

MATHEMATIQUES
Variables aléatoires à densité
Problème :

Lu dans le rapport de jury : « Ce problème était un exercice d'analyse plus que de probabilités, beaucoup de questions demandant de calculer des intégrales, parfois sur des intervalles non fermés, bornés. Les définitions du cours de probabilités étaient quand même nécessaires (et ont souvent fait défaut) et ce dès la première question. »

- ① ☞ On peut commencer par noter que si $\alpha = 1$, alors $l_{\alpha,r}(t)$ vaut $1/r$ sur l'intervalle $]0, r[$ et 0 sinon. Il s'agit d'une densité de probabilité sur $\mathbb{R}$, celle de la loi uniforme sur $]0, r[$.

Plus généralement, on commence par dire que $l_{\alpha,r}$ est **positive** sur $\mathbb{R}$ si et seulement si $\alpha > 0$.

Ensuite, pour la **continuité**, elle est trivialement continue sur $] -\infty, 0]$ et sur $[r, +\infty[$ puisque nulle sur ces intervalles de $\mathbb{R}$ et continue sur $]0, r[$ puisque $t \mapsto t^{\alpha-1}$ est continue sur $]0, r[$ pour tout $\alpha \in \mathbb{R}$.

Dès lors, pour tout $\alpha \in \mathbb{R}$, $l_{\alpha,r}$ est **continue par morceaux sur $\mathbb{R}$** ou encore $l_{\alpha,r}$ est **continue sur $\mathbb{R} \setminus \{0, r\}$** .

Si on veut prolonger cette réponse (ce qui n'est pas indispensable), on pourra dire que $l_{\alpha,r}$ n'est jamais continue en r puisque, pour tout $\alpha > 0$, $\lim_{t \rightarrow r^-} l_{\alpha,r}(t) = \frac{\alpha}{r} \neq 0 = l_{\alpha,r}(r)$ mais que la continuité en 0 dépend des valeurs de α :

- Si $\alpha > 1$ alors $\lim_{t \rightarrow 0} t^{\alpha-1} = 0$ et donc $\lim_{t \rightarrow 0^+} l_{\alpha,r}(t) = 0 = l_{\alpha,r}(0)$. $l_{\alpha,r}$ est continue sur $\mathbb{R} \setminus \{r\}$.
- Si $0 < \alpha < 1$, $\lim_{t \rightarrow 0} t^{\alpha-1} = +\infty$ donc $\lim_{t \rightarrow 0^+} l_{\alpha,r} = +\infty \neq l_{\alpha,r}(0)$. $l_{\alpha,r}$ est continue sur $\mathbb{R} \setminus \{0, r\}$.
- si $\alpha = 1$, alors $l_{\alpha,r}$ est continue sur $\mathbb{R} \setminus \{0, r\}$ (cf la loi uniforme sur $]0, 1[$...)

Pour montrer que $\int_{-\infty}^{\infty} l_{\alpha,r}(t) dt$ converge et vaut 1, on commence par appliquer la relation de Chasles. Alors :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} l_{\alpha,r}(t) dt = \frac{\alpha}{r^\alpha} \int_0^r t^{\alpha-1} dt = \frac{\alpha}{r^\alpha} \int_0^r \frac{1}{t^{1-\alpha}} dt.$$

Cette intégrale est une intégrale généralisée en 0 si $0 < \alpha < 1$ et une intégrale définie si $\alpha \geq 1$. Dans tous les cas, on peut dire que c'est une intégrale de Riemann, qui converge si et seulement si $1 - \alpha < 1 \Leftrightarrow \alpha > 0$.

Ainsi $\int_{-\infty}^{+\infty} l_{\alpha,r}(t) dt$ converge si et seulement si $\alpha > 0$.

Prenons donc $\alpha > 0$. On peut dire de façon générale que pour $\varepsilon > 0$:

$$I(\varepsilon) = \int_{\varepsilon}^r t^{\alpha-1} dt = \left[\frac{t^\alpha}{\alpha} \right]_{\varepsilon}^r = \frac{r^\alpha - \varepsilon^\alpha}{\alpha}.$$

Puisque $\alpha > 0$, $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0^+} I(\varepsilon) = \frac{r^\alpha}{\alpha}$.

