# Cours 1: lois discrétes classiques en probabilités

Clément Rau
Laboratoire de Mathématiques de Toulouse
Université Paul Sabatier-IUT GEA Ponsan

Module: Stat inférentielles



- Rappels sur les variables aléatoires
  - Définition
  - Quelques exemples
  - loi d'une v.a
  - Paramétres classiques d'une loi
  - Quelques propriétés
- 2 Lois classiques discrétes
  - Loi uniforme
  - Loi de Bernoulli
  - Loi binomiale
  - Loi de Poisson
- Approximation en loi



### Variables aléatoires

#### Definition

Une variable aléatoire est une application de l'univers  $\Omega$  dans  $\mathbb R$ 

$$X : \Omega \longrightarrow \mathbb{R}$$

$$\omega \longmapsto X(\omega)$$

Une variable aléatoire est généralement désignée par une lettre majuscule X, Y, etc. La variable aléatoire est dite discréte si l'ensemble  $X(\Omega)$  est discret, c'est à dire qui ne prend que des valeurs ponctuelles, isolées, typiquement  $\mathbb N$  ou  $\mathbb Z$ .

# Exemples de v.a

• Le résultat d'un lancé de dé. On a alors,

### Exemples de v.a

• Le résultat d'un lancé de dé. On a alors,

$$X(\Omega) = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}.$$

# Exemples de v.a

• Le résultat d'un lancé de dé. On a alors,

$$X(\Omega) = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}.$$

 Soit le jeu consistant à lancer une piéce et gagner 1 euros si pile, rien sinon. Soit X = le gain à l'issue d'un lancé.

# Exemples de v.a

• Le résultat d'un lancé de dé. On a alors,

$$X(\Omega) = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}.$$

 Soit le jeu consistant à lancer une piéce et gagner 1 euros si pile, rien sinon. Soit X = le gain à l'issue d'un lancé.

$$\textit{X}:\Omega\rightarrow\{0,1\}$$

# Exemples de v.a

• Le résultat d'un lancé de dé. On a alors,

$$X(\Omega) = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}.$$

 Soit le jeu consistant à lancer une piéce et gagner 1 euros si pile, rien sinon. Soit X = le gain à l'issue d'un lancé.

$$X:\Omega \rightarrow \{0,1\}$$

Le nombre de piles obtenus sur 4 lancés d'une piéces.

$$X(\Omega) = \{0, 1, 2, 3, 4\}.$$



# Exemples de v.a

• Le résultat d'un lancé de dé. On a alors,

$$X(\Omega) = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}.$$

 Soit le jeu consistant à lancer une piéce et gagner 1 euros si pile, rien sinon. Soit X = le gain à l'issue d'un lancé.

$$X:\Omega \rightarrow \{0,1\}$$

Le nombre de piles obtenus sur 4 lancés d'une piéces.

$$X(\Omega) = \{0, 1, 2, 3, 4\}.$$



### Loi d'une v.a discréte

#### **Definition**

On appelle loi d'une v.a discréte la donnée de tous les  $\mathbb{P}(X = x_i)$  lorsque  $x_i$  prend toutes les valeurs possibles dans  $X(\Omega)$ .

### Loi d'une v.a discréte

#### **Definition**

On appelle loi d'une v.a discréte la donnée de tous les  $\mathbb{P}(X = x_i)$  lorsque  $x_i$  prend toutes les valeurs possibles dans  $X(\Omega)$ .

On note invariablement  $\mathbb{P}[\{X=x\}], \mathbb{P}[X=x],$  ou parfois  $\mathbb{P}_X(x)$  pour la probabilité que X prenne la valeur x

Donner la loi d'une variable aléatoire revient alors à donner les probabilités des évènements élémentaires qu'elle induit, et on présente souvent ces données sous forme d'un tableau. En notant d'une manière générale

 $X(\Omega) = (x_i)_{i=1,...,N} = (x_1, x_2, ..., x_N)$  pour une variable aléatoires à N valeurs possibles (qui ne sont pas forcément 1, 2, ..., N), on a :

Xi	<i>X</i> <sub>1</sub>	<i>X</i> <sub>2</sub>	 $x_N$
$\mathbb{P}(X=x_i)$	<i>p</i> <sub>1</sub>	$p_2$	 $p_N$

où l'on note respectivement  $p_1 = \mathbb{P}(X = x_1)$ ,  $p_2 = \mathbb{P}[X = x_2]$ , ...,  $p_N = \mathbb{P}[X = x_N]$ .



