الفصل الأول

كيفية اختبار الفرضيات البسيطة

وحساب احتمال الدلالة P (أو Sig)

الدكتور إبراهيم محمد العلي– كلية الاقتصاد– جامعة تشرين – سوريا

1-1 : مقدمة:

تعتمد اختبارات الفرضيات على المعلومات المتوفرة عن الظواهر المدروسة في المجتمعات الاحصائية .

والمعلومات هي قيم عددية أو حالات وصفية تعبر عن المتحولات المعرفة على الظاهرة المدروسة . وبذلك ويمكننا تصنيف المعلومات إلى نوعين أساسيين هما:

أ– معلومات كمية: وهي بيانات عددية عن متحولات قابلة للقياس بواحدات قياس محددة، وهذه المعلومات يمكن أن تكون:

- منقطعة: كعدد أفراد الأسرة– وعدد الطلاب– وعدد السيارات ...الخ .
- مستمرة: كعمر الإنسان– درجة الحرارة– مقدار الدخل ....الخ .

ب– معلومات نوعية: وهي حالات وصفية لمتحولات غير قابلة للقياس، وهذه المعلومات يمكن أن تكون:

- أسمية: كحالات الجنس– حالات العمل– الحالة الاجتماعية ...الخ .
- مرتبة: كحالات التعليم– حالات الوظيفة– حالات الرضا ..الخ .

ويتم تجميع المعلومات عن الظاهرة المدروسة أو عن المتحولات المطلوبة من عناصر المجتمع الاحصائي بواسطة أحد الأسلوبين :

- الحصر الشامل: وهو يشمل جميع عناصر المجتمع الاحصائي المؤلف من N عنصراً
- المسح بالعينة: وهو يشمل جزء من المجتمع ويكون على شكل عينة حجمها n عنصراً ، تسحب عشوائياً من عناصر ذلك المجتمع بدون إعادة أو مع الاعادة .

وتستخدم معلومات هذه العينة لتقدير معالم المجتمع المجهولة مثل: المتوسط μ أو التباين σ^2 أو النسبة فيه R ، وذلك من خلال استخدام المؤشرات المقابلة لها والمحسوبة من العينة والتي سنسميها (مؤشرات العينة)، وهي متوسط العينة $\bar{x}$ وتباين العينة S^2 والنسبة في العينة r . ويبُرهن في نظرية العينات أن مؤشرات العينة المصححة هي تقديرات غير متحيزة وفعالة ومتماسكة لمعالم المجتمع المقابلة لها .

والآن لنفترض أننا نقوم بدراسة خصائص أحد المتحولات الكمية X من عناصر المجتمع المدروس (وليكن X وزن الطالب في الجامعة) لذلك نسحب عينة عشوائية من طلاب ذلك المجتمع بحجم n طالباً ، فنحصل من كل طالب فيها i على وزن محدد x_i ، ويكون لدينا القياسات التالية :

$$X: x_1 \quad x_2 \quad x_3 \dots\dots . x_i \dots\dots x_n$$

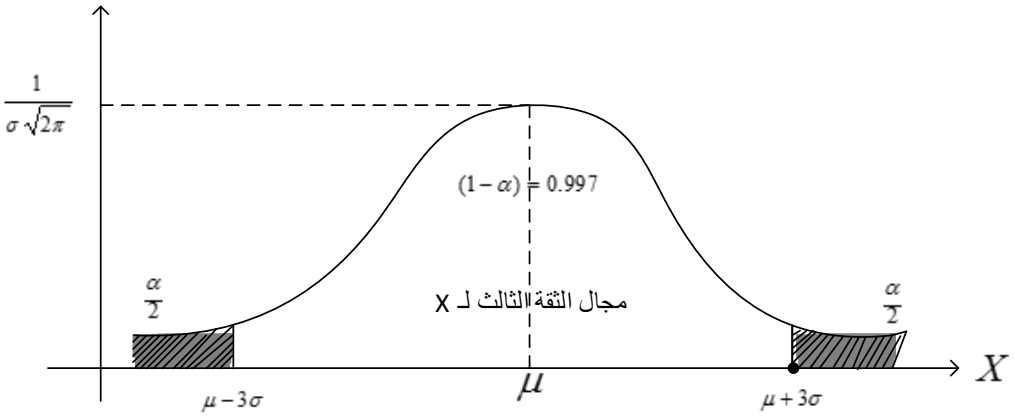
وبناء على نظرية العينات نقوم بتقدير معالم المجتمع المجهولة من مؤشرات العينة المعلومة وحساب مقدار الخطأ المرتكب في كل تقدير وفق الجدول التالي :

جدول (1−1): معالم المجتمع وتقديراتها من مؤشرات العينة :

معالم المجتمع المجهولة للمتحول X	التقديرات من مؤشرات العينة
1−قيمة المتوسط في المجتمع μ	**تقدر من متوسط العينة:** $\bar{x} = \frac{1}{n}\sum x_i$ **ونكتب ذلك كما يلي:** $\tilde{\mu} = \bar{x}$
2−قيمة تباين المجتمع σ^2	**تقدر من تباين العينة المصحح والمعرف بالعلاقة:** $S^2 = \frac{1}{n-1}\sum(x_i - \bar{x})^2$ **ونكتب ذلك كما يلي:** $\tilde{\sigma}^2 = S^2$
3−قيمة النسبة في المجتمع R للمتحول الثنائي (0 او 1)	**تقدر من النسبة في العينة** $r = \frac{m}{n}$ **ونكتب ذلك كما يلي:** $\tilde{R} = r$ **حيث** m **عدد الظهور و** n **حجم العينة و** $S^2 \approx r(1-r)$
4−الخطأ المعياري المرتكب في تقدير متوسط المجتمع في حالة السحب مع الاعادة $\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	**يقدر من خلال ما يقابله في العينة :** $\tilde{\sigma}_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{S^2}{n}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$
5−الخطأ المعياري المرتكب في تقدير المتوسط في حالة السحب بدون إعادة : $\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{N-n}{N-1} * \frac{\sigma^2}{n}}$	**يقدر من خلال العينة بالعلاقة:** $\tilde{\sigma}_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{N-n}{N-1} * \frac{S^2}{n}} \approx \sqrt{\frac{N-n}{N} * \frac{S^2}{n}}$
6−الخطأ المعياري المرتكب في تقدير النسبة R في حالة السحب مع الاعادة: $\sigma_r = \sqrt{\frac{R(1-R)}{n}}$	**يقدر من خلال النسبة r في العينة كما يلي:** $\tilde{\sigma}_r = \sqrt{\frac{r(1-r)}{n}}$
7−الخطأ المعياري المرتكب في تقدير النسبة R في حالة السحب بدون إعادة : $\sigma_r = \sqrt{\frac{N-n}{N-1} * \frac{R(1-R)}{n}}$	**يقدر من خلال النسبة r في العينة كما يلي:** $\tilde{\sigma}_r = \sqrt{\frac{N-n}{N-1} * \frac{r(1-r)}{n}} = \sqrt{\frac{N-n}{N} * \frac{r(1-r)}{n}}$

ولكن عملية التقدير لا تنتهي عند ذلك ، بل يجب إنشاء مجال ثقة يحتوي المعلم الذي نقدره في المجتمع. وحتى نستطيع إنشاء مجال ثقة يجب أن يكون التوزيع الاحتمالي للمتحول X معلوماً. ومنه يجب أن يكون توزيع متوسط العينة $\bar{x}$ معلوماً أيضاً.

واختصاراً لهذه القضايا نفترض أن المتحول المدروس X يخضع في المجتمع للتوزيع الطبيعي العام $N(\mu\,,\sigma^2)$ الذي متوسطه μ وتباينه σ^2 وهو يرسم الشكل التالي :



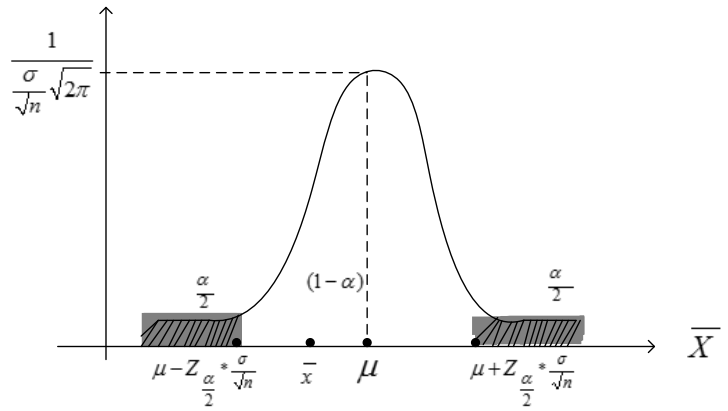
الشكل (1−1) منحنى التوزيع الطبيعي للمتحول X

وعليه يمكننا إنشاء مجال الثقة لـ X المقابل لاحتمال الثقة $(1-\propto)$ أو لمستوى دلالة $(\propto)$ بحيث يكون:

$$P\left[\mu - Z_{\frac{\propto^*}{2}}\sigma \le X \le \mu + Z_{\frac{\propto^*}{2}}\sigma\right] = 1-\propto \qquad (1-1)$$

حيث أن $Z_{\frac{\propto}{2}}$ هي قيمة متحول التوزيع الطبيعي المعياري المقابلة لنصف مستوى الدلالة $\left(\frac{\propto}{2}\right)$ على اليمين و$\left(\frac{\propto}{2}\right)$ على اليسار .ولقد أنشأنا على الشكل $(1-1)$ مجال الثقة الثالث الذي يقابل احتمال ثقة $(0{,}997)$.

وعندما نسحب عينة من عناصر المجتمع بحجم n نحصل منها على متوسط هو $\bar{x}$ وعلى تباين هو S^2 ، ولكن هذه العينة ليست وحيدة بل يمكن أن يسحب غيرنا وغيرنا عينات أخرى، فيحصل على متوسطات أخرى $\bar{x}_k$ وتباينات أخرى S_k^2، وبما أن عدد العينات الممكنة يساوي C_N^n عينة (في حالة السحب بدون إعادة)، فإن هذا يعني أنه يمكننا أن نحصل على C_N^n متوسطاً $\bar{x}_k$، وكل منها يعتبر تقديراً لمتوسط المجتمع μ . وبناءً عليه يكون متوسط العينة $\bar{x}$ هو الآخر متحولاً عشوائياً جديداً متوسطه μ أيضاً، ولكن تباينه يساوي $\frac{\sigma^2}{n}$ (وانحرافه يساوي $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$) ويخضع للتوزيع الطبيعي العام $N\left(\mu\,,\frac{\sigma^2}{n}\right)$، والذي يأخذ الشكل الضامر والمتطاول التالي:



الشكل (1−2): توزيع متوسط العينة $\bar{x}$

وبناءً على التوزيع (1−2) وقياساً على العلاقة (1−1) يمكننا أيضاً إنشاء مجال الثقة للمتوسط $\bar{x}$ المقابل لاحتمال الثقة $(1-\propto)$ أو لمستوى الدلالة $(\propto)$ بحيث يكون:

$$P\left[\mu - Z_{\frac{\propto}{2}} * \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \bar{x} \leq \mu + Z_{\frac{\propto}{2}} * \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right] = 1-\propto \qquad (2-1)$$

وحيث أن $Z_{\frac{\propto}{2}}$: هي القيمة الجدولية لمتحول التوزيع الطبيعي المعياري المقابلة لنصف مستوى الدلالة $\left(\frac{\propto}{2}\right)$ على اليمين و $\left(\frac{\propto}{2}\right)$ على اليسار. وهذا المجال يضمن لنا أن تقع قيمة $\bar{x}$ ضمنه باحتمال يساوي $(1-\propto)$.

وحتى نستفيد من العلاقة (1-2) نطرح من أطرافها μ ثم نقسمها على $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ فنحصل على ما يلي:

$$P\left[-Z_{\frac{\propto}{2}} \leq \frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \leq Z_{\frac{\propto}{2}}\right] = 1-\propto \qquad (3-1)$$

وهذا المجال يضمن لنا أن تقع قيمة المقدار $\left(\frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right)$ ضمن المجال $\left[-Z_{\frac{\propto}{2}}\ ,+Z_{\frac{\propto}{2}}\right]$ باحتمال يساوي $(1-\propto)$، وهنا نلاحظ أن المقدار $\left(\frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right)$ هو متحول عشوائي ثالث .

فإذا كانت μ و σ قيمتان معلومتان من المجتمع فإن المقدار $\left(\frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right)$ يخضع للتوزيع الطبيعي المعياري $N(0\,,1)$ لأنه ناتج عن معيرة المتحول المتوسط $\bar{x}$، لذلك نرمز له بـ Z ونكتبه كما يلي:

$$Z = \frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \qquad (4-1)$$

وهكذا نجد أنه يمكننا اعتبار هذا المقدار مؤشراً لاختبار أي فرضية حول متوسط المجتمع μ (مثل $\mu = \mu_0$) فنعوض μ بـ μ_0 ونقوم بحساب قيمة Z من العلاقة (1−4) وذلك بفرض أن قيمة σ معلومة . ثم نقارن قيمة Z المحسوبة مع طرفي المجال المعرف في [1−3] وهو $\left[-Z_{\frac{\propto}{2}}\ ,+Z_{\frac{\propto}{2}}\right]$. ونتخذ القرار كمايلي : إذا كانت قيمة Z المحسوبة واقعة ضمن ذلك المجال نقبل تلك الفرضية $(\mu = \mu_0)$، أما إذا كانت قيمة Z المحسوبة واقعة خارجه نرفض تلك الفرضية $(\mu = \mu_0)$، وبعبارة أخرى إذا كانت $|Z| \leq Z_{\frac{\propto}{2}}$ تقبل الفرضية المذكورة ، وإذا كانت $|Z| > Z_{\frac{\propto}{2}}$ نرفض الفرضية السابقة. علماً بأن احتمال قبول الفرضية $(\mu = \mu_0)$ يساوي $(1-\propto)$ واحتمال رفضها من الطرفين يساوي $(\propto)$.

أما إذا كانت قيمة σ^2 في المجتمع مجهولة فإننا نلجأ إلى تقديرها من خلال تباين العينة المصحح S^2 . وباستبدال قيمة σ في (1−4) بتقديرها S من العينة، نحصل على متحول عشوائي جديد مركب من متحولين عشوائيين $\bar{x}$ و S ونرمز له بـ t ونكتبه كمايلي:

$$t = \frac{\bar{x}-\mu}{S/\sqrt{n}} \qquad (5-1)$$

ومعلوم من نظرية الاحتمالات والاحصاء الرياضي أن المتحول t يخضع لتوزيع ستودينت T وبـ (n-1) درجة حرية. (وهو توزيع يتقارب مع التوزيع الطبيعي المعياري عندما تصبح n>30) .

وقياساً على العلاقة (1−3) يمكننا أن ننشأ مجال الثقة للمتحول t كما يلي:

$$P\left[-t_{\frac{\propto}{2}} \leq \frac{\bar{x}-\mu}{S/\sqrt{n}} \leq +t_{\frac{\propto}{2}}\right] = 1-\propto \qquad (6-1)$$

حيث أن $t_{\frac{\propto}{2}}$ هي قيمة متحول ستودينت الجدولية المقابلة لنصف مستوى الدلالة $\left(\frac{\propto}{2}\right)$ على اليمين و $\left(\frac{\propto}{2}\right)$ على اليسار ولـ (n-1) درجة حرية، وهذا المجال يضمن لنا أن تقع قيمة t ضمن المجال $\left[-t_{\frac{\propto}{2}}\ ,+t_{\frac{\propto}{2}}\right]$ باحتمال قدره $(1-\propto)$. وهكذا نجد أنه يمكننا الاستفادة من المتحول t في حالة العينات الصغيرة في اختبار أي فرضية حول متوسط المجتمع μ (مثل $\mu = \mu_0$) فنعوض μ بـ μ_0 ونحسب قيمة t من العلاقة (1-5) ثم نقارنها مع طرفي المجال المعرف في (1-6) وهو $\left[-t_{\frac{\propto}{2}}\ ,\ +t_{\frac{\propto}{2}}\right]$ ونتخذ القرار كمايلي:

إذا كانت قيمة t المحسوبة واقعة ضمن ذلك المجال تقبل تلك الفرضية $(\mu = \mu_0)$، أما إذا كانت t المحسوبة واقعة خارجه فإننا نرفض الفرضية $(\mu = \mu_0)$.

