

泊松分布（Poisson distribution）



附近的用户
要鼓起勇气啊，喜欢就去表白呀～

57 人赞同了该文章

🌸 · 2 · ❤ 安安静静的记录心理学，专栏只发表自己深刻理解后的知识，可添加关注私聊

会认真做好一件事，再次感谢大家的戳入

以下为正文：

🌸 泊松分布（Poisson distribution）

可参考关联选项：[统计与概率学](#)、[离散概率分布](#)、[正态分布](#)、[心理学](#)

可解释的现象：记录观察



泊松分布（法语：loi de Poisson，英语：Poisson distribution）又称Poisson分布、帕松分布、布瓦松分布、布阿松分布、普阿松分布、波以松分布、卜氏分布、帕松小数法则（Poisson law of small numbers），是一种统计与概率学里常见到的离散概率分布，由法国数学家西莫恩·德尼·泊松在1838年时发表。

泊松分布适合于描述单位时间内随机事件发生的次数的概率分布。如某一服务设施在一定时间内受到的服务请求的次数，电话交换机接到呼叫的次数、汽车站台的候客人数、机器出现的故障数、自然灾害发生的次数、DNA序列的变异数、放射性原子核的衰变数、激光的光子数分布等等。

泊松分布的概率质量函数为：

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

泊松分布的参数λ是单位时间（或单位面积）内随机事件的平均发生率。

记号

若 X 服从参数为 λ 的泊松分布，记为 $X \sim \pi(\lambda)$ ，或记为 $X \sim Pois(\lambda)$ 。

性质

- 服从泊松分布的**随机变量**，其**数学期望**与**方差**相等，同为参数 λ ： $E(X) = V(X) = \lambda$
- 两个独立且服从泊松分布的**随机变量**，其和仍然服从泊松分布。更精确地说，若 $X \sim Poisson(\lambda_1)$ 且 $Y \sim Poisson(\lambda_2)$ ，则 $X + Y \sim Poisson(\lambda_1 + \lambda_2)$ 。
- 其**矩生成函数**为：

$$M_X(t) = E[e^{tX}] = \sum_{x=0}^{\infty} e^{tx} \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{(e^t \lambda)^x}{x!} = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

推导

期望值：(倒数第三至第二是使用泰勒展开式)



$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{i=0}^{\infty} i P(X=i) \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} i \frac{e^{-\lambda} \lambda^i}{i!} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^{i-1}}{(i-1)!} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} \\ &= \lambda e^{-\lambda} e^{\lambda} \\ &= \lambda \\ E(X^2) &= \sum_{i=0}^{\infty} i^2 P(X=i) \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} i^2 \frac{e^{-\lambda} \lambda^i}{i!} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{i \lambda^{i-1}}{(i-1)!} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{(i-1)!} \frac{d}{d\lambda} (\lambda^i) \\ &= \lambda e^{-\lambda} \frac{d}{d\lambda} [\sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^i}{(i-1)!}] \\ &= \lambda e^{-\lambda} \frac{d}{d\lambda} [\lambda \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^{i-1}}{(i-1)!}] \\ &= \lambda e^{-\lambda} \frac{d}{d\lambda} (\lambda e^{\lambda}) = \lambda e^{-\lambda} (e^{\lambda} + \lambda e^{\lambda}) = \lambda + \lambda^2 \end{aligned}$$

我们可以得到: $Var(X) = (\lambda + \lambda^2) - \lambda^2 = \lambda$

如同性质: $E(X) = Var(X) = \lambda, \sigma_X = \sqrt{\lambda}$

泊松分布的来源（泊松小数定律）

在二项分布的伯努利试验中，如果试验次数n很大，二项分布的概率p很小，且乘积λ= np比较适合，则事件出现的次数的概率可以用泊松分布来逼近。事实上，二项分布可以看作泊松分布在离散时间上的对应物。

证明如下。首先，回顾e的定义：

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n = e^{-\lambda},$$

二项分布的定义：

$$P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}.$$

如果令 $p = \lambda/n$, n趋于无穷时P的极限：

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} P(X=k) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n!}{(n-k)!k!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \underbrace{\left[\frac{n!}{n^k (n-k)!}\right]}_P \underbrace{\left(\frac{\lambda^k}{k!}\right)}_{\rightarrow \exp(-\lambda)} \underbrace{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k}}_{\rightarrow 1} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \underbrace{\left[\left(1 - \frac{1}{n}\right) \left(1 - \frac{2}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right)\right]}_{\rightarrow 1} \underbrace{\left(\frac{\lambda^k}{k!}\right) \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}_{\rightarrow \exp(-\lambda)} \underbrace{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k}}_{\rightarrow 1} \\ &= \left(\frac{\lambda^k}{k!}\right) \exp(-\lambda) \end{aligned}$$

