50376
1965
69

50376
1965
69

FACULTE DES SCIENCES DE LILLE

DIPLOME D'ETUDES SUPERIEURES (SCIENCES NATURELLES)

BIBLIOTHEQUE INTERUNIVERSITAIRE
SECTION DE SCIENCES
LILLE

Thérèse DESCHANVRES

ETUDE COMPAREE DE QUELQUES CARACTERISTIQUES BIOLOGIQUES CHEZ DIFFERENTES SOUCHES DE PARAMECIUM CAUDATUM EN FONCTION DE LEUR VARIETE, DU TYPE SEXUEL ET DE L'AGE DE LA CULTURE

Présenté en mai 1965, devant la Commission d'Examen

Jury d'examen	M. DURCHON,	Président
	M. DEFRETIN,	Examinateurs
	M. VIVIER,	

SCD LILLE 1
D 030 272098 2

50376
1965
69

50376
1965
69

FACULTE DES SCIENCES DE LILLE

D I P L O M E D'E T U D E S S U P E R I E U R E S

(Sciences Naturelles)

Thérèse D E S C H A N V R E S

BIBLIOTHEQUE UNIVERSITAIRE SECTION DE SCIENCES LILLE

ETUDE COMPAREE DE QUELQUES CARACTERISTIQUES BIOLOGIQUES CHEZ DIFFERENTES SOUCHES DE PARAMECIUM CAUDATUM EN FONCTION DE LEUR VARIETE, DU TYPE SEXUEL ET DE L'AGE DE LA CULTURE

Présenté le 6 Mai 1965
devant la Commission d'examen

Jury d'examen	M. DURCHON,	Président
	M. DEFRETIN	Examinateurs
	M. VIVIER	

SOMMAIRE

I - INTRODUCTION

A- Historique et but des recherches

B- Terminologie

C- Technique de culture

II - ETUDE DES VITESSES DE DIVISION

A- Technique

B- Résultats

C- Conclusion

III - ETUDE BIOMETRIQUE DE LA TAILLE DES PARAMECIES, DE LA TAILLE DE LEUR MACRONOYAU ET DU RAPPORT DE CES VALEURS

A- Technique

B- Présentation des résultats

C- Résultats
1°- Variété II
2°- Variété II (non conjugante)
3°- Variété III

D- Discussion
1°- Etude des valeurs de LP dans chaque variété
2°- Homogénéité de cette valeur de LP dans chaque mating type
3°- Etude des valeurs de LN dans chaque variété
4°- Homogénéité de cette valeur LN dans chaque mating type
5°- Etude de LN/LP dans chaque variété

E- Influence du milieu de culture sur LN, LP et LN/LP
1°- Variété Gr sur milieu à blé
2°- Variété Gr sur milieu à eau de terre
3°- Conclusion

F- Valeurs réelles en microns de ces caractéristiques

IV - ETUDE DU POURCENTAGE DE CONJUGAISON

A- Technique

B- Résultats

C- Conclusion

V - ETUDE DU SELFING

A- Technique

B- Résultats

C- Conclusion

VI- ETUDE DU POURCENTAGE D'HEMIXIE

A- Technique

B- Résultats

CONCLUSION GENERALE

BIBLIOGRAPHIE

I - INTRODUCTION

A- Historique et but des recherches

Parmi les ciliés qui peuplent l'eau des mares, des étangs et des ruisseaux, les Paramécies ont été fréquemment étudiées. Les individus de ce genre présentent en effet une biologie particulièrement intéressante qui a toujours attiré les chercheurs.

L'espèce Paramecium caudatum a été ainsi l'objet de nombreux travaux. Ils ont révélé chez cette espèce différentes variétés, isolées, tant en France qu'aux Etats-Unis ou en Asie.

Chaque variété se montre formée de deux ou plusieurs types sexuels. SONNEBORN, pour ses études sur la conjugaison, avait mis au point la technique des clones. En mettant enprésence différents clones obtenus, il a pu observer les manifestations sexuelles. C'est grâce à cette méthode que GILMAN en 1937 a pu comparer les variétés américaines aux variétés européennes ou asiatiques (isolées par Chen HIWATASHI).

C'est ainsi qu'une vingtaine de variétés ont été déterminées. En France, VIVIER (1956) a isolé dans la région de Clermont-Ferrand quatre variétés dont deux se sont révélées identiques à des variétés américaines. Dans le Nord de la France, VIVIER et SCHREVEL-DEBERSEE en 1962 ont isolé trois variétés dont deux sont identiques à deux variétés du Massif Central ; la troisième est identique à une des trois variétés isolées dans la région picarde par OGER (1963).

Il a donc paru intéressant d'étudier comparativement quelques unes de ces variétés en tenant compte de leur type sexuel et de la date de leur mise en culture. Les études ont porté surtout sur la vitesse de division végétative, la valeur du rapport des tailles respectives du macronoyau et de la paramécie, sur le pourcentage de conjugaison, de selfing et d'hémixie.

Les variétés étudiées ont été principalement : la variété II, la variété III et la variété IV, isolées par VIVIER dans le Massif Central.

(II et IV sont identiques aux variétés 8 et 9 de GILMAN). Dans la variété II nous distinguerons les types sexuels C et D qui avaient encore présenté le phénomène de conjugaison assez peu de temps avant le début des recherches, et les types C' et D' qui ne conjugaient plus depuis près de dix ans. Une étude de l'influence du milieu de culture sur la valeur du rapport des tailles du macronoyau et de la paramécie a été également effectuée sur la variété Gr isolée dans le Nord de la France. (Cette variété s'est révélée identique à la variété II). Il est à préciser enfin que la variété IV, après les premières mesures, n'a jamais donné de culture suffisante pour permettre les études ultérieures.

B- Terminologie

Variété : Ensemble des individus pouvant conjuguer dans des conditions favorables.
La variété est désignée par un chiffre romain.

Souche : Ensemble de tous les individus descendants de ceux prélevés en un endroit donné, dans les conditions de vie naturelle.
La souche est indiquée par les premières lettres du nom de son lieu d'origine.

Exemple :
- La variété II appartient à la souche vi (Vicq Allier)
- La variété III appartient à la souche Cl (Clermont-Ferrand)
- La variété IV appartient à la souche Mo (Mont Luçon)

Clone : Ensemble d'une population provenant par scissiparités successives d'une seule Paramécie isolée dans une souche donnée.

Type sexuel = mating type : Ensemble des individus d'une variété qui, dans les conditions favorables, peuvent conjuguer avec d'autres individus d'une même variété. Chaque variété se divise en général en deux types sexuels. Ils sont désignés dans ce travail par des lettres majuscules.

Variété II	types sexuels C et D
Variété III	types sexuels E et F
Variété IV	types sexuels G et H

Conjugaison : Phénomène sexuel pouvant se produire chez les Paramécies et chez d'autres Ciliés. Elle consiste en un accolement de deux individus et en un échange de matériel nucléaire.

Quand la conjugaison se produit entre individus de clones différents, après mélange de ces clones : c'est une conjugaison interclonale.

Quand le phénomène se produit entre individus d'un même clone : c'est la conjugaison intraclonale appelée également "selfing".

Hémixie : Aspect anormal que peut présenter le macronoyau en dehors des phénomènes dépendant de la conjugaison.

Elle peut présenter différents aspects :

- extrusion d'un petit nombre de fragments de chromatine
- division du macronoyau en quelques gros fragments
- désorganisation complète du macronoyau par fragmentation.

C- Technique de culture

Les Paramécies à l'origine de ces mesures étaient depuis des temps variables en culture ralentie dans des "tubes à grain de blé".

Un tel tube a été préparé ainsi :

- un grain de blé lavé y a été introduit avec 10 cm^3 d'eau distillée. Après avoir reçu un bouchon de coton, le tube a été stérilisé pendant 20 minutes à 120°. Après avoir été ensuite ensemencé par la bactérie nourricière, le milieu est prêt à recevoir les Paramécies.

La culture peut ainsi se maintenir en vie très longtemps bien que des repiquages soient nécessaires tous les mois.

Des cultures plus abondantes ayant été nécessaires pour les mesures, nous avons mis les Paramécies dans des "tubes à milieu de terre".

Un tel milieu comprend :

- une partie d'eau de terre
- une partie de liquide de Benecke
- quatre parties d'eau distillée

L'eau de terre elle-même est obtenue en laissant bouillir pendant 2 heures de l'eau distillée contenant un peu de terre prélevée près d'une mare contenant des Paramécies. Le bouillon est ensuite filtré et stérilisé 20 minutes à 120°.

Le liquide de Benecke apporte des éléments minéraux indispensables à ce milieu.

Les Paramécies conservées dans un tel tube reçoivent chaque jour un apport alimentaire consistant en une pipette de suspension bactérienne. Les bactéries utilisées appartiennent à l'espèce "Klebsiella aerogenes". La souche nous en a été fournie par l'Institut Pasteur de Lille et a été conservée sur milieu gélosé avec repiquage tous les trois jours. La suspension bactérienne se prépare ainsi :

- Dans un erlenmeyer, nous mettons quelques grains de blé, lavés à l'eau distillée, dans de l'eau distillée. Le milieu est stérilisé à 120° pendant 10 minutes. Il est ensuite ensemencé avec la bactérie et au bout de 24 heures il peut servir à la nourriture des cultures de Paramécies et ce pendant trois jours. Le pH de cette suspension bactérienne devra être compris entre 6,5 et 7,5.

L'apport quotidien d'un peu de cette suspension bactérienne est compensé dans la culture de Paramécies par l'enlèvement, avec une pipette spéciale, du voile bactérien qui s'y forme avec un peu de liquide. Il est nécessaire, bien sûr, d'entraîner dans cette opération le moins possible de Paramécies.

Tout le matériel de verrerie, tubes, erlenmeyer, etc..., a été stérilisé avant l'emploi et rincé, après utilisation, à l'eau courante, puis à l'eau distillée. Toutes pipettes, servant à isoler les Paramécies, à leur apporter la suspension bactérienne et à nettoyer les tubes, sont trempées dans l'eau bouillante avant et après chaque utilisation. Ceci afin d'éviter un mélange des clones cultivés.

Les observations d'ordre cytologique ont été effectuées toujours par coloration au vert de méthyle acétique qui permet l'étude morphologique du macronoyau.

II - ETUDE DES VITESSES DE DIVISION

Nous avons étudié d'abord la vitesse de division des 2 mating-types de chaque variété. Cette étude est importante car la vitesse de division est un test de la vitalité végétative des Paramécies. VIVIER et MALLINGER ont montré également que la vitesse de division influence la réactivité sexuelle. De plus, HIWATASHI, en 1960, a montré que l'apparition de selfing dans les cultures est liée à la vitesse de division.

A- Technique

Le matériel qui a recueilli les Paramécies consiste en plaques de verre, comportant chacune neuf alvéoles de 0,5 cm^3. Chaque alvéole contient quelques gouttes d'un milieu à eau de terre, additionné d'un peu de suspension bactérienne.

Pour chaque mating-type étudié, nous avons placé une Paramécie dans chacun des neuf alvéoles d'une plaque. Les Paramécies avaient été auparavant isolées de leur culture primitive, puis lavées une par une dans plusieurs bains d'eau stérile. La plaque est placée alors dans une boîte de Pétri fermée contenant un peu d'eau distillée de manière à éviter la dessication. Le tout est maintenu à une température voisine de 20°.

B- Résultats

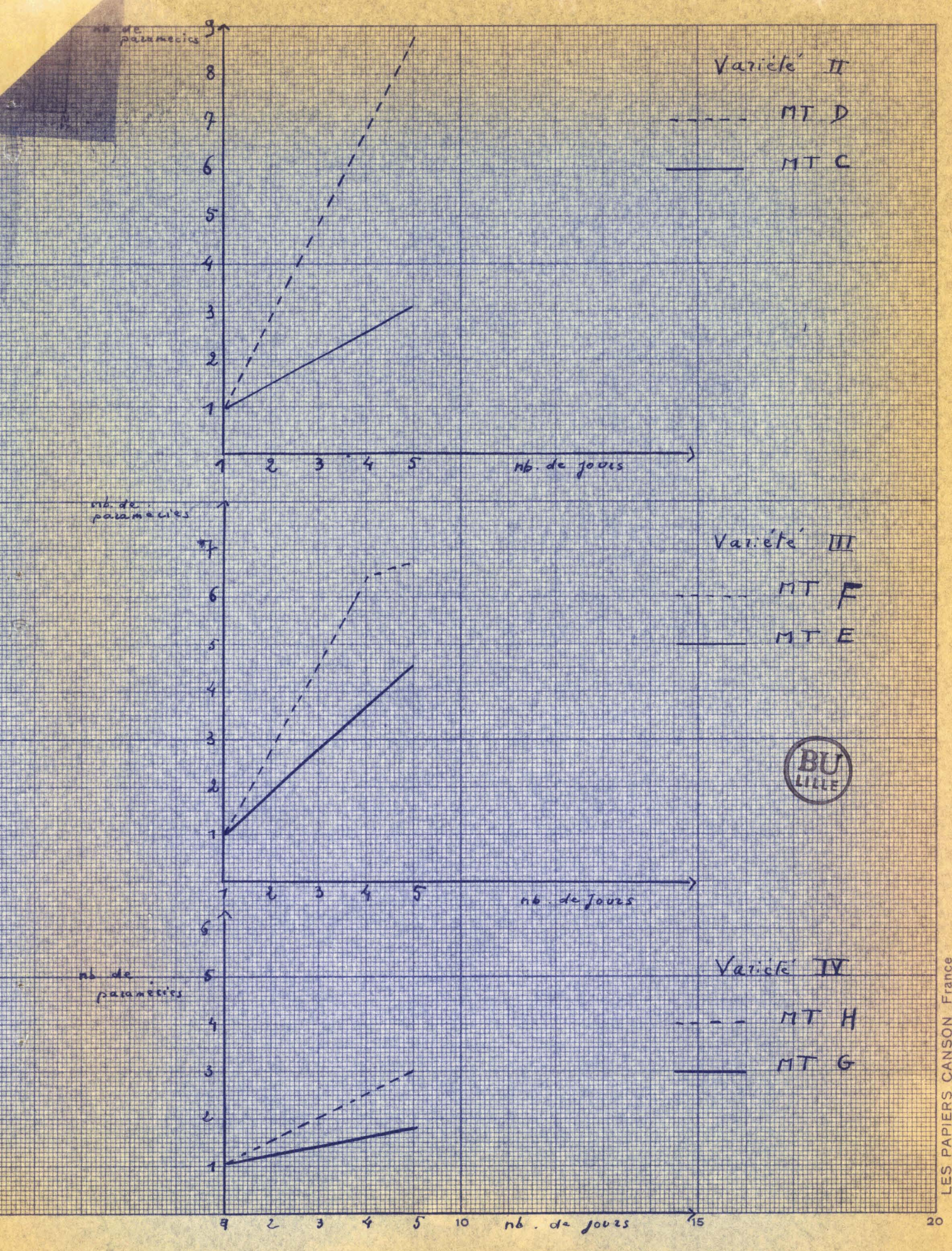
Ces expériences portent sur une durée de cinq jours. En effet des mesures portant dur des temps plus longs n'ont jamais donné de bons résultats.

Pendant la durée de l'expérience, nous avons compté régulièrement le nombre des Paramécies contenues dans chaque alvéole ; pour chaque mating-type, nous avons calculé la moyenne de ces nombres.

Nous pouvons donc présenter les résultats par des courbes en portant en abscisse le nombre de jours et en ordonnée le nombre moyen de Paramécies à chacun de ces jours.

Il a paru intéressant de dresser sur le même graphique les courbes correspondant aux deux mating-types de chaque variété pour faciliter la comparaison.

Nous pouvons remarquer tout de suite, en examinant les graphiques, que pour chaque variété un des mating-types a une courbe de division à pente beaucoup plus faible que l'autre. Donc dans chaque variété les individus d'un type semblent avoir une vitesse de division beaucoup moins rapide que l'autre : le type C pour la variété II
le type E pour la variété III
le type G pour la variété IV



BU LILLE

LES PAPIERS CANSON France

Des études de BLANC, VIVIER et de PUYTORAC, portant sur "l'action de la colchicine et de la trypaflavine sur la vitesse de division" avaient montré, secondairement, que les témoins de type C avaient une vitesse de division supérieure à celle des témoins de type D. Nos résultats sont donc en contradiction avex ceux-ci. Cependant une étude plus récente de VIVIER et MALLINGER portant sur "les variations de réactivité sexuelle en fonction du rythme de multiplication", et portant sur des individus de cette même variété II, ont montré que, à ce moment-là, la vitesse de division des individus de type D, était légèrement plus rapide que celle des individus de type C, ce qui va dans le sens de nos résultats où cette différence entre les deux types est encore plus nette. On peut penser en conséquence que dans la variété II la vitesse de division aurait assez peu diminué au cours du vieillissement de la culture pour les Paramécies de type D. Au contraire, pour les individus de type C, la culture en laboratoire pendant dix ans semble avoir provoqué une diminution progressive et forte de cette vitesse de division. Des mesures identiques n'ayant pas été faites pour les variétés III et IV on ne peut rien avancer à ce sujet. Nous pouvons pourtant constater, là encore, que les deux types ont une vitesse de division très différente.

Nous pouvons présenter également les résultats en calculant pour chaque mating-type le taux de division c'est-à-dire le nombre moyen de divisions par jour.

Pour cela on utilise la formule

$N = b \cdot 2^{ax}$ N = le nombre total de Paramécies après l'expérience

x = le nombre de jours qu'a duré l'expérience

b = nombre d'individus au départ

a = taux de division

Donc

$$a = \frac{\log N - \log b}{x \cdot \log 2}$$

Or, ici $b = 1$ $x = 5$

donc $$a = \frac{\log N}{5 \cdot 0,3} = \frac{\log N}{1,5}$$

Nous obtenons ainsi pour le type C : a = 0,32) variété II
D : a = 0,64)

E : a = 0,44) variété III
F : a = 0,54)

G : a = 0,16) variété IV
H : a = 0,32)

Cette façon de présenter les résultats fait mieux apparaître le fait que, pour les variétés II et IV, le taux de division d'un type est exactement le double de celui de l'autre type.

Pour la variété III, les taux de division sont plus voisins quoique une différence non négligeable soit tout de même observée entre les deux types sexuels.

Les variétés II et IV qui présentent ce caractère, sont d'autre part les plus anciennement cultivées en laboratoire. Leur culture date en effet de 10 ans pour la variété II et pour la variété IV.

D'autre part, on remarque pour la variété IV que les valeurs de a sont bien inférieures à celles de la variété II.

Des études de OGER, portant également sur les vitesses de division de Paramécies de variétés récoltées peu avant dans la région picarde, ont mis en évidence des taux de division beaucoup plus élevés (0,83 à 1,50) que ceux trouvés ici.

Ces travaux montrent également que les deux types sexuels de ces variétés présentent de légères différences quant à leur vitesse de division.

C - Conclusion

On pourrait donc conclure que, pour les cultures jeunes, dans chaque variété, une légère différence de vitesse de division est visible entre les deux mating-types.

Cette différence s'accentue avec le temps ou même s'inverse ; un des types semble en effet plus résistant végétativement et pour les individus de ce type la vitesse de division ne diminue que peu pendant leur culture en laboratoire. L'autre mating-type au contraire semble plus sensible à la culture artificielle. La vitesse de division des Paramécies de ce type diminue beaucoup jusqu'à devenir deux fois moins rapide que celle du type complémentaire en dix ans.

On peut dire aussi que la faible vitesse de division des types G et H est le signe de l'affaiblissement végétatif de cette variété, qui nous a empêché par la suite d'obtenir pour elle des cultures en tube suffisantes.

III - ETUDES BIOMETRIQUES DE LA TAILLE DES PARAMECIES, DE LA TAILLE DE LEUR MACRONOYAU ET DU RAPPORT DE CES VALEURS

L'étude de ces caractéristiques est intéressante à plusieurs titres : le macronoyau est une partie particulièrement importante en effet dans la Paramécie. Il a toujours été considéré comme ayant un rôle trophique et comme représentant le soma de la cellule. Le micronoyau, lui, a un rôle dans la conjugaison et l'hérédité. Pourtant, depuis les travaux de SONNEBORN sur P. aurelia, on sait que le macronoyau contrôle aussi les phénomènes sexuels. Ceci donne beaucoup plus d'intérêt à l'étude de cet organite.

