

Compétition entre géotypes dans des essais variétaux de colza oléagineux d'hiver

Jean-Jacques Schott, Avner Bar-hen,
Hervé Monod, Françoise Blouet

Dans les essais variétaux, les expérimentateurs soumis à des contraintes techniques et économiques plus ou moins fortes sont souvent amenés à réduire au maximum la taille des parcelles élémentaires. Si cette pratique a l'avantage de permettre un meilleur contrôle des hétérogénéités du sol, elle a l'inconvénient de mettre en exergue des problèmes de compétition interparcellaire. En effet, comme différentes variétés sont expérimentées côte à côte dans les essais, on peut craindre que les estimations des performances de ces géotypes soient biaisées et ne reflètent pas exactement leur comportement en grande culture. L'étude présentée ici a pour objectif de mettre en évidence la présence ou l'absence de compétition interparcellaire au sein d'un ensemble d'essais de colza oléagineux d'hiver. L'incidence de ce phénomène sur les estimations du rendement des géotypes est évaluée pour chaque essai. Nous envisageons, dans un premier temps, d'apprécier l'influence du protocole de mesure des données (rangs externes récoltés ou non) et du dispositif expérimental (taille des parcelles élémentaires) sur l'intensité de la compétition. Dans un deuxième temps, nous nous intéressons à l'aptitude à la compétition des géotypes expérimentés.

J.-J. Schott, A. Bar-hen, F. Blouet : GEVES, Secteur d'étude des variétés, La Minière, 78285 Guyancourt cedex, France.
H. Monod : Inra, Laboratoire de biométrie, route de Saint-Cyr, 78026 Versailles cedex, France.

Tirés à part : J.-J. Schott

Matériels et méthodes

Ce travail a pour support les résultats expérimentaux d'essais variétaux de colza oléagineux d'hiver réalisés dans le cadre du CTPS (Comité technique permanent de la sélection des plantes cultivées) en 1992/1993. Les dispositifs expérimentaux utilisés sont des blocs complets randomisés dans lesquels les lignes externes de chaque micro-parcelle sont récoltées (essai sans bordure) ou non (essai avec bordure). Les essais sont en général réalisés sur des sols homogènes favorables à

l'expérimentation. Dans chacun des dix-sept sites expérimentaux répartis dans les grandes régions de production française de colza, les géotypes sont répartis en deux essais distincts en fonction de leur précocité. La série précoce contient vingt et une variétés et la série tardive vingt. Les variétés témoins (Tapidor, Samouraï, Falcon, Eurol) sont communes aux deux séries. Les autres géotypes sont tous différents, issus de divers programmes de sélection européens et présentés aux épreuves officielles d'inscription sur la liste A du catalogue français. La densité de peuplement varie de 35 à 110 plantes/m². Le semis s'effectue en général soit avec un semoir pneumatique de précision, soit avec un semoir à

Tableau 1

Caractéristiques des dispositifs expérimentaux des essais étudiés

Références des essais (précoce/tardif)	Département	Nombre de blocs	Surface récoltée (m ²)	Nombre de rangs récoltés/semés	Largeur totale parcelle (m)	Longueur totale parcelle (m)	Écartement entre rangs (m)
277/309	70	5	15,00	4/6	2,40	10,00	0,40
279/301	77	5	11,25	5/5	1,25	7,50	0,25
280/302	28	5	14,28	6/6	1,32	10,20	0,22
281/303	18	4	13,00	8/14	2,32	10,00	0,17
282/304	17	5	32,40	6/10	3,00	18,00	0,30
283/307	41	6	14,25	4/4	1,20	9,50	0,30
284/306	08	5	15,30	6/10	3,00	8,00	0,30
286/320	02	6	10,00	6/6	1,50	7,00	0,25
287/308	54	5	15,18	5/7	2,80	7,23	0,40
289/310	21	5	13,50	6/6	1,20	9,00	0,20
291/311	78	6	11,20	4/6	2,10	8,00	0,35
292/*	35	6	11,25	5/5	1,25	7,50	0,25
295/313	86	5	12,00	5/5	1,00	12,00	0,20
296/314	59	5	9,10	5/5	1,30	7,00	0,26
297/315	28	6	10,50	6/6	1,44	7,00	0,24
298/316	31	5	18,00	4/4	1,80	10,00	0,45
299/317	51	4	14,99	4/4	1,35	11,10	0,34

* Essai abandonné

Experimental design

céréales de type Øyord. Les dates de semis s'étendent du 26 août au 21 septembre en fonction de la situation géographique des essais.

Ceux-ci sont menés suivant des conduites culturales raisonnées avec une fumure azotée variant entre 100 et 210 unités/hectare. Le désherbage est systématique et les protections contre les insectes et les maladies dépendent de l'apparition des agents en cause. Dans un site expérimental, l'essai tardif a été abandonné à la suite de problèmes de levée.

