

# REMARQUES SUR LE FACTEUR DE CONDITION DE *Squilla MANTIS* (L) (CRUSTACÉ STOMATOPODE).

par

**Do Chi Thang**

Laboratoire d'Hydrobiologie, Université des Sciences et Techniques du Languedoc, Place  
Eugène-Bataillon, 34060 Montpellier (France).

## Résumé

L'auteur étudie les variations du coefficient de condition chez le Stomatopode *Squilla mantis* de la région languedocienne. Il semble qu'une régression fonctionnelle soit préférable à une régression prédictrice lorsqu'il s'agit d'ajuster les points formés par les couples de valeurs log W et log L. Elle permet de donner une estimation non biaisée de b et de passer des tailles aux poids et réciproquement.

Les ajustements relatifs aux échantillons femelles des mois d'août, de septembre et d'octobre ont été comparés deux à deux, à l'aide d'un test t. Les pentes des droites d'allométrie de septembre et d'octobre ne diffèrent pas de manière significative mais ces dernières ne sont pas confondues.

Les variations du coefficient de condition Km et celles du coefficient K sont analogues ; elles permettent de dater, dans le même ordre de grandeur, les diverses phases du cycle sexuel annuel. Néanmoins, les paramètres a et b de la relation taille-poids, intégrés dans le calcul du coefficient de condition, permettent de tenir compte des allométries de croissance du poids en fonction de la taille.

## Introduction

Les variations morphologiques consécutives au développement génital et à l'état de répletion ou la comparaison de populations monospécifiques entre elles, font intervenir la notion de condition. Celle-ci se traduit par un indice a ou k que l'on tire de l'équation de croissance du poids en fonction de la taille. Cette équation apparaît dans la littérature sous les formes

$$W = k \cdot L^a \quad (1)$$

$$\text{ou } W = a \cdot L^b \quad (2)$$

Dans la relation (1), l'exposant b est fixé à 3, ce qui simplifie par la suite avantageusement les calculs, alors que dans la relation (2), b est différent de 3 et son estimation est étroitement liée à la régression linéaire adoptée.

---

*Remerciements.* — Je tiens à remercier M. A. Mayrat d'avoir bien voulu lire et critiquer le manuscrit de ce texte.

CAHIERS DE BIOLOGIE MARINE  
Tome XVI - 1975 - pp. 415-423

En tant qu'indices biologiques et morphométriques,  $a$  et  $k$  sont voisins ; néanmoins, ils n'ont pas tout à fait la même signification. En effet, Postel (1973) remarque que  $k$  est un coefficient composite qui cumule les caractéristiques dues à l'allométrie et celles dues à la condition réelle de l'individu ; alors que  $a$  se situe par rapport à un individu moyen affecté de l'allométrie de croissance en poids, cette allométrie, propre à l'espèce, se traduit par  $b$ . Par opposition, l'auteur appellera  $a$  coefficient ou facteur de condition net. Nous remarquerons au passage que  $a$  et  $k$  sont également analogues à l'indice d'origine des droites d'allométrie. Leurs valeurs dépendent des unités employées et ce sont donc seulement leurs variations qui peuvent avoir une signification biologique.

L'étude des variations du coefficient de condition chez les Stomatopodes n'est pas nouvelle ; néanmoins, ceux qui l'ont abordée (Kubo et al., 1959, Do Chi, 1974), ont eu recours à l'expression simplifiée  $K = 100.W.L^{-3}$ . Nous tenterons dans cette note, d'en donner une meilleure estimation après avoir redéfini les indices et paramètres chez le Stomatopode *Squilla mantis* (L.) méditerranéen de la région languedocienne.

#### **Relation taille/poids et choix de la droite d'ajustement chez *Squilla mantis***

La relation taille-poids se calcule le plus souvent, après transformation logarithmique, par ajustement suivant une méthode quelconque ; la plus couramment employée est celle des moindres carrés.

