Centre O.R.S.T.O.M.

TANANARIVE

DETERMINATION D'UNE FORMULE DE BARYMETRIE POUR LES VACHES LAITIERES DE LA REGION DE TANANARIVE

Mars 1970

CENTRE O.R.S.T.O.M.

DE TANANARIVE

DETERMINATION D'UNE FORMULE DE BARYMETRIE POUR LES VACHES LAITIERES DE LA REGION DE TANANARIVE

par

HUYNH VAN NHAN

avec la collaboration technique de

RAKOTONIAINA Claude

Mars 1970

SOMMAIRE

DETERMINATION D'UNE FORMULE DE BARYMETRIE POUR LES VACHES LAITIERES DE LA REGION DE TANANARIVE

(A) - Estimation du poids des vaches métis de la région de Tananarive à partir du tour de poitrine et du tour spiral.

Motif

Nous avons souvent besoin d'estimer le poids des vaches que nous suivons en milieu paysannal, soit en une seule fois à un instant donné, soit à des intervalles réguliers pour se rendre compte des variations de poids dans le temps. La barymétrie semble adaptée à notre problème car il nous est matériellement impossible de déplacer une camionnette munie d'une bascule aménagée pour la pesée des bovins.

B. VISSAC a montré l'intérêt de l'utilisation combinée du tour de poitrine et du tour spiral dans l'estimation du poids des animaux adultes (Ann. Zootech., 15, 1, 15-45, 1966).

Matériel et méthode.

Les mesures du tour de poitrine et du tour spiral, ainsi qu'un certain nombre d'autres, ont été faites au centre National d'Insémination artificielle d'Anosimasina situé à 5 km de Tananarive-ville, sur les animaux des éleveurs des environs qui viennent se faire inséminer, en général le matin entre 7 h et 10 h. Elles ont été effectuées correctement sur 22 vaches dont l'état général est souvent maigre (du 3 novembre au 2 décembre 1965), de type racial métissé (de sang normand et frison), d'âges variables (entre 4 et 10 ans).

La formule d'ajustement linéaire que nous obtenons ne peut être précise vue l'hétérogénéité de notre échantillon. Elle servira pour nos besoins de contrôles périodiques de poids des vaches suivies.

...

Soient X_1 le tour de poitrine en cm

X_2 le tour spiral en cm

Y le poids donné par la bascule en kg.

La formule d'ajustement sera de la forme :

$$\hat{Y} = aX_1 + bX_2 + c$$

$\hat{Y}$ étant l'estimation du poids en kg

<u>Résultats</u> : $\hat{Y} = 2{,}095\ X_1 + 1{,}530\ X_2 - 370$

Nous donnons ci-après le tableau des données avec, dans les deux dernières colonnes, les valeurs des poids estimés à partir de la formule ci-dessus et les écarts $(Y - \hat{Y})$

<u>Tableau 1</u>

Y	X_1	X_2	$\hat{Y}$	$Y - \hat{Y}$
250	158	203	272	− 22
302	167	221	318	− 16
294	162	214	297	− 3
249	148	201	248	+ 1
290	155	218	288	+ 2
269	153	214	278	− 9
269	156	208	275	− 6
236	146	192	230	+ 6
277	157	218	292	− 15
270	160	207	282	− 12
299	161	217	299	0
285	157	216	289	− 4
236	151	208	265	− 29
309	164	218	307	+ 2
267	160	214	293	− 27
302	153	205	264	+ 38
309	156	213	283	+ 26
268	155	206	270	− 2
301	159	210	284	+ 17
312	160	216	296	+ 16
257	151	206	261	− 4
357	173	229	343	+ 14

...

Moyenne des Y : $\bar{y}$ = 282 kg
Moyenne des X_1 ... 157 cm
Moyenne des X_2 ... 211 cm

En nous referant à notre étude sur le cheptel bovin laitier de Tananarive (1966) cet échantillon correspond à des animaux de petit format, de sang taurin peu marqué et, comme nous l'avons vu, d'un état général maigre.

Précision de l'ajustement.

