

# Sur la possibilité d'évaluer une caractéristique de l'enracinement à partir d'un nombre limité d'échantillons dans les études de dynamique racinaire des cultures

Didier PICARD

Agronome ORSTOM

Antenne ORSTOM, Centre d'Etudes Nucléaires  
de Cadarache,

B.P. 1, 13115 St-Paul-Lez-Durance.

## RÉSUMÉ.

La masse totale de racines d'une prairie monospécifique à *Panicum maximum* Jacq. peut se calculer à partir de la détermination de la masse des racines contenues dans des volumes de terre limités pris dans différents sites et horizons.

Cependant, il existe une corrélation étroite entre la masse de racines d'une carotte prélevée dans l'horizon 0-10 cm au centre du carré formé par 4 plantes et celle de carottes prélevées dans d'autres sites et horizons. Cette corrélation résulte de l'existence de gradients de développement racinaire à partir du plateau de tallage. Elle permet d'estimer avec une bonne précision la masse totale de racines à partir d'un nombre limité d'échantillons.

MOTS-CLÉS : *Panicum maximum* — Développement racinaire.

## ABSTRACT

The total root mass in a prairie monospecific for *Panicum maximum* Jacq. may be calculated by determining the root mass in small soil samples taken from different sites and depths.

There exists a strict correlation between the root mass of a carrot taken at 0 to — 10 cm at the center of a square formed by four plants and the corresponding mass of carrots from other sites and depths. This correlation arises from the existence of gradients of root development as a function of the tillering level. Thus, with a limited number of samples, total root mass may be estimated with good precision.

## 1. INTRODUCTION

L'étude de la dynamique racinaire d'une culture peut se faire en utilisant différentes méthodes. Celle par sondage (prélèvement de carottes, isolement des racines et détermination de l'une ou l'autre de leurs caractéristiques) est l'une des plus employées malgré ses inconvénients : elle demande en effet des moyens relativement aisés à mettre en œuvre, perturbe peu le milieu et donne des résultats directement exploitables.

Elle est cependant coûteuse en temps et en main-d'œuvre : la détermination d'un caractère représentatif de l'enracinement à un instant donné exige le prélèvement et le traitement d'un grand nombre d'échantillons pour tenir compte à la fois des gradients de développement des racines, de l'hétérogénéité de la végétation et du milieu.

Toutefois, l'existence même de ces gradients de développement racinaire devrait permettre de mesurer ce caractère à partir d'un nombre limité d'échantillons.

C'est ce que nous proposons de vérifier à partir d'un exemple tiré d'une étude de la dynamique racinaire d'une prairie à *Panicum maximum* Jacq. variété « Adipodoumé » en milieu tropical (Picard, 1976).

## 2. POSITION DU PROBLÈME

Prenons comme caractère représentatif de l'enracinement de la culture à étudier le poids de matière sèche des racines rapporté à l'unité de surface :  $y$ .

Pour une espèce végétale et un milieu donnés, dans le cas d'une culture implantée selon un mode défini (en ligne, en carré...) la masse de racines dans une

carotte élémentaire  $x_{ij}$  dépendra de l'horizon  $h_i$  et du site de prélèvement  $s_j$ , (sous une plante, entre 2 plantes sur une ligne...) ainsi que d'un facteur aléatoire lié à l'hétérogénéité du milieu, à celle du peuplement.

Dans ce qui suit, le facteur aléatoire est en partie éliminé, les  $x_{ij}$  étant en fait les moyennes obtenues à partir du prélèvement d'un grand nombre de carottes dans les mêmes sites et horizons.

En milieu parfaitement isotrope, avec une végétation parfaitement homogène, l'existence d'un gradient de masse racinaire se traduit par une relation :

$$x = f(h, s).$$

La connaissance de  $f$  et de  $x_{11}$  permet de calculer  $x_{ij}$  et  $y$ .

A l'inverse, en l'absence de tout gradient, les  $x_{ij}$  sont indépendants les uns des autres,  $y$  ne peut être calculé qu'après mesure de tous les  $x_{ij}$ .