Nous disposons en fait de trois types de droites d'ajustement du nuage de points représentatifs correspondant aux logarithmes des mesures individuelles du couple de caractère  $W$  (poids) et  $L$  (taille). Ce sont : l'axe majeur réduit, l'axe majeur et la droite des moindres carrés. Le premier répond à l'ajustement au sens des moindres rectangles et les derniers à celui des moindres carrés. Nous n'examinerons que l'axe majeur réduit et la droite des moindres carrés en nous appuyant sur les travaux de Teissier (1948), de Mayrat (1959, 1967, 1970) et sur ceux de Ricker (1973).

Mettre en relation deux variables interdépendantes,  $W$  et  $L$ , conduit, non pas à minimiser la somme des carrés des écarts parallèlement à l'un ou l'autre axe de coordonnées (régression au sens des moindres carrés) mais à minimiser la somme des produits des écarts mesurés selon l'un et l'autre axes de coordonnées. On définit ainsi la droite des moindres rectangles encore appelée droite de corrélation organique ou axe majeur réduit. Elle est définie par une covariance minimale et une pente (écart-type des  $y$  / écart-type des  $x$ ) indépendante du coefficient de corrélation  $r$  (Mayrat, 1970).

C'est à l'aide de l'axe majeur réduit que nous calculerons les paramètres  $a$  et  $b$  de la relation taille-poids, relation qu'il est nécessaire de connaître pour estimer ultérieurement le coefficient de condition.

Nous avons résumé et comparé dans les tableaux 1 et 2 les paramètres calculés suivant deux modalités de régression linéaire, pour

des échantillons mensuels et annuels de mâles et de femelles. Les valeurs de b sont ensuite confrontées à 3 par l'intermédiaire du test t de Student :

$$t = \frac{|b - 3|}{\text{écart-type } b}$$

avec écart-type  $b = \sqrt{\frac{1}{n - 2} \left[ \frac{\sum (y_i - \bar{y})^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \cdot \left( \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \right)^2 \right]}$

De plus, le recours à la terminologie classique utilisée dans l'étude des croissances relatives explique la substitution du coefficient 3 à 1 pour traduire l'isométrie (le poids d'un individu varie sensiblement en raison du cube de ses dimensions linéaires).

TABLEAU 1  
Ajustements de la relation taille-poids  $W = aL^b$  chez *Squilla mantis*.  
Echantillons mâles.

Méthode d'ajustement	Droite des moindres carrés					Axe majeur réduit				Poids	Longueur
Date de l'échantillon	N	a	b	t	Sign.	a	b	t	Sign.	moyen	moyenne
juillet 1971	143	17.38.10 <sup>-3</sup>	2,85	3,26	+	15,43.10 <sup>-3</sup>	2,90	2,20	+	27,84	13,20
août	454	13,89.10 <sup>-3</sup>	2,94	1,02	—	7,77.10 <sup>-3</sup>	3,16	2,99	+	34,84	14,27
septembre	263	29.19.10 <sup>-3</sup>	2,68	4,65	+	16,36.10 <sup>-3</sup>	2,89	1,50	—	44,13	15,26
octobre	218	14,44.10 <sup>-3</sup>	2,94	1,20	—	11,46.10 <sup>-3</sup>	3,02	0,53	—	49,13	15,86
novembre	92	24,71.10 <sup>-3</sup>	2,75	2,58	+	16,60.10 <sup>-3</sup>	2,89	1,08	—	56,76	16,57
décembre	64	25,79.10 <sup>-3</sup>	2,72	2,34	+	16,91.10 <sup>-3</sup>	2,87	1,06	—	59,60	17,10
janvier 1972	25	12,19.10 <sup>-3</sup>	2,97	1,56	—	9,17.10 <sup>-3</sup>	3,07	0,46	—	53,16	16,73
février	69	18,61.10 <sup>-3</sup>	2,84	1,59	—	13,45.10 <sup>-3</sup>	2,95	0,43	—	54,20	16,57
mars	83	14,86.10 <sup>-3</sup>	2,93	0,97	—	12,45.10 <sup>-3</sup>	2,99	0,50	—	54,96	16,45
avril	52	13,41.10 <sup>-3</sup>	2,97	0,31	—	10,95.10 <sup>-3</sup>	3,04	0,46	—	53,50	16,30
mai	185	12,48.10 <sup>-3</sup>	3,01	0,18	—	7,85.10 <sup>-3</sup>	3,18	2,40	+	51,65	15,85
juin	180	8,87.10 <sup>-3</sup>	3,10	1,92	—	6,95.10 <sup>-3</sup>	3,19	3,49	+	48,63	15,96
Echantillons mensuels cumulés	1828	13,25.10 <sup>-3</sup>	2,97	1,60	—	9,93.10 <sup>-3</sup>	3,07	4,05	+	43,77	15,30