وبعبارة أخرى: إذا كانت $|t| \leq t_{\left(\frac{\propto}{2},n-1\right)}$ فإننا نقبل الفرضية $(\mu = \mu_0)$، أما إذا كانت $|t| > t_{\left(\frac{\propto}{2},n-1\right)}$ فإننا نرفض الفرضية المذكورة. علماً بأن احتمال قبول الفرضية $(\mu = \mu_0)$ يساوي $(1-\propto)$ واحتمال رفضها من الطرفين يساوي $(\propto)$.

وهكذا نجد أنه يمكننا وباتباع نفس الأسلوب استنباط العديد من المؤشرات لاستخدامها في اختبارات الفرضيات المختلفة (كل حالة حسب طبيعتها وتوزيعها الاحتمالي) فنحصل على مؤشرات لتقدير النسبة R والتباين σ^2 وغيرهما.

ومن جهة أخرى يمكننا أن ننشأ مجال ثقة يحوي متوسط المجتمع μ وذلك بمعالجة العلاقة (1-2) وطرح المقدار $(\bar{x} - \mu)$ من أطرافها فنحصل على المجال التالي:

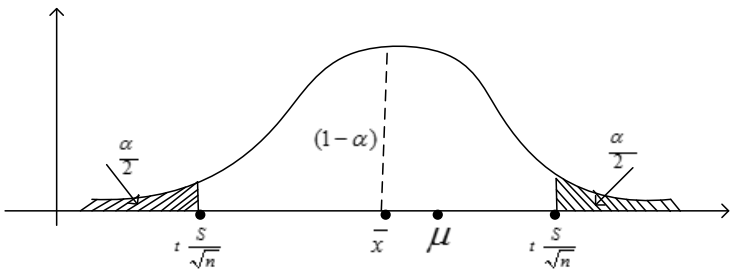
$$P\left[\bar{x} - Z_{\frac{\propto}{2}} * \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + Z_{\frac{\propto}{2}} * \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right] = 1-\propto \qquad (7-1)$$

وهو مجال مركزه متوسط العينة $\bar{x}$ (وليس μ) ونصف طوله يساوي $\left(Z_{\frac{\propto}{2}} * \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$ ويضمن لنا أنه يحتوي على متوسط المجتمع المجهول μ باحتمال $(1-\propto)$.

وإذا كان التباين σ^2 مجهولاً فإننا نستبدله بتقديره S^2، وعندها فإن مجال الثقة (1-7) يصبح معرفاً على توزيع ستودينت ذي $(n-1)$ درجة حرية ويأخذ الشكل التالي:

$$P\left[\bar{x} - t_{\frac{\propto}{2}} * \frac{S}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + t_{\frac{\propto}{2}} * \frac{S}{\sqrt{n}}\right] = 1-\propto \qquad (8-1)$$

وهو مجال مركزه $\bar{x}$ ونصف طوله $\left(t_{\frac{\propto}{2}} * \frac{S}{\sqrt{n}}\right)$ ويضمن لنا أنه يحتوي على متوسط المجتمع المجهول μ باحتمال $(1-\propto)$ والشكل التالي يوضح ذلك .



الشكل (1-3) مجال الثقة لـ μ

1-2 : أنواع وأسماء الاختبارات :

توضع الفرضيات على معالم المجتمع (مثل μ أو R أو σ^2) أو على بعض خصائصه (مثل: الاستقلال، التوافق، التكرار، الالتواء ...الخ) وتختبر باستخدام معلومات العينة ومؤشرات الاختبار.

وتصنف الاختبارات إلى نوعين أساسيين :

أ- الاختبارات المعلمية: وتطبق على المتحولات الكمية .

ب- الاختبارات اللامعلمية: وتطبق على المتحولات النوعية .

كما يمكن تصنيف الاختبارات حسب عدد المجتمعات والعينات كما يلي :

1-اختبارات لمجتمع واحد (عينة واحدة) .

2- اختبارات لمجتمعين (عينتين مستقلتين) .

3- اختبارات لعدة مجتمعات (لعدة عينات مستقلة) .

4-اختبارات لعينتين مترابطتين

5-اختبارات لعدة عينات مترابطة .

ويتضمن الجدول التالي أهم الاختبارات المعلمية واللامعلمية ومجالات تطبيقها

جدول (1-2): أهم الاختبارات الاحصائية المعلمية واللامعلمية:

أهم الاختبارات المعلمية	أهم الاختبارات اللامعلمية
1- اختبار Z الطبيعي لعينة واحدة وهو يطبق على متوسط المجتمع μ وعلى النسبة R فيه مثل العلاقة (1-4)	1- اختبار x^2: للاستقلال والارتباط بين متحولين نوعيين أو أحدهما نوعي . في عينة واحدة (غير مرتبة)
2- اختبار ستودينت t لعينة واحدة صغيرة وهو يطبق على μ وعلى R مثل العلاقة (1-5)	2- اختبار Gamma: للاستقلال والارتباط بين متحولين مرتبين
3- اختبار x^2 لعينة واحدة ويطبق على تباين المجتمع σ^2	3- اختبارات الثبات والصدق ويستخدم في الاستبيانات (للمعلومات المرتبة)
4- اختبار Z الطبيعي لعينتين مستقلتين ويطبق على الفرق بين متوسطي المجتمعين أو على الفرق بين النسبتين فيهما مثل العلاقة (1-24)	4- اختبار مكنمارا: للحالات غير المرتبة (جدول رباعي)
5- اختبار ستودينت t لعينيتين مستقلتين ويطبق على الفرق $\mu_1 - \mu_2$ وعلى الفرق $R_1 - R_2$ مثل العلاقة (1-25)	5- اختبار: ويلكوكسن للمتحولات المرتبة .
6- اختبار F لعينتين مستقلتين ويطبق على تبايني مجتمعين $\left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}\right)$ مثل العلاقة (1-35)	6- اختبار كروسكال: للمتحولات المرتبة
7- اختبار t للفرق بين الأزواج المتقابلة (عينتين مترابطتين) مثل العلاقة (1-22)	7- اختبار مان ويتني: للمتحولات المرتبة

أهم الاختبارات المعلمية	أهم الاختبارات اللامعلمية
8- اختبار تحليل التباين الأحادي لأكثر من عينتين مستقلتين مثل العلاقة (1-40)	8- اختبار t_B كيندال: للمتحولات المرتبة
9- اختيار تحليل التباين الثنائي لمؤشرين على عدة مجتمعات مثل العلاقة (1-44)	9- اختبار t_C كيندال: للمتحولات المرتبة
10- اختبار x^2 لتوافق التوزيعات الاحتمالية من عينة واحدة	10- اختبار الاشارة للمتحولات الثنائية $(1,0)$
11- اختبار كولموغوف- سميرنوف لتوافق التوزيعات الاحتمالية	11- اختبار كوكران- مينتال للمعلومات المرتبة
12- اختبار معنوية معامل الارتباط الخطي (معامل بيرسون)	12- اختبار معنوية معامل الارتباط الرتبي (سبيرمان) للمتحولات المرتبة

1-3 : خطوات الاختبار حول متوسط المجتمع μ (أو النسبة R)

1- نحدد مستوى الدلالة $(\propto)$ أو احتمال الثقة $(1-\propto)$ وعادة يتم وضع $(\propto = 0.05)$ أو $(\propto = 0.01)$.

2- نضع على متوسط المجتمع μ (أو النسبة R فيه) فرضيتين متنافيتين ومتكاملتين كما يلي:

أ- فرضية العدم: نفترض أن متوسط المجتمع μ يساوي قيمة معلومة μ_0، وهذا يعني أنه لايوجد فرق معنوي بينه وبين القيمة المفترضة μ_0 (أي عدم وجود فرق بينهما) ونكتب ذلك كما يلي:

$$H_0: \mu = \mu_0 \qquad (9-1)$$

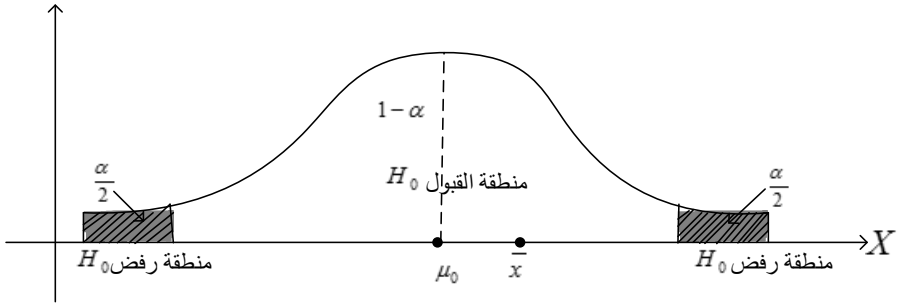
وتكون هذه الفرضية مقبولة إذا كان الفرق $(\mu - \mu_0)$ أو تقديره $(\bar{x} - \mu_0)$ واقعاً ضمن مجال الثقة المحدد للفرق $(\bar{x} - \mu)$ ، ونقرر ذلك من خلال مؤشر الاختبار المناسب.

ب- الفرضية البديلة: وهي الفرضية المعاكسة لفرضية العدم ومن شكلها تتحدد منطقة الرفض ويمكن أن تكتب على أحد الأشكال التالية:

- الشكل الأول: عدم التساوي وتكتب الفرضية البديلة كما يلي:

$$H_1: \mu \neq \mu_0 \qquad (10-1)$$

وفيه تكون منطقة الرفض واقعة على الجانبين، وعندها يسمى الاختبار ثنائي الجانب، وتخصص لكل جانب نصف مستوى الدلالة($\frac{\propto}{2}$) ، كما في الشكل التالي :



الشكل (1-4) منطقة القبول ومنطقي الرفض على اليمين واليسار

- الشكل الثاني: الأحادي اليميني، وتكتب الفرضية البديلة H_1 كما يلي:

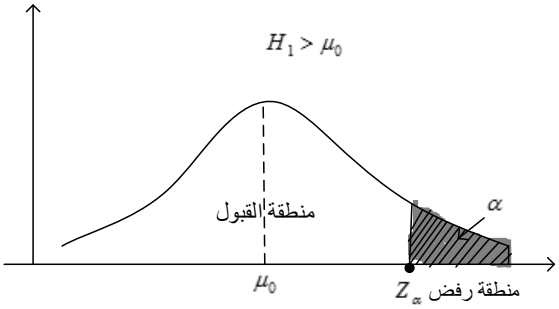
$$H_1: \mu > \mu_0 \qquad (11-1)$$

وفيه تكون منطقة الرفض على اليمين فقط، وتقابل كامل الاحتمال $\propto$ كما على الشكل (1−5).

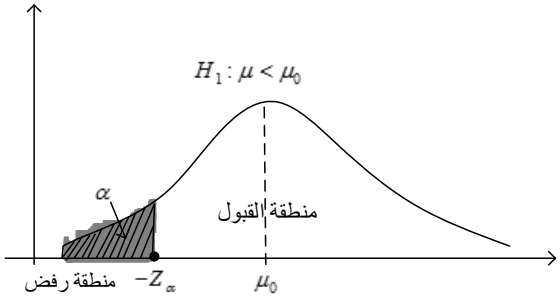
- الشكل الثالث: الأحادي اليساري، وتكتب الفرضية البديلة H_1 كما يلي:

$$H_1: \mu < \mu_0 \qquad (12-1)$$

- وفيه تكون منطقة الرفض على اليسار فقط، وتقابل كامل الاحتمال $\propto$ كما على الشكل (1−6) .



الشكل (1−5) أحادي يميني



الشكل (1−6) أحادي يساري

وللتحقق من صحة أو عدم صحة فرضية العدم H_0، يجب علينا أن نسحب عينة عشوائية من المجتمع ونحسب متوسطها $\bar{x}$ ثم نقارنه مع متوسط المجتمع المفترض في الفرضية H_0 وهو μ_0. فإذا كان $\bar{x}$ يساويه أو قريباً منه نقبل فرضية العدم H_0، ونعترف بأن متوسط المجتمع يساوي μ_0، أما إذا كان $\bar{x}$ بعيداً عن μ_0 (يوجد فرق جوهري بينهما)، فإننا نرفض فرضية العدم H_0 ونقبل الفرضية H_1، ونعترف بأن متوسط المجتمع μ لايساوي μ_0، بل يساوي قيمة أخرى أكبر أو أصغر منها. وحتى لا تكون الأمور مزاجية فإن عملية مقارنة $\bar{x}$ مع μ_0، تحتاج إلى أداة إحصائية ورياضية تحدد لنا مقدار الفرق المقبول ومقدار الفرق المعنوي أو الجوهري، وهذه الأداة تسمى مؤشر الاختبار. وهكذا نجد أنفسنا بحاجة قبل كل شيء إلى سحب عينة عشوائية من المجتمع المدروس وحساب مؤشراتها المختلفة .

3−نقوم بتحديد طريقة سحب العينة (مع الإعادة أم بدون إعادة) ، وحسب طريقة السحب المختارة نقوم بحساب حجم العينة من إحدى العلاقتين الخاصتين بتقدير المتوسط (أو النسبة ضمن القوسين) وهما:

$$n = \frac{Z^2 S^2}{d^2} = \left(\frac{Z^2 * r(1-r)}{d^2}\right) \quad \text{للسحب مع الإعادة} \qquad (13-1)$$

$$n = \frac{NZ^2 S^2}{Nd^2 + Z^2 S^2} = \left(\frac{NZ^2 r(1-r)}{Nd^2 + Z^2 r(1-r)}\right) \quad \text{للسحب بدون اعادة} \qquad (14-1)$$

حيث أن : S^2 هو تباين العينة أو تقديره من أي عينة سابقة .

وأن : d هو مقدار الدقة المطلوبة وتحدد من قبل الجهات المعينة أومن قبل الباحث .

وأن : Z هي قيمة المتحول الطبيعي المعياري المقابل لنصف مستوى الدلالة $\frac{\propto}{2}$ على الطرفين .

وأن : r هو مقدار النسبة المراد اختبارها أو اي تقدير لها .

وفي حالة اختبار النسب المتوازنة في المجتمع نضع ($r = 0.50$) حتى نحصل على أكبر حجم ممكن للعينة، أما عندما يكون حجم المجتمع N كبيراً أو غير معروف، يفضل استخدام العلاقة (1−13) للسحب مع الإعادة ، ثم نقوم بسحب العينة المذكورة من المجتمع ونحسب متوسطها $\bar{x}$ وتباينها S^2 من العلاقتين:

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\sum x_i \qquad (15-1)$$

$$S^2 = \frac{1}{n-1} * \sum (x_i - \bar{x})^2 \qquad (16-1)$$

4− نقوم بحساب مؤشر الاختبار للمتوسط (أو للنسبة ضمن القوسين) من العلاقة المعيارية التالية:

$$Z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \left(\frac{|r - R_0|}{\sqrt{\frac{R_0(1-R_0)}{\sqrt{n}}}} \right) \quad : \quad (\sigma \text{ معلوم}) \qquad (17-1)$$

وهو متحول عشوائي يخضع للتوزيع الطبيعي المعياري $N(0,1)$، ولكن بما أن تباين المجتمع σ^2 وبالتالي انحرافه المعياري σ يكون غالباً مجهولاً، فإن حساب قيمة Z السابقة يكون أمراً مستحيلاً . ولكي نتخلص من هذه المشكلة نستبدل σ^2 بتباين العينة S^2 كتقدير جيد له، ونعرف مؤشر جديد لاختيار متوسط المجتمع μ (دون تعديل المقام في مؤشر النسبة) بالعلاقة التالية :

$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} = \left(\frac{r - R_0}{\sqrt{\frac{R_0(1-R_0)}{n}}} \right) \qquad (18-1)$$

وهو متحول جديد يخضع لتوزيع ستودينت بـ $(n-1)$ درجة حرية .

ملاحظة: إذا كان حجم العينة n كبيراً $(n > 30)$، فإن توزيع ستودينت يقترب من التوزيع الطبيعي المعياري ، وعندها نعتبر t في العلاقة (1−18) خاضعاً للتوزيع الطبيعي المعياري .

