

جامعة لونيبي علي البلدية2
كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير
الشهيد طالب عبد الرحمان

قسم العلوم الاقتصادية
السداسي الأول

محاضرات في مقياس إحصاء 03

موجهة لفائدة طلبة السنة الثانية ليسانس فرع: علوم اقتصادية

nasreddine.touat@gmail.com

د. توات نصرالدين

الموسم الجامعي: 2022/2021

البرنامج:

المحور الاول: المتغيرات العشوائية المنقطعة وتوزيعاتها الاحتمالية

أولاً: المتغيرات العشوائية المنقطعة

ثانياً: أهم التوزيعات الاحتمالية للمتغيرات العشوائية المنقطعة

المحور الثاني: المتغيرات العشوائية المستمرة وتوزيعاتها الاحتمالية

أولاً: المتغيرات العشوائية المستمرة

ثانياً: أهم التوزيعات الاحتمالية للمتغيرات العشوائية المستمرة

المحور الثالث: نظرية توزيع المعاينة

أولاً: المجتمع والعينة

ثانياً: توزيع المعاينة للمتوسطات

ثالثاً: توزيع المعاينة للنسبة

رابعاً: توزيع المعاينة للفروق والمجاميع

الملاحق

أولاً: السلسلة رقم 01

ثانياً: السلسلة رقم 02

ثالثاً: السلسلة رقم 03

المحور الأول: المتغيرات العشوائية المنفصلة وتوزيعاتها الاحتمالية

عند النظر لحكمة متغير يجب التفرقة بين نوعين من المتغيرات: العادية والعشوائية.

أ/ المتغير العادي: هو ذلك المتغير الذي تتغير قيمته ضمن الحدود المفروضة عليه والمعروفة مسبقاً، حيث يأخذ هذا المتغير قيمة لا يغير لأحد هامرة أخرى أي أن قيمته تتغير بشكل حتمي.
مثلاً: عمر الإنسان، القائمة ... الخ

ب/ المتغير العشوائي: هو المتغير الذي يتغير ضمن حدود معروفة ومعيّنة ولكن بشكل غير منتظم، حيث إذا أخذ قيمة يمكن أن يأخذها مرة أخرى.
مثلاً: رمي قطعة نرد أو نقود، سحب كرات مختلفة من كيس ... الخ
وهي تنقسم إلى قسمين:

- متغيرات عشوائية مستمرة (المتصلة)
- متغيرات عشوائية منفصلة (المنفصلة)

1/ تعريف المتغيرات العشوائية المنفصلة

تسمى أيضاً بالمتغيرات العشوائية المنفصلة، وهي التي تأخذ عدداً منتهيًا من القيم الممكنة في مجال مختلف.

كما تعرف بأنها ذلك المتغير الذي يأخذ قيمًا منفصلة أو مجالات غير متلاصقة ضمن مجال عام معين، مثل عدد الأهداف المسجلة، النتيجة المحصل عليها عند رمي قطعة نرد أو نقود ... الخ

يكون المتغير العشوائي منوطاً إذا كان يحتوي على مجموعة منتهية أو غير منتهية محدودة من النقاط.

2/ الخصائص

ليكن X متغيراً عشوائياً منوطاً يأخذ القيم الممكنة والمدرّبة ترتيباً تصاعدياً التالية: $x_1, x_2, \dots, x_n$ حيث أن $P(X=x_i)$ الاحتمالات المقابلة لكل قيمة من قيمه، بشرط:

$$\begin{cases} 1 - 0 \leq P(X=x_i) < 1 \\ \sum P(X=x_i) = 1 \end{cases}$$

3- قانون التوزيع الاحتمال للمتغير عشوائي منقطع

هو مجموعة القيم الممكنة مع الاحتمالات المرتبطة بقيم المتغيرة، نرسم للمتغيرة جرد كبير (X) وللقيم التي تأخذها المتغيرة جرد صغير (x).

ومن أجل الوصول إلى القانون تتبع الخطوات التالية:

* نقوم بإجراء تجربة على المتغير المدروس من خلال تكرارها عدة مرات (رمي قطعة نرد، X_i هي عدد الأوجه) وهذا لجمع القياسات الإحصائية الممكنة للمتغير.

* وضع ترتيب تصاعدي للقيم الممكنة.

* حساب أو تحديد إمكانية ظهور كل قيمة من هذه القيم وذلك بإجراء التجربة بين عددا للحالات الممكنة (h_i) وعددا للحالات الممكنة (N).

$$P_i = \frac{h_i}{N}$$

* نضع العرض الجرد للقيم المتحصل عليها وإمكانات ظهورها.

X_i	X_1	X_2	-----	X_n
$P(X_i)$	P_1	P_2	-----	P_n

مثال 1: في تجربة القاء حجر النرد مرة واحدة وسنرمي الوجه الذي يسقط عليه الحجر متغير عشوائي X.

حيث:

$$h = \text{عدد الأوجه} = 6$$

$$n = \text{عدد الترميمات} = 1$$

$$h^m = 6^1 = 6 \quad (\text{القيم التي يأخذها})$$

ونكتب:

$$P(X=1) = f(1) = \frac{1}{6} \text{ و } P(X=2) = f(2) = \frac{1}{6} \text{ و } \dots \text{ و } P(X=6) = f(6) = \frac{1}{6}$$

X	1	2	3	4	5	6	Σ
P(X)	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	1

من الجدول السابق نلاحظ:

$$\left\{ \begin{array}{l} 1 \geq P(1) = P(2) = P(3) = P(4) = P(5) = P(6) = \frac{1}{6} \geq 0 \\ \sum P(X=x_i) = 1 \end{array} \right.$$

* تحقق الشرطين وبالتالي X متغير عشوائي منقطع

مثال 2: في تجربة رمي قطعة نقود ثلاث مرات

$$n^m = 2^3 = 8$$

n = عدد الأوجه = 2
 m = عدد الرميات = 3

ليكن نوضح عدد الاحتمالات كما يلي:

$$\Omega = \{FFF, FFP, FPF, FPP, PPP, PPF, PFP, PFF\}$$

المكانية ظهور قيم المتغير العشوائي (الوجه أو الرثم) هي $X = 0, 1, 2, 3$.

X	0	1	2	3	Σ
$P(X_i)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$	1

لدينا:

$$\begin{cases} P(0) \geq 1, P(1) \geq 1, P(2) \geq 1, P(3) \geq 1 \\ \text{و} \\ \sum P(X = x_i) = 1 \end{cases}$$

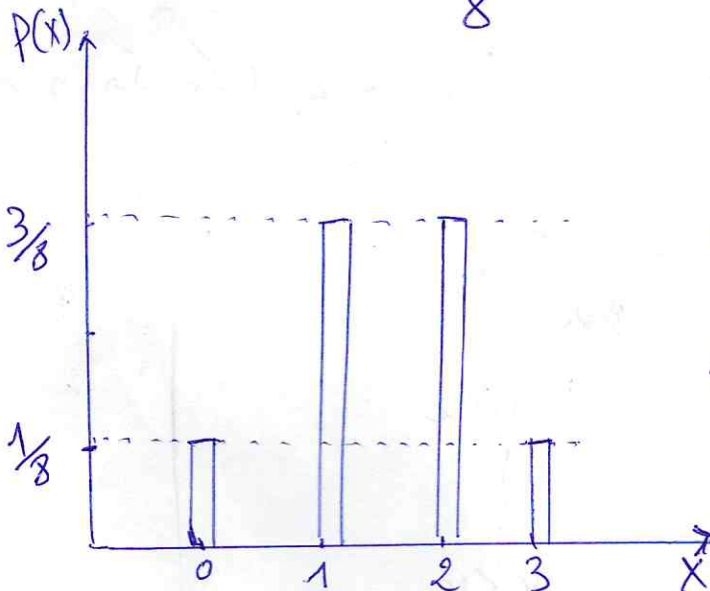
نلاحظ تحقق الشرطين وبالتالي X متغير عشوائي منقطع.
 ملاحظة: يمكن كتابة دالة الكثافة الاحتمالية على الشكل:

$$P(X) = \frac{C_m^x}{n^m} \quad / \quad C_m^x = \frac{m!}{x!(m-x)!}$$

$$P(X) = \frac{C_3^x}{8}$$

في المثال السابق:

الرسم البياني



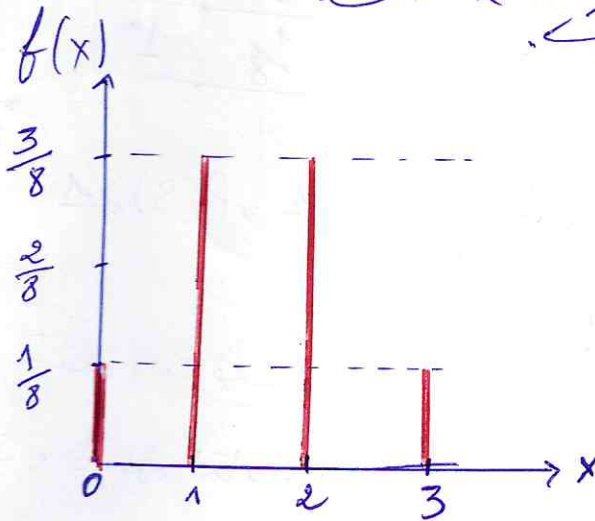
ان الموضع المرات في هذه الدالة يسمى
 موضع الاحتمالات، ويسمى العلاقة التي
 تربط قيم المتغير العشوائي بمكانيته
 ظهورها دالة الكثافة الاحتمالية.

④ دالة الكثافة الاحتمالية $f(x)$ لمغير عشوائي منفصل

عندما نحدد امكانية ظهور عناصر المجموعة الاساسية، تكون قد حددنا تابع على هذا الفرع ساسي يسمى **بقانون التوزيع الاحتمالي**، وهو عبارة عن علاقة رياضية أو جدول إحصائي أو خط بياني، يربط كل منهم بين القيم الممكنة للمتغير العشوائي وامكانية الظهور المرافقة لهذه القيم.

* التمثيل البياني لدالة الكثافة الاحتمالية:

يكون التمثيل من خلال أعمدة متوازية على محور x (وليس على شكل منحني) مثال: نأخذ نقتل المثال رقم 20 الخاص برمي قفصاة السقوط ثلاث مرات.



⑤ دالة التوزيع $F(x)$ لمغير عشوائي منفصل

تسمى كذلك بالدالة التجميعية ورمز لها بـ: $F(x)$ وتكتب على الشكل التالي:

$$F(x) = P(X \leq x_i)$$

ويمكن كتابة هذه الدالة على الشكل التالي:

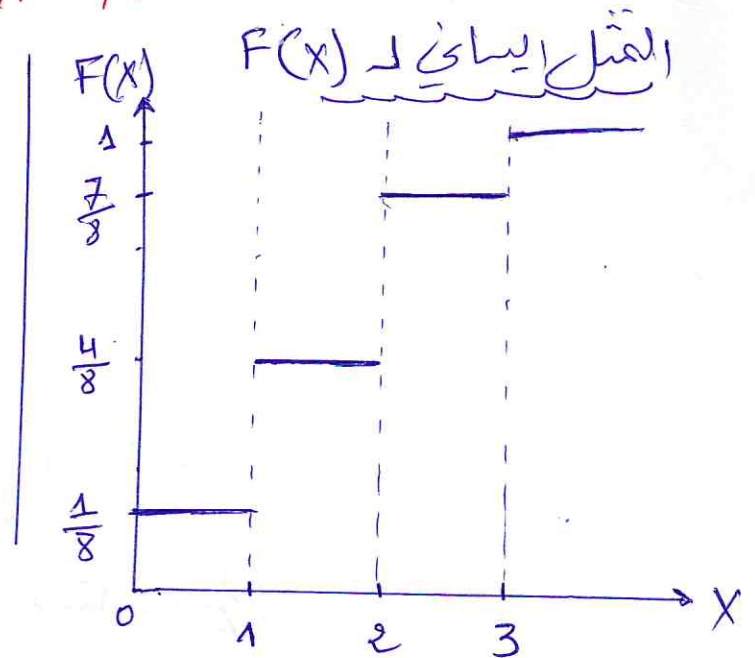
$$F(x) = \begin{cases} 0 & -\infty < x < x_1 \\ f(x_1) & x_1 \leq x_1 \\ f(x_1) + f(x_2) & x_1 < x_2 \\ \vdots & \vdots \\ f(x_1) + f(x_2) + \dots + f(x_n) & x \leq x_n \end{cases}$$

مثال: حالة التوزيع الاحتمالي لرمي قطعة النقود ثلاث مرات

X	0	1	2	3	Σ
P(X _i)	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$	1
F(X _i) = P(X ≤ X _i)	$\frac{1}{8}$	$\frac{4}{8}$	$\frac{7}{8}$	$\frac{8}{8}$	/
	0,125	0,5	0,875	1	

حالة التوزيع الاحتمالي F(X)

$$F(X) = \begin{cases} 0 & -\infty < x < 0 \\ 0,125 & x \leq 0 \\ 0,5 & x \leq 1 \\ 0,875 & x \leq 2 \\ 1 & x \leq 3 \end{cases}$$



⑥ - المميزات العددية للمتغير العشوائي منقطع وفواصلها.
يؤخذ بالمميزات العددية للمتغير العشوائي منقطع تلك التي تدرس النزعة المركزية والشذوذ.

- التوقع أو الأمل الرياضي.
- التباين والانحراف المعياري.

