

Zeitschrift: Bulletin de la Société Vaudoise des Sciences Naturelles
Herausgeber: Société Vaudoise des Sciences Naturelles
Band: 42 (1906)
Heft: 157

Artikel: Étude biométrique sur le Diatoma grande W Sm.
Autor: Maillefer, Arthur
Kapitel: I: Variations
DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-267853>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

Download PDF: 12.01.2026

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

régale, soit par l'acide chlorhydrique additionné de chlorate de potasse.

La récolte du 30 septembre 1904, réservée pour l'étude de l'épaisseur, n'a pas subi de traitement préalable.

L'examen a toujours eu lieu dans de la styrésine au monobromure de naphtaline, dans laquelle les extrémités des valves sont très nettes.

Les Diatoma ont toujours été étudiés avec l'objectif à immersion homogène $1/15$ de Koristka et l'oculaire compensateur n° 4. Les mensurations ont été effectuées à l'aide du micromètre oculaire. Une division du micromètre oculaire a été trouvée égale, par comparaison avec un micromètre objectif, à $1,72 \mu$.

Dans toute la première partie de ce travail, les résultats sont exprimés avec la division du micromètre oculaire comme unité ; dans la partie systématique, par contre, toutes les mensurations ont été rapportées au μ ($0^m000001$).

Pour l'étude de la variation de la surface, les Diatoma ont été dessinés à la chambre claire d'Abbé et mesurés en millimètres sur le dessin ; 1^{mm} du dessin équivaut à $1,07 \mu$ de l'objet.

CHAPITRE PREMIER

Variation.

INTRODUCTION

Vu l'absence complète d'un traité de biométrie publié en français, je crois nécessaire d'expliquer en quelques mots en quoi consiste cette science.

Les individus du groupe biologique à étudier sont classés, d'après la valeur d'un caractère considéré, en un certain nombre de catégories. Chacune de ces catégories porte le nom de *variante* ; on représente les variantes dans les formules par la lettre V.

Chaque variante sera représentée par un certain nombre d'individus ; le nombre de fois qu'on retrouve un individu appartenant à une variante donnée se nomme la *fréquence*, représentée par f dans les formules.

On représente graphiquement la variation d'un caractère en portant les valeurs de V et de f sur les deux axes d'un système rectangulaire de coordonnées : les variantes, V , sur l'axe des x , les fréquences, f , sur l'axe des y .

On obtient ainsi un polygone, nommé *polygone de variation*. Ce polygone, qui présente quelquefois des angles rentrants ou d'autres irrégularités, tend, généralement, si l'on fait un nombre assez considérable de mensurations, vers un polygone inscrit dans une courbe susceptible d'analyse mathématique.

Un certain nombre de constantes calculées au moyen des données empiriques permettent de voir par quelle courbe la variation est le mieux représentée.

Les deux principales constantes sont la *moyenne*, représentée par A (average) et l'*index de variabilité* σ (standart, déviation des Anglais).

On les calcule comme suit :

$$\text{Moyenne} = A = \frac{\Sigma(Vf)}{n}$$

$$\text{Index de variabilité} = \sigma = \sqrt{\frac{\Sigma(x^2f)}{n}}$$

x est la déviation en plus ou en moins de la moyenne, déviation exprimée dans la même unité que les variantes ; n représente le nombre d'individus mesurés en tout.

L'erreur probable de A est :

$$E_A = 0,6745 \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

celle de σ

$$E_\sigma = 0,6745 \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{2n}}$$

Pour le calcul des autres constantes, je renverrai aux ouvrages spéciaux¹ quitte à élucider dans le cours de mon travail les questions qui pourraient se poser.

a) Variation de la longueur du Diatoma grande.

Le tableau suivant contient pour les diverses dates de récolte, le résultat des mensurations de longueur.

La planche I nous montre les polygones de variation correspondant aux récoltes des diverses dates, placées dans l'ordre chronologique.

Tous les graphiques ont été faits en ramenant à environ 500 le nombre, n , des individus mesurés.

La première chose qui frappe c'est l'irrégularité des polygones ; les sommets secondaires et les angles rentrants abondent.