La récolte est réalisée avec une moissonneuse-batteuse pour expérimentation soit en coupe directe, soit après andainage (quatre sites). Le rendement GPS (grains propres et secs à 0 % d'humidité) est déterminé après pesée de la récolte et passage à l'étuve d'un échantillon de 250 grammes de chaque parcelle. Dans certains cas, l'humidité a été mesurée avec un humidimètre de type Dickey-John. La hauteur des plantes est mesurée au centimètre près sur chaque parcelle. Les principales caractéristiques des dispositifs expérimentaux sont résumées dans le *tableau 1*.

Comme Dyke et Shelley [1], nous supposons que les parcelles sont suffisamment allongées pour ne considérer les effets de voisinage que dans une seule direction. Chaque parcelle élémentaire voisine donc avec deux parcelles différentes. On considère que celle qui est située à chaque extrémité du bloc n'est mitoyenne que d'une seule parcelle, l'autre étant généralement une parcelle de bordure non récoltée. Pour ces parcelles, nous n'avons pris en compte que l'unique voisin pour lequel nous avions des données.

La méthode d'analyse utilisée se base sur une modélisation du rendement en introduisant différents effets liés à la compétition. Le modèle additif classiquement utilisé pour l'analyse des résultats est tel que le rendement Y_{ω} de la parcelle ω peut s'écrire :

$$Y_{\omega} = \mu + \alpha_{t(\omega)} + \beta_{b(\omega)} + \varepsilon_{(\omega)} \quad (A)$$

- où Y_{ω} = rendement de la parcelle ω ,
 μ = effet moyen estimé par la moyenne générale,
 $\alpha_{t(\omega)}$ = effet moyen de la variété de la parcelle ω ,
 $\beta_{b(\omega)}$ = effet moyen du bloc de la parcelle ω ,

Tableau 2

Résultats de l'ajustement des modèles (B) et (C)

Référence essai	Modèle (B)				Modèle (C)	
	Voisine gauche		Voisine droite		Nombre de génotypes ayant un effet significatif***	Codes des génotypes ayant un effet significatif
	CM	P	CM	P		
Précoce	20 ddl		20 ddl			
277	6,8	64,8	12,9	20,3	0	—
279	15,8	0,0 **	14,4	0,0 **	6	3, 12, 15, 18, 19, 20
280	10,4	68,8	18,2	29,3	1	7
281	10,0	0,8 **	8,2	1,8 *	0	—
282	2,1	15,0	0,8	90,2	3	16, 19, 20
283	12,4	6,5	8,5	31,0	4	10, 14, 19, 20
284	0,6	34,5	1,0	9,6	1	10
286	3,8	49,8	5,9	12,1	5	1, 2, 5, 13, 19
287	0,8	75,1	1,5	23,2	2	16, 21
289	12,2	0,7 **	4,3	54,8	1	20
291	2,3	93,7	3,1	79,6	0	—
292	23,6	0,1 **	7,7	52,6	0	—
295	35,8	0,0 **	9,4	25,4	2	5, 7
296	6,9	10,8	9,1	2,6 *	4	15, 18, 19, 16
297	12,5	0,0 **	10,2	0,1 **	4	8, 12, 18, 20
298	19,9	7,8	11,3	43,0	0	—
299	4,9	11,2	4,5	14,4	1	21
Tardif	19 ddl		19 ddl			
309	3,6	13,9	3,5	15,1	0	—
301	7,6	54,3	10,5	25,2	0	—
302	11,6	19,8	9,4	32,5	2	1, 22
303	2,7	29,8	3,0	23,4	0	—
304	5,2	4,6 *	6,4	1,5 *	1	23
307	11,0	11,2	26,3	0,0 **	11	1, 3, 23, 24, 27, 28, 30, 32, 33, 35, 37
306	3,0	0,7 **	2,0	6,9	1	27
320	5,3	5,0 *	4,2	16,3	0	—
308	1,4	88,2	1,1	95,0	1	23
310	9,2	0,1 **	10,3	0,0 **	6	1, 22, 26, 30, 31, 36
311	3,8	52,7	4,7	33,1	0	—
313	39,5	0,4 **	12,3	54,7	5	4, 22, 32, 34, 36
314	4,3	81,8	5,2	69,4	0	—
315	11,5	8,7	6,4	57,4	1	4
316	8,6	57,8	15,7	13,7	1	29
317	2,6	89,2	5,3	48,0	1	1

CM : carré moyen du modèle (type III).

P : probabilité du test F (%).

* : effet significatif au seuil de probabilité de 5 %.

** : effet significatif au seuil de probabilité de 1 %.

*** : Pour respecter un risque global α de 5 % par essai, chaque covariable est testée au seuil limite égal à $\sqrt{(a-1) F_{(a-1);(5)}}/5$;
 a = nombre de génotypes et n = nombre de répétitions.

essais avec rangs de bordure. En blanc, numéros des essais sans rang de bordure.