W : poids en grammes ; L : longueur en centimètres ; N : effectif de l'échantillon ; a : constante ; b : exposant ; t : valeur du test t de Student ; Sign. : signification de l'écart de b par rapport à 3, au seuil de 5 p. 100.

Les tableaux 1 et 2 appellent quelques remarques :

le calcul de b par la méthode des moindres carrés entraîne un biais dans le sens de la sous-estimation. Ce biais est de l'ordre de quelques dixièmes d'unité. L'exposant b reflète à la fois l'allométrie de croissance et l'amplitude de la distribution de taille de l'échantillon (b est d'autant plus élevé que cette amplitude sera grande car la corrélation sera meilleure) ;

lorsque les valeurs de b sont inférieures ou voisines de 3, la pente de la droite de régression de y en x s'écarte plus de 3 que celle de l'axe majeur réduit ;

inversement, lorsque les valeurs de b sont nettement supérieures à 3, la pente de la droite des moindres carrés, inférieure à celle de l'axe majeur réduit, est plus proche de 3. C'est ce que nous observons

en août, janvier, avril, mai, juin (tableau 1) et en septembre, octobre, janvier, mars, mai, juin (tableau 2) ;

on peut distinguer, à l'aide des axes majeurs réduits, deux périodes dans les variations mensuelles de b par rapport à 3. La première, définie par une valeur de b non significativement différente de 3, s'étend de septembre à avril pour les mâles et de décembre à avril pour les femelles. La seconde période est définie par une valeur de b significativement différente de 3 ; elle est brève chez les mâles (mai à août) alors qu'elle s'étend chez les femelles de mai à novembre, excepté septembre ;

cette exception nous amène à soulever le problème de la comparaison des droites d'ajustement. En effet, nous avons comparé jusqu'ici

TABLEAU 2  
Ajustements de la relation taille-poids chez *Squilla mantis*.  
Echantillons femelles.

Méthode d'ajustement	Droite des moindres carrés					Axe majeur réduit				Poids	Longueur
Date de l'échantillon	N	a	b	t	Sign.	a	b	t	Sign.	moyen	moyenne
juillet 1971	46	25.23.10-3	2,70	3,54	+	21,94.10-3	2,76	2,88	+	24,88	12,76
août	288	27.07.10-3	2,68	6,40	+	19,41.10-3	2,81	3,85	+	34,03	14,25
septembre	282	13.45.10-3	2,95	0,78	-	9,31.10-3	3,09	1,71	-	41,85	15,17
octobre	336	10.92.10-3	3,02	0,46	+	7,42.10-3	3,16	3,21	+	45,90	15,78
novembre	129	46.22.10-1	0,88	12,85	+	16,86.10-3	2,05	5,74	+	56,18	16,88
décembre	97	14.15.10-3	2,92	0,99	-	10,56.10-3	3,02	0,30	-	52,52	16,68
janvier 1972	31	11.02.10-3	2,99	0,05	-	9,16.10-3	3,05	0,50	-	48,88	16,52
février	57	15.79.10-3	2,87	1,18	-	11,54.10-8	2,98	0,15	-	45,29	16,01
mars	74	11.86.10-3	2,99	0,05	-	5,23.10-3	3,28	1,77	-	52,42	16,54
avril	18	37.87.10-3	2,57	1,33	-	16,39.10-3	2,87	0,39	-	53,07	16,64
mai	20	5.93.10-3	3,25	1,87	+	5,14.10-3	3,31	2,25	+	40,69	15,03
juin	22	8.13.10-3	3,13	2,28	+	7,91.10-3	3,14	2,47	+	26,92	13,28
Echantillons mensuels cumulés	1400	32,38.10-3	2,62	11,86	+	16,31.10-3	2,87	3,88	+	42,68	15,40

