

## Note sur les sous-espèces de *Pelusios williamsi* Laurent, 1965: apport de l'analyse discriminante

par G. LENGLET\* et E. DEPIEREUX\*\*

En 1965, LAURENT décrit *Pelusios williamsi*, nouvelle espèce, et il distingue deux sous-espèces: *P. w. williamsi* d'Afrique de l'Est (Kenya, Tanganyika et Ouganda) et *P. w. lutescens* d'Afrique Centrale (nord-est du Zaïre).

La création de deux sous-espèces est, nous en sommes persuadés, tout à fait défendable. Malheureusement, LAURENT la justifie à l'aide de deux graphiques (longueur intergulaire/bordure fémorale, et suture humérale/longueur intergulaire) qui, en l'absence de tests statistiques, ne sont pas entièrement satisfaisants (cf. BROADLEY 1981, BOUR 1983, 1984), au point que certains auteurs ont volontairement négligé ou même contesté la validité de ces sous-espèces (cf. BOUR 1983, 1984).

Dans une intéressante clé dichotomique des espèces actuelles du genre *Pelusios*, BOUR (1983) mentionne comme caractère distinctif des deux sous-espèces le rapport entre la longueur intergulaire et la longueur du lobe antérieur du plastron. Ce rapport est supérieur ou égal à 0,5 chez *P. w. williamsi* et inférieur à 0,5 chez *P. w. lutescens*.

En 1984, alors que le présent travail était en cours, BOUR, dans une note sur *Pelusios williamsi* insiste sur le caractère distinctif que constitue la longueur intergulaire, et décrit une nouvelle sous-espèce: *P. williamsi laurenti* BOUR, 1984. Les auteurs précités sont les seuls à avoir étudié cette espèce qui est encore peu connue.

Nous n'avons pu trouver trace dans la littérature de tests statistiques permettant de justifier ou d'invalidier l'existence des sous-espèces de *P. williamsi*, aussi nous proposons-nous d'essayer de combler cette lacune.

### Matériel examiné

Nous disposions d'un assez grand lot de *P. w. lutescens* récolté par G. de Witte dans le Parc National des Virunga (1952-1957) (LENGLET, 1986), mais vu la petite quantité de *P. w. williamsi* que nous avons pu examiner, nous avons réduit notre matériel à:

19 *Pelusios williamsi williamsi* LAURENT, 1965

19 *Pelusios williamsi lutescens* LAURENT, 1965

3 *Pelusios williamsi laurenti* BOUR, 1984.

La croissance continue des tortues, et par-delà l'hétérogénéité de taille que l'on observe, peut poser un problème lors de l'analyse discriminante. Nous avons donc sélectionné les spécimens de *P. w. lutescens* en fonction de leur longueur totale, de manière à avoir pour chaque individu de *P. w. williamsi* d'une longueur donnée un individu de *P. w. lutescens* d'une longueur équivalente. Quant à la troisième sous-espèce nous avons examiné les trois exemplaires actuellement connus.

*Pelusios williamsi williamsi* LAURENT, 1965

M.C.Z. (40023, 40024, 40025, 40028, 40030, 40031, 40032, 40033, 40034, 40035, 40036, 40037, 40038, 40039, 40041, 40042): paratypes, loc. Kakamega, Kaimasi, Kenya, 1934, coll. A. LOVERIDGE.

M.R.A.C. (11185, 11186): paratypes, même localité, 1934, coll. A. LOVERIDGE.

F.M.N.H. (35289): paratype, même localité, 1934, coll. A. LOVERIDGE.

*Pelusios williamsi lutescens* LAURENT, 1965

Ces spécimens sont actuellement en dépôt à l'I.R. S.N.B. Ils appartiennent à la collection G. de Witte et les numéros sont ceux octroyés par de Witte lors de la récolte.

### Parc National des Virunga (ex Parc National Albert) secteur Nord

552	Ishango - Semliki	14.III.1953
551	Ishango - Semliki	15.III.1953
672	Ishango - Semliki	28.IX.1953
3172	Ishango - Semliki	14.VI.1954
667	Mutsora	4.X.1953
3168	Kyavinionge (Lac Edouard)	18.V.1954
3473, 3475, 3478, 3480, 3487	Kambukabakali	23.X.1954

\* Collaborateur à la section vertébrés récents de l'Institut Royal des Sciences Naturelles de Belgique.