Results of models (B) and (C) adjustment

$\varepsilon_{(\omega)}$ = erreurs indépendantes,
de même variance et
distribuées selon
une loi normale centrée.

Les modèles prenant en compte les phénomènes de compétition sont une extension classique du modèle (A).

Modèle à effet de compétition génotypique

Pour mettre en évidence l'existence d'effets de compétition interparcelle, nous intégrons un terme supplémentaire lié aux génotypes voisins de chaque parcelle élémentaire. Dans un premier

temps nous distinguons la variété voisine « gauche » de la variété voisine « droite ». Le modèle devient alors :

$$Y_{\omega} = \mu + \alpha_{t(\omega)} + \delta_{t(\omega-1)} + \gamma_{t(\omega+1)} + \beta_{b(\omega)} + \varepsilon_{(\omega)} \quad (B)$$

où δ et γ sont les effets de compétition vers la gauche et vers la droite de la parcelle ω .

Nous considérons ensuite le modèle (C) comme étant le cas particulier du modèle (B) où $\delta = \gamma$, c'est-à-dire que les effets de voisinage s'exercent de la même façon indépendamment du sens « gauche » ou « droite ». En pratique, ceci revient à associer une covariable à chacun des niveaux du facteur variété.

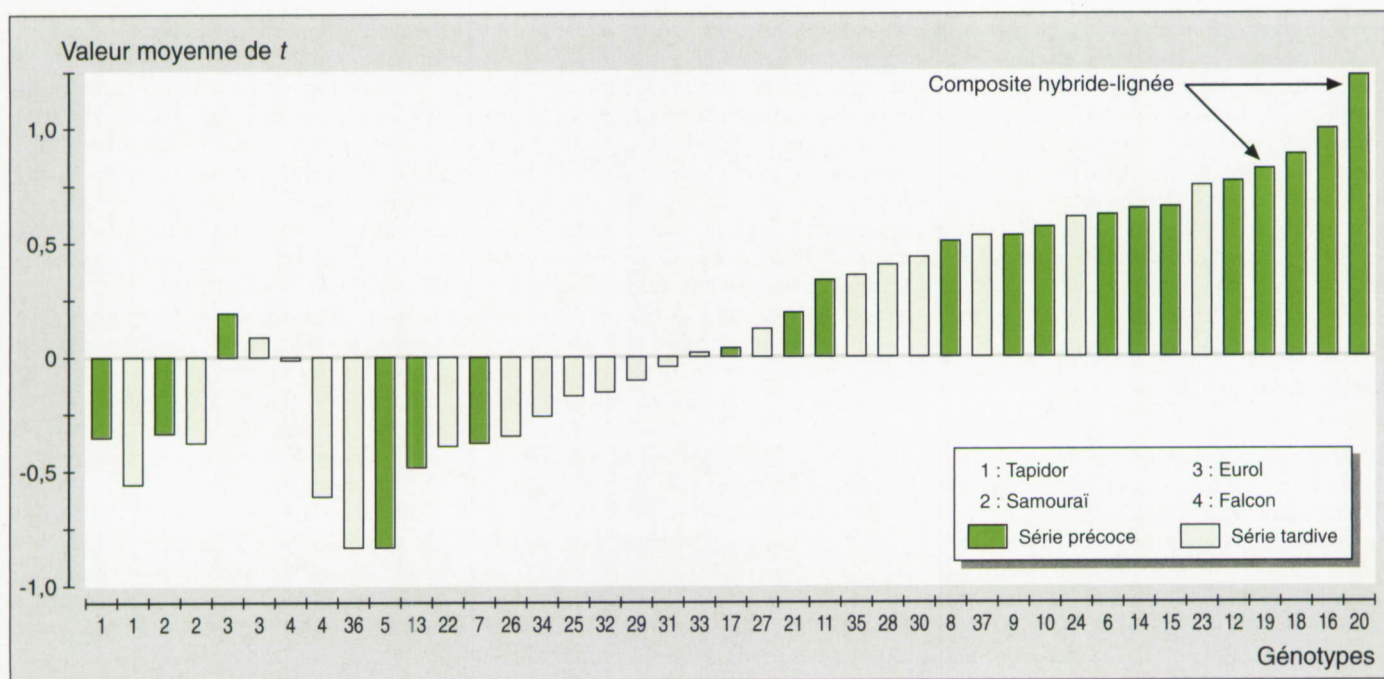


Figure 1. Effet de compétition des différents génotypes estimé par la valeur moyenne du test *t* de Student sur l'ensemble des essais. L'agressivité compétitive des variétés est d'autant plus importante que la valeur moyenne de *t* est élevée.