Ainsi $\int_{-\infty}^{+\infty} l_{\alpha,r}(t)dt$ converge lorsque $\alpha > 0$ et : $\int_{-\infty}^{+\infty} l_{\alpha,r}(t)dt = \frac{\alpha}{r^\alpha} \times \frac{r^\alpha}{\alpha} = 1$.

En conclusion : $l_{\alpha,r}$ est une densité de probabilité si et seulement si $\alpha > 0$.

Lu dans le rapport de jury : « Il y a trois axiomes à vérifier pour démontrer que $l_{\alpha,r}$ est une densité de probabilité : sa continuité par morceaux sur $\mathbb{R}$, le fait qu'elle est positive, et enfin que son intégrale sur $]-\infty, +\infty[$ converge et vaut 1. Les trois points ont été vérifiés de manière totalement aléatoire par les candidats, ce qui montre qu'ils connaissent mal la définition.

Concernant chacun des points : le plus délicat à vérifier est le calcul de l'intégrale, qui demande de fixer d'abord une borne finie A , puis de la faire tendre vers 0 . Beaucoup de candidats n'ont pas vu que pour certaines valeurs de α , la fonction n'était pas continue sur $\mathbb{R}$, avec une limite infinie en 0^+ .

Enfin le si et seulement si indiquant une équivalence, a posé de nombreux problèmes de rédaction, les candidats semblant pour bon nombre d'entre eux mal à l'aise avec la logique élémentaire, ou en tous cas ayant du mal à retranscrire convenablement les arguments à l'écrit. »

Maintenant $X \hookrightarrow \mathcal{L}(\alpha, r)$, ce qui signifie que X a pour densité $l_{\alpha,r}$.

② a) Soit $x \in]0, r[$.

$$F(x) = \frac{\alpha}{r^\alpha} \int_0^x t^{\alpha-1} dt = \frac{x^\alpha}{r^\alpha} \text{ (on a déjà montré la convergence...)}$$

Et puisque $X(\Omega) =]0, r[$ il est immédiat que $F(x) = 0$ si $x \leq 0$ et $F(x) = 1$ si $x \geq r$.

En résumé :

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x \leq 0 \\ \frac{x^\alpha}{r^\alpha} & \text{si } 0 < x < r \\ 1 & \text{si } r \leq x. \end{cases}$$

Lu dans le rapport de jury : « Pour la fonction de répartition, on a à nouveau besoin de calculer une intégrale sur un intervalle non compact. Certains candidats dérivent la densité (qui rappelons-le n'est pas continue lorsque $\alpha \in]0, 1[$) pour obtenir le résultat, ce qui évidemment ne donne rien de bon ; mais ce qui est remarquablement incohérent, c'est que dans une question ultérieure, les mêmes vont à nouveau dériver, cette fois-ci la fonction de répartition pour obtenir la densité.

Dans quelques copies, on trouve :

$$\int_{-\infty}^t \alpha \frac{s^{\alpha-1}}{r^\alpha} ds$$

ce qui n'a évidemment aucun sens puisque $l_{\alpha,r}(s)$ n'a l'expression utilisée ci-dessus comme intégrande que lorsque $s \in]0, r[$; et même lorsque le calcul est bien rédigé, la réponse est peu rigoureuse : l'expression de F_X s'obtient en distinguant trois cas, on ne peut pas conclure (et encadrer) $F_X(t) = \left(\frac{t}{r}\right)^\alpha$ sans rien préciser d'autre : cette expression ne saurait quoi qu'il arrive être valable sur $\mathbb{R}$ tout entier, vues les propriétés de la fonction de répartition. »

b) **Conclusion :** $P(X \leq 0) = F(0) = 0$

Lu dans le rapport de jury : « Que vaut $\mathbb{P}(X \leq 0)$? Eh bien elle vaut 0, ce qu'on obtient avec la formule trouvée pour F_X ou bien en remarquant que le support de X est

contenu dans $]0, +\infty[$ d'après la fonction densité. »

c) Posons $W = -\ln\left(\frac{X}{r}\right)$.

