Service canadien de la faune

No. 134<sub>Also available in English</sub>

Ces cahiers renferment des données préliminaires et des conclusions provisoires de nature à intéresser les biologistes d'autres organismes.

Nº 134. avril 1983

# Méthode d'identification rapide des marmettes (Uria lomvia et Uria aalge) basée sur le tibiotarse et les phalanges

F.G. Cooch<sup>1</sup> and B. Collins<sup>1</sup>

#### Résumé

Nous avons élaboré une méthode basée sur la mesure du tibiotarse et des phalanges pour distinguer les Marmettes de Brünnich (Uria lomvia) des Marmettes communes (Uria aalge) prises dans le cadre de la chasse de subsistance dans les eaux côtières de Terre-Neuve et du Labrador. On a mis à l'essai une technique faisant appel à des fonctions discriminantes et une technique manuelle. La première a entraîné des erreurs d'identification de 6,9% des U. aalge et de 6,7% des U. lomvia, comparativement à 6,9 et 11,7% respectivement pour la seconde. Cette méthode est préliminaire et doit être mise à l'essai sur le terrain avec un échantillon indépendant.

#### Introduction

Tous les ans, environ 4 millions de Marmettes de Brünnich (Uria lomvia) en provenance de l'Arctique oriental canadien et du Groenland occidental migrent vers le sud pour hiverner dans les eaux de la région de Terre-Neuve et du sud du Labrador (Gaston, 1980). Elles y rejoignent des Marmettes communes (Uria aalge), dont le nombre est estimé à 1,5 million, qui se reproduisent dans la région. Les deux espèces partagent en partie les mêmes aires d'hivernation et l'on trouve une large bande de chevauchement au large des côtes nord-est et sud-est de Terre-Neuve.

Un grand nombre d'oiseaux (surtout des Marmettes communes) sont pris dans les filets en été, période de pointe de la pêche au filet maillant à Terre-Neuve (Tull et al., 1972), sont tués par mazoutage ou abattus dans le cadre de la chasse de subsistance et de la chasse sportive (Wendt et Cooch, 1982). Les deux espèces souffrent de plus en plus des activités humaines d'exploitation, de la pêche commerciale, des émissions industrielles d'hydrocarbures, et peut-être de l'épuisement des ressources en nourriture (Brown et Nettleship, en préparation). Le nombre de Marmettes de Brünnich dans les colonies de l'Arctique canadien a diminué de 30 à 50% (Gaston et Nettleship, 1981) alors que celui des Marmettes communes a augmenté de façon significative dans des aires de nidification, par exemple au Cap Ste-Marie et dans les îles de Witless Bay.

Selon des vérifications préliminaires faites sur le terrain en rapport avec certaines zones de chasse et plusieurs déversements de pétrole pendant l'hivernation, c'est dans le Groenland occidental et à Terre-Neuve que les Marmettes de Brünnich semblent souffrir le plus de la chasse et aussi du mazoutage en automne, en hiver et au printemps. Les principales zones d'hivernation de la Marmette commune

SCF, Ottawa (Ontario) KIA 0E7

semblent être situées plus au sud et se limitent peut-être surtout au Gulf Stream plutôt qu'au courant du Labrador. En raison de ces facteurs et de la pression de plus en plus forte exercée sur les deux espèces, il est important de mesurer la mortalité absolue et la mortalité relative des U. lomvia et des U. aalge, et de connaître leurs changements saisonniers de répartition le long de la côte de Terre-Neuve. La récupération des bagues normalisées du US Fish and Wildlife Service (USFWS) n'a pas suffi à cette fin. Comme bon nombre des bagues ne durent pas aussi longtemps que les oiseaux qui les portent, on a bagué un nombre relativement restreint d'oiseaux au cours des dernières années, et les taux de récupération et d'observation sont faibles.

