

Corrigé du DM n° 6

Pour tout $i \in \{1, 2\}$ et tout $\omega \in \Omega$, on a $Z_i(\omega) \in \{0, 1\}$, donc $Z_i^2(\omega) = Z_i(\omega)$ et ainsi :

$$Z_i^2 = Z_i.$$

On a alors $Z_i^k = Z_i$ pour tout $k \in \mathbb{N}^*$.

De plus, si Z_i suit une loi de Bernoulli de paramètre p_i , on a :

$$E(Z_i) = p_i \text{ et } V(Z_i) = p_i(1 - p_i).$$

Enfin, si Z_1 et Z_2 sont indépendantes, on a $E(Z_1 Z_2) = E(Z_1)E(Z_2) = p_1 p_2$.

1) On a :

$$D = \det A = (Z_1 + Z_2)(Z_1 - Z_2) + Z_1 Z_2 = Z_1^2 - Z_2^2 + Z_1 Z_2.$$

Comme ici $Z_1^2 = Z_1$ et $Z_2^2 = Z_2$, on a :

$$D = Z_1 - Z_2 + Z_1 Z_2.$$

Avec la linéarité de l'espérance, on obtient $E(D) = E(Z_1) - E(Z_2) + E(Z_1 Z_2)$, soit :

$$E(D) = p_1 - p_2 + p_1 p_2$$

On a :

$$T = \text{tr}(A) = Z_1 + Z_2 + Z_1 - Z_2 = 2Z_1.$$

Et à nouveau grâce à la linéarité de l'espérance, on a $E(T) = 2E(Z_1)$, soit :

$$E(T) = 2p_1$$

Pour $\omega \in \Omega$, on a $(Z_1(\omega), Z_2(\omega)) = (0, 0)$ ou $(1, 0)$ ou $(0, 1)$ ou $(1, 1)$, donc :

$$A(\omega) = A_{0,0} \text{ ou } A_{1,0} \text{ ou } A_{0,1} \text{ ou } A_{1,1}$$

$$\text{avec } A_{0,0} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}, A_{1,0} = \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, A_{0,1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \text{ et } A_{1,1} = \begin{pmatrix} 2 & -1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}.$$

Or, $\text{rg}(A_{0,0}) = 0$ et $\text{rg}(A_{1,0}) = \text{rg}(A_{0,1}) = \text{rg}(A_{1,1}) = 2$, donc $R(\Omega) = \{0, 2\}$ et :

$$\begin{aligned} P(R=0) &= P(A = A_{0,0}) = P(Z_1 = 0, Z_2 = 0) \\ &= P(Z_1 = 0)P(Z_2 = 0) = (1 - p_1)(1 - p_2) = 1 - (p_1 + p_2 - p_1 p_2) \end{aligned}$$

car Z_1 et Z_2 sont indépendantes.

Ainsi, $\frac{1}{2}R$ suit une loi de Bernoulli de paramètre $p_1 + p_2 - p_1 p_2$ et donc $E(R) = 2E\left(\frac{1}{2}R\right)$, soit :

$$E(R) = 2(p_1 + p_2 - p_1 p_2)$$

2) On a :

$$\begin{aligned} D^2 &= (Z_1 - Z_2 + Z_1 Z_2)^2 = Z_1^2 + Z_2^2 + Z_1^2 Z_2^2 - 2Z_1 Z_2 + 2Z_1^2 Z_2 - 2Z_1 Z_2^2 \\ &= Z_1 + Z_2 + Z_1 Z_2 - 2Z_1 Z_2 + 2Z_1 Z_2 - 2Z_1 Z_2 = Z_1 + Z_2 - Z_1 Z_2 \end{aligned}$$

