

# Estimation de productivité : calcul du poids des régimes de bananier en fonction du nombre de doigts et du poids d'un doigt

J.P. MEYER\*

ESTIMATION DE PRODUCTIVITE : CALCUL DU POIDS DES REGIMES DE BANANIER EN FONCTION DU NOMBRE DE DOIGTS ET DU POIDS D'UN DOIGT

J.P. MEYER (IFAC)

*Fruits*, nov. 1975, vol. 30, n°11, p. 739-744.

RESUME - Afin d'éviter la pesée en champ des régimes, opération qui perturbe le travail normal de coupe, on a recherché une méthode de calcul statistique du poids des régimes à partir de deux paramètres mesurables, soit avant le jour de la récolte comme le nombre total de doigt, soit d'opération rapide au moment de la coupe comme le prélèvement d'un doigt représentatif. Le calcul systématique des équations de régressions simples et doubles entre le poids net du régime (sans la hampe), le nombre total de doigts et le poids d'un doigt médian, met en évidence un ajustement stable pour divers lots de régimes étudiés, avec le doigt médian de la quatrième main. On obtient une précision acceptable, de l'ordre de  $\pm 0,5$  kg dans l'estimation du poids moyen d'un échantillon de 35 à 40 bananiers environ.

## INTRODUCTION

Dès qu'il y a lieu de multiplier le nombre de stations d'observations simultanées, en expérimentation bananière, on se heurte rapidement aux problèmes de possibilités pratiques de contrôles des récoltes. Le nombre de journées disponibles pour la récolte chaque semaine est assez restreint, dépendant du programme de chargement des navires. Il faut, de plus, une équipe d'observateurs de trois à quatre personnes au minimum pour effectuer, dans des conditions acceptables, les mensurations de récolte, sans trop perturber le travail normal de coupe d'une plantation. Il serait donc particulièrement intéressant de pouvoir réduire le nombre d'opérations indispensables le jour même de la récolte. C'est en ce sens que nous avons analysé les données biométriques d'un certain nombre de régimes, en vue de rechercher des relations entre leur poids et des grandeurs facilement mesurables, soit avant la récolte, soit le jour même, mais très rapidement et par une seule personne.

## PRÉSENTATION DES DONNÉES DISPONIBLES

Nous avons disposé à la suite d'un essai d'ablation de mains, des données de poids, de nombre de doigts, et de poids de deux doigts médians externes de chaque main d'environ 200 régimes de bananiers Poyo. Ces bananiers provenaient de deux stations d'observations distinctes, l'une en secteur d'altitude (Morne-Rouge, habitation Longchamp, altitude 350 m, dénomination LC), l'autre à proximité du littoral du secteur nord-atlantique (Basse-Pointe, habitation Macouba, dénomination MAC). Pour chaque station, les bananiers se répartissaient en deux et trois lots selon leur nombre de mains du régime ou le traitement subi (dénomination A : ablation de la seule fausse-main ; B : ablation de la fausse main + la dernière main ; D ou E : lot mélangé de A, B et C, ablation de la fausse-main + les deux dernières mains). Ces cinq lots constituent la série de base (S1) ayant servi aux premiers calculs.

Par la suite, nous avons disposé d'une deuxième série de bananiers (S2), provenant des deux mêmes secteurs (Longchamp, dénomination LC2, avec traitement A ou B ;

\* - Institut français de Recherches fruitières Outre-Mer (IFAC)  
B.P. 153, 97200 FORT DE FRANCE.

Moulin l'Etang, secteur de Basse-Pointe, dénomination MOE suivi du nombre de mains en stade récolte, l'ablation de la dernière main, en général, ayant été réalisée par le personnel de l'habitation, sauf dans le cas de MOE 7 A, lot de 7 mains sans ablation).

Pour cette deuxième série, les données se limitaient au poids du régime, au nombre de doigts et au poids du doigt médian externe de la troisième et quatrième mains selon l'orientation des premiers calculs ; elle a permis de confirmer et de préciser ces résultats préliminaires.

### ANALYSE DES DONNÉES

a) Nous avons calculé d'une façon systématique les équations de régressions entre le poids du régime d'une part (Y : poids net sans la hampe), le nombre de doigts total du régime (X<sub>1</sub>) et le poids, soit d'un doigt médian externe de chaque main, soit la moyenne de poids de deux doigts médians (X<sub>2</sub>).