6-1 التوقع أو الأمل الرياضي $\hat{=}$ L'Espérance Mathématique

يعرف بأنه القيمة المتوسطة وهو عبارة عن جداء قيم المتغير العشوائي وإمكانات ظهورها، وتكتب بالشكل التالي:

$$E(X) = \sum_{i=1}^n P(X_i) \cdot X_i$$

مثال: التوقع الرياضي لرمي قطعة نقود ثلاث مرات

$$E(X) = (0 \cdot \frac{1}{8}) + (1 \cdot \frac{3}{8}) + (2 \cdot \frac{3}{8}) + (3 \cdot \frac{1}{8}) = 1,5 \quad \boxed{E(X) = 1,5}$$

151

$$1 - E(c) = c$$

$$2 - E(c \cdot x) = c \cdot E(x)$$

$$3 - E(c + x) = c + E(x)$$

$$4 - E(x + y) = E(x) + E(y)$$

$$5 - E(x \cdot y) = E(x) \cdot E(y)$$

حيث أن:

c قيمة ثابتة، و x, y متغيران عشوائيان

ملحظة: عند ما تكون الاحتمالات متساوية للقيم المتغير العشوائي، فإن المتوقع الرياضي هو عبارة عن مجموع قيم المتغير العشوائي على عددها.

$$P(x_1) = P(x_2) = \dots = P(x_n) \Rightarrow E(x) = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}$$

مثال: ثمرين قطعة السرد (الاحتمالات متساوية $\frac{1}{6}$)

$$E(x) = \frac{1+2+3+4+5+6}{6} = 3,5 \quad \boxed{E(x) = 3,5}$$

ولمطبقا القانون العادي نحصل على نفس النتيجة.

$$E(x) = \sum_{i=1}^6 x_i P(x_i) = (1 \cdot \frac{1}{6}) + (2 \cdot \frac{1}{6}) + (3 \cdot \frac{1}{6}) + (4 \cdot \frac{1}{6}) + (5 \cdot \frac{1}{6}) + (6 \cdot \frac{1}{6}) \\ = \frac{1+2+3+4+5+6}{6} = 3,5 \Rightarrow \boxed{E(x) = 3,5}$$

6-2 / التباين La Variance

هو عبارة عن مربع البعد المتوسط للقيمة المركزية أو القيمة المتوقعة، يقيس التباين تشتت قيم المتغير العشوائي حول القيمة المتوقعة لهذا المتغير. ويرمز للتباين بالرمز $V(x)$ ويكتب على الشكل التالي:

$$V(x) = \sum P(x_i) \cdot [x_i - E(x_i)]^2 = E(x^2) - [E(x)]^2$$

$$1 - V(c) = 0$$

$$2 - V(c \cdot x) = c^2 V(x)$$

$$3 - V(c+x) = V(x)$$

$$4 - V(x \pm y) = V(x) + V(y) - 2V(x)V(y)$$

ملاحظة: إذا كان X و Y مستقلين

$$V(x+y) = V(x-y) = V(x) + V(y)$$

مثال * حساب التباين في حالة ره حبر الزدمرة واحدة

$$V(x) = E(x^2) - [E(x)]^2$$

لدينا:

$$E(x) = 3,5$$

$$E(x^2) = \sum x_i^2 P(x_i)$$

$$= (1^2 \cdot \frac{1}{6}) + (2^2 \cdot \frac{1}{6}) + (3^2 \cdot \frac{1}{6}) + (4^2 \cdot \frac{1}{6}) + (5^2 \cdot \frac{1}{6}) + (6^2 \cdot \frac{1}{6}) =$$

$$= \frac{1}{6} + \frac{4}{6} + \frac{9}{6} + \frac{16}{6} + \frac{25}{6} + \frac{36}{6} = \frac{91}{6} = 15,1666$$

$$V(x) = 15,1666 - (3,5)^2 = 2,9166 \rightarrow \boxed{V(x) = 2,9166}$$

* حساب التباين في حالة ره قطعة القود ثلاث مرات

لدينا

$$E(x) = 1,5$$

$$E(x^2) = (0^2 \cdot \frac{1}{8}) + (1^2 \cdot \frac{3}{8}) + (2^2 \cdot \frac{3}{8}) + (3^2 \cdot \frac{1}{8}) = \frac{3+12+9}{8} = 3$$

$$V(x) = 3 - (1,5)^2 = 0,75 \rightarrow \boxed{V(x) = 0,75}$$

L'écart type

6- 3 الانحراف المعياري

ليباري الجذر التربيعي للبيانات وهو عبارة عن الجذر المتوسط
لقيم المتغير العشوائي بالنسبة للقيمة المتوقعة، وهو مقياس من مقياس
التشتت.

$$S(x) = \sqrt{V(x)}$$

مثال :

1- رمي حجر النرد مرة واحدة، لدينا: $V(x) = 29166$
 $S(x) = \sqrt{29166} \rightarrow S(x) = 17078$

2- رمي قطعة النقود ثلاث مرات، لدينا: $V(x) = 0,72$

$$S(x) = \sqrt{0,72} \rightarrow S(x) = 0,8660$$

ثانياً، أهم التوزيعات الاحتمالية المتغيرة العشوائية أسبقية

توجد العديد من التوزيعات الاحتمالية المتغيرة العشوائية المنفصلة، لعل من بينها أهمها:

- * توزيع الشايفي السالب (باسكال).
- * توزيع بواسون.
- * القانون الثلاثي.
- * القانون المتعدد.
- * توزيع وحيد الشكل.
- * توزيع بارنوكي.
- * التوزيع الثنائي (بيروميال).
- * التوزيع فوق الهندسي.
- * التوزيع الهندسي.

وتستخدم هذه التوزيعات في حل العديد من المسائل في مجال السير الصناعي والتجاري وفي الإدارة.

1 - خريطة السحب العشوائي

يتم التفرقة في خريطة السحب الاحتمالي، التي تتبثق منها مجموعة من التوزيعات الاحتمالية، الى السحب بالاعادة والسحب بدون اعادة.

نفرض ان لدينا وعاء يحتوي على N كرة بالون مختلفة: N_1 من اللون الاول، N_2 من اللون الثاني، ...، N_k من اللون k ، حيث ان $P_i = \frac{N_i}{N}$ ، علماً ان: $P_1 + P_2 + \dots + P_k = 1$ ، نقوم بسحب عينة من الكرات حجمها n ، وان n_i هو عدد الكرات من اللون i . ان السحب في هذه الحالة يتم بطريقتين:

- * السحب بدون اعادة (بدون ارجاع)
- * السحب بالاعادة أو ما يسمى بالسحب البرنولي

* السحب بدون اعادة:

ان احتمال ظهور n_i كرة من اللون i عند سحب عينة من الكرات حجمها n هو عبارة عن نسبة بين عدد التوفيقات $N_i^{n_i}$ من N_i وعدد التوفيقات N^{n_i} من N ، ويمكن ان نحال بالشكل التالي:

$$P(n_i) = \frac{C_{N_i}^{n_i} \times C_{N-N_i}^{n-n_i}}{C_N^n}$$

n : حجم العينة
 N : العدد الكلي للكرات

n_h : عدد الكرات من ألوان أخرى مقارنة باللون المدروس.

N_h : العدد الكلي من الكرات بألوان أخرى.

n_i = عدد الكرات من اللون المدروس.

N_i : العدد الكلي للكرات من اللون المدروس.

نشرط تحقق مايلي :

$$1 - n_i + n_h = 1$$

$$2 - 0 \leq n_i \leq N_i$$

$$3 - 0 \leq n - n_i \leq N - N_i$$

مثال تطبيقي : يحتوي وعاء على 4 كرات حمراء، 5 بيضاء و 3 زرقاء، ثم سحب كرتين بدون اعادة.

المطلوب : تحديد الاحتمالات المرتبطة بـ مختلف الحالات الممكنة

الحل :

$$P(n_i) = \frac{C_{N_i}^{n_i} \times C_{N_h}^{n_h} \times C_{N_j}^{n_j}}{C_N^n} = \frac{C_4^{n_i} \times C_5^{n_h} \times C_3^{n_j}}{C_{12}^2}$$

N_i : العدد الكلي من الكرات الحمراء = 4

N_h : " " " " " البيضاء = 5

N_j : " " " " " الزرقاء = 3

N : العدد الكلي للكرات = 12

n : حجم العينة = 2

$$P(n_i=2, n_h=0, n_j=0) = \frac{C_4^2 \times C_5^0 \times C_3^0}{C_{12}^2} = 0,09$$

* الحالة الاولى : ظهور كرتين من اللون الاحمر

$$P(n_i=1, n_h=1, n_j=0) = \frac{C_4^1 \times C_5^1 \times C_3^0}{C_{12}^2} = 0,3$$

* الحالة الثانية : ظهور كرة حمراء و كرة بيضاء

$$P(n_i=0, n_h=0, n_j=2) = \frac{C_4^0 \times C_5^0 \times C_3^2}{C_{12}^2} = 0,045$$

* الحالة الثالثة : ظهور كرة حمراء و كرة زرقاء

$$P(n_i=0, n_h=2, n_j=0) = \frac{C_4^0 \times C_5^2 \times C_3^0}{C_{12}^2} = 0,15$$

* الحالة الرابعة : ظهور كرتين بيضاء

$$P(n_i=0, n_h=1, n_j=1) = \frac{C_4^0 \times C_5^1 \times C_3^1}{C_{12}^2} = 0,227$$

* الحالة الخامسة : ظهور كرة بيضاء و كرة زرقاء

$$P(n_i=0, n_h=0, n_j=2) = \frac{C_4^0 \times C_5^0 \times C_3^2}{C_{12}^2} = 0,045$$

* الحالة السادسة : ظهور كرتين زرقاء

يلاحظ أن مجموع الاحتمالات الممكنة يساوي الواحد .
لاحظ عدد العينات التي يمكن سحبها يكون بالشكل التالي:

$$C_{n+k-1}^n = C_{2+3-1}^2 = C_4^2 = 6$$

2- توزيع بيرنولي "Loi Distribution de Bernoulli"

يرتبط هذا القانون بالتجربة الثنائية، وهذا التجربة يكون لها نتيجتين فقط (امتناع التجربة أو فشلها)، أي امكانية ظهور قيمة المتغير العشوائي المدروس أو عدم ظهورها، مثال: رمي قطعة نقدية (ظهور الوجه أو العكس).
 نقول عن تجربة أنها بيرنولية إذا كانت تدخل نتيجتين (حدثين) متنافيين A و A' ، ورمز عادة بـ P "احتمال النجاح" q "احتمال الفشل" $P+q=1$ حيث P "احتمال تحقق الحدث A ، و q "احتمال الحدث المتعاكس (الفشل)"
 يعين توزيع بيرنولي كما يلي:

$$P(X=1)=P, \quad P(X=0)=q, \quad X=0,1$$

ونكتب:

$$X \rightarrow B(1, P)$$

مثال 1:

- تكون في حالة قانون بيرنولي عند ما تكرر التجربة الثنائية مرة واحدة، وعند ما نكررها تكون في حالة القانون أو التوزيع الثنائي.
 - عند ما يكون الحدث بالاعتماد (الحدث البيرنولي) من ذلك أن عملية السحب الثانية مستقلة عن عملية السحب الأولى، والثالثة مستقلة عن الثانية وهكذا.....

* خصائص توزيع بيرنولي:
 المتوسط الرياضي $E(X)$

$$E(X) = \sum x_i P_i = 1 \cdot P + 0 \cdot q \Rightarrow \boxed{E(X) = P}$$

التباين $V(X)$

$$V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = (1^2 \cdot P + 0^2 \cdot q) - P^2 = P(1-P) = Pq \Rightarrow \boxed{V(X) = q \cdot P}$$

Distribution binomiale

3 - التوزيع الثنائي (بينوميال)

يتعلق القانون الثنائي بالتجربة الثنائية (تجربة برنولي) عندما يتم تكرارها n مرة، حيث أن n عدد صحيح موجب.

لدينا X متغير عشوائي منفصل (منقطع) يمثل عدد مرات الحصول على نجاح خلال تكرار تجربة n مرة، متقلة عن بعضها البعض مع السحب بالارجاع.

مُشروط التجربة:

- احتمال النجاح + احتمال الفشل = 1 أي أن $p + q = 1$

- تكرار التجربة الثنائية n مرة

- احتمال وقوع حدث معين في كل محاولة ثابت.

جميع القانون

نكتب قانون التوزيع الاحتمالي:

$$P(X=x_i) = C_n^x \cdot p^x \cdot (1-p)^{n-x}$$

$$x = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$n = 1, 2, 3, \dots$$

$$q = 1 - p$$

$$X = \{0, 1, 2, \dots, n\}$$

$$X \rightarrow B(n, p)$$

أو يكتب اختصاراً:

المميزات العددية للتوزيع الثنائي:

$E(X)$ التوقع الرياضي

$$E(X) = E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = \sum x p(x) = \sum x C_n^x p^x q^{n-x} = n \cdot p$$

$$E(X) = n \cdot p$$

$V(X)$ التباين

$$V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \sum x^2 C_n^x p^x q^{n-x} - \left[\sum x C_n^x p^x q^{n-x} \right]^2 = n p q$$

$$V(X) = n p q$$

إذا كان X_1, X_2 متغيرين عشوائيين مستقلين لهما يتبع التوزيع الثنائي فإن مجموعهما يتبع التوزيع الثنائي

$$X_1 \rightarrow B(n_1, p)$$

$$X_2 \rightarrow B(n_2, p) \Rightarrow (X_1 + X_2) \rightarrow B(n_1 + n_2, p)$$

مثال تطبيقي

يضرب رامي هدفه باحتمال 0,7، ثم يكرر إطلاقه 6 طلقات على هدف معين.
المطلوب:

- احتمال إصابة الهدف بثلاث طلقات؟
 - احتمال إصابة الهدف بطلقتين على الأقل؟
 - احتمال إصابة الهدف بـ 4 طلقات على الأكثر؟
- الحل:

نلاحظ أن التجربة الاحتمالية هي ثنائية، حيث احتمال إصابة الهدف، تكرار التجربة
احتمال إصابة الهدف p (النجاح)
احتمال عدم إصابة الهدف q (الفشل)
وبالتالي المتغير العشوائي يتبع التوزيع الثنائي "بينوميال"

لا ياء

$$\begin{aligned} p &= 0,7 \\ n &= 6 \end{aligned}$$

$$X \sim B(n, p)$$

$$X \sim B(6, 0,7)$$

تجارب العرّف

$$n=6 \Rightarrow X \in \mathcal{L} = \{0, 1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

حساب الاحتمالات:

$$P(x) = C_n^x p^x (1-p)^{n-x}$$

$$- P(x=3) = C_6^3 (0,7)^3 (0,3)^{6-3} = 0,185$$

$$P(x=3) = 0,185 \approx 18,5\%$$

*

$$- P(x \geq 2) = \sum_{k=2}^6 C_6^k (0,7)^k (0,3)^{6-k} = P(x=2) + P(x=3) + P(x=4) + P(x=5) + P(x=6)$$

ويمكن حسابه كذلك مع الصيغتين

$$P(x \geq 2) = 1 - P(x < 2)$$

$$= 1 - [P(x=0) + P(x=1)]$$

$$= 1 - [C_6^0 0,7^0 \cdot 0,3^6 + C_6^1 0,7^1 \cdot 0,3^5] = 0,989$$

$$P(x \geq 2) = 0,989$$

$$\approx 98,9\%$$

*

$$P(X \leq 4) = \sum_{k=0}^4 C_6^k (0.7)^k (0.3)^{6-k} = P(0) + P(1) + P(2) + P(3) + P(4)$$

ويمكن حسابها على الصواب كالتالي :

$$P(X \leq 4) = 1 - P(X > 4)$$

$$= 1 - (P(5) + P(6)) = 1 - C_6^5 (0.7)^5 (0.3)^1 + C_6^6 (0.7)^6 (0.3)^0$$

$$= 1 - 0.4202$$

$$P(X \leq 4) = 0.5798$$

$$\approx 57.98\%$$

* حساب التوقع الرياضي $E(X)$

$$E(X) = n \cdot p = 6 \times 0.7 = 4.2$$

$$E(X) = 4.2$$

* حساب التباين $V(X)$

$$V(X) = npq = 6 \times 0.7 \times 0.3 = 1.26$$

$$V(X) = 1.26$$

* حساب الانحراف المعياري $\sigma(X)$

$$\sigma(X) = \sqrt{V(X)} = \sqrt{1.26} = 1.1224$$

$$\sigma(X) = 1.1224$$

14 / توزيع بواسون Distribution de Poisson

يسمى بقانون الظواهر النادرة والتي لها علاقة بالزمن، حيث تكون لدينا تجربة برنولية مكررة بمجموعة كبيرة جدًا أو ما يقابلها من الحركتين متباعدة X التي تمثل عدد النجاسات تتبع التوزيع الثنائي، نكتب قد يصعب حساب الاحتمال باستخدام صيغة هذا التوزيع عندما تكون n كبيرة.

