

MEILLON (B. DE). — The Anophelini of the Ethiopian geographical region. South African Institute for Medical Research, 1947.

Quinquennial Report (1951-1955) on the Aden Protectorate Health Service.

W. H. O. — Malaria Survey and control project Somaliland /3. Second evaluation and 4th quarterly report, déc.-mars 1959.

VALIDITÉ DES SOUS-ESPÈCES
GLOSSINA FUSCA FUSCA WALKER, 1879
ET GLOSSINA FUSCA CONGOLENSIS
NEWSTEAD ET EVANS, 1921.
DIPTERA, MUSCIDAE

Par R. LE BERRE et J. ITARD (*)

NEWSTEAD et EVANS, en 1921, à partir d'exemplaires capturés dans les districts de Katombe et du Lomami (Congo Belge), ont décrit une variété nouvelle de *Glossina fusca* Walker, 1879 : *Glossina fusca congolensis*.

ZUMPT (1936, p. 29-31) emploie le premier le terme de sous-espèce et donne une répartition géographique de *Glossina fusca fusca* et de *Glossina fusca congolensis*.

VAUCEL, en 1943, signale *fusca congolensis* au Cameroun.

MAILLOT (1953), dans sa « Répartition des glossines en Afrique Équatoriale française », écrit : « Par l'examen des signums les femelles sont identifiables à la seule variété *fusca congolensis*, par l'examen des harpes les mâles peuvent être identifiés soit à *Glossina fusca fusca*, soit à *Glossina fusca congolensis*, certains exemplaires mâlés paraissant intermédiaires entre ces deux variétés. »

HENRARD en 1951 et EVANS en 1953, signalent également *Glossina fusca congolensis* au Congo-Oubangui et au Katanga.

RAGEAU et ADAM (1953), par contre, n'ont trouvé au Cameroun que *Glossina fusca fusca*.

Dans une publication récente, NASH et JORDAN (1959) n'admettent pas la validité de *Gl. fusca congolensis*. Ayant trouvé des exemplaires dont les génitalia mâles et les signums sont intermédiaires entre ceux décrits pour cette sous-espèce et ceux de *Gl. fusca fusca*, ils considèrent que *Gl. fusca congolensis* ne représente qu'un des extrêmes de la variation de *Gl. fusca* Walker.

Tous ces auteurs semblent s'être basés, pour différencier *Gl. fusca fusca* et *Gl. fusca congolensis*, sur la morphologie (forme des harpes

et longueurs relatives de celles-ci chez le mâle, forme et dessin du signum chez la femelle).

Par contre, BARROS MACHADO (1950), se base sur les dimensions de l'appareil phallique et la répartition géographique et distingue deux sous-espèces, l'une, macrophallique occupant le massif éburnéo-libérien, l'autre microphallique occupant la région gabonaise-congolaise. Pour lui, la différenciation ne repose pas sur la morphologie, mais sur la taille de l'appareil génital, qui « révèle une différence nette entre les populations du Libéria et de la Côte-d'Ivoire d'une part, et celles du Nigeria, Cameroun et Congo Belge d'autre part ».

Ces deux dernières publications, parues presque en même temps, et dont les auteurs respectifs n'ont pas eu connaissance, sont contradictoires et font rebondir le débat. Nous avons donc entrepris, à partir du matériel que nous avons à notre disposition, et en utilisant les méthodes biométriques une étude comparative et statistique des dimensions du signum de femelles appartenant aux deux groupes géographiques cités par BARROS MACHADO.

ORIGINE DU MATÉRIEL UTILISÉ (*)

Le matériel que nous avons à notre disposition provient :

A. — Pour le massif éburnéo-libérien de :

- a) District de Gagnoa, République de Côte-d'Ivoire, 200 km. N.-O. d'Abidjan, 11 exemplaires.
- b) District de Daloa, République de Côte-d'Ivoire, 300 km. N.-O. d'Abidjan, 12 exemplaires.
- c) District de M'Bayakro, République de Côte-d'Ivoire, 250 km. N. d'Abidjan, 1 exemplaire.
- d) District de N'Zérékoré, République de Guinée, 1 exemplaire.