Deux méthodes de calcul ont été réalisées et comparées :

- régression double :  $Y = b_1 X_1 + b_2 X_2 + C$
- régression simple :  $Y = aZ + d$   
avec  $Z = X_1 \cdot X_2$ .

b) Choix des unités utilisées.

Y : poids net du régime (sans la hampe) est exprimé en kg

X<sub>1</sub> : nombre entier de doigts par régime x 10<sup>-2</sup>

X<sub>2</sub> : poids d'un doigt médian ou moyenne de deux doigts médians d'une main, en hectogramme.

Z : X<sub>1</sub> · X<sub>2</sub>.

### RÉSULTATS PRÉLIMINAIRES (analyse de S1)

On obtient pour chaque doigt et quelle que soit la main, des régressions simples ou doubles hautement significatives (les tests d'hypothèse nulle des coefficients de régression permettent de rejeter cette hypothèse dans tous les cas, au seuil de signification de 1 p. cent au moins).

Le tableau 1 représente ces coefficients de régression.

Pour comparer la précision avec laquelle ces différentes régressions s'ajustent aux données, nous avons calculé l'écart-type correspondant au carré moyen des écarts résiduels : cet écart-type est exprimé en p. mille du poids moyen  $\bar{Y}$  par lot (coefficient de variation) pour pouvoir comparer la précision des ajustements obtenus, d'une part d'un lot à un autre, et d'autre part dans un même lot, selon le numéro d'ordre de la main dont provient le poids du doigt médian. Le tableau 2 représente ces coefficients de variations, à savoir :

$$CV_d = \frac{\sqrt{\Sigma d^2 / n - 3}}{\bar{Y}} \cdot 10^3 \text{ pour la régression double}$$

avec  $\Sigma d^2 = \Sigma y^2 - b_1 \Sigma x_1 y + b_2 \Sigma x_2 y$   
(x<sub>1</sub>, x<sub>2</sub>, y, variables réduites)

$$CV_s = \frac{\sqrt{\Sigma dy \cdot z^2 / n - 2}}{\bar{Y}} \text{ pour la régression simple.}$$

$$\text{avec } \Sigma dy \cdot z^2 = \Sigma y^2 - b \Sigma yz$$

(y et z, variables réduites)

L'examen du tableau 2 permet de dégager plusieurs renseignements :

- a) les meilleurs ajustements (coefficient de variation le plus faible) sont obtenus pour chaque lot, soit sur la troisième, soit sur la quatrième main,
- b) la régression double et la régression simple donnent chacune un ajustement de précision très comparable sur une même série de données :

l'écart maximum observé sur le coefficient de variation est de 14 p. mille (MAC 8 D, cinquième main, deuxième doigt) : il n'est que de 3 p. mille si on se limite à la troisième et quatrième mains. Sur l'ensemble des 93 régressions simples et doubles calculées sur les cinq lots de S1, la moyenne algébrique des écarts n'excède pas 0,18 p. mille. On pourra donc utiliser indifféremment la régression simple ou la régression double.

- c) si l'on peut mettre en évidence au moins une tendance à l'amélioration des ajustements en prenant la moyenne de deux doigts médians par main, au lieu d'un seul, cette amélioration est faible.

Sur 31 séries de calculs, l'écart moyen maximum des coefficients de variation est de 4,5 p. mille (écart entre la valeur obtenue à partir de deux doigts médians d'une part, et du doigt isolé donnant le résultat le plus défavorable d'autre part).

Dans 16 cas sur 31, un doigt isolé au moins donne un ajustement égal ou supérieur à celui obtenu à partir de deux doigts médians. On se limitera donc par la suite aux données d'un seul doigt médian.

### RÉSULTATS GÉNÉRAUX

#### Analyse globale des séries S1 et S2 sur les données du doigt médian de la troisième et de la quatrième mains

Le tableau 3 représente les coefficients de régression et de variation obtenus pour les six lots de la série S2. On retrouve des valeurs comparables à celles de la première série et on voit en particulier que les régressions simples et doubles donnent des résultats équivalents.

L'application d'une équation générale peut être envisagée dans la mesure où les résultats individuels des divers lots ne s'avèrent pas trop disparates, selon leurs caractéristiques propres. En ce sens, la figure 1 représente les intervalles de confiance à 95 p. cent des coefficients de régression simple «a» lot par lot. On voit que les deux lots extrêmes seulement présentent des valeurs de «a» significativement différentes : LC2 7A < MAC 7 B et < MAC 7A ; MOE CR < MAC 7A. On s'aperçoit d'autre part que les lots provenant de la zone d'altitude (LC) semblent présenter des valeurs de «a» inférieures à celles des autres lots. Cependant une analyse globale des lots d'altitude (SLC) d'une part, et de ceux de basse altitude d'autre part (MOE et MAC) soit (S M), montre qu'ils ne présentent pas de différence significative.

