Connaissance Vigne Vin, 1979, **13**, N° 1, 21-44.

ESSAIS COMPARATIFS DE CLONES DE VIGNE EN BOURGOGNE ASPECTS METHODOLOGIQUES ET RESULTATS

P.L. LEFORT * et R. WAGNER ** (1)

Institut National de la Recherche Agronomique
* Station de Recherches Viticoles et Œnologiques
8, rue Kléber - 68021 Colmar (France)

** Station de Recherches Viticoles - Domaine du Chapitre
34750 Villeneuve les Maguelonne (France)

La sélection clonale s'effectue classiquement chez la vigne par une succession de phases de contrôle et de tri du matériel (HUGLIN, 1976) aboutissant, en particulier, à la mise en place d'essais comparatifs des meilleurs clones, selon des dispositifs classiques permettant l'interprétation statistique des données recueillies. L'utilisation de ces dispositifs expérimentaux, généralement des blocs randomisés, coûteuse en espace et en temps doit permettre :

— d'une part d'atteindre la meilleure précision possible au niveau des comparaisons de performances, s'agissant de clones ne différant, à priori, que faiblement ;

— d'autre part de tirer toute l'information que ces dispositifs sont susceptibles de fournir, par la mise en œuvre d'analyses dépassant le simple stade des comparaisons de moyennes, c'est-à-dire en particulier :
— l'examen des interactions entre le facteur de variation due aux clones et les autres facteurs inclus dans les dispositifs : années, localités, modes de conduite ou porte-greffes (RIVES, 1971 ; LEFORT, 1977) ;

— la généralisation, à l'ensemble de mesures effectuées, du classique diagramme de dispersion selon le rendement et le degré, généralisation permettant de comparer les clones à partir de profils synthétiques prenant en compte la totalité de leurs caractéristiques.

Partant d'essais comparatifs de clones, concernant les deux principaux cépages de Bourgogne, le Pinot Noir et le Chardonnay, entrepris à Beaune entre 1969 et 1977, nous nous proposons de développer ces aspects

(1) La mise en place, l'exécution du protocole de ces essais et la collecte des données ont été réalisées par le Lycée Viticole de Beaune et l'Association Technique des Viticulteurs de Bourgogne.

méthodologiques puis d'en tirer les conclusions sur le comportement et la valeur des clones testés, clones faisant d'ailleurs l'objet d'autres études (BERNARD et *al.*, 1977).

MATERIEL CLONAL ET ESSAIS REALISES

Trois essais distincts réalisés dans deux localités proches de Beaune, Monsnières et Puligny, constituent cette expérimentation :

1. — Comparaison de 15 clones de Pinot Noir (originaires du Cher, de la Côte d'Or et du Haut-Rhin) en vigne traditionnelle basse (densité : 1 m x 1 m). Les parcelles élémentaires de 16 plants, récoltées en mélange, son répétées 2 à 4 fois selon les clones, sans toutefois être structurées en blocs. Les mesures (rendement, teneur en sucre et acidité) ont été effectuées de 1973 à 1977.

2. — Comparaison de 15 clones de Chardonnay (originaires de la Champagne, de la Bourgogne et du Jura) selon deux modes de conduite (vigne basse, densité : 1 m x 1 m et vigne haute, densité : 2.20 m x 1.20 m). Les parcelles élémentaires de 19 plants en vigne basse, 16 en vigne haute sont répétées 2 à 6 fois selon les clones, sans structuration en blocs. Les mesures, identiques aux précédentes, ont également été effectuées de 1973 à 1977.

3. — Comparaison de 8 clones de Chardonnay (de même origine que les précédents) sur deux porte-greffes (Riparia et SO4) en vigne traditionnelle basse. Les parcelles élémentaires, de 20 plants, sont disposées en blocs complets randomisés. Les mesures n'ont porté ici que sur 3 années (1975-1977).

ANALYSE DE LA PRECISION EXPERIMENTALE

1. — Examen des coefficients de variation sur les données brutes

Une première analyse de variance peut être effectuée en ne prenant en compte que le facteur de variation due aux clones, chacune des modalités des autres facteurs (années, modes de conduite, porte-greffes) étant considérée indépendamment des autres. Ceci conduit à décomposer l'ensemble de l'expérimentation en 21 « essais unitaires » pour lesquels on peut chaque fois calculer un coefficient de variation (rapport de l'écart type résiduel à la moyenne générale, exprimé en pourcentage). Ces valeurs figurent dans le tableau I, pour le rendement et la teneur en sucre. Elles montrent tout d'abord que les coefficients de variation calculés sur la teneur en sucre sont 3 à 4 fois inférieurs à ceux que donne le rendement ; cela veut dire que ce caractère est beaucoup plus stable que le rendement à égalité de variabilité des conditions expérimentales. Les tests F (rapport des carrés moyens inter-clones et intra-clones) montrent que les dispositifs à faible nombre de répétitions (2 à 4) sont suffisants pour mettre en évidence des différences significatives pour le rendement, mais

TABLEAU I

Coefficients de variation dans l'analyse du facteur clones calculés sur les données brutes et ajustées par covariance.
Les astérisques indiquent le niveau de probabilité associé au test F (* pour P = 0,05, ** pour P = 0,01)

ESSAI	Nbre de Répétitions	Type de données	RENDEMENT						TENEUR EN SUCRE					
			1977	1976	1975	1974	1973	$\bar{m}$	1977	1976	1975	1974	1973	$\bar{m}$
PINOT NOIR	3-4	brutes	23,4	25,9	22,1 **	21,7	21,6 *	22,9	6,6	6,6 *	4,2	7,0	8,1 **	6,5
		ajustées	17,1 *	20,2	20,1 **	17,5 **	16,7 *	18,3						
CHARDONNAY VIGNE BASSE	3-4	brutes	18,9	16,2 **	21,4 **	16,3 **	19,2 **	18,4	5,1	6,3	4,1 *	4,3 *	5,2	5,0
		ajustées	17,0 **	15,8 **	18,7 **	14,7 **	17,5 **	16,5						
CHARDONNAY VIGNE HAUTE	2-3	brutes	19,5 *	14,4 **	15,9 **	18,2 **	22,9	18,2	5,2	9,9	4,9	4,4	4,2	5,7
		ajustées	18,8 *	12,3 **	14,4 **	16,8 **	21,4 *	16,7						
CHARDONNAY SUR RIPARIA	8	brutes	13,2 **	17,3	19,4 **			16,6	6,6 **	10,7 **	6,7 **			7,9
		ajustées	11,0 *	15,6	18,7 **			15,1						
CHARDONNAY SUR SO4	6	brutes	18,7 **	17,1	16,4 **			17,6	7,9	4,3 **	5,2 **			5,8
		ajustées	16,9	16,1	15,3 *			16,1						

généralement insuffisants pour tester la variation de la teneur en sucre et de l'acidité, variables pour lesquelles les dispositifs à 6 ou 8 répétitions semblent convenir. Ceci illustre les relations qui existent entre le dispositif expérimental et le type de mesure que l'on veut effectuer, et donc la nécessité de prendre ce dernier en considération lors de l'élaboration du plan d'expérience.

Ne disposant pas des données de récolte souche par souche, il n'est pas possible de discuter, à partir de ces essais, de la dimension optimale des parcelles élémentaires. On peut néanmoins citer à ce sujet NESBITT et KIRK (1972) qui montrent, pour des essais comparatifs de Muscadine, que l'on améliore la précision en réduisant la dimension des parcelles élémentaires à 3 ou 4 plantes et en augmentant le nombre de répétitions.