Et, par linéarité de l'espérance :

$$E(D^2) = E(Z_1) + E(Z_2) - E(Z_1 Z_2) = p_1 + p_2 - p_1 p_2.$$

Avec la formule de Huygens, $V(D) = E(D^2) - E(D)^2$, on obtient :

$$V(D) = p_1 + p_2 - p_1 p_2 - (p_1 - p_2 + p_1 p_2)^2$$

Comme $T = 2Z_1$, on a $V(T) = 4V(Z_1)$, soit :

$$V(T) = 4p_1(1 - p_1)$$

On a $V(R) = 4E\left(\frac{1}{2}R\right)$ et comme $\frac{1}{2}R$ suit une loi de Bernoulli de paramètre $p_1 + p_2 - p_1 p_2$, on obtient :

$$V(R) = 4(p_1 + p_2 - p_1 p_2)(1 - p_1 - p_2 + p_1 p_2) = 4(p_1 + p_2 - p_1 p_2)(1 - p_1)(1 - p_2)$$

3) Notons A_{inv} l'évènement « A est inversible ». On a :

$$A_{inv} = (D \neq 0) = \overline{(D = 0)}.$$

Donc, $P(A_{inv}) = P(\overline{(D = 0)}) = 1 - P(D = 0)$ et d'après la question 1 :

$$(D = 0) = (R = 0) = (A = A_{0,0}) = (Z_1 = 0, Z_2 = 0)$$

Donc $P(A_{inv}) = 1 - P(Z_1 = 0, Z_2 = 0) = 1 - (1 - p_1)(1 - p_2)$, soit :

$$P(A_{inv}) = p_1 + p_2 - p_1 p_2$$

4) On a vu que l'on a $A(\Omega) = \{A_{0,0}, A_{1,0}, A_{0,1}, A_{1,1}\}$ et :

- $A_{0,0} = 0_2$ est diagonale, donc diagonalisable ;
- $A_{0,1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}$ admet deux valeurs propres réelles distinctes, 1 et -1 (ce sont ses coefficients diagonaux car elle triangulaire), donc elle est diagonalisable (car c'est une matrice 2×2).
- $A_{1,0} = \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$ et $A_{1,1} = \begin{pmatrix} 2 & -1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$ admettent toutes les deux $(X - 1)^2$ pour polynôme caractéristique, donc ne sont pas diagonalisables (si elles l'étaient, elles seraient semblables à I_2 , donc égales à I_2).

Ainsi, si on note A_{dia} l'évènement « A est diagonalisable dans $\mathcal{M}_2(\mathbb{C})$ ou (et ici) $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ », on a :

$$A_{dia} = (A = A_{0,0}) \cup (A = A_{0,1}) = (Z_1 = 0, Z_2 = 0) \cup (Z_1 = 0, Z_2 = 1).$$

Comme $Z_2(\Omega) = \{0, 1\}$, on a $(Z_1 = 0, Z_2 = 0) \cup (Z_1 = 0, Z_2 = 1) = (Z_1 = 0)$ et donc :

$$P(A_{dia}) = P(Z_1 = 0) = 1 - p_1$$

5) $A_{dia} \cap A_{inv} =$ « A est inversible et diagonalisable » et la seule possibilité est $A_{0,1}$, donc :

$$P(A_{dia} \cap A_{inv}) = P(A = A_{0,1}) = P(Z_1 = 0, Z_2 = 1) = P(Z_1 = 0)P(Z_2 = 1) = (1 - p_1)p_2.$$

Alors :

$$P_{A_{dia}}(A_{inv}) = \frac{P(A_{dia} \cap A_{inv})}{P(A_{dia})} = \frac{(1 - p_1)p_2}{1 - p_1}.$$

Soit :

$$P_{A_{dia}}(A_{inv}) = p_2$$

6) On a de même $P_{A_{inv}}(A_{dia}) = \frac{P(A_{dia} \cap A_{inv})}{P(A_{inv})}$, soit :

$$P_{A_{inv}}(A_{dia}) = \frac{(1 - p_1)p_2}{p_1 + p_2 - p_1p_2}$$

7) Rappelons que $Z_i^k = Z_i$ pour tout $k \in \mathbb{N}^*$.

