 1^{re} année, à une composition très nettement décalée vers le type estival en 2^{re} année.

Ce décalage fut si important dans ce sens que la tartinabilité ne s'est pas dégradée entre les deux hivers, malgré une très forte chute des chaînes courtes (A2AG est passé de 167 en 85/86 à -100 en 86/87).

Enfin, l'acidité oléique, très élevée en 1^o année, s'est un peu améliorée en 2^o année, se rapprochant de 0,30%.

III Conclusion de la troisième partie.

1) Entre les deux hivers d'expérimentation (85/86 et 86/87), on note une nette diminution des acides gras à courtes chaînes (relativement à la quantité totale d'acides de 4 à 16 carbones).

La méthode des directions révélatrices (cf. 1^o partie) montre que cette diminution est principalement responsable de la dégradation de la tartinabilité des beurres entre ces deux hivers. La diminution de l'insaturation des longues chaînes en est secondairement responsable.

Une hypothèse plausible d'explication de cette chute des courtes chaînes est un déficit énergétique dans l'alimentation des vaches laitières pendant l'hiver 86/87, conséquence de la crainte de dépassement des quotas laitiers.

2) Les variations saisonnières et les évolutions sur deux ans de la composition en acides gras des beurres ne sont pas identiques. La prise en compte de quatre types de beurres est nécessaire: les beurres d'été et d'hiver, et ce en 1^o et 2^o années d'expérimentation.

L'étude de la composition moyenne et des variations de composition entre les quatre types de beurres a permis de dresser une typologie des situations de la production en France. Celle-ci se confond avec des différences régionales, à l'exception de quelques cas particuliers étudiés à part. Ceci justifie a posteriori le plan d'échantillonnage construit d'après les régions.

3) Cette typologie a servi pour caractériser la composition et les propriétés physiques des beurres de chaque région française, ou de chaque cas particulier. Elle a permis l'établissement d'un "livre blanc" des beurres français.

Notons toutefois un point obscur: la diminution de l'insaturation des longues chaînes entre les deux hivers est en contradiction avec la diminution de la température du pic de bas point de fusion observée pour les mois de décembre et février entre les deux années. Il est difficile de l'expliquer.

CONCLUSION LIVRE BLANC DES BEURRES LAITIERS FRANCAIS

I Résultats obtenus sur la tartinabilité des beurres.

Les propriétés rhéologiques des beurres sont, avant tout, le résultat de leur composition.

C'est ainsi que des compositions de la matière grasse bien différenciées conduisent à l'identification de deux types de beurres, le beurre d'été (séries de juin, août et octobre) et le beurre d'hiver (séries de décembre, février et avril). Le beurre d'été comporte plus de chaînes longues (à 18 atomes de carbone), donc plus d'acides gras insaturés que le beurre d'hiver.

Les propriétés thermiques sont les plus discriminantes de ces deux types de beurre. Le point de goutte est autour de 33°C en été, autour de 34°C en hiver, et la température du pic de bas point de fusion est autour de 11°C en été, autour de 13°C en hiver. Quant aux propriétés rhéologiques, elles traduisent des comportements différents, des beurres mous en été et de dureté peu variable, des beurres plus durs en moyenne et de variabilité beaucoup plus grande en hiver.

Les variables rhéologiques mesurent sensiblement la même chose, la dureté. Des relations fonctionnelles non linéaires existent entre elles. Les variables les mieux corrélées avec la composition sont S2 pour l'essai 2 et SSM pour l'essai 1. On a vérifié les effets amollissants du taux d'insaturés et du taux de courtes chaînes. Mais les relations avec la composition sont très complexes, en tout cas non linéaires et caractérisées par des seuils:

1) seuil de l'insaturation (entre les beurres d'été et d'hiver): lorsque l'insaturation diminue, au-dessous d'un certain seuil on a un comportement de beurre d'hiver et la dureté s'accroît beaucoup; à propos de la mesure de l'insaturation, un résultat important est la démonstration que l'indice de réfraction la mesure de façon plus fiable que l'indice d'iode,

2) seuil des courtes chaînes (entre les beurres des deux hivers 85/86 et 86/87): lorsque décroît la proportion des courtes chaînes (relativement aux acides gras de 4 à 16 carbones), au-dessous d'un certain seuil, pour les beurres de composition hivernale, la dureté s'accroît beaucoup. La présence de ce seuil explique la dégradation de la tartinabilité observée entre les deux hivers. Cette diminution étant sans doute causée par un déficit énergétique dans l'alimentation des troupeaux en 86/87, par crainte de dépassement des quotas de production de lait.

