

## المحاضرة 3: أهم قوانين التوزيعات الاحتمالية المتنقعة

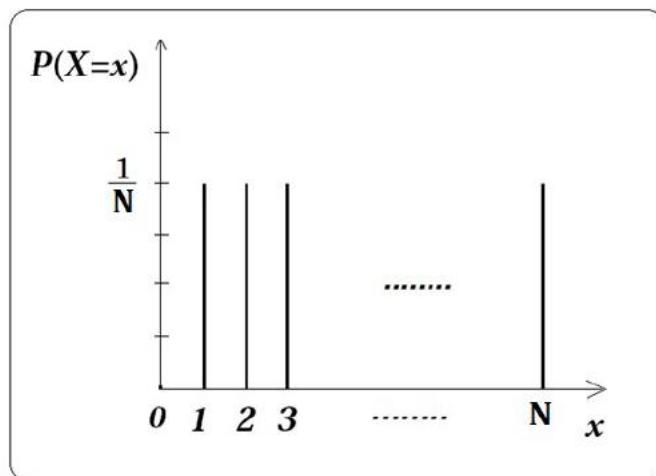
### 1-التوزيع المنتظم (Uniform Distribution)

يعتبر التوزيع المنتظم من أبسط التوزيعات الاحتمالية المتنقعة، حيث يستخدم هذا التوزيع في التجارب التي تكون نتائجها لها نفس الفرصة في الظهور أو الحدوث. فمثلاً عند رمي حجرة نرد مرة واحدة وكان المتغير العشوائي  $X$  يمثل عدد النقاط التي تظهر على وجه حجرة النرد، فإن هذا المتغير العشوائي يتوزع وفق التوزيع المنتظم المتنقطع (المنفصل).

بصفة عامة، إذا كان  $X$  متغير عشوائي متنقطع بدالة احتمال معرفة بالشكل التالي:

$$f(x) = P(X=x) = \begin{cases} \frac{1}{N} & x = 1, 2, 3 \dots N \\ 0 & \text{خلاف ذلك} \end{cases}$$

فإن المتغير العشوائي  $X$  يتوزع وفق التوزيع المتنقطع بمعاملة  $N$ . ويكون التمثيل البياني للتوزيع المنتظم كما يلي:



نظريّة:

إذا كان المتغير العشوائي  $X$  يتبع التوزيع المنتظم المنفصل بمعاملة  $N$  فإن:

$$\mu_X = E(X) = \frac{N+1}{2} \quad \text{التوقع الرياضي}$$

$$\sigma_X^2 = V(X) = \frac{N^2 - 1}{12} \quad \text{التباین}$$

$$m_X(t) = \frac{e^t(e^{Nt} - 1)}{N(e^t - 1)} ; t > 0 \quad \text{الدالة المولدة للعزوم}$$

البرهان:

### المحاضرة 3: أهم قوانين التوزيعات الاحتمالية المقطعة

$$E(X) = \sum_{x=1}^N x \cdot \frac{1}{N} = \frac{1}{N} \cdot \sum_{x=1}^N x = \frac{1}{N} \cdot \frac{N(N+1)}{2} = \frac{N+1}{2}$$

$$\Rightarrow E(X^2) = \sum_{x=1}^N x^2 \cdot \frac{1}{N} = \frac{1}{N} \cdot \sum_{x=1}^N x^2 = \frac{1}{N} \cdot \left[ \frac{N(N+1)(2N-1)}{6} \right] = \frac{(N+1)(2N+1)}{6}$$

$$\begin{aligned} V(X) &= E(X^2) - [E(X)]^2 = \frac{(N+1)(2N+1)}{6} - \left[ \frac{N+1}{2} \right]^2 = \frac{(N+1)(N-1)}{12} \\ &= \frac{N^2 - 1}{12} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} m_x(t) &= E(e^{itx}) = \sum_{x=1}^N e^{itx} \cdot \frac{1}{N} = \frac{1}{N} \sum_{x=1}^N e^{itx} \\ &= \frac{1}{N} \sum_{x=1}^N y^x \quad ; y = e^{it} \\ &= \frac{1}{N} [y + y^2 + \dots + y^N] \\ &= \frac{y}{N} [1 + y + \dots + y^{N-1}] \end{aligned}$$

وحيث أن المجموع داخل القوس يمثل حدود متتالية هندسية منتهية، أساسها  $y$  وأن مجموعها يساوي:

$$\sum_{x=0}^{N-1} y^x = \frac{1-y^N}{1-y}$$

$$m_x(t) = \frac{y}{N} \left( \frac{1-y^N}{1-y} \right) = \frac{e^t(1-e^{Nt})}{N(1-e^t)} = \frac{e^t(e^{Nt}-1)}{N(e^t-1)} \quad ; t > 0$$