(légende : voir tableau 1)

les valeurs de b à 3 ; or, il serait parfois aussi intéressant de les comparer entre elles et d'examiner si les droites d'ajustement ne sont pas confondues. Nous prendrons à titre d'exemple (Fig. 1) les échantillons femelles des mois d'août, septembre et octobre.

Nous savons depuis Mayrat (1959, 1967, 1970), qu'il est possible de comparer les axes majeurs réduits deux à deux par un test t ou globalement (cas de plusieurs axes) par un test F (méthode de Reeve). Le premier implique des calculs complexes tandis que le second n'est pas entièrement fondé du point de vue théorique tout en conduisant, en biologie, à des résultats parfaitement cohérents.

Le test t pourra être effectué dans le sens  $y = f(x)$  car, comme le fait remarquer Mayrat, les valeurs de t (pour les différences de pente et pour les différences de position), correspondant aux deux sens de dépendance, divergent peu et l'on peut conclure à la valeur significative des différences entre échantillons.

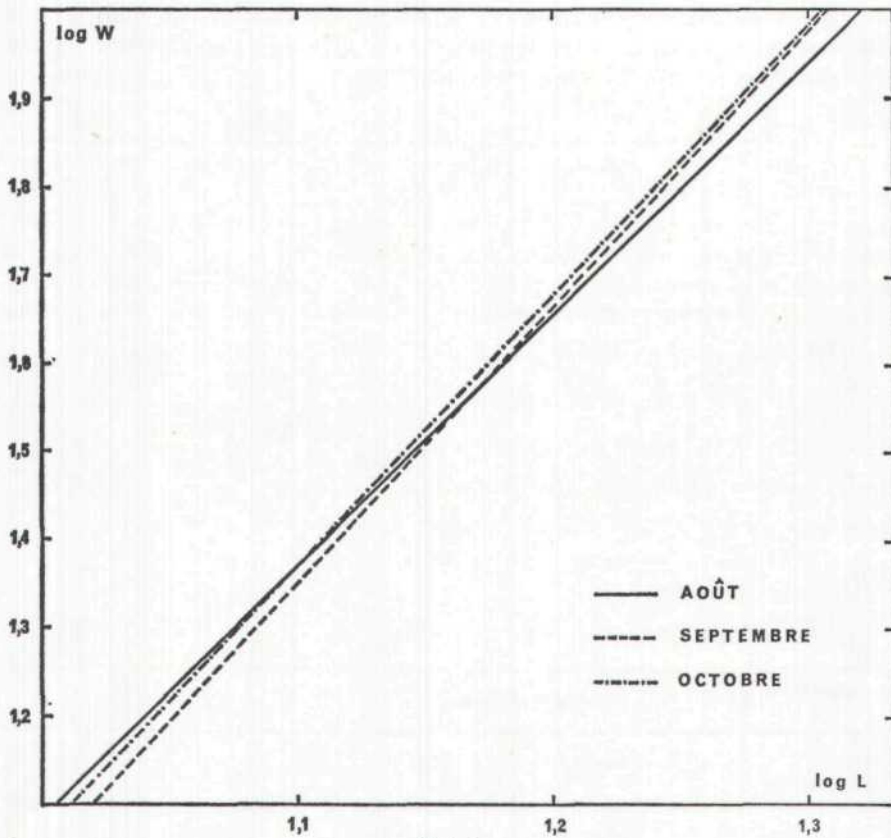


FIG. 1

Relation taille-poids chez *Squilla mantis*. Comparaison des droites d'ajustement. Échantillons femelles.