D'autre part, la taille des Paramécies (LP) et de leur macronoyau (LN) sont des critères facilement mesurables et sûrs. La valeur du rapport de la taille du macronoyau sur la taille de la Paramécie $\frac{LN}{LP}$ peut représenter le rapport nucléoplasmique de cette cellule qu'est la Paramécie.

A- Technique

Les Paramécies devant représenter chaque mating-type pour ces mesures ont été isolées de clones cultivés en tube à milieu de terre.

Elles ont été colorées par le vert de méthyle, puis observées au microscope entre lame et lamelle. Un micromètre oculaire permet alors de compter le nombre de divisions de ce micromètre, auxquelles correspondent la taille de la Paramécie LP et la taille de son macronoyau LN. Il faudra veiller à prendre toujours la mesure dans le grand axe de l'objet à mesurer.

Pour chaque type sexuel, nous avons mesuré 250 Paramécies, ce qui est un nombre bien suffisant pour en déduire des hypothèses d'ordre général. Les valeurs reportées dans nos calculs concernant LP et LN sont des "données abrégées" correspondant au nombre même des divisions du micromètre. C'est avec ces "données abrégées" qu'ont été faites toutes les études statistiques. Pour connaître les valeurs réelles en micro des paramètres du premier degré, il suffira de multiplier les données abrégées par l'équivalent en micron d'une division du micromètre. Quand les paramètres seront du second degré, il faudra les multiplier par le carré de l'équivalent en micron pour en connaître les valeurs réelles.
(Ici, ce coefficient est de 11,5 μ /unité de micromètre).

B- <u>Présentation des résultats</u>

Pour chaque mating-type envisagé, les résultats seront présentés ainsi : l'ensemble des 250 mesures d'un caractère a été réparti en un certain nombre de classes limitées par deux intervalles.

Un nombre X caractérise ces classes : c'est la mesure moyenne de la classe entre ses 2 intervalles.

Par exemple pour le type C, LP, la classe représentée par X = 15 a pour intervalles 14,5 et 15,5.

Un tableau résumera les valeurs obtenues. Nous y indiquerons d'abord les différentes mesures X des classes dans l'intervalle desquelles nous avons pu ranger des individus et, en face de ces mesures, nous indiquerons les fréquences f, c'est-à-dire les nombres d'individus que nous avons pu ranger dans ces classes.

Un histogramme sera construit pour illustrer chaque tableau : en ordonnées nous avons les mesures X, en abscisses les fréquences f.

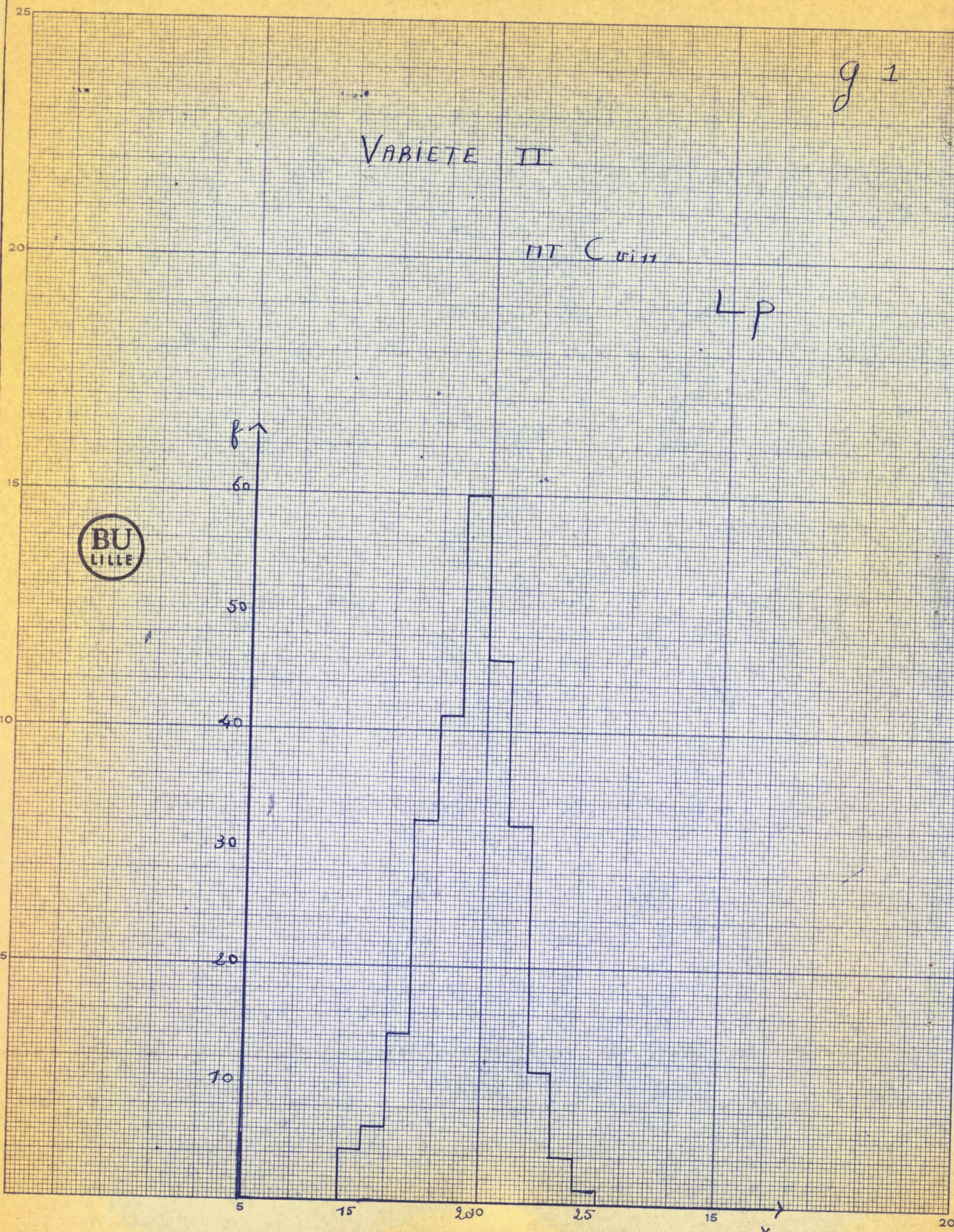
Pour chaque caractéristique, il sera intéressant de calculer la moyenne évaluée à partir des échantillons mesurés m, les différentes données statistiques : variance s^2 , écart type s , erreur type de la moyenne sm ; ceci nous permettra de connaître les limites ou "intervalles de confiance" entre lesquelles se trouve la véritable moyenne μ de la population envisagée, pour un certain niveau de probabilité qui, ici, sera de 95 %. Pour chaque type envisagé, nous donnerons d'abord les résultats concernant LP, puis LN, puis $\frac{LN}{LP}$.

g 1

VARIETE II

MT Cuin

Lp



BU LILLE

C- RESULTATS

1°) Variété II

a- Type C vi II L P (graphique 1)

X	f	X^2	f X	f X^2
15	3	225	45	675
16	6	256	96	1 536
17	14	289	238	4 046
18	32	324	576	10 368
19	41	361	779	14 801
20	60	400	1 200	24 000
21	46	441	966	20 286
22	32	484	704	15 488
23	11	529	253	5 819
24	4	576	96	2 304
25	1	625	25	625
			SX = 4 978	SX^2 = 99 948

BU LILLE

m = 19,91

Sx^2 = somme des carrés des écarts des données par rapport à la moyenne = 826,06 = $SX^2 - \frac{(SX)^2}{n}$

$s^2 = \frac{Sx^2}{249} = 3,92$ = variance

$s = \sqrt{s^2} = 1,82$ = écart-type

$sm = \frac{s}{\sqrt{n}} = 0,115$ = erreur type = écart type de la moyenne

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

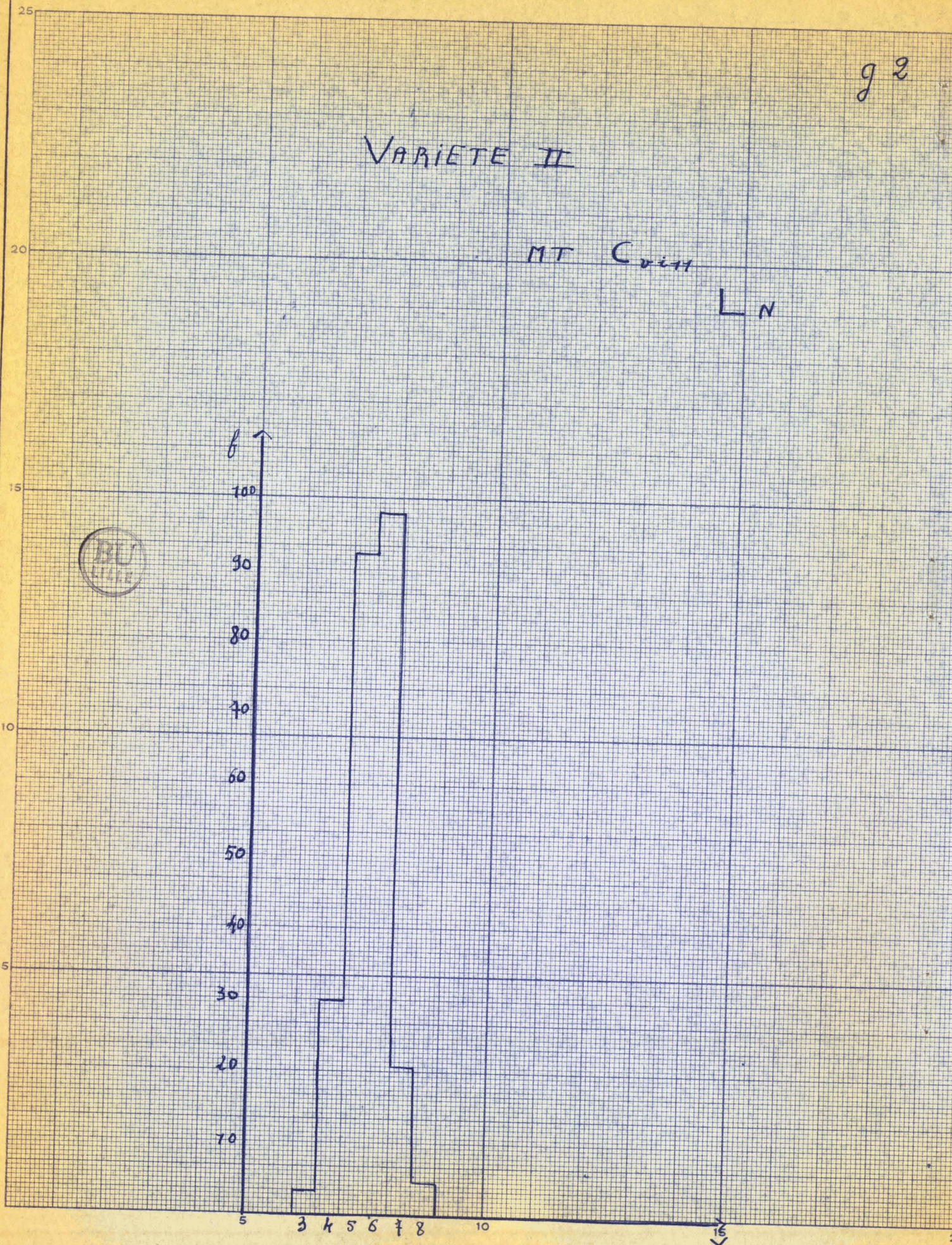
$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm \longrightarrow 20,135 > \mu > 19,684$

g 2

VARIETE II

MT C_{vi11}

L_N



BU Lille

Type C vi 11 L N (g 2)

X	f	X^2	fX	fX^2
3	4	9	12	36
4	30	16	120	480
5	93	25	465	2 325
6	97	36	582	3 492
7	21	49	147	1 029
8	5	64	40	320
			SX = 1 366	SX^2 = 7 682

m = 5,46

Sx^2 = 218

s^2 = 0,875 = variance

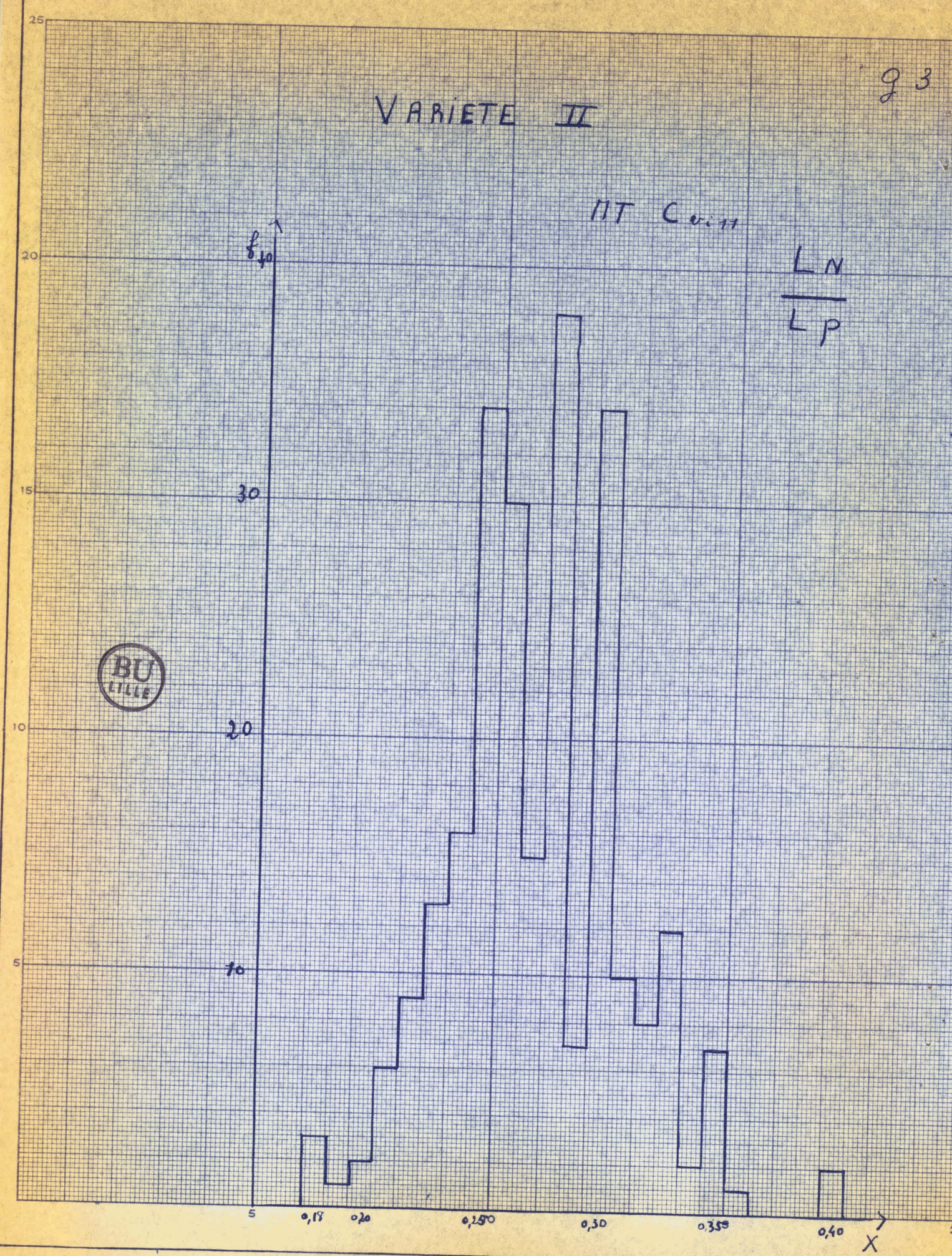
s = 0,9354 = écart-type

sm = 0,0591 = erreur-type

BU LILLE

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm \rightarrow 5,579 > \mu > 5,348$


g 3
VARIETE II
MT Cui 11
LN / LP
f
40
30
20
10
5
0,18
0,20
0,250
0,30
0,355
0,40
X
BU LILLE

Type C vi 11 L N L P (g 3)

X	f	X^2	fX	fX^2
0,18	3	0,0324	0,54	0,0972
0,19	1	0,0361	0,19	0,0361
0,20	2	0,0400	0,40	0,0800
0,21	6	0,0441	1,26	0,2646
0,22	9	0,0484	1,98	0,4352
0,23	13	0,0529	2,99	0,6877
0,24	16	0,0576	3,84	0,9216
0,25	34	0,0625	8,50	2,1250
0,26	30	0,0676	7,80	2,0280
0,27	15	0,0729	4,05	1,0135
0,28	38	0,0784	10,64	2,9792
0,29	7	0,0841	2,03	0,5887
0,30	34	0,0900	10,20	3,0600
0,31	10	0,0961	3,10	0,9610
0,32	8	0,1024	2,56	0,8192
0,33	12	0,1089	3,96	1,3068
0,34	2	0,1156	0,68	0,2312
0,35	7	0,1225	2,45	0,8575
0,36	1	0,1296	0,36	0,1296
0,40	2	0,1600	0,80	0,3200
			SX = 68,33	SX^2 = 19,0221

BU LILLE

m = 0,273

Sx^2 = 0,3462

s^2 = variance = 0,00139

s = écart-type = 0,03728

sm = erreur type = 0,0236

Intervalles de confiance

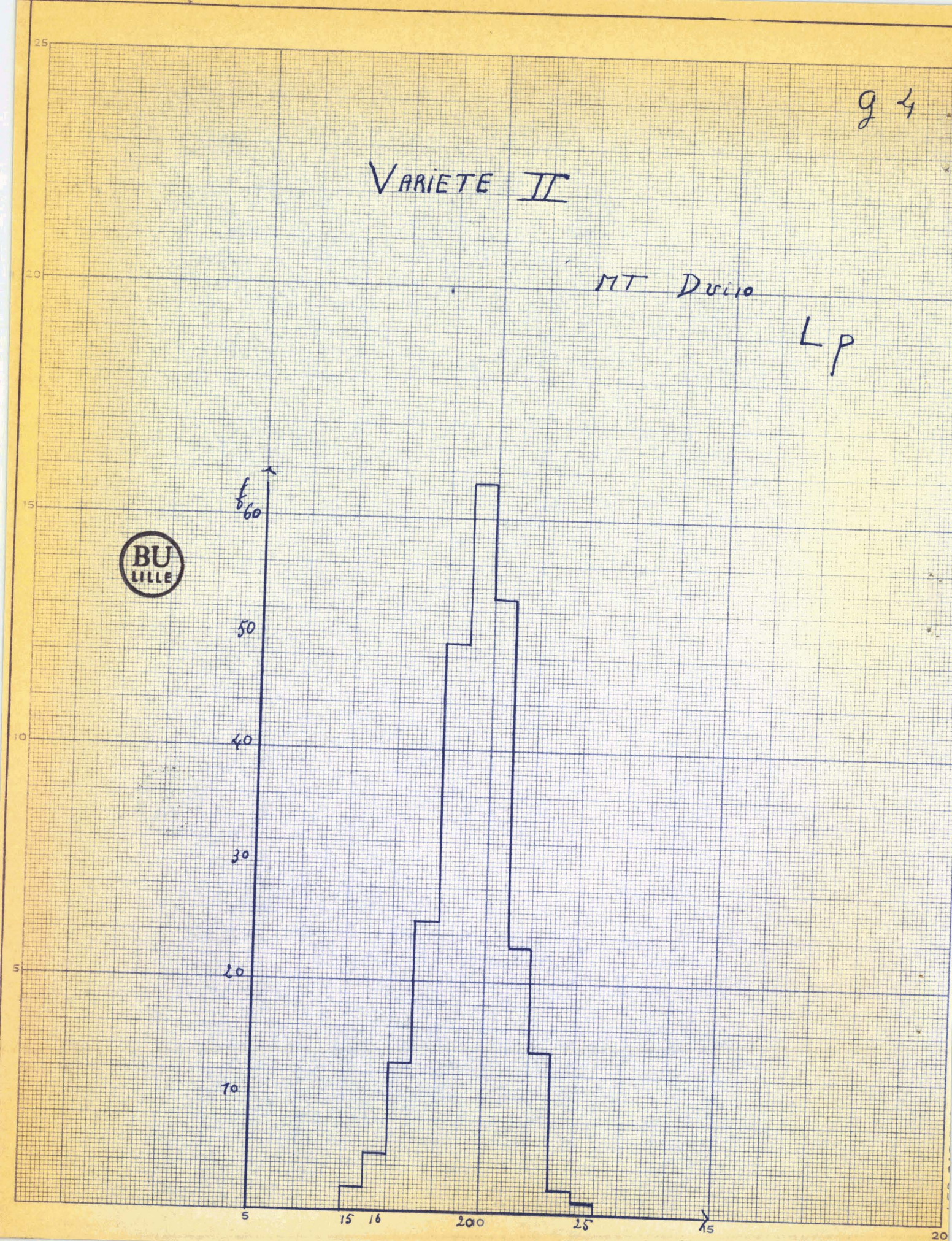
m + t x sm > μ > m - t x sm ⟶ 0,277 > μ > 0,268

g 4

VARIETE II

MT Dulio

Lp



BU LILLE

b- Type D vi 10 L P (g 4)