On peut donc envisager l'application d'une équation générale, étant donné le peu de différence observée entre les lots malgré leur diversité de provenance ou de caractéris-

TABLEAU 1 - Coefficients de régression, série S1.

|                         |        | première main  |        |       | deuxième main |        |        | troisième main |        |        | quatrième main |        |       |
|-------------------------|--------|----------------|--------|-------|---------------|--------|--------|----------------|--------|--------|----------------|--------|-------|
|                         |        | b1             | b2     | a     | b1            | b2     | a      | b1             | b2     | a      | b1             | b2     | a     |
| MAC 7A<br>N = 37        | 1      | 21,257         | 7,973  | 6,916 | 21,832        | 7,091  | 6,188  | 14,864         | 10,245 | 8,241  | 15,741         | 12,278 | 9,646 |
|                         | 2      | 14,483         | 7,708  | 6,428 | 21,478        | 7,954  | 6,825  | 15,735         | 10,779 | 8,631  | 17,348         | 11,641 | 9,477 |
|                         | 3      | 17,734         | 8,103  | 6,889 | 21,722        | 7,740  | 6,662  | 15,230         | 10,725 | 8,607  | 16,159         | 12,663 | 9,886 |
| MAC 7B<br>N = 31        | 1      | 9,692          | 4,517  | 4,195 | 12,085        | 6,565  | 6,198  | 15,148         | 7,774  | 7,399  | 19,616         | 8,814  | 8,495 |
|                         | 2      | 12,870         | 5,482  | 5,124 | 16,141        | 6,337  | 6,119  | 16,955         | 8,311  | 7,867  | 18,970         | 9,070  | 8,775 |
|                         | 3      | 10,683         | 5,352  | 4,915 | 14,144        | 6,579  | 6,270  | 15,990         | 8,321  | 7,923  | 19,330         | 9,054  | 8,690 |
| MAC 8D<br>N = 47        | 1      | 14,929         | 5,725  | 5,826 | 17,129        | 6,393  | 6,644  | 16,029         | 5,288  | 6,421  | 16,240         | 9,062  | 7,926 |
|                         | 2      | 17,414         | 6,130  | 6,729 | 16,159        | 7,387  | 6,731  | 14,595         | 4,591  | 5,750  | 15,502         | 8,815  | 7,547 |
|                         | 3      | 16,375         | 7,051  | 6,697 | 16,797        | 6,371  | 6,934  | 15,356         | 6,318  | 6,592  | 15,904         | 9,478  | 7,902 |
| LCM 7E<br>N = 43        | 1      | 13,140         | 4,211  | 5,575 | 11,049        | 4,295  | 4,989  | 13,377         | 6,576  | 7,166  | 12,127         | 7,312  | 7,291 |
|                         | 2      | 13,846         | 4,871  | 6,033 | 11,483        | 4,607  | 5,332  | 12,191         | 6,100  | 6,584  | 11,747         | 6,372  | 6,814 |
|                         | 3      | 13,584         | 4,996  | 6,083 | 11,221        | 4,654  | 5,280  | 12,784         | 6,738  | 7,033  | 11,865         | 7,353  | 7,273 |
| LC 7A<br>N = 45         | 1      | 13,707         | 5,845  | 5,482 | 16,086        | 4,694  | 4,551  | 15,621         | 8,176  | 7,423  | 11,328         | 8,047  | 6,671 |
|                         | 2      | 11,699         | 2,629  | 2,669 | 15,230        | 4,641  | 4,507  | 15,460         | 7,694  | 7,044  | 13,552         | 6,775  | 6,362 |
|                         | 3      | 11,796         | 4,773  | 4,355 | 15,713        | 4,818  | 4,658  | 15,649         | 8,548  | 7,608  | 12,500         | 7,774  | 6,778 |
| S1<br>GLOBAL<br>N = 203 | 1      | 17,697         | 6,590  | 7,123 | 17,971        | 6,668  | 7,335  | 17,352         | 8,577  | 8,198  | 16,738         | 9,982  | 8,854 |
|                         | 2      | 18,127         | 6,221  | 7,020 | 17,987        | 7,089  | 7,552  | 17,207         | 8,551  | 8,123  | 16,469         | 9,689  | 8,668 |
