## Partiel n°3

Il sera tenu compte du soin apporté à la rédaction.

Durée 2 heures. Vous pourrez utiliser votre feuille recto-verso de note et vous pouvez utiliser une calculatrice simple pour faire vos calculs élémentaires.

Attention toute réponse devra être précisément justifiée. Une réponse oui ou non ne sera pas suffisante afin d'avoir les points.

I Soit le modèle d'échantillonage suivant :  $X_1, ..., X_n$  i.i.d. de loi  $Q_\theta$ ,  $\theta > 0$  où  $Q_\theta$  est la loi sur  $\mathbb{R}$  de densité

$$f_{\theta}(x) = \theta x^{\theta - 1} \mathbb{1}_{[0,1]}(x).$$

Le paramètre d'intérêt est  $\theta$ .

- [a] Écrire le modèle sous la forme d'un triplet, espace d'observation, tribu, famille de probabilités.
- [b] Quelle est l'estimateur du maximum de vraisemblance du paramètre  $\theta$ , noté  $\hat{\theta}_1$ ?
- [c] Quelle est la loi de  $Y_i = -\ln(X_i)$ ?
- [d] Quelle est la vitesse de convergence de l'estimateur  $\hat{\theta}_1$ ?
- [e] Donner un intervalle de confiance asymptotique à 98 pourcents de  $\theta$ .
- [f] Calculer le moment d'ordre 1 de la loi  $Q_{\theta}$ , et en déduire un estimateur par la méthode des moments noté  $\hat{\theta}_2$ . Est-il consistant?
- [g] Quel est la vitesse de convergence de l'estimateur  $\hat{\theta}_2$ ?
- [h] On désire effectuer le test de seuil 0.05, pour l'hypothèse nulle  $\mathcal{H}_0: \theta = \theta_0$ , contre l'hypothèse alternative  $\mathcal{H}_1: \theta = \theta_1$  avec  $\theta_1 > \theta_0$ .
- [i] Déterminer la statistique du test de Neyman-Pearson et donner la région critique de ce test. On écrira la zone de rejet du test sous la forme d'une inégalité contenant les observations et des quartiles (d'une loi à déterminer).
- [j] Quel est l'erreur de deuxième espèce de ce test (en fonction de quantiles et fonction de répartition de lois à déterminer)?
- [k] Maintenant on désire effectuer le test du rapport des vraisemblances maximales de seuil 0.05, pour l'hypothèse nulle  $\mathcal{H}'_0$ :  $\theta = 1$ , contre l'hypothèse alternative  $\mathcal{H}_1$ :  $\theta \neq 1$ . On écrira la zone de rejet du test sous la forme d'une inégalité contenant les observations et des quartiles (d'une loi à déterminer).
  - 2 Modèle à deux variables explicatives On considère le modèle de régression suivant :

$$\forall i \in \{1, ..., n\} \quad y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i,2} + \beta_3 x_{i,3} + \beta_4 x_{i,4} + \epsilon_i.$$

Les  $x_{i,j}$  sont des variables exogènes du modèle, les  $\epsilon_i$  sont des variables aléatoires indépendantes, de loi normale centrée admettant la même variance  $\sigma^2$ . En posant :

$$X = \begin{pmatrix} 1 & x_{1,2} & x_{1,3} & x_{1,4} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{n,2} & x_{n,3} & x_{n,4} \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix},$$

on a observé

$$X'X = \begin{pmatrix} 20 & 20 & 0 & 0 \\ 20 & 60 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 10 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 5 \end{pmatrix}, \qquad X'Y = \begin{pmatrix} 10 \\ 20 \\ 15 \\ 10 \end{pmatrix}, \qquad Y'Y = 63, 5.$$