5−نقوم بتحديد منطقتي الرفض والقبول واتخاذ القرار:

لتحديد منطقتي الرفض والقبول ولاتخاذ القرار اللازم حول صحة الفرضية H_0، يوجد طريقتان لاتخاذ القرار المناسب هما: طريقة القيمة الحرجة . وطريقة احتمال الدلالة P . وسنشرحهما كما يلي :

أ− **طريقة القيمة الحرجة لـ Z أو t** : لنفترض أن الاختبار ثنائي الجانب (أي أن $H_1: \mu \neq \mu_0$)، فعندها يكون مستوى الدلالة ∝ موزعاً على الجانبين، وهنا يكون لدينا حالتان لـ σ هما: إما أن تكون قيمة σ معلومة، أو أن تكون σ مقدرة من العينة بـ S، ولذلك نعالجها كما يلي :

− إذا كانت قيمة σ معلومة: فإننا نحسب قيمة مؤشر الاختبار من العلاقة (1−17) ثم نقارنها مع القيمة الحرجة لمتحول التوزيع الطبيعي $Z_{\frac{\propto}{2}}$، لذلك نبحث في جدول التوزيع الطبيعي المعياري عن

القيمة الحرجة $Z_{\frac{\propto}{2}}$ المقابلة لنصف مستوى الدلالة $\frac{\propto}{2}$ على الطرفين، ثم نقارن القيمة المحسوبة Z معها، ونتخذ القرار حول H_0 كمايلي:

إذا كانت $|Z| \leq Z_{\frac{\propto}{2}}$، تكون Z واقعة في منطقة القبول، وعندها نقبل فرضية العدم ونقول بأن $\mu = \mu_0$.

إذا كانت $|Z| > Z_{\frac{\propto}{2}}$، تكون Z واقعة في منطقة الرفض وعندها نرفض فرضية العدم ونقول بأن $\mu \neq \mu_0$.

- أما عندما يكون σ^2 مجهولاً فإننا سنحسب قيمة المؤشر $|t|$ من العلاقة (1−18) ، ثم نبحث في جدول توزيع ستودينت عن القيمة الحرجة $t_{\frac{\propto}{2}}$ المقابلة لنصف مستوى الدلالة $\frac{\propto}{2}$ على الطرفين ولدرجة حرية $(n-1)$ ونتخذ القرار بالمقارنة كمايلي:

إذا كانت $|t| \leq t_{\frac{\propto}{2}}$ نقبل فرضية العدم ونقول بأن $\mu = \mu_0$

إذا كانت $|t| > Z_{\frac{\propto}{2}}$ نرفض فرضية العدم ونقول بأن $\mu \neq \mu_0$

ملاحظة: إذا كان الاختبار أحادي الجانب (يميني ويساري) فإن القيمة الحرجة لـ Z هي القيمة المقابلة لكامل مستوى الدلالة $\propto$ ونرمز لها بـ $Z_\propto$، وعندها نتخذ القرار عند المقارنة حول H_0 كمايلي:

- إذا كان الاختبار أحادي يميني $(H_1: \mu > \mu_0)$ فإننا نقارن قيمة Z المحسوبة مع $Z_\propto$. فإذا كانت $Z \leq Z_\propto$ نقبل فرضية العدم H_0، ونقبل بأن $\mu = \mu_0$، أما إذا كانت $Z > Z_\propto$ فإننا نرفض H_0 ونعترف بأن $\mu > \mu_0$ كما في الشكل (1−5) السابق .
- أما إذا كان الاختبار أحادي يساري $(H_1: \mu < \mu_0)$ فإننا نقارن قيمة Z المحسوبة مع $(-Z_\propto)$ السالبة . فإذا كانت $(Z \geq -Z_\propto)$ نقبل فرضية العدم H_0 ونقبل بأن $\mu = \mu_0$، أما إذا كانت $(Z < -Z_\propto)$ فإننا نرفض H_0 ونقبل H_1 ونعترف بأن $\mu < \mu_0$ كما في الشكل (1−6) السابق.

وكذلك الأمر عند استخدامنا لمؤشر ستودينت t فإن القيمة الحرجة لمتحوله t هي القيمة المقابلة لكامل مستوى الدلالة $\propto$ ولدرجة الحرية $(n-1)$ ونرمز لها بـ $t_\propto$. ونتخذ القرار كمايلي:

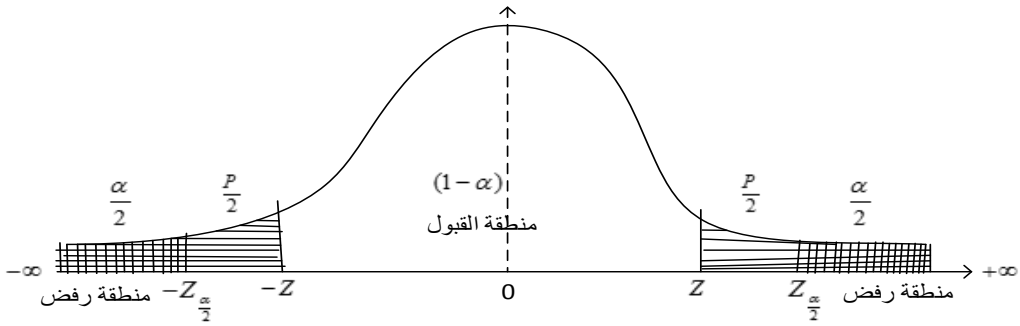
- إذا كان الاختبار أحادي يميني $(H_1: \mu > \mu_0)$ وكان $t \leq t_\propto$ فإننا نقبل فرضية العدم H_0 ونقبل بأن $\mu = \mu_0$، أما إذا كان $t > t_\propto$ فإننا نرفض H_0 ونقبل H_1 ونعترف بأن $\mu > \mu_0$.
- أما إذا كان الاختيار أحادي يساري $(H_1: \mu < \mu_0)$ فإننا نقارن قيمة t المحسوبة مع $(-t_\propto)$ السالبة، فإذا كانت $(t \geq -t_\propto)$ فإننا نقبل الفرضية H_0 ونقبل بأن $\mu = \mu_0$، أما إذا كانت $(t < -t_\propto)$ فإننا نرفض H_0 ونقبل H_1 التي نقول بأن: $\mu < \mu_0$.

ب- طريقة اتخاذ القرار حول H_0 باستخدام احتمال الدلالة P (P- Value) أو (Sig)

لتوضيح كيفية تطبيق هذه الطريقة لابد من توضيح معنى احتمال الدلالة (Signification probability) والذي ويرمز له في البرامج الحاسوبية بالرمز P أو (P-value) أو بالرمز (Sig)، واحتمال الدلالة حسب التعريف هو: الاحتمال الذي يقابل المجال المفتوح الواقع إلى يمين (أو يسار) القيمة المحسوبة Z(أو القيمة$-Z$)،أي أنه يساوي المساحة تحت منحنى التوزيع الاحتمالي والمقابلة لذلك المجال ، وعندما يكون الاختبار ثنائي الجانب فإن هذا الاحتمال يكون موزعاً على الجانبين . ويكون بكامله في جهة اليمين إذا كان الاختيار أحادي يميني. ويكون بكامله في جهة اليسار إذا كان الاختيار أحادي يساري.

ولتوضيح ذلك نأخذ حالة التوزيع الطبيعي المعياري ، ونحسب منه قيمة احتمال الدلالة **p** ؛ حسب حالات الاختبار التالية:

1) **<u>حالة الاختبار الثنائي</u>**: إن منطقة الرفض حسب القواعد السابقة تقع على الجانبين، وإذا كانت $|Z| < Z_{\frac{\propto}{2}}$ فإننا نقبل فرضية العدم H_0 ويكون لدينا الشكل التالي:



شكل (1-7) تحديد المساحة P

من هذا الشكل نلاحظ أن $\frac{\propto}{2}$ هي المساحة المظللة بخطوط عمودية وهي التي تقابل المجال $\left[Z_{\frac{\propto}{2}}, +\infty\right[$، أما $\frac{P}{2}$ فهي المساحة المظللة بخطوط أفقية وهي التي تقابل المجال $[Z, +\infty[$، وعندما تكون $Z < Z_{\frac{\propto}{2}}$ يكون لدينا $\frac{P}{2} > \frac{\propto}{2}$ ، ويكون لدينا $P > \propto$، أي علينا أن نقبل الفرضية H_0 إذا كانت $P > \propto$ (لأن $|Z| < Z_{\frac{\propto}{2}}$) .

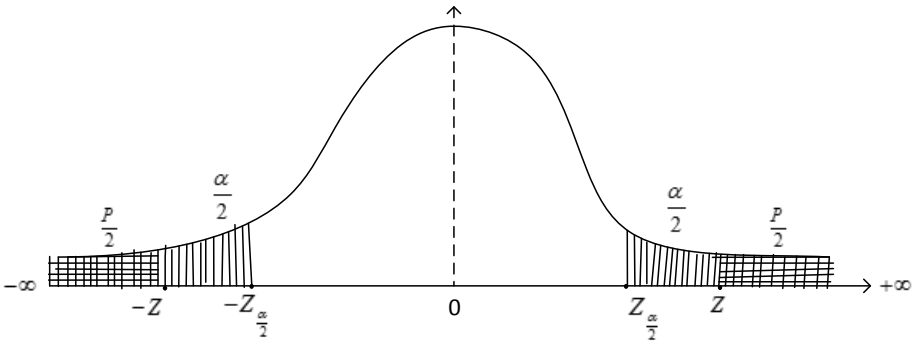
ويتم حساب قيمة الاحتمال P حاسوبياً في هذه الحالة من تكامل التوزيع الطبيعي المعياري على المجالين المتناظرين $[Z, +\infty[$ و $]-\infty, -Z]$ كما يلي:

$$P = \int_{-\infty}^{-Z} f(x)dx + \int_{Z}^{+\infty} f(x)dx = 2 * \int_{Z}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} * dx \qquad (19-1)$$

ويمكن الحصول على قيمة هذا التكامل من الجداول الإحصائية الجاهزة أو من الحواسيب المبرمجة .

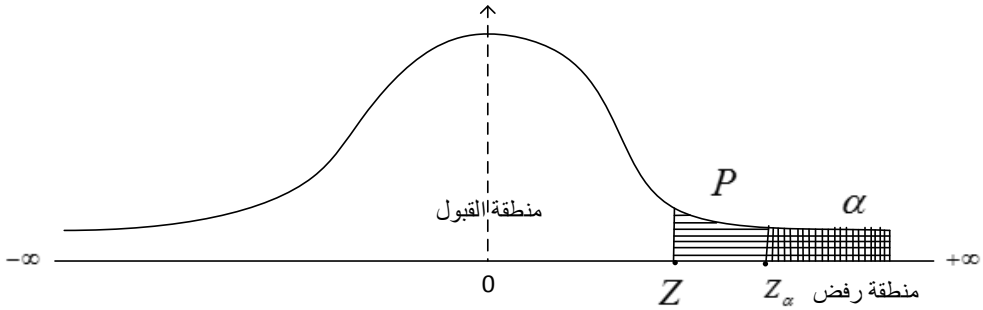
أما إذا كانت $|Z| > Z_{\frac{\propto}{2}}$ فإننا نرفض فرضية العدم H_0، وعندها يكون لدينا $\frac{P}{2} < \frac{\propto}{2}$ أي يكون $P < \propto$ (ويكون $|Z| > Z_{\frac{\propto}{2}}$)، أي يجب علينا أن نرفض فرضية العدم H_0 إذا كان $P < \propto$ (لأن $|Z| > Z_{\frac{\propto}{2}}$)

كما في الشكل (1−8) التالي، حيث رمزنا للمساحة المظللة بخطوط أفقية من الطرفين للاحتمال P وللمساحة المظللة بخطوط عمودية لمستوى الدلالة ∝ .



شكل (1−8) تحديد المساحة P

2) **<u>حالة الاختبار الأحادي اليميني</u>:** فإذا كانت $Z < Z_{\propto}$ فإننا نقبل فرضية العدم H_0، ويكون لدينا الشكل التالي:



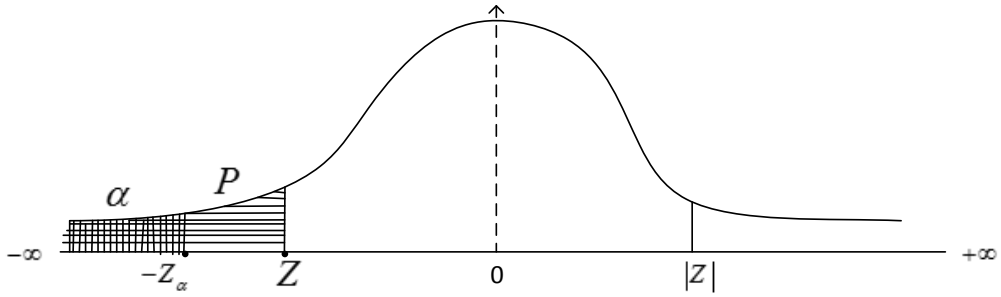
الشكل (1−9) تحديد المساحة P

ومن الشكل (الشكل (1−9) نلاحظ أن ∝ هي المساحة المظللة بخطوط عمودية وهي التي تقابل المجال$[Z_{\propto}, +\infty[$، أما P فهي المساحة المظللة بخطوط أفقية وهي التي تقابل المجال $[Z, +\infty[$، وهنا يكون لدينا $P >\propto$، أي أنه علينا أن نقبل فرضية العدم H_0 إذا كان $P >\propto$ (لأن $Z \leq Z_{\propto}$) .

أما إذا كانت $Z > Z_{\propto}$ (تقع على يمينها) فإننا نرفض الفرضية H_0، وعندها يكون لدينا $P <\propto$، أي أنه علينا أن نرفض الفرضية H_0 إذا كان $P <\propto$ (لأن $Z > Z_{\propto}$)، ويتم حساب قيمة P حاسوبياً في هذه الحالة من تكامل التوزيع الطبيعي المعياري على المجال$[Z, +\infty]$ كما يلي :

$$P = \int_{Z}^{+\infty} f(x) d_x = \int_{Z}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} * dx \qquad (20-1)$$

3) **<u>حالة الاختبار الأحادي اليساري</u>**: إذا كانت $Z > -Z_{\propto}$ فإننا نقبل فرضية العدم H_0 ويكون لدينا الشكل التالي: (مع ملاحظة أن قيمة Z هي قيمة جبرية فقد تكون سالبة أو موجبة)



الشكل (1- 10) تحديد المساحة P

ومن الشكل (1- 10) نلاحظ أن $\propto$ هي المساحة المظللة بخطوط عمودية وهي التي تقابل المجال $]-\infty, -Z_{\propto}]$، أما الاحتمال P فهو المساحة المظللة بخطوط أفقية وهي التي تقابل المجال $]-\infty\ ,\ Z]$، وهذا يعني أن $P > \propto$، لذلك يجب علينا أن نقبل الفرضية H_0 إذا كان $P > \propto$ (لأن $Z > -Z_{\propto}$) .

أما إذا كانت $Z < -Z_{\propto}$ (تقع على يسارها) فإننا نرفض الفرضية H_0، وعندها يكون لدينا $P < \propto$، أي أنه علينا أن نرفض الفرضية H_0 إذا كان $P < \propto$ (لأن $Z < -Z_{\propto}$)، ويتم حساب P في هذه الحالة من العلاقة التالية:

$$P = \int_{-\infty}^{Z} f(x)d_x = \int_{|Z|}^{+\infty} f(x)d_x = \int_{|Z|}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} * dx \qquad (21-1)$$

ملاحظة: إذا كان مؤشر الاختبار يخضع لتوزيع ستودينت t أو لأي توزيع آخر مثل X^2 أو F، فإن قيمة P تحسب من تكاملات مشابهة للتكاملات السابقة على تلك التوزيعات وعلى المجالات المناسبة والمشابهة لتلك المجالات المذكورة. وهي أمور كثيرة وطويلة لا مجال للخوض فيها في هذا المنشور .