La meilleure façon de recueillir du matériel permettant d'identifier les espèces selon une analyse courante et stratifiée est probablement de procéder à une enquête modifiée sur la composition des prises, comparable à celle utilisée pour les canards et les oies. Nous avons pensé demander aux chasseurs de nous envoyer des ailes ou des mandibules mais nous avons rejeté la première de ces propositions, étant donné qu'on ne peut distinguer une espèce de l'autre d'après les ailes. Par ailleurs, les mandibules sont trop difficiles à séparer proprement des oiseaux abattus et, lors de leur expédition, il est probable que les employés des postes n'auraient pas apprécié le sang dégouttant des mandibules empaquetées. Les seuls autres appendices pouvant êtres séparés facilement et transportés à bon marché étaient le tibiotarse et le pied. Mais comme le nombre de parties soumises serait probablement très important, nous devions élaborer une méthode de discernement des espèces à la fois rapide et ne demandant qu'un minimum de mesures précises.

### Matériel et méthodes

Nous avons d'abord basé notre étude sur 98 spécimens du Musée national du Canada et sur 118 pieds de spécimens pris récemment dans les îles Digges, les Territoires du Nord-Ouest et sur les côtes de Terre-Neuve. On s'est servi de 175 autres spécimens pris récemment pour mettre la méthode à l'essai, au stade préliminaire de l'enquête. Ceux du musée n'ont servi qu'aux mesures courantes du tibiotarse. Les os des phalanges ont été mesurés un par un mais le processus était trop long et entraînait des erreurs considérables. Nous n'avons donc mesuré que les tibiotarses et les phalanges des spécimens fraîchement capturés. Pour ces mesures, nous avons abandonné les appareils comme le compas à coulisse à cadran en faveur d'une règle standard de 20 cm munie d'un rebord, utilisée par les bagueurs pour mesurer la longueur des ailes.

Nous avons effectué les mesures suivantes (au millimètre près):

1) la longueur totale jusqu'à l'extrémité distale de l'ongle, le bord postérieur du processus cnémial étant appuyé contre le rebord de la règle et le tarse et le doigt du milieu étant à plat;

Tableau 1 Moyennes, variances et corrélations observées, par espèce

				Corrélation					
Espèce	Variable	Moyenne	Variance	Doigt du milieu	Doigt interne	Doigt externe	Total		
U. lomvia	Tarse	36,16	1,747	0,213	0,423	0,406	0,327		
	Doigt du milieu	59,02	3,000	· <del></del>	0,784	0,255	0,762		
	Doigt interne	55,31	3,446	_	· —	0,321	0,629		
	Doigt externe	43,57	2,986		_	_	0,231		
	Total	95,09	6,782	_	_	<del></del>	_		
U. aalge	Tarse	38,38	1,766	0,205	0,155	0,351	0,515		
or umge	Doigt du milieu	62,85	4,333	_	0,707	0,553	0,608		
	Doigt interne	58,63	4,783	_	· —	0,539	0,559		
	Doigt externe	46,03	2,134	<del></del>		_	0,539		
	Total	100,60	5,905	_		_	· —		

<sup>2)</sup> le doigt du milieu, le doigt externe et le doigt interne, du bout proximal de l'articulation à l'extrémité distale de l'ongle;

Les figures 1 à 6 donnent les gammes de distribution de fréquence, les moyennes, et les écarts types.

#### Résultats

Nous avons effectué les mesures décrites ci-dessus dans l'ordre suivant : 1) longueur totale, 2) doigt du milieu, 3) doigt externe, 4) doigt interne, 5) tarse; l'analyse subséquente a été entreprise à trois niveaux pour découvrir la façon la plus efficace de déterminer la composition des prises.

Nous avons fait une analyse de fonction discriminante pour déterminer la précision statistique de la méthode. Pour ce, il a fallu coder et porter sur une carte perforée les données de 500 mesures pour 100 parties. Nous avons exécuté une analyse discriminante type de ces données avec le programme DISCRIM de l'ensemble de programmes SAS (SAS Institute, 1979), qui fixe à 0,5 les estimations antérieures des proportions de population. Nous avons ensuite vérifié l'homogénéité intraspécifique des matrices de covariance et constaté que les résultats infirmajent l'hypothèse voulant qu'il y ait égalité entre les matrices de covariance intraspécifiques (P < 0.10). Notre examen des variances et des corrélations observées (tableau 1) n'a révélé aucune structure simple pour décrire la signification; par exemple, les variances étaient substantiellement plus élevées pour le doigt du milieu des U. aalge ou pour le doigt externe des U. lomvia. Étant donné le manque d'homogénéité des matrices de covariance, nous avons fondé la fonction discriminante sur les diverses matrices de covariance.