Une même variation de composition a un effet nettement plus sensible en hiver qu'en été. Ceci démontre qu'à composition moyenne constante, une diminution des variations saisonnières a un effet positif sur la dureté moyenne. On en déduit aussi qu'il suffit d'une relativement faible variation de composition, dans le bon sens, pour améliorer nettement la tartinabilité des beurres d'hiver.

Rapport-gratuit.com

LE NUMERO 1 MONDIAL DU MÉMOIRES



L'analyse thermique différentielle, technique nouvelle pour le beurre, permet d'étudier le produit sur une large plage de température. Les paramètres issus de la modélisation du taux de glycérides liquides en fonction de la température en résument les résultats. Les trois paramètres décrivant le pic de bas point de fusion sont les plus intéressants:

- . le taux de glycérides de ce 1^{er} pic (A) est plus grand en été qu'en hiver, et il est assez bien corrélé (négativement) avec la dureté, il présente des variations régionales;

- . l'étroitesse de ce pic (B) est plus grande en hiver qu'en été, ce qui signifie que la fusion est mieux répartie pour le beurre d'été;

- . la température du pic (C) est plus faible en été qu'en hiver; elle présente également des différences régionales significatives.

Enfin, la prise en compte de différences de composition moyenne, de variations saisonnières et d'évolutions au cours de l'étude a permis l'établissement d'une typologie des ateliers de production, qui, à quelques exceptions près, se confond avec une typologie régionale. Elle a servi à caractériser la composition et les propriétés physiques des beurres de chaque région. C'était là l'objectif principal du livre blanc des beurres laitiers français.

II Base de données.

Ce programme de recherche a donné lieu à la mesure d'un grand nombre de caractéristiques de la matière grasse laitière, sur un grand nombre d'échantillons. Une importante masse d'informations se trouve désormais en mémoire, sur des disquettes 5 pouces 1/4.

La liste exhaustive des fichiers de données, encodés sous STATITCF, figure en annexe I. La banque de données peut se valoriser sous cette forme, si l'on dispose du logiciel et si l'on désire faire d'autres statistiques dessus.

Ces fichiers peuvent être transférés sous DBASE III, comme indiqué en annexe II, où un exemple est présenté. On dispose alors d'une base de données interrogeable à volonté, à condition de disposer du logiciel DBASE III, mais celui-ci est très diffusé parmi les entreprises.

Comme il est peu probable que les questions à propos des beurres s'arrêtent avec ce livre blanc, il n'est pas inutile de se ménager la possibilité de réutiliser ces données pour répondre à d'autres interrogations que celles qui ont été posées dans le cadre de cette étude.

III Questions en suspens et ouvertures possibles.

Le livre blanc est un constat. Il a permis, entre autres, de décrire les variations de la tartinabilité des beurres et de les expliquer par les variations de la composition, si bien qu'on peut dire désormais qu'il ne peut y avoir d'amélioration de la tartinabilité sans modification de la composition de la matière grasse. Maintenant se pose la question comment améliorer la tartinabilité des beurres d'hiver ?

Une première voie est explorée dans le prolongement de ce programme: le fractionnement de la matière grasse. En effet, la séparation en deux phases de la matière grasse, l'une liquide, l'oléine, l'autre solide, la stéarine, devrait permettre de valoriser différemment ces fractions. La stéarine est déjà utilisée en pâtisserie, de telle manière qu'on mesure le rendement du fractionnement en poids relatif de stéarine. L'oléine devrait pouvoir se valoriser par ajout à la matière grasse hivernale qui sert à fabriquer le beurre. Ceci suppose une évolution de la réglementation sur le beurre, si celle-ci n'est pas déjà en cours.