\*\* Laboratoire de Biologie Quantitative. Faculté Notre-Dame de la Paix, rue de Bruxelles 61, B-5000 NAMUR.

*Parc National des Virunga. Secteur Sud*

99	Imbumba	30.VIII.1956
191	Kasala	22.X.1956
205 (2 ex.)		
	Muzinga	2.VI.1956
211	Mahia	1956
233	Kikongamoka	16.XI.1956
239	Bwera	21.XI.1956

*Pelusios williamsi laurenti* BOUR, 1984

M.C.Z. 30016: holotype, loc. Ukwere Island (Lake Victoria) Tanzania, 10-20 juin 1930, coll. A. LOVERIDGE.

M.C.Z. 30017: paratype, idem.

M.C.Z. 30018: loc. Entebe (localité douteuse), 28.V.1930, coll. A. LOVERIDGE.

## Abréviations:

F.M.N.H.: Field Museum of Natural History, Chicago.

I.R.S.N.B.: Institut Royal des Sciences Naturelles de Belgique, Bruxelles.

M.C.Z.: Museum of Comparative Zoology, Harvard University.

M.R.A.C.: Musée Royal de l'Afrique Centrale, Tervuren, Belgique.

**Mesures**

Nous avons pris quatorze mesures sur chaque spécimen et calculé le rapport longueur intergulaire/longueur du lobe antérieur du plastron. Ces mesures étaient exprimées en dixièmes de millimètre.

Un exemplaire de *Pelusios williamsi williamsi* (M.C.Z. 40033) a été éliminé, certaines mesures n'ayant pu être prises.

LONG: Longueur totale: longueur maximum de la dossière.

LARG: Largeur totale: largeur maximum de la dossière.

HAUT: Hauteur: hauteur maximum de la carapace.

LOIG: Longueur intergulaire.

LAIG: Largeur intergulaire: largeur maximum de l'écaille intergulaire.

LOGU: Longueur gulaire.

SUHU: Suture humérale.

BOHU: Bordure humérale.

SUPE: Suture pectorale.

BOPE: Bordure pectorale.

LAPO: Largeur du pont entre la dossière et le plastron.

LAPL: Largeur du plastron: largeur au niveau de la suture pectoro-abdominale.

LOAP: Longueur du lobe antérieur du plastron: longueur du bord antérieur de l'intergulaire à la suture pectoro-abdominale.

BOFE: Bordure fémorale.

RAPP: Rapport longueur intergulaire/longueur du lobe ant. du plastron.

**Méthode**

Nous avons soumis notre échantillon à une série d'analyses discriminantes (méthode R.A.O., procédures directe ou pas à pas (stepwise procedure). «L'analyse discriminante de Fisher a, selon DAGNELIE (1975), pour principe de définir pour deux populations et p variables, une fonction linéaire:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p$$

(où  $x_1, \dots, x_p$  sont les variables;  $\beta_1, \dots, \beta_p$  sont des coefficients et  $\beta_0$  une constante) permettant d'affecter à une des deux populations tout individu caractérisé par une valeur négative de y et à l'autre population tout individu caractérisé par une valeur positive de y, et cela de telle façon que le risque de classement erroné soit le plus petit possible».

Les coefficients  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$  considérés sont les coefficients non standardisés. Ils permettent d'appliquer la fonction discriminante y à des données brutes. A titre d'information, nous avons mentionné dans certains tableaux les coefficients standardisés qui donnent une meilleure idée de l'importance des variables dans la fonction discriminante. Les analyses ont été réalisées au moyen de programmes S.P.S.S. (version 8,0) (NIE *et al.*, 1975), et ont été effectuées sur un ordinateur C.D.C. 6000.

**Résultats et discussion**

Dans un premier temps, nous avons étudié *P. w. williamsi* et *P. w. lutescens* en réalisant une analyse discriminante sur l'ensemble des quinze variables. Cette analyse sélectionne successivement cinq variables (Tableau 1).

Tableau 1

Fonction discriminante permettant de séparer *P. w. williamsi* de *P. w. lutescens*.

	Variables	Coefficients non standardisés de la fonction discrim. ( $y_i$ )	Coefficients standardisés de la fonction discriminante
1	Longueur intergulaire	- 0,03986	- 2,48945
2	Longueur totale	0,00618	2,50225
3	Longueur gulaire	0,02511	0,61367
4	Longueur lobe ant. du plastron	- 0,01622	- 2,30355
5	Bordure fémorale	0,01690	1,77545
		Cte 1,98496	

Cette fonction permet de classer correctement 94,4% des *P. w. williamsi* et 89,5% des *P. w. lutescens*, soit un résultat global de 91,89% de classifications correctes.

