HAL
open science

Les prairies temporaires en moyenne montagne: analyse statistique d'essais pluriannuels a Bourg Lastic (Puy-de-Dome)

Gilles Charmet, A. Bion, Bernard Debote

To cite this version:

Gilles Charmet, A. Bion, Bernard Debote. Les prairies temporaires en moyenne montagne: analyse statistique d'essais pluriannuels a Bourg Lastic (Puy-de-Dome). Agronomie, 1988, 8 (10), pp.863-872. hal-02725350

HAL Id: hal-02725350

https://hal.inrae.fr/hal-02725350v1

Submitted on 2 Jun 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Agronomie, 1988, **8** (10), 863-872

AMÉLIORATION DES PLANTES

Les prairies temporaires en moyenne montagne : analyse statistique d'essais pluriannuels à Bourg Lastic (Puy-de-Dôme)

Gilles CHARMET, André BION & Bernard DEBOTE

I.N.R.A., Station d'Amélioration des Plantes, Domaine de Crouelle, 63039 Clermont-Ferrand

RÉSUMÉ

Des essais de production fourragère ont été réalisés de 1976 à 1986 en moyenne montagne du Massif Central (Bourg Lastic, 840 m d'altitude) sur 7 espèces de graminées ou légumineuses en culture pure et une prairie permanente. La présente étude porte sur l'analyse statistique du rendement en matière sèche. Le prédicteur BLUP a été utilisé pour obtenir une valeur sans biais pour chaque variété à partir d'un dispositif non orthogonal. Les interactions variétés × années sont importantes et illustrées par une analyse des correspondances à l'aide des principaux facteurs climatiques.

Mots clés additionnels : *Production fourragère, graminées, légumineuses, BLUP, interaction génotype × milieu.*

SUMMARY

Medium-altitude temporary grassland : a statistical analysis of several years' studies at Bourg Lastic (Puy-de-Dôme, France).

Trials on forage productivity have been carried out since 1976 in hill land of Massif Central (Bourg Lastic at an altitude of 840 m) on seven species of grasses or legumes in pure stand and on permanent grassland. The present study describes a statistical analysis of dry matter yield. BLUP was used to obtain an unbiased value for each variety from a non-orthogonal design. Variety × year interactions were very important and are illustrated by a factorial correspondence analysis taking into account the main climatic features.

Additional key words : *Forage production, grasses, legumes, BLUP, genotype × environment interaction.*

I. INTRODUCTION

Les zones de montagne et les zones défavorisées couvrent 38 p. 100 du territoire français, soit une superficie de près de 21 millions d'hectares. Dans ces zones, la production fourragère constitue, à côté de la forêt, la principale utilisation des sols agricoles. Elle est largement assurée par la prairie permanente qui, correctement fertilisée et exploitée, peut donner une production abondante et de bonne qualité. Le premier facteur d'intensification de la production fourragère passe donc certainement par une meilleure gestion de la prairie permanente.

Toutefois, en France comme à l'étranger, les sélectionneurs travaillent depuis plusieurs décennies à l'amélioration génétique des principales espèces prairiales et proposent aujourd'hui des variétés plus performantes. Le progrès génétique apporté par ces variétés peut être apprécié à travers l'expérimentation officielle réalisée pour l'inscription au catalogue des nouvelles obtentions (ALLERIT, 1986). Mais le comportement des différentes espèces et variétés fourragères peut être très différent d'une région à l'autre, selon les conditions pédoclimatiques, et en particulier le classement des variétés peut être très différent entre un essai en plaine et un essai en moyenne montagne (DAVIES *et al.*, 1985). Or les éleveurs et les organismes de développement agricole souhaitent disposer de références de productions fourragères régionales pour mieux gérer leurs exploitations et décider de l'opportunité d'installer des prairies temporaires. Un exemple de telles références est donné par RAPHALEN (1985) pour l'Ouest de la France, mais peu de données sur la production fourragère en montagne ont été publiées.

Nous présentons dans cet article les résultats d'une analyse statistique des essais réalisés par l'I.N.R.A. de

1976 à 1986 sur le domaine expérimental de Bourg Lastic dans le Puy-de-Dôme. Un intérêt particulier a été porté à la comparaison des variétés sur une longue période et à l'étude des variations interannuelles de la production fourragère.

II. MATÉRIEL ET MÉTHODES

A. Le dispositif expérimental

Le domaine expérimental de Bourg Lastic est situé sur le versant Ouest du Massif Central, à 840 m d'altitude, sur sol brun acide développé sur roche métamorphique. Une description plus complète des conditions pédoclimatiques a été donnée par ARNAUD & NIQUEUX (1981). Le tableau 1 résume les grandes tendances météorologiques saisonnières pour les années 1976 à 1986.

Nous avons choisi d'analyser les résultats portant sur la production de matière sèche (exprimée en tonnes/hectare) de 29 variétés, appartenant à 7 espèces, qui ont été le plus fréquemment en essais entre 1976 et 1986. Il s'agissait d'essais en parcelles de 5 à 7 m^2 à 4 ou 5 répétitions, récoltées à la motofaucheuse, réalisés pour la plupart dans le cadre des tests officiels pour l'inscription au catalogue. Nous avons ajouté une trentième « variété » constituée par une prairie permanente située à proximité du domaine sur laquelle était réalisé un essai de fertilisation azote-potasse.

Les 29 variétés en culture pure et la prairie permanente considérée ont reçu chaque année une fertilisation moyenne correspondant à :

— 230 $kg \cdot ha^{-1}$ d'azote (80 en fin d'hiver puis 50 après chaque coupe,
— 80 à 100 $kg \cdot ha^{-1}$ de P205,
— 240 $kg \cdot ha^{-1}$ de K20 en 2 apports.

Les variétés en culture pure ont été observées pendant 3 années après l'année du semis notées A1-A2-A3.