**Tableau 2**Clé synoptique montrant la gamme des mesures utilisées pour l'analyse des parties de *U. lomvia* et de *U. aalge* 

	U. lomvia (mm)	U. aalge (mm)
Longueur totale	< 95	>99
Doigt du milieu	58	62
Doigt externe	43	46
Doigt interne	54	59
Tarse	37	38

Il est difficile de présenter la fonction sous une forme facile à utiliser pour les calculs manuels parce que le processus demande le calcul de deux équations quadratiques provenant de matrices de 5 fois 5, processus nécessitant 10 soustractions, 48 additions et 60 multiplications. À l'aide de ce processus, on a toutefois classifié correctement 54 des 58 *U. lomvia* et 56 des 60 *U. aalge*. Comme nous avions fixé comme égales les estimations antérieures des rapports de population, les taux d'erreur de classification (4/58 et 4/60) étaient presque égaux.

Après que les résultats de l'analyse discriminante eurent indiqué qu'un degré considérable de ségrégation était possible, nous avons introduit une discrimination par étapes fondée en grande partie sur une clé synoptique (tableau 2).

Afin de réduire le travail de classification des tibiotarses, nous avons étudié plusieurs processus en prenant des mesures et en tentant de classifier l'individu d'après des mesures uniques; nous n'avons effectué d'autres mesures qu'en cas de doute.

Nous avons déterminé la clé de classification subjectivement en examinant les histogrammes. Le tableau 3

<sup>(3)</sup> le tarse, du repli sinovial au début du tibiotarse. Dans tous les cas, nous savions de quelle espèce il s'agissait et les oiseaux de moins d'un an étaient distingués des oiseaux plus vieux. Souvent le sexe était inconnu.

Tableau 3 Résultats du processus de discrimination par étapes

				$\frac{\text{Clé de class}}{U}.$	ification U.		Classifi U. loi				Classific U. aa			Nb.	Nb.de cas	Nb.
Proc.	Étape		Nb. de mesures	lomvia aalge (mm) (mm)	U. lomvia	Non clas.	U. aalge	Total	U. lomvia	Non clas.	U. aalge	Total	de cas	non clas.	de cas incorr.	
1	1	Long. totale	118	98	99	56	0	2	58	11	0	49	60	95	0	13
2	1	Long. totale		95	99	30	26	2	58	1	10	49	60	79	36	3
	2	Doigt du mi		61	62	25	0	1	26	6	0	4	10	20	0	7
	Total		154	_	_	55	0	3	58	7	0	53	60	108	0	10
3	1	Long. totale		95	99	30	26	2	58	1	10	49	60	79	36	3
	2	Doigt du mil		58	62	3	22	1	26	1	5	4	10	7	27	2
	3	Doigt extern		45	46	21	0	1	22	4	0	1	5	22	0	5
	Total		181	_	_	54	0	4	58	6	0	54	60	108	0	10
4	1	Long. totale		95	99	30	26	2	58	1	10	49	60	79	36	3
	2	Doigt du mil		58	62	3	22	1	26	1	5	4	10	7	27	2
	3	Doigt extern		43	46	9	12	1	22	0	4	1	5	10	16	1
	4	Doigt int.	16	58	59	11	0	1	12	3	0	1	4	12	0	4
	Total		197		_	53	0	5	58	5	0	55	60	108	0	10
5	1	Long. totale	118	95	99	30	26	2	58	1	10	49	60	79	36	3
	2	Doigt du mil		58	62	3	22	1	26	1	5	4	10	7	27	2
	3	Doigt ext.	27	43	46	9	12	1	22	0	4	1	5	10	16	1
	4	Doigt int.	16	54	59	2	9	1	12	0	3	1	4	3	12	1
	5	Tarse	12	37	38	8	0	1	9	1	0	2	3	10	0	2
	Total		209	_	_	52	0	6	58	3	0	57	60	109	0	9

