

Corrigé du Devoir Surveillé 4 - BCPST 2

Partie I - Évolution d'une population touchée par un virus

1. (a) Soit $n \in \mathbb{N}$. Les personnes exposées au virus à l'instant $n + 1$ correspondent aux personnes ayant rencontré un individu contagieux asymptomatique ou symptomatique. Par définition de F_1 et F_2 ,

$$e_{n+1} = F_1 a_n + F_2 s_n.$$

- (b) Soit $n \in \mathbb{N}$. Par définition de p_1 et p_2 :

$$a_{n+1} = p_1 e_n \text{ et } s_{n+1} = p_2 a_n.$$

- (c) On en déduit que :

$$N_{n+1} = AN_n \text{ où } A = \begin{pmatrix} 0 & F_1 & F_2 \\ p_1 & 0 & 0 \\ 0 & p_2 & 0 \end{pmatrix}.$$

2. Étude d'un exemple.

On montre par récurrence que

$$\forall n \in \mathbb{N}, N_n = A^n N_0.$$

3. Réduction de la matrice A .

- (a) Soit $\lambda \in \mathbb{R}$.

λ valeur propre de $A \Leftrightarrow A - \lambda I$ non inversible $\Leftrightarrow \text{rg}(A - \lambda I) < 3$

$$\Leftrightarrow \text{rg} \begin{pmatrix} -\lambda & 13 & 12 \\ \frac{1}{4} & -\lambda & 0 \\ 0 & \frac{1}{2} & -\lambda \end{pmatrix} < 3 \Leftrightarrow \text{rg} \begin{pmatrix} -\lambda & 13 & 12 \\ 1 & -4\lambda & 0 \\ 0 & 1 & -2\lambda \end{pmatrix} < 3 \quad \begin{array}{l} L_2 \leftarrow 4L_2 \\ L_3 \leftarrow 2L_3 \end{array}$$

$$\Leftrightarrow \text{rg} \begin{pmatrix} 0 & 13 - 4\lambda^2 & 12 \\ \boxed{1} & -4\lambda & 0 \\ 0 & 1 & -2\lambda \end{pmatrix} < 3 \quad L_1 \leftarrow L_1 + \lambda L_2$$

$$\Leftrightarrow \text{rg} \begin{pmatrix} 0 & 13 - 4\lambda^2 & P(\lambda) \\ \boxed{1} & -4\lambda & 0 \\ 0 & \boxed{1} & -2\lambda \end{pmatrix} < 3 \quad L_1 \leftarrow L_1 + (4\lambda^2 - 13)L_3$$

où

$$P(\lambda) = 12 - 2\lambda(4\lambda^2 - 13) = -2(4\lambda^3 - 13\lambda - 6).$$

Ainsi $A - \lambda I$ n'est pas inversible ssi, λ est une racine de P , c'est-à-dire une racine de $Q = 4X^3 - 13X - 6$.

On remarque que : $Q(2) = 4 \times 8 - 13 \times 2 - 6 = 0$; $Q(-\frac{1}{2}) = -\frac{4}{8} + \frac{13}{2} - 6 = 0$.

Ainsi on peut factoriser Q pour chercher la dernière racine :

$$Q(X) = 4(X - 2)(X + \frac{1}{2})(X - \alpha).$$

Lorsqu'on développe et qu'on ne s'intéresse qu'au terme constant, ce terme vaut : $4 \times (-2) \times (\frac{1}{2}) \times (-\alpha) = 4\alpha$. Or il doit être égal à -6 , donc : $\alpha = -\frac{6}{4} = -\frac{3}{2}$.

$$A \text{ possède trois valeurs propres } \lambda_1 = 2, \lambda_2 = -\frac{3}{2} \text{ et } \lambda_3 = -\frac{1}{2} \text{ qui sont telles que } \lambda_1 > |\lambda_2| \geq |\lambda_3|.$$

Puisque A est une matrice carrée d'ordre 3 et que A possède trois valeurs propres distinctes :

$$\boxed{\text{La matrice } A \text{ est diagonalisable.}}$$

- (b) On utilise les calculs de la question précédente.

