

# محاضرات مقياس الإحصاء 3

لفائدة طلبة السنة الثانية علوم اقتصادية، علوم تجارية وعلوم التسيير

قسم علوم التسيير

للأستاذة: طالب دليلة

الموسم الجامعي: 2021 / 2022

# المحاضرة الأولى: التوزيع الطبيعي

## التوزيع الطبيعي

### NORMAL DISTRIBUTION

يعتبر التوزيع الطبيعي من أهم التوزيعات المتصلة حيث يلعب دوراً أساسياً في عملية المعاينة Sampling ، كما يستخدم لوصف الأنماط التكرارية للعديد من الظواهر الإحصائية مثل التغيرات الطبيعية التي تحدث للإنسان والحيوان والعوامل البيئية بشكل عام . والتوزيع الطبيعي يدرس سلوك المتغيرات العشوائية المتصلة مثل درجة الحرارة والطول والوزن والدخل والأخطاء العشوائية الناتجة عند تحليل الانحدار .

وبدراسة شكل منحنى التوزيع الطبيعي نجد أنه منحنى متماثل حول الوسط الحسابي للتوزيع ، يأخذ الشكل الجرسى وله قمة واحدة ويمتد طرفاه إلى ما لانهاية مقتربين من المحور الأفقى شيئاً فشيئاً دون أن يتماسا مع هذا المحور . وإذا أسقطنا عموداً من قمة المنحنى على المحور الأفقى فإن هذا العمود يعتبر محوراً للتماثل لأنه يقسم المساحة تحت المنحنى إلى قسمين متساويين تماماً وينطبق كل منهما على الآخر تمام الانطباق ومساحة كل قسم تساوى 50% من المساحة الكلية تحت المنحنى وينتج عن هذا التماثل أن قيم الوسط الحسابي والوسيط والمنوال للتوزيع الطبيعي تكون متساوية .

وحيث أن التوزيع الطبيعي يعبر عن متغيرات عشوائية متصلة فإننا لا نستطيع استخدام دالة التوزيع له لإيجاد احتمال أن يأخذ المتغير العشوائى الذى يتبعه لقيمة معينة حيث أن هذا الاحتمال يساوى صفراً . ولكن يمكن استخدام دالة التوزيع الطبيعي لإيجاد احتمال أن يأخذ المتغير العشوائى أقل من قيمة معينة أو أكثر من قيمة معينة أو تقع قيمته بين قيمتين معلومتين.

وترجع أهمية التوزيع الطبيعي إلى الأسباب الآتية :

1. يستخدم التوزيع الطبيعي فى وصف العديد من المتغيرات العشوائية فى الواقع العملى مثل الأطوال والأوزان لمجموعة من الأشخاص ، درجات الطلاب فى امتحان مقرر معين ، أخطاء القياس الناتجة من تجربة ما ، حيث تتوزع القياسات المشاهدة (

التكرارات ) بشكل متماثل حول قيمة مركزية هي قيمة متوسط التوزيع وتقل هذه القياسات تدريجيا كلما ابتعدنا عن هذه القيمة إلى جهة اليمين أو إلى جهة اليسار ، حيث يأخذ منحني التوزيع الشكل الجرسى .

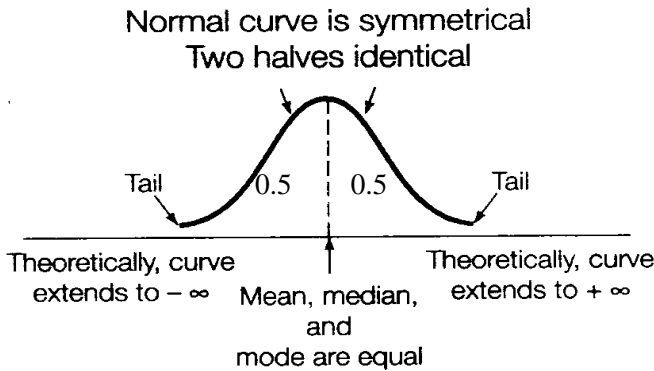
2. يعتبر التوزيع الطبيعي تقريبا مفيدا للعديد من التوزيعات المتقطعة وغير المتقطعة مثل توزيع ذى الحدين وتوزيع بواسون وتوزيع هيبرجيومتري وغيرها .

3. يعتبر التوزيع الطبيعي حجر الزاوية فى الاستدلال الإحصائى حيث تتوزع معالم المجتمع المقدره من العينة مثل المتوسط مثلا كالتوزيع الطبيعي وهذا ما سوف تناوله فى معرض حديثنا عن نظرية النهاية المركزية .

### - خصائص التوزيع الطبيعي

يتميز التوزيع الطبيعي بالخصائص الآتية إجمالاً :

1. منحني التوزيع الطبيعي منحني متماثل حول متوسط التوزيع والذي يرمز له بالرمز  $\mu$  .
2. المتوسط والوسيط والمنوال للتوزيع الطبيعي متساوية القيمة .
3. المساحة تحت منحني التوزيع الطبيعي تساوى الوحدة المربعة وهذه المساحة تعبر عن مجموع الاحتمالات . وكما ذكرنا أن الخط الرأسى الساقط من قمة المنحنى على المحور الأفقى عند المتوسط يقسم المساحة إلى نصفين متساويين 50% من المساحة الكلية على يمين الخط العمودى ، 50 % من المساحة الكلية على يساره .

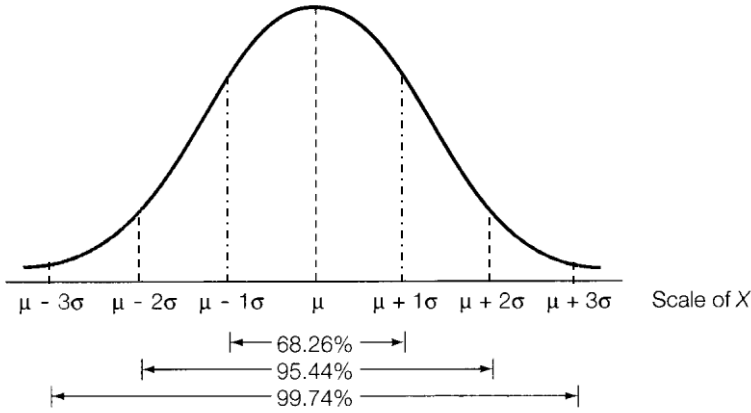


4. إذا أسقطنا عمودين على بعد انحراف معياري واحد إلى يمين ويسار متوسط التوزيع فإن المساحة التي يحصرها هذين العمودين تمثل 68.26% تقريبا من المساحة الكلية تحت المنحنى . كذلك نجد أن المساحة التي يحصرها العمودان المقامان عند 2 انحراف معياري على جانبي متوسط التوزيع تمثل 95.44% تقريبا من المساحة الكلية تحت المنحنى . أما المساحة التي يحصرها العمودان المقامان عند 3 انحرافات معيارية على جانبي متوسط التوزيع فتمثل 99.74% تقريبا من المساحة الكلية تحت المنحنى . هذا ويمكن التعبير عما سبق رمزيا كالآتي :

$$p (\mu - 1\sigma < x < \mu + 1 \sigma) = 0.6826$$

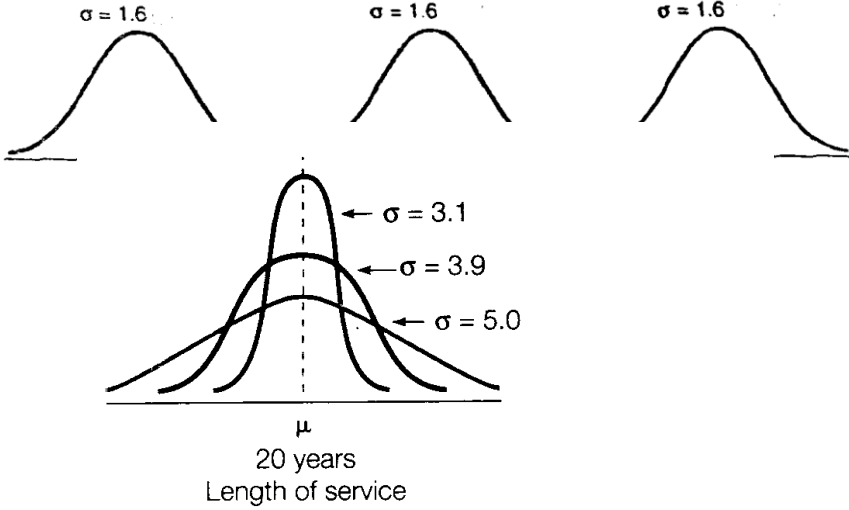
$$p (\mu - 2\sigma < x < \mu + 2 \sigma) = 0.9544$$

$$p (\mu - 3\sigma < x < \mu + 3 \sigma) = 0.9974$$



5. التوزيع الطبيعي ليس توزيعاً وحيداً ولكنه يمثل عائلة من التوزيعات الطبيعية ، وكل توزيع من هذه العائلة يمكن تحديده وتعريفه بدقة متى عرفت معالمه وهي المتوسط ويرمز له بالرمز  $\mu$  ، والانحراف المعياري ويرمز له بالرمز  $\sigma$  ، حيث تحدد قيمتي هاتين المعلمتين شكل منحنى التوزيع ، حيث تحدد قيمة المتوسط  $\mu$  موقع التوزيع

على المحور الأفقى من نقطة الأصل ، كما تحدد قيمة الانحراف المعيارى مدى تشتت التوزيع فكلما كانت  $\sigma$  كبيرة كلما زاد تشتت القيم وبالتالي اتساع المنحنى .



## - دالة كثافة الاحتمال Probability Density Function

إذا كان  $X$  متغيراً عشوائياً متصلًا يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط  $\mu$  وانحراف معيارى  $\sigma$  فإن دالة كثافة الاحتمال للمتغير العشوائى  $X$  تعطى بالعلاقة :

$$f(X) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, \quad -\infty < X < \infty$$

$$, \quad -\infty < \mu < \infty, \quad \sigma > 0$$

وحيث أن استخدام هذه الدالة لحساب الاحتمالات المختلفة تكتنفه صعوبات رياضية كثيرة تعتمد بالدرجة الأولى على معرفة تامة بعلم التكامل ، علاوة على أنه كما ذكرنا يوجد عدد لا نهائى من التوزيعات الطبيعية والتي تحدد كل منها قيم المعلمتين  $\mu$  ،  $\sigma$  فإنه لحسن الحظ يمكن تحويل أى توزيع طبيعى إلى توزيع طبيعى عيارى له جداول خاصة تعرف باسم جداول المساحات تحت منحنى التوزيع الطبيعى العيارى متى علم متوسطه وانحرافه المعيارى .

## التوزيع الطبيعي العياري Standard Normal Distribution

إذا كان  $X$  متغير عشوائي يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط  $\mu$  وانحراف معياري  $\sigma$  فإن  $Z$  تتبع التوزيع الطبيعي المعياري بمتوسط صفر، وانحراف معياري يساوي الواحد الصحيح حيث:

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

وتسمى  $Z$  أيضا بالقيمة المعيارية أو الدرجة المعيارية وهي تساعد على إيجاد المساحة أو الاحتمال المطلوب أسفل أى منحنى توزيع طبيعي وذلك باستخدام جدول المساحات تحت منحنى التوزيع الطبيعي العياري . هذا وتأخذ دالة كثافة الاحتمال للمتغير  $Z$  الشكل الآتي :

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

ومن الجدير بالذكر هنا أن الدالة لا تعتمد على معالم مجهولة القيمة وبالتالي فقد استخدمت في حساب جدول المساحات تحت منحنى التوزيع الطبيعي العياري المشار إليه بعاليه .

### خصائص المنحنى الطبيعي العياري

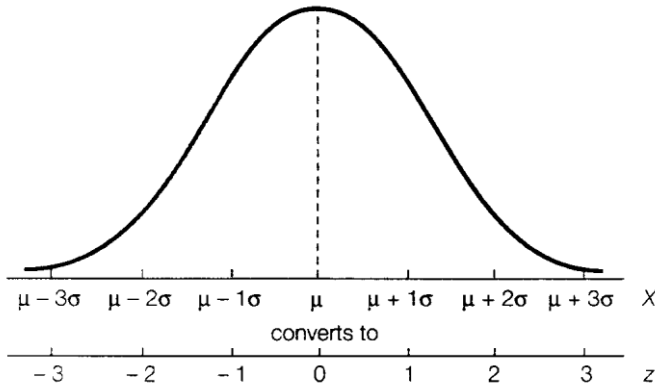
1. المساحة الكلية تحت منحنى التوزيع الطبيعي العياري تساوي الواحد الصحيح بحيث يقسم الخط العمودي الواصل من قمة المنحنى إلى الصفر (متوسط التوزيع) المساحة إلى قسمين متساويين مساحة كل منهما تساوي 0.05
2. منحنى التوزيع الطبيعي العياري متمائل حول متوسطه ، وبالتالي فإن التواءه يساوي صفر وتفرطه يساوي 3 .

3. المساحة المحصورة بين  $\pm 1$  درجة معيارية تساوى % 68.26 تقريبا من المساحة الكلية تحت المنحنى . والمساحة المحصورة بين  $\pm 2$  درجة معيارية تساوى % 95.44 تقريبا من المساحة الكلية تحت المنحنى . أما المساحة المحصورة بين  $\pm 3$  درجات معيارية تساوى % 99.74 تقريبا من المساحة الكلية تحت المنحنى . هذا ويمكن التعبير عن ذلك رمزيا كالتالي :

$$P ( -1 < Z < 1 ) = 0.6826$$

$$P ( -2 < Z < 2 ) = 0.9544$$

$$P ( ( -3 < Z < 3 ) = 0.9974$$



### مثال (1)

إذا كان العمر الافتراضى لمشغل الأقراص المرنة والمنتج بمعرفة إحدى شركات الكمبيوتر يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط 1000 ساعة وانحراف معيارى 100 ساعة . فإذا تم اختيار وحدة مشغل من إنتاج هذه الشركة بطريقة عشوائية ، فأوجد احتمال أن يكون عمرها الافتراضى :

1. بين 1000 ، 1150 ساعة .

