

Prévision de la digestibilité des pailles et des foins de graminées traités ou non à l'ammoniac à partir de mesures de laboratoire

Pascale GUILLERMIN, R. CORDESSE, J.P. DULPHY *

ENSA-INRA Montpellier, Chaire de Zootechnie, 9, place Viala, F 34060 Montpellier Cedex

* INRA, Laboratoire des Aliments

Centre de Recherches de Clermont-Ferrand-Theix, F 63122 Ceyrat

Résumé

La digestibilité apparente de la matière organique de 36 échantillons de fourrages secs (pailles et foins ammoniés ou non) a été mesurée chez des moutons. Différentes autres caractéristiques de ces fourrages ont été déterminées au laboratoire : les parois « Neutral Detergent Fiber (N.D.F.) », la solubilité enzymatique (S.ENZ.) selon REXEN (1977), les matières azotées totales (M.A.T.) et les quantités de composés phénoliques libérés par un détergent neutre (LAU 1) ou un traitement alcalin (LAU 2).

Ensuite, nous avons étudié les critères qui permettent de prédire la digestibilité apparente des fourrages, de la manière la plus précise possible.

Pour ceci, nous avons étudié deux modèles statistiques entre chacun des critères analytiques et la digestibilité *in vitro* : les régressions linéaires d'une part (tabl. 4a et 4b) et les régressions linéaires multivariées d'autre part (tabl. 5).

Dans tous les cas, les variables indépendantes doivent être utilisées après transformation logarithmique. Si la solubilité enzymatique seule (S.ENZ.) est un bon prédicteur de la digestibilité apparente des foins (S.D. = 2,11), pour les pailles, la meilleure prédiction est obtenue avec l'association de N.D.F., M.A.T. et LAU 2 (S.D. = 2,79).

Mots clés : Prévision, digestibilité *in vivo*, traitement NH_3 , pailles, foins de graminées.

I. Introduction

L'appréciation de la valeur énergétique et azotée d'un fourrage nécessite la connaissance du coefficient de digestibilité de la matière organique (C.U.D.). Pour mesurer ce coefficient, la technique *in vivo* est unanimement reconnue comme la plus fiable, mais elle implique la mise en œuvre de moyens très lourds, notamment le maintien d'animaux en cage de digestibilité pendant plusieurs semaines, ce qui en limite l'utilisation. Vu l'intérêt pratique de cette mesure, qui se trouve à la base même de tous les calculs de ration alimentaire, les laboratoires d'analyse de fourrages souhaitent disposer d'une technique d'évaluation du coefficient d'utilisation digestive à la fois simple et donc facilement standardisable, rapide et peu coûteuse. Celle-ci devrait en effet permet-

tre de tester de façon beaucoup plus systématique et plus efficace, la valeur alimentaire des fourrages intervenant dans les rations et donc, à terme, de les améliorer.

DEMARQUILLY et JARRIGE (1981) et DEMARQUILLY et ANDRIEU, lors des 16^e Journées du Grenier de Theix (1985), ont récapitulé les différentes méthodes de prédiction de la digestibilité des fourrages. Ces méthodes font intervenir des équations de régression établies entre la digestibilité mesurée *in vivo* ou *in vitro*, et un ou plusieurs paramètres analytiques obtenus par voie chimique ou biologique. Cependant, la plupart de ces équations ne sont pas satisfaisantes. En effet, chacune d'elles ne s'applique qu'à une catégorie limitée de fourrages. De plus, leur précision en ce qui concerne les fourrages traités est insuffisante.

Le bilan de ces travaux nous a conduit à tester des modèles de prédiction multivariés, espérant que la complémentarité des variables explicatives permettrait d'améliorer simultanément la fiabilité et le champ d'application des équations.

II. Matériel et méthodes

L'étude a été réalisée sur 36 échantillons de fourrage sec présentant des variations au niveau de l'espèce végétale et du traitement subi. Certains échantillons ont été traités à l'ammoniac à la dose de 3 à 5 p. 100 de la matière sèche, selon la technique norvégienne sous bâche sans chauffage ou en enceinte étanche avec chauffage.

Ces échantillons sont présentés dans le tableau 1.

TABLEAU 1
Présentation des échantillons étudiés.
List of studied forages.

Nature Origin		Non traités Untreated	Traités NH ₃ treated
Foins Hays	Fléole (Theix) <i>Timothy</i>	1	1
	Prairie naturelle (Theix) <i>Natural meadow</i>	1	1
	Ray grass Italien (Theix) <i>Italian Ray Grass</i>	3	3
Pailles Straws	Theix	4	10
	Montpellier	0	12

Pour chaque échantillon nous disposons de 6 paramètres : le coefficient d'utilisation digestive et 5 mesures de laboratoire, effectuées sur des échantillons obtenus par broyage des fourrages au moyen d'un broyeur à marteaux, équipé d'une grille à mailles de 1 millimètre et conservés en milieu étanche. Ces mesures sont les suivantes :

— Le coefficient d'utilisation digestive de la matière organique : il a été mesuré *in vivo* en cage de digestibilité suivant un protocole dérivant de la technique de DEMARQUILLY et JARRIGE (1964) : le bilan a été établi sur une période de 10 jours au lieu de 6.

