

Méthodologie de l'évaluation variétale : une nouvelle approche

Benjamine VANDEPUTTE et Antoine MESSÉAN,
CETIOM, 174 avenue Victor Hugo, 75116 Paris (France)

1. Introduction - présentation de la problématique

L'objectif de l'évaluation variétale faite au CETIOM est de fournir chaque année aux agriculteurs des indicateurs de l'intérêt respectif des variétés de colza disponibles. C'est là un problème complexe, en particulier du fait des nombreuses interactions qui existent entre variétés et conditions de culture. Ainsi, le rendement ne dépend pas uniquement de la variété, ni uniquement du milieu et des techniques utilisées : une caractéristique du milieu particulièrement défavorable (ou favorable) à certaines variétés peut l'être relativement moins pour d'autres (ex: des variétés peu sensibles à la sécheresse supporteront mieux un sol superficiel) . On ne peut donc pas établir un classement unique des variétés, valable dans tous les milieux, et encore moins qualifier au plan national une variété par la simple moyenne de ses performances dans des essais différents.

Mais cette évaluation variétale est rendue plus difficile encore par le grand nombre de variétés à qualifier et le peu de temps disponible pour le faire : il faudrait qualifier les variétés au moment de leur commercialisation. Or aujourd'hui, la mise au point de variétés hybrides et l'ouverture du marché européen accentuent ces difficultés, en accroissant le nombre de variétés disponibles au plan national et en réduisant le temps d'étude entre annonce de commercialisation et mise sur le marché réelle.

Dans un même temps, de nouvelles logiques de production (économique, de réduction d'intrants,...) s'imposent, qui renforcent les attentes des producteurs en matière d'évaluation variétale : il s'agit de plus en plus de trouver pour un contexte agronomique et économique déterminé, la variété la mieux adaptée.

Pour délivrer cependant une information fiable et complète, le CETIOM a développé, en collaboration avec l'INRA (Biométrie Versailles), un modèle paramétrique de rendement avec prise en compte de l'interaction, qui utilise les résultats d'un réseau multilocal d'essais. La possibilité d'ajuster ce modèle sur un ensemble de données incomplet permet de limiter la taille du réseau en renforçant son efficacité, et fait de ce modèle un bon outil d'évaluation variétale au plan français. Aujourd'hui, on peut espérer améliorer encore notre productivité dans ce domaine, en termes de coûts et de pertinence du conseil, en enrichissant nos références par l'extrapolation des résultats d'autres réseaux nationaux à nos conditions de culture.

Pour progresser dans ce domaine, une collaboration entre le CETIOM et le NIAB s'est engagée, qui consiste dans un premier temps à mettre en commun les résultats obtenus par chacun des organismes sur un ensemble de variétés communes aux deux réseaux, et à rechercher une méthode de regroupement de ces données. On présente les premiers résultats de ce travail.

2. Matériels et méthode

2.1. Les données

On s'intéresse aux rendements de six variétés de colza présentes en 1991 simultanément dans les essais des réseaux d'évaluation variétale du CETIOM et du NIAB. Pour cela on retient 14 essais britanniques et 15 essais français, répartis sur l'ensemble des territoires nationaux, qui contiennent tous les six variétés. La variable à expliquer est le rendement moyen par variété et par essai.

Dans la suite, on désigne par F l'ensemble des observations du réseau français, A l'ensemble des données anglaises et T la réunion de A et F.

2.2. le modèle d'interaction multiplicative

Des études précédentes ont montré l'insuffisance a priori du modèle additif. Cependant, il paraît intéressant de conserver de ce modèle, les facilités d'interprétation qu'il offre. Pour cela, on utilise un modèle descriptif composé d'une partie additive correspondant aux effets principaux et d'un terme multiplicatif pour l'interaction.

Ce modèle s'écrit:

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_i \tau_j \delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (I)$$

avec ε_{ij} indépendantes et identiquement distribuées,

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2), \text{ pour tout couple } (i, j)$$

où y_{ij} est le rendement de la variété j dans le lieu i.

Ce modèle a en particulier été retenu pour l'interprétation que l'on peut faire de ses paramètres. Ainsi,

- pour la variété j,

- β_j s'interprète comme sa contribution au rendement quel que soit le milieu de culture, ce paramètre peut être positif, si la variété est parmi les bonnes variétés, ou négatif si elle est, au contraire, plutôt faible en moyenne;

- δ_j représente sa variabilité de comportement suivant les milieux de culture, que l'on peut également considérer comme un critère d'adaptation spécifique à un milieu de culture particulier: Plus ce terme est grand en valeur absolue, plus la variété est sensible au milieu dans lequel elle est cultivée. Cette sensibilité s'exprime par un écart à sa valeur moyenne β_j , dont le sens dépend du lieu d'essai.

et de façon symétrique,

- pour chaque essai i,

- α_i s'interprète comme l'effet moyen du milieu de culture sur la production de colza quelle que soit la variété cultivée,

- γ_i représente sa variabilité, sa capacité à révéler l'aptitude à l'interaction de la variété.

