Etude de la robustesse de la transformation logarithmique sur des dénombrements d'organismes telluriques

Pierre-Armand ROGER*
Gaetano GERMANI**
Pierre-Adrien REYNAUD*

* *Microbiologistes ORSTOM*
** *Nematologiste ORSTOM*
O.R.S.T.O.M., B.P. 1386, Dakar - Sénégal

Résumé

Le calcul de l'intervalle de confiance sur la moyenne de dénombrements d'organismes telluriques peut être effectué après transformation logarithmique sur des populations caractérisées par une pente de la droite de Taylor (liaison moyenne-variance) sensiblement éloignée de la valeur théorique de 2. (1,6 à 2,3).

Le test non paramétrique de Mann-Whitney qui permet de comparer deux moyennes donne des résultats pratiquement identiques à ceux du test t de Student-Fischer effectué sur les données transformées par $y = \log x$ et $y = x^{1-p/2}$.

Mots-clés : Intervalle de confiance - Comparaison de moyennes - Organismes telluriques - Microbiologie du Sol - Transformation des données.

Summary

EMPIRICAL STUDY ON THE VALIDITY LIMITS OF THE LOGARITHMIC TRANSFORMATION FOR THE ENUMERATION OF SOIL ORGANISMS

Confidence interval of soil organisms enumerations may be calculated after logarithmic transformation on populations characterized by a slope of the Taylor equation fairly different from the theoritical value of 2. (1,6 to 2,3).

The non parametrical Mann-Whitney's test for the comparison of two means gave approximately the same results as the parametrical t test of Student-Fischer in which the variables were transformed according to $y = \log x$ and $y = x^{1-p/2}$.

Key words : Confidence interval - Comparison of means - Soil Organisms - Soil Microbiology - Transformation of data.

1. INTRODUCTION

Le traitement statistique des dénombrements d'organismes dans les échantillons de milieux naturels, montre que les populations ne sont généralement pas distribuées suivant des lois normales et qu'on ne peut en conséquence appliquer directement aux données les tests statistiques paramétriques (calcul de l'intervalle de confiance et comparaison de moyennes par la variable t de Student-Fischer).

Plus particulièrement, l'étude d'organismes et de microorganismes telluriques (MERNY et DEJARDIN, 1970 ; ROGER *et coll.*, 1978 ; ROGER et REYNAUD, 1978) ainsi que celle de leurs activités (ROGER *et coll.*, 1978) a montré que les lois de répartition de ces populations sont caractérisées par une liaison entre la moyenne et la variance telle que les points (m, s^2) se disposent sur un graphique log-log en un nuage rectilinéaire traduisant une relation de la forme $s^2 = am^b$ (TAYLOR 1961). La détermination des paramètres de cette équation permet une normalisation indirecte des données au moyen de la transformation :

$$g(x) = \int \frac{x\, dm}{\sqrt{am^b}} \quad (1)$$

qui a pour effet direct de rendre la variance à peu près indépendante de la moyenne (cf KENDALL et STUART, 1963, 1968, vol. 1, p. 232, vol 3, p 881).

Toutefois g (x) est une fonction continue et l'on ne pourra l'appliquer à une distribution discontinue que si la moyenne de la loi est suffisamment élevée pour que l'on puisse la traiter comme une distribution continue. Ceci est généralement le cas pour les organismes et microorganismes telluriques. Après intégration de l'équation (1), le paramètre a intervient sous la forme d'un facteur multiplicatif qui n'altère pas l'indépendance entre la moyenne et la variance et peut être ignoré (FRONTIER 1973). La valeur de b, pente de la droite de Taylor, est donc suffisante pour déterminer une transformation normalisant les données et pour caractériser approximativement la loi de répartition des organismes étudiés.

TABLEAU I

Transformations normalisant les données x en fonction de la pente b de la droite de régression moyenne-variance (droite de Taylor)

b : pente de la droite de Taylor	Transformation normalisante
1	$y = \sqrt{x}$
$1 < b < 2$	ou $y = \log(x + x_0)$
2	$y = \log x$
$2 < b < 3$	$y = x^{1-b/2}$ ou $y = \log(x + x_0)$ (*)
3	$y = 1/\sqrt{x}$

* x_0 est une constante arbitraire pouvant être déterminée graphiquement.