X	f	X^2	fX	fX^2
15	2	225	30	450
16	5	256	80	1 280
17	13	289	221	3 757
18	25	324	450	8 100
19	49	361	931	17 689
20	63	400	1 260	25 200
21	53	441	1 113	23 373
22	23	484	506	11 132
23	14	529	322	7 406
24	2	576	48	1 152
25	1	625	25	625
			SX = 4 986	SX^2 = 100 164

m = 19,94

Sx^2 = 723,2

s^2 = variance = 2,90

s = écart-type = 1,703

sm = 0,1077

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm$

$20,151 > \mu > 19,729$

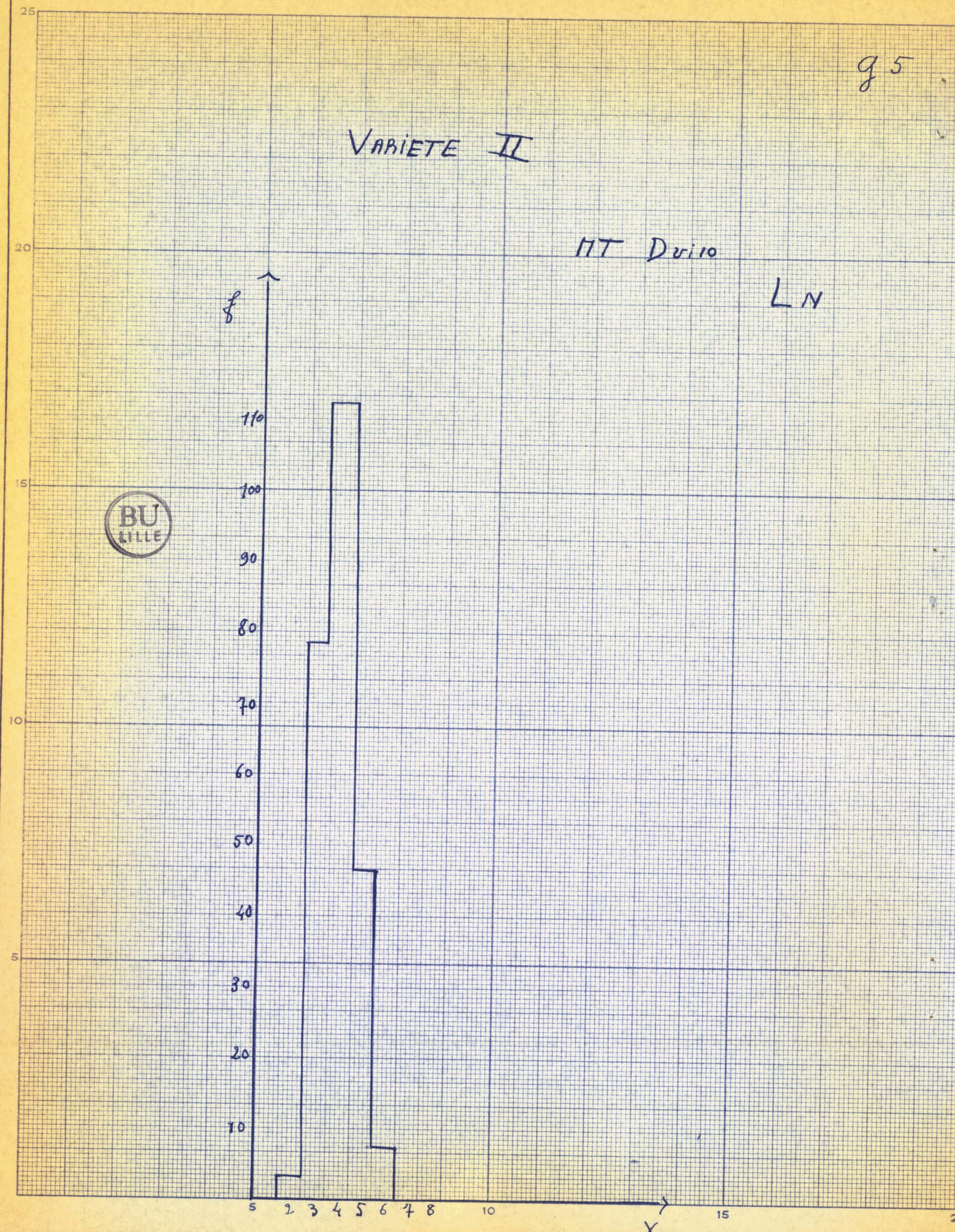
BU LILLE

g 5

VARIETE II

MT Dwio

LN



BU LILLE

Type D vi 10 L N (g 5)

X	f	X^2	fX	fX^2
2	3	4	6	12
3	79	9	237	711
4	113	16	452	1 808
5	47	25	235	1 175
6	8	36	48	228
			SX = 978	SX^2 = 3 934

m = 3,91

Sx^2 = 108,07

variance = s^2 = 0,434

écart-type = s = 0,658

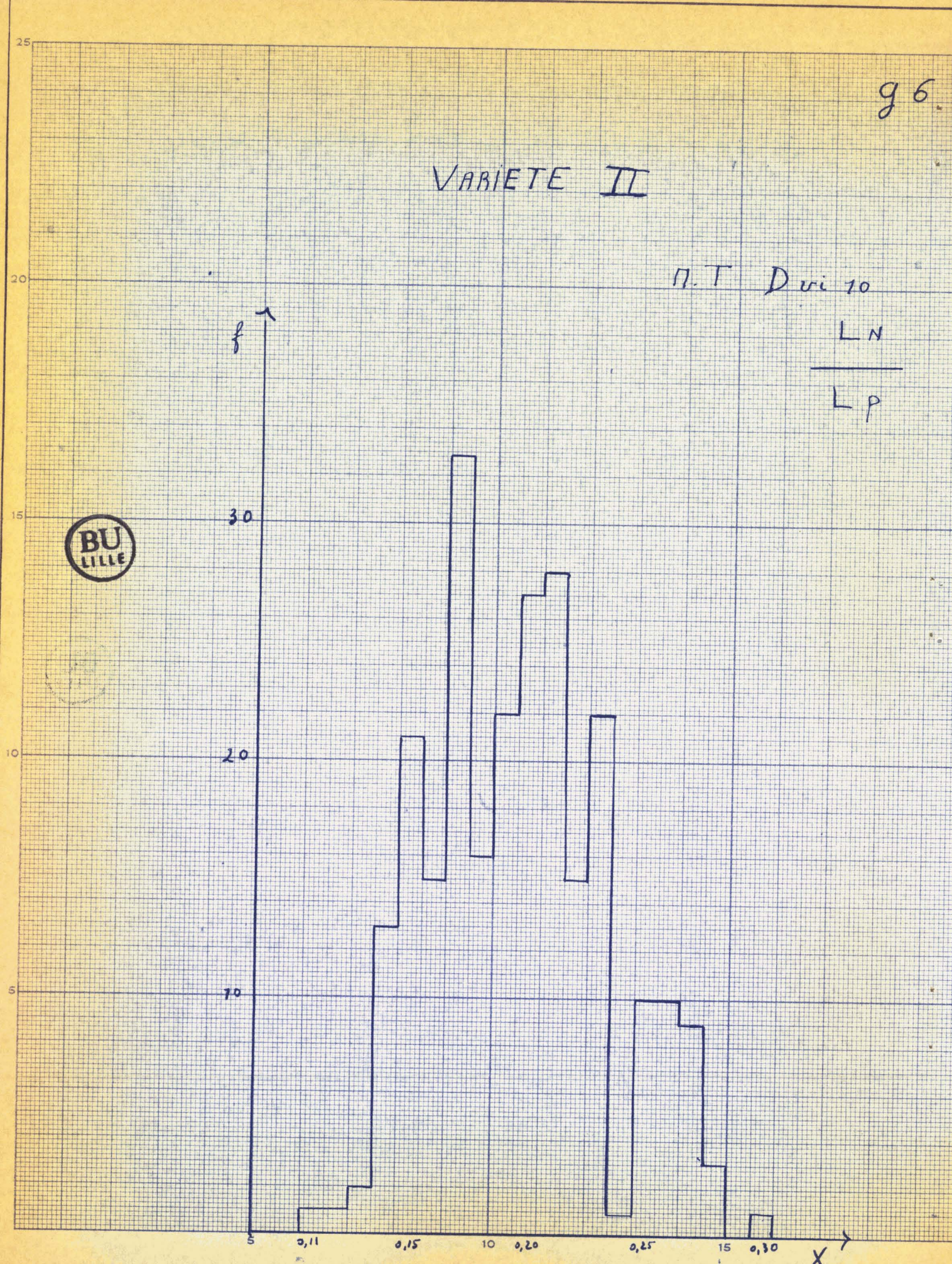
erreut type = sm = 0,0417

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

m + t x sm > μ > m - t x sm

3,99 > μ > 3,82

BU LILLE


g 6.
VARIETE II
N.T Dwi 10
LN / Lp
f
30
20
10
5
0,11
0,15
0,20
0,25
0,30
X
25
20
15
10
5
BU LILLE

Type D vi 10 $\frac{L\ N}{L\ P}$ (g 6)

X	f	X^2	fX	fX^2
0,11	1	0,0121	0,11	0,0121
0,12	1	0,0144	0,12	0,0144
0,13	2	0,0169	0,26	0,0338
0,14	13	0,0196	1,82	0,2548
0,15	21	0,0225	3,15	0,4725
0,16	15	0,0256	2,40	0,3840
0,17	33	0,0289	5,61	0,9537
0,18	16	0,0324	2,88	0,5184
0,19	22	0,0361	4,18	0,7942
0,20	27	0,0400	5,40	1,08
0,21	28	0,0441	5,88	1,2348
0,22	15	0,0484	3,30	0,7260
0,23	22	0,0529	5,06	1,1638
0,24	1	0,0579	0,24	0,0576
0,25	10	0,0625	2,50	0,6250
0,26	10	0,0676	2,60	0,6760
0,27	9	0,0729	2,43	0,6561
0,28	3	0,0784	0,84	0,0900
0,30	1	0,0900	0,30	0,2352
			SX = 48,78	SX^2 = 9,9224

BU LILLE

m = 0,195

Sx^2 = 0,464 = somme des carrés des écarts

s^2 = 0,00186 = variance

s = 0,04313 = écart type

sm = 0,00273 = erreur type

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

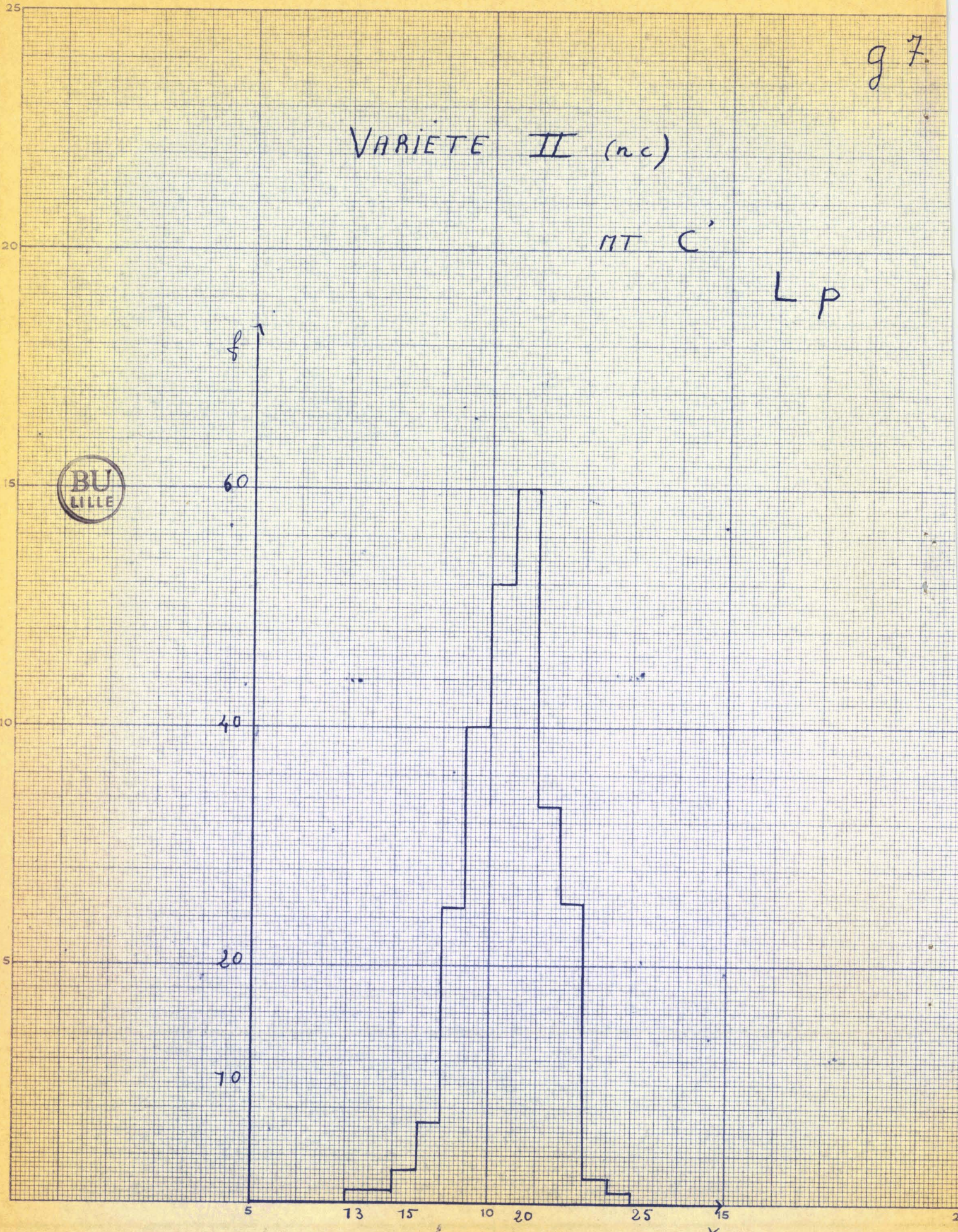
$m + T \times sm > \mu > m - t \times sm = 0,200 > \mu > 0,189$

g 7.

VARIETE II (nc)

MT C'

Lp



BU LILLE

2°) Variété II Race non conjugante

a- Type C' L P (g 7)

X	f	X^2	fX	fX^2
13	1	169	13	169
14	1	196	14	196
15	3	225	45	675
16	7	256	112	1 792
17	25	289	425	7 225
18	40	324	720	12 960
19	52	361	988	18 772
20	60	400	1 200	24 000
21	33	441	693	14 553
22	25	484	550	12 100
23	2	529	46	1 058
24	1	576	24	576
			SX = 4 830	SX^2 = 94 076

m = 19,32

BU LILLE

Sx^2 = Somme des carrés des écarts = 760,4

$s^2 = \frac{Sx^2}{249} = 3,05$ = variance

$s = \sqrt{3,05} = 1,74$ = écart type

$sm = \frac{s}{\sqrt{250}} = 0,110$ = erreur type

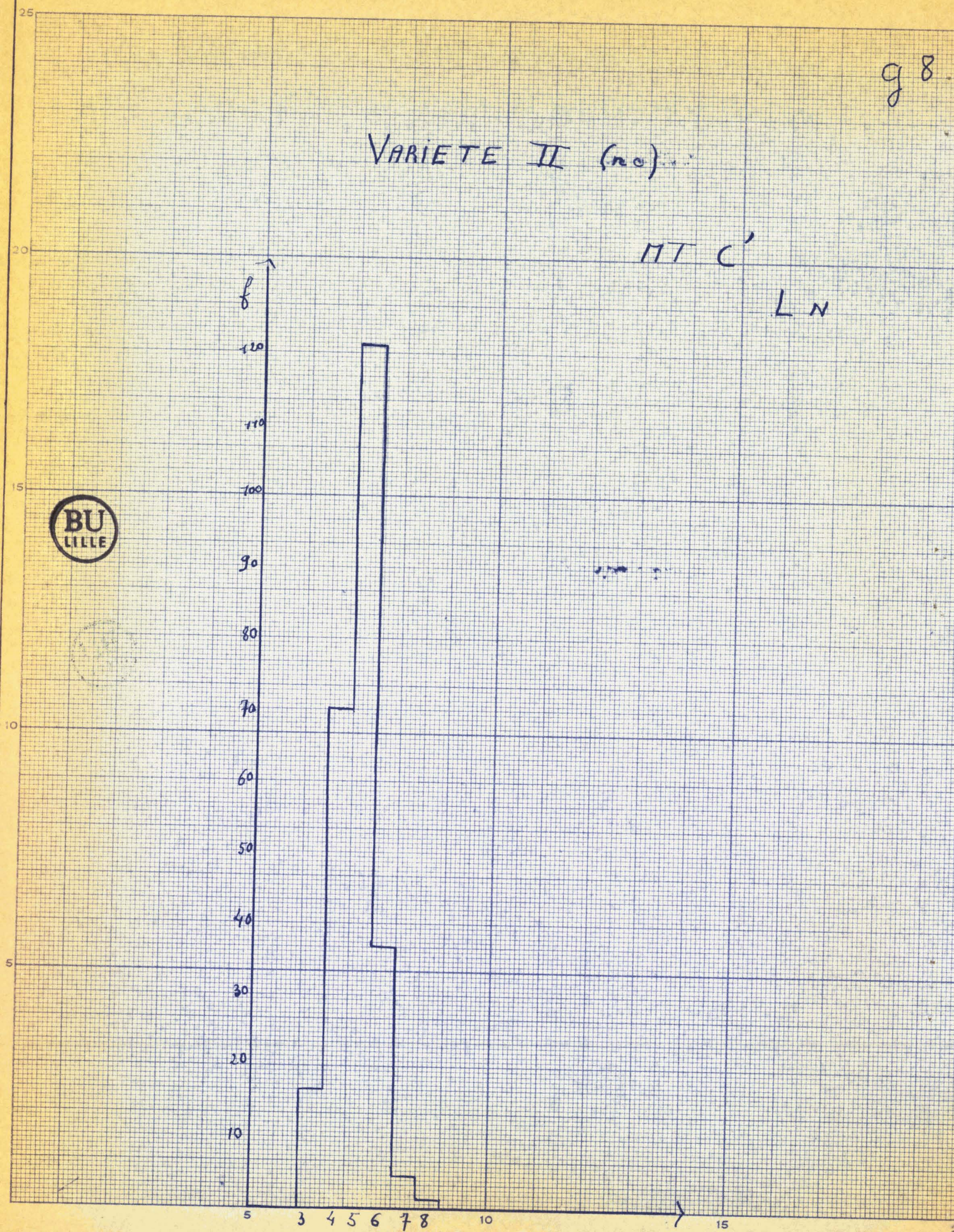
Intervalles de confiance : (95 % de probabilité)

$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm \longrightarrow 19,535 > \mu > 19,104$

g 8

VARIETE II (no)

MT C'



BU LILLE

Type C' L N (g 8)