En A1 et A2, elles ont été exploitées suivant un rythme dit « pâture » c'est-à-dire avec une coupe de déprimage suivie de coupes toutes les 4 à 5 semaines. Les variétés fourragères en A3 ainsi que la prairie permanente étaient exploitées au rythme « fauche » soit une première coupe à l'épiaison puis toutes les 5 à 6 semaines. Pour chaque année d'exploitation, les données ont été regroupées en 3 variables :

— production de printemps PR : correspondant aux coupes du premier cycle de montaison soit 1 ou 2 selon le rythme d'exploitation (en pratique, coupes de mai et juin),
— production été-automne ET : correspondant aux repousses végétatives, soit 1 à 3 coupes de juillet à octobre selon les années,
— production totale annuelle T0.

B. Les méthodes statistiques

Le plan d'expérience étudié, non intentionnel au départ, n'est pas parfaitement orthogonal : sur 990 combinaisons possibles des 3 facteurs âge (3 niveaux), année (11 niveaux) et variété (30 niveaux) seulement 408 sont réalisées, mais leur répartition est à peu près régulière.

Par contre l'équilibre entre les cases effectivement remplies est à peu près assuré avec 5 répétitions par combinaison, parfois 4 ou 3 en cas d'accident.

Les données ont d'abord été traitées avec le programme d'analyse de variance MODLI (KOBILINSKY, 1983) adapté aux cas non orthogonaux avec les modèles suivants ne comportant que des effets fixes.

(1) $PR, ET, TO = Mu + ag_i + an_j + sp_k + sp \cdot va_{kl} + sp \cdot ag_{ik} + sp \cdot an_{jk} + ag \cdot an_{ij} + eps_{ijklm}$

avec

$Mu +$ = moyenne générale,
ag_i = effet âge,
an_j = effet année,
sp_k = effet « espèce »,
$sp \cdot va_{kl}$ = effet variété (hiérarchisé à l'espèce),
puis toutes les interactions d'ordre 2,

TABLEAU 1

Principales caractéristiques climatiques des années 1976 à 1986.

Main climatic features from 1976 to 1986.

Année Year	Somme température 1er avril-15 juin Heat units April 1-June 15	Pluviométrie juillet-août Rainfall July-August	Déficit hydrique ETP-P-50 juillet-août Hydric deficit July-August	T. moyenne juillet Mean temperature of July
76	842	132	60	16,0
77	507	270	0	13,2
78	570	118	155	14,2
79	626	178	100	15,7
80	578	185	15	13,4
81	731	147	40	14,7
82	744	152	40	17,5
83	670	212	100	20,6
84	636	130	75	16,5
85	669	38	170	17,3
86	641	102	110	16,2
Moyenne 76-86	656	151	70	16,0

eps_{ijklm} = variation résiduelle, m étant l'indice répétition.

Il s'agit d'un modèle complet, en se limitant aux interactions d'ordre 2, que nous avons choisi de présenter parmi toutes les rotations possibles des différents facteurs qui le composent. D'une part les différentes rotations testées ne donnaient que peu de modifications quant à la signification des effets, d'autre part nous cherchons à ajuster les effets « espèce » et « variété » des autres effets afin d'apprécier leur signification par rapport aux variations interannuelles ou dues à l'âge de la prairie. A noter que l'effet répétition est intégré dans la variation résiduelle, ce qui revient à considérer l'ensemble de la parcelle (5 hectares) comme un seul bloc. Nous ne pouvions faire autrement car la disposition des différents essais (généralement monospécifiques) sur le terrain est très variable d'une année à l'autre. La variance de l'erreur est néanmoins acceptable.

Au vu des résultats, nous avons ensuite considéré le modèle :

$$(2)\ PR, ET, TO = MU + ag_i + an_j + va_k + an \cdot va_{jk} + eps_{ijkm}$$

plus simple ne comprenant que 3 effets principaux et une interaction d'ordre 2.

Nous avons estimé les composantes de la variance sur un modèle comportant des effets aléatoires avec le logiciel « modèle mixte » (MANGIN *et al.*, 1986) sur un échantillon de 10 des 30 variétés initiales. Pour ces 10 variétés, qui étaient celles pour lesquelles le plan d'expérience comportait le moins de « trous », nous avons donc les matrices de variance-covariance pour les effets aléatoires :

année,
variété,
interaction variété × année,

suivant le modèle :

$$(3)\ PR, ET = MU + ag_i + AN_J + VA_k + AN \cdot VA_{jk} + EPS_{ijm}\ .$$

Enfin, utilisant les matrices de variances covariances des effets variété et interaction et reprenant l'ensemble des données, nous avons obtenu les prédictions des 30 valeurs variétales et des interactions par la méthode du BLUP (Best Linear Unbiaised Predictor) avec le modèle :

$$(4)\ PR, ET : MV + ag_i + an_j + VA_k + AN \cdot VA_{jk} + EPS_{ijm}$$

où l'effet année est de nouveau considéré comme fixe afin d'obtenir des prédicteurs des effets variétés les plus indépendants possibles (voir discussion).

Nous avons essayé 2 méthodes couramment utilisées pour tenter d'expliquer le terme d'interaction variété × année (DENIS & VINCOURT, 1982) :

— la régression conjointe : régression sur l'effet principal AN_j,

— la régression factorielle : régression du terme d'interaction sur différentes variables climatiques caractéristiques de l'année : températures et précipitations mensuelles, somme de températures pour la production de printemps, déficit hydrique pour la production estivale...

Aucune de ces méthodes n'a donné de résultats satisfaisants (en terme de variance expliquée par la régression). Nous avons donc choisi d'illustrer l'interaction variété × année sur 10 variétés et 10 années par une analyse factorielle des correspondances après découpage en 3 classes d'effectifs égaux des variables suivantes (colonnes du tableau, les lignes étant les années) :

— le terme d'interaction variété × année,

— l'effet principal année noté AN,

— puis une variable illustrative : la somme de températures du 1er avril au 15 juin pour la production de printemps et le déficit hydrique de juillet-août pour la production d'été. Ces variables sont utilisées par les agronomes dans les modèles de prévision de la production fourragère à partir des paramètres climatiques (MUNRO & DAVIES, 1983 ; DE MONTARD, 1984).