- [a] Déterminer la valeur de n, la moyenne des  $x_{i,2}$ , le coefficient de corrélation des  $x_{i,2}$  et des  $x_{i,3}$ .
- [b] Estimer  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$ ,  $\sigma^2$  par la méthode des moindres carrés ordinaires.
- [c] Donner un intervalle de confiance de niveau 95 pourcent pour  $\beta_2$ .
- [d] En déduire un test de seuil 0.05, pour l'hypothèse nulle  $\mathcal{H}_0$ :  $\beta_2 = 1$ , contre l'hypothèse alternative  $\mathcal{H}_1$ :  $\beta_2 \neq 1$ . Est-ce que vous rejetez le test?
- 3 Chez un individu adulte, le logarithme du dosage en d-dimères, variable que nous noterons X, est modélisé par une loi normale d'espérance  $\mu$  et de variance  $\sigma^2$ . La variable X est un indicateur de risque cardio-vasculaire : on considère que chez les individus sains,  $\mu$  vaut -1, alors que chez les individus à risque,  $\mu$  vaut 0. Dans les deux cas, la valeur de  $\sigma^2$  est la même : 0.09.
  - [a] Le Dr. Espoir ne souhaite pas alarmer inutilement ses patients. Quelles hypothèses  $\mathcal{H}_0$  et  $\mathcal{H}_1$  choisiratil de tester? Donner la règle de décision pour son test, au seuil de 1%, et au seuil de 5%.
  - [b] Calculer le risque de deuxième espèce et la puissance des tests de la question précédente. Dr. Pessimiste a pour point de vue qu'il vaut mieux alarmer à tort un patient plutôt que de ne pas l'avertir d'un risque réel. Quelles hypothèses  $\mathcal{H}_0$  et  $\mathcal{H}_1$  choisira-t-elle de tester? Donner la règle de décision pour son test, au seuil de 1%, et au seuil de 5%.
  - [c] Donner la règle de décision du test de seuil 0.05, pour l'hypothèse nulle  $\mathcal{H}_0': \mu = -1$ , contre l'hypothèse alternative  $\mathcal{H}_1': \mu \neq -1$ .
- $\boxed{4}$  On jette n=120 fois un dé et on observe  $\mathbf{x}=(\mathbf{x}_1,...\mathbf{x}_n)$  les 120 numéros relevés sur la face du dé regroupés dans ce tableau

face du dé	1	2	3	4	5	6
Nombre de résultats	18	22	18	19	20	23

On désire tester si ce dé est truqué ou non.

- [a] Effectuer un test du  $\chi^2$  avec un risque  $\alpha=0.05$  et conclure.
- [b] Un non-statisticien propose le test suivant Rejet de  $\mathcal{H}_0$  si

$$\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_{i}-\frac{7}{2}\right)^{2}>s_{\alpha}$$

où  $s_{\alpha}$  est un seuil dépendant du risque de première espèce  $\alpha$ . Rappeler la loi approchée de  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$  résultant de l'application du théorème de la limite centrale. En déduire une expression du seuil  $s_{\alpha}$  en fonction de  $\alpha$  et de l'inverse d'une fonction de répartition (à bien définir).

### $\Phi(t) = P(X \le t) \text{ pour } X \sim \mathcal{N}(0, 1)$

t	0	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0	0,5	0,50399	0,50798	0,51197	0,51595	0,51994	0,52392	0,5279	0,53188	0,53586
0,1	0,53983	0,5438	0,54776	0,55172	0,55567	0,55962	0,56356	0,56749	0,57142	0,57535
0,2	0,57926	0,58317	0,58706	0,59095	0,59483	0,59871	0,60257	0,60642	0,61026	0,61409
0,3	0,61791	0,62172	0,62552	0,6293	0,63307	0,63683	0,64058	0,64431	0,64803	0,65173
0,4	0,65542	0,6591	0,66276	0,6664	0,67003	0,67364	0,67724	0,68082	0,68439	0,68793
0,5	0,69146	0,69497	0,69847	0,70194	0,7054	0,70884	0,71226	0,71566	0,71904	0,7224
0,6	0,72575	0,72907	0,73237	0,73565	0,73891	0,74215	0,74537	0,74857	0,75175	0,7549
0,7	0,75804	0,76115	0,76424	0,7673	0,77035	0,77337	0,77637	0,77935	0,7823	0,78524
0,8	0,78814	0,79103	0,79389	0,79673	0,79955	0,80234	0,80511	0,80785	0,81057	0,81327
0,9	0,81594	0,81859	0,82121	0,82381	0,82639	0,82894	0,83147	0,83398	0,83646	0,83891
1	0,84134	0,84375	0,84614	0,84849	0,85083	0,85314	0,85543	0,85769	0,85993	0,86214
1,1	0,86433	0,8665	0,86864	0,87076	0,87286	0,87493	0,87698	0,879	0,881	0,88298
1,2	0,88493	0,88686	0,88877	0,89065	0,89251	0,89435	0,89617	0,89796	0,89973	0,90147
1,3	0,9032	0,9049	0,90658	0,90824	0,90988	0,91149	0,91309	0,91466	0,91621	0,91774
1,4	0,91924	0,92073	0,9222	0,92364	0,92507	0,92647	0,92785	0,92922	0,93056	0,93189
1,5	0,93319	0,93448	0,93574	0,93699	0,93822	0,93943	0,94062	0,94179	0,94295	0,94408
1,6	0,9452	0,9463	0,94738	0,94845	0,9495	0,95053	0,95154	0,95254	0,95352	0,95449
1,7	0,95543	0,95637	0,95728	0,95818	0,95907	0,95994	0,9608	0,96164	0,96246	0,96327
1,8	0,96407	0,96485	0,96562	0,96638	0,96712	0,96784	0,96856	0,96926	0,96995	0,97062
1,9	0,97128	0,97193	0,97257	0,9732	0,97381	0,97441	0,975	0,97558	0,97615	0,9767
2	0,97725	0,97778	0,97831	0,97882	0,97932	0,97982	0,9803	0,98077	0,98124	0,98169
2,1	0,98214	0,98257	0,983	0,98341	0,98382	0,98422	0,98461	0,985	0,98537	0,98574
2,2	0,9861	0,98645	0,98679	0,98713	0,98745	0,98778	0,98809	0,9884	0,9887	0,98899
2,3	0,98928	0,98956	0,98983	0,9901	0,99036	0,99061	0,99086	0,99111	0,99134	0,99158
2,4	0,9918	0,99202	0,99224	0,99245	0,99266	0,99286	0,99305	0,99324	0,99343	0,99361
2,5	0,99379	0,99396	0,99413	0,9943	0,99446	0,99461	0,99477	0,99492	0,99506	0,9952
2,6	0,99534	0,99547	0,9956	0,99573	0,99585	0,99598	0,99609	0,99621	0,99632	0,99643
2,7	0,99653	0,99664	0,99674	0,99683	0,99693	0,99702	0,99711	0,9972	0,99728	0,99736
2,8	0,99744	0,99752	0,9976	0,99767	0,99774	0,99781	0,99788	0,99795	0,99801	0,99807
2,9	0,99813	0,99819	0,99825	0,99831	0,99836	0,99841	0,99846	0,99851	0,99856	0,99861