2. — **Examen des coefficients de variation après ajustement par covariance**

Devant la variation, à la suite d'accidents divers, du nombre de souches par parcelle élémentaire, une technique encore assez répandue consiste à diviser la production de cette parcelle par le nombre de souches réellement présentes, elle nous semble dangereuse dans la mesure où elle opère une correction en l'absence totale d'information sur la liaison entre rendement et nombre de souches. Nous avons étudié cette liaison (tableau II) qui se révèle excessivement variable selon les essais et les années.

TABLEAU II

Coefficients de corrélation entre la production et le nombre de souches, calculés sur les parcelles élémentaires.

ESSAI	Degrés de liberté	ANNEES				
		1977	1976	1975	1974	1973
PINOT NOIR	48	0,61	0,59	0,46	0,46	0,63
CHARDONNAY VIGNE BASSE	37	0,26	0,11	0,21	0,19	0,40
CHARDONNAY VIGNE HAUTE	25	0,10	0,34	— 0,02	0,20	0,02
CHARDONNAY SUR RIPARIA	59	0,59	0,37	0,12	—	—
CHARDONNAY SUR SO4	40	0,62	0,34	0,45	—	—

La statistique fournit au contraire, avec la covariance, une technique d'ajustement objective, basée dans chaque cas, sur la liaison, particulière

à une série d'observations données, entre rendement et nombre de souches. Il s'agit d'un ajustement **linéaire** ; si :

— Y_{ij} est le rendement du clone i dans la répétition j

— M_i la moyenne du clone i

— X_{ij} le nombre de souches du clone i dans la répétition j

— $X..$ la moyenne générale du nombre de souches par répétition

— b le coefficient de régression de Y en X,

Le modèle classique d'analyse de la variance :

$$Y_{ij} = M_i + e_{ij}$$

est remplacé par :

$$Y_{ij} = M_i + b\ (X_{ij} - X..) + e'_{ij}$$

Plus X et Y seront liées plus le second modèle présentera un bon ajustement aux Y_{ij} et plus les e'_{ij} seront petits par rapport aux e_{ij}.

Le tableau I montre l'amélioration de précision obtenue par cette technique d'ajustement. Les coefficients de variation calculés sur les données ajustées sont très sensiblement inférieurs à ceux auxquels conduisent les données brutes. Au niveau des tests F, cet ajustement permet dans certain cas de conclure à l'existence de différences là ou l'analyse des données brutes ne le permettrait pas (diminution de l'erreur de deuxième espèce) ainsi que parfois à conclure à l'égalité des performances des clones alors que les données brutes conduisaient à établir des différences (diminution de l'erreur de première espèce).

Notons enfin que plus le nombre de traitement (ici les clones) est élevé, plus l'amélioration de précision, mesurée par le rapport des coefficients de variation, est sensible.

Une autre utilisation de l'analyse de covariance peut être proposée en ce qui concerne la comparaison des teneurs en sucre. L'ajustement convenable devrait faire alors intervenir un modèle de régression non plus linéaire mais hyperbolique, puisque la relation entre le rendement et la teneur en sucre, au niveau intravariétal est plutôt de ce type (MERIAUX et *al.*, 1978). Une telle correction permettrait de purifier les mesures de la teneur en sucre des variations introduites par les seules différences de rendement entre clones, et de comparer ainsi leurs potentiels qualitatifs à rendement constant.

3. — **Contrôle de l'hétérogénéité du milieu**

Considérant l'importance de la variation aléatoire ou non (phénomènes de compétition) entre plants dans les essais sur vigne, on a pu se demander si les dispositifs permettant de contrôler l'hétérogénéité du

milieu étaient indispensables, et s'il ne fallait pas leur préférer des dispositifs dans lesquels les répétitions sont totalement randomisées. Sans prétendre donner une réponse générale à cette question, à partir des essais particuliers que nous analysons, il semble cependant que l'importance de la variance inter-blocs, pour les trois caractères, dans l'essai structuré en blocs (tableau V) montre l'intérêt du contrôle de l'hétérogénéité du milieu, et de la possibilité de séparer la variance qu'elle introduit de la variance résiduelle.

Notons de plus que les valeurs de la variable F inter-cellules dans cet essai sont, dans tous cas, nettement supérieures à celles obtenues dans les deux autres essais (tableaux III et IV) indiquant donc une probabilité d'erreur beaucoup plus faible dans la conclusion de différences entre les traitements dans le cas de l'essai structuré en blocs.

ANALYSE DES SOURCES DE VARIATION

Les essais réalisés permettent d'analyser, outre bien sûr la variation entre clones, la variation due aux années, ainsi que, dans deux cas, la variation due à deux modes de conduite ou à deux porte-greffes.

Cette introduction de facteurs supplémentaires dans les essais comparatifs de génotypes de vigne proposée et discutée par RIVES (1971, 1974) appliquée par certains (SCHOFFLING et ROUDAY, 1978), enrichit considérablement l'information sur le comportement individuel des clones, puisqu'elle consiste à faire varier les conditions d'observation, permettant ainsi d'établir des résultats de valeur beaucoup plus générale.

Les analyses de variance (tableaux III, IV et V) montrent effectivement l'intérêt d'introduire ces facteurs supplémentaires. En effet, si les facteurs principaux sont généralement très significatifs, exception faite pour le caractère acidité, les interactions entre ces facteurs sont également très significatives indiquant donc que les différents niveaux d'un facteur donné ne présentent pas un comportement parallèle dans les différentes conditions créées par la variation d'un second facteur. L'existence de ces interactions réduit donc l'intérêt d'un classement général des clones sur l'ensemble des autres facteurs. Par contre, l'analyse et la décomposition de ces interactions peut permettre d'en déterminer les causes, de préciser le comportement individuel de chaque clone et de détecter éventuellement certaines combinaisons intéressantes entre un clone et une modalité particulière d'un autre facteur (porte-greffe ou mode de conduite).

1. — Méthode de décomposition des interactions

Le modèle classique d'analyse de variance d'une expérience à deux facteurs contrôlés A et B, en l'absence d'interaction, s'écrit :

$$Y_{ij} = M + A_i + B_j + e_{ij}$$

TABLEAU III

Analyse de variance des clones de Pinot noir

Origine de la variation	Degrés de liberté	Rendement		Teneur en sucre		Acidité	
		Carrés Moyens	F	Carrés Moyens	F	Carrés Moyens	F
Totale	249	49,8		0,67		0,93	
Inter-cellules	74	136,6	10,4**	1,31	2,5**	2,45	2,2**
Intra-cellules	175	13,2		0,52		1,10	
Décompositions inter-cellules :							
Années	4	1.962,9	149,1**	10,77	20,8**	29,89	27,2**
Clones	14	86,6	6,6**	1,67	3,2**	2,48	2,2**
Interaction A x C	56	18,6	1,4 *	0,54	1,0	0,48	0,4
Décomposition A x C :							
Pentes	14	29,6	2,0 *	0,72	1,5	0,64	1,5
Déviation	42	14,9		0,48		0,43	
Décomposition Pentes :							
Concurrence	1	143,7	6,9 *	2,39	4,0	2,13	4,0
Non-concurrence	13	20,8		0,60		0,53	