Parmi les différentes transformations possibles (tabl. I) la transformation logarithmique, en théorie uniquement justifiée pour une pente de la droite de Taylor égale à 2, est d'un emploi particulièrement intéressant. C'est, pratiquement, la seule transformation qui, après calcul de l'intervalle de confiance sur les données transformées, permette le retour aux données initiales et le calcul de l'intervalle de confiance sur ces dernières. On revient aux données initiales au moyen d'un coefficient multiplicatif C qui corrige le biais introduit par la transformation logarithmique

$$\frac{\Sigma_1^n \log x_i}{n} \neq \log \frac{\Sigma_1^n x_i}{n}$$

Le coefficient C est fonction du nombre n de répétitions et de la variance des données transformées (NEYMANN et SCOTT 1960). La comparaison entre le coefficient C calculé suivant la formule de NEYMAN et SCOTT et le coefficient observé C' défini par

$$C' = \frac{\Sigma_1^n x_i}{n} \left[\text{antilog} \frac{\Sigma_1^n \log x_i}{n}\right]^{-1} \text{soit}\ C' = \frac{\bar{x}}{10^{\bar{y}}}$$

permet de vérifier la validité de la transformation : C/C' doit être peu différent de 1.

Un exemple de ce calcul a été développé par MERNY et DEJARDIN (1970) pour la transformation $y = \log(x + x_0)$ où x_0 est une constante, déterminée graphiquement, qui permet d'éliminer la classe zéro. Cependant cette méthode rigoureuse nécessite un nombre de données suffisant ($n = 100$) pour pouvoir établir l'histogramme à partir duquel la constante x_0 sera déterminée.

Dans la pratique on n'effectue généralement que

partir de différents traitements, de réunir des petits groupes de répétitions en nombre suffisant pour étudier la liaison moyenne variance et déterminer à partir de la pente de la droite de Taylor, la transformation normalisant les données (FRONTIER 1973).

Compte tenu de la facilité d'emploi de la transformation logarithmique il est intéressant de pouvoir assimiler à une distribution log-normale les distributions caractérisées par une pente b voisine de 2 ; il importe donc de connaître les limites de cette approximation. Ce travail se propose de déterminer expérimentalement les limites de cette approximation.

En utilisant des résultats expérimentaux obtenus antérieurement (GERMANI, non publié) (1) sur des dénombrements de nématodes. Nous avons calculé la

(1) Les données numériques seront fournies sur simple demande aux auteurs.

pente de la droite de Taylor sur diverses répartitions ; les limites de validité de la transformation logarithmique ont ensuite été étudiées en fonction de cette pente. Enfin nous avons testé l'influence de la transformation des données sur l'intervalle de confiance d'une moyenne et sur la comparaison de deux moyennes par le test de Student-Fischer (test t).

2. MATÉRIEL ET MÉTHODES

2.1. DONNÉES NUMÉRIQUES

Les dénombrements de deux espèces de nématodes parasites de l'arachide en Haute-Volta et au Sénégal (*Aphasmatylenchus straturatus*, GERMANI, 1970, et *Scutellonema cavenessi*, SHER, 1963) constituent les données de base de cette étude. Les échantillons ont été prélevés sur les parcelles témoin d'essais de traitements nématicides comportant cinq, six ou dix répétitions (GERMANI & DHERY, 1973 ; GERMANI & GAUTREAU, 1976). Les nématodes du sol ont été extraits par élutriation et ceux des racines par aspersion suivant les techniques de SEINHORST (1950-1962). Les résultats sont rapportés soit à 1dm^3 de sol soit à 100 g de racines.

2.2. PROTOCOLE

Quatre groupes homogènes de 11 lots de 5 à 10 répétitions ont été utilisés. Pour chaque groupe nous avons déterminé le coefficient de corrélation entre moyenne et variance des 11 lots ainsi que la pente de la droite de régression variance sur moyenne.

Pour l'ensemble des 44 lots nous avons calculé l'intervalle de confiance suivant les deux hypothèses « loi normale » et « loi log-normale » ; la validité de la transformation logarithmique a été ensuite testée par le calcul du rapport C/C'. Les modalités de ces calculs ont été développées par ROGER et REYNAUD (1978).

A l'intérieur de chaque groupe, le lot médian a été successivement comparé aux dix autres lots du groupe. La comparaison a été effectuée au moyen du test t de Student-Fischer sur les données initiales et sur les données transformées par $y = \log x$ et $y = x^{1-b/2}$. D'autre part nous avons comparé ce test a celui non paramétrique de Mann-Whitney.