— Une méthode indicatrice de l'importance de la fraction pariétale. Nous avons choisi la première phase de la méthode de VAN SOEST et WINE (1967). Nous l'avons préférée à la mesure de la cellulose brute de WEENDE car elle est plus facile à mettre en œuvre et tend de plus à remplacer cette dernière technique (DEMARQUILLY et JARRIGE, 1981). Par ailleurs, nous n'avons pas procédé aux extractions suivantes, car plusieurs auteurs (NEILSON et RICHARDS, 1978 ; VAN EENAEME *et al.*, 1981) ont signalé leur mauvaise fiabilité.

— Des méthodes indicatrices du degré de lignification des parois : nous avons choisi la technique décrite par LAU et VAN SOEST (1981) qui permet de mesurer d'une part une fonction de la quantité de composés phénoliques libérés dans un tampon neutre (LAU 1), et d'autre part une fonction de la quantité de composés phénoliques libérés après traitement aux alcalis forts (LAU 2). Cette technique utilise la spectrophotométrie U.V. à 280 nm ; les résultats sont exprimés en D.O., valeur proportionnelle à la concentration en composés phénoliques présents dans la solution étudiée. Ces mesures LAU 1 et LAU 2 nous ont semblé particulièrement intéressantes, car elles seraient facilement standardisables dans une chaîne de dosages.

— La teneur en matières azotées totales (M.A.T.) dosée après minéralisation par colorimétrie selon la technique de NESSLER (UMBREIT W.W., BURRIS R.H., STAUFFER J.F., 1959) : elle a une valeur explicative de la digestibilité inférieure à celle apportée par les composants pariétaux ; nous l'avons cependant retenue car, étant habituellement utilisée pour estimer la valeur azotée des fourrages, le coût de son introduction éventuelle dans un modèle de régression serait minime.

— Une méthode enzymatique mesurant la fraction du substrat solubilisée après une attaque enzymatique durant un temps déterminé. Nous avons retenu la technique de REXEN (1977) utilisant une enzyme fongique issue de la souche *Trichoderma Viridae*. En effet, parmi toutes les méthodes à la cellulase, c'est la plus simple et la plus rapide. De plus, elle seule a été testée de manière satisfaisante sur des pailles, traitées ou non. Cette mesure est notée S.ENZ.

L'utilisation des données s'est faite en trois phases. Dans un premier temps, nous avons étudié individuellement chaque groupe de mesures réalisées, afin de mettre en évidence les facteurs de variation pouvant les influencer et modifier leur relation avec le C.U.D. Nous avons ensuite établi, pour les différents groupes significativement définis au sein de la population initiale, des équations de prévision du C.U.D. en fonction des 5 paramètres analytiques cités plus haut. Enfin, nous avons sélectionné, dans chacune de ces équations, les paramètres les plus significatifs afin de réduire le nombre de mesures et donc le prix de revient de l'estimation.

Toutes ces équations ont été obtenues par traitement informatique des données au moyen des logiciels B.M.D.P. de régression simple et de régression multiple.

III. Résultats

Compte tenu de la diversité, volontaire d'ailleurs, des échantillons, les résultats des mesures *in vivo* et des analyses de laboratoire présentent une forte dispersion. Pour mettre en évidence la présence de sous-populations au sein de la population initiale, nous avons réalisé une série de test de F pour détecter l'influence éventuelle des deux facteurs de variation : l'espèce végétale et le traitement à l'ammoniac (tabl. 2).

TABLEAU 2

*Résultats des tests d'analyses de variance pratiqués sur l'ensemble des échantillons étudiés.
Results of statistical comparisons on the whole forages.*

Variables <i>Criteria</i>	Facteurs de variations <i>Variations factors</i>	
	Traitement <i>Treatment</i>	Nature du fourrage <i>Type of forage</i>
CUD	NS	**
NDF	NS	**
S.ENZ	**	NS
MAT	**	**
LAU 1	**	NS
LAU 2	NS	NS

NS : Influence non significative du facteur / *Non significant influence of the factor.*
 ** : Influence hautement significative du facteur / *Highly significant influence of the factor.*

Ces résultats permettent de classer les six paramètres mesurés en quatre catégories :

- LAU 2 qui n'est influencé par aucun des facteurs de variation ;
- C.U.D. et N.D.F. qui sont influencés par un seul facteur : la nature du végétal ;
- S.ENZ. et LAU 1 qui sont influencés par un seul facteur : le traitement ;
- M.A.T. qui est influencé par les deux facteurs.