Une deuxième série d'analyses discriminantes réalisée sur les cinq variables sélectionnées plus haut, avait pour but de juger du pouvoir discriminant de chaque variable isolément (Tableau 2).

On constate que le pourcentage de classifications correctes obtenu par chacune des variables considérées isolément est assez faible. Les meilleurs résultats

sont obtenus par la longueur intergulaire et par la longueur du lobe antérieur du plastron.

Dans une troisième série d'analyses discriminantes, nous avons considéré les résultats de la première analyse en procédant par étapes. Partant de la première variable nous avons, à chaque étape, ajouté successivement une des variables sélectionnées (Tableau 3).

Il ressort clairement de ce tableau que deux variables (longueur intergulaire et longueur totale) suffisent pour obtenir un résultat satisfaisant. L'adjonction de variables supplémentaires n'améliore pas le pourcentage de classifications correctes, mais rend la discrimination plus nette en éloignant les centroïdes l'un de l'autre.

La démarche de LAURENT (1965) ayant été contestée (voir plus haut), nous avons réalisé des analyses discriminantes sur les variables proposées par cet auteur (cf. LAURENT, 1965, graphiques pages 16 et 17), c'est-à-dire: longueur intergulaire/bordure fémorale, et suture humérale/longueur intergulaire. Les résultats de ces analyses sont les suivants (tableau 4):

Tableau 2  
Pouvoir discriminant des variables sélectionnées lors de la première analyse. Pourcentage de classifications correctes:

	<i>P. w. williamsi</i>	<i>P. w. lutescens</i>	Total
Long. intergulaire	66,7	68,4	67,57
Longueur totale	55,6	47,6	51,35
Longueur gulaire	50,0	57,9	54,05
Long. lobe ant. du plastron	61,1	68,4	64,86
Bordure fémorale	38,9	57,9	48,50

Tableau 3  
Pourcentages de classifications correctes obtenus par différentes fonctions discriminantes établies sur les variables sélectionnées lors de la première analyse, et position des centroïdes de chaque groupe pour chacune des fonctions.

Analyse discriminante portant sur les variables	% de classifications correctes obtenu par la fonction discriminante			Centroïdes	
	<i>P. w. williamsi</i>	<i>P. w. lutescens</i>	Total	<i>P. w. williamsi</i>	<i>P. w. lutescens</i>
1	66,7	68,4	67,57	0,039	- 0,037
1, 2 (= fonction $y_2$ )	94,4	89,5	91,89	- 1,174	1,112
1, 2, 3	94,4	89,5	91,89	1,284	- 1,216
1, 2, 3, 4	94,4	89,5	91,89	1,387	- 1,314
1, 2, 3, 4, 5 (= fonction $y_1$ )	94,4	89,5	91,89	- 1,540	1,459
Numérotation des variables cf. Tableau 1					

Tableau 4  
Position des centroïdes et pourcentages de classifications correctes obtenus par des fonctions discriminantes établies sur les variables proposées par LAURENT (1965).

Fonctions	Variables	Centroïdes		% de classifications correctes obtenu par la fonction discrimin.		
		<i>P. w. williamsi</i>	<i>P. w. lutescens</i>	<i>P. w. williamsi</i>	<i>P. w. lutescens</i>	Total
$y_3$	Longueur intergulaire, bordure fémorale	- 1,0998	- 1,0419	83,3	94,7	89,19
$y_4$	Longueur intergulaire, suture fémorale	- 0,7558	- 0,7160	72,2	84,2	78,38

Fonctions discriminantes:

$$y_3 = 0,02319 x_{1,3} - 0,04234 x_{2,3} + 2,7260$$

$$y_4 = 0,02414 x_{1,4} - 0,02916 x_{2,4} + 3,3109$$

où  $x_{1,3}$  = bordure fémorale

$x_{2,3}$  et  $x_{2,4}$  = longueur intergulaire

$x_{1,4}$  = suture humérale

Afin de tester le caractère proposé par BOUR (1983, 1984), nous avons réalisé une analyse discriminante sur deux variables: longueur intergulaire et longueur du lobe antérieur du plastron, et une autre analyse sur le rapport entre ces deux mesures (Tableau 5).