III. RÉSULTATS

Le tableau 2 présente le résultat de l'analyse de variance réalisée sur les 3 variables pour le modèle (1) ne comportant que des effets fixes. Les termes d'interaction sont testés par rapport au carré moyen résiduel. Les effets principaux le sont par rapport à celui des termes d'interaction où ils sont impliqués ayant le plus grand carré moyen. Toutes les interactions apparaissent hautement significatives, mais les effets principaux le sont aussi par rapport aux interactions.

En terme de somme des carrés des écarts expliqués par les différents effets, les participations les plus importantes sont celles des effets principaux année et espèce ainsi que leur interaction. L'effet âge joue également pour la production d'été. Par contre, l'effet variété à l'intérieur d'une espèce (SP·VA) a toujours une contribution très faible.

L'analyse de variance correspondant au modèle (2) est présentée dans le tableau 3. On retrouve pour ce modèle plus simple les mêmes résultats que pour le modèle (1). Les effets principaux année et variété (recouvrant les effets SP et SP·VA du modèle 1, dans laquelle SP jouait un rôle dominant) sont tous deux significatifs quand on fait le test de Fisher sur l'interaction AN·VA.

Dans le modèle (3), on a considéré les effets années, variété et leur interaction comme des facteurs aléatoires. C'est-à-dire que l'on ne considère plus les différents niveaux de ces facteurs pour eux-mêmes, mais comme des réalisations d'une variable aléatoire. Ceci revient à dire que, à partir d'un échantillon de 11 années et 10 variétés, supposé représentatif de populations de taille infinie d'années et de variétés, on cherche à connaître les paramètres de la distribution de ces populations, et en particulier leur variance. Les estimations de ces « composantes de la variance » calculées par le module KOGIMA (MANGIN *et al.*, 1986) sont données avec leurs intervalles de confiance dans le tableau 4. Comme en modèle fixe, ce sont les effets années et variétés qui présentent les variances les plus élevées, surtout pour le caractère production d'été-automne pour lequel l'influence de l'année est encore plus marquée. La variance de l'interaction VA·AN est inférieure à celle des effets principaux mais néanmoins non négligeable. La seule corrélation significative entre les 2 variables est due à l'effet variété. Elle est, comme attendue négative (− 0,42), les variétés productives au

TABLEAU 2

Analyse de variance. Modèle à effets fixes (1) avec toutes les interactions, carrés moyens. Production de MS.

Analysis of variance with fixed model (1) and all interactions. Mean squares. DM yield.

Source de variation Source of variation	ddl. df.	Printemps Spring	Eté-automne Summer-autum	Total Annual
AG Age Age	2	118,0(**)	386,1(**)	281,5(**)
AN Année Year	10	109,4(**)	214,8(**)	342,0(**)
SP Espèce Species	8	131,1(**)	205,8(**)	94,8(**)
SP.VA	21	3,2(**)	8,6(**)	12,2(**)
AN.SP	69	8,2(**)	8,6(**)	13,6(**)
AG.SP	3	12,2(**)	8,4(**)	18,1(**)
AG.AN	17	19,9(**)	12,2(**)	17,2(**)
Erreur Error	1863	0,5	0,4	0,9
% SCE expliquée par le modèle % Sum of squares explained by the model		(80,2)	(88,6)	(76,7)

(*), (**) : Significatif au seuil 5 % et 1 % respectivement.
Significant at the 5 % and 1 % level respectively.

TABLEAU 3

Analyse de variance. Modèle à effets fixes (2) avec seulement l'interaction variété × année. Production de MS.

Analysis of variance with fixed model (2) and only the variety × year interaction. DM Yield.

Source de variation Source of variation	ddl. df.	Printemps Spring	Eté-automne Summer-autum	Total Annual
AG Age Age	2	118,0 (**)	386(**)	281,5(**)
AN Année Year	10	109,4 (**)	214,8(**)	342,0(**)
VA Variété Variety	29	38,5 (**)	63,0(**)	35,0(**)
AN.VA	220	3,6	3,6(**)	5,5(**)
Error	1 742	0,65	0,5	
% SCE expliquée pour le modèle % Sum of squares explained by the model		(74,2)	(86,6)	(76,4)

(*), (**) : Significatif au seuil 5 % et 1 % respectivement.
Significant at the 5 % and 1 % level respectively.

TABLEAU 4

Composantes de la variance dans le modèle mixte (3) avec leur intervalle de confiance et corrélations liées aux différents effets.

Variance components in mixed model (3), with random factors with their confidence interval and correlations caused by the different source of variation.

Source de variation Source of variation	Année AN Year	Variété VA Variety	Interaction AN.VA	Résiduelle error
Variances : Production MS printemps Spring dry matter yield	0,45 ± 0,22	0,47 ± 0,23	0,37 ± 0,18	0,76 ± 0,08
Production MS été-automne Summer-autumn dry matter yield	1,28 ± 0,43	0,85 ± 0,28	0,36 ± 0,12	0,51 ± 0,05
Corrélation printemps/été-automne Spring/Summer-Autumn correlation	0,06	−0,42	−0,14	−0,02

printemps compensant par une moindre production estivale.

Le tableau 5 présente les moyennes ajustées pour les différents niveaux des effets fixes du modèle mixte (4), c'est-à-dire les valeurs de MU, MU + ag_i, MU + an_j, ceci afin de rendre les chiffres plus concrets. On constate que la production de printemps est meilleure d'environ 0,6 t de MS/ha pour les prairies d'âge 3. Mais il faut se

TABLEAU 5

Moyennes ajustées des différents niveaux des effets fixes dans le modèle mixte (4).

Adjusted means for the different levels of the fixed effects in mixed model (4).