TABLEAU IV

Analyse de variance des clones de Chardonnay en vigne haute et basse

Origine de la variation	Degrés de liberté	Rendement		Teneur en sucre		Acidité	
		Carrés Moyens	F	Carrés Moyens	F	Carrés Moyens	F
Totale	254	1 682		0,89		2,29	
Inter-cellules	89	4 354	18,1**	2,00	6,8**	5,88	16,4**
Intra-cellules	165	240		0,30		0,36	
Décomposition Inter-cellules :							
Modes de conduite	1	89 669	373,4**	0,34	1,1	32,60	89,7**
Années	4	31 099	128,5**	20,78	70,4**	111,21	311,5**
Clones	8	15 627	65,1**	3,03	10,3**	0,50	1,4
Int. MC x A	4	7 828	32,6**	2,24	7,6**	0,41	1,1
Int. MC x C	8	492	2,1**	1,44	4,9**	0,44	1,2
Int. A x C	32	1 037	4,3**	0,85	2,9**	0,06	0,2
MC x A x C	32	613		0,70	2,4**	0,52	1,4
Décomposition MC x A :							
Pentes	1	27 973	25,1 *	0,14	0,1	0,86	3,4
Déviation	3	1 113		2,94		0,26	
Décomposition A x C :							
Pentes	8	1 875	2,5 *	1,58	2,6 *	1,44	3,8**
Déviation	24	757		0,60		0,38	
Concurrence	1	6 350	5,1	4,27	3,6	0,87	0,6
Non-concurrence	7	1 235		1,20		1,52	

TABLEAU V

Analyse de variance des clones de Chardonnay sur Riparia et SO4

Origine de la variation	Degrés de liberté	Rendement		Teneur en sucre		Acidité	
		Carrés Moyens	F	Carrés Moyens	F	Carrés Moyens	F
Totale	287	75,0		2,15		1,97	
Inter-cellules	47	402,9	44,1**	10,76	28,8**	9,55	20,3**
Inter-blocs	5	138,1	15,1**	4,49	12,0**	1,46	3,1
Intra-cellules	235	9,1		0,37		0,47	
Décomposition Inter-cellules :							
Porte-greffes	1	7,6	0,8	31,24	83,8**	0,29	0,6
Années	2	8 464,3	926,8**	187,57	502,9**	209,57	445,42*
Clones	7	94,6	10,3**	5,08	13,6**	0,71	1,5
Int. PG x A	2	280,5	30,7**	6,86	18,4**	0,43	0,9
Int. PG x C	7	46,5	5,1**	1,37	3,7**	0,57	1,2
Int. A x C	14	22,4	2,4**	2,24	6,0**	0,82	1,9*
PG x A x C	14	9,8	1,0	0,63	1,7	0,52	1,1
Décomposition PG x A :							
Pentes	1	157,6	0,3	13,22	28,8	0,64	3,4
Déviation	1	403,5		0,46		0,17	
Décomposition C x A :							
Pentes	7	35,6	3,8*	3,60	4,0*	1,31	ε'0
Déviation	7	9,2		0,89			
Concurrence	1	110,1	4,7	16,28	11,0*	0,41	2,9
Non-concurrence	6	23,1		1,48		1,46	

Dans le cas d'interaction entre les facteurs A et B, c'est-à-dire d'un comportement non parallèle des différents niveaux du facteur A pour les différents niveaux du facteur B, le modèle convenable devient :

$$Y_{ij} = M + A_i + B_j + K_{ij} + e'_{ij}$$

Cette interaction n'a de signification que statistique, différents modèles de décomposition (LEFORT, 1977) peuvent permettre d'en donner une interprétation biologique. Nous avons ici utilisé un modèle de décomposition (MANDEL, 1961) basé sur la régression linéaire des performances individuelles des i niveaux du facteur A sur les moyennes des j niveaux du facteur B, couramment désignés sous le terme « d'analyse conjointe de la régression ». Elle correspond au modèle suivant :

$$Y_{ij} = M + A_i + B_j + (b_i - 1) B_j + e'_{ij}$$

où, par exemple dans le cas de l'interaction clones x années, b_i représente la pente de la droite de régression des valeurs annuelles du clone i sur les moyennes des valeurs annuelles pour l'ensemble de clones. Le terme testant l'hétérogénéité des pentes des droites de régression peut être lui-même décomposé en un terme de « concurrence » (à 1 seul degré de liberté) correspondant au critère de non-additivité de TUCKEY (RIVES, 1971), et un terme résiduel. La signification statistique de ce terme de concurrence indiquera la tendance à la convergence du faisceau des droites de régression.

2. — Notion de stabilité

L'analyse de la régression linéaire des valeurs individuelles des clones sur la moyenne générale des années conduit à deux notions distinctes de stabilité d'un clone sur les années. La première correspondant aux pentes nulles, la seconde aux pentes égales à 1. Dans le premier cas, il s'agira de clones dont les performances, quel que soit le niveau moyen de l'année, sont toujours égales ; ils restent insensibles aux variations de conditions des différentes années et présentent donc une **« stabilité absolue ».** Dans le second cas, il s'agira de clones dont les performances varient selon les années tout en montrant une aptitude régulière à bénéficier des bonnes conditions d'années particulières, nous pouvons définir ceci comme une **« stabilité relative ».** Enfin certains génotypes pourront conduire à des droites de régression de pente différentes de 0 ou de 1 correspondant à une adaptation spécifique aux mauvaises ou aux bonnes conditions.

La représentation graphique de la valeur des pentes des droites de régression de chaque clone, en fonction de ses performances moyennes, complète ainsi l'information par ce critère de stabilité qui nous semble très important.

Notons que ce critère peut, bien entendu, s'appliquer à tout autre facteur que les années, à la condition cependant que les modalités de ces

facteurs soit suffisantes pour appliquer l'analyse de la régression, et en tout état de cause au moins égales à 3.

3. — **Variation due aux années**

C'est un facteur de variation hautement significatif dans tous les essais et pour les trois caractéristiques étudiées.

4. — **Variation due aux modes de conduite**

Ce facteur de variation n'est introduit que par deux modes de conduite, l'un en vigne basse à la densité d'un plant par m^2, l'autre en vigne haute, à la densité d'un plant par 2,64 m^2. Il se révèle (tableau IV) hautement significatif pour le rendement (0,956 kg/m^2 en vigne basse et 0,646 kg/m^2 en vigne haute) et l'acidité (7,60 g/l en vigne basse et 8,59 g/l en vigne haute) non significatif pour la teneur en sucre 182 g/l en vigne basse et 184 g/l en vigne haute).

Si l'on considère maintenant le rendement par souche, il est en vigne basse de 0,956 kg, en vigne haute de 1,706 kg soit 178 p. 100 du précédent, cette augmentation de la production par souche étant cependant insuffisante pour compenser la diminution de densité (divisée en vigne haute par 2,64). Il semble bien que la densité retenue pour la vigne haute (3.800 plants/ha) n'ait pas permis une exploitation suffisante de la parcelle, compte tenu des conditions de fertilité du sol. Nous discuterons de ceci dans un article en préparation.

L'acidité moyenne sur 5 ans, sensiblement supérieure en vigne haute illustre la moins bonne maturité obtenue avec ce mode de conduite. L'absence de différence pour la teneur en sucre alors que les rendements, à surface identique, sont très inférieurs en vigne haute, peut également s'interprêter dans ce sens.