Puisque $X(\Omega) =]0, r[$ (on peut aussi utiliser la question précédente si on veut vraiment suivre la logique de l'énoncé), W est bien définie et $W(\Omega) =]0, +\infty[$. Soit $t \in]0, +\infty[$.

$$\begin{aligned} F_W(t) &= P(W \leq t) = P\left(\ln\left(\frac{X}{r}\right) \geq -t\right) \\ &= P\left(\frac{X}{r} \geq e^{-t}\right) = P(X \geq re^{-t}) = 1 - F(re^{-t}). \end{aligned}$$

Or $t > 0$ donc $re^{-t} \in]0, r[$, donc :

$$\forall t > 0, F_W(t) = 1 - \left(\frac{re^{-t}}{r}\right)^\alpha = 1 - e^{-\alpha t}.$$

On reconnaît la loi exponentielle :

$$W \hookrightarrow \mathcal{E}(\alpha).$$

Lu dans le rapport de jury : « Dans cette question, la conclusion est souvent juste, mais on remarque le même manque de rigueur dans les écritures intermédiaires : la densité de W n'est pas :

$$f_W(t) = 1 - e^{-\alpha t}$$

mais bien

$$f_W(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\alpha t} & \text{si } t \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Toujours concernant la rédaction, on ne peut passer directement de la fonction de répartition à la densité : ayant obtenu F_W , on constate que celle-ci est continûment dérivable par morceaux sur $\mathbb{R}$. On en déduit alors que W est une variable à densité, et que la densité s'obtient en dérivant (chaque morceaux) de F_W »

③ Ici $U_1 \hookrightarrow \mathcal{E}(\lambda)$, $U_2 \hookrightarrow \mathcal{E}(\mu)$, U_1 et U_2 sont indépendantes.

a) Posons $Y = -U_2$. Alors $Y(\Omega) =]-\infty, 0[$. Soit $t < 0$:

$$F_Y(t) = P(-U_2 \leq t) = P(U_2 \geq -t) = 1 - F_{U_2}(-t) = 1 - (1 - e^{\mu t}) = e^{\mu t}.$$

Ainsi :

$$F_Y(t) = \begin{cases} e^{\mu t} & \text{si } t < 0, \\ 1 & \text{si } t \geq 0. \end{cases}$$

La fonction F_Y est de classe C^1 (et donc continue) sur $] -\infty, 0[$ et sur $]0, +\infty[$. De plus F_Y est continue en 0 car $\lim_{t \rightarrow 0^-} F_Y(t) = e^0 = 1$, $F_Y(0) = 1$, et $\lim_{t \rightarrow 0^+} F_Y(t) = 1$. Ainsi F_Y est continue sur $\mathbb{R}$ et C^1 sur $\mathbb{R}$ privé d'un nombre fini de points. Donc Y est bien une variable à densité.

$$\text{Une densité de } Y \text{ est : } f_Y(t) = \mu e^{\mu t} \mathbf{1}_{\mathbb{R}_-^*}(t) = \begin{cases} \mu e^{\mu t} & \text{si } t < 0, \\ 0 & \text{si } t \geq 0. \end{cases}$$

Lu dans le rapport de jury : « Il faut ici faire un calcul et ne surtout pas appliquer un faux argument de transformation affine, menant dans quelques copies à la densité négative (sic) $-f_{U_2}$. Encore une fois, répétons aux candidats de prendre garde au sens de ce qu'ils écrivent, un signe $-$ devant une densité devrait faire trembler leur poignet au moment où la pointe de leur stylo s'apprête à le tracer. »

- b) On a : $U_1 - U_2 = U_1 + Y$ avec U_1 et Y indépendantes puisque U_1 et U_2 le sont (**lemme de coalition**). On peut donc appliquer la formule du produit de convolution après avoir noté que $(U_1 + Y)(\Omega) = \mathbb{R}$. D'où : pour tout réel t , en notant $g_{\lambda,\mu}$ la densité de $U_1 - U_2$:

$$g_{\lambda,\mu}(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{U_1}(u) f_Y(t-u) du.$$

Soit :

$$\begin{aligned} g_{\lambda,\mu}(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} \lambda e^{-\lambda u} \mathbf{1}_{\mathbb{R}_+}(u) \mu e^{\mu(t-u)} \mathbf{1}_{\mathbb{R}_-^*}(t-u) du \\ &= \lambda \mu e^{\mu t} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(\lambda+\mu)u} \mathbf{1}_{\mathbb{R}_+}(u) \mathbf{1}_{\mathbb{R}_-^*}(t-u) du \\ &= \lambda \mu e^{\mu t} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(\lambda+\mu)u} \mathbf{1}_{\mathbb{R}_+ \cap]t, +\infty[}(u) du \text{ car } \mathbf{1}_{\mathbb{R}_-^*}(t-u) = 1 \text{ si } t-u < 0 \Leftrightarrow u > t \end{aligned}$$

