

القياس (رياضيات)


وقل رب زدني علما
Damascus University

منشورات جامعة دمشق
كلية التربية

قياس (الرياضيات)

الدكتور خالد خنيفس
أستاذ في قسم الرياضيات
كلية العلوم

الدكتور جمال مللي
أستاذ مساعد في قسم الرياضيات
كلية العلوم

الدكتور ياسر جاموس
مدرس في قسم القياس
كلية التربية

الدكتور الياس أبو يونس
مدرس في قسم المناهج وأصول التدريس
كلية التربية

جامعة دمشق
1433-1434هـ
2013 - 2014 م

السنة : الرابعة

القسم : معلم صف

الاختصاص : معلم صف

الفهرس

مقدمة..... 11
الفصل الأول..... 13
مفاهيم أساسية في الاحتمالات..... 13
أولاً: مقدمة..... 13
ثانياً:المفاهيم الأساسية في الاحتمالات 14
ثالثاً: الدالة الاحتمالية..... 15
رابعاً: الاحتمال الشرطي 19
خامساً: مفهوم المخطط الشجري (الشجرة البيانية)..... 23
الفصل الثاني 27
جمع البيانات الاحصائية ومؤشرات النزعة المركزية..... 27
اولاً:جمع البيانات الإحصائية..... 27
ثانياً:تعريف المشكلة problem definition..... 27
ثالثاً:وضع الأهداف objectives setting..... 27
رابعاً:دراسة الجدوى feasibity study 27
خامساً:إعداد الخطة plan prepration 28
سادساً:إيجاد الحقائق وتسجيل الحقائق 28
سابعاً:الإحصاء ومؤشرات النزعة المركزية 31
ثامناً:مقاييس النّزعة المركزيّة 34
الفصل الثالث 49
مفاهيم أساسية في نظرية البيان وتطبيقاتها 49
49 . Basic Concepts in graph theory and its application
اولاً: مقدمة..... 49
ثانياً: بعض تطبيقات نظرية البيان..... 53
ثالثاً: تعاريف ومفاهيم أساسية 57

رابعاً: تمثيل البيان 61
خامساً: البيانات المنتظمة والبيانات التامة 64
Regular Graphs and Comlete Graphs 64
سادساً: البيان التام 65
سابعاً: البيانات الزوجية 66
ثامناً: المسافة بين عقدتين 67
تاسعاً: نصف قطر البيان 69
عاشراً: البيانات المستويةplanar graphs 71
أحد عشر: خوارزميات نظرية البيان Graph Theory Algorithms 76
1- خوارزمية كاسكادا (cascade) 77
2- خوارزمية ديجكستر (Dijkister) 82
تمارين 90
الفصل الرابع 95
القياس (رياضياً) 95
اولاً: مقدمة 95
ثانياً: الأخطاء القياس 95
ثالثاً: طبيعة القياس 96
رابعاً: عناصر عملية القياس 98
خامساً: مستويات القياس 116
سادساً: مصادر أخطاء القياس 118
سابعاً: صدق المقياس 119
ثامناً: تطبيق الاختبار مرة واحدة 127
الفصل الخامس 133
دور الإحصاء التربوي 133
اولا: مقدمة 133

ثانياً: العمليات الإحصائية 135
ثالثاً: معاملات الارتباط 137
رابعاً: الارتباط الجزئي والانحدار 141
خامساً: الدلالة الإحصائية 142
سادساً: مبادئ اختبار الفرضيات في البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية
..... 143
سابعاً: الإحصاء الوسيطي واللاوسيطي..... 146
ثامناً: التحليل الإحصائي لمعرفة الالتواء والتفلطح. 148
تاسعاً: معايير اختبار الطريقة الإحصائية الملائمة للدراسة 154
عاشراً: الطريقة الإحصائية لتحليل التباين..... 167
احدى عشر: اختبارات الدلالة اللاوسيطية..... 172
الفصل السادس..... 193
بناء وتحليل استبيان إحصائيا باستخدام برنامج SPSS..... 193
اولاً: مقدمة..... 193
ثانياً: الخطوات التمهيدية للدراسة..... 193
ثالثاً: اختيار العينات لجمع البيانات 198
رابعاً: معلومات موجزة وأساسية SPSS..... 203
الفصل السابع 205
الاختبار إعداد ومعالجة 205
اولاً: مفاهيم أساسية من القياس والتقويم..... 205
ثانياً: مجالات القياس 205
ثالثاً: الاختبار 205
رابعاً: أنواع الصدق 206
خامساً: بعض المصطلحات المتعلقة بالاختبارات 207
سادساً: تصنيف أدوات التقويم انطلاقًا من كيفية بنائها 208

سابعاً: تصنيف أدوات التقويم انطلاقًا من الحكم ووضع الدرجة..... 209
ثامناً: اختبارات التحصيل 210
تاسعاً: تحليل محتوى المادة الدراسية 216
عاشراً: أسس اختيار المحتوى 219
احدى عشر: أهمية صياغة الأسئلة وطرحها..... 221
اثنتا عشر: جدول المواصفات 224
ثلاثة عشر: كتابة الأسئلة 230
اربعة عشر: الطرق الإحصائية لقياس الصدق..... 230
خمسة عشر: مفاهيم اساسية في تفسير النتائج 231
ستة عشر: لإجراءات الإحصائية على الاختبارات 240
الفصل الثامن..... 259
الاستبيان 259
اولاً: بناء وتحليل استبيان إحصائيا باستخدام برنامج SPSS..... 259
ثانياً: الاستبيان 259
ثالثاً: الاختبار المسبق للاستبيان : 264
رابعاً: الخطوات التمهيدية 265
خامساً: معلومات موجزة وأساسية SPSS 267
سادساً: معنى صدق المقياس..... 302
سابعاً: تفسير الخرج في برنامج SPSS 326
ثامناً: الالتواء والتفلطح 373
الفصل التاسع 387
الإحصاء الوصفي 387
اولاً: مقدمة..... 387
ثانياً: استخدام الرسوم لخدمة الإحصاء الوصفي..... 388
ثالثاً: دراسة العلاقات. (الارتباط ــ الانحدار والاقتران) 395

رابعاً: الارتباط بين الظواهر الوصفية 397
خامساً: معامل التوافق Contingency Coefficient 403
سادساً: الأساليب الإحصائية لاكتشاف العلاقات 412
سابعاً: مخطط عمود الخطأ للتصميم القياسات المتكررة 434
ثامناً: شرح معادلة الاختبار t 435
تاسعاً: اختبار مقارنة المتوسطات Compare Means 436
عاشراً: اختبار الفرضيات 439
إحدى عشر: تنفيذ التحليل باستخدام SPSS 440
المصطلحات العلمية 451
المـــراجـــــع العلمية 457


وقل رب زدني علما
جامعة دمشق
Damascus University

مقدمة

يتفق المختصون أن المتعلم هو الهدف من العملية التعليمية التعلمية، التي أركانها ثلاثة : المقرر، والمعلم، والطريقة.

ومنذ البداية كانت الجهات المعنية هي التي تعتمد مضمون المقرر وما زالت كذلك، والمعلم هو الذي يعلمه. وطرائق التعليم كثيرة ومتنوعة، يختار منها المعلم ما يناسبه ويناسب المقرر الذي يعلمه. وإذا كانت العملية التعليمية برمتها يشرف عليها ويقودها المعلم في تعليمنا التقليدي، فهل المعلم هو محور العملية التعليمية، وصانع مسارها بحلوه ومره؟!

فإذا كنا بحاجة إلى أن نعلم المتعلم كيف يتعلم، أن ندفعه للاكتشاف والابتكار والإبداع بالاستفادة من طرائق الدراسه العلمية، فهل نجعله هو محور العملية التعليمية؟

وإذا كنّا في عصر المعرفة، الذي سمته تقانات الاتصال والمعلومات. وهي القادرة على إدارة كل الأشياء، فهل نبحث بالتجديد التربوي كي نجد البديل عن المعلم؟

في الحقيقة، لا يمكن أن يكون للمعلم بديل، بل مطلوب منّا أن نحدد مهامه بوضوح، ونقوم بإعداده إعداداً يتناسب هو ومهامه، ونقدم الطرائق والوسائط المساعدة له، كي ينجز دوره التعليمي التعلمي، على نحوٍ يبقى فيه المعلم قائداً للعملية التعليمية، ويؤكد مكانته " قم للمعلم.... " محققاً الإنتاج الأوفر، وشريكاً حميماً في بناء المواطن، الذي هو أساس الوطن.

نتمنى أن نوفق في هذا العمل.

المؤلفون


وقل رب زدني علما
جامعة دمشق
Damascus University

الفصل الأول

مفاهيم أساسية في الاحتمالات

أولاً: مقدمة

نعرض بعض المفاهيم الأساسيّة في الاحتمالات.

مثال: نرمي حجري نرد معاً مرة واحدة (أو حجر نرد مرتين متتاليتين)،

نسمى مجموعة النتائج الممكنة لهذه التجربة فضاء العيّنة:

$$S=\{(1,1),(1,2),\ldots,(1,6),(2,1),(2,2),\ldots,\ldots(6,6)\}$$

فان عدد عناصر المجموعة S يساوي $n(S)=6^2=36$

ونسمّي كل مجموعة جزئية من المجموعة S حدثاً.

فإذا كان الحدث A : ظهور الوجه ذي النقطتين على واحد من الوجهين الظاهرين فقط فإن :

$$A=\{(2,1),(2,3),(2,4),(2,5),(2,6)(1,2),(3,2),(4,2),(5,2),(6,2)\}$$

ويكون $n(A)=10$

أما إذا كان الحدث B : مجموع نقاط الوجهين الظاهرين أصغر تماماً من 7فإنّ:

	1	2	3	4	5	6
1	(1,1)	(1,2)	(1,3)	(1,4)	(1,5)	(1,6)
2	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(2,4)	(2,5)	(2,6)
3	(3,1)	(3,2)	(3,3)	(3,4)	(3,5)	(3,6)
4	(4,1)	(4,2)	(4,3)	(4,4)	(4,5)	(4,6)
5	(5,1)	(5,2)	(5,3)	(5,4)	(5,5)	(5,6)
6	(6,1)	(6,2)	(6,3)	(6,4)	(6,5)	(6,6)

ويكون $n(B)=15$

ويمكن الاستفادة من الجدول لتحديد عناصر كلٍ من المجموعات الآتية:

$$A,B,A\cap B,A\cup B$$

فإذا اعتبرنا أنّ الرّمز × يدل على ظهور نقطتين على وجه واحد فقط من الوجهين الظّاهرين، والرّمز O يدل على مجموع نقط الوجهين الظّاهرين أصغر تماماً من 7، فإننا نحصل على الجدول التّالي:

	1	2	3	4	5	6
1	○	⊗	○	○	○	
2	⊗	○	⊗	⊗	×	×
3	○	⊗	○			
4	○	⊗				
5	○	×				
6		×				

ونجد مباشرة من الجدول أنّ:

$$n(A)=10$$
$$n(B)=15$$
$$n(A\cap B)=6$$
$$n(A\cup B)=19$$

ثانياً:المفاهيم الأساسية في الاحتمالات

الاختبار: هو تجربة مصممة يمكن إجراؤها بحيث نعلم مسبقاً مجموعة نتائجها الممكنة (لكننا لا نعلم النتيجة التي سنحصل عليها)

فضاء العيّنة: هو مجموعة النتائج الممكنة للاختبار وسنرمز لها بالرمز S.

الحدث: هو كل مجموعة جزئية من فضاء العيّنة S وسنرمز للحدث بأحد الحروف $A,B,C,\ldots$.

مجموعة أجزاء S: هي مجموعة كل أحداث التجربة ونرمز لها بالرّمز $P(S)$ أي:

$$A\subseteq S \quad \Leftrightarrow A\in P(S) \quad \Leftrightarrow \quad A\text{حدث}$$

تعريف: نقول عن الحدث A في اختبار ما، إنّه وقع إذا كانت نتيجة الاختبار ظهور أحد عناصره.

مثال: في اختبار رمي حجر نرد مرة واحدة، نقول عن الحدث $A=\{1,2,5\}$ إنّه قد وقع إذا كانت نتيجة الاختبار ظهور 1 أو 2 أو 5.

أحداث مميزة:

- الحدث الأكيد S.
- الحدث المستحيل ϕ.
- الحدثان المتنافيان (الحدثان A و B متنافيان) $\Leftrightarrow (A\cap B=\phi)$.
- الحدثان المتضادان

(الحدثان A و B المتضادان $\Leftrightarrow A\cup B=S$ و $A\cap B=\phi$

$$B=S/A=A' \Leftrightarrow$$

ونرمز للحدث المضاد للحدث A بـ A'

مثال: في تجربة رمي حجر نرد مرةً واحدة يكون:

$$S=\{1,2,3,4,5,6\}$$

الحدثان: $A=\{1,3,5\}$ ، $B=\{2,6\}$ متنافيان.

الحدثان: $A=\{1,3,5\}$ ، $C=\{2,4,6\}$ متضادان.

الحدث: $D=\{5\}$ ابتدائي.

ثالثاً: الدالة الاحتمالية

تعريف: إذا كانت S فضاء العيّنة لاختبار معين، $P(S)$ مجموعة الأحداث فإن الدالة الاحتمالية هي كل دالة: $p:P(S)\to[0,1]$ يحقق الموضوعتين الآتيتين:

الموضوعة الأولى: $p(S)=1$.

الموضوعة الثانية: إذا كان A و B حدثين متنافيين فإنّ:

$$p(A\cup B)=p(A)+p(B)$$

ونسمي الثّلاثية $(S,P(S),p)$ **فضاءً احتمالياً.**

تعريف الفضاء الاحتمالي المنتظم (المتساوي الاحتمال): إذا كان الفضاء الاحتمالي $(S,P(S),p)$ منتهياً وكانت احتمالات الأحداث الابتدائية متساوية قلنا إنّ الفضاء الاحتمالي هو فضاء منتظم (متساوي الاحتمال).

ملاحظة: سنتعامل مع فضاء احتمالي منته.

نتائج:

إذا كان A و B حدثين من فضاء احتمالي $(S,P(S),p)$ فإنّ:

1) $p(\phi)=0 \quad , \quad p(S)=1$
2) $0 \le p(A) \le 1$
3) $p(A') = 1 - p(A)$
4) $p(A/B) = p(A) - p(A \cap B)$
5) $p(A \cup B) = p(A) + p(B) - p(A \cap B)$

إذا كانت المجموعة S منتهية قلنا إنّ الفضاء الاحتمالي منته، وإذا كان A حدثاً في فضاء احتمالي منته منتظم $(S,P(S),p)$ فإنّ $p(A) = \dfrac{n(A)}{n(S)}$

تطبيقاً لهذه النتائج نورد الأمثلة التّالية:

مثال: في تجربة رمي حجري نرد مرة واحدة:

الحدث A : ظهور ثلاث نقط على وجه واحد فقط من الوجهين الظّاهرين.

الحدث B : ظهور وجهين مجموع نقاطهما أصغر تماماً من 7.

احسب احتمال الأحداث:

$$A \cup B', A' \cap B', A \cap B', A/B, A \cup B, A \cap B, B, A$$

الحل: نعتبر الرّمز $\times$ الدّال على وقوع الحدث A والرّمز O الدّال على وقوع الحدث B والرّمز $\otimes$ الدّال على وقوع الحدث $A \cap B$ نرتب جدولاً بذلك كما في الشكل ويكون:

	1	2	3	4	5	6
1	○	○	⊗	○	○	
2	○	○	⊗	○		
3	⊗	⊗	○	×	×	×
4	○	○	×			
5	○		×			
6			×			

$$n(S)=36$$

$$n(A)=10 \quad , \quad n(B)=15$$

$$n(A\cap B)=4 \quad , \quad n(A\cup B)=21$$

ومنه:

$$p(A)=\frac{n(A)}{n(S)}=\frac{10}{36}$$

$$p(B)=\frac{n(B)}{n(S)}=\frac{15}{36}$$

$$p(A\cap B)=\frac{n(A\cap B)}{n(S)}=\frac{4}{36}$$

$$p(A\cup B)=\frac{n(A\cup B)}{n(S)}=\frac{21}{36}$$

$$p(A/B)=p(A)-p(A\cap B)$$

$$=\frac{10}{36}-\frac{4}{26}=\frac{6}{36}$$

$$p(A\cap B')=p(A/B)=\frac{6}{36}$$

$$p(A'\cap B')=p(A\cup B)'=1-p(A\cup B)=1-\frac{21}{36}=\frac{15}{36}$$

$$p(A\cup B')=p(A)+p(B')-p(A\cap B')=\frac{10}{36}+\frac{21}{36}-\frac{6}{36}=\frac{25}{36}$$

مثال: يحوي صندوق 10 كرات متماثلة (5 بيضاء و 3 سوداء و 2 حمراء). نسحب من الصّندوق عشوائياً ثلاث كرات معاً. احسب احتمال كل من الأحداث التّالية:

1) A : الكرات المسحوبة جميعها بيضاء.

2) B : الكرات المسحوبة من لون واحد.

3) C : الكرات المسحوبة من ألوان مختلفة (كرة من كل لون).

4) D : الكرات المسحوبة ليست جميعها من لون واحد.

5) E : كرة واحدة على الأقل من الكرات المسحوبة سوداء.

الحل:

$$n(S) = C(10,3) = \frac{10\times 9\times 8}{3\times 2\times 1} = 120$$

1) $$p(A) = \frac{n(A)}{n(S)} = \frac{C(5,3)}{C(10,3)} = \frac{10}{120} = \frac{1}{12}$$

2) الحدث B هو (الكرات الثّلاث بيضاء) أو (الكرات الثّلاث سوداء)

وبالتالي: $n(B) = C(5,3) + C(3,3) = 10 + 1 = 11$

ومنه: $$p(B) = \frac{n(B)}{n(S)} = \frac{11}{120}$$

3) الحدث C هو الحصول (كرة بيضاء وكرة سوداء وكرة حمراء) وبالتّالي:

$$n(C) = C(5,1)\times C(3,1)\times C(2,1)$$
$$= 5\times 3\times 2 = 30$$

ومنه: $$p(C) = \frac{n(C)}{n(S)} = \frac{30}{120} = \frac{1}{4}$$

4) الحدثان B و D متضادان ومنه:

$$p(D) = p(B')$$
$$= 1 - p(B) = 1 - \frac{11}{120} = \frac{109}{120}$$

5) يتحقق الحدث E إذا حصلنا على (كرة سوداء وكرتين من اللونين الآخرين) أو (كرتين سوداوان وكرة من اللونين الآخرين) أو (الكرات الثّلاث سوداء) وبالتّالي:

$$n(E) = C(3,1)\times C(7,2) + C(3,2)\times C(7,1) + C(3,3)$$
$$= 3\times 21 + 3\times 7 + 1 = 85$$

ومنه:

$$p(E) = \frac{n(E)}{n(S)} = \frac{85}{120} = \frac{17}{24}$$

طريقة ثانية لحل الطلب (5)

إن الحدث المتمم للحدث E هو:

E' : ليس بين الكرات المسحوبة أية كرة سوداء

فيكون: $n(E') = C(7,3) = \frac{7\times 6\times 5}{3\times 2} = 35$

وبالتالي $P(E') = \frac{n(E')}{n(S)} = \frac{35}{120} = \frac{7}{24}$

ومنه:

$$P(E) = 1 - P(E')$$
$$= 1 - \frac{7}{24} = \frac{17}{24}$$

رابعاً: الاحتمال الشرطي

في اختبار رمي حجر نرد مرة واحدة ليكن الحدثان:

$$A = \{1,3,5,6\} \quad , \quad B = \{1,2,3,4\}$$

فيكون: $P(A) = \frac{4}{6}$, $P(B) = \frac{4}{6}$

فإذا ألقي حجر النرد مرة واحدة وعلمنا أن الحدث B قد وقع إذا ظهر على الوجه العلوي لحجر النرد أحد الأعداد: $1,2,3,4$ يكون عدد الحالات الممكنة بعد وقوع الحدث B هو $n(B) = 4$ وعدد الحالات المواتية لوقوع الحدث A هو $n(A \cap B) = 2$

ويكون احتمال وقوع الحدث A بعد وقوع الحدث B هو:

$$\frac{n(A\cap B)}{n(B)} = \frac{2}{4} = \frac{1}{2}$$

$$P_B(A)=\frac{n(A\cap B)}{n(B)}$$ ونرمز له بالرمز

ويُقرأ احتمال وقوع الحدث A علماً أن الحدث B قد وقع.

وبقسمة حدي الكسر على $n(S)$ يكون:

$$P_B(A)=\frac{\frac{n(A\cap B)}{n(S)}}{\frac{n(B)}{n(S)}}=\frac{P(A\cap B)}{P(B)}$$

مبرهنة:

ليكن $(S,\mathrm{P}(S),P)$ فضاءً احتمالياً، وليكن $B\in \mathrm{P}(S)$ حيث $P(B)\neq 0$

عندئذٍ الدالة:

$$f:\mathrm{P}(S)\longrightarrow[0,1]$$
$$f(X)=\frac{P(X\cap B)}{P(B)}$$

هي دالة احتمالية.

الإثبات:

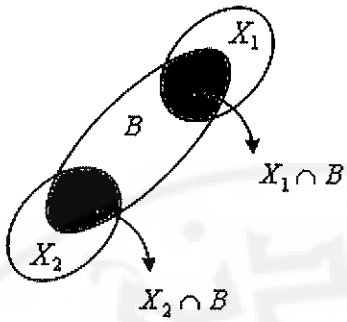
لإثبات أن الدالة f هي دالة احتمالية يكفي أن يحقق f موضوعتي الدالة الاحتمالية:

1. $$f(S)=\frac{P(S\cap B)}{P(B)}=\frac{P(B)}{P(B)}=1$$

فالدالة f تحقق الموضوعة الأولى

2. إذا كان X_1,X_2 حدثين متنافيين فإن:

$$f(X_1\cup X_2)=\frac{P[(X_1\cup X_2)\cap B]}{P(B)}$$
$$=\frac{P[(X_1\cap B)\cup(X_2\cap B)]}{P(B)}$$



وبما أن الحدثين X_1 , X_2 متنافيان فإن الحدثين $X_1 \cap B$, $X_2 \cap B$ متنافيان أيضاً وبالتالي:

$$f(X_1 \cup X_2) = \frac{P(X_1 \cap B) + P(X_2 \cap B)}{P(B)}$$
$$= \frac{P(X_1 \cap B)}{P(B)} + \frac{P(X_2 \cap B)}{P(B)}$$
$$= f(X_1) + f(X_2)$$

فالدالة f تحقق الموضوعة الثانية، إذاً الدالة f دالة احتمالية ونرمز لها بـ P_B

تعريف: في فضاء احتمالي $(S, \mathrm{P}(S), P)$ نسمي الدالة:

$$P_B : \mathrm{P}(S) \to [0,1] : P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} , P(B) \neq 0$$

دالة الاحتمال الشرطي بالنسبة إلى الحدث B.

نتائج:

1. بما أن P_B دالة احتمالية فإن جميع خواص دالة الاحتمال محققة ومنها
   1. $P_B(A') = 1 - P_B$
   2. $P_B(A_1 \cup A_2) = P_B(A_1) + P_B(A_2) - P_B(P_1 \cap A_2)$
2. إذا كان A, B حدثين من فضاء احتمالي $(S, \mathrm{P}(S), P)$، وكان $P(B) \neq 0$ عندئذ:
   - إذا كان $A \cap B = \phi$ فإن:

$$P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(\phi)}{P(B)} = 0$$

- إذا كان $B \subseteq A$ فإن:

$$P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B)}{P(B)} = 1$$

-

$$\begin{cases} P(A \cap B) = P(B) \,.\, P_B(A) \;\;,\;\; P(B) \neq 0 \\ P(A \cap B) = P(A) \,.\, P_A(B) \;\;,\;\; P(A) \neq 0 \end{cases}$$

ويمكن تعميم الخاصة الأخيرة على عدد منته من الأحداث، فإذا كانت

$A, B, C \in \mathrm{P}(S)$ ، وكان $P(A) \neq 0$ و $P(A \cap B) \neq 0$ فإن:

$$P(A \cap B \cap C) = P((A \cap B) \cap C) = P(A \cap B).P_{A \cap B}(C) = P(A).P_A(B)P_{A \cap B}(C)$$

مثال: في معهد للغات 75% من الطلبة يدرسون اللغة الإنكليزية و 40% يدرسون اللغة الفرنسية و35% يدرسون اللغتين معاً. اخترنا عشوائياً باحثاً واحد من طلاب المعهد.

1. ما احتمال أن الباحث يدرس الإنكليزية علماً بأنه يدرس الفرنسية.
2. ما احتمال أن الباحث يدرس الفرنسية علماً بأنه يدرس الإنكليزية.
3. ما احتمال أن الباحث يدرس الإنكليزية علماً بأنه لا يدرس الفرنسية.

الحل:

نفرض الحدث A : الباحث يدرس الإنكليزية

B : الباحث يدرس الفرنسية

فيكون: $P(A) = \frac{75}{100}$, $P(B) = \frac{40}{100}$, $P(A \cap B) = \frac{35}{100}$

1) الاحتمال المطلوب هو $P_B(A)$

$$P_B(A) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{\frac{35}{100}}{\frac{40}{100}} = \frac{35}{40} = \frac{7}{8}$$

2) الاحتمال المطلوب هو $P_A(B)$

$$P_A(B)=\frac{P(A\cap B)}{P(A)}=\frac{\frac{35}{100}}{\frac{75}{100}}=\frac{35}{75}=\frac{7}{15}$$

3) الاحتمال المطلوب هو $P_{B'}(A)$

$$P_{B'}(A)=\frac{P(A\cap B')}{P(B')}=\cdots(1)$$

$$P(A\cap B')=P(A\setminus B)=P(A)-P(A\cap B)$$

إن:

$$=\frac{75}{100}-\frac{35}{100}=\frac{40}{100}$$

$$P(B')=1-\frac{40}{100}=\frac{60}{100}$$

بالتعويض في (1) نجد:

$$P_{B'}(A)=\frac{\frac{40}{100}}{\frac{60}{100}}=\frac{40}{60}=\frac{2}{3}$$

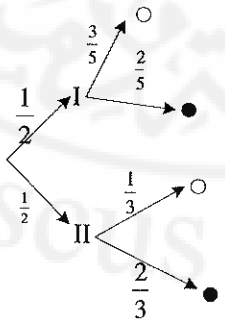
خامساً: مفهوم المخطط الشجري (الشجرة البيانية)

يعّد أسلوب المخطط الشجري أداة جيدة لحل بعض مسائل الاحتمال.

مثال :صندوقان (I) و (II) ، يحوي الصندوق (I) 5 كرات: (3 بيضاء و2 سوداء) ويحوي الصندوق

(II)، 3 كرات: (1 بيضاء و 2 سوداء). نختار صندوقاً عشوائياً ونسحب منه كرة واحدة. ما احتمال أن تكون الكرة المسحوبة بيضاء؟

الحل:



لتوضيح المسألة ننظم المخطط التالي (يدعى المخطط الشجري) ومن المخطط نجد أن الحصول على الكرة بيضاء عبر أحد الطريقين الموضحين على المخطط. وبالتالي إذا فرضنا

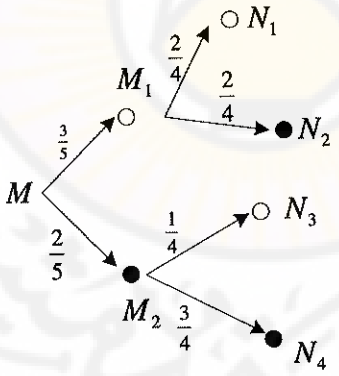
الحدث A : الكرة المسحوبة بيضاء يكون

$$P(A)=\frac{1}{2}\times\frac{3}{5}+\frac{1}{2}\times\frac{1}{3}=\frac{14}{30}$$

مثال: صندوقان (I) و (II)، يحوي الصندوق (I) 5 كرات: (3 بيضاء و 2 سوداء)، ويحوي الصندوق (II)، 3 كرات: (1 بيضاء و2 سوداء)، نسحب من الصندوق (I) عشوائياً كرة واحدة ونضعها في الصندوق (II)، ثم نسحب من الصندوق (II) عشوائياً كرة واحدة والمطلوب:

1) ما احتمال أن تكون الكرة المسحوبة الأولى بيضاء والثانية سوداء؟
2) ما احتمال أن تكون الكرتان المسحوبتان من لون واحد؟
3) ما احتمال أن تكون الكرة المسحوبة الثانية بيضاء؟
4) ما احتمال أن تكون الكرة الأولى بيضاء علماً أن الثانية سوداء؟

الحل: ننظم المخطط الشجري:



1) نفرض الحدث A : الكرة الأولى بيضاء والثانية سوداء.

يتحقق الحدث A عبر الطريق $(M\ ,M_1\ ,N_2)$ فيكون:

$$P(A)=\frac{3}{5}\times\frac{2}{4}=\frac{3}{10}$$

2) نفرض الحدث B: الكرتان من لون واحد. يتحقق الحدث B عبر أحد الطريقتين:

$(M\ ,M_1\ ,N_1)$ أو $(M\ ,M_2\ ,N_4)$ فيكون

$$P(A)=\frac{3}{5}\times\frac{2}{4}+\frac{2}{5}\times\frac{3}{4}=\frac{6}{10}=\frac{3}{5}$$

3) نفرض الحدث C: الكرة الثانية بيضاء. يتحقق الحدث C عبر أحد الطريقين $(M\ ,M_1\ ,N_1)$ أو $(M\ ,M_1\ ,N_3)$:

$$P(A)=\frac{3}{5}\times\frac{2}{4}+\frac{2}{5}+\frac{1}{4}=\frac{2}{5}$$

4) نفرض الحدث D: الكرة المسحوبة من الصندوق (I) بيضاء

E: الكرة المسحوبة من الصندوق (II) سوداء

فيكون الحدث المطلوب $P_E(D)$:

$$P_E(D)=\frac{P(D\cap E)}{P(E)}=\frac{\frac{3}{5}\times\frac{2}{4}}{\frac{3}{5}\times\frac{2}{4}+\frac{2}{5}\times\frac{3}{4}}=\frac{1}{2}$$


وقل رب زدني علما
Damascus University

الفصل الثاني

جمع البيانات الاحصائية ومؤشرات النزعة المركزية

اولاً:جمع البيانات الإحصائية

تبدأ المسألة الإحصائية مع دراسة ظاهرة معيّنة يُطلب تفسيرها واتّخاذ قرار بشأنها. مثل دراسة فعالية دواء جديد لمرض معين أو دراسة مدى علاقة التّدخين بسرطانات الجهاز التّنفسي. لا يمكن للإحصائي إعطاء أي جواب لحلول المسألة المطروحة قبل جمع البيانات اللازمة ومعالجتها. إن البيانات الإحصائيّة التي نحصل عليها لدى دراسة ظاهرة ما، قد تكون متداخلة وغير واضحة، مهمة الإحصائي تكمن في جمع البيانات وتصنيفها على نحو يُمكنه بسرعة من فهم الظاهرة التي يقوم بدراستها.

ثانياً:تعريف المشكلة problem definition

لدراسة أي ظاهرة نحتاج لتعريف المشكلة وفق ما يلي:

أ- الخارطة التنظيمية للمؤسسة التي تملك هذه الظاهرة وفق مستويين (المستوى الإداري – المستوى الوظيفي)أي: معرفة أو تحديد هيكلة المؤسسة.

ب- تحديد النسب الإدارية التي تظهر نقاط قوة . المؤسسة وضعفها.

ت- الخلفية التاريخية للمؤسسة (تتبع القرارات الهامة – معرفة توقيتها والأسباب الداعية لاتخاذها).

ث- آراء العاملين وذلك مع الأخذ بعين الاعتبار وجود آراء غير محايدة.

ثالثاً:وضع الأهداف objectives setting

لوضع الأهداف لأي مؤسسة نتبع الخطوات التالية:

أ- وضوح الهدف.

ب- تعيين قيمة الهدف

ت- أن يكون الهدف محدود زمنياً، و أن يكون الهدف قابلاً للتحقيق.

رابعاً:دراسة الجدوى feasibity study

لدراسة أي ظاهرة لا بد من دراسة الجدوى وتتضمن :

أ- **الجدوى الاقتصادية** : وتعني وضع جدول يتضمن التكاليف والأرباح والمقارنة بينها. ومن خلال الدراسة الاقتصادية تقرر الجهات المعنية إجراء الدراسة أوعدم إجرائها. (فترة استرداد الأموال في القطاعات الحكومية طويلة الأمد – فترة استرداد الأموال في القطاعات الخاصة قصيرة الأجل).

ب- **دراسة الجدوى الفنية** : وتتضمن التجهيزات الفنية والمواقع والتقنيات المستخدمة في النظام والأساليب – الموارد البشرية.

ت- التقرير :

يتضمن التقرير النقاط التالية:

1. تعريف الظاهرة أو المشكلة
2. أهداف المؤسسة
3. وضع وصف للمؤسسة
4. قائمة بالتكاليف والأرباح
5. التوصيات والمنطق الذي يكمن خلف كل منها
6. ملاحق تتضمن المخططات التنظيمية –الرسوم – المخططات – جداول القرارات.

خامساً:إعداد الخطة plan prepration

لإعداد الخطة يجب أخذ موافقة الجهات المعنية، وهي تتضمن ما يلي :

أ- الموارد المطلوبة وخاصة البشرية.

ب- الوقت اللازم لتنفيذ الخطة.

ت- تكلفة كل مرحلة من مراحل الخطة.

سادساً:إيجاد الحقائق وتسجيل الحقائق

لدراسة أي ظاهرة يجب تحديد ما يلي:

أ- المساحة المدروسة من المؤسسة وإبلاغ الجهة المختصة به.

ب-تحديد الأشخاص الدارسين (جهة الدراسة)

ت-وضع جدول زمني تقريبي.

ث- تحديد الطرائق المستخدمة في الدراسة.

I. إيجاد الحقائق : fact finding

هناك خمس طرائق لإيجاد الحقائق:

1- **المقابلة :**

تعّد المقابلة من أهم الوسائل للحصول على الحقائق ويجب أن تكون المقابلة وفق المستويات الإدارية التالية (إدارة عليا - إدارة وسطى - العناصر المدربة - العاملين).

وقبل إجراء المقابلة نهتم بما يلي :

أ- وضع الخطة للمقابلة وتتضمن :

- هدف المقابلة.
- الحصول على معلومات وخبرة كافية.
- اختيار وقت مناسب ومكان مناسب لإجراء المقابلة.
- أن تكون المعلومات مناسبة للمستوى الإداري.
- وضع خطوط عريضة للأسئلة المطروحة.

