

EXPERIMENTELE ANALYSE VAN BIOMETRISCHE DATA BIJ ARANEAE*

door H. VAN PRAET** en C. KINDT***

Inleiding

Het gebruik van biometrische data wordt steeds algemener in het systematisch en oecologisch onderzoek van entomo- en arachnofauna.

Aan de hand van experimentele meetwaarden bij Araneae wordt een peiling verricht naar het belang van de meetfout. Bovendien wordt een overzicht gegeven van de te gebruiken statistische methodes bij de analyse van de biometrische data. Dit moet uiteindelijk leiden tot relevante vergelijkingen en interpretaties van biometrische parameterschattingen.

Materiaal en methode

Volgende Araneae worden aan meting onderworpen: *Oedothorax fuscus* (BLACKWALL), *Gnathonarium dentatum* (WIDER) en *Pachygnatha clercki* SUNDEVALL. Bij adulte ♂♂ wordt de grootste breedte (CB) en de grootste lengte (CL) van de cephalothorax door middel van een op het binoculair aangebracht meetoculair gemeten. De voorkeur wordt gegeven aan het meten van de cephalothorax omdat het een chitineuze rigiede structuur betreft die weinig wordt beïnvloed door het fixeermiddel. Meting van *O. fuscus* en *G. dentatum* gebeurde bij vergroting $25 \times 12,5$ er voor *P. clercki* bij $12 \times 12,5$.

* Déposé le 1^{er} février 1978.

** *** Laboratorium voor Oecologie der Dieren, Zoögeografie en Natuurbehoud (Prof. Dr. J. Hublé), K.L., Ledeganckstraat 35, 9000-Gent.

Analyse van experimentele meetwaarden

1. Biometrisch onderzoek van 1 individu van een bepaalde soort.

Daartoe wordt een bepaald kenmerk van eenzelfde individu n maal gemeten. De verdeling van de meetwaarden beantwoordt dan aan een Gauss-kurve. In dat geval mag worden gesteld: $\bar{x} = t_{0,05} \cdot s \sqrt{n}$ (LAMOTTE, 1962), met \bar{x} en s respectievelijk gemiddelde waarde en standaarddeviatie van de meetwaarden, n het aantal waarnemingen en $t_{0,05}$ de t -waarde in de tabel van STUDENT bij $n-1$ vrijheidsgraden en significantiedrempel 0,05. De uitdrukking $t_{0,05} (s \sqrt{n})$ wordt het confidentie-interval genoemd en men heeft 5 % kans dat het gemiddelde niet binnen de opgegeven grenzen valt.

Experimenteel werd de CL en de CB van 1 individu van de beschouwde soorten 30 maal gemeten. De resultaten zijn in tabel I weergegeven.

TABEL I

	in mm	range*	s	$\bar{x} \pm$ confidentie-interval
<i>O. fuscus</i>	CL	0,067	0,019	0,816 \pm 0,007
	CB	0,031	0,007	0,648 \pm 0,003
<i>G. dentatum</i>	CL	0,017	0,004	1,075 \pm 0,001
	CB	0,013	0,004	2,427 \pm 0,006
<i>P. clercki</i>	CL	0,086	0,017	0,733 \pm 0,001
	CB	0,076	0,018	1,779 \pm 0,007

* Maximum meetwaarde - minimum meetwaarde.

Uit tabel I zijn volgende conclusies te trekken :

1. Uit de range blijkt dat de meetwaarden voor eenzelfde kenmerk bij eenzelfde individu sterk kunnen verschillen. Dit wijst op het belang van de meetfout.

2. De meetfout blijkt afhankelijk te zijn van enerzijds de te meten structuur en anderzijds van de gebruikte vergroting.

3. De methode laat toe gemiddelde waarden betrouwbaar af te ronden en een nauwkeurige schatting te maken van een bepaalde parameter.

2. Biometrisch onderzoek van een steekproef van N individuen van eenzelfde soort in eenzelfde ontwikkelingsstadium.

Indien N groot is, is het om praktische redenen onmogelijk de in 1. beschreven methode te volgen.

In dat geval wordt uitgemaakt welke waarde de maximale meetfout kan aannemen voor een bepaald kenmerk van een bepaalde soort in een bepaald ontwikkelingsstadium en bij een bepaalde vergroting. Hiertoe wordt van 1 individu uit de te bestuderen steekproef een bepaald kenmerk n maal gemeten (zoals in 1. kan ook hier de normaalverdeling worden verwacht). Hiervan wordt de standaarddeviatie (s) bepaald. De uitdrukking $1,96 \cdot s$ (WEBER, 1972) kwantificeert dan de maximale meetfout te wijten aan toeval. Voor 1 meting x_i van een bepaald kenmerk binnen de betreffende steekproef kan dan voorspeld worden dat de werkelijke afmeting begrepen is tussen $x_i \pm 1,96 \cdot s$ en dit met een kans van 95 %.

Deze schatting van de maximale meetfout laat toe een relevante klasse-indeling te bepalen bij het opstellen van de frequentieverdeling van de klassen voor een steekproef van N individuen.