Dans cette optique, les mesures des propriétés thermiques sont intéressantes, et devraient permettre de prévoir le rendement en fractionnement. La modélisation des courbes d'ATD peut être utilisée, les données mesurées ici peuvent servir de point de repère. Mais il semble qu'un autre travail de modélisation doive être fait pour utiliser les courbes d'ATD mesurées sur les fractions.

Une autre voie possible d'amélioration est le changement de régime alimentaire hivernal des vaches laitières. On a vu que l'alimentation était le facteur prépondérant de la variation de la composition (en premier lieu la plus importante: la différence été-hiver), que la dégradation de la tartinabilité de l'hiver 86/87 était due, vraisemblablement, à un déficit alimentaire. Ces données peuvent être utilisées pour essayer de cerner un peu mieux les facteurs alimentaires et initier une réflexion à ce sujet.

Notons que le livre blanc s'est polarisé sur les caractéristiques de tartinabilité, or bien d'autres sont intéressants et sont susceptibles de l'enrichir. D'une part, en utilisant ces données pour répondre à d'autres questions et donner lieu à d'autres exploitations sur les mêmes données, d'autre part, pour compléter le livre blanc par de nouvelles caractéristiques non encore mesurées.

Le deuxième problème important du beurre est d'ordre nutritionnel. Ce programme a permis la mise en mémoire de données très complètes sur la composition de la matière grasse, exploitable par des nutritionnistes. Voilà un exemple de possible réutilisation de la banque de données pour répondre à d'autres questions.

Enfin, l'actuel livre blanc ne comporte que très peu d'informations sur les problèmes organoleptiques et de conservation. Seules des mesures d'acidité libre ont été effectuées sur l'ensemble des échantillons. Voilà un exemple de possible ajout au livre blanc des beurres laitiers français.

BIBLIOGRAPHIE

Les références qui suivent, à propos de la matière grasse laitière, sont indicatives. Pour un supplément d'information, on se reportera utilement aux synthèses bibliographiques de D. BRODIN (3) et F. RICHARD (17).

(1) ALAIS C. (1975) Science du lait, Société d'Édition et de Publicité Agricoles, Industrielles et Commerciales, Paris.

(2) BEAUX M.F., GOUET H., GOUET J.P., PHILIPPEAU G., TRANCHEFORT J., VERNEAU M. (1987) STAT-ITCF, Manuel d'utilisation, ITCF, Boigneville-Maisse.

(3) BRODIN D. (1986) Variations saisonnières de la composition chimique de la matière grasse laitière en relation avec la tartinabilité du beurre, ADRIA Normandie, Villers-Bocage.

(4) COURSQL J. (1980) Techniques statistiques des modèles linéaires, les cours du CIMPA, Nice.

(5) DOREY F. (1987) Composition et qualité de la matière grasse butyrique étudiées au travers des beurres français, Mémoire de Diplôme d'Ingénieur CNAM.

(6) EFRON B. (1982) The jackknife, the bootstrap, and others resampling plans, SIAM NSF-CBMS, Monograph 38.

(7) FRIEDMAN J.H. (1984) SMART User's Guide, Department of Statistics Report LCS 01, Standford University.

(8) FRIEDMAN J.H. (1985) Classification and multiple regression through projection pursuit, technical report n°12, Department of Statistics, Standford University.

(9) FRIEDMAN J.H., STUETZLE W. (1981) Projection pursuit regression, JASA, 76, p. 817-823.

(10) GALLACIER J.P., BARBIER J.P., KUZDZAL-SAVOIE S. (1974) Variations saisonnières des proportions relatives des acides gras d'un beurre de laiterie d'Ille-et-Vilaine, Le Lait, 54, p. 117-138.

(11) GALLACIER J.P., BARBIER J.P., KUZDZAL-SAVOIE S. (1984) Variations saisonnières de la composition en acides gras du beurre de trois laiteries de l'Ouest de la France, La Technique Laitière, 993, p. 13-29.

(12) GALLACIER J.P., BARBIER J.P., KUZDZAL-SAVOIE S. (1985) Variations saisonnières de la composition triglycéridique du beurre de trois laiteries de l'Ouest de la France, La Technique Laitière, 994, p. 15-26.