مثلًا احتمال أنه زجاج إذا كانت $n=1000$ هو: $q^{980} \cdot p^{20}$ مع $p = \frac{20}{1000}$ و $q = \frac{980}{1000}$

عندما تكرر التجربة باستمرار يصبح عدد مرات تكرار التجربة مقاسًا بالزمن، ويكون احتمال تحقق الحدث في لحظة زمن صغيرة جدًا، لذلك نصبح في هذه الحالة في صيغة خاصة نقاد صيغة التوزيع الثنائي لما n يؤهل إلى ∞

أمثلة

- عدد السيارات التي رقت إلى محطة توزيع البنزين في الساعة
- عدد الطائرات التي رقت إلى مطار معين في الساعة -- λ

مراجعة القانون الاحتمالي لتوزيع بواسون :

يعتبر قانون بواسون حالة خاصة للقانون الثنائي وهذا عند ثبوت الشرطان التاليين :

$$p \rightarrow 0$$

- احتمال النجاح يؤول الى 0

$$n \rightarrow \infty$$

- حجم العينة او المجمع كبير جدا

أي ان قانون بواسون هو نهاية حدية للقانون الثنائي :

$$P(X=x) = \lim_{n \rightarrow \infty, p \rightarrow 0} C_n^x p^x q^{n-x}$$

$$np = \lambda \quad \text{نفرض ان}$$

$$P(X=x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n!}{x!(n-x)!} \cdot \frac{\lambda^x}{n^x} \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-x}$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-x)!}{x!(n-x)!} \cdot \frac{\lambda^x}{n^x} \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^x} \dots \text{--- (1)}$$

على ان :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{x}{n}\right)^n = 1 \quad \text{و} \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{x}{n}\right)^n = e^x$$

وبالتالي فان العلاقة (1) تصبح على النحو التالي :

وهذا ما يسمى بقانون بواسون

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

$$x = 0, 1, 2, \dots$$

$$\lambda = \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$e = 2.71828$$

1 : متوسط عدد مرات النجاح في الفترة الزمنية

ونكتب اختصارا

$$x \rightarrow P(\lambda)$$

اذا كان x_1 و x_2 متغيرين عشوائيين مستقلين كدما يتبع توزيع بواسون فان مجموعهما يتبع نفس التوزيع

$$x_1 \sim P(\lambda_1)$$

$$x_2 \sim P(\lambda_2) \Rightarrow (x_1 + x_2) \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$$

خصائص التوزيع

- عدد مرات النجاح مستقلة في فترتين متتاليتين.
- احتمال النجاح في فترة قصيرة يتناسب مع طول هذه الفترة.
- احتمال النجاح في فترة زمنية معينة يكون صغيراً ويمكن إهماله

$$\text{مع } n.p = \lambda \quad p \sim 0$$

$$n \sim +\infty$$

- التوقع الرياضي $E(x)$ والباين $V(x)$

$$E(x) = V(x) = \lambda$$

مثال تطبيقي

تبين أن متوسط الزبائن الذين يصلون إلى محل تجاري في 15 دقيقة يساوي 10 بالطلوع.

- كتابة القانون الاحتمالي للظاهرة
- احتمال وصول 5 زبائن في 15 دقيقة
- احتمال وصول 4 زبائن في 10 دقائق

الحل

X - متغير عشوائي منقطع يتبع توزيع بواسون لأنه يمثل عدد مرات تحقق حدث معين خلال فترة زمنية، كما أن $\lambda > 0$ ، كما أن تحقق الظاهرة في فترة زمنية مستقلة عن تحققها في الفترة التي قبلها وبعدها، وهكذا...

$$X \sim P(\lambda)$$

$$X \sim P(10)$$

$$P(X=x_i) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} = \frac{10^x}{x!} e^{-10}$$

X = عدد الزبائن الذين يصلون في 15 دقيقة.

١ احتمال وصول 5 زبائن في 15 دقيقة

$$P(X=5) = \frac{10^5}{5!} (2.718)^{-10} = 0.0378$$

٢ احتمال وصول 4 زبائن في 10 دقائق

$$P(X=4) = \frac{\left(\frac{20}{3}\right)^4}{4!} (2.718)^{-\frac{20}{3}} = 0.1048$$

$$\begin{matrix} \lambda = 10 & \longrightarrow & \lambda = \frac{10 \times 10}{15} = \frac{20}{3} \\ \alpha & \longrightarrow & \alpha = \frac{20}{3} \end{matrix}$$

ملاحظة: في هذا المثال انتقلنا من فترة زمنية إلى أخرى، انتقلنا من 15 دقائق إلى 10 دقائق في 15 دقيقة إلى $\frac{20}{3}$ زبون في 10 دقائق، نقوم بحساب المتوسط والعمل الجديد بناءً على الفترة الجديدة.

الزبانة

احدة (الهاتف)

$$\lambda = \frac{10 \times 10}{15} = \frac{20}{3}$$

$$\begin{array}{ccc} 10 & \longrightarrow & 15 \\ P & \longrightarrow & 10 \end{array}$$

ملاحظة:

$$P(X=0) = \frac{\lambda^0}{0!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda}$$

$$P(X \geq 1) = 1 - P(X < 1) = 1 - P(X=0) = 1 - e^{-\lambda}$$

ملخص القوانين التوزيعات الاحتمالية
لغير عشوائي منقطع

التوزيع	الاستخدام	القيم الممكنة	الاحتمال	الموقع والسايين
برنولي $X \sim B(1, p)$ p : احتمال النجاح q : احتمال الفشل	تجربة واحدة (غير مكررة) تقبل نتيجة (نجاح أو فشل) $p + q = 1$	$X = \{0, 1\}$	$P(X=1) = p$ $P(X=0) = 1 - p = q$	$E(X) = p$ $V(X) = pq$
التوزيع الثنائي (بينومي) $X \sim B(n, p)$ $n \leq 30$ $p \geq 0.1$	تجارب ثنائية النتيجة مكررة ومقلة p ثابت	$X = \{0, 1, 2, \dots, n\}$	$P(X=x) = C_n^x p^x q^{n-x}$	$E(X) = n \cdot p$ $V(X) = n \cdot p \cdot q$
توزيع بواسون $X \sim P(\lambda)$ $\lambda > 0$ $p \sim 0$ $n \sim \infty$	عدالة الأحداث في عدد كبير من التجارب البرنولية لعدد الوحدات التابعة في منطقة (معتدلة) أيضا عدد من الأحداث في فترة زمنية	$X = \{0, 1, 2, \dots, \infty\}$	$P(X=x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$	$E(X) = V(X) = \lambda$

المحور الثاني: المتغيرات العشوائية المستمرة وتوزيعاتها الاحتمالية

أولاً: المتغيرات العشوائية المستمرة

1/ التعريف:

* يكون المتغير العشوائي مستمراً إذا كانت قيمه عبارة عن مجموعة غير منتهية غير محدودة من النقاط، أي أن فراغ المجموعة الأساسية الذي يولده هذا المتغير يكون مستمراً.

* المتغير العشوائي المستمر هو الذي يأخذ قيماً متصلة، ويأخذ عدد لا نهائي من القيم الممكنة له داخل مجال تعريفه، فإذا كان X متغير عشوائي مستمر، يقع ضمن المدى (a, b) أي أن:

$$\{X = x : a < x < b\}$$

بما أن للمتغير X عدد لا نهائي من القيم تقع بين الحد الأدنى والحد الأعلى (a, b) مثال:

* كمية الألبان التي تنتجها الأبقار في اليوم باللتر

$$\{X = x : 10 < x < 40\}$$

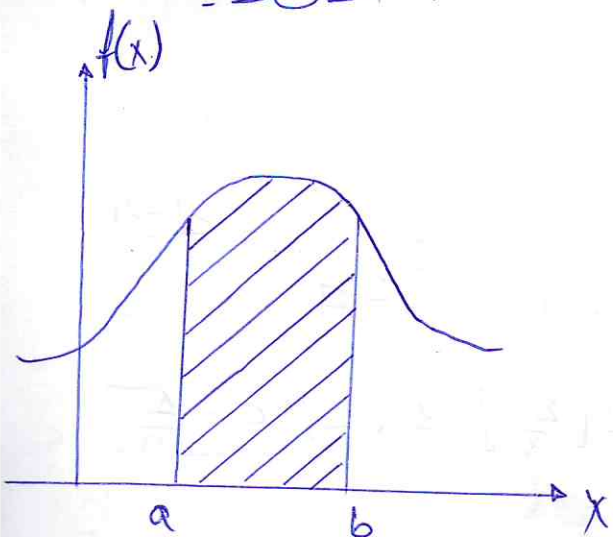
* فترة صلاحية حفظ الدجاج البيرد بالأيام

$$\{X = x : 1 < x < 5\}$$

2/ التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي المستمر

هي مجموعة القيم التي يمكن أن تأخذها المتغيرة العشوائية المستمرة والاحتمالات الملحقة بها، تسمى توزيعاً كثافة الاحتمال، أو دالة الاحتمال وهي ممثلة بمتحن متصل.

التمثيل البياني



بما أن X تأخذ عدداً لا متناهياً من القيم داخل المجال فإن احتمال قيمة معينة هو احتمال يقبل إلى الصفر لذلك فإن دالة الكثافة تتحمل لحساب احتمال مجال، ويكون حساب المساحة تحت المنحنى $f(x)$ بين حدود المجال.

$$P(a < x < b) = \int_a^b f(x) dx$$

لاحظ هاهنا أن إشارة التكامل هنا تقابل إشارة المجموع في حالة المتغيرة العشوائية المنقطعة.

* خصائص دالة الكثافة الاحتمالية $f(x)$

- إذا كان X متغير عشوائي مستمر فإن احتمال أن يأخذ قيمة معينة (a_1) يساوي الصفر

$$P(X=a_1) = \int_{a_1}^{a_1} f(x) dx = 0$$

على احتمال بين نقطتين مختلفتين a_1, a_2 يكون دائما مجموعا بين الصفر والواحد.

$$0 \leq f(x) \leq 1 \quad P(a_1 \leq X \leq a_2) = \int_{a_1}^{a_2} f(x) dx$$

- مجموع احتمال المجالات الجزئية يكون دائما مساويا للواحد

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$

- إذا كان X متغير عشوائي مستمر فإن عدد قيمه الممكنة تكون غير منتهية، وبالتالي فإن القانون الاحتمالي لا يمكن أن يكون على شكل جدول مثل المتغير المنقطع ولكنه يعطى على شكل تابع رياضي بالشكل التالي:

$$f(x) = \begin{cases} P(x) & x \in [a, b] \\ 0 & x \notin [a, b] \end{cases}$$

حيث $f(x)$ هي معادلة دالة الكثافة الاحتمالية

واختصارا يمكن كتابة الشروط على النحو التالي:

$$1) f(x) \geq 0$$

$$2) \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$

مثال تماريني:

أوجد قيمة الثابت C التي تحقق الشرطين الأول والثاني لدالة الكثافة الاحتمالية، وأحص. احتمال أن تكون X تنحيا للمجال من 1 إلى 2. $P(1 < X < 2)$

$$f(x) = \begin{cases} Cx^2 & 0 < x < 3 \\ 0 & \text{Si non} \end{cases}$$

الحل 3

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \Rightarrow \int_{-\infty}^0 0 dx + \int_0^3 Cx^2 dx + \int_3^{+\infty} 0 dx = 1$$

$$\Rightarrow C \left[\frac{x^3}{3} \right]_0^3 = 1 \Rightarrow C \left[\frac{27}{3} \right] = 1 \Rightarrow \boxed{C = \frac{1}{9}}$$

لكي تكون X دالة كثافة احتمالية يجب أن يكون $l = \frac{1}{9}$.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{9}x^2 & 0 < x < 3 \\ 0 & \text{Si non} \end{cases}$$

تصبح الدالة على الشكل:

حساب الاحتمال:

$$P(1 < X < 2) = P(X < 2) - P(X < 1) = F(2) - F(1).$$

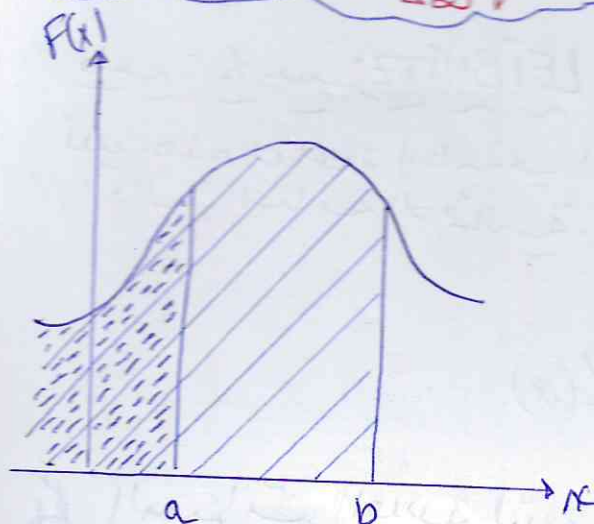
$$P(1 < X < 2) = \int_1^2 f(x) dx = \int_1^2 \frac{1}{9} x^2 dx = \frac{1}{9} \left[\frac{x^3}{3} \right]_1^2 = \frac{7}{27}$$

3/ دالة التوزيع $F(x)$ للمتغير العشوائي المستمر

هي عبارة عن الدالة التجميعية لتابع الكثافة الاحتمالية $f(x)$ ويرمز لها بالرمز $F(x)$ وتكتب بالشكل التالي:

$$F(x) = f(X \leq x) = P(-\infty < X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$$

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx$$



لحساب أن تكون X تنتمي الى المجال $[a, b]$ حيث: $b > a$

$$P(a < X \leq b) = P(X \leq b) - P(X \leq a) = F(b) - F(a)$$

مثال تطبيقي:

• اوجد دالة التوزيع $F(x)$ للمتغيرة المذكورة في المثال السابق.