1-4 : اختيار الأزواج المتقابلة :

يطبق هذا الاختيار لمقارنة نتائج إجابات أو علامات عينية من الأشخاص قبل التجربة وبعدها، لذلك تسمى الدرجات الأولى بالدرجات القبلية X، وتسمى الدرجات الثانية بالدرجات البعدية Y، ويمكن وضع النتائج في جدول خاص على شكل أزواج متقابلة ، فنحصل على عينتين مرتبطتين من الدرجات(لأن كل زوج يعود لشخص واحد) وستكون كما يلي:

رقم الشخص	1	2	3	4	.....	i	.....	n	المتوسط	
الدرجات القبلية X	x_1	x_2	x_3	x_4	.....	x_i	.....	x_n	$\bar{x}$	
الدرجات البعدية Y	y_1	y_2	y_3	y_4	.....	y_i	.....	y_n	$\bar{y}$	
الفروقات d_i	d_1	d_2	d_3	d_4	.....	d_i	.....	d_n	$\bar{d}$	S_d

ثم نقوم بحساب الفروقات بين قيمتي كل زوج من العلاقة: $d_i = x_i - y_i$.

ثم نقوم بحساب متوسط وتباين هذه الفروقات من العلاقتين:

$$\bar{d} = \frac{1}{n}\sum d_i$$

$$S_d^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(d_i - \bar{d}\right)^2$$

ولإجراء الاختبار حول الفرق بين العينيتين نضع الفرضيتين كما يلي: $H_1: \bar{D} > 0 \quad H_0: \bar{D} = 0$

حيث $\bar{D}$: هو متوسط الفروقات في المجتمع .

ثم نحسب الانحراف المعياري لـ d_i ونرمز له بـ S_d

ثم نحسب مؤشر الاختبار المعرف بالعلاقة:

$$t = \frac{\bar{d} - \bar{D}_0}{S_d/\sqrt{n}} \qquad (22-1)$$

حيث $\bar{D}_0$ هي قيمة متوسط الفروقات المفترضة في المجتمع، وتؤخذ قيمتها الصفرية من فرضية العدم H_0 .ثم نقارن قيمة t المحسوبة مع قيمة t الحرجة $t_{\propto,n-1}$، فإذا كانت $t < t_{\propto,n-1}$ تقبل فرضية العدم H_0 ونقول بأنه لا يوجد فرق بين الدرجات القبلية والبعدية، والعكس بالعكس .

5-1 : حساب موثوقية وقوة الاختيار

في الحقيقة إن عملية إجراء اختبار لأية فرضية عدم H_0، تتأثر بعدة عوامل أهمها حقيقة الفرضية H_0 ونوع القرار المتخذ بشأنها ، ولذلك نجد أنه لدينا الحالات التالية:

- إن فرضية العدم H_0 قد تكون بحقيقتها صحيحة أو خاطئة .
- إن القرار الذي سنأخذه حول H_0 يمكن أن يكون قبولاً أو رفضاً لها .

ويمكن وضع تقاطعات هذه الحالات في جدول كالتالي:

جدول(2-2) : حالات تقاطع حقيقة فرضية العدم مع نوع القرار المتخذ

نوع القرار المتخذ / حقيقة الفرضية H_0	قبول	رفض
H_0 صحيحة	القرار صحيح واحتماله $1-\propto=$	القرار غير صحيح واحتماله $\propto=$
H_0 خاطئة	القرار غير صحيح واحتماله $\beta =$	القرار صحيح واحتماله $1-\beta =$

ومن الجدول السابق نلاحظ إنه عندما نتخذ القرار يمكن أن يكون قرارنا غير صحيح في الحالتين التاليتين: رفض الفرضية الصحيحة، قبول الفرضية الخاطئة، وعندها سنرتكب أحد الخطأين التاليين:

- خطأ النوع الأول: وهو قرار رفض الفرضية H_0 رغم إنها صحيحة، وإن احتمال وقوعنا في هذا الخطأ يسمى مستوى الدلالة $\propto$، ويسمى الاحتمال المتمم له $(1-\propto)$ بدرجة الثقة أو بالموثوقية .
- خطأ النوع الثاني: وهو قرار قبول الفرضية H_0 رغم إنها غير صحيحة، وإن احتمال وقوعنا في هذا الخطأ يساوي عدداً آخراً β، ويسمى الاحتمال المتمم له $(1-\beta)$ بقوة الاختيار .

وبناءً على ذلك تم تعريف قوة الاختبار: بأنها احتمال رفض الفرضية H_0 عندما تكون خاطئة. وهو يتمم احتمال قبولها β، أي أن قوة الاختبار تعرف بالاحتمال المتمم لـ β وهو :

$$W = 1 - \beta \qquad (23-1)$$

ويتم حساب قيم β من تكاملات شرطية معقدة لا مجال للخوض فيها في هذا المنشور .

1-6 : الاختبارات من عينتين مستقلتين :

1-6-1: اختبار الفرق بين متوسطي مجتمعين طبيعيين :

عندما يكون لدينا مجتمعان طبيعيان (يخضعان للتوزيع الطبيعي) ونريد دراسة واختبار الفروقات بين المتحولات العشوائية المعرفة عليهما نفترض ما يلي:

أن متوسط أو توقع المتحول المدروس في المجتمع الأول μ_1 وتباينه σ_1^2 .

وأن متوسط أو توقع نفس المتحول المدروس في المجتمع الثاني μ_2 وتباينه σ_2^2 .

علماً بأن هذه المقادير مجهولة في المجتمعين . ولإيجاد تقديرين لهذين المتوسطين والتباينين نسحب من المجتمعين عينيتين عشوائيتين ومستقلتين بحجمين n_1 و n_2 ونحسب منهما مايلي:

أ- متوسط العينة الأولى $\bar{x}_1 = \frac{\sum x_i}{n_1}$ ويعتبر تقديراً غير متحيز لمتوسط المجتمع الأول μ_1 .

ب- متوسط العينة الثانية $\bar{x}_2 = \frac{\sum x_i}{n_2}$ ويعتبر تقديراً غير متحيز لمتوسط المجتمع الثاني μ_2 .

ج- نحسب التباين المصحح للعينة الأولى من العلاقة: $S_1^2 = \frac{1}{n_1-1}\sum(x_{i1} - \bar{x}_1)^2$.

ويعتبر هذا التباين تقديراً غير متحيز لتباين المجتمع الأول σ_1^2 .

د- نحسب التباين المصحح للعينة الثانية من العلاقة : $S_2^2 = \frac{1}{n_2-1}\sum(x_{i2} - \bar{x}_2)^2$.

ويعتبر هذا التباين تقديراً غير متحيز لتباين المجتمع الثاني σ_2^2 .

ولاختبار الفرق بين متوسطي المجتمعين $(\mu_1 - \mu_2)$ نضع الفرضيتين كما يلي :

فرضية العدم: $H_0: (\mu_1 - \mu_2) = 0$، وتقابلها الفرضية البديلة :

على الشكل الثنائي الجانب : $H_1: (\mu_1 - \mu_2) \neq 0$.

أو على الشكل الأحادي اليميني: $H_1: (\mu_1 - \mu_2) > 0$.

أو على الشكل الأحادي اليساري: $H_1: (\mu_1 - \mu_2) < 0$.

ثم نطبق مؤشر الاختبار المعياري التالي:

$$Z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \qquad (24-1)$$

وعندما يكون التباينان σ_1^2 و σ_2^2 مجهولين، نستبدلهما بتقديريهما غير المتحيزين S_1^2 و S_2^2 والمحسوبين من العينتين على أساس $(n-1)$، فنحصل على مؤشر اختبار آخر يخضع تقاربياً لتوزيع ستودينت وله درجة حرية معقدة (انظر المثال (1−2)) وهو :

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \qquad (25-1)$$

ويمكن استخدام مؤشر الاختبار الأخير t في اختبارات الفرق بين المتوسطين $(\mu_1 - \mu_2)$ إذا كان حجما العينتين n_1 و n_2 كبيرين، وعندها نعتبر درجة الحرية مساوية لأصغر العددين $(n_1 - 1)$ أو $(n_2 - 1)$ لأن قيمتها الحقيقية تكون قريبة منها .

حالة خاصة: عندما نفترض أن تباينا المجتمعين متساويين ومجهولين، يكون لدينا $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$.حيث σ^2 هي القيمة المشتركة لهما، وعندها تأخذ العلاقة (1−24) الشكل التالي:

$$Z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n_1} + \frac{\sigma^2}{n_2}}} = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\sigma^2\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} \qquad (26-1)$$

وللتخلص من التباين المشترك المجهول σ^2 نقدره من خلال المتوسط الحسابي للتباينين S_1^2 و S_2^2 المصححين والمحسوبين من العينتين والمثقلين بـ $(n_1 - 1)$ و $(n_2 - 1)$ على الترتيب، وذلك باستخدام العلاقة المركبة لهما التالية:

$$\widetilde{\sigma^2} = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)} = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \qquad (27-1)$$

ويبرهن في الاحصاء الرياضي على أن هذا التقدير هو تقدير غير متحيز للتباين المشترك σ^2 وبذلك تأخذ العلاقة (1−26) الشكل التالي:

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} \qquad (28-1)$$

وهو مؤشر يخضع تقاربياً لتوزيع ستودينت بدرجة حرية $(n_1 + n_2 - 2)$ ويمكن استخدامه في اختبارات الفروق بشرط أن يكون تباينا المجتمعين متساويين، لذلك يجب أن نتحقق من أن: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ قبل تطبيق (1-28) .

1-6-2: اختبار الفرق بين نسبتين في مجتمعين طبيعيين:

لاختيار الفرق بين نسبتي خاصتين R_1 و R_2 في مجتمعين طبيعيين :

نضع فرضية العدم $H_0: R_1 - R_2 = 0$ ،والفرضية البديلة من الشكل : $H_1: R_1 - R_2 \neq 0$ أو غيره.

وعندها يأخذ مؤشر الاختيار الأول (1-24) الشكل التالي:

$$Z = \frac{(r_1 - r_2) - (R_1 - R_2)_0}{\sqrt{\frac{R_1(1-R_1)}{n_1} + \frac{R_2(1-R_2)}{n_2}}} \qquad (29-1)$$

حيث أن: R_1 و R_2 معلومتان وأن r_1 و r_2 هما النسبتان في العينتين المسحوبتين، ولكن عندما يكون $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$، فإننا نقدر σ^2 من النسبة المتوسطة $\bar{r}$ ونحسب تقديره من العلاقة التالية :

$$\widetilde{\sigma^2} = \bar{r}(1-\bar{r}) \qquad (30-1)$$

حيث أن النسبة المتوسطة $\bar{r}$ تحسب من المتوسط المثقل للنسبتين r_1 و r_2 كما يلي:

$$\bar{r} = \frac{n_1 r_1 + n_2 r_2}{n_1 + n_2} \qquad (a30-1)$$

وعندها تأخذ العلاقة (1-29) الشكل التالي:

$$Z = \frac{(r_1 - r_2) - (R_1 - R_2)_0}{\sqrt{\frac{\bar{r}(1-\bar{r})}{n_1} + \frac{\bar{r}(1-\bar{r})}{n_2}}} = \frac{(r_1 - r_2) - (R_1 - R_2)_0}{\sqrt{\bar{r}(1-\bar{r})\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} \qquad (31-1)$$

فنحصل على المؤشر t الخاضع تقاربياً لتوزيع ستودينت بـ $(n_1 + n_2 - 2)$ درجة حرية، وعندما يكون $(n_1 + n_2 - 2) > 30$، فإنه يخضع تقاربياً للتوزيع الطبيعي المعياري، ومن العلاقة (1-31) نحسب قيمة المؤشر t ثم نقارنه مع قيمة $t_{\frac{\propto}{2}}$ الحرجة والمقابلة لنصف مستوى الدلالة $\frac{\propto}{2}$ من الطرفين ولدرجة الحرية $(n_1 + n_2 - 2)$، وبناء على هذه المقارنة نقبل أو نرفض فرضية العدم H_0 وفق القواعد المذكورة سابقاً .

مثال (1-2):

لدراسة حالة الفروقات بين كميتي البروتين ACTB-1 عند مرضى السرطان والربو والأشخاص الطبيعيين لنفترض أننا أخذنا العينات اللازمة واستخلصنا منها النتائج التالية[من البيانات المخبرية لرسلان2017]:

المؤشر / العينة	حجم العينة n_i	متوسط كمية البروتين في العينة $\bar{x}_i$	الانحراف المعياري SD_i
مرض الربو	25	1063.126	669.1437
المرضى الطبيعيين	42	1535.488	479.3964
مرضى السرطان	14	2350.761	1116.602

والمطلوب: اختبار الفرق بين متوسط البروتين عند مرضى السرطان ومتوسطه عند الأشخاص الطبيعيين.
ثم اختبار الفرق بين متوسطه عند مرضى الربو ومتوسطه عند الأشخاص الطبيعيين، وذلك بمستوى دلالة $\propto = 0.05$.

الحـل: لاختبار الفرق بين متوسطي البروتين ACTB-1 عند مرضى السرطان وعند الأشخاص الطبيعيين وبمستوى دلالة $\propto = 0.05$ ، نضع الفرضيتين (العدم والبديلة) كما يلي:

فرضية العدم بين متوسطي المجتمعين وتشير إلى أنه لا يوجد فرق بين المتوسطين	$\boldsymbol{H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0}$
الفرضية البديلة: وتشير إلى أن المتوسط عند مرضى السرطان $\boldsymbol{\mu_1}$ أكبر من المتوسط الطبيعي $\boldsymbol{\mu_2}$	$\boldsymbol{H_1: \mu_1 > \mu_2}$

ثم نقوم بحساب قيمة مؤشر الاختبار t من العلاقة العامة:

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} = \frac{(2350.761 - 1535.488) - 0}{\sqrt{\frac{(1116.602)^2}{14} + \frac{(479.3964)^2}{42}}}$$

$$t = \frac{815.273}{\sqrt{89057.1447 + 5471.926388}} = \frac{815.273}{307.4558} = 2.65167$$

ولاتخاذ القرار حول H_0 نستخدم كلا الطريقتين التاليتين:

- <u>طريقة القيمة الحرجة</u>

ولاتخاذ القرار المناسب بطريقة القيمة الحرجة $t_{\frac{\propto}{2}}$ حول الفرضية H_0 نبحث في الجداول الإحصائية لتوزيع ستودينت عن القيمة الحرجة $t_{\frac{\propto}{2}}$ المقابلة لدرجة حرية مساوية لأصغر العددين: $(n_1 - 1)$ أو $(n_2 - 1)$ فنجد أن $df = (n_2 - 1) = (14 - 1) = 13$

وبذلك نجد أن القيمة الحرجة لـ t تساوي: $t_{\frac{\propto}{2},13} = t_{0.25,13} = 2.1604$

وبمقارنة t المحسوبة مع $t_{\frac{\propto}{2}}$ الحرجة نجد أن : $2.65167 > 2.1604$ أي أن $t > t_{\frac{\propto}{2}}$

لذلك نرفض فرضية العدم H_0 ونقبل الفرضية البديلة H_1 التي تقول أن $\mu_1 > \mu_2$. أي أن متوسط البروتين عند مرضى السرطان أكبر منه عند الأشخاص الطبيعيين باحتمال ثقة(0.95) على الأقل .

- <u>طريقة الاحتمال P:</u>

لاتخاذ القرار المناسب بطريقة احتمال الدلالة P، علينا أن نقوم بحساب قيمة P المقابلة القيمة $t =$ 2.65167 وهي المساحة المحسوبة من تكامل توزيع (ستودينت) على المجال $[t, +\infty[$. وهذا يقتضي تحديد درجة الحرية الدقيقة المعرفة في توزيع (ستودينت) المستخدم في هذا الاختيار، وهناك عدة طرق لحساب هذه الدرجة df وأهمها الطريقة التالية:

الطريقة الدقيقة: وهي طريقة معقدة وتطبق في البرامج الحاسوبية، ولحسابها تستخدم العلاقة الآتية [*Triola, P.390*] :

$$df = \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(S_1^2/n_1\right)^2}{n_1 - 1} + \frac{\left(S_2^2/n_2\right)^2}{n_2 - 1}} = 14.62907983$$

وبما أن قيمة df التي حصلنا عليها كانت على شكل عدد كسري (غير صحيح)، لذلك نقوم بحساب قيمتي P المقابلة لدرجتي الحرية الصحيحتين المجاورتين للقيمة df وهما 14 و15، فنجد من تكامل توزيع ستودينت على المجال $[2.65167, +\infty[$ أن :

$$P_{14} = 2 * (0.0094832) = 0.0189664$$
$$P_{15} = 2 * (0.0090654) = 0.0181308$$

ولحساب القيمة الحقيقية لـP المقابلة لدرجة الحرية الكسرية (14.629) نستخدم العلاقة التناسبية التالية:

$$P = P_{14} + (P_{15} - P_{14})(df - 14)$$
$$P = 0.0189664 + (-0.0008356)(0.6290783)$$
$$P = 0.01844074$$

وهي قيمة قريبة جداً من قيمة P التي نحصل عليها من الحاسوب، وهذا يعني أن الحاسوب يتبع الطريقة الدقيقة والمعقدة في حساب p، وبما أن $P < \propto$ فإننا نرفض فرضية العدم H_0 التي تقول أن $\mu_1 = \mu_2$ ونقبل الفرضية البديلة التي تقوم أن $\mu_1 > \mu_2$، أي أن متوسط البروتين عند مرضى السرطان أكبر من متوسطه الطبيعي باحتمال ثقة أكبر من (0.95).