Le tableau 3 présente la moyenne et l'écart-type des résultats obtenus pour chaque paramètre au sein de la population totale et de chaque sous-population significativement définie par les tests d'analyse de variance.

A. Etude du modèle de régression simple

Nous avons étudié dans un premier temps les modèles de régression linéaire entre le coefficient d'utilisation digestive mesuré *in vivo* et chacun des cinq paramètres analytiques.

Nous avons observé, pour la plupart des variables explicatives, une augmentation de la dispersion des résidus de la régression en fonction de la variable expliquée. Ceci justifie la transformation logarithmique des données présentées ci-dessous :

TABLEAU 3

Moyenne et écart-type des résultats obtenus pour chaque mesure
au sein des différentes sous-populations.

Mean and standard deviation for results concerning each criteria in the different forage groups.

	Facteurs de variation Variation factors	Taille Size		CUD %	NDF % MS	S.ENZ % MO	MAT % MS	LAU 1 D.O	LAU 2 D.O
Tous les échantillons <i>All forages</i>	Aucun <i>No one</i>	36	×	53,52 7,84	76,90 8,23	36,06 11,68	89,03 31,17	971,41 262,55	1 599,30 320,95
Echantillons traités <i>Treated forages</i>	Traitement <i>Treatment</i>	27	×	54,56 5,76	77,58 7,26	38,99 9,35	99,96 24,58	1 058,4 222,1	1 526 297,9
Echantillons non traités <i>Untreated forages</i>		9	×	50,41 12,11	74,85 10,90	27,27 14,01	56,22 25,93	710,44 197,65	1 819,11 299,64
Foins <i>Hays</i>	Nature du végétal <i>Nature of the roughage</i>	10	×	60,40 5,99	67,92 10,72	40,77 14,12	105,90 41,92	1 077,9 365,4	1 563,6 273,8
Pailles <i>Straws</i>		26		50,87 6,86	80,35 2,97	34,25 10,34	82,54 23,87	930,5 205,32	1 613 341,4
Foins traités <i>Treated hays</i>	Traitement et nature du végétal <i>Treatment and nature of the roughage</i>	5	×	62,54 3,81	66,74 11,21	47,06 10,20	137,6 32,4	1 336,2 303,2	1 481,2 264,4
Pailles traitées <i>Treated straws</i>		22	×	52,74 4,44	80,04 2,65	37,16 8,33	91,41 11,57	995,3 145,0	1 536,2 309,8
Foins non traités <i>Untreated hays</i>		5	×	58,26 7,39	69,09 11,37	34,48 15,67	74,20 19,78	819,6 204,3	1 646 286
Pailles non traitées <i>Untreated straws</i>		4	×	40,60 9,35	82,05 4,48	18,25 0,83	33,75 7,68	574,0 61,94	2 035,5 134,2

× : Moyenne / Means.

: Ecart-type / Standard deviation.

- nouvelle variable N.D.F. = N.D.F. * = LOG (N.D.F. mesuré × 0,1)
- nouvelle variable S.ENZ. = S.ENZ. * = LOG (S.ENZ. mesuré × 0,1)
- nouvelle variable M.A.T. = M.A.T. * = LOG (M.A.T. mesuré × 0,1)
- nouvelle variable LAU 2 = LAU 2 * = LOG (LAU 2 mesuré × 0,001)
- nouvelle variable LAU 1 = LAU 1 * = LOG (LAU 1 mesuré × 0,001)

Avec ces nouvelles variables, nous avons étudié un modèle linéaire du type :
C.U.D. = $\beta_0 + \beta_1$ (variable transformée) + μ .

Les modèles reliant le C.U.D. à un critère de laboratoire, ont été calculés pour chacune des sous-populations significativement définie suivant la variable explicative concernée. Les résultats des tests d'analyse de variance commentés précédemment permettent de distinguer deux types de modèles :

— ceux calculés à partir de S.ENZ., de M.A.T. et de LAU 1 pour lesquels la population initiale doit être subdivisée en 4 sous-populations : foin traité, paille traitée, foin non traité et paille non traitée. Pratiquement, nous ne prendrons pas en considération le groupe des pailles non traitées qui est de taille trop réduite ;

— ceux calculés en fonction de N.D.F. et de LAU 2 pour lesquels la population initiale doit être divisée en 2 sous-populations : foin et paille.

Pour chaque variable, les représentations graphiques des droites de régression établies au sein des différentes sous-populations, montrent que les échantillons de foin et ceux de paille doivent être considérés séparément. Par contre, à l'intérieur d'un même groupe de végétaux, les échantillons traités et non traités peuvent être traduits par la même équation. Les figures 1a, b, c, d, e présentent les droites obtenues.