- استخدم دالة التوزيع $F(x)$ لحساب الاحتمال $P(1 < X < 2)$.

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx.$$

* $x < 0$: $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^x 0 dx = 0$

* $0 \leq x < 3$: $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^0 0 dx + \int_0^x \frac{1}{9} x^2 dx = \frac{1}{9} \left[\frac{x^3}{3} \right]_0^x = \frac{x^3}{27}$

* $x \geq 3$: $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^0 0 dx + \int_0^3 \frac{1}{9} x^2 dx + \int_3^x 0 dx = 0 + \frac{1}{9} \left[\frac{x^3}{3} \right]_0^3 + 0 = \frac{27}{27} = 1$

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ \frac{x^3}{27} & 0 \leq x < 3 \\ 1 & x \geq 3 \end{cases}$$

* حساب الاحتمال

$$P(1 < X < 2) = F(2) - F(1) = \frac{2^3}{27} - \frac{1^3}{27} = \frac{7}{27}$$

قاعدة لايبنيٲ LEIBNITZ

تفيد هذه القاعدة العامة في استنتاج ان مشتقة دالة التوزيع (الدالة التكميلية) هي دالة الكثافة الاحتمالية.

$$F(x)' = f(x)$$

$$\frac{d \int_{-\infty}^x f(x) dx}{dx} = f(x) \Rightarrow \frac{dF(x)}{dx} = f(x)$$

4. العزيرات العددية للمتغير عشوائي مستمر

* التوقع الرياضي $E(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx.$

* التباين $V(x)$

$V(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx = E[(x - \mu)^2] = E(x^2) - [E(x)]^2$

* الانحراف المعياري σ_x

$\sigma(x) = \sqrt{V(x)}.$

دالة الكثافة الاحتمالية $f(x)$	دالة التوزيع $F(x)$
a	$ax + c$
$x^n \quad (n \in \mathbb{N})$	$\frac{x^{n+1}}{n+1} + c$
$\frac{1}{x}$	$\ln x + c$
$(ax+b)^n$	$\frac{1}{n} \cdot \frac{(ax+b)^{n+1}}{a} + c$

5- المتغير العشوائي المعياري

ليكن X متغير عشوائي يتوقع أوسطه μ وانحراف معياري σ حيث $(\sigma \neq 0)$ يسمى Z متغيراً عشوائياً معيارياً ويكتب بالشكل التالي:

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

* خصائص المتغير العشوائي المعياري

- التوقع يساوي الصفر
- التباين يساوي الواحد
- المتغير العشوائي المعياري له وحدة قياس σ مهما كانت وحدة قياس المتغير العشوائي X .
- سيجعل المتغير العشوائي المعياري في عملية المقارنة بين التوزيعات الاحتمالية لمتغيرات عشوائية بوحدة قياس مختلفة.
- سيجعل المتغير العشوائي المعياري كذلك لايحارضية احتمالات نظرية معينة (التوزيع الطبيعي مثلاً) عند طريق جداول احصائية معدة خصيصاً لذلك.

ثانيا: أهم التوزيعات الاحتمالية للمتغيرات العشوائية المستمرة

- التوزيع الطبيعي *Distribution Normale*
- توزيع كاي ² *Distribution en Khi-carré (ou Khi-deux)*
- توزيع ستيودنت *Distribution de Student*
- توزيع فيشر *(Distribution F de Fisher-Snédecor)*

ملاحظة (تابع للمحاضرة السابقة): اذا كان X مستمرا فإن :

$$p(a \leq X \leq b) = p(a < X \leq b) = p(a \leq X < b) = p(a < X < b)$$

بمعنى الاشارتان أصغر أو أكبر مع اصغر أو يساوي أو أكبر يساوي متكافئتان في حالة التوزيعات المستمرة.

(1) التوزيع الطبيعي *Distribution Normale*

يعتبر التوزيع الطبيعي احد اهم التوزيعات و اكثرها شيوعا حيث يستعمل في تفسير أغلب الظواهر الاحصائية.

أ- شكل منحنى التوزيع الطبيعي و صيغته الرياضية :

يتخذ المنحنى الطبيعي شكل الجرس وهو متماثل حول النقطة الوسط اي ان العمود النازل من أعلى نقطة في المنحنى على المحور الافقي يقسم المنحنى الى منطقتين متساويتين كما هو موضح في الشكل في الاسفل و هو يمثل التوزيع الطبيعي و يعتبر من أهم التوزيعات الاحتمالية ومعادلته ، و في كثير الحالات تتوزع خصائص مجموعة من الافراد أو أشياء وفق منحنى يعرف بالتوزيع الطبيعي ويتميز بالخصائص التالية:

- المنوال يساوي الوسيط يساوي المتوسط : $\mu = M_d = M_o$
- التوزيع متناظر حول المتوسط الحسابي .
- المساحة الكلية تحت المنحنى الطبيعي تساوى الواحد الصحيح
- التوقع الرياضي يساوي المتوسط $\mu = E(x)$ ، التباين $V(x) = \sigma^2$

يأخذ الصيغة التالية :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-u}{\sigma}\right)^2}$$

حيث :

π : عدد ثابت يساوى تقريبا 3.1416

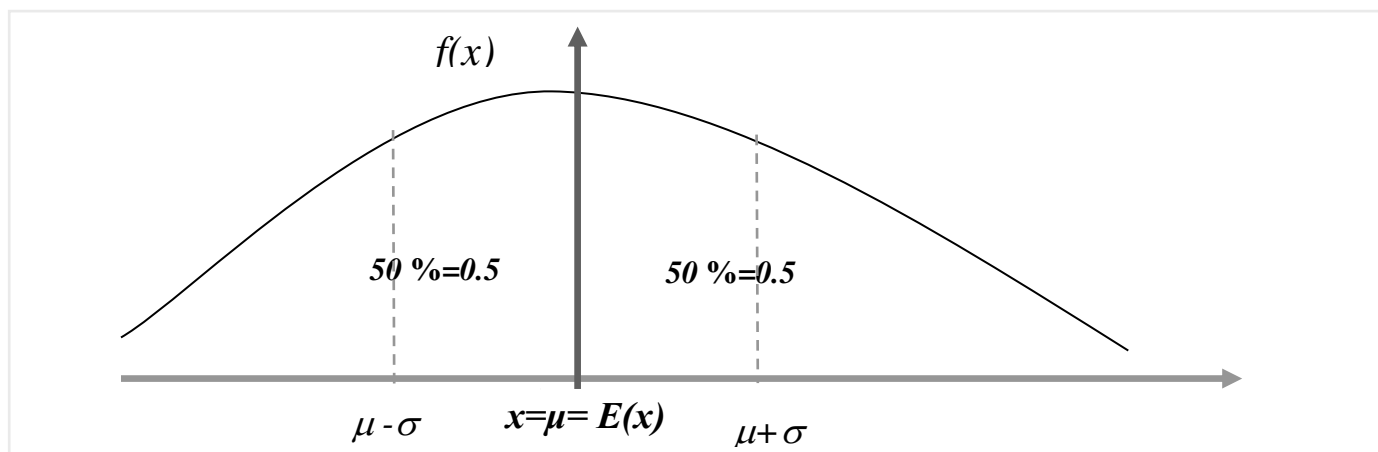
e : عدد ثابت يساوى تقريبا 2.7183

μ : هي القيمة المتوقعة لـ X يمكن أن يكون أى عدد حقيقى $E(X) = \mu$

σ^2 : هو التباين لـ X ويمكن أن يكون أى عدد حقيقى موجب $Var(X) = \sigma^2$ و تكتب

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

الشكل: منحى دالة الكثافة الاحتمالية لتوزيع الطبيعي



ب- التوزيع الطبيعي المعياري Standard Normal Distribution :

هو توزيع طبيعي وسطه الحسابي 0 وانحرافه المعياري 1 أي ($\sigma=1, \mu=0$) و يمكن تحويل أي توزيع طبيعي الى توزيع طبيعي معياري ، اذا كان المتغير العشوائى المتصل X له توقع $\mu = E(x)$ و التباين $V(x)=\sigma^2$ فان المتغير العشوائى المعياري يصبح وفق العلاقة التالية :

$$Z = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

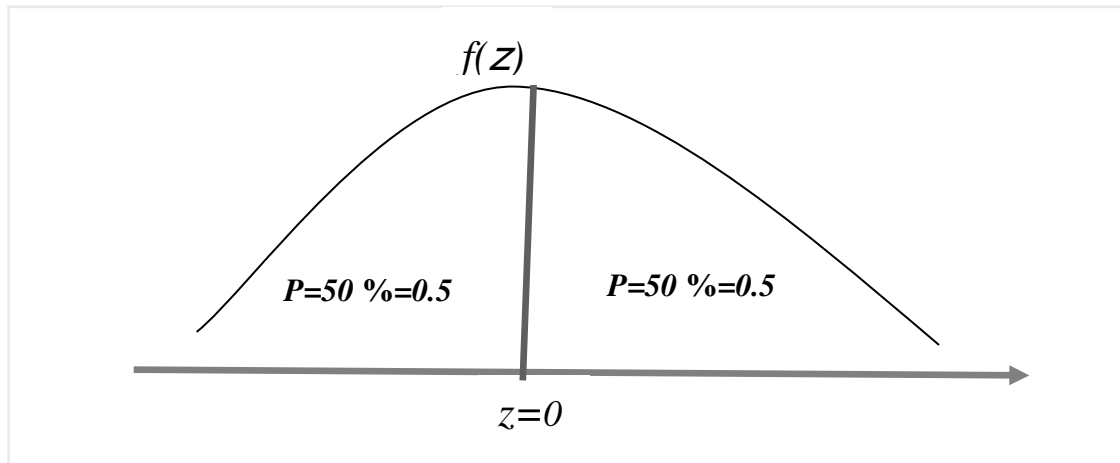
يكون له : توقع $\mu = 0$ و التباين $V(z)= 1$

يقال أن المتغير العشوائى Z له توزيع طبيعى إذا كانت دالة كثافته هي :

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} \quad -\infty < z < +\infty$$

أما التمثيل البياني:

الشكل: منحنى دالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع الطبيعي المعياري



خاصية حساب الاحتمالات :

- 1) $P(Z < 0) = P(Z > 0)$
- 2) $P(Z > z) = 1 - P(Z < z)$
- 3) $P(Z < -z) = P(Z > z)$
- 4) $P(a < Z < z) = P(Z < z) - P(Z < a)$
- 5) $P(-z < Z < z) = P(Z < z) - P(Z < -z)$
 $= P(Z < z) - (1 - P(Z < z))$
 $= 2P(Z < z) - 1$

مثال 01 :

اختر طالب عشوائياً من مجتمع نسبة ذكاء أفرادهم تتبع توزيع طبيعي وبمتوسط حسابي 80 وانحراف معياري 10 .

ما نوع المتغير العشوائي ؟ حدد توزيعه الاحتمالي .

- (1) احتمال أن تقل نسبة ذكاء الطالب المختار عن 85 .
- (2) احتمال أن تزيد نسبة ذكاء الطالب المختار عن 100 .
- (3) احتمال أن تتراوح نسبة ذكائه بين 95 ، 105 .
- (4) وضح ذلك بيانياً (المساحة تحت منحنى التوزيع الطبيعي).

الحل :

المتغير العشوائي مستمر يتبع التوزيع الطبيعي :

و تكتب $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

$X \sim N(80, 10^2)$

1) احتمال أن تقل نسبة ذكاء الطالب المختار عن 85 :

نحسب العلامة المعيارية (Z) التي تقابل القيمة 85 .

$$P(x < 85) = P\left(Z < \frac{x - \mu}{\sigma}\right) = P\left(Z < \frac{85 - 80}{10}\right) = P(Z < 0.5)$$

بالاستعانة بجدول التوزيع الطبيعي المعياري :

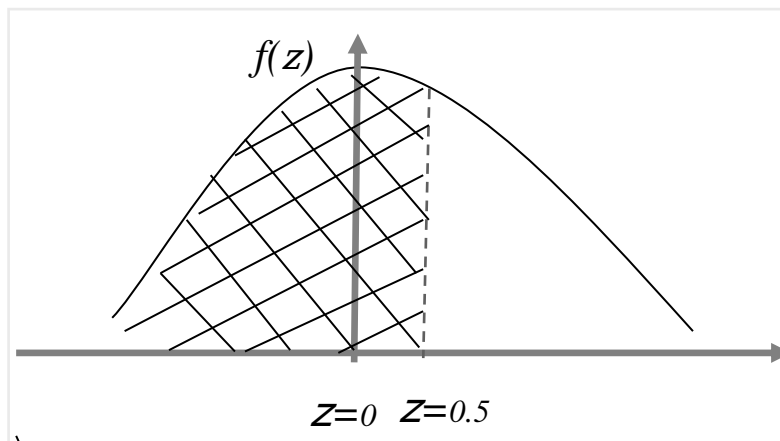
$$P(Z < 0.5) = 0.6915$$

أي أن المساحة المقابلة 0.6915 و هو الاحتمال المطلوب .

كيفية القراءة من الجدول :

يتم أول اخذ اول رقم بعد فاصلة المقابل للقيمتة في الجانب العمودي ثم ننقل للرقم الثاني بعد الفاصلة و القيمة التي تقابله في الجانب الافقي و التقاطع بينهما يعطينا قيمة الاحتمال في الجدول .