En croisant les résultats des essais et des variétés, on obtient le signe et la valeur de l'interaction: si le produit résultant ($\gamma_i \times \theta_j \times \delta_j$) est

positif, l'interaction apporte un gain de rendement, si au contraire, il est négatif, il y a perte par rapport aux contributions moyennes du milieu et de la variété.

μ et θ sont les paramètres introduits pour centrer les α , β , γ , ε et normer les γ et d .

- μ représente l'espérance moyenne d'un colza quels que soient la variété et le milieu de culture.

- θ rend compte de la quantité totale d'interaction expliquée.

Les estimations recherchées sont celles des moindres carrés. Dans le cas incomplet, l'estimation exacte par cette méthode n'est pas possible; on utilise une solution approchée fournie par la mise en oeuvre d'une série d'algorithmes dits des moindres carrés alternés (Alternating Least Squares), décrits par Kroonenberg [1983] et spécialement appliqués à l'ajustement des modèles linéaires et bilinéaires par Denis [1991].

Les intervalles de confiance sont calculés dans le cas complet par la théorie asymptotique [Chadoeuf & Denis, 1988] et lorsque des combinaisons «variété»x«milieu» sont manquantes par simulation bootstrap. [Efron, 1979; Huët, 1992]

La méthode présentée ici n'est pas spécifique de l'analyse des essais variétés et peut avoir de nombreuses autres applications. La procédure d'estimation a dans un premier temps été implémentée sous MS-Dos [Decoux & Denis, 1988]; cette version est disponible à l'INRA. Une version pour système d'exploitation Unix a également été réalisée, comprenant la procédure Bootstrap [Riboud, 1991], qui est disponible au CETIOM.

2.3. méthode - présentation de la démarche

1. ajustement du modèle (I) sur les deux ensembles (F) et (A)

Avant de regrouper les données en un ensemble unique, on vérifie que le modèle permet de rendre compte des interactions «variété» x «milieu» qui s'expriment dans chacun des réseaux; et que les caractérisations des variétés de part et d'autre ne sont pas trop différentes.

2. regroupement de la totalité des données

Ayant observé de nombreux points communs entre les deux représentations des variétés, on ajuste le modèle sur la totalité des données (T) pour augmenter la précision des estimations

des paramètres variétaux en tenant en compte cependant des différences de comportement des variétés observées entre la France et la Grande-Bretagne.

3. *Etude des possibilités d'extrapolation des résultats d'une variété testée dans un pays à l'autre lorsque les deux réseaux ont en commun cinq variétés*

On constitue une série de six sous-ensembles extraits de T correspondant aux six variétés étudiées, désignés TAsTapidor, TAsSamourai, TAsFalcon, TAsAndol, TAsEurol, TAsBristol. Chaque sous-ensemble (TAsX) contient la tota-

lité des données à l'exception des observations de la variété X dans le réseau anglais. On ajuste sur chacun de ces sous-ensembles le modèle (I) et on compare les estimations ainsi obtenues (paramètres variétaux, rendements) avec celles de l'ajustement sur le tableau complet et avec les observations des rendements.

3. Résultats

3.1. Décomposition des sommes des carrés

Les tables d'analyse de la variance sont reportées dans les tableaux ci-dessous.

Tableau 1 : Table d'Analyse de la Variance de l'ensemble de données F
Résultat de la décomposition des Sommes de Carrés pour les essais français

Source de variation	S.C.E.	dp	C.M.E.	rapport
Effet variété ajusté	362,22	5	72,44	23,99
Effet essai ajusté	6168,93	14	440,64	145,90
Effet Interaction	209,65	18	11,65	3,86
Erreur	154,04	52	3,02	

Tableau 2 : Table d'Analyse de la Variance de l'ensemble de données A
Résultat de la décomposition des Sommes de Carrés pour les essais anglais

Source de variation	S.C.E.	dp	C.M.E.	rapport
Effet variété ajusté	264,14	5	49,23	15,68
Effet essai ajusté	1760,81	13	135,45	43,15
Effet Interaction	169,51	17	9,97	3,18
Erreur	150,68	48	3,14	