B. — Pour le massif gabonais-congolais, 18 exemplaires provenant du Cameroun et de la République Centre-Africaine, dont nous avons dressé la répartition sur la figure 1.

Les exemplaires des deux groupes appartiennent à la collection du laboratoire d'entomologie médicale de l'Institut Pasteur de Paris (laboratoire P. GRENIER).

(*) Nous remercions MM. RICKENBACH, entomologiste médical et vétérinaire, O. R. S. T. O. M. et FINELLE, entomologiste-vétérinaire de l'I. E. M. V. P. T. pour les préparations qu'ils nous ont obligeamment confiées.

Nous adressons également nos plus vifs remerciements à M. le docteur GRENIER, chef de laboratoire à l'Institut Pasteur de Paris, pour les conseils qu'il nous a prodigués tout au long de ce travail.

16 JANV. 1965

O. R. S. T. O. M. Fonds Documentaire

N° : 16.487

Cote : B-1

(*) Séance du 8 juin 1960.

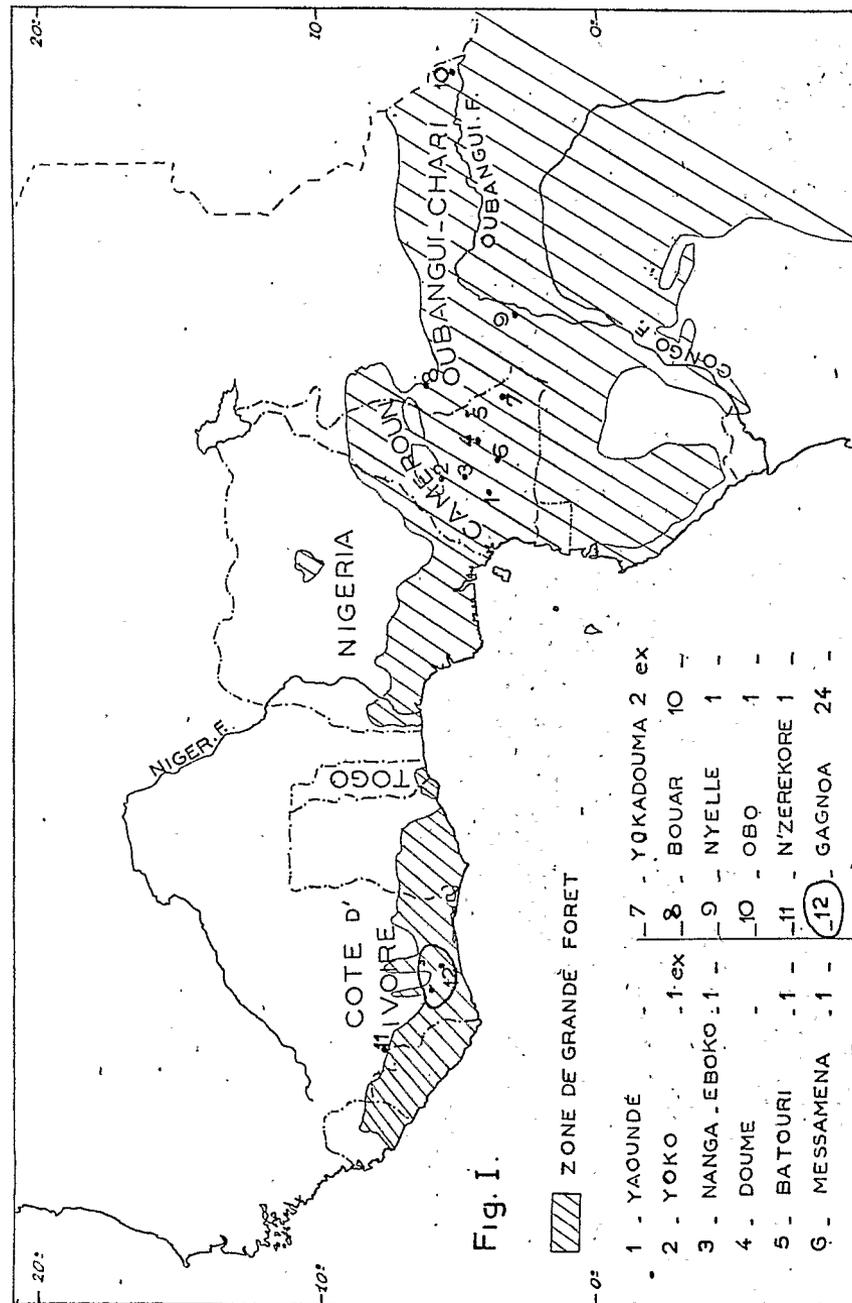


Fig. 1. — Distribution des exemplaires examinés.

Nous n'avons utilisé pour cette étude préliminaire que les signums des femelles (*). Cette pièce est en effet d'un montage facile et, en raison de sa forme, peu sujette à variations. Nous n'avons pris en considération que la largeur de ces signums (L_1 et L_2 , fig. 2), cette dimension pouvant être mesurée avec précision. Les mensurations ont été effectuées au micromètre oculaire, le rapport :

$$\frac{\text{mesure réelle en millimètres}}{\text{mesure en unités micromètres}}$$

étant égal à 0,095.

ÉTUDE BIOMÉTRIQUE