En condition naturelle, l'existence d'un gradient devrait se traduire par des corrélations entre les  $x_{ij}$ . Suivant que ces corrélations sont plus ou moins étroites,  $y$  peut être soit calculé à partir de la totalité des  $x_{ij}$ , soit estimé à partir d'un nombre limité d'entre eux. Dans le premier cas :

$$y = \frac{1}{H} \left( \sum_{i=1}^{\mu} \frac{h_i}{\nu} \sum_{j=1}^{\nu} x_{ij} \right) \quad (1)$$

avec

$$1 \leq i \leq \mu, \\ 1 \leq j \leq \nu,$$

$$H = \sum_{i=1}^{\mu} h_i.$$

Si  $y$  peut être estimé à partir du poids de matière sèche des racines d'une seule carotte,  $x_{\alpha\beta}$ , en supposant, pour partir d'un modèle simple, que les régressions soient linéaires :

$$\hat{x}_{ij} = a_{ij} x_{\alpha\beta} + b_{ij}, \quad i \neq \alpha \text{ et } j \neq \beta \quad (2)$$

$$\hat{y} = A x_{\alpha\beta} + B \quad (3)$$

A et B peuvent se calculer de 2 manières : soit directement en appliquant la méthode du calcul du coefficient de régression aux couples  $(y, x_{\alpha\beta})$ , soit à partir des  $a_{ij}$  et des  $b_{ij}$  (équations (1), (2) et (3)).

Les deux méthodes conduisent au même résultat. En effet, pour  $n$  séries d'observations :

$$A = \frac{\sum_{k=1}^n (x_{\alpha\beta k} - \bar{x}_{\alpha\beta}) (y_k - \bar{y})}{\sum_{k=1}^n (x_{\alpha\beta k} - \bar{x}_{\alpha\beta})^2} \quad (4)$$

et

$$a_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n (x_{\alpha\beta k} - \bar{x}_{\alpha\beta}) (x_{ijk} - \bar{x}_{ij})}{\sum_{k=1}^n (x_{\alpha\beta k} - \bar{x}_{\alpha\beta})^2} \quad (5)$$

En substituant dans l'expression de  $A$   $y_k$  et  $\bar{y}$  par leur valeur en fonction de (1), on trouve :

$$A = \frac{h_{\alpha\beta}}{\nu H} + \frac{1}{H} \sum_{i=1}^{\mu} \frac{h_i}{\nu} \sum_{j=1}^{\nu} a_{ij}, \quad i \neq \alpha \text{ et } j \neq \beta \quad (6)$$

De la même manière :

$$B = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^{\mu} \frac{h_i}{\nu} \sum_{j=1}^{\nu} b_{ij}, \quad i \neq \alpha \text{ et } j \neq \beta \quad (7)$$

On choisira  $x_{\alpha\beta}$  parmi tous les  $x_{ij}$  possibles selon les règles de la régression progressive ascendante, en prenant la valeur pour laquelle la corrélation entre

$$\left( y - \frac{h_i}{\nu H} x_{ij} \right) \text{ et } x_{ij}$$

est la plus élevée.

Dans une deuxième étape, on peut rechercher une deuxième variable explicative parmi les  $x_{ij}$  restant. Le système d'équation devient :

$$\hat{x}_{ij} = a_{ij} x_{\alpha\beta} + b_{ij} x_{\gamma\delta} + c_{ij} \quad (8)$$

$$\hat{y} = A x_{\alpha\beta} + B x_{\gamma\delta} + C \quad (9)$$

Comme dans le cas de la régression simple, A, B et C peuvent se calculer à partir des corrélations entre  $x_{ij}$ ,  $i \neq \alpha$  et  $j \neq \beta$ ,  $i \neq \gamma$  et  $j \neq \delta$ , d'une part,  $x_{\alpha\beta}$  et  $x_{\gamma\delta}$  d'autre part. Toujours pour  $n$  séries d'observations :