- الطريقة التقريبية

لحساب قيمة P التقريبية المقابلة لـ $(t = 2.65167)$ في توزيع ستودينت نقوم بتحديد درجة الحرية : المساوية لأصغر العددين $(n_1 - 1)$ و $(n_2 - 1)$، فنجد أن أصغرهما هو $(14 - 1 = 13)$،

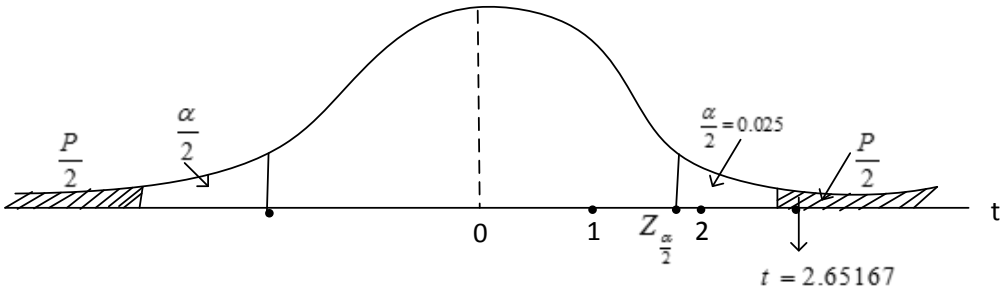
ومن الجداول الإحصائية لقيم متحول (ستودينت)، نجد أن قيمة $(t = 2.65167)$ المحسوبة والموافقة لدرجة حرية $df = 13$ تجعل الاحتمال P (من الطرفين) يساوي :

$$P = 0.0099741 * 2 = 0.0199482$$

وبما أن قيمة P أصغر من مستوى الدلالة $\propto = 0.05$ نرفض فرضية العدم H_0 التي تقول بعدم وجود فرق معنوي بين متوسطي المجتمعين، ونقبل الفرضية البديلة H_1 التي تقول أن متوسط المجتمع الأول (مرضى السرطان) أكبر من المتوسط الطبيعي. وإن ذلك موثوق باحتمال ثقة أكبر بكثير من (0.95) وهو يقترب من الواحد لأنه يساوي :

$$1 - P = 1 - 0.0199482 = 0.9800518 \approx 98\%$$

والشكل التالي يوضح معنى P بالمنطقة المظللة تحت منحنى التوزيع الطبيعي المعياري :



الشكل (1−11) تحديد المنطقة P

- <u>الحالة الخاصة:</u>

وهي الحالة التي يكون فيها: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$، وعندها نقوم بحساب مؤشر الاختبار t من العلاقة (1−28) التالية :

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}\left(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right)}}$$

$$t = \frac{(2350.761 - 1535.488) - 0}{\sqrt{\frac{13(1116.602)^2 + 41(479.3664)^2}{14+42-2}\left(\frac{1}{14}+\frac{1}{42}\right)}}$$

$$t = \frac{815.273}{212.60} = 3.8345$$

علماً بأن t يخضع تقاربياً لتوزيع ستودينت بدرجة حرية $n_1 + n_2 - 2$، ولهذا فإننا نقوم بحساب قيمة P المقابلة لـ $(t = 3.8345)$ ولدرجة حرية $(df = 14 + 42 - 2 = 54)$ فنجد أن الحاسوب يعطينا أن:

$$P = 2 * (0.00016548) = 0.00033096$$

وهي قيمة أصغر بكثير من مستوى الدلالة $\propto = 0.05$، لذلك نرفض فرضية العدم H_0 ونقبل الفرضية H_1 التي تقول بوجود فرق معنوي بين المتوسطين، ولكن هذه النتيجة محفوفة بالخطأ لأن الشرط المستخدم $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ غير محقق في بيانات المثال المذكور، ولا يجوز الاعتماد عليها قبل إجراء اختبار لتساوي التباينين σ_2^2 و σ_1^2، ولقد قمنا بتطبيقها هنا للتدريب فقط .

ولاختبار الفرق بين متوسطي البروتين عند مرضى الربو والأشخاص الطبيعيين نتبع نفس الخطوات ونستخدم نفس العلاقات ونترك ذلك للطالب على سبيل التدريب .

1−7 : اختبار تساوي تبايني مجتمعين طبيعيين σ_2^2 و σ_1^2 :

لإجراء هذا الاختيار نضع فرضية العدم H_0 على الشكل التالي:

$$H_0 = \frac{\sigma_1^2}{\sigma^2} = 1 \qquad \Rightarrow (\sigma_1^2 = \sigma_2^2) \qquad (32-1)$$

ونضع الفرضية البديلة كما يلي:

$$H_1 = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} > 1 \qquad (33-1)$$

ثم نسحب من المجتمعين عينتين عشوائيتين بحجمين n_2 و n_1 ونحسب تباينيهما المصححين S_2^2 و S_1^2

ملاحظة: لتسهيل الحسابات تم تصميم جداول التوزيع F بحيث يكون رقم المجتمع الأول لصاحب التباين الأكبر (لذلك يجب أن نرقم المجتمعين بحيث يكون $S_1^2 > S_2^2$ ، ونضع ذلك في الفرضيتين H_0 و H_1)

ثم نقوم بحساب مؤشر الاختيار F المعرف بالعلاقة التالية:

$$F = \frac{\frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2(n_1-1)}}{\frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2(n_2-1)}} = \frac{\frac{S_1^2}{\sigma_1}}{\frac{S_2^2}{\sigma_2^2}} \qquad (34-1)$$

ولكن بما أن فرضية العدم تنص على أن: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ فإن المؤشر F يختصر ويأخذ الشكل التالي:

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \qquad : (S_1^2 > S_2^2) \qquad (35-1)$$

وهو متحول عشوائي يخضع لتوزيع فيشير $F_{(x)}$ بدرجتي حرية (n_1-1) للبسط و (n_2-1) للمقام، وبعد حساب قيمة F نقارنها مع القيمة الحرجة $F_{(\propto)}$ (لاتجاه واحد) والمقابلة لكامل $\propto$ ولدرجتي الحرجة (n_1-1) و (n_2-1) ونتخذ القرار كما يلي :

إذا كانت $F \leq F_{(\propto)}$ (أو كانت $P > \propto$) فإننا نقبل الفرضية H_0 التي تقول يساوي التبايين $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$.

أما إذا كانت $F > F_{(\propto)}$ نرفض H_0 ونقبل H_1 ونقول بعدم تساوي التباينين المذكورين .

8-1 : اختبارات تحليل التباين الأحادي : ANOVA

يطبق هذا الاختبار لمقارنة المتوسطات في أكثر من مجتمعين (3 فأكثر) ولنفترض إننا سحبنا منهم عشوائياً ثلاث عينات بحجوم n_3 و n_2 و n_1 حيث $n = \sum n_i$

وكانت متوسطاتها $\bar{x}_3$ و $\bar{x}_2$ و $\bar{x}_1$ وكان متوسط المتوسطات هو $\bar{\bar{x}}$

وكانت تبايناتها المصححة S_3^2 و S_2^2 و S_1^2

ونضع فرضية العدم حول متوسطات هذه المجتمعات كما يلي:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu$$
$$H_1: \mu_k \neq \mu \quad \text{: من أجل واحد على الأقل} \qquad (36-1)$$

ثم نحسب مربعات الانحرافات المختلفة وهي :

مربعات الانحرافات داخل العينات مربعات (الخطأ) :

$$SSE = \sum_{i=1}^{k} (n_i - 1)S_i^2 \qquad (37-1)$$

حيث K: عدد المجتمعات أو العينات المسحوبة منها .

مربعات الانحرافات بين العينات :

$$SSB = \sum_{i=1}^{k} n_i(\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2 \qquad (38-1)$$

مربعات الانحرافات الكلية لجميع العينات :

$$SST = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n}\left(\bar{x}_{ij} - \bar{\bar{x}}\right)^2 \qquad (39-1)$$

ويكون لدينا:

$$SST = SSB + SSE \qquad (a\,39-1)$$

علماً بأن درجات الحرجة لكل منهم، هي $(k-1)$ و $(n-k)$ و $(n-1)$ على الترتيب، ثم نضع النتائج في جدول كالتالي :

جدول(1−3) : نتائج تحليل التباين الأحادي

مصدر التباين	مجموع المربعات ورمزه	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة F المحسوبة	قيمة F الحرجة	قيمة P
التباين بين العينات	SSB	$k-1$	$MSSB = \frac{SSB}{k-1}$	$F = \frac{MSSB}{MSSE}$	$F_{\propto}$	0
التباين داخل العينات	SSE	$n-k$	$MSSE = \frac{SSE}{n-k}$	———	———	———
التباين الكلي	SST	$n-1$	———	———	———	———

ثم نحسب قيمة مؤشر الاختبار F المعرف بالعلاقة التالية :

$$F = \frac{MSSB}{MSSE} \qquad (40-1)$$

وهو يخضع للتوزيع F بدرجتي حرية $(k-1\ ,n-k)$ ونتعامل معه كما تعاملنا مع F السابقة عند اتخاذ القرار حول H_0 في اختبار تساوي التباينين .

1−9 : تحليل التباين الثنائي:

يطبق هذا التحليل لدراسة تأثير عاملين A وB على عامل ثالث C، ويكون لكل منها عدة حالات ممكنة (K حالة لـ A و q حالة لـ B)، وذلك من خلال البيانات المتوفرة عن قيم العامل C المقابلة للقيم المتقاطعة للعاملين A وB، وهو يعتمد على تحليل مربعات الانحرافات في التباين الكلي لقيم العامل C إلى 3 مركبات مختلفة كما يلي:

$$\sum_{i=1}^{k}\sum\left(x_{ij} - \bar{x}\right)^2 = q\sum_{i=1}^{k}(\bar{x}_i - \bar{x}) + k\sum_{j=1}^{q}\left(x_j - \bar{x}\right)^2 + \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{q}\left(x_{ij} - \bar{x}_i - \bar{x}_j - \bar{x}\right)^2 \qquad (41-1)$$

ويرمز لهذه المركبات بالرموز التالية:

$$SST = SSA + SSB + SSE \qquad (42-1)$$

وتقابلها درجات حرية مساوية على الترتيب كما يلي:

$$(kq-1) = (k-1) + (q-1) + (k-1)(q-1) \qquad (43-1)$$

وبعد إجراء الحسابات نضع النتائج في جدول كما يلي:

جدول $(1-4)$: نتائج تحليل التباين الثنائي

مصدر التباين	مجموع المربعات ورمزه	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة F
حسب قيم A	SSA	$k-1$	$MSA = \frac{SSA}{k-1}$	$F_A = \frac{MSA}{MSE}$
حسب قيم B	SSB	$q-1$	$MSB = \frac{SSB}{q-1}$	$F_B = \frac{MSB}{MSE}$
الأخطاء	SSE	$(k-1)(q-1)$	$MSE = \frac{SSE}{(k-1)(q-1)}$	ــــــ
المجموع العام	SST	$kq-1$	ــــــ	ــــــ

ومنه نحسب قيمتي المؤشرين:

$$F_A = \frac{MSA}{MSE} \qquad (44-1)$$

$$F_B = \frac{MSB}{MSE} \qquad (45-1)$$

ولاتخاذ القرار المناسب حول تأثير العامل A على C، نقارن قيمة F_A مع القيمة الحرجة لها $F_\propto$ والمقابلة لدرجتي حرية $[\boldsymbol{k-1}\ ,(\boldsymbol{k-1})(\boldsymbol{q-1})]$ ونتخذ القرار المناسب حسب القواعد السابقة لـ F .

وكذلك نفعل حول تأثير العامل B على C ونقارن قيمة F_B مع القيمة الحرجة لها $F_\propto$ والمقابلة لدرجتي حرية $[\boldsymbol{q-1}\ ,(\boldsymbol{k-1})(\boldsymbol{q-1})]$ ونتخذ القرار المناسب حسب القواعد السابقة لـ F .

الفصل الثاني

كيفية اختبار ثبات وصدق الاستبيان

وحساب قيمة(ألفا كرونباخ ***Alpha cronbache***)

الدكتور إبراهيم محمد العلي- كلية الاقتصاد- جامعة تشرين - سوريا

2-1 : مقدمة :

إن الاستبيان هو أداة لجميع البيانات عن أحوال موضوع الدراسة من خلال عينة مسحوبة عشوائياً من مجتمع البحث، ويكون الاستبيان مؤلفاً من عدة محاور، كل منها يتضمن أسئلة أو عبارات محددة عن جوانب الموضوع . ويقوم أفراد العينة بالإجابة عليها، بالطريقة المباشرة (المقابلة) أو عبر البريد العادي أو الالكتروني. وهناك شروط معينة لتصميم الاستبيان ولعدد الخيارات الممكنة للإجابة على الأسئلة الواردة منه. وعادة ما يتم تقديم الاستبيان بتعليمات حول كيفية التعامل مع الأسئلة والإجابة عليها. ويبدأ بطرح بعض الأسئلة عن أحوال الشخص المبحوث (جنسه + عمره+ تعليمه+ عمله ...الخ). وهذه الأسئلة الشخصية لا تدخل في تحليل الثبات ولكن يمكن عرضها وتحليلها على انفراد .

أما جسم الاستبيان فيتألف من عدة محاور تعبر عن المتحولات المعتمدة في البحث (لكل متحول محور)، ويتضمن كل محور عدداً محدداً من الأسئلة المباشرة أو العبارات الواضحة، التي تعبر عن ذلك المحور أو تشكل جزءاً منه، ويجب أن تكون الأسئلة أو العبارات ضمن المحاور قصيرة وواضحة وذات اتجاه واحد، وتتناسب مع مستوى المبحوثين، ولا تتضمن عبارات محرجة أو جارحة أو مسيئة أو سخيفة، ولا توحي للمبحوث باختيار إجابة معينة .

أما خيارات الأجوبة فيمكن أن تكون مغلقة أو مفتوحة .

وأهم الخيارات المغلقة هي خيارات (ليكرت) التالية:

1- الخيار الثنائي : ويكون أمام المبحوث خياران فقط للجواب على السؤال، مثل:

نعم	لا
1	0

2- الخيار الثلاثي: ويكون للسؤال ثلاثة خيارات للجواب، مثل:

موافق	محايد	معارض
3	2	1

3- الخيار الخماسي: ويكون للسؤال خمسة خيارات للجواب، مثل:

5	4	3	2	1

4- الخيار السباعي: ويكون للسؤال سبعة خيارات للجواب، مثل:

7	6	5	4	3	2	1

ويمكن أن تكون هذه الخيارات لغوية على الشكل التالي:

موافق جداً	موافق	محايد	معارض	معارض جداً

ثم يتم استبدالها بالأرقام المناسبة .

وهنا لابد أن نشير إلى أن شكل السؤال أو العبارات يجب أن يتوافق مع شكل الخيارات وبالعكس. فإذا كان شكل السؤال مباشراً وكمياً فإن الخيارات يجب أن تكون رقمية مثل :

ماهي درجة التزامك بالرياضة ؟	5	4	3	2	1

أما إذا كان السؤال على شكل عبارة استفهامية فإن شكل الخيارات يكون لغوياً مثل:

انت شخص ملتزم بالرياضة؟	موافق جداً	موافق	محايد	معارض	معارض جداً

ثم يتم تحويل هذه الإجابة إلى أرقام مرتبة حسب ما يراه الباحث مناسباً .