Elle est caractérisée par l'ensemble des résidus $(Y - \hat{Y})$, qui est exprimé par le résidu quadratique moyen, de carré :

$$\sigma_n^2 = \frac{1}{n} \sum (y - \hat{y})^2$$

L'équation d'analyse de variance s'obtient de la façon suivante :

$$y - \bar{y} = (\hat{y} - \bar{y}) + (y - \hat{y})$$
$$\Sigma (y - \bar{y})^2 = \Sigma (\hat{y} - \bar{y})^2 + \Sigma (y - \hat{y})^2$$

La sommation sur les n observations annule les termes rectangles.

Nous avons trouvé :

$$\Sigma (y - \bar{y})^2 = 17.548$$
$$\Sigma (\hat{y} + \bar{y})^2 = 11.876 \quad \text{et par différence :}$$
$$\Sigma (y - \hat{y})^2 = 5.672$$

...

D'où le tableau d'analyse de variance :

Source de variation	Somme des carrés	Nb de degré de liberté	Carré moyen
Ajustement linéaire	11.876	2	5.938
Résiduelle	5.672	19	298,52
Total	17.548	21	835,61

Le coefficient de corrélation multiple entre Y et (X_1, X_2) est estimé par :

$$R'^2 = 1 - \frac{298,5}{835,6} = 0,64$$

$$R' = 0,80$$

Plus de 64% de la variance de Y provient de la régression linéaire. La variance de $Y - \hat{Y}$ est de 272 et son écart-type de 16,5 kg.

(B) - Comparaison de poids entre métis normandes et métis frisonnes

Matériel et méthode

Nous avons pu relever dans les fiches d'insémination du CNIA d'Anosimasina un certain nombre de données sur le poids des animaux. Ces derniers, venant pour l'insémination artificielle ont été pesés entre Janvier et Mai 1963 en bonne saison des pluies; donc les animaux peuvent être considérés comme en état général moyen, c'est-à-dire pas trop maigre. Deux types d'animaux ont pu être identifiés : MN et MF (métis normandes et métis frisonnes).

Nous avons donc deux groupes de données (poids en kg) de distribution que nous supposons normale. Nous appliquons le "test de t" de Student pour comparer les deux moyennes.

...

<u>Résultats</u> : 1°) <u>Données sur le groupe MN</u>

Nombre de données	101
Moyenne	312,61 kg
Ecart-type de la série	51,95
Ecart-type de la moyenne	5,16
Coefficient de variation	16,6%
Médiane	303
Mode	285

2°) <u>Données sur le groupe MF</u>

Nombre de données	48
Moyenne	291,79 kg
Ecart-type de la série	42,79
Ecart-type de la moyenne	6,18
Coefficient de variation	14,7%

Le test F de Fisher et Snedecor montre que les variances des deux groupes ne sont pas significativement différentes.

<u>Test de t</u>

Variance de la différence entre les deux moyennes :

$$s_d^2 = \frac{2696}{101} + \frac{1831}{48}$$

d'où $s_d = 8,05$ avec 147 degrés de liberté

La plus petite différence significative est donc de :

$8,05 \times 1,96 = 15,78$ kg avec $P = 0,05$
$8,05 \times 2,576 = 20,74$ kg avec $P = 0,01$

Or la différence entre nos deux moyennes est de :

$$312,61 - 291,79 = 20,82 \text{ kg}$$

donc hautement significative.

...

Conclusions

Il est presque certain que les poids moyens des deux groupes MN et MF considérés sont différents.

L'intervalle de confiance de cette différence est donnée par :

$$20,82 \pm 1,96 \times 8,05$$

soit $\boxed{5,04 \text{ et } 36,60}$

Remarque

Dans notre étude sur le cheptel bovin laitier de la région de Tananarive, par mensuration du tour de poitrine et du tour spiral, nous avons trouvé des valeurs légèrement supérieures pour les MFα c'est-à-dire pour les métis fortement améliorées par le sang frison par rapport aux MNα ; et des valeurs inférieures pour les MFβ c'est-à-dire à peu de sang taurin, ce qui confirme le résultat de cette comparaison et limite son domaine de validité.