	Production MS printemps Spring DMY	Production MS été-automne Summer-autumn DMY	Production MS annuelle annual DMY
Moyenne générale (MU Overall average	6,02	4,02	10,04
Moyenne ajustée pour l'effet âge (MU + AG) Adjusted mean for age =			
1	5,43	5,41	10,84
2	5,25	4,26	9,51
3	6,02	4,02	10,04
Moyenne ajustée pour l'effet année (MU + AN) Adjusted mean for year			
76	5,52	2,34	7,86
77	5,32	4,83	10,15
78	5,67	3,76	9,43
79	5,63	3,82	9,45
80	5,46	5,29	10,75
81	6,11	5,65	11,76
82	6,52	4,51	11,03
83	7,46	4,43	11,89
84	5,58	3,23	8,81
85	6,58	2,21	8,79
86	5,08	3,40	8,48

rappeler que, en troisième année, les parcelles sont exploitées au rythme « fauche », c'est-à-dire avec une première coupe à l'épiaison, alors qu'elles le sont au rythme « pâture » (plus rapide après un déprimage) en A_1 et A_2. L'effet favorable du niveau A_3 en production de printemps reflète donc certainement cette différence de rythme d'exploitation. La production d'été-automne est peu différente en A_2 et A_3, malgré des rythmes d'exploitation différents, et supérieure de 1,2 t de MS environ en A_1, probablement grâce à la meilleure efficacité du jeune système racinaire pour l'exploitation des réserves en eau du sol.

Comme le montrait l'analyse de variance, le rendement fourrager moyen est très variable d'une année à l'autre. Ainsi la production printanière varie de 5,08 t/ha en 1986 ou 5,32 t/ha en 1977, années aux printemps frais, jusqu'à 7,46 t/ha en 1983. On retrouve la relation entre la production de printemps et la somme de températures en base 0 °C (tabl. 1), bien que la corrélation soit très imparfaite. La production d'été-automne varie de 2,21 t/ha en 1985 ou 2,34 t/ha en 1976, années très sèches, à 5,65 t/ha en 1981, année bien arrosée. Pour la production annuelle, la plage de variation s'étage d'un peu moins de 8 t/ha en 1976 à près de 12 t/ha en 1983.

Les BLUP des effets variété dans le modèle mixte (4) sont présentés dans le tableau 6. On remarquera d'abord que sauf quelques exceptions, les différentes variétés d'une même « espèce » (en séparant les ray-grass précoces des tardifs) présentent des valeurs souvent très proches, pratiquement toujours de même signe.

Ainsi pour la production de printemps, les espèces présentant des effets positifs sont par ordre décroissant la fléole (+ 1,44 et + 2,00 t de MS/ha), les ray-grass tardifs (+ 0,3 à + 0,6 t/ha) et la luzerne (environ 0,3 t/ha). Les autres espèces ont des effets moyens négatifs, le plus important étant celui de la prairie permanente (− 1,1 t/ha). En production d'été automne, le meilleur groupe est celui des fétuques élevées (+ 1,3 à

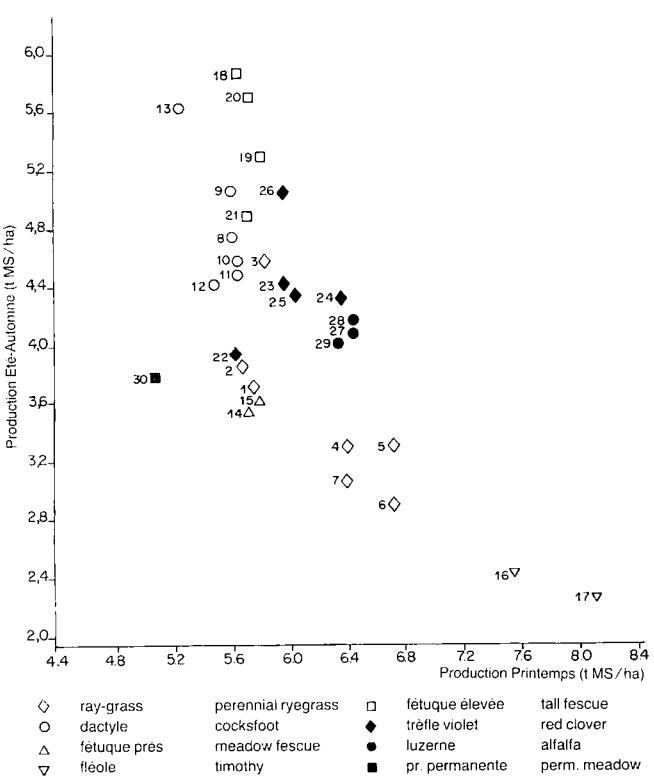

Figure 1

Production moyenne (effet MU + VA) des variétés étudiées au printemps et en automne.

Average production (MU + VA effects) of the studied varieties in spring and in summer-autumn.

TABLEAU 6

Meilleurs prédicteurs linéaires sans biais (BLUP) pour les différents niveaux de l'effet aléatoire variété dans le modèle mixte (4).

Best linear unbiased predictor (BLUP) for the levels of the random effets variety in mixed model (4).