Pour tout $n \in \mathbb{N}^*$:

$$D_n = \det(A^n) = (\det A)^n = D^n = (Z_1 - Z_2 + Z_1Z_2)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} (Z_1 - Z_2)^k (Z_1Z_2)^{n-k}.$$

Pour tout entier $k \geq 2$, on a :

$$\begin{aligned} (Z_1 - Z_2)^k &= \sum_{j=0}^k \binom{k}{j} Z_1^j (-Z_2)^{k-j} = (-1)^k Z_2^k + \sum_{j=1}^{k-1} \binom{k}{j} (-1)^{k-j} Z_1^j Z_2^{k-j} + Z_1^k \\ &= (-1)^k Z_2^k + \sum_{j=1}^{k-1} \binom{k}{j} (-1)^{k-j} Z_1 Z_2 + Z_1 = (-1)^k Z_2^k + \left(\sum_{j=1}^{k-1} \binom{k}{j} (-1)^{k-j} \right) Z_1 Z_2 + Z_1 \\ &= (-1)^k Z_2^k + \left(\sum_{j=0}^k \binom{k}{j} (-1)^{k-j} - (-1)^k - 1 \right) Z_1 Z_2 + Z_1 \\ &= (-1)^k Z_2^k + \left((1-1)^k - (-1)^k - 1 \right) Z_1 Z_2 + Z_1 \\ &= (-1)^k Z_2^k - \left(1 + (-1)^k \right) Z_1 Z_2 + Z_1 \end{aligned}$$

Remarquons que la formule $(Z_1 - Z_2)^k = (-1)^k Z_2^k - \left(1 + (-1)^k \right) Z_1 Z_2 + Z_1$ reste vraie pour $k = 1$.

Alors, pour tout entier $k \geq 1$, on a :

$$(Z_1 - Z_2)^k Z_1 Z_2 = (-1)^k Z_1 Z_2^2 - (1 + (-1)^k) Z_1^2 Z_2^2 + Z_1^2 Z_2 = (-1)^k Z_1 Z_2 - (1 + (-1)^k) Z_1 Z_2 + Z_1 Z_2 = 0.$$

Donc, pour tout entier $n \geq 2$, on a :

$$\begin{aligned} D_n &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} (Z_1 - Z_2)^k (Z_1 Z_2)^{n-k} = Z_1^n Z_2^n + \sum_{k=1}^{n-1} \binom{n}{k} (Z_1 - Z_2)^k Z_1^{n-k} Z_2^{n-k} + (Z_1 - Z_2)^n \\ &= Z_1 Z_2 + \sum_{k=1}^{n-1} \binom{n}{k} (Z_1 - Z_2)^k Z_1 Z_2 + (Z_1 - Z_2)^n = Z_1 Z_2 + (-1)^n Z_2 - (1 + (-1)^n) Z_1 Z_2 + Z_1 \end{aligned}$$

Soit :

$$D_n = Z_1 + (-1)^n Z_2 + (-1)^{n+1} Z_1 Z_2.$$

Et la formule reste vraie pour $n = 1$ ($D_1 = D = Z_1 - Z_2 + Z_1 Z_2 = Z_1 + (-1)^1 Z_2 + (-1)^2 Z_1 Z_2$).

Alors, par linéarité de l'espérance :

$$E(D_n) = E(Z_1) + (-1)^n E(Z_2) + (-1)^{n+1} E(Z_1 Z_2).$$

Soit :

$$E(D_n) = p_1 + (-1)^n p_2 + (-1)^{n+1} p_1 p_2$$

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. On a vu que $A(\Omega) = \{A_{0,0}, A_{1,0}, A_{0,1}, A_{1,1}\}$ et :

- $A_{0,0}^n = 0_2^n = 0_2$, donc $tr(A_{0,0}^n) = 0$;
- $A_{0,1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}$, donc $A_{0,1}^n = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \times & (-1)^n \end{pmatrix}$ d'où $tr(A_{0,1}^n) = 1 + (-1)^n$;
- $A_{1,0} = \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$, donc $A_{1,0}^n = \begin{pmatrix} 1 & \times \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$ d'où $tr(A_{1,0}^n) = 2$;
- $A_{1,1} = \begin{pmatrix} 2 & -1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$ avec $\chi_{A_{1,1}} = (X - 1)^2$, scindé sur \mathbb{R} , donc $A_{1,1}$ est trigonalisable dans $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$, semblable à une matrice de la forme $\begin{pmatrix} 1 & \times \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$; alors, $A_{1,1}^n$ est semblable à une matrice de la même forme et $tr(A_{1,1}^n) = 2$.