Tableau 3 : Table d'Analyse de la Variance de l'ensemble de données T
Résultat de la décomposition des Sommes de Carrés pour le regroupement France-Angleterre

Source de variation	S.C.E.	dp	C.M.E.	rapport
Effet variété ajusté	586,70	5	117,34	32,85
Effet essai ajusté	9017,17	28	322,04	90,15
Effet Interaction	322,65	32	10,08	2,82
Erreur	385,81	81	3,57	

Dans ces analyses, trois effets sont a priori considérés: l'effet essai, l'effet variété, l'effet d'interaction. L'effet principal «essai» est particulièrement important; l'effet principal «variété» est également bien net; enfin l'effet d'interaction «essai»x«variété» est aussi significatif. Le rapport des carrés moyens pour cet effet est nettement plus faible que pour les deux précédents. Cependant le test de fisher est une mesure de l'influence moyenne de chaque facteur et il est vraisemblable que, nulles pour un certain nombre de combinaisons «variété»x«lieu», les estimations de l'interaction soient pour d'autres combinaisons plus grandes que celles des effets principaux. Il faut donc la prendre en compte.

La part relative des effets est la même dans les trois regroupements. L'erreur résiduelle est également inchangée. Ainsi la variabilité des conditions de milieu entre essais français et essais anglais apparait du même ordre de gran-

deur que celle qui existe au sein des essais français, et que celle des essais anglais.

3.2. estimation des paramètres

Les estimations des paramètres variétaux et leurs intervalles de confiance sont reportées dans les tableaux 4, 5 et 6. Les figures 1, 2 et 3 présentent les représentations cartésiennes des variétés par les valeurs de leurs paramètres caractéristiques. Sur le graphe 1, on a aussi figuré les intervalles de confiance des estimations.

Comparaison des caractérisations en France et en Angleterre (tableaux 4, 5; graphes 1,2)

L'évaluation obtenue dans le réseau français et celle obtenue dans le réseau anglais fournissent, dans l'ensemble, des résultats assez semblables. Cependant, cette affirmation est à nuancer :

Tableau 4 : Paramètres caractérisant les variétés

	Effet moyen		Aptitude à interagir	
	estimation	variance	estimation	variance
SAMOURAI	-0.5818	0.0043	0.34302	0.00059
TAPIDOR	-3.2891	0.0041	0.62402	0.00025
FALCON	-0.2444	0.0035	-0.0086	0.00107
EUROL	1.66156	0.0076	-0.0863	0.00231
ANDOL	-0.6651	0.0058	-0.2068	0.00252
BRISTOL	3.11889	0.0267	-0.6653	0.00167
mu	39.7171	0.0009		
theta	14.4794	0.1176		

Tableau 5 : Paramètres caractérisant les variétés

	Effet moyen		Aptitude à interagir	
	paramètre estimation	variance	paramètre estimation	variance
SAMOURAI	0.28571	0.0113	0.00536	0.00132
TAPIDOR	-3.1429	0.2104	0.77958	0.00966
FALCON	0.5	0.0513	-0.5203	0.00645
EUROL	0.5	0.011	-0.1118	0.00132
ANDOL	-0.7143	0.0155	-0.2971	0.00901
BRISTOL	2.57143	0.0155	0.14421	0.00534
	paramètres de centrage			
	estimation		variance	
mu	34.7143	0.0104		
theta	13.0197	33.1705		

Figure 1 : Représentation de 6 variétés de colza utilisant 15 essais français avec figuration des intervalles de confiance