ب- إجراء المقابلة :

عند إجراء المقابلة يتقيد الدارس بما يلي :

- استعمال المصطلحات السائدة في المؤسسة.
- تحديد وجهات النظر والحقائق.
- الاستماع بشكل جيد.
- سماع جميع الأطراف.
- عدم المقاطعة أثناء الإجابة.
- عدم اقتراح كلمات أو الدعم بكلمات.
- الابتعاد عن الأحاديث الشخصية.
- إعطاء وقت للتفكير.
- المرونة مع الأشخاص صعبي المراس.
- اختبار الحقائق.

ت- استخلاص النتائج :

بعد الانتهاء من إجراء المقابلة يقوم الباحث بوضع الملاحظات وترتب الحقائق تدريجياً ترتيباً منطقياً.

2- الاستبيان :

تصميم الاستبيان يجب أن يتضمن ما يلي :

- أن تكون الأسئلة مرتبة ترتيباً منطقياً.
- أن تكون الإجابة قصيرة.
- أن تكون الإجابة واضحة ومفهومة.
- أن تكون سهلة ومفهومة من قبل الباحث.

مساوئ الاستبيان :

- عدم تجاوب الأشخاص معه.
- صعوبة تصميم الاستبيان.
- الخلط بين الأسئلة وتفسيرها.

3- **المشاهدة :**

إن دراسة ظاهرة من خلال المشاهدة تمكن ممّا يلي :

- مقارنة الأساليب المستخدمة في المؤسسة بما هو موثوق.
- فهم المؤسسة بشكل جيد.
- سهولة كتابة التقارير عن المؤسسة.

4- **السجلات :**

تعّد السجلات من أسهل الطرق للحصول على الحقائق و المعلومات وتتضمن مايلي:

- دراسة النظام الداخلي للمؤسسة.
- دراسة الملفات الخارجية في المؤسسة (المدير هو الذي يهتم بالملفات الخارجية).

5- **التقدير واختيار العينات :**

تستخدم طريقة التقدير واختيار العينات إذا كان عدد السجلات كبيراً أو المؤسسة معلوماتها قليلة.

II. تسجيل الحقائق : fact recording

تهدف عملية تسجيل الحغقائق الآتي:

1- التوثيق.

2- قد تظهر أفكار جديدة عند تسجيل الحقائق (الكتابة).

3- سهولة العرض على الجهات المختصة.

4- تتوضح الحقائق أثناء الكتابة.

طرائق تسجيل الحقائق :

أ) الكتابة.

ب) التسجيل الصوتي.

ت) التصوير.

ث) الاستنساخ بحيث يكون موثوقاً فيما يلي :

1- من أين وصلت الوثيقة وإلى أين أرسلت؟

2- كيف دونت المعلومات في الوثيقة؟

3- الوقت المستغرق أثناء الإرسال؟

4- عدد النسخ والخرائط (المخططات التنظيمية) وتتضمن :

-1"- العلاقة بين الوثيقة والأشخاص.

-2"- خرائط سير الوثائق.

-3"- خرائط الإجراء المستخدمة في تدوين المعلومات في الوثائق.

الجداول والقرارات : وتتضمن الجداول على معلومات وحقائق يربطها منطق محدد، وعلى ضوئها تتخذ القرارات المناسبة.

سابعاً:الإحصاء ومؤشرات النزعة المركزية

إن طرائق عرض البيانات عديدة ومتنوعة يختار الباحث منها ما يعتقده الأفضل في دراسة ظاهرة وشرحها، ومن بين طرائق العرض هذه التّوزيع التّكراري والتّوزيع التّكراري التّراكمي.

التّوزيعات التّراكمية.

أولاً: جدول التّوزيع التّكراري

مثال:

كون جدول التّوزيع التّكراري لدرجات (30) باحثاً في أحد الامتحانات بمادة درجتها العظمى (100)

50	54	58	48	49	46
75	54	48	37	62	40
58	34	45	59	48	54
39	68	44	49	61	47
45	41	57	43	56	63

الحل: إنّ عرض البيانات بالطّريقة المذكورة لا يعطي طريقة واضحة عن مستوى التحّصيل الدّراسي لمجموعة الطّلاب ولا يقودنا إلى أحكام دقيقة حوله. لذا سنقوم بتوزيع هذه الدرجات إلى فئات، من أجل ذلك:

1. نجد المدى المطلق (أو المدى) للبيانات، وهو الفرق بين أكبر مشاهدة وأصغر مشاهدة: $R = 75 - 34 = 41$

2. نحدد عدد الفئات وطول كل فئة :

إنّ عدد الفئات اختياري، وسنقتصر على أمثلة نحدد فيها فئات أطوالها متساوية، ولنختر عدد الفئات 7 (مثلاً).

$$\text{طول الفئة} = \frac{\text{المدى المطلق}}{\text{عدد الفئات}} = 5.86 \cong 6$$

نعتبر طول الفئة دوماً عدداً صحيحاً.

3. نحدد الفئات.

نعين قبل كل شيء الحد الأدنى للفئة الأولى، وهو أصغر قيمة في المشاهدات، وبعدها نجد الحد الأعلى للفئة الأولى وذلك بإضافة طول الفئة إلى الحد الأدنى، ونعبّر عن الفئة الأولى بمجال نصف مفتوح $[34,40[$ ، ثم نحدد الفئات الأخرى بحيث يكون الحد الأدنى للفئة هو الحد الأعلى للفئة التي تسبقها، وهكذا تكون الفئة الأخيرة تضم أكبر مشاهدة في هذه البيانات وتكون الفئات:

$[34,40[$, $[40,46[$, $[46,52[$, $[52,58[$, $[58,64[$, $[64,70[$, $[70,76[$

فيكون جدول التّوزيع التّكراري:

الفئة	$[34,40[$	$[40,46[$	$[46,52[$	$[52,58[$	$[58,64[$	$[64,70[$	$[70,76[$
التكرار	3	6	8	5	6	1	1

ثانياً: جدول التّوزيع التّكراري التّراكمي

الفئة	التكرار f_i	التّكرار التّراكمي F_i
$[a_0,a_1[$	f_1	$F_1 = f_1$
$[a_1,a_2[$	f_2	$F_2 = f_1 + f_2$
$[a_2,a_3[$	f_3	$F_3 = f_1 + f_2 + f_3$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
$[a_{n-1},a_n[$	f_n	$F_n = f_1 + f_2 + f_3 + \ldots + f_n$

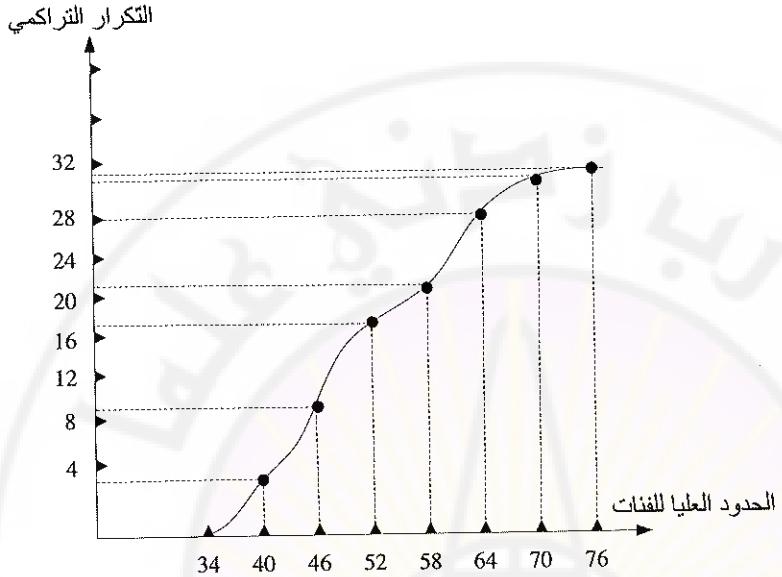
في المثال السّابق يكون جدول التّكرار التّراكمي للتّوزيع:

الفئة	التكرار f_i	التّكرار التّراكمي F_i
$[34,40[$	3	3
$[40,46[$	6	9
$[46,52[$	8	17
$[52,58[$	5	22
$[58,64[$	6	28
$[64,70[$	1	29
$[70,76[$	1	30

وفي كثير من الأحيان يعتمد الإحصائي في دراسته على المنحني التّكراري التّراكمي للتّوزيع وهو المنحني المار بالنّقط:

$$(a_1,F_1)\ ,(a_2,F_2)\ ,\ldots,(a_n,F_n)\ ,$$

يكون المنحني التّكراري التّراكمي للتّوزيع هو:



المنحني التكراري التراكمي لدرجات (30) طالب

ثامناً:مقاييس النّزعة المركزيّة

أولاً: المتوسط الحسابي The Arithmetic Mean

1) في حالة المشاهدات المفردة.

إذا كان لدينا المفردات $x_1,x_2,\ldots,x_n$ فيعرف المتوسط الحسابي $\bar{x}$ لهذه المفردات بالعلاقة:

$$\bar{x}=\frac{\sum_{i=1}^{n}x_i}{n}$$

2) في حالة جداول التّوزيعات التّكرارية.

إذا كان لدينا جدول تكراري فيه r من الفئات مراكزها $X_1,X_2,\ldots,X_r$ وتكرارها المقابلة $f_1,f_2,\ldots,f_r$ على التّرتيب فنُعرِّف المتوسّط الحسابي:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} f_i X_i}{\sum_{i=1}^{r} f_i}$$

حيث X_i مركز الفئة $[a_{i-1}, a_i[$ ويعطى بالعلاقة $X_i = \frac{a_{i-1} + a_i}{2}$

مثال: الجدول التّالي يبين حجم المبيعات اليوميّة في أحد المحلات التّجارية خلال فترة زمنيّة مقدارها 100 يوم مقدرة بآلاف الليرات السّورية.

الفئة	[20,24[	[24,28[	[28,32[	[32,36[	[36,40[	[40,44[	[44,48[
التكرار	3	7	23	37	25	4	1

احسب المتّوسط الحسابي لمبيعات المحل التّجاري المذكور في اليوم الواحد:

الحل:

نكوّن جدول التّوزيع التّكراري لهذه البيانات:

الفئة	مجال الفئة	التكرار f_i	مركز الفئة X_i	$f_i X_i$
1	[20,24[	3	22	66
2	[24,28[	7	26	182
3	[28,32[	23	30	690
4	[32,36[	37	34	1258
5	[36,40[	25	38	950
6	[36,40[	4	42	168
7	[44,48[	1	46	46

نحسب المتوسّط الحسابي من القانون:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} f_i X_i}{\sum_{i=1}^{r} f_i} = \frac{66+182+690+1257+950+168+46}{100}$$

$$= \frac{3360}{100} = 33.6$$

أي أن متوسط حجم المبيعات لهذا المحل التّجاري في اليوم الواحد هو 33600 ليرة سوريّة.

ثانياً: الوسيط The Median

1) في حالة المشاهدات المفردة.

لإيجاد الوسيط في هذه الحالة والتي عدد مفرداتها n، نرتب هذه المشاهدات تصاعدياً ويكون:

- ✓ الوسيط = المشاهدة التي ترتيبها $\frac{n+1}{2}$ إذا كان n فردياً.
- ✓ الوسيط = المتوسط الحسابي للمشاهدتين اللتين ترتيباهما $\frac{n}{2}, \frac{n}{2}+1$ إذا كان n زوجيّاً.

2) في حالة الجداول التّكرارية المبوبة في فئات.

في حالة وجود جدول التّوزيع التّكراري فإنّ الوسيط يحسب بالعلاقة:

$$\tilde{x} = L_j + \frac{L_j^{\,1} - L_j}{f_j}\left(\frac{n}{2} - F_{j-1}\right)$$

حيث L_j الحد الأدنى لفئة الوسيط $L_j^{\,1}$ حدّها الأعلى، بينما n هو المجموع الكلّي للتّكرارات، f_j تكرار فئة الوسيط، F_{j-1} التكرار التّراكمي للفئات التي تسبق فئة الوسيط، $\frac{n}{2}$ ترتيب الوسيط.

مثال: الجدول التّالي يمثل أطوال قامات عينة حجمها 47 من طلاب إحدى الكليات في الجامعة (الوحدة سنتيمتر).

الفئة	[150,157[	[157,164[	[164,171[	[171,178[	[178,185[	[185,192[
التكرار	2	10	23	7	3	2
التكرار التراكمي	2	12	35	42	45	47

أوجد الوسيط .

الحل: إن ترتيب الوسيط هو $\frac{n}{2}=\frac{47}{2}=23.5$، لذا فهو يقع في الفئة الثّالثة، إن الفئة التي تحوي الوسيط تُسمّى الفئة الوسيطيّة، في المثال المذكور إن الفئة الوسيطيّة هي $[164,171[$ ويلاحظ أنّ حدّها الأدنى $L_3=164$ وحدّها الأعلى $L_3^1=171$ وتكرارها $f_3=23$ بينما $F_2=12$.

فالوسيط:

$$\tilde{x}=164+\frac{171-164}{23}(\frac{47}{2}-12)=167.5\ cm$$

ثالثاً: المنوال The Mode

المنوال لمجموعة من القياسات هو تلك القيمة الأكثر تكراراً. فيها يُلاحظ من التّعريف أنّ المنوال قد لا يكون موجوداً (إذا كان أي قياس منها غير مكرر من غيره) كما أنّه إن وجد فهو ليس بالضرّورة وحيداً.

ملاحظة:

لا يوجد منوال للمفردات 2,10,8,16,4 بينما يوجد ثلاثة مناويل للمفردات 1,7,9,2,10,7,5,2,9 هي: 2 , 7 , 9

منوال بيانات التّوزيع المبوّب:

المنوال للبيانات المبوبّة هو مركز الفئة الأكثر تكراراً، وتلك الفئة تُسمّى الفئة المنواليّة.

مثال: أوجد المنوال للبيانات الممثلة بالجدول التّالي:

الفئة	[30,35[	[35,40[	[40,45[	[45,50[	[50,55[
التّكرار	2	10	23	7	3

الحل: إنّ الفئة المنوالية هي $[40,45[$

$$\text{المنوال} = \frac{\text{الحد الأدنى للفئة المنوالية} + \text{الحد الأعلى للفئة المنوالية}}{2}$$

$$M = 42,5$$

مثال: أوجد المنوال للبيانات الممثلة بالجدول التّالي:

الفئة	$[2,5[$	$[5,8[$	$[8,11[$	$[11,14[$	$[14,17[$
التّكرار	2	9	3	9	7

الحل:

يوجد منوالان هما:

$$M_1 = \frac{5+8}{2} = 6.5 \quad , \quad M_2 = \frac{11+14}{2} = \frac{25}{2} = 12.5$$

ملاحظة:

التّوزيعات التي لها منوال واحد تُسمّى أحادية المنوال، والتي لها منوالان تُسمّى ثنائيّة المنوال، والتي لها أكثر من منوالين تُسمّى متعددة المناويل.

الرُّبيّعات (Quartiles)

وهي القياسات التي تقسم البيانات إلى أربعة أقسام متساوية. فإذا كانت $x_1, x_2, \ldots, x_n$ مجموعة من البيانات المرتبة تصاعدياً، يُعرّف الرُّبيّع الأدنى Q_1 بأنّه القيمة التي يسبقها 25% من البيانات، كما يُعرّف الرُّبيّع الأعلى Q_3 بأنّه القيمة التي يسبقها 75% من البيانات، كما يُعرّف الرُّبيّع الأوسط Q_2 بأنّه القيمة التي يسبقها 50% من البيانات.

ومن التعريف السّابق نجد أنّ الرُّبيّع الأوسط لمجموعة من البيانات يساوي الوسيط.

1. إيجاد الرُّبيّعات في حالة البيانات المفردة:

إنّ ترتيب الرُّبيّع الأدنى هو $K_1 = \frac{n+1}{4}$ بينما ترتيبه ترتيب الرُّبيّع الأعلى $K_3 = \frac{3(n+1)}{4}$ ، أمّا الوسيط أو الرُّبيّع الأوسط فيكون ترتيبه $K_2 = \frac{n+1}{2}$

إذا كانت البيانات مفردة ومرتّبة تصاعدياً فإنّنا نأخذ القيمة التي يشير إليها ترتيب الرُّبيّع، أمّا إذا وقع الترتيب بيّن ترتيب قيمتين (التّرتيب كسر عشري) فإنّنا نأخذ المتوسّط الحسابي لهاتين القيمتين كقيمة تقريبيّة للرُّبيّع المطلوب.

مثال: أوجد الرُّبيّعات الثلاثة للبيانات الآتية: 67,52,59,74,72,70,69,65,58 والتي تمثل أوزان أعضاء فريق كرة السلة.

الحل: نرتب البيانات تصاعدياً:

$$52,58,59,65,67,69,70,72,74$$

إن ترتيب الرُّبيّع الأدنى Q_1 هو $K_1=\frac{n+1}{4}=2.5$ يقع بين القيمتين الثّانية والثّالثة. فيكون الرُّبيّع الأدنى $Q_1=\frac{58+59}{2}=58.5$. أمّا ترتيب الرُّبيّع الأوسط هو Q_2 فهو $K_2=\frac{n+1}{2}=5$ أي: القيمة الخامسة، فيكون الرُّبيّع الأوسط هو $Q_2=67$، وأخيراً ترتيب الرُّبيّع الأعلى Q_3 هو $K_3=\frac{3(n+1)}{4}=7.5$ ، عندئذٍ والرُّبيّع الأعلى يقع بين القيمتين السابعة والثّامنة أي أن الرُّبيّع الأعلى:

$$Q_3=\frac{70+72}{2}=71$$

2. إيجاد الرُّبيّعات في حالة البيانات المبوبة:

1) نشكل جدول التّوزيع التّكراري التّراكمي.

2) نحسب ترتيب الرُّبيّع (إن ترتيب الرُّبيّع الأدنى $\frac{n}{4}$ بينما ترتيب الرُّبيّع الأعلى $\frac{3n}{4}$) ثم نحدد فئة الرُّبيّع من جدول التوزيع التّكراري.

3) نحدد فئة الرُّبيّع من جدول التّوزيع التّكراري التّراكمي.

4) نحدد الرُّبيّع الأدنى Q_1 والرُّبيّع الأعلى Q_3 وفقاً للعلاقات:

$$Q_1=L+\frac{\frac{n}{4}-F_{j-1}}{f_j}\times l \quad , \quad Q_3=L+\frac{\frac{3n}{4}-F_{j-1}}{f_j}\times l$$

حيث l طول فئة الرُّبيّع الأدنى (الأعلى)، L الحد الأدنى لهذه الفئة. أمّا f_j تكرار الفئة، F_{j-1} التّكرار التّراكمي السّابق لها.

مثال: قامت إحدى الشركات الخاصة بتوزيع أجور 140 موظفاً إلى فئات (بآلاف الليرات السّورية) فكان لدينا الجدول الآتي:

[7,9[	[9,11[	[11,13[	[13,15[	[15,17[	[17,19[	[19,21[	[21,23[
8	12	25	40	20	17	13	5

المطلوب: احسب الرُّبيّع الأدنى والرُّبيّع الأعلى وفسّر النّتائج.

الحل: نكوّن جدول التوزيع التّكراري التّراكمي:

الحدود العليا للفئات	التكرار التّراكمي
أصغر تماماً من 9	8
أصغر تماماً من 11	20
أصغر تماماً من 13	45
أصغر تماماً من 15	85
أصغر تماماً من 17	105
أصغر تماماً من 19	122
أصغر تماماً من 21	135
أصغر تماماً من 23	140

ترتيب الرُّبيّع الأدنى Q_1 هو: $\frac{140}{4}=35$ أي أن الرُّبيّع الأدنى Q_1 يقع في الفئة الثالثة ضمن جدول التّوزيع التّكراري، أي أنّه أكبر من 11 وأصغر من 13 وقيمته:

$$Q_1=11+\frac{\frac{140}{4}-20}{25}\times 2=12.2$$

أي: الرُّبيّع الأدنى Q_1 هو الموافق للترتيب 12200 ل.س. وهذا يعني أن 25% من الموظفين في هذه الشركة يتقاضون أقل من 12200 ليرة سورية شهرياً. كذلك نلاحظ أن ترتيب الرُّبيّع الأعلى Q_3 هو: $140\times\frac{3}{4}=105$ وبالتّالي فهو ينطبق على الحد

الأدنى للفئة السّادسة في جدول التّوزيع التّكراري الفئوي. أي أنّ $Q_3 = 17$ ومنه: 75% من الموظفين في هذه الشركة يتقاضى كلّ منهم أقل من 17000 ليرة سوريّة شهرياً.

بعض مقاييس التّشتت:

تستخدم مقاييس التّشتت لإعطاء صورة عن مدى تقارب المشاهدات أو تباعدها (تشتتها) بعضها عن بعض، فكلما زادت قيمة مقياس التّشتت ازداد تشتت المشاهدات وكلّما قلت قيمته زاد التّجانس بين المشاهدات. وتجدر الإشارة إلى أنّ جميع مقاييس التّشتت موجبة، ومن مقاييس التّشتت المدى، الانحراف المتوسّط، التّشتت (التّباين)، والانحراف المعياري.

المدى The Range

إن المدى R لمجموعة من البيانات $x_1, x_2, \ldots, x_n$ هو الفرق بين أكبر قيمة وأصغر قيمة من هذه البيانات أي: $R = M - m$.

أمّا المدى في حالة البيانات المبوبّة فيُعرّف بأنه الفرق بين مركزي الفئتين الأخيرة و الأولى.

مثال: إنّ المدى للبيانات المبوبّة المذكورة في المثال السابق يساوي:

$$R = 22 - 8 = 14$$

ملاحظة: إنّ المدى مقياس غير مُرضٍ للتشتت، لأنّ المدى يعطي الفرق بين أكبر قياس وأصغر قياس أي يعتمد على مشاهدتين فقط من البيان الإحصائي.

ملاحظة: المقياس الإحصائي الأفضل هو الذي يعتمد على أكبر عدد من المشاهدات.

التّباين والانحراف المعياري:

نعلم أنّ:

- ✓ التّباين للبيانات $x_1, x_2, \ldots, x_n$ والتي متوسطها $\bar{x}$ يعطى بالعلاقة:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{r} (x_i - \bar{x})^2 \cdot f_i}{n}$$

✓ أمّا التّباين لـــ n من البيانات المبوبّة يعطى:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{r}(x_i - \bar{x})^2 \cdot f_i}{\sum_{i=1}^{r} f_i}$$

حيث يمثّل r عدد الفئات أمّا X_i فهي تمثل مركز الفئة رقم i وأنّ f_i تكرار الفئة ذات الرّقم i.

الانحراف المعياري The standard deviation

إنّ الانحراف المعياري هو الجذر التّربيعي الموجب للتّباين.

القيمة المعياريّة:

ليكن لدينا مجموعة من القياسات $x_1, x_2, \ldots, x_n$ متوسّطها الحسابي $\bar{x}$، وانحرافها المعياري S، تُعرّف القيمة المعيارية لقياس ما x_i ونرمزها Z_i بأنّها نسبة انحراف القياس x_i عن $\bar{x}$ إلى الانحراف المعياري لهذه القياسات أي:

$$Z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S}$$

مثال: الأعداد الآتية: 3,4,6,8,9 تمثّل درجات 5 طلاب في مادة درجتها العظمى (10):

أحسب القيمة المعياريّة للدرجة (8).

الحل: إنّ المتوسّط الحسابي لدرجات الطّلاب: $\bar{x} = \frac{3+4+6+8+9}{5} = 6$

نكون جدولاً كما يلي:

x_i	الانحراف عن المتوسّط $x_i - \bar{x}$	مربع الانحراف عن المتوسّط $(x_i - \bar{x})^2$
3	-3	9
4	-2	4
6	0	0
8	2	4
9	3	9

ومنه التباين للدّرجات $S^2 = \frac{9+4+0+4+9}{5} = 5.2$

فيكون الانحراف المعياري : $S = \sqrt{5.2}$

وبالتالي القيمة المعيارية للدّرجة 8 هي: $Z(8) = \frac{8-6}{\sqrt{5.2}} = \frac{2}{\sqrt{5.2}}$

مثال:

أوجد الانحراف المعياري والتّباين للقياسات الموزعة في الجدول التّالي:

الفئة	[2,6[	[6,10[	[10,14[	[14,18[	[18,22[	[22,26[	[26,30[
التكرار	5	10	20	15	20	5	25

الحل: أنّ $\bar{x} = 18$

لإيجاد التّباين والانحراف المعياري لهذا التّوزيع نكوّن الجدول الآتي:

الفئة	التكرار f_i	مركز الفئة X_i	$X_i - x$	$(X_i - x)^2$	$f_i(X_i - x)^2$
[2,6[	5	4	-14	196	980
[6,10[	10	8	-10	100	1000
[10,14[	20	12	-6	36	720
[14,18[	15	16	-2	4	60
[18,22[	15	20	2	4	80
[22,26[	5	24	6	36	180
[26,30[	25	28	10	100	2500

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{r}(x_i - \bar{x})^2 \cdot f_i}{n} = \frac{5520}{100} = 55.2$$

أمّا الانحراف المعياري: $S = 7.43$

الارتباط

يبين الارتباط العلاقة بين الظواهر أو المتغيرات ويوجد 3 أنواع للارتباط:

1. **الارتباط البسيط:** هو الذي يبين العلاقة بين متغير تابع واحد ومتغير مستقل واحد مع افتراض عدم وجود أي متغيرات مستقلة. وندعوه بالارتباط الخطي لأنه يمثل بمعادلة خطية من الدرجة الأولى.

– كيفية التمييز بين المتغير المستقل والمتغير التابع؟

الزمن: فالمتغير الأسبق زمنياً هو المستقل واللاحق هو التابع.

التأثير: المتغير المؤثر هو السابق المستقل.

العلاقة المنطقية: كلما ازداد الطول يزداد الوزن كمثال الطول هو المتغير المستقل والوزن هو المتغير التابع.

2. **الارتباط الجزئي:** يبين العلاقة بين متغير تابع واحد وعدد من المتغيرات المستقلة، وتدرس على شكل ثنائيات، كدراسة متغيرات تابع ومتغير مستقل واحد مع تثبيت (عزل أثر) المتغيرات المستقلة الأخرى، وعندما نحصل على نتيجة نثبت المتغير المستقل المدروس أولاً ونحرك متغير آخر.

معادلة مستقيم الانحدار: $Y = a + bX$

هي المعادلة التي تدرس العلاقة الوسطية بين المتغيرين ولها شرطان:

1. أن تكون العلاقة بين متغيرين فقط أحدهما مستقل.
2. أن يمكن تمثيل العلاقة بخط مستقيم أي معادلة من الدرجة الأولى.

حيث: Y: المتغير التابع.

X: المتغير المستقل.

a, b: هي الثوابت.

b: معامل الانحدار (ميل المستقيم أو ظل الزاوية).

a : ثابتة تمثل قيمة Y عندما ينعدم المتغير المستقل X.

مثال: $Y=5+3X$

$$y=5 \text{ أي } X=0$$

$$Y=8 \text{ أي } X=1$$

$$Y=11 \text{ أي } X=2 \qquad \text{التغير } b=3$$

إذاً: b هي قيمة الزيادة في المتغير التابع Y عندما يزداد المتغير المستقل X قيمة واحدة، أو هي معامل التغير الوسطي للمتغير التابع Y عندما يزداد المتغير المستقل X وحدة واحدة.

معامل الارتباط: (معامل ارتباط بيرسون)

x	y	$x-x^-$	$y-y^-$	$(x-x^-)(y-y^-)$	$(x-x^-)$	$(y-y^-)^2$
3	5	-5.8	-2.4	13.92	33.64	5.76
6	8	-2.8	0.6	-1.68	7.84	0.36
9	3	0.2	-4.4	-0.88	0.04	19.36
12	10	3.2	2.6	8.32	10.24	6.76
14	11	5.2	3.6	18.72	27.04	12.96
$\sum x=44$	$\sum y=37$	$\sum(x-x^-)=0$	$\sum(y-y^-)=0$	$\sum(x-x^-)(y-y^-)=34.4$	$\sum(x-x^-)^2=78.8$	$\sum(y-y^-)^2=452$

$$X^- = \sum X / n = 8.8$$

$$y^- = \sum y / n = 7.4$$

$$r = \frac{\sum (x-x^-)\ (y-y^-)}{\sqrt{\sum (x-x^-)^2 \sum (y-y^-)^2}}$$

$$r = 38.4/59.68 = 0.64$$

التفسير: الارتباط بين المتغيرين طردي (لأن إشارته موجبة) وشديد (لأن $r \geq 0.5$).

لقياس شدة الارتباط هناك قواعد:

إذا كان $r=0 \Leftarrow$ ارتباط معدوم وطردي

$r<0.5 \Leftarrow$ ارتباط ضعيف وطردي

$r \geq 0.5 \Leftarrow$ ارتباط شديد وطردي

$r=1 \Leftarrow$ ارتباط تام وطردي

معامل ارتباط (سبيرمان) أو معامل ارتباط الرتب:

$$r_D = 1\frac{6\sum D^2}{n(n2-1)}$$

حيث D هي فرق الرتب

6 رقم ثابت n عدد المعاملات

ملاحظة: الفرق بين معاملي الارتباط بيرسون وسبيرمان كالفرق بين الوسيط والمتوسط الحسابي فالوسيط مقياس رتب أو مواقع والمتوسط هو مقياس قيم.

X	Y	رتبة X	رتبة Y	فرق الرتب D	D^2
4	5	7	7	0	0
7	6	4,5	5	−0,5	0,25
10	9	1	2	−1	1
7	6	4,5	5	−0,5	0,25
8	10	3	1	2	4
9	6	2	5	−3	9
6	8	6	3	3	9
				0	23,5

$$\Rightarrow \quad r_D = 1-\frac{6(23-5)}{7(49-1)} = 1\frac{23,5}{56} = 0,419$$

فالارتباط ضعيف وطردي.

ترتيب البيانات:

- **الترتيب الزمني (التاريخي):** مثال، ترتيب الطلاب حسب تاريخ تسجيلهم.
- **الترتيب الجغرافي:** مثال، ترتيب الطلاب حسب المناطق.
- **الترتيب الهجائي.**

- **الترتيب الكمي:** إما تصاعدياً أو تنازلياً.

تبويب البيانات:

يعني تنظيمها داخل شرائح رقمية تدعى الفئات ونحسب طول الفئة عن طريق علاقة سرجس:

$$C = \frac{R \text{ المدى}}{3{,}22 \times \log n + 1}$$

n عدد الفئات.

مثال: نريد 5 فئات:

$$C = \frac{90 - 30}{5} = \frac{60}{5} = 12$$

علاقة بيرسون:

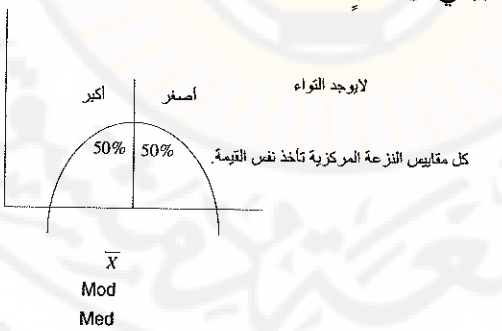
$$Mod = 3Med - 2\overline{X}$$

المنوال= 3 وسيط – 2 وسط حسابي

نطبق هذه العلاقة ونحصل على أي قيمة كالمنوال في الفئة الأولى والأخيرة أو إذا كانت لدينا فئة مفتوحة.

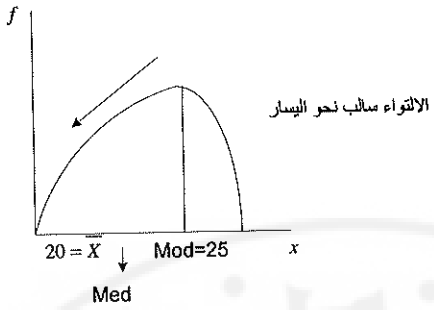
المنوال والوسيط لا يتأثران بالفئات المفتوحة.

هذه العلاقة تعطي القيم الصحيحة إذا كان التّوزيع طبيعي أو متماثل فقط وهي إما توزع طبيعي أو ملتوٍ.



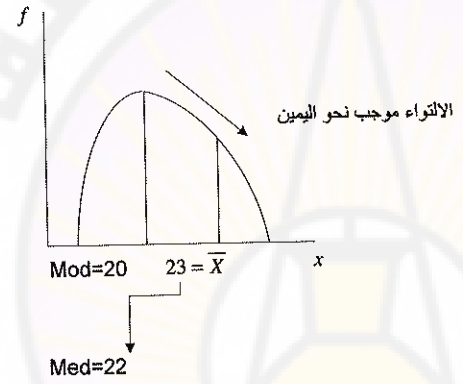
المسؤول عن تحديد الالتواء هو المنوال يعني f

عندما $\overline{X} < Mod$



مثال: موظف أول ما يتعين يتقاضى راتباً بسيطاً ثم يزداد حتى قمة حياته الوظيفية ثم يأخذ الانحدار نحو التقاعد فالالتواء سالب نحو اليسار.