最大似然估计（MLE）

给定n个样本值ki，希望得到从中推测出总体的泊松分布参数λ的估计。为计算最大似然估计值，列出对数似然函数：

$$\begin{aligned} L(\lambda) &= \ln \prod_{i=1}^n f(k_i \mid \lambda) \\ &= \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{e^{-\lambda} \lambda^{k_i}}{k_i!} \right) \\ &= -n\lambda + \left(\sum_{i=1}^n k_i \right) \ln(\lambda) - \sum_{i=1}^n \ln(k_i!). \end{aligned}$$

$$\frac{d}{d\lambda} L(\lambda) = 0 \iff -n + \left(\sum_{i=1}^n k_i \right) \frac{1}{\lambda} = 0.$$

解得λ从而得到一个驻点（stationary point）：

$$\hat{\lambda}_{MLE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n k_i.$$

检查函数L的二阶导数，发现对所有的λ与ki大于零的情况二阶导数都为负。因此求得的驻点是对数似然函数L的极大值点：

$$\frac{\partial^2 L}{\partial \lambda^2} = \sum_{i=1}^n -\lambda^{-2} k_i$$



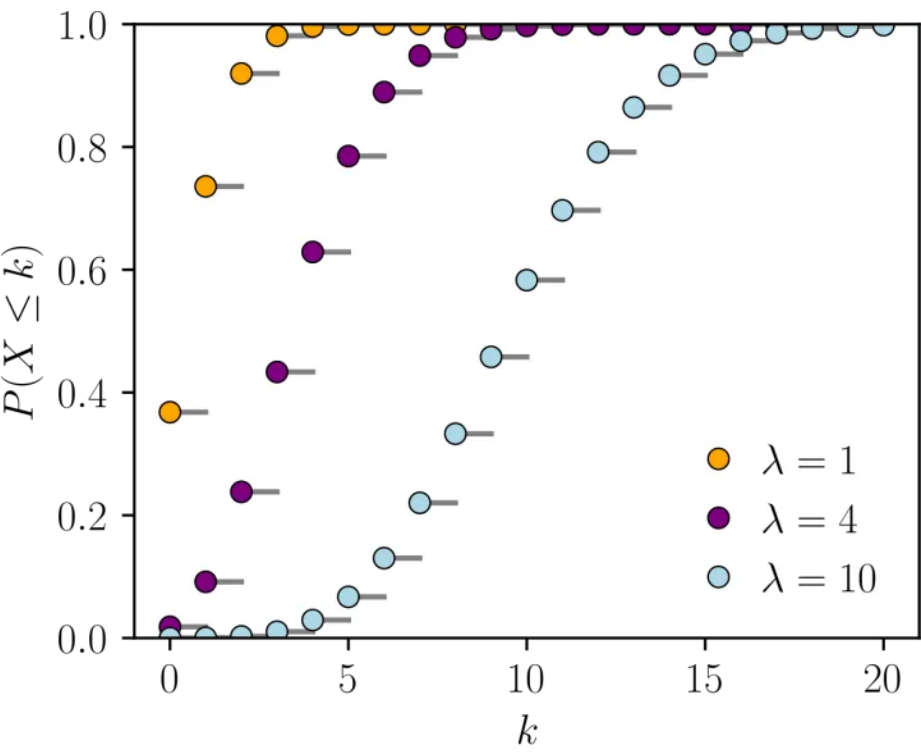
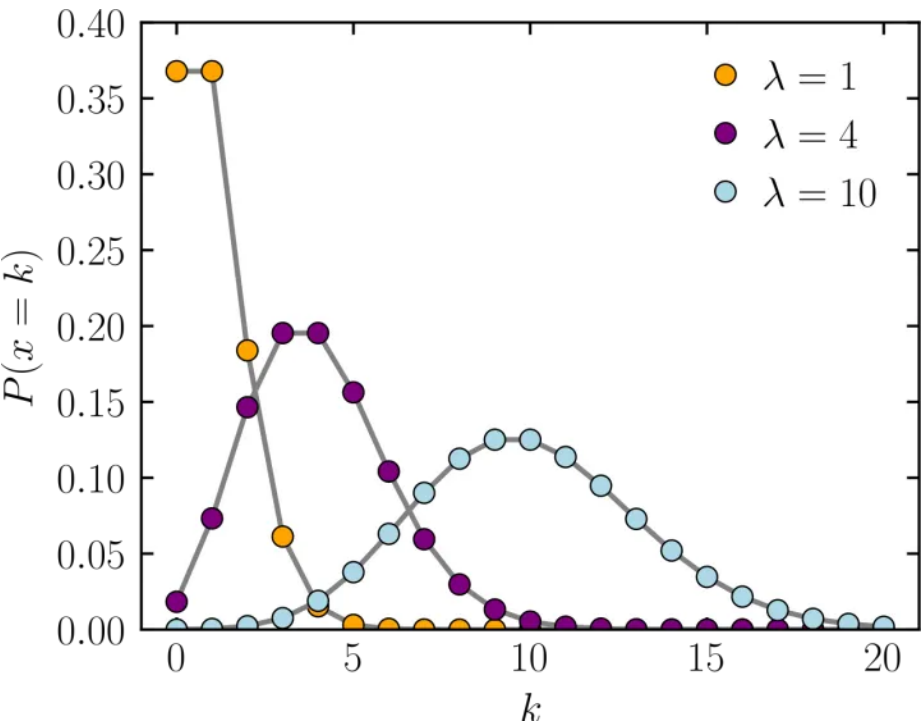
一个用来生成随机泊松分布的数字（伪随机数抽样）的简单算法，已经由高德纳给出（见下文参考）：

```
algorithm poisson random number (Knuth):
  init:
    Let  $L \leftarrow e^{-\lambda}$ ,  $k \leftarrow 0$  and  $p \leftarrow 1$ .
  do:
     $k \leftarrow k + 1$ .
    Generate uniform random number  $u$  in  $[0,1]$  and let  $p \leftarrow p \times u$ .
  while  $p > L$ .
  return  $k - 1$ .
```