|                         | 3      | 17,760         | 7,024  | 7,318 | 17,921        | 7,136  | 7,544  | 17,096         | 9,282  | 8,340  | 16,472         | 10,218 | 8,835 |
| MAC 7A                  |        | cinquième main |        |       | sixième main  |        |        | septième main  |        |        |                |        |       |
|                         |        | b1             | b2     | a     | b1            | b2     | a      | b1             | b2     | a      |                |        |       |
|                         |        | 17,175         | 10,111 | 8,379 | 20,105        | 12,727 | 10,820 | 17,222         | 11,576 | 9,873  |                |        |       |
| MAC 7B                  |        | 16,340         | 9,495  | 7,890 | 17,858        | 11,931 | 10,055 | 15,972         | 11,778 | 9,821  |                |        |       |
|                         |        | 16,462         | 10,410 | 8,500 | 18,756        | 12,783 | 10,695 | 16,497         | 12,208 | 10,165 |                |        |       |
|                         |        | 22,194         | 8,518  | 8,403 | 16,923        | 9,478  | 9,070  |                |        |        |                |        |       |
| MAC 8D                  |        | 16,105         | 7,834  | 7,600 | 19,217        | 8,730  | 8,550  |                |        |        |                |        |       |
|                         |        | 19,041         | 8,511  | 8,278 | 18,097        | 9,512  | 9,250  |                |        |        |                |        |       |
|                         |        | 16,432         | 9,071  | 8,122 | 15,055        | 10,225 | 8,474  |                |        |        |                |        |       |
| LCM 7E                  |        | 16,498         | 4,430  | 5,989 | 14,710        | 8,432  | 7,916  |                |        |        |                |        |       |
|                         |        | 17,187         | 8,462  | 8,290 | 14,820        | 10,320 | 8,447  |                |        |        |                |        |       |
|                         |        | 10,468         | 6,988  | 7,011 |               |        |        |                |        |        |                |        |       |
| LC 7A                   |        | 10,350         | 6,825  | 6,714 |               |        |        |                |        |        |                |        |       |
|                         |        | 10,179         | 7,344  | 7,030 |               |        |        |                |        |        |                |        |       |
|                         |        | 13,204         | 6,682  | 6,183 | 13,695        | 8,011  | 7,424  | 12,100         | 9,801  | 8,585  |                |        |       |
| S1<br>GLOBAL            |        | 17,077         | 6,534  | 6,331 | 13,265        | 8,323  | 7,526  | 14,535         | 9,761  | 9,064  |                |        |       |
|                         |        | 15,258         | 6,982  | 6,607 | 13,437        | 8,665  | 7,837  | 13,283         | 10,755 | 9,351  |                |        |       |
|                         |        | 15,764         | 9,526  | 8,693 |               |        |        |                |        |        |                |        |       |
|                         | 17,423 | 7,841          | 8,624  |       |               |        |        |                |        |        |                |        |       |
|                         | 16,404 | 9,524          | 8,933  |       |               |        |        |                |        |        |                |        |       |