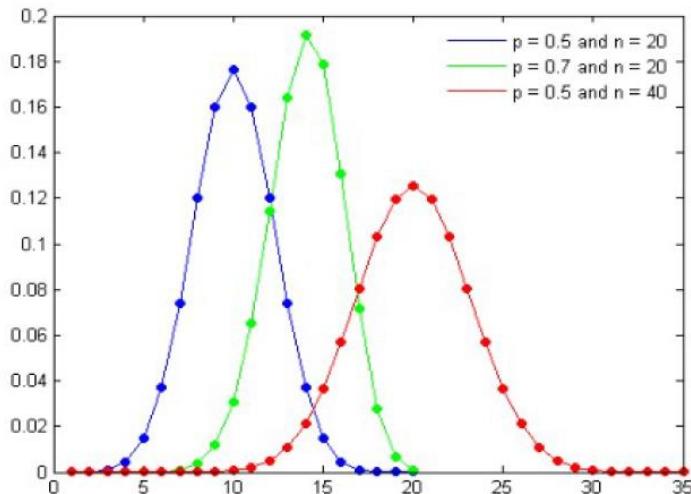
## المحاضرة 3: أهم قوانين التوزيعات الاحتمالية المقطعة

### 2- توزيع ذي الحدين (Binomial Distribution)

تقوم فكرة هذا التوزيع على كيفية حساب الاحتمالات الخاصة بالتجارب التي تكون نتيجتها إما النجاح أو الفشل. فإذا قمنا بإجراء تجربة معينة وكانت نتيجتها هي النجاح أو وقوع الحادث المعين باحتمال قدره  $P$  أو الفشل أو عدم وقوع الحادث باحتمال  $(1-P = q)$ , فإن هذه التجربة تسمى بتجربة أو توزيع برنولي. وإذا قمنا بتكرار هذه التجربة  $n$  مرة فإننا نحصل على ما يعرف بتوزيع تجارب برنولي المتكررة أو توزيع ذي الحدين (Binomial). وفي هذه الحالة إذا كان المتغير العشوائي  $X$  يمثل عدد مرات النجاح عند إجراء  $n$  مرة من التجارب فإن المتغير العشوائي  $X$  يأخذ القيمة  $x$ , حيث عدد مرات النجاح  $x$  تأخذ القيم  $x = 1, 2, 3, \dots, n$  (أما عدد مرات الفشل فيأخذ القيم  $n-x$ ) باحتمال قدره  $P(X = x)$  حيث:

$$f(x) = P(X = x) = \begin{cases} \frac{n!}{x!(n-x)!} P^x (1-P)^{n-x} & ; x = 1, 2, 3, \dots, n \\ 0 & \text{خلاف ذلك} \end{cases}$$

ويكون التمثيل البياني للتوزيع ذي الحدين عند قيم مختلفة بالشكل التالي:



ويظهر من الشكل مايلي:

- إذا كانت  $p = q = \frac{1}{2}$  فإن التوزيع متماض.

- إذا كانت  $p > q$  فإن التوزيع ملتو إلى اليمين (التواء موجب).

- إذا كانت  $p < q$  فإن التوزيع ملتو إلى اليسار (التواء سالب).

وتعتمد دالة الاحتمال للتوزيع ذي الحدين على معلمتين هما  $n$  و  $P$  ويرمز لها اختصارا بـ  $(X \sim b(n, P))$ . ويمكن

حساب القيمة المتوقعة والتباين وأيضا الدالة المولدة للعزوم لهذا التوزيع بحيث:

### المحاضرة 3: أهم قوانين التوزيعات الاحتمالية المتقطعة

$$E(X) = m_x = n \cdot P \quad \text{القيمة المتوقعة}$$

$$\sigma_x^2 = n \cdot P \cdot (1 - P) = npq \quad \text{التباین}$$

$$m_x(t) = (q + qe^t)^n \quad \text{الدالة المولدة للعزوم}$$

البرهان:

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{x=0}^n x \cdot P(X=x) = np \sum_{x=0}^n \frac{(n-1)!}{(x-1)! (n-x)!} \cdot p^{x-1} q^{n-x} \\ &= np(p+q)^{n-1} \\ &= np \end{aligned}$$

ومن تعريف التباین نجد:

$$\sigma_x^2 = V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

ويمكن كتابة  $E(X^2)$  على الشكل التالي:

$$E(X^2) = E[X(X-1)] + E(X)$$

ولكن:

$$\begin{aligned} E[X(X-1)] &= \sum_{x=0}^n x \cdot (x-1) \cdot C_n^x p^x q^{x-n} \\ &= n(n-1)p^2 \sum_{x=2}^n C_{n-2}^{x-2} p^{x-2} q^{n-x} \\ &= n(n-1)p^2(p+q)^{n-2} \\ &= n(n-1)p^2 \end{aligned}$$