		Production MS printemps Spring DMY	Production MS été-automne Summer-Autumn DMY	Production MS annuelle annual DMY
BLUP de l'effet variété BLUP for random effect variety				
RGA précoce	1 Mantilla	−0,31	−0,37	−0,68
Early rye grass	2 Reveille	−0,39	−0,15	−0,54
	3 Bastion	−0,30	0,64	0,24
RGA tardif	4 Hora	0,26	−0,74	−0,48
Late rye grass	5 Préférence	0,63	−0,71	−0,08
	6 Perma	0,58	−1,14	−0,56
	7 Vigor	0,31	−1,00	−0,69
Dactyle	8 Prairial	−0,49	0,72	0,23
Coksfoot	9 Lucifer	−0,52	0,99	0,47
	10 Lude	−0,50	0,57	0,07
	11 Lutetia	−0,47	0,54	0,07
	12 Lully	−0,69	0,37	−0,32
	13 Cambria	−0,88	1,59	0,71
Fétuque des prés	14 Bundy	−0,45	−0,49	−0,94
Meadow fescue	15 Cosmos	−0,31	−0,36	−0,67
Fléole	16 S 352	1,44	−1,61	−0,17
Timothy	17 Erecta	2,00	−1,76	0,24
Fétuque élevée	18 Raba	−0,47	1,81	1,34
Tall fescue	19 Clarine	−0,34	1,30	0,96
	20 Ondine	−0,45	1,64	1,19
	21 Lubrette	−0,39	0,84	0,45
Trèfle violet	22 Alpilles	−0,49	−0,10	−0,59
Red clover	23 Khun	−0,20	0,35	0,15
	24 Tetri	0,20	0,31	0,51
	25 Violetta	−0,15	0,34	0,19
	26 Temara	−0,18	1,06	0,88
Luzerne	27 Europe	0,30	0,04	0,34
Alfalfa	28 Verneuil	0,26	0,16	0,42
	29 Site	0,27	0,02	0,29
Prairie permanente Permanent meadow	30	−1,10	−0,23	−1,33

1,8 t/ha, sauf Lubrette : + 0,84), suivi des dactyles (+ 0,3 à 1 t/ha avec la performance de Cambria qui se rapproche des meilleures fétuques à 1,6 t) et des trèfles violets (environ 0,3 t/ha sauf Temara + 1,06). Enfin, chez les ray-grass précoces, Bastion surprend par son bon comportement en été-automne (+ 0,54 t/ha). Les ray-grass tardifs, et surtout les fléoles présentent par contre des effets fortement négatifs.

La figure 1 illustre le comportement des 30 variétés au printemps et en été-automne. Pour rendre le graphique plus parlant, nous avons représenté pour chaque variété la valeur moyenne, ajustée des effets fixes, MU + VA pour la production de printemps en abscisse et d'été-automne en ordonnée. On remarque que toutes les variétés de prairies temporaires présentent une production de matière sèche supérieure à la prairie permanente, soit au printemps, soit en été-automne, ce qui se traduit toujours par une meilleure production annuelle. On vérifie bien les positions très proches des variétés d'une même espèce, à l'exception de Lubrette, Cambria, Temara et Bastion.

Les interactions variété × année présentent des composantes de la variance non négligeables, aussi ces paramètres ont-ils également été estimés dans le modèle (4) par le BLUP : la majorité de ces interactions est comprise dans l'intervalle − 1 t/ha, + 1 t/ha (extrêmes : − 1,3 et + 1,55). Pour l'analyse factorielle des correspondances du tableau années × variétés (10 variétés), les 3 classes (d'effectifs égaux) ont pour limites : − 0,4, − 0,4 à 0,4 et 0,4.

Les plans factoriels (axes 1 et 2) sont présentés figures 2 et 3 respectivement pour la production printemps et pour la production d'été-automne.

Sur la figure 2 ont été entourées d'un cercle les variables « effet année » (AN) et somme de températures (ST) : il s'agit de variables illustratives n'ayant pas participé à la détermination des axes. Parmi les variables actives « interactions variété × année », seules ont été encadrées les variétés présentant un comportement bien typé et dont la qualité de représentation sur le plan 1-2 était satisfaisante.

On remarque que la correspondance entre l'effet année et la somme de température est assez lâche : les valeurs extrêmes sont bien disposées du même côté le long de l'axe 2, mais les valeurs intermédiaires s'opposent par contre le long de l'axe 1. Parmi les variétés : le comportement de Clarine est en bonne correspondance et dans le même sens que l'effet principal année, celui de la fléole S 352 va aussi dans le même sens, mais son chemin est plutôt parallèle à celui des sommes de température. Cela signifie que Clarine et S 352 présentent des interactions négatives pour les années défavorables et des interactions positives les années favorables : ces deux variétés ont donc un comportement qui va accentuer les variations interannuelles du rendement en MS au premier cycle dues aux facteurs climatiques.

Au contraire, la fétuque des prés Bundy présente un chemin parallèle à celui de la fléole, mais en sens contraire ; il en est de même pour la luzerne Europe, le trèfle violet Tetri et le ray-grass Réveille par rapport à Clarine. Ces 3 variétés, présentant des interactions négatives les années favorables et positives les années défavorables, vont donc tendre à tamponner les variations interannuelles du rendement.

Les autres variétés, souvent moins bien représentées dans le plan 1-2, présentent des comportements intermédiaires comme les dactyles Prairial et Lutetia, voire curieux comme Vigor et Khun dont les valeurs extrêmes, positives ou négatives, sont très proches dans le plan et très éloignées des interactions proches de zéro.

On peut observer le même type de correspondance, sur la figure 3, entre l'effet année et le déficit hydrique en juillet-août noté DH : ce sont surtout les points DH 1 et AN 3 qui sont très proches, exprimant le fait qu'une forte production estivale est toujours liée à un faible déficit hydrique.

Comme pour la production de printemps, on retrouve un groupe de variétés « accentuant » l'effet année : Clarine, Lutetia, Prairial et, de façon moins nette, Europe et Réveille, et un groupe de variétés tamponnant les variations : la fléole S 352 et les trèfles violets Khun et Tetri.

Plus en détail, on pourra noter les comportements remarquablement parallèles de Clarine et Lutetia, et les comportements antiparallèles de Réveille et fléole d'une part, Vigor et Europe d'autre part.

IV. DISCUSSION ET CONCLUSION

Les résultats présentés montrent bien l'intérêt d'une étude pluriannuelle pour aborder le problème de la production fourragère en zone de montagne.