Régression double :  $Y = b1X1 + b2X2 + c$

Régression simple :  $Y = aZ + d$

1 : premier doigt      2 : deuxième doigt

3 : moyenne premier et deuxième doigts

TABLEAU 2 - Coefficients de variation des écarts résiduels, série S1.

|         |   | 1e main |     | 2e main |     | 3e main |     | 4e main |     | 5e main |     | 6e main |     | 7e main |     | $\bar{Y}$ kg |
|---------|---|---------|-----|---------|-----|---------|-----|---------|-----|---------|-----|---------|-----|---------|-----|--------------|
|         |   | CVd     | CVs |              |
| MAC 7 A | 1 | 42      | 43  | 36      | 38  | 31      | 30  | 44      | 44  | 46      | 46  | 46      | 45  | 61      | 60  | 24,10        |
| N = 37  | 2 | 43      | 42  | 34      | 36  | 35      | 35  | 47      | 46  | 52      | 52  | 49      | 48  | 61      | 60  |              |
|         | 3 | 39      | 39  | 31      | 34  | 31      | 31  | 41      | 42  | 46      | 46  | 46      | 45  | 59      | 59  |              |
| MAC 7 B | 1 | 68      | 67  | 39      | 38  | 34      | 34  | 30      | 29  | 54      | 54  | 47      | 46  |         |     | 22,14        |
| N = 31  | 2 | 58      | 58  | 42      | 41  | 33      | 33  | 31      | 30  | 49      | 48  | 39      | 38  |         |     |              |
|         | 3 | 62      | 61  | 39      | 39  | 30      | 31  | 29      | 28  | 50      | 50  | 40      | 40  |         |     |              |
| MAC 8 D | 1 | 56      | 57  | 46      | 50  | 60      | 63  | 44      | 44  | 48      | 50  | 47      | 47  |         |     | 26,09        |
| N = 47  | 2 | 53      | 57  | 46      | 47  | 64      | 66  | 49      | 48  | 63      | 77  | 57      | 57  |         |     |              |
|         | 3 | 51      | 51  | 43      | 45  | 59      | 59  | 44      | 44  | 52      | 55  | 50      | 49  |         |     |              |
| LCM 7E  | 1 | 65      | 64  | 61      | 60  | 58      | 55  | 56      | 55  | 56      | 54  |         |     |         |     | 18,09        |
| N = 43  | 2 | 64      | 63  | 60      | 60  | 60      | 58  | 58      | 56  | 62      | 61  |         |     |         |     |              |
|         | 3 | 63      | 61  | 59      | 59  | 58      | 55  | 55      | 54  | 58      | 57  |         |     |         |     |              |
| LC 7 A  | 1 | 45      | 45  | 49      | 52  | 46      | 46  | 50      | 50  | 50      | 50  | 47      | 47  | 50      | 49  | 21,46        |
| N = 45  | 2 | 61      | 63  | 49      | 52  | 42      | 42  | 53      | 53  | 47      | 49  | 50      | 50  | 52      | 51  |              |
|         | 3 | 53      | 54  | 48      | 51  | 41      | 41  | 51      | 50  | 47      | 48  | 47      | 47  | 49      | 49  |              |
| S1      | 1 | 59      | 61  | 57      | 60  | 53      | 53  | 49      | 48  | 57      | 56  |         |     |         |     | 22,40        |
| GLOBAL  | 2 | 61      | 67  | 59      | 59  | 58      | 58  | 52      | 51  | 65      | 69  |         |     |         |     |              |
| N = 203 | 3 | 56      | 58  | 56      | 57  | 51      | 51  | 47      | 47  | 57      | 57  |         |     |         |     |              |

1 : premier doigt 2 : deuxième doigt 3 : moyenne premier plus deuxième doigts  
Coeff. de variation p. mille de  $\bar{Y}$

TABLEAU 3 - Coefficients de régression et coefficients de variation des écarts résiduels de la série S2, troisième et quatrième mains.

|         | Coefficients de régression |       |       |                |       |       | Coefficients de variation |     |         |     | Y kg  |
|---------|----------------------------|-------|-------|----------------|-------|-------|---------------------------|-----|---------|-----|-------|
|         | troisième main             |       |       | quatrième main |       |       | 3e main                   |     | 4e main |     |       |
|         | b1                         | b2    | a     | b1             | b2    | a     | CVd                       | CVs | CVd     | CVs |       |
| MOE 6 M | 16,363                     | 7,508 | 8,037 | 16,538         | 7,560 | 8,107 | 63                        | 64  | 62      | 63  | 19,32 |
| N = 87  |                            |       |       |                |       |       |                           |     |         |     |       |
| MOE 7 M | 14,132                     | 7,360 | 6,538 | 14,692         | 9,244 | 7,882 | 60                        | 60  | 55      | 55  | 22,20 |
| N = 123 |                            |       |       |                |       |       |                           |     |         |     |       |
| MOE 8 M | 17,015                     | 8,496 | 7,038 | 16,153         | 9,853 | 7,780 | 44                        | 46  | 47      | 48  | 25,20 |
| N = 43  |                            |       |       |                |       |       |                           |     |         |     |       |
| MOE CA  | 15,418                     | 8,072 | 6,886 | 15,116         | 7,143 | 6,220 | 49                        | 50  | 46      | 47  | 24,13 |
| N = 47  |                            |       |       |                |       |       |                           |     |         |     |       |
| LC2 7 A | 6,194                      | 5,647 | 4,392 | 7,627          | 6,202 | 5,020 | 53                        | 52  | 50      | 49  | 18,69 |
| N = 31  |                            |       |       |                |       |       |                           |     |         |     |       |
| LC2 7 B | 11,457                     | 8,560 | 7,509 | 10,904         | 6,334 | 6,501 | 49                        | 48  | 55      | 53  | 17,31 |
| N = 29  |                            |       |       |                |       |       |                           |     |         |     |       |
| S2      |                            |       |       |                |       |       |                           |     |         |     |       |
| GLOBAL  | 15,603                     | 8,563 | 8,099 | 14,690         | 9,072 | 8,165 | 59                        | 59  | 57      | 57  | 21,42 |
| N = 360 |                            |       |       |                |       |       |                           |     |         |     |       |
| GLOBAL  |                            |       |       |                |       |       |                           |     |         |     |       |
| S1 + S2 | 14,543                     | 9,143 | 8,120 | 15,295         | 9,835 | 8,421 | 67                        | 57  | 56      | 54  | 21,77 |
| N = 563 |                            |       |       |                |       |       |                           |     |         |     |       |