(13) LEFEBVRE J. (1988) Rapport final d'activité du laboratoire de physicochimie des macromolécules: caractérisation rhéologique des beurres du programme, INRA, Nantes.

(14) NORRIS G.E., GRAY I.K., DOLBY R.N. (1973) Seasonal variation in the composition and thermal properties of New-Zealand milk fat, J. of Dairy Research, 40, p. 207-214 & 311-321.

(15) REMOND B., JOURNET M. (1987) Le lait, matière première de l'industrie laitière: 4. Effet de l'alimentation et de la saison sur la composition du lait, CEPIL-INRA, Paris.

(16) Revue Laitière Française (1981) La France laitière classement 1980, Paris.

(17) RICHARD F. (1985) Synthèse bibliographique: application de l'analyse thermique différentielle à l'étude du beurre, laboratoire WOLFF, Service Recherche et Développement.

(18) STORRY J.M., ROOK J.A.F. (1965) The effect of diet low in hay and high in flake maize on milk fat secretion and the concentrations of certain constituents in the blood plasma of the cow, Brit. J. Nutri., 19, p. 101-109.

(19) TOMASSONE R. (1987) Logiciels statistiques sur micro-ordinateurs compatibles PC, INAPG

(20) TOMASSONE R., DANZART M., DAUDIN J.J., MASSON J.P. (1988) Discrimination et classement, Masson, Paris.

(21) TOMASSONE R., LESQUODY E., MILLIER C. (1983) La régression: nouveaux regards sur une ancienne méthode statistique, Masson, Paris.

(22) La Voie Lactée (1984) La coopération laitière française, numéro spécial, Paris.

ANNEXE I

FICHIERS DES DONNEES EXPERIMENTALES

Tous les deux mois, d'octobre 1985 à août 1987, les laboratoires impliqués dans le programme "matières grasses" recevaient chacun 2 échantillons de beurre par atelier de production. Suit la correspondance entre le numéro de série et la date de production:

série	date
1	OCTOBRE 1985
2	DECEMBRE 1985
3	FEVRIER 1986
4	AVRIL 1986
5	JUIN 1986
6	AOUT 1986
7	OCTOBRE 1986
8	DECEMBRE 1986
9	FEVRIER 1987
10	AVRIL 1987
11	JUIN 1987
12	AOUT 1987

Quatre laboratoires ont effectué des mesures sur tous les échantillons pendant les deux années d'expérience:

- . l'ADRIA Normandie
- . l'INRA de Nantes: laboratoire de physicochimie des macromolécules
- . les laboratoires WOLFF
- . l'INRA de Jouy: laboratoire de Technologie Laitière

Les résultats numériques ont été saisis d'abord sous forme de fichiers texte (ASCII), puis transformés pour être utilisables par le logiciel STAT-ITCF. Les fichiers STAT-ITCF sont présentés ci-dessous par laboratoire. Les variables mesurées contenues dans ces fichiers sont également listées. Il ne s'agit ici que des fichiers de base, ne sont pas reportés les fichiers nécessairement créés pour effectuer les analyses statistiques (fichiers de moyennes, etc.). Chaque fichier contient 2 ou 3 variables d'identification de l'échantillon (numéros de série, atelier et répétition).

1) ADRIA Normandie

Un premier fichier contient les mesures synthétiques effectuées pendant 2 ans: **ADRIA**

480 observations, 9 variables, les données manquantes sont codées par des 0 (comme systématiquement par la suite). Suit la liste du code des variables (5 lettres), du nom de celles-ci et de l'unité de mesure:

SERIE	numéro de série (1 à 12)	
ATEL	numéro d'atelier (1 à 20)	
REPET	numéro de répétition (1 ou 2)	
PTG	point de goutte	°C
IRM	fonction de l'indice de réfraction (IRM = 10000 IR - 14500)	
IDOE	indice d'iode	%
NGS	non gras sec	% de beurre
EAU	humidité	% de beurre
TEMP	température d'échantillon (arrivée)	°C

Un deuxième fichier contient les taux d'acides gras (en % des acides gras totaux): **ADAG**

480 observations, 40 variables, les isomères de C16:1, C18:1 et C18:2 ont été rassemblés, n'ayant pas été détectés de la même façon pour toutes les observations (par exemple les taux qui apparaissent pour l'acide oléique sont en fait les taux de tous les isomères du C18:1). Les trois premières variables sont les identificateurs (SERIE, ATEL et REPET):