التمثيل البياني



كيفية القراءة من الجدول الاحصائي :

Z	0.00	0.01	0.02	.	.	0.09
0.0						
0.1						
.						
.						
0.5	0.6915					
.						
4						

- احتمال أن تزيد نسبة ذكاء الطالب المختار عن 100 :

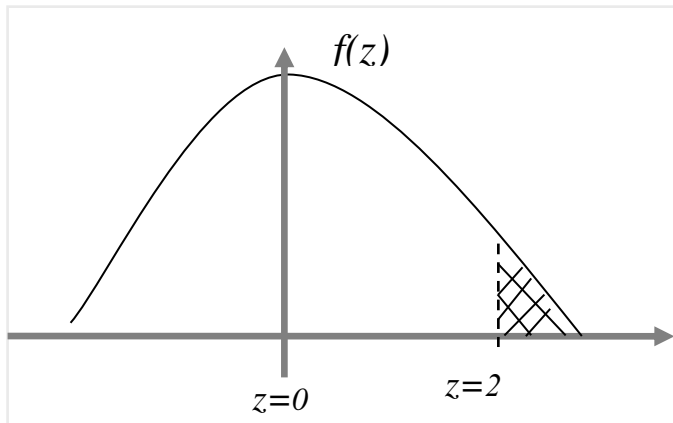
نحسب العلامة المعيارية (Z) التي تقابل القيمة 100

$$\begin{aligned} P(x > 100) &= P\left(Z > \frac{x - \mu}{\sigma}\right) = P\left(Z > \frac{100 - 80}{10}\right) = P(Z > 2) \\ &= 1 - P(Z < 2) \\ &= 1 - 0.9772 = 0.0228 \end{aligned}$$

أي أن المساحة المقابلة 0.0228 و هو الاحتمال المطلوب .

كيفية القراءة من الجدول : $P(Z < 2)$

التمثيل البياني



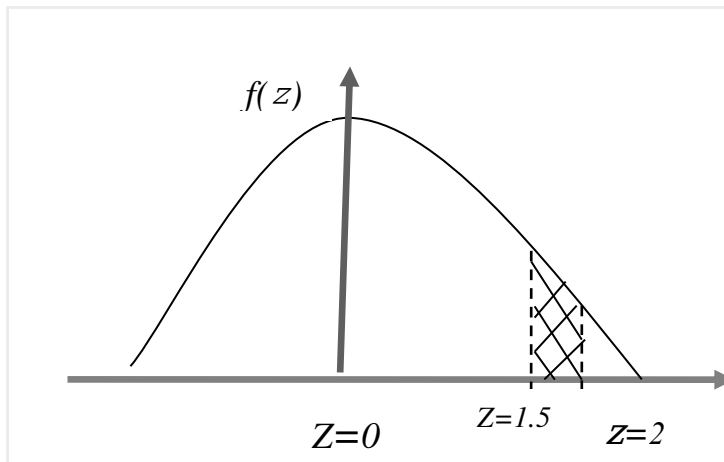
كيفية القراءة من الجدول الاحصائي :

Z	0.00	0.01	0.02	.	.	0.09
0.0						
0.1						
.						
.						
2	0.9772					
.						
4						

3- احتمال أن تتراوح نسبة نكاته بين 95 ، 105 :

$$\begin{aligned}
 P(95 < x < 105) &= P\left(\frac{95 - 80}{10} < Z < \frac{105 - 80}{10}\right) = P(1.5 < Z < 2.5) \\
 &= P(Z < 2.5) - P(Z < 1.5) \\
 &= 0.9938 - 0.9332 \\
 &= 0.0606
 \end{aligned}$$

التمثيل البياني :



Z	0.00	0.01	0.02	.	.	0.09
0.0						
0.1						
.						
1.5	0.9332					
2.5	0.9938					
4						

ملاحظة:

يتم اللجوء الى القراءة العكسية عندما تكون قيمة الاحتمال (المساحة) معروفة و قيمة Z مجهولة .

مثال 02 :

المثال التالي يشمل ثلاث حالات خاصة للقراءة العكسية :

الحالة الاولى : a تقع بين 0.5 و 1.

اوجد قيمة a في حالة التالية: $P(z < a) = 0.8727$

نبحث في جدول التوزيع الطبيعي المعياري للقيمة الاقرب للاحتمال 0.8727 نجد ان القيمة هي 0.8729 و التي تقابل القيمة $a = 1.14$

الحالة الثانية : الاحتمال المقابل لـ a يقع وسط احتمالين قيمة دنيا و اخرى سفلى .

اوجد قيمة a في حالة التالية:

$$P(z < a) = 0.88$$

نبحث في جدول التوزيع الطبيعي المعياري عن القيمة الاقرب للاحتمال 0.88 من الجدول و نقرأ :

$$P(z < 1.17) = 0.8790$$

$$P(z < 1.18) = 0.8810$$

نلاحظ ان الاحتمال 0.88 يقع بالضبط في الوسط الاحتمالي وفي هذه الحالة نأخذ قيمة متوسط العددين:

$$\frac{1.17 + 1.18}{2} = 1.175$$

أي : $a = 1.175$

$$P(z < 1.175) = 0.88$$

الحالة الثالثة :

اوجد قيمة a في حالة التالية:

$$P(z < a) = 0.0274$$

في هذه الحالة نستعمل التناظر او التماثل

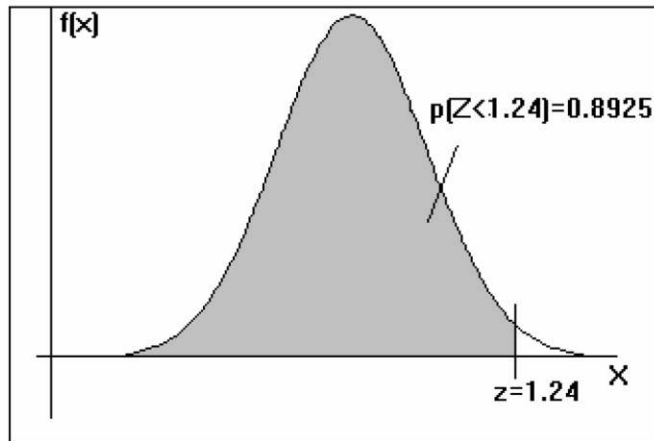
$$P(z < a) = 0.0274$$

$$P(Z < -a) = 1 - 0.0274$$

$$P(Z < -a) = 0.9726$$

$$a = -1.92 \text{ أي}$$

TABLE DE LA LOI NORMALE CENTREE REDUITE



z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,0	0,5000	0,5040	0,5080	0,5120	0,5160	0,5199	0,5239	0,5279	0,5319	0,5359
0,1	0,5398	0,5438	0,5478	0,5517	0,5557	0,5596	0,5636	0,5675	0,5714	0,5753
0,2	0,5793	0,5832	0,5871	0,5910	0,5948	0,5987	0,6026	0,6064	0,6103	0,6141
0,3	0,6179	0,6217	0,6255	0,6293	0,6331	0,6368	0,6406	0,6443	0,6480	0,6517
0,4	0,6554	0,6591	0,6628	0,6664	0,6700	0,6736	0,6772	0,6808	0,6844	0,6879
0,5	0,6915	0,6950	0,6985	0,7019	0,7054	0,7088	0,7123	0,7157	0,7190	0,7224
0,6	0,7257	0,7291	0,7324	0,7357	0,7389	0,7422	0,7454	0,7486	0,7517	0,7549
0,7	0,7580	0,7611	0,7642	0,7673	0,7704	0,7734	0,7764	0,7794	0,7823	0,7852
0,8	0,7881	0,7910	0,7939	0,7967	0,7995	0,8023	0,8051	0,8078	0,8106	0,8133
0,9	0,8159	0,8186	0,8212	0,8238	0,8264	0,8289	0,8315	0,8340	0,8365	0,8389
1,0	0,8413	0,8438	0,8461	0,8485	0,8508	0,8531	0,8554	0,8577	0,8599	0,8621
1,1	0,8643	0,8665	0,8686	0,8708	0,8729	0,8749	0,8770	0,8790	0,8810	0,8830
1,2	0,8849	0,8869	0,8888	0,8907	0,8925	0,8944	0,8962	0,8980	0,8997	0,9015
1,3	0,9032	0,9049	0,9066	0,9082	0,9099	0,9115	0,9131	0,9147	0,9162	0,9177
1,4	0,9192	0,9207	0,9222	0,9236	0,9251	0,9265	0,9279	0,9292	0,9306	0,9319
1,5	0,9332	0,9345	0,9357	0,9370	0,9382	0,9394	0,9406	0,9418	0,9429	0,9441
1,6	0,9452	0,9463	0,9474	0,9484	0,9495	0,9505	0,9515	0,9525	0,9535	0,9545
1,7	0,9554	0,9564	0,9573	0,9582	0,9591	0,9599	0,9608	0,9616	0,9625	0,9633
1,8	0,9641	0,9649	0,9656	0,9664	0,9671	0,9678	0,9686	0,9693	0,9699	0,9706
1,9	0,9713	0,9719	0,9726	0,9732	0,9738	0,9744	0,9750	0,9756	0,9761	0,9767
2,0	0,9772	0,9778	0,9783	0,9788	0,9793	0,9798	0,9803	0,9808	0,9812	0,9817
2,1	0,9821	0,9826	0,9830	0,9834	0,9838	0,9842	0,9846	0,9850	0,9854	0,9857
2,2	0,9861	0,9864	0,9868	0,9871	0,9875	0,9878	0,9881	0,9884	0,9887	0,9890
2,3	0,9893	0,9896	0,9898	0,9901	0,9904	0,9906	0,9909	0,9911	0,9913	0,9916
2,4	0,9918	0,9920	0,9922	0,9925	0,9927	0,9929	0,9931	0,9932	0,9934	0,9936
2,5	0,9938	0,9940	0,9941	0,9943	0,9945	0,9946	0,9948	0,9949	0,9951	0,9952
2,6	0,9953	0,9955	0,9956	0,9957	0,9959	0,9960	0,9961	0,9962	0,9963	0,9964
2,7	0,9965	0,9966	0,9967	0,9968	0,9969	0,9970	0,9971	0,9972	0,9973	0,9974
2,8	0,9974	0,9975	0,9976	0,9977	0,9977	0,9978	0,9979	0,9979	0,9980	0,9981
2,9	0,9981	0,9982	0,9982	0,9983	0,9984	0,9984	0,9985	0,9985	0,9986	0,9986
3,0	0,99865	0,99869	0,99874	0,99878	0,99882	0,99886	0,99889	0,99893	0,99896	0,99900
3,1	0,99903	0,99906	0,99910	0,99913	0,99916	0,99918	0,99921	0,99924	0,99926	0,99929
3,2	0,99931	0,99934	0,99936	0,99938	0,99940	0,99942	0,99944	0,99946	0,99948	0,99950
3,3	0,99952	0,99953	0,99955	0,99957	0,99958	0,99960	0,99961	0,99962	0,99964	0,99965
3,4	0,99966	0,99968	0,99969	0,99970	0,99971	0,99972	0,99973	0,99974	0,99975	0,99976
3,5	0,99977	0,99978	0,99978	0,99979	0,99980	0,99981	0,99981	0,99982	0,99983	0,99983
3,6	0,99984	0,99985	0,99985	0,99986	0,99986	0,99987	0,99987	0,99988	0,99988	0,99989
3,7	0,99989	0,99990	0,99990	0,99990	0,99991	0,99991	0,99992	0,99992	0,99992	0,99992
3,8	0,99993	0,99993	0,99993	0,99994	0,99994	0,99994	0,99994	0,99995	0,99995	0,99995
3,9	0,99995	0,99995	0,99996	0,99996	0,99996	0,99996	0,99996	0,99996	0,99997	0,99997
4,0	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997	0,99997	0,99998	0,99998	0,99998	0,99998

أولاً: المجتمع والعينة

تمهيد

يعتبر أسلوب المعاينة من بين أهم الأساليب الاحصائية التي نستخدمها لدراسة مجموعة كبيرة من المتغيرات (تسمى مجتمع)، بقصد التعرف على خواصها عن طريق دراسة مجموعة صغيرة من هذه المفردات (تسمى عينة)، حيث يتم دراسة هذه الأخيرة بدقة للتعرف على خواصها ومعرفة معاملها مثل المتوسط الحسابي، وبعدها نقوم بتعميم هذه النتائج على المجتمع الأصلي للتعرف على خواصه ومعامله وهذا هو الهدف الأساسي من الدراسة. (يجب أن يكون هذا الاختيار للمفردات بطريقة تضمن بها أن تكون العينة ممثلة للمجتمع تمثيلاً صادقاً) من خلال ماسبق نطرح الاسئلة التالية:

ماهي الاسس النظرية والرياضية التي تستند عليها الاستقصاءات المختلفة؟ وكيف يمكن الاستدلال من خلال بيانات عينة على خصائص المجتمع الذي أخذت منه؟

1-المجتمع : عبارة عن جميع القيم او المفردات التي يمكن ان يأخذها المتغير ، فلو كانت دراستنا حول اطوال طلبة جامعة ما فان المجتمع في هذه الحالة هو اطوال جميع الطلبة في تلك الجامعة. والمجتمع اما ان يكون مجتمعا محدودا اي ممكن حصر عدد مفرداته . او يكون مجتمعا غير محدودا وهو المجتمع الذي من الصعب حصر عدد مفرداته مثل مجتمع نوع سمك معين في نهر.

2-العينة : فهي جزء من المجتمع فالعينة عبارة عن مجموعة من المشاهدات اختيرت بطريقة ما من المجتمع ففي بعض الاحيان دراسة المجتمع ككل قد يكون صعبا او يحتاج الى وقت وجهد ومال فيعوض ذلك دراسة العينة وصفاتها ومنها يستنتج خواص المجتمع الاصلي الذي اخذت منه العينة ونرمز للمجتمع ب N و العينة ب n ومن أمثلة ذلك :

- ترغب هيئة معينة بالبحوث السياسية في تقدير نسبة الناخبين المساندين لمرشح معين في 10 الولايات، فتقوم باستجواب 100 ناخب من كل ولاية. الناخبون في الولايات العشر يمثلون المجتمع بينما ال 1000 ناخب المستجوبون يمثلون العينة.

و تنقسم الى العينة النفاذية والعينة غير النفاذية حيث :

أ- **العينة النفاذية** : تكون في حالة السحب بدون ارجاع وتعطى علاقة عدد الحالات كالتالي :

❖ الترتيب غير مهم:

$$C_N^n = \frac{N!}{n! (N - n)!}$$

❖ الترتيب مهم:

$$A_n = \frac{N!}{(N - n)!}$$

ملاحظة: اذا لم يتم ذكر نوعية الترتيب في التمرين نعتبره غير مهم

ب- **العينة غير النفاذية** : تكون في حالة السحب بالإرجاع، و هنا يمكن ظهور المفردة في العينة أكثر من مرة وتعطى علاقة عدد الحالات كالتالي :

$$N^n$$

3-العينة العشوائية

من أجل ان تكون العينة ممثلة للمجتمع أحد الطرق المستخدمة هي العينة العشوائية من الناحية النظرية (قد يصعب تحقيق ذلك في الواقع)

1-العينة العشوائية البسيطة :

وهذا النوع من العينات من أبسط أنواعها و يقصد بالعشوائية بأنه يكون لكل فرد من المجتمع نفس فرصة الاختيار ضمن العينة و تتم عملية الاختيار بأن توضع لكل مفردة رقم معين وتخلط الأرقام مع بعضها خلطا جيدا ثم يتم سحب عدد مفردات العينة بطريقة عشوائية وهذا بطريقة السلة او بطريقة الجداول العشوائية او باستخدام الحاسب الالى .