- **Premier cas :** $t > 0$. Alors : $u \geq 0$ et $u > t \Leftrightarrow u > t$. Ainsi :

$$\begin{aligned} g_{\lambda,\mu}(t) &= \int_t^{+\infty} \lambda e^{-\lambda u} \mu e^{\mu(t-u)} du = \lambda \mu e^{\mu t} \int_t^{+\infty} e^{-(\lambda+\mu)u} du \\ &= \lambda \mu e^{\mu t} \lim_{A \rightarrow +\infty} \left[\frac{e^{-(\lambda+\mu)u}}{-(\lambda+\mu)} \right]_t^A = \lambda \mu e^{\mu t} \lim_{A \rightarrow +\infty} \frac{e^{-(\lambda+\mu)t} - e^{-(\lambda+\mu)A}}{\lambda+\mu} \\ &= \lambda \mu e^{\mu t} \frac{e^{-(\lambda+\mu)t}}{\lambda+\mu} = \frac{\lambda \mu}{\lambda+\mu} e^{-\lambda t}. \end{aligned}$$

- **Second cas :** $t \leq 0$. Alors : $u \geq 0$ et $u > t \Leftrightarrow u > 0$. Ainsi :

$$g_{\lambda,\mu}(t) = \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda u} \mu e^{\mu(t-u)} du = \lambda \mu e^{\mu t} \lim_{A \rightarrow +\infty} \left[\frac{e^{-(\lambda+\mu)u}}{-(\lambda+\mu)} \right]_0^A = \lambda \mu e^{\mu t} \frac{1}{\lambda+\mu}.$$

En conclusion :

$$g_{\lambda,\mu}(t) = \begin{cases} \frac{\lambda \mu}{\lambda + \mu} e^{-\lambda t} & \text{si } t > 0, \\ \frac{\lambda \mu}{\lambda + \mu} e^{\mu t} & \text{si } t \leq 0. \end{cases}$$

Lu dans le rapport de jury : « Voici la première d'un doublet de questions calculatoires. Ceux qui l'ont abordée sérieusement l'ont en général bien menée, et obtiennent le bon résultat. Mais bien trop souvent la rédaction s'arrête après une ré-écriture de la formule rappelée dans l'énoncé, certains candidats n'allant même pas jusqu'à substituer les expressions de f_{U_2} et f_{-U_2} . A titre de comparaison, les calculs de ce problème d'analyse sont globalement bien moins maîtrisées que les questions calculatoires d'algèbre linéaire du premier exercice. »

c) Ici $X \hookrightarrow \mathcal{L}(\alpha, r)$, $Y \hookrightarrow \mathcal{L}(\beta, s)$, X et Y sont indépendantes.

On notera $W_1 = -\ln\left(\frac{X}{r}\right)$ et $W_2 = -\ln\left(\frac{Y}{s}\right)$.

Alors d'après la question (2.3) : $W_1 \hookrightarrow \mathcal{E}(\alpha)$ et $W_2 \hookrightarrow \mathcal{E}(\beta)$.

Par ailleurs on pose $Z = -\ln\left(\frac{sX}{rY}\right)$.

Pour faire le lien avec les questions qui précèdent on remarque que :

$$Z = -\ln\left(\frac{X}{r}\right) + \ln\left(\frac{Y}{s}\right) = W_1 - W_2.$$

Or W_1 et W_2 sont des variables exponentielles indépendantes, donc on peut appliquer le résultat de (3.2) qui donne la densité de Z :

$$g_Z(t) = g_{\alpha, \beta}(t) = \begin{cases} \frac{\alpha\beta}{\alpha + \beta} e^{-\alpha t} & \text{si } t > 0, \\ \frac{\alpha\beta}{\alpha + \beta} e^{\beta t} & \text{si } t \leq 0. \end{cases}$$

On a alors (on utilise le fait que toutes les quantités présentes sont strictement positives) :

$$\begin{aligned} P(X < Y) &= P\left(\frac{X}{Y} < 1\right) = P\left(\frac{sX}{rY} < \frac{s}{r}\right) \\ &= P\left(-\ln\left(\frac{sX}{rY}\right) > -\ln\left(\frac{s}{r}\right)\right) = \int_{-\ln\left(\frac{s}{r}\right)}^{+\infty} g_Z(t) dt. \end{aligned}$$

Pour continuer il faut connaître le signe de la borne inférieure de l'intégrale, d'où les deux cas qui suivent :

- Premier cas : $s < r$.