La question se posait de savoir si ces sommets correspondaient à des races distinctes comme le fait a été constaté par Schroeter pour *Fragilaria crotensis*, ou si l'on avait affaire à de simples irrégularités dues, soit à un nombre insuffisant de mesures, soit à d'autres causes.

C'est pourquoi, le 10 avril 1905, j'ai récolté du matériel de Diatoma à quatre endroits différents sur le même mur de la jetée où toutes les autres récoltes ont été faites ; les endroits de prises d'échantillons étaient distants d'environ 50 cm. à 1 m.

Trois de ces échantillons, étiquetés A, B et D, ont été

¹ Duncker, *Die Methode der Variationsstatistik*.

Davenport, *Statistical Methods with special reference to biological Variation*.

mesurés avec le micromètre oculaire. Le résultat des mesurations est représenté dans la planche XV.

Le plus simple examen montre que chaque polygone a une allure différente des deux autres ; seul le sommet correspondant à l'abscisse 25 est commun aux trois polygones.

Il ne nous semble pas que nous puissions attribuer à un mélange de races la multiplicité des sommets de nos polygones.

A notre avis, ces sommets sont dus au fait de l'association des individus en chaînes. A côté de chaînes de 1-10 individus, nous en avons mesuré qui étaient formées de 64 individus. Vu la fragilité des chaînes et les secousses qu'elles ont dû subir lors de la récolte et du transport, il est très probable que 64 n'est pas le nombre maximum possible, mais ces grandes chaînes sont en très petit nombre.

Toutes les mesures que j'ai faites de la longueur des divers individus d'une chaîne m'ont toujours donné entre eux des différences inférieures à une unité (1,72 u). Une chaîne représente donc une réunion d'individus sensiblement de même longueur.

Supposons qu'une récolte contienne 5000 chaînes, ce qui ne doit pas être bien loin de la réalité ; que parmi ces chaînes d'un nombre moyen de 10-15 individus, il s'en trouve, par hasard, quelques-unes de 60, 80 ou 100 individus, on comprend qu'une ordonnée puisse dépasser la hauteur qui lui serait assignée par la courbe de probabilité.

Un fait cependant est à signaler : c'est que les irrégularités des polygones de variation sont beaucoup plus accentuées en hiver qu'au printemps (voir planche XV) ; on voit les courbes devenir de plus en plus régulières en passant du mois d'octobre au mois de mars.

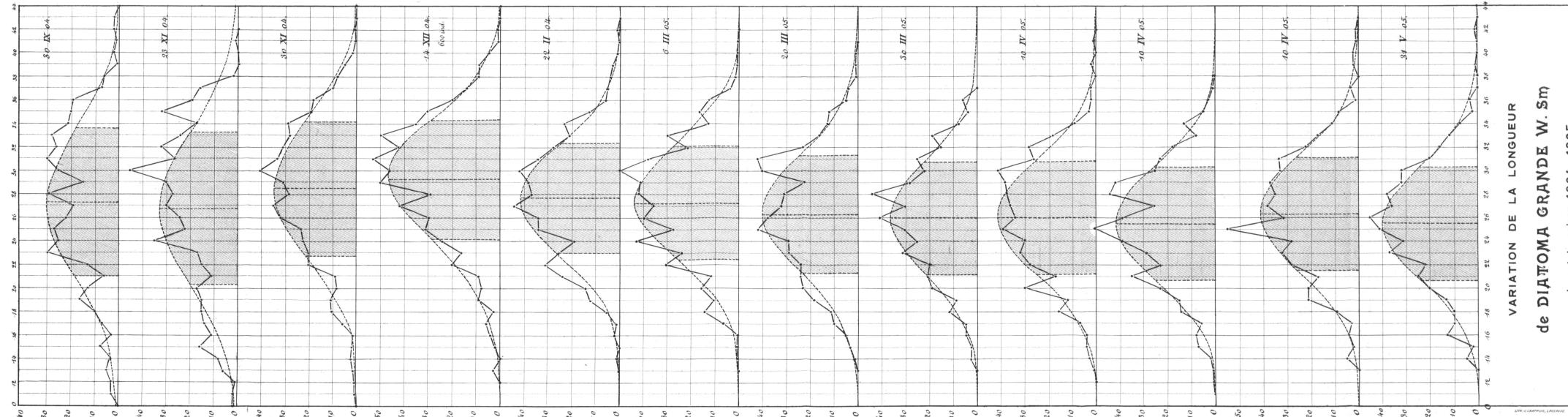
La moyenne de la longueur est indiquée dans le tableau suivant avec son erreur probable.

