

3 نزع العادلة للفرق بين متوسطي عينتين $(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$
إذا كان لدينا المتغير x_1 ينبع التوزيع الطبيعي $\rightarrow N(\mu_1, \sigma_1^2)$ وتم سحب عينة حجمها n_1 من مجتمعه
والمتغير x_2 ينبع التوزيع الطبيعي أيضاً $\rightarrow N(\mu_2, \sigma_2^2)$ وتم سحب عينة حجمها n_2 و كان
المجتمعين مستقلين، فإن المتغير المعرّف عنه $\bar{x}_1 - \bar{x}_2$ يمثل متغيراً عشوائياً للفرق بين متوسطي العينتين

ونفرق هنا بين ثلاثة حالات هي:

1.3. إذا كان σ_1^2 و σ_2^2 معلومين وحجم العينتين كبير $n_2, n_1 \geq 30$

إذا سحبنا من مجتمع طبيعي وسطه μ_1 وتباينه σ_1^2 عينة كبيرة حجمها n_1 ، وسحبنا من مجتمع طبيعي ثالثي وسطه μ_2 وتباينه σ_2^2 عينة حجمها n_2 كبيرة أيضاً، فإن المتغير العشوائي المعيّر عنه $v(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$ يتبع توزيع طبيعي وسطه الحسابي $E(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$ وتباينه $v(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$ حيث:

$$E(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) = E(\bar{x}_1) - E(\bar{x}_2) = \mu_1 - \mu_2$$

$$v(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) = v(\bar{x}_1) + v(\bar{x}_2) = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$$

أي:

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

وبذلك يكون لدينا المتغير Z المعرف فيما يلي يتبع التوزيع الطبيعي المعياري، أي:

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

إذا كان σ_1^2 و σ_2^2 مجهولين وحجم العينتين كبير $n_2, n_1 \geq 30$

في هذه الحالة فإن الفرق بين متوسطي العينتين $(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$ يقع في التوزيع الطبيعي بمتوسط قدره:

$$\text{وتقديره: } \left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} \right)$$

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \rightarrow N\left(\mu_1 - \mu_2; \frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)$$

ملاحظة: التوزيع لعله يصلح أيضاً عند السحب من مجتمعين غير طبيعين أو مجهولي التوزيع بشرط كبر حجم العينة، وذلك استناداً لنظرية النهاية المركزية.

3.3. إذا كان σ_1^2 و σ_2^2 مجهولين وحجم أحد العينتين على الأقل صغير:

إذا سحبنا من مجتمع طبيعي وسطه μ_1 وتبليغه σ_1^2 عينة صغيرة حجمها n_1 ، وسحبنا من مجتمع طبيعي ثانى وسطه μ_2 وتبليغه σ_2^2 عينة حجمها n_2 صغيرة أيضاً، فإن المتغير العشوائى المعيز عنه $(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$

يتبع توزيع ستونبىت بدرجة حرية قدرها $(n_1 + n_2 - 2)$ حيث:

$$\frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}} = t_{n_1+n_2-2}$$

ثالثاً: توزيع المعاينة للنسبة

نفرض أن مجتمعاً مالاً نهائياً، و يتوزع وفقاً للتوزيع الثنائي حيث أن احتمال النجاح P و احتمال الفشل، $p = 1 - q$ و عند إعادة التجربة n من المحاولات و بذلك فإن توزيع المعاينة للمتغير العشوائي X المتمثل بعدد النجاحات في العينات ذات الحجم n يمكن أن يكون قريباً من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي قدره $\mu = np$ و بإنحراف معياري، $\sigma = \sqrt{npq}$ علماً أن نسب النجاح مختلفة من عينة إلى أخرى يمكن التعبير عن نسب النجاح P بالمقدار $\hat{P} = \frac{x}{n}$.

حيث أن x : عدد محاولات النجاحات، n : حجم العينة، \hat{P} : نسب النجاح في العينة.

إذن توزيع المعاينة لـ \hat{P} نسبة النجاحات هو قريب من التوزيع الطبيعي بوسط $\mu = np$ و إنحراف

$$\text{معياري، } \sigma_{\hat{P}} = \sqrt{\frac{pq}{n}}$$

ومنه فإن القيمة المعيارية تعطى بالعلاقة التالية:

رابعاً: توزيع المعاينة للفرق بين نسبتين

سحبت عينتان عشوائيتان حجمهما n_1 و n_2 من مجتمعين مساللين، يخضع الأول و الثاني للتوزيع

$$\sigma_2 = \sqrt{n_2 p_2 q_2} \text{ و } \mu_1 = n_1 p_1 \text{ و } \sigma_1 = \sqrt{n_1 p_1 q_1} \text{ و } B_1(n_2 - P_2) \text{ و } B_1(n_1 - P_1)$$

$\mu_{P_1 - P_2} = n_2 p_2 - n_1 p_1$ فتوزيع المعاينة للفرق بين نسبتين $(\hat{P}_1 - \hat{P}_2)$ يقترب من التوزيع الطبيعي بوسط :

$$Z = \frac{\hat{P}_1 - \hat{P}_2 - (\mu_{P_1 - P_2})}{\sigma_{P_1 - P_2}} = \frac{\hat{P}_1 - \hat{P}_2 - (n_2 p_2 - n_1 p_1)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}}$$

$$\cdot \frac{(\hat{P}_1 - \hat{P}_2) - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1 + p_2 q_2}{n_1 + n_2}}}$$