Le nombre restreint d'exemplaires étudiés est dû à la rareté des captures de Glossines du groupe *usca*.

Les exemplaires ont été répartis en deux groupes :

GRUPE A : Exemplaires provenant de Côte-d'Ivoire et de Guinée.

GRUPE B : Exemplaires provenant du Cameroun et de la République Centre-Africaine.

La méthode utilisée pour ces calculs est la méthode par comparaison de deux moyennes (LAMOTTE, 1957, p. 79-85). Le nombre d'exemplaires de chaque groupe étant inférieur à 30, nous avons utilisé cette méthode appliquée au cas des petits échantillons. Les mensurations obtenues sont indiquées dans le tableau I.

Nous avons ainsi :

Moyenne des largeurs des signums du groupe A :

$$m_1 = \frac{165,7}{25} = 6,628.$$

Moyenne des largeurs des signums du groupe B :

$$m_2 = \frac{91,4}{18} = 5,077.$$

Cette différence entre les deux groupes doit-elle être attribuée à de simples écarts fortuits, ou le groupe B doit-il être considéré comme différent du groupe A ?

(*) Nous nous proposons, dans un travail ultérieur, d'effectuer la même étude sur l'appareil génital mâle. Les exemplaires que nous avions à notre disposition n'étaient pas en nombre suffisant pour entreprendre une étude statistique immédiate et n'étaient pas montés de façon uniforme, ce qui excluait la possibilité de mensurations précises.

Pour résoudre ce problème, nous avons complété le tableau des mensurations par deux colonnes renfermant les carrés des diverses valeurs de la variable, et nous avons calculé les variances des mensurations de chaque groupe (tableau I) :