Mathematisch wordt de klasse-indeling aldus gevonden: spreidingsbreedte (= range) / \sqrt{N} (BOOSTER & VAN KAMPEN, 1975). De meetfout mag nooit groter zijn dan 50 % van de klasse-breedte en het aantal klassen moet voldoende hoog blijven (> 5 à 6).

De resultaten van het experiment zijn in tabel II weergegeven.

TABEL II

	in mm	fout*	N	range	tklb	kfb	klassen
<i>O. fuscus</i>	CL	0,04	50	0,14	0,02	0,08	< 5
	CB	0,01	50	0,09	0,01	0,02	> 5
<i>G. dentatum</i>	CL	0,008	50	0,22	0,03	0,03	> 5
	CB	0,008	50	0,11	0,02	0,02	> 5
<i>P. clercki</i>	CL	0,03	226	0,78	0,1	0,1	> 5
	CB	0,04	226	0,65	0,1	0,1	> 5

* Telkens gebaseerd op 30 metingen; tkfb: theoretische klasse-breedte; kfb: klasse-breedte rekening houdende met de maximale meetfout.

Uit tabel II zijn volgende conclusies te trekken :

1. De maximale meetfout laat toe de meetwaarden nauwkeurig af te ronden.

2. Bepaalde structuren blijken minder geschikt voor vergelijkend biometrisch onderzoek. Dit is het geval voor de cephalothorax-lengte van *O. fuscus*, waar de meetfout groot is in vergelijking met de range.

3. In bepaalde gevallen blijkt het nodig de klasse-breedte aan te passen aan de maximale meetfout.

Summary

Cephalothorax-width and -length were measured on adult males of Araneae (*Oedothorax fuscus*, *Gnaibonarium dentatum*, *Pachygnatha clercki*).

Biometrical analysis of 1 individual per species proves that the error on the measurements is significant. Parameters are estimated by calculating mean and 95 % confidence limits using results of 30 measurements of 1 individual per species ($\bar{x} \pm t_{0,05} \cdot s \sqrt{n}$, \bar{x} = mean, $t_{0,05}$ = t-value of

STUDENT for n - 1 degrees of freedom and 0,05 level of probability, s = standard deviation, n = number of observations).

The maximum error found by measuring 1 morphological structure per species is estimated by the following formula : standard deviation of 30 measurements $\times 1,96$. Using a sample of individuals per species, the class-division of the measurements can be influenced by the value of this maximum error.

Referenties

- BOOSTER P. & VAN KAMPEN J., 1975. — *Het verwerken van waarnemingsresultaten*. Agon Elsevier, Amsterdam/Brussel.
 LAMOTTE M., 1962. — *Initiation aux méthodes statistiques en biologie*. Masson & Cie, Paris.
 WEBER E., 1972. — *Grundriss der Biologischen Statistik*. VEB Gustav Fischer Verlag, Jena.

QUESTIONS A PROPOS DES MUSCLES TROCHANTERO-NOTAUX DES INSECTES*

par J. BARLET**

Depuis une vingtaine d'années, certains auteurs s'intéressent à des catégories particulières de muscles thoraciques des Insectes : ils pensent pouvoir, grâce à ces études, améliorer la systématique dans une même famille ou établir des relations phylétiques entre familles. On peut citer les travaux de Chadwick sur les muscles ventraux intersegmentaires des Blattes (1957) et sur la musculature de la spina chez les Thysanoures et certains ordres de Ptérygotes (1959) ; ceux de Mickoleit sur trois catégories de muscles chez les Neuroptéroïdes et Panorpoïdes (1965, 1966, 1969). Ce genre de recherches a été poussé particulièrement loin par Smart qui a étudié plus de quarante familles de Diptères (1958, 1959) en s'intéressant plus spécialement au muscle trochantéro-notal (= Tergal depressor des auteurs anglo-saxons) dont il a perçu l'intérêt.

Depuis longtemps, ce muscle trochantéro-notal (tr-nt) a éveillé mon attention : en 1947, je signalais (p. 29) que *Lepisma* (Aptérygote) était à ma connaissance le seul insecte possédant à chacun des trois segments thoraciques un trochantéro-notal (1) du secteur épiméral alors que chez les Ptérygotes, seul le prothorax aptère peut contenir ce type de muscle, les deux autres segments m'en possédant éventuellement qu'au seul secteur épisternal. Dans ma description complète de la musculature thoracique de *Lepisma* (1954) j'ajoutais (p. 310) que l'homonomie des trochantéro-notaux chez cette espèce, n'avait été observée antérieurement dans aucun

* Déposé le 5 avril 1978.

** Laboratoire de Morphologie, Systématique et Ecologie animale, Institut Van Beneden, Quai Van Beneden, B-4020 Liège.

(1) Tiegs (1955, fig. 1) en représente deux à chaque segment (t.tr.1 et t.tr.2) de *Ctenolepisma* ; je pense qu'il pourrait s'agir d'une erreur ou bien chaque élément serait constitué de deux faisceaux.