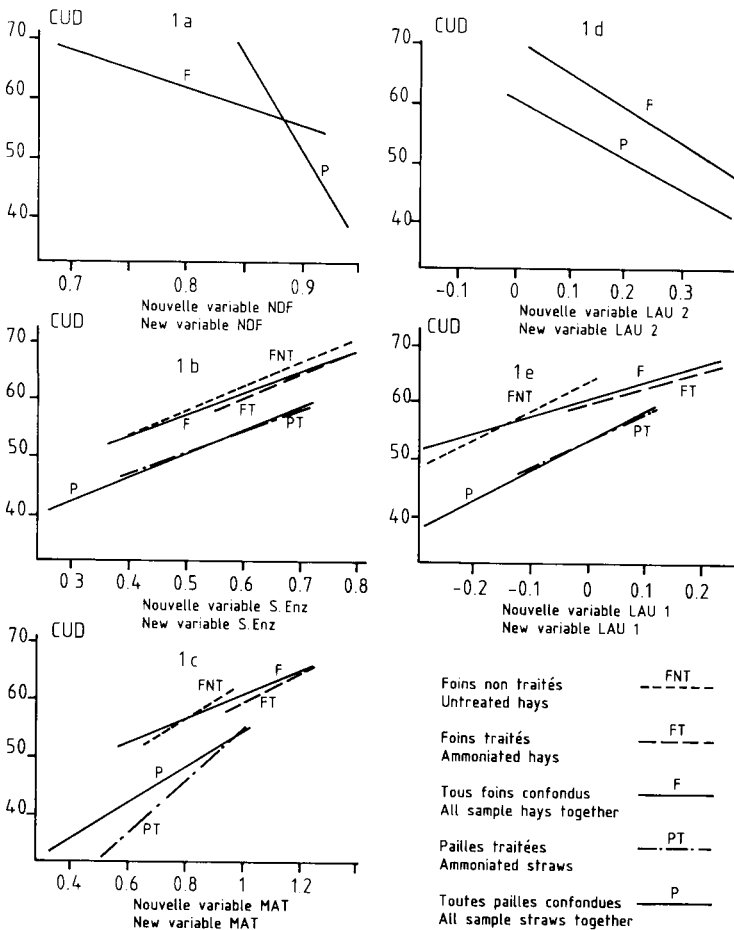


FIG. 1a, 1b, 1c, 1d, 1e

Position relative des droites de régression établies entre le coefficient d'utilisation digestive et les variables transformées.

Relative position of the regression lines obtained between the apparent digestibility and the various transformed variables.

Ces résultats doivent être cependant appliqués avec réserve en ce qui concerne les pailles. En effet, les 4 échantillons de paille non traitée sont mal corrélés avec le C.U.D. et influent donc de façon un peu arbitraire sur la droite « paille ». Pour S.ENZ. et LAU 1, l'erreur est de faible amplitude car les droites « paille » et « paille

traitée » sont en effet très proches. Par contre, pour M.A.T., il serait nécessaire d'établir, dans la mesure du possible, une relation spécifique pour les échantillons de paille non traitée.

Le tableau 4 fournit les équations des droites de régression linéaire retenues comme significatives ainsi que les valeurs caractéristiques (coefficient de corrélation et écart-type) qui leur sont associées.

TABLEAU 4
Equations des droites de régression obtenues pour chaque mesure.
Characteristics of linear relation between each criteria and digestibility.

4a. Cas des foins / For hays

Mesures Criteria	Coefficient et (écart- type) de la pente Coefficient (standard deviation) of the slope	Constante et (écart-type) Constant and (standard deviation)	Coefficient de corrélation Correlation coefficient	Ecart-type résiduel Residual standard deviation
MAT	20,63 (9,03)	39,93 (9,09)	0,63	4,94
NDF	- 61,47 (17,80)	111,2 (14,77)	0,77	4,02
LAU A	29,70 (8,80)	60,14 (1,29)	0,77	4,08
LAU B	- 59,51 (14,40)	71,55 (2,93)	0,83	3,59
S. ENZ	37,49 (4,67)	38,40 (2,82)	0,94	2,11

4b. Cas des pailles / For straws

MAT	30,42 (5,21)	23,79 (4,72)	0,77	4,50
NDF	- 311,3 (59,30)	332,5 (53,64)	0,73	4,77
LAU A	51,37 (8,10)	53,07 (0,91)	0,79	4,28
LAU B	- 51,31 (10,70)	61,04 (2,34)	0,70	5,01
S. ENZ	39,60 (5,85)	30,52 (3,11)	0,81	4,10

B. Etude des modèles de régression multiple

Nous avons étudié, dans un second temps, les modèles de régression linéaire du type :

$$C.U.D. = \beta_0 + \beta_1 (N.D.F. *) + \beta_2 (S.ENZ. *) + \beta_3 (M.A.T. *) + \beta_4 (LAU 2 *) + \beta_5 (LAU 1 *) + \mu.$$

En fonction des résultats précédents, ce modèle a été appliqué aux deux sous-populations : foin et paille. Les coefficients des droites de régression obtenues sont présentés dans le tableau 5.