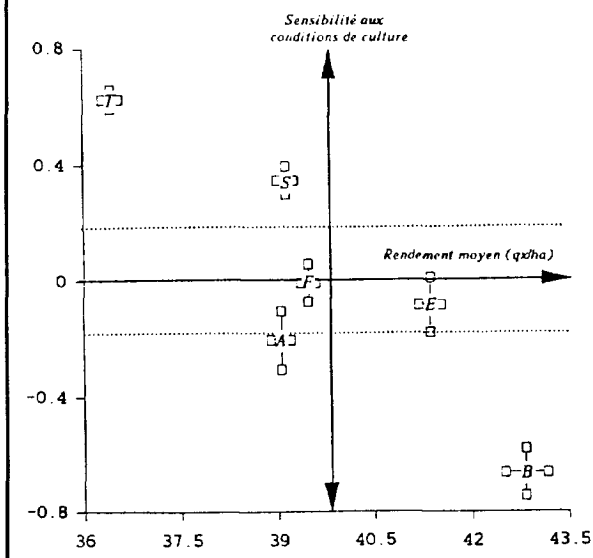
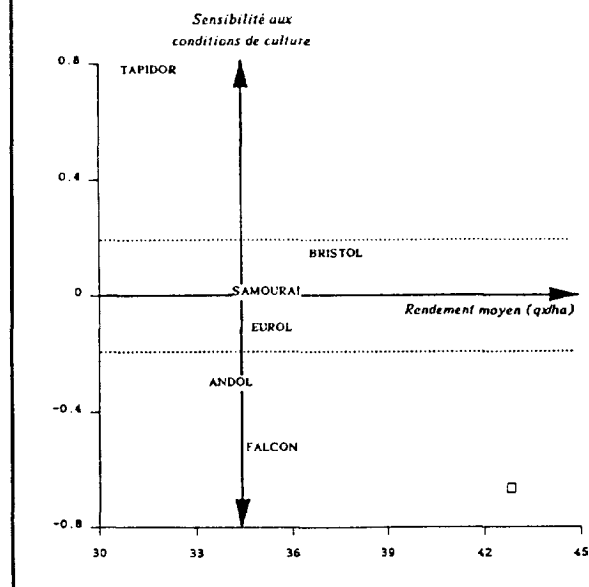


Figure 2 : Représentation de 6 variétés de colza utilisant 14 essais anglais (1991)



- Les performances relatives moyennes des variétés sont quasiment les mêmes dans les deux caractérisations : Bristol est dans les deux ajustements la variété la plus productive en moyenne (plus d'1,5 q.de plus que sa suivante) puis viennent Eurol, Falcon, Andol et Samourai; enfin Tapidor est la plus muvaise (2 qx de moins que toutes les autres).

- Pour les paramètres de sensibilités aux conditions de culture, qui peuvent dans des situations particulières contrarier le classement moyen, les estimations obtenues en France et celles obtenues en Angleterre sont assez semblables pour Eurol, Andol, Samourai et Tapidor. Eurol, par exemple, exprime, de façon identique dans tous les milieux, son effet moyen. Tapidor à l'inverse est capable de valoriser (ou supporter) particulièrement bien certaines caractéristiques de milieu pour dépasser alors nettement ses performances relatives moyennes, et des variétés comme Eurol ou Bristol; mais cette variété peut aussi être particulièrement désavantagée par certaines autres conditions de culture.

En revanche pour les variétés Bristol et Falcon, ces estimations sont sensiblement différentes d'un pays à l'autre :

- Bristol est caractérisé dans les essais anglais par une faible capacité à interagir avec les conditions de culture : ses résultats fluctuent de la même façon que les milieux de culture, des facteurs favorables à la culture du colza entraîne une hausse de rendement, des facteurs défavorables, une baisse. Dans les essais français Bristol est au contraire qualifié par une forte tendance à interagir avec le milieu : il a su tirer plus de profit que les autres variétés de certaines caractéristiques favorables du milieu, mieux supporter que les autres certains facteurs en général défavorables au colza, et/ou il a été plus affecté par d'autres facteurs défavorables (maladies, sécheresse...). Cette différence de caractérisation peut s'expliquer par l'absence d'expression de ces facteurs dans les essais anglais de 1991.

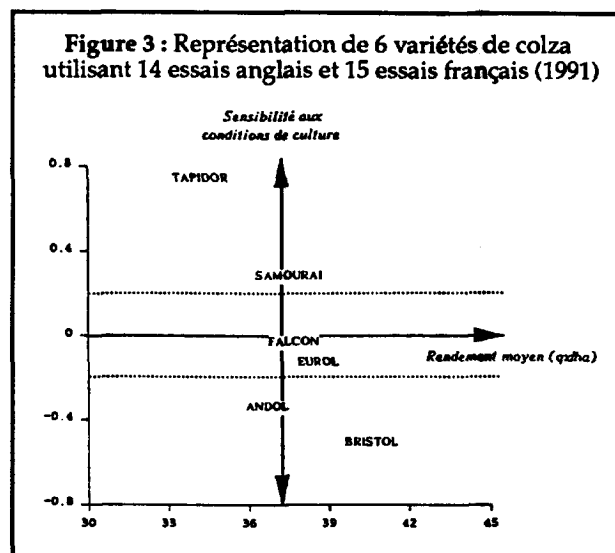
- Le phénomène inverse est observé pour Falcon qui apparait très «stable» en France, et semble développer des adaptations particulières dans certains essais anglais; en effet, l'effet moyen de Falcon est aussi légèrement plus fort en Angleterre qu'en France. La France en 1991 constituerait donc une zone de culture homogène, moins favorable à cette variété que l'Angleterre.