كما نشير إلى أن الخيارات الرقمية أفضل وأدق من الخيارات اللغوية، لأن المسافات بين الخيارات الرقمية محددة ومتساوية (وتساوي الواحد)، أما المسافات بين الخيارات اللغوية فهي غير متساوية وغير محددة، فالمسافة بين (موافق جداً) و(موافق) غير معروفة ولا تساوي المسافة بين (موافق) و(محايد). عدا عن أن اتجاه ترتيبها اللغوي يجعلها عرضة للتحيز أثناء الإجابة .

ويجب أن يكون عدد الخيارات في الاستبيان الواحد موحداً. (ثلاثية أو خماسية أو سباعية لجميع الأسئلة) . ولا يجوز اعتماد الاستبيان قبل عرضه على عدد من المختصين لتحكيمه وتصويبه، ثم القيام بتجربته وتمريره على عينة استطلاعية (لا تقل عن 30 فرداً) للتأكد من حسن صياغة الأسئلة ومن حسن فهمها ومن صواب الإجابة عليها، ويتم ذلك بحساب معامل الثبات (ألفا كرونباخ) من بيانات العينة الاستطلاعية فإذا كانت قيمته أكبر من (0.70) يمكننا اعتماد الاستبيان وتمريره على أفراد العينة الكلية ذات الحجم المحدد بـ n فرداً . وعند تحليل الثبات لا يجوز دمج الأسئلة ذات الخيارات المختلفة، بل يتم تحليل كل نوع على حده .

مثال (2−1): لنفترض أننا نريد دراسة أثر الهوايات المختلفة على صحة ونفسية كبار السن (أكبر من 70 عاماً) فصممنا استبياناً خاصاً مؤلفاً من (6) محاور (أو أسئلة) عن ممارسة هوايات الممكنة يومياً لهؤلاء الأشخاص وعن حالتهم الصحية، النفسية، وكان على الشكل التالي:

جدول (2−1): الأسئلة والخيارات:

	نص السؤال أو العبارة (جميعها باتجاه واحد)	الخيارات أو الدرجات الممكنة للجواب				
X_1	ماهي درجة ممارستك للرياضة اليومية ؟	5	4 ✓	3	2	1
X_2	ماهي درجة تذوقك واستماعك للموسيقى ؟	5	4	3 ✓	2	1
X_3	ماهي درجة اهتمامك بالأخبار والسياسة ؟	5 ✓	4	3	2	1
X_4	ماهي درجة مواظبتك على المطالعة ؟	5	4 ✓	3	2	1
X_5	ماهي درجة تعاملك مع شبكات التواصل الاجتماعي ؟	5	4	3 ✓	2	1
X_6	ماهي درجة تقييمك لحالتك الصحية والنفسية ؟	5	4 ✓	3	2	1

وهنا نلاحظ أن كل سؤال من هذه الأسئلة يمكن أن يشكل محوراً خاصاً. ويمكننا أن نضع ضمنه عدة أسئلة أو عبارات حسب هدف البحث . وتتم الإجابة على هذه الأسئلة بسرعة وذلك بوضع إشارة معينة (مثل √ أو ×) على الدرجة المناسبة كما في الجدول السابق.

وأخيراً لنفترض إننا مررنا هذا الاستبيان السابق على عينة صغيرة مؤلفة من (10) أفراد (كمثال) ثم قمنا بتبويب أجوبتهم حسب الأفراد (في الأسطر) وحسب السؤال (في الأعمدة) فكانت كما في الجدول التالي:

جدول (2-2): بيانات العينة الاستطلاعية (10 أفراد) :

$\bar{x}_i$	T_i	T_{2i}	T_{1i}	X_6	X_5	X_4	X_3	X_2	X_1 / Y_1	الأسئلة / الأفرد i
2.33	14	6	8	2	2	2	3	2	3 /3	1
3.17	19	10	9	3	4	3	2	3	4 /3	2
2.50	15	7	8	2	3	2	4	2	2 /3	3
3.50	21	11	10	3	4	4	3	4	3 /3	4
3.50	21	10	11	4	3	3	4	3	4 /3	5
3.00	18	11	7	2	4	5	2	2	3 /3	6
3.00	18	8	10	3	2	3	3	3	4 /4	7
3.83	23	12	11	4	4	4	4	4	3 /3	8
2.17	13	6	7	2	2	2	2	3	2 /3	9
3.17	19	9	10	4	2	3	4	3	3 /2	10
3.017	18.1	9	9.1	2.9	3	3.1	3.1	2.9	3.1 /3	متوسط السؤال
0.541	3.247	2.160	1.524	0.8756	0.9429	0.9944	0.8756	0.7379	0.7379 / 0.4714	الانحراف المعياري
		$r = 0.540$								

المصدر: افتراضي من قبل المؤلف (الأرقام التي في زوايا خلايا العمود الثاني هي إجابات التجربة الثانية).

وهنا نطرح السؤالين التاليين:

هل هذه الإجابات ثابتة أم إنها تختلف من تجربة لأخرى أو من عينة لأخرى ؟

هل هذه الإجابات صادقة وتقترب من القيم الحقيقية أو المتوقعة لها ؟

للإجابة على هذين السؤالين نحتاج إلى استخدام أساليب مناسبة لقياس كل من الثبات والصدق. وهو ما سنعرضه فيما يلي :

2-2 أساليب قياس الثبات(Reliability) ويسمى أحياناً بـ (الاتساق الداخلي):

يعرف الثبات: بأنه استقرار الإجابات حول قيم معينة وعدم اختلافها كثيراً من تجربة لأخرى أو من عينة لأخرى . ويقصد بالاتساق الداخلي درجة انسجام الإجابات ضمن كل سؤال أو ضمن كل محور أو ضمن الاستبيان ككل .وهناك عدة أساليب لقياس هذا الثبات، أهمها ما يلي:

1-2-2 أسلوب إعادة التجربة (*Parallel* التوازي) :

وبحسب هذا الأسلوب يقوم الباحث بإعادة التجربة وتوزيع الاستبيان على نفس أفراد العينة، مع ضمان تحقيق نفس الشروط والظروف السابقة (بدون إعلامهم بهدف الإعادة) .

ثم يقوم بتسجيل الإجابات الجديدة مقابل الإجابات السابقة لكل فرد على كل سؤال. ولقياس ثبات النتائج يقوم بمقارنة الاجابات على كل سؤال في التجربتين، ثم يقوم بحساب معامل الارتباط (البيرسوني) بينهما من العلاقة المعروفة التالية :

$$r = \frac{\sum(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n * \sigma_x * \sigma_y} \qquad (1-2)$$

حيث أن x_i هي قيمة الإجابة السابقة للفرد i على ذلك السؤال، وأن $\bar{x}$ متوسطها وأن σ_x هو انحرافها المعياري، وأن y_i هي قيمة الإجابة اللاحقة للفرد i على ذلك السؤال، وأن $\bar{y}$ هو متوسطها، و σ_y هو انحرافها المعياري . فإذا كانت قيمة هذا المعامل أكبر من (0.70) نعتبر أن ثبات هذه الإجابات مقبولاً أو جيداً ...الخ .

وكتطبيق على ذلك لنأخذ السؤال الأول فقط، ولنفترض أن إجابات الأفراد اللاحقة عليه هي الأرقام المسجلة في زوايا خلايا العمود X_1، ثم نقوم بحساب معامل الارتباط بين نتائج هاتين التجربتين من (2-1) فنجد أن قيمته تساوي: (للسؤال الأول) $r_1 = 0.3194$

وهي قيمة صغيرة تدل على درجة ثبات ضعيفة للإجابات على السؤال الأول .

وهكذا نفعل مع بقية الأسئلة ونسجل الإجابات اللاحقة مقابل السابقة ونحسب معامل الارتباط لكل سؤال على حدة ونستخلص درجة الثبات لكل منها .

وإذا كان حجم العينة كبيراً (وزوجياً) وكان تسلسل الأفراد في القائمة عشوائياً فيمكننا اتباع أسلوب آخر هو أسلوب التوازي النصفي ، والذي يتلخص بتجزئة إجابات كل سؤال إلى قسمين متساويين ، ثم نضع هذين القسمين مقابل بعضهما في عمودين جديدين ونحسب معامل الارتباط بينهما فنحصل على تقدير درجة الثبات لإجابات ذلك السؤال ، فمثلاً لو أخذنا إجابات السؤال الأول وقسمناها إلى قسمين (بفرض أن التسلسل عشوائي) كما يلي :

القسم الأول: يتألف من إجابات الأفراد الخمسة الأولى، والقسم الثاني: يتألف من إجابات الخمسة الأخرى ووضعناهما مقابل بعضهما ثم حسبنا معامل الارتباط بينهما لوجدنا أن: $r_1 = 0.4226$ ، وهو معامل صغير ويدل على درجة ثبات ضعيفة لإجابات السؤال الأول .

ملاحظة: في الحقيقة أن معامل الارتباط لا يعبر بشكل جيد عن درجة ثبات الإجابات ، لأنه إذا طرحنا (واحد) من الإجابات السابقة فإنها ستصبح غير ثابتة، وإن قيمة معامل الارتباط بين الإجابات السابقة واللاحقة ستكون مساوية للواحد $r = 1$. رغم أن الإجابات أصبحت متحيزة، ولهذا فإننا سنحاول تطبيق أساليب أخرى لقياس درجة ثبات الإجابات، ويفضل في هذه الحالة (حالة إعادة التجربة) تطبيق معامل

التوافق X^2 بين نتائج التجربتين. أو استخدام اختبار الأزواج المتقابلة على الإجابات السابقة واللاحقة وحساب قيمة مؤشر ستودينت t من العلاقة:

$$t = \frac{\bar{d} - D_0}{S_d/\sqrt{n}} \qquad (2-2)$$

حيث أن: $\bar{d}$ هو متوسط الفروقات بين نتائج التجربتين $d_i = (x_i - y_i)$.

وأن S_d هو الانحراف المعياري للفروقات d_i، وn حجم العينة .

أما$D_0 = 0$ فهي قيمة متوسط الفروقات في المجتمع الواردة في فرضية العدم H_0(انظر العلاقة(1−22)).

2−2−2 أسلوب تجزئة الأسئلة بالمناصفة (*Split- Half*) أو أسلوب (سبيرمان− براون):

ويعتمد هذا الأسلوب على تجزئة الأسئلة (وليس الإجابات) إلى جزأين متساويين (بفرض أن عدد الأسئلة K زوجي) حسب تسلسلها أو حسب أي معيار آخر (فردي، زوجي) وتشكيل مجموعتين متقابلتين من الأسئلة. ثم نقوم بحساب متوسطات (أو مجاميع) إجابات الأفراد في أسئلة كل مجموعة، ونضعهما مقابل بعضهما، ثم نحسب معامل الارتباط بينها، وليكن مساوياً لـ r . ثم نقوم بحساب معامل الثبات الذي اقترحه (براون) لزيادة قيمة معامل الثبات وسُمي بمعامل (سبيرمان− براون) وهو يعرف بالعلاقة :

$$BC = \frac{2r}{1+r} \qquad (3-2)$$

ملاحظة: إذا كان عدد الأسئلة K فردياً يتم تجزئتها إلى $\frac{k+1}{2}$ سؤالاً ثم إلى $\frac{k-1}{2}$ سؤالاً (بفارق سؤال واحد)

ولقد قمنا بتجزئة أسئلة الاستبيان الوارد في الجدول (2−2) إلى جزأين متساويين كمايلي:

الجزء الأول: ويتألف من الأسئلة: الأول والثاني والثالث ، ورمزنا لمجموع إجابات الفرد i فيه، (بدلاً من متوسطاتها) بالرمز T_{1i} .

الجزء الثاني: ويتألف من الأسئلة: الرابع والخامس والسادس، ورمزنا لمجموع إجابات الفرد i فيه، (بدلا من متوسطاتها) بالرمز T_{2i} .

ثم حسبنا معامل الارتباط بين عمودي المجاميع T_{1i} و T_{2i} (أو المتوسطات) من العلاقة (1−2) فوجدنا أنه يساوي: $r = 0.540$.

وعندما حسبنا معامل (سبيرمان− براون) وجدنا أن قيمته تساوي : $BC = \frac{2(0.540)}{1.540} = 0.701$

وهي قيمة مقبولة وتدل على درجة ثبات مقبولة لإجابات ذلك الاستبيان .

2−2−3 أسلوب جوثمان (*Guthman*) :

ويعتمد هذا الأسلوب على أسلوب التجزئة بالمناصفة السابقة لأسئلة الاستبيان إلى نصفين متساويين ثم حساب تباين مجاميع الإجابات T_{1i} و T_{2i} في كل نصف على حدة فنحصل على التباينين S_1^2 و S_2^2 . ثم نقوم بحساب التباين الكلي S^2 لجميع إجابات الاستبيان وهو يساوي تباين المجاميع الكلية الواردة في العمود T_i في الجدول (2−2)، ثم نقوم بحساب قيمة معامل الثبات للاستبيان ككل من العلاقة التي عرفها (جوثمان) التالية :

$$\propto = 2\left[1 - \frac{S_1^2 + S_2^2}{S^2}\right] \qquad (4-2)$$

ومن بيانات الجدول (2−2) واعتماداً على التجزئة السابقة نجد أن:

$$\propto = 2\left[1 - \frac{(1.524)^2 + (2.160)^2}{(3.247)^2}\right] = 0.677$$

وهي قيمة شبه مقبولة، وتدل على أن درجة ثبات الإجابات في ذلك الاستبيان يمكن أن تكون مقبولة إذا ازداد حجم العينة n، كما يمكن تحسينه بإعادة التجزئة بأسلوب آخر أو بحذف سؤال واحد أو أكثر من أسئلة الاستبيان، وسنتعرض لتلك العمليات لاحقاً .

ملاحظة: نلاحظ أن قيمة معامل (جوثمان) تختلف عن قيمة معامل (سبيرمان− براون). وذلك لأمور تتعلق بأسلوب الحساب وهنا يبرز أمامنا السؤال الثاني: أي القيمتين نعتمدها في التحليل؟

إن الجواب على هذا السؤال يعتمد على قيمتي تبايني المجموعتين S_1 و S_2 .

فإذا كان هذان التباينان متجانسين فإننا نعتمد على قيمة معامل (سبيرمان− براون) .

أما إذا هذان التباينان مختلفين فإننا نعتمد على قيمة معامل (جوثمان) .

وفي مثالنا نجد أن التباينين مختلفان لذلك نعتمد على قيمة معامل (جوثمان) ونعمل على تحسينه .

2−2−4 أسلوب ألفا كرونباخ (*Alpha cronbache*) :

وهو تعميم لطريقة (جوثمان) من أجل تطبيقها على جميع الأسئلة في الاستبيان المؤلف من K سؤالاً، لذلك قام (كرونباخ) باعتبار كل سؤال في الاستبيان وكأنه جزء خاص من أصل K جزءاً واستفاد من علاقة (جوثمان) ، وقام بإجراء التعميم على K جزءاً أو سؤالاً فتوصل إلى تعريف معامل جديد يسمى معامل (ألفا كرونباخ) ويحسب من العلاقة التالية:

$$\propto = \frac{k}{k-1}\left[1 - \frac{S_1^2 + S_2^2 + S_3^2 + \dots S_k^2}{S^2}\right] \qquad (5-2)$$

وإذا قمنا بتطبيق هذه العلاقة على جميع أسئلة الاستبيان نجد من الجدول (2−2) أن:

$$\propto = \frac{6}{6-1}\left[1 - \frac{(0.7379)^2 + (0.7379)^2 + (0.8756)^2 + (0.9944)^2 + (0.9429)^2 + (0.8756)^2}{(3.247)^2}\right]$$

$$\propto = \frac{6}{5}\left[1 - \frac{4.50023}{10.543000}\right] = 0.6877$$

وهو معامل الثبات لإجمالي الاستبيان، وقيمته شبه مقبولة ويمكن تحسينها بحذف سؤال أو أكثر من الاستبيان كما سنرى لاحقاً. أو بزيادة حجم العينة n .