2. أقل من 930 ساعة .

3. أكبر من 780 ساعة .



4. بين 700 ، 1200 ساعة .

5. بين 750 ، 850 ساعة .

الحل :

نفرض أن المتغير العشوائي  $X$  يعبر عن العمر الافتراضى لمشغل الأقراص المرنة ، أى أن

:

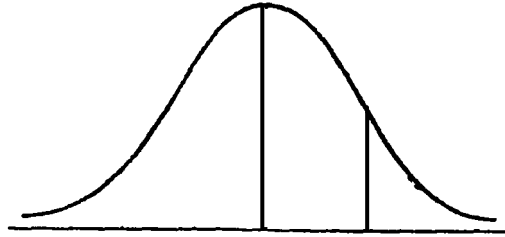
المتوسط  $\mu = 1000$  ساعة

الانحراف المعياري  $\sigma = 100$  ساعة

1. احتمال أن يكون العمر الافتراضى لمشغل الأقراص المرنة بين 1000 ، 1150 ساعة

$$P(1000 \leq X \leq 1150) = P\left(\frac{1000 - 1000}{100} \leq \frac{X - \mu}{\sigma} \leq \frac{1150 - 1000}{100}\right)$$

$$= P(0 \leq Z \leq 1.5) = 0.4332$$

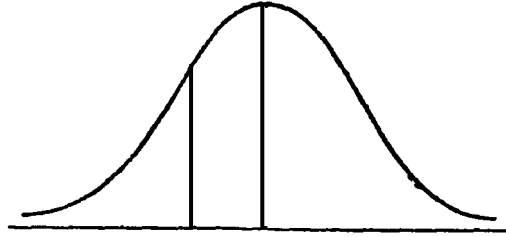


0      1.5

02 احتمال أن يكون العمر الافتراضى لمشغل الأقراص المرنة أقل من 930 ساعة

$$P(X < 930) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{930 - 1000}{100}\right) = p\left(Z < \frac{-70}{100}\right)$$

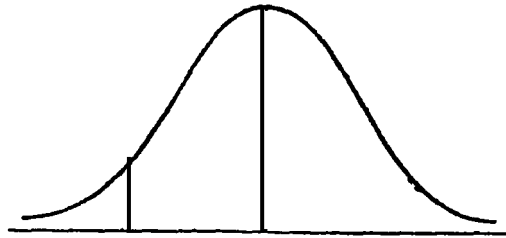
$$= p(Z < -0.7) = 0.5 - 0.2580 = 0.2420$$



-0.7    0

3. احتمال أن يكون العمر الافتراضي لمشغل الأقراص المرنة أكبر من 780 ساعة

$$\begin{aligned}
 P(X > 780) &= P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} > \frac{780 - 1000}{100}\right) = P\left(Z > \frac{-220}{100}\right) \\
 &= P(Z > -2.2) = 0.5 + P(-2.2 < Z < 0) \\
 &= 0.5 + P(0 < Z < 2.2) \\
 &= 0.5 + 0.4861 = 0.9861
 \end{aligned}$$



-2.2    0

4. احتمال أن يكون العمر الافتراضي لمشغل الأقراص المرنة

بين 700 ، 1200 ساعة

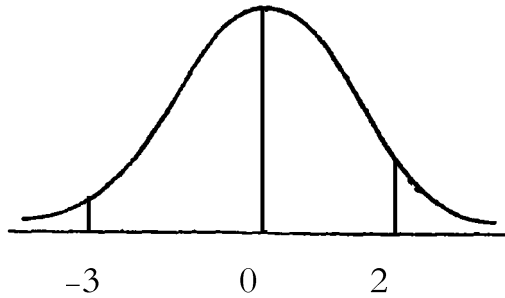
$$p(700 \leq X \leq 1200) = P\left(\frac{700 - 1000}{100} \leq \frac{X - \mu}{\sigma} \leq \frac{1200 - 1000}{100}\right)$$

$$= P\left(\frac{-300}{100} \leq Z \leq \frac{200}{100}\right) = P(-3 \leq Z \leq 2)$$

$$= P(-3 \leq Z \leq 0) + P(0 \leq Z \leq 2)$$

$$= P(0 \leq Z \leq 3) + P(0 \leq Z \leq 2)$$

$$= 0.4987 + 0.4772 = 0.9759$$



5. احتمال أن يكون العمر الافتراضى لمشغل الأقراص المرنة بين 750 ، 850 ساعة

$$P(750 \leq X \leq 850) = P\left(\frac{750 - 1000}{100} \leq \frac{X - \mu}{\sigma} \leq \frac{850 - 1000}{100}\right)$$

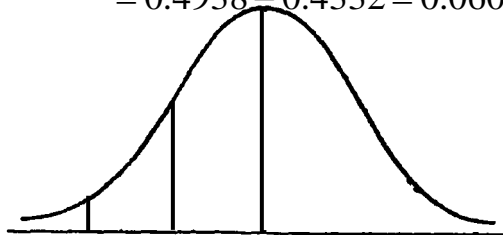
$$= P\left(\frac{-250}{100} \leq Z \leq \frac{-150}{100}\right)$$

$$= P(-2.50 \leq Z \leq -1.50)$$

$$= P(-2.50 \leq Z \leq 0) - P(-1.50 \leq Z \leq 0)$$

$$= P(0 \leq Z \leq 2.50) - P(0 \leq Z \leq 1.50)$$

$$= 0.4938 - 0.4332 = 0.0606$$



-2.5   -1.5   0

التوزيع الطبيعي كتقريب لتوزيع ذى الحدين

يمكن استخدام التوزيع الطبيعي كتقريب لتوزيع ذى الحدين إذا تحققت الشروط

الآتية :

1. حجم العينة يكون كبيرا (  $n \geq 30$  )
2. المتوسط يكون أكبر من أو يساوى 5 (  $\mu = np \geq 5$  )
3. التباين يكون أكبر من أو يساوى 5 (  $\sigma^2 = np(1-p) \geq 5$  )

مثال (2)

إذا كانت نسبة الوحدات المعيبة المنتجة بواسطة إحدى الآلات هي 15% ، فإذا تم اختيار عينة حجمها 150 وحدة بطريقة عشوائية من إنتاج هذه الآلة . فاحسب احتمال أن تحتوى هذه العينة على :

1. أقل من 20 وحدة معيبة .
2. 20 وحدة معيبة على الأقل .
3. ما بين 15 ، 20 وحدة معيبة .
4. أكثر من 18 وحدة معيبة .
5. أكثر من 28 وحدة معيبة .

الحل :

نلاحظ أن شروط استخدام التوزيع الطبيعية كتقريب لتوزيع ذى الحدين متوفرة حيث

أن :

$$1. n = 150 > 30$$

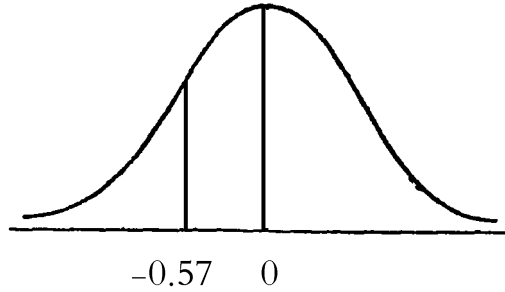
$$2. \mu = np = 150 \times 0.15 = 22.5 > 5$$

$$3. \sigma^2 = np(1-p) = 150 \times 0.15 \times 0.85 = 19.125 > 5$$

وعلى فرض أن المتغير العشوائى  $X$  يعبر عن عدد الوحدات المعيبة فإن الاحتمالات المطلوبة يمكن حسابها كالتالى :

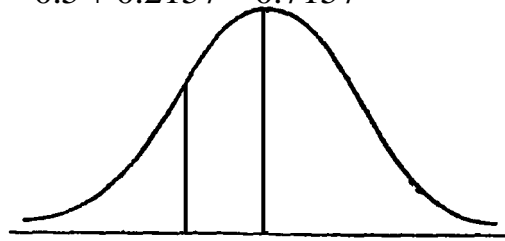
1. احتمال أن تحتوى العينة على أقل من 20 وحدة معيبة

$$\begin{aligned} P(X < 20) &= P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{20 - 22.5}{4.4}\right) \\ &= p\left(Z < \frac{-2.5}{4.4}\right) \\ &= p(Z < -0.57) \\ &= 0.5 - p(-0.57 < Z < 0) \\ &= 0.5 - P(0 < Z < 0.57) \\ &= 0.5 - 0.2157 = 0.2843 \end{aligned}$$



2. احتمال أن تحتوى العينة على 20 وحدة معيبة على الأقل

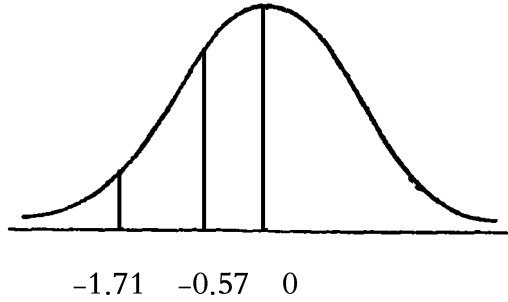
$$\begin{aligned} P(X \geq 20) &= P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} \geq \frac{20 - 22.5}{4.4}\right) \\ &= p(Z \geq -0.57) = 0.5 + p(-0.57 \leq Z \leq 0) \\ &= 0.5 + P(0 \leq Z \leq 0.57) \\ &= 0.5 + 0.2157 = 0.7157 \end{aligned}$$



$$-0.57 \quad 0$$

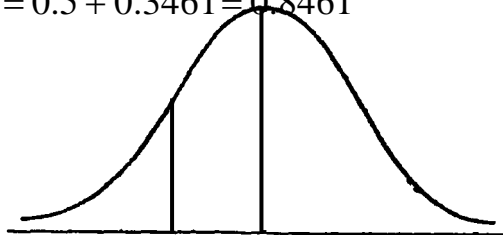
3. احتمال أن تحتوي العينة على ما بين 15 ، 20 وحدة معينة

$$\begin{aligned} P(15 \leq X \leq 20) &= P\left(\frac{15 - 22.5}{4.4} \leq \frac{X - \mu}{\sigma} \leq \frac{20 - 22.5}{4.4}\right) \\ &= P(-1.71 \leq Z \leq -0.57) \\ &= P(-1.71 \leq Z \leq 0) - P(-0.57 \leq Z \leq 0) \\ &= P(0 \leq Z \leq 1.71) - P(0 \leq Z \leq 0.57) \\ &= 0.4564 - 0.2157 = 0.2407 \end{aligned}$$



4. احتمال أن تحتوي العينة على أكثر من 18 وحدة معينة

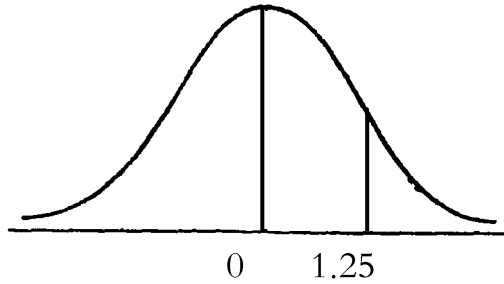
$$\begin{aligned} P(X > 18) &= P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} > \frac{18 - 22.5}{4.4}\right) \\ &= P\left(Z > \frac{-4.5}{4.4}\right) = P(Z > -1.02) \\ &= 0.5 + P(-1.02 < Z < 0) \\ &= 0.5 + P(0 < Z < 1.02) \\ &= 0.5 + 0.3461 = 0.8461 \end{aligned}$$



$$-1.02 \quad 0$$

5. احتمال أن تحتوي العينة على أكثر من 28 وحدة معيبة

$$\begin{aligned} P(X > 28) &= P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} > \frac{28 - 22.5}{4.4}\right) \\ &= P\left(Z > \frac{5.5}{4.4}\right) = P(Z > 1.25) \\ &= 0.5 - P(0 < Z < 1.25) \\ &= 0.5 - 0.3944 = 0.1056 \end{aligned}$$



### نظرية النهاية المركزية Central Limit Theorem

إذا سحبتنا عدة عينات من الحجم  $n$  بطريقة عشوائية من مجتمع متوسطه  $\mu$  وانحرافه

المعياري  $\sigma$  فإن توزيع المعاينة للمتوسطات يتوزع تقريبا كالتوزيع الطبيعي بمتوسط  $\mu$

وانحراف معياري  $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ ، وغالبا ما يسمى الانحراف المعياري للمعاينة باسم الخطأ

المعياري Standard Error وبالتالي فإن المقدار  $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$  يتوزع كالتوزيع الطبيعي

المعياري بمتوسط صفر وانحراف معياري يساوي الواحد الصحيح .

مثال (3)

إذا كان الزمن اللازم لأداء خدمة معينة للعملاء بأحد البنوك يتوزع كالتوزيع الطبيعي بمتوسط 25 ثانية وانحراف معياري 4 ثواني . فإذا تم سحب عينة عشوائية من 25 شخص يقومون بأداء هذه المهمة ، فاحسب احتمال أن يكون متوسط الزمن اللازم لأداء هذه الخدمة البنكية :

1. 26 ثانية أو أكثر .

2. بين 24 ، 27 ثانية .

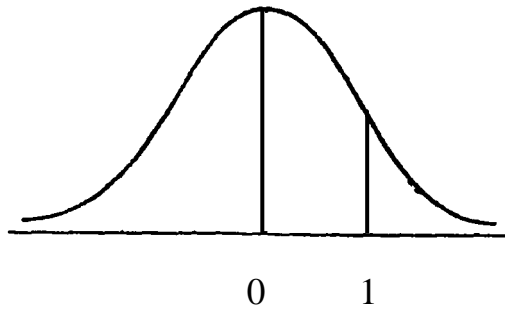
3. 26 ثانية أو أقل .