# Espérance

#### Definition

L'espérance mathématique  $\mathbb{E}[X]$  d'une variable aléatoire X joue le rôle dévolu à la moyenne en statistiques : elle correspond à la valeur moyenne espérée par un observateur lors d'une réalisation de la variable aléatoire X. On a :

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{i=1}^{N} p_i \cdot x_i = \sum_{i=1}^{N} x_i \cdot \mathbb{P}[X = x_i]$$

lorsque X peut prendre N valeurs différentes  $x_1, \ldots, x_N$  avec comme probabilités élémentaires  $p_i = \mathbb{P}[X = x_i]$ .

Rappels sur les variables aléatoires Lois classiques discrétes Approximation en loi Définition
Quelques exemples
loi d'une v.a
Paramétres classiques d'une loi
Quelques propriétés

#### Remarque

L'espérance  $\mathbb{E}[X]$  n'est qu'un indicateur moyen et ne peut caractériser la loi une variable aléatoire à lui tout seul.

### Variance,

Pour décrire plus précisément le comportement de X, sans pour autant caractériser complètement la loi de X, on peut s'intéresser aux écarts de X par rapport à cette moyenne. Cependant, si on considère simplement la différence  $X - \mathbb{E}[X]$ , on obtient un écart moyen  $\mathbb{E}[X - \mathbb{E}[X]] = 0$  (par linéarité de l'espérance). On pourrait considérer la valeur moyenne de  $|X - \mathbb{E}[X]|$  mais on préfère considérer la moyenne de  $(X - \mathbb{E}[X])^2$ , plus pertinente mathématiquement.

#### Definition

La **variance** mesure ainsi la déviation moyenne autour de la moyenne espérée  $\mathbb{E}[X]$ , et est définie par

$$V[X] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \sum_{i=1}^{N} p_i \cdot (x_i - \mathbb{E}[X])^2.$$

#### Definition

La **variance** mesure ainsi la déviation moyenne autour de la moyenne espérée  $\mathbb{E}[X]$ , et est définie par

$$V[X] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \sum_{i=1}^{N} p_i \cdot (x_i - \mathbb{E}[X])^2.$$

#### **Proposition**

Elle est toujours positive puisqu'il s'agit de l'espérance d'un carré.

#### Definition

La **variance** mesure ainsi la déviation moyenne autour de la moyenne espérée  $\mathbb{E}[X]$ , et est définie par

$$V[X] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] = \sum_{i=1}^{N} p_i \cdot (x_i - \mathbb{E}[X])^2.$$

#### **Proposition**

Elle est toujours positive puisqu'il s'agit de l'espérance d'un carré.

Autre expression de la variance :

$$V(X) = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2. \tag{1}$$

#### Definition

Pour mesurer la dispersion d'une variable aléatoire X, on considère souvent en statistiques **l'écart-type**, lié à la variance par :

$$\sigma_X = \sqrt{V(X)}. (2)$$

# Propriétés de l'espérance et de la variance

### Proposition (Linéarité de l'espérance)

Si X et Y sont deux variables aléatoires définies sur le même univers  $\Omega$  et a, b deux réels,

$$\mathbb{E}[aX + bY] = a\mathbb{E}[X] + b\mathbb{E}[Y]. \tag{3}$$

En particulier,  $\mathbb{E}[aX] = a\mathbb{E}[X]$ .

### Proposition (Non-linéarité de la variance)

Pour toute variable aléatoire X et  $a, b \in \mathbb{R}$ 

$$V(aX+b)=a^2V(X).$$



# Propriétés de l'espérance et de la variance

### Proposition (Linéarité de l'espérance)

Si X et Y sont deux variables aléatoires définies sur le même univers  $\Omega$  et a, b deux réels,

$$\mathbb{E}[aX + bY] = a\mathbb{E}[X] + b\mathbb{E}[Y]. \tag{3}$$

En particulier,  $\mathbb{E}[aX] = a\mathbb{E}[X]$ .