4C	C4:0, acide butyrique
5C	C5:0, pentanoïque
6C	C6:0, acide caproïque
7C	C7:0, heptanoïque
8C	C8:0, acide caprylique
9C	C9:0, nonanoïque
10C	C10:0, acide caprique
101C	C10:1, acide caproléique
11C	C11:0,
12C	C12:0, acide laurique
121C	C12:1, acide laurooléique
113C	C13:0 iso, 11-méthyldodécanoïque
13C	C13:0, tridécanoïque
114C	C14:0 iso, acide isomyristique
14C	C14:0, acide myristique
141C	C14:1, acide myristoléique
115C	C15:0 iso, 13-méthyltétradécanoïque
A15C	C15:0 ante iso, 12-méthyltétradécanoïque
15C	C15:0, pentadécanoïque
151C	C15:1, pentadécénoïque
116C	C16:0 iso, acide isopalmitique
16C	C16:0, acide palmitique
161C	C16:1, acide palmitoléique (et isomère)
117C	C17:0 iso, acide isomargarique
A17C	C17:0 ante iso, 14-méthylhexadécanoïque
17C	C17:0, acide margarique
171C	C17:1, heptadécénoïque
118C	C18:0 iso, acide isostéarique
18C	C18:0, acide stéarique
181C	C18:1, acide oléique (et isomères)
182C	C18:2, acide linoléique (et isomère)
19C	C19:0, nonadécanoïque
191C	C19:1, nonadécénoïque
183C	C18:3, acide linolénique
J182C	Cc18:2, acide linoléique conjugué
20C	C20:0, acide arachidique
201C	C20:1, acide gadoléique

2) INRA de Nantes

Un premier fichier contient les mesures de l'essai 1 et leurs écarts-type (sur les 5 aliquotes), tous les échantillons reçus ont été mesurés: **E1IN**

480 observations, 9 variables, les trois premières variables sont les identificateurs (SERIE, ATEL et REPET):

GSM	déformation au seuil	radians
SDG	écart-type de la déformation	id
SSM	seuil de contrainte	$10^3/\text{cm}^2$
SDS	écart-type du seuil	id
MSM	module d'élasticité	id
SDM	écart-type du module d'élasticité	id

Un deuxième fichier contient les mesures de l'essai 2 et celles, correspondantes, de l'essai 1. Les mesures ont été effectuées sur 147 échantillons (sur 480) dont deux du même envoi (série 2 atelier 01): **E12IN**

147 observations, 12 variables, les trois premières variables sont les identificateurs (SERIE, ATEL et REPET) et les trois dernières les mesures de l'essai 1 (GSM, SSM et MSM):

G1	déformation limite	radians
S1	seuil de contrainte "transitoire"	$10^3/\text{cm}^2$
S2	contrainte	id
S3	seuil de contrainte "dynamique"	id
M1	module d'élasticité	id
ETA	viscosité	10^3 Poises

3) Laboratoires WOLFF

Un fichier contient les taux de glycérides liquides mesurés par ATD (en pourcentage des glycérides totaux) entre -35°C et $+55^\circ\text{C}$: **WGL**

480 observations, 49 variables, les trois premières variables sont les identificateurs (SERIE, ATEL et REPET) et les suivantes sont les taux de glycérides liquides, tous les 2°C , sur la plage de températures, notés -35°C , -33°C , ..., 53°C , 55°C

Un deuxième fichier contient les résultats des ajustements par le modèle (2^e partie) de ces courbes de glycérides en fonction de la température (séries 1 à 9 et résultat par envoi, car les courbes moyennes des 2 échantillons ont été ajustés): **ACD19**

180 observations, 9 variables, les 2 premières variables sont les identificateurs (SERIE et ATEL):

SCR	somme des carrés résiduels de l'ajustement
R2	coefficient de détermination de l'ajustement
A	taux de glycérides à bas point de fusion %
B	étroitesse du pic de bas point de fusion
C	température du pic de bas point de fusion °C
D	étroitesse du pic de haut point de fusion
E	température du pic de haut point de fusion °C