montre plusieurs autres modalités par étapes qui se différencient par le nombre de mesures (1,2,3,4 ou 5) effectuées. La mesure de la seule longueur totale a mené à une classification correcte de 56 des 58 *U. lomvia* et de 49 des 60 *U. aalge,* c'est-à-dire 13 erreurs de classification en tout. Si le processus de discrimination s'était arrêté après 2, 3 ou 4 mesures, on aurait encore 10 erreurs de classification. Si l'on avait utilisé le processus des 5 mesures, on n'aurait plus que 9 (7,6%) erreurs d'observation, à comparer aux 8 (6,8%) erreurs de classification du processus de discrimination le plus simple. Toutefois, la méthode par étapes demande beaucoup moins de mesures que la méthode de discrimination classique (209 contre 590). Nous avons suivi le processus suivant :

- 1) Nous avons mesuré les longueurs totales telles que définies, et assigné les valeurs inférieures à 96 mm aux *U. lomvia* et celles supérieures à 99 mm aux *U. aalge*. Ce processus a permis de classifier immédiatement 68% des spécimens avec une erreur d'identification de 1,5%; 30,5% des spécimens n'ont pu être classés.
- 2) Nous avons ensuite utilisé ce 30,5% de matériel tombant entre 95 et 100 mm pour chacune des mesures subséquentes, et à chaque étape, nous avons appliqué les gammes de distribution données dans le tableau 3.

Dans le processus classique de discrimination, les estimations précédentes des tailles de population servent à classifier les individus, et cette méthode se reflète dans les processus qui tentent de forcer les taux d'erreur de classification des populations à être environ inversement proportionnels à leur taille relative. Toutefois, en ce qui nous concerne, le but est de déterminer le nombre relatif de *U. lomvia* et de *U. aalge* dans la population, et on peut inverser le processus classique en utilisant les taux d'erreur connus pour améliorer les totaux estimatifs des populations comme suit.

Soit  $N_i$  le nombre de prises de l'espèce i (i = 1 U. lomvia, i = 2 U. aalge) et  $N_1 + N_2 = N$ . Supposons qu'on choisisse un échantillon aléatoire simple de n oiseaux dont  $n_i$  appartiennent à l'espèce i. Soit  $p_{ij}$  la probabilité de classifier un oiseau de l'espèce i comme appartenant à l'espèce j et soit  $\hat{n}_i$  le nombre d'oiseaux de l'échantillon classifié comme faisant partie de l'espèce i. La valeur prévue de  $\hat{n}_i$  étant donné  $n_i$  observations dans la population 1 est :

$$E(\hat{n}_1/n) = n_1 p_{11} + n_2 p_{21}$$
 et ce sans condition  

$$E\left(\frac{\hat{n}_1}{n}\right) = \frac{N_1 P_{11} + N_2 P_{21}}{N}$$

$$= \frac{N_1 P_{11} + (N - N_1) P_{21}}{N}$$

$$= \frac{N_1 (P_{11} - P_{21}) + P_{21}}{N}$$

qui est un estimateur biaisé de la proportion de la population réelle à moins que  $N_2P_{21}=N_1P_{12}$ . On obtient un estimateur sans biais de  $N_1/N$  par :

$$\left(\frac{\ddot{n}_1}{n}\right) - P_{21} / (P_{11} - P_{21})$$

Voici les deux principaux problèmes auxquels on fait face en utilisant cet estimateur ajusté: 1) on doit connaître avec précision les taux d'erreur de classification, et 2) il est possible que les proportions estimées soient inférieures à 0 ou supérieures à 1.

Aucun des processus ne permet d'identifier les mâles et les femelles d'une espèce donnée. La croissance continue des jeunes pendant au moins le premier hiver présente une autre complication. Certains jeunes, dont les mesures tombent bien en-deça des valeurs les plus faibles des U. lomvia adultes, peuvent être classés sans autres modalités; les mesures de bon nombre de jeunes U. aalge tombent dans les gammes de mesures supérieures des U. lomvia adultes. Heureusement, jusqu'en janvier, on peut distinguer les tarses et les pieds des juvéniles de ceux d'adultes de l'une ou l'autre espèce par une sensation différente au toucher et par la scutellation moins bien définie du tarse. En travaillant avec du matériel provenant d'oiseaux dont on avait déjà déterminé l'âge sur le terrain par la flexibilité de leurs mandibules, Cooch a pu classer 64 spécimens sur 65 dans la catégorie d'âge correcte. L'oiseau identifié à tort comme un U. lomvia était en réalité un jeune U. aalge pris à la fin de février.