$$A = \frac{\sum_{k=1}^n (x_{\gamma\delta k} - \bar{x}_{\gamma\delta})^2 \cdot \sum_{k=1}^n (x_{\alpha\beta k} - \bar{x}_{\alpha\beta}) (y_k - \bar{y})}{\sum_{k=1}^n (x_{\gamma\delta k} - \bar{x}_{\gamma\delta}) (x_{\alpha\beta k} - \bar{x}_{\alpha\beta}) \cdot \sum_{k=1}^n (x_{\gamma\delta k} - \bar{x}_{\gamma\delta}) (y_k - \bar{y})} \quad (10)$$

avec

$$D = \sum_{k=1}^n (x_{\alpha\beta k} - \bar{y}_{\alpha\beta})^2 \cdot \sum_{k=1}^n (x_{\gamma\delta k} - \bar{x}_{\gamma\delta})^2 - \left( \sum_{k=1}^n (x_{\alpha\beta k} - \bar{x}_{\alpha\beta}) (x_{\gamma\delta k} - \bar{x}_{\gamma\delta}) \right)^2 \quad (11)$$

et

$$a_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n (x_{\gamma\delta k} - \bar{x}_{\gamma\delta})^2 \sum_{k=1}^n (x_{\alpha\beta k} - \bar{x}_{\alpha\beta}) (x_{ijk} - \bar{x}_{ij})}{D} \cdot \frac{\sum_{k=1}^n (x_{\gamma\delta k} - \bar{x}_{\gamma\delta}) (x_{\alpha\beta k} - \bar{x}_{\alpha\beta}) \sum_{k=1}^n (x_{\gamma\delta k} - \bar{x}_{\gamma\delta}) (x_{ijk} - \bar{x}_{ij})}{D} \quad (12)$$

En substituant dans l'expression de A y et  $\bar{y}$  par leur valeur en fonction de (1), on obtient :

$$A = \frac{h_{\alpha\beta}}{\nu H} + \frac{1}{H} \sum_{i=1}^{\mu} \frac{h_i}{\nu} \sum_{j=1}^{\nu} a_{ij}, i \neq \alpha \text{ et } j \neq \beta, i \neq \gamma \text{ et } j \neq \delta \quad (13)$$

De la même manière :

$$B = \frac{h_{\gamma\delta}}{H} + \frac{1}{H} \sum_{i=1}^{\mu} \frac{h_i}{\nu} \sum_{j=1}^{\nu} b_{ij}, i \neq \alpha \text{ et } j \neq \beta, i \neq \gamma \text{ et } j \neq \delta \quad (14)$$

$$C = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^{\mu} \frac{h_i}{\nu} \sum_{j=1}^{\nu} c_{ij}, i \neq \alpha \text{ et } j \neq \beta, i \neq \gamma \text{ et } j \neq \delta \quad (15)$$

Le choix de  $x_{\gamma\delta}$  se fait suivant différents critères :

— la corrélation entre  $x_{\alpha\beta}$  et  $x_{\gamma\delta}$  devra être la plus faible possible ;

— la valeur du coefficient  $h_{\gamma\alpha\gamma\nu^{-1}}$  dans l'équation (6), qui indique le poids de  $x_{\gamma\delta}$  dans y devra être la plus forte possible ;

— enfin, les carottes étant plus ou moins faciles à prélever et à traiter suivant les quantités de racines qu'elles contiennent, des considérations pratiques interviendront.

### 3. RÉSULTATS : EXEMPLE D'UNE PRAIRIE A *PANICUM MAXIMUM*

Les données permettant d'illustrer le problème ont été recueillies au cours de l'étude de la dynamique racinaire d'une prairie à *Panicum maximum* Jacq. variété « Adiopodoumé » exploitée de façon intensive pendant 2 ans.

Cette prairie a été établie par éclats de souche placés en carré à  $0,40 \times 0,40$  m.