La comparaison des droites se fait en deux temps : on compare d'abord les pentes puis on examine éventuellement si les droites supposées parallèles sont confondues ou non. Comparer les pentes revient à comparer la différence entre les pentes,  $b_1 - b_2$ , à la variance de cette différence, soit :

$$t_{pe}^2 = \frac{(b_1 - b_2)^2}{\text{variance } (b_1 - b_2)}$$

$$\text{avec } b_1 = \sqrt{S_{y_1}^2 / S_{x_1}^2}$$

$$b_2 = \sqrt{S_{y_2}^2 / S_{x_2}^2}$$

$$S_{y_1}^2 = \sum_1^n (y_1 - \bar{y})^2$$

$$S_{x_1}^2 = \sum_1^n (x_1 - \bar{x})^2$$

La variance  $(b_1 - b_2)$  est donnée en pratique par :

$$\frac{1}{N - 4} \left[ S_{y_1}^2 + S_{y_2}^2 - (S_{x_1 y_1})^2 / S_{x_1}^2 - (S_{x_2 y_2})^2 / S_{x_2}^2 \right] \left[ 1 / S_{x_1}^2 + 1 / S_{x_2}^2 \right]$$

avec  $N = n_1 + n_2$  (effectif des échantillons)

$$S_{x_1 y_1} = \sum_1^n (x_1 - \bar{x})(y_1 - \bar{y})$$

Si  $b_1$  ne diffère pas de  $b_2$  de manière significative, on compare la différence de position entre les parallèles, mesurée par rapport à l'axe des  $y$ , à la variance de cette différence, soit :

$$t_{po}^2 = \frac{[(\bar{y}_1 - \bar{y}_2) - \alpha_p (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)]^2}{\left[ \frac{1}{(N-3)} S_{x_1}^2 \right] \left[ S_{x_1}^2 \cdot S_{y_1}^2 - (S_{x_1 y_1})^2 \right] \left[ \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2}{S_{x_1}^2} + \frac{2(n_1 + n_2)}{n_1 n_2 (1 + r_p)} \right]}$$

en calculant la somme des carrés et des produits des écarts comme pour un seul échantillon. On l'obtient en faisant coïncider les centres de gravité par une translation, soit

$$S_{x_1}^2 = (N - m - 1) S_{x_1}^2 = S_{x_1}^2 + S_{x_2}^2$$

$$S_{x_1 y_1} = (N - m - 1) r_p S_{x_1} S_{y_1} = S_{x_1 y_1} + S_{x_2 y_2}$$

avec  $m = 2$  (nombre de droites comparées)

ce qui donne pour la pente commune  $\alpha_p^2 = (S_{y_1}^2 + S_{y_2}^2) / (S_{x_1}^2 + S_{x_2}^2)$

et le coefficient de corrélation  $r_p^2 = (S_{x_1 y_1})^2 / (S_{x_1}^2 \cdot S_{y_1}^2)$

TABLEAU 3  
Comparaison des droites d'allométrie.