L'analyse de variance permet d'apprécier l'importance des différents facteurs de variation : âge, variété, année... que ceux-ci soient considérés comme fixes ou comme aléatoires. Rappelons que les modèles à effets aléatoires sont d'une portée plus générale, puisque l'on tente d'estimer la variance d'une population de taille infinie d'années ou de variétés, mais ils sont aussi plus lourds d'hypothèses car ils supposent que l'échantillon étudié est tiré au hasard et non biaisé. Ainsi, l'effet variété, considéré comme aléatoire explique respectivement 23 et 28 p. 100 de la variance totale pour la production de printemps et celle d'été-automne, contre 22 p. 100 et 43 p. 100 pour l'effet année. Les agronomes essaient d'élaborer des modèles pour expliquer l'effet année à partir des variables climatiques, les sélectionneurs s'efforcent de créer des variétés dont l'effet moyen soit le meilleur. Il reste à travailler sur la variabilité de la réponse des variétés à l'effet année, ce terme d'interaction représentant 18 à 12 p. 100 de la variance totale respectivement pour le rendement au premier cycle et en été-automne.

Le calcul des meilleurs prédicteurs linéaires sans biais pour l'effet variété permet d'établir un classement à partir de résultats pluriannuels en corrigeant tous les déséquilibres du plan d'expérience : absence de certaines variétés certaines années, comparaison de parcelles d'âges différents, exploitées à des rythmes différents... En cela le problème posé à l'expérimentateur se rapproche de celui du sélectionneur qui recherche un critère qui maximise l'espérance de la valeur des individus retenus. GOFFINET & ELSEN (1984) montrent que les BLUP, développés par HENDERSON (1963) possèdent la propriété d'être invariants par translation des effets fixes, c'est-à-dire de ne pas faire dépendre la sélection des conditions dans lesquelles sont placés les candidats. De plus, MANGIN & THIBAULT (1985) précisent que les variances des estimateurs des effets fixes (ici âge et année) sont inférieures et plus homogènes dans le modèle mixte que dans le modèle à effets fixes correspondants, autrement dit les effets fixes sont estimés de façon plus précise et surtout avec le même degré de précision, ce qui évite de favoriser ou défavoriser trop fortement les variétés qui n'ont été étudiées qu'un petit nombre d'années. Enfin les écarts quadratiques pour les paramètres aléatoires, dont la somme est minimisée, sont eux aussi relativement homogènes, et leur estimation utilise l'information réciproque apportée sur chacune des deux variables indépendantes (la production annuelle étant linéairement liée à ses deux composantes a été retirée) par leurs covariances.

Ces trois critères semblent justifier l'utilisation du BLUP pour comparer des unités génétiques, ici des variétés commerciales, non dans un but de sélection mais pour diffuser des résultats d'expérimentation en les « affranchissant » le plus possible des effets fixes âge et année.

On peut simplement regretter l'absence de tests de comparaison tels qu'on peut en calculer à partir d'un dispositif orthogonal pour comparer les moyennes, car il n'existe pas de méthode simple pour estimer les invervalles de confiance des BLUP. Néanmoins les classements ainsi établis ont, là encore, une portée plus générale que ceux résultant de simples interprétations d'essais en modèle fixe. Ainsi retrouve-t-on des résultats triviaux comme la supériorité générale des prairies semées sur la prairie permanente, l'intérêt de la fléole et des ray-grass tardifs pour la production de printemps, celle du dactyle et de la fétuque élevée pour les repousses d'été-automne. On note le bon comportement moyen du trèfle violet et celui de la luzerne, curieusement surtout au printemps : les sols caillouteux et superficiels du domaine de Bourg Lastic ne permettent sans doute pas à cette espèce à racine pivotante d'exprimer pleinement ses potentialités d'exploitation des réserves en eau du sol et de production estivale.

Plus surprenants sans doute sont les résultats de l'étude des interactions variété × années par l'analyse des correspondances. Après l'échec des méthodes de régression, l'analyse factorielle utilisant la distance du Khi^2 après le découpage de chaque variable en 3 classes permet de mettre en évidence des relations de type non linéaire. Les analogies de comportement entre variables actives (les interactions) et variables illustratives (effet moyen année et variables climatiques) sont particulièrement riches d'enseignement : on peut ainsi retrouver, comme avec les méthodes de régression, les tendances des différents génotypes à une plus ou moins grande plasticité vis-à-vis des effets du milieu. Les proximités entre points-variables (interactions) et points-individus (années) peuvent également, quand elles sont correctement représentées dans le plan, être interprétés.