Tableau représentant la variation de la longueur du *Diatoma grande* en 1904-1905.

VARIATION DE LA LONGUEUR
de DIATOMA GRANDE W. Sm

durant la saison 1904 - 1905

SOCIÉTÉ CHAMPIVON-LACROIX



Dates.	Moyennes.
30 septembre 1904 . . .	27,39 \pm 0,09
23 novembre 1904 . . .	26,80 \pm 0,19
30 novembre 1904 . . .	28,50 \pm 0,12
14 décembre 1904 . . .	29,31 \pm 0,14
22 février 1905 . . .	27,78 \pm 0,14
6 mars 1905 . . .	27,28 \pm 0,14
20 mars 1905 . . .	26,37 \pm 0,14
30 mars 1905 . . .	26,00 \pm 0,15
10 avril 1905 A . . .	26,33 \pm 0,14
10 avril 1905 B . . .	25,45 \pm 0,14
10 avril 1905 C . . .	26,22 \pm
10 avril 1905 D . . .	26,02 \pm 0,14
31 mai 1905 . . .	25,47 \pm 0,14

Nous constatons que la moyenne A augmente jusqu'en décembre pour diminuer ensuite régulièrement jusqu'à fin mai.

Etablissons également le tableau des valeurs de l'index de variabilité σ .

Dates.	σ
30 septembre 1904 . . .	6,395 \pm 0,006
23 novembre 1904 . . .	6,506 \pm 0,134
30 novembre 1904 . . .	5,685 \pm 0,085
14 décembre 1904 . . .	5,169 \pm 0,100
22 février 1905 . . .	4,775 \pm 0,101
6 mars 1905 . . .	4,864 \pm 0,099
20 mars 1905 . . .	5,012 \pm 0,106
30 mars 1905 . . .	4,714 \pm 0,109
10 avril 1905 A . . .	4,875 \pm 0,103
10 avril 1905 B . . .	4,789 \pm 0,104
10 avril 1905 C . . .	4,763 \pm 0,206
10 avril 1905 D . . .	4,818 \pm 0,102
31 mai 1905 . . .	4,776 \pm 0,104

Nous constatons une diminution très marquée de la variabilité jusqu'en février ; à partir de cette époque la différence réelle entre deux quelconques des indices σ est plus petite que le double de leur erreur probable calculée par la formule

$$\text{Erreur probable} = \sqrt{E_1^2 + E_2^2}$$

où E_1 et E_2 sont les erreurs probables des deux indices dont on cherche la différence probable.

A noter également la légère augmentation de la variabilité entre le 30 septembre et le 23 novembre.

Constatons, en outre, que les récoltes à plus grande variabilité sont aussi celles dont les polygones sont les plus tourmentés.

Une autre constante très importante est le *coefficient de variation* C, obtenu en divisant l'index de variabilité σ par la moyenne A et en multipliant par 100 ; le coefficient de variation s'exprime en pour cent.

$$C = \frac{\sigma}{A} \cdot 100 \%$$

En effet, la valeur de σ est exprimée en unité avec laquelle on a exprimé les mesures. Si l'on prend, par exemple, le mètre pour unité, on trouvera un index de variabilité 100 fois plus petit (pour le même caractère d'un même groupe d'individus) que si l'unité est le centimètre.

Le coefficient de variation C est au contraire un nombre indépendant de l'unité de mesure, A et σ étant exprimées par la même unité.

Je ne puis donc comprendre Düncker¹, lorsqu'il dit :

¹ Düncker, loc. cit., p. 40.

« Der Vollständigkeit halber habe ich zum Schluss einen Begriff zu erwähnen, welcher von botanischer Seite in die Variationsstatistik eingeführt, inzwischen auch von einigen Zoologen aufgenommen und von Pearson rechnerisch verwendet worden ist, den sogenannten Variationscoefficienten. Derselbe ist der Quotient zwischen dem jeweils angewandten Variabilitätsindex und dem Mittelwerth des untersuchten Merkmals.