Ce facteur mode de conduite présente, en particulier, une interaction hautement significative avec le facteur année, pour le rendement et la teneur en sucre ; l'analyse conjointe de la régression, pour le rendement, indique une hétérogénéité des pentes des droites de régression des valeurs de chaque mode de conduite sur la moyenne des années. La figure 1 peut s'interprêter dans la pratique comme illustrant une aptitude différentielle au rendement de chaque mode de conduite dans les années de production élevée. Ainsi en 1975 et 1976 années de production modérée, les deux modes de conduite présentent une production très voisine alors qu'en 1974, 1977 et 1973, années de production élevée la vigne basse produit beaucoup plus que la vigne haute. Précisons bien que ce résultat obtenu dans cet essai particulier est difficilement extrapolable à d'autres conditions expérimentales ; enfin l'intervalle de notre étude se situant entre 50 et 100 qtx/ha, il est également hasardeux de vouloir conclure pour l'intervalle 0-50 qtx/ha, les droites que nous obtenons tendent

cependant à montrer que la vigne haute serait au contraire plus productive dans cet intervalle.

Dans le cas de la teneur en sucre, l'analyse en régression linéaire est insuffisante pour décrire cette interaction Mode de conduite X Années.

5. — **Variation due aux porte-greffes**

Ce facteur est introduit par l'utilisation de deux porte-greffes de caractéristiques très différents, en particulier pour la vigueur conférée, **Riparia gloire** d'une part, **SO4** d'autre part. Ce facteur (tableau V) n'introduit de variation significative que pour la teneur en sucre (189 g/l pour Riparia, 179 g/l pour SO4) à l'exclusion du rendement (0,940 et 0,941 kg/m²) et de l'acidité (6,75 g/l et 6,68 g/l), confirmant, s'il était besoin, l'intérêt du Riparia comme porte-greffe favorable à la qualité. Il présente une

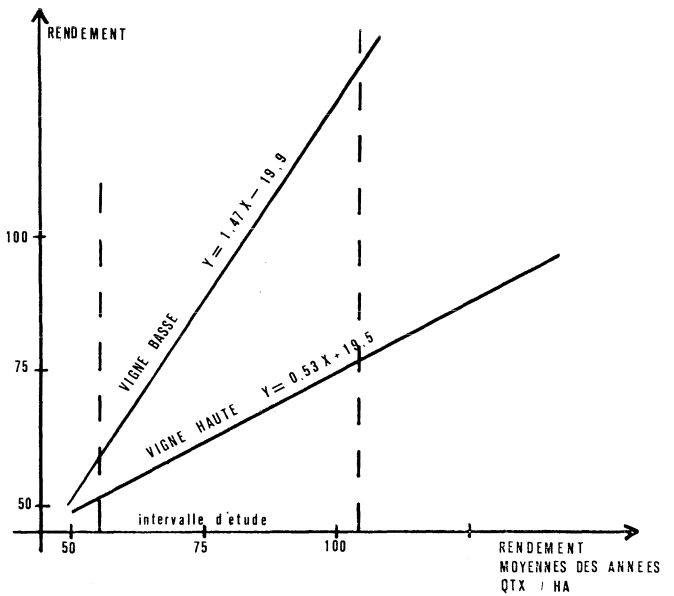


Fig. 1. — Régression linéaire des rendements en vigne haute et en vigne basse, sur la moyenne des rendements annuels

interaction significative avec le facteur années pour le rendement (Riparia conduisant à une production plus faible que SO4 en année de production modérée, ainsi en 1975) et pour la teneur en sucre (celle que l'on observe avec SO4 diminue proportionnellement plus qu'avec Riparia dans les années de production élevée, ainsi en 1977). D'un point de vue méthodologique, la régression linéaire se montre ici insuffisante pour rendre compte de ces interactions (tableau V : absence de signification du F pour les pentes), notons toutefois qu'avec 3 années et 2 porte-greffes, nous ne disposons que de 2 degrés de liberté pour tester cette interac-

tion et d'un seul pour tester la déviation par rapport à la régression, ceci constitue bien entendu sur le plan de l'analyse statistique, une situation très limite.

COMPARAISON DES CLONES

La variation due aux clones, facteur essentiel de cette expérimentation est très significative dans tous les cas pour le rendement et teneur en sucre, dans un cas seulement pour l'acidité. Elle présente généralement une interaction significative avec les trois autres facteurs : années, modes de conduite et porte-greffes, indiquant donc un comportement différentiel, de certains clones au moins, selon les années, les modes de conduite et les porte-greffes.

L'analyse conjointe de la régression linéaire des valeurs des clones sur la moyenne des années permet de conclure à l'hétérogénéité des pentes des droites de régression, c'est-à-dire à des différence significatives entre clones pour le critère de stabilité des performances sur les années, dans tous les cas pour le rendement, dans deux cas sur trois pour la teneur en sucre, dans un cas sur trois pour l'acidité. On peut donc estimer qu'en ce qui concerne au moins le rendement, la description de l'interaction par l'analyse en régression linéaire est très satisfaisante. Le terme de concurrence est plus rarement significatif, ce qui indique que les droites de régression ne sont pas dans la plupart des cas significativement convergentes. Notons également que, sur un plan biométrique, l'absence de signification du terme de concurrence indique que les données ne se conformeraient en définitive pas mieux à une analyse selon un modèle strictement multiplicatif du type :

$$Y_{ij} = A_i B_j + e_{ij}$$

Nous avons procédé à l'examen comparatif des clones en trois étapes :

1 — à partir du classique diagramme de dispersion en fonction du rendement et de la teneur en sucre (fig. 2, 5 et 8) ;

2 — à partir des représentations graphiques des pentes des droites de régression en fonction des performances moyennes (fig. 3, 6, 9 et 10), dans tous les cas où l'interaction clones x années est bien décrite par la régression linéaire c'est-à-dire que les termes d'hétérogénéité des pentes sont statistiquement significatifs.

3 — à partir de l'Analyse en Composantes Principales du facteur clones, intégrant les trois variables rendement, teneur en sucre et acidité. Ce type d'analyse (LEFEBVRE, 1976 ; RIVES, 1966), partant d'une analyse de variance dite généralisée puisqu'elle s'applique à l'ensemble des caractères mesurés et non plus tour à tour à chacun, aboutit à l'établissement de nouvelles variables synthétiques, combinaisons linéaires des caractères de départ, dont chacune « explique » une part déterminée de la variation

observée, ces nouvelles variables sont les « composantes principales » de la variation. La représentation des clones dans un système d'axe constitué par les deux composantes principales, dont la participation à la variation est la plus importante, permet de comparer ces clones en synthétisant la totalité de l'information apportée par les différentes mesures effectuées (fig. 4, 7 et 11), généralisant ainsi la diagramme classique de dispersion des clones en fonction du rendement et de la teneur en sucre.