2.3. MÉTHODES ANALYTIQUES

L'étude de la liaison moyenne-variance, les calculs d'intervalles de confiance d'une moyenne et du rapport C/C', la comparaison de deux moyennes avant et après transformation logarithmique ont été effectués au moyen de programmes de calcul précédemment mis au point pour une calcultatrice programmable Hewlett-Packard HP 97 (ROGER *et coll.* 1978). La comparaison de deux moyennes transformées par $y = x^{1-b/2}$ a été faite par modification d'un programme existant. Le test non paramétrique de comparaison de positions (Mann-Whitney) est décrit en annexe.

3. RÉSULTATS ET DISCUSSION

3.1. LIAISON MOYENNE-VARIANCE

Dans les quatre cas testés on observe une corrélation hautement significative entre moyenne et variance. Les pentes des droites de régression varient entre 1,552 et 2,364 (tabl. II). Pour une même unité de mesure (dm^3 de sol ou 10^2 g de racines) on constate que la pente la plus forte correspond à la population la plus dense. Ce résultat est en accord avec les observations de FRONTIER (1973) sur le zooplancton, qui constate que la pente de la droite de Taylor, voisine de 1 (loi de Poisson) pour les faibles populations, augmente avec la densité des organismes étudiés. Un résultat comparable a été obtenu par MERNY et DEJARDIN (1970) qui constatent que la pente de la droite de Taylor peut être assimilée à 2 pour les populations denses.

3.2. VALIDITÉ DE LA TRANSFORMATION LOGARITHMIQUE ET INTERVALLE DE CONFIANCE

Les valeurs de C/C' trouvées montrent que la transformation logarithmique est justifiée dans tous les cas pour une pente comprise entre 1,882 et 2,364. En ce qui concerne le groupe caractérisé par la pente la plus faible ($b = 1,552$) la transformation n'est justifiée que dans 73 % des cas. La transformation logarithmique peut donc être généralisée à des distributions pour lesquelles la pente de la liaison moyenne-variance s'écarte assez notablement de 2 ; toutefois il faudra impérativement vérifier la validité de cette transformation qui peut conduire à des mécomptes, particulièrement avec les échantillons de petite taille (MERNY et DEJARDIN 1970).

Afin de pouvoir comparer les résultats, les intervalles de confiance ont été rapportés à la moyenne ; la différence des intervalles de confiance calculés suivant les deux hypothèses « loi normale » et « loi log-normale » a été exprimée en % d'augmentation par rapport à l'hypothèse « loi normale » (tabl. III).

Rappelons que la loi normale n'est pas un modèle convenable, nous l'avons cependant prise pour base, dans un but démonstratif, étant donné que la majorité des auteurs en microbiologie du sol, utilisent, le plus

TABLEAU II

Valeur du rapport C/C' pour différentes répartitions observées - les valeurs soulignées indiquent que la transformation logarithmique n'est pas justifiée

Origine des mesures	Unité	$\frac{b\ ^{*}}{r\ ^{**}}$	*** n.m.n.c.	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Haute-Volta	N. nématodes par 100 g racine	$\frac{1,552}{0,920}$	1665	0,967	1,074	0,381	0,355	0,995	0,369	1,028	0,978	0,875	0,999	0,90
Sénégal		$\frac{1,882}{0,898}$	19940	1,008	1,003	1,009	1,011	0,963	1,043	1,007	0,888	0,910	1,008	1,00
Haute-Volta	N nématodes par dm^3 de sol	$\frac{2.005}{0,921}$	1573	0,998	0,989	1,000	1,004	1,002	0,996	1,026	1,009	0,999	0,999	1,004
Sénégal		$\frac{2,364}{0,884}$	2680	1,031	0,984	0,988	1,001	0,987	0,995	0,999	1,008	1,002	1,003	0,987

* *b* = pente de la droite de régression moy-variance ; ** r = coefficient de corrélation ; *** *nombre moyen de nématodes comptés par échantillon.*

TABLEAU III

Comparaison des intervalles de confiance calculés suivant les hypothèses « loi normale », loi « log-normale ». In = Intervalle de confiance calculé suivant l'hypothèse d'une loi normale. Iln = Intervalle de confiance calculé suivant l'hypothèse d'une loi log-normale ; Ilns et Ilni sont respectivement les parties supérieures et inférieures de cet intervalle de confiance