L'ensemble des  $x_{ij}$  moyens à un instant donné constituant un profil racinaire, 46 profils racinaires ont été établis en 2 ans par des échantillonnages toutes les 2 semaines en moyenne. Neuf valeurs de  $x_{ij}$  ont été

mesurées à chaque fois, dans les conditions suivantes :

— pour  $i = 1$ ,  $h_1 = 10$  cm (de 0 à 10 cm),  $1 \leq j \leq 3$  ;  
 $j = 1$  : carotte prise au centre du carré formé par 4 plantes ;

$j = 2$  : carotte prise entre 2 plantes sur une ligne ;  
 $j = 3$  : carotte prise sous une plante ;

— pour  $i = 2$ ,  $h_2 = 15$  cm (de 10 à 25 cm),  $1 \leq j \leq 3$ , les mêmes sites utilisés ;

— pour  $i = 3$ ,  $h_3 = 20$  cm (de 25 à 45 cm), une seule carotte, représentative de l'horizon, a été prise ;

— pour  $i = 4$  et  $i = 5$ ,  $h_4 = h_5 = 40$  cm (de 45 à 85 cm et de 85 à 125 cm) et, là encore, une seule carotte a été prise (1).

Les données analysées sont les valeurs moyennes du poids de matière sèche des racines, exprimées en mg pour 100 g de terre, correspondant à 16 carottes élémentaires de diamètre 5,5 cm.

Les corrélations simples entre

$$\left( y - \frac{h_i}{\nu H} \right) x_{ij} \text{ et } x_{ij}$$

sont les suivantes (tabl. I).

(1) A Adiopodoumé, les racines de *Panicum maximum* vont au-delà de 1,25 m. Ceci n'a que peu d'incidence sur les résultats de l'étude étant donné son objectif. Ce n'est cependant pas vrai dans tous les cas.

TABLEAU I  
Corrélation entre  $(y - h_1'v^{-1}H^{-1}x_{1j})$  et  $x_{1j}$ , en fonction de  $x_{1j}$

|                                    | $x_{11}$ | $x_{12}$ | $x_{13}$ | $x_{21}$ | $x_{22}$ | $x_{23}$ | $x_3$ | $x_4$ | $x_5$ |
|------------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-------|-------|-------|
| Coefficient de corrélation (44 dl) | 0,91     | 0,92     | 0,52     | 0,90     | 0,90     | 0,85     | 0,83  | 0,85  | 0,72  |

Toutes les valeurs sont significativement supérieures à 0 au seuil 1 %.

La première valeur à retenir pour estimer  $y$  est soit  $x_{11}$  soit  $x_{12}$ .

Pour des raisons pratiques d'économie de traitement des échantillons, nous avons choisi  $x_{11}$ .

La valeur des corrélations 2 à 2 entre tous les  $x_{ij}$  (tableau 2) montre que les corrélations entre  $x_{11}$  et les autres  $x_{ij}$  ( $i \neq 1$  et  $j \neq 1$ ) sont souvent très élevées.

L'équation de la droite de régression  $y$  par rapport à  $x_{11}$ , est (fig. 1) :  $\hat{y} = 0,211 x_{11} + 4,13$ .

L'ajustement obtenu est déjà très satisfaisant, la variance expliquée par la régression représentant 85 % de la variance totale de  $y$  (tabl. IV).

Il est cependant intéressant de voir à quelle précision supplémentaire conduit l'utilisation d'une deuxième variable explicative.

TABLEAU II

Corrélations simples entre les  $x_{ij}$  pris à 2 à 2.  
n.s : non significativement différent de 0;  
+ valeur significativement supérieure à 0 au seuil 5 %;  
toutes les autres valeurs sont significativement supérieures à 0 au seuil 1 %.

|          | $x_5$ | $x_4$ | $x_3$ | $x_{23}$ | $x_{22}$ | $x_{21}$ | $x_{13}$ | $x_{12}$ | $x_{11}$ |
|----------|-------|-------|-------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| $x_{11}$ | 0,64  | 0,78  | 0,89  | 0,82     | 0,92     | 0,90     | 0,43     | 0,95     | —        |
| $x_{12}$ | 0,66  | 0,80  | 0,87  | 0,86     | 0,91     | 0,91     | 0,44     | —        | —        |
| $x_{13}$ | 0,40  | 0,39  | n.s.  | 0,33+    | 0,37+    | 0,32+    | —        | —        | —        |
| $x_{21}$ | 0,75  | 0,80  | 0,94  | 0,93     | 0,96     | —        | —        | —        | —        |
| $x_{22}$ | 0,61  | 0,79  | 0,92  | 0,92     | —        | —        | —        | —        | —        |
| $x_{23}$ | 0,57  | 0,75  | 0,86  | —        | —        | —        | —        | —        | —        |
| $x_3$    | 0,60  | 0,84  | —     | —        | —        | —        | —        | —        | —        |
| $x_4$    | 0,81  | —     | —     | —        | —        | —        | —        | —        | —        |
| $x_5$    | —     | —     | —     | —        | —        | —        | —        | —        | —        |