Régression double CVd :  $Y = b1X1 + B2X2 + c$

Régression simple CVs :  $Y = aZ + d$

Coefficients de variation en p. mille de  $\bar{Y}$

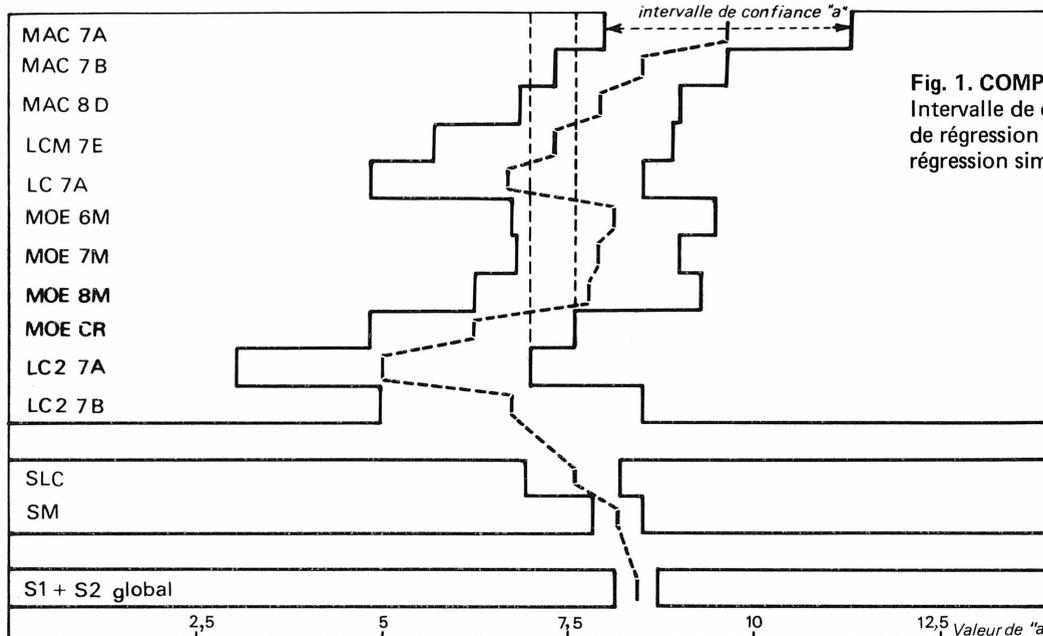


Fig. 1. COMPARAISON DES LOTS. Intervalle de confiance du coefficient de régression «a» dans le cas de la régression simple  $Y = aZ + d$ .

tiques (nombre de mains, ablation variable).

Cette équation générale correspondra à la régression simple, sur le doigt médian de la quatrième main, qui présente le meilleur ajustement (tableau 3). Notons que la régression double correspondante donne un ajustement pratiquement équivalent, la différence des coefficients de variation n'étant que de 2 p. mille (l'équation de la régression double peut présenter en pratique des avantages de calcul, car elle évite le calcul des produits intermédiaires de  $Z = X_1 \times X_2$ ). On pourra donc appliquer l'une des deux équations suivantes.

- a)  $Y = 15,295 X_1 + 9,835 X_2 = 13,549$
- b)  $Y = 8,421 Z + 4,314$

**PRÉCISION DES ESTIMATIONS  
TAILLE DES ÉCHANTILLONS**

L'emploi de l'une ou l'autre de ces équations pour la prédiction du poids moyen  $\hat{Y}$  des régimes d'un nouvel échantillon, suppose que la population dont celui-ci est extrait présente les mêmes équations de régression que la population d'origine ( $S_1 + S_2$ ). C'est là une hypothèse assez lourde, mais qu'il nous faut admettre implicitement si l'on espère aboutir au but pratique recherché de prédiction à partir d'une équation unique. Elle est justifiée en partie étant donné que les coefficients de régression des divers lots observés ne sont pas pour la plupart significativement différents, comme on l'a vu au paragraphe ci-dessus.