Finalement, $T_n(\Omega) = \{0, 2\}$ avec :

$$\begin{aligned} P(T_n = 2) &= \begin{cases} P(A = A_{0,1}) + P(A = A_{1,0}) + P(A = A_{1,1}) & \text{quand } n \text{ est pair} \\ P(A = A_{1,0}) + P(A = A_{1,1}) & \text{quand } n \text{ est impair} \end{cases} \\ &= \begin{cases} P(Z_1 = 0, Z_2 = 1) + P(Z_1 = 1, Z_2 = 0) + P(Z_1 = 1, Z_2 = 1) & \text{quand } n \text{ est pair} \\ P(Z_1 = 1, Z_2 = 0) + P(Z_1 = 1, Z_2 = 1) & \text{quand } n \text{ est impair} \end{cases} \\ &= \begin{cases} P(Z_1 = 0, Z_2 = 1) + P(Z_1 = 1) & \text{quand } n \text{ est pair} \\ P(Z_1 = 1) & \text{quand } n \text{ est impair} \end{cases} \end{aligned}$$

Soit :

$$P(T_n = 2) = \begin{cases} (1-p_1)p_2 + p_1 & \text{quand } n \text{ est pair} \\ p_1 & \text{quand } n \text{ est impair} \end{cases}$$

Comme $E(T_n) = 0 \times P(T_n = 0) + 2 \times P(T_n = 2)$, on obtient :

$$E(T_n) = \begin{cases} 2(p_1 + p_2 - p_1 p_2) & \text{quand } n \text{ est pair} \\ 2p_1 & \text{quand } n \text{ est impair} \end{cases}$$

Enfin, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $A_{0,0}^n = 0_2$ et $A_{0,1}^n, A_{1,0}^n$ et $A_{1,1}^n$ sont inversibles (car $A_{1,0}, A_{0,1}$ et $A_{1,1}$ le sont) donc $\text{rg}(A_{0,0}^n) = 0$ et $\text{rg}(A_{0,1}^n) = \text{rg}(A_{1,0}^n) = \text{rg}(A_{1,1}^n) = 2$. Alors :

$$\begin{aligned} E(R_n) &= 0 \times P(R_n = 0) + 2 \times P(R_n = 2) = 0 \times P(R_n = 0) + 2 \times (1 - P(R_n = 0)) \\ &= 2(1 - P(A = A_{0,0})) = 2(1 - P(Z_1 = 0, Z_2 = 0)) = 2(1 - (1-p_1)(1-p_2)) \end{aligned}$$

Soit :

$$E(R_n) = 2(p_1 + p_2 - p_1 p_2)$$

8) Notons B_{dia} l'évènement : « B est diagonalisable dans $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ » et (e_1, e_2, e_3) la base canonique de \mathbb{R}^3 .

Remarquons que l'on peut écrire $B = \begin{pmatrix} A & Z_3 \\ 0 & 0 & Z_3 \end{pmatrix}$.

Soit $\omega \in \Omega$.

Le plan $P = \text{Vect}(e_1, e_2)$ est stable par l'endomorphisme b canoniquement associé à $B(\omega)$, et la matrice dans la base (e_1, e_2) de l'endomorphisme induit par b sur P est $A(\omega)$. Alors, si $B(\omega)$ est diagonalisable (i.e. $\omega \in B_{dia}$), $A(\omega)$ l'est aussi (i.e. $\omega \in A_{dia}$), donc :

$$B_{dia} \subset A_{dia}.$$

On a :

$$A_{dia} = [A_{dia} \cap (Z_3 = 0)] \cup [A_{dia} \cap (Z_3 = 1)].$$

Et l'union est disjointe car $(Z_3 = 0)$ et $(Z_3 = 1)$ sont incompatibles.

