

REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

E. MORICE

**Quelques modèles mathématiques de durée de vie
(Vol. XIV n° 1 pp. 45 à 126) : errata**

Revue de statistique appliquée, tome 14, n° 2 (1966), p. 99-101

http://www.numdam.org/item?id=RSA_1966__14_2_99_0

© Société française de statistique, 1966, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « *Revue de statistique appliquée* » (<http://www.sfds.asso.fr/publicat/rsa.htm>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

QUELQUES MODÈLES MATHÉMATIQUES DE DURÉE DE VIE

(Vol. XIV N° 1 pp. 45 à 126)

ERRATA

page	§	ligne	au lieu de :	lire :																		
24	1.8	1, 2(Shedent-Fisher)(Student-Fisher)																		
50	1.1.2	- 7	Z !	z !																		
50	1.1.2	- 3	$\frac{qc}{p}$	$\frac{qc}{p}$																		
50	1.1.2	- 3	$\frac{qc}{p^2}$	$\frac{qc}{p^2}$																		
51	-	10	$\Pr[N < n/X = c]$	$\Pr[N \leq n/X = c]$																		
52	-	3	$x_1! x_2! \dots x_k$	$x_1! x_2! \dots x_k!$																		
52	1.2	6	$\Pr[X < x]$	$\Pr[X \leq x]$																		
55	1.3.1	19	$\sigma = \frac{1}{x} (x_2 - m)$	$\sigma = \frac{1}{2}(x_2 - m)$																		
55	1.3.2	10	u =	U =																		
55	1.3.2	11	... lorsque $n \rightarrow \infty$ lorsque $k \rightarrow \infty$																		
56	Fig. 2		(modifier la graduation, à droite du graphique, de la façon suivante)	<table style="margin-left: 20px;"> <tr><td>u</td><td>$10^2 F(u)$</td></tr> <tr><td>.</td><td>.</td></tr> <tr><td>.</td><td>.</td></tr> <tr><td>.</td><td>.</td></tr> <tr><td>.</td><td>.</td></tr> <tr><td>0</td><td>50,00</td></tr> <tr><td>-1</td><td>15,87</td></tr> <tr><td>-2</td><td>2,28</td></tr> <tr><td>-3</td><td>0,13</td></tr> </table>	u	$10^2 F(u)$	0	50,00	-1	15,87	-2	2,28	-3	0,13
u	$10^2 F(u)$																					
.	.																					
.	.																					
.	.																					
.	.																					
0	50,00																					
-1	15,87																					
-2	2,28																					
-3	0,13																					
59	Fig. 3	-	(ajouter sur la graduation de la droite du graphique) en face de u " " " 0	<table style="margin-left: 20px;"> <tr><td>$10^2 F(u)$</td></tr> <tr><td>50,00</td></tr> </table>	$10^2 F(u)$	50,00																
$10^2 F(u)$																						
50,00																						
60	1.5.2.2.	6	$\sqrt{2n}$	$\sqrt{2\pi}$																		
61	1.6.1	4	$\mathcal{N}(0, 1)$	$\mathcal{N}(0, 1)$																		
66	-	16	... la loi de rapport..	.. la loi du rapport																		
67	1.8.1	12	$f(t) dt =$	$f(t) =$																		