Dans les deux cas, les valeurs de t, obtenues pour les coefficients de chaque variable, montrent que certains d'entre eux ne sont pas significatifs, ce qui signifie que certaines variables ont un pouvoir explicatif très faible. Ces variables peuvent donc être supprimées du modèle, ce qui permet d'obtenir les nouvelles droites de régression simplifiées présentées dans le tableau 6.

Ces résultats montrent que cette procédure de simplification n'a quasiment aucun impact sur les caractéristiques de la régression et donc sur la fiabilité du modèle. Par contre, elle a l'avantage, en réduisant le nombre de variables de réduire également le nombre de paramètres à mesurer et donc les coûts de laboratoire.

Nous avons testé ces deux derniers modèles en traçant, pour chacun d'eux, les graphiques des résidus réduits en fonction des valeurs estimées de C.U.D. (fig. 2).

TABLEAU 5

Equations des droites de régression multivariable obtenues avec les échantillons de foins (5a) et de pailles (5b).

Multivariable linear models obtained for hays (5a) and straws (5b).

5a. Foins / Hays

		Ecart-type du coefficient <i>Standard deviation</i>	Signification au seuil 90 % <i>Significance</i>
Coefficient de corrélation multiple <i>Multiple R</i>	0,95		
Ecart-type résiduel <i>Residual standard deviation</i>	2,67		
Coefficient de régression des variables <i>Regression coefficient of the variables</i>			
NDF*	- 21,52	38,11	
S. ENZ	38,64	20,79	*
MAT*	13,33	16,94	
LAU 1*	- 18,28	27,48	
LAU 2*	9,50	39,39	
Constante / <i>Constant</i>	40,66		

5b. Pailles / Straws

		Ecart-type du coefficient <i>Standard deviation</i>	Signification au seuil 95 % <i>Significance</i>
Coefficient de corrélation multiple <i>Multiple R</i>	0,93		
Ecart-type résiduel <i>Residual standard deviation</i>	2,80		
Coefficient de régression des variables <i>Regression coefficient of the variables</i>			
NDF*	- 238,5	50,32	*
S. ENZ*	- 1,01	12,36	
MAT*	25,87	8,12	*
LAU 1*	- 19,80	16,28	
LAU 2*	- 22,72	10,97	*
Constante / <i>Constant</i>	247,8		

Ces graphiques montrent une bonne répartition des résidus. Seul un échantillon de paille non traitée semble mal ajusté au modèle mais ceci n'a pas de conséquences importantes car la suppression de ce point problématique n'entraîne pas de modifications sensibles des équations.

IV. Discussion

La première phase du travail, c'est-à-dire les résultats des tests d'analyse de variance et des régressions linéaires univariées, met bien en évidence la différence de comportement de la paille et du foin.

TABLEAU 6

*Equations simplifiées des droites de régression multivariable
obtenue avec les échantillons de foins (6a) et de pailles (6b).
Multivariable reduced models obtained for hays (a) and straws (b).*

6a. Foins / Hays

		Ecart-type de la pente <i>Standard deviation of the slope</i>
Coefficient de corrélation / <i>Correlation coefficient</i>	0,94	
Ecart-type résiduel / <i>Residual standard deviation</i>	2,11	
Coefficient de régression (pente) <i>Regression coefficient (slope)</i>		
S. ENZ*	37,49	4,67
Constante / <i>Constant</i>	38,40	

6b. Pailles / Straws

		Ecart-type du coefficient <i>Standard deviation</i>
Coefficient de corrélation multiple / <i>Multiple R</i>	0,92	
Ecart-type résiduel / <i>Residual standard deviation</i>	2,79	
Coefficient de régression des variables <i>Regression coefficient of the variables</i>		
NDF*	- 195,1	38,49
MAT*	16,75	4,08
LAU 2*	- 20,62	7,49
Constante / <i>Constant</i>	216,6	

D'un point de vue théorique, il est intéressant de constater que les différences observées ne sont pas identiques selon les variables étudiées. En effet, pour les variables pariétales (N.D.F., LAU 1, LAU 2), on observe des variations portant à la fois sur le coefficient directeur et la constante de la droite de régression : toute augmentation du paramètre analytique se traduit, pour la paille, par une plus forte variation de la digestibilité. Par contre, les deux droites de régression paille et foin, établies avec S.ENZ., présentent un coefficient directeur sensiblement identique, ce qui traduit un mode d'action des enzymes semblable pour les deux types d'échantillons.