عندما $\overline{X} > Mod$



الفصل الثالث

مفاهيم أساسية في نظرية البيان وتطبيقاتها

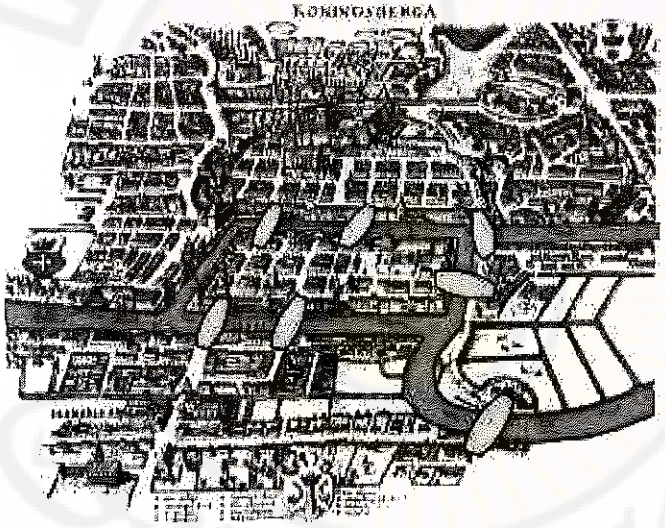
Basic Concepts in graph theory and its application

اولاً: مقدمة

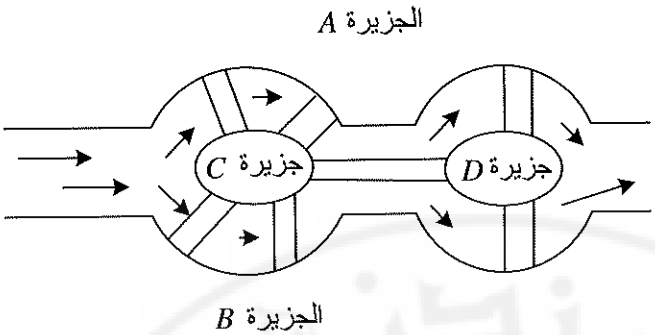
ظهرت نظرية البيان في بداية القرن الثامن عشر، إذ يعود الفضل إلى عالم الرياضيات السويسري ليونارد أويلر (Leonard Euler). في العام 1736 م قام أويلر بنشر حل لمسألة الجسور السبعة. ظهرت في البداية نظرية البيان بوصفها أداة لحل بعض الألغاز والألعاب، وفيما يأتي نذكر بعض المسائل:

- **مسألة الجسور السبعة:**

يوجد جسور سبع في مدينة (كونغ بورغ)، وتأخذ الجسور السبعة الشكل التالي:

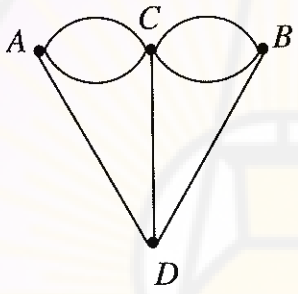


Königsberger Bridge problem



الشكل (1)

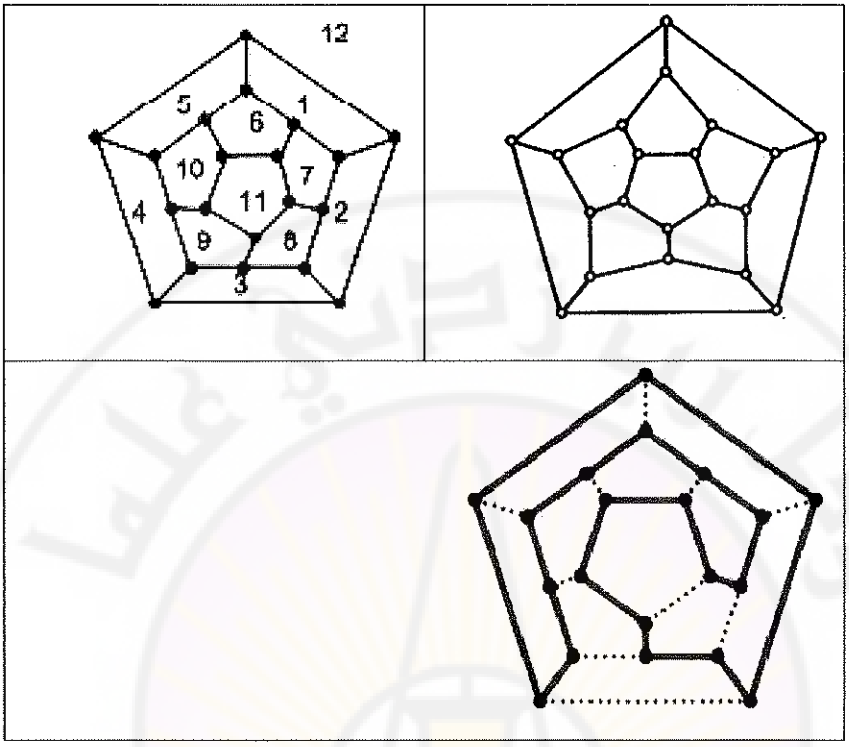
هل نستطيع التجوال على هذه الجسور السبع دون أن نمر على أي جسر مرتين؟ رسم أيلر البيان الذي يمثل نموذج لهذه المسألة كما يأتي:



الشكل (2)

- **أحجية هاملتون(التجوال)**

نشر هاملتون مسألة التجوال في الصحف الرسمية. هل يمكن التجوال في البيان المبين في الشكل دون أن نمر على العقدة أكثر من مرة؟ و تمثل كل عقدة إحدى مدن العالم.

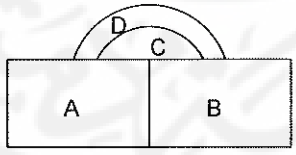


الشكل (3)

- **مسألة الألوان الأربعة**

كتب الأستاذ Augustus De Morgan الأستاذ في جامعة كوليكا في لندن للأستاذ هاملتون في 23 تشرين الأول عام 1852:

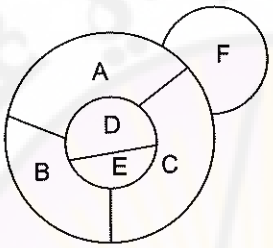
سألني أحد الطلاب اليوم، إذا كان صحيحاً أن أي خارطة يمكن تلوينها على الأكثر بأربعة ألوان، بحيث تأخذ الدول المتجاورة ألواناً مختلفة ؟



الشكل (4)

أعطى ديمورغان مثالاً يبين فيه توزيع الألوان الأربعة اللازمة لقد بين ديمورغان أنه لا يمكن أن توجد خمس دول بحيث تكون كل دولتين منهما متجاورتين"، ولكن هاملتون لم يهتم بهذه المسألة التي عرفت فيما بعد بمسألة الألوان الربعة.

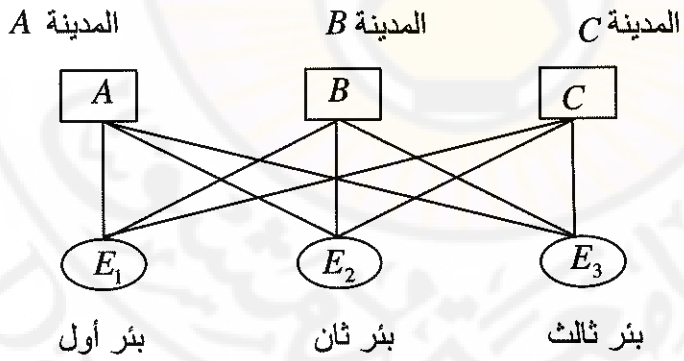
الباحث الذي سأل ديمورغان هو فريدريك كوثري Frederick Gythrie وتبين فيما بعد أن أخاه فرنسيس Francis هو الذي طرح هذه المسألة. عرض كيلي Cayley هذه المسألة عام 1978 في أكاديمية الرياضيات في لندن، وبعد مرور سنة على طرح هذه المسألة قدم المحامي كيمبA. kempe عملاً يتضمن توضيحاً إيجابياً وحلاً لهذه المسألة. كرّم كيمب A. kempe فانتخب رئيساً للأكاديمية الرياضية في لندن، ولكن في عام 1980 بين هاود heawood أن إثبات كيمب A. kempe خاطئ.



الشكل (5)

- **مسألة المدن الثلاث والآبار الثلاث**

لدينا ثلاث مدن ويراد سقاية كل مدينة من هذه المدن من الآبار الثلاثة. بحيث الا تتقاطع القنوات مع بعضها. البيان الذي يمثل نموذج لهذه المسألة هو:



الشكل (6)

- **مسألة شبكات الهاتف**

يراد بناء شبكة هواتف بين عدة قرى ومدن بحيث يتحقق ما يلي:

أ- أي قريتين أو مدينتين أو قرية ومدينة يتصل إحداهما بالأخرى ببعضهما بشكل مباشر أو غير مباشر.

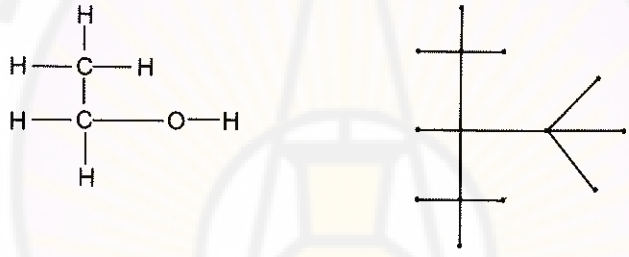
ب-أن تكون مراكز المقاسم في مراكز هذه المدن والقرى لتخفيف نفقات نقل الموظفين والصيانة.

ت-أن تكون كل شبكة ذات كلفة أصغريه.

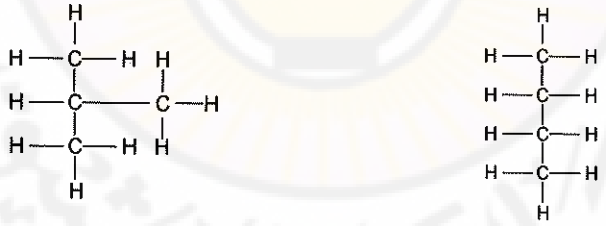
زاد الاهتمام بنظرية البيان في منتصف القرن العشرين، بسبب إمكان تطبيقها في مجالات متعددة. إن تطبيقات نظرية البيان في القرن الماضي شملت مجالات واسعة مثل علم الحاسوب، بحوث العمليات، الاقتصاد، الكيمياء، الهندسة الكهربائية وعلوم اللغة...الخ.

ثانياً: بعض تطبيقات نظرية البيان

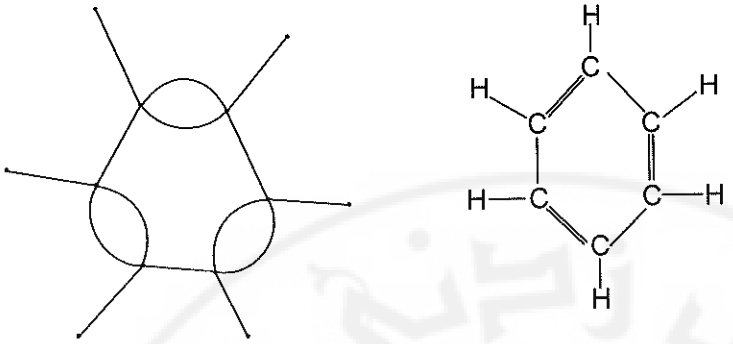
- المركبات الكيميائية وتمثيلها البياني



الشكل (7)

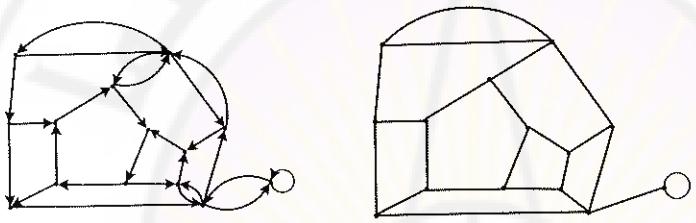


الشكل (8)



الشكل (9)

- مخطط مدينة

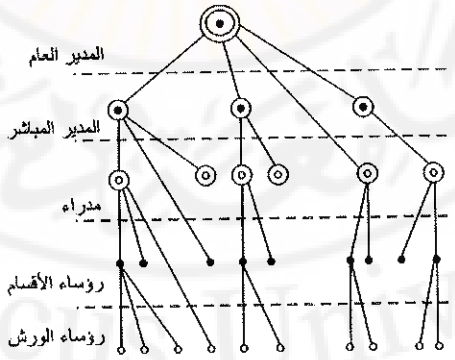


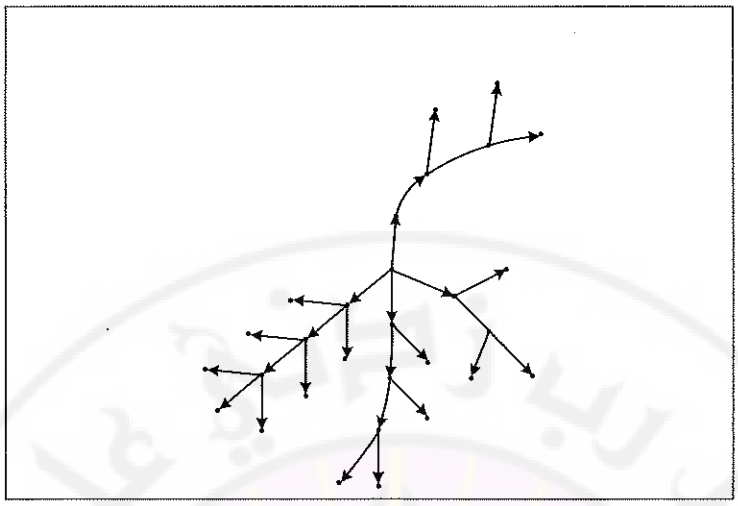
الشكل (10)

لا يهتم المشاة باتجاه السير بينما السائقون يجب أن يعلموا اتجاهات المرور المسموح به.

- مخطط إدارة الأعمال في معمل كبير

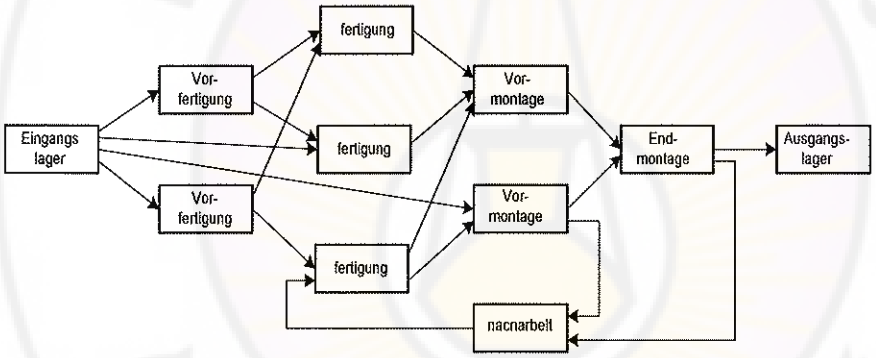
البيان المثل لمخطط إدارة الأعمال في المعمل. الشكل (11)



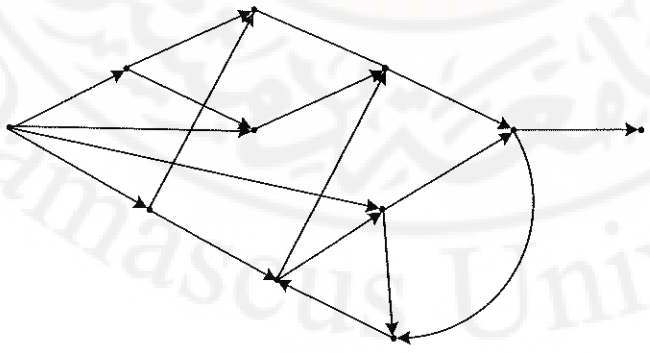


لشكل (12)

- سير الإنتاج في المعمل



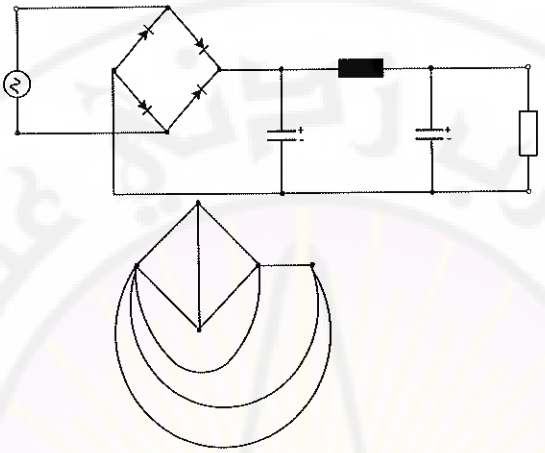
الشكل (13)



البيان الممثل لسير الإنتاج في معمل

الشكل (14)

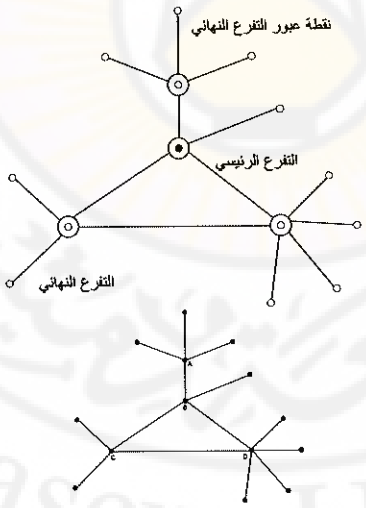
- مخطط دارة الكترونية



بيان الممثل لهذه الدارة

الشكل (15)

- تمثيل التفرع



بيان الممثل

الشكل (16)

ثالثاً: تعاريف ومفاهيم أساسية

تعريف: لتكن V مجموعة غير خالية، ولتكن E مجموعة منفصلة عن V. ولتكن لدينا الدالة:

$$f : E \to V * V$$
$$f(e) = (x, y) : x, y \in V$$

نسمي الثنائية المرتبة $G = (V; E)$ بياناً. ونسمي V مجموعة عقد البيان G ، ونسمي E مجموعة أضلاع البيان G.

تعريف: نقول إن البيان $G = (V; E)$ بيان منته إذا كانت كل من المجموعتين V و E مجموعة منتهية.

تعريف: البيان الخالي هو بيان لا يحوي عقد ولا يحوي أضلاع ويرمز له بـــ $G(V; E) = \phi$.

ملاحظة: يمكن للبيان أن يحوي عقداً ولا يحوي أضلاع، ولكن لا يوجد بيان لا يملك أضلاع ولا يملك عقد.

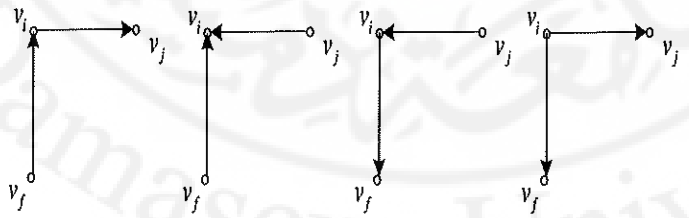
تعريف: نقول عن العقدتين x و y من مجموعة العقد V إنهما متجاورتان إذا وجد ضلع e ينتمي إلى مجموعة الأضلاع E يربط بين x و y أو بين y و x أي:

$$\exists e \in E \Leftrightarrow \exists x, y \in V \ / \ e = (x, y) \vee e = (x, y)$$

تعريف: القوس (Arc) هو عبارة عن ضلع e مزود باتجاه ونرمز له بـــ $\vec{e}$.

تعريف: نقول عن ضلعين أنهما متجاوران إذا اشتركا فقط بعقدة.

تعريف: القوسان المتجاوران هما قوسان يشتركان بعقدة وفق الحالات التالية:



الشكل (17)

ملاحظة: سنفرض أن البيانات التي نعالجها هي بيانات منتهية.

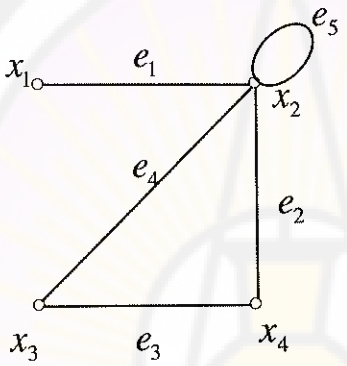
تعريف: إذا كان $v = f(e)$ فإننا نسمي v طرفاً للضلع e كما نقول إن الضلع e يؤثر على العقدة v.

تعريف: تكون العقدة $a \in V$ مجاوره لنفسها إذا وجد ضلع (عروه) $e \in E$ بحيث $e = (a,a)$.

تعريف: نقول عن الضلعين $e_1, e_2 \in E$ متجاوران إذا وجدت عقدة مشتركة $a \in V$ بين الضلعين e_1 و e_2.

تعريف: العروة هي ضلع بحيث $e = (a,a)$ و نسمي الضلع e عروة عند العقدة a.

مثال:

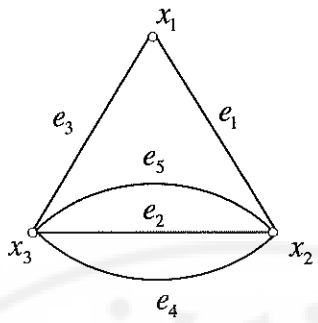


الضلع e_5 هو عروة.

الشكل (18)

تعريف: إذا كان $e_1 = e_2 = (a,b)$ بحيث $a \neq b$ عندئذ نسمي كلاً من e_1 و e_2 ضلعاً مضاعفاً، أما إذا كان $e_1 = e_2 = (a,b)$ بحيث $a = b$ عندئذ نسمي كلاً من العروة e_1 والعروة e_2 عروة مضاعفة عند العقدة a.

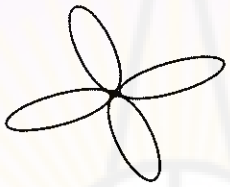
مثال: الشكل التالي يبين الأضلاع المضاعفة في البيان



الشكل (19)

إن كلاً من الأضلاع e_4, e_2, e_5 هي أضلاع مضاعفة أو أضلاع متوازية.

تعريف: الباقة (Bouquet) هي بيان مؤلف من عقدة واحدة حولها n عروة ويرمز لها B_n.



B_4

الشكل (20)

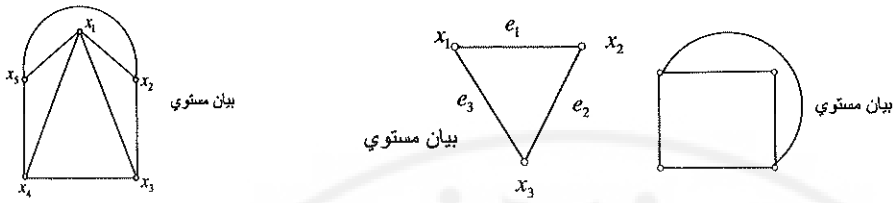
تعريف: نسمي البيان $G=(V;E)$ بياناً بسيطاً إذا كان البيان G لا يحتوي على أضلاع مضاعفة ولا يحتوي على عرى.

تعريف: إذا كان $G=(V;E)$ بيانا بسيطا وكانت العقدة $x\in V$ فإننا نعرف قدرة العقدة x على أنها عدد الأضلاع من البيان G المؤثرة في العقدة x مع الملاحظة أن العروة توثر على العقدة مرتين. نرمز لقدرة العقدة x بالرمز $\deg(x)$ ونلاحظ أن:

$$\deg(x)=\left|(e:e=(x,y)\forall y\in V\wedge x\neq y))\right|+2\left|(e:e=(x,x)\right|$$

تعريف: نسمي العقدة x عقدة معزولة إذا لم يؤثر فيها أي ضلع من البيان G، أي إذا كانت قدرة العقدة $\deg(x)=0$.

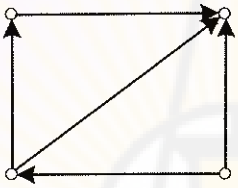
تعريف: <u>البيان المستو</u> هو بيان يمكن رسمه على سطح مستوٍ أو سطح كرة دون أن تتقاطع أضلاعه.



الشكل (21)

تعريف: <u>البيان الموجه</u> هو بيان زودت أضلاعه باتجاه ويرمز للبيان الموجه بالرمز: $\vec{G} = (V; \vec{E})$.

مثال:

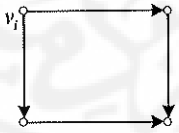


الشكل (22)

تعريف عقدة المصدر(أو المنبع):

ليكن لدينا البيان الموجه $\vec{G} = (V; \vec{E})$ ولتكن v_i عقدة من مجموعة العقد V. نسمي العقدة v_i عقدة مصدر إذا وفقط إذا كانت هذه العقدة عقدة بداية لجميع الأقواس المؤثرة فيها (ويمكن أن تسمى عقدة منبع)

مثال:



الشكل (23)

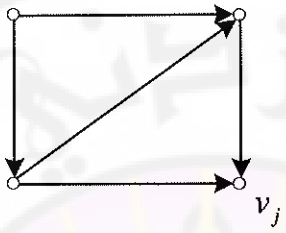
عقدة المصدر هي v_i، أي أن جميع الأقواس المؤثرة في هذه العقدة تكون صادرة عنها.

تعريف عقدة الهدف (أو المصب):

ليكن لدينا البيان الموجه $\vec{G}(V;\vec{E})$ ولتكن العقدة v_j عقدة من مجموعة العقد V

نقول عن العقدة v_j إنها عقدة هدف (أو مصب) إذا كانت فقط عقدة نهاية لجميع الأقواس المؤثرة فيها.

مثال:



الشكل (24)

عقدة الهدف هي v_j، أي أن جميع الأقواس المؤثرة في هذه العقدة تصل إليها.

تعريف: الدائرة هي متتالية من الأضلاع فيها عقدة البداية هي عقدة النهاية وباقي العقد لا تتكرر.

تعريف: الشبكة هي بيان موجة لا يحوي دائرة.

تعريف: الدائرة الزوجية هي دائرة عدد أضلاعها عدد زوجي.

تعريف: الدائرة الفردية هي دائرة يكون عدد أضلاعها عدداً فردياً.

تعريف: البيان الموزون هو بيان بسيط موجه أو غير موجه أو مختلط زوّدت أضلاعه أو أقواسه بقيم ما.

رابعاً: تمثيل البيان

لوصف البيان بشكل ملموس نمثل البيان على النحو التالي: نمثل كل عقدة بدائرة صغيرة ونمثل الضلع $e=(x,y)$ بقطعة من خط (ليس بالضرورة مستقيماً) يصل بين العقدة x والعقدة y . فيما يلي نبين كيفية تمثيل البيان.

مثال: ليكن $G=(V;E)$ بياناً معرفاً كما يلي: $V=\{a,b,c,d,g\}$، $E=\{e_1,e_2,e_3,e_4,e_5,e_6\}$ معرف بوساطة الجدول الأتي:

e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	e_6
(a,a)	(a,b)	(a,c)	(a,c)	(b,c)	(c,d)

جدول (1)

أ- أوجد تمثيلاً للبيان G.

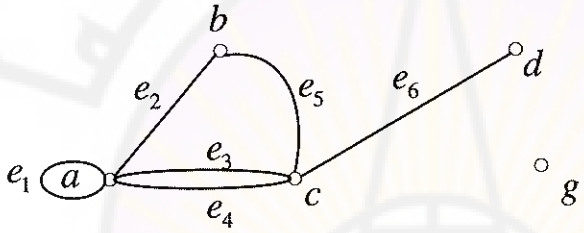
ب- أوجد قدرة عقد G والعقد المعزولة.

ت- أوجد الأضلاع المضاعفة والعرى.

ث- هل البيان G بيان بسيط ؟ لماذا؟

الحل:

(أ):



الشكل (25)

(ب): نبين قدرة العقد بوساطة الجدول (2):

X	a	b	c	d	e
$\deg(x)$	5	2	4	1	0

الجدول (2)

بما أن $\deg(g)=0$ فإن g عقدة معزولة (وهي العقدة المعزولة الوحيدة في هذا البيان).

(ج) بما أن $e_3=e_4=(a,c)$ فإن كلاً من الضلعين e_3 و e_4 هو ضلع مضاعف، وبما أن $e_1=(a,a)$ فإن الضلع e_1 عروة.

(د) إن البيان G ليس بياناً بسيطاً لأنه يحتوي على أضلاع مضاعفة (أو لأنه يحتوي على عروة).

تعريف: نسمي مجموعة الأضلاع E بالمجموعة المضاعفة في حالة البيان غير البسيط

وذلك لتضاعف بعض أضلاعه.

مبرهنة:

ليكن لدينا البيان $G=(V;E)$ بحيث أن $V=\{v_1,v_2,.....,v_n\}$ عندئذ فإن:

$$\deg(v_1)+\deg(v_2)+\cdots+\deg(v_n)=2|E|$$

البرهان:

نحسب عدد الأضلاع التي تؤثر في عقد البيان G بطريقتين مختلفتين:

أ- كل ضلع يؤثر على عقدتين وبالتالي فإن العدد المطلوب هو $2|E|$.

ب- كل عقدة v_i تتأثر بأضلاع البيان G مرة وبالتالي، فإن العدد المطلوب هو $\deg(v_1)+\deg(v_2)+\cdots+\deg(v_n)$. إذاً، مما سبق نجد أن:

$$\deg(v_1)+\deg(v_2)+\cdots+\deg(v_n)=2|E|$$

تعريف: نسمي العقدة x عقدة فردية إذا كانت قدرة العقدة $\deg(x)$ عدداً فردياً، كما نسمي العقدة y عقدة زوجية إذا كانت قدرة العقدة $\deg(y)$ عدداً زوجياً.

توطئة:

إذا كان لدينا مجموعة من الأعداد الفردية التي مجموعها عدد زوجي فإن عدد هذه الأعداد يكون زوجياً.

مبرهنة:

إذا كان $G=(V;E)$ بياناً فإن عدد العقد الفردية في البيان G هو عدد زوجي.

البرهان:

لتكن $V=\{v_1,\cdots,v_n\}$ مجموعة عقد البيان G. ولتكن V_1 هي مجموعة العقد الفردية في البيان G. ولتكن V_2 هي مجموعة العقد الزوجية في البيان G. إذاً $V=V_1\cup V_2$ و $V_1\cap V_2=\phi$.

بما أن $\sum_{x\in V}\deg(x)=2|E|$ فإن $\sum_{x\in V_1}\deg(x)+\sum_{x\in V_2}\deg(x)=2|E|$. إن العدد $\sum_{x\in V_2}\deg(x)$ هو عدد زوجي، كذلك، فإن العدد $2|E|$ هو عدد زوجي. إذاً العدد $\sum_{x\in V_1}\deg(x)$ هو عدد زوجي وبالتالي، فإن العدد $|V_1|$ هو عدد زوجي.

(حسب التوطئة فإن عدد هذه العقد التي قدراتها أعداد فردية عدد زوجي)

مثال: هل يوجد بيان قدرات عقده هي الأعداد 3,5,2,4,3 ؟

الحل: بما أن $3+5+2+4+3=17$ عدد فردي فإنه لا يوجد بيان يحقق المطلوب (أو 3,5,3 هي القدرات الفردية المعطاة في المسألة. بما أن عدد هذه القدرات فردي فإنه لا يوجد بيان يحقق المطلوب).

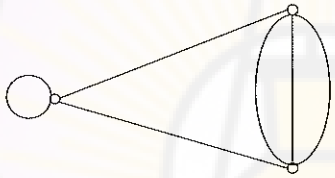
خامساً: البيانات المنتظمة والبيانات التامة

Regular Graphs and Comlete Graphs

تعريف: ليكن لدينا البيان $G(V;E)$ وليكن $r \geq 0$ عدداً صحيحاً. نقول إن البيان G بيان منتظم من الدرجة r إذا كان قدرة أي عقدة من المجموعة العقد $\forall x \in V$ في البيان G مساوية لـــ $\deg(x)=r$.

مثال :

أ- البيان الآتي بيان منتظم من الدرجة (4):



الشكل (26)

ب- البيان الآتي بيان منتظم من الدرجة (2):



الشكل(27)

مبرهنة:

ليكن لدينا البيان المنتظم $G(V;E)$ من الدرجة r وكان $|V|=n$ فإن $|E|=\frac{n*r}{2}$

البرهان:

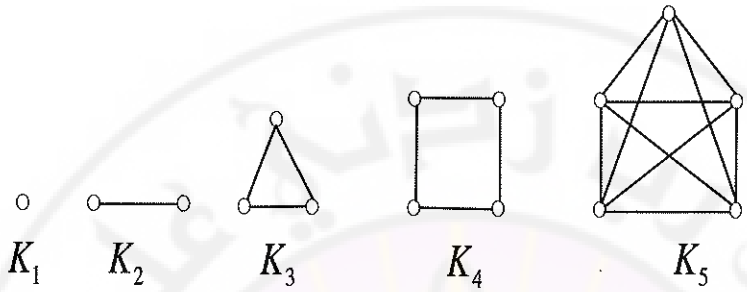
نعلم أن مجموع قدرات العقد في البيان هو $\sum_{x\in V}\deg(x)=2|E|$. إذاً $\sum_{x\in V} r=2|E|$

وبالتالي، فإن $n*r=2|E|$. إذاً $|E|=\frac{n*r}{2}$

سادساً: البيان التام

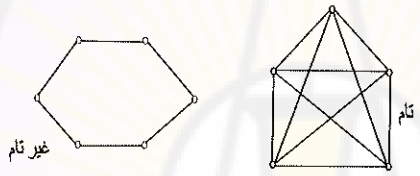
تعريف: إن البيان البسيط K_n حيث عدد عقده يساوي n بيان تام، إذا تحقق ما يلي:

إذا كان من أجل العقدتين المختلفين x و y في K_n، يوجد ضلع واحد فقط e في K_n حيث $e=(x,y)$ الشكل التالي يبين بعض البيانات التامة:



الشكل (28)

الشكل الآتي يبين بعض البيانات غير التامة:



الشكل (29)

تعريف: نقول عن البيان $G_2(v_2;E_2)$ إنه بيان جزئي من البيان $G_1(v_1;E_1)$ إذا تحقق ما يلي:

مجموعة عقده محتواة في مجموعة عقد البيان الأصلي $G_1(v_1;E_1)$. ومجموعة أضلاعه محتواة في مجموعة أضلاع البيان الأصلي.

مبرهنة:

ليكن لدينا البيان التام $K_n=(V;E)$، عندئذ فإن $|E|=\frac{n*(n-1)}{2}$

البرهان:

واضح أن البيان التام K_n هو بيان منتظم من الدرجة $(n-1)$ وبالتالي، فإن $|E|=\frac{n*(n-1)}{2}$. وهو المطلوب

ملاحظة: البيان المتمم هو بيان إذا أضفناه للبيان الأصلي نحصل على بيان تام.