Alors $-\ln\left(\frac{s}{r}\right) > 0$ puis :

$$\begin{aligned} P(X < Y) &= \int_{-\ln\left(\frac{s}{r}\right)}^{+\infty} \frac{\alpha\beta}{\alpha + \beta} e^{-\alpha t} dt = \frac{\beta}{\alpha + \beta} \lim_{A \rightarrow +\infty} \left[-e^{-\alpha t} \right]_{-\ln\left(\frac{s}{r}\right)}^A \\ &= \frac{\beta}{\alpha + \beta} e^{\alpha \ln\left(\frac{s}{r}\right)} = \frac{\beta}{\alpha + \beta} \left(\frac{s}{r}\right)^\alpha. \end{aligned}$$

- Second cas : $s \geq r$.

Alors $-\ln\left(\frac{s}{r}\right) \leq 0$ puis, avec la relation de Chasles :

$$\begin{aligned} P(X < Y) &= \int_{-\ln\left(\frac{s}{r}\right)}^0 \frac{\alpha\beta}{\alpha + \beta} e^{\beta t} dt + \int_0^{+\infty} \frac{\alpha\beta}{\alpha + \beta} e^{-\alpha t} dt \\ &= \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \left[e^{\beta t} \right]_{-\ln\left(\frac{s}{r}\right)}^0 + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \lim_{A \rightarrow +\infty} \left[-e^{-\alpha t} \right]_0^A \\ &= \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \left(1 - e^{-\beta \ln\left(\frac{s}{r}\right)} \right) + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \\ &= \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \left(1 - \left(\frac{r}{s}\right)^\beta \right) + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \\ &= \frac{\alpha + \beta}{\alpha + \beta} - \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \left(\frac{r}{s}\right)^\beta \\ &= 1 - \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \left(\frac{r}{s}\right)^\beta. \end{aligned}$$

Pour conclure on a bien le résultat demandé :

$$P(X < Y) = \begin{cases} \frac{\beta}{\alpha + \beta} \left(\frac{s}{r}\right)^\alpha & \text{si } s < r \\ 1 - \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \left(\frac{r}{s}\right)^\beta & \text{si } s \geq r \end{cases}$$

Lu dans le rapport de jury : « Le point clé de cette question était d'écrire :

$$-\ln\left(\frac{sX}{rY}\right) = \ln\left(\frac{Y}{s}\right) - \ln\left(\frac{X}{r}\right)$$

ce qui demande de connaître les propriétés algébiques du logarithme. Celles-ci, pourtant vues en classe de Terminale, ne sont toujours pas maîtrisées par un nombre non négligeable de candidats »

④

- a) $P_M(R)$ est la probabilité que X soit inférieur à Y en sachant que le sujet est atteint de la maladie H . On sait alors que $\alpha = 4, \beta = 2, r = 400, s = 800$. En appliquant le dernier résultat de (3.3) (on est dans le cas $s \geq r$) :

$$P_M(R) = 1 - \frac{4}{4+2} \left(\frac{400}{800}\right)^2 = 1 - \frac{1}{6} = \frac{5}{6}.$$

Pour $P_{\overline{M}}(R)$ on applique encore (3.3) avec $\alpha = 2, \beta = 3, r = 100, s = 50$ (on a alors $s < r$) :

$$P_{\overline{M}}(R) = \frac{3}{2+3} \left(\frac{50}{100}\right)^2 = \frac{3}{20}.$$

En conclusion :

$$P_M(R) = \frac{5}{6}.$$

$$P_{\overline{M}}(R) = \frac{3}{20}.$$

Lu dans le rapport de jury : « La fin du sujet dissimulait deux questions faciles, que tous les candidats n'ont malheureusement pas pensé à aller voir (car lorsque M est réalisé, c'est-à-dire lorsque le sujet est malade, on a $\alpha = 4, \beta = 2, r = 400$ et $s = 800$, ce qui en particulier indique qu'on est dans le cas $r \leq s$ pour appliquer la formule de la question précédente).