Il est assez remarquable que, pour une saison donnée,

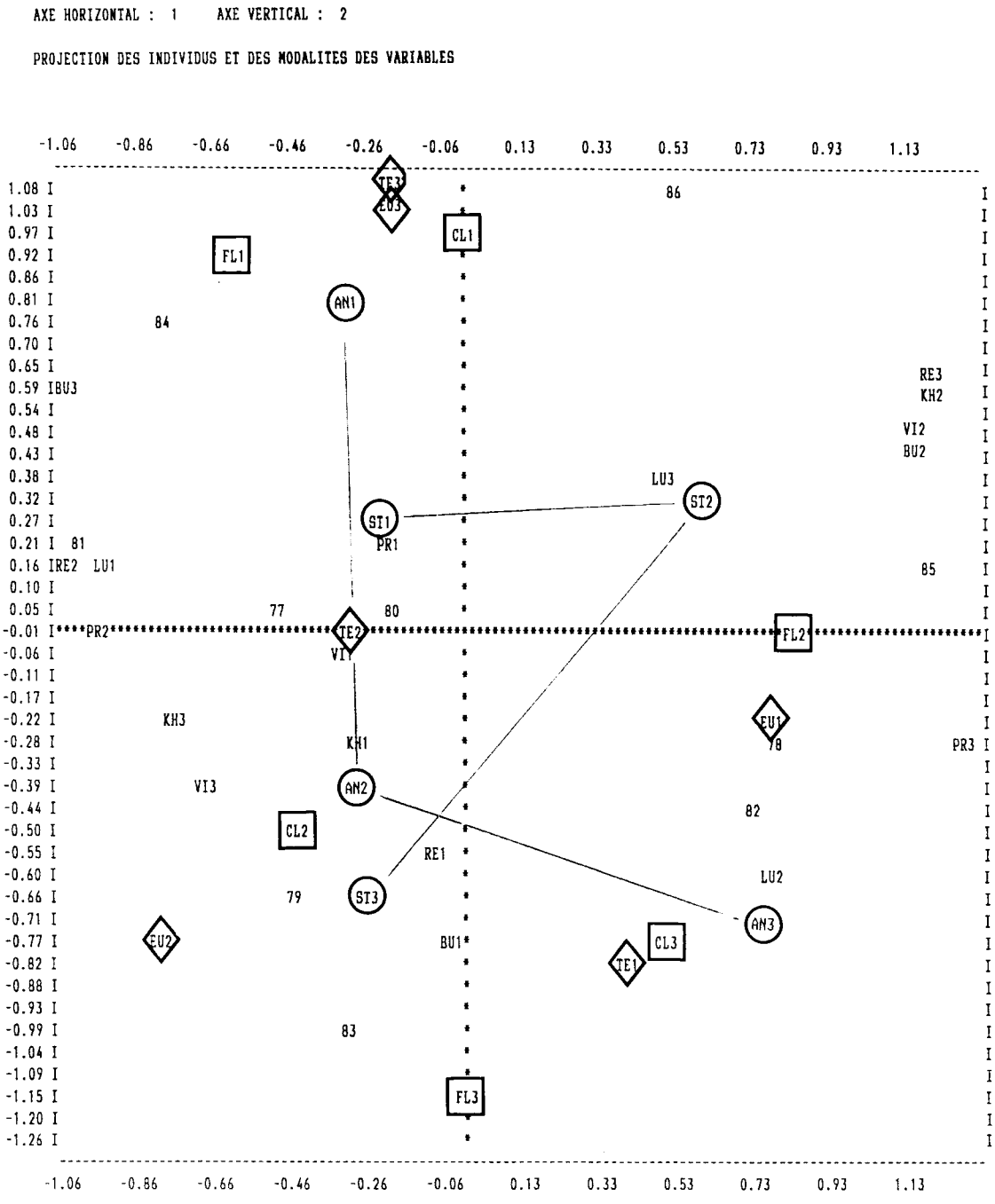

Figure 2

Figures 2-3

Plan principal 1-2 de l'analyse factorielle des correspondances des interactions variété × année pour 10 variétés de 1977 à 1986 pour :
figure 2 : production de printemps, 44 p. 100 de l'inertie expliquée,
figure 3 : production d'été-automne, 46 p. 100 de l'inertie expliquée.

RE	= *Reveille*	*FL*	= *Fléole S 352*
BU	= *Bundy*	*TE*	= *Tetri*
KH	= *Khun*	*DH*	= *Déficit hydrique*
ST	= *Somme de températures*	*PR*	= *Prairial*
AN	= *Effet moyen année*	*CL*	= *Clarine*
VI	= *Vigor*	*EU*	*Europe*

AN1, AN2, AN3 ; CL1, CL2, CL3... sont les 3 classes d'effectifs égaux, par ordre croissant, pour chaque variable.

les variétés les plus productives en moyenne sont aussi les plus sensibles aux effets du milieu (cela se traduirait par une pente forte de la droite de régression conjointe) : c'est le cas pour la fétuque élevée et la fléole au printemps, de la fétuque Clarine et des deux dactyles en été-automne. La supériorité des meilleures variétés paraît donc parvenir de potentialités supérieures et d'une meilleure aptitude à « profiter » des années favorables plutôt que d'une faculté de tolérance aux facteurs climatiques défavorables. Au contraire, des variétés en moyenne moins productives comme les ray-grass, la fétuque des prés au printemps, la fléole en été semblent, à leur niveau, moins sensibles aux facteurs climatiques : mais on peut sans doute parler d'une incapacité à