Figure 1. Competition effect of various cultivars estimated by Student's *t* test for all trials. The greater the mean *t* value, the greater the competitive aggressiveness.

Modèle à effet de compétition phénotypique

Pour étudier l'influence du phénotype dans l'expression des effets de compétition, nous pouvons intégrer au modèle (A) une ou plusieurs covariables liées au caractère considéré. Certains auteurs ont appliqué avec succès cette méthode pour modéliser l'effet de la hauteur sur le rendement du haricot [2] ou du triticale [3]. La forme générale du modèle est :

$$Y_{\omega} = \mu + \alpha_{t(\omega)} + \sum_{k=1}^n X_{\omega k} \lambda_k + \beta_{b(\omega)} + \varepsilon_{\omega} \quad (D)$$

où *n* = nombre de covariables *X*.

L'examen des valeurs de λ_k nous permet de quantifier l'effet de biais de la covariable sur le rendement. Nous avons également étudié le gain apporté au niveau de la variance résiduelle par l'introduction de la covariable.

Des études préliminaires réalisées sur cinq essais de colza oléagineux en 1991 ont montré que la hauteur des plantes en fin de floraison était un caractère aisé-

ment mesurable et susceptible d'intervenir de façon importante dans les phénomènes de compétition interparcellaire. Ces travaux préliminaires ont montré également que la verse peut quelquefois intervenir comme élément déterminant, surtout lorsqu'elle est forte. Sa notation est cependant plus délicate à interpréter. Dans quelques essais où la verse s'est manifestée, nous avons testé la pertinence de cette covariable dans le modèle (D).

Les analyses statistiques sont réalisées à l'aide des procédures appropriées disponibles dans SAS [4].

Résultats et discussion

Origine génotypique de la compétition

L'analyse de variance classique des résultats (modèle A) indique que l'effet génotypique est significatif pour tous les essais. L'ajustement des modèles (B) et (C) donne les résultats récapitulés dans le tableau 2. Leur analyse montre que des

effets de voisinage apparaissent de façon significative dans treize essais sur trente-trois (modèle B). Dans la majorité des cas (10/13), ce sont des essais à lignes externes récoltées. Dans trois situations, il pourrait y avoir compétition même en présence de rangs de bordure. Le nombre de génotypes ayant un effet significatif reste néanmoins dans ces cas au maximum égal à un. Pour la quasi-totalité des essais (9/11) aux parcelles les plus étroites comprises entre 1 et 1,30 mètre de large, les phénomènes de compétition sont significatifs.

On constate globalement, d'après la modélisation (C), que ce sont uniquement quelques génotypes qui provoquent des effets de voisinage importants ; pour l'essai 307, davantage de génotypes sont impliqués de façon significative. La figure 1 représente, pour l'ensemble des essais, la valeur moyenne observée du test *t* relatif à l'effet de compétition des différents génotypes. Les variétés 19 et 20 sont plus fréquemment significatives que les autres. Ces deux génotypes sont les seuls à être composés d'une structure génétique composite hybride-lignée, les autres étant des variétés lignées. Ce résultat rejoint celui d'Azais *et al.* [6] et Buson [7], qui concluent à une plus

grande agressivité (terme utilisé par Azaïs *et al.*) des hybrides comparés aux lignées. Ce constat est toutefois à relativiser du fait du faible nombre de variétés composites hybrides-lignées testées dans les essais par rapport aux variétés lignées. Par ailleurs, deux lignées (16 et 18) ont une agressivité comparable à celle des variétés composites hybrides-lignées (19 et 20).

Origine phénotypique de la compétition

L'application du modèle (D) suppose l'élaboration d'une ou plusieurs covariables pertinentes explicatives des effets de voisinage. Nous posons l'hypothèse que la compétition s'exerce avec la même intensité de part et d'autre de chaque parcelle. Les estimations des carrés moyens du modèle (B) montrent que

cette hypothèse est réaliste dans une majorité de cas.

La verse ne s'est pas manifestée de façon importante dans les essais, elle a néanmoins pu influencer de façon ponctuelle certaines parcelles. Son introduction dans le modèle (D) ne s'est pas révélée significative pour la grande majorité des essais dans le contexte de l'année. La covariable facilement disponible qui a semblé la plus pertinente *a priori* est l'écart moyen de hauteur (ΔH) entre chaque parcelle et ses deux voisines. ΔH est calculé pour chaque parcelle par :

$$\Delta H_{(\omega)} = H_{(\omega)} - \frac{(H_{(\omega-1)} + H_{(\omega+1)})}{2}$$

où $H_{(\omega)}$ = hauteur des plantes de la parcelle ω .

Les résultats du *tableau 3* montrent que la covariable choisie est pertinente pour tous les essais de la série précoce pour

lesquels il y a des phénomènes de compétition significatifs. En série tardive, la covariable peut être significative alors qu'il n'y a pas de compétition (ex. : 301), l'inverse se rencontre également (ex. : 306). En général, dans un même lieu, le degré de signification de la covariable est comparable entre les deux séries variétales ; deux lieux font cependant exception (296/314 et 298/316).