#### Table pour les grandes valeurs

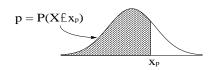
ſ	3	3,1	3,2	3,3	3,4	3,5	3,6	3,7	3,8	3,9	4
ſ	0,99865	0,99903	0,99931	0,99952	0,99966	0,99977	0,99984	0,99989	0,99993	0,99995	0,99997

## Percentage Points of the Chi-Square Distribution

Degrees of	Probability of a larger value of x 2									
Freedom	0.99	0.95	0.90	0.75	0.50	0.25	0.10	0.05	0.01	
1	0.000	0.004	0.016	0.102	0.455	1.32	2.71	3.84	6.63	
2	0.020	0.103	0.211	0.575	1.386	2.77	4.61	5.99	9.21	
3	0.115	0.352	0.584	1.212	2.366	4.11	6.25	7.81	11.34	
4	0.297	0.711	1.064	1.923	3.357	5.39	7.78	9.49	13.28	
5	0.554	1.145	1.610	2.675	4.351	6.63	9.24	11.07	15.09	
6	0.872	1.635	2.204	3.455	5.348	7.84	10.64	12.59	16.81	
7	1.239	2.167	2.833	4.255	6.346	9.04	12.02	14.07	18.48	
8	1.647	2.733	3.490	5.071	7.344	10.22	13.36	15.51	20.09	
9	2.088	3.325	4.168	5.899	8.343	11.39	14.68	16.92	21.67	
10	2.558	3.940	4.865	6.737	9.342	12.55	15.99	18.31	23.21	
11	3.053	4.575	5.578	7.584	10.341	13.70	17.28	19.68	24.72	
12	3.571	5.226	6.304	8.438	11.340	14.85	18.55	21.03	26.22	
13	4.107	5.892	7.042	9.299	12.340	15.98	19.81	22.36	27.69	
14	4.660	6.571	7.790	10.165	13.339	17.12	21.06	23.68	29.14	
15	5.229	7.261	8.547	11.037	14.339	18.25	22.31	25.00	30.58	
16	5.812	7.962	9.312	11.912	15.338	19.37	23.54	26.30	32.00	
17	6.408	8.672	10.085	12.792	16.338	20.49	24.77	27.59	33.43	
18	7.015	9.390	10.865	13.675	17.338	21.60	25.99	28.87	34.80	
19	7.633	10.117	11.651	14.562	18.338	22.72	27.20	30.14	36.19	
20	8.260	10.851	12.443	15.452	19.337	23.83	28.41	31.41	37.57	
22	9.542	12.338	14.041	17.240	21.337	26.04	30.81	33.92	40.29	
24	10.856	13.848	15.659	19.037	23.337	28.24	33.20	36.42	42.98	
26	12.198	15.379	17.292	20.843	25.336	30.43	35.56	38.89	45.64	
28	13.565	16.928	18.939	22.657	27.336	32.62	37.92	41.34	48.28	
30	14.953	18.493	20.599	24.478	29.336	34.80	40.26	43.77	50.89	
40	22.164	26.509	29.051	33.660	39.335	45.62	51.80	55.76	63.69	
50	27.707	34.764	37.689	42.942	49.335	56.33	63.17	67.50	76.15	
60	37.485	43.188	46.459	52.294	59.335	66.98	74.40	79.08	88.38	