سابعاً: البيانات الزوجية

تعريف: ليكن لدينا البيان البسيط $G(V;E)$ فإن البيان G زوجي (بيان ثنائي التجزئة) إذا وجد مجموعتان جزئيتان V_1,V_2 من المجموعة العقد V بحيث:

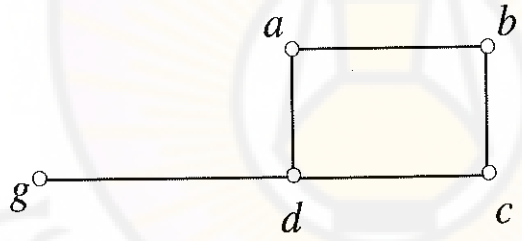
$$V=V_1\cup V_2\ ,V_1\cap V_2=\phi\ ,V_2\neq\phi\ ,V_1\neq\phi$$

أي إذا كان طرف الضلع $e\in E$ ينتمي إلى المجموعة V_1 فإن الطرف الآخر للضلع e ينتمي إلى المجموعة V_2. عندئذ نكتب: $G=(V_1,V_2;E)$

تعريف: ليكن لدينا البيان الزوجي $G=(V_1,V_2;E)$. نقول إن البيان الزوجي G بيان تام إذا كانت كل عقدة من المجموعة V_1 تجاور كل عقدة في المجموعة V_2. في هذه الحالة، إذا كان $|V_1|=m$ و $|V_2|=n$ فإننا نرمز لهذا البيان بالرمز $K_{m,n}$

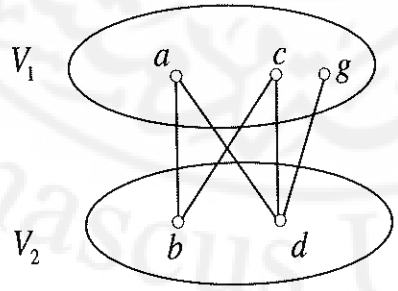
مثال :

أ- البيان المعطى بالشكل(30)



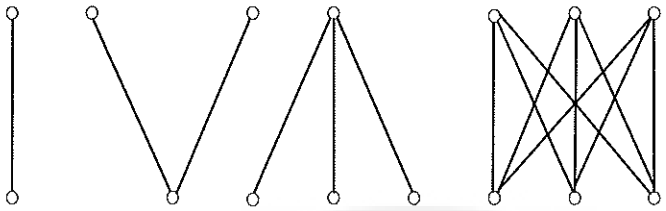
الشكل (30)

بيان زوجي والشكل (31) بين تجزئة مناسبة لمجموعة العقد:



الشكل (31)

ب- يبين الشكل (32) بعض البيانات الزوجية التامة:



$K_{1.1}$ $K_{1.2}$ $K_{3.1}$ $K_{3.3}$

الشكل (32)

مبرهنة :

إذا كان $K_{m,n}(V_1,V_2;E)$ حيث $|V_1|=m$ و $|V_2|=n$ فإن $|E|=m*n$

البرهان:

بما أن:

$$\sum_{x\in V_1}\deg(x)+\sum_{x\in V_2}\deg(x)=2|E|$$

فإن:

$$\sum_{x\in V_1}n+\sum_{x\in V_2}m=2|E|$$

إذاً:

$$m*n+n*m=2|E|$$

ومنه فإن:

$$|E|=m*n$$

نتيجة:

الشرط اللازم والكافي ليكون البيان البسيط المترابط $G=(V;E)$ بياناً زوجياً هو أن لا يملك هذا البيان أي دائرة فردية.

ثامناً: المسافة بين عقدتين

تعريف : ليكن لدينا البيان $G(V;E)$ ولتكن العقدتان $x,y\in V$ بحيث $x\neq y$ نرمز للمسافة بين x و y بالرمز $d(x,y)$ ونعرفها كما يلي:

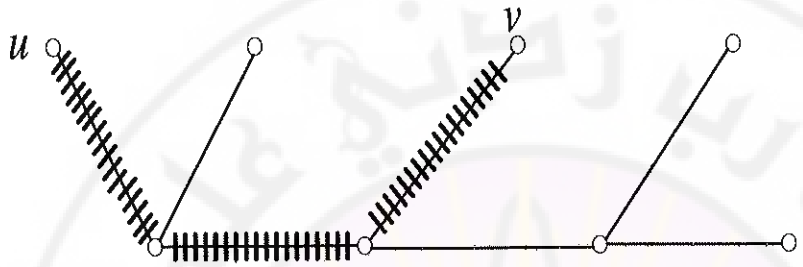
أ- إذا كان لا يوجد ممر بين العقدة x والعقدة y فإن $d(x,y)=\infty$.

ب- إذا كان يوجد ممر من العقدة x إلى العقدة y فإن:

$d(x,y)=\min\{L(w): w$ ممر من العقدة x إلى العقدة $y\}$.

ملاحظة: نعرف المسافة $d(x,x)$ بين العقدة x والعقدة x كما يلي: $d(x,x)=0$.

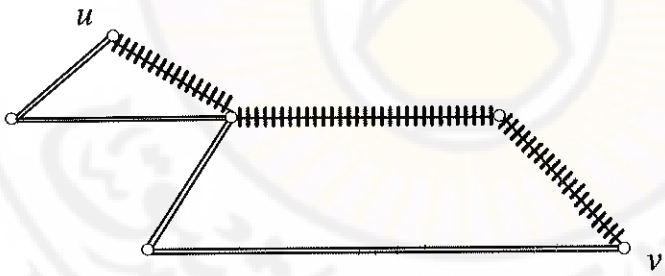
مثال : ليكن لدينا البيان التالي:



الشكل (33)

إن $d(u,v)$ هو عدد أضلاع المسار الأقصر الذي يربط بين u,v في هذا البيان فنلاحظ أن المسار المظلل هو المسار الوحيد الذي يربط بين u,v، عندئذ يكون $d(u,v)=3$

مثال : ليكن لدينا البيان التالي:



الشكل (34)

إن $d(u,v)$ هو عدد أضلاع المسار الأقصر الذي يربط بين u,v في هذا البيان فنلاحظ أن المسار المظلل هو المسار الوحيد الذي يربط بين u,v، عندئذ يكون $d(u,v)=3$

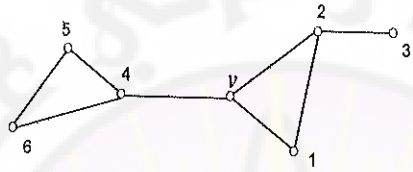
تاسعاً: نصف قطر البيان

ليكن لدينا البيان البسيط المترابط $G=(V;E)$ غير خال بحيث $|V|=n$ و $|E|=m$، ولتكن $v\in V$.

تعريف: تطرف (eccentricity) العقدة v هو أبعد مسافة عن هذه العقدة ونرمز له بـ $e(v)$.

$$e(v)=\max\{d(v,u):u\in V\}$$

مثال: ليكن لدينا البيان التالي:



الشكل (35)

أوجد تطرف العقدة v: نحسب $d(v,i)$ حيث: $i=1,2,3,4,5,6$ فنجد أن:

$d(v,1)=1$ و $d(v,2)=1$ و $d(v,3)=2$ و $d(v,4)=1$

و $d(v,5)=2$ و $d(v,6)=2$

$$e(v)=\max\{1,1,2,1,2,2\}=2$$

تعريف: نصف القطر الداخلي (internal radius in graph) للبيان هو أصغر تطرف لعقد البيان أي:

$$r(G)=\min\{e(v):v\in V\}$$

مثال: أوجد نصف القطر الداخلي للبيان السابق.

نوجد تطرف جميع عقد البيان ثم نأخذ أصغر تطرف فنجد :

$e(1)=3$, $e(2)=3$, $e(3)=4$, $e(4)=3$

$e(v)=2$, $e(5)=4$ $e(6)=4$

$$r(v)=\min\{e(v)\}=\min\{3,3,4,3,2,4,4\}$$

$$\Rightarrow r(v)=2$$

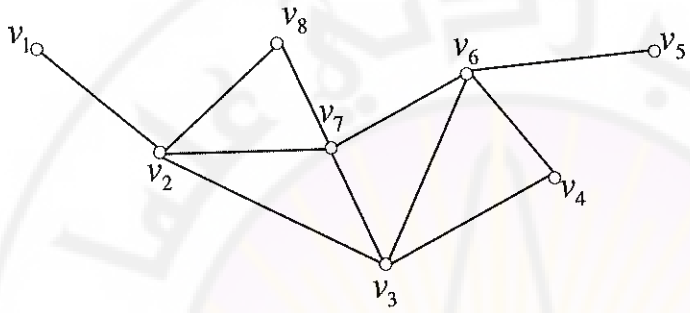
تعريف: نصف القطر الخارجي (external radius in graph) في بيان هو أعظم تطرف للعقد في بيان $G(V,E)$ ونرمز له بـ $d(v)$:

$$d(G) = \max\{e(v) : v \in V\}$$

مثال: أوجد نصف القطر الخارجي للبيان السابق :

$$d(G) = \max\{e(v) : v \in V\} = 4$$

مثال : ليكن لدينا البيان التالي :



الشكل (36)

أوجد نصف القطر الداخلي ونصف القطر الخارجي لهذا البيان

الحل:

$$e(v_1) = 4 \quad , \quad e(v_2) = 3 \quad , \quad e(v_3) = 3 \quad , \quad e(v_4) = 3 \quad , \quad e(v_5) = 4$$
$$e(v_6) = 3 \quad , \quad e(v_7) = 2 \quad , \quad e(v_8) = 3$$
$$\Rightarrow r(G) = 2$$
$$d(G) = 4$$

تعريف: العقدة المركزية أو عقدة نواة هي عقدة تحقق الشرط التالي :

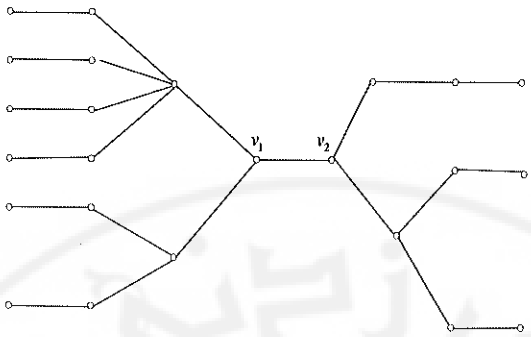
$$e(v) = r(G)$$

أي القطر الداخلي للبيان G = تطرف العقدة v

تعريف : مركز (نواة) البيان هو مجموعة العقد الجزئية $\Gamma = \{v_i, v_{i+1}, \ldots\ldots, v_j\}$ من مجموعة عقد البيان التي تحقق العلاقة:

$e(v_p) = r(G)$ من أجل أي عقدة من المجموعة الجزئية.

مثال : لتكن لدينا البيان $T(V;E)$ التالية:



الشكل (37)

إن العقدة v_1 والعقدة v_2 عقدتان مركزيتان حيث لدينا:

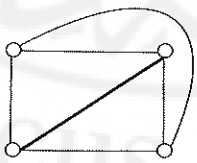
$$e(v_1) = e(v_2) = 4$$
$$= r(G)$$

عاشراً: البيانات المستوية planar graphs

لقد مثلنا البيانات تمثيلات المختلفة دون أن نلاحظ أي فارق، وحصلنا على المعلومات التي تهمنا بوساطة استخدام أي تمثيل للبيان. ولكن هناك حالات تظهر فيها فوارق مهمة التمثيلات. فمثلاً، إذا كان البيان المدروس نموذجاً رياضياً لدارة كهربائية إذ إن الأضلاع تمثل الأسلاك والعقد تمثل نقاط الاتصال لهذه الأسلاك، فإننا نحاول الحصول على تمثيل للبيان حيث لا تتقاطع الأضلاع إلا عند نقاط الاتصال. إن هذا ممكن دائماً في الفضاء ولكنه غير ممكن في المستوى إلا إذا تحققت شروط معينة.

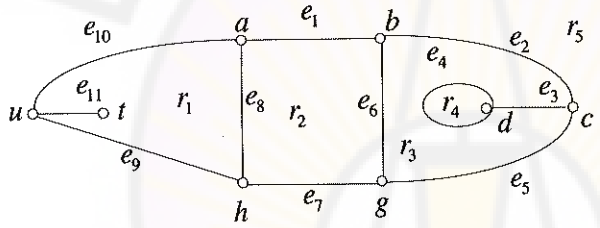
تعريف: ليكن G بياناً. نقول إن البيان G بيان مستو إذا وجد تمثيل للبيان G في المستوى بحيث لا تتقاطع الأضلاع.

مثال: إن K_4 بيان مستو لأن التمثيل في الشكل (38) هو تمثيل مستو له:



الشكل (38)

إذا كان لدينا في المستوى خط مضلع مغلق بسيط لا يتقاطع مع نفسه، فإن هذا الخط المغلق يقسم المستوى إلى منطقتين إحداهما تتكون من النقاط التي تقع داخل الخط المضلع المغلق، وهي منطقة، والأخرى تتكون من النقاط التي تقع خارج الخط المضلع المغلق وهي منطقة غير محدودة. إن أي نقطتين في المنطقة الداخلية يمكن أن نصل بينهما بخط لا يقطع الخط المغلق، كذلك فإن المنطقة الخارجية تحقق هذه الخاصة. أما إذا أردنا أن نصل نقطة في إحدى المنطقتين مع نقطة في المنطقة الأخرى بوساطة خط فإن هذا الخط لا بد أن يقطع الخط المغلق. وبالتالي فإن الخط المغلق هو حدود للمنطقتين. في الحقيقة، إن الحديث عن الخطوط المغلقة والمناطق هو موضوع مبرهنة جوردان (C.JORDAN) الخاصة بالمنحنيات. لنفرض أن G بيان مترابط مستو معطى بالشكل (39).



الشكل (39)

واضح أن البيان G يقسم المستوى إلى مناطق منفصلة. جميع هذه المناطق محدودة إلا المنطقة r_5 فهي غير محدودة. حدود المنطقة r_2 هي الدائرة:

$ae_1 be_6 ge_7 he_8 a$ بينما حدود المنطقة r_1 هي المسار المغلق: $ue_{10} ae_8 he_9 ue_{11} te_{11} u$. كذلك، إن حدود المنطقة r_4 هو الدائرة: $de_4 d$.

بينما حدود المنطقة r_3 هي المسار المغلق: $be_2 ce_3 de_4 de_3 ce_5 ge_6 b$. إن الضلع يحدد منطقتين إذا كان محتوى في دائرة وأنه يحد منطقة واحدة إذا كان غير محتوى في دائرة أي جسر في البيان.

نسمي المنطقة وجهاً ونرمز لها بالرمز f، وإذا كان البيان G بياناً مترابطاً مستوياً وكان الضلع e جسراً في البيان G عندئذ فإن عدد وجوه البيان $G-\{e\}$ يساوي عدد وجوه البيان G، بينما إذا كان الضلع e ليس جسراً في G فإن عدد وجوه

البيان $G-\{e\}$ أقل بواحد عن عدد وجوه البيان G سوف نستخدم الرموز n و m و f للدلالة على عدد العقد و عدد الأضلاع وعدد الوجوه في البيان G على الترتيب.

مبرهنة (صيغة أويلر).

إذا كان G بياناً مترابطاً مستوياً فإن $n-m+f=2$.

البرهان:

نستخدم الاستقراء الرياضي على عدد وجوه r. ليكن البيان G بياناً مترابطاً مستوياً حيث $r=1$. عندئذ، إن حذف أي ضلع من البيان G لا يقلل عدد الوجوه وبالتالي فإن كل ضلع في البيان G جسر في البيان G. إذاً، G لا يحتوي على دوائر وبالتالي فإن G شجرة. بالاستناد إلى المبرهنة (2) في الفصل الخامس، نجد أن $m=n-1$ وبالتالي فإن:

$$n-m+f=n-n+1+1=2$$

لنفرض أن المطلوب صحيح من أجل أي بيان مترابط مستو عدد وجوهه k حيث $k\geq 1$ عدد صحيح و ليكن البيان G بياناً مترابطاً مستوياً عدد وجوهه $k+1$. بما أن $f\geq 2$ فإن G يحتوي على دائرة. ليكن e هو أحد أضلاع هذه الدائرة. عندئذ، إن البيان $G'=G-\{e\}=(V',E')$ بيان مترابط مستو عدد وجوهه k و $|V'|=n, |E'|=|E|-1)$. بالاستناد إلى فرض الاستقراء نجد أن:

$$n-(m-1)+f=2$$

ولكن:

$$|V|=|V'|$$

$$m=|E'|+1 \quad :\text{و}$$

$$f(G)=f(G-e)+1 \quad :\text{و}$$

إذاً:

$$n-m+f=|V'|-|E'|-1+f(G-e)+1=2$$

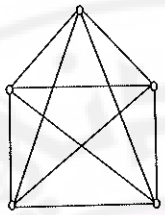
و هو المطلوب.

ملاحظة: أن صيغة أويلر تتعلق بالبيانات المترابطة، وإذا كان G بياناً مستوياً عدد مركباته k عندئذ تكون صيغة أويلر كما يلي:

$$n-m+f=k+1$$

مثال: أثبت أن K_5 لا يمكن رسمه على سطح كرة أو في مستو دون أن تتقاطع أضلاعه.

الحل:



الشكل (40)

إن هذا البيان منتظم لأن قدرة كل عقدة مساوية لقدرات باقي العقد.

لنفرض جدلا" أنه يمكن رسم هذا البيان في مستو أو على سطح كرة دون أن تتقاطع أضلاعه.

وبالتالي فهو يحقق قانون أولر: $n-l+f=2$

وفي K_5 : $n=5, l=10$ و f لا نعلمها

وبما أن البيان يحقق قانون أولر، نستطيع حساب عدد الوجوه f :

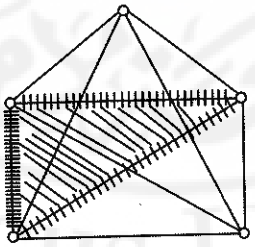
$$5-10+f=2 \Rightarrow f=7$$

ولأنه قابل للرسم في مستو أو على سطح كرة دون أن تتقاطع أضلاعه (حسب الفرض الجدلي)

فهو يحقق القانون : $f*l'=2l$

سنختار الوجه المزخرف في الرسم

البيان K_5



الشكل (41)

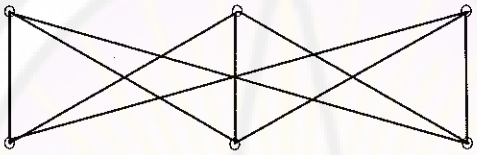
$$\Leftarrow \qquad l' = 3 \quad (\text{هذا الوجه يحوي ثلاث أضلاع})$$

$$\Rightarrow \qquad \left.\begin{aligned} f * l' &= 7 * 3 = 21 \\ 2 * l &= 2 * 10 = 20 \end{aligned}\right\} \Rightarrow 21 \neq 20$$

إذا فإن الفرض الجدلي خاطئ ولا يمكن رسم هذا البيان في مستو أو على سطح كرة دون أن تتقاطع أضلاعه.وهو المطلوب.

مثال: برهن أن البيان $K_{3,3}$ لا يمكن رسمه في مستو أو على سطح كرة دون أن تتقاطع أضلاعه

الحل: سنتبع نفس خوارزمية برهان المثال السابق



الشكل (42)

إن هذا الشكل منتظم لأن قدرة كل عقدة فيه مساوية لقدرات باقي العقد

نفرض جدلا" أن هذا البيان مستوٍ (يمكن رسمه في مستو أو على سطح كرة دون أن تتقاطع أضلاعه) وبما أنه مستوٍ فهو يحقق قانون أولر:

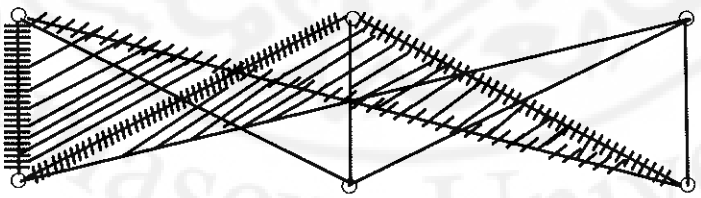
$$n - l + f = 2$$

إن : $l = 9, n = 6$ ولا نعلم f ماذا يساوي ولذلك:

$$6 - 9 + f = 2 \quad \Rightarrow \quad f = 5$$

وبالتالي هذا البيان يملك 5 وجوه وحسب فرضنا الجدلي هو يحقق القانون الثاني:

$$f * l' = 2l$$



الشكل (43)

سنختار الوجه المزخرف في الرسم وهو يحوي أربع أضلاع

(أي عدد الأضلاع المحيطة في هذا الوجه هي أربعة) ⇐

$$l=9, i=4, f=5$$

$$\left.\begin{array}{l} f*l=5*4=20 \\ 2*l=2*9=18 \end{array}\right\} \Rightarrow 20\neq 18$$

وبالتالي فرضنا الجدلي خاطئ وهو المطلوب.

أحد عشر: خوارزميات نظرية البيان Graph Theory Algorithms

1- مفاهيم جبرية:

تعريف: لتكن لدينا المصفوفتان التاليتان:

$$B=(b_{ij})_{\substack{i=1:n\\ j=1:n}}, A=(a_{0j})_{\substack{i=1:n\\ j=1:n}}$$

نعرف عملية الجمع على المصفوفات كما يلي:

$$C=A\oplus B=(C_{ij})_{\substack{i=1:n\\ j=1:n}}$$

حيث: $c_{ij}=\min\{a_{ik}+b_{kj}\}$

مثال: لتكن $A=\begin{bmatrix} 2....3.....\infty \\ \infty....1.....4 \\ 2.....1.....5 \end{bmatrix}$ و $B=\begin{bmatrix} 2....4....3 \\ \infty,...3....1 \\ 4....\infty....0 \end{bmatrix}$

$$c_{11}=\min\{2+2,3+\infty,\infty+4\}=\min\{4,\infty,\infty\}=4$$
$$c_{12}=\min\{2+4,3+3,\infty+\infty\}=\min\{6,6,\infty\}=6$$
$$c_{13}=\min\{2+3,3+1,\infty+0\}=\min\{5,4,\infty\}=4$$
$$c_{21}=\min\{\infty,\infty,8\}=8$$
$$c_{22}=\min\{\infty,4,\infty\}=4$$
$$c_{23}=\min\{\infty,2,4\}=2$$
$$c_{31}=\min\{4,\infty,9\}=4$$
$$c_{32}=\min\{6,4,\infty\}=4$$
$$c_{33}=\min\{5,2,5\}=2$$

$$\Rightarrow C=A\oplus B=\begin{bmatrix} 4.....6.....4 \\ 8....,4.....2 \\ 4....4.....2 \end{bmatrix}$$

تعريف: لتكن A مصفوفة مربعة $n\times n$ عندئذ نعرف ما يلي:

$$A^1 = A \quad , \quad A^{k+1} = A^k \oplus A^1$$

خواص عملية الجمع المعرفة على المصفوفات

1- عملية الجمع المعرفة على المصفوفات غير تبديلية:

$$A \oplus B \neq B \oplus A$$

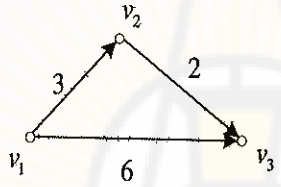
2- عملية الجمع المعرفة على المصفوفات تجميعية أي:

$$A \oplus (B \oplus C) = (A \oplus B) \oplus C$$

1- خوارزمية كاسكادا (cascade)

تمكن هذه الخوارزمية من إيجاد أقصر مسافة تفصل بين عقدتين في بيان موجه (حيث أن المسافة بين العقدتين إما مباشرة أو غير مباشرة)

مثال عليها:



الشكل (44)

فإن أقصر مسافة بين العقدتين v_1 و v_3 هي المسافة غير مباشرة لأن المسافة المباشرة 6 بينما المسافة غير المباشرة 5.

خطوات الخوارزمية:

1- ننشئ مصفوفة الأبعاد $W(D) = (d_{ij})_{\substack{i=1:n \\ j=1:n}}$ وفق ما يلي:

نعرف عناصر مصفوفة الأبعاد وفق ما يلي:

$$d_{ij} = \begin{cases} o.....if.....i = j \\ w_{ij}...if..\exists path..between..v_i and v_j \\ \infty.....if..\nexists path.between.v_i and v_j \end{cases}$$

(path يقصد بها طريق بين العقدتين v_i, v_j و w_{ij} هو الوزن (أو القيمة) المزود بها القوس بين العقدتين v_0, v_j)

2- نطوّر مصفوفة الأبعاد بحيث نحصل على المصفوفة التي تعطي المسافات الأصغرية بين العقد وذلك باستخدام المفهوم الجبري المذكور أعلاه.

أي نجمع المصفوفة لنفسها بشكل متتال وفقد ما يلي:

$$W^2(D) = W(D) \oplus W(D)$$

$$W^3(D) = W^2(D) \oplus W(D)$$

وهكذا.....

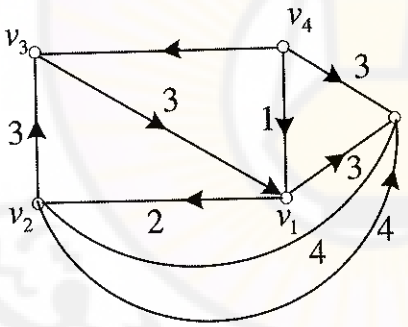
بعد عدد منته من عمليات الجمع نحصل على المصفوفة الثابتة المطلوبة وهي مصفوفة الأبعاد الأصغرية:

$$W^m(D) = W^{m-1}(D)$$

ملاحظة: عند حساب المصفوفة $W^i(D)$ فإن:

$$W^i(D) = W^{i-1}(D) \oplus W(D)$$
$$\neq W(D) \oplus W^{i-1}(D)$$

مثال: ليكن لدينا البيان(الموزون) التالي:



الشكل (45)

أوجد المصفوفة الأبعاد الأصغرية في البيان:

أولاً: نوجد مصفوفة الأبعاد

$$W^2(D) = \begin{array}{c} \\ v_1 \\ v_2 \\ v_3 \\ v_4 \\ v_5 \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccccc} v_1 & v_2 & v_3 & v_4 & v_5 \end{array} \\ \begin{bmatrix} 0 & 2 & \infty & \infty & 3 \\ \infty & 0 & 3 & \infty & 4 \\ 3 & \infty & 0 & \infty & \infty \\ 1 & \infty & 2 & 0 & 3 \\ \infty & 4 & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix} \end{array}$$

نطوّر مصفوفة الأبعاد:

لنوجد $W^2(D)$

$$W^2(D) = W(D) \oplus W(D) = \begin{bmatrix} 0 & 2 & \infty & \infty & 3 \\ \infty & 0 & 3 & \infty & 4 \\ 3 & \infty & 0 & \infty & \infty \\ 1 & \infty & 2 & 0 & 3 \\ \infty & 4 & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix} \oplus \begin{bmatrix} 0 & 2 & \infty & \infty & 3 \\ \infty & 0 & 3 & \infty & 4 \\ 3 & \infty & 0 & \infty & \infty \\ 1 & \infty & 2 & 0 & 3 \\ \infty & 4 & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow W^2(D) = \begin{bmatrix} 0 & 2 & 5 & \infty & 3 \\ 6 & 0 & 3 & \infty & 4 \\ 3 & 5 & 0 & \infty & 6 \\ 1 & 2 & 2 & 0 & 3 \\ 0 & 4 & 7 & \infty & 0 \end{bmatrix}$$

$$W^3(D) = W^2(D) \oplus W(D)$$

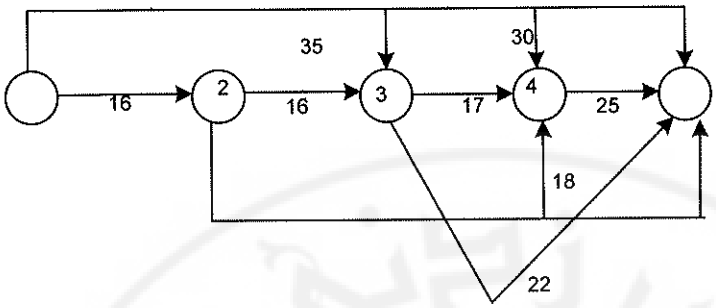
ومنه نجد:

$$W^3(D) = \begin{bmatrix} 0 & 2 & 5 & \infty & 3 \\ 6 & 0 & 3 & \infty & 4 \\ 3 & 5 & 0 & \infty & 6 \\ 5 & 7 & 2 & 0 & 3 \\ 10 & 4 & 7 & \infty & 0 \end{bmatrix}$$

فنجد أن: $W^4(D) = W^3(D)$، وبالتالي نكون قد حصلنا على مصفوفة الأبعاد.

إذاً المسافة الأصغرية بين العقدة الأولى والعقدة الخامسة هي 3. نلاحظ أنه يمكن الحصول على البعد الأصغري بين أي عقدتين من البيان.

مثال : ليكن لدينا البيان الموزون التالي:



الشكل (46)

أوجد مصفوفة الأبعاد التي تعطي أقصر مسافة بين أي عقدتين (أو أقل كلفة بين أي عقدتين).

الحل: إن مصفوفة الأبعاد للبيان المعطى هي:

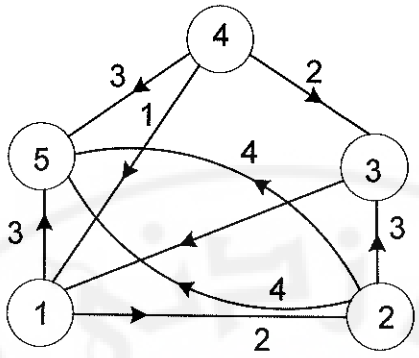
$$W(D)=\begin{bmatrix} 0 & 16 & 35 & 30 & 40 \\ \infty & 0 & 16 & 18 & 36 \\ \infty & \infty & 0 & 17 & 22 \\ \infty & \infty & \infty & 0 & 25 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix} \approx L(D)$$

وبعد تنفيذ الخوارزمية نجد أن:

$$L(D)=\begin{bmatrix} 0 & 16 & 32 & 30 & 40 \\ \infty & 0 & 16 & 18 & 36 \\ \infty & \infty & 0 & 17 & 22 \\ \infty & \infty & \infty & 0 & 25 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix}$$

مثال: ترغب إحدى الشركات بنقل مواد أولية من المصدر (1) (العقدة 1) إلى الهدف (العقدة 6)علماً أنه توجد عدة عقد بينية وأثناء النقل توجد عدة إمكانيات متاحة لنقل هذه البضائع وفق مسارات متعددة والمطلوب إيجاد المسار ذي الكلفة الأصغرية.

مثال:



الشكل (47)

$$B(\vec{G})=\begin{bmatrix} 0 & 2 & \infty & \infty & 3 \\ \infty & 0 & 3 & \infty & 4 \\ 3 & \infty & 0 & \infty & \infty \\ 1 & \infty & 2 & 0 & 3 \\ \infty & 4 & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix}$$

بتطبيق الخوارزمية أعلاه سنجد:

$$B^2(\vec{G})=B(\vec{G})\oplus B(\vec{G})$$
$$B^3(\vec{G})=B^2(\vec{G})\oplus B(\vec{G})$$
$$B^4(\vec{G})=B^3(\vec{G})\oplus B(\vec{G})$$

وسيكون $B^4(\vec{G})=B^3(\vec{G})$ أي أن:

$$B^3(\vec{G})=D=\begin{bmatrix} 0 & 2 & 5 & \infty & 3 \\ 6 & 0 & 3 & \infty & 4 \\ 3 & 5 & 0 & \infty & 6 \\ 5 & 7 & 2 & 0 & 3 \\ 10 & 4 & 7 & \infty & 0 \end{bmatrix}$$

نلاحظ أن العامود الرابع كل عناصره إما 0 أو ∞ وهذا يعني أن العقدة أربعة لا يمكن الوصول إليها (أي هي عقدة انطلاق).

2- خوارزمية ديجكستر (Dijkister)

تمكن هذه الخوارزمية من إيجاد المسار الأصغر (ذي الكلفة الأصغرية) بين عقدة المصدر وعقدة الهدف وتمكن أيضاً هذه الطريقة من إيجاد المسار الأصغر بين أي عقدتين.

أ- فرضيات الخوارزمية:

- P (1) = 0 وتمثل كلفة نقل البضائع من المركز (1) إلى المركز (0) وهي فعلاً صفر.
- T(k) = ∞ وهي الكلفة الافتراضية (التجريبية) لنقل البضائع من المركز (1) إلى المركز (k) (أي من العقدة (1) إلى العقدة (k)، أي أن الكلفة في البداية غير معقولة وعند تطبيق الخوارزمية سنحصل على الكلفة المثالية المعقولة.

ملاحظة :

- نعتبر الكلفة الافتراضية في البداية فقط ∞ أ ي أنها كلفة لانهائية وذلك لعدم وجود كلفة تقديرية للنقل.
- خطوات تنفيذ الخوارزمية:

(حساب الكلفة التجريبية وكلفة النقل)

الخطوة الأولى: نحسب الكلفة التجريبية T(j) من العلاقة الرياضية:

$$T(j) = \min\{T(j)....,.... p(k) + b_{kj}\}$$

هي الكلفة التجريبية لنقل البضائع من المركز (0) إلى المركز (j) نحسبها من البيان أو من المصفوفة W(D) (وفي البداية تكون قيمتها ∞)

أما p(k) فهي كلفة النقل من المركز (1) إلى المركز (k)

b_{kj} هو القوس الواصل بين العقد j و k (ونوجدها من البيان)

الخطوة الثانية: نحسب كلفة النقل من المركز (1) إلى المركز (k) باستخدام العلاقة الرياضية:

$$p(k) = min\{T(k), T(k+1), \dots\dots\dots, T(n)\}$$

نطبق خوارزمية ديجكستر على المثال السابق:

• نحسب قيم الأقواس b_{kj} (لاستخدامها في الخوارزمية):

$b_{12}=16$, $b_{13}=35$, $b_{14}=30$, $b_{15}=40$

ولدينا: $p(1)=0$ قيمة النقل من المركز (1) إلى المركز (1)

ولدينا: $T(j)=\infty$ وهي قيمة افتراضية.

حساب p(2) :

$$T(2)=\min\{T(2)..,..p(1)+bij\}$$

وهي كلفة تجريبية لنقل البضائع من 1 إلى 2 وبداية هي ∞

$$T(2)=\min\{\infty\ ,0+16\}=16 \Rightarrow T(2)=16$$

$$T(3)=\min\{T(3),p(1)+b_{13}\}=\min\{\infty.,.0+35\}=35 \Rightarrow T(3)=35$$

$$\text{وهكذا}\ldots.\ T(4)=\min\{\infty.,0+30\}=30 \Rightarrow T(4)=30$$

$$T(5)=\min\{\infty.,0+40\}=40 \Rightarrow T(5)=40$$

$$p(2)=\min\{T(2),T(3),T(4),T(5)\}$$

$$=\min\{16,35,30,40\}=16 \Rightarrow p(2)=16$$

وهي كلفة النقل من المركز (1) إلى المركز (2).