Extrait du tableau de la page 43
du rapport sur les bovins laitiers du canton d'Itaosy
(ORSTOM ronéot. 100 pages)

	MN α	MF α	MN β	MF β
TP	160,6	165,7	161,7	158,7
TS	213,3	213,3	209,8	

De cette comparaison des poids des métis N et F nous pouvons penser qu'il y a lieu de trouver des coefficients d'ajustement à une formule donnée propres à chacun des deux types.

Ce qui fait l'objet des paragraphes qui vont suivre.

...

(C) – Estimation du poids des vaches métis à partir du tour de poitrine seul

1) Cas des métis normandes

Nous disposons de données, poids en kg et tour de poitrine en cm, recueillies au Centre d'Insémination artificielle d'Anosimasina sur des vaches de la région de Tananarive dont le type racial peut être facilement déterminé (soit MN soit MF). Les pesées et mensurations ont été obtenues aux mois de Décembre 1965 et Janvier 1966 : à cette époque de l'année les animaux sont en état général moyen.

Nous adoptons un modèle d'ajustement linéaire à partir des valeurs logarithmiques des données. Soient :

Y = poids en kg

X = tour de poitrine en cm

$$Y = a X^n$$

$$\log Y = \log a + n \log X$$

$y = nx + b$ en posant $x = \log X$ et $b = \log a$

N = nombre de données = 58

Nous avons trouvé l'équation suivante :

$$\boxed{\hat{y} = 1{,}94\, x - 1{,}819}$$

avec $n = 1{,}94$

$\log a = -1{,}819$

soit $a = 0{,}0151$

L'équation mise sous forme de puissance de X sera :

$$\boxed{\hat{Y} = 0{,}0151\, X^{1{,}94}}$$

...

Etude de la précision de l'ajustement

Nous désignons par $\hat{y}$ l'estimé de y, $\bar{y}$ la moyenne de y sur l'ensemble des N = 58 et $\bar{x}$ la moyenne des x.

Nous obtenons les valeurs suivantes :

$$\Sigma(y - \bar{y})^2 = 257.345$$

$$\Sigma(x - \bar{x})^2 = 55.148 \qquad n^2\Sigma(x - \bar{x})^2 = 207.555$$

$$\Sigma(y - \hat{y})^2 = \Sigma(y - \bar{y})^2 - n^2\Sigma(x - \bar{x})^2 = 49.790$$

$$r^2 = \frac{n^2\ (x - \bar{x})^2}{(y - \bar{y})^2} = 0{,}8065$$

d'où $r \simeq 0{,}80$ 0,9

Le tableau d'analyse de variance s'écrit :

Source de variation	Nombre de degré de liberté	Somme des carrés	Carré moyen
Ajustements linéaires	1	207.555	-
Résiduelle	56	49.790	$s_2^2 = 889$
Total	57	257.345	$s^2 = 4514$

L'estimation de r'^2 par le tableau d'analyse de variance nous donne la valeur suivante :

$$r'^2 = 1 - \frac{s_2^2}{s^2} = 0{,}8031$$

$r' \simeq 0{,}90$. Nous constatons bien r' = r, l'échantillon que nous avons peut être considéré comme suffisamment grand. Plus de 80% de la variation du poids sont imputables à l'ajustement linéaire considéré.

...

Test de signification de n

Nous testons l'hypothèse $n = 0$

La variance de n s'écrit :

$$s_n^2 = \frac{49.790}{56 \times 55.148} = 0,0161 \text{ d'où } s_n = 0,127$$

$$t = \frac{1,94}{0,127} = 15 \text{ pour } 56 \text{ ddl}$$

La valeur de n obtenu est donc très significativement différente de O. Autrement dit l'augmentation du poids de l'animal lorsque le tour de poitrine augmente n'est certainement pas imputable au hasard de l'échantillonnage.

L'intervalle de confiance de n, au seuil de 5%, est : $1,69 < n < 2,19$.