X	f	X^2	fX	fX^2
3	17	9	51	153
4	70	16	280	1 120
5	121	25	605	3 025
6	37	36	222	1 322
7	4	49	28	196
8	1	64	8	64
			SX = 1 194	SX^2 = 5 890

m = 4,77

Sx^2 = 187,46

s^2 = variance = 0,753

s = écart type = $\sqrt{0,753}$ = 0,8678

sm = erreur type = 0,0549

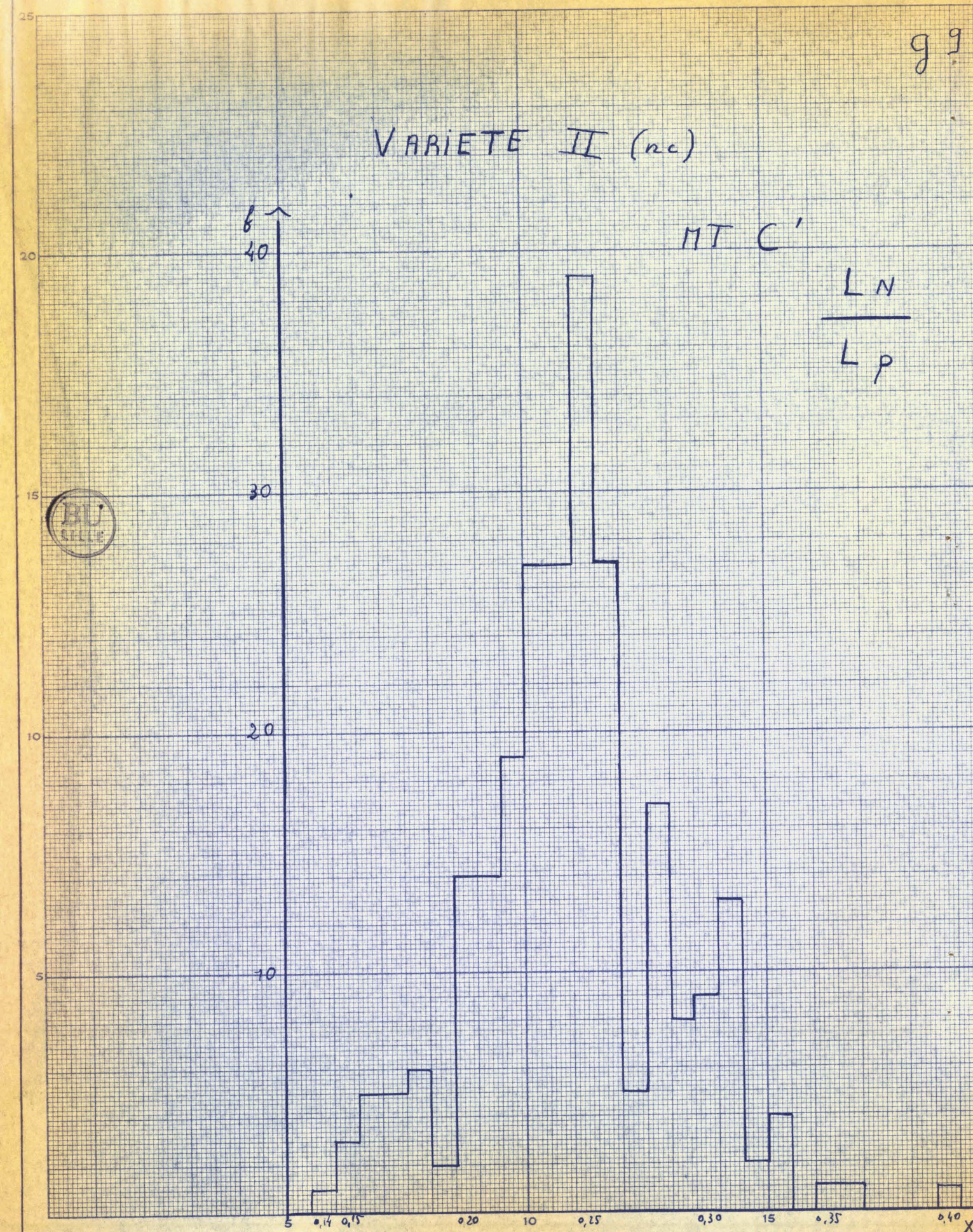
Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm$$

$$4,883 > \mu > 4,668$$

BU LILLE

VARIETE II (nc)



BU LILLE

Type C' $\frac{L\ N}{L\ P}$ (g 9)

X	f	X^2	fX	FX^2
0,14	1	0,0196	0,14	0,0196
0,15	3	0,0225	0,45	0,0675
0,16	5	0,0256	0,80	0,1280
0,17	5	0,0289	0,85	0,1455
0,18	6	0,0324	1,08	0,1944
0,19	2	0,0361	0,38	0,0722
0,20	14	0,0400	2,80	0,5600
0,21	14	0,0441	2,94	0,6174
0,22	19	0,0484	4,18	0,9196
0,23	27	0,0529	6,21	1,4283
0,24	27	0,0576	6,48	1,5552
0,25	39	0,0625	9,75	2,4375
0,26	27	0,0676	7,02	1,8252
0,27	5	0,0729	1,35	0,3645
0,28	17	0,0784	4,76	1,3328
0,29	8	0,0841	2,32	0,6728
0,30	9	0,0900	2,70	0,8100
0,31	13	0,0961	4,03	1,2493
0,32	2	0,1024	0,64	0,2048
0,33	4	0,1089	1,32	0,4356
0,35	1	0,1225	0,35	0,1225
0,36	1	0,1296	0,36	0,1296
0,40	1	0,1600	0,40	0,1600
			SX = 61,31	SX^2 = 15,4523

BU LILLE

m = 0,245

Sx^2 = 0,4167 = somme des carrés des écarts

s^2 = 0,00167 = variance

$s = \sqrt{s^2}$ = 0,04087 = écart type

sm = 0,00258 = erreur type

Intervalles de confiance (95 %)

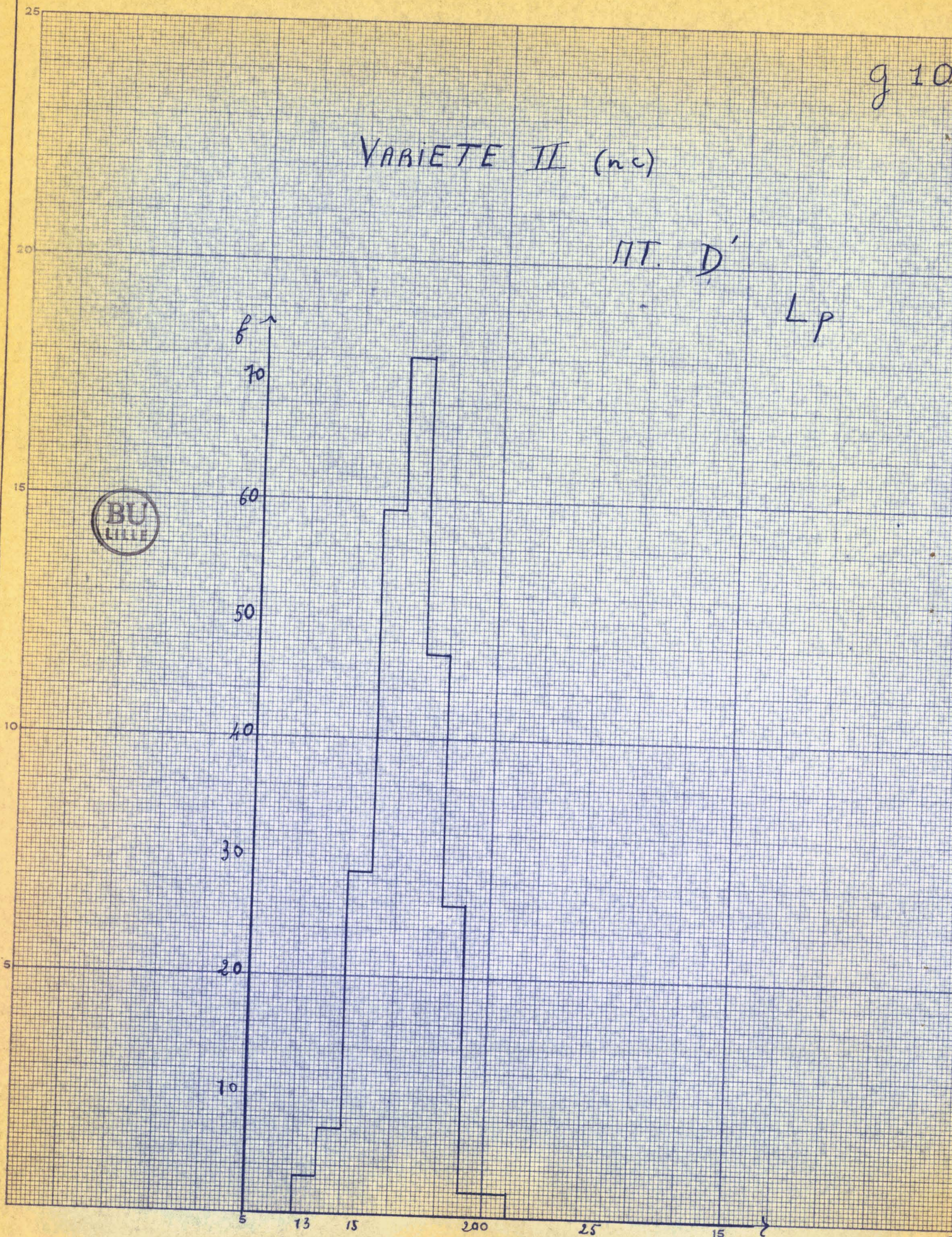
$$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm \longrightarrow 0{,}250 > \mu > 0{,}2399$$

g 10

VARIETE II (nc)

MT. D'

Lp



BU LILLE

b- Type D' L P (g 10)

X	f	X^2	fX	fX^2
13	3	169	39	507
14	7	196	98	1 372
15	29	225	435	6 525
16	61	256	976	15 616
17	73	289	1 241	21 097
18	47	324	846	15 228
19	26	361	494	9 366
20	2	400	40	800
21	2	441	42	882
			SX = 4 211	SX^2 = 71 413

m = 16,844

Sx^2 = somme des carrés des écarts = 483

s^2 = variance = 1,94

s = écart type = 1,393

sm = erreur type = 0,0881

BU LILLE

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm$$

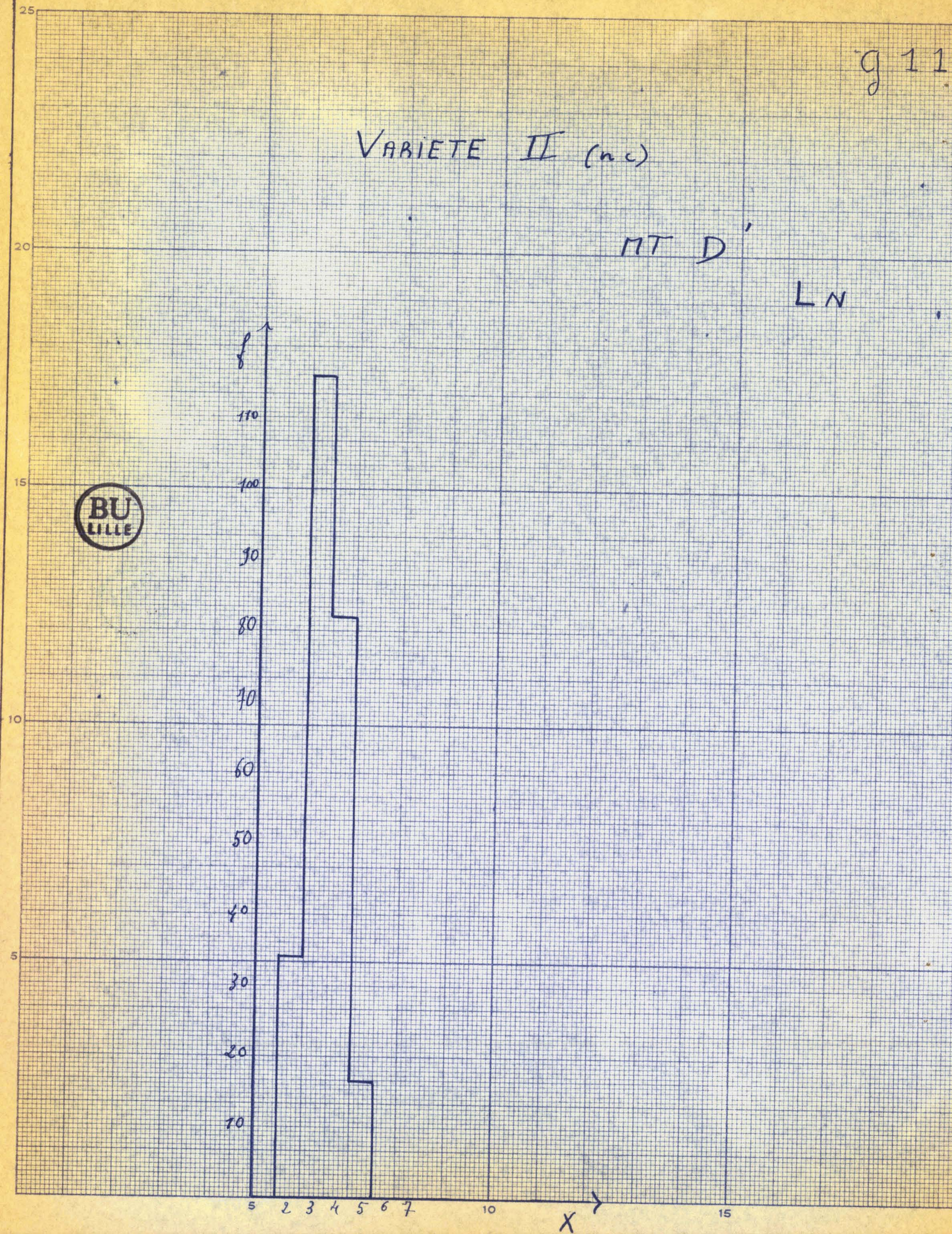
$$17,017 > \mu > 16,671$$

g 11

VARIETE II (n c)

MT D'

LN



BU LILLE

Type D' L N (g 11)

X	f	X^2	fX	fX^2
2	34	4	68	136
3	117	9	351	1 053
4	82	16	328	1 312
5	17	25	85	425
			SX = 832	SX^2 = 2 926

m = 3,328

Sx^2 = somme des carrés des écarts = 157,11

s^2 = variance = $\frac{Sx^2}{249}$ = 0,631

s = écart type = 0,794

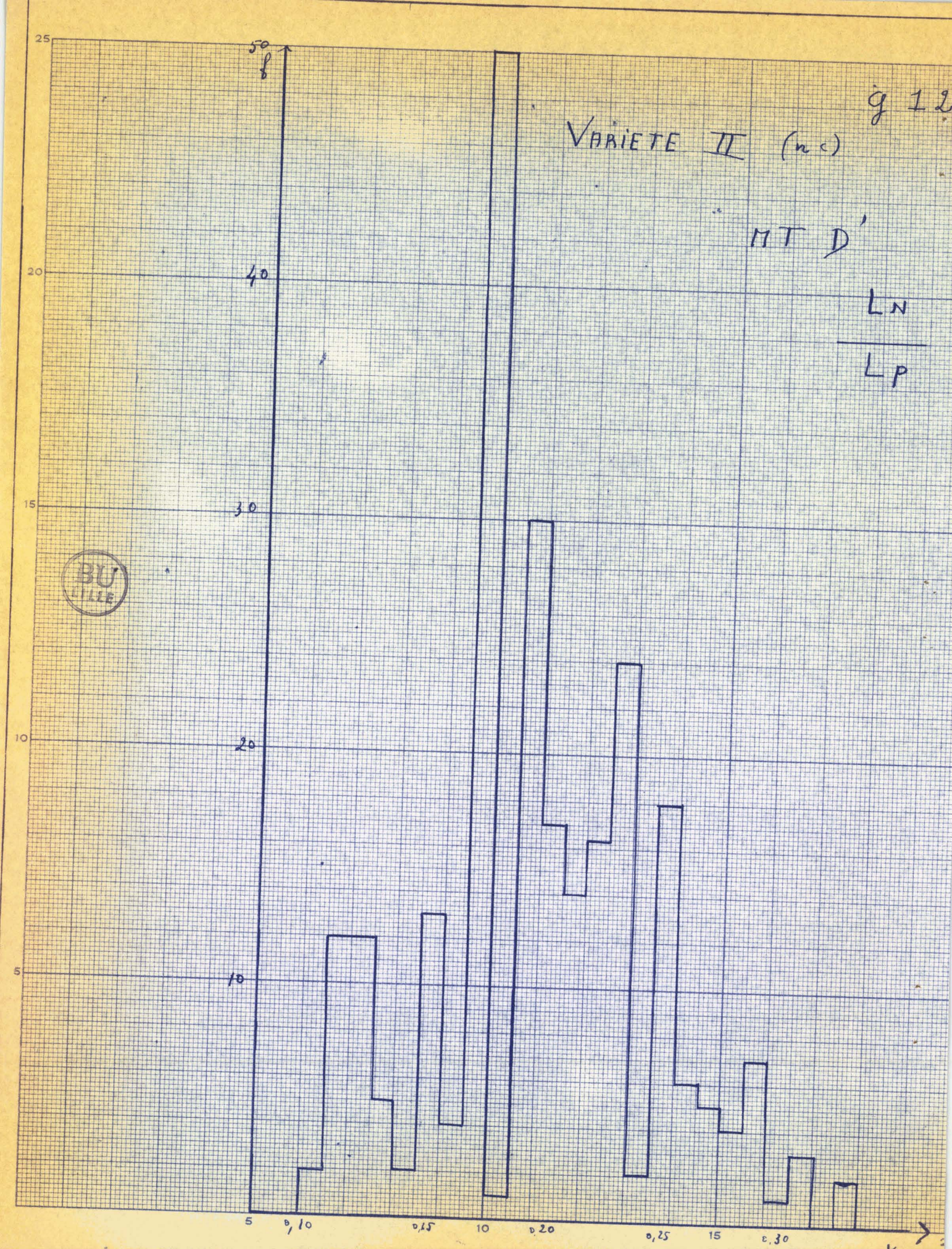
sm = erreur type = 0,0502

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm$$

$$3,426 > \mu > 3,229$$

BU LILLE


g 12
VARIETE II (n c)
MT D'
LN
LP
f
50
40
30
20
10
25
20
15
10
5
5
0,10
0,15
10
0,20
0,25
15
0,30
BU LILLE

Type D' $\frac{L\ N}{L\ P}$ (g 12)