Les figures 1 à 5 donnent les degrés de chevauchement entre adultes des deux espèces, sexes combinés pour chaque mesure; le tableau 2 illustre une analyse de fonction discriminante.

Au stade de développement actuel, la technique entraîne encore une erreur de classification de 4 cas sur 58 pour les *U. lomvia* et de 4 cas sur 60 pour les *U. aalge*. Cela est dû en partie à un fait noté pour la première fois par Storer (1952) qui a remarqué que chez les femelles, même si le tarse est généralement plus petit que chez les mâles tant pour les *U. lomvia* que pour les *U. aalge*, la gamme des mesures est plus étendue que chez les mâles. On a remarqué le même phénomène lors de la présente étude, avec des échantillons plus importants.

Même s'ils prennnent surtout des Marmettes, les Terre-Neuviens prennent aussi accidentellement d'autre alcidés comme le Mergule nain (Alle alle), le Gode (Alca torda), et le Macareux moine (Fratercula arctica). Nous avons comparé les mesures tarsiennes de ces espèces à celles des U. lomvia et des U. aalge (dans la présente étude). Comme nous ne disposions pas de prises fraîches, nous n'avons pas pu mesurer les longueurs totales et chaque phalange. Toutefois, il est clair qu'en se fondant sur le tarse seul, l'inclusion accidentelle de matériel provenant d'autres alcidés n'entraînerait aucune confusion entre les deux espèces de Marmettes.

## Conclusion

La technique proposée permet de déterminer l'espèce de 97% des *U. aalge* et des *U. lomvia* adultes mais n'offre pas d'évaluation précise des rapports de sexe ou d'âge des prises. En plus de la mesure habituelle du tarse, il est possible d'effectuer les quatre autres mesures de base sur plus de deux spécimens à la minute. Comme il n'est pas nécessaire de prendre toutes les mesures, il est possible d'iden-

tifier 200 spécimens à l'heure une fois terminés le tri de base par âge et l'exclusion des espèces égarées.

Nous avons trouvé que le matériel recu à Ottawa cinq jours après son expédition était encore suffisamment flexible et n'avait pas à être attendri. Le rétrécissement des spécimens conservés dans un sac à fermeture étanche (type «ziplock») était de moins de 0,5 mm et ne représentait pas un facteur d'erreur significatif. Nous espérons qu'en 1983-1984, des ensembles de prises pourront être recueillis tous les mois, à divers emplacements de Terre-Neuve et du Labrador, du 1er septembre au 31 mars. Si cela se produit, on devrait pouvoir déterminer la proportion des prises par espèce et en apprendre davantage sur les différences géographiques et temporelles dans les prises. Les U. aalge peuvent représenter environ 30% des marmettes trouvées dans les eaux côtières à certaines périodes de l'année, mais le nombre de prises varie apparemment au cours de la saison et la proportion se situe, dans nos échantillons, aux alentours de 10 à 20%. La technique étudiée pourrait aider à répondre à d'importantes questions sur la répartition des prises des deux espèces de marmettes dans le nord-ouest de l'Atlantique.

Il serait utile d'appliquer le processus à un nouvel ensemble de données pour vérifier le rendement prévu et obtenir les taux d'erreurs dans un contexte plus réaliste. Les taux d'erreurs de classification présentés ici peuvent être sous-estimés, étant donné que nous nous sommes servis du même ensemble de données pour établir et pour évaluer le processus.

Une fois que nous aurons étudié les résultats d'un essai d'exécution, le processus de discrimination devra peutêtre être modifié; nous espérons connaître alors les estimations des tailles  $N_1$  et  $N_2$  de la population des prises. À l'aide des estimations  $\hat{N}_1$  et  $\hat{N}_2$  de la première saison, nous pouvons modifier le processus de discrimination afin de satisfaire à la condition  $\hat{N}_2P_{21}$ , réduisant ainsi le biais dans l'estimateur  $n_1/n$ .