- o Pour $\lambda_1 = 2$:

$$\begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} \in E_{\lambda_1} \Leftrightarrow \begin{cases} x - 8y = 0 \\ y - 4z = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x = 32z \\ y = 4z \\ z = z \end{cases}$$

$$E_{\lambda_1} = \text{Vect}(V_1) \text{ avec } V_1 = \begin{pmatrix} 32 \\ 4 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

○ Pour $\lambda_2 = -\frac{3}{2}$:

$$\begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} \in E_{\lambda_2} \Leftrightarrow \begin{cases} x + 6y = 0 \\ y + 3z = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x = 18z \\ y = -3z \\ z = z \end{cases}$$

$$E_{\lambda_2} = \text{Vect}(V_2) \text{ avec } V_2 = \begin{pmatrix} 18 \\ -3 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

○ Pour $\lambda_3 = -\frac{1}{2}$:

$$\begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} \in E_{\lambda_3} \Leftrightarrow \begin{cases} x + 2y = 0 \\ y + z = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x = 2z \\ y = -z \\ z = z \end{cases}$$

$$E_{\lambda_3} = \text{Vect}(V_3) \text{ avec } V_3 = \begin{pmatrix} 2 \\ -1 \\ 1 \end{pmatrix}.$$

(c) Les vecteurs V_1, V_2, V_3 étant des vecteurs propres de A associés à des valeurs propres distinctes, la famille $\mathcal{B} = (V_1, V_2, V_3)$ est libre. De plus, $\text{Card}(\mathcal{B}) = 3 = \dim(\mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R}))$,

$$\text{donc } \mathcal{B} = (V_1, V_2, V_3) \text{ est une base de } \mathcal{M}_{3,1}(\mathbb{R}).$$

4. Comportement asymptotique de la population.

(a) Pour $i \in \{1, 2, 3\}$, on montre par récurrence que pour tout entier naturel n , $A^n V_i = \lambda_i^n V_i$.

(b) Soit $n \in \mathbb{N}$.

$$N_n = A^n N_0 = A^n (c_1 V_1 + c_2 V_2 + c_3 V_3) = c_1 A^n V_1 + c_2 A^n V_2 + c_3 A^n V_3 \stackrel{4.(a)}{=} c_1 \lambda_1^n V_1 + c_2 \lambda_2^n V_2 + c_3 \lambda_3^n V_3.$$

$$\forall n \in \mathbb{N}, N_n = (\lambda_1)^n c_1 V_1 + (\lambda_2)^n c_2 V_2 + (\lambda_3)^n c_3 V_3.$$

(c) Soit $n \in \mathbb{N}$,

$$\begin{aligned} N_n &= (\lambda_1)^n c_1 V_1 + (\lambda_2)^n c_2 V_2 + (\lambda_3)^n c_3 V_3 \\ &= (\lambda_1)^n \left(c_1 V_1 + \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\right)^n c_2 V_2 + \left(\frac{\lambda_3}{\lambda_1}\right)^n c_3 V_3 \right) \end{aligned}$$

$$\text{Or } \lim \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\right)^n = \lim \left(\frac{\lambda_3}{\lambda_1}\right)^n = 0 \text{ car } \lambda_1 > |\lambda_2| \geq |\lambda_3| \text{ c'est-à-dire } \left|\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\right| < 1 \text{ et } \left|\frac{\lambda_3}{\lambda_1}\right| < 1.$$

En posant $E_n = \left(\frac{\lambda_2}{\lambda_1}\right)^n c_2 V_2 + \left(\frac{\lambda_3}{\lambda_1}\right)^n c_3 V_3$, E_n est une matrice dont tous les coefficients ont pour limite 0 lorsque n tend vers $+\infty$ et telle que

$$\forall n \in \mathbb{N}, N_n = (\lambda_1)^n (c_1 V_1 + E_n).$$

(d) On en déduit que

$$e_n \sim 32c_1 2^n, a_n \sim 4c_1 2^n \text{ et } s_n \sim c_1 2^n \text{ et } t_n \sim 37c_1 2^n.$$

Attention à ne pas faire une somme d'équivalents pour trouver un équivalent de t_n mais à bien partir de l'expression complète qui définit t_n .