De plus, d'après la question 4, on a $A_{dia} = (Z_1 = 0)$, donc $A_{dia} = (Z_1 = 0, Z_3 = 0) \cup (Z_1 = 0, Z_3 = 1)$ et ainsi :

$$A_{dia} = \{\omega \in \Omega, B(\omega) \in \{B_1, B_2, B_3, B_4\}\}$$

avec :

- $B_1 = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} = 0_3$, qui est diagonalisable (car diagonale !);

- $B_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$, qui est diagonalisable car elle est triangulaire inférieure et tous ses coefficients diagonaux (donc ses valeurs propres) sont distincts deux à deux ;
- $B_3 = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$, qui est diagonalisable, car $\dim \ker B_3 = \dim \text{Vect}(e_1, e_2) = 2$ et 1 est valeur propre simple, donc $\dim \ker(B_3 - I_3) = 1$, et ainsi, $\dim \ker B_3 + \dim \ker(B_3 - I_3) = 3$;
- $B_4 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 \\ 1 & -1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$, qui n'est pas diagonalisable, car on a $\chi_{B_4} = (X-1)\chi_{A_{0,1}} = (X-1)^2(X+1)$ et $\text{rg}(B_4 - I_3) = \text{rg} \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 1 & -2 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} = 2$ (deux colonnes proportionnelles et deux colonnes non proportionnelles), donc $\dim \ker(B_4 - I_3) = 3 - 1 < 2$.

Ainsi :

$$\begin{aligned} B_{dia} &= \{\omega \in \Omega, B(\omega) \in \{B_1, B_2, B_3\}\} \\ &= (Z_1 = 0, Z_2 = 0, Z_3 = 0) \cup (Z_1 = 0, Z_2 = 1, Z_3 = 0) \cup (Z_1 = 0, Z_2 = 0, Z_3 = 1) \\ &= (Z_1 = 0, Z_3 = 0) \cup (Z_1 = 0, Z_2 = 0, Z_3 = 1) \end{aligned}$$

Et comme l'union est disjointe et les variables Z_1 , Z_2 et Z_3 sont indépendantes :

$$\begin{aligned} P(B_{dia}) &= P(Z_1 = 0, Z_3 = 0) + P(Z_1 = 0, Z_2 = 0, Z_3 = 1) \\ &= P(Z_1 = 0)P(Z_3 = 0) + P(Z_1 = 0)P(Z_2 = 0)P(Z_3 = 1) \\ &= (1 - p_1)(1 - p_3) + (1 - p_1)(1 - p_2)p_3 \end{aligned}$$

Soit :

$$\boxed{P(B_{dia}) = (1 - p_1)(1 - p_2 p_3)}$$

9) Comme indiqué, on note $p_{i,j} = P(Z_1 = i, Z_2 = j)$ pour tous $i, j \in \{0, 1\}$.

On a alors :

$$\begin{cases} P(Z_1 = 0) = P(Z_1 = 0, Z_2 = 0) + P(Z_1 = 0, Z_2 = 1) \\ P(Z_1 = 1) = P(Z_1 = 1, Z_2 = 0) + P(Z_1 = 1, Z_2 = 1) \\ P(Z_2 = 0) = P(Z_1 = 0, Z_2 = 0) + P(Z_1 = 1, Z_2 = 0) \\ P(Z_2 = 1) = P(Z_1 = 0, Z_2 = 1) + P(Z_1 = 1, Z_2 = 1) \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} 1 - p_1 = p_{0,0} + p_{0,1} \\ p_1 = p_{1,0} + p_{1,1} \\ 1 - p_2 = p_{0,0} + p_{1,0} \\ p_2 = p_{0,1} + p_{1,1} \end{cases}$$

Ce qui donne :

$$\begin{cases} p_{0,0} = 1 - p_1 - p_2 + p_{1,1} \\ p_{1,0} = p_1 - p_{1,1} \\ p_{0,1} = p_2 - p_{1,1} \end{cases}$$