ب-العينة العشوائية المنتظمة

يمكن تلخيص خطوات سحب العينة العشوائية المنتظمة في تقسيم المجتمع الى عدد من الفئات المتساوية الطول ثم يتم اختيار مفردة عشوائية من المجموعة الاولى ونحدد ترتيبها في المجموعة ثم نحصل على بقية المفردات باضافة طول الفئة على التوالي .

4-معالم المجتمع

نقصد بمعالم المجتمع مجموعة من خصائصه مثل المتوسط ، التباين ، معامل التماثل ، ومن خصائص المجتمع أيضا طبيعة توزيع الاحتمالي $f(x)$ كأن يكون طبيعيا أو غيره من التوزيعات الاخرى سواء كانت متقطعة أو مستمرة .

و سنرمز للمتوسط المجتمع بالرمز μ :

$$\mu = \frac{\sum x_i}{N}$$

أما تباين المجتمع سنرمز له σ^2 :

$$\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \mu)^2}{N}$$

5-المعاينة :

يطلق على عملية اختيار العينة بالمعاينة وليست الفكرة في مجرد اختيار جزء من المجتمع فقط أيا كان و لكن من الضروري أن تتوفر لدينا بعض المعلومات عن المجتمع و التي تسمح لنا بالاختيار بعض مفرداته على اساس معينة تستطيع من خلال دراستها معرفة كثير عن هذا المجتمع .

ثانيا: توزيع المعاينة للمتوسطات

1. توزيع المعاينة للمتوسطات

إذا أخذنا عينات متكررة من مجتمع ما و قمنا بقياس متوسط لكل عينة ، فإننا نجد أن هذه المتوسطات تختلف عن بعضها البعض ، و يسمى التوزيع الاحتمال لمتوسطات العينات هذه (توزيع المعاينة للمتوسطات) ، ولكن توزيع المعاينة للمتوسطات له أيضا متوسط يعبر عنه بالرمز $\mu_{\bar{x}}$ وانحراف معياري أو خطأ معياري $\sigma_{\bar{x}}$.

نفترض:

— سحبنا عينة حجمها n_1 متوسطها الحسابي $\bar{X}_1$

— سحبنا عينة حجمها n_2 متوسطها الحسابي $\bar{X}_2$

— سحبنا عينة حجمها n_3 متوسطها الحسابي $\bar{X}_3$

في الاخير نتحصل على مجموعة جديدة من المفردات تمثل المتوسطات الحسابية للعينات.

$$\Omega = \{ \bar{X}_1, \bar{X}_2, \bar{X}_3, \dots, \bar{X}_n \}$$

أ- متوسط توزيع المعاينة للمتوسطات :

النظرية 01: إذا كان μ يمثل متوسط مجتمع ما حجمه N و $\mu_{\bar{x}}$ يمثل متوسط عينة حجمها n مسحوبة من ذات المجتمع ، فإن القسمة المتوقعة لمتوسط العينة $E(\mu_{\bar{x}})$ ويعبر عنها كما يأتي : $E(\mu_{\bar{x}}) = \mu_{\bar{x}}$ ولا ثبات ذلك :

$$E(\mu_{\bar{x}}) = E\left(\frac{1}{n} \sum x_i\right) = \frac{1}{n} \sum E(x_i) = \frac{1}{n} \sum \mu = \frac{1}{n} \mu n = \mu$$

❖ حالة السحب بالإرجاع:

$$\mu_{\bar{x}} = \frac{\sum \bar{x}_i}{N^n} = \mu$$

❖ حالة السحب بدون إرجاع:

$$\mu_{\bar{x}} = \frac{\sum \bar{x}_i}{C_N^n} = \mu$$

ب- تباين توزيع المعاينة للمتوسطات :

❖ حالة السحب بالإرجاع:

النظرية 02: إذا كان μ يمثل متوسط مجتمع ما و $\mu_{\bar{x}}$ يمثل متوسط عينة مسحوبة من ذات المجتمع بالارجاع ، فإن التباين $\sigma_{\bar{x}}$ (تباين توزيع المعاينة للمتوسطات) و يكتب كالتالي :

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sum (x_j - \mu_{\bar{x}})^2}{N^n} = \frac{\sigma^2}{n} \quad \sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

حيث n يمثل حجم العينة .

أما الانحراف المعياري :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

❖ حالة السحب بدون إرجاع:

النظرية 03: في حالة السحب بدون ارجاع فان تبيان توزيع المعاينة للمتوسطات يكون كالآتي :

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sum (x_j - \mu_{\bar{x}})^2}{C_N^n} = \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right) \quad \sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)$$

و يمكن اعطاء صيغة الانحراف المعياري كالتالي :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\left(\frac{N-n}{N-1} \right)}$$

و تسمى النسبة $\left(\frac{N-n}{N-1} \right)$ بمعامل الارجاع .

☒ مثال 01 :

ليكن لدينا المجتمع المتكون من المفردات التالية : 1 ، 3 ، 5.

-أحسب متوسط المجتمع μ .

-ما هي القيمة المتوقعة لمتوسط عينة مسحوبة من المجتمع في حالة السحب بالارجاع وفي حالة السحب بدون ارجاع مكونة من مفردتين $n=2$.

-قارن بين μ و $\mu_{\bar{x}}$ ؟.

☒ الحل :

من المعطيات لدينا : $N=3$, $n=2$

*حساب معالم المجتمع :

*حساب متوسط المجتمع μ :

$$\mu = \frac{\sum x_i}{N} = \frac{1 + 3 + 5}{3} = 3$$

*حساب تباين المجتمع σ^2 :

$$\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \mu)^2}{N} = \frac{(1-3)^2 + (3-3)^2 + (5-3)^2}{3}$$

$$\sigma^2 = 2.66$$

*الانحراف المعياري للمجتمع :

$$\sigma = 1.6309$$

*حالة السحب بالارجاع :

عدد العينات الممكنة : $N^n = 3^2 = 9$

*تحديد عدد الحالات الممكنة والمتوسطات :

(5,5)	(3,5)	(1,5)	(5,3)	(3,3)	(1,3)	(5,1)	(3,1)	(1,1)	عدد الحالات الممكنة
5	4	3	4	3	2	3	2	1	متوسطات كل عينة

*متوسط المعاينة للمتوسطات $\mu_{\bar{x}}$ من خلال العلاقة التالية كمايلي :

$$\mu_{\bar{x}} = \frac{\sum \bar{x}_i}{N^n} = \frac{1 + 2 + 3 + 2 + 3 + 4 + 3 + 4 + 5}{9} = \frac{27}{9}$$

$$\mu_{\bar{x}} = 3$$

*حساب تبيان توزيع المعاينة للمتوسطات $\sigma_{\bar{x}}^2$ من خلال العلاقة التالية كمايلي :

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sum (x_j - \mu_{\bar{x}})^2}{N^n}$$

انطلاقا من جدول متوسط العينة :

$$= \frac{(1-3)^2 + (2-3)^2 + (3-3)^2 + (2-3)^2 + (3-3)^2 + (4-3)^2 + (3-3)^2 + (4-3)^2 + (5-3)^2}{9}$$

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{12}{9} = 1.33$$

*اختبار العلاقتين :

- في حالة السحب بالارجاع فان التوقع الرياضي لتوزيع معاينة متوسطات يساوي توقع المجتمع .

$$\mu_{\bar{x}} = \mu = 3$$

في حالة السحب بالارجاع فان تباين توزيع معاينة متوسطات تجمعها العلاقة التالية مع تباين المجتمع:

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{12}{9} = 1.33$$

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{2.66}{2} = 1.33$$

*حالة السحب بدون ارجاع :

عدد العينات الممكنة: $N^n = 3^2 = 9$

$$C_N^n = C_3^2 = \frac{3!}{(3-2)!2!} = 3$$

المتوسطات الممكنة للعينه :

(5,3)	(5,1)	(3,1)	عدد الحالات الممكنة
4	3	2	متوسطات كل عينة

-متوسط المعاينة للمتوسطات $\mu_{\bar{x}}$ من خلال العلاقة التالية كمايلي :

$$\mu_{\bar{x}} = \frac{\sum \bar{x}_i}{C_N^n} = \frac{2 + 3 + 4}{3} = \frac{9}{3}$$

$$\mu_{\bar{x}} = 3$$

*حساب تبيان توزيع المعاينة للمتوسطات $\sigma_{\bar{x}}^2$ من خلال العلاقة التالية كمايلي :

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sum (x_j - \mu_{\bar{x}})^2}{C_N^n}$$

انطلاقا من جدول متوسط العينة :

$$= \frac{(2-3)^2 + (3-3)^2 + (4-3)^2}{3}$$

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{2}{3} = 0.666$$

اختبار العلاقتين :

- في حالة السحب بدون ارجاع فان التوقع الرياضي لتوزيع معاينة متوسطات يساوي توقع المجتمع .

$$\mu_{\bar{x}} = \mu = 3$$

في حالة السحب بدون ارجاع فان تباين توزيع معاينة متوسطات تجمعها العلاقة التالية مع تباين المجتمع:

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{2}{3} = 0.66$$

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right) = \frac{2.66}{2} \left(\frac{3-2}{3-1} \right) = 0.66$$

الجدول: يوضح المعالم الاحصائية لتوزيع المعاينة للمتوسطات في حالة السحب بالارجاع و بدون ارجاع

المعالم الاحصائية	حالة السحب بالارجاع	حالة السحب بدون ارجاع
عدد العينات المسحوبة و الممكنة	N^n	C_N^n
متوسط المعاينة للمتوسطات	$\mu_{\bar{x}} = \frac{\sum \bar{x}_i}{N^n}$	$\mu_{\bar{x}} = \frac{\sum \bar{x}_i}{C_N^n}$
التباين لتوزيع المعاينة للمتوسطات	$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$	$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)$
الانحراف المعياري لتوزيع المعاينة للمتوسطات	$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\left(\frac{N-n}{N-1} \right)}$
متوسط المجتمع و متوسط توزيع المعاينة للمتوسطات في حالتي السحب بالارجاع وبدون ارجاع	$\mu_{\bar{x}} = \mu$	

2. طبيعة توزيع المعاينة للمتوسطات :

ندرس طبيعة توزيع متوسط توزيع المعاينة للمتوسطات من خلال الحالة التالية:

نظرية 04: اذا كان المجتمع ما يتبع توزيع طبيعي بمتوسط μ و تباين σ^2 فان متوسط العينة مسحوبة منه يتبع ايضا التوزيع الطبيعي بمتوسط μ و تباين $\frac{\sigma^2}{n}$ و نكتب :

$$X \longrightarrow N(\mu_{\bar{x}}, \sigma_{\bar{x}}^2)$$

$$X \longrightarrow N(\mu_{\bar{x}}, \frac{\sigma^2}{n})$$

في حالة السحب بالإرجاع :

$$X \longrightarrow N(\mu_{\bar{x}}, \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right))$$

في حالة السحب بدون ارجاع

هذه تمثل حالة السحب بالإرجاع ويمكن حساب الانحراف المعياري كما ذكرنا سابقا :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

كما أن المتغيرة المعيارية لـ $\bar{X}$ يمكن حسابها كما هو مبين في معادلة ادناه وهي تقول الى التوزيع الطبيعي المعياري .

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

$$Z \longrightarrow N(0, 1)$$

ملاحظة :

للتفريق بين حالة السحب بالإرجاع وبدون ارجاع يتم استعمال معامل ارجاع الانحراف المعياري $\frac{n}{N}$ (يسمى ايضا معامل الاستقصاء) كالتالي :

$$\begin{array}{lcl} \frac{n}{N} \geq 0.05 & \longleftarrow & \text{معناه السحب بدون ارجاع} \\ \frac{n}{N} < 0.05 & \longleftarrow & \text{معناه السحب بالإرجاع} \end{array}$$

- كما تجدر الاشارة انه في حالة المجتمع غير محدود يكون السحب بالإرجاع (في هذه الحالة لا يتم ذكر حجم المجتمع في التمرين).

النظرية 05: نظرية النهاية المركزية اذا كان المجتمع ما يتبع توزيع طبيعي بمتوسط μ و تباين σ^2 و أخذنا عينات عشوائية حجم كل منها n وكانت n كبيرة ($n \geq 30$) فان الوسط الحسابي $\bar{X}$ لهذه العينات يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط μ و تباين $\frac{\sigma^2}{n}$.

مثال 01 :

اذا كان مجتمع ما يتبع التوزيع الطبيعي حجمه 1000 بمتوسط $\mu=20$ و انحراف معياري $\sigma = 8$.
المطلوب :

-أحسب المتوسط و الانحراف المعياري لتوزيع المعاينة للمتوسطات في حالات التالية :

1- $n=28$

2- $n=56$

3- احسب في الحالتين $n=28$ ، $n=56$ الاحتمال $\bar{X}$ يكون محصور بين 20 و 22.