Ces données peuvent en partie s'expliquer par les différences existant entre les deux groupes de mesure. Les mesures pariétales sont des mesures chimiques qui ne permettent d'évaluer qu'un seul des critères agissant sur la digestibilité ; l'importance du critère peut donc varier suivant la nature de l'échantillon analysé. Des études, citées par VAN ES et VAN DER MEER (1980), et par MAC BURNEY et VAN SOEST (1984), ont montré que :

— pour une même valeur de N.D.F., la teneur globale en lignine, mais aussi le degré de lignification, le taux de cristallisation de la cellulose, la présence de silice ou d'autres composés minéraux varient, influant ainsi de façon différente sur la digestibilité ;

— pour un même degré de lignification, traduit par les valeurs de LAU 1 et LAU 2, le mode de lignification peut varier : les liaisons esters peuvent être regroupées en pôle de lignification ou, au contraire, être diffuses dans l'ensemble de la structure pariétale, ce qui aura des conséquences différentes sur la fermentescibilité de la paroi.

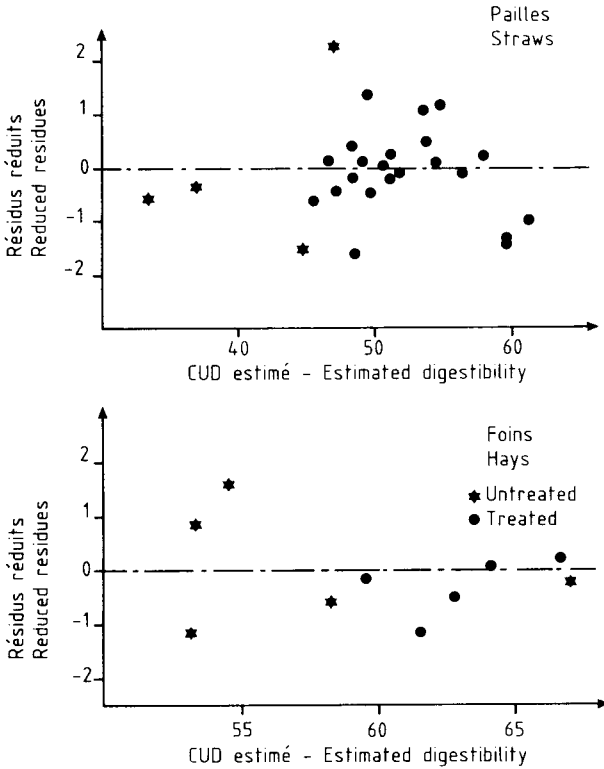


FIG. 2

Représentations graphiques des résidus réduits en fonction du C.U.D. estimé obtenus avec le modèle multivariable simplifié.

Graphical representation of reduced residues for the estimated digestibilities obtained with the multivariate reduced models.

Par contre, la solubilité enzymatique est une mesure biologique qui reflète de façon beaucoup plus exacte le déroulement du phénomène réel. Le résultat obtenu intègre donc la plupart des critères de variation de la digestibilité.

Ces données permettent également de justifier la supériorité de la mesure biologique (S.ENZ.) sur les mesures chimiques (N.D.F., LAU 1, LAU 2), déjà mise en évidence par différents auteurs (JARRIGE et THIVEND, 1969 ; SUNSTOL *et al.*, 1978 ; VAN ES et VAN DER MEER, 1980), et confirmée dans cette étude (tabl. 4).

Cette supériorité est particulièrement nette avec le foin pour lequel la solubilité enzymatique est la seule mesure acceptable comme prédicteur de la digestibilité. La comparaison, entre foin et paille, des caractéristiques et des pentes de régression obtenues avec les mesures de la fraction N.D.F. et des teneurs en lignines solubles et insolubles, montrent que celles-ci jouent un rôle beaucoup plus important pour la digestibilité des pailles que des foins, probablement du fait de la différence de structure pariétale.

On obtient le même résultat avec la mesure de M.A.T., ce qui s'explique plus aisément par le fait que les échantillons de paille sont pour la plupart, des échantillons traités à NH_3 . Dans la paille, la quantité de substance facilement fermentescible étant vraisemblablement limitante pour le développement microbien, tout apport de NH_3 a des conséquences directes sur la flore microbienne et donc sur la digestibilité.

Notons enfin que le comportement similaire, à l'intérieur d'un même groupe de végétaux, des échantillons traités et non traités peut permettre de déterminer, de façon très satisfaisante, l'efficacité d'un traitement en évaluant, par une même méthode, la digestibilité avant et après traitement.

En ce qui concerne la fiabilité de la prévision obtenue, les résultats montrent de façon évidente, l'intérêt de l'analyse multivariable par rapport à l'analyse univariable. En effet, nos résultats de régression simple, présentent des caractéristiques (coefficient de corrélation et écart-type) en général moins satisfaisantes que celles obtenues dans la littérature (tabl. 7). Au contraire, le modèle de régression multiple, même simplifié, propose des équations de prévision plus intéressantes que celles publiées.