Or, Z_1 et Z_2 suivent toujours une loi de Bernoulli, donc on a encore $D = Z_1 - Z_2 + Z_1Z_2$ et :

$$E(D) = E(Z_1) - E(Z_2) + E(Z_1Z_2) = p_1 - p_2 + E(Z_1Z_2).$$

Or, on suppose ici que l'on a encore $E(D) = p_1 - p_2 + p_1p_2$, donc :

$$E(Z_1Z_2) = p_1p_2.$$

Or, $Z_1Z_2(\Omega) = \{0,1\}$ avec $P(Z_1Z_2 = 1) = P(Z_1 = 1, Z_2 = 1) = p_{1,1}$ (car si l'une ou l'autre des deux variables vaut 0, le produit aussi). Donc, Z_1Z_2 suit une loi de Bernoulli de paramètre $p_{1,1}$ et :

$$E(Z_1Z_2) = p_{1,1}.$$

On a donc $p_{1,1} = p_1p_2$, ce qui donne :

$$\begin{cases} p_{0,0} = 1 - p_1 - p_2 + p_1p_2 = (1 - p_1)(1 - p_2) \\ p_{1,0} = p_1 - p_1p_2 = p_1(1 - p_2) \\ p_{0,1} = p_2 - p_1p_2 = (1 - p_1)p_2 \\ p_{1,1} = p_1p_2 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} P(Z_1 = 0, Z_2 = 0) = P(Z_1 = 0)P(Z_2 = 0) \\ P(Z_1 = 1, Z_2 = 0) = P(Z_1 = 1)P(Z_2 = 0) \\ P(Z_1 = 0, Z_2 = 1) = P(Z_1 = 0)P(Z_2 = 1) \\ P(Z_1 = 1, Z_2 = 1) = P(Z_1 = 1)P(Z_2 = 1) \end{cases}$$

Et ainsi :

Z_1 et Z_2 sont indépendantes.

10) On a ici $Z_1(\Omega) = Z_2(\Omega) = \mathbb{N}^*$ avec pour $i \in \{1,2\}$ et tout $n \in \mathbb{N}^*$, $P(Z_i = n) = (1 - p_i)^{n-1} p_i$, avec Z_1 et Z_2 indépendantes.

On a toujours $D = \det A = Z_1^2 - Z_2^2 + Z_1Z_2$, donc :

$$\begin{aligned} E(D) &= E(Z_1^2) - E(Z_2^2) + E(Z_1Z_2) \\ &= (E(Z_1^2) - E(Z_1)^2) + E(Z_1)^2 - (E(Z_2^2) - E(Z_2)^2) - E(Z_2)^2 + E(Z_1)E(Z_2) \\ &= V(Z_1) + E(Z_1)^2 - V(Z_2) - E(Z_2)^2 + E(Z_1)E(Z_2) \\ &= \frac{1-p_1}{p_1^2} + \frac{1}{p_1^2} - \frac{1-p_2}{p_2^2} - \frac{1}{p_2^2} + \frac{1}{p_1} \frac{1}{p_2} \end{aligned}$$

Soit :

$$E(D) = \frac{2p_2^2 - 2p_1^2 - p_1p_2^2 + p_1^2p_2 + p_1p_2}{p_1^2p_2^2}$$

On a toujours $T = \text{tr}(A) = 2Z_1$, donc $E(T) = 2E(Z_1)$, soit :

$$E(T) = \frac{2}{p_1}$$

Remarquons que si a et b sont deux entiers naturels non nuls, on a :

$$a^2 - b^2 + ab = 0 \Leftrightarrow \left(a + \frac{1}{2}b\right)^2 = \frac{5}{4}b^2 \Leftrightarrow \frac{2a+b}{b} = \sqrt{5}.$$

Ceci est impossible car $\sqrt{5}$ n'est pas rationnel, donc $a^2 - b^2 + ab \neq 0$ pour tous $a, b \in \mathbb{N}^*$.

Ceci veut dire que pour tout $\omega \in \Omega$, $D(\omega) \neq 0$, donc $A(\omega)$ est inversible, soit $R(\omega) = 2$ et ainsi, R est constante et vaut toujours 2, d'où :

$$E(R) = 2$$

En gardant la notation de la question 3 et avec $D(\omega) \neq 0$ pour tout $\omega \in \Omega$, on a immédiatement :

$$P(A_{inv}) = 1$$

Soit $\omega \in \Omega$. On a :

$$\begin{aligned} \chi_{A(\omega)} &= X^2 - 2Z_1(\omega)X + Z_1^2(\omega) - Z_2^2(\omega) + Z_1(\omega)Z_2(\omega) \\ &= (X - Z_1(\omega))^2 - Z_2(\omega)(Z_2(\omega) - Z_1(\omega)) \end{aligned}$$

Trois cas se présentent.