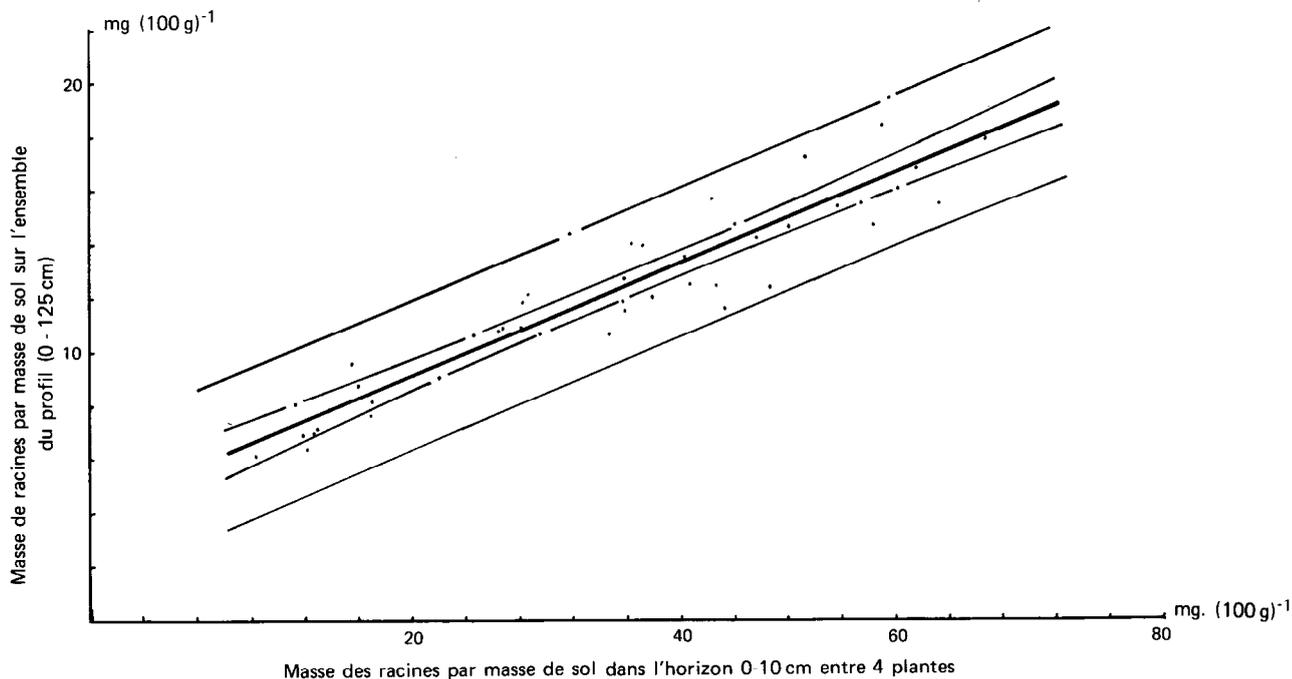


FIG. 1. — *Panicum maximum* — Droite de régression entre la masse de racines dans l'horizon (0-10 cm) entre 4 plantes et la masse totale de racines sur l'ensemble du profil. Intervalles de confiance de la droite et des valeurs exprimées. Masses de racines exprimées en mg pour 100 g de terre.