4. 23 ثانية على الأقل .

الحل :  $\mu = 25$   $\sigma = 5$   $n = 25$

1. احتمال أن يكون متوسط الزمن اللازم لأداء الخدمة 26 ثانية أو أكثر

$$\begin{aligned} P(\bar{X} \geq 26) &= P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \geq \frac{26 - 25}{5/\sqrt{25}}\right) \\ &= P(Z \geq 1) \\ &= 0.5 - P(0 \leq Z \leq 1) \\ &= 0.5 - 0.3413 = 0.1587 \end{aligned}$$

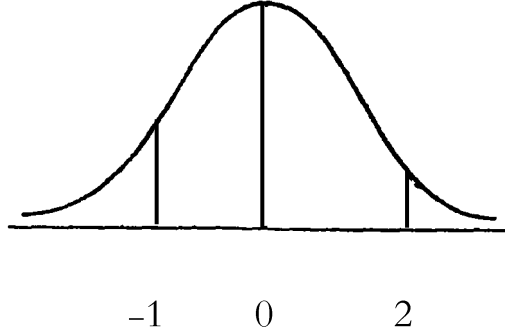


2. احتمال أن يكون متوسط الزمن اللازم لأداء الخدمة ما بين 24 ، 27 ثانية

$$P(24 < \bar{X} < 27) = P\left(\frac{24 - 25}{5/\sqrt{25}} < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < \frac{27 - 25}{5/\sqrt{25}}\right)$$

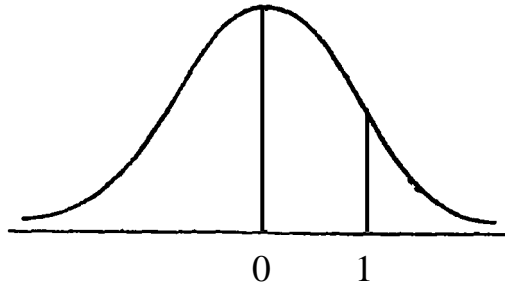


$$\begin{aligned}
&= P(-1 < Z < 2) \\
&= P(-1 < Z < 0) + P(0 < Z < 2) \\
&= P(0 < Z < 1) + P(0 < Z < 2) \\
&= P(0 < Z < 1) + P(0 < Z < 2) \\
&= 0.3413 + 0.4772 = 0.8180
\end{aligned}$$



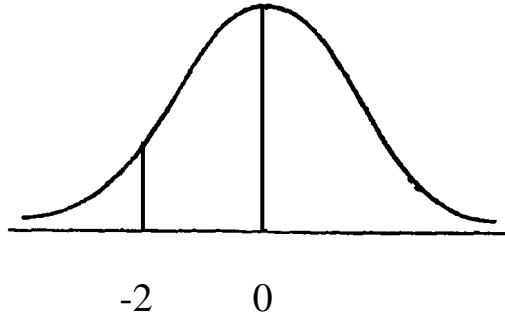
3. احتمال أن يكون متوسط الزمن اللازم لأداء الخدمة 26 ثانية أو أقل

$$\begin{aligned}
P(\bar{X} \leq 26) &= P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq \frac{26 - 25}{5/\sqrt{25}}\right) \\
&= P(Z \leq 1) \\
&= 0.5 + p(0 \leq Z \leq 1) \\
&= 0.5 + 0.3413 = 0.8413
\end{aligned}$$



4. احتمال أن يكون متوسط الزمن اللازم لأداء الخدمة 23 ثانية على الأقل

$$\begin{aligned} P(\bar{X} \geq 23) &= P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \geq \frac{23 - 25}{5/\sqrt{25}}\right) \\ &= P(Z \geq -2) = 0.5 + P(-2 \leq Z \leq 0) \\ &= 0.5 + P(0 \leq Z \leq 2) \\ &= 0.5 + 0.4772 = 0.9772 \end{aligned}$$



# المحاضرة الثانية: نظرية المعاينة

## 1. مفاهيم أساسية

من أهم المفاهيم المرتبطة بالمعينة الإحصائية ما يلي:

- **المجتمع الإحصائي:** هو مجموعة المفردات أو العناصر التي تشترك في خصائص أو خاصية محددة تميزها عن غيرها من المجتمعات.

- **الوحدة الإحصائية:** هي المفردة الأساسية التي تشكل المجتمع الإحصائي المدروس.

- **العينة:** هي جزء من المجتمع الإحصائي يتم اختيارها بطرق مختلفة بهدف تعميم النتائج المتوصل إليها من خلال دراستها على المجتمع، والذي يتحدد مدى تمثيل العينة له بعدة عوامل منها:

- حجم العينة.

- تباين خصائص المجتمع.

- طريقة اختيار العينة.

- **الإحصاء:** هي دالة في مفردات العينة كالوسط الحسابي للعينة، انحرافها المعياري ومعامل الارتباط... الخ.

- **المعلمة:** هي مقياس يحدد خصائص المجتمع الإحصائي كالوسط الحسابي، الوسيط، معامل الارتباط... الخ.

## 2. المعينة

يواجه الباحث في مختلف المجالات العلمية صعوبة في دراسة كل مشاهدة من مشاهدات المجتمع لعدة أسباب، مما يضطره لإجراء الدراسة على مجموعة جزئية من مجتمع الدراسة، وذلك بالاعتماد على أسلوب المعينة.

### 1.2 تعريف المعينة

المعينة هي عملية اختيار جزء من مفردات المجتمع الإحصائي المدروس بطريقة علمية للاستدلال على خواصه.

### 2.2 مراحل تصميم خطة المعينة

د.طالب دليلة

خطة المعاينة هي وصف للإجراءات المنهجية الخاصة بكيفية تنفيذ كل مرحلة من مراحل المعاينة، والمتمثلة فيما يلي:

- تحديد مشكلة وهدف الدراسة: تعد هذه المرحلة من أهم مراحل تصميم خطة المعاينة، فهي تسمح بتحديد الإطار العام للدراسة المتضمن طبيعة وحجم البيانات المطلوبة، متغيرات الدراسة، المجتمع الإحصائي المدروس وغيرها من المتغيرات.

- تحديد المجتمع الإحصائي عن طريق تحديد المتغيرات والمفردات المراد دراستها والحدود الزمنية والمكانية.

- تحديد البيانات المطلوبة، مصادرها وطريقة جمعها وفقا لموضوع الدراسة، هدفها، فرضياتها وتكاليف الحصول عليها وغيرها.

- تحديد حجم العينة الذي يحقق التوافق بين دقة المعلومات وتكاليف الدراسة، والذي يعتمد على تطبيق القواعد الإحصائية الخاصة بنظرية المعاينة وخبرة الباحث.

- جمع البيانات عن مفردات العينة المختارة، وهي مرحلة هامة لأنها عرضة لكثير من أخطاء القياس.

- مراجعة وترميز البيانات باستخدام طرق إحصائية معينة للوصول إلى نتائج ودراساتها.

- تحليل البيانات وتقدير معالم المجتمع: بعد الحصول على إحصاءات العينة يتم دراستها وتحليلها للاستدلال على خصائص المجتمع.

### 3. توزيعات المعاينة

#### 1.3 توزيع المعاينة للوسط الحسابي للعينة $\bar{X}$

##### 1.1.3 شكل توزيع المعاينة للمتوسط الحسابي $\bar{X}$

يمكن التمييز بين حالتين:

##### 1.1.1.3 توزيع المعاينة للوسط الحسابي $\bar{X}$ عند المعاينة من مجتمع طبيعي

يمكن التمييز بين حالتين:

- المعاينة من مجتمع طبيعي تباينه معلوم:

د.طالب دليلة

نظرية:

إذا كانت  $X_1, X_2, \dots, X_n$  عينة عشوائية من مجتمع طبيعي وسطه  $\mu$  وتباينه  $\sigma^2$  فإن المتغير

العشوائي  $\bar{X}$  يخضع للتوزيع الطبيعي متوسطه  $\mu$  وتباينه  $\sigma_{\bar{X}}$ .

$$\bar{X} \sim N(\mu, \sigma_{\bar{X}})$$

ونكتب:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_{\bar{X}}} \sim N(0,1)$$

ملاحظة: إذا كانت قيمة  $n \geq 30$  فإن التقريب يكون جيدا.

مثال:

إذا كان الدخل الأسبوعي لعمال إحدى الشركات يخضع للتوزيع الطبيعي بمتوسط قدره 1200 وحدة نقدية وانحراف معياري قدره 100 وحدة نقدية، ما هو احتمال أن يكون متوسط دخل عينة حجمها  $n = 64$  أكبر من 1180 وحدة نقدية في الأسبوع؟

الحل:

ليكن المتغير العشوائي  $X_i$  يمثل الدخل الأسبوعي للعمال.

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

$$X \sim N(1200, 100)$$

لدينا:

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$$

ومنه:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$$

وبالتالي يكون الاحتمال المطلوب:

د. طالب دليلة

$$P(\bar{X} > 1180) = P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} > \frac{1180 - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right) = P\left(Z > \frac{1180 - 1200}{100/\sqrt{64}}\right)$$
$$= P(Z > -1.6) = P(Z \leq 1.6) = 0.9452$$

- المعاينة من مجتمع طبيعي تباينه مجهول:

من الناحية العملية غالبا ما يكون تباين مجتمع الدراسة مجهولا فيستبدل بتقديره غير المتحيز  $S^2$  ، ويمكن التمييز بين حالتين لتحديد توزيع المتغير:

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

• الحالة الأولى: إذا كان حجم العينة  $n \geq 30$  فإن المتغير  $Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$  يقترب توزيعه من التوزيع الطبيعي المعياري استنادا إلى نظرية النهاية المركزية.<sup>1</sup>

مثال:

إذا علمت أن نقاط الطلبة في مقياس الإحصاء تخضع للتوزيع الطبيعي بمتوسط قدره 11 نقطة، تم اختيار عينة حجمها 36 طالبا من هذا المجتمع فوجد أن انحرافها المعياري هو 3 نقاط . المطلوب: حساب  $P(\bar{X} > 13)$

الحل:

ليكن المتغير العشوائي  $X_i$  يمثل نقاط الطلبة في مقياس الإحصاء.

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

$$X \sim N(11, \sigma)$$

لدينا  $\sigma$  مجهول و  $n \geq 30$  ومنه:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$$

وبالتالي يكون الاحتمال المطلوب:

<sup>1</sup> نظرية النهاية المركزية هي: مجموعة نتائج لنظرية الاحتمالات تنص أن مجموع عدة متغيرات عشوائية مستقلة ومتطابقة التوزيع يميل إلى التوزع حسب توزيع احتمالي معين.

د. طالب دليلة

$$\begin{aligned} P(\bar{X} > 13) &= P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}} > \frac{13 - 11}{3/\sqrt{36}}\right) = P\left(Z > \frac{13 - 11}{3/\sqrt{36}}\right) \\ &= 1 - P(Z \leq 4) = 1 - 0.99995 = 0.00005 \end{aligned}$$

• الحالة الثانية: إذا كان حجم العينة  $n < 30$  فإن المتغير  $T = \frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}}$  يتبع توزيع ستودنت

استنادا إلى النظرية التالية:

**نظرية:**

إذا كانت  $X_1, X_2, \dots, X_n$  عينة عشوائية من مجتمع طبيعي وسطه  $\mu$  وتباينه  $\sigma^2$  حيث:

-  $\bar{X}$  و  $S^2$  مستقلان.

$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

فإن:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$$

**مثال:**

تخضع أوزان أكياس الطحين الذي تنتجه إحدى المؤسسات للتوزيع الطبيعي بمتوسط قدره 50

كغ. تم سحب عينة حجمها 10 أكياس من إنتاج هذه المؤسسة فوجد أن انحرافها المعياري هو 1 كغ.

المطلوب: إيجاد احتمال أن يزيد متوسط العينة عن 51 كغ.

**الحل:**

ليكن المتغير العشوائي  $X_i$  يمثل أوزان أكياس الطحين.

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

$$X \sim N(50, \sigma)$$

لدينا  $\sigma$  مجهول و  $n < 30$  ومنه:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$$

وبالتالي يكون الاحتمال المطلوب:



د. طالب دليلة

$$\begin{aligned} P(X > 51) &= P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}} > \frac{51 - \mu}{s/\sqrt{n}}\right) = P\left(T > \frac{51 - 50}{1/\sqrt{10}}\right) = P(T > 3.16) \\ &= 1 - P(T \leq 3.16) = 1 - 0.995 = 0.005 \end{aligned}$$

### 2.1.1.3 توزيع المعاينة للوسط الحسابي $\bar{X}$ عند المعاينة من مجتمع غير طبيعي

إذا اختيرت عينة كبيرة الحجم من مجتمع غير طبيعي فإن توزيع المعاينة للوسط الحسابي  $\bar{X}$  يحدد استنادا إلى نظرية النهاية المركزية.

**نظرية:**

إذا كانت المتغيرات  $X_1, X_2, \dots, X_n$  متتالية من المتغيرات العشوائية المستقلة المتطابقة التوزيع بمتوسط  $\mu$  وتباينه  $\sigma^2$  فإن توزيع المتغير العشوائي  $Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$  يقترب من التوزيع الطبيعي كلما اقتربت قيمة  $n$  من  $\infty$ .