X	f	X^2	fX	fX^2
0,10	2	0,0100	0,20	0,0200
0,11	12	0,0121	1,32	0,1452
0,12	12	0,0144	1,44	0,1730
0,13	5	0,0169	0,65	0,0845
0,14	2	0,0196	0,28	0,0392
0,15	13	0,0225	1,95	0,2925
0,16	4	0,0256	0,64	0,1024
0,17	50	0,0289	8,50	1,4450
0,18	1	0,0324	0,18	0,0324
0,19	30	0,0361	5,70	1,0830
0,20	17	0,0400	3,40	0,680
0,21	14	0,0441	2,94	0,6174
0,22	16	0,0484	3,52	0,7749
0,23	24	0,0529	5,52	1,2696
0,24	2	0,0576	0,48	0,1152
0,25	18	0,0625	4,5	1,1250
0,26	6	0,0676	15,6	0,4056
0,27	5	0,0729	1,35	0,3645
0,28	4	0,0784	1,12	0,3136
0,29	7	0,0841	2,03	0,5887
0,30	1	0,0900	0,30	0,0900
0,31	3	0,0961	0,93	0,2883
0,33	2	0,1089	0,66	0,2178
			SX = 49,17	SX^2 = 10,2678

m = 0,197 s = écart type = 0,0488

Sx^2 = 0,5958 = somme des carrés des écarts

sm = erreur type = 0,00309

s^2 = variance = 0,048

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

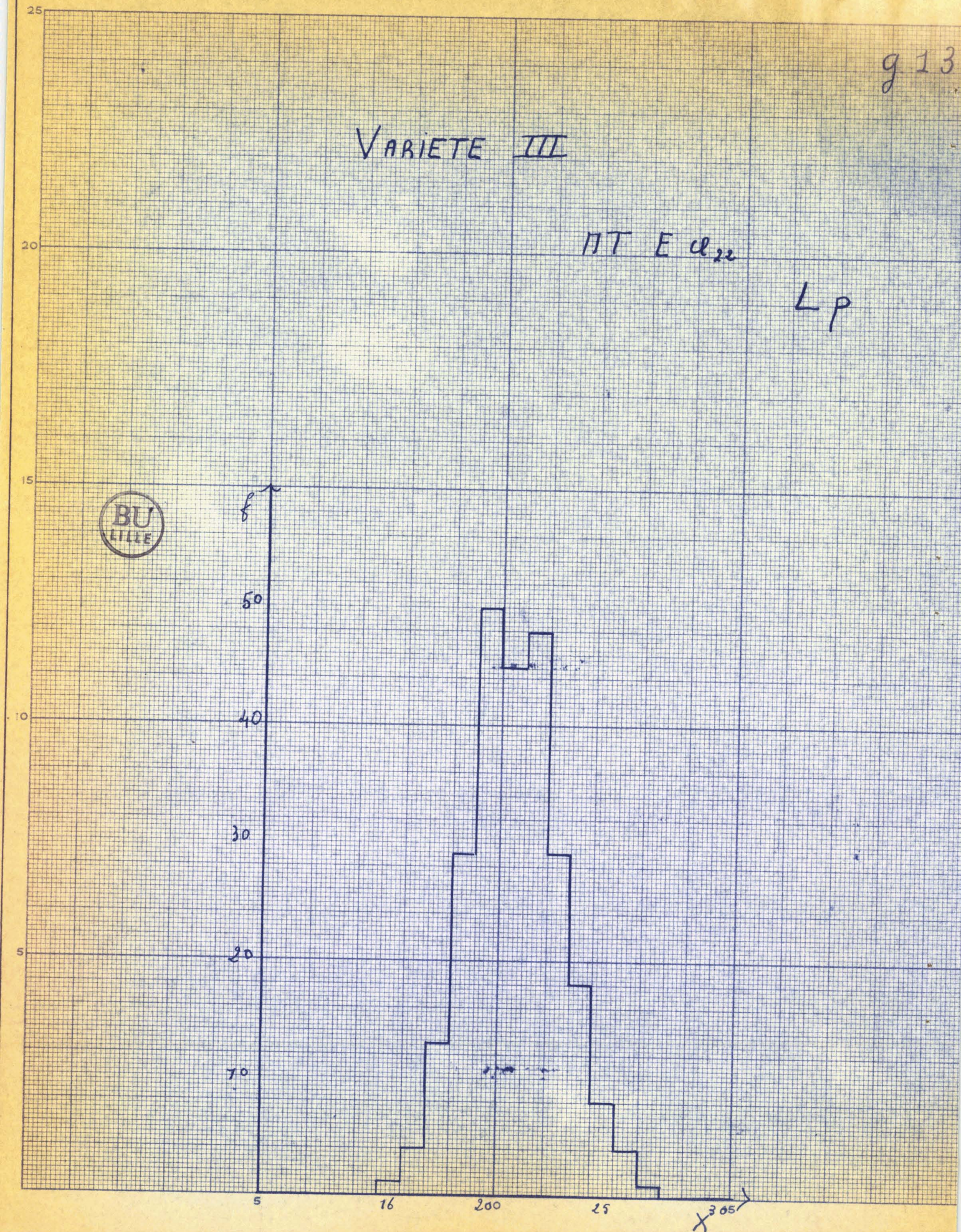
$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm \longrightarrow 0{,}203 > \mu > 0{,}191$

g 13

VARIETE III

ΠT E a_{22}

Lp



BU LILLE

3°) Variété III

a) Type E cl 22 L P (g 13)

X	f	X^2	fX	fX^2
16	1	256	16	256
17	4	289	68	1 156
18	13	324	234	4 212
19	29	361	551	10 469
20	50	400	1 000	20 000
21	45	441	945	19 845
22	48	484	1 056	23 232
23	29	529	667	15 341
24	18	576	432	10 368
25	8	625	200	5 000
26	4	676	104	2 704
27	1	729	27	729
			SX = 5300	SX^2 = 113 312

m = 21,2

Sx^2 = somme des carrés des écarts = 952

s^2 = variance = 3,82

s = écart type = 1,954

sm = erreur type = 0,1235

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm$$

$$21,442 > \mu > 20,958$$

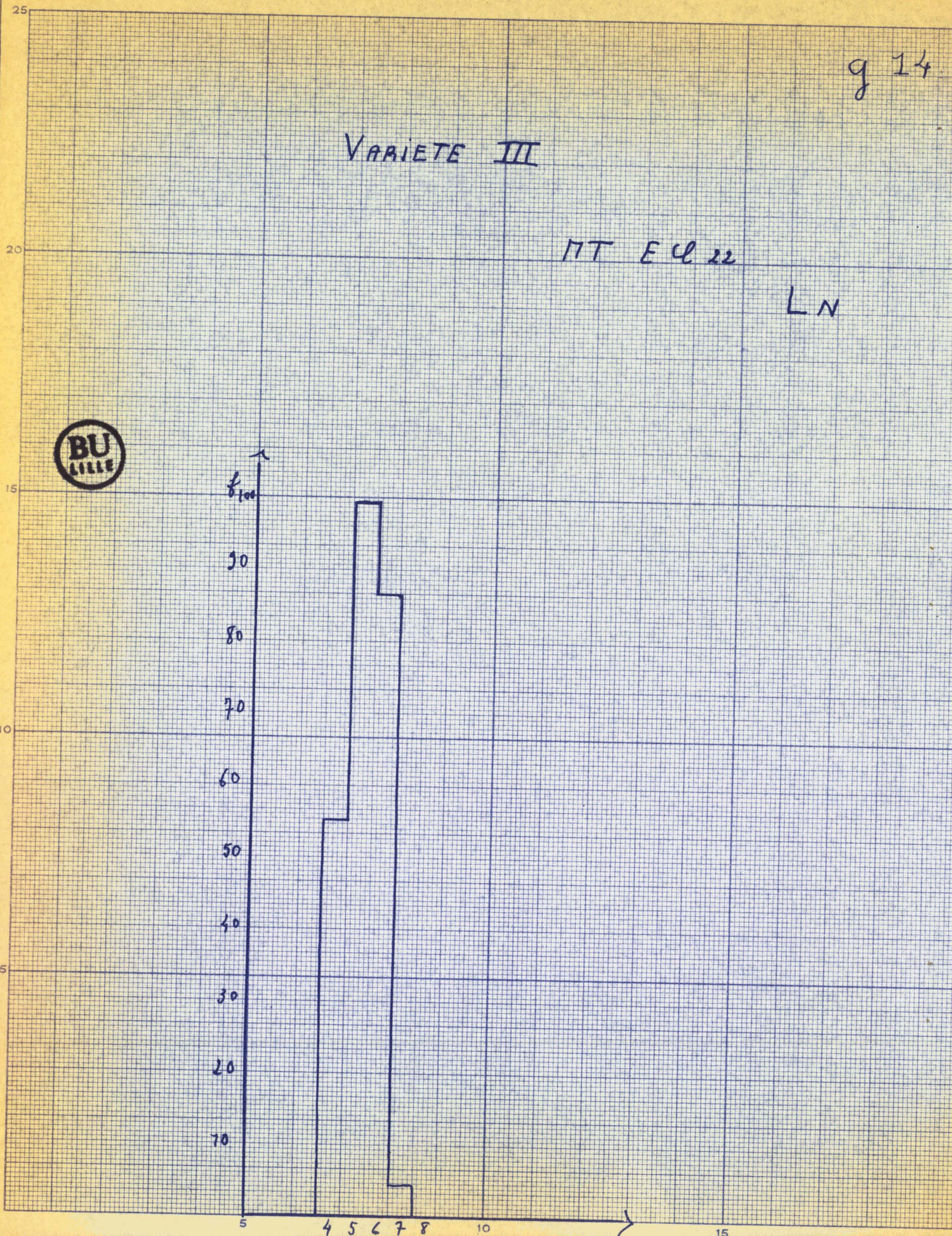
BU LILLE

g 14

VARIETE III

MT E 22

LN



BU LILLE

Type E cl 22 L N (g 14)

X	f	X^2	fX	fX^2
4	55	16	220	880
5	100	25	500	2 500
6	90	36	540	3 240
7	5	49	35	245
			SX = 1 295	SX^2 = 6 805

m = 5,18

Sx^2 = somme des carrés des écarts = 157

s^2 = variance = 0,63

s = écart type = 0,79

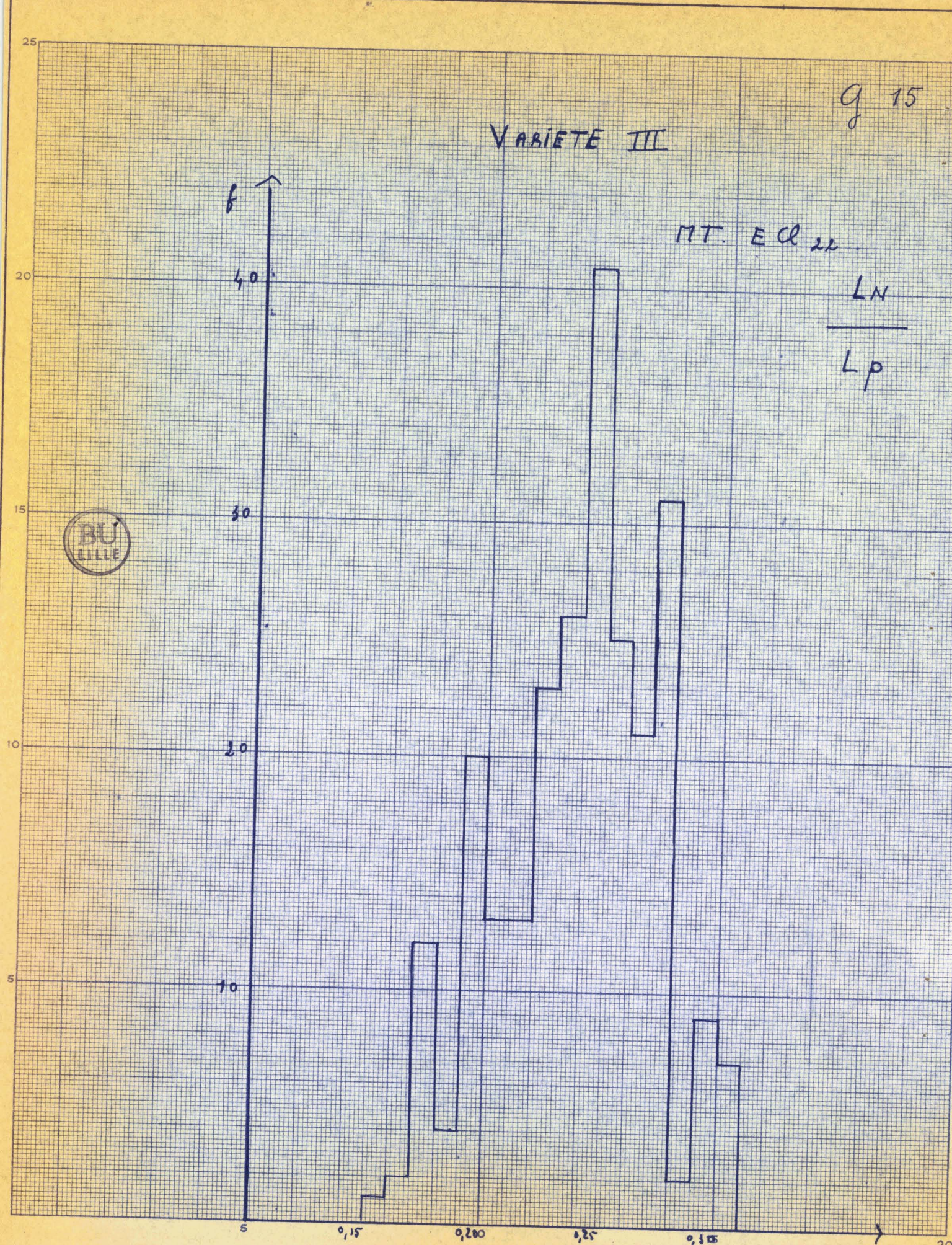
sm = erreur type = 0,0502

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm$$

$$5{,}278 > \mu > 5{,}082$$

BU LILLE


g 15
VARIETE III
MT. ECL 22.
LN / Lp
f
40
30
20
10
25
20
15
10
5
5
0,15
0,200
0,25
0,300

BU LILLE

Type E cl 22 $\frac{L\ N}{L\ P}$ (g 15)

X	f	X^2	fX	fX^2
0,16	1	0,0256	0,16	0,0256
0,17	2	0,0289	0,34	0,0578
0,18	12	0,0324	2,16	0,3888
0,19	4	0,0361	0,76	0,1444
0,20	20	0,0400	4,00	0,8000
0,21	13	0,0441	2,73	0,5733
0,22	13	0,0484	2,86	0,6292
0,23	23	0,0529	5,29	2,6167
0,24	26	0,0576	6,24	1,2167
0,25	41	0,0625	10,25	2,5625
0,26	25	0,0676	6,50	1,6900
0,27	21	0,0729	5,67	1,5309
0,28	31	0,0784	8,68	2,4304
0,29	2	0,0841	0,58	0,1682
0,30	9	0,0900	2,70	0,8100
0,31	77	0,0961	2,17	0,6727
			SX = 61,09	SX^2 = 16,317

BU LILLE

m = 0,2444

Sx^2 = 1,3893

s^2 = variance ÷ 0,00558

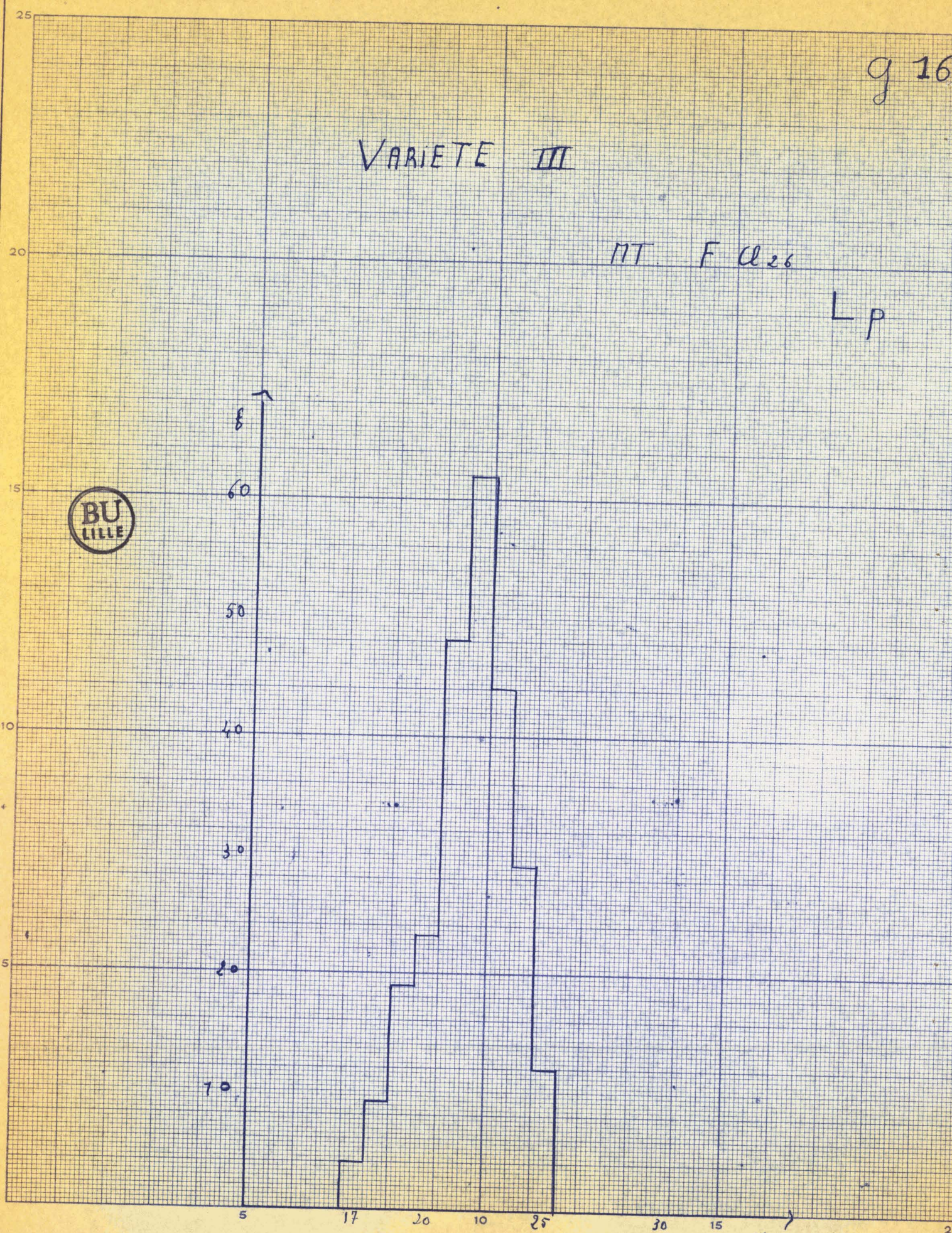
s = écart type = 0,0747

sm = erreur type = 0,00472

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm$$

$$0,253 > \mu > 0,235$$



BU LILLE

b) Type F Cl 26 L P (g 16)

X	f	X^2	fX	fX^2
17	4	289	68	1 156
18	9	324	162	2 916
19	19	361	361	6 859
20	23	400	460	9 200
21	48	441	1 008	21 168
22	62	484	1 364	30 008
23	44	529	1 012	23 276
24	29	576	696	16 704
♀ 25	12	625	300	7 500
			SX = 5 431	SX^2 = 118 787

m = 21,724

Sx^2 = somme des carrés des écarts = 804

s^2 = variance = 3,23

s = écart type = 1,797

sm = erreur type = 0,1136

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm$$

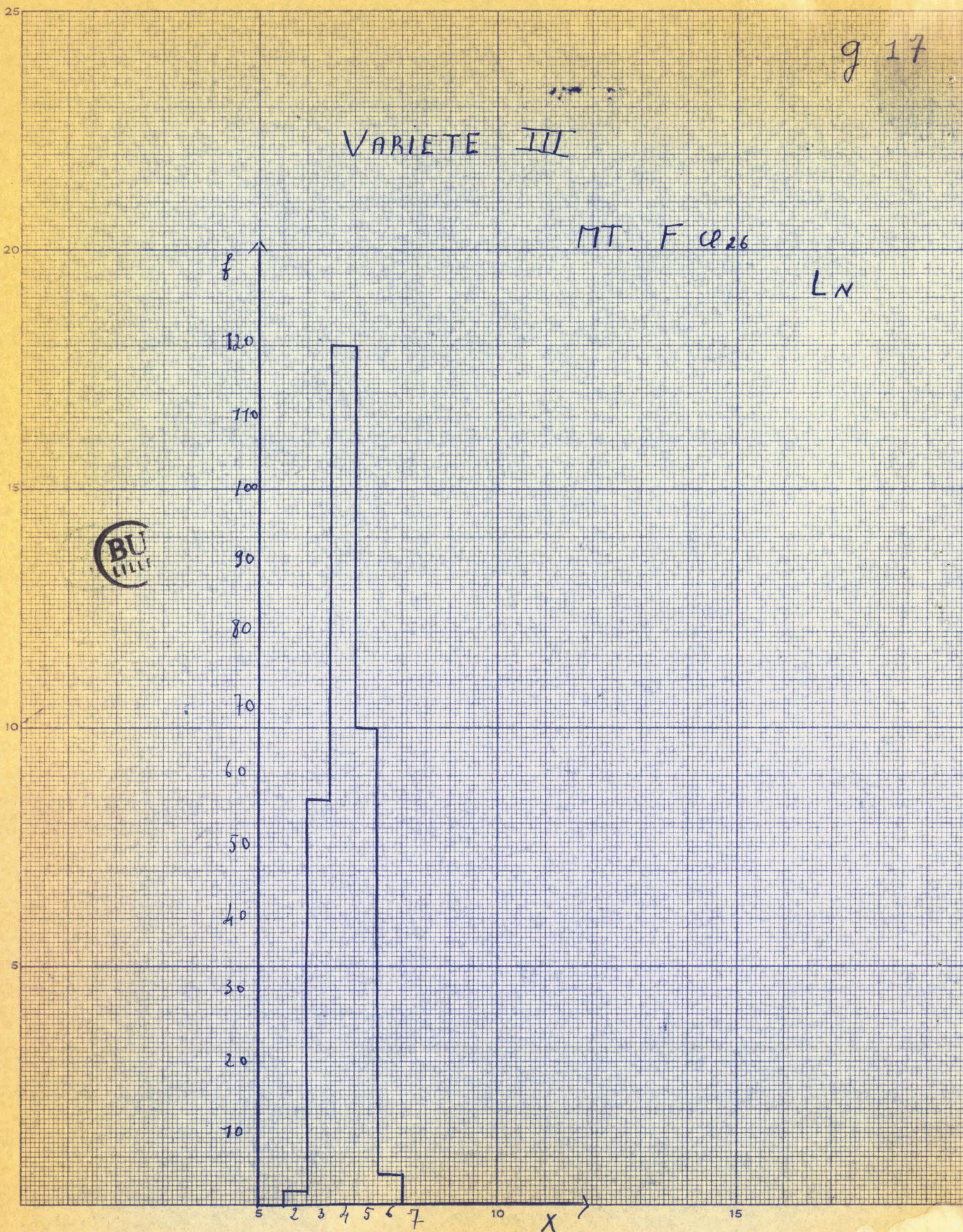
$$21{,}946 > \mu > 21{,}501$$

g 17

VARIETE III

MT. F Q_{26}

L_N



BU LILLE

Type F Cl 26 L N (g 17)