TABLEAU III

Poids de chaque donnée  $x_{ij}$  ( $i$  et  $j \neq 1$ ) dans l'estimation de  $y$ , donnée par la valeur de  $h_{1a_{ij}} v^{-1}$ .

| $x_{ij}$             | $x_{12}$ | $x_{13}$ | $x_{21}$ | $x_{22}$ | $x_{23}$ | $x_3$ | $x_4$ | $x_5$ |
|----------------------|----------|----------|----------|----------|----------|-------|-------|-------|
| $h_{1a_{ij}} v^{-1}$ | 0,36     | 0,43     | 0,19     | 0,19     | 0,19     | 0,41  | 0,28  | 0,16  |

$x_{13}$  est la valeur la moins étroitement liée à  $x_{11}$  (tabl. II). Son poids dans le calcul de  $y$ , estimé par  $h_{1a_{13}} v^{-1}$  dans l'équation (6) est le plus élevé (tabl. III). C'est cependant la carotte la plus longue à traiter.

L'équation (9) prend la forme :

$$y = 0,181 x_{11} + 0,024 x_{13} + 0,95.$$

L'analyse de la variance de  $y$  montre que les 2 coefficients A et B sont statistiquement différents de 0 et que la part de la variance expliquée par la régression pour  $x_{13}$  en 2<sup>e</sup> variable explicative est plus élevée que celle obtenue pour tout autre  $x_{ij}$  ( $i$  et  $j \neq 1$ ,  $i \neq 1$  et  $j \neq 3$ ) (tabl. IV).

Par contre, l'introduction de  $x_{13}$  en 2<sup>e</sup> variable explicative dans le calcul des régressions entre  $x_{ij}$  ( $i \neq 1$  et  $j \neq 1$ ,  $i \neq 1$  et  $j \neq 3$ ) d'une part,  $x_{11}$  et  $x_{13}$  d'autre part, n'apporte aucune réduction significative de la variance totale des  $x_{ij}$  : les coefficients  $b_{ij}$  de l'équation (7) ne sont jamais significatifs (tabl. V).

La part de la variance de  $y$  expliquée par la régression double en  $x_{11}$  et  $x_{13}$  représente 93 % de la variance totale de  $y$  (tabl. IV). Il est donc possible d'obtenir une bonne estimation de  $y$  à partir des 2 seules varia-

TABLEAU IV

Comparaison des réductions de variance en fonction de la nature de la deuxième variable explicative introduite dans le modèle de régression.

| $x_{ij}$ | variance totale | variance liée à la régression | pour $x_{11}$ seul | pour $x_{ij}$ après $x_{11}$ | F                   |
|----------|-----------------|-------------------------------|--------------------|------------------------------|---------------------|
| $x_{12}$ | 544,49          | 479,18                        | 464,35             | 14,83                        | 9,76 <sup>++</sup>  |
| $x_{13}$ | "               | 507,75                        | "                  | 43,40                        | 50,78 <sup>++</sup> |
| $x_{21}$ | "               | 476,45                        | "                  | 12,09                        | 7,64 <sup>++</sup>  |
| $x_{22}$ | "               | 474,40                        | "                  | 10,04                        | 6,16 <sup>+</sup>   |
| $x_{23}$ | "               | 481,35                        | "                  | 17,00                        | 11,58 <sup>++</sup> |
| $x_3$    | "               | 469,52                        | "                  | 5,17                         | 2,96 n.s.           |
| $x_4$    | "               | 488,37                        | "                  | 24,01                        | 18,39 <sup>++</sup> |
| $x_5$    | "               | 483,12                        | "                  | 18,77                        | 13,15 <sup>++</sup> |

TABLEAU V

Signification des coefficients  $b_{ij}$  dans la régression double  $x_{ij} = a_{ij} x_{11} + b_{ij} x_{13} + c_{ij}$ .

| $b_{ij}$ | $b_{12}$     | $b_{21}$     | $b_{22}$     | $b_{23}$     | $b_3$        | $b_4$        | $b_5$        |
|----------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| F        | 0,64<br>n.s. | 1,14<br>n.s. | 0,30<br>n.s. | 0,06<br>n.s. | 3,32<br>n.s. | 0,38<br>n.s. | 1,32<br>n.s. |

bles explicatives  $x_{11}$  et  $x_{13}$ , le coefficient de variation de  $y$  dans l'exemple traité étant de 20,3 %. La figure 2 montre les évolutions comparées de  $y$  et  $y$  en fonction du temps.