TABEAU I

| Largeur des signums | | Carrés des largeurs | |
|---------------------|----------|---------------------|----------|
| Groupe A | Groupe B | Groupe A | Groupe B |
| 6,0 | 4,5 | 36,00 | 20,25 |
| 6,1 | 4,6 | 37,21 | 21,16 |
| 6,2 | 4,6 | 38,44 | 21,16 |
| 6,2 | 4,7 | 38,44 | 22,09 |
| 6,2 | 4,8 | 38,44 | 23,04 |
| 6,3 | 5,0 | 39,69 | 25,00 |
| 6,3 | 5,0 | 39,69 | 25,00 |
| 6,3 | 5,0 | 39,69 | 25,00 |
| 6,4 | 5,1 | 40,96 | 26,01 |
| 6,5 | 5,2 | 42,25 | 27,04 |
| 6,5 | 5,2 | 42,25 | 27,04 |
| 6,5 | 5,2 | 42,25 | 27,04 |
| 6,5 | 5,3 | 42,25 | 28,09 |
| 6,6 | 5,3 | 43,56 | 28,09 |
| 6,7 | 5,4 | 44,89 | 29,16 |
| 6,8 | 5,4 | 46,24 | 29,16 |
| 6,8 | 5,5 | 46,24 | 30,25 |
| 6,8 | 5,6 | 46,24 | 31,36 |
| 7,0 | | 49,00 | |
| 7,0 | | 49,00 | |
| 7,1 | | 50,41 | |
| 7,1 | | 50,41 | |
| 7,2 | | 51,84 | |
| 7,2 | | 51,84 | |
| 7,4 | | 54,76 | |
| 165,7 | 91,4 | 1.101,99 | 465,94 |

Moyenne des largeurs du groupe A :
 $m_1 = \frac{165,7}{25} = 6,628.$
Moyenne des largeurs du groupe B :
 $m_2 = \frac{91,4}{18} = 5,077.$

Nous avons :

Variance des mesures du groupe A :