2) Cas des métis frisonnes

Pour N = 34 données (couples (X, Y)) nous avons trouvé l'équation suivante, sous forme logarithmique,

$$\boxed{\hat{y} = 1,43\ x - 0,684}$$

avec $n = 1,43$

$\log a = - 0,684$

soit $a = 0,207$

d'où $$\boxed{\hat{Y} = 0,207\ X^{1,43}}$$

...

Précision de l'ajustement

$$\Sigma (y - \bar{y})^2 = 97.227$$

$$n^2 \Sigma (x - \bar{x})^2 = 47.716 \quad \text{avec } n = 1{,}43 \text{ et } \Sigma (x - \bar{x})^2 = 23.334$$

$$\Sigma (y - \hat{y})^2 = 49.511$$

$$\text{d'où } r^2 = \frac{47.716}{97.227} = 0{,}49 \quad \text{soit} \quad r = 0{,}70$$

Le coefficient de corrélation trouvé est de 0,70

Source de variation	Nb de degré de liberté	Somme des carrés	Carrés moyens
Ajustement linéaire	1	47.716	
Résiduelle	32	49.511	$s_2^2 = 1547$
Total	33	97.227	$s^2 = 2946$

$$r'^2 = 1 - \frac{s_2^2}{s^2} = 0{,}4749$$

$$r' = 0{,}69 \qquad r = 0{,}70$$

Seulement 47% de la variation totale peuvent être attribués à l'ajustement linéaire.

L'ajustement est donc très peu précis.

Test de la signification de n = 1,43

$$s_n^2 = \frac{1547}{23.334} = 0{,}0662$$

$$s_n = 0{,}2573$$

$$t = \frac{1{,}43}{0{,}2573} = 5{,}56 \text{ pour } 32 \text{ ddl.}$$

...

La valeur de $n = 1,43$ est donc très significativement différente de 0.

L'intervalle de confiance de n sera :

$$1,43 - 0,51 < n < 1,43 + 0,51$$
$$0,92 < n < 1,94$$

Comparaison entre les deux coefficients de corrélation

Nous constatons que l'échantillon des MF donne un coefficient de corrélation moins grand que celui de l'échantillon MN.

Pouvons-nous considérer qu'il s'agit de deux coefficients de corrélation statistiquement différents ?

Appliquons pour cela la transformation $z = \text{arg. thr} = \frac{1}{2} \text{Log} \frac{1+r}{1-r}$

Nous obtenons le tableau suivant des valeurs de z correspondant aux valeurs de r trouvées :

	r	z	N-3	$\frac{1}{N-3}$
Echantillon des MN	0,90	1,48	55	0,01818
Echantillon des MF	0,70	0,86	31	0,03226
	Différence	0,62	Total	0,05044

La variance de z étant de $\frac{1}{N-3}$

La variance de la différence sera de : 0,0504

Nous avons le rapport suivant :

$$t = \frac{z - z'}{\sigma(z-z')} = \frac{0,62}{0,0504} = \frac{0,62}{0,2245} = 2,76 \text{ avec } 86 \text{ ddl.}$$

...

La table de la loi normale donne une probabilité inférieure à 1% pour que ces deux valeurs de z soient égales. Autrement dit les deux coefficients de corrélation sont très significativement différents.

Nous obtenons donc le résultat suivant :

Il existe une meilleure corrélation entre le tour de poitrine et le poids pour les métis normandes que pour les métis frisonnes, sachant que ces deux types de métis sont grossièrement déterminés par leur phénotype (couleur de la robe, tête, muqueuse).

Comparaison entre les deux coefficients de régression

$n_1 = 1{,}94$ pour l'échantillon des MN

$n_2 = 1{,}43$ pour l'échantillon des MF

Nous voulons tester donc l'hypothèse du parallélisme entre les deux droites de régression. Nous avons vu que :

$$s^2_{n_1} = 0{,}0161$$

$$s^2_{n_2} = 0{,}0662$$

$$s^2_{(n_1-n_2)} = 0{,}0161 + 0{,}0662 = 0{,}0823$$

$$s_{(n_1-n_2)} = 0{,}287$$

$$\text{d'où } t = \frac{(n_1-n_2)}{s_{(n_1-n_2)}} = \frac{0{,}51}{0{,}287} = 1{,}777 \quad \text{avec 88 ddl}$$

$$t < 1{,}96$$

Les deux coefficients de régression ne sont pas significativement différents, au seuil de 5%; autrement dit les deux droites de regression peuvent être considérées comme parallèles (mais non confondues puisque les $\bar{y}$ sont différents).