	$(Iln - In)\frac{100}{In}$			Ilns/Ilni		
	maxi	moy	mini	maxi	moy	mini
Ensembles des lots où la transformation log est justifiée (41)	+ 133	+ 22	− 14	5,50	2,20	1,17
Lots à 5 répétitions (22)	+ 133	+ 29	− 13	5,50	2,37	1,27
Lots à 6 répétitions (14)	+ 119	+ 15	− 10	3,22	2,23	1,33
Lots à 10 répétitions (5)	+ 21	+ 2	− 14	1,49	1,32	1,17

fréquemment à tort, l'hypothèse d'une répartition normale des données, sans en vérifier au préalable la validité.

L'intervalle de confiance calculé suivant l'hypothèse d'une distribution log-normale est généralement supérieur à celui calculé suivant l'hypothèse erronée d'une distribution normale ; la différence diminue lorsque le nombre de répétitions augmente.

L'intervalle de confiance calculé suivant l'hypothèse log-normale est dissymétrique ; cette dissymétrie est d'autant plus marquée que le nombre de répétitions est faible. Cette constatation est en accord avec la formulation mathématique du rapport de la partie supérieure Ilns et de la partie inférieure Ilni de l'intervalle de confiance :

$$\frac{Ilns}{Ilni} = 10^{\frac{t\,sy}{\sqrt{n}}}$$

(sy est l'écart type des données transformées et n le nombre de répétitions (ROGER et REYNAUD, 1978).

Pour un même nombre de répétitions on constate que la variation relative et la dissymètrie de l'intervalle de confiance calculé dans l'hypothèse de la log-normalité, sont susceptibles de s'écarter notable-

TABLEAU IV

Calcul de l'intervalle de confiance sur trois groupes de données. Ls et Li sont respectivement les valeurs supérieures et inférieures de l'intervalle de confiance. Les autres paramètres ont été définis au tableau III

		A	B	C
Valeurs observées		28 500 9 500 1 390 48 000 7 260	10 620 33 171 8 075 5 228 47 000	33 330 40 000 36 720 27 630 29 130
Rapport entre valeurs extrêmes		20,5	8,99	1,45
n		5	5	5
Loi normale	Ls	42 724	43 605	39 756
	m	18 930	20 818	33 362
	Li	− 4 864	− 1 968	26 967
	P = In/2m	± 1,26	± 1,09	± 0,19
Loi log-normale	Ls	104 106	67 017	40 421
	m	18 930	20 818	33 362
	Li	3 442	6 467	27 535
	Ps = Ilns/m	+ 4,50	+ 2,22	+ 0,21
	Pi = Ilni/m	− 0,82	− 0,69	− 0,17
Ilns/Ilni		5,50	3,22	1,27
(Iln − In) $\frac{100}{In}$		+ 112 %	+ 33 %	− 1 %

TABLEAU V

Seuils de signification suivant la transformation choisie

				1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Nb. nématodes par 100 g racines	HAUTE VOLTA	b = 1,552	non transformé *	0,005	0,001	0,01	0,20	0,90	0,90	0,30	0,20	0,01	0,10
			y = log x *	0,005	0,01	0,10	0,20	0,20	0,90	0,40	0,40	0,02	0,20
			y = $x^{1-b/2}$ *	0,001	0,01	0,02	0,20	0,30	0,90	0,40	0,30	0,02	0,20
			non paramétrique **	0,01	0,01	0,01	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	0,01	n.s.
Nb. nématodes par 100g racines	SENEGAL	b = 1,882	non transformé	0,05	0,10	0,20	0,50	0,90	0,90	0,50	0,30	0,20	0,001
			y = log x	0,005	0,02	0,20	0,40	0,90	0,90	0,90	0,90	0,20	0,001
			y = $x^{1-b/2}$	0,005	0,02	0,20	0,40	0,90	0,90	0,90	0,50	0,20	0,001
			non paramétrique	0,01	0,05	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	0,05
[redacted]. nématodes [redacted]r dm³ de sol	HAUTE VOLTA	b = 2,005	non transformé	0,001	0,90	0,40	0,05	0,05	0,01	0,05	0,001	0,001	0,02
			y = log x	0,001	0,20	0,30	0,05	0,05	0,001	0,02	0,001	0,001	0,01
			y = $x^{1-b/2}$				non	calculé	:	≃ log x			
[redacted]													
Nb. némato[redacted] par dm³ de[redacted]	SENEGA[redacted]	b = 2,36[redacted]	y = log x	0,10	0,10	0,20	0,40	0,90	0,90	0,40	0,10	0,01	0,02
			y = $x^{1-b/2}$	0,10	0,10	0,20	0,40	0,90	0,40	0,30	0,10	0,01	0,02
			non paramétrique	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	0,05