D'où les limites :

$$\lim \frac{e_n}{t_n} = \frac{32}{37}, \lim \frac{a_n}{t_n} = \frac{4}{37} \text{ et } \lim \frac{s_n}{t_n} = \frac{1}{37}.$$

(e) On constate que ces résultats ne dépendent pas de N_0 , donc

$$\text{ils ne dépendent pas de la répartition initiale dans les différentes classes.}$$

(f) À long terme, la population en contact avec le virus considéré se répartira selon les rapports trouvés à la question précédente, à savoir $\frac{32}{37}$ ^e de la population sera seulement exposée, $\frac{4}{37}$ ^e de la population sera contagieuse asymptotique et $\frac{1}{37}$ ^e de la population sera contagieuse symptomatique.

Partie II - Calcul numérique d'un vecteur propre

1. On parcourt tous les coefficients de la matrice à l'aide de deux boucles `for` et on stocke dans la variable `max` la plus grande valeur absolue de coefficient rencontrée.

```
def Norme(M):
    m, n = np.shape(M)
    max = abs(M[0,0])
    for i in range(m):
        for j in range(n):
            if abs(M[i,j]) > max:
                max = abs(M[i,j])
    return max
```

2. On utilise la fonction précédente et on renvoie la matrice `v` divisée par sa norme.

```
def Normalise(v):
    return v/Norme(v)
```

3. On initialise la suite à l'aide de la fonction `v0` et on calcule le terme v_1 . Tant que la norme de la différence de deux termes consécutifs est strictement supérieure à ε , on calcule les termes suivants.

```
def VecteurPropre(A, eps):
    p = np.shape(A)[0]
    v = v0(p)
    w = Normalise(np.dot(A,v))
    while Norme(v-w) > eps:
        v, w = w, Normalise(np.dot(A,w))
    return w
```

4. (a) On crée une matrice nulle de la bonne taille et on remplace ses colonnes par v et w .

```
def matrice(v,w):
    d = np.shape(v)[0]
    M = np.zeros((d,2))
    M[:,0] = v
    M[:,1] = w
    return M
```

- (b) On crée la matrice dont les colonnes sont v et w . Ces deux vecteurs sont colinéaires si, et seulement si, le rang de cette matrice est strictement inférieur à 2.

```
def colineaires(v,w):
    M = matrice(v,w)
    return la.matrix_rank(M) < 2
```

- (c) la matrice v est vecteur propre de A si, et seulement si, elle est non nulle et si Av et v sont colinéaires.

```
def estVecteurPropre(A,v):
    return la.matrix_rank(v) != 0 and colineaires(v, np.dot(A,v))
```

- (d) En compilant le programme proposé, on obtient en général `False` car les composantes du vecteur v trouvé par la fonction `VecteurPropre(A,eps)` sont des valeurs approchées des composantes d'un vecteur propre de A , ce qui fait que v n'est en général pas un vecteur propre de A .

Partie III - Un modèle stochastique discret permettant de calculer une probabilité d'infection

1. (a) Soit $X = L + 1$ le numéro du premier individu non infecté. X est le rang d'apparition du premier individu non infecté dans une suite d'expériences identiques et indépendantes qui consistent à regarder si un individu contaminé ne contamine pas son voisin, ce qui arrive avec probabilité $1 - p$.

Donc X suit la loi géométrique de paramètre $1 - p$. On en déduit la loi de L :

$$L(\Omega) = \mathbb{N} \text{ et } \forall n \in \mathbb{N}, P(L = n) = P(X = n + 1) = p^n(1 - p).$$

- (b) X est une variable aléatoire qui admet une espérance car elle suit une loi géométrique. Or $L = X - 1$, donc L admet également une espérance et par linéarité de l'espérance :

$$E(L) = E(X) - 1 = \frac{1}{1 - p} - 1 = \frac{p}{1 - p}.$$

$$L \text{ admet une espérance et } E(L) = \frac{p}{1 - p}.$$

- (c) Soit $n \in \mathbb{N}$. On a : $I_n = (L \geq n) = \bigcup_{k=n}^{+\infty} (L = k)$, union d'événements deux à deux incompatibles. Par σ -additivité,

la série $\sum_{k \geq n} P(L = k)$ est convergente et :

$$P(I_n) = \sum_{k=n}^{+\infty} p^k(1 - p) = p^n(1 - p) \times \frac{1}{1 - p} = p^n.$$

$$\text{Donc : } \forall n \in \mathbb{N}, P(I_n) = p^n.$$

On peut aussi remarquer que $I_n = (L \geq n) = (X > n)$ et comme $X \hookrightarrow \mathcal{G}(1 - p)$, $P(I_n) = P(X > n) = p^n$.