Les intervalles de confiance sont faibles et indiquent une précision satisfaisante des estimateurs. Ainsi le regroupement réalisé permet bien de distinguer les variétés entre elles, ce qu'illustre bien le graphe 1.

Ces remarques nous incitent à tenter de regrouper la totalité des résultats en utilisant un modèle de même type.

Interprétation du regroupement (graphe 3, tableau 6)

Les variétés dont les caractérisations (performances moyennes, régularité de classement) sont identiques avec les deux ensembles A et F, sont logiquement caractérisées de la même façon avec les données T.



Bristol, caractérisée comme «toujours conforme à ses performances moyennes» en Angleterre et «susceptible d'interagir fortement avec le milieu» en France, est qualifiée par un paramètre δ fort, qui rend compte de la variabilité des observations faites. En revanche Falcon, caractérisée en France par un δ nul et en Angleterre par un δ à forte valeur absolue, est qualifiée d'une faible capacité à interagir avec le milieu de culture : l'examen de la représentation des essais anglais montre que la situation de Falcon est principalement due à son très mauvais comportement dans un essai (EC-33) et sa bonne performance, relativement aux autres dans un essai à faible potentiel (NS-38). Dans le regroupement T, ces observations perdent de leur poids face aux 26 situations dans lesquelles le rendement de Falcon n'est jamais très différent du rendement moyen de l'essai.

Les intervalles de confiance des estimations sont dans l'ensemble de même amplitude que ceux des ajustements précédents, donc tout à fait satisfaisants. Seul le paramètre δ de Bristol a un niveau de précision nettement inférieur, mais cela est cohérent avec ce qui a été dit au dessus et il est toujours suffisant pour discriminer convenablement cette variété.

Tableau 6 : Paramètres caractérisant les variétés

	Effet moyen		Aptitude à interagir	
	estimat	variance	estimat	variance
SAMOURAI	-0.16	0.0226	0.273	0.00174
TAPIDOR	-3.22	0.5822	0.734	0.00178
FALCON	0.115	0.0255	-0.03	0.00311
EUROL	1.101	0.0507	-0.13	0.00072
ANDOL	-0.69	0.0489	-0.35	0.00583
BRISTOL	2.855	0.6966	-0.50	0.02274

	parametres de centrage	
mu	37.30	0.00029
theta	17.96	11.3508

En conclusion des deux premières étapes, le modèle de regroupement présenté nous paraît bien adapté au problème posé, suffisamment pour envisager de l'utiliser à des fins plus prédictives, en l'ajustant sur des données pour lesquelles toutes les variétés ne seraient pas présentes simultanément dans les deux réseaux, et en extrapolant les résultats ainsi obtenus aux conditions de culture du réseau qui ne la testait pas.

3.3. étude des possibilités d'extrapolation : ajustement sur les six sous-ensembles

Estimation des paramètres variétaux

Le tableau 7 présente les caractérisations des variétés obtenues en ajustant le modèle sur les ensembles de données TAsTapidor, TAsSamourai, TAsFalcon, TAsAndol, TAsEurol et TAsBristol.

La première colonne contient les estimations des paramètres variétaux obtenues avec le tableau complet T. Les 6 colonnes suivantes contiennent les paramètres estimés avec chacun des sous-ensembles TAs. La colonne 8 contient pour chaque variété l'écart entre les estimations calculées sur T et celles obtenues sans utiliser les données du réseau anglais sur la variété considérée (ex. pour Eurol Col.5 -Col.1). Enfin les

colonnes 9 et 10 présentent le Carré Moyen des Ecartés (C.M.E.) entre estimation sur T et estimation sur TAsX, et sa racine carrée, qui sont une mesure de la qualité de l'évaluation obtenue lorsqu'une variété n'est pas observée dans le réseau anglais, par rapport au dispositif complet. En ligne, on trouve les paramètres β des variétés, puis les paramètres δ et enfin μ et θ .

Les écarts entre les estimations obtenues sur les tableaux TAsX et celles utilisant les données anglaises montrent une sur-estimation de la capacité à interagir avec le milieu des variétés Bristol et Samourai, et au contraire une sous-estimation du paramètre d'interaction de Falcon. Cependant les écarts d'estimation entre ces ajustements sur les sous-ensembles TAs et l'ajustement sur l'ensemble complet T apparaissent beaucoup plus faibles et les conclusions sur les variétés sont identiques. Les erreurs de prédiction présentées peuvent donc s'expliquer de la même façon que les écarts d'estimation entre A et T.