2−2−5: كيفية استخراج الصيغ المختلفة لمعامل (ألفا كرونباخ):

يوجد لمعامل (ألفا كرونباخ) عدة صيغ رياضية هي:

أ− **<u>صيغة التباينات المشتركة</u>** : وتستخرج من مصفوفة التباينات المشتركة لأسئلة الاستبيان. ولنفترض أن هذه المصفوفة المتناظرة تأخذ الشكل التالي :

$$cov = \begin{array}{c} \\ X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ \vdots \\ X_k \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccccc} X_1 & X_2 & X_3 & \dots & X_k \end{array} \\ \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & C_{13} & \dots & C_{1k} \\ C_{21} & C_{22} & C_{23} & \dots & C_{2k} \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & \dots & C_{3k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ C_{k1} & C_{k2} & C_{k3} & \dots & C_{kk} \end{bmatrix} \end{array} \qquad (6-2)$$

حيث رمزنا بـ C_{ij} للتباين المشترك للسؤال i مع السؤال j $(i \neq j)$ ، والذي يعرف بالرمز $cov(X_i, X_j)$ ، أما إذا كان $(i = j)$ فإن C_{ii} هو تباين السؤال X_i نفسه، والذي يعرف بالرمز σ_i^2 .
واعتماداً على هذه المصفوفة يمكننا أن نعرف المجموع الكلي لعناصرها، ونرمز له بـ S ونحسبه من العلاقة :

$$S = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} C_{ij} \qquad (7-2)$$

ثم نعرف متوسط عناصرها $\bar{S}$ ونحسبه من بالعلاقة :

$$\bar{S} = \frac{S}{k^2} = \frac{\sum \sum C_{ij}}{k^2} \qquad (8-2)$$

وحتى نبرز التأثيرات المختلفة للأسئلة على بعضها البعض، نأخذ مجموع التباينات المشتركة لها (غير القطرية) ونرمز له بـ C وهو يساوي :

$$C = \sum_{i \neq j}^{k} \sum_{j=1}^{k} C_{ij} \qquad (i \neq j) \qquad (9-2)$$

وهكذا نجد أن:

$$S = C + \sum_{i=1}^{k} \sigma_i^2 \qquad (10-2)$$

حيث أن: $\sum_{i=1}^{k} \sigma_i^2$ هو مجموع العناصر القطرية في المصفوفة (6−2) لأن $C_{ii} = \sigma_i^2$.
إن المجموع المزدوج في (9−2) هو عبارة عن مجموع العناصر غير القطرية للمصفوفة cov والتي عددها يساوي $k(k-1)$ وإن متوسط عناصرها يساوي :

$$\bar{C} = \frac{1}{k(k-1)} \sum_{i \neq j}^{k} \sum_{j=1}^{k} C_{ij} \qquad (11-2)$$

وبناء على ذلك تم تعريف معامل(ألفا كرونباخ) الأساسي ورمز له بـ alpha من خلال العلاقة التالية:

$$alpha = \frac{\bar{C}}{\bar{S}} = \frac{\frac{1}{k(k-1)} \sum_{i \neq j}^{k} \sum_{j=1}^{k} C_{ij}}{\frac{1}{k^2} \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} C_{ij}} = \frac{k}{k-1} * \frac{C}{S} \qquad (12-2)$$

وبما أنه لدينا من (2−10) أن C تساوي المجموع الكلي S مطروحاً منه مجموع العناصر القطرية $\left(\sum_{i=1}^{k}\sigma_i^2\right)$ أي ان:

$$C = S - \sum_{i=1}^{k}\sigma_i^2 \qquad (a\ 12-2)$$

وبذلك نجد أن العلاقة (2−12) تأخذ الشكل التالي:

$$alpha = \frac{k}{k-1} * \left[\frac{S - \sum_{i=1}^{k}\sigma_i^2}{S}\right]$$

وبعد الإصلاح نجد أن :

$$alpha = \frac{k}{k-1}\left[1 - \frac{\sum_{i=1}^{k}\sigma_i^2}{S}\right] \qquad (13-2)$$

حيث أن: K هو عدد الأسئلة و σ_i^2 هو تباين السؤال i ، وأن S هو مجموع عناصر مصفوفة التباينات المشتركة لجميع الأسئلة وهذه الصيغة هي الأكثر انتشاراً في التطبيقات العملية ، وهي تتطابق مع العلاقة السابقة (2−5).

ب− **<u>صيغة المتوسطات</u>** : يمكن استخراجها من العلاقة (2−12)، وبما أنه لدينا من (2−10) أن: $S = \sum\sigma_i^2 + C$ فإننا نعالج العلاقة (2−12) على الشكل التالي :

$$alpha = \frac{k}{k-1} * \frac{C}{S} = \frac{\frac{C}{k-1}}{\frac{S}{k}} = \frac{\frac{k * C}{k(k-1)}}{\frac{\sum\sigma_i^2}{k} + \frac{C}{k}}$$

$$alpha = \frac{k * \bar{C}}{\bar{\sigma}^2 + \frac{(k-1)C}{k(k-1)}} = \frac{k\bar{C}}{\bar{\sigma}^2 + (k-1)\bar{C}} \qquad (14-2)$$

حيث أن $\bar{\sigma}^2$ هو متوسط التباينات القطرية للأسئلة المنفردة في المصفوفة (2−6)

وأن $\bar{C}$ هو متوسط التباينات المشتركة، أي متوسط العناصر غير القطرية في المصفوفة (2−6) .

ج− **<u>الصيغة المعيارية</u>**: وتعتمد هذه الصيغة على عناصر المصفوفة الارتباطية بين جميع الأسئلة X_i والتي يمكن كتابتها كما يلي:

$$R = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & r_{13} & \dots & r_{1k} \\ r_{21} & 1 & r_{23} & \dots & r_{2k} \\ r_{31} & r_{32} & 1 & \dots & r_{3k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ r_{k1} & r_{k2} & r_{k3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \qquad (15-2)$$

ومنها يمكننا استنباط تعريف آخر للمعامل (ألفا كرونباخ) مشابه تماماً للتعريف الذي في (2−14)، وذلك باستخدام المصفوفة الارتباطية السابقة وباستبدال الرموز في (2−14) برموز مناسبة لمعاملات الارتباط فنحصل على أن :

$$alpha = \frac{k\bar{r}}{1 + (k-1)\bar{r}} \qquad (16-2)$$

حيث أن $\bar{r}$ هو متوسط معاملات الارتباط غير القطرية، وأما متوسط المعاملات القطرية فيساوي (1) لأن مجموعها K، وعددها K واحداً .

ومن جهة أخرى وبناء على العلاقة (2−13) يمكننا أيضاً أن نستنتج علاقة أخرى لحساب (ألفا كرونباخ) من عناصر المصفوفة الارتباطية R مباشرة كما يلي:

$$alpha = \frac{k}{k-1}\left[1 - \frac{k}{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{k} r_{ij}}\right] \qquad (17-2)$$

وذلك لأن مجموع العناصر القطرية يساوي K.

وعند حساب المصفوفة R وحساب قيمة $alpha$ للمثال (2−1) نجد أن:

$alpha = 0.6940 \approx 0.70$ ، وهي قيمة مقبولة وتدل على ثبات مقبول للإجابات في الاستبيان السابق .

د− **صيغة تحليل التباين الثنائي:** من المعلوم أن تحليل التباين الثنائي *(tow way)* يعتمد على عاملين مستقلين (الأسئلة والأشخاص) ليختبر تأثيرهما على عامل ثالث (الدرجات) ، وهو يعطينا جدولاً لمربعات الانحرافات حسب الأسطر وحسب الأعمدة بالإضافة لتباين الأخطاء، كما في الجدول التالي:

جدول (2−3) تحليل التباين الثنائي (لـ K سؤالاً من عينة حجمها n فرداً)

مصدر التباين	مجموع مربعات الانحرافات	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة F	قيمة P Sig
حسب الأعمدة: $column$	SSC	$k-1$	$MSSC = \frac{SSC}{k-1}$	$F_C = \frac{MSC}{MSE}$	—
حسب الأسطر: raw	SSR	$n-1$	$MSSR = \frac{SSR}{n-1}$	$F_r = \frac{MSR}{MSE}$	—
الأخطاء: $Error$	SSE	$(n-1)(k-1)$	$MSSE = \frac{SSE}{(n-1)(k-1)}$	————	—
المجموع: $Total$	SST	$nk-1$	————	————	—

ومنه يمكننا حساب قيمة معامل (ألفا كرونباخ) من العلاقة :

$$alpha = \frac{MSE}{MSR} = \frac{\text{متوسط مربعات الخطأ}}{\text{متوسط مربعات الأسطر}} = \frac{1}{F_r} \qquad (18-2)$$

ملاحظة: عند حساب قيم (ألفا كرونباخ) للمثال نفسه من هذه الصيغ المختلفة ، قد نجد بعض الاختلاف بينها وذلك يعود لعوامل التقدير وطرق الحساب والتقريب.

2−2−6: قواعد تصنيف قيم المعامل (ألفا كرونباخ) :

لقد استقرت الآراء في أغلب المراجع على تصنيف قيم (ألفا كرونباخ) التي تقع في المجال [1 ، 0] إلى عدة مستويات كما في الجدول التالي:

جدول (2-4) مستويات تصنيف قيم ألفا كرونباخ

فئات التصنيف لـ $\propto$	تقدير الثبات أو الاتساق الداخلي
إذا كانت: $alpha \geq 0.90$	ممتاز
$0.80 \leq alpha < 0.90$	جيد
$0.70 \leq alpha < 0.80$	مقبول
$0.60 \leq alpha < 0.70$	هناك تساؤل
$0.50 \leq alpha < 0.60$	ضعيف
وعندما: $alpha \leq 0.50$	غير مقبول

ملاحظة: إذا كانت قيمة (ألفا كرونباخ) سالبة لأحد المحاور فهذا يدل عدم ثبات الإجابات فيه ويجب العمل على التخلص من هذه الحالة بحذف واحد أو أكثر من الأسئلة منه .

2-2-7: اختبار معنوية قيمة (ألفا كرونباخ) :

لاختبار معنوية أي قيمة محسوبة لـ $alpha$ ضمن مستوى دلالة $\propto = 0.05$ نضع الفرضيتين بناء على الجدول (2-4) كما يلي:

وهو الحل الفاصل بين القبول والرفض:

$$H_0: alpha \leq 0.70$$
$$H_1: alpha > 0.70$$

ثم نقوم بحساب مؤشر الاختيار F المعرف كما يلي:

$$F = \frac{1 - \propto_0}{1 - alpha} = \frac{1 - 0.70}{1 - alpha} \qquad (19-2)$$

وهو متحول يخضع للتوزيع $F(v_1, v_2)$، حيث أن درجتي الحرية تساويان: $v_1 = n - 1$ ، و $v_2 = (n-1)(k-1)$. وكتطبيق على ذلك نحسب قيمة F من (2- 19) لقيمة (ألفا) المحسوبة من العلاقة (2-5) للمثال (2-1) فنجد أن $F = 0.9606$، ثم نقارن هذه القيمة مع القيمة الحرجة $F_{\propto(9.45)}$ المساوية لـ $F_\propto = 2.096$ ونتخذ القرار كمايلي:

بما أن $F \leq F_\propto$ نقبل فرضية العدم التي تقول أن قيمة $alpha$ أصغر أو تساوي 0.70 .

أما إذا كانت $F > F_\propto$ نرفض H_0 ونقبل H_1 التي تقول أن القيمة المحسوبة لـ $alpha$ معنوية وقيمتها أكبر من 0.70 .

2-2-8 حذف الأسئلة السيئة :

بعد أن نقوم بحساب قيمة $alpha$ واختبارها، فقد نجد أن قيمتها ضعيفة أو غير مقبولة أو مقبولة فقط، وفي مثل هذه الحالات علينا العمل على رفع قيمة $alpha$ المحسوبة، وذلك عن طريق حذف بعض الأسئلة السيئة من الاستبيان، ولإجراء ذلك الحذف علينا أن نحدد الأسئلة التي يجب حذفها. لذلك نقوم بدراسة قيم متوسطات وتباينات الأسئلة. ونركز على الأسئلة ذات المتوسطات الكبيرة أو الصغيرة ، أو ذات

التباينات الكبيرة ، ونعمل على حذفها واحداً بعد الآخر أو دفعة واحدة، لذلك نقوم بحساب قيمة $alpha$ بعد حذف كل سؤال سيئ، فإذا ازدادت قيمتها بشكل ملموس فإن ذلك يستوجب حذف ذلك السؤال من الاستبيان .

وهناك عملية خاصة في البرنامج الحاسوبي *SPSS* تسمى *(Scale variance if item Deleted)* (درجة التباين إذا حُذف السؤال) لتنفيذ هذه العمليات وحساب تأثير حذف الأسئلة واحداً بعد الآخر على قيمة $alpha$، حيث يقوم بحساب معامل الارتباط المصحح لها مع عمود المجموع الإجمالي T، ويتم حذف كل سؤال يقابله قيمة صغيرة أو سالبة لذلك المعامل، مع الأخذ بعين الاعتبار قيمة $alpha$ بعد الحذف في كل حالة . وكمثال على ذلك نأخذ المثال التالي :

مثال (2-2): لحساب قيمة (ألفا كرونباخ) لكامل الاستبيان السابق من العلاقة (2-13) علينا أن نحسب مصفوفة التباينات المشتركة cov، لذلك نلجأ إلى الحاسوب وإلى برنامج *SPSS* فنجد أنها تساوي:

$$cov = \begin{array}{c} \\ X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \\ X_6 \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{cccccc} X_1 & X_2 & X_3 & X_4 & X_5 & X_6 \end{array} \\ \begin{bmatrix} 0.544 & 0.122 & -0.011 & 0.211 & 0.111 & 0.344 \\ 0.122 & 0.544 & 0.122 & 0.233 & 0.222 & 0.433 \\ -0.011 & 0.122 & 0.767 & -0.122 & -0.111 & 0.456 \\ 0.211 & 0.233 & -0.122 & 0.989 & 0.667 & 0.233 \\ 0.111 & 0.222 & -0.111 & 0.667 & 0.889 & 0.111 \\ 0.344 & 0.433 & 0.456 & 0.233 & 0.111 & 0.767 \end{bmatrix} \end{array}$$

ومنها نجد أن مجموع عناصرها يساوي :

$$S = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{k} C_{ij} = 10.542$$

وأن مجموع العناصر القطرية فيها يساوي:

$$\sum_{i=1}^{k} \sigma_i^2 = \sum C_i^2 = 4.5$$

ومن العلاقة (2-13) نجد مباشرة أن:

$$alpha = \frac{6}{5}\left[1 - \frac{4.5}{10.542}\right] = 0.6878$$

ويمكن حساب هذا المعامل من المصفوفة الارتباطية (2-15) والعلاقة (2-17) لذلك نحسب المصفوفة الارتباطية لجميع أسئلة الاستبيان فنجد أنها تساوي :

$$R = \begin{bmatrix} 1 & 0.224 & -0.017 & 0.288 & 0.160 & 0.533 \\ 0.224 & 1 & 0.189 & 0.318 & 0.319 & 0.671 \\ -0.017 & 0.189 & 1 & -0.140 & -0.135 & 0.594 \\ 0.288 & 0.318 & -0.140 & 1 & 0.711 & 0.268 \\ 0.160 & 0.319 & -0.135 & 0.711 & 1 & 0.135 \\ 0.533 & 0.671 & 0.594 & 0.268 & 0.135 & 1 \end{bmatrix}$$

ولتطبيق العلاقة المعيارية (2−17) نقوم بحساب مجموع عناصر المصفوفة R فنجد أنه يساوي :

$$\sum_{i=1}^{6}\sum_{j=1}^{6} r_{ij} = 14.236$$

وهكذا نجد أن:

$$alpha = \frac{6}{5}\left[1 - \frac{6}{14.236}\right] = 0.694 \approx 0.70$$

وهي القيمة المعيارية لـ (ألفا كرونباخ) وهي تدل على درجة شبه مقبولة لثبات إجابات الاستبيان المدروس .

ولتحسين هذه القيمة نستعين ببرنامج *SPSS* وندخل من *Scale* على (*Reliability Analysis*) ثم على *Statistics* فنجد أمامنا الخيار (*Scale if item deleted*)، وهو يعطينا قيمة (*alpha*) فيما إذا تم حذف سؤال معين من الاستبيان، ويقدم لنا بعد حسابات معقدة جدولاً مفصلاً يشير إلى قيمة (*alpha*) إذا تم حذف كل سؤال من أسئلة الاستبيان. وعلينا اتخاذ القرار المناسب لحذف سؤال أو أكثر لزيادة قيمة معامل الثبات .