1. — Comparaison des clones de Pinot Noir

Le diagramme de dispersion en fonction du rendement et du degré (fig. 2) permet de définir, à partir des deux axes des moyennes, quatre quadrants, dont le Nord-Est regroupe, **à priori** les clones les plus intéressants. Considérons les 5 clones les plus productifs, 789, 813, 870, 824 et 833, l'analyse de leur stabilité sur les années pour le rendement (fig. 3) montre qu'ils parviennent par des voies différentes à ce rendement moyen élevé : 789 et 870 sont instables, surtout productifs en année où la pro-

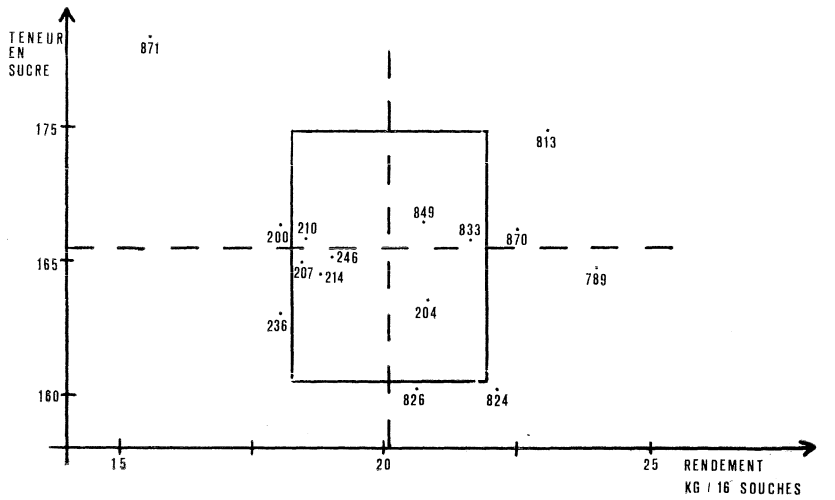


Fig. 2. — Teneur en sucre et rendement moyens sur 5 ans (1973-1977) de 15 clones de Pinot Noir. Le rectangle centré sur la moyenne générale représente les différences significatives à P = 0,05 calculées par le t de BONFERRONI.

duction est généralement élevée (1973 et 1974) plutôt faible pour les autres années, 833 et surtout 813, proches de ce que nous avons défini comme la stabilité relative, conservent tous les ans un classement constant et se montrent régulièrement bien adaptés à tous les types d'années, enfin 824 tend vers la stabilité absolue, productif en années de production modérée il est à l'inverse relativement moins productif dans les années de production élevée. Il est certain que ce génotype, s'il présentait par ailleurs des valeurs suffisantes pour la teneur en sucre, serait intéressant pour ce comportement « régulateur ».

En ce qui concerne les autres il nous semble que les génotypes classés instables, c'est-à-dire spécifiquement adaptés à des années particulières sont à éliminer, par contre les génotypes, tel le 813 présentant une bonne stabilité relative sur l'ensemble des années constituent les meilleurs génotypes. Le clone 871, très différent de tous les autres, confirme dans cet essai le caractère de « finesse » pour lequel il avait été inclus dans l'essai.

L'Analyse en Composantes Principales du facteur clone dans le cas du Pinot Noir, conduit au calcul des axes suivants, où R est la variable rendement, S la variable teneur en sucre et A la variable acidité :

CP 1 = 0,73 R —0,53 S —0,44 A expliquant 48,6 p. 100 de la variation
CP 2 = 0,76 A —0,65 S —0,02 R » 35,2 p. 100 »
CP 3 = 0,69 R —0,54 S +0,48 A » 16,2 p. 100 »

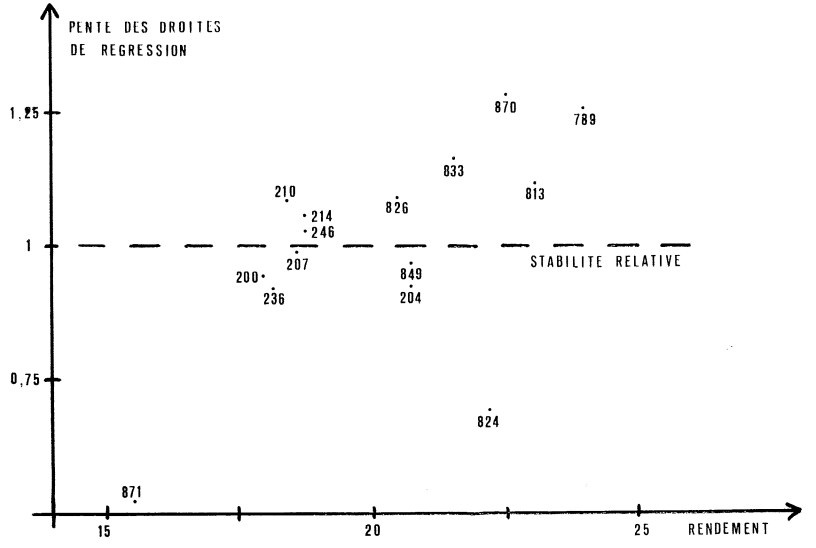


Fig. 3. — Représentation, en fonction du rendement, des pentes des droites de régression sur la moyenne des rendements annuels, pour chaque clone de Pinot Noir.

Ce système d'axes décrit donc la variation inter-clonale entre les 15 clones du Pinot Noir étudiés. Les coefficients de CP 1 indiquent que la principale source de variation résulte, d'une part de l'antagonisme classique entre R et S, d'autre part d'une tendance générale à l'association entre des valeurs élevées de R et des valeurs faibles de A. En d'autres termes, si les rendements élevés sont associés à des teneurs en sucre faibles, ils ne sont par contre généralement par corrélatifs de maturités insuffisantes. L'opposition entre R et A élevés, S faible et le profil inverse, traduite par CP 3, n'entre que pour 16,2 p. 100 dans l'explication de la variation totale. Le deuxième axe, sur lequel la variable R n'intervient pratiquement pas, oppose S et A, il peut être interprété comme un axe de maturité, et confirme la totale indépendance au sein des clones étudiés entre rendement et maturité.

La représentation des clones sur les deux premiers axes (fig. 4) qui décrit 83,8 p. 100 de la variation totale, peut s'interpréter de la facon suivante :

— au centre, un groupe de 8 clones caractérisés par un profil de caractéristiques de valeurs moyennes ;

— dans le quadrant Nord-Est et en s'éloignant sur la 1re bissectrice, des clones de bon rendement mais faible teneur en sucre et acidité élevée (clones 826 et 824) ;

— dans le quadrant opposé (Sud-Ouest) des clones de profil inverse des précédents, on y trouve le clone 871 précédemment caractérisé comme peu productif et fin ;

— dans le quadrant Nord-Ouest des clones peu productifs, de teneur en sucre moyenne et très acides c'est le cas du clone 214 ;

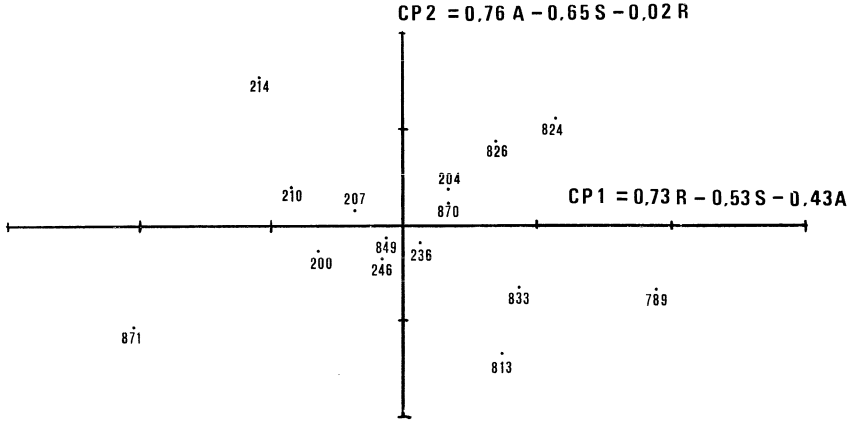


Fig. 4. — Dispersion des 15 clones de Pinot Noir sur CP1 et CP2, décrivant 83,9 p. 100 de la variation totale.