Echantillons ♀	Droites à comparer	N = $n_1 + n_2$	$t_{pe}$	Sign.	$t_{po}$	Sign.
août septembre	log W = log 19,41.10 <sup>-3</sup> + 2,81 log L log W = log 9,31.10 <sup>-3</sup> + 3,09 log L	570	3,78	+		
septembre octobre	log W = log 9,31.10 <sup>-3</sup> + 3,09 log L log W = log 7,42.10 <sup>-3</sup> + 3,16 log L	618	0,92	—	4,07	+

$t_{pe}$  : comparaison des pentes ;  $t_{po}$  : comparaison des positions ; N : effectif total des échantillons comparés ; Sign : signification au seuil de 5 p. 100.

Le tableau 3 résume la comparaison deux à deux, par le test  $t$ , des droites d'allométrie relatives aux échantillons femelles des mois d'août, de septembre et d'octobre. Les pentes des droites du mois d'août et de septembre sont significativement différentes au seuil de 5 p. 100 alors que celles de septembre et d'octobre ne le sont pas. En revanche, la comparaison de ces dernières, assimilées à des parallèles, permet de déceler une différence significative de position au seuil de 5 p. 100. Les échantillons de septembre et d'octobre sont donc comparables au point de vue croissance relative poids/taille, tout en manifestant en octobre une légère supériorité pondérale à taille égale.

En résumé, rien n'autorise à fixer un sens de dépendance particulier dans le couple de variables W et L. Aussi, une régression fonctionnelle serait-elle préférable à une régression prédictive, simple moyen d'estimation du poids le plus probable pour une longueur donnée. De plus, Mayrat (1970) fait remarquer que cette dernière présente l'inconvénient de ne pas donner de résultats fidèles. En effet, on obtient deux pentes moins élevées que la pente unique de la droite d'ajustement du nuage de dispersion lorsque l'on coupe celui-ci en

deux par une parallèle à l'axe des y. Cela a son importance lorsque l'on sait l'incidence que b peut avoir sur la valeur du coefficient de condition et qu'il est parfois nécessaire de calculer ce dernier pour diverses fractions d'un échantillon (immatures, sexuellement mûrs, classes d'âge, etc.). L'axe majeur réduit autoriserait à faire coïncider une limite biologique (taille de première maturité sexuelle par exemple) et une limite statistique (parallèle à l'axe des y coupant l'axe des x au point d'abscisse égal à la taille de première maturité sexuelle) en vue d'estimer la condition de diverses fractions de l'échantillon.

#### Choix d'un coefficient de condition

Plusieurs expressions permettent de traduire la notion de condition en tenant compte des variations de forme et/ou de densité de l'animal au cours de la croissance. Nous en donnerons un aperçu après avoir modifié légèrement le symbolisme adopté par certains auteurs afin d'éviter la désignation de paramètres différents par la même lettre K.

W

L'expression  $K_n = \frac{W}{L^b}$  (3) ou « relative condition factor » exprime la déviation individuelle par rapport à la relation taille-ponds ajustée (Le Cren, 1951 et Weatherley, 1972).

W

$a = \frac{W}{L^b}$  (4) traduit la condition nette (Postel, 1973) et se révèle, au point de vue pratique, délicate à employer. Ses fluctuations ne peuvent être interprétées de façon tangible que dans la mesure où b ne s'écarte pas trop de 3, c'est-à-dire de l'individu idéal isométrique.

Dans  $K' = aL^{b-3}$  (5), K' apparaît comme une fonction de L et varie avec celle-ci dans des proportions d'autant plus grandes que b s'écarte de 3 (Laurent et Moreau, 1973). Son application se limite aux cas où L varie peu sinon les auteurs définissent pour un échantillon dont l'intervalle de taille s'inscrit entre  $L_1$  et  $L_2$ , un coefficient moyen  $K_m$  tel que :

$$K_m = \frac{\int_{L_1}^{L_2} K' dL}{L_2 - L_1} \quad (6)$$

$$\text{avec } \int K' dL = \int aL^{b-3} dL = \frac{1}{b-2} \cdot aL^{b-2}$$

$$\text{d'où } K_m = \frac{a}{b-2} \cdot \frac{L_2^{b-2} - L_1^{b-2}}{L_2 - L_1}$$

a et b ne doivent pas varier dans l'intervalle  $L_1, L_2$  et il nous faut vérifier pour chaque échantillon si le graphe  $\log W = f(\log L)$  ne présente pas d'inflexion.