Selon les résultats (tabl. IV) la poursuite du programme de régression ascendante pourrait se faire en prenant  $x_4$  comme 3<sup>e</sup> variable explicative.

#### 4. DISCUSSION

Les fortes corrélations généralement enregistrées entre les  $x_{ij}$  traduisent bien l'existence de gradients de développement racinaire dans l'exemple exposé. Le fait que celles-ci soient cependant faibles (et même nulles dans un cas) pour les couples ( $x_{13}$ ,  $x_{ij}$ ,  $i \neq 1$  et  $j \neq 3$ ) peut s'expliquer aisément et ne remet pas en cause l'existence de ces gradients.

Leur étude à partir de plantes isolées de *Panicum maximum* (Picard, 1976) a en effet permis de montrer que la masse de racines décroît selon une courbe hyperbolique lorsque la distance du point de prélèvement de la carotte au plateau de tallage augmente. Par conséquent,  $x_{13}$  mesure essentiellement la quantité de racines d'une seule plante au niveau de son plateau de tallage, alors que les autres  $x_{ij}$  mesurent celle provenant de plusieurs plantes. La variabilité des données liées au facteur plante est donc plus grande pour  $x_{13}$  que pour les autres  $x_{ij}$ , ce qui est confirmé par le fait que le coefficient de variation de  $x_{13}$  est plus élevé que ceux des autres  $x_{ij}$  ( $i \neq 1$  et  $j \neq 3$ ) au moins dans les horizons proches de la surface ( $i \leq 3$ ).

Il apparaît ainsi possible d'estimer la masse de racines sur l'ensemble du profil à partir du prélèvement et du traitement d'un nombre limité d'échantillons.

Le problème se pose de savoir si ce résultat est généralisable à toutes les études de dynamique racinaire des cultures.

Cela dépend avant tout de l'usage que l'on compte faire des produits de l'expérimentation.

De ce point de vue, les études de dynamique racinaire peuvent être classées en 2 catégories :

— celles où l'on cherche à connaître l'allure de l'évolution d'un phénomène sans avoir besoin de le

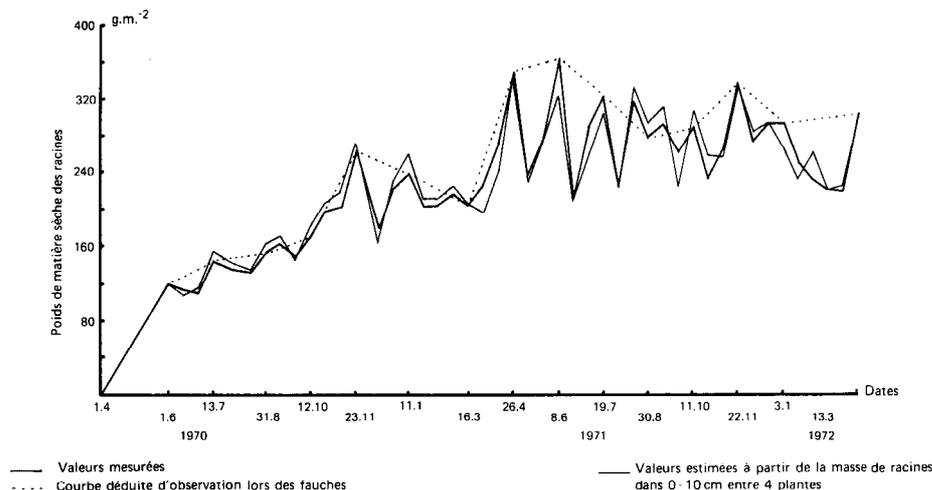


FIG. 2. — Evolution du poids de matière sèche des racines d'une prairie à *Panicum maximum* fauchée et fertilisée toutes les six semaines.

caractériser de façon quantitative (recherches à caractère prospectif par exemple);

— celles au contraire où le phénomène doit être mesuré.