4) INRA de Jouy

Un fichier contenant les mesures d'acidité libre: SER-AGL

480 observations, 23 variables, les trois premières variables sont les identificateurs (SERIE, ATEL et REPET), puis figurent les mesures en milliéquivalents de 18 acides gras libres (C4:0, C6:0, C8:0, C10:0, C10:1, C12:0, C14:0, C14:1, IC15, AIC15, C15:0, C16:0, C16:1, C18:0, C18:1, C18:2, C18:3, 18:2D) et:

ACMEQ	acidité libre totale	milliéquivalents
ACOLE	acidité oléique totale	% gras du beurre

ANNEXE II

EXEMPLE DE TRANSFORMATION SOUS DBASE III

Le logiciel STAT-ITCF réalise le transfert de données encodées sous la forme STAT-ITCF (cas des fichiers du programme "matières grasses" d'ARILAIT) dans des nouveaux fichiers de format utilisable par le logiciel DBASE III.

Dans le module **GESTION DE DONNEES** de STAT-ITCF, l'option **TRADUCTION DE FORMAT DE FICHIERS** permet d'effectuer le passage STAT-ITCF --> DBASE III.

Ceci a deux conséquences:

- . toutes les informations du fichier DBASE sont alors numériques (y compris les identificateurs de série, d'atelier et de répétition),

- . le logiciel DBASE ne gère pas les données manquantes, qui sont codées "0" dans les fichiers STAT-ITCF; ceci nécessite d'éliminer les données manquantes de ces fichiers avant de réaliser le transfert.

Certaines possibilités offertes par DBASE peuvent être vues à travers un exemple (il est à noter que c'est cet exemple qui a été présenté lors de la journée scientifique d'ARILAIT du 8 mars 1988).

Le fichier (STAT-ITCF) **JSCIEN**, après élimination des données manquantes, a permis de générer le fichier (DBASE) **J1.DBF**. Ces fichiers sont constitués de variables mesurés par l'ADRIA Normandie et l'INRA de Jouy (il s'agit de fichiers de moyennes par envoi).

Il y a 222 observations (240 s'il n'y avait pas de données manquantes), 9 variables, les deux premières sont les identificateurs (SERIE et ATEL):

PTG	point de goutte
IRM	fonction de l'indice de réfraction (IRM = 10000 IR - 14500)
IDDE	indice d'iode
INSAT	taux d'acides gras insaturés (en %)
MINSA	taux d'acides gras mono-insaturés
PINSA	taux d'acides gras poly-insaturés
ACOLE	acidité oléique

On peut alors, en se plaçant sous DBASE:

- . tirer une donnée (par exemple d'acidité oléique, série 1, atelier 1) par

```
list SERIE, ATEL, ACOLE for SERIE=1 .AND. ATEL=1
```

- . faire la moyenne d'une variable pour un atelier (exemple acidité oléique, atelier 1) par

```
average ACOLE for ATEL=1
```

. lister les ateliers d'une série (ou plusieurs) dont une variable dépasse un seuil fixé (exemple: ateliers de la série 1 dont l'acidité oléique dépasse 0,30%) par

```
list ATEL, ACOLE for SERIE=1 .AND. ACOLE > .30
```

. faire la moyenne d'une variable pour un atelier et plusieurs séries (exemple: insaturation de l'atelier 1 en été de 1^o année d'expérience) par

```
average INSAT for ATEL=1.AND.(SERIE=1.OR.SERIE=5.OR.SERIE=6)
```

SIGLES

Les codes des noms de variable, reportés en annexe I, ne figurent pas dans les sigles qui suivent.