### Proposition (Non-linéarité de la variance)

Pour toute variable aléatoire X et  $a, b \in \mathbb{R}$ 

$$V(aX+b)=a^2V(X).$$



### Proposition (Inégalité de Markov)

(cf TD) Soit X une variable aléatoire positive d'espérance finie, alors pour tout a > 0

$$\mathbb{P}[X \ge a] \le \frac{1}{a} \mathbb{E}[X]. \tag{4}$$

### Proposition (Inégalité de Markov)

(cf TD) Soit X une variable aléatoire positive d'espérance finie, alors pour tout a>0

$$\mathbb{P}[X \ge a] \le \frac{1}{a} \mathbb{E}[X]. \tag{4}$$

### Proposition (Inégalité de Bienaymé-Tchebychev)

(cf TD) Soit X une variable aléatoire réelle de variance finie, alors pour tout a>0

$$\mathbb{P}[|X - \mathbb{E}[X]| \ge a] \le \frac{1}{a^2} V(X). \tag{5}$$

- Rappels sur les variables aléatoires
  - Définition
  - Quelques exemples
  - loi d'une v.a.
  - Paramétres classiques d'une loi
  - Quelques propriétés
- 2 Lois classiques discrétes
  - Loi uniforme
  - Loi de Bernoulli
  - Loi binomiale
  - Loi de Poisson
- Approximation en lo



### Loi uniforme

Elle modélise des situations d'équiprobabilités.

#### Definition

On dit qu'une variable aléatoire X suit une **loi uniforme discrète** lorsqu'elle prend ses valeurs dans  $\{1, \ldots, n\}$  avec des probabilités élémentaires identiques. Puisque la somme des ces dernières doit valoir 1, on en déduit qu'elles doivent toutes être égales à un 1/n:

$$\forall k = 1 \dots n, \ \mathbb{P}[X = k] = \frac{1}{n}.$$

# Loi uniforme, paramétres

### Proposition (Espérance et variance)

On calcule aisément

$$\mathbb{E}[X]=\frac{n+1}{2},$$

$$\mathbb{E}[X] = \frac{n+1}{2},$$

$$V(X) = \frac{n^2 - 1}{12}.$$

### Preuve:

$$\mathbb{E}[X] = 1 \cdot \frac{1}{n} + 2 \cdot \frac{1}{n} + 3 \cdot \frac{1}{n} + \dots + n \cdot \frac{1}{n},$$

$$= \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^{n} k,$$

$$= \frac{1}{n} \cdot \frac{n(n+1)}{2},$$

$$= \frac{n+1}{2}.$$

 $\sum_{k=1}^{n} k = \frac{n(n+1)}{2}$  est la somme des premiers termes d'une suite arithmétique de raison 1 de premier terme 1.

### Preuve:

$$\mathbb{E}[X^2] = 1^2 \cdot \frac{1}{n} + 2^2 \cdot \frac{1}{n} + 3^2 \cdot \frac{1}{n} + \dots + n^2 \cdot \frac{1}{n},$$

$$= \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^{n} k^2,$$

$$= \frac{1}{n} \cdot \frac{n(n+1)(2n+1)}{6},$$

$$= \frac{(n+1)(2n+1)}{6}.$$

 $\sum_{k=1}^{n} k^2 = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6}$  est un résultat classique qui se démontre par récurrence.

### Preuve:

Ainsi,

$$V[X] = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2,$$

$$= \frac{(n+1)(2n+1)}{6} - \frac{(n+1)^2}{4},$$

$$= (n+1) \left[ \frac{2n+1}{6} - \frac{n+1}{4} \right],$$

$$= (n+1) \left[ \frac{4n+2-3n-3}{12} \right],$$

$$= (n+1) \frac{n-1}{12},$$

$$= \frac{n^2-1}{12}.$$

# Loi uniforme, exemple

#### Exemple:

X = résultat d'un jet de dé à six faces non-pipé.

Les n = 6 modalités possibles,  $x_1 = 1$ ,  $x_2 = 2$ ,  $x_3 = 3$ ,  $x_4 = 4$ ,

 $x_5=5,\,x_6=6,\,$  ont toutes pour probabilité élémentaire 1/6 :

$$\forall k = 1 \dots 6, \ \mathbb{P}[X = k] = \frac{1}{6}$$

et on peut calculer  $\mathbb{E}[X] = \frac{7}{2}$ ;  $V[X] = \frac{35}{12}$ .