- (d) i. On utilise un compteur que l'on incrémente de 1 tant qu'il y a contamination du voisin dans la chaîne.

```
def L(p):
    l = 0
    while rd.random() < p:
        l += 1
    return l
```

- ii. Pour calculer une valeur approchée de $E(L)$ on calcule à l'aide d'une boucle **for** la moyenne des valeurs de L obtenues pour 1000 simulations (loi faible des grands nombres).

```
def esperanceL(p):
    n = 1000
    somme = 0
    for k in range(n):
        somme += L(p)
    return somme / n
```

2. (a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$. On a

$$P(C = n) \geq P(C = n - 1) \Leftrightarrow \frac{\mu^n}{n!} e^{-\mu} \geq \frac{\mu^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\mu} \Leftrightarrow \mu \geq n.$$

$$P(C = n) \geq P(C = n - 1) \Leftrightarrow \mu \geq n.$$

- (b) D'après la question précédente, la suite de valeurs $P(C = n)$ croît jusqu'à la valeur $P(C = \mu)$.

Par lecture sur l'histogramme présenté, on trouve $\mu = 5$.

- (c) D'après la formule des probabilités totales pour le système complet d'événements associé à la variable aléatoire C , la série $\sum_{n \geq 0} P(C = n) P_{(C=n)}(I)$ converge et :

$$\begin{aligned} P(I) &= \sum_{n=0}^{\infty} P(C = n) P_{(C=n)}(I) = P(C = 0)P_{(C=0)}(I) + \sum_{n=1}^{\infty} P(C = n) P(I_n) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\mu^n}{n!} e^{-\mu} \times p^n = e^{-\mu} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(\mu p)^n}{n!} = e^{-\mu} (e^{\mu p} - 1). \end{aligned}$$

$$\text{Donc } P(I) = e^{-5} (e^{5p} - 1).$$

Partie IV - Un modèle stochastique discret permettant de quantifier la propagation de l'épidémie

1. N étant une variable aléatoire,

la série de terme général p_n est positive, convergente et de somme 1.

2. **Cas particulier** $a = 0$.

(a) Montrons ce résultat par récurrence sur $n \in \mathbb{N}$.

Initialisation : (cas $n = 0$) $\frac{b^0}{0!} p_0 = p_0$.

Hérédité : soit $n \in \mathbb{N}$ tel que la propriété est vraie au rang n . Alors, $p_{n+1} = \frac{b}{n+1} \times \frac{b^n}{n!} p_0 = \frac{b^{n+1}}{(n+1)!} p_0$.

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad p_n = \frac{b^n}{n!} p_0.$$

(b) Détermination de p_0 :

○ pour $n \in \mathbb{N}$, $p_n \geq 0$ car $p_0 \geq 0$.

○ la série $\sum_{n \in \mathbb{N}} P(N = n)$ est une série exponentielle convergente et :

$$\sum_{n=0}^{+\infty} P(N = n) = p_0 \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{b^n}{n!} = p_0 e^b.$$

N définit une variable aléatoire si, et seulement si, $p_0 = e^{-b}$.

\mathbb{N} suit alors la loi de Poisson de paramètre b .

3. *On souhaite montrer que $a + b > 0$.*

(a) La relation de récurrence pour $n = 1$ donne : $p_1 = (a + b)p_0$. Le réel p_0 est non nul, sinon la suite (p_n) serait la suite nulle, d'où $\sum_{n=0}^{+\infty} p_n = 0$, ce qui est absurde. Ainsi, $a + b = \frac{p_1}{p_0} \geq 0$.

Donc : $a + b \geq 0$.

(b) On suppose que $a + b = 0$. Cela signifie que nécessairement $p_1 = 0$, donc $p_n = 0$ pour tout $n \geq 1$.

La série $\sum p_n$ est alors convergente et de somme 1 si, et seulement si $p_0 = 1$ ce qui contredit l'hypothèse de l'énoncé $p_0 < 1$.

Donc : $a + b > 0$.