* Les seuils examinés sont : 0,90 - 0,50 - 0,40 - 0,30 - 0,20 - 0,10 - 0,05 - 0,025 - 0,02 - 0,01 - 0,005 et 0,001.

** Les seuils examinés sont : 0,05 et 0,01.

ment de leur valeur moyenne. Cette variation est fonction de l'homogénéité des valeurs mesurées ; le tableau IV illustre cette observation et montre que variation relative et dissymétrie augmentent avec la disparité des résultats.

3.3. COMPARAISON DE MOYENNES

Le tableau V regroupe les seuils de signification de la différence entre les lots de valeurs comparés. On constate qu'il n'existe pratiquement pas de différence entre les résultats obtenus à partir des données transformées par $y = \log x$ et $y = x^{1-b/2}$. Compte tenu des seuils utilisés il existe une bonne concordance avec les résultats du test non paramétrique.

Pour b = 1,552, la comparaison effectuée sur les données non transformées a tendance à sous-estimer le niveau de signification, par rapport aux données transformées. Dans les trois autres cas on observe une surestimation qui semble d'autant plus marquée que b est élevé (tabl. VI).

TABLEAU VI

Effectifs des cas observés en fonction de b et des valeurs relatives du seuil de signification déterminé sur données (Sx) et sur leurs logarithmes (Sl). Seuls les cas où la transformation logarithmique était justifiée ont été retenus

b = pente de la droite de régression de la liaison moyenne-variance	Valeurs relatives du seuil de signification déterminé sur des données (Sx) et sur leurs logarithmes (Sl)		
	Sx > Sl	Sx = Sl	Sx < Sl
1,552	1	1	5
1,882	3	5	2
2,005	5	5	
2,364	7	3	–

CONCLUSION

L'étude effectuée ne porte que sur quatre cas et demanderait à être étendue par simulation pour arriver à des conclusions plus précises. Toutefois les résultats permettent les observations générales suivantes :

La tranformation logarithmique théoriquement caractéristique d'une liaison moyenne-variance de pente 2 peut être étendue à des populations caractérisées par une pente sensiblement éloignée de 2 (1,6 à 2,3) à condition de vérifier la validité de la transformation.

L'intervalle de confiance calculé après transformation logarithmique est dissymétrique et est généralement supérieur à celui calculé sur des valeurs non transformées. Cette différence et cette dissymètrie particulièrement nettes pour un faible nombre de répétitions (< 10), s'atténuent lorsque ce nombre augmente.

Le test t de Student-Fischer de comparaison de moyennes appliqué aux données transformées soit par $y = \log x$ soit par $y = x^{1-b/2}$ donne sensiblement le même résultat. Si l'on s'en tient au seuil de 5 % généralement employé en biologie le test non paramétrique de Mann-Whitney, d'un emploi nettement plus aisé, donne lui aussi des résultats similaires.

En conclusion, la transformation logarithmique sera réservée au calcul de l'intervalle de confiance. Pour la comparaison de moyennes on lui préférera le test non paramétrique d'un emploi nettement plus aisé si l'on ne dispose pas de calculatrice programmable.

Manuscrit reçu au Service des Publications de l'ORSTOM, le 26 novembre 1979.

BIBLIOGRAPHIE

FRONTIER (S.), 1973. - Etude statistique de la dispersion du zooplancton *J. Exp. Biol. Ecol.*, 12 : 229-262.

GERMANI (G.), 1970. - *Aphasmatylenchus straturatus* sp. n. (Nematoda : Hoploloimidae) from West Africa. *Proc helm. Soc. Wash.*, 37 : 48-51.

GERMANI (G.) & DHERY (M.), 1973. - Observations et expérimentations concernant le rôle des nématodes dans deux affections de l'arachide en Haute-Volta : la « Chlorose » et le « Clump » *Oléagineux*, 28 : 235-242.