Le gain de précision au niveau des comparaisons variétales est donné par le rapport du carré moyen résiduel (CMR) du modèle (D) sur le carré moyen résiduel du modèle (A). Ce gain varie en fonction des essais et atteint un maximum de 36,5 % pour l'essai 284 (*tableau 3*).

Dans certaines situations, l'introduction de la covariable « différence de hauteur » dans le modèle d'analyse peut conduire à une amélioration très nette de la discrimination des variétés. Le *tableau 3* montre, pour un cas (essai 306), que s'il

Tableau 3

Résultats de l'ajustement du modèle (D)

Référence essai	ΔH			CMR (D) /CMR (A) (%)	Référence essai	ΔH			CMR (D) /CMR (A) (%)
	λ (x 10)	t	Pr > t			λ (x 10)	t	Pr > t	
Précoce					Tardif				
277	(-)	(-)	(-)	(-)	309	(-)	(-)	(-)	(-)
279	2,11 ± 0,37	5,7	0,0	71,5	301	2,07 ± 0,42	4,9	0,0	76,6
280	-0,81 ± 1,09	-0,7	47,1	85,9	302	0,88 ± 0,65	1,4	19,7	90,3
281	(-)	(-)	(-)	(-)	303	(-)	(-)	(-)	(-)
282	0,29 ± 0,19	1,5	12,7	98,3	304	0,33 ± 0,27	1,3	21,6	99,3
283	1,38 ± 0,33	4,2	0,0	85,0	307	1,47 ± 0,33	4,5	0,0	82,9
284	0,26 ± 0,19	1,4	17,6	63,5	306	0,22 ± 0,28	0,8	42,6	109,0
286	(-)	(-)	(-)	(-)	320	(-)	(-)	(-)	(-)
287	0,12 ± 0,19	0,6	54,7	100,8	308	0,00 ± 0,27	0,0	98,9	101,4
289	0,74 ± 0,39	1,9	6,4	99,9	310	-0,32 ± 0,47	-0,7	48,9	100,7
291	0,29 ± 0,24	1,2	23,4	99,6	311	0,58 ± 0,29	2,0	5,1	97,0
292	1,26 ± 0,36	3,5	0,0	89,8	*				
295	1,44 ± 0,56	2,6	1,2	93,4	313	2,91 ± 0,58	5,1	0,0	75,5
296	0,76 ± 0,35	2,2	3,3	95,6	314	0,09 ± 0,35	0,3	79,4	101,2
297	1,12 ± 0,29	3,9	0,0	87,4	315	1,12 ± 0,29	3,9	0,0	86,9
298	0,88 ± 0,50	1,8	8,3	97,5	316	0,98 ± 0,36	2,8	0,8	92,6
299	(-)	(-)	(-)	(-)	317	(-)	(-)	(-)	(-)

(-) Hauteur non mesurée.

* Essai abandonné.

λ : coefficient de régression de la covariable ΔH (estimation ± écart type).

t : valeur du test t de Student.

Pr > |t| : probabilité associée à la valeur t du test de Student.

CMR (D) : carré moyen résiduel du modèle (D).

CMR (A) : carré moyen résiduel du modèle (A).

Results of model (D) adjustment

n'y a pas d'effet de compétition, la covariable diminue la qualité de l'ajustement du modèle de manière sensible.

Incidence de la taille des génotypes sur l'estimation du rendement

Une relation linéaire nette s'observe entre la taille moyenne des génotypes et leur effet de compétition moyen sur l'ensemble des essais (figure 2). Les variétés les plus agressives sont en général les plus hautes. Ce constat est valable pour la série précoce comme pour la série tardive ; le coefficient de corrélation linéaire est égal à 0,76 pour l'ensemble des données. L'analyse du tableau 3 montre que le coefficient de régression (λ) de la covariable ΔH peut devenir très important pour certains essais. Dans le cas de l'essai 313, il est égal à $0,291 \pm 0,058$, ce qui signifie qu'une différence de hauteur moyenne de 10 centimètres en faveur d'une variété a pour effet de l'avantager de 2,91 Qx du fait de sa taille. Ceci constitue une situation extrême liée, notamment, à l'étréitesse des parcelles dans cet essai (1 m de large). En moyenne, sur quatorze essais pour lesquels la covariable est significative au seuil 10 %, on peut estimer λ à 0,134, ce qui traduit un effet de compétition

Summary

Competition between winter rape cultivars under experimental conditions

J.-J. Schott, A. Bar-hen, H. Monod, F. Blouet

When carrying out variety trials, breeders often reduce the size of the experimental plots to limit costs. Although doing so also allows for better control over soil heterogeneity, it can equally create competition phenomena between the varieties and hence introduce bias in estimations of a given variety's yield under field conditions. The aim of the present study was to analyse this bias in the winter rape experiments carried out for the CTPS (Comité technique permanent de la sélection des plantes cultivées) in 1992-1993.