X	f	X^2	fX	fX^2
2	1	4	2	4
3	57	9	171	513
4	120	16	480	1 920
5	67	25	335	1 675
6	5	36	30	180
			SX = 1 018	SX^2 = 4 292

m = 4,07

Sx^2 = somme des carrés des écarts = 146,7

s^2 = variance = 0,589

s = écart type = 0,7675

sm = erreur type = 0,0485

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

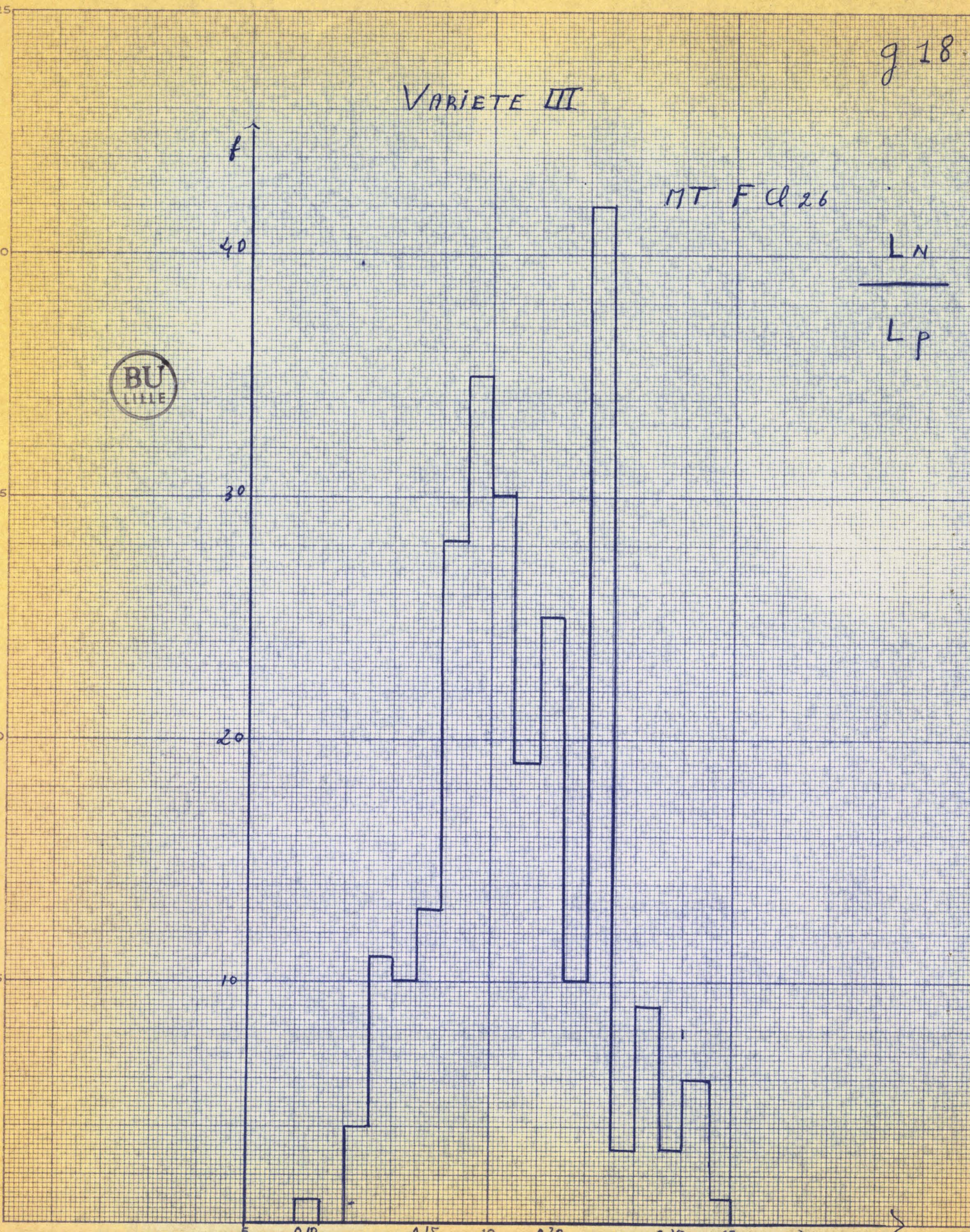
$$m + t \times sm > \mu > m - t \times sm$$

$$4,167 > \mu > 3,977$$

BU LILLE

g 18

VARIETE III



BU LILLE

Type F cl 26 LN/LP (g 18)

X	f	X^2	fX	fX^2
0,10	1	0,0100	0,10	0,0100
0,12	4	0,0144	0,48	0,0576
0,13	11	0,0169	1,43	0,1859
0,14	10	0,0196	1,40	0,1960
0,15	13	0,0225	1,95	0,2925
0,16	28	0,0256	4,48	0,7168
0,17	35	0,0289	5,95	1,0115
0,18	30	0,0324	5,40	0,9720
0,19	19	0,0361	3,61	0,6859
0,20	25	0,0400	5,00	1,000
0,21	10	0,0441	2,10	0,4410
0,22	42	0,0484	9,24	2,0329
0,23	3	0,0529	0,69	0,1587
0,24	9	0,0576	2,16	0,5184
0,25	3	0,0625	0,75	0,1875
0,26	6	0,0676	1,56	0,4056
0,27	1	0,0729	0,27	0,0729
			SX = 46,57	SX^2 = 8,9451

m = 0,186

BU LILLE

Sx^2 = somme des carrés des écarts = 0,2701

s^2 = variance = 0,00108

s = écart type = 0,0328

sm = erreur type = 0,00207

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$0,190 > \mu > 0,182$

D- Discussion

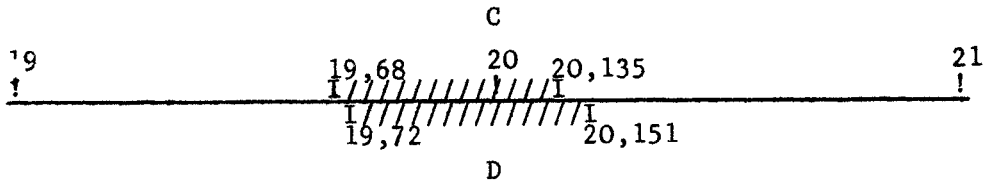
Ces résultats font apparaître un certain nombre de remarques.

1°) Etude des valeurs de LP dans chaque variété

a- Variété II

Nous voyons que les valeurs de LP pour C et pour D ne présentent pas de différence significative.

Les intervalles de confiance se recouvrent même



On peut donc supposer que, au point de vue longueur des individus, la variété II (c'est-à-dire les types C et D) forme une population homogène. Pour le prouver nous allons utiliser le "test t de la différence des moyennes".

Ce test consiste à calculer la probabilité pour que "l'hypothèse nulle" soit vérifiée. Cette "hypothèse nulle" est l'hypothèse selon laquelle la moyenne vraie de la première population est confondue avec la moyenne vraie de la seconde population ; ce qui revient à dire que leur différence est sensiblement égale à 0. Ce test ne peut s'appliquer que si les variances des deux populations sont voisines.

Dans le cas présent :

pour C, $s^2 = 3,32$

pour D, $s^2 = 2,90$

Les variances sont assez proches pour qu'on puisse utiliser le test t.

Nous appelerons m_C et m_D les moyennes respectives de Lp pour le type C et pour le type D.

Les différences $d = m_C - m_D$ forment une courbe dont l'écart-type = écart-type de la différence =

$$sd = \sqrt{\frac{s_C^2}{n_C} + \frac{s_D^2}{n_D}}$$

s_C^2 = variance de population C

s_D^2 = variance de population D

n_C et n_D = nombres d'individus.

Or, d'après "l'hypothèse nulle", et en appelant s l'écart type de la population supposée unique,

$$sd = s\sqrt{\frac{1}{n_C} + \frac{1}{n_D}} \quad = \sqrt{s\ \frac{n_C + n_D}{n_C\ n_D}}$$

La relation classique dans ces calculs statistiques

$$s = \sqrt{\frac{Sx^2}{n - 1}} \quad \text{soit ici :} \quad s = \sqrt{\frac{Sx_C^2 + Sx_D^2}{n_C + n_D - 2}}$$

nous permet, appliquée ici, de calculer l'écart-type de la différence :

$$sd = \sqrt{\frac{(Sx_C^2 + Sx_D^2)(n_C + n_D)}{n_C\ n_D\ (n_C + n_D - 2)}}$$

Or, la variable t de STUDENT, varie suivant la distribution de STUDENT : $t = \frac{d}{sd}$ ce qui donne :

$$t = (m_C - m_D)\sqrt{\frac{n_C\ n_D\ (n_C + n_D - 2)}{(n_C + n_D)(Sx_C^2 + Sx_D^2)}}$$

ce qui donne ici : $t = 0{,}190$

Cette valeur est très inférieure à toutes les valeurs de la table de distribution de t.

On peut donc dire que "l'hypothèse nulle" est vérifiée et que la population de la variété II est homogène pour les valeurs Lp.

b- Variété II (non conjugante)

Voyons si ce phénomène se renouvelle dans le cas des races non conjugantes de C' et D'.

Remarquons d'abord que les intervalles de confiance ne se recouvrent pas du tout, ce qui nous laisse supposer que les populations ne sont pas homogènes pour Lp.

Les variances sont : pour C' = 3,05
pour D' = 1,94

Elles sont assez proches pour que l'on puisse appliquer le test t. En appliquant la même formule que précédemment nous trouvons :

$$t = 5,55$$

Cette valeur est très supérieure à 2,58 qui n'est réalisée que dans 1 % des cas.

Nous dirons donc que "l'hypothèse nulle" n'est pas vérifiée et qu'il existe entre les individus de type C' et de type D' une différence de taille "hautement significative".

c- Variété III

Les intervalles de confiance, bien que ne se recouvrant pas, sont toutefois plus proches que précédemment.

Pratiquons le test t puisque les variances :

$(s_E^2 = 3,82 \quad ; \quad s_F^2 = 3,23)$

sont assez proches.

Nous trouvons $t = 3,11$

Cette valeur est supérieur à 2,58 qui n'est atteinte que dans 1 % des cas. L"'hypothèse nulle" n'est pas vérifiée. Il existe entre les types E et F une différence de taille "hautement significative".

d- Conclusion

Nous pouvons conclure de cette étude comparée des valeurs LP que c'est pour les races non conjugantes que la différence de taille entre les individus des deux types est la plus importante.

Pour la variété III, elle l'est beaucoup moins, quoique encore "hautement significative".

Il n'y a que dans la variété II que l'on ne peut déceler de différences de tailles significatives. Il ne semble donc pas que les résultats soient très homogènes en ce qui concerne ce caractère, ni que l'on puisse en tirer de conclusions intéressantes.

Nous pouvons remarquer tout de même que dans tous les cas, les histogrammes tirés de ces valeurs ont une allure régulière, pour chaque mating-type. Ce qui laisse supposer que les populations de ces types sont homogènes en ce qui concerne Lp.

2°) Voyons si, à l'intérieur même de chaque mating-type, la population peut être considérée comme homogène

Nous y parviendrons par le calcul des χ^2. Un tel calcul consiste à poser une hypothèse : ici nous supposerons les populations homogènes ; on compare alors la répartition mesurée avec la répartition la plus probable si la population est effectivement homogène.

Dans chaque classe d'individus : a.... b.... c.... d'après la répartition la plus probable nous aurons une fréquence de m_a.... m_b .... m_c ....

Les fréquences m'_a ... m'_b ... m'_c ont été effectivement mesurées. Nous aurons pour chaque classe : $x_a = m'_a - m_a$; $x_b = m'_b - m_b$ ...

$$\chi^2 = \frac{x_a^2}{m_a} + \frac{x_b^2}{m_b} \quad \ldots$$

Il faudra connaître la répartition la plus probable. Pour cela nous mesurons la valeur qui est la différence de mesures de chaque limite de classes par rapport à la moyenne.

Ces valeurs se rapportent à l'écart type vrai dont la meilleure approximation est s, écart-type calculé. A ces écarts correspondent des pourcentages de distribution, dans la table de distribution normale. Nous en tirerons la répartition idéale pour 200 individus, puis pour 250 ce qui correspond à nos mesures.

Cette répartition idéale nous permettra alors de calculer les χ^2. Dans la table des χ^2 nous trouverons alors une probabilité plus ou moins grande que notre hypothèse soit vérifiée. Nous prendrons pour cette évaluation un nombre de degrés de liberté égal au nombre de classe moins 1. Il est à noter enfin que nous devrons veiller à grouper les classes qui ne comportent pas assez d'individus.

a- Variété II : C

Hypothèse : population homogène m = 19,9 s = 1,82

Classes	limites	écart = ε	$\frac{\varepsilon}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{x^2}{m}$
	14,5	5,4	2,96	0					
15,5					6	7,5	9	1,5	0,3
	16,5	3,4	1,07	6					
17					12,5	15,6	14	1,6	0,16
	17,5	2,4	1,32	18,5					
18					25,5	31,9	32	0,1	0,003
	18,5	1,4	0,77	44					
19					38	47,5	41	6,5	0,89
	19,5	0,4	0,22	82					
20	moy= 19,9	.....	.....	 100	44	55	60	5	0,45
	20,5	0,6	0,33	74					
21					36,5	45,6	46	0,4	0,0035
	21,5	1,6	0,88	37,5					
22					22,5	28,2	32	3,8	0,5
	22,5	2,6	1,43	15					
23					10	12,5	11	1,5	0,18
	23,5	3,6	1,97	5					
24,5					5	6,25	5	1,25	0,25
	25,5	5,6	3,08	0					
									$\chi^2 = 2,73$

$\chi^2 = 2,73$

Il y a 8 degrés de liberté. Reportons nous à la table des χ^2 : 2,73 correspond à une probabilité de 95 % de trouver une valeur plus grande. Donc, hypothèse vérifiée : donc la population peut être considérée comme homogène avec 5 % de chances de se tromper.

LILLE

D m = 19,9 s = 1,7

Hypothèse : population homogène

Classes	limites	écart = ε	$\frac{\varepsilon}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{x^2}{m}$
	14,5	5,4	3,17	0					
15,5					4	5	7	2	0,8
	16,5	3,4	2	4					
17					12	15	13	2	0,26
	17,5	2,4	1,41	16					
18					25	31,2	25	6,2	1,23
	18,5	1,4	0,82	41					
19					41	51,2	49	2,2	0,09
	19,5	0,4	0,23	82					
	moy. 19,9	.....	.....	 100					
20					45	56,2	63	6,8	0,82
	20,5	0,6	0,35	73					
21					38,5	48,2	53	4,8	0,47
	21,5	1,6	0,94	34,5					
22					22	27,5	23	4,5	0,73
	22,5	2,6	1,53	12,5					
24					12,5	15,62	17	1,4	0,12
	25,5	5,6	3,29	0					
									$\chi^2 = 4,52$

$\chi^2 = 4,52$

Il y a 7 degrés de liberté. Reportons nous à la table des χ^2. 4,52 correspond à 72 % de chances de trouver une valeur plus grande. La population est considérée comme homogène avec 28 % de chances de se tromper.

BU LILLE

a- Variété II (nc) : C'

Hypothèse : population homogène m = 19,3 s = 1,7

Classes	limites	ξ	$\frac{\xi}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{x^2}{m}$
	12,5	6,8	4	0					
14					2,5	3,12	5	1,88	1
	15,5	3,8	2,23	2,5					
16					7,5	9,37	7	2,3	0,5
	16,5	2,8	1,64	10					
17					19	23,7	25	1,3	0,07
	17,5	1,8	1,06	29					
18					35	43,7	40	3,7	0,3
	18,5	0,8	0,47	64					
	moy.19,3	.....	.....	 100					
19					45	56,2	52	4,2	0,3
	19,5	0,2	0,117	91					
20					43	53,7	60	6,3	0,7
	20,5	1,2	0,70	48					
21					28	35	33	2	0,11
	21,5	2,2	1,29	20					
23					20	25	28	3	0,3
	24,5	5,2	3,06	0					
									$\chi^2 = 3.28$

$\chi^2 = 3,28$

Il y a 7 degrés de liberté. Reportons nous à la table des χ^2. 3,28 correspond à 85 % de chances de trouver une valeur plus grande. Donc l'hypothèse est vérifiée. La population peut être considérée comme homogène avec 15 % de chances de se tromper.

Variété II (nc) D'

Hypothèse : population homogène m = 16,8 s = 1,39

Classes	limites	ε	$\frac{\varepsilon}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{x^2}{m}$
	12,5	4,3	3,09	0					
13,5					10	12,25	10	2,25	0,40
	14,5	2,3	1,65	10					
15					25	31,2	29	2,2	0,15
	15,5	1,3	0,93	35					
16					47,5	59,4	61	1,6	0,04
	16,5	0,3	0,22	82,5					
	moy 16,84	.....	.....	100					
17					55,5	69,4	73	3,6	0,18
	17,5	0,7	0,5	62					
18					39	48,7	47	1,7	0,59
	18,5	1,7	1,2	23					
19					18	22,5	26	3,5	0,54
	19,5	2,7	1,9	5					
20,5					5	6	4	2	0,66
	21,5	4,7	3,38	0					
									$\chi^2 = 2,56$

$$\chi^2 = 2,56$$

Il y a 6 degrés de liberté. Reportons nous à la table des χ^2. 2,56 correspond à 86 % de chances de trouver une valeur plus grande. Donc l'hypothèse est vérifiée. La population peut être considérée comme homogène avec 14 % de chances de se tromper.

C) Variété III E

Hypothèse population homogène m = 21,2 s = 1,95

Classes	limites	ξ	$\frac{\xi}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{x^2}{m}$
	15,5	5,7	2,92	0					
16,5					6	7,5	5	2,5	0,83
	17,5	3,7	1,90	6					
18					11	13,7	13	0,7	0,03
	18,5	2,7	1,38	17					
19					21	26,2	29	2,8	0,29
	19,5	1,7	0,87	38					
20					34	42,5	50	7,5	1,31
	20,5	0,7	0,36	72					
21					40	50	45	5	0,5
	moy 21,2	.....	.....	100					
	21,5	0,3	0,15	88					
22					38	47,5	48	0,5	0,005
	22,5	1,3	0,66	50					
23					26	32,5	29	3,5	0,38
	23,5	2,3	1,18	24					
24					15	18,7	18	0,7	0,02
	24,5	3,3	1,70	9					
25					6	7,5	8	0,5	0,03
	25,5	4,3	2,20	3					
26,5					3	3,75	5	1,25	0,4
	27,5	6,3	3,23	0					
									$\chi^2 = 3,79$

$$\chi^2 = 3,79$$

Il y a 9 degrés de liberté. Reportons nous à la table des χ^2. 3,79 correspond à 9,25 % de chances de trouver une valeur plus grande. Donc hypothèse vérifiée. On peut dire que la population est homogène avec 7,5 % de chances de se tromper.