Les calculs de précision des estimations, ainsi que ceux de la taille des échantillons, exigent également cette hypothèse et n'auront donc qu'une valeur indicative qu'il sera nécessaire de contrôler par des tests d'application pratique.

**Estimation de la taille d'échantillon pour une précision donnée :**

En faisant l'hypothèse énoncée ci-dessus, ainsi que les

hypothèses ordinaires de la régression, le modèle théorique calculé sur les N valeurs d'origine ( $S_1 + S_2$ ) s'écrit :

$$Y = \alpha + \beta z + \epsilon$$

soit  $z_1$  à  $z_n$  (moyenne  $\bar{z}$ ) les mesures de n nouvelles valeurs indépendantes de z, la valeur vraie des  $Y_i$  s'écrira :

$$Y_i = \alpha + \beta z_i + \epsilon_i$$

et la moyenne correspondante :

$$\frac{1}{n} (\sum Y_i) = \alpha + \beta (\bar{z}) + \frac{1}{n} \sum \epsilon_i$$

Les valeurs calculées par la régression sont :

$$\hat{Y}_i = \bar{Y} + b z_i$$

et la moyenne correspondante  $\frac{1}{n} (\sum \hat{Y}_i) = \bar{Y} + b (\bar{z})$

$$\text{L'erreur sera : } \Delta = \left[ \frac{1}{n} (\sum \hat{Y}_i) - \frac{1}{n} (\sum Y_i) \right]$$

$$\text{soit } \Delta = (\bar{Y} - \alpha) + (b - \beta) \bar{z} - \frac{1}{n} \sum \epsilon_i$$

L'espérance mathématique de  $\Delta$  est nulle, c'est-à-dire que  $\frac{1}{n} (\sum \hat{Y}_i)$  est un estimateur sans biais de  $\frac{1}{n} (\sum Y_i)$ . On peut

calculer la variance de cet estimateur (cf. par exemple Snedecor et Cochran, chap. 6), soit :

$$S_{\Delta}^2 = \frac{S^2 y.z}{N} + \frac{S^2 y.z (\bar{z})^2}{\sum z^2} + \frac{1}{n^2} \left( \sum_1^n S^2 y.z \right)$$

$$= S^2 y.z \left[ \frac{1}{N} + \frac{(\bar{z})^2}{\sum z^2} + \frac{1}{n} \right]$$

$$\text{d'où } S_{\Delta} = S y.z \sqrt{\frac{1}{N} + \frac{(\bar{z})^2}{\sum z^2} + \frac{1}{n}} \quad 3)$$

l'intervalle de confiance de la moyenne calculée  $\frac{1}{n} (\sum \hat{Y}_i)$ , à partir des n nouvelles valeurs de z sera, au seuil de 5 p. cent :  $t_{0,05} S_{\Delta}$ .

**Application numérique :**

De la relation 3), on tire :

$$n = \frac{1}{\frac{(S_{\Delta})^2}{S_{y.z}} - \frac{1}{N} - \frac{(\bar{z})^2}{\sum z^2}} \quad 4)$$

Les caractéristiques de la régression calculées à partir de la population d'origine (S1+S2) sont les suivantes :

|                |        |        |        |        |        |        |        |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Y              | 10     | 15     | 20     | 25     | 30     | 35     | 40     |
| Z              | 0,675  | 1,269  | 1,863  | 2,456  | 3,050  | 3,644  | 4,237  |
| z              | -1,398 | -0,804 | -0,210 | +0,383 | +0,977 | +1,571 | +2,164 |
| n <sub>1</sub> | 58     | 29     | 23     | 24     | 33     | 98     | -      |
| n <sub>2</sub> |        |        |        |        |        | 7      | 9      |

n<sub>1</sub> correspond à la taille d'échantillon minimale pour un intervalle de confiance à 5 p. cent de  $\pm 0,5$  kg ( $t_{0,05} S_{\Delta} = 0,5$ , soit  $S_{\Delta} = 0,25$  d'où l'on tire n<sub>1</sub> de la relation 4). On voit que pour des régimes dont la moyenne est supérieure à 35 kg, cet intervalle de confiance ne peut plus être atteint, la taille de l'échantillon étant déjà importante pour cette valeur (98).