page	§	ligne	au lieu de :	lire :
68	1.8.2	6	$\frac{1}{c! (n-c-1)!}$	$\frac{n!}{c! (n-c-1)!}$
73	II.1.4.1	- 3	$(1-e^{-T/\theta_1})$	$(1-e^{-T/\theta_1})^x$
74	-	8	(cf. § 1.8.1)	(cf. § 1.8.2)
76	II.1.5	9	(§ 1.8.1)	(§ 1.8.2)
80	-	13	$e^{-k \frac{\hat{\theta}_k}{k}}$	$e^{-k \frac{\theta_k}{\theta}}$
80	-	21	$\frac{2k \theta_k}{\theta_s}$	$\frac{2k \hat{\theta}_k}{\theta_s}$
80	-	23	$\theta_s = \frac{2k \hat{\theta}_k}{\chi_{\alpha/2}^2} \frac{2T}{\chi_{\alpha/2}^2}$	$\theta = \frac{2k \hat{\theta}_k}{\chi_{\alpha/2}^2} = \frac{2T}{\chi_{\alpha/2}^2}$
81	-	7	$\dots e^{-\frac{(t_k-t_\lambda)}{\theta}} = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{t_k}{\theta}}$	$\dots x \frac{1}{\theta} e^{-\frac{(t_k-t_\lambda)}{\theta}} = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{t_k}{\theta}}$
82		8	$E(\hat{\theta}_k) = \hat{\theta}$	$E(\hat{\theta}_k) = \theta$
83	II.1.8	5	(§ II.1.6)	(§ II.1.7)
83	II.1.8	7	$\hat{\theta}_k = \frac{nt_k}{k}$	$\hat{\theta}_k = \frac{nt_k}{k}$
83	II.1.8	17	(§ 1.6.1)	(supprimer la référence)
86		2	... cf. II.2.6.1	... cf. II.2.6.
88	II.2.1	16	$\frac{dF_x(0, t)}{dt}$	$\frac{dP_x(0, t)}{dt}$
91	-	- 1	$\dots e^{-x} x^{k-1} dt_x$	$\dots e^{-x} x^{k-1} dx_x$
94	-	-	(sous la figure 7) au lieu de :	
			$\begin{cases} nT/\theta_0 & \rightarrow nT \\ nT/\theta_{01} & \end{cases}$	$\begin{cases} nT/\theta_0 & \rightarrow nT \\ nT/\theta_1 & \end{cases}$
-	-	Fig.8	(dans la partie centrale du tableau)	
95	Tableau	-	$nT = 2380$ Dans le tableau $\alpha = 0,05 \beta = 0,10$ 256 93 34 10	$nT = 23800$ 248 79 27 16
98,99	Les pages 98, 99 et 100 (§ I.1 à II.2 constituent un tableau résumé du chapitre précédent.			
100	II.1.1	3	$c = 0, 1 \dots (1) \dots 24$	$c = 0 \dots (1) \dots 24$
100	II.2.7	16	§ III.1	§ II.2.1
100	II.2.7	21	$P'_1(t) - \mu P_1(t) =$	$P'_1(t) + \mu P_1(t) =$

page	§	ligne	au lieu de :	lire :
101	-	1	$P_k(0)$	$P_1(0) =$
101	-	4	$\frac{(\mu t)^{k-1}}{(k-i)!} e^{-\mu t}$	$\frac{(\mu t)^{k-1}}{(k-i)!} e^{-\mu t}$
101	-	11	$\mu t = X$	$\mu t = x$
101	-	15	$\sum_{x=0}^{k-1} \frac{(\mu t)^x}{x!}$	$\sum_{x=0}^{k-1} \frac{(\mu t)^x}{x!}$
104	II, 3.2	1	[14], [12]	[5], [11]
108	II, 4.1	15	$\int f(t) dt = \alpha e^{\lambda t} \dots$	$f(t) dt = \alpha \lambda e^{\lambda t}$
109	-	- 6	Gumbal	Gumbel
110	-	12	[4] et [5]...	[8] et [9]
115	-	5	$= 2^v$	$= 2v$
116	-	-	(loi type I de Gumbel)	
			$f(x) = \frac{1}{\beta} e^{\frac{x-u}{\beta}} e^{-e^{\frac{x-u}{\beta}}}$	$f(x) = \frac{1}{\beta} e^{\frac{x-u}{\beta}} e^{-e^{\frac{x-u}{\beta}}}$
			$F(x) = 1 - e^{-e^{\frac{x-u}{\beta}}}$	$F(x) = 1 - e^{-e^{\frac{x-u}{\beta}}}$
116	-	-	(loi type III de Gumbel)	
			$F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{u-\varepsilon}{V-\varepsilon}\right)^\beta\right]$	$F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x-\varepsilon}{V-\varepsilon}\right)^\beta\right]$
119	21	11	$1 - \alpha$	α
123	-	-	(graphique R(u) en abscisses : -3 -2 -1 1 2 3	-3 -2 -1 0 1 2
124	-	-	déduite	réduite
126	-	-	(loi des valeurs extrêmes $f(x) = a e^t \dots$	$f(t) = \alpha e^t \dots$