Tableau 5

Fonctions discriminantes, position des centroïdes et pourcentages de classifications correctes obtenus par des fonctions discriminantes établies sur les variables proposées par BOUR (1983, 1984).

Fonctions	Analyse discriminante portant sur les variables	Fonction discriminante		Centroïdes		% de classif. correctes obtenu		
		Coefficients non standardisés	Cte	<i>P. w. williamsi</i>	<i>P. w. lutescens</i>	<i>P. w. williamsi</i>	<i>P. w. lutescens</i>	Total
$y_5$	long. intergulaire, long. lobe ant. du plastron	-0,0447; 0,160	3,509	-0,660	0,626	72,2	78,9	75,68
$y_6$	rapport $\frac{\text{long. intergulaire}}{\text{long. lobe ant. plast.}}$	26,948	-13,204	0,497	-0,471	61,1	68,4	64,86

Il est à remarquer que la forte différence entre les coefficients des deux fonctions provient de la différence d'ordre de grandeur des deux variables. La fonction  $y_5$  est établie sur des variables exprimées en dixièmes de millimètre soit de l'ordre de grandeur de la centaine ou du millier, tandis que la fonction  $y_6$  est établie sur un rapport de l'ordre du dixième d'unité.

Le faible pourcentage de classifications correctes (64,86%) obtenu par la fonction discriminante  $y_6$  établie sur le rapport

$$\frac{\text{long. intergul.}}{\text{long. lobe ant. plastron}}$$

provient du fait qu'il y a un recouvrement de certaines valeurs.

Dans notre échantillon, 7 *P. w. williamsi* sur 18 avaient une valeur inférieure à 0,5 et 6 *P. w. lutescens* sur 19 avaient une valeur supérieure ou égale à 0,5, soit 35,13% de valeurs chevauchant la limite de 0,5 et correspondant aux classifications incorrectes.

Soumis à cette même fonction discriminante, les trois spécimens de *P. w. laurenti* ont été regroupés avec *P. w. lutescens*.

En conclusion, une fonction faisant intervenir deux variables  $x_{1,2}$  = longueur totale et  $x_{2,2}$  = longueur intergulaire ( $y_2 = 0,00691 x_{1,1} - 0,04805 x_{2,1} + 3,26237$ ) permet de classer correctement les individus dans les deux sous-espèces, et ce dans 91,89% des cas.

Cette fonction discriminante d'une part, confirme la validité de la classification en deux sous-espèces, et d'autre part, donne de meilleurs résultats que la fonction  $y_6$  établie sur le rapport longueur intergulaire/longueur du lobe antérieur du plastron, proposé par BOUR (1983, 1984), qui n'obtient que 64,86% de classifications correctes; ou que la fonction  $y_4$  établie sur deux variables proposées par LAURENT (1965), longueur intergulaire et suture humérale, qui n'obtient que 78,38%.

Tableau 6

Fonctions discriminantes permettant de séparer les trois sous-espèces de *Pelusios williamsi*.

FONCTIONS	$y_{7,1}$	$y_{7,2}$	$y_{7,1}$	$y_{7,2}$
Variables	Coefficients non standardisés de la fonction discriminante		Coefficients standardisés de la fonction discriminante	
LONG	- 0,00719	0,00752	- 2,85718	2,98908
SUPE	0,01756	0,03082	0,58788	1,03161
LAPO	- 0,01002	- 0,01577	- 1,17398	- 1,84715
LOAP	0,02783	- 0,01310	3,89951	- 1,83628
RAPP	23,71364	- 2,012802	0,85871	- 0,07289
(Constantes)	- 14,14331	1,20460	—	—

La fonction  $y_3$ , également établie sur deux variables proposées par LAURENT (1965), longueur intergulaire et bordure fémorale, obtient un résultat (89,19%) fort proche de celui de la fonction  $y_2$ , et mérite d'être prise en considération.

La description par BOUR (1984) d'une troisième sous-espèce, nous a amené à poursuivre nos analyses afin de vérifier la validité de celle-ci.

Une analyse discriminante utilisant la procédure pas à pas (stepwise procedure) sélectionne cinq variables sur les quinze. Ces variables sont sélectionnées dans l'ordre suivant: 1. rapport longueur intergulaire/longueur du lobe ant. du plastron, 2. longueur du lobe antérieur du plastron, 3. longueur totale, 4. largeur du pont, 5. longueur de la suture pectorale. Cette analyse établit deux fonctions discriminantes,  $y_{7,1}$  et  $y_{7,2}$ , qui permettent d'obtenir 90% de classifications correctes (*P. w. williamsi*: 94,4%, *P. w. lutescens*: 84,2% et *P. w. laurenti*: 100%).