لنحسب قيم الأقواس b_{ij}:

$b_{25}=36$, $b_{24}=18$, $b_{23}=16$

ولدينا p(2) = 16 :

$$T(2)=16\ ,\ T(3)=35\ ,\ T(4)=30\ ,\ T(5)=45$$

لنوجد P(3) :

$$T(3)=\min\{T(3),p(2)+b_{23}\}$$

$$=\min\{35,16+16\}=\min\{35,32\}=32 \Rightarrow T(3)=32$$

$$T(4)=\min\{T(4),p(2)+b_{24}\}=\min\{30,16+18\}=30 \Rightarrow T(4)=30$$

$$T(5)=\min\{T(5),p(2)+b_{25}\}=\min\{40,16+36\}=40 \Rightarrow T(5)=40$$

$$p(3)=\min\{T(3),T(4),T(5)\}=\min\{32,30,40\}$$ وهكذا نجد

$$\Rightarrow p(3)=30$$

وهي كلفة النقل الأصغرية بين المركز (1) والمركز (3)

لنحسب الأقواس b_{3j} فنجد:

$$b_{34} = 17 \quad , \quad b_{35} = 22$$

لدينا $P(3) = 30$ و $T(3) = 32 \, , T(4) = 30 \, , T(5) = 40$

وبالتالي فإن:

$$T(4) = \min\{T(4), p(3) + b_{34}\} = \min\{30, 30 + 17\} = 30 \Rightarrow T(4) = 30$$

$$T(5) = \min\{T(5), p(3) + b_{35}\} = \min\{40, 30 + 22\} = 40 \Rightarrow T(5) = 40$$

$$p(4) = \min\{T(4), T(5)\} = \min\{30, 40\}$$

$$\Rightarrow p(4) = 30$$

ومنه كلفة النقل الأصغرية بين المركز (1) والمركز (4) هي 30

لإيجاد P(5) لدينا القوس $b_{45} = 25$:

$$T(5) = \min\{T(5), p(4) + b_{45}\}$$

$$= \min\{40, 30 + 25\} = \min\{40, 55\} = 40$$

$$\Rightarrow T(5) = 40$$

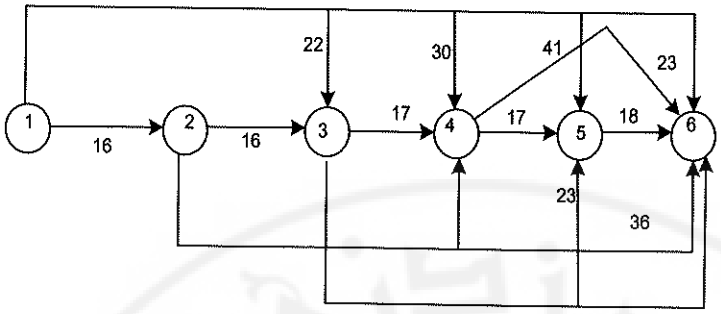
$$p(5) = \min\{T(5)\} = \min\{40\}$$

$$\Rightarrow p(5) = 40$$

وهي الكلفة الأصغرية النهائية للنقل بين المركز (1) والمركز (5)

ملاحظة: إن P(n) تعبر عن الكلفة النهائية، أي: هي كلفة النقل من المركز (1) إلى المركز (n) وهي تطابق T(n)، أما الكلف المحسوبة p(i) (حيث $0 < i < n$) فهي كلف وسيطة مساعدة لحساب الكلفة من المصدر إلى الهدف.

مثال: أوجد أقصر مسار بين العقدة (1) والعقدة (6)، وذلك باستخدام خوارزمية كاسكادا وخوارزمية ديجكستر (وتحقق من صحة النتيجة بالمطابقة بين النتيجتين).



الشكل (48)

الحل: أولاً: الحل باستخدام خوارزمية كاسكادا.

أول خطوة تكتب مصفوفة الأبعاد w(D) وهي:

$$W(D) = (w_{ij}) \quad , \quad w_{ij} = \begin{cases} o.....if....i = j \\ w_{ij}....if..\exists path..between.i.and.j \\ \infty.....if..\exists / \ path.between.i.and.j \end{cases}$$

$$\Rightarrow W(D) = \begin{bmatrix} 0 & 16 & 22 & 30 & 41 & 59 \\ \infty & 0 & 16 & \infty & \infty & 41 \\ \infty & \infty & 0 & 17 & 23 & 31 \\ \infty & \infty & \infty & 0 & 17 & 23 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & 0 & 18 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix}$$

نطور هذه المصفوفة بحيث نصل إلى مصفوفة الأبعاد التي تعطي المسافات الأصغرية بين العقد وذلك من خلال تحقيق العلاقة:

$$W^m(D) = W^{m-1}(D) \oplus W(D)$$

$$W^m(D) = W^{m-1}(D)$$

$$W^2(D) = W(D) \oplus W(D)$$

Damascus University

$$= \begin{bmatrix} 0 & 16 & 22 & 30 & 41 & 59 \\ \infty & 0 & 16 & \infty & \infty & 41 \\ \infty & \infty & 0 & 17 & 23 & 31 \\ \infty & \infty & \infty & 0 & 17 & 23 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & 0 & 18 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix} \oplus \begin{bmatrix} 0 & 16 & 22 & 30 & 41 & 59 \\ \infty & 0 & 16 & \infty & \infty & 41 \\ \infty & \infty & 0 & 17 & 23 & 31 \\ \infty & \infty & \infty & 0 & 17 & 23 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & 0 & 18 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow W^2(D) = \begin{bmatrix} 0 & 16 & 22 & 30 & 41 & 59 \\ \infty & 0 & 16 & 33 & 39 & 41 \\ \infty & \infty & 0 & 17 & 23 & 31 \\ \infty & \infty & \infty & 0 & 17 & 23 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & 0 & 18 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix}$$

نلاحظ أن $W^2(D) \neq W(D)$ وبالتالي نستمر بالجمع حتى نحصل على مصفوفة $W^m(D)$ تساوي التي قبلها $W^{m-1}(D)$ فإن حصلنا عليها تكن هذه المصفوفة هي التي تعطي المسافات الأصغرية بين العقد.

ولنحسب $W^3(D)$ حيث: $W^3(D) = W^2(D) \oplus W(D)$

$$\Rightarrow W^3(D) = \begin{bmatrix} 0 & 16 & 22 & 30 & 41 & 59 \\ \infty & 0 & 16 & 33 & 39 & 41 \\ \infty & \infty & 0 & 17 & 23 & 31 \\ \infty & \infty & \infty & 0 & 17 & 23 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & 0 & 18 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix} \oplus \begin{bmatrix} 0 & 16 & 22 & 30 & 41 & 59 \\ \infty & 0 & 16 & \infty & \infty & 41 \\ \infty & \infty & 0 & 17 & 23 & 31 \\ \infty & \infty & \infty & 0 & 17 & 23 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & 0 & 18 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow W^3(D) = \begin{bmatrix} 0 & 16 & 22 & 30 & 41 & 59 \\ \infty & 0 & 16 & 33 & 39 & 41 \\ \infty & \infty & 0 & 17 & 23 & 31 \\ \infty & \infty & \infty & 0 & 17 & 23 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & 0 & 18 \\ \infty & \infty & \infty & \infty & \infty & 0 \end{bmatrix} = W^2(D)$$

وبالتالي إن $W^3(D)$ أو $W^2(D)$ هي المصفوفة التي تعطي الأبعاد الأصغرية بين عقد البيان السابق وذلك بحسب خوارزمية كاسكادا.وبالتالي فإن البعد الأصغري (أقصر مسافة) بين العقد (1) والعقدة (6): 53

وبالعودة إلى البيان نجد أن هناك طريقتين يمثلان المسار الأصغر بين (1) و (6) وهما:

$$(1) \xrightarrow{22} (3) \xrightarrow{31} (6)$$

أو

$$(1) \xrightarrow{30} (4) \xrightarrow{23} (6)$$

ثانياً: باستخدام خوارزمية ديجكستر.

في البداية نفرض أن: P(1) = 0 وهي تمثل كلفة النقل بين العقدة (1) والعقدة (1) و $T(K) = \infty$ وهي تمثل كلفة النقل الافتراضية (البدائية) من العقدة (1) إلى العقدة (K)

أي أننا نفرض أنه في البداية كان:

$$T(1) = T(2) = T(3) = T(4) = T(5) = T(6) = \infty$$

لدينا $P(1) = 0$ ولنحسب الأقواس:

$$b_{12} = 16 \quad , \quad b_{13} = 22 \quad , \quad b_{14} = 30 \quad , \quad b_{15} = 41 \quad , \quad b_{16} = 59$$

ولنحسب T(k) حيث أن :

$K = 2 , 3 , \ldots\ldots , 6$ من العلاقة:

$$T(2) = \min\{T(2), p(1) + b_{12}\} = \min\{\infty.,.0 + 16\} = 16$$

حيث $p(1) = 0$

القيمة الافتراضية التي افترضناها في البداية لانهائية

$$T(3) = \min\{T(3), p(1) + b_{13}\} = \min\{\infty.,.0 + 22\} = 22$$

$$T(4) = \min\{T(4), p(1) + b_{14}\} = \min\{\infty.,.0 + 30\} = 30$$

$$T(5) = \min\{T(5), p(1) + b_{15}\} = \min\{\infty.,.0 + 41\} = 41$$

$$T(6) = \min\{T(6), p(1) + b_{16}\} = \min\{\infty.,.0 + 59\} = 59$$

ولنحسب الآن p(2) وهي كلفة النقل من العقدة (المركز) (1) إلى العقدة (المركز) (2) من خلال العلاقة:

$$p(k) = \min\{T(k), T(k+1), \ldots\ldots\ldots, T(n)\}$$

حيث أن n هي عدد العقدة في البيان وهي في هذا التمرين : n=6

$$p(2) = \min\{T(2), T(3), T(4), T(5), T(6)\}$$

$$= \min\{16, 22, 30, 41, 59\} = 16$$

$$\Rightarrow p(2) = 16$$

لدينا p(2) =16 ولنحسب الأقواس :

$$b_{23} = 16 \quad , \quad b_{24} = \infty \quad , \quad b_{25} = \infty \quad , \quad b_{26} = 41$$

ولنحسب T(k) حيث أن :

$$T(3) = \min\{T(3), p(2) + b_{23}\}$$

القيمة التي حسبناها قبل قليل

$$= \min\{22, 16 + 16\} = 22$$

$$T(4) = \min\{30, 16 + \infty\} = 30$$

$$T(5) = \min\{41, 16 + \infty\} = 41$$

$$T(6) = \min\{59, 16 + 41\} = \min\{59, 57\} = 57$$

أما p(3) فهي :

$$p(3) = \min\{22, 30, 41, 57\} = 22$$

$$\Rightarrow p(2) = 22$$

لدينا p(3) = 22 ولنحسب الأقواس :

$$b_{34} = 31 \quad , \quad b_{35} = 23 \quad , \quad b_{36} = 31$$

ولنحسب T(k) حيث أن : K = 4, 5, 6

$$T(4) = \min\{T(4), p(3) + b_{34}\} = \min\{30, 22 + 31\} = 30$$

$$T(5) = \min\{41, 22 + 23\} = 41$$

$$T(6) = \min\{57, 22 + 31\} = \min\{57, 53\} = 53$$

ولنحسب P(4) وهي :

$$p(4) = \min\{30,41,53\} = 30$$

$$\Rightarrow p(4) = 30$$

لدينا P(4) = 30 ولنحسب الأقواس :

لنحسب T(k) حيث أن K = 5,6

$$\Rightarrow T(5) = \min\{41,30+17\} = 41$$

$$T(6) = \min\{53,30+23\} = \min\{53,53\} = 53$$

أما P(5) فهي :

$$p(5) = \min\{41,53\} = 41$$

$$\Rightarrow p(5) = 41$$

لدينا P(5) = 41 ولدينا القوس: $b_{56} = 18$

لنحسب T(6) :

$$T(6) = \min\{T(6), p(5) + b_{56}\}$$

$$= \min\{53,41+18\} = 53$$

ولنحسب P(6):

$$p(6) = \min\{T(6)\} = T(6) = 53$$

$$\Rightarrow p(6) = 53$$

وهي تمثل كلفة النقل الأصغرية (أو أقصر طريق بين العقدة (1) والعقدة (6) نفس القيمة التي حصلنا عليها من خوارزمية كاسكادا.وبالعودة للبيان نجد أن هناك طريقتين تكون كلفة النقل فيهما بين (1) و (6) هي: 53

$$(1) \xrightarrow{22} (3) \xrightarrow{31} (6)$$

أو

$$(1) \xrightarrow{30} (4) \xrightarrow{23} (6)$$

تمارين

1- ليكن لدينا البيان $G=(V;E)$ بياناً معرفاً كما يلي:

لتكن المجموعة $V=\{a,b,c\}$ مجموعة العقد و لتكن المجموعة $E=\{e_1,e_2,e_3,e_4\}$ مجموعة الأضلاع بحيث يكون:

e_1	e_2	e_3	e_4
(a,b)	(a,b)	(a,b)	(b,c)

أ- أوجد تمثيلاً للبيان G.

ب- أوجد قدرات عقد البيان G.

ت- أوجد الأضلاع المضاعفة والعرى.

ث- هل البيان G بيان بسيط ؟ لماذا ؟

2- ليكن لدينا البيان $G=(V;E)$ بياناً معرفاً كما يأتي:

لتكن المجموعة $V=\{a,b,c,d,g\}$ مجموعة العقد و لتكن المجموعة $E=\{e_1,e_2,e_3,e_4,e_5\}$ مجموعة الأضلاع بحيث يكون:

e_1	e_2	e_3	e_4	e_5
(b,b)	(c,d)	(c,d)	(b,c)	(a,b)

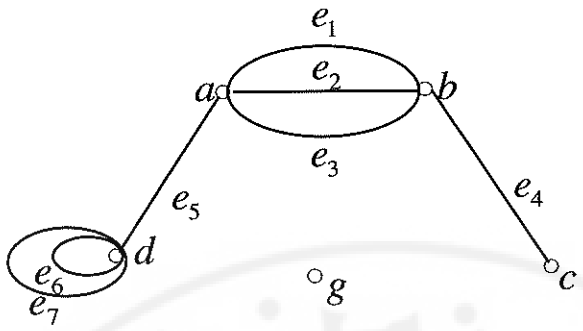
أ- أوجد تمثيلاً للبيان G.

ب- أوجد قدرات عقد البيان G والعقد المعزولة.

ت- أوجد الأضلاع المضاعفة والعرى.

ث- هل البيان G بيان بسيط ؟ لماذا ؟

3- أوجد مجموعة العقد V ومجموعة الأضلاع E حيث إن البيان $G=(V;E)$ قد تم تمثيله بالشكل التالي:



4- هل يوجد بيان بحيث تكون جميع قدرات عقده هي:

أ- 5,5,3,2,2,1

ب- 3,3,3,3

5- ليكن لدينا البيان المستو المترابط $G=(V;E)$ بحيث $|V|=10$ و $|E|=20$. أوجد عدد أوجه G

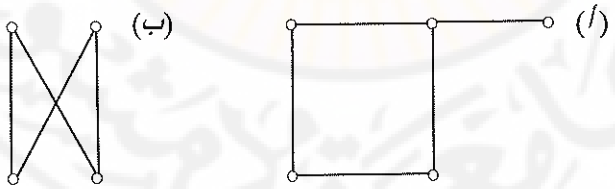
6- ليكن لدينا البيان المستو المترابط G وقدرات عقده هي: 2,2,2,2,3,3,3,3,4,4,6 . أوجد عدد أوجه البيان G.

7- ليكن لدينا البيان المستو المترابط المنتظم $G=(V;E)$ من الدرجة 5، ويحتوي على 20 وجه. أوجد عدد عقد البيان G.

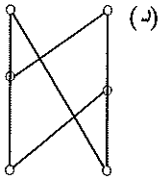
8- أعطِ مثالاً على بيان بسيط بحيث يكون منتظماً وغير تام.

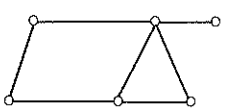
9- ما البيان المتمم للبيان K_n

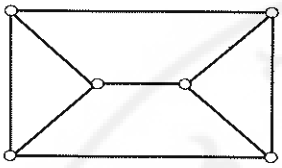
10-بين إذا ما كانت البيانات المعطاة بيانات زوجية أم لا، وإذا كان البيان زوجياً، أوجد تجزئة مناسبة لمجموعة عقده.

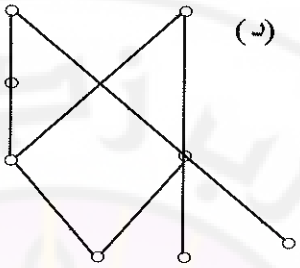


Damascus University









11-ليكن لدينا البيان البسيط $G=(V;E)$ يحتوي على 4 عقد فبرهن أن البيان G بيان مستو.

12-ليكن لدينا البيان الموجه $\vec{G}$ الذي مصفوفة أطوال أقواسه معطاة كما يلي:

$$B=\begin{pmatrix} 0 & 4 & 6 & \infty & 9 \\ 12 & 0 & 9 & \infty & 16 \\ 9 & 25 & 0 & \infty & 36 \\ 25 & 49 & 4 & 0 & 3 \\ 100 & 16 & 49 & \infty & 0 \end{pmatrix}$$

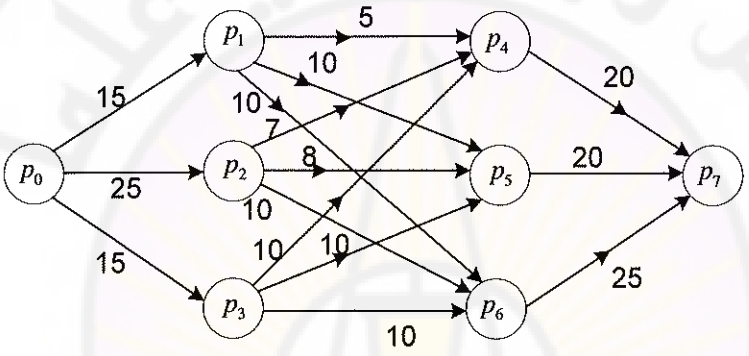
أوجد مصفوفة الأبعاد $D(\vec{G})$؟

13- ليكن لدينا البيان الموجه $\vec{G}$ الذي مصفوفة أطوال أقواسه معطاة كما يلي:

$$D=\begin{pmatrix} 0 & \infty & \infty & \infty & 2 & \infty & \infty \\ \infty & 0 & \infty & \infty & \infty & \infty & \infty \\ \infty & \infty & 0 & 2 & \infty & 4 & \infty \\ \infty & \infty & 2 & 0 & 4 & \infty & \infty \\ 2 & \infty & \infty & 3 & 0 & \infty & \infty \\ \infty & \infty & 3 & \infty & \infty & 0 & 1 \\ \infty & 2 & \infty & \infty & \infty & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

أوجد مصفوفة الأبعاد $D(\vec{G})$.

14-لتكن لدينا الشبكة التالية:



طبق خوارزمية ديجيكستر لإيجاد الطريق ذي الكلفة الأصغرية الذي يصل مركز التصدير " المنبع" (p_0) بمركز الاستهلاك "المصب" (p_7)

15-ليكن لدينا البيان الذي مصفوفته:

$$B=\begin{pmatrix} \infty & 36 & 26 & 18 & 25 & 17 \\ 3 & \infty & 5 & 6 & 2 & 5 \\ 4 & 5 & \infty & 5 & 5 & 3 \\ 3 & 7 & 3 & \infty & 6 & 3 \\ 4 & 3 & 4 & 5 & \infty & 4 \\ 6 & 2 & 1 & 7 & 5 & \infty \end{pmatrix}$$

وأجد مصفوفة الكلفة الصغرى؟

16- ليكن لدينا البيان الذي مصفوفته:

$$B=\begin{pmatrix} \infty & 4 & 2 & 5 \\ 6 & \infty & 5 & 6 \\ 9 & 7 & \infty & 3 \\ 12 & 10 & 4 & \infty \end{pmatrix}$$

أوجد مصفوفة الكلفة الصغرى؟

وقل رب زدني علما
جامعة دمشق
Damascus University

الفصل الرابع

القياس (رياضياً)

اولاً: مقدمة

تعتمد الدراسة العلمية للسلوك الإنساني على أساليب القياس كما تستند قرارات الانتقاء والتصنيف والفحص والتشخيص والتسكين والترفيع والتوجيه والإرشاد، وكذلك تقويم المدرسة والمناهج والبرامج والمشروعات التعليمية التعلمية إلى هذه الأساليب. ويتضمن مفهوم القياس عملية جمع المعلومات وتنظيمها.

ونظرا لأن الظواهر تتسم بالتعقيد والتشابك وتعدد المتغيرات، فإن قياسها يتطلب ابتكار طرق قياس متنوعة تتميز بخصائص محددة. وقياس السمات الإنسانية يتطلب معرفة طبيعة هذه السمات ومستويات قياسها والقواعد والإجراءات التي تكشف عنها. هناك سمات: مورفولوجيه (علم الشكل)، فسيولوجية (علم الوظيفة " فيزيائية")، عقلية معرفية، وجدانية، مزاجية، نفسية حركية وغير ذلك.

ثانياً: الأخطاء القياس

أنواع الأخطاء:

1. **أخطاء الصيغ:** في قوانين الفيزياء توجد ثوابت قيمتها غير محددة بدقة.
2. **أخطاء القصر:** عند حساب بعض الدوال نكتفي بحساب عدد محدد من الحدود.
3. **أخطاء القياس:** لا يمكن القياس بدقة بسبب حساسية الأجهزة.
4. **أخطاء التدوير:** نكتفي بعدد محدد من الأرقام العشرية على يمين الفاصلة.

مثال:

$$\pi = 3.14159 \cong 3.14$$

$$\sqrt{2} = 1 - 4142 \cong 1.4$$

الخطأ المطلق والخطأ النسبي:

لتكن T القيمة المضبوطة ولتكن Q القيمة التقريبية.

الخطأ المطلق :

$$A = |Q - T|$$

الخطأ النسبي:

$$r = \frac{|Q-T|}{Q} \quad \text{أو} \quad r = \frac{|Q-T|}{T}$$

مثال: $Q = 5.2 \ , T = 5.22$

الخطأ المطلق: $A = |Q-T| = 0.02$

الخطأ النسبي: $r = \frac{|Q-T|}{T}$ أو $r = \frac{|Q-T|}{Q}$

$$r = \frac{0.02}{5.22}$$

ثالثاً: طبيعة القياس

نلجأ إلى القياس لنحصل على معرفة أفضل وأدق للأحداث أو الوقائع أوالظواهر، لأنه عملية تحويل الحدث الوصفي(أو العبارة الوصفية) إلى رقم. أحياناً نركز على القياس كعملية معالجة Process، مثل قياس الأبعاد والأوزان وصفات الأشياء المادية عمومًا. وأحياناً نرى القياس على أنه نتيجة، وهي التي نحصل عليها من عملية القياس أو المحصلة النهائية لعملية القياس.وفي أحيان أخرى نقرن النتيجة بوحدة للتوضيح الأكثر ولإعطاء النتيجة قيمة أدق. وفي حالات أخرى نبين النتيجة وفق مفاهيم مقاييس إحصائية مثل: إحدى مقاييس النزعة المركزية أو مقاييس التشتت، أوالعلاقات الارتباطية. وذلك عندما نقوم بقياس خصائص الأشياء أو سماتها.

يستعمل المفهومان: التقويم Evaluation، والتقييم Assessment لدى البعض بالمعنى نفسه ، هذا الاستخدام يتطلب التوضيح: كما هو معلوم أن القياس Measurement يقدم وصفاً كمياً للشيء المقاس، أما التقويم Evaluation، فهو الحكم الكيفي الوصفي على الدرجة الناتجة المرتكز على التقدير النوعي للنتيجة وما تمثله. وهذا الحكم يفيد في اتخاذ قرار معين بشأن الجهة التي نتعامل معها والتي تم قياسها، وبالتالي نتيجة القرار هو اقتراح مناسب. وعامة تعتمد عمليات التقويم والتقييم على أدوات قياس متنوعة بعضها يؤدي إلى مقادير كمية، والبعض الآخر يعتمد على أحكام الاختصاصيين فيما يتعلق بصفات الشيء المقاس وسماته وما له من خصوصيات مستقلة أو مشتركة، وبالتالي مع الهدف من القياس، ونوع القرار المناسب لهذا الهدف وانتقاء أدوات القياس وأنواعها أو تصنيفاتها.

القياس، كمفهوم علمي فيزيائي

القياس: هو الوصف الكمي أو العددي للسمة التي توضع موضع القياس، وقد يضيف البعض أن عملية القياس تخضع لقواعد و أسس و معايير محددة.

القياس النفسي والتربوي

يرى علام أنه يمكن تعريف القياس في المجال التربوي والنفسي وفق التالي:

إن القياس التربوي والنفسي هو تعيين فئة من الأرقام أو الرموز تناظر خصائص الأفراد أو سماتهم طبقًا لقواعد محددة تحديدًا جيداً أي أن القياس في المجالات التربوية والنفسية يهتم بتكميم سمات الأفراد أو خصائصهم تحديدًا وليس صفات الأشياء المادية أو وقائع العالم الخارجي كما هو الحال في القياس المادي أو الفيزيائي. كما يعتمد في بنيانه على مكونات منطقية شاملة ومعممة مثل التقنين، والموضوعية، والتماثل، ومعيار أو محك.

إذاً كيف يتم القياس النفسي والتربوي وهل يختلف عن القياس المادي أو الفيزيائي

من المعلوم أن القياس الفيزيائي يتم غالبًا بطريقة مباشرة ويستخدم مقاييس أو موازين عالية الدقة يتم اعتمادًا عليها الوصول إلى النتائج. وهناك ظواهر فيزيائية غير مرئية يستحيل قياسها بطريقة مباشرة كالصوت والحرارة والضوء والكهرباء وغيرها. ومع ذلك، فقد تمكن علماء الفيزياء من قياسها بدقة متناهية باستخدام أدوات قياس أعدت خصيصًا لهذا الغرض .هذا يعني أننا في بعض الحالات لا نقيس الظاهرة بحد ذاتها بل نقيس أثرها في الأشياء أو الأجسام.

مثال : نقيس الحرارة من خلال أثرها في العمود الزئبقي الواقع ضمن ميزان متدرج هو ميزان الحرارة. إن ما يصدق على الظواهر الفيزيائية التي يصعب قياسها مباشرة يصدق على الظواهر أو السمات التي يتصدى لها القياس التربوي والنفسي .فسمات كالقلق أو العدوانية أو الدافعية أو الاتجاهات أو الإتقان أو الذكاء أو غيرها تنطوي على الكثير من التعقد والتشابك ويستحيل إخضاعها للقياس المباشر، ولذلك فهي تقاس بطريقة غير مباشرة. أن القياس التربوي والنفسي يشبه القياس المادي أوالفيزيائي حين يتجه الثاني إلى قياس الظاهرة بطريقة غير مباشرة، لكنه يصبح مختلفًا حين يتجه الثاني إلى قياس الظاهرة بطريقة مباشرة .كما يختلفان بكون القياس

الفيزيائي يهتم بالسمات والظواهر المادية في حين أن القياس النفسي والتربوي يتصدى للظواهر والسمات الإنسانية.

رابعاً: عناصر عملية القياس

يوجد ثلاثة عناصر لعملية القياس:

العنصر الأول :موضوع القياس (ماذا نقيس)؟

عندما نقوم بقياس موضوع تربوي أو نفسي ما، فإننا نقيس سمة ذلك الموضوع أوخصائصة ، وهذا يعني أن القياس لا يتناول الأشياء أو الأشخاص الذي يتناولهم أوالوقائع ذاتها بل يتناول سمات (خصائص) معينة فيها . إن مفهوم السمات أوالخصائص في القياس الفيزيائي يشير إلى خصائص معينة في الموجودات المادية كالوزن والكثافة والحرارة والسرعة والجاذبية في الأجسام، في حين أن مفهوم السمات في القياس التربوي والنفسي يرتبط بسلوك الأفراد ويستخدم للتعبير عن خصائص أو صفات معينة فيهم، كخصائص الذكاء والانطوائية والقلق والدافع للتعلم والميول والاتجاهات وغيرها. ومن أهم ما يميز القياسات التربوية والنفسية أن السمات التي يتناولها القياس النفسي والتربوي لا يمكن قياسها بشكل مباشر.

السمة :

السمة مفهوم يستخدم لوصف سلوك الفرد، وهي عبارة عن تجمع من السلوك المترابط (يحتمل حدوثه معاً)، والسمة ليست صفة منفردة تتصل بشخص واحد، وإنما مفهوم مجرد، ليست شيئاً ملموساً، ويمكن أن تكون السمة عامة مثل سمة " الميل إلى المشاركة في مواقف اجتماعية متنوعة"، أو تكون محدودة مثل سمة " تذوق نوع معين من الطعام"(علام 2002).

اعتمادية السمة :

1 ــ أن تكون السمة محددة وتتباين فيها أفراد العينة.

2 ــ أن يتحقق التوافق على المعنى الإجرائي للسمة بين أفراد العينة والباحثين فيها كي لا تضيع الدراسه بين اجتهادات الباحثين وطبيعة استجابات الأفراد وبالتالي تفقد الدراسه هدفها.

3 ــ أن يتم الاعتماد على السمة الأكثر ثباتاً بمرور الزمن وباختلاف المواقف، مثلاً: السمات العقلية تتميز بالثبات النسبي بدرجة أكبر من السمات الشخصية أوالوجدانية.

الخصائص الأساسية للسمات:

يرى كيلي (Kelly,1974)، وثورندايك (Thorndike,1974)، أنه من المناسب النظر إلى نظام السمات وبالتالي إلى طريقة التعامل معه وفق التالي:

1 ــ اعتماد النظرة الشاملة التي تقضي أن مكونات السمة تأخذ العلاقة الخطية فيما بينها.

2 ــ ضرورة مراعاة التدرج في أدوات الدراسه التي تقيس السمات من خلال وحدات قياس مناسبة ينتج عنها درجات قادرة أن تبين قدرة السمة ومستوياتها.

3 ــ العمل أن تكون وحدات الميزان في مستوى فتري.

أنواع السمات:

اقترح (Kelly,1974) توزيع السمات إلى عدة مجموعات، وفق محورين: **الأول** يتصل بالجوانب الجسدية العضوية والفيزيائية، **والثاني** يتصل بالجوانب النفسية والوجدانية والمزاجية والمهارية، فكانت كالتالي:

1 ــ **سمات تتعلق بالشكل الخارجي** لجسم الفرد.

2 ــ **سمات فسيولوجية:** تتعلق بالسلوك الداخلي لأعضاء الجسم الحيوية.

3 ــ **الاستعدادات:** وهي القدرة الكامنة لدى الأفراد أو قابليتهم لأداء عمل معين.

4 ــ **المهارات والتحصيل** : تتصل بالأداء الفعلي للأفراد في التعليم أو أي موقع يتطلب مهارات.

5 ــ **الميول:** تهتم بالجوانب الوجدانية لشخصية الفرد، وينعكس ميله في تعبيره عما يحب ويكره.

6 ــ **الاتجاهات:** هي من الجوانب الوجدانية، وتظهر في آراء الفرد وتفضيلاته فيما يتعلق بجماعات معينة أو مؤسسات أو ممارسات أو سياسات أو مفاهيم.

7 ــ **القيم:** هي من الجوانب الوجدانية، ولكنها أكثر تأصيلاً وعمقاً من الميول والاتجاهات، وتتعلق بفئات واسعة من الخبرات والمعتقدات والأهداف والسلوكيات

التي تتميز بالاستغراق والولاء، فالفنان لديه قيم جمالية، والطبيب له قيم إنسانية.....

8 ـ **السمات المزاجية:** تتعلق بتكيف الفرد وتفاعله مع الآخرين، وهي تعبير عن نزعات الفرد. **مثل:** الثقة بالنفس، التفاؤل، الإحساس بالأمان، الاندفاع، الانبساط، الانضباط. وتظهر هذه المزاجية عند مشاركة الفرد في المواقف الاجتماعية والمواقف الانفعالية.

المنحني الطبيعي

القياس في بحوث التربية وعلم النفس، يفترض أن السمات أو الخصائص تتوزع توزيعا طبيعياً على الرغم من أن البيانات التجريبية عند قياس هذه السمات، قد لا تتفق تماماً مع ما افترضناه، وعندها نفترض أنه قد حدث خطأ عندما قمنا بالقياس ونظراً لاعتمادنا على شكل توزيع هذا المنحني والقياس عليه فقد اجتهد علماء الرياضيات

ومعادلة مجموعة المنحنيات الطبيعية هي:

$$Z = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-(x-\bar{x})^2}{2\sigma^2}}$$

حيث ترمز (z) إلى ارتفاع المنحني الذي يناظر درجة معينة.

(x) إلى الدرجة التي تناظر ارتفاعاً معيناً.

$(\bar{x})$ إلى متوسط المتغير (x).

(σ) إلى الانحراف المعياري للمتغير (x).

(π) ثابت يسمى النسبة التقريبية وهو يساوي3.1428 تقريباً.

(e) ثابت يسمى الأساس اللوغريتمي الطبيعي، وهو يساوي 2.7183 تقريباً.

ومن هذه المعادلة نلاحظ أهمية كل من المتوسط والانحراف المعياري في تحديد أحد أعضاء مجموعة المنحنيات الطبيعية



الانحراف ويمكن تبسيط معادلة المنحني الطبيعي إلى حد ما بأن نجعل المتوسط = صفر

المعياري = 1 فتصبح كتالي:

$$z = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}d^2}$$

حيث d ترمز إلى الدرجة المعيارية وهي = $\frac{x - \bar{x}}{\sigma}$

وهذه الصيغة التي تسمى معادلة المنحني الطبيعي المعياري هي أسهل للمقارنة والتعامل مع المنحنيات التي تنتج عند دراسة درجات ومعطيات البحوث، والكثير من المفاهيم الإحصائية المتعلقة بها. ولأهمية هذا المنحني سنبين بعض صفاته والأمثلة التوضيحية في جوانب تفسير درجاته.

خواص المنحنى الطبيعي المعياري:

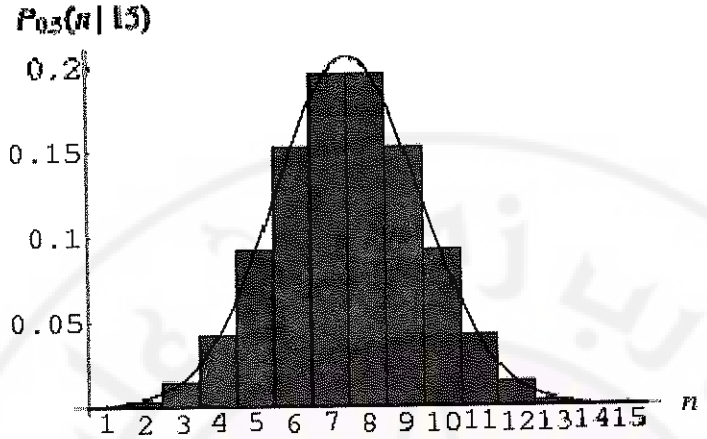
(1) المنحنى الطبيعي المعياري هو منحنى متماثل حول المحور الرأسي المار بمتوسط التوزيع والذي يمثل أقصى ارتفاع للمنحني وهو يساوي 0.399.

(2) المنحني الطبيعي هو منحني متصل، بمعنى أنه توجد لكل قيمة من قيم (x) قيمة مناظرة من قيم (z) بما في ذلك القيم الكسرية مهما صغرت.

(3) المنحي الطبيعي المعياري يمتد من كلتا الجهتين إلى اللانهاية. أي أن المنحني يقترب تدريجياً من المحور الأفقي ولكنه لا يمسه مهما مددناه من كلتا الجهتين.