$$\sigma_1^2 = \frac{1.101,99}{25} - (6,628)^2 = 0,149.$$

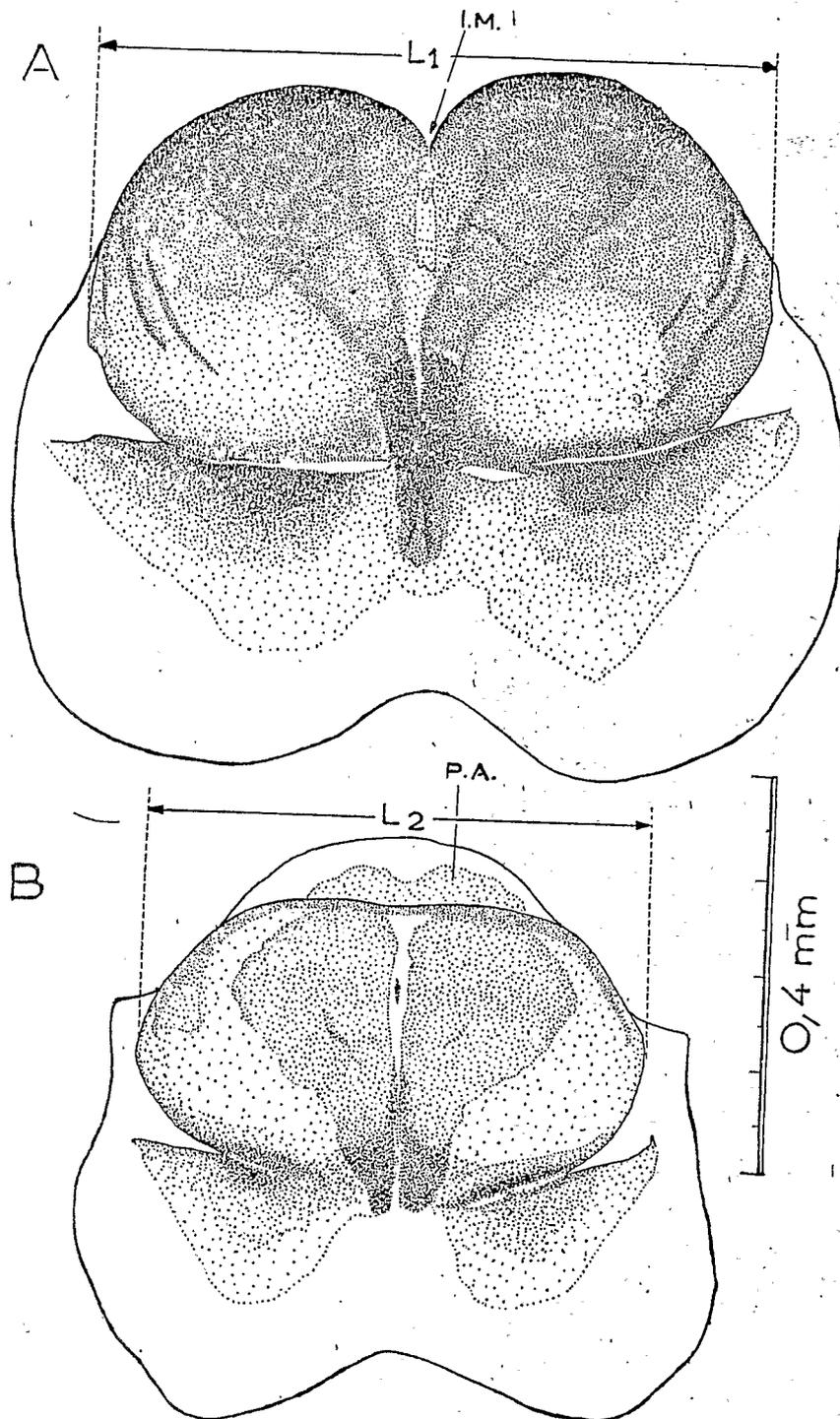


Fig. 2. — Signums de A : *Glossina fusca fusca* Walker ; B : *Glossina fusca congolensis* Newst. et Evans (échelle commune).
I. M. : Indentation médiane ; P. A. : Plaquo antérieure.

Variance des mesures du groupe B :

$$\sigma_b^2 = \frac{465,94}{18} - (5,077)^2 = 0,110$$

d'où la variance estimée de la population :

$$\sigma^2 = \frac{(25 \times 0,149) + (18 \times 0,110)}{25 + 18 - 2} = 0,139.$$

La variance standard de la différence est donc :

$$S_d^2 = 0,139 \left(\frac{1}{25} + \frac{1}{18} \right) = 0,01328 \text{ d'où } S_d = 0,11524.$$

Le rapport de la différence entre les moyennes à son erreur-standard est :

$$t = \frac{6,628 - 5,077}{0,11525} \# 13,4.$$

Cette valeur est très largement supérieure à celle (3,55) que donne une table de t pour le seuil T_{41} correspondant à $\nu = 41$ degrés de liberté et à un coefficient de sécurité de 99,9 0/0.

On doit donc conclure que la différence des moyennes des mensurations des deux groupes est tout à fait significative et que le groupe A est nettement supérieur au groupe B en ce qui concerne la largeur des signums.

Il est intéressant de remarquer que NEWSTEAD et EVANS donnent comme moyennes de cette mesure, pour *fusca fusca* : 0 mm. 56 et pour *fusca congolensis* : 0 mm. 42. Le rapport entre ces deux moyennes (1,33) est très peu différent du rapport (1,305), entre les moyennes de nos deux groupes.

CONCLUSIONS

La méthode biométrique nous démontre qu'il existe une différence réelle entre les populations du groupe Côte-d'Ivoire-Guinée et celles du groupe Cameroun-R. C. A., ce qui confirme de façon concrète les conclusions suivantes de BARROS MACHADO : « Il semble que la dénomination *fusca fusca* doit être réservée pour les populations macrophalliques qui habitent le massif éburnéo-libérien, dont les caractères distinctifs paraissent avoir une importance morphologique et historique plus grande que ceux par lesquels diffèrent les uns des autres, de façon d'ailleurs si graduelle, les populations du massif gabonais-congolais. »

Les variations observées par les auteurs (en particulier par NASH

et JORDAN, 1959, qui se basent sur celles-ci pour nier l'existence des deux sous-espèces), ont été retrouvées chez les exemplaires que nous avons examinés, mais uniquement à l'intérieur du groupe Cameroun-République Centre-Africaine (ssp. *congolensis*). Ces variations sont les suivantes :

1° Degré de chitinisation plus ou moins prononcé (cette chitinisation n'étant toutefois jamais aussi importante que chez *fusca fusca*).