Remarque:  $y_{7,1}$  sépare *P. w. williamsi* de *P. w. lutescens*, et  $y_{7,2}$  sépare *P. w. laurenti* des deux autres sous-espèces.

Coordonnées des Centroïdes:

	Fonction $y_{7,1}$	Fonction $y_{7,2}$
<i>P. w. williamsi</i>	1,44358	- 0,22736
<i>P. w. lutescens</i>	- 1,39772	- 0,16989
<i>P. w. laurenti</i>	0,19072	2,44007

En éliminant successivement les variables sélectionnées dans l'analyse précédente, on peut refaire une série d'analyses discriminantes dont les résultats sont repris dans le tableau 7.

Le tableau 7 montre que ce sont les fonctions  $y_{7,1}$  et  $y_{7,2}$  qui conviennent le mieux pour séparer les trois sous-espèces. La deuxième analyse, bien qu'ayant un résultat total identique, obtient un trop faible résultat pour *P. w. laurenti*.

En examinant les coefficients standardisés du tableau 6 et le tableau 7, nous pouvons dire que la longueur antérieure du plastron, la longueur totale, et dans une plus faible mesure le rapport longueur intergulaire/longueur lobe antérieur sont des variables qui caractérisent *P. w. williamsi* et *P. w. lutes-*

*cens*. D'autre part, la largeur du pont et la longueur de la suture pectorale permettent de séparer *P. w. laurenti* des deux autres sous-espèces.

Il nous paraît utile de signaler que le résultat obtenu par la fonction  $y_{7,1}$  n'est pas en contradiction avec celui obtenu par la fonction  $y_2$  pour la discrimination entre *P. w. williamsi* et *P. w. lutescens*. Nous avons vu plus haut que les variables les plus significatives étaient pour la fonction  $y_{7,1}$ , la longueur antérieure du plastron et la longueur totale, tandis que pour  $y_2$ , c'étaient la longueur intergulaire et la longueur totale. Lors de la deuxième étape de la procédure pas à pas de l'analyse établissant les fonctions  $y_7$ , nous avons le choix entre deux variables: longueur antérieure du plastron et longueur intergulaire, qui avaient respectivement des valeurs de F de 4,16 et 4,06. La deuxième variable a été éliminée parce que trop redondante. La redondance entre ces deux variables apparaît déjà dans les tableaux 1, 2 et 3.

LAURENT (1965) utilisait la longueur de la suture humérale pour séparer *P. williamsi williamsi* de *P. williamsi lutescens*. Or, nous constatons, lors de la cinquième étape de l'analyse que ces valeurs de F pour cette variable et pour la longueur de la suture pectorale sont très proches (respectivement F = 3,64 et F = 3,55). Le choix d'une de ces deux variables a donc été arbitraire. Nous avons alors refait l'analyse précédente en imposant la longueur de la suture humérale à la place de la longueur de la suture pectorale. Nous avons constaté un résultat très semblable à celui de l'analyse précédente ( $y_7$ ): 92,5% de classifications correctes (*P. w. williamsi*: 94,4%, *P. w. lutescens*: 89,5%, *P. w. laurenti*: 100%), mais ce résultat est accompagné d'un rapprochement des centroïdes. Nous pensons dès lors que les fonctions  $y_{7,1}$  et  $y_{7,2}$  conviennent mieux pour discriminer les trois sous-espèces de *Pelusios williamsi*.

### Conclusions

Par une série d'analyses discriminantes, nous avons pu montrer qu'une fonction discriminante ( $y_2$ ) établie sur deux variables (longueur intergulaire et longueur totale) permet de classer correctement les individus appartenant aux deux sous-espèces *P. w. williamsi* et *P. w. lutescens* dans 91,89% des cas;

Tableau 7

Pourcentage de classifications correctes obtenus par des analyses discriminantes effectuées sur les variables du tableau 6.