F Hypothèse : population homogène m = 21,7 s = 1,8

Classes	limites	ε	$\frac{\varepsilon}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{x^2}{m}$
	16,5	5,2	2,88	0					
17,5					7,7	9,6	13	3	1,19
	18,5	3,2	1,77	7,7					
19					14,3	17,8	19	1,2	0,08
	19,5	2,2	1,22	22					
20					29	36,2	23	13,2	4,8
	20,5	1,2	0,66	51					
21					40	50	48	2	0,08
	21,5	0,2	0,11	91					
	moy. 21,7	.....	.....	100					
22					43	53,7	62	8,3	1,28
	22,5	0,8	0,44	66					
23					34,5	43,1	444	0,9	0,018
	23,5	1,8	1	31,5					
24					19,5	24,3	29	4,7	0,9
	24,5	2,8	1,55	12					
25					8,5	10,6	12	1,4	0,18
	25,5	3,8	2,11	3,5	3,5	4,3	0	4,3	4,3
									χ^2 = 12,728

χ^2 = 12,728

Il y a 7 degrés de liberté. Reportons nous à la table des χ^2. 12,728 correspond à 8,8 de chances. On peut donc affirmer que l'hypothèse n'est pas vérifiée donc on peut dire que la population n'est pas homogène avec 8,8 % de chances de se tromper.

d) Conclusion

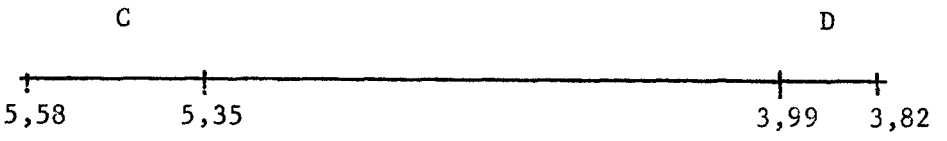
Nous pouvons conclure que, dans l'ensemble, les populations de chaque mating-type ont de fortes chances d'être homogènes au point de vue taille. Pourtant, dans le type F, nous trouvons un résultat inverse. Ce cas est particulièrement intéressant. En effet, c'est seulement dans des cultures d'individus de ce mating-type que nous avons trouvé des cas de selfing et on peut penser que ces deux phénomènes sont liés.

3°) Etude de L N dans chaque variété

Voyons d'abord si dans chaque variété les individus des deux types sexuels complémentaires présentent une homogénéité quant au critère LN.

a- Cas de la variété II

Nous pouvons remarquer ici que les histogrammes sont loin de se recouvrir, phénomène qui est visible également en comparant les intervalles de confiance qui ne coïncident en aucun point.



Le test t confirme ce phénomène :

Les variances $s_C^2 = 0,87$

$s_D^2 = 0,43$ sont assez proches

"l'hypothèse nulle" est que les populations sont homogènes.

$$t = m_C - m_D \sqrt{\frac{n_C \cdot n_D (n_C + n_D - 2)}{n_C \cdot n_D (Sx_C^2 - Sx_D^2)}} = 21,5$$

Cette valeur est très supérieure à 2,58 qui n'est pourtant atteinte que dans 1 % des cas donc on peut affirmer que l'hétérogénéité des populations C et D quant à LN est hautement significative et que "l'hypothèse nulle" n'est pas vérifiée.

b- Variété II (non conjugante)

Cas des races C' et D'

Les histogrammes, ni les intervalles de confiance ne coïncident

Le test peut être appliqué : $s^2_{C'} = 0,75$

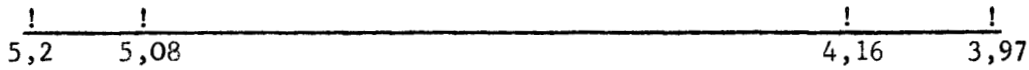
$s^2_{D'} = 0,63$

t = 19,49, valeur encore très supérieure à 2,58

Comme précédemment, l'hétérogénéité des populations de C' et D' est "hautement significative" quant à LN.

c- Cas de la variété III

Les histogrammes ne se recouvrent pas, ni les intervalles de confiance



Le test t est applicable $s^2_E = 0,63$

$s^2_F = 0,58$

t = 15,86

Donc ici encore il est "hautement significatif" que dans la variété III les individus des deux types forment une population hétérogène pour LN,

d- Conclusion

Dans chaque variété les résultats se révèlent identiques. On peut affirmer que les individus d'un mating-type présentent vis à vis de ceux du type complémentaire une différence de longueur du macronoyau très importante. Cette différence est comparable dans chaque variété.

Cette remarque aura naturellement son influence sur l'étude du rapport $\frac{LN}{LP}$ que nous verrons plus tard.

4°) Voyons, comme pour L P, si dans chaque mating type la valeur L N révèle une population homogène.

Pour cela, calculons les χ^2 .

a) Variété II type C

Hypothèse : population homogène m = 5,46 s = 0,93

Classes	limites	ε	$\frac{\varepsilon}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{x^2}{m}$
	2,5	2,96	3,18	0					
3					3,7	4,62	4	0,6	0,078
	3,5	1,96	2,1	3,7					
4					26,3	32,87	30	2,87	0,25
	4,5	0,96	1,03	30					
5					73	91,25	93	1,75	0,03
	moy. 5,46	.....		100					
	5,5	0,04	0,004	97					
6					71	88,75	97	8,25	0,76
	6,5	1,04	1,12	26					
7									
	7,5	2,04	2,19	3	3	3,75	5	1,25	0,41
8					3	3,75	5	1,25	0,41
	8,5	3,04	3,26	0					
									$\chi^2 = 3,5$

$\chi^2 = 3,5$. Il y a 5 degrés de liberté. D'après la table des χ^2 l'hypothèse est vérifiée avec 37 % de chances de se tromper.

Type D m = 3,9 s = 0,66

Hypothèse : population homogène

Classes	limites		$\frac{}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{2}{m}$
	1,5	2,4	3,6	0					
2,5					55	68,75	82	13,2	2,5
	3,5	0,4	0,6	55					
	moy. 3,9	.....	.....	100					
4					109	136,2	113	23,2	3,7
	4,5	0,6	0,9	36					
5					34,5	43,12	47	3,8	0,33
	5,5	1,6	2,4	1,5					
6					1,5	1,87	8	6,1	19
	6,5	2,6	3,9	0					
									χ^2=25,53

Il est évident ici que l'hypothèse doit être rejetée avec 0 % de chances de se tromper.

BU

b- Variété II (nc) C' m = 4,77 s = 0,87

Hypothèse : population homogène

Classes	limites		$\frac{}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{2}{}$
	2,5	2,27	2,6	0					
3					14,7	18,4	17	1,4	0,106
	3,5	1,27	1,45	14,7					
4					61	76,25	70	6,25	0,51
	4,5	0,27	0,31	75,7					
	moy. 4,77	.....	.....	 100					
5					84,3	105	121	16	2,4
	5,5	0,73	0,84	40					
6					34,3	42,5	37	5,5	0,7
	6,5	1,73	1,9	5,7					
7,5					5,7	7,1	5	2,1	0,62
	8,5	3,73	4,3	0					
									$\chi^2 = 4,33$

D'après la table des χ^2 et avec 4 degrés de liberté, l'hypothèse doit être rejetée avec 37 % de chances de se tromper.

BU LILLE

D' Hypothèse : population homogène m = 3,33 s = 0,79

Classes	limites		$\frac{}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{x^2}{m}$
	1,5	1,83	2,3	2	2	2,5	0	2,5	2,5
2					27,4	33,7	34	0,3	0,0027
	2,5	0,83	1,05	29,4					
3					87,6	109,5	117	7,5	0,46
	moy. 3,33	.....	.....	100					
	3,5	0,17	0,21	83					
4					69	86,2	82	42	0,20
	4,5	1,17	1,48	14					
5					14	17,5	17	0,5	0,014
	5,5	2,17	2,7	0					
									$\chi^2 = 3,17$

D'après la table des χ^2 et avec 3 degrés de liberté, on peut dire que la population n'est pas homogène ; l'hypothèse doit être rejetée avec 37,7 % de chances de se tromper.

BU LILLE

C- Variété III type E m = 5,18 s = 0,79

Hypothèse : population homogène

classes	limites		$\frac{}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{x^2}{m}$
	3,5	1,68	2,1	3,5	3,5	4,37	0	4,37	4,37
4					35,5	44,3	55	10,7	2,58
	4,5	0,68	0,86	39					
5					92	115	100	15	1,9
	moy. 5,18	.....	.....	100					
	5,5	0,32	0,40	69					
6					59,5	74,3	90	14,7	2,9
	6,5	1,32	1,67	9,5					
7					9,5	11,8	5	6,8	3,9
	7,5	2,32	2,9	0					
									$\chi^2 = 15,65$

Il est évident ici que l'hypothèse doit être rejetée.

BU LILLE

Type F m = 4,07 s = 0,77

Hypothèse : population homogène

Classes	limites		$\frac{}{s}$	% de table	Répart. pour 200	Répart. 250 = m	Répart. trouvée	x	$\frac{x^2}{m}$
	1,5	2,57	3,3	0					
2,5					46	57,5	58	0,5	0,004
	3,5	0,57	0,74	46					
4					96,5	120,6	120	0,6	0,003
	Moy. 4,07	.....	.....	100					
	4,5	0,43	0,56	57					
5					51,2	64	67	3	0,14
	5,5	1,43	1,86	6,3					
6					6,3	7,87	5	2,87	1,04
	6,5	2,43	3,18	0					
									$\chi^2 = 1,19$

Il y a 3 degrés de liberté. Donc, d'après la table des χ^2, l'hypothèse est vérifiée avec 24 % de chances de se tromper.

d- Conclusion

Il est intéressant de constater que dans presque tous les cas, on peut dire qu'il y a de fortes chances pour que la longueur du macronoyau soit un critère non homogène dans chaque type.

Il faut remarquer pourtant que dans le M T. F, mating-type à selfing, il y a tout de même une probabilité importante pour que les individus présentent une valeur de L N homogène.

Il faut être très prudent tout de même pour affirmer quoi que ce soit en raison des probabilités relativement peu révélatrices trouvées dans ce cas.

5°- Etude de $\frac{LN}{LP}$ dans chaque variété

Ce rapport est important puisqu'il peut représenter le rapport nucléoplasmique de la Paramécie.

Voyons si ce rapport présente à l'intérieur de chaque variété des variations intéressantes entre les deux mating-types.

Pour cela, utilisons le test t.

a) Variété II C et D

Les intervalles de confiance ne sont pas superposables.

hypothèse : les populations sont homogènes.

$S\ s_C^2 = 0{,}00139$

$s_D^2 = 0{,}00186$

$t = 21{,}61$ valeur très supérieure à 2,58 qui représente une probabilité de 1 % pour que "l'hypothèse nulle" soit vérifiée.

Il est donc "hautement significatif" qu'il y a une différence entre C et D pour $\frac{LN}{LP}$.

b) <u>Variété II</u> (n c) C' D'

Les intervalles de confiance ne se recouvrent pas.
"Hypothèse nulle" : les populations sont homogènes.

$s^2_{C'} = 0,00167$

$s^2_{D'} = 0,00238$

$t = 12$

Ici encore, il est hautement significatif que les populations de C' et D' sont hétérogènes quant au rapport $\frac{LN}{LP}$.

c) <u>Variété III</u> E F

Les intervalles de confiance ne se recouvrent pas.
"Hypothèse nulle" : les populations sont homogènes.

$s^2_E = 0,00558$

$s^2_F = 0,00108$

$t = = 13,67$

Ici, encore, une différence hautement significative apparaît entre les individus de type E et F pour $\frac{LN}{LP}$.

d) <u>Conclusion</u>

Dans ces trois cas, il est évident que les résultats concordent ; et on peut affirmer ici que, dans chaque variété, un mating type a une valeur de $\frac{LN}{LP}$ très inférieure à l'autre.

C'est D pour la variété II

D' II (non conjugante)

F III

Comme les valeurs de LN varient entre les individus de mating-types complémentaires beaucoup plus que les valeurs de LP on peut penser que c'est surtout la longueur du macronoyau qui influe sur ce rapport.

Or, à ces mating-types à petits macronoyaux donc à faibles valeurs $\frac{LN}{LP}$, correspondent des vitesses de division plus grandes.

Nous pouvons rassembler ces résultats dans un tableau en utilisant pour LN et $\frac{LN}{LP}$ les valeurs moyennes :

	a	LN	LN/LP
C	0,32	5,46	0,27
D	0,64	3,91	0,19
E	0,44	5,18	0,24
F	0,54	4,07	0,18

Nous pouvons aussi remarquer que, dans la variété II, entre les individus des types C et D la différence des valeurs LN et LN/LP, est plus grande que entre les types E et F de la variété III.

En même temps, la différence de taux de division entre les individus de type C et D est plus importante que entre les individus de type E et F. Il semble donc bien, que les mating-types à faible valeur de $\frac{LN}{LP}$ ont un taux de division plus grand.

Ceci est en accord avec les observations de OGER portant sur la variété Hot originaire de Picardie, bien que dans ce cas les différences enregistrées entre les 2 mating-types A et B de cette variété soient moins importantes qu'ici.

Or, cette variété était récoltée depuis peu. La variété III l'était depuis 7 ans, la variété II depuis 10 ans.

Il semble donc que, au cours du vieillissement des cultures, les écarts se soient creusés entre deux mating-types complémentaires d'une même **variété**, non seulement entre les vitesses de division, comme nous l'avons déjà remarqué, mais aussi entre les valeurs de $\frac{LN}{LP}$.

E- INFLUENCE DU MILIEU DE CULTURE SUR LA VALEUR DU RAPPORT $\frac{LN}{LP}$

Cette étude a été faite sur des individus de la variété Gr isolée dans le Nord de la France par SCHREVEL-DEBERSEE. Cette variété s'est révélée identique à la variété II.

Les individus d'un même clône de cette variété ont été répartis en un tube à milieu de terre et en un tube à grain de blé et les mesures des individus de ces tubes ont été faites après un délai de 15 jours.

RESULTATS 1°- Variété Gr sur milieu à grain de blé

L N	X	f
	2	4
	3	49
	4	120
	5	61
	6	13
	7	3

$SX = 1039$

$(SX)^2 = 1079521$

$SX^2 = 4517$

$m = 4,15$

$Sx^2 = 199$ $sm = 0,056$

$s^2 = 0,79$ $s = 0,86$

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$4,259 > \mu > 4,041$

L P

X	f
15	8
16	25
17	52
18	59
19	41
20	41
21	15
22	4
23	5

SX = 4583

$(SX)^2$ = 21003889

SX^2 = 84741

m = 18,312

Sx^2 = 726

s^2 = 2,9

s = 1,7

sm = 0,107

Intervalles de confiance =

$18,521 > \mu > 18,109$

[illegible]	[illegible]
0,10	3
0,13	11
0,14	1
0,15	12
0,16	6
0,17	19
0,18	13
0,19	8
0,20	18
0,21	21
0,22	28
0,23	30
0,24	46

[illegible]	[illegible]
0,25	25
0,26	13
0,22	4
0,28	11
0,29	14
0,30	3
0,31	4
0,33	4
0,35	1
0,36	2
0,38	1
0,40	1
0,41	1

SX = 5650

$(SX)^2$ = 3192,25

SX^2 = 13,40

m = 0,226

Sx^2 = 0,631

s^2 = 0,0025

s = 0,05

sm = 0,0031

Intervalles de confiance (95 % de probabilité)

$0,232 > \mu > 0,2199$

2°- Variété Gr : milieu d'eau de terre

L N

X	f
2	27
3	132
4	79
5	11
6	1

SX = 827

$(SX)^2$ = 683929

SX^2 = 2871

m = 3,3

Sx^2 = 136

s^2 = 0,54

s = 0,735

sm = 0,046

Intervalles de confiance

$3,39 > \mu > 3,21$

L P

X	f
11	1
13	5
14	21
15	51
16	54
17	54
18	46
19	15
20	3

SX = 4090

$(SX)^2$ = 16728100

SX^2 = 67506

m = 16,36

Sx^2 = 594

s^2 = 2,38

s = 1,544

sm = 0,09

Intervalles de confiance

$16,53 > \mu > 16,18$

L N
L P

X	f
0,11	2
0,12	12
0,13	7
0,14	6
0,16	8
0,17	34
0,18	35
0,20	38
0,21	23
0,22	29
0,23	24
0,25	13
0,26	5
0,27	10
0,28	2
0,31	1
0,40	1

SX = 49,62

$(SX)^2$ = 2462,144

SX^2 = 10,2542

m = 0,19848

Sx^2 = 0,4057

s^2 = 0,0016

s = 0,04

sm = 0,0025

Intervalles de confiance

$0,2034 > \mu > 0,1936$

3°- Conclusion

En comparant les intervalles de confiance, nous pouvons remarquer que, entre les individus pris dans des milieux différents, on note des différences appréciables des valeurs de LN, LP et $\frac{LN}{LP}$.

Les intervalles de confiance ne se recouvrent pas. Appliquons le test t :

L N $$t = (m_b - m_e)\sqrt{\frac{n_b \cdot n_e (n_b + n_e - 2)}{n_b + n_e (Sx_b^2 + Sx_e^2)}} = 11,59$$

milieu d'eau de terre = e

milieu à grain de blé = b

Nous étions partis de "l'hypothèse" que la population était homogène.

Les variances 0,79 et 0,54 sont assez proches. La valeur de 11,59 est très supérieure à 2,58 qui n'est atteinte que dans 1 % des cas. L'hypothèse n'est donc pas confirmée et nous pouvons dire que la différence de LN entre les 2 populations est "hautement significative".

L P variance = 2,9 et 2,38

t = 13,35

Ici encore la valeur est très supérieure à 2,58. Donc, la différence de LP entre les 2 populations est "hautement significative".

L N/L P variance = 0,0025 et 0,0016

t = 6,860 valeur encore très supérieure à 2,58. Donc la différence de $\frac{LN}{LP}$ entre les 2 populations est "hautement significative".

Nous pouvons donc conclure que la différence de milieu de culture agit aussi bien sur la taille que sur la longueur du macronoyau, ou sur le rapport $\frac{LN}{LP}$. Dans le milieu à eau de terre, milieu plus riche puisque les Paramécies y bénéficiaient d'un apport journalier de bactéries fraîches, on remarque que le macronoyau est plus petit, que dans l'autre cas , que les tailles des individus sont également plus petites ainsi d'ailleurs que le rapport $\frac{LN}{LP}$.

On peut dire aussi que la grande activité végétative des Paramécies élevées en eau de terre se traduit par une plus petite taille, un plus petit macronoyau et un plus faible rapport nucléoplasmique.

Cette coïncidence entre la présence d'un rapport nucléoplasmique petit et d'une activité végétative plus grande est en accord avec nos observations précédentes où l'on voyait des mating-types à faible valeur de $\frac{LN}{LP}$ avoir des vitesses de division plus grandes.

Au contraire, le ralentissement de l'activité végétative dans les tubes à grains de blé entraîne la présence chez les individus d'un noyau plus grand et d'une valeur plus importante du rapport nucléoplasmique.

F- VALEURS REELLES EN MICRONS DES VALEURS DE LN et LP

Connaissant la valeur en microns d'une division du micromètre qui nous a permis de faire nos mesures, nous pouvons déterminer les valeurs réelles en microns de nos valeurs. Ce coefficient est de 11,5 μ par division du micromètre.