(4) نقط انقلاب المنحني هي النقط التي يتغير فيها اتجاه انحناء المنحني وتحدث عند الانحرافين المعيارين (+1)، (-1) على جانبي المتوسط.

(5) المساحة الكلية تحت المنحني، أي المساحة المحصورة بين المنحني والمحور الأفقي تساوي الواحد الصحيح.



توجد علاقة ثابتة للمنحني الواحد مهما اختلف شكله بين المسافة على المحور الأفقي مقاسة بوحدات انحرافات معيارية والمساحة تحت هذا المنحني. أي أن الجزء من المساحة المحصورة بين المتوسط والخط الرأسي المرسوم من أي نقطة على محور الدرجات المعيارية (المحور الأفقي) لا يختلف مقداره باختلاف التوزيع الطبيعي.

المساحات الطبيعية المعيارية النسبية:

للمساحات الطبيعية النسبية أهميتها القصوى في تحديد المستويات المختلفة للتوزيعات التكرارية وخاصة المعايير النفسية. وبما أن المساحة الكلية للمنحنى الطبيعي المعياري تساوي واحداً صحيحاً، لذلك تصاغ المساحات الجزئية لهذا المنحنى على صورة نسب أو كسور عشرية. ونستطيع أن نستعين بهذه المساحات لتحويل أي توزيع تكراري تجريبي إلى توزيعه الطبيعي.

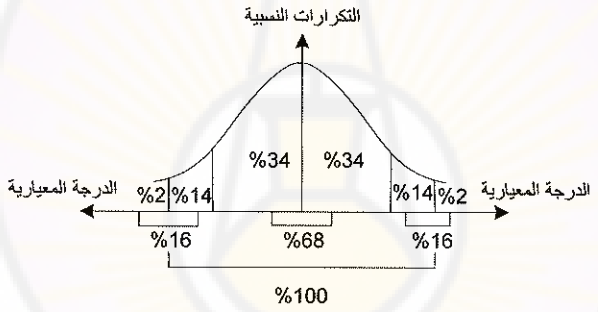
المساحة الصغرى	الدرجة المعيارية	الارتفاع الطبيعي	المساحة الكبرى
0.018	2.0969	0.0443	0.982
0.072	1.4611	0.1372	0.928
0.311	0.4930	0.3533	0.689
0.500	0.000	0.3989	0.500

يبين هذا الجدول المساحة الصغرى التي تبدأ من الطرف الأيسر للتوزيع الطبيعي المعياري. وعلى الدرجة المعيارية التي تقع عند الطرف الأيمن لتلك المساحة،

والارتفاع الطبيعي المقابل لها، والمساحة الكبرى التي تبدأ من الطرف الأيسر للتوزيع الطبيعي المعياري. وعلى الدرجة المعيارية التي تقع عند الطرف الأيمن لتلك المساحة، والارتفاع الطبيعي المقابل لها، والمساحة الكبرى التي تكمل تلك المساحة الصغرى.

التوزيع التكراري هو مجموعة من البيانات الكمية المنظمة والمرتبة تصاعدياً أو تنازلياً التي يقابلها تكرارات معينة. كما أن تمثيل هذا التوزيع التكراري بشكل بياني يسمى منحنى تكراري. وهناك منحنيات لتوزيعات تكرارية خاصة بكل مجتمع. ويعّد التعرف على هذه المنحنيات أو التوزيعات مهماً جداً في الإحصاء الاستدلالي ذلك أن التعرف على خصائص المجتمع في ضوء دراسة خصائص العينة المسحوبة منه تتطلب معرفة شكل توزيع ذلك المجتمع.

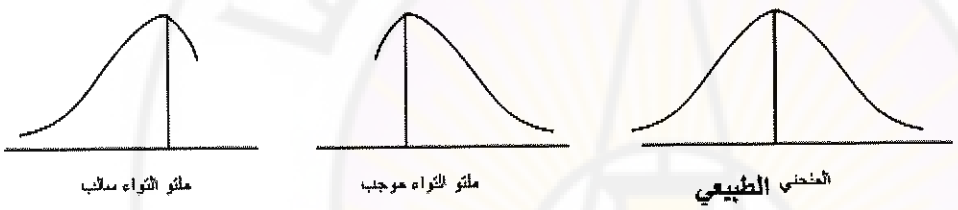
المنحني الطبيعي ذو خواص معينة، يعبر عن العلاقة بين متغيرين، الأول: الدرجات المعيارية، والثاني: التكرارات النسبية كما هو موضح بالشكل التالي:



يتوزع الأفراد في أي ظاهرة نفسية طبقاً للمنحني الطبيعي الذي يعبر عن علاقة بيانية بين متغيرين. الدرجات المعيارية على المحور الأفقي، والمتغير الآخر هو التكرارات النسبية على المحور الرأسي حيث يكون معظم الأفراد متوسطين في الصفة (68%) موزعين 34% يميناً، 34% يساراً، 16% مستوى مرتفع (مرتفعين في الصفة)، 14% فوق المتوسط، + 2% متفوقين يميناً، 16% مستوى ضعيف (منخفضين في الصفة)، 14% تحت الوسط +2% متخلفين يساراً. ومن خصائص المنحى الطبيعي أنه متماثل حول المحور الرأسي، نصفاه ينطبقان أحدها على الآخر.

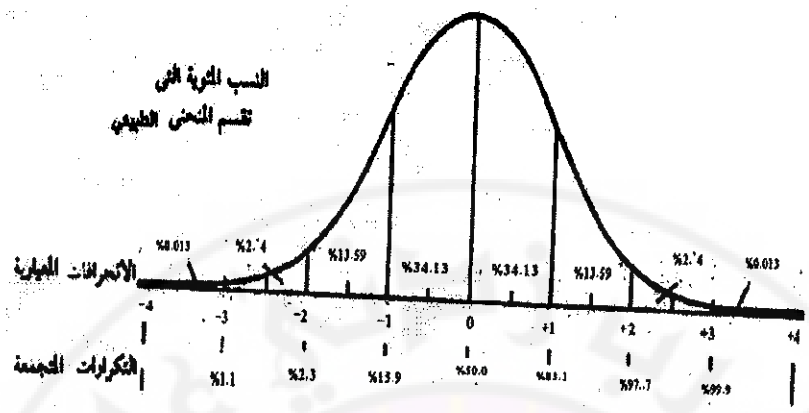
فالتوزيع الطبيعي هو الذي يأخذ شكل المنحني الطبيعي(الجرسي) الذي يتسم بالتماثل حول الخط الرأسي الساقط من أعلى نقطة فيه على المحور الأفقي، ويتميز هذا

المنحني بأن معامل الالتواء له يساوي صفر، ومعامل التفلطح يقترب من الثلاثة، وبالتالي: كل معامل التواء يقترب من الصفر، وكل معامل تفلطح يقترب من 3 ينبئان عن توزيع طبيعي، أما المعاملات التي تبتعد عن هاتين القيمتين فإنهما ينبئان عن أن التوزيع غير طبيعي، فانحراف التوزيع عن الصورة الطبيعية يؤدي إلى أن يميل المنحني ناحية القيم الكبيرة، فيوصف بأنه موجب الالتواء، أو أن المنحني يميل ناحية القيم الصغيرة فيوصف بأنه سالب الالتواء، ومعنى أن التوزيع ملتوٍ التواء موجباً (جهة اليمين) أن غالبية أفراد العينة حصلوا على درجات مرتفعة، أما عندما يكون التوزيع ملتو التواء سالباً (جهة اليسار)، فذلك يعني أن غالبية أفراد العينة حصلوا على درجات منخفضة.



ولإيجاد القيم الخاصة بكل مجتمع (متوسطات، انحرافات معيارية .....) وضعت جداول إحصائية تتضمن قيم الارتفاعات والمساحات لتوزيع طبيعي واحد خاص سمي بالتوزيع الطبيعي المعياري.والتوزيع الطبيعي المعياري هو توزيع طبيعي تم تحويل درجاته الاعتيادية إلى درجات معيارية يمكن أن تعبر عن درجات أي توزيع تكراري طبيعي، ومن خصائص هذا التوزيع المعياري إن له وسطاً حسابياً $x=0$، وانحرافاً معيارياً $S=1$ كما إن مقدار المساحة الكلية الواقعة تحت المنحنى تساوي 1

مثال:



فإذا نظرنا إلى الشكل نجد أن %34.13 من درجات التوزيع الطبيعي تقع بين المتوسط والدرجة المعيارية (+1) ، %13.59 من هذه الدرجات تقع بين الدرجتين المعياريتين (+1) ، (+2) .

أي أن47.72% (13.59+34.13) من الدرجات تقع بين المتوسط، الدرجة المعيارية (2+).

ونجد أيضاً أن 2.14%. من الدرجات تقع بين الدرجتين المعياريتين 2+,3+.

أي أن 49.86%.(2.14+47.72) من الدرجات تقع بين المتوسط والدرجة المعيارية (3+).

ونظراً لتماثل المنحني فإن هذه النسب المئوية نفسها من الدرجات تقع بين المتوسط والدرجات المعيارية السالبة.

وكلما اتجهنا نحو طرفي التوزيع إلى أكثر من (3+) أو (3-) درجة معيارية تقل المساحة تحت المنحني بدرجة ملحوظة بحيث يمكن إهمالها، إذ أن99.72%. من المساحة الكلية تحت المنحني تنحصر بين (3+) ، (3-) درجة معيارية، 0.28% من المساحة الكلية تقع خارج هذا المدى، وهي بالطبع نسبة ضئيلة جداً.

العلاقة بين المساحة الواقعة تحت المنحني المعياري و المتوسط والدرجة المعيارية:

يمكننا تحديد النسب المئوية للمساحات بين المتوسط وأي درجة معيارية أخرى أوبين أي درجتين معياريتين باستخدام الجدول الذي يشتمل على المساحات المحصورة

بين المتوسط والدرجات المعيارية المختلفة التي تتراوح بين 4-0 بما في ذلك الدرجات الكسرية، (الجدول الذي غالباً ما يكون كملحق في كتب الإحصاء التقليدي) وكذلك على المساحات الصغرى والكبرى، فمثلاً إذا حصل باحث على الدرجة 24.65 في متغير يتخذ شكل توزيع طبيعي متوسط = 16، وانحرافه المعياري =5، فإن درجته المعيارية تساوي $\frac{24.65-16}{5}=1.73$

وبالرجوع إلى العمود الأول في الجدول لدراسه الدرجة المعيارية 1.73 ثم نوجد ما يقابلها في العمود الثاني من مساحة تحت المنحني الطبيعي المعياري محصورة بين المتوسط وهذه الدرجة، فنجد أن هذه المساحة تساوي 0.4582 أي45.82%.

ونظراً لأن 50% من المساحة الكلية تقع دون المتوسط لأن التوزيع متماثل، فيمكننا استنتاج أن 95.82%، أي (45.82+50) من المساحة الكلية تقل عن الدرجة24.65 ولذا يمكن اعتبار الرتبة المئينية المقابلة لهذه الدرجة هي 95.82.

وإذا افترضنا أن باحثاً آخر حصل على الدرجة 357. في المتغير السابق نفسه الذي يتخذ شكل التوزيع الاعتالي، فإن درجته المعيارية $\frac{16-7.35}{5}=-1.73$.

ونظراً لأن المنحني الطبيعي متماثل فإن العمود الأول بالجدول المعياري يقتصر على الدرجات المعيارية الموجبة لأن أجزاء المساحات المقابلة للدرجات المعيارية السالبة هي نفسها المقابلة للدرجات المعيارية الموجبة. ولذلك فإن المساحة المحصورة بين المتوسط والدرجة المعيارية 1.73- تساوي أيضاً 45.82%، ولهذا يمكن الحصول على الرتبة الميئنية المقابلة للدرجة7.35 ، إما بطرح 45.82% من 50%، أو باستخدام العمود الرابع في الجدول المعياري. والرتبة المئينية في كلتا الحالتين هي 4.18

استخدام خصائص المنحني الطبيعي في تحليل البيانات

إن استخدام خواص المنحني الطبيعي يفيد في إجابة كثير من الأسئلة المتعلقة بمجموعة من البيانات. لنفرض أنه لدينا مجموعة من الأفراد، درجاتهم في اختبار تحصيل درجته العظمى 200 درجة تتوزع توزيعاً طبيعياً متوسطها يساوي 100 وانحرافها المعياري يساوي 16.

1) ما النسبة المئوية للحالات التي تقع بين المتوسط والدرجة 150 في الاختبار؟ وما الرتبة المئينية المقابلة لهذه الدرجة في المجتمع الأصل؟

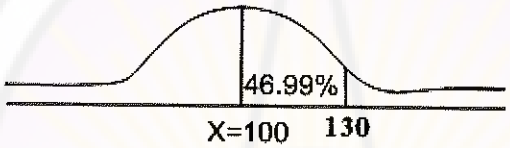
الخطوة الأولى التي يجدر بالباحث اتباعها أن يرسم شكلاً توضيحياً يبين فيه المعلومات المذكورة في السؤال .

الخطوة الثانية: يحول الدرجة الخام إلى درجة معيارية باستخدام الصيغة:

$$d = \frac{x - \bar{x}}{y}$$

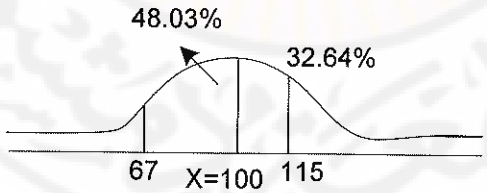
ففي هذا المثال:

$$d = \frac{130 - 100}{16} = 1.88$$



الخطوة الثالثة: يرجع إلى الجدول المعياري في العمود الأول من الدرجة المعيارية 1.88، ويوجد المساحة المحصورة بين المتوسط وهذه الدرجة من العمود الثاني فيجدها 46.99%، وبذلك تكون الرتبة المئينية المقابلة للدرجة 130 تساوي 50+46.99=96.99، أي حوالي 97.

مثال: ما النسبة المئوية للحالات التي تقع بين الدرجتين 67 و 115 ؟



للإجابة عن هذا السؤال يجب على الباحث ألا يتسرع ويخطئ بأن يطرح الدرجة 67 من الدرجة 115 ويقسم على الانحراف المعياري، فالمساحة تحت المنحني الطبيعي تعتمد على المتوسط كنقطة مرجعية ثابتة. ولذلك يجب على الباحث أن يوجد المساحة

بين المتوسط والدرجتين67 و 115 كل على حدة. ثم يجمع المساحتين ليحصل على إجابة السؤال، أي أنه يجب أن يتبع الخطوات التالية:

الخطوة الأولى: يوجد الدرجة المعيارية المقابلة للدرجة x=115.

$$d = \frac{115-100}{16} = \frac{15}{16} = 0.94$$

الخطوة الثانية: يوجد الدرجة المعيارية المقابلة للدرجة x=67.

$$d = \frac{67-100}{16} = \frac{-33}{16} = -2.06$$

الخطوة الثالثة: يوجد المساحتين المتناظرتين لكل من الدرجتين المعياريتين بالرجوع إلى العمود الثاني في الجدول المبين بملحق الجداول.

المساحة بين المتوسط والدرجة المعيارية 32.64 تساوي 0.94 .

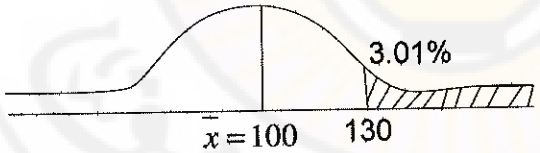
المساحة بين المتوسط والدرجة المعيارية 48.03 تساوي 2.06- .

الخطوة الرابعة: يجمع المساحتين معاً.

أي أن المساحة المحصورة بين الدرجتين 67 و 115 تساوي32.64+48.03=80.67%.

2) ما النسبة المئوية للحالات التي تتوقع أن تحصل على درجة أعلى من 130؟

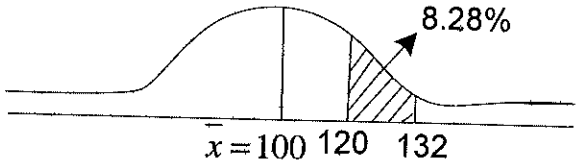
النسبة المئوية المطلوب إيجادها مبينة بالشكل التالي:



وقد وجدنا عند إجابة السؤال الأول أن المساحة المحصورة بين المتوسط والدرجة 130 تساوي 46.99 من المساحة الكلية. ولكي يوجد الباحث النسبة المئوية للحالات التي نتوقع أن تحصل على درجة أعلى من 130 يجب أن يطرح هذه النسبة من 50 (وهي المساحة تحت النصف الأيمن للتوزيع).

أي أن النسبة المئوية المطلوبة 3.01%=46.99-50.

3) ما النسبة المئوية للحالات التي تقع بين الدرجتين 120 ، 132 ؟



وهنا أيضاً لا يستطيع الباحث التوصل إلى الإجابة مباشرة، بل يجب أن يوجد المساحة المحصورة بين المتوسط وكل من الدرجتين 120 ، 132 ثم يطرح المساحتين إحداهما من الآخرى. ويكون الحل كالتالي:

الخطوة الأولى: يوجد الدرجة المعيارية المقابلة للدرجة 120.

$$d=\frac{120-100}{16}=\frac{20}{16}=1.25$$

الخطوة الثانية: يوجد المساحتين المتناظرتين لكل من الدرجتين المعياريتين بالرجوع إلى العمود الثاني في الجدول المبين باللحق:

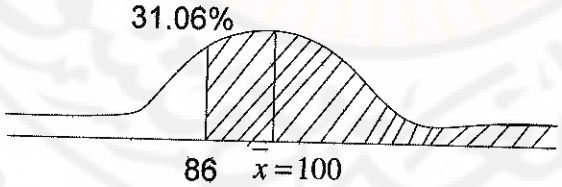
المساحة بين المتوسط والدرجة المعيارية 1.25=39.44%.

المساحة بين المتوسط والدرجة المعيارية 2.00=47.72%.

الخطوة الثالثة: يطرح المساحتين إحداهما من الآخرى ليحصل على المساحة المحصورة بين الدرجتين 120 ، 130.

أي أن المساحة تساوي 47.72-39.44=8.28%.

4) ما احتمال أن يحصل شخص اختير بطريقة عشوائية من المجتمع الأصل على درجة 86 أو أكثر؟



ولإجابة هذا السؤال يجب أن يحول الباحث الدرجة 86 إلى درجة معيارية.

$$d=\frac{86-100}{16}=\frac{-14}{16}=-0.88$$

ثم يوجد المساحة المحصورة بين المتوسط والدرجة 0.88 من العمود الثاني في الجدول المعياري فيجدها 31.06%. ولإيجاد النسبة المئوية للحالات التي تفوق الدرجة(0.88-) يجب أن يضيف 50% إلى المساحة السابقة.

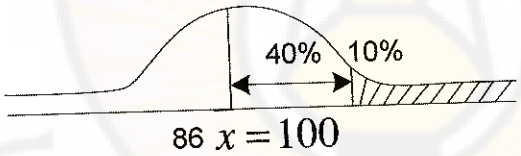
أي أن النسبة المئوية للمساحة المطلوبة تساوي 31.06+50=81.06%.

وللتعبير عن هذه المساحة باستخدام الاحتمالات يجب أن يحول هذه النسبة المئوية إلى كسر عشري فتصبح 0.8106.

أي أن هناك احتمالاً كبيراً أن يحصل شخص اختير بطريقة عشوائية من المجتمع الأصل على الدرجة 86 أو أكثر.

5) أراد باحث أن يختار المجموعة مرتفعة الذكاء من هذا المجتمع الأصل وهم الذين يمثلون 10% العليا من الدرجات. ما الدرجة التي يجب أن يقبلها لتكون بمثابة حد فاصل يُعتمد عليه في اختيار هؤلاء الأشخاص؟.

هذه المسألة تعد عكس المسألة السابقة. ففي المسألة السابقة حصلنا على النسبة المئوية للمساحة باستخدام درجة معينة. أما في هذه المسألة فإن النسبة المئوية معلومة لدينا، والمطلوب تحديد الدرجة المقابلة لهذه النسبة. والمسألة موضحة بالشكل التالي:



فالدرجة الخام المطلوبة تناظر الخط الذي يفصل النسبة 10% عن بقية التوزيع وللحصول على هذه الدرجة يتبع الباحث الخطوات الموضحة.

الخطوة الأولى: إذا كان 10% أعلى من الخط الفاصل، فإن 40% (50%-10%) تنحصر بين المتوسط وهذا الخط.

الخطوة الثانية: يرجع إلى العمود الثاني في الجدول المعياري، ويوجد الدرجة المعيارية المقابلة للكسر 0.4000 أي (40%)، فنجد أن $d = 1.28$ تناظر الكسر 0.3997.

الخطوة الثالثة: يحدد إشارة الدرجة المعيارية. فمن الشكل يتضح أن الخط الفاصل يقع على يمين المتوسط. ولذا فإن الدرجة المعيارية تكون موجبة وتساوي 1.28+.

الخطوة الرابعة: يحول الدرجة المعيارية السابقة إلى درجة خام باستخدام القانون:

$$d = \frac{x - \bar{x}}{\sigma}$$

ويمكن كتابته على الصورة: $x = \bar{x} + d\sigma$

وبالتعويض نحصل على: $x = \bar{x} + 1.28 \times 16$

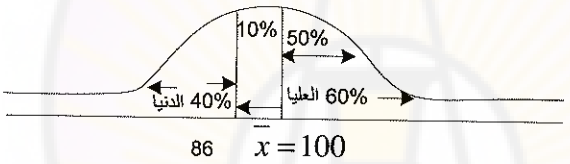
$$= 100 + 20.48$$

$$= 120.48$$

أي أن الشخص الذي يحصل على درجة 120.48 أو أكثر في اختبار الذكاء يتم اختياره ضمن المجموعة مرتفعة الذكاء دون سواه.

(7) مالدرجة التي تفصل بين 60% العليا، 40% الدنيا من أفراد هذا المجتمع في الذكاء؟

المعلوم في هذه المسألة هو النسبة المئوية، والمطلوب إيجاد الدرجة. فهي تعد أيضاً عكس المسألة السابقة أي أننا نحتاج إلى إيجاد الدرجة الخام كما هو موضح بالشكل:



ونلاحظ هنا أن النسبة التي سنكشف عنها في الجدول المعياري ليست واضحة، فاختيار أي من النسبتين 40% أو 60% دون معرفة أساس الاختيار يؤدي بالباحث إلى نتيجة الخطأ.

فالنسبة المئوية للمساحة المحصورة بين المتوسط والخط الفاصل هي 10%، وبالرجوع إلى العمود الثاني من الجدول والدراسه عن الدرجة المعيارية المقابلة للكسر 0.1000 نجد أن الدرجة 0.25 تقابل الكسر 0.0987 وهو أقرب ما يمكن إلى الكسر 0.1000.

وبالنظر إلى الشكل التوضيحي نجد أن الدرجة الفاصلة المطلوبة تقع إلى يسار المتوسط، أي أن هذه الدرجة المعيارية تكون سالبة وتساوي (0.25-)، ثم نحول هذه الدرجة المعيارية إلى درجة خام باستخدام القانون:

$$x = \bar{x} + d\sigma$$
$$= 100 + (-0.25) \times (16)$$
$$= 100 - 4 = 96$$

أوجه اختلاف التوزيعات التكرارية

تختلف التوزيعات التكرارية في عدد من الخصائص هي:

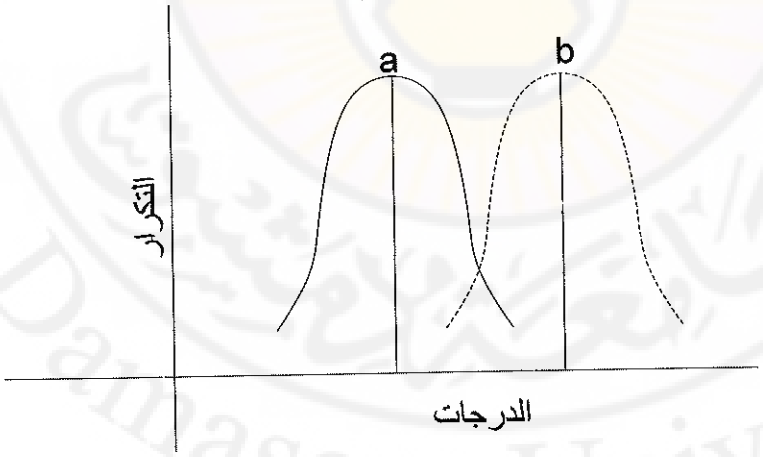
1. النزعة المركزية Central Tendency.
2. التشتت Variability.
3. الالتواء Skewness.
4. التفلطح Kurtosis

مناقشة التوزيعات التكرارية

(1) النزعة المركزية للتوزيع: تشير إلى قيمة المتغير بالقرب من مركز التوزيع.

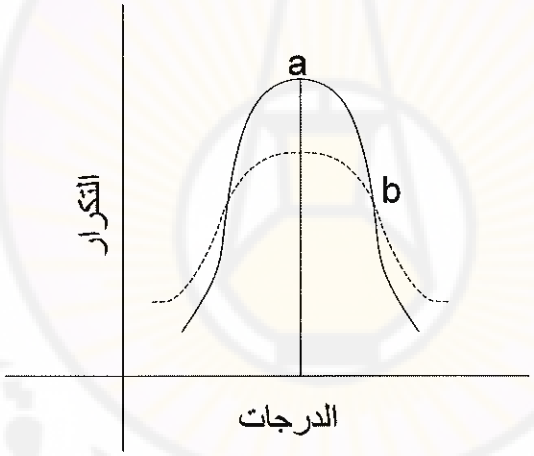
قياس النزعة المركزية (المتوسط، والوسيط، والمنوال)

ولتوضيح خاصة النزعة المركزية، يمكننا أن ننظر إلى المنحنيين التكراريين فنجد أنهما يختلفان فقط بالنسبة للنزعة المركزية. فالمنحنيان لهما الشكل نفسه ولكنهما يشغلان مكانين مختلفين بالنسبة إلى ميزان القياس (المحور السيني)، فمتوسط التوزيع (a) أقل من متوسط التوزيع (b)



(2) تشتت التوزيع: هو درجة انحراف الدرجات أو الملاحظات التي تكون التوزيع عن مركز التوزيع أو القيمة المتوسطة له. فإذا كانت جميع الدرجات متراكمة حول القيمة يقل التشتت عما لو انحرفت الدرجات بعيداً عن هذه القيمة.

ولتوضيح خاصة التشتت، يمكننا أن ننظر إلى المنحنيين التكراريين المبينين بالشكل التالي، حيث نجد أنهما لهما النزعة المركزية نفسها أي لهما المركز نفسه إلا أنهما يختلفان في التشتت. فدرجة التوزيع (a) تميل إلى التراكم بدرجة أكبر حول مركز التوزيع الذي يمثله الخط الرأسي الموضح بالشكل. بينما توجد نسبة أكبر حول مركز التوزيع الذي يمثله الخط الرأسي الموضح بالشكل. بينما توجد نسبة أكبر من الدرجات في التوزيع (b) تبتعد عن المركز أو القيمة المتوسطة. أي أن تشتت درجات التوزيع (b) أكبر من تشتت درجات التوزيع (a). ويعد مفهوم التباين أو التشتت من أكثر المفاهيم الإحصائية أهمية في تحليل البيانات.



(3) التواء التوزيع: يشير إلى تماثل أو عدم تماثل التوزيع.

(4) تفلطح التوزيع: يشير إلى الاستواء أو التدبب في التوزيع بالنسبة لغيره من التوزيعات.

العنصر الثاني :العدد (التعبير عن نتيجة القياس)

العدد هو الرمز أو التعبير الكمي الدال على السمة أو الخاصة موضوع القياس.

يمكن للعدد أن يحمل في الواقع أكثر من معنى واحد، فقد يستخدم العدد (6) عدد ساعات العمل اليومي. وقد يستخدم فيها العدد بوصفه رقمًا أو رمزا لا ينطوي على أية دلالة حين يستخدم للدلالة على رقم المنزل.

لقد أصبح واضحًا أنه لابد لمن يعمل في القياس التربوي والنفسي من التنبه إلى دلالة الأعداد التي يتعامل معها والتمييز حين التعامل مع الأعداد:

- العدد الذي يحمل دلالة كمية ويشير إلى الزيادة والنقصان.
- العدد الذي لا يحمل أي دلالة كمية ويكون مجرد رمز.
- العدد الذي يحمل دلالة كمية خاصة كتلك التي تشير إلى رتبة معينة للفرد ضمن مجموعة أفراد بحيث تعبر عن مركز هذا الفرد ضمن المجموعة بغض النظر عن مقدار المسافة التي تفصله عن كل فرد من أفرادها.

العنصر الثالث : أداة القياس

إن عملية القياس تتطلب استخدام مقياس (أداة قياس) معينة تتلاءم مع طبيعة السمة أو الخاصة موضوع القياس. وتستخدم أدوات القياس في جمع البيانات بطريقة منظمة تفيد في صنع القرارات المختلفة، تسعى هذه الأدوات لتحقيق غرض أو أكثر. وعادة قد تتطلب أدوات القياس كإجراءً واحداً منفرداً أو جملة إجراءات متكاملة للوصول إلى استدلال يخدم الهدف من عملية القياس للإحاطة بالصفة المراد قياسها. وتكون أداة القياس مجموعة معيارية، ومقننة، ومنظمة كي تسهل عملية القياس وتظهر النتيجة بشكل سهل وسريع.

ويمكن التمييز بين ثلاثة أنواع من المقاييس:

1 ــ مقاييس تتصدى لموضوعات مادية وتقيسها بصورة مباشرة، كمقاييس الأبعاد والأوزان والأحجام.

2 ــ مقاييس تتصدى لموضوعات مادية وتقيسها بصورة غير مباشرة، كميزان الحرارة ومقياس سرعة الرياح.

3 ــ مقاييس تتصدى لسمات معينة في الأفراد وتقيسها بطريقة غير مباشرة، كمقاييس التحصيل والذكاء.

إذاً أدوات القياس ليست مقتصرة على الاختبارات التي تقيس الجوانب العقلية والتحصيلية، وإنما تشمل الاستبيانات وقوائم الملاحظة والتقارير الذاتية والطرق الإسقاطية وغيرها من أدوات قياس مجموعات السمات السابقة، وكذلك تقيس الخواص الفيزيائية المتعلقة بالشكل والوزن والأبعاد الخطية والمستوية والفراغية، وتسعى هذه الأدوات عند جمع البيانات من مصادر متعددة ومتنوعة للاستفادة منها في عمليات بسيطة أو علائقية مركبة، وتحليلية واستدلالية وبالتالي تنبؤية، وفيما يلي نلقي الضوء على مفاهيم تلك الأدوات:

التقنين Standardization : ويقصد به أن يكون بناء نتائج أداة القياس وتصحيحها وتفسيرها مستنداً إلى قواعد محددة بحيث تتوحد فيه وتتحدد بدقة نتائج أداة القياس ووحدات القياس وطريقة تطبيقه، وتعليمات قراءة النتائج، وترتيبها وتفضيلها. يعطي التقنيين عملية التعميم مصداقية وموضوعية أكبر لأنه يوحد وحدات التعميم فيما بينها وبين القواعد التي يقرها غالبية الباحثون للدراسه العلمية التي تتميز بقابلية التكرار وتداول النتائج وتعميمها.

الموضوعية Objectivity: ويقصد بها ألا يتأثر المقياس وتصحيحه وتفسيره بالحكم الذاتي للقائمين بهذا العمل، وتختلف درجة الموضوعية التي يمكن تحقيقها، فالموضوعية التامة تعد هدفاً يسعى إلى تحقيقه القائمون ببناء أدوات القياس.

إن لهذين النوعين من التفسيرات في مختلف مجالات القياس وفي تصميم أدوات القياس وبنائها وتحليل نتائجها أهمية خاصّة.

التعميم في القياس

تعَد نظرة التعميم إحدى الأسس أو المرتكزات الأهم التي يقوم عليها القياس التربوي والنفسي المعاصر. فوفقًا لهذه النظرة مثلاً، نقوم بتعميم نتائج الاختبارات والاستبيانات، والمقاييس النفسية، التي نحصل عليها بعد القيام بعملية القياس لأفراد عينة في مجتمع، على المجتمع ككل، وذلك توفيراً للوقت والجهد.

المقياس التربوي أو النفسي: وهو عبارة عن عينة من المثيرات أو الأسئلة (مجموعة منتقاة من الأسئلة).

عينة الاستجابات: وهي عبارة عن عينة من الاستجابات (الإجابات) يعطيها المفحوص ردا على المثيرات أو الأسئلة التي يتضمنها الاختبار.

المجتمع الكلي للاستجابات: وهو عبارة عن المجموع الكلي للاستجابات المحتملة أو المفترضة التي تغطي السلوك أو السمة المقيسة. وقد يصعب حصر هذه الاستجابات ضمن مجال محدد بدقة. ولكن لا بد من " افتراضها "لتدل على سمة معينة دون غيرها. وبذلك يمكن اعتبار التعميم أحد الخطوات المهمة في عملية القياس بعامة والإحصاء بخاصة، سواء عند توسيع النتائج ومدها على مساحة المجتمع، أو عندما ننتخب أية عينة لتنوب عن المجتمع. أي عند الانتقال من الجزء إلى الكل أو عند نقل السمات من الكل لتتمثل في الجزء، ونحصل على هذا عندها نطبق القواعد والقوانين والإجراءات المنطقية المتعلقة بالإجراءين كي نطمئن على تحقيق الهدف، بعد أن نطمئن إلى أن خطواتنا صحيحة وغير متحيزة، وبالتالي صادقة وموضوعية. يمكن أن نقوم بالتعميم في حال كانت العينة ممثلة للمجتمع الأصلي، والأداة تقيس ما وضعت لأجله وهي ثابتة وغير متحيزة، وعملياتنا الإحصائية صحيحة وأخطاؤها معدومة.

خامساً: مستويات القياس

للقياس أربعة مستويات وفق التنظيم الهرمي بحيث تبدأ بالمستوى الأدنى وتتدرج صعودًا نحو الأعلى، وبحيث يحتفظ كل مستوى منها بميزات المستوى الذي يسبقه بالإضافة إلى الميزات الخاصة به:

المستوى الأول :الاسمي Nominal Scale

يتولى هذا المقياس تصنيف الأفراد أو الأشياء في عدة مجموعات وفقاً لبعض الخصائص النوعية.

المستوى الثاني :الرتبي أو الترتيبي Ordinal Scale

ويقوم هذا المستوى على ترتيب الأفراد أو الأشياء التي تشترك بخاصة معينة وفق تدرج معين يشير إلى وجود فروق بينهم أو بينها ولكن من دون تحديد لمقدار هذه الفروق.