Nous avons établi (tableau 4) la comparaison entre les données obtenues à l'aide de la relation (6) et celles qui ont été obtenues selon le mode de calcul habituel, c'est-à-dire à partir de la moyenne des valeurs individuelles de  $K = 100.W.L^{-3}$  (Do Chi, 1974). Les tailles, exprimées en longueur totale définie depuis le bord antérieur de la

TABLEAU 4

Variations mensuelles de la condition de *Squilla mantis* estimées selon

$$K = 100 \cdot W \cdot L^{-3} \text{ et } Km = \frac{\int_{L_1}^{L_2} K'dL}{L_2 - L_1}$$

Date	Mâles		Femelles	
	K	Km	K	Km
juillet 1971	1,247	1,168	1,227	1,156
août	1,223	1,216	1,191	1,144
septembre	1,295	1,206	1,256	1,194
octobre	1,300	1,202	1,223	1,155
novembre	1,291	1,135	1,230	1,188
décembre	1,226	1,165	1,178	1,115
janvier 1972	1,101	1,117	1,101	1,055
février	1,241	1,169	1,160	1,090
mars	1,289	1,210	1,182	1,143
avril	1,294	1,223	1,210	1,113
mai	1,357	1,291	1,302	1,202
juin	1,229	1,182	1,269	1,163

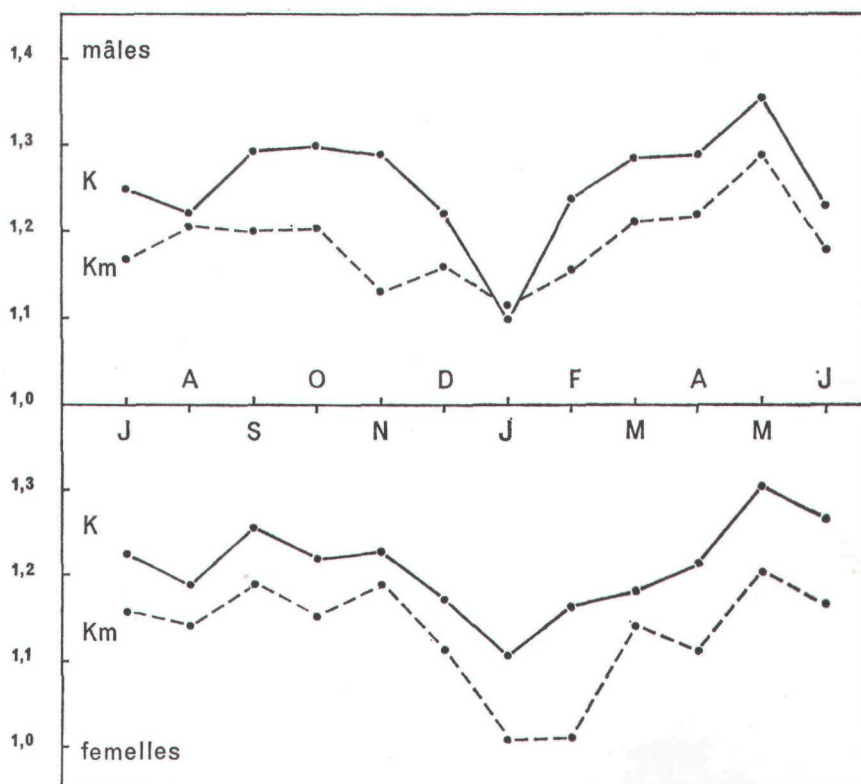


FIG. 2

Variations mensuelles des coefficients de condition  $K = 100 \cdot W \cdot L^{-3}$ 

$$\text{et } Km = \int_{L_1}^{L_2} K'dL / L_2 - L_1$$



plaque rostrale jusqu'à l'extrémité des épines sub-médianes du telson, s'inscrivent entre 13 cm environ (première maturité sexuelle) et 20 cm (taille maximale observée).