Il nous paraît alors possible d'utiliser des observations réalisées seulement en France pour qualifier le comportement d'une variété en Angleterre, dans le cas où les deux réseaux d'expérimentation ont par ailleurs en commun 5 variétés.

Tableau 7

	T	TA#SAM	TA#TAP	TA#FAL	TA#EUR	TA#AND	TA#BRI	écart	CME	RC(CME)	
		AMOURA	TAPIDO	FALCON	EUROL	ANDOL	BRISTO	TA#T			
		Effets moyens des variétés									
SAMOURAI		-0.16	-0.49	-0.26	-0.09	-0.27	-0.15	-0.19	-0.33	0.023	0.151
TAPIDOR		-3.22	-3.15	-2.73	-3.15	-3.33	-3.21	-3.25	0.49	0.044	0.209
FALCON		0.11	0.18	0.02	-0.25	0.01	0.13	0.09	-0.36	0.026	0.160
EUROL		1.1	1.17	1	1.17	1.64	1.11	1.07	0.54	0.052	0.228
ANDOL		-0.69	-0.62	-0.79	-0.62	-0.8	-0.74	-0.72	-0.05	0.006	0.077
BRISTOL		2.85	2.92	2.76	2.93	2.75	2.86	3	0.15	0.009	0.093
		Aptitude à interagir avec les conditions de cu									
SAMOURAI		0.27	0.39	0.16	0.28	0.26	0.26	0.22	0.12	0.005	0.070
TAPIDOR		0.73	0.69	0.65	0.73	0.73	0.74	0.68	-0.08	0.002	0.042
FALCON		-0.03	-0.1	0.25	-0.02	-0.06	-0.09	-0.08	0.01	0.015	0.123
EUROL		-0.13	-0.15	-0.18	-0.13	-0.06	-0.15	0	0.07	0.004	0.065
ANDOL		-0.35	-0.37	-0.28	-0.35	-0.36	-0.2	-0.15	0.15	0.011	0.106
BRISTOL		-0.5	-0.45	-0.61	-0.51	-0.51	-0.56	-0.68	-0.18	0.008	0.092
Mu		37.3	37.24	37.4	37.23	37.41	37.29	37.33		0.005	0.073
theta		17.96	18.86	20.44	17.96	17.85	17.29	23.86		7.039	2.653
		Effets moyens									
		Aptitude à int									
		interagir									
		A	TA#X	A	TA#X						
SAMOURAI		0.286	-0.49	0.005	0.39						
TAPIDOR		-3.14	-2.73	0.780	0.65						
FALCON		0.5	-0.25	-0.52	-0.02						
EUROL		0.5	1.64	-0.11	-0.06						
ANDOL		-0.71	-0.74	-0.30	-0.2						
BRISTOL		2.571	3	0.144	-0.68						