2° Présence ou non d'une plaque antérieure : (P. A., fig. 2 B).

3° Existence ou non d'une indentation médiane : (I. M., fig. 2 A).

Il existe donc bien à l'intérieur de la sous-espèce *congolensis* une variation qu'il serait intéressant d'étudier du point de vue biométrique, sur des exemplaires provenant de toutes les régions où se trouve cette sous-espèce, une telle étude pouvant confirmer l'existence d'une cline géographique avancée par BARROS MACHADO (p. 52).

RÉSUMÉ

À partir d'exemplaires provenant d'une part de Guinée et de Côte-d'Ivoire, d'autre part du Cameroun et de la République Centre-Africaine, nous avons entrepris une étude biométrique suivie d'une analyse statistique sur la largeur des signums de *Gl. fusca* Walker, 1879. Les résultats obtenus font ressortir de façon nette une différence très sensible dans la taille de ceux-ci. Les signums des populations en provenance du massif éburnéo-libérien sont nettement plus grands que ceux qui proviennent du Cameroun et de la R. C. A. Ces résultats viennent à l'appui des idées récemment exprimées par BARROS MACHADO confirmant la validité des sous-espèces *Glossina fusca fusca* Walker, 1879, et *Glossina fusca congolensis* Newstead et Evans, 1921.

Laboratoire d'Entomologie Médicale, Institut Pasteur Paris.
Office de la Recherche Scientifique et Technique Outre-Mer.
Institut d'Élevage et de Médecine vétérinaire des Pays Tropicaux.

BIBLIOGRAPHIE

- EVENS (F.). — Dispersion géographique des Glossines au Congo Belge. *Mém. Inst. roy. Sci. nat. Belgique*, 2^e série, fasc. 48, 1953.
HENRARD (C. L.). — Répartition des Glossines au Congo Belge et au Ruanda-Urundi. *Bull. Inst. roy. col. Belge*, 1951, 22 (4), 967-993.
LAMOTTE (M.). — Initiation aux méthodes statistiques en biologie. Masson et Cie, Paris; 144 p., 1957.

- MACHADO (A. DE BARROS). — Nouvelles contributions à l'étude systématique et biogéographique des Glossines (*Diptera*). *Publ. cult. Co. Diam. Ang. Lisboa.*, 1959, 46, 51-53.
- MAILLOT (L.). — Répartition des Glossines en Afrique Equatoriale Française. *Bull. Soc. Path. exot.*, 1953, 46 (2), 195-197.
- NASH (T. A. M.) et JORDAN (A. M.). — A guide to the identification of the west-african species of the *fusca* group of Tse-Tse flies, by dissection of the genitalia. *Ann. Trop. Med. Parasit.*, 1959, 53 (1), 72-88.
- NEWSTEAD (R.) et EVANS (A. M.). — New Tse-Tse flies (*Glossina*), from the Belgian-Congo. *Ann. Trop. Med. Parasit.*, 1921, 15, 95-102.
- RAGEAU (J) et ADAM (J. P.). — Répartition des Glossines au Cameroun français. *Rev. Elev. Méd. Vétér. pays Trop.*, 1953, 6 (2), 73-76.
- VAUCEL (M.). — Glossines du Cameroun français. *Rev. Sci. Méd. Pharm. vét. Afr. fr. libre, Brazzaville*, 1943, 2 (2), 97-100.
- ZUMPT (F.). — *Die Tsetsefliegen*. Jena, Gustav Fischer, 1936, 149 p.