### Loi de Bernoulli

#### Definition

Cette loi est celle de toute variable aléatoire X modélisant une expérience dont l'issue ne possède que deux alternatives de type "succès ou échec", "vrai ou faux", "marche ou arrêt", pile ou face", etc. Un succès est représenté par l'évènement  $\{X=1\}$  tandis que  $\{X=0\}$  correspond à un échec  $X(\Omega)=\{0;1\}$ . Puisque l'on a  $\mathbb{P}[X=0]=1-\mathbb{P}[X=1]$ , la loi de X ne dépend que d'un paramètre (la probabilité de succès) ; on parle alors de la loi de Bernoulli de paramètre p caractérisée par

$$\mathbb{P}[X = 1] = p,$$
  
 $\mathbb{P}[X = 0] = 1 - p.$ 

Loi uniforme Loi de Bernoulli Loi binomiale Loi de Poisson

# Exemple de base

On joue au Pile ou Face

Loi uniforme Loi de Bernoulli Loi binomiale Loi de Poisson

# Exemple de base

On joue au Pile ou Face avec proba p de tomber sur Pile (et donc 1 – p de tomber sur Face).

# Exemple de base

On joue au Pile ou Face avec proba p de tomber sur Pile (et donc 1 -p de tomber sur Face). Soit

$$X = \begin{cases} 1 & \text{si on obtient Pile} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

# Exemple de base

On joue au Pile ou Face avec proba p de tomber sur Pile (et donc 1 -p de tomber sur Face). Soit

$$X = \begin{cases} 1 & \text{si on obtient Pile} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

alors X suit une Bernoulli(p).

### Paramétres d'une Bernoulli

### Proposition (Espérance et variance)

$$\mathbb{E}[X] = p,$$

$$V[X] = p(1 - p).$$

## Loi Binomiale : définition intuitive

### Loi Binomiale : définition intuitive

Une v.a suit une loi binomiale, si elle compte le nombre de succès obtenus lors de la répétition indépendante de plusieurs expériences aléatoires identiques ayant 2 issues : succès et échec.

## Loi Binomiale : définition intuitive

Une v.a suit une loi binomiale, si elle compte le nombre de succès obtenus lors de la répétition indépendante de plusieurs expériences aléatoires identiques ayant 2 issues : succès et échec.

Cette loi de probabilité discrète est donc décrite par deux paramètres :

- *n* le nombre d'expériences réalisées,
- p la probabilité de succès.

## Loi Binomiale: définition intuitive

Une v.a suit une loi binomiale, si elle compte le nombre de succès obtenus lors de la répétition indépendante de plusieurs expériences aléatoires identiques ayant 2 issues : succès et échec.

Cette loi de probabilité discrète est donc décrite par deux paramètres :

- *n* le nombre d'expériences réalisées,
- p la probabilité de succès.

Conséquence :  $X : \Omega \rightarrow \{0, 1, 2, ..., n\}$ 



## Loi Binomiale : définition intuitive

Une v.a suit une loi binomiale, si elle compte le nombre de succès obtenus lors de la répétition indépendante de plusieurs expériences aléatoires identiques ayant 2 issues : succès et échec.

Cette loi de probabilité discrète est donc décrite par deux paramètres :

- n le nombre d'expériences réalisées,
- p la probabilité de succès.

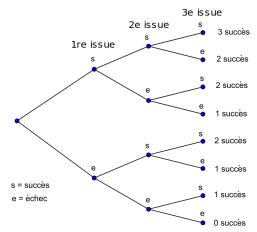
Conséquence :  $X : \Omega \rightarrow \{0, 1, 2, ..., n\}$ 

Notation :  $X \sim Binomiale(n, p)$ 



# Exemple

On joue 3 fois à un pile ou face.



## Loi binomiale

#### Definition

La **loi binomiale** est la loi de probabilité d'une variable aléatoire représentant une série d'épreuves de Bernoulli possédant les propriétés suivantes :

- Chaque épreuve donne lieu à deux éventualités exclusives de probabilités constantes p et q = 1 p.
- Les épreuves répétées sont indépendantes les unes des autres.
- 3 La variable aléatoire X correspondante prend pour valeur le nombre de succès dans une suite de n épreuves.

## Loi binomiale

Cette loi est donc caractérisée par deux paramètres : n et p.

## Loi binomiale

Cette loi est donc caractérisée par deux paramètres : n et p. Lors d'une telle expérience, on dit que X suit une binomiale  $\mathcal{B}(n,p)$ , à valeurs dans  $X(\Omega) = \{0,1,2,\ldots,n\}$ .

# Exemple de base

On joue *n* fois au pile ou face.