## Remerciements

Le matériel essentiel à la présente étude a été fourni par Henri Ouellet, Musée national du Canada; Ian Goudie, SCF, Saint-Jean (Terre-Neuve), et A.J. Gaston et S. Wendt, SCF, Ottawa. Les diagrammes ont été conçus par la soussection du dessin, SCE, ministère de l'Environnement.

#### Références

Gaston, A.J. 1980. Populations, déplacements et aires d'hivernage des Marmettes de Brünnich (*Uria lomvia*) dans l'est du Canada. Service canadien de la faune. Cahier de biologie n° 110. 10p.

Gaston, A.J.; Nettleship, D.N. 1981. La Marmette de Brünnich de l'île Prince-Léopold. Service canadien de la faune. Monographie n° 6.

SAS Users Guide, éd. de 1979. SAS Institute Inc. Raleigh, NC, USA.

Storer, R.W. 1952. A comparison of variation, behavior and evolution in the seabird genera *Uria* and *Cepphus*. Univ. Calif. Publ. Zool. 52:121-122.

Tull, C.E.; Germain, P.; May, D.W. 1972. Mortality of Thick-billed Murres in the West-Greenland salmon fishery. Coulins land. Nature, London 237:42-44.

Wendt, J.S.; Cooch, F.G. 1982. The kill of Murres in Newfoundland in the 1977-78, 1978-79, and 1979 hunting seasons. Service canadien de la faune. Rapport inédit, 21 p.

Figure 1 Variation interspécifique des mesures utilisées pour la présente étude. Les gammes sont indiquées par des lignes simples, les moyennes par des lignes verticales, l'erreur type par le rectangle interne et l'écart type par le grand rectangle

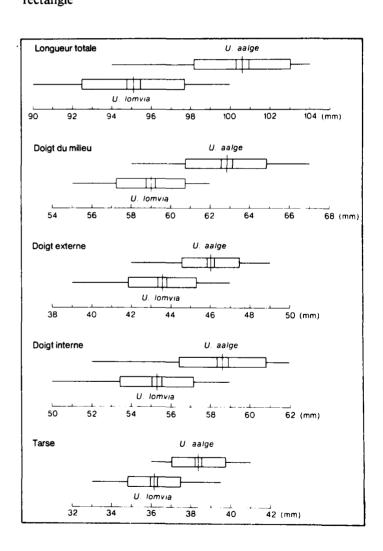


Figure 2 Distribution de fréquence de la longueur totale du tarse plus celle du doigt du milieu