- Si $Z_2(\omega) > Z_1(\omega)$, alors $\chi_{A(\omega)}$ admet deux racines réelles distinctes, donc la matrice $A(\omega)$ est diagonalisable dans $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$.
- Si $Z_2(\omega) < Z_1(\omega)$, alors $\chi_{A(\omega)}$ admet deux racines complexes, non réelles, distinctes, donc la matrice $A(\omega)$ est diagonalisable dans $\mathcal{M}_3(\mathbb{C})$ et pas dans $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$.
- Si $Z_2(\omega) = Z_1(\omega) = a$, alors $A(\omega) = \begin{pmatrix} 2a & -a \\ a & 0 \end{pmatrix} = aA_{1,1}$ et on a vu dans la question 4 que $A_{1,1}$ n'est diagonalisable dans $\mathcal{M}_3(\mathbb{C})$ (donc dans $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ non plus). Ainsi, $A(\omega)$ n'est diagonalisable ni dans $\mathcal{M}_3(\mathbb{C})$, ni dans $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$.

Notons $A_{dia}^{\mathbb{C}}$ (resp. $A_{dia}^{\mathbb{R}}$) l'évènement : « A est diagonalisable dans $\mathcal{M}_2(\mathbb{C})$ (resp. $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$) ».

On a alors :

$$P(A_{dia}^{\mathbb{C}}) = P(Z_2 \neq Z_1) \text{ et } P(A_{dia}^{\mathbb{R}}) = P(Z_2 < Z_1).$$

Calculons ces deux probabilités.

On a :

$$\begin{aligned}
 P(Z_2 \neq Z_1) &= 1 - P(Z_2 = Z_1) = 1 - \sum_{n=1}^{+\infty} P(Z_1 = n, Z_2 = n) = 1 - \sum_{n=1}^{+\infty} P(Z_1 = n)P(Z_2 = n) \\
 &= 1 - \sum_{n=1}^{+\infty} (1-p_1)^{n-1} p_1 (1-p_2)^{n-1} p_2 = 1 - p_1 p_2 \sum_{n=1}^{+\infty} [(1-p_1)(1-p_2)]^{n-1} \\
 &= 1 - p_1 p_2 \sum_{k=0}^{+\infty} [(1-p_1)(1-p_2)]^k \quad (\text{en posant } k = n-1) \\
 &= 1 - p_1 p_2 \frac{1}{1 - (1-p_1)(1-p_2)} = 1 - \frac{p_1 p_2}{p_2 + p_1 - p_1 p_2} = \frac{p_2 + p_1 - 2p_1 p_2}{p_2 + p_1 - p_1 p_2}
 \end{aligned}$$

Et :

$$\begin{aligned}
 P(Z_2 < Z_1) &= \sum_{n=1}^{+\infty} P(Z_1 > n, Z_2 = n) = \sum_{n=1}^{+\infty} P(Z_1 > n)P(Z_2 = n) = \sum_{n=1}^{+\infty} (1-p_1)^n (1-p_2)^{n-1} p_2 \\
 &= (1-p_1) p_2 \sum_{n=1}^{+\infty} [(1-p_1)(1-p_2)]^{n-1} = (1-p_1) p_2 \frac{1}{1 - (1-p_1)(1-p_2)} = \frac{p_2 - p_1 p_2}{p_2 + p_1 - p_1 p_2}
 \end{aligned}$$

Ainsi :

$$\boxed{P(A_{dia}^c) = \frac{p_2 + p_1 - 2p_1 p_2}{p_2 + p_1 - p_1 p_2} \quad \text{et} \quad P(A_{dia}^{\mathbb{R}}) = \frac{p_2 - p_1 p_2}{p_2 + p_1 - p_1 p_2}}$$