Tableau 8

Pour la va	SAMOURAI	TAPIDOR	FALCON	EUROL	ANDOL	BRISTOL
essai	obs. esti. écart	obs. esti. écart	obs. esti. écart	obs. esti. écart	obs. esti. écart	obs. esti. écart
VCE2104	43.3 44.1 0.84	42.2 41.7 -0.6	44.1 44.3 0.11	45.9 46.1 0.26	44.3 43.7 -0.6	47.2 47.1 -0.1
VCE2111	37.9 41.8 3.94	41.2 40.3 -1.0	42.9 41.8 -1.1	46.3 43.6 -2.7	41.1 41.1 0.01	43.1 43.6 0.58
VCE3105	41.6 41.5 -0.1	40.2 38.9 -1.4	37.8 40.8 2.99	42.3 42.6 0.31	42.1 39.8 -2.3	42.5 42.2 -0.4
VCE2107	46.0 45.6 -0.5	44.0 43.9 -0.1	44.4 44.0 -0.4	44.1 45.7 1.59	41.8 42.8 0.94	45.5 44.7 -0.8
VCE3408	35.5 33.4 -2.2	28.5 28.8 0.25	33.5 35.1 1.62	38.6 37.2 -1.4	33.0 35.5 2.5	42.5 41.5 -1
VCE4508	39.1 39.8 0.68	37.5 36.9 -0.7	39.4 40.0 0.58	43.8 41.9 -2.0	37.3 39.6 2.31	44.3 43.3 -0.9
VCE4509	20.0 19.7 -0.4	14.1 14.4 0.26	25.2 24.5 -0.7	25.4 27.0 1.54	27.4 26.1 -1.3	35.3 35.5 0.19
VCE5118	47.1 46.7 -0.4	43.7 43.6 -0.1	45.6 46.9 1.26	50.2 48.8 -1.5	46.1 46.4 0.3	49.9 50.0 0.02
VCE5124	41.7 40.7 -1.1	37.8 38.7 0.89	41.0 40 -1.0	40.5 41.8 1.26	39.1 39.2 0.03	41.6 41.9 0.32
VCM2101	42.1 43.0 0.95	40.3 40.0 -0.3	43.6 44.0 0.35	48 46.0 -2.1	43.2 43.8 0.63	48.0 48.1 0.08
VCM3402	25.7 23.3 -2.4	19.9 21.5 1.55	23.1 22 -1.1	22.4 23.7 1.36	19.7 20.9 1.27	23.1 23.2 0.13
VCM3420	29.1 28.2 -0.9	24.8 25.9 1.05	30.3 28.4 -1.9	28.9 30.3 1.44	26.9 28.0 1.1	32.0 32.0 0.01
VCM5103	43.1 43.5 0.47	40.4 41.6 1.26	46.3 44.2 -2.1	45.4 46.1 0.68	46.0 43.8 -2.3	45.3 47.3 2.02
VCM4501	54.0 53.0 -1.0	49.5 50.3 0.85	54.0 53.4 -0.7	54.7 55.3 0.57	53.0 53.0 -0.0	56.5 57.0 0.43
VCM7903	40.8 42.8 1.98	42.3 40.2 -2.1	40.9 42.8 1.93	44.1 44.7 0.63	44.7 42.1 -2.6	45.8 45.3 -0.5
Moy. Fra.	39.1	36.4	39.5	41.4	39.1	42.8
C.M.E. estima.		2.38		1.97	2.1	2.33
RC(CMEesti)		1.54		1.40	1.45	1.53
S-10	31.0 31.8 0.82	30.0 28.4 -1.6	32.0 31.1 -0.9	31.0 33.5 2.49	30.0 30.7 0.66	29.2 32.1 -2.9
N-11	33.0 28.2 -4.8	22.0 34.4 12.4	36.0 31.2 -4.8	34.0 34.2 0.18	35.0 31.7 -3.3	58.6 45.8 12.8
N-12	34.0 33.5 -0.5	30.0 30.5 0.5	35.0 35.4 0.37	37.0 37.5 0.45	37.0 35.0 -2.0	43.3 41.6 1.64
WC-14	35.0 35.9 0.89	34.0 34.1 0.11	36.0 34.7 -1.4	35.0 37 2	35.0 33.6 -1.4	37.7 36.8 0.82
EE-16	43.0 40.8 -2.2	38.0 41.0 2.95	42.0 41.3 -0.7	42.0 43.5 1.54	42.0 40.5 -1.6	48.3 45.7 2.65
EE-18	42.0 40.9 -1.1	39.0 40.2 1.23	42.0 39.6 -2.4	40.0 42.1 2.13	36.0 39.8 3.83	36.3 39.7 -3.3
SW-20	29.0 27.9 -1.1	25.0 26.4 1.41	30.0 28.5 -1.5	29.0 31.1 2.05	28.0 28.6 0.59	32.0 32.5 -0.5
EE-31	34.0 32.9 -1.1	30.0 32.5 2.48	34.0 32.9 -1.1	35.0 34.9 -0.1	32.0 32.6 0.56	38.2 36.6 1.61
N-32	40.0 39.5 -0.5	38.0 34.8 -3.2	38.0 39.7 1.68	39.0 41.7 2.73	39.0 38.7 -0.3	35.4 39.7 -4.3
EC-33	38.0 37.9 -0.1	37.0 28.1 -8.9	32.0 39.7 7.73	40.0 40.5 0.46	40.0 37.6 -2.4	31.0 38.0 -7.0
EE-34	38.0 36.3 -1.7	33.0 36.6 3.6	39.0 36.7 -2.3	38.0 39.2 1.2	36.0 36.9 0.86	43.1 41.6 1.56
S-36	37.0 34.5 -2.5	31.0 35.3 4.32	37.0 35.5 -1.5	37.0 37.8 0.84	36.0 35.3 -0.7	44.9 41.5 3.47
EC-37	32.0 33.9 1.94	34.0 29.8 -4.2	30.0 30.6 0.55	31.0 32.2 1.19	27.0 29.0 2.04	20.4 25.7 -5.3
NS-38	24.0 24.7 0.68	21.0 26.8 5.79	30.0 23.5 -6.5	25.0 26.8 1.75	23.0 24.3 1.32	34.2 30.1 4.09
Moy. Ang.	35.0	31.6	35.2	35.2	34.0	38.0
C.M.E. predic.		3.38		10.6	2.56	3.42
RC(CMEpred)		1.84		3.25	1.6	1.85

Estimation des rendements

Le tableau 8 présente les estimations de rendement pour chaque variété lorsque celle-ci n'est pas dans le réseau NIAB. En colonne sont indiquées pour chaque variété X, les observations, les estimations par le modèle ajusté sur TAsX et les différences des valeurs des 2 variables précédentes. Les premières lignes correspondent aux essais français. Pour ceux-là les C.M.E. renseignent sur l'erreur d'estimation. Les dernières lignes correspondent aux essais anglais, dont les observations n'ont pas servi à l'ajustement du modèle, les C.M.E. mesurent donc les erreurs de prédiction.