— dans le quadrant Sud-Est des clones productifs, de teneur en sucre élevée et de faible acidité. Il s'agit donc de la région la plus intéressante, en éliminant toutefois les clones de valeur trop élevée sur CP 1 indiquant une teneur en sucre médiocre (clone 789).

Cette description confirme donc l'intérêt des clones 833 et 813 et replace le clone 849, précédemment retenu, à un niveau assez banal.

2. — **Comparaison des clones de Chardonnay selon les modes de conduite**

Le tableau IV indique une interaction clones x modes de conduite significative pour le rendement et le degré, elle n'est pas décomposable par l'analyse conjointe de régression puisque l'on ne dispose que de deux modalités pour le mode de conduite.

Le diagramme de dispersion selon le rendement et la teneur en sucre (fig. 5) singularise le groupe de clones 07, 66 et 84 pour le rendement (84 étant stable sur les années, fig. 6) et le groupe 13, 86 pour la teneur en sucre (13 étant par ailleurs stable pour le rendement sur les années).

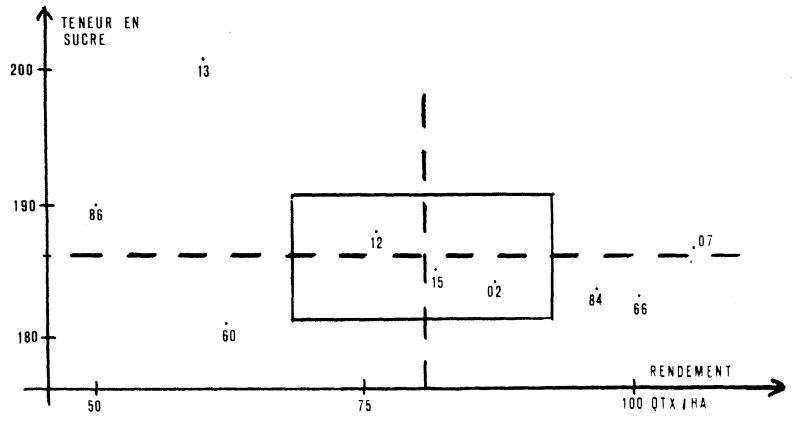


Fig. 5. — Teneur en sucre et rendement moyens sur 5 ans (1973-1977) de 9 clones de Chardonnay (vigne haute + vigne basse). Le rectangle centré sur la moyenne générale représente les différences significatives à P = 0,05 calculées par le t de BONFERRONI.

L'Analyse en Composantes Principales permet d'établir les axes suivants :

CP 1 = 0,68 S +0,52 R —0,51 A expliquant 60,5 p. 100 de la variation
CP 2 = 0,77 A +0,71 R —0,00 S » 30,2 p. 100 »

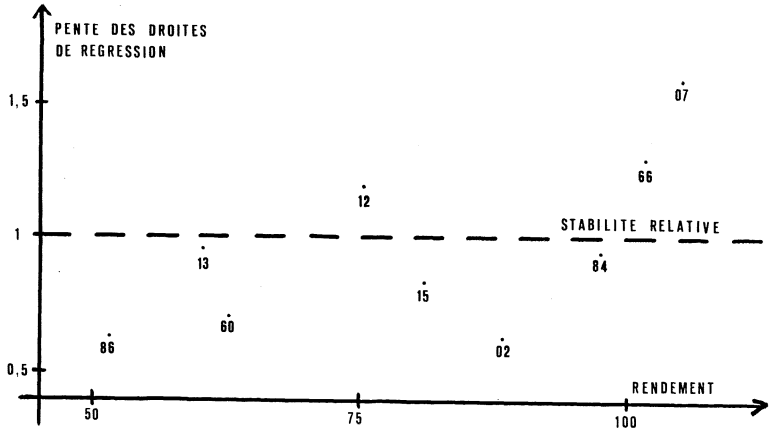


Fig. 6. — Représentation, en fonction du rendement, des pentes des droites de régression sur la moyenne des rendements annuels, pour chaque clone de Chardonnay.

La variation au sein de ce lot de clones de Chardonnay n'est donc pas caractérisée par l'opposition entre R et S. La principale source de variation résulte de l'opposition entre des clones de rendement et teneur en sucre

élevés et d'acidité faible, et des clones de caractéristiques inverses. Le deuxième axe rend compte cependant d'une liaison globalement positive entre rendement et acidité.

Ces deux axes décrivent 90,7 p. 100 de la variation totale (fig. 7). La région intéressante est délimitée par des valeurs positives élevées de CP 1 et des valeurs positives moyennes de CP 2. Les clones 07 et surtout 66 se rapprochent le plus de ce profil, mais se montrent par ailleurs instables sur les années.

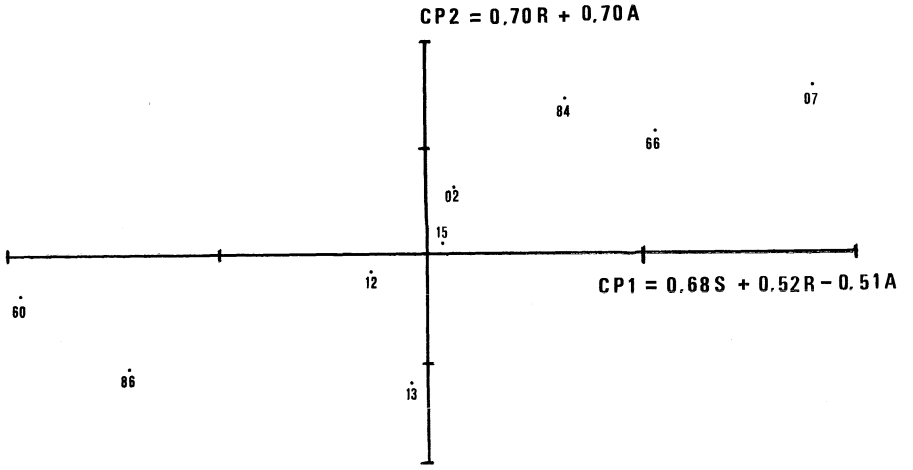


Fig. 7. — Dispersion des 9 clones de Chardonnay (vigne haute + vigne basse) sur CP1 et CP2, décrivant 90,7 p. 100 de la variation totale.

3. — **Comparaison des clones de Chardonnay selon les porte-greffes**

Le tableau V montre que l'interaction clones x porte-greffes est significative pour le rendement et la teneur en sucre. L'examen des performances selon chaque porte-greffe semble indiquer que cette interaction, tant pour le rendement que pour la teneur en sucre, est due essentiellement au clone 73 dont les performances sur SO4 sont très faibles, les autres clones se répartissent de façon à peu près identique sur Riparia et SO4. Les figures 8, 9 et 10 montrent l'intérêt des clones 05 (du point de vue qualitatif) et 66 de bonnes performances moyennes, ce dernier clone se montre par ailleurs plus stable sur les années que dans l'essai précédent mais les observations ne portent ici que sur 3 années contre 5 précédemment.