Ueber die rechnerischen Vortheile dieses Begriffs erlaube ich mir kein Urteil. Morphologisch aber halte ich denselben für gänzlich nichtsagend, da seine Grösse von dem durch die Definition des Merkmals bedingten Nominalwerth des Mittels abhängig ist und zu der Variabilität des Merkmals in keinerlei Beziehung steht. »

Dans le langage usuel, on dit que telle grandeur varie du simple au double, du simple au quadruple, etc. Si une grandeur qui varie du simple au double est exprimée en centimètres, par exemple de 10 cm. à 20 cm., l'index de variabilité de cette grandeur aura une certaine valeur dépendant de la différence $20-10 = 10$ cm. ; mais, si la grandeur varie de 110-120 cm., l'index de variabilité conservera la même valeur alors que la 'grandeur ne variera que de 1 à $\frac{120}{110} = 1,09$.

Le coefficient de variation C sans indiquer exactement combien de fois le plus grand individu est plus grand que le plus petit est cependant fonction de ce rapport.

Je crois donc que, même au point de vue morphologique, l'emploi du coefficient de variation C est parfaitement justifié.

Voici le tableau représentant le coefficient de variation aux diverses époques :

Date.	Coefficient de variation.	Erreurs probables.
	$C = \frac{\sigma}{A} \cdot 100\%$	$E_C = 0,6745 \cdot \frac{C}{\sqrt{n}} \left[1 + \frac{1}{2} \left(\frac{C}{100} \right)^2 \right]$
30 septembre 1904 .	23,34 %	± 0,02
23 novembre 1904 .	24,27 %	± 0,54
30 novembre 1904 .	19,94 %	± 0,31
14 décembre 1904 .	17,63 %	± 0,35
22 février 1905 . .	17,18 %	± 0,37
6 mars 1905. . .	17,82 %	± 0,37
20 mars 1905. . .	19,00 %	± 0,41
30 mars 1905. . .	18,18 %	± 0,41
10 avril 1905 A. .	18,52 %	± 0,87
10 avril 1905 B . .	18,81 %	± 0,39
10 avril 1905 C . .	17,85 %	± 0,82
10 avril 1905 D . .	18,51 %	± 0,39
31 mai 1905 . . .	18,75 %	± 1,02

Comme l'index de variabilité, le coefficient de variation croît légèrement de septembre à novembre, puis décroît assez rapidement jusqu'en décembre, pour rester ensuite assez constant jusqu'en été.

Mais les constantes calculées jusqu'ici ne suffisent pas pour avoir la représentation exacte de la variation aux différentes époques. Il nous faut encore, pour compléter notre étude, trouver l'équation de la courbe théorique représentant la répartition des individus dans les diverses catégories de grandeur.

On sait que Pearson a classé les courbes dans sept types. Pour déterminer le type, il faut déterminer les trois constantes F , β_1 et β_2 (voir Davenport, p. 22).

Voici les valeurs de F , β_1 et β_2 pour quelques-unes des récoltes :

Date	β_1	β_2	F
23 novembre 1904 . . .	0,1465	2,927	— 0,0005
22 février 1905 . . .	0,052	2,572	— 0,0400
20 mars 1905 . . .	0,0019	2,401	— 0,0012

Date	β_1	β_2	F
30 mars 1905	0,0319	2,431	— 0,0198
10 avril 1905 A.	0,0199	2,653	— 0,0200
10 avril 1905 B.	0,0036	2,762	— 0,0056
10 avril 1905 D.	0,0021	2,855	— 0,0053
31 mai 1905	0,0003	3,384	0,0040

Voici, d'après Davenport, le tableau indiquant quels sont les types de courbe correspondant aux différentes valeurs de β_1 , β_2 et F.

Fonctions critiques.	Type correspondant.
$F = \infty$	Type III
$F > 1$ et $< \infty$	» VI
$F = 1$	» V
$F > 0$ et < 1	» IV
$F = 0$ $\beta_1 = 0$ $\beta_2 \neq 3$	» II
$F = 0$ $\beta_1 = 0$ $\beta_2 = 3$	» normal.
$F < 0$	» I

Toutes nos courbes, à l'exception de celle de la récolte du 31 mai 1905, appartiendraient donc au type I.