# Exemple de base

On joue *n* fois au pile ou face. Pour  $1 \le i \le n$ , on pose

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{si on obtient Pile} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$
 au  $i^{\text{i\'eme}}$  lancés.

# Exemple de base

On joue *n* fois au pile ou face. Pour  $1 \le i \le n$ , on pose

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{si on obtient Pile} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$
 au  $i^{\text{i\'eme}}$ lancés.

Soit *Y* le nombre de "Piles" obtenus au cours des n lancers indépendants de la pièce.

# Exemple de base

On joue n fois au pile ou face. Pour  $1 \le i \le n$ , on pose

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{si on obtient Pile} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$
 au  $i^{\text{i\'eme}}$ lancés.

Soit Y le nombre de "Piles" obtenus au cours des n lancers indépendants de la pièce.

Alors,

$$Y = X_1 + X_2 + ... + X_n$$

et Y suit une loi binomiale  $\mathcal{B}(n,p)$ .

## Autre manière de voir une binomiale

#### Théorème

Si Y peut s'écrire ainsi :

$$Y = X_1 + \cdots + X_k + \cdots + X_n$$

où les  $X_k$  sont des variables aléatoires de Bernoulli indépendantes de paramètre p, correspondant au succès d'une seule épreuve de pile ou face. Alors Y suit une loi binomiale  $\mathcal{B}(n,p)$ .

Pour déterminer les probabilités des événements élémentaires d'une variable aléatoire suivant une loi binomiale, il nous faut tout d'abord déterminer le nombre de possibilités d'obtenir k succès au cours de n épreuves.

Pour déterminer les probabilités des événements élémentaires d'une variable aléatoire suivant une loi binomiale, il nous faut tout d'abord déterminer le nombre de possibilités d'obtenir k succès au cours de n épreuves.

Il s'agit de déterminer le nombre de *combinaisons* (non ordonnées) de k objets pris parmi n, avec bien sûr  $k \le n$ . Les combinaisons sont non ordonnées car seul importe d'avoir k objets (succès pour nous) et non pas à quel(s) tirage(s) ces succès ont eu lieu. On connaît le nombre de possibilités de k succès et k échec, k il suffit de les multiplier par les probabilités de succès et d'échec pour obtenir la loi binomiale. On a donc :

# Calcul des probabilités d'une binomiale

#### **Proposition**

Les probabilités élémentaires d'une variable aléatoire X suivant une loi binomiale  $\mathcal{B}(n,p)$  sont données pour tout nombre de succès  $k=1\ldots n$  par :

$$\mathbb{P}[X=k]=C_n^k\cdot p^k\cdot (1-p)^{n-k}.$$

#### Remarque

On a bien, en utilisant la formule du binome,

$$\sum_{k=0}^{n} \mathbb{P}[X = k] = \sum_{k=0}^{n} C_{n}^{k} \cdot p^{k} \cdot (1 - p)^{n-k}$$
- 1

## Paramètres d'une binomiale

### Proposition (Espérance et variance)

$$\mathbb{E}[X] = np,$$

$$V[X] = np(1-p).$$

### Preuve:

On a l'écriture  $X = X_1 + X_2 + \cdots + X_k + \cdots + X_n$ , ou les  $X_k$  sont n variables aléatoires de Bernoulli *indépendantes*. On a en effet par linéarité de l'espérance

$$\mathbb{E}[X] = \mathbb{E}[X_1] + \mathbb{E}[X_2] + \cdots + \mathbb{E}[X_k] + \cdots + \mathbb{E}[X_n] = n \cdot \mathbb{E}[X_1] = n \cdot \rho$$

et par indépendance des variables aléatoires  $(X_k)_{k=1...n}$ 

$$V[X] = V[X_1] + V[X_2] + \dots + V[X_k] + \dots + V[X_n] = n \cdot V[X_1] = n \cdot p \cdot (1 - p)$$

## Loi de Poisson

Cette loi peut modéliser les événements rares. Par exemple, elle peut modèliser le nombre d'appels reçus par un standard téléphonique, le nombre de voyageurs se présentant à un guichet dans la journée, etc. Pour des raisons tues ici, elle s'exprime à l'aide de la fonction exponentielle et dépend d'un paramètre  $\lambda>0$ , qui correspond au nombre moyen d'occurence du phénomène observé pendant la durée donnée. Plus formellement :