La différence observée réside dans le fait que  $K_m$  permet de se situer par rapport à une valeur moyenne alors que  $K$  n'exprime que l'écart par rapport à un individu idéal isométrique. Cependant, les variations mensuelles de la condition exprimée par  $K_m$  ou par  $K$  donnent les mêmes informations sur le déroulement du cycle sexuel annuel (Fig. 2). On remarquera, dans un cas comme dans l'autre, la chute de la condition de janvier à laquelle nous n'avons pas encore trouvé de début d'explication.

### Summary

Remarks on condition factor of *Squilla mantis* (L.) (Crustacea Stomatopoda).

Length-weight relationship and condition factor of the mantis-shrimp are analysed.

To estimate the exponent in the length-weight relationship, a functional regression line is more suitable than a predictive one. The comparison of such estimated lines for August, September and October female samples has involved a test: the slopes of September and October lines are not significantly different at the 5 p. 100 level, but significant difference has been found between their positions.

With the length-weight relationship parameters, it is possible to estimate the condition factor  $K_m$ . The variations of  $K_m$  are similar to those of the usual composite condition factor  $K$  for timing the population sexual cycle, but  $K_m$  is not influenced by the allometric relationship between weight and length.

### INDEX BIBLIOGRAPHIQUE

- DO CHI, T., 1974. — Biométrie de la reproduction de *Squilla mantis* (L.) (Crustacé Stomatopode) dans le golfe d'Aigues-Mortes (Méditerranée Nord-Occidentale). *Pnbbl. Staz. Zool. Napoli* (sous presse).
- KUBO, I., HORI, S., KUMEMURA, M., NAGANAWA, M. and SOEDJONO, J., 1959. — A biological study on a Japanese edible mantis-shrimp, *Squilla oratoria* De Haan. *J. Tokyo Univ. Fish.*, 45 (1), pp. 1-25.
- LAURENT, M., et MOREAU, G., 1973. — Influence des facteurs écologiques sur le coefficient de condition d'un Téléostéen (*Cottus gobio* L.). *Ann. Hydrobiol.*, 4 (2), pp. 211-228.
- LE CREN, E.D., 1951. — The length-weight relationship and seasonal cycle in gonad weight and condition in the perch (*Perca fluviatilis*). *J. Anim. Ecol.*, 20 (2), pp. 201-219.
- MAYRAT, A., 1959. — Nouvelle méthode pour l'étude comparée d'une croissance relative dans deux échantillons. Application à la carapace de *Penaeus kerathurus* (Forsk.). *Bull. Inst. fr. Afrique noire*, A, 21 (1), pp. 21-59.
- MAYRAT, A., 1967. — Croissance et développement chez les Crustacés. Leur étude biométrique (avec quelques remarques sur les Insectes). *Mém. Inst. fond. Afrique noire*, 77, pp. 499-648.
- MAYRAT, A., 1970. — Allométrie et taxinomie. *Revue Statistique Appliquée*, 18 (4), pp. 47-58.
- POSTEL, E., 1973. — Théorie des pêches (Dynamique des populations exploitées). Université de Rennes, Biologie-Halieuétique, 1 : (IV + 116).
- RICKER, W.E., 1973. — Linear regressions in fishery research. *J. Fish. Res. Board Canada*, 30 (3), pp. 409-434.
- TEISSIER, G., 1948. — La relation d'allométrie : sa signification statistique et biologique. *Biometrics*, 4 (1), pp. 14-53.
- WEATHERLEY, A.H., 1972. — Growth and ecology of fish populations. Acad. Press., X + 293 pp.