**مثال:**

إذا سحبت عينة عشوائية حجمها 36 وتباينها 9 من مجتمع متوسطه 7. ما هو احتمال أن يفوق الوسط الحسابي للعينة 8 ؟

**الحل:**

لدينا  $\sigma$  مجهول و  $n \geq 30$  ومنه:

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$$

وبالتالي يكون الاحتمال المطلوب:

$$\begin{aligned} P(\bar{X} > 8) &= P\left(\frac{\bar{X} - \mu}{s/\sqrt{n}} > \frac{8 - \mu}{s/\sqrt{n}}\right) \\ &= P\left(Z > \frac{8-7}{3/\sqrt{36}}\right) = P(Z > 2) \end{aligned}$$

$$= 1 - P(Z \leq 2) = 1 - 0.9772 = 0.0228$$

المحاضرة الثالثة:

نظرية التقدير

يلعب الإحصاء الاستدلالي دوراً مهماً في عملية اتخاذ القرارات في عدة ميادين، بحيث يهتم بإيجاد أو تقدير بعض الخصائص أو معلمات المجتمع محل الدراسة (المتوسط  $m$ ، الانحراف المعياري  $\sigma$ ، نسبة صفة معينة في المجتمع  $P$ ، ...)، لذلك غالباً ما تكون هذه المعلمات مجهولة و نرغب في تقديرها انطلاقاً من العينة. إن صعوبة الوصول إلى كل المجتمع بسبب ضيق الوقت و التكاليف الباهظة للبحث، يحتم على المؤسسة اللجوء إلى حساب ما يقابل معلمات المجتمع في العينة التي يشترط أن تكون ممثلة تمثيلاً صادقاً للمجتمع. تعتبر العينة صورة مصغرة من المجتمع، بحيث يمكن استخدام قيمة معلماها كتقدير للمعلمة المناظرة لها في المجتمع، كأن يتم استخدام  $\bar{X}$  لتقدير  $m$  و  $\sigma'$  لتقدير  $\sigma$  و هكذا.

### 1. تعريف نظرية التقدير

يعرف بأنه الطريقة العلمية التي تنطلق من الخاص إلى العام، أي الانطلاق من الدليل لإظهار نتيجته، بحيث يكون فيها استنباط القوانين من استنتاج الواقع. كما يعرف بأنه العلم الذي يدخل ضمن الإحصاء الاستدلالي الذي يهتم بمعالجة الإشارات التي تتعامل مع تقدير القيم من المعلمات بناء على بيانات مقاسة أو تجريبية متعلقة بالعينة التي تم اختيارها عشوائياً من المجتمع المراد دراسته. المعلمات تصف خصائص المجتمع وفقاً لتوزيع البيانات المقاسة، لذلك المقدّر يحاول أن يضع قيم تقريبية للمعلمات المجهولة للمجتمع، باستخدام قياسات (معلومات) مستنبطة من العينة المدروسة. ضمن نظرية التقدير، يفترض أن البيانات المقاسة تكون عشوائية مع توزيع احتمالي غالباً ما يكون طبيعي، مرتكزاً على معلمات العينة التي اختيرت بالصدفة. على سبيل المثال، في الدراسات التسويقية، غالباً ما ترتبط القياسات التي تحتوي على معلومات حول محفزات الشراء بالأراء التي يدي بها زبائن العينة المدروسة (التي تم اختيارها بالصدفة). فبدون عشوائية المشكلة تكون حتمية و لن تكون هناك حاجة تقدير.

### 2. معالم جودة التقدير

عندما نكون بصدد تقدير معلمة من معالم مجتمع محل دراسة، غالباً ما نحتاج إلى اختيار المعلمة  $(\bar{X}, \sigma', \dots)$  المناسبة في العينة لتقدير معلمة المجتمع  $(m, \sigma, \dots)$ . تسمى المعلمة المستخدمة في عملية التقدير بـ "المقدر". يتميز المقدر بمجموعة من الخصائص نذكر منها:

2.1 عدم التحيز: متوسط العينة  $\bar{X}$  بأنه متحيز لمتوسط المجتمع  $m$  لأن  $E(\bar{X}) \neq m$

2.2 فعالية: تشير إلى مقدار التباين الفعال لتوزيع المعاينة للإحصائية، التقدير الذي يجب اختياره يكون تباينه هو الأصغر.

3.2 التقارب: نقول عن مقدر أنه متقارب إذا كان يؤول إلى قيمة المعلمة المقدرة عندما يؤول حجم العينة إلى ما لا نهاية.

للقيام بالتقدير يمكن للباحث اللجوء إلى طريقتين، الأولى التقدير بقيمة المتوسط، النسبة أو بالانحراف المعياري، الذي يسمى بالتقدير النقطي المعروف ببساطته و الذي لا يعطي نتائج دقيقة، و الثانية التقدير بمجال الثقة الذي يعتبر رائج الاستخدام.

### 3. التقدير النقطي

يمكن لقيمة وحيدة من العينة  $(\bar{X})$  أن تستخدم لتقدير المعلمة المقابلة لها في المجتمع  $(m)$  و هذا ما يعرف بالتقدير النقطي. كأن نقول: بما أن متوسط رقم الأعمال اليومية لـ 100000  $\bar{X}$  فإن متوسط رقم أعمال كل المحلات المتواجدة بنفس المنطقة هو  $m=100000$ .

### 4. التقدير بفترة (مجال) الثقة

التقدير بنقطة نادراً ما يساوي المعلمة التي المراد تقديرها، لذلك يجب تحديد فترة أو مجال يحتوي على مجموعة من القيم تتضمن قيمة معلمة المجتمع، تسمى هذه الفترة بفترة الثقة. احتمال وقوع المعلمة في هذا المجال يسمى بدرجة الثقة و يرمز لها بـ  $[1-\alpha]$ ، و مكمل هذه القيمة يسمى بمستوى المعنوية و يرمز له بـ  $[\alpha]$ . مثلاً إذا كانت درجة الثقة 95% يكون مستوى المعنوية 0.05. كما يشار لهذا الأخير بأنه مستوى خطأ التقدير.

فإذا كان أمامنا تقدير المعلمة  $m$  بفترة ثقة، و إيجاد مجال من الشكل  $[m_1 - m_2]$  بحيث تنتمي هذه المعلمة إلى هذا المجال باحتمال معين، يسمى هذا الاحتمال بقياس الثقة  $(1 - \alpha)$  يعبر عنه بالمعادلة التالية:

$$P [m \in (m_1 - m_2)] = P (m_1 \leq m \leq m_2) = 1 - \alpha$$

بحيث أن  $m_1, m_2$ : تعبر عن حدود مجال الثقة أي الحد الأدنى و الحد الأقصى.

### 5. درجة و معامل الثقة

كما رأينا في الدرس الأول بأنه عندما تتوزع  $X$  توزيعاً طبيعياً، فإنه من بين خصائص المنحنى الطبيعي أن: **68.26%** من البيانات محصورة بين  $[\bar{x} \mp 1.\sigma_x]$ ، و **95.44%** بين  $[\bar{x} \mp 2.\sigma_x]$ ، و أن **99.72%** من البيانات محصورة بين  $[\bar{x} \mp 3.\sigma_x]$ ، بحيث يمثل  $X$  المتغير و الانحراف (الخطأ) المعياري. بنفس المبدأ إذا كان لدينا مجتمعاً إحصائياً يتوزع توزيعاً طبيعياً، و سحبنا منه عينات كبيرة نسبياً لها نفس الحجم ( $n_i \geq 30$ )، فإن توزيع المعاينة للوساط الحسابي للمجتمع ( $m$ ) يكون له هو الآخر توزيعاً طبيعياً، بحيث يتركز تقديره على الوسط الحسابي للعينة ( $\bar{X}_i$ )، بمعنى أن تقدير المتوسط الحسابي للمجتمع يساوي المتوسط الحسابي للعينة  $\bar{x}$  الانحراف المعياري لمتوسط العينة.

لو قمنا بالتعبير عن هذا التقدير بالرموز لوجدنا ما يلي:

بحيث أن:

$$P[m = \bar{x} \mp 1.\sigma_{\bar{x}}] = 0.6826$$

-  $P$ : يعبر عن الاحتمال؛

$$P[m = \bar{x} \mp 2.\sigma_{\bar{x}}] = 0.9544$$

-  $m$ : الوسط الحسابي المقدر للمجتمع؛

$$P[m = \bar{x} \mp 3.\sigma_{\bar{x}}] = 0.9972$$

- **1، 2، 3**: معامل التقدير أو  $t\alpha$  الجدولية؛

-  $m$ : الخطأ المعياري للمتوسط الحسابي

- درجة الثقة:  $0.6826, 0.9544, 0.9972$ ;

### 6. تقدير الوسط الحسابي للمجتمع بفترة ثقة:

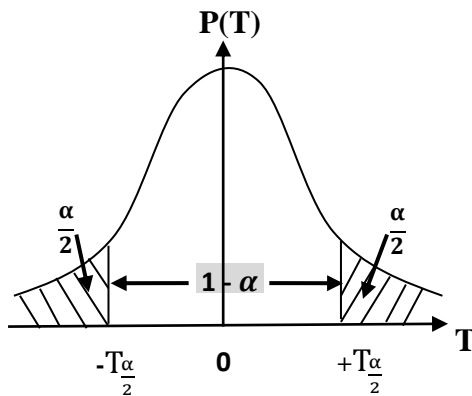
ليكن لدينا مجتمع إحصائي يتوزع توزيع طبيعي [أي  $N(m, \sigma)$ ، وسطه الحسابي  $m$  مجهول و انحرافه المعياري  $\sigma$  معلوم، سحبنا منه عينة عشوائية ذات حجم  $n$ ، عناصرها على التوالي:  $X_1, X_2, \dots, X_n$ ، وسطها الحسابي  $\bar{X}$  وانحرافها المعياري  $\sigma'$ . لا يمكننا إيجاد قيمة محددة لمتوسط المجتمع  $m$  بل نحاول حصر قيمتها داخل مجال معين بين  $m_1$  و  $m_2$  يسمى هذا المجال المحصور بفترة الثقة، وذلك يكون تحت احتمال  $P$ ، بحيث أن هذا الأخير يساوي  $1 - \alpha$ ، وتكتب على النحو الآتي:

إذا كان لدينا: ( $n \leq 0.05N$ )  $N \rightarrow +\infty$

$$P/m \in [m_1 - m_2] = 1 - \alpha$$

ليكن  $\bar{X}$  متغير عشوائي لأي عينة غير حصرية (شاملة) ذات حجم  $n$  أكبر من 30 مرفقة لمتوسط هذه العينة،  $\bar{X}$  يأخذ بصفة متتالية القيم التالية:  $\bar{X}_1, \bar{X}_2, \dots$ . نفرض أن كل الشروط متوفرة لاستخدام نتائج نظرية النهاية المركزية والقيام بالتقريبات التالية:

المتغير العشوائي يتبع القانون الطبيعي  $N(m, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$  بمعنى المتغير العشوائي  $T = \frac{\bar{X} - m}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$  يتبع القانون الطبيعي المتوسط المختصر  $N(0, 1)$ .



$$\bar{X} \curvearrowright N(m, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}), \quad T \curvearrowright N(0, 1), \quad T = \frac{\bar{X} - m}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

$$\Leftrightarrow P(-T_{\frac{\alpha}{2}} \leq T \leq +T_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow P(-T_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X} - m}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq +T_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow P(-\frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{\frac{\alpha}{2}} \leq \bar{X} - m \leq +\frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$$

$$\Leftrightarrow P(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{\frac{\alpha}{2}} \leq m \leq \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$$

إذاً مجال تقدير متوسط المجتمع  $m$  هو:  $P(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{\frac{\alpha}{2}} \leq m \leq \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$

نقول أن  $[\bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{\frac{\alpha}{2}}]$  هو مجال الثقة لم مع معامل الثقة  $1 - \alpha$ ، مركزه هو المتوسط  $\bar{X}$  للعينة التي تم اختيارها بالصدفة. و نلاحظ أننا طرحنا

القيمة  $\frac{\sigma}{\sqrt{n}} T_{\frac{\alpha}{2}}$  على يسار المتوسط  $\bar{X}$  كما أننا أضفنا تلك القيمة على اليمين.

$\sigma$	الحالة الأولى: $n \geq 30$	الحالة الثانية: $n < 30$
معلومة	نقرأ $T_{\frac{\alpha}{2}}$ من الجدول (02) و نعوض في معادلة التقدير	نقرأ $T_{\frac{\alpha}{2}}$ من الجدول (02) و نعوض في معادلة التقدير
مجهولة	نقرأ $T_{\frac{\alpha}{2}}$ من الجدول (02) ؛ نقرأ أو نقدر $\sigma$ بـ $S$ بحيث أن: تباين المجتمع: $S^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{X})^2}{n-1}$ وتباين العينة: $S'^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{X})^2}{n}$	نقرأ $\sigma$ بـ $S$ بحيث أن: المجتمع: التباين: $\sigma^2 = S^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n-1}$ الإنحراف المعياري: $\sigma = S$ العينة: التباين: $\sigma'^2 = S'^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n}$ الإنحراف المعياري: $\sigma' = S'$
ملاحظة: الجدول (2) هو جدول القانون الطبيعي المتوسط المختصر الذي يدعى بالفرنسية بـ la Loi Normale Centr ée Réduite		

المثال 1: تقوم مؤسسة معينة بإنتاج نوع من البطاريات، بحيث أن متوسط مدة اشتغال 50 بطارية من تلك التي أنتجتها هو 1000 سا. إذا علمت أن الإنحراف المعياري لمدة إشتغال البطاريات التي تنتجها المؤسسة هو 40 سا. قدر مستوى إشتغال هذه البطاريات بفترة ثقة (قياس الثقة 95%).