Mais nous remarquons de suite que F est très voisin de zéro, β_1 aussi et β_2 rapproché de 3. Dans des cas semblables, Davenport¹ conseille de faire le produit

$$F \cdot \mu_2^3$$

Si ce produit est compris entre + 1 et — 1, et que, d'autre part

$$\frac{3 \nu_2^2 - 2 \nu_1^4}{\nu_4} = 1 \pm 0,2$$

on doit utiliser la courbe normale, les différences dans les valeurs F, β_1 et β_2 provenant probablement du hasard dans l'échantillonnage des individus mesurés.

¹ Davenport, loc. cit., p. 23 et 116.

Voici les valeurs de $F \cdot \mu_2^3$ et de $\frac{3 v_2^2 - 2 v_1^4}{v_4}$ pour quelques récoltes.

Date	$F \cdot \mu_2^3$	$\frac{3 v_2^2 - 2 v_1^4}{v_4}$
22 février 1905 . . .	> 100	
20 mars 1905 . . .	0,179	1,05
10 avril 1905 A . . .	2,608	1,05
31 mai 1905 . . .	4,769	0,29

On voit que seuls les résultats du 20 mars 1905 pourraient être représentés par la courbe normale. Or à cette date $\beta_2 = 2,401$, tandis que la valeur de β_2 des autres récoltes est toujours plus rapprochée de 3.

Pour nous rendre compte de la signification de ce paradoxe, nous avons dessiné dans le tableau I avec chaque polygone la courbe normale correspondante.

Or nous remarquons de suite que les polygones de variation du 10 avril 1905 A, du 31 mai 1905, etc., sont serrés de plus près par la courbe normale que le polygone du 20 mars 1905.

Il nous semble donc que les critérium indiqués par Davenport ne sont pas suffisamment souples, au moins en ce qui concerne des polygones de variation à nombreux angles rentrants comme le sont les nôtres.

C'est pour cela que, dans la suite de ce travail, chaque fois que β_1 était plus petit que 0,1 et β_2 compris entre 2 et 4, j'ai utilisé la courbe normale.

L'équation de la courbe normale est :

$$y = \frac{n}{\sigma \sqrt{2 \pi}} \cdot \frac{1}{e^{\frac{x^2}{2 \sigma^2}}}$$

n représente le nombre d'individus mesurés ; e et π sont les constantes bien connues, σ est l'index de variabilité, x représente les abscisses comptées à partir de la moyenne A

comme origine ; y est l'ordonnée correspondant à x ;

$y_0 = \frac{n}{\sigma \sqrt{2\pi}}$ est l'ordonnée de $x = 0$.

Des tables donnent la valeur de $e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}}$ en fonction

de $\frac{x}{\sigma}$, de sorte qu'il suffit de calculer y_0 et $\frac{x}{\sigma}$ pour pouvoir dessiner la courbe.

b) Variation de la largeur.

La largeur du Diatoma grande a été appréciée en demi-unité de $1,72 \mu$; l'index de variabilité sera double de celui obtenu en prenant $1,72 \mu$ pour unité. Cependant je donne les résultats divisés par 2 pour les rendre comparables à ceux de la longueur.

Le tableau suivant donne les résultats bruts.

LONGUEUR EN UNITÉS DE $1,72 \mu$	2,5	3	3,5	4	4,5	5	5,5	6
23 XI 04	—	—	13	164	237	105	9	4
22 II 05	1	—	9	128	229	121	11	1
20 III 05	—	1	13	124	239	107	15	1
30 III 05	—	—	8	83	217	95	21	1
10 IV 05 A	—	8	36	136	228	74	17	1
10 IV 05 B	—	3	22	151	217	91	13	3
31 V 05	—	—	11	169	209	71	14	1

Nous voyons que le nombre maximum des individus est toujours fourni par ceux de 4,5 divisions de large. D'autre part les polygones n'ont pas d'angles rentrants.

Calculons les constantes de ces distributions.

Le tableau suivant donne la valeur de la moyenne A' de la largeur.