Dans les recherches du 1<sup>er</sup> type, il suffit d'avoir la certitude qu'il existe une corrélation étroite entre les  $x_{ij}$ , mais le calcul des coefficients de l'équation de régression n'est pas indispensable. Les études déjà effectuées pour un très grand nombre de plantes dans des milieux très différents montrent que l'existence de corrélations entre les  $x_{ij}$  est un phénomène très général. Quelques observations de profil culturaux et de profils racinaires doivent suffire pour acquérir cette certitude.

Par conséquent, dans les études à caractère prospectif, il peut être extrêmement rentable de réduire le nombre de carottes prélevées pour estimer  $y$ , mais d'augmenter la fréquence des échantillonnages d'une part, le nombre de répétitions de  $x_{\alpha\beta}$ ,  $x_{\gamma\delta}$ , ... d'autre part.

Dans le 2<sup>e</sup> cas, la nécessité d'avoir à calculer les coefficients de l'équation de régression oblige à effectuer un certain nombre de profils racinaires complets. Cependant, si le nombre d'observations prévues excède celui nécessaire à ce calcul, le dispositif d'étude peut être sensiblement allégé en ne mesurant que  $x_{\alpha\beta}$ ,  $x_{\gamma\delta}$ , ... à certaines dates.

L'examen (fig. 2) des résultats obtenus soit en estimant  $y$  à partir de  $x_{11}$  et  $x_{13}$ , soit en ne calculant  $y$  à partir de l'ensemble des  $x_{ij}$  que toutes les 6 semaines illustre, sans qu'il soit besoin d'autre commentaire, l'intérêt qu'il peut y avoir à procéder à des observations limitées mais fréquentes.

L'étude précédente a nécessité le prélèvement et le traitement de 6 624 carottes élémentaires (9 carottes par profil racinaire  $\times$  16 répétitions  $\times$  46 dates). Le calcul de  $y$  toutes les 6 semaines avec le même nombre de répétitions aurait conduit à réduire ce nombre à 2 160 ( $9 \times 16 \times 15$ ), mais avec une perte d'information considérable. Toujours avec le même nombre de répétitions, il n'aurait plus été que de 1 462 ( $2 \times 16 \times 46$ ) si  $y$  avait été estimé toutes les 2 semaines à partir de  $x_{11}$  et  $x_{13}$ .

Les gains de temps et de moyens n'auraient pas été dans les mêmes proportions puisque les échantillons correspondant à  $x_{11}$  et  $x_{13}$  sont ceux pour lesquels l'isolement de la fraction racinaire est le plus long. L'économie réalisée aurait cependant été appréciable.

## 5. CONCLUSION

Les études de dynamique racinaire des cultures sont souvent limitées par le coût en temps et/ou en moyens des méthodes utilisables. Il est donc intéressant de les valoriser au mieux. Ceci est particulièrement vrai de la méthode des sondages.

Dans le cas précis d'une prairie artificielle monospécifique à *Panicum maximum* Jacq. de zone tropicale humide, le poids de matière sèche moyen des racines sur l'ensemble du profil, pris comme exemple de caractéristique de l'enracinement à un instant donné, est normalement calculé à partir de l'établissement d'un certain nombre de profils racinaires nécessitant chacun

le traitement de 9 carottes élémentaires pour tenir compte des gradients de développement vertical et horizontal des racines.

L'existence même de ces gradients permet d'estimer ce poids de matière sèche en ne prélevant que 2 carottes : par profil. Il y a en effet une forte corrélation entre les poids de matière sèche des racines, mesurés dans chacune des 9 carottes, pris 2 à 2.

Comme l'existence de ces gradients paraît très générale, il devrait être possible d'étendre ce résultat à un grand nombre de cas et de tirer le meilleur parti des moyens disponibles en procédant au prélèvement d'un

nombre limité d'échantillons pour caractériser un profil racinaire afin d'augmenter à la fois la fréquence et le nombre de répétitions des observations.

*Manuscrit reçu au Service des Publications de l'ORSTOM le 20 juillet 1977*

#### BIBLIOGRAPHIE

- PICARD (D.), 1976. — Dynamique racinaire de *Panicum maximum* Jacq. et apport au sol de matière organique. Thèse, Clermont, 275 p.