الحل:  $\bar{X} = 1000 \text{ h}, n = 50, \sigma = 40 \text{ h}, 1 - \alpha = 95\%$

$$P(-t_{\frac{\alpha}{2}} \leq T \leq +t_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha \quad \bar{X} \sim N(m, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}), \quad T \sim N(0, 1), \quad T = \frac{\bar{X} - m}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

$$P(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}} \leq m \leq \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$$

من الجدول (02):  $t_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96$  لأن  $\alpha = 5\%$  و  $1 - \alpha = 95\%$

$$P(1000 - \frac{40}{\sqrt{50}} (1.96) \leq m \leq 1000 + \frac{40}{\sqrt{50}} (1.96)) = 0.95$$

$$P(988,90 \leq m \leq 1071,08) = 95\%$$

المثال 2: متوسط الدخل الفردي الشهري لعينة مكونة من 80 مواطن يقطنون بحي معين هو 32000 ون، بانحراف معياري (للعينة) قدره 600 ون. قدر متوسط الدخل الفردي الشهري لسكان هذا الحي بفترة ثقة. (قياس الثقة بـ 98%)

$$\bar{X} \sim N(m, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}), \quad T \sim N(0, 1), \quad T = \frac{\bar{X} - m}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

الحل  $n = 80, \bar{X} = 12000, \sigma' = 600, 1 - \alpha = 98\%, \sigma = ?$

$$P(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}} \leq m \leq \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}) = 1 - \alpha$$

$\sigma$  للمجتمع مجهولة لذلك تقدرها بـ  $S$

$$S^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n-1} \quad \text{إذن} \quad \sum(x_i - \bar{x})^2 = \sigma^2 \cdot n$$

$$S^2 = \frac{n \cdot \sigma^2}{n-1} \implies S^2 = \frac{80 \cdot (600)^2}{80-1} = 603.78 \implies \sigma^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{X})^2}{n}$$

من الجدول 2:  $t_{\alpha} = 2.32$  لأن  $\alpha = 2\%$  و  $1 - \alpha = 98\%$

$$P(12000 - \frac{603.78}{\sqrt{80}} (2.32) \leq m \leq 12000 + \frac{603.78}{\sqrt{80}} (2.32)) = 0.98$$

$$P(988,90 \leq m \leq 1071,08) = 95\%$$

المثال 4: الدخل الشهري للعائلات

متوسط الدخل الشهري العائلي لعينة مكونة من 80 عائلة (سحبت بدون إرجاع) متواجدة بحج معين هو 32000 دج، بانحراف معياري قدره 600 دج. إذا علمت أنه يسكن بهذا الحي 945 عائلة، قدر متوسط الدخل الشهري لعائلات هذا الحي بفترة ثقة (قياس الثقة بـ 98%).

الحل:  $\bar{X} = 32000$  DA,  $n = 80$ ,  $\sigma = ?$ ,  $\sigma^2 = 600$  DA,  $1 - \alpha = 98\%$

بما أن  $n = 80 > [0.05(945) = 47.25]$  إذا نقوم بتعديل الانحراف المعياري بضربه بـ  $\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$

$$P(-T_{\alpha/2} \leq T \leq +T_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$$P(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \cdot T_{\alpha/2} \leq m \leq \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \cdot T_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$\sigma^2 = S^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n}$  كذلك نعلم أن تبين العينة:

$$\sum(x_i - \bar{x})^2 = \sigma^2 \cdot n = (600)^2 \cdot 80 = 28800000$$

$$\sigma^2 = \frac{28800000}{80-1} = 364556.96 = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

ومن هنا الانحراف المعياري للمجتمع يساوي:  $\sigma = 603.78$

من جدول (02) التوزيع الطبيعي المركزي المختصر:  $T_{\alpha/2} = 2.326$  لأن  $\alpha = 2\%$  و  $1 - \alpha = 98\%$

$$P(32000 - \frac{603.78}{\sqrt{80}} \sqrt{\frac{945-80}{945-1}} (2.326) \leq m \leq 32000 + \frac{603.78}{\sqrt{80}} \sqrt{\frac{945-80}{945-1}} (2.326) = 0.98$$

$$P(31849.78 \leq m \leq 32150.296) = 98\%$$

الاستنتاج: متوسط الدخل الشهري لعائلات هذا الحي محصور بين 31849.78 و 32150.296 و هذا بنسبة 98%.

7. تقدير النسبة في المجتمع بفترة ثقة

نسبة عناصر المجتمع التي تتميز بخاصية معينة هي  $P$ ، نسحب منه عينة ذات حجم  $n$ ، نسبة عناصرها التي تتميز بالخاصية هي  $\hat{p}$ ، تقدير نسبة المجتمع  $P$  بمجال

الثقة باستعمال نسبة العينة  $\hat{p}$  يتم كالآتي:

$$T \sim N(0, 1), \hat{P} \sim N(P, \sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}) \quad T = \frac{\hat{P} - P}{\sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}}$$

$$P(-t_{\alpha/2} \leq T \leq +t_{\alpha/2}) = 1 - \alpha \iff P(-t_{\alpha/2} \leq \frac{\hat{P} - P}{\sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}} \leq +t_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$$\iff P(-\sqrt{\frac{p \cdot q}{n}} t_{\alpha/2} \leq \hat{P} - P \leq +\sqrt{\frac{p \cdot q}{n}} t_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

ملاحظة هامة: نعوض  $P$  (الموجود تحت الجذر التربيعي) بـ  $\hat{P}$  في جدول المتراجحة نجد:

$$P(\hat{P} - \sqrt{\frac{p \cdot q}{n}} t_{\alpha} \leq P \leq \hat{P} + \sqrt{\frac{p \cdot q}{n}} t_{\alpha}) = 1 - \alpha$$

$$P(\hat{P} - \sqrt{\frac{\hat{p} \cdot \hat{q}}{n}} t_{\alpha} \leq P \leq \hat{P} + \sqrt{\frac{\hat{p} \cdot \hat{q}}{n}} t_{\alpha}) = 1 - \alpha$$

حيث أن  $t_{\alpha}$  تقرأ من جدول 2. للتوزيع الطبيعي و  $n \geq 30$  و  $[q=1-p]$

### درس 3: نظرية التقدير

مثال 5: ضمن عينة مكونة من 80 عائلة في مدينة معينة، وجدنا 45 عائلة تملك سيارة. قدر نسبة العائلات في هذه المدينة التي تملك سيارات بفترة ثقة (قياس الثقة 98%).

$$P(\hat{P} - \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}^{\alpha} \leq P \leq \hat{P} + \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}^{\alpha}) = 1-\alpha \quad , n=80, P=\frac{45}{80}=0.56, 1-\alpha=0.98$$

حيث أن  $t_{\frac{\alpha}{2}}^{\alpha}$  تقرأ من جدول 2 للتوزيع الطبيعي و  $n \geq 30$  :  $t_{\frac{\alpha}{2}}^{\alpha} = 2.32$   $\alpha = 0.02$   $1-\alpha=0.98$

$$P(0.56 - \sqrt{\frac{0.56 \cdot 0.44}{80}} (2.32) \leq P \leq 0.56 + \sqrt{\frac{(0.56)(0.44)}{80}} (2.32)) = 98\%$$

$$P(0.43 \leq P \leq 0.68) = 98\%$$

### 8. تقدير الفرق للوسطين الحسابين للمجتمعين بفترة ثقة

نعتبر مجتمعين الأول وسطه الحسابي  $m_1$  وانحرافه المعياري  $\sigma_1$ ، والثاني وسطه الحسابي  $m_2$  وانحرافه المعياري  $\sigma_2$ . نسحب من الأولى عينة ذات حجم  $n_1$  ووسطها الحسابي  $\bar{X}_1$ ، ونسحب من الثانية عينة ذات حجم  $n_2$  ووسطها الحسابي  $\bar{X}_2$ . عندما يطلب منا إيجاد فترة الثقة للفرق بين متوسطي المجتمعين أي فترة الثقة لـ  $m_1 - m_2$ ، نفرض أن حجم المجتمع الأول يؤول إلى  $\infty$  ونفس الشيء بالنسبة للمجتمع الثاني ثم نكتب ما يلي:

$$P(\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} t_{\frac{\alpha}{2}}^{\alpha} \leq (m_1 - m_2) \leq \bar{X}_1 - \bar{X}_2 + \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} t_{\frac{\alpha}{2}}^{\alpha}) = 1-\alpha$$

الحالة الأولى: $n \geq 30$	الحالة الثانية: $n < 30$	$\sigma_1$ و $\sigma_2$
نقرأ $t_{\frac{\alpha}{2}}^{\alpha}$ من الجدول (02) ونعوض في معادلة التقدير	نقرأ $t_{\frac{\alpha}{2}}^{\alpha}$ من الجدول (02) ونعوض في معادلة التقدير	معلوماتين
نقرأ $t_{\frac{\alpha}{2}}^{\alpha}$ من الجدول (02) ؛ نقدر $\sigma_1$ بـ $S_1$ و $\sigma_2$ بـ $S_2$ بحيث أن: تباين المجتمع: $S^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{X})^2}{n-1}$ وتباين العينة: $S^{*2} = \frac{\sum(x_i - \bar{X})^2}{n}$	نفرض أن للمجتمعين نفس التباين بحيث أننا نقرأ (أو نقدر) $\sigma_1^2$ و $\sigma_2^2$ بالتباين مشترك $S^{*2}$ $S^{*2} = \frac{\sum(x_{1i} - \bar{X}_1)^2 + \sum(x_{2i} - \bar{X}_2)^2}{n_1 + n_2 - 2}$ نقرأ من الجدول 3. (درجة الحرية $dl = n_1 + n_2 - 2$ )	مجهولتين
ملاحظة: الجدول (2) هو جدول القانون الطبيعي المتوسط المختصر الذي يدعى بالفرنسية بـ la Loi Normale Centr ée Réduite		

مثال 4: متوسط أجور عينة من 24 عامل يشتغلون في مؤسسة أ هو 32000 دج بانحراف معياري (للعينة) قدره 900 دج و متوسط أجور عينة من 22 عامل يشتغلون في المؤسسة ب هو 28000 دج بانحراف معياري (للعينة) قدره 600 دج.  
- قدر الفرق بين متوسطي أجور العمال في المؤسسة بفترة ثقة (قياس الثقة 95%).

$$n_1 = 24 < 30, \bar{X}_1 = 32000, \sigma'_1 = 900 \quad n_2 = 22 < 30, \bar{X}_2 = 28000, \sigma'_2 = 600$$

الحل: تخضع أجور العمال إلى توزيعين طبيعيين لهما نفس التباين.  $\sigma_1$  و  $\sigma_2$  مجهولين: نفرض أن للمجتمعين نفس التباين و نقدر  $\sigma_1^2$  و  $\sigma_2^2$  بـ  $S^{*2}$ .

$$S^{*2} = \frac{\sum(x_{1i} - \bar{X}_1)^2 + \sum(x_{2i} - \bar{X}_2)^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

$$\sigma_1^2 = \frac{\sum(x_{1i} - \bar{X}_1)^2}{n_1} = \sigma_1^2 \cdot n_1 = 900^2 \cdot 24 = 19440000$$

$$\sigma_2^2 = \frac{\sum(x_{2i} - \bar{X}_2)^2}{n_2} = \sigma_2^2 \cdot n_2 = 600^2 \cdot 22 = 7920000$$

$$S^{*2} = \frac{19440000 + 7920000}{24 + 22 - 2} = 621818.18$$

$$\left. \begin{array}{l} 1-\alpha = 0.95 \quad \alpha = 0.05 \\ dl = 25+20-2=43 \end{array} \right\} \begin{array}{l} \text{عندما ننظر في} \\ \text{الجدول 3. سنجد} \end{array} \quad t_{\alpha} = 1.95$$

⇒

$$P(\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} t_2^{\alpha} \leq m_1 - m_2 \leq \bar{X}_1 - \bar{X}_2 + \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} t_2^{\alpha}) = 1-\alpha$$

$$P(4000 - \sqrt{\frac{621818.18}{24} + \frac{621818.18}{22}} \cdot (1.95) \leq m_1 - m_2 \leq 4000 + \sqrt{\frac{621818.18}{24} + \frac{621818.18}{22}} \cdot (1.95)) = 95\%$$

$$P(3546.14 \leq m_1 - m_2 \leq 4453.86) = 0.95$$

### 9. تقدير الفرق بين نسبتين للمجتمعين بفترة ثقة:

لنفرض أنه لدينا مجتمعين يتميز كل واحد منهما على التوالي بالخاصية  $P_1$  و  $P_2$ . نسحب من المجتمع الأول عينة ذات حجم  $n_1$  بحيث أن نسبة الخاصية فيها هي  $\hat{P}_1$ ، و نسحب من المجتمع الثاني عينة ذات حجم  $n_2$  و نسبة الخاصية فيها هي  $\hat{P}_2$ . عندما يطلب منا إيجاد فترة الثقة للفرق بين متوسطي المجتمعين أي فترة الثقة ل  $m_1 - m_2$ ، نفرض أن حجم المجتمع الأول يؤول إلى  $\infty$  و نفس الشيء بالنسبة للمجتمع الثاني ثم نكتب ما يلي

$$P(\hat{P}_1 - \hat{P}_2 - \sqrt{\frac{\hat{p}_1 \cdot \hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2 \cdot \hat{q}_2}{n_2}} t_2^{\alpha} \leq P_1 - P_2 \leq \hat{P}_1 - \hat{P}_2 + \sqrt{\frac{\hat{p}_1 \cdot \hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2 \cdot \hat{q}_2}{n_2}} t_2^{\alpha}) = 1-\alpha$$

**مثال 6:** اقترحت صيغة جديدة لبيع السيارات، فكانت نسبة الموافقين على هذه الصيغة في عينة مكون من 70 شخص يسكنون بمدينة "أ" هي 68%، وكانت نسبة الموافقين على نفس الصيغة في عينة مكونة من 95 شخص في المدينة "ب" هي 62%.  
- قدر الفرق بين نسبتي الموافقين على تلك الصيغة بين المدينتين "أ" و "ب" بفترة ثقة. (قياس الثقة 95%)

$$n_1=70, \quad P_1=0.68 \quad (q_1=0.32), \quad n_2=95, \quad P_2=0.62 \quad (q_2=0.38) \quad \text{الحل}$$

$$1-\alpha=0.95 \quad \alpha=0.05 \quad t_2^{\alpha}=1.96 \quad \text{2. تقرأ من جدول.}$$

$$P(\hat{P}_1 - \hat{P}_2 - \sqrt{\frac{\hat{p}_1 \cdot \hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2 \cdot \hat{q}_2}{n_2}} t_2^{\alpha} \leq P_1 - P_2 \leq \hat{P}_1 - \hat{P}_2 + \sqrt{\frac{\hat{p}_1 \cdot \hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2 \cdot \hat{q}_2}{n_2}} t_2^{\alpha}) = 1-\alpha$$

$$P(0.68 - 0.62 - \sqrt{\frac{(0.68)(0.32)}{70} + \frac{(0.62)(0.38)}{95}} (1.96) \leq P_1 - P_2 \leq 0.68 - 0.62 + \sqrt{\frac{(0.68)(0.32)}{70} + \frac{(0.62)(0.38)}{95}} (1.96)) = 95\%$$

$$P(-0.086 \leq P_1 - P_2 \leq 0.2062) = 95\%$$



**المحاضرة الرابعة:**

**اختبار الفرضيات**

اختبار الفرضيات هي طريقة إحصائية لاتخاذ القرارات باستخدام البيانات، هذه الأخيرة قد تكون تجربتها خاضعة للسيطرة أو من دراسة رصدية. في هذا المجال غالباً ما نستخدم مصطلح "الدلالة الإحصائية"، و قد قام العالم الأسطوري "Ronald Fisher" ولأول مرة بصياغة مصطلح "اختبار الدلالة". هذه الأخيرة تعني أن نتيجة التجربة من الغير المتوقع أن تكون قد حدثت بالصدفة، و أن لها عتبة احتمالية تم تحديدها مسبقاً تسمى بـ "درجة الدلالة"، أو بعبارة أخرى احتمال خطأ التقدير ( $\alpha$  أو  $\beta$ ) الذي يعبر عنه باحتمال معين يشار إليه بـ: "P-value"، يتواجد بموقع يسمى بالمنطقة الحرجة.