C vi 11 L P $\quad$ m = 19,91 x 11,5 = 228,96 μ

Intervalles de confiance :

$$228{,}96 + (t \times sm \times 11{,}5) > \mu > 228{,}96 - (t \times sm \times 11{,}5)$$

$$231{,}557\mu > \mu > 226{,}373\mu$$

De même pour toutes nos autres valeurs :

LN : m = 62,79 µ

Intervalles de confiance : 64,12 µ > µ > 61,46 µ

D vi 10 L P m = 229,31 µ

Intervalles de confiance : 231,73 µ > µ > 226,89 µ

LN : m = 44,965 µ

Intervalles de confiance : 45,90 µ > µ > 44,02 µ

C' L P m = 222,18 µ

Intervalles de confiance : 224,66 µ > µ > 219,70 µ

L N m = 54,85 µ

Intervalles de confiance : 56,087 µ > µ > 53,613 µ

D' L P m = 193,66 µ

Intervalles de confiance : 195,65 µ > µ > 191,67 µ

L N m = 38,27 µ

Intervalles de confiance : 39,400 µ > µ > 37,14 µ

E Cl 22 L P m = 243,8 µ

Intervalles de confiance : 246,58 µ > µ > 241,02 µ

L N m = 59,57 µ

Intervalles de confiance : 60,7 µ > µ > 58,44 µ

F Cl 26 L P m = 249,78 µ

Intervalles de confiance : 252,33 µ > µ > 247,23 µ

L N m = 46,805 µ

Intervalles de confiance : 47,895 µ > µ > 45,715 µ

Gr sur milieu à grain de blé

L N m = 47,72 µ

Intervalles de confiance : 48,98 µ > µ > 46,46 µ

L P m = 210,56 µ

Intervalles de confiance : 212,97 µ > µ > 208,15 µ

Gr sur milieu d'eau de terre

L N m = 37,95 µ

Intervalles de confiance : 38,98 µ > µ > 36,92 µ

L P m = 188,14 µ

Intervalles de confiance : 190,21 µ > µ > 186,07 µ

IV - ETUDE DU POURCENTAGE DES CONJUGAISONS

Il a paru intéressant d'étudier les réactions de conjugaison de ces variétés en culture depuis un certain temps.

A- TECHNIQUE

Des Paramécies de mating-types complémentaires ont été isolées de leur tube de culture et mélangées dans des alvéoles. Pour extraire les Paramécies de leur tube, nous avons veillé à ne pas entraîner trop de liquide de manière à favoriser la réaction de l'agglomération.

D'autre part, les Paramécies ont été isolées de leur tube 24 h au moins après le dernier apport alimentaire. Les Paramécies se présentent ainsi dans leurs tubes, groupées en anneau près du ménisque, et les études de VIVIER sur la conjugaison chez Paramecium caudatum ont montré que c'est à ce moment là que le mélange des mating-types a un rendement maximum.

Les réactions d'agglomération ont été observées à la loupe binoculaire mais les mesures plus précises de pourcentage ont été faites 2 jours après par coloration au vert de méthyle acétique.

Il suffit alors de compter le nombre de Paramécies présentant des remaniements nucléaires qui suivent la conjugaison et qui se déroulent un certain temps après la séparation des individus.

Cette méthode n'est pas parfaite puisque on ne peut distinguer les Paramécies dont la fragmentation du macronoyau est dûe à un phénomène de conjugaison, de celles dont la même propriété est dûe à l'hémixie. Mais nous verrons que le pourcentage d'hémixie est toujours assez faible ici.

B- RESULTATS

Les recherches ont porté sur les variétés II et III.

Variété II

Les différents essais effectués sur les mating-types C et D n'ont jamais donné de conjugaison, ni même d'agglomération.

Variété III

3 essais ont été effectués :

- d'abord pour le 1°- :

sur 528 Paramécies, 91 présentaient des remaniements soit 17,2 %

sur 361 Paramécies, 288 présentaient des remaniements soit 79,8 %

sur 129 Paramécies, 33 présentaient des remaniements soit 25,5 %

Soit en moyenne 41,16 % de conjugants sur une population de 100 individus de mating-types différents.

(Nous avons pris pour ces mélanges autant de Paramécies d'un type que de l'autre, du moins approximativement, le compte étant presque impossible).

C- CONCLUSION

Le fait que nous observons principalement c'est l'absence totale de conjugaison dans la variété II. Or, cette variété est cultivée depuis 10 ans en laboratoire. Or, au début de leur culture, VIVIER avait obtenu pour cette même variété des pourcentages de conjugaison de 88 %.

Il semble donc que la culture prolongée en laboratoire ait provoqué chez ces Paramécies une perte de la propriété de conjuguer.

Pour la variété III, le pourcentage de conjugaison est tout de même assez élevé quoique n'atteignant pas les pourcentages trouvés par VIVIER.

Or, cette variété est cultivée depuis moins longtemps que la variété II : 7 ans.

Ceci confirmerait notre hypothèse en ce qui concerne l'absence de conjugaison dans la variété II.

V - ETUDE DU SELFING

Il était intéressant aussi d'étudier l'autre manifestation sexuelle pouvant se produire chez les Paramécies : la conjugaison intraclonale ou selfing.

A- TECHNIQUES

On a remarqué que le plus souvent les couples en selfing dans chaque tube se rassemblent au fond. La technique consistait donc à observer à la loupe binoculaire le fond des tubes de culture, chaque jour, de manière à y détecter les couples éventuels.

Pendant deux mois les observations ont été faites sur toutes les variétés étudiées.

B- RESULTATS

Nous n'avons pu observer de selfing que dans la variété III, plus exactement dans le mating type F et seulement pendant une période de 8 jours, à raison de 3 ou 4 couples par tube, dans 2 tubes.

C- CONCLUSION

Le fait que nous n'ayons pas trouvé de selfing dans la variété II alors que VIVIER en avait trouvé au début de leur culture semblerait indiquer que cette variété a perdu toute faculté sexuelle aussi bien conjugaison que selfing.

Le fait que nous n'ayons trouvé de selfing dans la variété III que dans le mating type F est en accord avec les observations de VIVIER. Il avait noté l'absence de clones ayant présenté des phénomènes de selfing dans le type E mais en avait observé dans le type F.

De même OGER sur des Paramécies d'origine picarde avait noté l'apparition de selfing dans un seul mating type par variété, ce qu'avait trouvé également SCHREVEL-DEBERSEE sur des Paramécies du Nord de la France.

Or, ce mating type F est également celui qui présente un plus grand taux de division, dans la variété III, en même temps qu'une plus faible valeur de $\frac{LN}{LP}$.

OGER avait au contraire trouvé la présence de selfing chez la mating type à fort rapport $\frac{LN}{LP}$.

D'autre part, nous avons trouvé que c'était dans le mating type F que la population avait le plus de chance d'être hétérogène au point de vue taille des individus et homogène pour LN. On pourrait penser que cette hétérogénéité dans la population a un certain rapport avec la présence de selfing.

D'autre part, la faible durée de la période de selfing chez les Paramécies F est en accord avec les observations de VIVIER qui avait trouvé des périodes de selfing plus ou moins espacées.

VI - ETUDE DU POURCENTAGE D'HEMIXIE

A- TECHNIQUE

Il a suffi pour cette étude de colorer les Paramécies au vert de Méthyle et de compter celles dont le macronoyau présentait des anomalies.

B- RESULTATS

Variété II

Type C vi 11 ⟶ 1 pour 250 soit 0,4 %

Type D vi 10 ⟶ 5 pour 250 soit 2 %

Variété III

T E cl 22 ⟶ 8 pour 250 soit 3,2 %

T F cl 26 ⟶ 0 ppur 250 soit 0 %

Souches non conjugantes

C' ⟶ 15 pour 250 soit 6 %

D' ⟶ 7 pour 250 soit 2,8 %

Nous pouvons remarquer que, dans tous les cas, les valeurs des pourcentages sont faibles surtout dans les variétés II et III qui sont de souches conjugantes.

Dans les souches C' et D' ce pourcentage est plutôt supérieur, ce qui a été remarqué aussi par VIVIER sur ces mêmes souches ; alors que dans les souches conjugantes si l'hémixie avait été observée, elle était en pourcentage infime et irrégulier comme nous l'avons trouvé ici.

Il ne semble donc pas que l'on puisse déduire de ces observations des conclusions très formelles en raison de leur irrégularité.

Il n'apparaît pas que le vieillissement des cultures ait entraîné une augmentation très importante du taux d'hémixie quoique l'hémixie soit considérée généralement comme un phénomène de dégénérescence n'atteignant que le macronoyau (DILLER : autogamy et hémixie chez P. aurelia - et VIVIER).

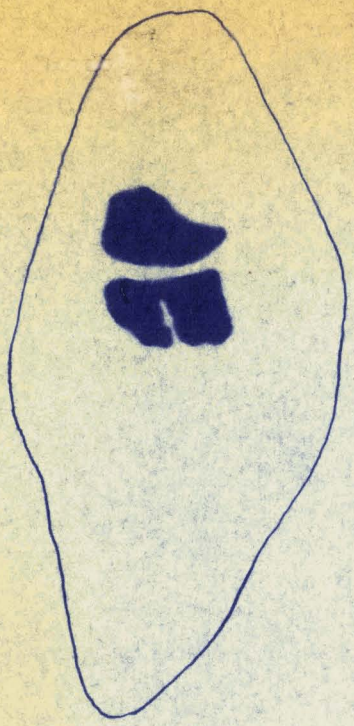


Fig 1

Fig 2

Quelques figures d'Hémixie

BU LILLE

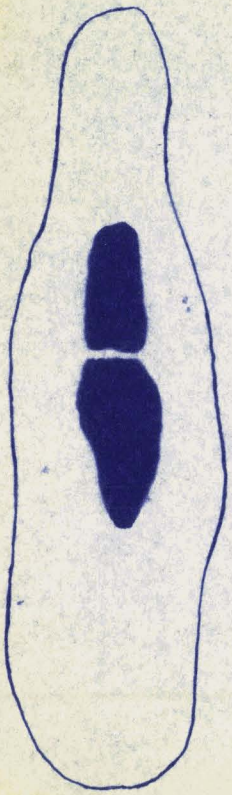


Fig 3

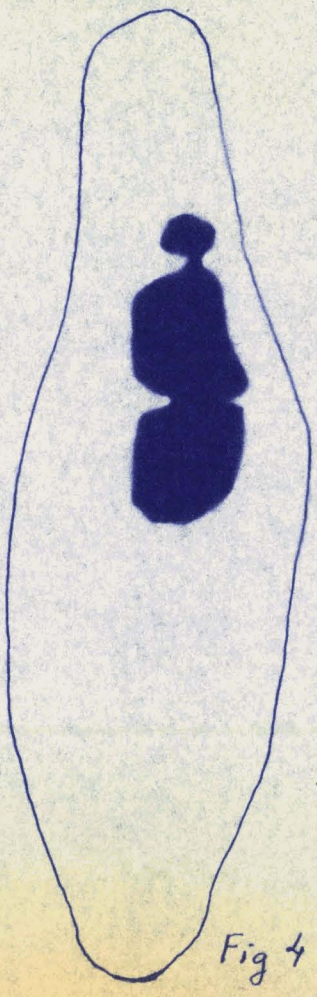


Fig 4

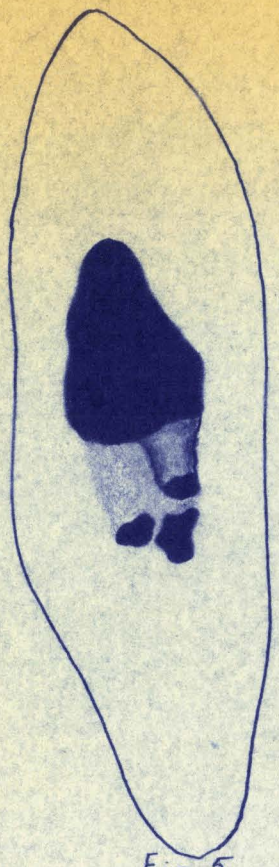


Fig 5

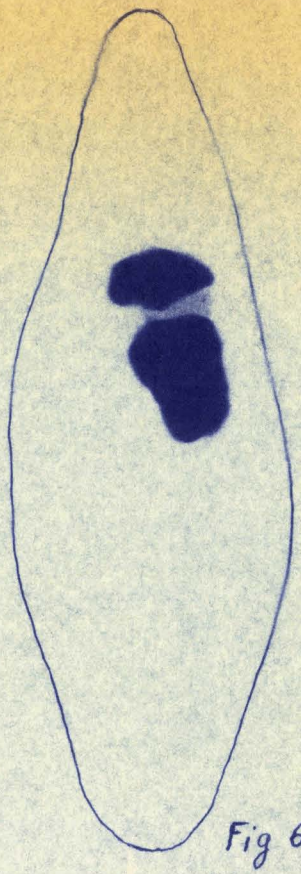


Fig 6

BU LILLE

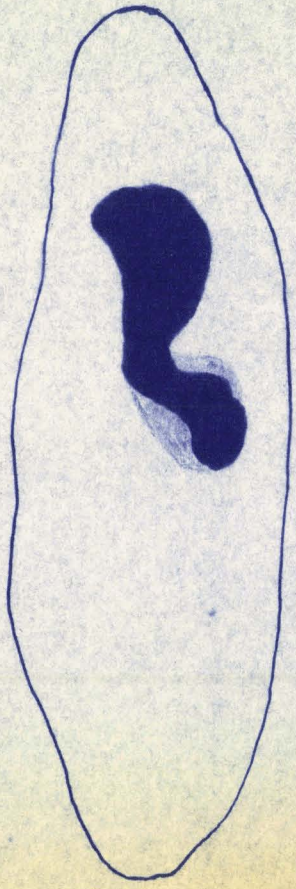


Fig 7

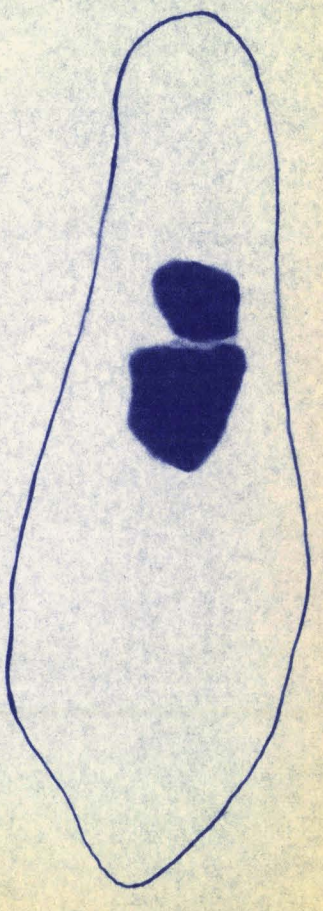


Fig 8

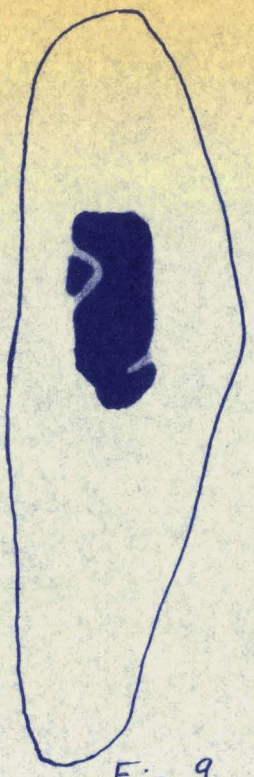


Fig 9

Fig 10

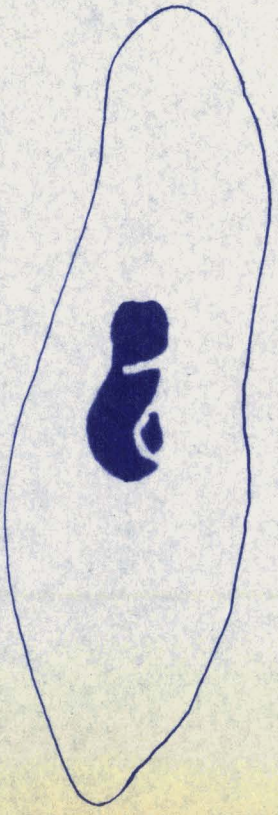


Fig 11

BU LILLE

Les figures observées ici sont de type classique décrit par DILLER et VIVIER.

- soit une fragmentation en gros fragments de chromatine : différents aspects : fig. 1, 2, 3, 4, 6, 7, 8, 9, 10, 11
- soit une extrusion d'une grosse masse de chromatine en plusieurs fragments : fig. 5
- soit une désorganisation complète du macronoyau.

VII - CONCLUSION

Ce travail avait pour but d'étudier quelques caractéristiques biologiques de différentes souches de P. caudatum en fonction de la variété, du mating type et de l'âge de la culture.

Nous avons montré surtout :

- que la vitesse de division, déjà différente entre les deux mating-types d'une même variété, diminue avec l'âge de la culture surtout dans l'un des mating types.

- que la taille des Paramécies est en général différente suivant les deux mating-types d'une même variété, surtout dans les souches non conjugantes C' et D'. Ce critère est homogène dans chaque mating-type sauf dans le mating type à selfing de la variété III : F.

- que la taille du macronoyau présente toujours entre les 2 mating types complémentaires une différence très importante et que ce critère ne peut pas être considéré comme un facteur très homogène dans chaque mating type sauf dans le mating type à selfing F.

- que le rapport nucléoplasmique $\frac{LN}{LP}$ est très inférieur dans un mating type d'une variété à cette même caractéristique dans l'autre.

C'est un phénomène sûr et constant.

BIBLIOTHEQUE INTERUNIVERSITAIRE SECTION DE SCIENCES LILLE

A ce mating type à faible rapport $\frac{LN}{LP}$ correspond un taux de division plus grand. Cette différence s'accentue avec l'âge de la culture.

- Ce rapport est également inférieur dans un milieu de culture plus nutritif.

- que le vieillissement de la culture entraîne la diminution, puis la disparition de la faculté de conjuguer.

- que le selfing disparait en même temps que la conjugaison dans la variété II

Dans la variété III, il n'existe que dans un mating type : F, mating type à taille des Paramécies hétérogène et à valeur de LN homogène.

- que l'hémixie n'atteint qu'un très faible pourcentage de population sauf dans les souches non conjugantes.

B I B L I O G R A P H I E

J. BLANC, E. VIVIER et P. de PUYTORAC - Action comparée de la colchicine et de la Trypaflacine sur la vitesse de multiplication de Paramécium caudatum Ehrb. (Bull. Biol. de Fr. et de Belg., 1960, t XCIII, fasc. 1)

E. J. BOELL and L. L. WOODRUFF - Mating and metabolism in Paramecium calkinsi. (J. Exp. Zool., 1941, 87, p. 386-402)

W. F. DILLER : Nuclear reorganisation processes in Paramecium aurelia with descriptions of autogamy and hemixis. (Journ. of Morph., 1936, vol. 59, 11-67)

W. F. DILLER - Nuclear variation in Paramecium caudatum. (J. of Morph., 1940, vol. 66, 605-633)

L. C. GILMAN - Mating types in P. caudatum. (Amer. Nat., 1939, 73, 445-450)

Mating types in diverses races of P. caudatum. (Biol. Bull., 1941, 80, 384-402)

The position of japonese varieties of P. caudatum with respect to american varieties. (Biol. Bull., 1950, 99 (2), 348-349)

Occurence and distribution of mating types varieties in P. caudatum. (Journ. of Protoz., 1954, 1 supplt.

Distribution of the varieties in P. caudatum. (Journ. of Protoz., 1956, 1, supplt., 3 supplt.)

European varieties of P. caudatum. (Journ. of Protoz., 1958, 5, supplt.)

K. HIWATASHI - Studies of the conjugation of P. caudatum. I. Mating types and groupes in the races obtained in Japan. (Sc. Rep. Tōhoku Univ., 1949, 137-140)

Analyses of the change of mating types during vegetative reproduction in P. caudatum. (Japan J. of Genetics, 1960, 35, 8, 213-221)

LISON - Statistique appliquée à la biologie expérimentale. (1958, Gauthier Villars)

C. OGER - Variétés et types sexuels de P. caudatum du Nord de la France : Région picarde. (D. E. S., 14 février 1963, Amiens)

E. VIVIER - Contribution à l'étude de la conjugaison chez Paramecium caudatum. (Annales Sc. Nat. Zool., 1960, 12 ser., 1, 385-506)

E. VIVIER et M.C. MALLINGER - Variations de la réactivité sexuelle en fonction du rythme de multiplication chez P. caudatum. (C. R. Soc. de Biol., 1960, t CLIV, n° 11, 2071)

G. SCHREVEL-DEBERSEE - Variétés et types sexuels de P. caudatum du Nord de la France. (D. E. S. 14 juin 1962, Lille)

R. WICHTERMAN - Comparative behavior in the mating and conjugation opposite mating type in different clones of P. bursaria. (Anat. Rec. 108, p. 139).