Seventeen locations including forty-one varieties were analysed. Models of analysis of variance were considered with competition effects being modelled as one or more covariates.

We show that significant competition effects occurred when the plot width was between 1 and 1.30 meter and when the border lines were harvested. We then analysed the cause of the competition and show that hybrids were more aggressive than inbred lines. Although it was not possible to incorporate lodging measurements, plant height was able to explain a large amount of the competition effects. Our study suggests that experimental plots require a minimum width of 1.50 meter. Similarly, not harvesting the border lines was an efficient way of reducing competition effects and therefore gaining a better estimate of winter rape yields in large fields.

Cahiers Agricultures 1994 ; 3 : 377-83

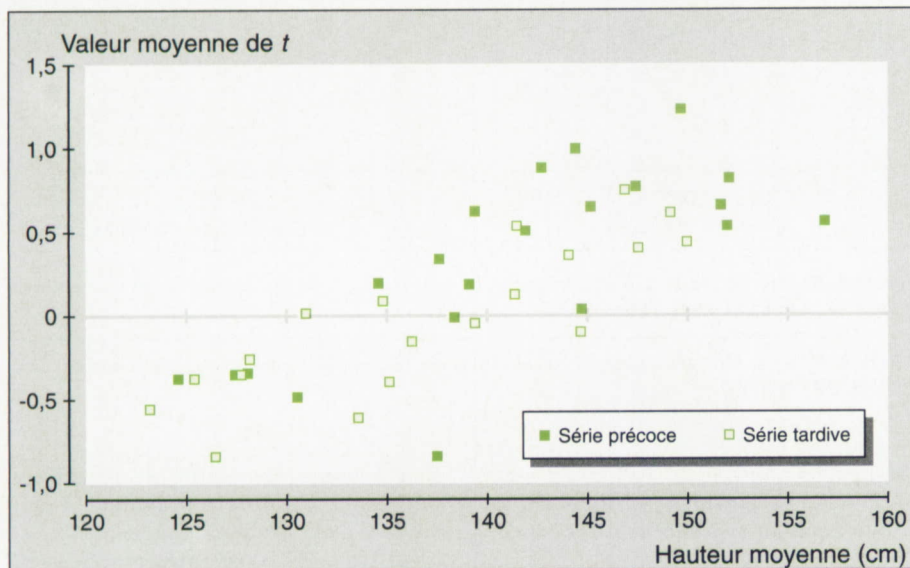


Figure 2. Relation entre l'effet compétiteur (estimé par la valeur moyenne du test t de Student sur l'ensemble des essais) et la hauteur des génotypes.

Figure 2. Relation between competition effect (as estimated Student's t test for all trials) and cultivar height.

moyen de 1,3 quintal par tranche de 10 centimètres d'écart de hauteur.

Effets de compétition et optimisation des protocoles

Vu la diversité des protocoles appliqués dans le réseau CTPS, nous pouvons étudier si certains dispositifs sont plus propices que d'autres à l'expression de la compétition. La figure 3 montre que, plus les parcelles sont longues et étroites, plus les résultats des essais ont tendance à être imprécis, les essais avec bordure étant en moyenne plus précis que les essais sans bordure. La figure 4 montre que l'étréitesse des parcelles favorise les interférences entre variétés ; c'est pour les parcelles les plus étroites en effet que le gain de CMR est le plus important. Cette figure permet de recommander une largeur minimale de l'ordre de 1,50 mètre pour atténuer considérablement les phénomènes de voisinage si l'on récolte la parcelle entière, l'implantation

de rangs non récoltés en bordure étant bien sûr préférable. Le choix dépend toutefois de l'équipement de l'expérimentateur et des contraintes de superficie en liaison avec l'homogénéité du terrain. En effet, ce que l'on peut gagner en terme d'effet de compétition (biais systématique) est à relativiser par rapport à ce que l'on peut perdre en matière d'hétérogénéité du milieu (augmentation de la variance résiduelle).