الحل :

من المعطيات لدينا :

$$\sigma = 8 , \quad \mu_{\bar{x}} = \mu = 20 , \quad N = 1000 , \quad n = 28$$

*الحالة الاولى : لما $n=28$

- بما ان المجتمع يتبع التوزيع الطبيعي فان توزيع المعاينة لمتوسطات العينة المسحوبة يتبع التوزيع الطبيعي .
لدينا :

$$\frac{n}{N} = \frac{28}{1000} = 0.028 < 0.05$$

مما يعني السحب بالارجاع و يمكن حساب الانحراف المعياري من العلاقة التالية :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{8}{\sqrt{28}} = 1.51$$

و نكتب :

$$\begin{array}{l} \bar{X} \longrightarrow N(\mu_{\bar{x}} , \sigma_{\bar{x}}^2) \\ \bar{X} \longrightarrow N(20 , \frac{64}{28}) \end{array}$$

حساب الاحتمال $\bar{X}$ في الحالة $n=28$ ، يكون محصور بين 20 و 22 .

$$\begin{aligned} P(20 < \bar{X} < 22) &= P\left(\frac{20 - 20}{1.51} < Z < \frac{22 - 20}{1.51}\right) = P(0 < Z < 1.32) \\ &= P(Z < 1.32) - P(Z < 0) \end{aligned}$$

$$= 0.9066 - 0.5$$

$$= 0.4066$$

*الحالة الثانية : لما $n=56$

بما ان حجم العينة n كبيرة ($n=58 \geq 30$) فانه حسب نظرية النهاية المركزية فان الوسط الحسابي $\bar{X}$ للعينة المسحوبة يتبع التوزيع الطبيعي (يمكن الاستعانة بنظرية 01 التي اشرنا اليها سابقا في هذه الحالة)
لدينا :

$$\frac{n}{N} = \frac{58}{1000} = 0.058 > 0.05$$

مما يعني السحب بدون ارجاع و يمكن حساب الانحراف المعياري من العلاقة التالية :

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\left(\frac{N-n}{N-1}\right)} = \frac{8}{\sqrt{56}} \cdot \sqrt{\left(\frac{1000-56}{1000-1}\right)} = 1.039$$

و نكتب :

$$\bar{X} \longrightarrow N(\mu_{\bar{x}}, \sigma_{\bar{x}}^2)$$

$$\bar{X} \longrightarrow N(20, 1.08)$$

*حساب الاحتمال $\bar{X}$ في الحالة $n=28$, يكون محصور بين 20 و 22 .

$$P(20 < \bar{X} < 22) = P\left(\frac{20 - 20}{1.039} < Z < \frac{22 - 20}{1.039}\right) = P(0 < Z < 1.92)$$

$$= P(Z < 1.32) - P(Z < 0)$$

$$= 0.9726 - 0.5$$

$$= 0.4726$$

ثالثا: توزيع المعاينة للنسبة

لنفترض ان لدينا مجتمعا غير محدود موزعا توزيع ذي الحدين باحتمال وجود صفة معينة p و $q=1-p$ و احتمال عدم وجود هذه الصفة $1-p$ و كمثال على ذلك يكون المجتمع هو كل رميات قطعة عملة متكاملة التوازن و يكون احتمال الحصول على الصورة $p=1/2$.
اعتبر ان كل العينات الممكنة ذات الحجم n المسحوبة من هذا المجتمع و في كل عينة نحدد احصاء نسبة النجاح p و في هذا المثال تكون النسبة تمثل نسبة عدد الصور التي نحصل عليها الى حجم العينة n و بالتالي نحصل على توزيع المعاينة الذي متوسطه μ_p و انحراف معياري σ_p في الصورة .

حيث :

$$P = \frac{N_a}{N} ; \quad \bar{p} = \frac{n_a}{n}$$

N_a : عدد المفردات التي تحقق خاصية ما في مجتمع

N : حجم المجتمع

n_a : عدد المفردات التي تحقق نفس الخاصية في حجم العينة

n : حجم العينة

النظرية 06: اذا كانت P تمثل النسبة في المجتمع تحقق خاصية ما و $\bar{P}$ تمثل النسبة في العينة التي تحقق نفس الخاصية فان توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي حسب نظرية النهاية المركزية لما $(n \geq 30)$ مع $n(1-P) > 5$.

❖ في حالة السحب بالإرجاع: تكون المعلومات الاحصائية كالتالي :

للنسبة المعاينة لتوزيع الحساي المتوسط $\mu_p = P$

$$\sigma_{\bar{p}}^2 = \frac{P(1-p)}{n} \quad \text{التباين :}$$

$$\sigma_{\bar{p}} = \sqrt{\frac{P(1-p)}{n}} \quad \text{الانحراف المعياري :}$$

وتكون الكتابة الاحصائية :

$$\bar{P} \longrightarrow N\left(P, \frac{P(1-P)}{n}\right)$$

❖ في حالة السحب بدون ارجاع تكون المعلومات الاحصائية كالتالي:

$$\sigma_{\bar{p}}^2 = \frac{P(1-p)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1}\right) \quad * \text{التباين :}$$

$$\sigma_{\bar{p}} = \sqrt{\frac{P(1-p)}{n}} \sqrt{\left(\frac{N-n}{N-1}\right)} \quad * \text{الانحراف المعياري}$$

* التوقع الرياضي:

$$E(\bar{P}) = \mu_p = P$$

وتكون الكتابة الاحصائية :

$$\bar{P} \longrightarrow N\left(P, \frac{P(1-P)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1}\right)\right)$$

☒ مثال :

يحتوي احدى المستشفيات على 800 مريض من بينهم 320 مريض يعاني من مرض مزمن ، اذا سحبنا عينة من 40 مريض بدون ارجاع .

-ماهي طبيعة توزيع المرضى المصابين بمرض مزمن في العينة

-ماهو احتمال ان تكون نسبة المصابين بمرض مزمن في العينة أقل من 50 %

☒ الحل :

$$n=40, \quad N=800, \quad Na=320, \quad P = \frac{Na}{N} = \frac{320}{800} = 0.4$$

يوجد 40% من المرضى مصابين بمرض مزمن من اجمالي عدد المرضى في المستشفى.

-نلاحظ ان حجم العينة $(n=40 \geq 30)$ وعليه فان توزيع المعاينة النسبة $\bar{P}$ يقترب من التوزيع الطبيعي حسب نظرية النهاية المركزية مع

$$n(1-P) = 40(1-0.4) = 24 > 5$$

-بما اننا في حالة السحب بدون ارجاع تكون الكتابة الاحصائية كالتالي :

$$\bar{P} \longrightarrow N\left(P, \frac{P(1-P)}{n} \left(\frac{N-n}{N-1}\right)\right)$$

مع :

$$\mu_p = P = 0.4$$

$$\sigma_{\bar{p}} = \sqrt{\frac{P(1-p)}{n}} = \sqrt{\frac{0.4(1-0.4)}{40}} = \sqrt{\frac{0.4(1-0.4)}{40}} = 0.75$$

$$\bar{P} \longrightarrow N(0.4, 0.0057)$$

*نسبة المصابين بمرض مزمن في العينة أقل من 50 %

$$\begin{aligned} P(\bar{P} < 0.5) &= P\left(Z < \frac{0.5-0.4}{0.75}\right) \\ &= P(Z < 0.13) \\ &= 0.5517 \end{aligned}$$

رابعاً: توزيع المعاينة للفروق والمجاميع

1. توزيع المعاينة للفرق بين متوسطي عينتين :

إذا كان $X_1 \longrightarrow N(\mu_1, \sigma_1^2)$ و $X_2 \longrightarrow N(\mu_2, \sigma_2^2)$ و سحبت من مجتمعها عينة حجمها n_1 و سحبت من مجتمعها عينة حجمها n_2 و كان المجتمعين مستقلين و عرفنا المتغيرين العشوائيين $(\bar{X}_1$ و $\bar{X}_2$) فان $(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)$ يمثل متغيراً عشوائياً للفرق بين متوسطي العينتين وعليه فان التوقع الرياضي :

$$\begin{aligned} E(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) &= E(\bar{X}_1) - E(\bar{X}_2) \\ &= \mu_1 - \mu_2 \end{aligned}$$

أما التباين :

$$\begin{aligned} V(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) &= V(\bar{X}_1) + V(\bar{X}_2) \\ &= \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2} \end{aligned}$$

ويصبح الانحراف المعياري :

$$\sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

النظرية 07: إذا كان المجتمعين يتبعان التوزيع الطبيعي فان توزيع المعاينة للفرق بين متوسطي عينتين يتبع ايضا التوزيع الطبيعي نكتب :

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \longrightarrow N(\mu_1 - \mu_2; \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

و بالتالي :

$$Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \longrightarrow N(0; 1)$$

النظرية 08: إذا سحبت من مجتمع ما عينة حجمها n_1 متوسطه μ_1 و تباينه σ_1^2 مع سحب عينة أخرى مستقلة عن العينة الأولى و مسحوبة من مجتمع آخر متوسطه μ_2 و تباينه σ_2^2 فإن توزيع المعاينة للفرق بين متوسطي العينة $(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)$ يقترب من التوزيع الطبيعي لما تكون حجم العينة كبير أي $(n_1 ; n_2) \geq 30$ وهذا استنادا الى نظرية النهاية المركزية .

☒ مثال :

إذا كان $X_1 \rightarrow N(30, 25)$ و سحبت من مجتمع عينة حجمها 30 مشاهدة و $X_2 \rightarrow N(20, 16)$ و سحبت من مجتمع عينة حجمها 35 مشاهدة أوجد توزيع الفرق بين متوسطي العينة. ثم احسب الاحتمال :

$$P(X_1 - X_2 < 12)$$

☒ الحل :

لدينا :

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \rightarrow N(\mu_1 - \mu_2 ; \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

من المعطيات :

المعالم	المجتمع الاول	المجتمع الثاني
التباين	$\sigma_1^2 = 25$	$\sigma_2^2 = 16$
المتوسط	$\mu_1 = 30$	$\mu_2 = 20$
حجم العينة	$n_1 = 30$	$n_2 = 35$

فنجصل على :

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \rightarrow N(30 - 20 ; \frac{25}{30} + \frac{16}{35})$$

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) \rightarrow N(10 ; 1.29)$$

و بالتالي :

$$P(\bar{X}_1 - \bar{X}_2 < 12) = P\left(Z < \frac{(X_1 - X_2) - 10}{\sqrt{1.29}}\right) = P\left(Z < \frac{12 - 10}{\sqrt{1.29}}\right)$$

$$= P(Z < 1.76)$$

$$= 0.9608$$

2. توزيع المعاينة للفرق بين نسبي :

النظرية 09: إذا أخذت عینتان عشوائیتان حجمهما n_1 و n_2 من مجتمعين مستقلین یخضع الاول لتوزيع بيرنولي (ذو الحدين $B(1; P_1)$ و الثاني یخضع لتوزيع ذي الحدين $B(1; P_2)$ فإن الفرق بين النسبتين من العینتين $(\bar{P}_1 - \bar{P}_2)$ یخضع تقريبا للتوزيع الطبيعي وسطه $P_1 - P_2$ و تباينه :

$$\sigma_{\bar{p}_1}^2 + \sigma_{\bar{p}_2}^2 = \frac{P(1-P_1)}{n_1} + \frac{P_2(1-P_2)}{n_2}$$

وهذا لما تكون حجم العينة كبير أي $(n_1 ; n_2) \geq 30$ و نكتب :

$$(\bar{P}_1 - \bar{P}_2) \rightarrow (P_1 - P_2 ; \frac{P(1-P_1)}{n_1} + \frac{P_2(1-P_2)}{n_2})$$

و بالتالي :

$$Z = \frac{(\bar{P}_1 - \bar{P}_2) - (P_1 - P_2)}{\sqrt{\frac{P(1-P_1)}{n_1} + \frac{P_2(1-P_2)}{n_2}}} \rightarrow N(0; 1)$$

✕ مثال :

إذا كانت نسبة النجاح في امتحان توجهي في مدرسة للبنات P هي 0.7 و كانت نسبة النجاح في ذلك الامتحان في مدرسة للذكور (ب) هي 0.65 أخذت عينة عشوائية حجمها $n_1=70$ من المدرسة (ا) و أخذت عينة عشوائية حجمها $n_2=35$ من المدرسة (ب) فما احتمال ان تزيد نسبة النجاح في المدرسة (ا) على نسبة النجاح في المدرسة (ب) بمقدار 0.10 على الاكثر ؟

المطلوب :

$$P(\bar{P}_1 - \bar{P}_2 < 0.10)$$

قم بإيجاد:

✕ الحل :

$$\begin{aligned} P(\bar{P}_1 - \bar{P}_2 < 0.10) &= P\left(\frac{(\bar{P}_1 - \bar{P}_2) - (P_1 - P_2)}{\sqrt{\frac{P_1(1-P_1)}{n_1} + \frac{P_2(1-P_2)}{n_2}}} < \frac{0.10 - (0.70 - 0.65)}{\sqrt{\frac{0.7(1-0.7)}{70} + \frac{0.6(1-0.65)}{35}}}\right) \\ &= P\left(Z < \frac{0.05}{0.097}\right) = P(Z < 0.51) \\ &= 0.6950 \end{aligned}$$

3. توزيع المعاينة للتباين و للنسبة بين تبايني عيتين :

أ- توزيع المعاينة لتباين :

النظرية 10 : إذا أخذت عينة عشوائية حجمها n من توزيع طبيعي متوسطه μ و تباينه σ^2 أي $N(\mu; \sigma^2)$ و كان σ_x^2 هو تباين العينة فان :

$$\frac{(n-1)\sigma_x^2}{\sigma^2}$$

يخضع لتوزيع كاي تربيع بدرجات حرية $(n-1)$

و نكتب :

$$\frac{(n-1)\sigma_x^2}{\sigma^2} \longrightarrow \chi_{n-1}^2$$

✕ مثال :

أخذت عينة عشوائية حجمها $n=15$ من توزيع طبيعي $N(\mu; 49)$ و كان σ_x^2 أوجد احتمال التالي :

$$P(\sigma_x^2 < 82.9)$$

✕ الحل :

$$\begin{aligned} P(\sigma_x^2 < 82.9) &= P\left(\frac{(n-1)\sigma_x^2}{\sigma^2} < \frac{(15-1)82.9}{49}\right) \\ &= P(\chi^2 < 23.68) = 0.95 \end{aligned}$$

حيث χ^2 يخضع لدرجة حرية $n-1$ أي $15-1=14$ من جدول كان التربيع نجد أن القيمة الاقرب لـ 23.68 هي 3.70 و بالتالي الاحتمال المقابل لها 0.95.

ب- توزيع المعاينة للنسبة بين تباين عينتين :

النظرية 11 : ليكن $\sigma_{\bar{x}1}^2$ تباين عينة عشوائية حجمها n_1 ، من مجتمع $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ حجمها من مجتمع و ليكن $\sigma_{\bar{x}2}^2$ تباين عينة عشوائية حجمها n_2 من مجتمع $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ مستقل عن الاول فان :

$$\frac{\sigma_{\bar{x}1}^2 / \sigma_{\bar{x}2}^2}{\sigma_1^2 / \sigma_2^2} = \frac{\sigma_{\bar{x}1}^2 \cdot \sigma_2^2}{\sigma_{\bar{x}2}^2 \cdot \sigma_1^2}$$

يخضع لتوزيع ذي F درجات حرية (n_1-1, n_2-1) .