عندما نكون أمام اختبار فرضية إحصائية و تكون نتيجة تجربتها داخل المنطقة الحرجة فإنه يتم رفض الفرضية العدمية و قبول الفرضية البديلة. فالفرضية الإحصائية هي في حد ذاتها ادعاء أو تصريح أو إقتراح يتعلق بمعلمة واحدة أو مجموعة من المعلومات بحيث أن هذا الإدعاء يمكن أن يكون صحيح أو خاطئ. يضع الباحثين فرضية تسمى بالفرضية العدمية [ $H_0$ ] مقابل فرضية أخرى تسمى بالفرضية البديلة [ $H_1$ ]. الفرضية العدمية يضعها الباحث دائما على أمل رفضها و بالتالي إلغائها. إن قبول فرضية لا يعني أنها صحيحة و إنما عدم وجود أدلة كافية من العينة تدفع لرفضها أدى إلى قبولها، بالمقابل فإن رفض الفرضية لا يعني أنها خاطئة، لكن عدم وجود أدلة كافية من العينة تدفع إلى قبولها أدى إلى رفضها.

مثال: ينتج مصنع معين نوع من القطع الميكانيكية، أراد زبون إمضاء صفقة مع هذا المصنع من خلال شراءه لعدد كبير من القطع التي يقدر طولها بـ 1 سم. يقبل الزبون منتج هذا المصنع إذا كانت نسبة القطع الفاسدة التي يقل طولها عن 1 سم هي  $P=5\%$ . عملياً يستحيل مراقبة قياسات كل القطع، لذلك يجب سحب

عينة و مراقبة أطوال القطع المكونة لها ثم القيام باختبار:

$$H_0 : P = 5\%$$

$$H_1 : P < 5\%$$

### 1. الخطأ من النوع (1) و الخطأ من النوع (2)

- قد يقع الباحث في خطأ بسبب قبوله الفرضية [ $H_1$ ] بينما تكون الفرضية الصحيحة هي [ $H_0$ ]. احتمال وقوع هذا نسميه بالخطأ من النوع (1) و نرمز له بـ  $\alpha$ ، يشار إليه بالعبارة التالية: [ $\alpha = P(H_1/H_0)$ ]

- و قد يقع الباحث في خطأ لكونه اختار الفرضية [ $H_0$ ] بينما تكون الفرضية الصحيحة هي [ $H_1$ ]. احتمال وقوع هذا نسميه بالخطأ من النوع (2) و نرمز له بـ  $\beta$ ، يعبر عليه كما يلي: [ $\beta = P(H_0/H_1)$ ]

### 2. المُخْتَبَرُ الإحصائي

هو متغير عشوائي نحسب قيمه من العينات و على أساس قيمته يتم قبول فرضية و رفض الأخرى.

		الفرضية الصحيحة	
		$H_0$	$H_1$
الفرضية المختارة	$H_0$	مستوى الثقة لا يوجد خطأ (1- $\alpha$ )	الخطأ من النوع الثاني ( $\beta$ )
	$H_1$	الخطأ من النوع الأول ( $\alpha$ )	لا يوجد خطأ (1- $\beta$ )

$$t' = \frac{\bar{p} - P}{\sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}}$$

في حالة النسب

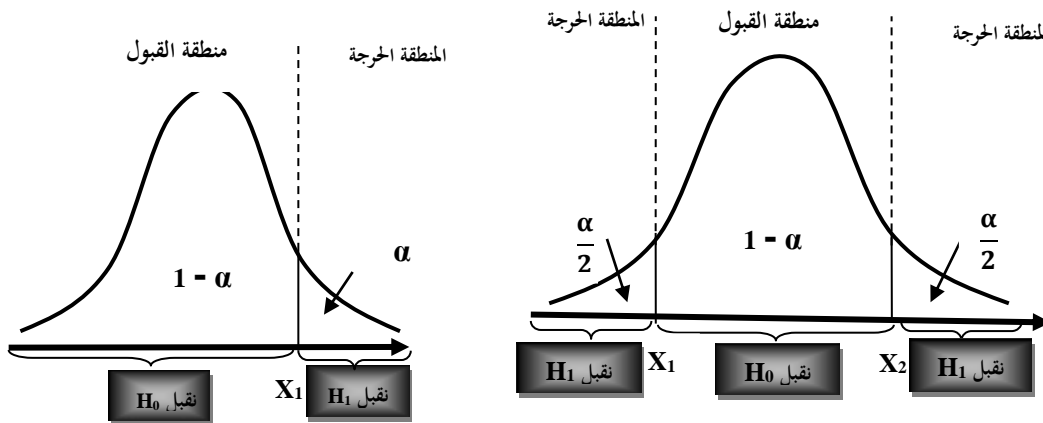
$$t' = \frac{\bar{x} - m_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

في حالة الأوساط الحسابية

يرمز له بـ  $T'$  أو  $Z'$

### 3. المنطقة الحرجة

هي مجال أو اتحاد مجالات بحيث إذا كانت قيمة المُختَبَرِ الإحصائي تنتمي إلى هذه المنطقة يقبل الباحث الفرضية البديلة [ $H_1$ ] و يرفض الفرضية العدمية [ $H_0$ ]. لذلك المنطقة الحرجة هي منطقة رفض الفرضية العدمية.



شكا. 2: منطقة القبول أفقا. من:  $X_1$

شكل 1: منطقة القبول محصورة بين  $X_1$  و  $X_2$

منطقة رفض أو عدم رفض الفرضية العدمية  $[H_0]$  (Région critique).

من خلال تحديدنا لمستوى الدلالة  $\alpha$  واختيار  $[H_0]$  كفرضية لا نريد رفضها، و اعتمادا على المعلومات المحصل عليها من العينة نعرف المنطقتين:

- منطقة رفض الفرضية  $[H_0]$  و هي مجموعة قيم الإختبار إحصائي التي من أجلها نرفض الفرضية  $[H_0]$ .

- منطقة عدم الرفض تتكون من مجموعة قيم الاختبار احصائي التي من أجلها لا نرفض الفرضية  $[H_0]$  و يتعلق حجم المنطقة الأولى و الثانية بمستوى الدلالة التي نختارها للإختبار.

المنطقة (1): لا يوجد دليل على أن الشخص مخطئ  $[H_0]$  لا يمكن رفضها؛

المنطقة (2): الدليل قاطع على أن الشخص مخطئ  $[H_0]$  يمكن رفضها؛

ملاحظة: كلما ابتعدنا عن النقطة (0) نحو اليمين، كلما زادت قناعتنا أن الشخص مخطئ

نقطة فاصلة (C) النقطة الحرجة أو القيمة الحرجة:

- إذا كانت النقطة على يسار (C) نعلن قبول  $[H_0]$  و رفض  $[H_1]$ . و إذا كانت النقطة على اليمين نعلن قبول  $[H_1]$  و رفض  $[H_0]$ .

تعرف النقطة الحرجة للمختبر الاحصائي و يمكن تعيينها اعتمادا على حجم العينة، فإذا كان حجم العينة كبيراً، يمكن أن تقترب من التوزيع

الطبيعي، أما إذا كانت صغيرة فتتبع توزيع T de student.

معنى مستوى الدلالة  $\alpha$ : إلى أي مدى يقبل المخاطرة في رفض الفرضية  $H_0$  بالرغم من صحتها (مبدأ الخطورة الخطأ 1)

● الفرضية العدمية (Hypothèse Nulle): سميت بهذا الاسم لأنها تمثل حالة عدم التغير أي  $[m = m_0]$

● الفرضية البديلة (Hypothèse Alternative): سميت بهذا الاسم لأنها تمثل حالة التغير أي  $[m \neq m_0]$  إذا كانت من الجانبين و

$[m < m_0]$  أو  $[m > m_0]$  إذا كانت من جانب واحد

ملاحظة:

#### 4. الخطوات اللازمة لإجراء الاختبار:

1. تحديد الفرضية العدمية  $[H_0]$  و البديلة  $[H_1]$ ؛

2. تحديد مستوى الدلالة و اختيار المختبر الإحصائي ( $t_{\alpha}$  أو  $t_{\frac{\alpha}{2}}$ )؛

3. تحديد مناطق الرفض و القبول في رسم بياني لمنحنى التوزيع الطبيعي

4. حساب قيمة المختبر الاحصائي الناجم عن العينة ( $t'$ ).

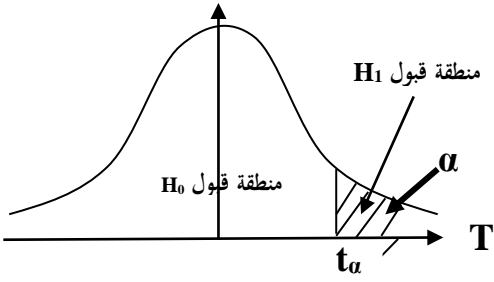
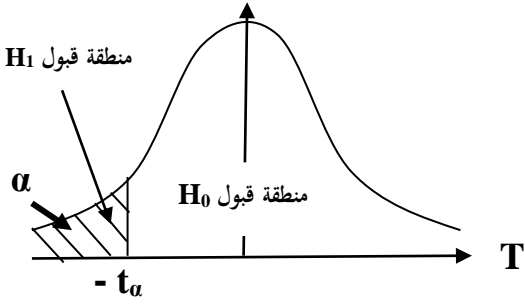
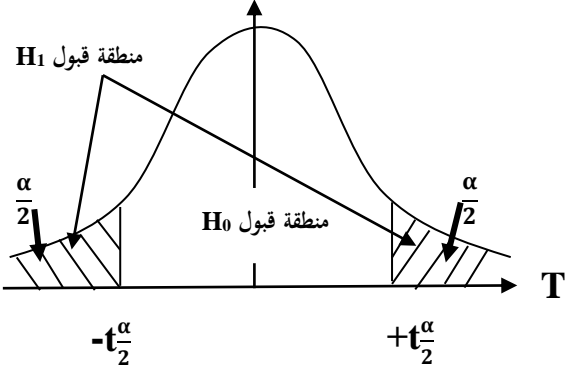
5. الإستنتاج و اتخاذ القرار.