Analyse	Variables	<i>P. w. williamsi</i>	<i>P. w. lutescens</i>	<i>P. w. laurenti</i>	Total
1 (= $y_{7,1}$ et $y_{7,2}$ )	RAPP, LOAP, LONG, LAPO, SUPE	94,4	84,2	100	90
2	RAPP, LOAP, LONG, LAPO	94,4	89,5	66,7	90
3	RAPP, LOAP, LONG	94,4	89,5	0	85

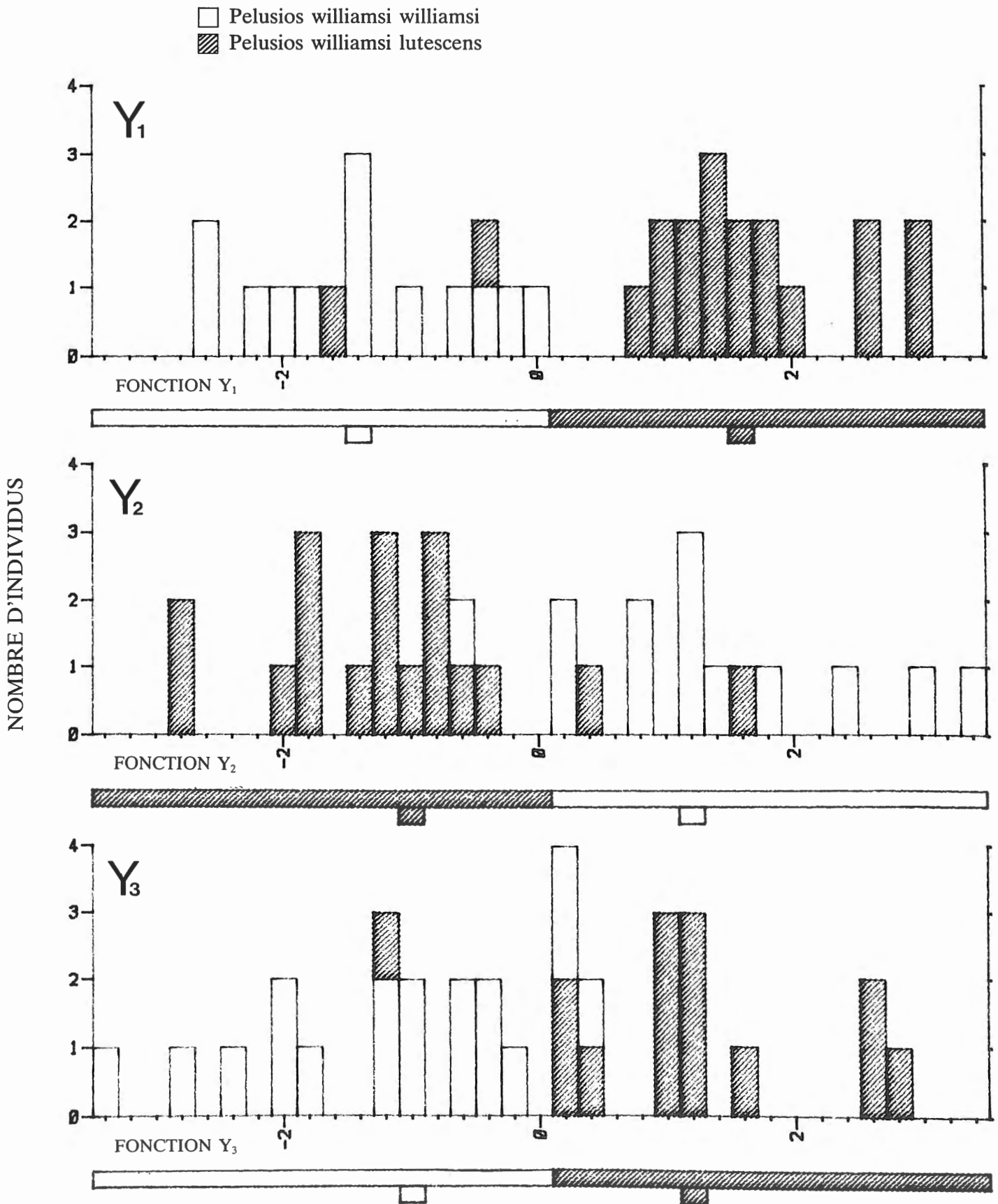


Fig. 1. Histogrammes des résultats obtenus pour chaque individu par les fonctions discriminantes  $Y_1$ ,  $Y_2$  et  $Y_3$  séparant *Pelusios williamsi williamsi* et *Pelusios williamsi lutescens*. Les résultats obtenus figurent en abscisse, le nombre d'individus en ordonnée. La bande située sous chaque graphique indique à quelle sous-espèce sont attribuées les valeurs positives ou négatives de la fonction. La position des centroïdes de chaque groupe est représentée par un carré sous la bande.