L'Analyse en Composantes Principales conduit aux axes suivants :

CP 1 = 0,74 R +0,63 A —0,24 S expliquant 40,7 p. 100 de la variation
CP 2 = 0,85 S +0,50 A —0,14 R » 35,5 p. 100 »
CP 3 = 0,65 R +0,60 A —0,46 S » 23,8 p. 100 »

Les axes 1 et 3, très redondants, traduisent l'opposition entre les variables R et A d'une part, S d'autre part. Les coefficients de CP 1 indiquent que la variation introduite par S est relativement faible devant celle qu'introduisent R et A. Le deuxième axe rend compte d'une liaison entre teneur en sucre et acidité peu dépendante du rendement. En d'autres termes, ce dernier matériel clonal se caractérise surtout par des différences de rendement et, corrélativement de maturité, et par l'opposition classique entre rendement et qualité. Enfin, à l'intérieur des clones de rendement semblable les teneurs en sucre élevées sont plutôt associées à des acidités élevées.

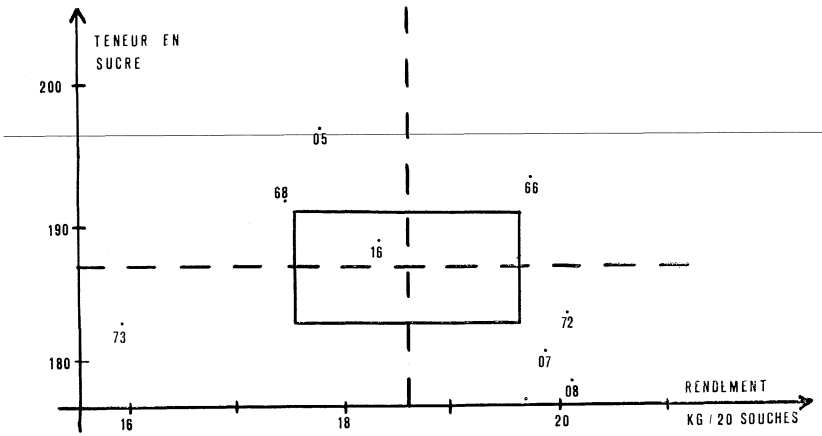


Fig. 8. — Teneur en sucre et rendement moyens sur 3 ans (1975-1977) de 8 clones de Chardonnay (sur Riparia et SO4). Le rectangle centré sur la moyenne générale représente les différences significatives à P = 0,05, calculées par le t de BONFERRONI.

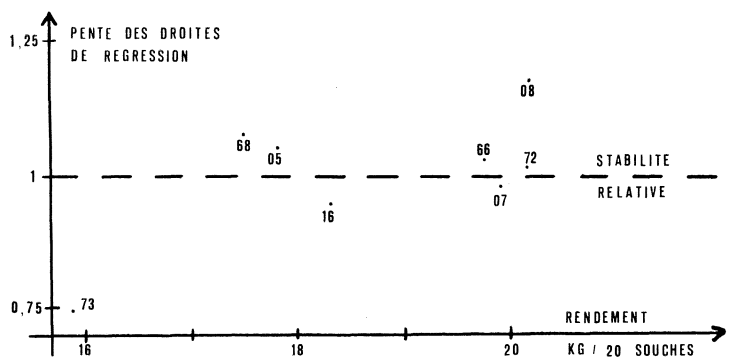


Fig. 9. — Représentation, en fonction du rendement, des pentes des droites de régression sur la moyenne des rendements annuels, pour les 8 clones de Chardonnay.

Dans la représentation des clones sur CP 1 et CP 2 (fig. 11) décrivant 76,2 p. 100 de la variation, la région intéressante correspond à des valeurs positives assez élevées de CP 2 et à des valeurs faibles positives ou

négatives de CP 1. Dans cette région figurent les clones 66 (déjà remarqué dans l'essai précédent) et 05 de rendement plus faible mais qui présente par ailleurs de bonnes caractéristiques de stabilité sur les années.

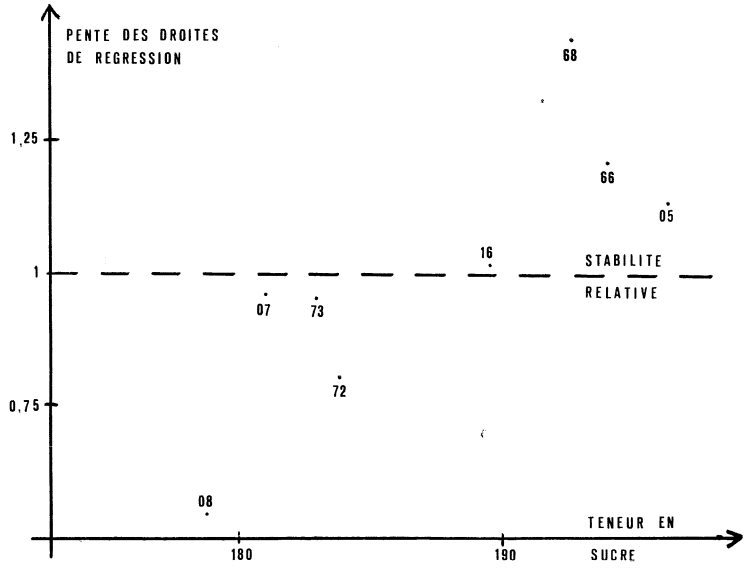


Fig. 10. — Représentation, en fonction de la teneur en sucre, des pentes des droites de régression sur la moyenne des teneurs en sucre annuelles, pour les 8 clones de Chardonnay.

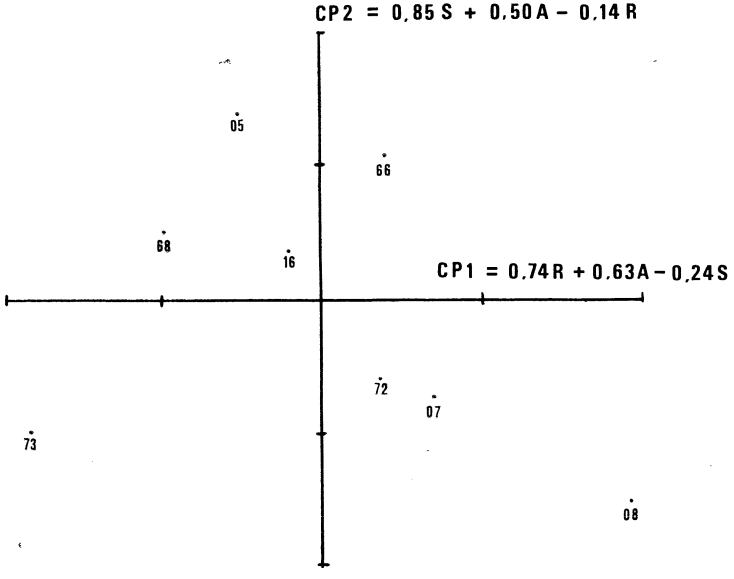


Fig. 11. — Dispersion des 8 clones de Chardonnay (sur Riparia et SO4) sur CP1 et CP2 décrivant 76,2 p. 100 de la variation totale.

CONCLUSIONS

Cette étude donne un certain nombre d'indications permettant d'améliorer la précision des essais comparatifs de génotypes de vigne. Elle constitue par ailleurs une tentative, par l'utilisation des méthodes biométriques qui n'ont jamais, à notre connaissance, été utilisées à propos de ce type d'essais, d'obtenir le maximum d'information que l'on peut retirer de tels essais.