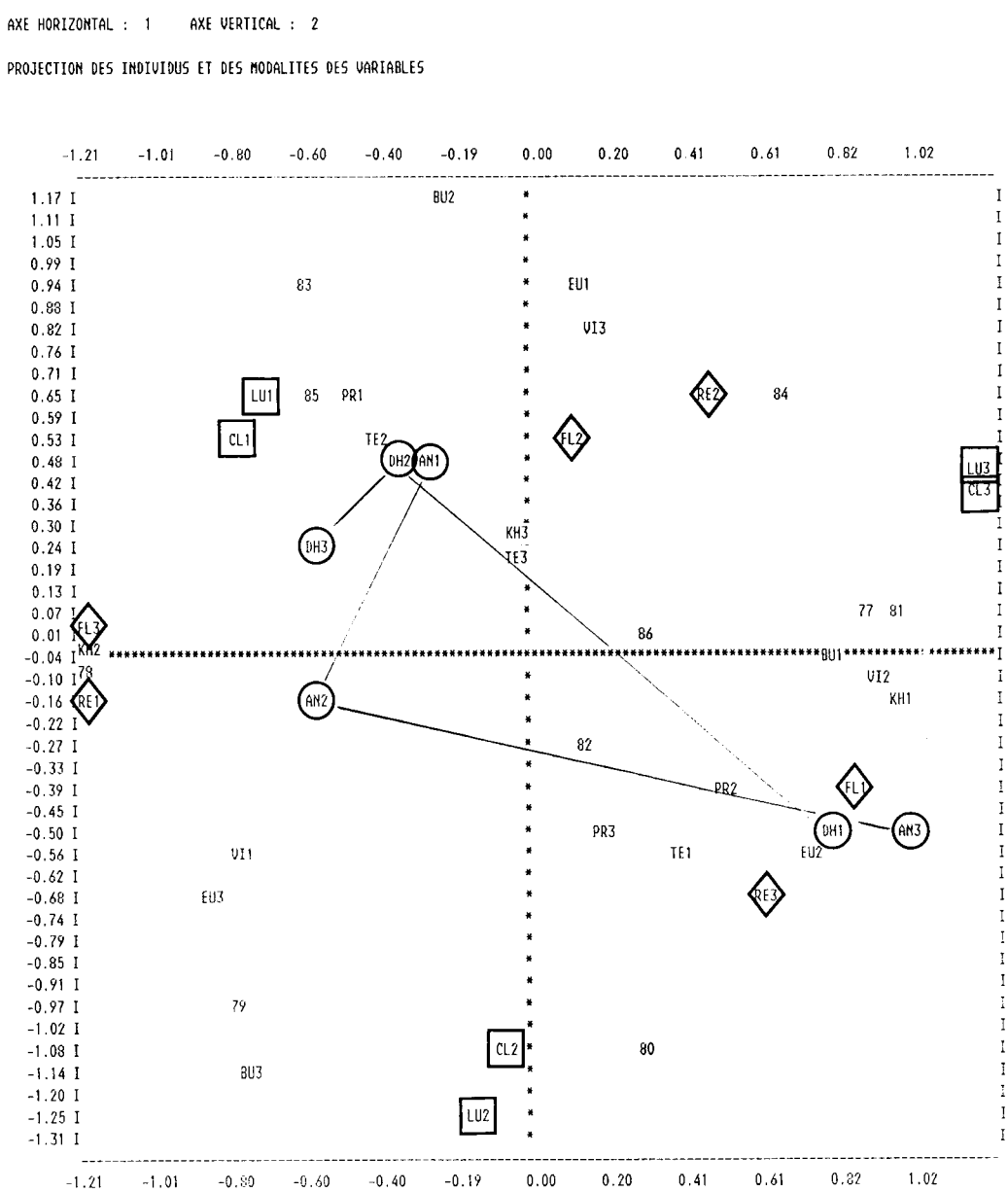

Figure 3

Figures 2-3

Plan of the two main axes 1-2 of the factorial correspondence analysis of the variety × year interactions for 10 varieties from 1977 to 1986 for :
figure 2 : Spring dry matter yield (44 % of the total variance),
figure 3 : Summer-Autumn dry matter yield (46 % of the total variance).

AN1, AN2, AN3 ; CL1, CL2, CL3... are the three classes of equal size in increasing order for each variate.
ST = Heat units
DH = Water deficit
AN = Average year effect

exprimer une forte production en conditions favorables que d'une véritable tolérance aux accidents climatiques.

Les graminées les plus productives en une saison donnée sont donc celles qui montrent la plus grande variabilité d'une année à l'autre alors que les moins productives sont plus constantes. Les trèfles violets en toutes saisons et la luzerne Europe au printemps semblent, par contre, concilier un niveau de production honorable avec cet effet « tampon » des variations interannuelles.

Les résultats pluriannuels ne portent toutefois que sur des essais réalisés en un seul lieu, qu'on ne saurait donc généraliser qu'à des conditions très similaires (sols, altitude...). Il serait du plus grand intérêt de disposer, pour une région donnée, suffisamment homogène, d'un échantillon de lieux d'essais représentatifs des conditions pédoclimatiques rencontrées, pour obtenir, à l'aide d'un modèle mixte, des prédictions des effets variétés qui aient véritablement valeur de référentiel fourrager régional. La structuration des interactions génotype × milieu (année × lieu), par régression ou analyse des données, donnerait sans doute de précieuses indications, d'une part à l'agronome pour mieux cerner les paramètres à prendre en compte pour modéliser la production des prairies, d'autre part au généticien pour établir des critères de sélection pour l'adaptation spécifique à certains milieux ou pour une plus grande souplesse de comportement vis-à-vis des facteurs pédoclimatiques...

Reçu le 16 juin 1987.
Accepté le 11 août 1988.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Allerit R., 1986. Espèces fourragères pérennes : progrès réalisés depuis 25 ans, appréciés à travers l'expérimentation officielle. *Fourrages,* 107, 17-34.

Arnaud R., Niqueux M., 1981. La production fourragère en zone de demi-montagne : bilan de quinze années d'expérimentation sur les espèces et variétés fourragères en altitude dans le Massif Central. *Fourrages,* 87, 3-52.

Davies D. A., Sones E. L., Morgan T. E. H., 1985. Comparison of the relative performance of perennial ryegrass varieties under upland and lowland conditions. *Grass and Forage science,* 40, 323-330.

De Montard F., 1984. Integration of climatic factors in analysis of experimental results in grassland and forage production in, *Hill land Symposium.* M. A. O'Toole Editor ; Galway, 1984, pp. 100-117.

Denis J. B., Vincourt P., 1982. Panorama des méthodes statistiques d'analyse des interactions génotype × milieu. *Agronomie,* 2 (3), 219-230.

Goffinet B., Elsen J. M., 1984. Critère optimal de sélection : quelques résultats généraux. *Génét. Sel. Evol.,* 16 (3), 307-318.

Henderson C. R., 1963. Selection index and expected genetic advance. In *Statistical genetics in plant breeding,* NAS-NRC, Publication n° 982, 41-163.

Kobilinsky, 1983. *Modli in Modulad, Bibliothèque Fortran 77 pour l'analyse des données.* INRIA Eds, Paris, pp. 361-395.

Mangin B., Thibault B., 1985. Comparison de trois critères pour prédire la valeur génétique individuelle. *Agronomie,* 5 (10), 923-927.

Mangin B., Goffinet B., Costes R., 1986. *BLUP. Notice Scientifique et Notice d'utilisation.* Publication INRA. Laboratoire de Biométrie, Toulouse, 21 p.

Munro J. M. M., Davies R., 1973. Potential pasture production in the uplands of Wales. 2. Climatic limitation on production. *J. B. Grassld. Soc.,* 28, 161-169.

Raphalen J. L., 1985. Comparaison de la production de matière sèche de quelques espèces fourragères dans l'Ouest. *Fourrages,* 102, 29-40.