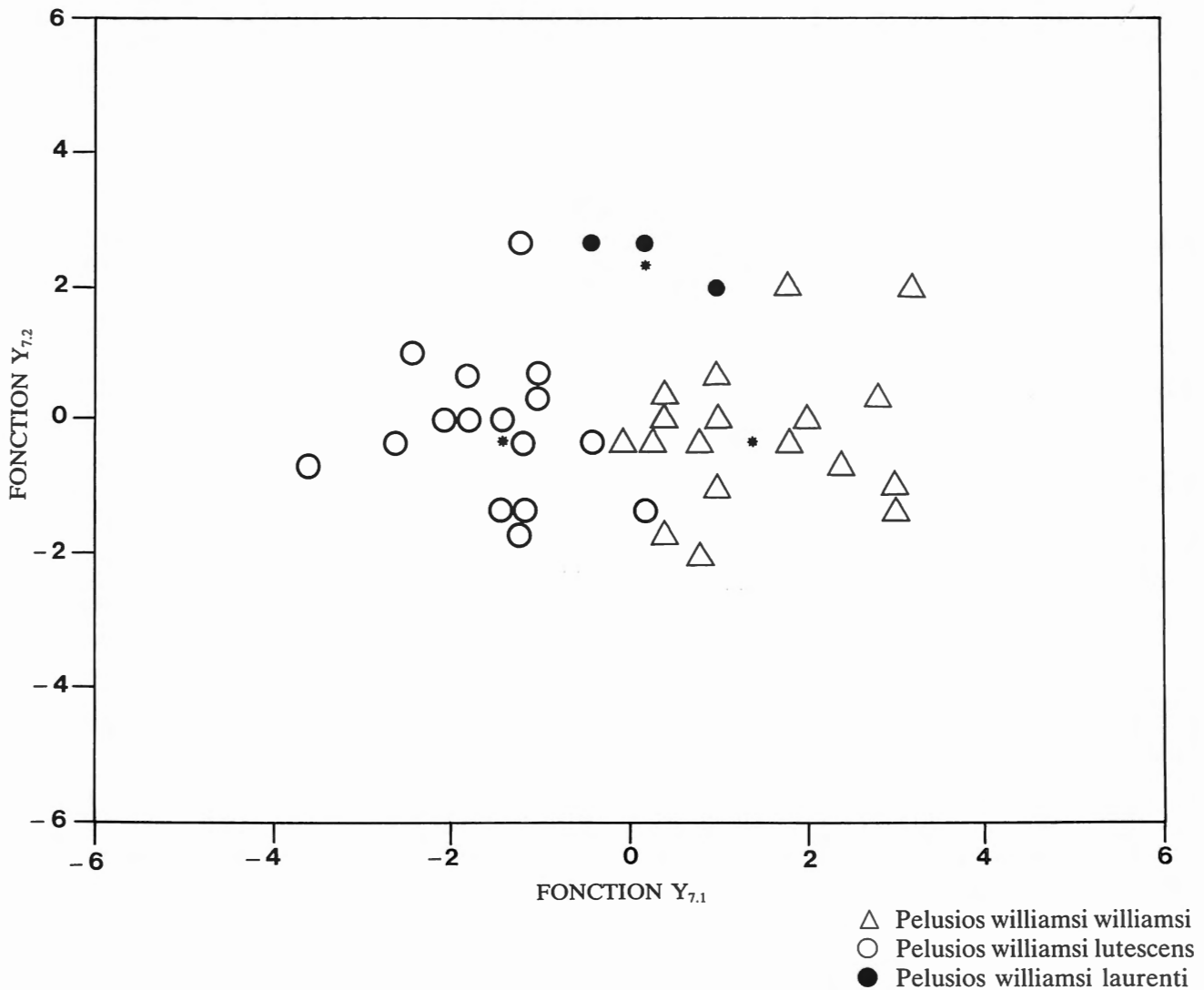


Fig. 2. Résultats obtenus pour chaque individu par les fonctions discriminantes  $Y_{7.1}$  et  $Y_{7.2}$ . Les astérisques représentent les centroïdes de chaque groupe.

que, par ailleurs, cette fonction obtient de meilleurs résultats qu'une fonction discriminante établie sur le rapport intergulaire/longueur du lobe antérieur du plastron (proposé par BOUR, 1983 et 1984), ou sur la longueur intergulaire et la suture humérale (proposées par LAURENT, 1985).