...

Nous pouvons penser cependant, pour les besoins de la pratique, à grouper les données en un seul échantillon, sachant pourtant bien que les deux échantillons de MN et de MF sont différents en ce qui concerne :

- le phénotype (pour mémoire)
- le poids (cf. partie B page 6)
- les coefficients de corrélation entre poids et tour de poitrine (cf. comparaison page 11)
- un certain nombre de mensurations citées dans notre rapport sur le cheptel bovin laitier du canton d'Itaosy et qui seront reprises pour être complétées par des mensurations sur l'ensemble des vaches de la région de Tananarive.

3) Ensemble des métis N et F.

N = 92 données

n = 1,75 La droite de régression a pour équation :

$$\boxed{y = 1,75\ x - 1,395}$$

ce qui correspond à :

$$\boxed{Y = 0,0403\ X^{1,75}}$$

avec Y = poids en kg
X = tour de poitrine en cm.

Précision de l'ajustement

$$\sum(y - \bar{y})^2 = 355.256$$
$$\sum(x - \bar{x})^2 = 80.601$$
$$n^2 \sum (x - \bar{x})^2 = 246.840 \qquad \text{d'où } r^2 = \frac{246.840}{355.256} = 0,6948 \text{ soit } r = 0,84$$
$$\sum(y - \hat{y})^2 = 108.416$$

...

Source de variation	Somme des carrés	Degré de liberté	Carré moyen
Ajustements linéaires	246.840	1	-
Résiduelle	108.416	90	1204
Total	355.256	91	3903

$$r'^2 = 1 - \frac{1204}{3903} = 0,6916$$
$$r' = 0,84$$

Plus de 69% de la variation de poids sont imputables à l'ajustement linéaire.

Intervalle de confiance de n

La variance de n s'obtient en divisant $s_2^2 = 1204$ par $\Sigma(x - \bar{x})^2$ soit :

$$s_2^2 = \frac{1204}{80.601} = 0,0149$$

$s_n = 0,122$ avec nombre de ddl $= \infty$, $t_{0,05} = 1,96$

$$\boxed{1,51 < n < 1,99}$$

Tableau résumé - Nous avons donc obtenu les résultats suivants en utilisant un ajustement linéaire sous formes logarithmiques de la formule :

$$Y = aX^n$$

...

Tableau 2

	N	n	r^2	r	Equation
Métis normandes	58	1,94	0,8065	0,90	$\hat{y} = 1,94\ x - 1,819$
Métis frisonnes	34	1,43	0,4907	0,70	$\hat{y} = 1,43\ x - 0,684$
Ensemble des métis sans distinction de type	92	1,75	0,6948	0,84	$\hat{y} = 1,75\ x - 1,395$

L'utilisation des logarithmiques est peu commode et les calculs sont souvent longs.

Nous pensons à un ajustement linéaire direct à partir des données de poids en kg et de tour de poitrine en cm, de la forme :

$$Y = a + b\ X$$

4) Estimation du poids par un ajustement linéaire à partir du couple (Poids en kg, tour de poitrine en cm)

$$Y = a + b\ X$$

Nous pouvons recommencer les calculs pour les échantillons MN, MF et l'ensemble MN + MF. Nous obtenons le tableau suivant :

Tableau 3

	N	a	b	Equation d'ajustement	r^2	r
MN	58	− 281	3,56	$\hat{y} = 3,56\ x - 281$	0,749	0,86
MF	34	− 147	2,76	$\hat{y} = 2,76\ x - 147$	0,488	0,70
MN+MF	92	− 235	3,29	$\hat{y} = 3,29\ x - 235$	0,668	0,82

...