مثال:

6	5	4	3	2	1
17 8	18 1	18 3	18 4	18 5	18 9

من الواضح أن الترتيب يكشف الفروق بين الأفراد ولكنه لا يضمن انتظامًا في الفروق. ومن أمثلة المقياس الترتيبي مقياس ليكرت لقياس الاتجاهات ضمن ترتيب معين يحوي انتقاء خيار من خيارات.

المستوى الثالث :الفئوي أو مستوى الوحدات المتساوية Interval Scale

يمتلك هذا المقياس خاصية الفواصل أو المسافات المتساوية التي تفصل بين درجة وأخرى مجاورة لها. وهذا يعني إمكان إجراء بعض العمليات الحسابية كالجمع والطرح، إلا أن «الصفر» في هذا المقياس يعّد نسبياً وليس مطلقاً. ومقياس الفئات المتساوية مقياس متدرج تتساوى فيه المسافة بين كل درجة والتي تليها. ويعد هذا المقياس مقياساً كمياً صحيحاً وذلك بخلاف المقياسين السابقين، فإنهما ليسا مقاييس كمية بالمعنى الدقيق للقياس الكمي. ويعد هذا المستوى أرقى من المستويين السابقين حيث يعتمد على وحدات قياس منتظمة للتعبير عن الفروق في السمة المقيسة .وهذا يعني أن وحدات القياس التي يعتمدها هذا المستوى هي وحدات متساوية، كما تحمل الأرقام المستخدمة فيه معنى كمياً وتكون قابلة لعمليتي الجمع والطرح. إلا أن المستوى الفئوي للقياس يفتقر إلى صفر حقيقي (أو رياضي) يشير إلى انعدام السمة المقيسة .(درجة الحرارة صفر لا تشير إلى انعدام الحرارة بل إلى تجمد الماء).

المستوى الرابع النسبي Ratio Scale

تعتبر المقاييس النسبية أعلى مستويات القياس وهي تتميز بخصائص جميع المقاييس السابقة إضافة إلى وجود الصفر المطلق، ومن الأمثلة على المتغيرات التي تقاس بهذا المقياس الدخل والوزن والطول. المقياس النسبي هو المقياس الذي يعتمد في بدئه على الصفر المطلق، مثل المقياس العلمي للحرارة الذي يبدأ بصفر مطلق قيمته 273- .والأعداد التي يعتمد عليها المقياس النسبي أعداد حقيقية تعتمد في بدئها على صفر مطلق، ووحدات المقياس النسبي وحدات اصطلاحية شأنها في ذلك شأن مقياس الفئات المتساوية.ويصلح المقياس النسبي لحساب المتوسط الهندسي.

سادساً: مصادر أخطاء القياس

هناك نوعان من أخطاء القياس: أحدهما الأخطاء المنتظمة Systematic Error، والأخرى الأخطاء غير المنتظمة أو العشوائية Unsystematic Errors التي ترجع إلى عوامل الصدفة Chance Factors، وعلينا البحث عن مصادر هذه الأخطاء العشوائية من أجل الإقلال من وقوعها أثناء القيام بالخطوات الإجرائية المتعلقة بالقياس، وذلك لإعطاء فرصة أكبر للدرجات الحقيقية. وبذلك تقترب الدرجات الملاحظة من الدرجات الحقيقية ويزيد تباين الدرجات الحقيقية إلى أقصى حد ممكن، وبالتالي تكون قيم معامل الثبات أكبر ما يمكن. إن الأخطاء العشوائية التي تؤثر في موقف قياس معين تختلف باختلاف القياسات، ونوع المقياس، وعينات القياس، وظروف التطبيق وهي عديدة ومتنوعة، إلا أنها تصنف في ثلاثة مصادر أساسية:

- خطأ القياس وأداته
- خطأ القياس والعدد
- خطأ القياس من خلال الذي يجري القياس
- صلاحية المقياس أداةً للتقويم

1- خطأ القياس وأداة القياس

إن أدوات القياس التي نستخدمها في القياسات التربوية والنفسية لم تصل إلى مستوى الدقة الذي وصلت إليه المقاييس الفيزيائية .وهذه الأدوات قد لا تكون حساسة للفروق الدقيقة، ولا تعطي نتائج ثابتة وصادقة بالشكل المطلوب .

2- خطأ القياس والعدد

مع أن الأعداد التي تعبّر عن نتيجة عملية للقياس توّفر قدراً عالياً من الدّقة فإنها لاتخلو من احتمالات الخطأ .ولعل هذا الأمر يظهر واضحاً حين تؤخذ الأعداد بصورتها الظاهرة ولا يعطى الاهتمام لطريقة الوصول إليها.

مثال : لو حصل أحد الطلبة على العلامة 34 من 40 في العلوم وحصل في اللغة الانكليزية على العلامة 30 من 40 فهل يعني هذا أن علامته في العلوم أعلى منها في اللغة الانكليزية ؟

افترض أن هذا الباحث احتل المرتبة الثانية في اللغة الانكليزية (أي كان الثاني ضمن المجموعة) والمرتبة العاشرة في العلوم فهل يبقى لديك أدنى شك في أن علامته في اللغة الانكليزية أعلى في حقيقة الأمر من علامته في العلوم؟

إن الأعداد وإن كانت براقة وجذابة بحد ذاتها، فإنها قد تكون خدّاعة ومضلّلة، ولا يجوز بالتالي أن ننبهر بها ونأخذها بصورتها الظاهرية.

3- خطأ القياس من خلال الذي يجري القياس

وأخيرا فإن الأمر الذي لابد من أخذه بالحسبان هو أن الإنسان الذي يقوم بعملية القياس قد يكون مصدر خطأ، وقد يحدث الخطأ بسبب عدم تدرّبه على القياس بصورة كافية، أو تحيزه، أو عدم انتباهه، أو سوء فهمه للنتائج أو غير ذلك .

4- صلاحية المقياس أداةً للتقويم

إن مشكلة صلاحية أدوات القياس وجودتها تكون أكثر إلحاحا وتعقيداً في العلوم السلوكية. فالدرجات المستمدة من هذه الأدوات ينبغي أن تتميز بالاتساق وألاّ تتغير تغيراً جوهرياً من تطبيق إلى آخر على الفرد نفسه ما دامت الظروف لم تتغير تغيراً ملحوظاً. كما ينبغي أن نطمئن إلى أن أداة القياس تقيس بالفعل السمة المحددة لكي نفيد من نتائجها في اتخاذ قرارات صائبة تتعلق بالفرد أو الجماعة، سواء في الانتقاء أم التصنيف أم التشخيص أم العلاج. وتشير هذه الخصائص إلى مفهومين من المفاهيم الأساسية التي تتعلق بالاختبارات والمقاييس التربوية والنفسية هما: مفهوم ثبات الاختبار Test Reliability، وصدق الاختبار Test Validity. وسوف نتناول الطرق المختلفة لتقدير كل من المفهومين، وكيفية تفسيرها والعوامل المؤثرة في كليهما، وعلاقة كل منها بالآخر. والصدق والثبات، وجهان لعملة واحدة، متكاملان، متشاركان، ومتداخلان في كثير من الأمور.

سابعاً: صدق المقياس

قدرة المقياس لقياس ما وضع لقياسه، ويرتبط صدق المقياس بالهدف من القياس، وله بنية، وقدرة، وبيئة، واستخدام، ونتائج، كلها ترتبط بالهدف، وهو نسبي طالما يتعلق بدرجات قياس هذه الدرجات تتوزع بين المتوقع والمشاهد.

أنواع الصدق:

الصدق الظاهري/ الشكلي / النظري للصدق، وصدق المضمون أو المنطقي / التركيب/ المحتوى، الصدق البنيوي والصدق المحكي.

1- **الصدق الشكلي:** هو الصدق الذي نتعامل معه بنظرة ترتيبية تنظيمية تتعلق بالإخراج والترتيب الذي يعطي للمقياس سمات التقبل وصفاته لدى مستخدميه ومستفتيه، ويناقش الأهداف والأفكار العامة التي وضع من أجلها المقياس منطقياً على ألاّ تتعدى الإجراءات الأساس النظري لها وله.

2- **صدق المضمون:** يرتبط هذا النوع من الصدق بمدى تمثيل بنود المقياس تمثيلاً متكاملاً للمجال السلوكي للسمة المطلوب قياسها، من مهارات وعمليات ومعارف. فيضعنا أمام مصداقية المحتوى التربوي وتراكيبه الذي عليه أن يمثل ويتمثل بشكل منطقي الأهداف والأغراض التي يجب أن يقيسها المقياس، من صدق صياغة وتمثيل وقدرة ونتائج واستخدام آني ومستقبلي، هذا الصدق الذي غالباً يعتمد على الإحصاء على نحو أساسي الذي سماته الأساسية: التنبؤ والتعميم المنطقي، وكون هذه الأنواع من الصدق بحاجة للتحقق من نتائج تطبيقية في مجال صدق صوغ تلك الأهداف وتبني متطلباتها استناداً على فرضيات تم اشتقاقها نظرياً وترتبط بطبيعة المتغيرات والتراكيب موضع التحليل. ويتم اكتشاف مصداقية التركيب عن طريق الكشف عن علاقات بنود المقياس بعضها الآخر، وعن علاقاتها بالتراكيب الأخرى، [فالتراكيب المرتبطة به تمثل (مصداقية التقارب) وتلك التي لا ترتبط به تمثل (مصداقية التمايز)].

يعتمد صدق المحتوى على التحليل المنطقي لمحتوى الاختبار وكافة بنوده ولذلك نسميه الصدق المنطقي. وقد يختلف المهتمون في الإجراءات المطلوبة للتأكد من قوة صدق المحتوى، فالبعض يرون أن الخبرة والمنطق بها يكفي للتحقق من صدق المحتوى.

3- الصدق المحكي

أنواع الصدق المحكي: ترتكز أنواع الصدق المحكي على مهمتين : التنبؤية و الصدق الآني الذي يسمى التلازمي.ويعتمد هذا التمييز على توافر محكات أداء لاحقة أو مستقبلية، ومحكات أداء راهنة.

أ- **الصدق التلازمي:** يرتكز الصدق المحكي على حساب معامل الارتباط بين درجات المفحوصين على الاختبار الأول والمقياس الثاني.(بذلك شرط لازم هو قرن الصدق بمقاربة المقياس مع مقياس محكي) إذاً يتطلب الصدق المحكي وجود مقياس محكي، كما يتطلب الصدق المحكي إجراءات تجريبية إحصائية، فمن خلال الصدق المحكي نصل إلى درجة ميئينية تدلنا على درجة الصدق. ويرتكز الصدق التلازمي على دراسة درجات المفحوصين على الاختبارين في الوضع الراهن، للتأكد من صدق المقياس بدلالة محك.

ب- **الصدق التنبؤي:** يهدف الصدق التنبؤي لمعرفة القدرة التنبؤية للمقياس. يرتكز الصدق التنبؤي على دراسة درجات المفحوصين على الاختبارين للتنبؤ بأداء المفحوصين في المستقبل.

الثبات:

يشير مفهوم الثبات إلى عدم تأثر الدرجات بالأخطاء غير المنتظمة. وتتعدد مصادر هذه الأخطاء، فبعضها يتعلق بأداة القياس، أو بإجراءات تطبيق الاختبار وتصحيحه، وبعضها الآخر يتعلق بأفراد العينة. فإذا انعدمت هذه الأخطاء تصبح الدرجة الملاحظة للفرد في الاختبار مساوية لدرجته الحقيقية التي تعد بمثابة درجة افتراضية. وإذا كان تباين الدرجات الملاحظة مساوياً لتباين الدرجات الحقيقية، فإن تباين الخطأ يكون مساوياً صفراً، ويصبح الثبات تاماً. ونظراً لأننا لا نستطيع قياس التباين الحقيقي بطريقة مباشرة، فإنه يمكننا تقدير قيمة أخطاء الصدفة التي تؤثر في الدرجات باستخدام أساليب مختلفة نحصل منها على قيم تقديرية لمعامل التكافؤ، أو معامل الاستقرار، أومعامل الاستقرار والتكافؤ، أو معامل الاتساق الداخلي، أو معامل التجانس، أومعامل إمكانية التعميم. كما يمكن تقدير ثبات الفرق بين درجتي الاختبار، وثبات تقديرات المحكمين. كما يمكن إيجاد قيمة الخطأ المعياري للقياس التي تتناسب عكسياً مع

قيمة معامل الثبات حيث تحدد مدى معين يحتوي الدرجة الحقيقية للفرد في الاختبار. ويمكن تقليل مصادر الأخطاء العشوائية التي تؤثر في قيم معامل الثبات، وذلك بإطالة الاختبار بقدر معين، ومراعاة الموضوعية في تصحيحه، وكذلك مراعاة تباين الأفراد المختبرين في السمة التي يقيسها الاختبار، والعناية بصياغة مفرداته وبنائها ، والتحقق من درجة صعوبتها وفقاً لهدف الاختبار في إبراز الفروق الفردية، أو قياس درجة التمكن في مجال دراسي معين.

ثبات درجات الاختبارات

يُقصد بمفهوم ثبات درجات الاختبار مدى خلوها من الأخطاء غير المنتظمة التي تشوب القياس، أي مدى قياس الاختبار للمقدار الحقيقي للسمة التي تهدف لقياسها، فدرجات الاختبار تكون ثابتة Reliable إذا كان الاختبار يقيس سمة معينة قياساً متسقاً في الظروف المختلفة التي تؤثر على حصول أخطاء قياس. فالثبات بهذا المعنى يعني الاتساق والدقة في القياس.

الثبات والدرجات الحقيقية

إن الدرجة التي نحصل عليها هي الدرجة الملاحظة Obtained Score، ويؤثر في هذه الدرجة أخطاء القياس المتنوعة التي نسمي مجموع نتائجها بدرجة الخطأ Error Score، فإذا طرحنا درجة الخطأ من الدرجة الملاحظة، فإننا نحصل على درجة الفرد خالية من الأخطاء العشوائية، وهذه تسمى الدرجة الحقيقية True Score، أي أن:

الدرجة الحقيقية = الدرجة الملاحظة *درجة الأخطاء العشوائية،

أو

الدرجة الملاحظة = الدرجة الحقيقية \ درجة الأخطاء العشوائية

إذا أخذنا الأخطاء بالقيمة المطلقة فإنه كلما نقصت درجة الأخطاء زادت الدرجة الملاحظة، وكلما كبرت الأخطاء نقصت الدرجة الملاحظة، وبما أن الأخطاء موزعة بين القيمة السالبة والموجبة، وبما أن توزعها متوازن فإن بعضها يلاشي بعضاً، وبذلك يصبح متوسط درجات الخطأ صفراً. لذلك نقبل أن متوسط الدرجات الملاحظة هو متوسط الدرجات الحقيقية، وكذلك تباين الخطأ سيساوي الصفر، وبالتالي تباين

الدرجات الملاحظة سيساوي تباين الدرجات الحقيقية، وعندها تكون الدرجات متسقة اتساقاً تاماً، وعندها تكون قيمة معامل الثبات واحداً صحيحاً. وبالعكس: إذا كانت درجات الاختبار غير متسقة على الإطلاق، فمعنى ذلك أن الدرجات لا تمثل سوى أخطاء القياس، أي أن الفروق الملاحظة بين الأفراد لا يكون لها أية علاقة بالفروق الحقيقية بينهم، وبهذا تكون قيمة معامل الثبات صفراً. وبما أن معامل الثبات يحدد نسبة تباين الدرجات الملاحظة للفرد التي تعزى إلى التباين الحقيقي للدرجات، فإذا طرحنا قيمته من الواحد الصحيح، فإننا نحصل على نسبة التباين في الدرجات الملاحظة التي تعزى إلى الأخطاء العشوائية. وبما أن الانحراف المعياري للدرجات بالانحراف المعياري للمقياس (كون درجات القياس تشير إلى الاختبار)، Standard Error Measurement. وإذا كان هذا الخطأ المعياري يساوي الصفر، تكون درجات الاختبار متسقة اتساقاً تاماً.

الثبات من وجهة النظر الإحصائية:

يقاس الثبات من وجهة النظر الإحصائية بمعامل ثبات درجات المقياس Coefficient of Reliability ويعرف بأنه نسبة تباين الدرجات الحقيقية إلى تباين الدرجات الملاحظة. وتتراوح قيم هذا المعامل بين الصفر والواحد. وبالتالي كلما اقتربت النتيجة من الواحد الصحيح دل ذلك على قدر أكبر من الثبات درجات، وبالتالي تزداد الثقة في دقة هذه المقياس واتساقه والاعتماد عليه.

مؤشر الثبات Reliability Index

هو تقدير لمعامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية والدرجات الملاحظة لمجموعة من الأفراد في اختبار ما، ويساوي الجذر التربيعي لمعامل الثبات. قدر علماء الإحصاء أن مقدار صدق الاختبار لا يتجاوز قيمة مؤشر الثبات (جذر معامل الارتباط)، أي لا ينبغي أن ترتبط درجات اختبار معين بأي متغير آخر بدرجة أكبر من ارتباطها بالمتغير الذي يقيسه الاختبار، وبذلك يرتبط الاختبار بنفسه.

أنواع معاملات ثبات درجات الاختبار أنواع معاملات ثبات درجات الاختبار المتوافقة مع الوضع المكاني لهذه المعاملات، على النحو التالي:

1 ــ معامل التكافؤ: تطبيق صيغتين متكافئتين للاختبار.

2 ــ معامل الاستقرار: تطبيق اختبار واحد مرتين بمدة زمنية فاصلة.

3 ــ معامل الاتساق : تجزئة الاختبار إلى صيغتين متكافئتين.

4 ــ معامل التكافؤ والاستقرار: تطبيق صيغتين متكافئتين للاختبار بمدة زمنية فاصلة.

5 ــ معامل كيودر وريتشاردسون

6 ــ معامل الفا كرنباخ

إن جمع المعاملين 1 و 2 يعطي معامل التكافؤ والاستقرار. وإن معامل الاتساق الداخلي هو معامل ألفا لكرنباخ أومعامل كيودر وريتشاردسون.

ونحن نسعى لحساب مدى اتساق درجات الاختبار في قياسات متكررة لنفس الفرد أومجموعة من الأفراد. ويحدث ذلك عادة في القياس الفيزيائي لتقدير دقة أداة القياس أوعمليات القياس حيث يعاد قياس الظاهرة عدة مرات للتحقق من ذلك. ولحساب معامل الثبات طرائق متعددة ومتنوعة تبعاً لبيئة القياس ونوعية البيانات، فمن هذه الطرائق مايعتمد على تطبيق صيغتين متكافئتين للاختبار لتقدير تكافؤ Equivalence أواتساق Consistency درجات الصيغتين، وبعضها يعتمد على المدة الزمنية الفاصلة بين تطبيق اختبار واحد مرتين على مجموعة أفراد نفسها لتقدير استقرار Stability درجات الاختبار، وبعضها يعتمد على ضم الطريقتين السابقتين معاً، بحيث تطبق صيغتان متكافئتان للاختبار بمدة زمنية فاصلة لتقدير معامل الاستقرار والتكافؤ، في حين أن بعضها يعتمد على تجزئة الاختبار إلى مجموعتين متكافئتين من المفردات لتقدير الاتساق الداخلي لمفردات الاختبار Internal Consistency، والبعض الآخر يعتمد على تحليل البنية الداخلية للاختبار Internal Structure للتعرف على مدى تجانس مفردات الاختبار Tests Items Homogeneity مثل معامل كيودر وريتشاردسون Kuder-Richardson ومعامل α لكرنباخ Cronbach.

كيفية احتساب قيم أنواع الثبات احتساب قيم أنواع الثبات التي تعتمد على تطبيقين مختلفين (صيغتين للاختبار نفسه).

معامل التكافؤ Equivalent Coefficient:

إن المشكلة المتعلقة بهذه الطريقة هي كيفية إعداد صيغ متكافئة أو متوازية للاختبار، فإحدى الصيغتين يمكن أن تختلف في محتواها وأنواع مفرداتها ودرجة صعوبتها عن الصيغة الأخرى، مما يؤدي إلى اختلاف واضح في تباين الدرجات الحقيقية للفرد في كل منها. ونظراً لصعوبة إجراء ذلك عملياً فإنه يمكن إعداد مواصفات تفصيلية دقيقة لنطاق مفردات بحيث تشمل حدود محتوى الاختبار، وتوزيعه على مفرداته، ونوع المفردات وعددها ودرجة صعوبتها وأساليب انتقائها وفحصها. إن استخدام صيغ متكافئة أو متوازية للاختبار يكون ضروريا في مواقف كثيرة، لأن أي اختبارين بصيغتين متكافئتين يقلل من أثر الذاكرة والاستذكار مقارنة مع اختبار واحد قبل التعلم وفي نهايته. إن الاختبار هو لقياس قدرة المتعلم على حل المشاكل وليس لاختبار التذكر.وإذا نجحنا في بناء صيغتي الاختبار مع مراعاة عدم تكرار المفردات في كل منها، وكذلك عدم تداخل محتواها بدرجة كبيرة، فإن ذلك يؤدي إلى بناء الصيغتين المتكافئتين للاختبار، وبذلك يقال إن الاختبارين في هذه الحالة متوازيان Parallel Tests. إن استخدام صيغتين متكافئتين يعد من أكثر الطرق دقة في تقدير ثبات درجات الاختبارات والمقاييس التربوية والنفسية. غير أن كلفة بناء هاتين الصيغتين وما يتطلبه من جهد ووقت يقلل أحيانا من استخدام هذه الطريقة ما لم تكن هناك صيغ متكافئة متوافرة. لذلك يفضل كثير من المهتمين ببناء أدوات القياس استخدام طريقة تعتمد على إعادة تطبيق الاختبار نفسه لتقدير قيمة معامل الثبات الذي يعرف بمعامل الاستقرار Stability Coefficient.

معامل الاستقرار

يهدف استخدام معامل الاستقرار لتقييم الخطأ الناجم عن تطبيق الاختبار نفسه مرتين متتاليتين بفترة زمنية معينة، وقد يستفاد منه بتقييم تأثير المتعلقة بالفرد وببيئة تطبيق الاختبار. ونحصل على القيمة التقديرية لهذا المعامل عن طريق احتساب معامل ارتباط بيرسون بين مجموعتي التطبيقين، وتسمى هذه الطريقة إعادة الاختبار Test Retest، وقيمة العامل، عامل الاستقرار Stability Coefficient.إلا أن هذا العامل يتأثر تأثيرا كبيراً بالمدة الزمنية الفاصلة بين مرتي تطبيق الاختبار. فالمدة القصيرة جداً تؤدي

إلى تضخيم قيمة معامل الاستقرار. وكذلك إعادة الاختبار مرتين بينهما فترة زمنية طويلة، هذه الفترة قد تتيح للفرد تحسين أدائه بما يقيسه الاختبار. كما يجب الانتباه إلى أن قيمة هذا المعامل في بعض الأحيان لا تعني أن درجات الاختبار غير مستقرة، إذ ربما تكون السمة المقاسه قد تغيرت على الرغم من افتراضنا أنها مستقرة نسبياً.

دور الخطأ المعياري للقياس.

تختلف درجة الفرد الملاحظ في الاختبار عن درجته الحقيقية لتأثر الدرجة الملاحظة بمصادر أخطاء متعددة. فإذا استطعنا تحديد درجة الأخطاء العشوائية التي أثرت في الدرجة الملاحظة لكل فرد من الأفراد المفحوصين، فإنه يمكن إيجاد الانحراف المعياري لدرجات الخطأ. والقيمة الناتجة تسمى الخطأ المعياري للقياس Standard Error of Measurement، وبما أنه من الصعب بمكان احتساب درجة الخطأ لكل فرد من أفراد العينة، نقوم عادة بتقديره عن طريق الانحراف المعياري للدرجات الملاحظة، وفق التالي:

تباين الدرجات الحقيقية = تباين الدرجات الملاحظة * تباين درجات الخطأ.

فإذا قسمنا الحدود على التباين الملاحظ، نجد :

[تباين الدرجات الحقيقية\ تباين الدرجات الملاحظة] = تباين درجات الخطأ.

وبالتالي:

معامل الثبات = تباين درجات الخطأ.

وبالتالي :

تباين الدرجات الحقيقية = تباين الدرجات الملاحظة * معامل الثبات.

وبجذر الطرفين، مع التذكر أن جذر التباين هو الانحراف المعياري، نجد:

الخطأ المعياري للقياس = الانحراف المعياري للدرجات الملاحظة * الجذر التربيعي (لمعامل الثبات)

يلاحظ أن الخطأ المعياري للقياس يساوي صفراً، إذا كانت قيمة معامل الثبات مساوية الصفر ، ولكنه يصبح مساوياً للانحراف المعياري للدرجات الملاحظة إذا كانت قيمة معامل الثبات مساوية للواحد. وهذا يعني أنه إذا كانت درجات الاختبار غير متسقة على الإطلاق، فإن تشتت الدرجات الملاحظة يعزى إلى الصدفة.

ثامناً: تطبيق الاختبار مرة واحدة

معامل الاتساق الداخلي Internal Consistency.

يتم احتساب معامل الاتساق الداخلي عن طريق توزيع المقياس إلى نصفين متكافئين، وإيجاد معامل ارتباط بيرسون بين درجات كل من النصفين وليس بحساب معامل التكافؤ، ويتم تقدير درجات كل من نصفي الاختبار كما لو كان كل منهما اختباراً منفصلاً، وهنا تظهر المشكلة حول تجزئة الاختبار إلى نصفين متوازيين وبخاصة إذا كان الاختبار يشتمل على مفردات غير متجانسة في محتواها أو يقيس سمة مركبة أوعدة سمات، مثل اختبارات الاستعداد العقلي أو المهارات، وكذلك الاختبارات المؤقتة، أو مفرداته تكون متباينة في درجة صعوبتها، أو متداخلة فيما بينها. ولا يجوز استخدام هذه الطريقة إذا كان الاختبار من نوع السرعة، والتي فيها يؤخذ بعين الاعتبار عند تصحيح الاختبار عدد الفقرات التي تم الإجابة عليها خلال فترة معينة. لذلك يفضل بشكل أساسي استخدام معامل الاتساق الداخلي في تقدير ثبات اختبار القوة Power Tests.

معامل التجانس كيودر وريتشاردسون Kuder – Richardson

سعى العالمان كيودر وريتشاردسون للتوصل إلى معامل ثبات للاختبارات غير الموقوتة (اختبارات القوة) التي تكون درجات مفرداتها ثنائية، أي: إما صحيحة أو خاطئة (1،0)، مثل مفردات الاختبار من متعدد، أو مفردات الصواب أو الخطأ. وتتغلب هذه الطريقة على مشكلة تعدد طرق التجزئة النصفية للاختبار عندما نبحث عن قيمة تقديرية لمتوسط قيم معامل الارتباط بين كل من نصفي الاختبار لجميع طرق التجزئة الممكنة دون أن نقوم بهذه التجزئة فعلاً. حيث أن هذه الطريقة تدرس العلاقات القائمة بين المفردات التي يشتمل عليها الاختبار أكثر من تأكيدها اتساق درجات الاختبار بمرور الزمن أو تكافؤها على الرغم من اختلاف صيغ الاختبار. وتعد طريقة التجزئة النصفية حالة خاصة من هذه الطريقة. فالاتساق الداخلي لمفردات الاختبار يعني درجة الارتباط الموجب بين المفردات. لذلك سماها طريقة دراسة تجانس المفردات Item Homogeneity أي اتساق الأداء عبر جميع مفردات الاختبار.

والجدير بالذكر أن كيودر وريتشاردسون وضعا صيغتين لهذه الطريقة (20 و 21)

أولاً: الصيغة (20) كيودر وريتشاردسون

وتعطى معادلة معامل التجانس رياضياً بالعلاقة:

$$\text{معامل التجانس} = KR20 \equiv \gamma_{20} = \frac{N}{N-1} * \frac{S^2 - \sum x\,y}{S^2} = \frac{N}{N-1} * \left(1 - \frac{\sum x\,y}{S^2}\right)$$

حيث:

(N) : ترمز إلى عدد مفردات الاختبار.

(S^2) : تباين الدرجات الكلية في الاختبار (مربع الانحراف المعياري).

(x) : نسبة عدد الأفراد الذين أجابوا إجابات صحيحة عن أي مفردة (درجة صعوبة المفردة).

(y) : نسبة عدد الأفراد الذين أجابوا إجابات خاطئة عن أي مفردة، وبالتالي:

$$.y = 1 - x$$

$\sum xy$: ترمز إلى مجموع تباين درجات مفردات الاختبار. فإذا كان $\sum x.y = S^2$، أي أن: مجموع تباين درجات مفردات الاختبار يساوي تباين الدرجات الكلية في الاختبار، وعندها تنعدم درجة معامل التجانس. لذلك إذا أردنا أن تكون قيمة معامل الثبات مرتفعة ينبغي أن تكون تباين الدرجات الكلية في الاختبار (S^2) أكبر من $\sum xy$ مجموع تباين درجات مفردات الاختبار. وهذا لا يتأتى إلا إذا كان هناك ارتباط مرتفع بين المفردات. إذاً هذا الاختبار يطبق عندما نختبر سمة واحدة، وفي حال كان الاختبار يحوي أكثر من سمه لا بد من فرز كل سمه عن الأخرى والتعامل مع الاختبار موزعاً على عدد السمات. كما يجب أن تكون استجابات الاختبار ثنائية (نعم / لا).

ثانياً : الصيغة (21) كيودر وريتشاردسون

وتعطى معادلة معامل التجانس رياضياً وفق صيغة كيودر–ريتشاردسون 21 بالعلاقة:

$$\text{معامل التجانس} = KR21 \equiv \gamma_{21} = \frac{\left[\frac{N}{N-1}\right] * \left[1 - \left\{\overline{X}(N - \overline{X})\right\}\right]}{(N - S^2)}$$

حيث:

(N) : ترمز إلى عدد مفردات الاختبار.

(S^2) : تباين الدرجات الكلية في الاختبار (مربع الانحراف المعياري).

($\overline{X}$) الوسط الحسابي لدرجات الاختبار.

ملاحظة : يتطلب استخدام الصيغة (21) توافر شرط إضافي إلى جانب الشروط الأخرى التي تتطلبها الصيغة (21)، وهذا الشرط هو تساوي جميع مفردات الاختبار والمقاييس في درجة صعوبتها أو على الأقل يتراوح متوسط درجة صعوبة جميع المفردات 50%، ولكن نظراً لصعوبة تحقق هذا الشرط في كثير من الاختبارات أوالمقاييس، فإن الصيغة (21) ربما تكون أكثر ملائمة لهذا الاختبارات.

معامل α لكرنباخ

تستخدم صيغتي كيودر وريتشاردسون في الاختبارات التي تشمل على مفردات ثنائية الدرجة، أما إذا كان المقياس متدرجاً مثل موازين التقدير، أو استبيانات قياس الاتجاهات واستطلاع الرأي أو بعض مقاييس الشخصية التي يستجيب الفرد فيها لعبارات المقياس على ميزان ثلاثي أو خماسي التدريج مثل:

(موافق جداً = 5، موافق = 4، غير متأكد =3، غير موافق = 2،غير موافق على الإطلاق = 1) فهنا لا نستطيع اعتبار إحدى الاستجابات صحيحة والأخرى خطأ، وإنما تقع الاستجابات على درجات متصلة تتراوح بين موافق جداً وغير موافق على الإطلاق. وقد تمكن Cronbach من اشتقاق صيغة عامة من الصيغة (20) لتقدير ثبات درجات أنواع مختلفة من المقاييس والاختبارات. وتعطي هذه الطريقة معامل اتساق داخلي لبنية الاختبار أو المقاييس، ويسمى أيضاً معامل التجانس، غير أن Cronbach أطلق على هذه الصيغة معامل (α) وتحسب يدوياً كالتالي:

$$\alpha = \frac{N}{N-1} \times \left(1 - \frac{\sum S_N^2}{S^2} \right)$$

حيث :

(S^2_N) : ترمز إلى تباين درجات كل مفردة من مفردات الاختبار.

($\sum S^2$) : ترمز إلى مجموع تباين درجات جميع المفردات.

(N) : ترمز إلى العدد الكلي لمفردات الاختبار.

وهذه الصيغة تختلف عن صيغة كيودر وريتشاردسون في بسط الكسر الثاني، فقط، وكلاهما يرمز إلى تباين الدرجات الكلية، لكن بصيغتين مختلفتين. كما يلاحظ أن كليهما يتأثر بعدد بنود الاختبار. ومن الجدير بالذكر أن قيمة معامل (α) تساوي متوسط القيم التقديرية لمعامل ثبات كل من نصفي الاختبار لجميع طرق التجزئة النصفية الممكنة، كما هو الحال في معامل التجانس كيودر وريتشاردسون. وبعبارة أخرى فإن معامل (α) يعطي قيمة تقديرية للارتباط بين عينتين من المفردات المستمدة من نطاق شامل للمفردات التي تماثل مفردات كل من العينتين. وقد وجد Cronbach أن هذا المعامل يعد مؤشراً للتكافؤ، أي: يعطي قيماً تقديرية جيدة لمعامل التكافؤ، إلى جانب الاتساق الداخلي أو التجانس، ومن الملاحظ أن معامل (α) ومعامل التجانس كيودر وريتشاردسون يتأثران بطول الاختبار أي عدد مفرداته ومدى تجانس هذه المفردات ومدى تجانس هذه المفردات. ويعطي معامل (α) الحد الأدنى للقيمة التقديرية لمعامل ثبات درجات الاختبار، أي أن قيمة معامل الثبات عامة لا تقل عن قيمة معامل (α)، فإذا كانت قيمة معامل (α)مرتفعة فإن هذا يدل بالفعل على ثبات درجات الاختبار، أما إذا كانت منخفضة فربما يدل ذلك على أن الثبات يمكن أن تكون قيمته أكبر من ذلك باستخدام طرق أخرى.

عوامل أخرى مؤثرة على نتائج المقياس:

مدى تجانس أفراد العينة

تعتمد القيمة التقديرية لمعامل الثبات اعتماداً كبيراً على مدى الفروق بين الأفراد المختبرين، فكلما زادت هذه الفروق ازداد تباين الدرجات الحقيقية للأفراد وبالعكس، إذا زادت قيمة معامل الثبات كانت مجموعة الأفراد متجانسة في القدرة أو السمة التي يقيسها الاختبار.

عدد مفردات الاختبار

من فوائد زيادة عدد مفردات الاختبار أنه يزداد معها قيمة معامل ثبات درجاته. ويرجع ذلك إلى أن زيادة عدد المفردات يسمح للأخطاء العشوائية الموجبة والسالبة أن يلاشي بعضها بعضاً مما يجعل الدرجة الملاحظة للفرد من الاختبار تقترب من درجته الحقيقية.