Date.	$A' \pm E_{A'}$
23 novembre 1904 . . .	4,448 \pm 0,012
22 février 1905 . . .	4,491 \pm 0,012
20 mars 1905 . . .	4,487 \pm 0,013
30 mars 1905 . . .	4,548 \pm 0,013
10 avril 1905 A . . .	4,379 \pm 0,012
10 avril 1905 B . . .	4,422 \pm 0,013
31 mai 1905 . . .	4,403 \pm 0,015

La différence probable entre deux moyennes, donnée par la formule

$$\text{Différence probable} = \sqrt{E_1^2 + E_2^2},$$

est de 0,033 pour des erreurs de 0,012 ; on voit que toutes les moyennes diffèrent l'une de l'autre d'une quantité moindre que le double de la différence probable ; seule la moyenne du 10 avril 1905, récolte A, diffère davantage de celle du 22 février 1905 que du double de la différence probable ; mais d'autre part la récolte B du 10 avril 1905 donne une valeur de A' rentrant dans les erreurs permises, nous ne pouvons donc pas tirer de conclusions des différences entre les valeurs de A' .

L'index de variabilité est donné dans le tableau suivant en unités de $1,72 \mu$.

Date.	$\sigma' \pm E_{\sigma'}$
23 novembre 1904 . . .	0,426 \pm 0,008
22 février 1905 . . .	0,420 \pm 0,009
20 mars 1905 . . .	0,448 \pm 0,009
30 mars 1905 . . .	0,419 \pm 0,009
10 avril 1905 A . . .	0,486 \pm 0,010
10 avril 1905 B . . .	0,460 \pm 0,009
31 mai 1905 . . .	0,418 \pm 0,009

Le double de la différence probable entre 2 des index de variabilité étant de 0,025, nous voyons que les index diffèrent les uns des autres de quantités sensibles ; mais

ces variations sont irrégulières; nous rejeterons la faute de ces irrégularités sur des erreurs de lecture; la largeur est en effet beaucoup plus difficile à apprécier que la longueur à cause de sa petitesse. D'autre part, l'index de variabilité σ' étant petit, l'erreur probable est aussi petite, de sorte que les erreurs dues à l'équation personnelle, variable d'un jour à l'autre, ont une importance plus grande que pour la longueur.

Calculons le coefficient de variation

$$C' = \frac{\sigma'}{A'} \cdot 100 \%$$

Date.	C' \pm Ec'
23 novembre 1904 . . .	9,59 \pm 0,21
22 février 1905 . . .	9,36 \pm 0,21
20 mars 1905 . . .	9,99 \pm 0,21
30 mars 1905 . . .	9,22 \pm 0,21
10 avril 1905 A . . .	10,40 \pm 0,22
10 avril 1905 B . . .	11,11 \pm 0,23
31 mai 1905 . . .	9,49 \pm 0,20

Le double de la différence probable entre deux des coefficients de variation étant 0,058, on voit que les différences sont significatives; mais comme les mêmes irrégularités que pour la moyenne et pour l'index de variabilité se représentent ici, nous ne tirerons pas de conclusions.

Voici les constantes des distributions des variantes aux différentes dates.

Date	β_1	β_2	F	$F\mu_2^3$	$\frac{3v_2^2 - 2v_1^4}{v_4}$
23 nov. 1904	0,125	3,387	0,000	<1	0,92
22 fév. 1905	0,003	3,503	0,002	0,001	0,82
20 mars 1905	0,565	2,894	-0,345	-0,179	1,05
30 mars 1905	0,035	3,216	0,083	0,040	0,89
10 avril 1905 A	0,023	3,449	0,021	0,017	0,3
10 avril 1905 B	0,009	3,425	0,011	0,012	0,84
31 mai 1905	0,574	3,219	-0,387	-0,186	1,06

Nous voyons que toutes nos distributions de largeur peuvent être représentées par la courbe normale à l'exception de la récolte B du 10 avril 1905 où

$$\frac{3 v_2^2 - 2 v_1^4}{v_4} = 0,3.$$

Dans ce cas encore où la courbe, d'après la valeur de F, appartiendrait au type IV, on a avantage à employer la courbe normale si l'index d'asymétrie

$$\alpha = \frac{1}{2} \sqrt{\beta_1 \cdot \frac{S-2}{S+2}} \quad \text{où} \quad S = \frac{6(\beta_2 - \beta_1 - 1)}{2\beta_2 - 3\beta_1 - 6}$$

est plus petit que 2 fois la valeur

$$0,67449 \sqrt{\frac{3}{2n}}.$$

Or pour la récolte B du 10 avril 1905 nous avons

$$\alpha = 0,0606 < 0,67449 \sqrt{\frac{3}{2n}} \cdot 2 = 0,0738.$$

Toutes nos distributions de la largeur peuvent donc être représentées par la courbe normale

$$y = \frac{n}{\sigma' \sqrt{\frac{1}{2\pi}}} \cdot \frac{1}{e^{\frac{x^2}{2\sigma_2}}}.$$

c) Variation de l'épaisseur.