Conclusion

L'analyse de nos résultats confirme l'existence d'effets de compétition importants chez le colza oléagineux, qui se manifestent principalement sur les rangs de bordure des parcelles [6]. Nous montrons que la non-récolte de ces lignes ou l'utilisation de parcelles suffisamment larges est indispensable pour éviter les biais dus à la compétition sur l'estimation du rendement. Il ressort de notre analyse qu'une largeur parcellaire minimale de 1,50 mètre peut être recommandée. Par ailleurs, si l'on cherche à estimer la valeur du rendement en plein champ à travers un réseau pluriannuel et multilocal, il est souhaitable d'avoir une majorité d'essais avec des rangs de bordure non récoltés et d'effectuer une randomisation indépendante dans chaque lieu. Si des phénomènes de voisinage subsistent éventuellement encore à l'échelle de l'essai, on peut espérer qu'ils seront partiellement tamponnés lors du regroupement des données des différents sites. Néanmoins, pour les variétés les plus grandes (ou les plus petites) qui sont systématiquement en situation favorable (ou défavorable), cette compensation n'est pas effective. L'expérimentateur a la possibilité d'intégrer ce facteur dans le modèle d'analyse des données. Dans ce cas, la difficulté sera souvent de choisir, *a priori*, les covariables les plus pertinentes.

La construction de dispositifs particuliers pour lesquels chaque couple de traitement apparaît un nombre identique de fois comme voisin a été proposée initialement par Williams [8]. Celui-ci propose des constructions adaptées au carré latin. Dans le cas plus général des dispositifs en blocs incomplets, Azaïs [9] propose une randomisation restreinte équilibrée pour les relations de voisinage. Cette solution demande un nombre de parcelles important (environ n^2 pour n traitements) et semble peu réaliste

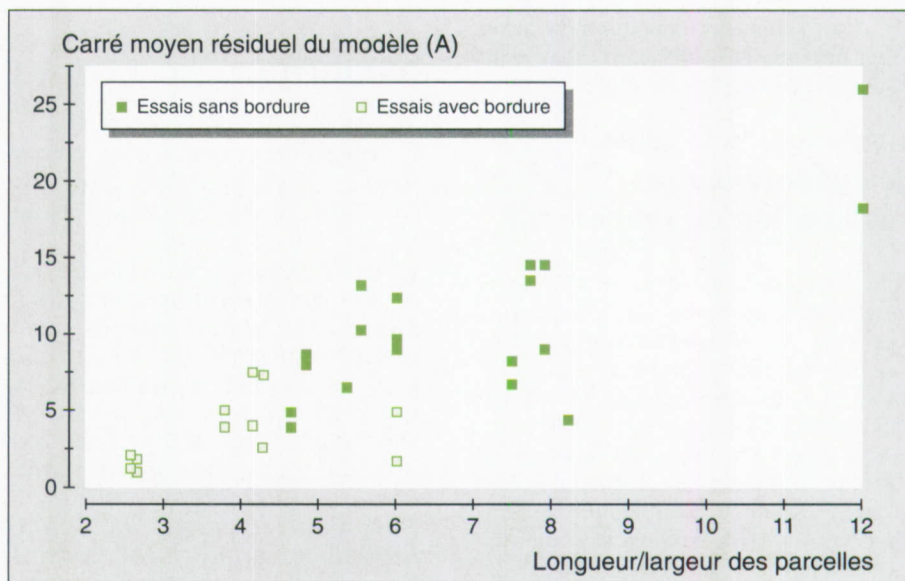


Figure 3. Relation entre la précision des essais et le rapport longueur/largeur des parcelles élémentaires.

Figure 3. Relation between trial precision and length/width ratio of elementary plots.

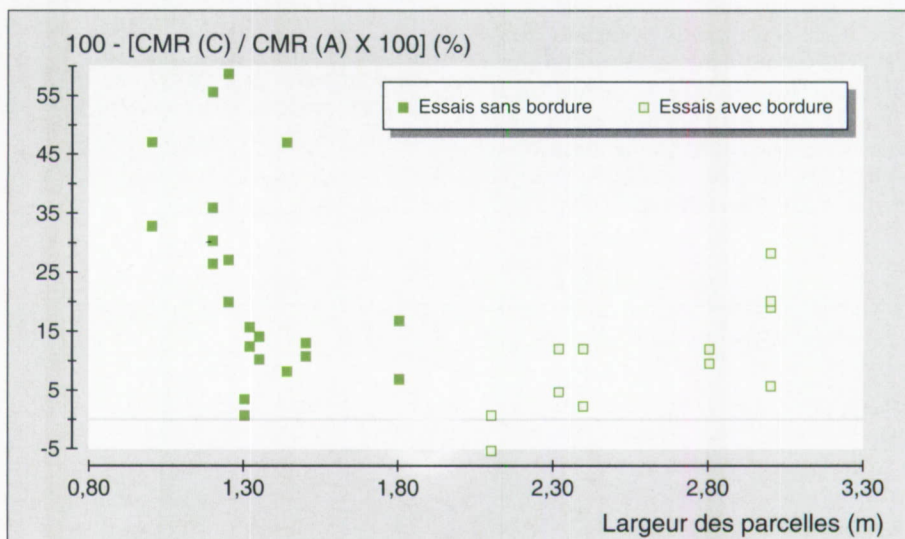


Figure 4. Relation entre le gain de précision obtenu par la prise en compte de la compétition et la largeur des parcelles élémentaires.