La comparaison entre les coefficients de régression pour les deux échantillons MN et MF ne donne par de différence significative au seuil de 5%.

Nous pouvons donc nous contenter, dans la pratique de détermination de poids, de la formule d'ajustement calculée sur l'ensemble des données. Elle sera donc valable pour les vaches de la région sans distinction de types raciaux.

Intervalles de confiance des coefficients de régression

Echantillon MN : $3,02 \leq b \leq 4,10$
Echantillon MF : $1,78 \leq b \leq 3,74$
Echantillon MN + MF : $2,81 \leq b \leq 3,77$

5) Comparaison des différentes formules d'ajustement

La précision de l'ajustement peut être mesurée par la variance de l'écart entre la valeur obtenue par pesée et la valeur obtenue par le calcul c'est-à-dire la variance de $(Y - \hat{Y})$. Son écart-type s'exprime en kg. Nous avons trois formules d'estimation :

1°) Ajustement linéaire à partir de trois variables

Y = poids en kg; X_1 = tour de poitrine en cm; X_2 = tour spiral en cm
$\hat{Y} = 2,095\ X_1 + 1,530\ X_2 - 370$

2°) Ajustement linéaire à partir des logarithmiques de deux variables : log Y et log X_1

$\log Y = 1,75 \log X_1 - 1,395$
ou $\hat{Y} = 0,0403\ X_1^{1,75}$

3°) Ajustement linéaire à partir de deux variables

Y = poids en kg; X_1 = tour de poitrine en cm;
$\hat{Y} = 3,29\ X_1 - 235$

...

Ces trois formules ont été établies sur des échantillons d'une même population ou qui peut être considérée comme telle à savoir les vaches laitières de la région de Tananarive sans distinction de types raciaux ou plus exactement il s'agit de vaches laitières des cantons proches du Centre d'Insémination artificielle d'Anosimasina situé à 5 km à l'Ouest de Tananarive-ville.

Tableau 4

Comparaison des trois formules d'estimation du poids

Formules d'estimation	N	var. $(Y-\hat{Y})$	Ecart-type $(Y-\hat{Y})$	Erreur relative $\frac{\text{écart-type}}{\text{poids moyen}}$
$\hat{Y} = 2{,}095\ X_1 + 1{,}530\ X_2 - 370$	22	272	$\sigma_1 = 16{,}50$ kg	5,85%
$\hat{Y} = 3{,}70\ X_1 - 300$	22	322	$\sigma_2 = 17{,}95$ kg	6,36%
$\hat{Y} = 0{,}0403\ X_1^{1,75}$	92	575	$\sigma_3 = 24$ kg	8,23%
$\hat{Y} = 3{,}29\ X_1 - 235$	92	577	$\sigma_4 = 24$ kg	8,23%

L'introduction du tour spiral dans l'estimation du poids des animaux améliore sensiblement la précision de l'estimation. Signalons cependant que les mensurations sur l'échantillon N = 22 ont été faites dans de bonnes conditions par nous-mêmes, alors que les mensurations des autres échantillons ont été faites par des inséminateurs du centre d'Anosimasina. En effet si nous faisons l'ajustement linéaire sur les valeurs du tableau 1 des données sur l'échantillon N = 22, avec les deux variables poids et tour de poitrine nous trouverons $\hat{Y} = 3{,}70\ X_1 - 300$, ce qui donne comme variance de $(Y - \hat{Y})$ la valeur de 322 dont l'écart-type est 17,95 kg. L'augmentation de précision due à l'introduction du tour spiral ne sera plus que : $\sigma_2 - \sigma_1 = 1{,}45$ au lieu de $\sigma_3 - \sigma_1 = 7{,}5$ kg trouvés sur des échantillons différents.

...

La valeur 7,5 – 1,45 = 6,05 kg représente la part de gain de précision due à la qualité des mesures. Autrement dit si les mensurations sont prises avec sérieux en respectant les instructions données, on aurait un gain de précision de l'ordre de 2% du poids vif moyen.