Arrêtons-nous sur deux remarques : la première c'est que la calculatrice était autorisée et qu'il est donc absolument impardonnable de faire une erreur de calcul sur ces fractions (et il y en a eu). La seconde, c'est que sur le nombre malgré tout important de candidats ayant abordé la question, beaucoup n'ont pas réussi à substituer les valeurs des quatre paramètres ; certains n'ont même pas su comment remplacer la probabilité conditionnelle $\mathbb{P}_M(R)$. Il est indéniable que ce qui a posé problème à certains, c'est la compréhension de l'énoncé, et le lien entre les phrases et les calculs à faire ? Il paraît **essentiel** de travailler sur ce point : faire le lien entre une situation concrète et une mise en équation est à la base de l'activité scientifique. »

b) On nous donne $P(M) = \frac{1}{40}$ et on cherche $P_R(M)$. Avec la formule de Bayes :

$$P_R(M) = \frac{P(M) \times P_M(R)}{P(R)} = \frac{P(M) \times P_M(R)}{P(M) \times P_M(R) + P(\overline{M}) \times P_{\overline{M}}(R)}.$$

On passe à l'application numérique :

$$P_R(M) = \frac{\frac{1}{40} \times \frac{5}{6}}{\frac{1}{40} \times \frac{5}{6} + \frac{39}{40} \times \frac{3}{20}} = \frac{50}{50 + 39 \times 9} = \frac{50}{401}.$$

$$P_R(M) \approx \frac{1}{8} \approx 0.125.$$

Ainsi il y a seulement une 'chance' sur huit que l'individu soit réellement malade lorsque son test est positif.

Par conséquent, cette méthode de test est très mauvaise.

Lu dans le rapport de jury : « On doit ici utiliser deux formules. D'abord la définition des probabilités conditionnelles :

$$\mathbb{P}_R(M) = \frac{\mathbb{P}(M \cap R)}{\mathbb{P}(R)} = \frac{\mathbb{P}_M(R)\mathbb{P}(M)}{\mathbb{P}(R)}$$

et la formule des probabilités totales pour calculer :

$$\mathbb{P}(R) = \mathbb{P}(R \cap M) + \mathbb{P}(R \cap \overline{M}) = \mathbb{P}_M(R)\mathbb{P}(M) + \mathbb{P}_{\overline{M}}(R)\mathbb{P}(\overline{M}) = \frac{5}{6} \times \frac{1}{40} + \frac{3}{20} \times \frac{39}{40} = \frac{401}{2400}$$

D'où on déduit que :

$$\mathbb{P}_R(M) \approx 0.12$$

On peut aussi appliquer directement le théorème de Bayes (tel que dans la correction ci-dessus) à condition de ne pas écrire n'importe quoi au dénominateur (on a trouvé, parfois, le dénominateur $\mathbb{P}_M(R) + \mathbb{P}_{\overline{M}}(R)$). Certains candidats ont opté pour cette alternative, et sont parvenus au bon résultat, alors qu'ils n'ont pas su faire la question précédente ; et pourtant, ce faisant, ils ont donc trouvé (à leur insu) les réponses à celle-ci.

On a fait le calcul ci-dessus pour commenter la valeur trouvée (c'était la dernière question du sujet, là aussi quelques candidats n'ont pas vu qu'il y avait deux questions en une) ; le test détecte peut-être cinq malades sur six (c'est le résultat de la question précédente) mais lorsqu'il est positif, il s'agit dans 88% de cas d'un individu qui n'est en fait pas malade : ce test est inutilisable. Un nombre finalement assez restreint de candidats ont osé tirer cette conclusion ; parmi les autres, certains ont été jusqu'à écrire qu'ils « avaient dû faire une erreur quelque part ». Il faut avoir confiance en ses résultats, sans compter qu'ici, le calcul est suffisamment court pour pouvoir le relire et trouver si une erreur s'y est glissée. »

- FIN -