TABLEAU 7

*Précision comparée (R et écart-type) de différents modèles de prévision de la digestibilité des pailles.
Precision (R and standard-deviation) of different models of straws digestibility estimation.*

Type de paille <i>Nature of straw</i>	n	Digestibilité <i>Digestibility</i>	Critère de laboratoire <i>Laboratory criteria</i>	Précision R	Ecart-type <i>St. dev.</i>	Auteurs <i>References</i>
Orge et blé <i>Barley and wheat</i>	21	<i>In vitro</i> (TILLEY and TERRY, 1963)	Lignine sol. détergent LAU et VAN SOEST (1981)	0,97	/	LAU et VAN SOEST (1981)
Orge et blé <i>Barley and wheat</i>	18	<i>In vitro</i> (TILLEY and TERRY, 1963)	Lignine sol. alcalis (LAU et VAN SOEST (1981)	0,97	/	LAU et VAN SOEST (1981)
Orge et blé non traités et traités <i>Untreated and treated barley and wheat</i>	28	<i>In vivo</i>	Lignine soluble LAU et VAN SOEST (1981)	0,83	3,16	CHENOST (non publié)
Traitées à la soude <i>NaOH treated</i>	46	<i>In vitro</i>	Solubilité enzymatique REXEN (1977)	0,91	/	REXEN (1977)
Orge traitée par NH_3 <i>NH₃ treated barley</i>	/	<i>In vitro</i>	Solubilité enzymatique REXEN (1977)	0,88	2,31	WAAGEPIETERSEN et VESTERGAARD- THOMSEN (1977)
Orge et blé non traités et traités <i>Untreated and treated barley and wheat</i>	28	<i>In vivo</i>	Solubilité enzymatique REXEN (1977)	0,87	2,82	CHENOST (non publié)

Ces résultats présentent un grand intérêt pratique. En effet, les résultats dans l'ensemble peu satisfaisants obtenus grâce au modèle univariable, sont vraisemblablement dus à l'hétérogénéité des fourrages étudiés. Or ce problème d'hétérogénéité est crucial pour les laboratoires d'analyse de fourrage dont l'intérêt est de disposer d'une ou de quelques méthodes applicables au plus grand nombre possible de produits et qui ne peuvent donc utiliser des équations présentant un champ d'application trop restreint. Le modèle multivariable réduit apporte une réponse intéressante à cette demande, dans la mesure où, grâce à la mise en œuvre de deux ou trois techniques simples de laboratoire, elle permet de prévoir, de façon tout à fait satisfaisante, la digestibilité de fourrages relativement hétérogènes.

Le champ d'application des équations proposées doit être cependant strictement respecté. Ces équations s'appliquent uniquement à des foins de graminées traitées ou non pour l'une et à des pailles de préférence traitées à l'ammoniac pour l'autre.

De plus, des restrictions sont souvent émises en ce qui concerne la validité des équations de prévision de la digestibilité pour les valeurs extrêmes des variables. Ainsi, MAC BURNEY et VAN SOEST (1984) ont montré qu'une libération importante de lignine soluble, donc une augmentation de la valeur de LAU 1, semble avoir un effet indirect négatif en diminuant la digestibilité du contenu cellulaire. Par ailleurs, selon NEILSON et RICHARDS (1978), il semble qu'une augmentation de la solubilité enzymatique au-delà de 50 p. 100 ne corresponde plus à une augmentation de la digestibilité « *in vivo* ». Bien que les graphiques ne fassent pas apparaître des résidus réduits plus élevés pour les valeurs extrêmes du coefficient d'utilisation digestive, ces données bibliographiques doivent inciter à être plus réservé sur les résultats de digestibilité obtenus pour les valeurs extrêmes des variables.

Enfin, il est évident que la fiabilité des équations ne peut être garantie que dans la mesure où il existe une bonne standardisation entre les techniques de mesure utilisées et celles que nous avons mises en œuvre dans cette étude.

V. Conclusion

Cette étude a permis de montrer que, moyennant un certain nombre de précautions concernant essentiellement le champ d'application de la méthode et les techniques de mesures utilisées, il est possible d'estimer de façon apparemment très satisfaisante la valeur du coefficient d'utilisation digestive d'un fourrage à partir d'un nombre limité de mesures de laboratoire. Ces équations ne s'appliquant qu'aux foins de graminées et aux pailles de préférence traitées à NH_3 , il serait maintenant nécessaire, d'étudier de la même manière, d'autres catégories de fourrages, afin de déterminer s'ils peuvent être décrits par l'une des équations définies ou s'ils doivent donner lieu à l'établissement d'une équation spécifique.

Reçu en mai 1986.

Accepté en janvier 1988.