D'autre part nous constatons qu'il n'y a pas de différence de précision entre les deux formules d'ajustement $Y = a X_1^n$ et $Y = a + b X_1$ ($\sigma_3 = \sigma_4$).

(D) – Conclusions

La meilleure estimation est donnée par un ajustement linéaire faisant entrer le tour de poitrine et le tour spiral. Cependant dans la pratique courante le tour spiral est difficile à prendre, alors que le tour de poitrine est une mensuration accessible à tous. Le gain de précision apporté par le tour spiral est inférieur à 1% du poids moyen de l'échantillon, dans notre étude.

D'autre part l'ajustement linéaire à partir des données brutes donne la même précision que l'ajustement linéaire à partir des logarithmes des données pour le cas du tour de poitrine seul.

Ces résultats sont concordants avec les précisions obtenues par DELAGE et al. (1955) par B. VISSAC (1966) comme montre le tableau suivant :

...

Tableau 5

Echantillons		Poids moyen $\bar{Y}$	σ_1 f $(X_1\ X_2)$	σ_2 f (X_1)	$\sigma_2 - \sigma_1$	$100\ \frac{\sigma_2 - \sigma_1}{\bar{Y}}$	$100\ \frac{\sigma_2}{\bar{Y}}$
DELAGE al. (1955)	E_1	689 kg	29,47	41,44	11,97	1,73	6,01
"	E_2	611	24,51	33,91	9,40	1,54	5,55
"	E_3	664	24,22	32,02	7,80	1,19	4,82
B. VISSAC (1966)	E_{15}	390	21,86	26,33	4,47	1,15	6,75
"	E_{16}	402	18,43	25,49	7,06	1,76	6,34
"	E_{17}	337	19,21	27,57	8,36	2,48	8,18
"	E_{18}	355	21,67	21,67	0,00	0	6,10
B. VISSAC (1966)	E_{22}	595	31,13	38,62	7,49	1,26	6,49
"	E_{23}	563	29,74	33,24	3,50	0,63	5,90
"	E_{24}	583	29,85	33,90	3,05	0,52	5,81
ORSTOM	N_{22}	282	16,49	17,94	1,45	0,51	6,36
"	N_{92}	292	-	24,02	-	-	8,23

La désignation des échantillons correspond à celle de l'article de B. VISSAC dans Ann. Zootech., 15, 1, 15-45 (1966), sauf pour les deux derniers N22 et N92 étudiés dans cette note.

Nous pouvons retenir comme formule d'estimation du poids des vaches laitières à partir du tour de poitrine l'équation d'ajustement linéaire suivante :

$$\boxed{\hat{Y} = 3{,}29\ X - 235}$$

avec $\hat{Y}$ = poids estimé en kg

X = tour de poitrine en cm.

L'erreur relative, exprimée par le rapport de l'écart-type de $(Y - \hat{Y})$ et du poids moyen, sera de l'ordre de 8%.

...

REFERENCES

- DELAGE J., POLY J., VISSAC B. - 1955
Etude de l'efficacité relative des diverses formules de barymétrie applicables aux bovins. - Ann. Zootech., 4, 219-231.

- LE ROUILLY M., VISSAC B., POLY J., CHARLET P. - 1958
Une formule de barymétrie utilisable chez les femelles de race Normande dans des conditions normales d'exploitation. - C.R. Acad. Agric., 44, 508-513.

- VISSAC B. - 1966
Recherches sur les possibilités d'emploi de la barymétrie chez les bovins. - Ann. Zootech., 5 (1), 15-45.

- MARIN LAFLECHE A. - (1964)
"Etude du développement et de la croissance des bovins" - (Rapport de fin de stage CNEAT - ORSTOM - IEMVT non publié mise au point bibliographique, 27 références).

- PAGOT J. -
Croisement taurins zébus. Rev. IEMVT 1951-52, 5, (2), p. 53.

- PAGOT J., DELAINE R. -
Etude biométrique de la croissance des taurins N'Dama Rev. IEMVT 1959, 12, (4), pp. 405-416.