# Table des quantiles de la v.a. de Student

Fournit les quantiles  $x_{_p}$  tels que  $\ P(X \, \dot{\mathbb{E}} x_{_p}) = p$  pour  $X \sim t_{_{dl}}$ 



р	0.7500	0.9000	0.9500	0.9750	0.9900	0.9950	0.9975	0.9990
dl								
1	1.0000	3.0780	6.3140	12.7060	31.8210	63.6570	127.3213	318.3088
2	0.8160	1.8860	2.9200	4.3030	6.9650	9.9250	14.0891	22.3271
3	0.7650	1.6380	2.3530	3.1820	4.5410	5.8410	7.4533	10.2145
4	0.7410	1.5330	2.1320	2.7760	3.7470	4.6040	5.5976	7.1732
5	0.7270	1.4760	2.0150	2.5710	3.3650	4.0320	4.7733	5.8934
6	0.7180	1.4400	1.9430	2.4470	3.1430	3.7070	4.3168	5.2076
7	0.7110	1.4150	1.8950	2.3650	2.9980	3.4990	4.0293	4.7853
8	0.7060	1.3970	1.8600	2.3060	2.8960	3.3550	3.8325	4.5008
9	0.7030	1.3830	1.8330	2.2620	2.8210	3.2500	3.6897	4.2968
10	0.7000	1.3720	1.8120	2.2280	2.7640	3.1690	3.5814	4.1437
11	0.6970	1.3630	1.7960	2.2010	2.7180	3.1060	3.4966	4.0247
12	0.6950	1.3560	1.7820	2.1790	2.6810	3.0550	3.4284	3.9296
13	0.6940	1.3500	1.7710	2.1600	2.6500	3.0120	3.3725	3.8520
14	0.6920	1.3450	1.7610	2.1450	2.6240	2.9770	3.3257	3.7874
15	0.6910	1.3410	1.7530	2.1310	2.6020	2.9470	3.2860	3.7328
16	0.6900	1.3370	1.7460	2.1200	2.5830	2.9210	3.2520	3.6862
17	0.6890	1.3330	1.7400	2.1100	2.5670	2.8980	3.2225	3.6458
18	0.6880	1.3300	1.7340	2.1010	2.5520	2.8780	3.1966	3.6105
19	0.6880	1.3280	1.7290	2.0930	2.5390	2.8610	3.1737	3.5794
20	0.6870	1.3250	1.7250	2.0860	2.5280	2.8450	3.1534	3.5518
21	0.6860	1.3230	1.7210	2.0800	2.5180	2.8310	3.1352	3.5272
22	0.6860	1.3210	1.7170	2.0740	2.5080	2.8190	3.1188	3.5050
23	0.6850	1.3190	1.7140	2.0690	2.5000	2.8070	3.1040	3.4850
24	0.6850	1.3180	1.7110	2.0640	2.4920	2.7970	3.0905	3.4668
25	0.6840	1.3160	1.7080	2.0600	2.4850	2.7870	3.0782	3.4502
26	0.6840	1.3150	1.7060	2.0560	2.4790	2.7790	3.0669	3.4350
27	0.6840	1.3140	1.7030	2.0520	2.4730	2.7710	3.0565	3.4210
28	0.6830	1.3130	1.7010	2.0480	2.4670	2.7630	3.0469	3.4082
29	0.6830	1.3110	1.6990	2.0450	2.4620	2.7560	3.0380	3.3962
30	0.6830	1.3100	1.6970	2.0420	2.4570	2.7500	3.0298	3.3852
35	0.6820	1.3060	1.6900	2.0300	2.4380	2.7240	2.9960	3.3400
40	0.6810	1.3030	1.6840	2.0210	2.4230	2.7040	2.9712	3.3069
45	0.6800	1.3010	1.6790	2.0140	2.4120	2.6900	2.9521	3.2815
50	0.6790	1.2990	1.6760	2.0090	2.4030	2.6780	2.9370	3.2614
100	0.6770	1.2900	1.6600	1.9840	2.3640	2.6260	2.8713	3.1737
inf	0.6745	1.2816	1.6449	1.9600	2.3263	2.5758	2.8070	3.0902