Une autre fonction ( $y_3$ ), établie sur deux variables également proposées par LAURENT (1965) (longueur intergulaire et bordure fémorale), classe correctement 89,19% des cas et mérite d'être prise en considération.

Deux fonctions discriminantes ( $y_{7.1}$  et  $y_{7.2}$ ) permettent de séparer et de classer correctement les trois sous-espèces de *Pelusios williamsi* (*williamsi*, *lutescens* et *laurenti*) dans 90% des cas. La première fonction sépare *P. w. williamsi* de *P. w. lutescens*, elle est principalement établie sur la longueur du lobe antérieur du plastron et sur la longueur totale. L'analyse montre qu'un choix était possible entre deux variables redondantes: la longueur du lobe antérieur du plastron et la longueur intergulaire.

Le choix d'une des deux variables étant arbitraire, ce résultat n'est donc pas en contradiction avec celui obtenu par la fonction  $y_2$ . La deuxième fonction ( $y_{7.2}$ ) qui discrimine *P. w. laurenti* des deux autres sous-espèces, est fortement influencée par deux variables: la largeur du pont et la longueur de la suture pectorale.

Les résultats obtenus par les fonctions  $y_2$ ,  $y_3$ ,  $y_{7.1}$  et  $y_{7.2}$  montrent que les trois sous-espèces de *Pelusios williamsi* sont bien distinctes. La discrimination entre *P. w. williamsi* et *P. w. lutescens* étant la plus faible, nous pensons que ces deux sous-espèces sont plus proches l'une de l'autre qu'elles ne le sont de *P. w. laurenti*. Ceci semble confirmé par la distribution géographique des trois sous-espèces (cf. BOUR, 1984, p. 28), *P. w. laurenti* ayant subi un isolement géographique sur l'île Ukerewe (Lac Victoria).

Si les résultats obtenus pour *P. w. williamsi* et *P. w. lutescens* sont satisfaisants, une analyse sur un matériel plus abondant serait souhaitable pour confirmer nos résultats concernant *P. w. laurenti*.

### Remerciements

Nous remercions vivement les Docteurs A. RESE-TAR (Field Museum of Natural History Chicago), J.P. ROSADO (Museum of Comparative Zoology Harvard) et D. THYS van den AUDENAERDE (Musée Royal de l'Afrique Centrale) qui nous ont permis d'étudier leurs collections. Nous remercions également le Docteur R. BOUR (Muséum National d'Histoire Naturelle Paris) pour l'aide qu'il nous a apportée, que Monsieur J.P. DESMET et Madame B. CORDIER trouvent ici l'expression de notre reconnaissance pour leur aide précieuse et efficace.

### Bibliographie

- BOUR, R., 1983. Trois populations endémiques du genre *Pelusios* (Reptilia, Chelonii, Pelomedusidae) aux îles Seychelles; relations avec les espèces africaines et malgaches, *Bull. Mus. natn. Hist. nat., Paris*, 4<sup>e</sup> sér., 5, section A, n° 1: 343-382.
- BOUR, R., 1984. Note sur *Pelusios williamsi* Laurent, 1965 (Chelonii, Pelomedusidae), *Revue fr. Aquariol.*, 11 (1): 27-32.
- BROADLEY, D.G., 1981. A review of the genus *Pelusos* Wagler in southern Africa (Pleurodira: Pelomedusidae), *Occ. pap. Natn. Mus. Sth. Rhod., B, Nat. Sci.*, 6 (9): 633-686.
- DAGNELIE, L., 1975. Analyse statistique à plusieurs variables, *Presses Agronomiques de Gembloux*.
- LAURENT, R.F., 1965. A contribution to the knowledge of the genus *Pelusios* (Wagler), *Annl. Mus. r. Afr. centr. (Tervuren)*, sér. in -8°, *Sc. Zool.*, 135: 1-33.
- LENGLET, G., 1986. Chéloniens récoltés dans le Parc National des Virunga (Zaïre) par G.F. de Witte (1952-1957), *Bull. Inst. r. Sci. nat. Belg.: Biologie*, 56: 13-19.
- NIE, N.H., HADLAI HULL, C., JENKINS, J.G., STEIN-BRENNER, K. & BENT, D.H., 1975. Statistical Package for the social Sciences, *Mac Graw Hill, New York*.