وفي مثالنا هذا نجد أنه يعطينا الجدول التالي:

جدول (2−5) مؤشرات حذف المتحولات

المتحول المرشح للحذف	متوسط المجموع بعد الحذف	تباين المجموع بعد الحذف	معامل الارتباط المصحح للمجموع	مربع الارتباط المتعدد	قيمة *calpha* بعد الحذف
X_1	15.00	8.444	0.363	0.583	0.664
X_2	15.20	7.733	0.552	0.657	0.611
X_3	15.00	9.111	0.128	0.681	0.738*
X_4	15.00	7.111	0.461	0.584	0.633
X_5	15.10	7.656	0.383	0.550	0.660
X_6	15.20	6.622	0.700	0.868	0.545

وأكثر ما يهمنا في هذا الجدول هو قيمة (*calpha*) بعد الحذف. فنجد أن هذه القيمة تزداد لتبلغ (0.738) إذا تم حذف المتحول X_3 . وهي تتناقص إذا تم حذف أي سؤال آخر. لذلك نقوم بحذف X_3 من الاستبيان ونعيد الحسابات فنحصل على أن:

عدد المحولات	القيمة المعيارية لـ ألفا كرونباخ	قيمة ألفا كرونباخ
5	0.740	0.738

وهي تحسب من العلاقات السابقة (2−13) و(2−17)، ولكن على المتحولات الخمسة المتبقية: $(X_1, X_2, X_4, X_5, X_6)$.

ويمكننا إعادة الحسابات للكشف عما إذا كان يمكن حذف متحول آخر لزيادة قيمة (*alpha*) . ولكن تلك الحسابات تشير إلى أن حذف أي متحول آخر فإن قيمة (*alpha*) ستنقص عما هي عليه. لذلك نتوقف

عن الحذف ونكتفي بحذف السؤال الثالث X_3 ، لكي نحصل على أن $alpha = 0.738$ ، على أمل أنها ستتحسن عندما يزداد حجم العينة n .

وللتأكد من معنوية هذه القيمة يمكننا إجراء اختبار F عليها فنضع الفرضيتين كما يلي:

$H_1 > 0.70$ $\qquad\qquad$ $H_0 \leq 0.70$

ثم نحسب قيمة مؤشر الاختبار F فنجد أن:

$$F = \frac{1 - 0.70}{1 - 0.738} = 1.145$$

ثم نبحث عن $F_{0.05}$ الحرجة والمقابلة لدرجتي الحرية:

$$v_1 = n - 1 = 10 - 1 = 9$$
$$v_2 = (n - 1)(k - 1) = 9 * 4 = 36$$

فنجد أنها تساوي: $F_{(0.05),9.36} = 2.153$

وبما أن $F < F_{0.05}$ فإننا نقبل فرضية العدم التي تقول أن قيمة $(alpha)$ أصغر أو تساوي من (0.70) ، ونقول إن قيمة معامل الثبات مازالت ضعيفة ، لذلك يجب أن نعمل على زيادة قيمتها بزيادة حجم العينة n .

ملاحظة: يمكن حساب $(alpha)$ لأي محور من محاور الاستبيان واعتباره كأنه استبيان خاص بحد ذاته. فمثلاً يمكننا أن نشكل من المتحولات الثلاثة الأولى (X_1, X_2, X_3) محوراً خاصاً ونعتبره استبياناً كاملاً، ونحسب قيمة $(alpha)$ له من العلاقة (2−5) فنجد أنها تأخذ الشكل التالي:

$$alpha = \frac{K}{K-1}\left[1 - \frac{S_1^2 + S_2^2 + S_3^2}{S_{T_1}^2}\right]$$

$$alpha = \frac{3}{2}\left[1 - \frac{(0.7379)^2 + (0.7379)^2 + (0.8756)^2}{(1.524)^2}\right]$$

$$alpha = \frac{3}{2}\left[1 - \frac{1.855668}{2.322576}\right] = 0.3015$$

وهي قيمة ضعيفة لثبات الإجابات في أسئلة المحور الأول (ربما بسبب X_3) . ثم نشكل محوراً آخر من المتحولات (X_4, X_5, X_6) ونحسب قيمة $(calpha)$ لها من العلاقة (2−5) التي تأخذ الشكل التالي:

$$alpha = \frac{K}{K-1}\left[1 - \frac{S_4^2 + S_5^2 + S_6^2}{S_{T_2}^2}\right]$$

$$alpha = \frac{3}{2}\left[1 - \frac{(0.9944)^2 + (0.9429)^2 + (0.8756)^2}{(2.160)^2}\right]$$

$$alpha = \frac{3}{2}\left[1 - \frac{2.644567}{4.6656}\right] = 0.6479$$

وهي قيمة شبه مقبولة لثبات الإجابات في أسئلة المحور الثاني.

2-3 أساليب قياس الصدق :

إن مؤشرات الصدق في الاستبيان أمر هام لأنها تغني عن مؤشرات الثبات. فالإجابات الصادقة في الاستبيان هي إجابات ثابتة، ولكن العكس غير صحيح، لأنه ليست بالضرورة أن تكون الإجابات الثابتة صادقة (فقد تكون متحيزة وبالتالي تكون غير صادقة) .

والصدق: هو التطابق أو التوافق بين الإجابات التجريبية في الاستبيان مع القيم المعيارية لها،

إذاً لقياس الصدق لابد من وجود قيم معيارية معلومة لنقيس عليها الإجابات في كل سؤال. مثل: ماهو تقديرك لدرجة الحرارة الآن دون أن تعلم أنها على المقياس تساوي 25° ، وهنا تؤخذ القيمة (25) معياراً لصدق الإجابات .

وللصدق أنواع وأشكال هي:

- الصدق الظاهري أو الشكلي: وهو التطابق أو التوافق بين فقرات الاستبيان من حيث الشكل ومن حيث الغرض الذي نقيسه.
- صدق المحتوى أو المضمون: وهو أن يشمل الاستبيان جميع جوانب الموضوع المدروس ويعبر عن مضامينه .
- صدق المفهوم: وضوح العبارات والأسئلة ومطابقتها مع المفهوم العام للفكرة المطروحة (إن زيادة الدراسة يزيد من معدل النجاح) .
- الصدق العاملي: وهو كيفية تحليل الصفة المدروسة إلى عناصرها الأولية لتسهيل عملية قياسها .
- الصدق التنبؤي: يقصد به التطابق أو الارتباط لفكرة معينة حالية مع فكرة أخرى في المستقبل (تفوق الطالب في الثانوية يؤدي إلى تفوقه في الجامعة) ويتم معالجة هذه الأنواع السابقة من قبل المختصين والمحكمين .
- الصدق التلازمي: ويقصد به تطابق الإجابات أو متوسطاتها مع متوسطات أو مع إجابات قياسية تسمى المعيار أو (المحك)، والمحك هو مقياس خارجي لا يتعلق بالاختبار، وهو مقياس موضوعي وسبق إن تم التأكد من صدقه وثباته (مثل: متوسط ضغط الدم الطبيعي= 120 بار، أو متوسط درجة حرارة جسم الإنسان= 36.5 درجة). ويتم التأكد من الصدق التلازمي من خلال دراسة الارتباط بين إجابات الاستبيان لكل سؤال مع درجات المحك المقابلة لها . وكلما كان الارتباط شديداً بينهما كان الصدق التلازمي في الاختبار محققاً .
- الصدق التمييزي: وهو يعبر عن قدرة الاستبيان على تحديد التطابق بين طرفي الإجابات في المجموع العام أو في المتوسط العام لذلك الاستبيان .

2-3-1 أهم مؤشرات قياس الصدق هي:

هناك عدة مؤشرات لقياس الصدق ونذكر منها التالي:

1- **معامل الارتباط مع المحك:** وهو يستخدم لقياس الصدق التلازمي لإجابات كل سؤال مع المحك المعتمد، ويحسب من العلاقة $(2-1)$.

ونظراً لعدم وجود محكات جاهزة لأسئلة الاستبيان، لذلك نأخذ المتوسطات العامة لقيم الإجابات حسب الأفراد ونشكل منها عموداً خاصاً. ونعتبره المحك المعياري لصدق الإجابات في ذلك الاستبيان.

ولإنشاء محك لمثالنا السابق $(2-1)$ (قبل حذف المتحول X_3)، قمنا بحساب متوسطات إجابات الأفراد على جميع الأسئلة ووضعناها في عمود خاص ورمزنا له بـ $\bar{x}_i$ (لكل فرد i) . ثم قمنا بحساب معاملات الارتباط بين الإجابات في كل سؤال مع ذلك المحك $\bar{x}_i$ فحصلنا على الجدول التالي :

المتحولات	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6
معامل الارتباط مع المحك $\bar{x}_i$	0.552	*0.700**	0.387	*0.685**	0.617	*0.825***
Sig (2-tailed)	0.098	0.024	0.269	0.029	0.057	0.003

ومن هذا الجدول نلاحظ أن قيم معامل الارتباط معنوية فقط مع ثلاثة متحولات هي (X_2 , X_4 , X_6)، وإن القيم العددية لمعاملاتها تشير إلى درجة مقبولة لصدق الإجابات لتلك الأسئلة .

وإن قيمه غير معنوية مع المتحولات الأخرى (X_1 , X_3 , X_5)، وهي تشير إلى أن درجة الصدق في إجابات هذه المتحولات ضعيفة .

وإن قيمته مع X_3 صغيرة جداً. لذلك نشكك في الإجابات على X_3 وننصح بحذفه من الاستبيان (إذا كان حجم العينة كافياً) .

وأخيراً نشير إلى أن جميع هذه المعاملات ستتحسن وتستقر عند قيم معينة لكل منها عندما نزيد حجم العينة n، ويجب أن لا نتسرع بحذف المتحولات ذات القيم الصغيرة قبل أن نستكمل تمرير الاستبيان على كامل أفراد العينة، حيث يمكن حذف أي سؤال من الاستبيان بعد ذلك .

2- **معامل الصدق العام:** ويستخدم لقياس درجة الصدق للاستبيان ككل أو لكل محور من محاوره، ويحسب من الجذر التربيعي لمعامل الثبات $(calpha)$ كما يلي:

$$V = \sqrt{alpha} \qquad (20-2)$$

وفي مثالنا $(2-1)$ نجد أن معامل الصدق لذلك الاستبيان تساوي :

$$V = \sqrt{0.6878} = 0.8293$$

وهي تعكس درجة جيدة لمصداقية الإجابات في ذلك الاستبيان.

ولحساب معامل الصدق للمحور الأول الذي يشمل (X_1 , X_2 , X_3) نجد أن:

$$V_1 = \sqrt{0.3015} = 0.5490$$

وهي تعكس درجة ضعيفة لمصداقية الإجابات في ذلك المحور، وربما بسبب الإجابات في X_3 المرفوض .

ولحساب معامل الصدق للمحور الثاني الذي يشمل (X_4 , X_5 , X_6) نجد أن:

$$V_2 = \sqrt{0.6497} = 0.8060$$

وهي تعكس درجة جيدة لمصداقية الإجابات في ذلك المحور .

3- **اختبار Z أو t** : وهو يستخدم لاختبار صدق إجابات كل سؤال j ، بمقارنة متوسطه العمودي $\bar{y}_j$ مع المتوسط المتوقع لها. ولتحديد المتوسط المتوقع لها نلجأ إلى اعتماد القيمة الوسطى لخيارات الأجوبة (مثل العدد 3 في المقياس الخماسي)، كما يمكن اعتبار المتوسط العام $\bar{\bar{x}}$ كقيمة متوقعة لجميع الإجابات في الاستبيان. ثم نضع الفرضيتين كما يلي:

$H_0: \bar{y}_i = \bar{\bar{x}} = 3$ مقابل الفرضية البديلة $H_1: \bar{y}_i \neq \bar{\bar{x}}$.

وبعد ذلك يتم حساب قيمة مؤشر الاختبار t من العلاقة:

$$t_j = \frac{\bar{y}_i - \bar{\bar{x}}}{S_j/\sqrt{n}} \approx \frac{\bar{y}_i - 3}{S_j/\sqrt{n}} \qquad (21-2)$$

ثم نقارن قيمة t مع القيمة الحرجة $t_{\frac{\propto}{2}}$ عند $(n-1)$ درجة حرية ، فإذا كانت $|t| < t_{\frac{\propto}{2}}$ نقبل فرضية العدم التي تقول بعدم وجود فرق معنوي لإجابات السؤال j مع القيمة المتوقعة .

وعند تطبيق ذلك على السؤال الأول في مثالنا السابق نجد من بيانات الجدول (2-2) أن :

$$t_1 = \frac{\bar{y}_1 - \bar{\bar{x}}}{S_1/\sqrt{n}} = \frac{3.1 - 3.017}{0.7379/\sqrt{10}} = 0.3557$$

ومن جداول توزيع (ستودينت) نجد أن القيمة الحرجة المقابلة لمستوى دلالة $\propto = 0.05$ ولدرجة حرية $(n-1=9)$ تساوي $t_{\frac{\propto}{2}*9} = 1.833$ ، وعند المقارنة نجد أن $t_1 < t_{\frac{\propto}{2}}$ لذلك نقبل فرضية العدم ونعتبر أن إجابات السؤال الأول صادقة باحتمال 0.95 . وهكذا يمكننا اختبار صدق الإجابات في الأسئلة الأخرى .

ملاحظة: إذا كان الاستبيان مؤلفاً من عدة محاور. فيمكن دراسة واختبار صدق متوسطات كل محور بمقارنتها مع المتوسط العام للاستبيان، وتطبيق نفس العلاقة (2-21) على متوسطات كل محور كما فعلنا أعلاه .

4- **اختبار الصدق التمييزي:** ويستخدم لاختبار تطابق طرفي الإجابات، ويشترط هذا الاختبار أن يكون حجم العينة n كبيراً، وهو يعتمد على مقارنة طرفي الإجابات المرتبة لكل سؤال أو للاستبيان ككل. وهذا يقتضي تشكيل مجموعتين طرفيتين من إجابات السؤال أو من المتوسطات العامة للإجابات في الاستبيان ككل. وسنقوم باختصار خطوات العمل لاختبار الصدق التمييزي للاستبيان ككل بما يلي:

أ- نرتب قيم المتوسطات العامة للاستبيان $\bar{x}_i$ تصاعدياً (أو تنازليا) ونضعها في عمود جديد .

ب- نأخذ حوالي 25% أو 30% من المتوسطات العامة المرتبة الأولى، ونشكل منها المجموعة الطرفية الأولى ونضعها في عمود جديد آخر، ثم نحسب متوسطها $\bar{x}_1$ وتباينها S_1^2 .

ج- نأخذ حوالي 25% أو 30% من المتوسطات العامة المرتبة الأخيرة، ونشكل منها المجموعة الطرفية الثانية ونضعها في عمود جديد ثالث مقابل عمود المجموعة الأولى . ثم نحسب متوسطها $\bar{x}_2$ وتباينها S_2^2 .ويفضل أن يكون عدد العناصر في المجموعتين متساوياً .

د- نضع الفرضيتين حول الفرق بين هذين المتوسطين في المجتمع كما يلي:

$H_0: \bar{y}_1 - \bar{y}_2 = 0$ مقابل $H_1: \bar{y}_1 - y_2 \neq 0$.

هـ- نقوم بحساب مؤشر الاختبار t للفرق بين عينتين مستقلتين من العلاقة:

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - 0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \qquad (22-2)$$

و- نقوم بمقارنة قيمة t المحسوبة مع قيمة $t_{\frac{\propto}{2}}$ الحرجة والمقابلة لدرجة حرية حسبما ورد في العلاقات (24-1) (25-1)، فإذا كانت $t < t_{\frac{\propto}{2}}$ نقبل فرضية العدم ونعتبر أن الإجابات على ذلك الاستبيان صادقة باحتمال 0.95 . والعكس بالعكس .

المراجع المعتمدة:

1- العلي، إبراهيم محمد، عكروش، محمد: نظرية الاحتمالات من منشورات جامعة تشرين، عام 2007.

2-العلي، إبراهيم محمد، عكروش، محمد: الإحصاء التطبيقي من منشورات جامعة تشرين، عام 2004.

3- Triola M., Triola F.,(2006):Biostatistics for the Biological and Health Sciences, edc. pearson, New York, Loundon P.. 688..

4- Christmann, S,. Van, Aelest,(2006): Robust Estiimation of Cronbach's Alpha, JMA 97 P. 1660 .