## Loi de Poisson

Cette loi peut modéliser les événements rares. Par exemple, elle peut modèliser le nombre d'appels reçus par un standard téléphonique, le nombre de voyageurs se présentant à un guichet dans la journée, etc. Pour des raisons tues ici, elle s'exprime à l'aide de la fonction exponentielle et dépend d'un paramètre  $\lambda>0$ , qui correspond au nombre moyen d'occurence du phénomène observé pendant la durée donnée. Plus formellement :

#### Definition

Une variable aléatoire X suit une **loi de Poisson de paramêtre**  $\lambda > 0$ , notée  $\mathcal{P}(\lambda)$  lorsque  $X(\Omega) = \mathbb{N}$  et pour tout  $k \in \mathbb{N}$ 

$$\mathbb{P}[X=k] = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

# paramètre d'une loi de poisson

#### Proposition (Espérance et variance)

$$\mathbb{E}[X] = \lambda,$$

$$V[X] = \lambda$$
.

# paramètre d'une loi de poisson

### Proposition (Espérance et variance)

$$\mathbb{E}[X] = \lambda$$
,

$$V[X] = \lambda.$$

Bon exercice : démontrer cette propriété!

# Exemple:

Si on sait qu'en général un standard téléphonique reçoit 20 appels dans la journée et que l'on peut modéliser le nombre aléatoire d'appels par une loi de Poisson, on pourra calculer la probabilité d'avoir k appels, pour tout k, à l'aide des formules données par une loi de Poisson  $\mathcal{P}(20)$ .

# Exemple:

Si on sait qu'en général un standard téléphonique reçoit 20 appels dans la journée et que l'on peut modéliser le nombre aléatoire d'appels par une loi de Poisson, on pourra calculer la probabilité d'avoir k appels, pour tout k, à l'aide des formules données par une loi de Poisson  $\mathcal{P}(20)$ .

#### Remarque

Dans la pratique, des tables donnant les probabilités élémentaires pour différentes valeurs du paramètre sont disponibles et peuvent être utilisées.

# Approximation d'une binomiale par une poisson

#### **Proposition**

Soit  $X_n$  des v.a telle que  $X_n \sim \mathcal{B}(n, p_n)$  et  $Y \sim \mathcal{P}(\lambda)$  alors pour tout  $0 \le k \le n$ , on a

$$si \lim_{n \to +\infty} np_n = \lambda, \ alors \lim_{n \to +\infty} \mathbb{P}(X_n = k) = \mathbb{P}(Y = k)$$

On dit que  $X_n$  converge en loi vers la loi de Poisson et on écrit :

$$X_n \xrightarrow[n \to \infty]{\mathcal{L}} Y$$



# idée de preuve :

On a:

$$\mathbb{P}(X_{n} = k) = C_{n}^{k} p_{n}^{k} (1 - p_{n})^{n-k} 
= \frac{n(n-1)...(n-k+1)}{k!} \frac{p_{n}^{k}}{(1-p_{n})^{k}} (1-p_{n})^{n} 
\simeq \frac{n(n-1)...(n-k+1)}{n^{k}} \frac{\lambda^{k}}{k!} \frac{1}{(1-\frac{\lambda}{n})^{k}} (1-\frac{\lambda}{n})^{n} 
\simeq \frac{\lambda^{k}}{k!} e^{-\lambda}$$

### Utilisation pratique de cette approximation

Si X suit une Binomiale(n, p), avec n grand  $(n \ge 30)$  et p petit  $(p \le 0, 1)$ .

#### Utilisation pratique de cette approximation

Si X suit une Binomiale(n, p), avec n grand  $(n \ge 30)$  et p petit  $(p \le 0, 1)$ .

Alors,

pour tout 
$$k \ge 0$$
,  $\mathbb{P}(X = k) \simeq \mathbb{P}(Y = k)$ ,

où *Y* suit une loi de Poisson de paramétre  $\lambda = n \times p$ .

#### Utilisation pratique de cette approximation

Si X suit une Binomiale(n, p), avec n grand  $(n \ge 30)$  et p petit  $(p \le 0, 1)$ .

Alors,

pour tout 
$$k \geq 0$$
,  $\mathbb{P}(X = k) \simeq \mathbb{P}(Y = k)$ ,

où *Y* suit une loi de Poisson de paramétre  $\lambda = n \times p$ .

Concrétement, on s'autorise donc l'approximation suivante :

$$\mathbb{P}(X=k)\simeq \frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}.$$