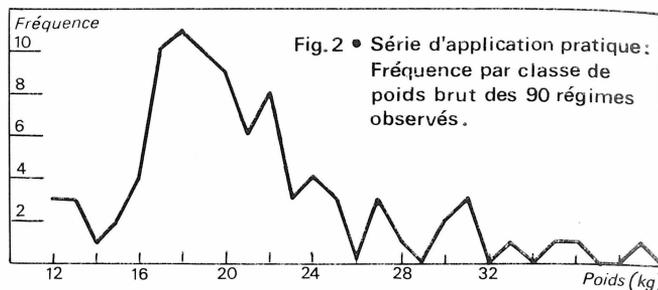
On se limitera par conséquent à un intervalle de confiance de  $\pm 1$  kg pour des lots dont la moyenne se situe au-dessus de 30 kg. Des échantillons de neuf valeurs suffisent alors pour des lots se situant jusqu'à 40 kg de moyenne (cf n<sub>2</sub>).

En pratique, on pourra conseiller de prendre des échantillons de 35 à 40 individus pour espérer obtenir un intervalle de confiance de l'ordre de  $\pm 0,5$  kg pour des lots dont la moyenne se situe entre 15 et 30 kg, ce qui couvre les cas les plus fréquents.

Comme nous avons vu au début de ce paragraphe que ces calculs reposent sur une hypothèse assez lourde, les valeurs ci-dessus doivent être vérifiées par l'expérience.

**CONCLUSION : Test d'application pratique**

Nous avons testé une série de 90 régimes provenant de parcelles en rejets et qui présentaient une grande variabilité en poids, nombre de mains et de doigts, ainsi que de plénitude des fruits (la figure 2 présente l'histogramme de fréquence en poids brut de cette série). Le tableau ci-dessous représente les valeurs comparées obtenues par la régression simple (Ps), la régression double (Pd) et la différence (D) en p. cent sur le poids réel net, selon diverses associations de taille d'échantillons (n).



On voit que les différences poids réel - poids calculé dépassent l'intervalle de confiance de  $\pm 0,5$  kg prévu par les calculs du paragraphe précédent, mais ces différences restent très acceptables, étant à peine supérieures dans la plupart des cas à la précision de la pesée en champ.

On pourra donc calculer avec une précision acceptable le poids moyen d'un lot de 35 à 40 bananiers correspondants, soit à un test ou traitement particulier, soit à l'échantillon représentatif d'une population plus grande dont on cherche à estimer le poids moyen (estimation de productivité d'une parcelle par exemple). Dans ce deuxième cas, la taille de l'échantillon dépendra essentiellement de l'hétérogénéité de la population étudiée, qui détermine la représentativité de l'échantillon (problème classique de sondage).

Notons aussi que si l'emploi de ces équations s'avère possible pour des bananiers de la zone de culture étudiée, leur application à des zones différentes nécessitera au moins des vérifications, sinon des modifications éventuelles ; elles tiennent en effet vraisemblablement compte d'une conformation et d'un type de profil de régime déterminé, qui peuvent varier dans d'autres pays.

**BIBLIOGRAPHIE**

GOTTREICH (M.), BRADU (D.), HALEVI (I.).  
A simplified method of estimating average finger weight in banana field experiments.  
*Israel J. agric. Res.*, 15, 2, avril 1965.

| n° échantillons | n  | poids réel | Ps    | D    | p. cent | Pd    | D    | p. cent |
|-----------------|----|------------|-------|------|---------|-------|------|---------|
| 1 à 30          | 30 | 22,81      | 23,10 | 0,29 | 1,3     | 22,87 | 0,07 | 0,3     |
| 31 à 40         | 30 | 18,95      | 19,70 | 0,75 | 4,0     | 19,64 | 0,69 | 3,6     |
| 61 à 90         | 30 | 16,28      | 17,22 | 0,94 | 5,8     | 16,82 | 0,54 | 3,3     |
| 1 à 40          | 40 | 22,08      | 22,37 | 0,29 | 1,3     | 22,18 | 0,10 | 0,5     |
| 41 à 80         | 40 | 17,24      | 18,16 | 0,92 | 5,4     | 17,89 | 0,65 | 3,8     |
| impairs         | 40 | 19,77      | 20,34 | 0,57 | 2,9     | 20,15 | 0,38 | 1,9     |
| pairs           | 40 | 19,50      | 20,19 | 0,69 | 3,6     | 19,92 | 0,42 | 2,1     |