Les Diatoma traités par un acide se présentent presque toujours de face, c'est-à-dire se couchent sur une des faces parallèles au plan de division. Pour étudier la variation de l'épaisseur du Diatoma grande, il fallait que les individus fussent couchés sur une face perpendiculaire à leur plan de division.

Dans ce but, une des récoltes, celle du 30 septembre 1904, a été fixée sur place au formol; une parcelle a été déposée sur chaque porte-objet, abandonnée à la dessication et examinée dans le mélange de styrax et de monobromure de naphtaline.

Les individus restaient attachés en chaînes.

La longueur des différents individus d'une chaîne ayant été trouvée sensiblement constante par un certain nombre de mensurations, je n'ai plus mesuré ensuite que la longueur du premier individu de la chaîne (voir Corrélation entre la longueur et l'épaisseur). L'épaisseur était mesurée pour chaque individu de la chaîne, qu'ils fussent libres ou en groupe de 2 ou 4 (voir tableau I de l'appendice).

Le tableau suivant reproduit le résultat des mensurations de l'épaisseur, résultat exprimé en unités de $1,72 \mu$.

Divisions de $1,72 \mu$	2	3	4	5	6	7
Fréquences . . .	43	508	537	492	337	22

Les constantes générales calculées sont :

$$\begin{aligned} \text{Moyenne} &= A'' = 4,322 \pm 0,017 \\ \sigma'' &= 1,133 \pm 0,012 \\ C'' &= 26,22 \pm 0,28 \end{aligned}$$

La courbe est sensiblement normale car

$$\begin{aligned} \beta_1 &= 0,01 \\ \beta_2 &= 2,19 \\ F &= -0,007 \end{aligned}$$

et

$$F \mu_2^3 = -0,019 \quad \text{et} \quad \frac{3 v_2 - 2 v_1^4}{v_4} = 1,27.$$

d) Variation de la surface de la face valvaire.

Pour l'étude de la surface, un certain nombre d'individus ont été dessinés à l'aide de l'appareil à dessiner d'Abbe, puis mesurés à l'aide du planimètre. Un millimètre sur le dessin correspond à $1,07 \mu$ de l'objet. Les sur-

faces ont été exprimées en unités de 10 mm² sur le dessin correspondant à 11,44 μ^2 du Diatoma.

Voici les résultats des mensurations de 121 individus :

Surface .	18	21	24	27	30	33	36	39
Fréquencs	4	10	18	27	30	23	6	3

La surface moyenne de la face valvaire est

$$\begin{aligned} A &= 28,388 \text{ unités de } 10 \text{ mm}^2 \\ &= 325,02 \text{ } \mu^2. \end{aligned}$$

L'index de variabilité est

$$\begin{aligned} \sigma &= 1,553 \text{ unités de } 10 \text{ mm}^2 \\ &= 17,78 \text{ } \mu^2. \end{aligned}$$

Le coefficient de variation est égal à

$$C = 5,472 \pm 0,232.$$

CHAPITRE II

Corrélation.

Par corrélation, on entend ce rapport particulier entre deux ou plusieurs caractères qui fait que lorsque l'un de ces caractères varie, les autres caractères tendent à varier, soit dans le même sens, soit en sens inverse.

Lorsque la corrélation est nulle, la moyenne d'un caractère, dans le groupe formé par tous les individus présentant la même valeur d'un second caractère, est la moyenne du caractère dans l'ensemble de la population ; tandis que s'il y a corrélation cette moyenne du second caractère variera avec la valeur du premier caractère considéré.

Si la corrélation est absolue, tous les individus ayant la même valeur du premier caractère auront aussi la même valeur du second.

C'est ainsi que pour un organisme absolument circulaire, deux diamètres perpendiculaires seront toujours en corrélation parfaite.