☒ مثال :

أخذت عينة عشوائية حجمها 11 من توزيع $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ، و أخذت عينة عشوائية حجمها 16 من توزيع $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ مستقل عن الأول

☒ أوجد:

$$P\left(\frac{\sigma_{\bar{x}1}^2}{\sigma_{\bar{x}2}^2} \geq 3.80\right)$$

وذلك قبل معرفة القيمة $\frac{\sigma_{\bar{x}1}^2}{\sigma_{\bar{x}2}^2}$ ، بما أن تباين المجتمعين متساويين $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ فان التوزيع $\frac{\sigma_{\bar{x}1}^2}{\sigma_{\bar{x}2}^2}$ هو توزيع F بدرجات حرية (10 ; 15) نجد :

$$P\left(\frac{\sigma_{\bar{x}1}^2}{\sigma_{\bar{x}2}^2} \geq 3.80\right) = 1 - 0.99 = 0.1$$

السلسلة رقم 01

- المتغيرات العشوائية المنفصلة وتوزيعاتها الاحتمالية -

المتمارين الأولى :

يرمى لاعب قلمعة نرد مرة واحدة وفقاً للشروط التالية :
- اذا كان الرقم الناتج 1 يحصل على نقطتين ، واذا كان الرقم الناتج 4 يحصل على نقطتين ،
أما في اعداد ذلك فإنه يحصل على نقطة واحدة ، ولكن X متغير عشوائي
يمثل النقاط المحصلة .

- 1- ما نوع هذا المتغير العشوائي ؟
- 2- عين التوزيع الاحتمالي لهذا المتغير ؟ وتأكد انه توزيع احتمالي .

المتمارين الثانية :

ليكن X متغير عشوائي يتبع التوزيع المينافي الجدول التالي :

X	0	1	2	3	4	5
$P(X=x_i)$	$\frac{1}{a}$	$\frac{2}{a}$	$\frac{3}{a}$	$\frac{4}{a}$	$\frac{3}{2a}$	$\frac{1}{2a}$

- 1- ما نوع المتغير العشوائي X ؟ أوجد قيمة a التي تحقق جدول التوزيع الاحتمالي .
- 2- احسب التوقع الرياضي والانحراف المعياري لهذا المتغير العشوائي X ؟
- 3- احسب الاحتمالات التالية : $P(X > 1)$ ، $P(X \leq 3)$
- 4- ليكن Y متغير عشوائي معرف كما يلي : $Y = -X + 2$ ، أوجد كل من $E(Y)$ و $V(Y)$.

المتمارين الثالثة :

يحتوي وعاء أول على 6 كرات سوداء مرصمة من 1 الى 6 ، ويحتوي وعاء ثاني على 6 كرات بيضاء مرصمة بالشكل التالي : 2 ، 4 ، 6 ، 8 ، 10 ، 12 ، ونفرض أن المتغير العشوائي X هو سحب كرة سوداء ، والمتغير العشوائي Y هو سحب كرة بيضاء .

المطلوب :

- 1- حدد تابع الكثافة الاحتمالية لـ (X, Y) مع دالة التوزيع الاحتمالي ؟
- 2- ضع التمثيل البياني لها ، ماذا لاحظ ؟
- 3- احسب الأمل الرياضي والتباين لكلا متغيريها ، ماذا لاحظ ؟
- 4- حدد تابع الكثافة الاحتمالية لـ Z حيث أن $Z = X + Y$ ، ثم حدد دالة التوزيع والتمثيل البياني .

5- أحسب الأمل الرياضي والبيان لـ 2 ؟

6- نضع محتوى الوعاء الأول والثاني في وعاء ثالث، نعرف المتغير العشوائي T المرتبط بالسحب من الوعاء الثالث،

4 حدد القانون الاحتمالي والامل الرياضي والبيان لهذا المتغير

المتمارين الرابع : ٥٤

إذا كانت نسبة نجاح حلبة السكالوريا تقدر بـ 60%، نختار عشوائياً عينة من 10 طلبة

من مجموع الطلبة مع المدرج، وليكن X عدد الطلبة الناجحين من بين 10 طلبة.

* ما هو القانون الاحتمالي لـ X ؟ حدد التوزيع الاحتمالي ؟

* أحسب الاحتمالات التالية: $P(X=0)$, $P(X=10)$, $P(X \leq 2)$, $P(X \geq 8)$.

* أحسب التوقع الرياضي والانحراف المعياري.

المتمارين الخامس : وطيفة

- إن نسبة الانتاج التالف لأحد مصانع المصابيح هي 10%، إذا أخذنا عينة مكونة من 5 مصابيح بشكل عشوائي من انتاج هذا المصنع، أوجد الاحتمالات التالية :

* الحصول على مصباح واحد تالف $P(X=1)$

* الحصول على جميع المصابيح تالفة $P(X=5)$

* الحصول على مصباح واحد تالف على الأكثر $P(X \leq 1)$

* أوجد العدد المتوقع للمصابيح التالفة في العينة ؟ $E(X)$

المتمارين السادس :

يحمل المسافرون عشوائياً الى موقف الحافلات بمدينة البلدية بعدد 5 مسافرين كل 10 دقائق، وليكن X عدد المسافرين الذين يصلون الى موقف الحافلات بالبلدية كل 10 دقائق

* ما هو القانون الاحتمالي لـ X ؟

* أحسب ما يلي :
* احتمال وصول 3 مسافرين فقط خلال 10 دقائق.
* احتمال وصول 5 مسافرين فقط خلال نصف ساعة.
* أحسب التوقع الرياضي والانحراف المعياري.

المتمارين السابع : وطيفة

يقدر العدد المتوسط لحوادث المرور في بلدية ما سنوياً بـ 6 حوادث.

* عرف المتغير العشوائي في هذه المسألة.

* ما هو القانون الاحتمالي لـ X.

* أحسب التوقع الرياضي والانحراف المعياري $P(X \leq 6) = 1 - P(X > 6)$

* أحسب احتمال أن تقع 10 حوادث مرور - أكثر من 6 حوادث مرور

بالتوقع

2/21

$P(X=10)$

السلسلة رقم: 02

المتغيرات العشوائية المستمرة وأهم توزيعاتها الاحتمالية

التمرين 01:

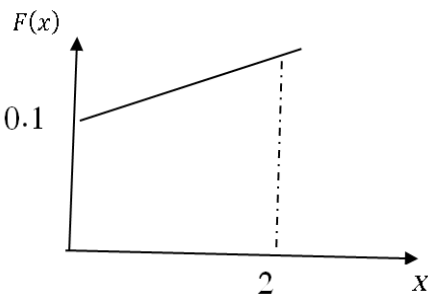
ليكن X متغير عشوائي معرف بدالة كثافة التالية :

$$f(x) \begin{cases} CX & 1 < x < 5 \\ 0 & \text{بخلاف ذلك} \end{cases}$$

- (1) أوجد قيمة الثابت C التي تجعل الدالة $f(x)$ كثافة احتمالية .
- (2) بفرض ان X يمثل الانتاج السنوي للإحدى المؤسسات ، ماذا تمثل القيمتين $x=1$ و $x=5$.
- (3) احسب الانتاج المتوسط و الانحراف المعياري .
- (4) احسب احتمال أن تنتج هذه المؤسسة:
 - أقل من ثلاث وحدات
 - أكثر من وحدتين
 - ما بين 1 و 3 وحدة .

التمرين 02:

(1) ليكن X متغير عشوائي بحيث الدالة $f(x)$ كثافته الاحتمالية ممثلة وفق الشكل المقابل :



• ما هو نوع هذا المتغير العشوائي ؟

• أوجد الصيغة الرياضية لدالة الكثافة الاحتمالية $f(x)$.

(2) لتكن دالة الكثافة الاحتمالية التالية : $f(x) = \frac{-1}{2}x + 1$ المعرفة على المجال $(0, 2)$

- أوجد دالة التوزيع الاحتمالية $F(x)$
- أحسب الاحتمالات التالية: $p(x \leq 1)$ ، $p(0.5 < x < 2)$
- أوجد التوقع الرياضي و التباين و الانحراف المعياري
- أحسب : $E(2X+1)$ و $V(2X+1)$

التمرين 03:

إذا كان طول الشخص في مجتمع يتوزع وفق التوزيع الطبيعي بمتوسط 160 سم وانحراف معياري 5 سم

• مثل الاحتمالات التالية بمساحات تحت منحنى التوزيع الطبيعي: (بدون حساب الاحتمال)

$$Pr(X < 100) , Pr(140 \leq X \leq 180) , Pr(X > 160) , Pr(X > 180)$$

التمرين 04:

إذا كان الدخل الشهري للعائلات في ولاية ما يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط 15000 دج وانحراف معياري 1500 دج

• أحسب ما يلي:

(1) نسبة العائلات التي يفوق دخلها المعدل العام.

(2) نسبة العائلات التي يتراوح دخلها بين 13500 دج و 16500 دج.

(3) نسبة العائلات التي يزيد دخلها عن 18000 دج

(4) نسبة العائلات التي يقل دخلها عن 10000 دج.

التمرين 05:

إذا كانت نفقات إحدى الشركات في السنة تتبع التوزيع الطبيعي الذي وسطه 100 مليون دج وانحراف معياري قدره 5 مليون دج

• أحسب ما يلي:

(1) ما هو احتمال أن تزيد نفقات الشركة عن 95 مليون دج خلال سنة ما؟

(2) ما هو احتمال أن تقل نفقات الشركة عن 104 مليون دج خلال سنة ما؟

(3) ما هو احتمال أن نفقات الشركة ستتراوح ما بين 93.5 و 105.5 مليون دج خلال سنة ما؟

(4) احسب قيمة α حيث : $Pr(X < \alpha) = 0.75$

التمرين 06:

أحسب كل من المتوسط الحسابي والتباين للمتغير العشوائي X يتبع التوزيع الطبيعي حيث لدينا:

$$Pr(X \leq 2) = 0,5793$$

و

$$Pr(X > 5) = 0,2119$$

التمرين 07:

ليكن المتغير العشوائي X يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط $\mu = 11$ وانحراف معياري σ

أوجد الانحراف المعياري σ من أجل: $Pr(10.4125 < X < 11.5875) = 0.76$

بالتوفيق

السلسلة رقم : 03
توزيعات المعاينة

التمرين 01:

- ليكن لدينا مجتمع محدود مكون من القيم التالية : $\Omega = \{2; 3; 4; 7\}$
- (1) - أحسب متوسط المجتمع وانحرافه المعياري
 - (2) - نسحب عينة حجمها 2 بالإرجاع من هذا المجتمع
 - أوجد عدد العينات الممكنة ذات الحجم 2 التي يمكن سحبها من هذا المجتمع
 - حدد العينات الممكنة
 - أوجد توزيع المعاينة للمتوسطات
 - أحسب المتوسط والانحراف المعياري لتوزيع المعاينة للمتوسطات
 - اختبر العلاقتين التاليتين:

$$\mu_{\bar{x}} = \mu$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

- (3) - نسحب عينة حجمها 2 بدون إرجاع من هذا المجتمع
 - أعد الإجابة على نفس الأسئلة السابقة

التمرين 02:

- إذا كانت نقاط 300 طالب في امتحان الإحصاء تتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط 10,5 وانحراف معياري 3,60 سحبنا عينة عشوائية من 40 طالبا.
- (1) - ما هي طبيعة توزيع متوسط النقاط في العينة ؟
 - (2) - أحسب احتمال أن يقع متوسط النقاط في العينة ما بين 10 و 11,5
 - (3) - أحسب احتمال أن يكون متوسط النقاط في العينة أقل من 10

التمرين 03:

- يختار مراجع عينة عشوائية حجمها 16 من مجتمع مكون من 1000 حساب مدين، ويفترض أنها تتوزع وفق التوزيع الطبيعي حيث متوسط الحساب المدين للمجتمع يساوي 26000 دج بانحراف معياري 4500 دج.
- (1) - ما هي طبيعة توزيع متوسط الحسابات المدينية في العينة ؟
 - (2) - ما هو احتمال أن يكون متوسط العينة أقل من 28250 دج ؟

التمرين 04:

- تدرس شركة طيران إمكانية السماح بحمولة يدوية للزبون مجانية، وقد وجد أن الوزن المتوسط للحمولة هو 5 كلف وتباين 0,25
- (1) - إذا أخذنا عينة من 100 راكب، ما هي طبيعة توزيع متوسط الحمولة اليدوية في العينة ؟
 - (2) - أحسب احتمال أن يكون الوزن الإجمالي للامتعة :
 - ما بين 500 و 515 كلف
 - أقل من 515 كلف

التمرين 05:

- مجتمع مكون من 700 شخص من بينهم 420 شخص مدخن، إذا سحبنا عينة عشوائية من 36 شخص بدون إرجاع.
- (1) - ما هي طبيعة توزيع نسبة المدخنين في العينة ؟
 - (2) - ما هو احتمال أن تكون نسبة المدخنين في العينة أقل من 45%.

التمرين 06:

- حددت شركة تصنع منتوج معين أن نسبة الوحدات التالفة 3 % ، إذا سحبنا عينة عشوائية حجمها 300 من هذا المنتج.
- ما هو احتمال أن نسبة الوحدات التالفة في العينة تتراوح بين 2 % و 3.5 % ؟
 - أحسب عدد الوحدات التالفة في العينة.

التمرين 07:

إن معدل الأجور المدفوعة للعمال من الشركة الأولى لإنتاج الأدوية تساوي 35000 دج بانحراف معياري 4000 دج، أما معدل الأجور المدفوعة من الشركة الثانية لإنتاج الأدوية تساوي 28000 دج بانحراف معياري 6000 دج. سحبنا عينة عشوائية من 16 عاملا من الشركة الأولى وكذلك سحبنا عينة عشوائية من 25 عاملا من الشركة الثانية، مع العلم أن الأجور المدفوعة من قبل الشركتين تتبع التوزيع الطبيعي.

- (1)- أوجد طبيعة توزيع المعاينة للفرق بين متوسطين.
- (2)- أحسب احتمال أن يزيد معدل الأجور في الشركة الأولى عن معدل الأجور في الشركة الثانية بمقدار يفوق 8000 دج.

التمرين 08:

إذا كان متوسط استهلاك البنزين للسيارات من النوع (A) يساوي 9,8 لتر في 100 كم بانحراف معياري 1,1 لتر، وكان متوسط استهلاك البنزين للسيارات من النوع (B) يساوي 9,1 لتر بانحراف معياري 0,9 لتر سحبنا عينة من السيارات من النوع (A) حجمها 100، وكذلك سحبنا عينة من السيارات من النوع (B) حجمها 105

- (1)- أوجد طبيعة توزيع المعاينة للفرق بين متوسطين.
- (2)- أحسب احتمال أن يكون الفرق بين متوسطي العينتين أقل من 0,4 لتر

التمرين 09:

إذا علم أن نسبة الذكور في مؤسسة (A) تبلغ 30 % وفي مؤسسة (B) تبلغ 20 %، فإذا سحبنا عينة عشوائية من المؤسسة (A) حجمها 100 ومن المؤسسة (B) حجمها 200.

- أوجد طبيعة توزيع المعاينة للفرق بين نسبتي.
- أوجد احتمال أن يكون الفرق بين نسبتي الذكور في العينتين أكبر من 6 %.