Figure 4. Relation between increased precision when taking into account competition effect and width of elementary plots.

lorsque le nombre de traitements est important. La possibilité d'équilibrer les voisinages tout en conservant une randomisation valide a été récemment mise en évidence [10] dans le cas de dispositifs en blocs complets ayant $(n-1)/2$ répétitions. La pratique de tels dispositifs reste néanmoins difficilement applicable en routine. Lorsque de nombreux géotypes

sont à tester, le nombre de répétitions nécessaire conduit rapidement à des tailles d'essai très importantes, incompatibles avec les contraintes pratiques de l'expérimentation.

Nous avons montré que l'agressivité des géotypes de colza est liée à leur taille, mais probablement aussi à l'architecture et au rythme de croissance des plantes.

Comme cela a déjà été constaté par d'autres auteurs [6, 7], les hybrides auraient une meilleure aptitude à la compétition. Certaines lignées ont cependant un comportement qui peut être proche de celui des hybrides. Ce résultat confirme celui de Lefort-Buson [11]. Des études morpho-physiologiques plus précises devront être entreprises pour mieux caractériser l'aptitude à la compétition des variétés de colza oléagineux d'hiver ■

Remerciements

Les auteurs remercient les expérimentateurs du réseau national d'essais du CTPS pour la réalisation pratique des essais.

Références

1. Dyke G, Shelley CF. Serial designs balanced for effects of neighbours on bothsides. *J Agric Sci* 1976 ; 87 : 303-5.
2. Kempton RA, Lockwood G. Inter-plot competition in variety trials of field beans. *J Agric Sci* 1984 ; 103 : 293-302.
3. Kempton RA, Gregory RS, Hughes WG, Stoehr PJ. The effect of interplot competition on yield assessment in triticale trials. *Euphytica* 1986 ; 35 : 257-65.
4. SAS Institute Inc. *SAS/STAT Guide for Personal Computers, Version 6 Edition*. Cary, NC : SAS Institute Inc, 1987 ; 1 028 p.
5. Snedecor GW, Cochran WG. *Méthodes statistiques*. Paris : Association de Coordination technique agricole, 1971 : 301.
6. Azaïs JM, Onillon J, Lefort-Buson M. Une méthode d'étude de phénomènes de compétition entre génotypes. Application au colza (*Brassica napus* L.). *Agronomie* 1986 ; 6 : 601-14.
7. Buson M. *Hétérosis et paramètres génétiques de quelques caractères agronomiques chez le colza oléagineux* (*Brassica napus* L.). Thèse de 3^e cycle, Paris-VI, 1979 : 1-78.
8. Williams EJ. Experimental designs balanced for the estimation of the residual effects of treatments. *Aus J Sci Res* 1949 ; 2 : 149-68.
9. Azaïs JM. Designs of experiment for studying inter-genotypic competition. *JRSS* 1987 ; 49 : 334-45.
10. Azaïs JM, Bailey RA, Monod H. A catalogue of efficient neighbour-designs with border plots. *Biometrics* 1993 ; 49 : 1252-61.
11. Lefort-Buson M. *Hétérosis chez le colza oléagineux* (*Brassica napus* L.) : analyse génétique et prédiction. Thèse d'État, Université de Paris-Sud/Orsay, 1986 : 1-228.

Résumé

Dans l'expérimentation agronomique des variétés, les sélectionneurs réduisent la taille des parcelles élémentaires afin de diminuer les coûts. Cette pratique permet un meilleur contrôle de l'hétérogénéité du sol mais peut créer des problèmes de compétition entre génotypes, entraînant un biais dans l'estimation du rendement potentiel des variétés en conditions isolées de plein champ.

L'objectif de cette étude est d'analyser ce biais dans le cadre de l'expérimentation du colza d'hiver réalisée pour le CTPS (Comité technique permanent de la sélection des plantes cultivées) en 1992/1993. Au total, quarante et une variétés ont été analysées dans dix-sept sites expérimentaux différents. Des modèles d'analyse de variance ont été utilisés, les effets de voisinage étant modélisés par une ou plusieurs covariables.

Des effets de compétition significatifs sont observés lorsque la largeur des parcelles est comprise entre 1 mètre et 1,30 mètre et lorsque les rangs de bordure sont récoltés. En analysant l'origine de cette compétition, nous constatons que les variétés à structure génétique composite hybride-lignée sont plus agressives que les lignées. Même si l'effet de la verse n'a pas été intégré, il est démontré que la hauteur des plantes explique une part importante des effets de compétition. Il apparaît que les parcelles élémentaires doivent avoir une largeur minimale de 1,50 mètre pour réduire considérablement les phénomènes de voisinage. La non-récolte des rangs de bordure apparaît efficace pour obtenir une meilleure estimation de la valeur du rendement en plein champ des variétés de colza d'hiver.