Dans l'ensemble les erreurs d'estimations sont faibles. Les erreurs de prédictions sont un peu plus fortes mais restent limitées. Pour les variétés Samourai, Eurol et Andol, qui interagissent faiblement avec les conditions de culture, les erreurs de prédictions sont à peine plus élevées que celles d'estimation. Ces erreurs sont plus grandes dans le cas des variétés Tapidor et Bristol dont les performances relatives (rendement - effet milieu) sont beaucoup plus variables d'un essai à l'autre (forte interaction). On observe également un carré moyen assez élevé dans le cas de Falcon, qui s'explique par son comportement très particulier dans les deux essais EC-33 et NS-38.

Ces résultats sont un élément supplémentaire pour valider l'utilisation du modèle à des fins prospectives, pour caractériser une variété en Angleterre en ne disposant pour cette variété que des observations réalisées en France.

4. Conclusion

Des études précédentes [Riboud, 91] ont montré que l'ajustement du modèle d'interaction multiplicative sur un ensemble d'observations issu du regroupement de plusieurs essais constitue une méthode d'évaluation des variétés opérationnelle à l'échelle nationale : elle est fiable, rapide, d'un niveau de précision satisfaisant, et utilisable lorsque toutes les combinaisons «variété»x«essai» ne sont pas observées.

On montre ici que cette méthode peut également être utilisée pour regrouper des observations de deux réseaux nationaux différents, en conservant dans le cas complet les mêmes qualités. Et les résultats obtenus laissent supposer que les règles établies au niveau français sur les conditions d'application de cette méthode à des ensembles de données non complets, peuvent être généralisées aux regroupements franco-britanniques (15 % de données manquantes, équitablement réparties sur les variétés et les essais).

Enfin, il semble possible de caractériser par les paramètres (effet moyen, aptitude à l'interaction) du modèle (I) le comportement prévisible d'une variété dans un pays où elle n'a pas été étudiée, en utilisant les résultats obtenus dans les pays voisins, à condition que les réseaux d'expérimentations de ces deux pays possèdent en commun un certain nombre de variétés témoins.

Références bibliographiques

- [1] CHADOEUF, J. & DENIS, J.B. (1988). Asymptotic variances for the multiplicative interaction model. *Journal of Applied Statistics*, 18, 331-353.
- [2] DENIS, J.B. (1983). *Interaction entre deux facteurs*. Thèse de Docteur Ingénieur en Sciences Agronomiques, INA-PG, 59-100.
- [3] DENIS, J.B. (1991). Ajustements de modèles linéaires et bilinéaires sous contraintes linéaires avec données manquantes. *Revue de Statistique Appliquée*, 29, 5-24.
- [4] DECOUX G. & DENIS J.-B. (1991). **INTERA : a package for analysis of the interaction in the incomplete case**. INRA, Département de Biométrie - Versailles
- [5] EFRON B. (1979). Bootstrap method. *Annals of Statistics*,
- [6] GOODMAN, L.A. & HABERMAN, S.J. (1990). The analysis of nonadditivity in two-way analysis of variance. *Journal of the American Statistical Association*. 85, 139-145.

- [7] KROONENBERG, P.M. (1983). **Three-Mode Principal Component Analysis**. DSWO Press, Leiden, 398pp.
- [8] KRUSKAL, J.B. (1977). Some Least-Squares theorems for matrices and N-way Arrays. Communication to the first International Meeting of Data Analysis and Informatics INRIA Versailles - France.
- [9] RIBOUD, B. (1991). **INTERACT : a Unix package for analysis of interaction**. Rapport Technique du CETIOM. Paris.
- [10] RIBOUD, B. (1991). le modèle d'interaction multiplicative comme outil d'évaluation variétale : effet des dimensions et déséquilibres des tableaux de données d'ajustement. Rapport Technique du CETIOM. Paris.
- [11] TRANCHEFORT J. et al. (1991). **Stat/ITCF : manuel d'utilisation**. ITCF - 1]Boigneville