- ( $n \geq 30$ ): عندما تكون  $\sigma$  معلومة، نقرأ من جدول التوزيع الطبيعي

(ج.2: Table de l'écart-réduit) و نستعمل المتغير المعيا

- ( $n < 30$ ): عندما تكون  $\sigma$  غير معلومة و توزيع يكون طبيعي

نستعمل توزيع Student T (ج.3: Table de T de Student)

اختبار النسب	اختبار الأوساط الحسابية	
$H_0: P=P_0$ $H_1: P=P_1 \Leftrightarrow [H_1: P_1 > P_0]$ $t' = \frac{\hat{p} - P}{\sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}}$ نحسب $t'$ :	$H_0: m=m_0$ $H_1: m=m_1 \Leftrightarrow [m= m_1 > m_0]$ $t' = \frac{\bar{X} - m_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ نحسب $t'$ :	الحالة الأولى: الذيل على اليمين - نضرب $\alpha$ في 2 و من خلال نتيجتها نقرأ قيمة $t_\alpha$ من الجدول (2). (على اليمين إشارة $t_\alpha$ تكون موجبة) - نعتمد على قاعدة إتخاذ القرار: نقبل $H_1$ و نرفض $H_0$ إذا كان $t' \geq t_\alpha$ نقبل $H_0$ و نرفض $H_1$ إذا كان $t' < t_\alpha$
		
$H_0: P=P_0$ $H_1: P=P_1 \Leftrightarrow [H_1: P_1 < P_0]$ $t' = \frac{\hat{p} - P}{\sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}}$ نحسب $t'$ :	$H_0: m=m_0$ $H_1: m=m_1 \Leftrightarrow [H_1: m_1 < m_0]$ $t' = \frac{\bar{X} - m_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ نحسب $t'$ :	الحالة الثانية: الذيل على اليسار * نضرب $\alpha$ في 2 و من خلال نتيجتها نقرأ قيمة $-t_\alpha$ من الجدول (2). (على اليسار إشارة $t_\alpha$ تكون سالبة) * نعتمد على قاعدة إتخاذ القرار: نقبل $H_1$ و نرفض $H_0$ إذا كان $t' \leq -t_\alpha$ نقبل $H_0$ و نرفض $H_1$ إذا كان $t' > -t_\alpha$
		
$H_0: P=P_0$ $H_1: P \neq P_1$ $t' = \frac{\hat{p} - P}{\sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}}$ نحسب $t'$ :	$H_0: m=m_0$ $H_1: m \neq m_1$ $t' = \frac{\bar{X} - m_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ نحسب $t'$ :	الحالة الثالثة: الذيلين * نقرأ قيمة $t_{\frac{\alpha}{2}}$ مباشرة من الجدول (2) من خلال قيمة $\alpha$ . * نعتمد على قاعدة إتخاذ القرار: نقبل $H_1$ و نرفض $H_0$ إذا كان $t' \in ]-\infty, -t_{\frac{\alpha}{2}}] \cup [t_{\frac{\alpha}{2}}, +\infty[$ نقبل $H_0$ و نرفض $H_1$ إذا كان $t' \in ]-t_{\frac{\alpha}{2}}, +t_{\frac{\alpha}{2}}[$
		

**مثال.1:** يعلم صاحب شركة لصناعة السيارات من خبراته السابقة أن المدة الزمنية المتوسطة التي تستغرقها صناعة كل سيارة على حدا هي 8 سا بالتحرف معياري قدره 2 سا، و للتأكد من ذلك قام بسحب (بالإرجاع) عينة مكونة من 40 سيارة فوجد أن متوسط الفترة الزمنية لصناعتها هي 10 ساعات، ثم قام بوضع الفرضيتين التاليتين تحت مستوى معنوية 5%: \* أي من الفرضيتين تختار الشركة الفرضية العدمية ( $H_0$ ) أو البديلة ( $H_1$ )؟

الحل:

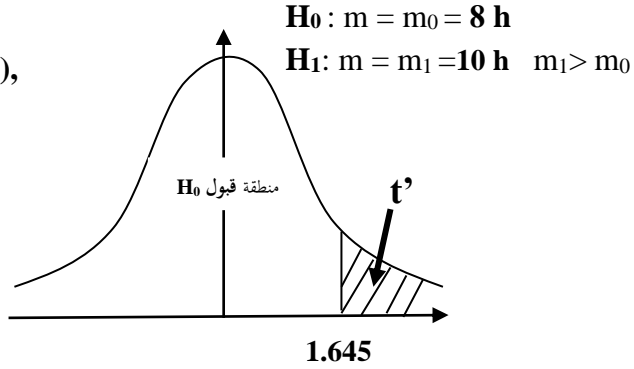
$$\bar{X}=10, m_0=8, \sigma=40$$

$$\bar{X} \sim N(m_0, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}), \quad \bar{X} \sim N(8, \frac{2}{\sqrt{40}}),$$

$$t' = \frac{\bar{X} - 8}{\frac{2}{\sqrt{40}}} = \frac{10 - 8}{\frac{2}{\sqrt{40}}} = 6.324$$

$$t_\alpha = 1.645 \quad 2\alpha = 0.1, \text{ و منه من الجدول.2:}$$

$$H_0 \text{ نرفض و } H_1 \text{ نقبل: } t' > t_\alpha$$



**مثال.2:** ترغب شركة إنتاج المشروبات الغازية أن تعرف بدرجة ثقة 98% ما إذا كان بإمكانها الادعاء أن القارورات التي تنتجها تحتوي في المتوسط على 2 لتر من المشروب. يعلم صاحب الشركة أن سعت القارورات تخضع إلى توزيع طبيعي لذلك أخذ عينة عشوائية حجمها 35 قارورة فوجد أن متوسط عدد اللترات التي تحتويها هو 2.06 لتر بالتحرف معياري قدره 0.2 لتر. لذلك أراد اختبار ما إذا كان المتوسط الحسابي للمجتمع أكبر من 2 لتر.

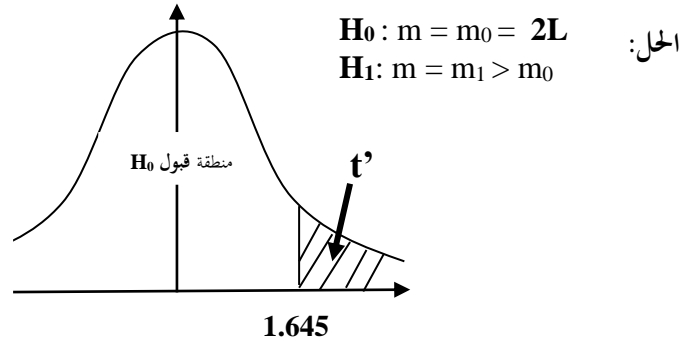
$$\bar{X}=2.06, m_0=2, \sigma=0.2, n=35$$

$$\bar{X} \sim N(m_0, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}), \quad \bar{X} \sim N(2, \frac{0.2}{\sqrt{35}}),$$

$$t' = \frac{\bar{X} - 2}{\frac{0.2}{\sqrt{35}}} = \frac{2.06 - 2}{\frac{0.2}{\sqrt{35}}} = 1.775$$

$$t_\alpha = 2.054 \quad 2\alpha = 0.04, \text{ و منهم من الجدول.2:}$$

$$H_1 \text{ نرفض و } H_0 \text{ نقبل: } t' < t_\alpha$$



**مثال.3:** أراد مدير شركة إنتاج الدرجات النارية إمضاء صفقة مع شركة إنتاج الإطارات لكي تموله بـ 100000 إطار. تدعي هذه الأخيرة بأن نسبة الإطارات الفاسدة هو 4%. مدير الشركة لم يصدق هذا الادعاء فقام بمراقبة جودة 200 إطار فوجد 6% فاسدة. على هذا الأساس أراد المدير اختبار فرضية أن نسبة الإطارات الفاسدة هي أكبر من 4% و اختار مستوى الثقة 99%.

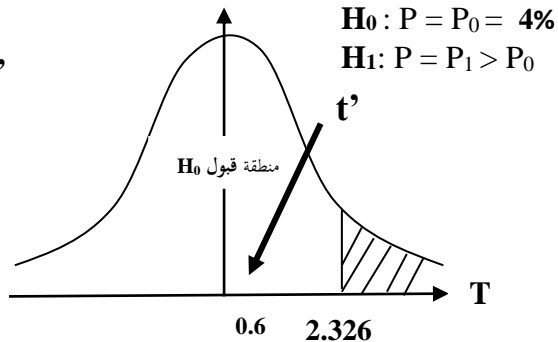
$$\hat{P}=0.06, P=0.04, n=200$$

$$\hat{P} \sim N(P, \sqrt{\frac{P \cdot Q}{n}}), \quad \hat{P} \sim N(0.04, \sqrt{\frac{(0.04) \cdot (0.96)}{200}}),$$

$$t' = \frac{\hat{P} - 0.04}{\sqrt{\frac{(0.04) \cdot (0.96)}{200}}} = \frac{0.06 - 0.04}{0.0138} = 1.44$$

$$t_\alpha = 2.326 \quad 2\alpha = 0.02, \text{ و منه من الجدول.2:}$$

$$H_1 \text{ نرفض و } H_0 \text{ نقبل: } t' < t_\alpha$$



**مثال.4:** يتلقى مكتب مصلحة المستهلك لمؤسسة معينة شكاوى كثيرة من زبائنه، فحوها أن وزن علب مسحوق التنظيف الذي تباعها إياهم يزن أقل من 450 غ. للتحقق من هذه المعلومة قام مكتب البحوث و الدراسات لهذه الشركة، بوزن عينة من 45 علب (سحبها بالإرجاع) فوجدت أوزانها 435 غ. تشير الخبرات السابقة لهذه المؤسسة إلى أن الانحراف المعياري لوزن العلب هو 25 غ. هل يمكن لهذه المؤسسة أن تؤيد شكاوى زبائنها عند مستوى معنوية 5%.

الحل

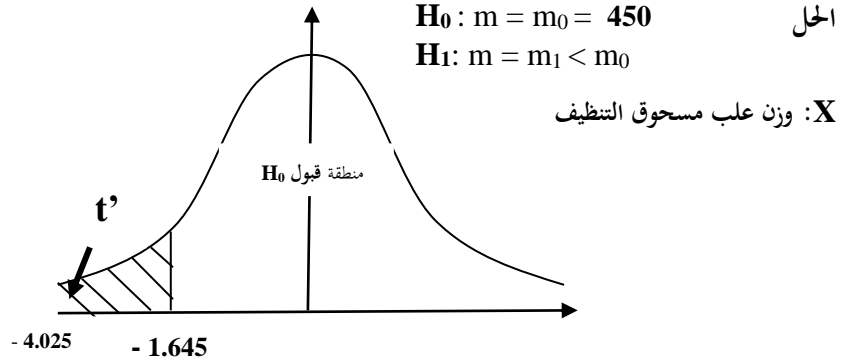
$$\bar{X}=435, m_0=450, \sigma=25, n=45$$

$$\bar{X} \sim N(m_0, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}), \bar{X} \sim N(450, \frac{25}{\sqrt{45}}),$$

$$t' = \frac{\bar{X} - 450}{\frac{25}{\sqrt{45}}} = \frac{435 - 450}{3.726} = -4.025$$

$$-t_{\alpha} = -1.645 \text{ و منه من الجدول.2: } 2\alpha=0.1,$$

$$H_0 \text{ نرفض و } H_1 \text{ نقبل: } t' < -t_{\alpha}$$



**مثال.5:** تخضع مدة الاستجابة إلى طلبية الزبائن في إحدى المطاعم إلى توزيع طبيعي وسطه الحسابي 15 د و انحراف معياري 2 د. تم إدخال تحسينات على هذه الخدمة من خلال دمج برنامج إدارة العلاقات مع الزبائن، و للتأكد من نجاعة هذا النظام قام رجل التسويق باختيار 30 زبون ممن طبق عليهم هذا النظام فوجد أن متوسط مدة تلبية طلبيتهم هي 11 د. حسب رأيك هل النظام الجديد أحسن من القديم عند مستوى معنوية 5%.

الحل: X: مدة الخدمة

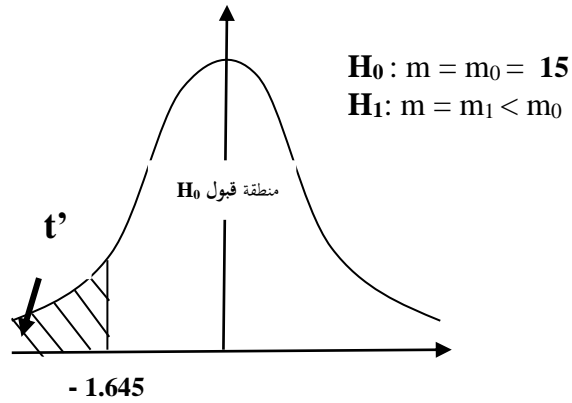
$$\bar{X}=11, m_0=15, \sigma=2, n=30$$

$$\bar{X} \sim N(m_0, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}), \bar{X} \sim N(15, \frac{2}{\sqrt{30}}),$$

$$t' = \frac{\bar{X} - 15}{\frac{2}{\sqrt{30}}} = \frac{11 - 15}{0.365} = -10.95$$

$$t_{\alpha} = 1.645 \text{ و منه من الجدول.2: } 2\alpha=0.1,$$

$$H_0 \text{ نرفض و } H_1 \text{ نقبل: } t' < -t_{\alpha}$$



**مثال.6:** صرحت مديرية الضرائب في مدينة معينة أن أكثر من 80% من التجار يدفعون الضرائب، لكن أحد الموظفين بالمديرية لم يصدق هذا التصريح، فأخذ عينة من 64 تاجر فوجد 48 منهم يدفعون الضرائب. هل يمكن تصديق بيانات العينة تحت مستوى معنوية 5%.

الحل: P: نسبة الذين يدفعون الضرائب

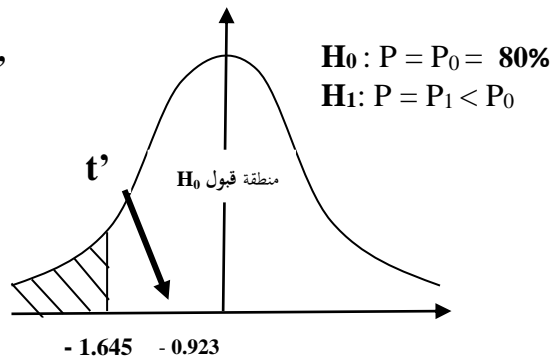
$$\hat{P} = \frac{48}{64} = 0.75, P = 0.8, n = 64$$

$$\hat{P} \sim N(P, \sqrt{\frac{P \cdot q}{n}}), \hat{P} \sim N(0.8, \sqrt{\frac{(0.75) \cdot (0.25)}{64}}),$$

$$t' = \frac{\hat{P} - 0.80}{\sqrt{\frac{(0.75) \cdot (0.25)}{64}}} = \frac{0.75 - 0.80}{0.05412} = -0.9238$$

$$t_{\alpha} = 1.645 \text{ و منه من الجدول.2: } 2\alpha=0.1,$$

$$H_1 \text{ نرفض و } H_0 \text{ نقبل: } t' > -t_{\alpha}$$

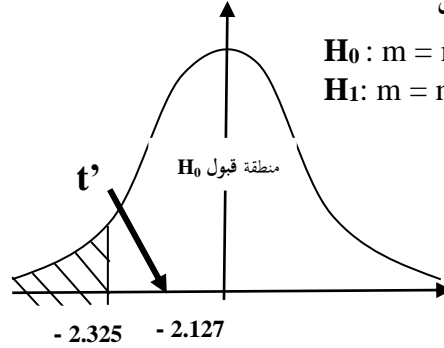


**مثال 7:** تلقت مؤسسة إنتاج المواد الغذائية شكاوى من مستهلكين فهاواها أن أكياس الدقيق التي تنتجها تزن أقل من 10 كغ، للتحقق من ذلك قامت بوزن عينة من 40 كيس فوجدت أن متوسط أوزانها 9.8 كغ. تشير الخبرة السابقة إلى أن الانحراف المعياري لوزن الأكياس هو 0.3 كغ. هل هذه المعطيات تؤيد شكاوى المستهلكين عند مستوى معنوية 1%.

