

Inversibilité et diagonalisabilité d'une matrice aléatoire

Ayoub Hajlaoui

*Aux taupins de combat, de défis assoiffés :
algèbre et puis proba, le tout dans vos cafés.*

Énoncé : (temps conseillé : 30 min) *d'après agrégation externe spéciale 2019*

Soient X une variable aléatoire suivant une loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$ et Y une variable aléatoire suivant une loi géométrique de paramètre $p \in]0 ; 1[$. X et Y sont indépendantes.

On considère la matrice aléatoire $A = \begin{pmatrix} X & X + Y - 1 \\ 0 & Y - 1 \end{pmatrix}$

- 1) Calculer la probabilité que A soit inversible.
- 2) Déterminer la loi de la variable aléatoire $\text{rg}(A)$.
- 3) Calculer la probabilité que A soit diagonalisable.

Correction :

1) A est inversible si et seulement si $\det(A) \neq 0$, c'est-à-dire si et seulement si l'événement $(X(Y - 1) \neq 0)$ est réalisé.

$P(X(Y - 1) \neq 0) = P((X \neq 0) \cap (Y - 1 \neq 0)) = P(X \neq 0) \times P(Y \neq 1)$ par indép. de X et Y .

Donc : $P(X(Y - 1) \neq 0) = (1 - P(X = 0)) \times (1 - P(Y = 1)) = (1 - \frac{e^{-\lambda} \lambda^0}{0!})(1 - p(1 - p)^{1-1})$

La probabilité que A soit inversible est donc $(1 - e^{-\lambda})(1 - p)$

2) A est une matrice de taille 2. Les valeurs possibles pour $\text{rg}(A)$ sont donc 0, 1 et 2.

- $\text{rg}(A) = 2$ si et seulement si A est inversible. Donc $P(\text{rg}(A) = 2) = (1 - e^{-\lambda})(1 - p)$

- $\text{rg}(A) = 0$ si et seulement si A est la matrice nulle.

Donc $P(\text{rg}(A) = 0) = P((X = 0) \cap (X + Y - 1 = 0) \cap (Y - 1 = 0)) = P((X = 0) \cap (Y = 1))$
 $= P(X = 0) \times P(Y = 1)$ par indépendance de X et Y . Donc $P(\text{rg}(A) = 0) = e^{-\lambda} \times p$

J'ai laissé la probabilité qui semblait la moins évidente à calculer pour la fin, pour la déduire à partir des autres

- On en conclut donc que $P(\text{rg}(A) = 1) = 1 - P(\text{rg}(A) = 0) - P(\text{rg}(A) = 2)$
 $= 1 - e^{-\lambda} \times p - (1 - e^{-\lambda})(1 - p) = 1 - pe^{-\lambda} - 1 + p + e^{-\lambda} - pe^{-\lambda}$.

Donc $P(\text{rg}(A) = 1) = p + (1 - 2p)e^{-\lambda}$

3) *Déterminons une condition nécessaire et suffisante pour la diagonalisabilité de A ...*

A est une matrice triangulaire supérieure. Ses valeurs propres sont donc ses éléments diagonaux.

Lorsque l'événement $(X \neq Y - 1)$ est réalisé, A admet deux valeurs propres distinctes, et est donc diagonalisable.

Lorsque l'événement $(X = Y - 1)$ est réalisé, la matrice A admet une seule valeur propre. Si l'événement $(X + Y - 1 = 0)$ est réalisé, A est diagonale donc diagonalisable. Lorsque l'événement



$(X = Y - 1) \cap (X + Y - 1 = 0)$ est réalisé, A est donc bien diagonalisable.

Résultat utile à connaître, et à savoir démontrer rapidement : une matrice non diagonale qui n'a qu'une valeur propre n'est pas diagonalisable.

Lorsque l'événement $(X = Y - 1) \cap (X + Y - 1 \neq 0)$ est réalisé : A a une unique valeur propre λ mais n'est pas diagonale.

Si A était diagonalisable, il existerait une matrice P inversible et une matrice $D = \begin{pmatrix} \lambda & 0 \\ 0 & \lambda \end{pmatrix}$ telles que $A = PDP^{-1}$. Mais $D = \lambda I_2$, d'où $A = P \times \lambda I_2 \times P^{-1} = \lambda PP^{-1} = \lambda I_2 = D$. Impossible car A n'est pas diagonale !

Donc lorsque l'événement $(X = Y - 1) \cap (X + Y - 1 = 0)$ est réalisé, A n'est pas diagonalisable.

Nous pouvons récapituler ainsi :

$$\begin{aligned} P(\text{« } A \text{ est diagonalisable »}) &= P\left(\left((X \neq Y - 1) \cup ((X = Y - 1) \cap (X + Y - 1 = 0))\right)\right) \\ &= P(X \neq Y - 1) + P((X = Y - 1) \cap (X + Y - 1 = 0)) \text{ par union d'événements incompatibles} \\ &= 1 - P(X = Y - 1) + P((X = Y - 1) \cap (2X = 0)) \\ &= 1 - P(X = Y - 1) + P(Y = 1) \times P(X = 0) \text{ par indépendance de } X \text{ et } Y \\ &= 1 - P(X = Y - 1) + pe^{-\lambda} \text{ (cf calcul de } P(\text{rg}(A) = 0) \text{ à la question 2)} \end{aligned}$$

Calculons maintenant $P(X = Y - 1)$. En appliquant la formule des probabilités totales au système complet d'événements associé à la variable aléatoire Y , on obtient :

$$\begin{aligned} P(X = Y - 1) &= \sum_{k=1}^{+\infty} P((X = Y - 1) \cap (Y = k)) = \sum_{k=1}^{+\infty} P((X = k - 1) \cap (Y = k)) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} P(X = k - 1) \times P(Y = k) \text{ par indépendance de } X \text{ et } Y \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^{k-1}}{(k-1)!} \times p(1-p)^{k-1} = pe^{-\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{((1-p)\lambda)^{k-1}}{(k-1)!} = pe^{-\lambda} \sum_{i=0}^{+\infty} \frac{((1-p)\lambda)^i}{i!} \text{ (changement d'indice } i = k - 1) \\ &= pe^{-\lambda} e^{(1-p)\lambda} = pe^{-\lambda + \lambda - p\lambda} = pe^{-p\lambda} \end{aligned}$$

Finalement : $P(\text{« } A \text{ est diagonalisable »}) = 1 - pe^{-p\lambda} + pe^{-\lambda}$

La probabilité que A soit diagonalisable est donc $1 + p(e^{-\lambda} - e^{-p\lambda})$