4. *On souhaite montrer que $a < 1$.*

Pour cela, on raisonne par l'absurde en supposant que $a \geq 1$.

(a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$.

$$p_{n+1} = \left(a + \frac{b}{n+1}\right) p_n = \frac{an + (a+b)}{n+1} p_n \geq \frac{n}{n+1} p_n \quad \text{car } a \geq 1 \quad \text{et } a + b \geq 0.$$

(b) On montre alors par récurrence sur $n \in \mathbb{N}^*$ que :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad p_n \geq \frac{p_1}{n}.$$

La série harmonique $\sum_{n \geq 1} \frac{1}{n}$ étant divergente, le théorème de comparaison des séries à termes positifs assure que

la série $\sum_{n \geq 1} p_n$ serait divergente, ce qui est absurde.

Conclusion : $a < 1$.

5. **Existence et calcul de l'espérance.**

Le réel a étant strictement inférieur à 1, on considère α un réel positif tel que : $a < \alpha < 1$.

(a) On sait que : $\lim_{n \rightarrow +\infty} a + \frac{b}{n+1} = a$.

Par définition de la limite, il existe un rang n_0 à partir duquel : $a + \frac{b}{n+1} \leq \alpha$.

(b) On montre alors par récurrence sur $n \geq n_0$ que

$$\forall n \geq n_0, \quad p_n \leq \alpha^{n-n_0} p_{n_0}.$$

(c) La variable aléatoire N admet une espérance si, et seulement si la série $\sum_{n \in \mathbb{N}} np_n$ est absolument convergente c'est-à-dire convergente car il s'agit d'une série à termes positifs. Or :

$$\forall n \geq n_0, \quad 0 \leq np_n \leq p_{n_0} \alpha^{1-n_0} \times n \alpha^{n-1}.$$

La série $\sum_{n \geq n_0} n \alpha^{n-1}$ est une série géométrique dérivée première convergente car $|\alpha| < 1$.

D'après le théorème de comparaison des séries à termes positifs, la série tronquée $\sum_{n \geq n_0} np_n$ est convergente.

Donc, la série $\sum_{n \in \mathbb{N}} np_n$ est convergente si bien que :

La variable aléatoire N admet une espérance.

(d) De plus,

$$E(N) = \sum_{n=0}^{+\infty} np_n = \sum_{n=1}^{+\infty} np_n = \sum_{n=0}^{+\infty} (n+1)p_{n+1}.$$

Or,

$$\forall n \in \mathbb{N}, \quad p_{n+1} = \left(a + \frac{b}{n+1} \right) p_n$$

Donc :

$$E(N) = \sum_{n=0}^{+\infty} (n+1) \left(a + \frac{b}{n+1} \right) p_n = \sum_{n=0}^{+\infty} (anp_n + (a+b)p_n) = aE(N) + (a+b).$$

Donc : $E(N) = aE(N) + a + b$

(e) Étant donné que $a \neq 1$, on en déduit que :

$E(N) = \frac{a+b}{1-a}$.

6. Quantification de la propagation.

(a) La variable aléatoire N correspond au nombre d'individus qui sont entrés en contact avec l'individu infecté. Pour chacun des ces individus numérotés par un entier $n \in \llbracket 1, N \rrbracket$, la variable aléatoire X_n vaut 1 avec probabilité $P(I)$ c'est-à-dire si l'individu n est infecté.

Donc la variable S représente le nombre d'individus infectés.

(b) Dans la fonction `mystere`, on choisit au hasard un flottant x de l'intervalle $[0, 1]$ et on calcule dans la variable F les valeurs de la fonction de répartition de N en les entiers naturels n en partant de 0. Dès qu'on dépasse la valeur de x on renvoie la valeur de n correspondante.

Cette fonction permet donc de simuler la variable aléatoire N .

(c) On simule N avec la fonction `mystere`, puis à l'aide d'une boucle `for`, on simule N variables suivant la loi de Bernoulli de paramètre $P(I)$ (calculé dans la **Partie III**) pour calculer la valeur de S .

```
def S(p, p0, a, b):
    N = mystere(p0, a, b)
    PI = np.exp(-5) * (np.exp(5*p) - 1)
    s = 0
    for k in range(N):
        if rd.random() < PI:
            s += 1
    return s
```