ACP.....	Analyse en Composantes Principales
ADRIA.....	Association pour le Développement de la
.....	Recherche dans les Industries Alimentaires
AFC.....	Analyse Factorielle des Correspondances
AG.....	Acides Gras
ARILAIT.....	Association pour le développement de la
.....	Recherche dans l'Industrie LAITIÈRE
ATD.....	Analyse Thermique Différentielle
CAH.....	Classification Automatique Hiérarchique
CM.....	Carrés Moyens (analyse de variance)
DL.....	Degrés de Liberté (analyse de variance)
ETR.....	Ecart-Type Résiduel
F.....	statistique de FISHER
FIL.....	Fédération Internationale de Laiterie
INAPG.....	Institut National Agronomique Paris-Grignon
ITCF.....	Institut Technique des Céréales et des Fourrages
NS.....	Niveau de Signification (tests)
R.....	coefficient de corrélation (régression)
SCE.....	Somme des Carrés des Ecartés
SMART.....	Smooth Multiple Additive Regression Technique

ABSTRACT

Two questions are asked to study the spreadability of french milk butters, with purpose of their improvement:

- 1) How to characterize the spreadability of a butter ?
- 2) Which are time and space variations of analysed butters ?

Two ways have been explored to answer the first question, rheology and differential scaling calorimetry.

Here effect of fatty acids composition on rheologic properties is proved. The effect is not the same in summer and in winter. Projection pursuit regression methods allow to get non linear relations and to complete usefully results of multiple linear regressions.

It is seen until where more simple mesures are able to estimate rheologic properties. The fact that refractive index is the best mesure of unsaturation is proved too.

DSC method analyses butter on a large interval of temperature. A mathematical model of liquid glycerids rate dependant on temperature (non linear regression) is proposed here to allow a simple (and interpretable) characterization of thermal properties. Stability of parameters of the model is tested by methods as JACKKNIFE and BOOTSTRAP.

The links between these parameters and fatty acids composition and rheologic properties are studied. And it is proved that thermal properties (softening point included) allow a good separation of summer and winter butters.

In order to answer the second question, automatic clustering methods have been applied. Typologies have been drawn from average fatty acids composition and from time variations of the composition.

Thus the production factories are seen clustering in regions. A table of rheologic and thermal properties (in relation with composition) of french milk butters is drawn according to regions and production dates.

A few interpretations of time and space variations are proposed.

KEY-WORDS: milk, butter, fat, spreadability, typology, rheology, differential scaling calorimetry, composition, fatty acids, linear regression, non linear regression, projection pursuit, jackknife, bootstrap.

RESUME

Pour l'étude de la tartinabilité des beurres laitiers français, en vue de son amélioration, deux questions se posent:

- 1) Comment caractériser la tartinabilité d'un beurre ?
- 2) Quelles sont les variations temporelles et régionales des beurres analysés ?

Deux voies ont été explorées pour répondre à la première question, la rhéologie et l'analyse thermique différentielle.

On démontre ici l'effet de la composition en acides gras sur les propriétés rhéologiques. Cet effet n'est pas le même en été et en hiver. Des régressions par la méthode des directions révélatrices permettent de piéger des relations non linéaires et de compléter utilement les résultats des régressions linéaires multiples.

On voit jusqu'à quel point on peut évaluer le comportement rhéologique par des mesures plus simples. On démontre aussi que l'indice de réfraction est la mesure la plus fiable de l'insaturation.

L'ATD est une technique analysant le beurre sur une large plage de températures. On propose ici un modèle mathématique du taux de glycérides en fonction de la température (régression non linéaire) permettant une caractérisation simple (et interprétable) des propriétés thermiques. La stabilité des paramètres de ce modèle est testée par des méthodes telles qu'EUSTACHE (JACKKNIFE) et CYRANO (BOOTSTRAP).

Les liens de ces paramètres avec la composition en acides gras et les propriétés rhéologiques sont étudiés. Et on montre que les propriétés thermiques (y compris le point de goutte) permettent une bonne séparation des beurres d'été et d'hiver.

Afin de répondre à la deuxième question, des techniques de classification automatique ont été appliquées. Des typologies ont été établies d'après la composition moyenne en acides gras et d'après les variations temporelles de cette composition.

C'est ainsi que l'on voit se regrouper les ateliers de production par région. On dresse un tableau des propriétés rhéologiques et thermiques (en relation avec la composition) des beurres laitiers français selon la région et la date de production.

Quelques interprétations des variations temporelles et régionales sont proposées.

MOTS-CLES: lait, beurre, matière grasse, tartinabilité, typologie, rhéologie, analyse thermique différentielle, composition, acides gras, régression linéaire, régression non linéaire, directions révélatrices, eustache, cyrano.