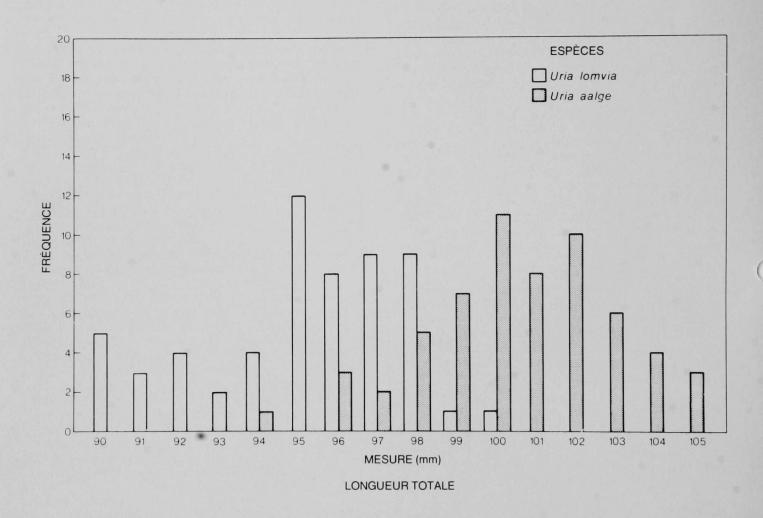


Figure 3
Distribution de fréquence de la longueur du doigt du milieu

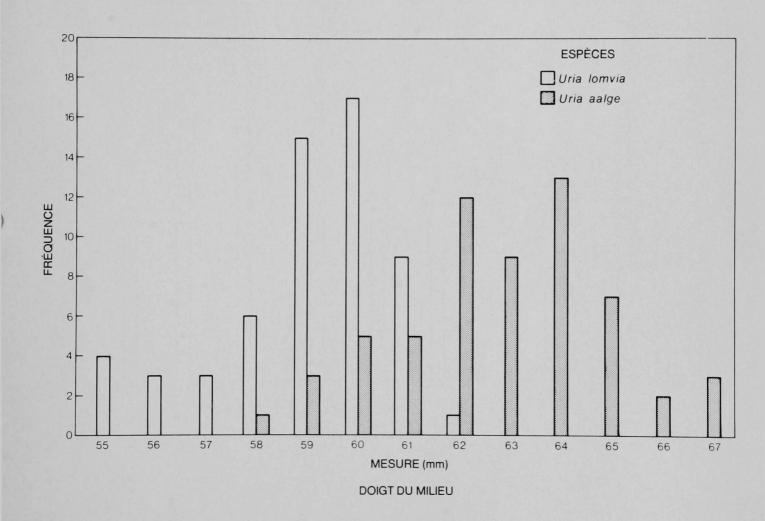


Figure 4
Distribution de fréquence de la longueur du doigt externe

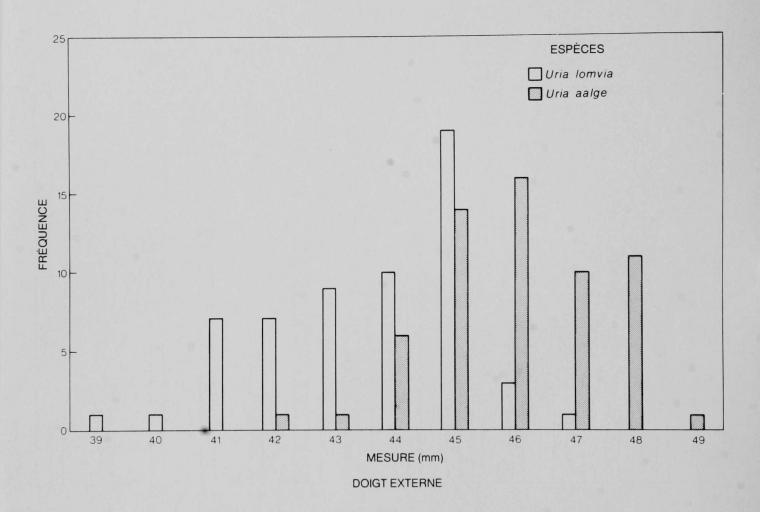


Figure 5
Distribution de fréquence de la longueur du doigt interne

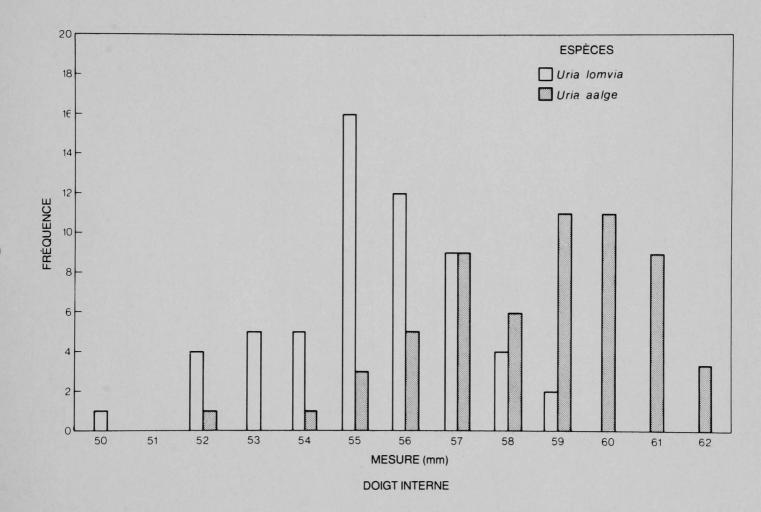


Figure 6 Distribution de fréquence de la longueur du tarse