尽管简单，但复杂度是线性的，在返回的值 k ，平均是 λ 。还有许多其他算法来克服这一点。有些人由Ahrens和Dieter给出，请参阅下面的参考资料。同样，对于较大的 λ 值， $e^{-\lambda}$ 可能导致数值稳定性问题。对于较大 λ 值的一种解决方案是拒绝采样，另一种是采用泊松分布的高斯近似。

对于很小的 λ 值，逆变换取样简单而且高效，每个样本只需要一个均匀随机数 u 。直到有超过 u 的样本，才需要检查累积概率。

```
algorithm Poisson generator based upon the inversion by sequential search:
  init:
    Let  $x \leftarrow 0$ ,  $p \leftarrow e^{-\lambda}$ ,  $s \leftarrow p$ .
    Generate uniform random number  $u$  in  $[0,1]$ .
  do:
     $x \leftarrow x + 1$ .
     $p \leftarrow p * \lambda / x$ .
     $s \leftarrow s + p$ .
  while  $u > s$ .
  return  $x$ .
```





写下你的评论...

5 条评论

默认 最新



凌德

如果 $p \cdot n = 1$ ，当 n 足够大时，应该服从 $\lambda = 1$ 的泊松分布，但由中心极限定理，它应该近似服从正态分布，这两者的差距显然是较大的，这是为什么啊

2



Casanova

我的理解是,你说的这个 $p \cdot n$ 等于1那么这个分布的期望也是1，方差也是1对应的。中心极限定理的正态分布为 $N(1,1)$ ，和这个泊松分布在正半轴是差不多的

赞



cfmt-bia

如果概率 p 较大，而实验次数 N 较少，那么就不适合用泊松分布来求解是这样理解吗？

赞



诛心之剑

如果 p 大 n 小，你还用得着泊松分布吗？

2



Master

心理学还有这个😏

赞

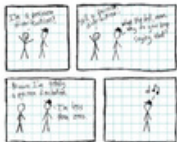
文章被以下专栏收录



心理学Psychology

人类关怀组织，收集黄昏者

推荐阅读



泊松分布 (Poisson Distributions) 的推导

李家伟

关于泊松分布的一些应用--(i)

关键词: 泊松定理 泊松分布 二项分布的近似 特征函数引言: 概率论是一门处理随机现象统计规律性的基础课程，也是一门实用性很强的课程。我们除了熟练掌握课堂及书本上的知识外，还应该学会&…

Gyp007sinh

泊松分布

一个故事：你已经做了10年的自由职业者了。到目前为止，你的平均年收入约为8万美元。今年，你觉得自己陷入了困境，决定要达到6位数。要做到这一点，你需要先计算这一令人兴奋的成就发生的概…

deeph...

发表于deeph...



泊松分布

逆流君