Au niveau de l'amélioration de la précision on peut dire que :

— le contrôle de l'hétérogénéité du milieu par des dispositifs du type blocs randomisés semble préférable dans notre cas aux dispositifs en randomisation totale,

— une diminution de la taille des parcelles élémentaires, jointe à une augmentation du nombre de répétition jusqu'à 6 ou 8 améliore le dispositif. Cet ordre de grandeur du nombre de répétition est, en tout état de cause, indispensable pour tester avec une précision suffisante la variation des caractères teneur en sucre et acidité,

— les corrections qu'il est nécessaire d'effectuer dans le cas d'effectifs variables du nombre de souches dans les parcelles élémentaires ne peuvent être faites valablement que par un ajustement par covariance.

Au niveau de l'information recueillie on peut dire que :

— l'introduction dans les essais de facteurs autres que le seul facteur de variation inter-clones (années, modes de conduite, porte-greffes) est indispensable à l'obtention de résultats généralisables, les interactions entre le facteur clone et ces facteurs secondaires se révélant dans la plupart des cas très significatives. Soulignons la nécessité, sur le plan des analyses, d'introduire ces facteurs avec un nombre de modalités suffisantes,

— l'analyse de cette interaction, et la prise en considération du critère de stabilité enrichit l'information sur le comportement individuel des clones, ce critère constitue un élément de sélection supplémentaire, à notre avis très important. Le choix peut alors se porter sur des clones présentant une bonne stabilité relative ou absolue selon des définitions que nous avons donné, ou bien sur des associations de clones présentant des instabilités complémentaires, leur combinaison en culture permettant d'obtenir la stabilité recherchée. En ce qui concerne le rendement, la régression linéaire permet une bonne description des interactions, en particulier clones x années. Pour les autres caractéristiques, d'autres techniques d'analyse pourraient valablement être utilisées.

— l'établissement pour chaque clone d'un profil synthétisant par des analyses multidimensionnelles ses performances pour l'ensemble des caractéristiques quantitatives mesurées permet :

— d'une part d'étudier la structure de la variabilité dont on dispose et de déterminer les combinaisons de variables hiérarchiquement responsables de cette variabilité,

— d'autre part de comparer entre eux les clones en prenant en considération la totalité de leurs caractéristiques. Notons que nous ne disposons ici que de trois variables (dont une, l'acidité, se montre relativement peu discriminante) de sorte que l'information supplémentaire apportée par cette analyse sur trois variables reste relativement limitée par rapport à celle qu'apporte la simple représentation de la teneur en sucre sur le rendement. Dans le cas où un plus grand nombre de variables serait considéré, il est certain que le supplément d'information serait important.

Manuscrit reçu le 5 février 1979.

RÉSUMÉ

Des essais comparatifs de clones de vigne sont analysés et discutés du point de vue de la précision expérimentale. Des propositions sont faites pour tenter d'améliorer l'exploitation de l'information recueillie en particulier :

— par la prise en compte de la notion de stabilité d'un clone selon différentes conditions (années, localités, modes de conduite, porte-greffes)

— par l'étude de la variation inter-clones sur l'ensemble des caractères mesurés par l'Analyse en Composantes Principales.

SUMMARY

Comparative trials of vine clones are analysed and experimental precision is discussed. Methods aimed at improving the use of collected data are proposed, in particular :

— by taking into account the notion of clone stability under different conditions (year, locality, training system, root-stock)

— by studying the effect of interclonal variation on the whole of the characters, measured by the Principal Components Analysis.

ZUSAMMENFASSUNG

Vergleichsversuche von Rebklonen werden in Bezug auf ihre Genauigkeit besprochen. Zur Verbesserung der Ausbeutung der gesammelten Information wird insbesondere vorgeschlagen :

— die Berücksichtigung der Kenntnis von der Stabilität eines Klons entsprechend den verschiedenen Bedingungen (Jahr, lage Erzeihungsart, Unterlage).

— Das Studium der Interklonenvariabilität bezogen auf die gesantheit der, durch die Hautpkomponenten analyse, gemessenen Eigeschaften.

RESUMEN

Se analizan y discuten, desde el putno de vista de la précisión experimental, los ensayos comparativos de clones de vid. Para mejorar la utilización de la información obtenida se propone :

— tener en cuenta la noción de estabilidad de un clon en condiciones diferentes (años, lugares, formas de cultivo, portain jertos).

— estudio de la variación inter-clones sobre el conjunto de cáracteres medidos por Analisis de Componentens Principales.

RIASSUNTO

Provi comparativi di cloni di vite sono analizzati ed esaminati dal punto di vista della precisione sperimentale. Proposizioni sono fatte per tentare di migliorare lo sfruttamento dell'informazione raccolta, specialmente :

— ritenendo la nozione di stabilità d'un clone secondo differenti condizioni (anni, località, modo di condurre la coltura della vite, porta-innesti).

— Con lo studio della variazione inter-cloni sull'insieme dei caratteri misurati dall'Analisi in Componenti Principali.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

BERNARD R., LEGUAY M., BIOL H. et NAUDIN R., 1977. La sélection du Pinot Noir en Côte d'Or. *Vignes Vins,* 258, 25-31.

HUGLIN P., 1976. Critères de sélection clonale et méthodologie de jugement des clones. *Vignes Vins,* 254, 30-38.

LEFEBVRE J., 1976. *Introduction aux analyses statistiques multidimensionnelles,* 219 p. Masson, Paris.

LEFORT P.L., 1977. Quantitative stock-scion relationships in vine. Preliminary investigations by the analysis of reciprocal graftings. *Vitis,* 16, 149-161.

LEFORT P.L., 1977. L'interaction entre facteurs dans l'analyse de variance. Application à l'interaction génotypes x milieux. *T.D.R.,* 6, 444-453.

MANDEL J., 1961. Non-additivity in two-way analysis of variance. *J. Am. Statist. Assoc.,* 56, 878-888.

MERIAUX S., ROLLIN H., BOUBALS D. et LEFORT P.L., 1978. Sur la possibilité de définir une relation générale entre la surface foliaire, la production et la teneur en sucre des baies chez *Vitis Vinifera* L. *C.R. Acad. Sc. Paris,* 287, série D, 85-88.

NESBITT N. B. and KIRK H.J., 1972. Effect of plot size and number of replication upon the efficiency of Muscadine Grape cultivar trials. *J. Amer. Soc. Hort. Sci.,* 97, 639-641.

RIVES M., 1966. Problèmes de l'expérimentation sur les plantes pérennes ligneuses, en particulier la vigne. *Acta Agric. Scandinavica,* suppl. 16, 239-247.

RIVES M., 1971. L'utilisation du critère d'additivité de Tuckey pour la détection des interactions entre facteurs dans les essais à deux entrées. *Ann. Amél. Plantes,* 21, 15-21.

RIVES M., 1974. *Proposition pour un protocole d'essais de matériel végétal.* Rapport au Comité Scientifique et Technique de l'Institut Technique du Vin, 6 pages.

SCHOFFLING H. et ROUDAY L., 1978. Les principaux aspects de la sélection clonale dans la viticulture allemande. *Rev. Suisse Vitic. arbor., hortic.,* 10, 135-142.