الحل:  $X$ : وزن الأكياس الدقيق

$$H_0: m = m_0 = 10$$

$$H_1: m = m_1 < m_0$$



$$\bar{X} = 9.9, m_0 = 10, \sigma = 0.3, n = 40$$

$$\bar{X} \sim N(m_0, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}), \bar{X} \sim N(10, \frac{0.3}{\sqrt{40}})$$

$$t' = \frac{\bar{X} - m_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{9.9 - 10}{\frac{0.3}{\sqrt{40}}} = -2.127$$

$$t_\alpha = 2.325 \text{ و منه من الجدول } 2\alpha = 0.1,$$

$$H_1 \text{ نرفض و } H_0 \text{ نقبل } t' > -t_\alpha$$

**مثال 8:** متوسط أعمار خريجي دفعة معينة هو 22 سنة. بعد اختبار عينة مكونة من 150 طالب من هذه الدفعة، تبين أن متوسط أعمارهم هو 23 سنة و الانحراف المعياري هو 5.65 سنة. هل يمكن استنتاج أن متوسط أعمار خريجي تلك الدفعة يختلف عن 22 سنة عند مستوى معنوية 5%.

الحل:  $\bar{X} = 23, m_0 = 22, n = 150, \sigma = 5.65$

$X$ : متوسط أعمار خريجي الجامعة

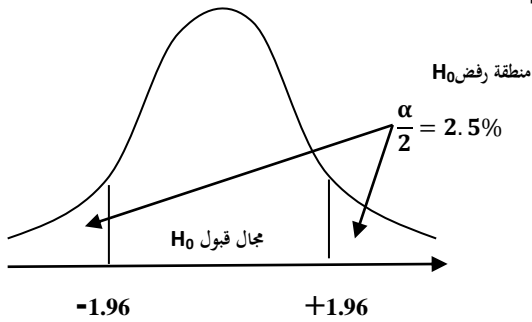
نحن أمام الحالة الثالثة [ $n > 30$ ، معلومة،  $\sigma$ ، نقرأ  $t_{\frac{\alpha}{2}}$  من جدول التوزيع الطبيعي ج. 2]

$$t_{\frac{\alpha}{2}} = 1.96 \text{ نجد أن } \alpha = 5\% = 0.05 \text{ إذن من جدول 2.}$$

$$t' = \frac{\bar{X} - m_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{23 - 22}{\frac{5.65}{\sqrt{150}}} = 2.17$$

$$t' = 2.17 > 1.96 \text{ بما أن:}$$

إذن نرفض  $H_0$  و نقبل  $H_1$  و نستنتج أن  $m_0 \neq 22$



**مثال 9:** لصنع منتج معين تحتاج مؤسسة A قطع ميكانيكية متوسط طولها 12.5 سم بانحراف معياري 0.8 سم. اختيرت عينة من 18 قطعة، بعد قياسها تبين لها أن متوسط أطوالها هو 12.9 سم. هل يمكن استنتاج أن متوسط طول القطع الميكانيكية يختلف عن 12.5 سم عند مستوى معنوية 2%.

**الحل:** ( $n < 30$ ): [عندما تكون  $\sigma$  غير معلومة و توزيع يكون طبيعي نستعمل توزيع student T]

$$\alpha = 2\% \quad \sigma = 0.8 \quad \bar{X} = 12.5 \quad n = 18$$

$$1. \text{ نضع الفرضيتين التاليتين: } \begin{cases} H_0: m_0 = 12.5 \\ H_1: m_0 \neq 12.5 \end{cases}$$

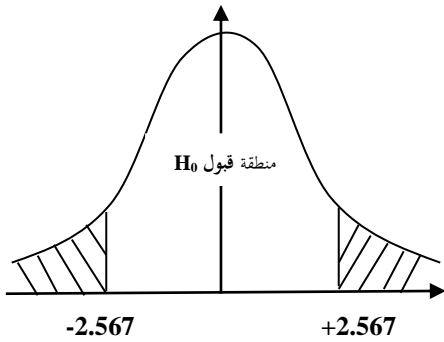
2. حساب  $t'$ :

$$\sigma^* = \frac{0.8}{\sqrt{18}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 1.88,$$

$$t' = \frac{\bar{X} - m_0}{\sigma^*} = \frac{12.9 - 12.5}{1.88} = 2.121,$$

3. تعيين القيمة الجدولية  $t_{\alpha/2}$  من جدول Student (ج.3) لأن ( $n < 30$ )

$$\text{بما أن } \frac{\alpha}{2} = 0.02 \text{ نجد } \frac{\alpha}{2} = 2.567$$



4. اتخاذ القرار:

نرفض الفرضية العدمية  $H_0$  إذا كانت  $t$  في منطقة الرفض.

إذن بما أن  $t = 2.121 < 2.567$  عدم رفض  $H_0$

**مثال 5:** صرح مدير إنتاج الاسمنت بمؤسسة معينة بأن متوسط أوزان أكياس الإسمنت هو 48 كغ و انحراف معياري 3 كغ. للتأكد من وزن الأكياس أخذ عينة من 25 كيس فوجد متوسط وزنها 50 كغ. هل يمكننا القول بأن المدير غير مخطأ في تصريحه عند مستوى معنوية 2%.

**الحل:**  $\bar{X} = 50$  ،  $\sigma = 3$  ،  $m_0 = 48$  ،  $n = 25$

الحالة الثالثة: [ $m = m_0 \neq m_1$ ]

$$1. \text{ نضع الفرضيتين التاليتين: } \begin{cases} H_0: m_0 = 48 \\ H_1: m_0 \neq 48 \end{cases}$$

$$2. \text{ نحسب } t' : \text{ بحيث } t' = \frac{\bar{X} - m_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{50 - 48}{\frac{3}{\sqrt{25}}} = 3.33$$

3. نقرأ  $t_{\alpha/2}$  الموافقة ل  $(\frac{\alpha}{2})$  من الجدول (2)

$$\frac{\alpha}{2} = 0.02 \text{ لذلك من الجدول 2 نجد: } t_{\alpha/2} = 2.326$$

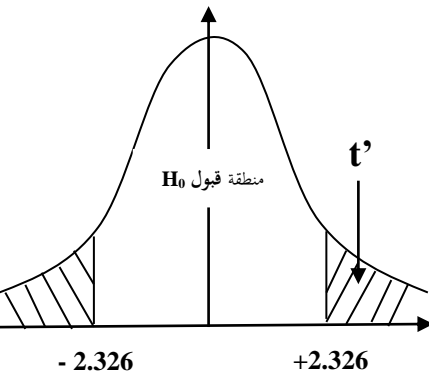
4. نعلم على قاعدة إتخاذ القرار التالية:

$$* \text{ } t' \in ]-\infty, -t_{\alpha}] \cup [t_{\alpha}, +\infty[ \text{ نقبل } H_1 \text{ و نرفض } H_0$$

$$* \text{ } t' \in ]-t_{\alpha}, +t_{\alpha}[ \text{ نقبل } H_0 \text{ و نرفض } H_1$$

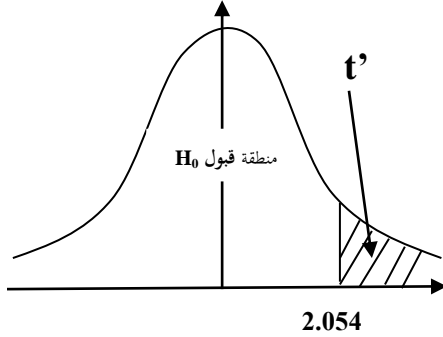
$$\text{إذا نقبل الفرضية البديلة } H_1 \text{ } t' > +t_{\alpha}$$

$$\text{لأن } 3.33 > 2.326 \text{ و تنتمي إلى } ]2.326, +\infty[$$





**مثال 6:** مدة الصلاحية المتوسطة لإحدى القطع الميكانيكية التي ينتجها المصنع هو 900 ساعة بانحراف معياري 95 ساعة. يدعي مدير الإنتاج أنه أدخل بعض التعديلات على عملية الإنتاج أدت إلى تحسين جودة القطع الميكانيكية (أي مدة صلاحيتها). لاختبار صحة ادعائه أخذت عينة من 49 قطعة وتم استخدامها كلها فكانت مدة صلاحيتها المتوسطة 960 ساعة. هل يمكن تأييد ادعاء مدير الإنتاج عند مستوى معنوية 2%.



الحل:  $\bar{X} = 960h$  ،  $\sigma = 95h$  ،  $m_0=900h$  ،  $n=49$

1. نضع الفرضيتين التاليتين:

$$\begin{cases} H_0: m_0 = 900 \\ H_1: m_1 > 900 \end{cases}$$

2. نحسب  $t'$ : بحيث  $t' = \frac{\bar{X} - m_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{960 - 900}{\frac{95}{\sqrt{49}}} = 4.42$

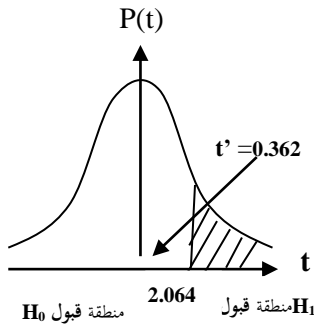
3. نقرأ  $t_\alpha$  الموافقة لـ  $(2\alpha=0.04)$  من الجدول (2) لذلك من الجدول 2:  $t_\alpha=2.054$

4. نعتمد على قاعدة إتخاذ القرار التالية:

$t' \geq t_\alpha$  \* : نقبل  $H_1$  و نرفض  $H_0$  ؛  $t' < t_\alpha$  \* : نقبل  $H_0$  و نرفض  $H_1$  إذا نقبل الفرضية البديلة  $H_1$

**التمرين 7:** قامت شركة لإنتاج الدرجات النارية بإمضاء صفقة مع شركة إنتاج الإطارات لكي تزودها بـ 100000 إطار، ادعت هذه الأخيرة بأن نسبة الإطارات التي بها عيب هو 4%. مدير شركة الدرجات النارية لم يصدق بهذا الادعاء فقام بصورة عشوائية بمراقبة جودة 200 إطار فوجد أن 9 منها بها عيب، ثم قام باختبار فرضية أن تكون نسبة الإطارات الفاسدة أكبر من 4%، وذلك عند مستوى معنوية 99%.

حل:  $\alpha=1\%$  ،  $n=200$  ،  $P_0 = 0.04$  ،  $\hat{P} = \frac{9}{200} = 0.045$



- نضع الفرضيتين التاليتين:  $H_1: P = P_1 > 4\%$  ،  $H_0: P = P_0 = 4\%$

- نحسب  $t'$ : بحيث  $t' = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0 \cdot q_0}{n}}} = \frac{0.045 - 0.04}{\sqrt{\frac{0.04 \cdot (1 - 0.04)}{200}}} = 0.362$

-  $2\alpha=0.04$  و منه من الجدول 2:  $t_\alpha=2.064$

وجدنا أن  $t' = 0.362$  و  $t_\alpha = 2.064$  إذاً

- بما أن  $t' < t_\alpha$  : نقبل  $H_0$  و نرفض  $H_1$

إستنتاج: نستنتج أن نسبة الإطارات الفاسدة 4%.

**مثال 8:** يعتبر مدير إحدى الإدارات أن القيمة المتوسطة لمجتمع كبير من عروض الأسعار هي 10 وحدات، لكن المحاسب يختلف معه في هذا الاعتقاد و يظن أنها أقل من ذلك الرقم. للتأكد من صحة وجهة نظره أخذ المحاسب عينة من 36 عرضاً، و بعد دراسته وجد أن وسطها الحسابي هو  $\bar{X}=9.5$  و تباينها  $S^2=3.88$ . هل ما يعتقد المدير هو الصح تحت مستوى معنوية [5%].

**الحل:**  $\alpha=0.05$  ،  $n=36>30$  ،  $S^2=3.88$  ،  $\bar{X}=9.5$  ،  $m_0=10$

1. نضع الفرضيتين التاليتين:

$$\begin{cases} H_0: m_0 = 10 \\ H_1: m_0 < m_1 \end{cases}$$

3. تعيين القيمة الجدولية لـ  $t_{\alpha}$

من جدول Student (ج.2) ( $n>30$ )

$$t_{\alpha} = 1.645 \text{ منه } \alpha = 0.1 \text{ إذا } \frac{\alpha}{2} = 0.05$$

2. حساب  $t'$ :

$$\begin{aligned} S^2 &= \frac{\sum(x_i - \bar{X})^2}{n}, \\ \sum(x_i - \bar{X})^2 &= 3.88 \cdot (36) = 139.68 \\ \sigma &= \sqrt{\frac{\sum(x_i - \bar{X})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{139.68}{35}} = 1.96 \\ \sigma' &= \frac{0.8}{\sqrt{18}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 1.88, \\ t' &= \frac{\bar{X} - m_0}{\sigma} = \frac{9.5 - 10}{\frac{1.96}{\sqrt{36}}} = -1.5, \end{aligned}$$

4. اتخاذ القرار نرفض الفرضية العدمية  $H_0$  إذا كانت  $t'$  في منطقة الرفض.

$$t' = -1.5 > -t_{\alpha} = -1.645$$

إذن نختار  $H_0$  و نرفض  $H_1$  بذلك نستخلص أنه لا وجود للدليل كافٍ لرفض ما يعتقد المدير. (المدير هو الأقرب إلى الصح)