ÉTUDE DE LA RÉSISTANCE ACQUISE AU LINDANE CHEZ UNE SOUCHE D'*Aedes Aegypti*

AYANT SUBI, EN LABORATOIRE, UNE SÉLECTION LARVAIRE DÉTERMINÉE
PENDANT CINQ GÉNÉRATIONS SUCCESSIVES.
COMPARAISON DES RÉSULTATS AVEC CEUX OBTENUS
AVEC LA MÊME SOUCHE VIS-A-VIS DU D. D. T.

Par J. M. DOBY, B. RAULT et M. FRITEAU (*)

Nous avons repris avec le lindane l'expérimentation effectuée avec le D. D. T. (**).

Nous avons utilisé du lindane technique des Laboratoires Progil, contenant 99,9 0/0 d'isomère gamma. Les dilutions diverses furent effectuées à partir d'une solution à 1 0/0 dont la mise en suspension aqueuse fut facilitée par addition de faible quantité d'éthanol à 95° (***) (quantité égale de solution-mère acétonique et d'alcool).

Détermination des doses de lindane à utiliser.

Ne possédant pas de données précises relatives à la sensibilité larvaire d'*Aedes aegypti* vis-à-vis du lindane, deux expériences ont été nécessaires pour déterminer la CL 50. En effet, lors de la première

(*) Séance du 9 mars 1960.

(**) Cf. note précédente (DOBY, FRITEAU et RAULT).

(***) HAWKINS (1956), étudiant la sensibilité des larves d'*Anopheles quadrimaculatus* au D. D. T., a observé que l'addition d'alcool modifiait celle-ci. Nous-mêmes (DOBY et RAULT, 1959) avons constaté le rôle de l'alcool dans la stabilité des préparations de D. D. T. Toutefois, la dose d'alcool dans les dilutions finales des solutions insecticides que nous avons utilisées est ici beaucoup trop faible pour être de quelque importance (DOBY et RAULT, 1960).

expérience, nous avons utilisé des concentrations en lindane de même ordre que celles utilisées pour le D. D. T.

Ces concentrations se sont révélées de beaucoup trop faibles. De plus, nous obtenions des résultats assez peu homogènes. Ceci provient sans doute de ce que la suspension de lindane est beaucoup moins stable que celle de D. D. T. préparée dans les mêmes conditions. En effet, quelques instants seulement après la mise en dilution finale, des cristaux visibles à l'œil nu apparaissent, et la suspension s'éclaircit rapidement par décantation de ceux-ci.

Nous avons alors utilisé des concentrations nettement plus élevées. 2 lots de 50 larves pour chacune des concentrations suivantes de lindane : 1/10.000.000, 1/30.000.000, 1/60.000.000, 1/100.000.000. Durée du contact : 21 heures à 16° C. 2 lots témoins de 25 larves.

Résultats :

Avec des doses variant entre 1/10.000.000 et 1/60.000.000, le jeu des temps de contact et des températures permet d'obtenir la mortalité désirée.

Dans l'expérimentation ci-dessus, la CL 50 est approximativement 1/30.000.000. L'examen des courbes montre une mortalité beaucoup plus progressive qu'avec le D. D. T., due sans doute à la taille supérieure des cristaux formés.

Il se révèle en outre qu'il faut environ 10 fois plus de lindane que de D. D. T. pour obtenir une mortalité comparable, du moins dans les conditions de notre travail.

Création de la souche lindane-résistante.

Nous avons opéré dans les mêmes conditions que pour la souche D. D. T. résistante, opérant la sélection sur le 3^e stade larvaire de chaque génération, en essayant d'obtenir un pourcentage de sélection voisin de 50 0/0.

La souche lindane-résistante a été obtenue selon la filiation suivante :

Larves normales : sélection (mortalité) : 47 0/0, donnent œufs 1^{re} génération.

Larves 1^{re} génération : sélection (mortalité) : 33 0/0, donnent œufs 2^e génération.

Larves 2^e génération : sélection (mortalité) : 46 0/0, donnent œufs 3^e génération.

Larves 3^e génération : sélection (mortalité) : 52 0/0, donnent œufs 4^e génération.