إذن:

$$E(X^2) = E[X(X-1)] + E(X) = n(n-1)p^2 + np$$

وبذلك يكون:

$$\sigma_x^2 = V(X) = n(n-1)p^2 + np - n^2p^2 = np(1-p) = npq$$

### المحاضرة 3: أهم قوانين التوزيعات الاحتمالية المتقطعة

وأيضاً من تعريف الدالة المولدة للعزوم لمتغير عشوائي منفصل نجد:

$$m_x(t) = E(e^{tx}) = \sum_{x=0}^n e^{tx} \cdot P(X=x)$$

$$= \sum_{x=0}^n e^{tx} C_n^x p^x q^{n-x}$$

$$= \sum_{x=0}^n C_n^x (pe^t)^x q^{n-x} = (q + pe^t)^n$$

وتجرد الإشارة إلى أن توزيع ذي الحدين له استخدامات عديدة في الحياة العملية مما يجعله من أكثر التوزيعات الإحصائية أهمية ومن أكثرها شيوعاً، ومن هذه التجارب نجد على سبيل المثال نسبة البطالة في المجتمع، نسبة الأممية في المجتمع، نسبة الإنتاج المعيب في مصنع، نجاح أو فشل الطالبة في الامتحانات... الخ.

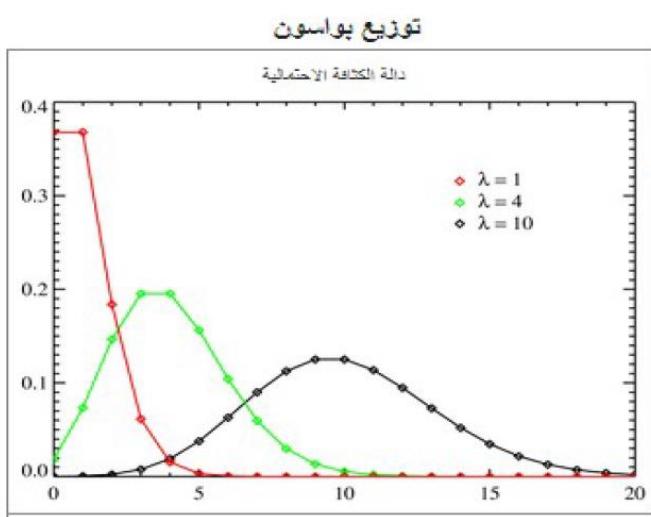
#### 3- توزيع بواسون (Poisson Distribution)

نقول بأنّ للمتغير العشوائي  $X$  يتبع توزيع بواسون بالوسطي  $\lambda$  إذا كان  $f(x)$  دالة الاحتمال التالية:

$$f(x) = P(X=x) = \begin{cases} \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} & ; x = 0, 1, 2, \dots \\ 0 & \text{خلاف ذلك} \end{cases}$$

ويرمز اختصاراً للمتغير العشوائي  $X$  يتبع توزيع بواسون بـ  $\sim \text{泊松}(\lambda)$ .

ويكون التمثيل البياني لتوزيع بواسون عند قيم مختلفة بالشكل التالي:



### المحاضرة 3: أهم قوانين التوزيعات الاحتمالية المتقطعة

نظريّة:

إذا كان المتغير العشوائي  $X$  يتوزع وفق توزيع بواسون فإن التوقع الرياضي والتباين سوف يكون مساو إلى:

$$\mu_X = E(X) = \lambda$$

$$\sigma_X^2 = V(X) = \lambda$$

البرهان:

من تعريف القيمة المتوقعة نجد:

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{x=0}^{\infty} x \cdot P(X=x) \\ &= \sum_{x=0}^{\infty} x \cdot \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^x}{x!} \\ &= e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{x \cdot \lambda^x}{x(x-1)!} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x}{(x-1)!} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda \cdot \lambda^{x-1}}{(x-1)!} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{y=0}^{\infty} \frac{\lambda^y}{y!} \quad ; y = (x-1) \\ &= \lambda e^{-\lambda} e^{\lambda} \\ &= \lambda \end{aligned}$$

أيضاً:

$$\begin{aligned} E[X(X-1)] &= \sum_{x=1}^{\infty} x(x-1) \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} \\ &= e^{-\lambda} \sum_{x=2}^{\infty} \frac{x}{x} \frac{(x-1)\lambda^2 \lambda^{x-2}}{(x-1)(x-2)!} \\ &= e^{-\lambda} \lambda^x \sum_{x=2}^{\infty} \frac{\lambda^{x-2}}{(x-2)!} = e^{-\lambda} \lambda^2 \sum_{y=2}^{\infty} \frac{\lambda^y}{y!} = \lambda^2 \end{aligned}$$

نقدم فيما يلي بعض الأمثلة التي يكون فيها المتغير العشوائي يتبع توزيع بواسون:

- العدد العشوائي للأشخاص الذين يصلون لمركز البريد خلال ساعة واحدة.
- العدد العشوائي للمكالمات الهاتفية التي تصل إلى مركز الشرطة في يوم واحد.
- العدد العشوائي للولادات التي تحصل في الأسبوع الأول من كل شهر في مستشفى معين.
- العدد العشوائي لحوادث المرور في مدينة ما خلال أسبوع.