Summary

Prediction of digestibility of ammonia-treated or untreated grass straws and hays on the basis of laboratory measurements

The apparent digestibility of the organic matter of 36 dry forage samples (straws and hays, NH_3 treated or untreated) were studied in sheep. Various other characteristics of these forages were determined in the laboratory, i.e. non detergent fibre (N.D.F.), enzymatic solubility (S.ENZ.) according to REXEN (1977), total crude protein (M.A.T.) and the quantities of phenolic compounds released by a neutral detergent (LAU 1) or alkali treatment (LAU 2).

To that end, two statistical models between each analytical criterion and *in vitro* digestibility were studied, i.e. the linear regressions (Tables 4a and 4b) and the multivariate linear regression (Table 5). In all cases the independent variables should be used after a logarithmic transformation. If used alone the enzymatic solubility (S.ENZ.) was a good predictor of the apparent digestibility of hays (S.D. = 2.11).

For straws, the best prediction was obtained with a combination of N.D.F., M.A.T. and LAU 2 (S.D. = 2.79).

Key words : In vivo digestibility prediction, NH₃ treatment, straws, hays.

Références bibliographiques

- DEMARQUILLY C., JARRIGE R., 1964. Valeur alimentaire de l'herbe des prairies temporaires aux stades d'exploitation pour le pâturage. I. Composition chimique et digestibilité. *Ann. Zootech.*, **13**, 301-339.
- DEMARQUILLY C., JARRIGE R., 1981. Panorama des méthodes de prévision de la digestibilité et de la valeur énergétique des fourrages. In : DEMARQUILLY C., Ed. *Prévision de la valeur nutritive des aliments des ruminants*. INRA, Paris, 41-59.
- DEMARQUILLY C., ANDRIEU J., 1988. Prévision de la valeur alimentaire des fourrages secs au laboratoire. In : DEMARQUILLY C., Ed. *Les fourrages secs. Récolte, traitement, utilisation*. INRA, Paris, 243-275.
- JARRIGE R., THIVEND P., 1969. Action d'une cellulase fongique sur les membranes et son intérêt pour prévoir la digestibilité des plantes fourragères. *Ann. Biol. Anim. Bioch. Biophys.*, **9**, 171-190.
- LAU M.M., VAN SOEST P.J., 1981. Titrable groups and soluble phenolic compounds as indicator of the digestibility of chemically treated roughages. *Anim. Feed Sci. Technol.*, **6**, 123-131.
- MAC BURNEY M.I., VAN SOEST P.J., 1984. Méthodes de laboratoire pour estimer la digestibilité et les propriétés chimiques et physiques des fourrages pauvres. In : *Meilleure utilisation des matériaux lignocellulosiques dans l'alimentation animale*. Séminaire O.C.D.E. (Organisation de Coopération et de Développement Economique), 89-100.
- NEILSON M.J., RICHARDS G.N., 1978. The fate of the soluble lignin-carbohydrate complex produced in the bovine rumen. *J. Sci. Food Agric.*, **29**, 313-319.
- REXEN B., 1977. Enzyme solubility - a method for evaluating the digestibility of alkali-treated straw. *Anim. Feed Sci. Technol.*, **2**, 205-218.
- SUNDSTOL F., KOSSILA V., THEANDER O., VESTERGAARD THOMSEN K., 1978. Evaluation of laboratory methods in the Nordic Countries. *Acta Agric. Scand.*, **28**, 10-16.
- TILLEY J.M.A., TERRY R.A., 1963. A two-stage technique for the *in vitro* digestion of forage crops. *J. Br. Grassld Soc.*, **18**, 104-111.
- UMBREIT W.W., BURRIS R.H., STAUFFER J.F., 1959. *Manometric methods*. Burgess publ., pp. 238-274.
- VAN EENAEME C., ISTAS E.L., LAMBOT O., BIENFAIT J.M., GIELEN M., 1981. Effect of sodium hydroxide treatment on chemical composition and *in vitro* and *in vivo* digestibility of hay. *Agriculture and Environment*, **6**, 161-170.
- VAN ES A.J.H., VAN DER MEER J.M., 1980. Methods of analysis for predicting the energy and protein value of feed for farm animals. *Workshop on methodology of analysis of feeding-stuffs for ruminants*. Lelystad Netherlands. 27-29 mai, pp. 1-106. Editions Lavoisier.
- VAN SOEST P.J., WINE R.H., 1967. Use of detergents in the analysis of fibrous feeds. IV. Determination of plant cell-wall constituents. *J. Assoc. Off. Agric. Chem.*, **50**, 50-55.
- WAAGEPETERSEN J., VESTERGAARD THOMSEN K., 1977. Effect of digestibility and nitrogen content of barley straw of different ammonia treatments. *Anim. Feed Sci. Technol.*, **2**, 131-142.