GERMANI (G.) & GAUTREAU (J.), 1976. - Résultats agronomiques obtenus par des traitements nématicides sur arachide au Sénégal. *Cah. ORSTOM, Sér. Biol.*, vol. XI, n° 3 : 193-202.

KENDALL (M.G.), STUART (A.), 1963-1968. - The advanced theory of statistics 3 vols. Griffin, London.

MERNY (G.), DEJARDIN (J.), 1970. - Les nématodes phytoparasites des rizières inondées de Côte d'Ivoire. II Essai d'estimation de l'importance des populations. *Cah. ORSTOM, Sér. Biol.*, n° 11 : 45-67.

NEYMAN (J.), SCOTT (E.), 1960. - Correction for bias introduced by a transformation of variables. *Ann. Math. Stat.* 31 : 643-655.

ROGER (P.A.), REYNAUD (P.A.), 1978. - La numération des Algues en sol submergé ; loi de distribution et problèmes d'échantillonnage *Rev. Ecol. Biol. Sol.*, (15), 2 : 219-234.

ROGER (P.), REYNAUD (P.), MONNIAUX (G.), 1978. Normalisation des données et calcul de la précision des mesures en microbiologie du sol. *Cah. ORSTOM, Sér. Biol.*, vol. XIII, n° 2 : 171-180.

SNEDECOR (G.W.), COCHRAN (W.G.), 1971. - Statistical methods Sixth Ed. the IOWA State University Press, U.S.A., 593 p.

SEINHORST (J.W.), 1950. - De betekenis van de grond voor het optreden van aanstasting door het stengelaaltje (*Ditylenchus dipsaci*(Kuln) Filipjev) - *Tijdschr. Pl Ziekt*, 56 : 291-349.

SEINHORST (J.W.), 1962. - Modifications of the elutriation method for extracting nematode from soil. *Nematologica*, : 117-128.

SHER (S.A.), 1963. - Revision of the Hoploloimidae (Nematoda). III. *Scutellonema* Andrassy, 1958 *Nematologica*, 9 : 421-443.

TAYLOR (L.R.), 1961. - Aggregation, variance and the mean, *Nature*. Lond., 189 : 732-735.

ANNEXE

Test de Wilcoxon ou de Mann-Whitney

C'est un test non paramétrique par arrangement de mesures non appareillées, il est généralement utilisé sur des mesures dont on ne connait pas la loi de répartition. Les tables établies par WHITE sont partiellement reproduites dans le livre de SNEDECOR et COCHRAN (1971).

Toutes les observations des 2 groupes à comparer sont ordonnées dans le même rang en les distinguant les unes des autres. On fait la somme des rangs de chaque groupe. La somme la plus petite est comparée à la table de WHITE pour déterminer le seuil de signification.

Lorsque le nombre des échantillons à comparer est différent il faut introduire une étape supplémentaire. Déterminer T_1, somme des rangs du groupe ayant le plus petit nombre d'échantillons puis $T_n = n_1 (n_1 + n_2 + 1) - T_n$. La valeur la plus faible entre T_1 et T_n est comparée à la valeur indiquée par la table. Une valeur calculée inférieure à celle de la table indique que les deux moyennes sont significativement différentes au niveau de signification de la table.

Exemple : On compare 2 échantillons de nématodes l'un de 6 prélèvements : 406, 527, 1486, 1714, 2444, 2500 et l'autre de 10 : 1, 1, 34, 86, 136, 187, 241, 285, 357, 453 (nématodes par l de sol).

Ces données sont classées et distinguées :

1, 1, 34, 86, 136, 187, 241, 285, 357, *406*, 453, *527*, *1486*, *1714*, *2444*, *2500* ;

1,5 ; 1,5 ; 3 ; 4 ; 5 ; 6 ; 7 ; 8 ; 9 ; *10* ; 11 ; *12* ; *13* ; *14* ; *15* ; *16* .

$T_1 = 10 + 12 + 13 + 14 + 15 + 16 = 80$.

$T_n = 6 (6 + 10 + 1) - 80 = 22$. T_n plus petit que T_1 est comparé à la valeur de la table pour $n_1 = 6$ et $n_2 = 10$.

Au niveau 0,05 la valeur limite est 32, au niveau 0,01 elle est de 27 ; les deux groupes de données sont donc significativement différents au seuil de 0,01.