موضوعية التصحيح

من تعريف الموضوعية Objectivity يتبن أنه كلما تأثر تصحيح الاختبار أو تقدير درجاته بعوامل ذاتية أو عوامل التحيز انخفضت قيمة معامل ثبات الدرجات. فتصحيح الاختبارات التي تشتمل على مفردات مثل الاختبار من متعدد أو الصواب أو الخطأ، أو الإكمال يكون عادة موضوعيا سواء أجري يدويا أو آليا. ولكن المشكلة تبدو واضحة في تقدير درجة اختبارات المقال وبعض مقاييس الأداء والشخصية، حيث يتضمن التصحيح أحكاماً فردية تتعلق بنوعية الاستجابات، وهذا بدوره يؤثر تأثيراً بالغا في ثبات التقديرات.

خصائص مفردات الاختبار

لكي تقلل من عوامل التخمين الذي يؤدي إلى الأخطاء العشوائية في الدرجات التي تسهم بدورها في خفض قيمة معامل الثبات، وبالتالي كي لا يتأثر الاختبار ككل عند احتساب معامل الثبات، نسعى إلى تقليل المفردات من الخطأ خلوها منه ، علينا أن نعطي اهتماماً كبيرا لكيفية بناء المفردات، فبعض المفردات ربما تشتمل على مؤشرات تجبر على استجابات صحيحة في الاختبار، مما يساعد على خفض قيمة معامل الثبات. وقد نجد مفردات غامضة أو غير واضحة الهدف، أو التي تكون صياغتها أو تعليمات إجابتها غير دقيقة، أو غاية في الصعوبة، تؤثر تأثيراً بالغاً في ثبات درجات الاختبار. إن قيم معامل الثبات ليست قيما مطلقة، وإنما تعد قيماً تقديرية تؤثر فيها عوامل متعددة ينبغي مراعاتها في تصميم أدوات القياس، وبخاصّة عند انتقاء هده الأدوات واستخدامها وتفسير نتائجها. وإلا ستكون الفروض التي تستند إليها طرق تقدير الثبات يصعب اختبارها وبالتالي لا نعلم مدى تحققها في الواقع الميداني، وبالتالي نبتعد عن الأسلوب الإحصائي الذي يقدم لنا الحكم المنطقي والنتائج الصحيحة في تفسير ما رمينا إليه.

ثبات تقديرات المحكمين

الثقة في تقديرات صادرة عن عدّة محكمين.

إن ابسط الحالتين :

الحالة الأولى : معرفة مدى اتساق متوسط تقديرات اثنين من المحكمين لمجموعة من الأفراد، فإنه يمكن إيجاد قيمة معامل الارتباط بين تقديرات كل منهما، بتطبيق صيغة سبيرمان وبراون

اتساق متوسط التقديرات = {(2* الارتباط بين تقديرات المحكمين) ÷ (1 + الارتباط بين تقديرات المحكمين)}.

الحالة الثانية : وجود عدد من المحكمين، والمطلوب معامل الارتباط بين تقديراتهم لمجموعة أفراد، ونجد هذا بتطبيق صيغة سبيرمان وبراون :

معامل الثبات بين تقديرات المحكمين ={ (عدد المحكمين * معامل ثبات الاختبار) ÷ [1 + (عدد المحكمين ــ 1) * معامل ثبات الاختبار] }.

ثبات الفرق بين درجتي اختبارين:

قد نرغب مقارنة درجات في اختبار التحصيل في الرياضيات بدرجته في اختبار الذكاء، أومقارنة درجات في اختبارين طبق أحدهما قبل عملية التعليم وطبق الآخر بعد انتهائها، ولهذا نتحقق من ثبات الفرق يحسب بالصيغة التالية:

معامل ثبات الفرق = { [(معامل ثبات الاختبار الأول + معامل ثبات الاختبار الثاني)÷2] – قيمة الارتباط بين الاختبارين } ÷ { (1 – قيمة الارتباط بين الاختبارين)}.

ومن الملاحظ عادة أن القيمة التقديرية لمعامل ثبات فرق الدرجات تكون عادة أقل من قيمة ثبات كل درجة على حده. وهذه القيمة التقديرية تساوي نسبة تباين الفرق بين درجات الاختبارين الملاحظة إلى نسبة تباين الفرق بين الدرجتين الحقيقيتين. وكلما قل الارتباط بين درجات الاختبارين وزاد كل منهما تزداد قيمة معامل ثبات الفرق بين الدرجتين، والعكس بالعكس.

الفصل الخامس

دور الإحصاء التربوي

اولا: مقدمة

يقال عند العرب «أحصى الشيء» بمعنى عده وحفظه وعقله وضبطه، والإحصاء هو إحدى الدعامات الرئيسة، والأسس المنطقية التي تقوم عليها الطرائق العلمية عند الدراسة في العلوم الإنسانية بخاصة والعلوم الأخرى عامة عن علاقات علمية ذات طبيعة وصفية واستدلالية بين جملة معطيات.

ويرتبط الإحصاء ارتباطاً وثيقاً بما نقوم به من إجراء ملاحظات وتجارب موضوعية، فيحدد الشروط الأساسية لموضوعية التجارب ولخططها ومنهجها، ومدى التعميم الذي تنطوي عليه نتائجها.

إذاً الإحصاء هو علم يهتم بالطرائق العلمية الرياضية القائمة على استخلاص معلومات من بيانات ومعطيات إحصائية لإجراء استقراء حول المجتمع الذي جاءت منه هذه البيانات.

ويهتم الإحصائي بتطوير واستخدام أساليب التصميم والتحليل والاستقراء بحيث يقدم أفضل النتائج بأقل كلفة ممكنة عند تصديه لمسألة إحصائية.

المسألة الإحصائية: تتضمن المفاهيم الأساسية التالية:

1ـ تصميم التجربة.

2ـ طريقة اختيار العينة.

3ـ جمع وتحليل المعلومات الإحصائية أو البيان الإحصائي.

4ـ إجراء استقراءات حول المجتمع الذي أخذت منه العينة بناءً على المعلومات التي تحويها العينة.

المجتمع Population

المجتمع هو مجموعة كل الأفراد أو الأشياء أو الدرجات التي يرغب الباحث دراستها، ولا يشترط أن يكون المجتمع محدداً بعدد معين من الأفراد أو الدرجات أو الأشياء، فقد يكون كبيراً جداً ليشمل سكان دولة أو مجموعة سكان الكرة الأرضية، وقد يكون صغيراً جداً لا يتجاوز عدد أصابع اليد.

والعينة Sample

العينة هي جزء من المجتمع تجري عليه الدراسة، ويختارها الباحث لإجراء دراسته عليها بدلاً من إجرائها على جميع أفراد المجتمع وذلك لأسباب اقتصادية وعملية.

أنواع العينات:

للعينة أنواع عدّة منها:

1 – العينة العشوائية البسيطة Simple random sample.

2 – العينة الطبقية Stratified.

3 – العينة المقصودة. Question Sample

4 – العينة العرضية. Offs Sample

5 ــ العينة العنقودية Cluster Sample .

وتكون العينة مُمَثِلة للمجتمع الأصلي إذا تم انتقائها بشكل عشوائي (الانتقاء العشوائي: هو أسلوب انتقاء يتم فيه سحب أفراد من المجتمع المراد دراسته بحيث يكون لكل فرد عند السحب فرصة متساوية في اختيار عناصر العينة التي نرغب في تشكيلها، وألاّ يكون لاختيار أي فرد علاقة باختيار أي فرد آخر في المجتمع). وتعرف التجربة بأنها وسيلة علمية لها خطوات تسعى إلى فهم حقيقة أو ظاهرة أو ظواهر طبيعية ومعرفتها. كما تسمى كل قيمة من القيم التي تتعلق بخصائص المجتمع «الوسيط Parameter»، أما المتعلقة بخصائص العينة التي سحبت عشوائياً من المجتمع فتسمى «التقدير Estimate» أي أن القيمة المستخرجة لأية خاصة في العينة ما هي إلا تقدير لقيمة تلك الخاصة في المجتمع التي على الأغلب تكون غير معروفة إذ أنها لو كانت معروفة لانتفت الحاجة إلى حساب تقديرها.

المتغيرات Variables:

المتغير هو صفة أو خاصية من خواص شيء أو شخص ولها أكثر من قيمة واحدة في الظروف والأوقات المختلفة كالعمر والجنس، فالعمر له قيم مختلفة قد تكون سنة أو سنتين أو عشرة أو أقل أو أكثر والجنس قد يكون ذكراً أو أنثى.

أنواع المتغيرات:

المتغير المستقل independent : هو المتغير المؤثر أو الذي يسيطر عليه الباحث عادة في التجارب التربوية والنفسية والاجتماعية لأجل التعرف على تأثيراته في المتغير التابع dependent، والمتغير التابع هو المتغير الذي يقع عليه التأثير من المتغير المستقل. ويمكن التمييز بين المتغيرات الكمية والمتغيرات النوعية، فالمتغير الكمي هو ذلك الذي يمكن تمييزه بالدرجات المستمرة أو التكرارات الكمية كدرجات التحصيل. أما المتغيرات النوعية فهي التي تصنف الأفراد أو الأشياء حسب النوع أوالاسم ولذا تأخذ صفة الترتيب ومثال ذلك متغير الجنس الذي يصنف الأفراد إلى ذكور وإناث. وتصنف المتغيرات إلى مستمرة ومتقطعة، والمتغير المستمر هو ذلك المتغير الذي يمكن أن يأخذ أية قيمة بين نقطتين على مقياس معين كالوزن والعمر ودرجات التحصيل أو مستوى الذكاء، أما المتغير المتقطع فهو الذي تكون القيم الخاصة به محددة على مقياس معين كالجنس الذي لا يمكن أن يكون إلا ذكراً أو أنثى. ويمكن التمييز بين المتغير المستمر والمتغير المتقطع بملاحظة أن الأول يمكن أن يكون له قيم كسرية.

ثانياً: العمليات الإحصائية

ـ وظائف الإحصاء

للإحصاء وظيفتان أساسيتان: وصف البيانات والتوصل إلى استنتاجات محددة، فعندما نريد التعرف على عدد من الأشخاص الذكور المسجلين في وظيفة ما في عمل ما خلال سنة معينة، فإنه بإمكاننا أن نحصل على هذا العدد من السجلات الرسمية لذلك العمل، ونكون بذلك قد استخدمنا ما يسمى بالإحصاء الوصفي(Descriptive statistics). ولكن عندما نريد التعرف على أي من الجنسين من هؤلاء الأشخاص له مهارة أكبر في مجال ما فإنه لا يتوفر أي سجل أو وثيقة تساعدنا في الحصول على الإجابة المطلوبة، كما أنه ليس بالإمكان بسبب كثرة عدد هؤلاء الأشخاص من الجنسين القيام بملاحظتهم جميعاً، ولذا يتم عادة اختيار عدد محدود منهم لإجراء الدراسة عليهم وتسجيل الوقت الذي يقضيه كل منهم في التعلم والتدريب، ثم تستخدم هذه النتيجة للتوصل إلى استنتاج عام اكتساب المعرفة في التعلم والتدريب لدى الجنسين من هؤلاء الأشخاص، وهنا نكون قد استخدمنا الوظيفة الثانية للإحصاء وهي التوصل إلى استنتاج وهذا ما يسمى

بالإحصاء الاستدلالي أو التحليلي (Inferential statistic)، وتكمن أهمية الإحصاء الاستدلالي في كفايته من حيث أنه يقتصد الجهد والمال، ويعطي نتائج دراسية شاملة تغطي خصائص المجتمع الذي سحبت منه عينة الدراسة. إذاً الإحصاء الاستدلالي يساعد في التعرف على خصائص مجموعة من الأفراد أو الدرجات أو الأشياء في ضوء التعرف على خصائص جزء منها، وبذلك فإن استخدام الإحصاء الاستدلالي يساعد على التوصل إلى الاستنتاجات، وبالتالي اتخاذ قرارات معينة على ضوئها. كما يهتم الإحصاء الاستدلالي بنوع المشكلة وخصائصها الرقمية، وهدف الدراسة. ويعتمد الإحصاء الوصفي على الكشف عن مدى تجمع البيانات العددية للظواهر المختلفة أو مدى تشتتها، والعلاقات المختلفة التي تربط كل ظاهرة بأخرى والقيمة العددية لهذا الارتباط، وبذلك يسعى الباحث في معالجته الإحصائية للظواهر التي يدرسها إلى معرفة متوسطاتها المختلفة أو نزعتها المركزية، أو مدى انتشارها، وكذلك انحراف أفرادها عن تلك المتوسطات، ليصل بالتالي إلى وصف شامل للظواهر التي يدرسها.

نعتمد على مقاييس النزعة المركزية، والتشتت، والارتباط والمعاني الاحصائية النفسية لتلك المقاييس، وخواصها الرئيسية وتطبيقاتها المختلفة اعتماداً مباشراً في تصنيفنا للبيانات العددية التي تصف الظواهر المختلفة وعندها نكون قد استخدمنا الإحصاء الوصفي (Descriptive Statistics) لأنه عندها يقتصر عملنا على وصف تلك الظواهر كما هي في إطارها المحدود الذي رصدت فيه، ولا يتعداها إلى منشأها العام. وعندما يحاول الباحث أن يعتمد على تلك البيانات الإحصائية في استنتاج المميزات الرئيسية للأصل العام الذي اشتقت منه، فإنه ينحو بذلك نحو التعميم العلمي للظاهرة التي يدرسها، ويهدف إلى استنتاج خواصها الإحصائية في صورتها العامة. وعندها يسمى هذا النوع الاستدلال الإحصائي (Statistics Inference) لأنه يستدل على الخواص الإحصائية (The Father Population or The Universe) من الخواص الإحصائية لإحدى عيناته أو بعضها. أي أنه يستنتج صفات الكل من الجزء أومن الأجزاء التي تنطوي تحت إطاره.

ـ عمليات الإحصاء

يتضمن علم الإحصاء بناءً على تعريفه السابق أربع عمليات إحصائية هامة هي:

1ـ جمع البيانات.

2ـ تنظيم البيانات.

3ـ وصف البيانات (الإحصاء الوصفي أو الوصف الإحصائي)

4ـ الاستدلال (الإحصاء الاستدلالي أو الاستدلال الإحصائي)

وتحتاج العمليات الإحصائية الوصف الإحصائي إلى مقاييس إحصائية Scales يتم على أساسها الوصف والتحليل والإحصاء، وكلمة مقياس Scale لها عدة معان، قد يكون أداة من أدوات القياس كاختبار أو استفتاء أو بطاقة ملاحظة أو آلة ميكانيكية أوكهربائية، أو تأخذ معنى طريقة إحصائية، أو معيار إحصائي يستخدم لاختبار فروض محددة.

ثالثاً: معاملات الارتباط

الارتباط في معناه العلمي الدقيق هو التغيير الاقتراني، وقد يكون إيجابيا كمثل زيادة طول عمود الحديد تبعاً لزيادة درجات الحرارة، أي أن الزيادة في الظاهرة الأولى تقترن بالزيادة في الظاهرة الثانية. وقد يكون سلبياً كمثل نقصان حجم قطعة الثلج تبعاً لزيادة الحرارة. أي أن الزيادة في الظاهرة الأولى تقترن بالنقصان في الظاهرة الثانية. ويقاس هذا التغيير الاقتراني بمعاملات الارتباط. وتختلف الطرق الإحصائية لحساب معاملات الارتباط تبعاً لاختلاف البيانات العددية التي ترصد الظواهر العلمية. فقد تدل هذه البيانات على درجات الأفراد أو على نجاحهم ورسوبهم أو على ترتيبهم. والمقياس الذي يعتمد على الدرجات الفعلية للأفراد يقوم في جوهره على التسلسل للبيانات العددية، ويسمى هذا النوع المتتابع ومن أمثلته الدرجات التالية: 12، 13، 14، 15، 16..... والمقياس الذي يعتمد على النجاح والرسوب يعتمد في جوهره على التقدير الثنائي للصفات والظواهر المختلفة، فإما أن يكون الباحث ناجحاً أو راسباً، وإما أن تكون درجة السؤال واحداً صحيحاً أو صفراً، وإما أن يكون الفرد ذكراً أو أنثى. وهكذا بالنسبة للصفات الأخرى التي تصلح لمثل هذا التقسيم الثنائي، ولذلك يسمى هذا النوع الثنائي.ويعتمد النوع الأخير على تحديد مستويات الأفراد بتحديد ترتيبهم ولذلك يسمى هذا النوع: الترتيبي. يعني الارتباط وجود علاقة من نوع ما بين متغيرين بحيث تتأثر درجات كل من المتغيرين بالآخر زيادة أو نقصاناً، وهذه العلاقة قد تكون:

1ــ علاقة طردية: الارتباط موجب.

2ــ علاقة عكسية: الارتباط سالب.

1- **العلاقة الطردية:** تعني أنه كلما زادت قيمة أحد المتغيرين زادت قيمة المتغير الآخر تبعاً له والعكس صحيح، أي أنه كلما نقص أحد المتغيرين نقص الآخر.

2- **العلاقة العكسية:** تعني أنه كلما زادت قيمة أحد المتغيرين قلت (نقصت) قيمة المتغير الآخر تبعاً له والعكس صحيح. وسواء كانت العلاقة بين المتغيرين طردية أم عكسية فدرجة هذه العلاقة تسمى «معامل الارتباط» وهو المفهوم الذي يهمنا دراسته.ولعامل الارتباط أهمية كبيرة في مجال العلوم البيولوجية والسلوكية، فمن خلاله اكتشفت علاقات عديدة بين ظواهر متباينة، كما تأكدت علاقات أخرى لا حصر لها لم تكن واضحة أو مقدرة بشكل دقيق.

معاملات الارتباط المختلفة:

يوفر علم الإحصاء عدداً من الأساليب لحساب الارتباط بين المتغيرات، ويقوم كل أسلوب من هذه الأساليب على خصائص المتغيرات التي نتعامل معها، فإن كان المتغير يقبل القياس الكمي وكانت درجاته في شكل قيم خام متصلة، يمكننا أن نستخدم «معامل الارتباط التتابعي Product moment لبيرسون Pearson» وإذا كانت في شكل ترتيب لقيم الأفراد على المتغيرين فنستطيع استخدام «معامل ارتباط الرتب» Rank order لسبيرمان Spearman، كما يمكن استخدام «معامل الارتباط الرباعي Tetracoric» أو غيره من معاملات الارتباط الأخرى لتقدير العلاقة بين المتغيرين. ويستخدم الحساب الإحصائي معامل الارتباط للإجابة على ثلاثة جوانب رئيسية:

الجانب الأول: هل هناك ارتباط بين المتغيرين أم لا.

الجانب الثاني: هل الارتباط بين المتغيرين إيجابي أم سلبي.

الجانب الثالث: ما قوة أو درجة الارتباط بين المتغيرين؟ هل هو ارتباط قويّ أم ارتباط ضعيف سواء أكان موجباً أم سالباً.

أنواع معاملات الارتباط:

توجد خمسة أنواع لمعامل الارتباط تقابل الأنواع الخمس للارتباط.

1ــ معامل ارتباط موجب تام: قيمته = +1

2ـ معامل ارتباط موجب جزئي: قيمته = أي كسر حقيقي موجب (بسطه أقل من مقامه)، بمعنى: أي كسر موجب محصور بين الصفرو +1

3ـ معامل الارتباط الصفري: قيمته = صفر

4ـ معامل الارتباط السالب التام: قيمته = −1

5ـ معامل الارتباط السالب الجزئي: قيمته = أي كسر حقيقي سالب (بسطه أقل من مقامه)، بمعنى: أي كسر سالب محصور بين الصفرو −1.

ـ حدود معامل الارتباط:

تنحصر قيمة معامل الارتباط بين +1، −1 وذلك يعني أن معامل الارتباط لا يمكن بأي حال ان تزيد قيمته عن +1 ولا يمكن أن تقل قيمته عن−1، ومن الجائز ان يساوي +1 في حالة الارتباط الموجب التام، ويمكن أيضاً أن يساوي 1 في حالة الارتباط الموجب التام، ويمكن أيضاً أن يساوي −1 في حالة الارتباط السالب التام. ويمكن التعبير عن حدود معامل الارتباط بالصورة الرياضية التالية:

$$-1 \le r \le +1$$

وهي تعني أن معامل الارتباط (r) أقل من أو يساوي +1 وأكبر من أو يساوي −1.

حساب معامل الارتباط:

توجد معادلات لحساب معامل الارتباط منها معادلة الارتباط التتابعي لكارل بيرسون، والتي يشترط لاستخدامها أن يكون توزيع درجات كلا المتغيرين توزيعاً طبيعياً، ويمكن التأكد من طبيعية توزيع الدرجات باستخدام معاملي الالتواء والتفلطح. وفي حالة عدم توفر شرط الطبيعية لا يصح استخدام معادلة الارتباط التتابعي، وفي هذه الحالة يمكن استخدام معامل ارتباط الرتب «سبيرمان» أو معامل ارتباط «كندال» للرتب الذي يمكن استخدامه كبديل لمعادل ارتباط «سبيرمان» للرتب.

ـ دلالة معاملات الارتباط:

عندما يتم حساب معامل الارتباط بين متغيرين فإن هذا المعامل حسب حدود معامل الارتباط يتراوح بين +1، −1، ولكن عموماً لا يكتسب معامل الارتباط دلالته من قيمته المطلقة، فلا أهمية لهذه القيمة طالما أن أحد المؤشرات التي تدخل في حساب معامل الارتباط هي «حجم العينة ودرجات الحرية» المختلفة وقوانين الاحتمالات التي تصبح

هي المحك لدلالة معامل الارتباط، ويتعين على الباحث أن يفحص دلالة معاملات الارتباط التي يحصل عليها واحتمالية ظهور هذه المعاملات في المجتمع، وعادة ما تكون معاملات الارتباط مقبولة الدلالة إذا كانت عند مستوى 0.05، وهو مستوى يعني أن هذا المعامل يمكن ظهوره بين المتغيرين في 95 حالة من كل 100 حالة مع توفر نفس الظروف التجريبية التي استخلص منها هذا العامل، وتقبل معاملات الارتباط بالطبع وبتقدير أكبر لأهميتها التي تكون دالة عند مستوى 0.01.

ـ زيادة أو نقصان الدرجات بكمية ثابتة:

لا يتأثر معامل الارتباط بزيادة أو نقصان درجات الاختبارات بكمية ثابتة. فإذا أضفنا عدداً ثابتاً أو طرحنا عدداً ثابتاً إلى جميع درجات أي اختبار فإن هذه الإضافة أو الطرح لا تؤثر في ترتيب الأفراد بالنسبة لدرجات الاختبار ويبقى التغير الاقتراني القائم بين الاختبارين متوسطات معاملات الارتباط:

يميل التوزيع التكراري لمعاملات الارتباط إلى الالتواء، وخاصة عندما تزداد القيم العددية لتلك المعاملات. ولذلك يقترب التوزيع التكراري لمعاملات الارتباط من التوزيع الطبيعي كلما اقتربت القيم العددية للارتباطات من الصفر، ويلتوي التواء شديداً كلما اقتربت الارتباطات من الواحد الصحيح. وقد لجأ فيشر R.A.Fisher إلى تحويل القيم العددية لتلك المعاملات إلى صورة رياضية جديدة تصلح إلتواء المنحني وتنحو به إلى التوزيع الطبيعي وذلك عن طريق تحويل معاملات الارتباط إلى معاملات لوغاريتمية تعتدل في توزيعها التكراري.

ـ معاملات ارتباط الفئات المنفصلة

تستخدم في حساب العلاقة بين سؤالين من أسئلة الاختبارات العقلية، حيث تنقسم درجات كل سؤال إلى فئتين صواب وخطأ أو واحد وصفر. وتستخدم أيضاً في حساب علاقة أسئلة الاستبيانات، وذلك عندما تكون الإجابة على أي سؤال في صورة نعم ولا. ويمكن أن يمتد تقسيم الفئات إلى 3 أو 4أو 5 أو أي عدد آخر كما يحدث ذلك في أسئلة الاستبيانات التي تصاغ في الصورة التالية:

موافق جداً	موافق نوعاً ما	لا أدري	أرفض نوعاً ما	أرفض بتاتاً
5	4	3	2	1

ـ معامل فاي:

الأصل في معامل فاي أنه يصلح للمتغيرات غير المستمرة أي التي تنقسم إلى فئتين فقط مثل صواب وخطأ. أو نعم ولا، أو واحد وصفر.

معامل ارتباط التوافق:

يقترح بيرسون Contingency Coefficient of correlation معاملا للارتباط يسمى معاملاً للتوافق أكثر ثباتاً من معامل فاي وذلك لأن الحد الأعلى لمعامل فاي غير ثابت ويتغير من حالة لأخرى.

يقترح تشيبرو Tachuprou معاملاً للارتباط يعد أفضل من فاي والتوافقي لأنه لا يشترط أن تكون فئات المتغير الأول مساوية لفئات المتغير الثاني.

رابعاً: الارتباط الجزئي والانحدار

تعتمد معاملات الارتباط الجزئي Partial Correlation ومعادلات الانحدار Regression equation ومعاملات الاغتراب Alienation اعتماداً مباشراً على معاملات الارتباط.

الارتباط الجزئي

معنى الارتباط الجزئي: تقوم فكرة الارتباط الجزئي على تعميم الارتباط حتى يشتمل على حساب التغير الاقتراني لأكثر من ظاهرتين أو اختبارين فإذا علمنا ما يلي:

ارتباط الاختبار a بالاختبار b

ارتباط الاختبار a بالاختبار c

ارتباط الاختبار b بالاختبار c

أمكننا أن نحسب ارتباط أي اختبارين من هذه الاختبارات بعد عزل أثر الاختبار الثالث عزلاً يحول دون تأثيره في ذلك الارتباط. وقد سمى هذا النوع بالارتباط الجزئي لأنه يقوم على عزل جزء من العوامل المؤثرة في الارتباط الكلي بين المتغيرين أوالاختبارين. فإذا كان الارتباط بين أطوال الأفراد وأوزانهم مثلاً 0.84 ثم عزلنا أثر العمر الزمني وذلك بحساب ارتباط الطول بالعمر، والوزن بالعمر ثم عزلنا أثر العمر بطريقة الارتباط الجزئي ودلت نتيجة هذه العملية على أن ارتباط الطول بالوزن أصبح مساوياً 0.67 استنتجنا من ذلك أن العمر كان عاملاً مساعداً في ارتباط الطول بالوزن لأن القيمة العددية لهذا الارتباط انخفضت بعد عزل أثر العمر، وإذا دلت نتيجة هذه

العملية على أن ارتباط الطول بالوزن أصبح مساوياً 0.91 استنتجنا من ذلك أن العمر كان عاملاً مضاداً في ارتباط الطول بالوزن لأن القيمة العددية لهذا الارتباط ارتفعت بعد عزل أثر العمر. وإذا دلت نتيجة هذه العملية على أن ارتباط الطول بالوزن لم يتغير بعد عزل أثر العمر وظل الارتباط كما هو 0.84 كما كان قبل عزل أثر العمر استنتجنا من ذلك أن العمر لم يؤثر تأثيراً مساعداً أو ضاراً في ارتباط الطول بالوزن. ونستطيع أن نستمر في عزل العوامل المختلفة واحداً تلو الآخر لنرى آثار هذا العزل على القيم العددية لمعاملات الارتباط.

الانحدار

يهدف الانحدار إلى الإفادة من الارتباط في التنبؤ. فإذا علمنا معامل ارتباط درجات اختبار الحساب بدرجات اختبار الجبر، وعلمنا درجة أي باحث في اختبار الحساب فإننا نستطيع أن نتنبأ بدرجته في الجبر. ولهذا التنبؤ أهميته النفسية في الإفادة من اختبارات الاستعدادات العقلية المختلفة التي تهدف إلى التنبؤ بمستويات الأفراد في نواحي النشاط الجديدة التي لم يمارسوها من قبل. وقد سمى هذا المفهوم الإحصائي بالانحدار لأنه ينحدر في تقديره الدرجات المختلفة نحو المتوسط، ولذا تسمى معادلات الانحدار أحياناً بمعادلات خطوط المتوسطات. ويقترب هذا التنبؤ من القيمة الحقيقية للدرجة المجهولة كلما ارتفعت القيمة العددية لمعامل الارتباط r.

خامساً: الدلالة الإحصائية

أنواع الدلالة الإحصائية:

تعتمد علاقة العينة بأصلها على طريقة اختيار العينة وعلى عدد أفرادها. وتهدف الدلالة الإحصائية إلى الكشف عن مدى هذا الاقتراب. ولذا تزداد ثقتنا في مقاييس العينة كلما كان انحرافها عن مقاييس الأصل صغيراً. ويقاس هذا الانحراف بأهم مقياس للتشتت وهو الانحراف المعياري للمتوسطات والمقاييس الإحصائية الأخرى ويسمى هذا النوع بالخطأ المعياري (Standerd Error). وعندما نقيس الدلالة الإحصائية لمعاملات الارتباط فإننا نقرر ما إذا كان الارتباط قائماً فعلاً أم أنه يرجع في جوهره إلى أخطاء العينات. فإذا كان الارتباط حقيقياً فإنه لا يساوي صفراً، وإن كان غير قائم في حقيقته فهو يساوي صفراً. وتسمى هذه الفكرة دلالة الفرض الصفري (Null Hypothesis).

الخطأ المعياري للمتوسط:

تعتمد طريقة قياس الخطأ المعياري للمتوسط على الانحراف المعياري للعينة وعلى عدد أفرادها. وهو يتناسب تناسباً طردياً مع الانحراف المعياري، وتناسباً عكسياً مع الجذر التربيعي لعدد أفراد العينة.

الخطأ المعياري للوسيط:

تعتمد طريقة قياس الخطأ المعياري للوسيط أي على التوزيع التكراري للوسيط الذي نحسبه من العينات التي تنتمي في جوهرها لأصل واحد، وعلى الانحراف المعياري لتوزيع ذلك الوسيط.

الخطأ المعياري للانحراف المعياري:

تعتمد طريقة قياس الخطأ المعياري للانحراف المعياري على التوزيع التكراري للانحرافات المعيارية التي نحسبها للعينات المختلفة التي تنتمي في جوهرها إلى اصل واحد. ويميل هذا التوزيع لأن يكون طبيعياً.

الخطأ المعياري لفروق المتوسطات:

يميل التوزيع التكراري لفروق المتوسطات إلى أن يكون طبيعياً في شكله العام. ويزداد هذا الميل نحو الصورة الطبيعية كلما كثر عدد أفراد العينة، وخاصة عندما يتجاوز هذا العدد 30 فرداً في كل عينة من تلك العينات. وتختلف طريقة حساب الخطأ المعياري لفروق المتوسطات تبعاً لاختلاف الصلة القائمة بين العينات التي تقارن متوسطاتها. لذا يحسب الخطأ المعياري لمتوسطات العينات المرتبطة بطريقة تختلف عن حساب الخطأ المعياري لمتوسطات العينات غير المرتبطة.

سادساً: مبادئ اختبار الفرضيات في البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية

عندما يصوغ الباحث مشكلة دراسته فإنه يضع عادة عدداً من الأسئلة المحددة الواضحة التي يرغب الإجابة عليها، كما يصوغ ايجابات متوقعة لهذه الأسئلة التي طرحها في دراسته، وهذه الإجابات المتوقعة هي ما تسمى بفرضيات الدراسة.

الفرضيات البديلة Alternativ والفرضيات الصفرية Null:

الفرض الصفري: هو فرض ينفي أو يلغي وجود الظاهرة.

مثال: لا توجد فروق بين والاناث والذكور في التحصيل في المرحلة الابتدائية.

أولاً: يتم وضع الفرض في صورة صفرية في حالتين:

1 – عندما لا توجد دراسات على الإطلاق تتناول الظاهرة موضع الدراسة.

2 – عندما توجد دراسات تتناول الظاهرة موضع الدراسة وترجح عدم وجود الظاهرة أو نفيها أو ترجح صياغة الفروض في صورة فرض صفري

الفرض البديل: هو الذي يتحدث عن وجود الظاهرة، عندما يصاغ الفرض في صورة إثبات، كأن نقول: توجد علاقة بين الذكاء والتحصيل.

ثانياً : يتم وضع الفرض في صورة بديلة في حالة واحدة فقط، عندما توجد دراسات ترجح صياغة الفرض في صورة بديلة (موجهة أو غير موجهة).

ثالثاً : الفرض الموجه وغير الموجه.

مثال :

1 ــ توجد علاقة بين الذكاء والتحصيل.

2 – توجد علاقة موجبة بين الذكاء والتحصيل.

3 – توجد علاقة سالبة بين الذكاء والتحصيل.

في الفرضية الأولى هناك احتمالان أن تكون العلاقة سالبة، واحتمال أن تكون العلاقة موجبة، لذلك تسمى هذه الفرضية، فرضية غير موجهة. أما الفرضيتان الثانية والثالثة فنسمي كلاً منهما بالفرضية الموجهة، فالأولى موجهة باتجاه الإيجابية وثانيهما باتجاه السلبية.

اختبار ذو النهاية الواحدة واختبار ذو النهايتين:

دلالة الطرف الواحد تعني أن الشك في طرف واحد، ودلالة الطرفين تعني أن الشك في كلا الطرفين وليس في طرف واحد.

ويتم اختيار أحد الاحتمالين وفق التالي:

1 ــ نختار الطرف الواحد : عندما يكون الفرض موجهاً.

2 ــ الطرفين : عندما يكون الفرض غير موجه.

وبذلك إذا كان الفرض الصفري أو البديل من النوع غير الموجه نستخدم دلالة الطرفين، أما إذا كان الفرض موجها فنستخدم دلالة الطرف الواحد. فمثلاً : إذا كان

الباحث يفترض تفوق المجموعة التجريبية على المجموعة الضابطة في ضوء نتائج دراسة أخرى أو ملاحظات علمية محددة فإنه يستخدم اختبار "ذي النهاية الواحدة" في الجهة اليمنى، لأنه يتوقع ان يكون الفرق موجباً وبالتالي فإن القيمة المحسوبة تكون موجبة. أما إذا كان هدف الباحث أن يتعرف على مدى وجود تأثير أو فروق بين المجموعتين بغض النظر عن اتجاه هذا الفرق أو طبيعة ذلك التأثير فإنه يستخدم اختبار ذي النهايتين. ومن المعلوم أن القيم الخاصة بالتوزيعات النظرية والواقعة في الجهة اليمنى منها تكون موجبة في حين تكون القيم الواقعة في الجهة اليسرى سالبة، ولذلك لكي يرفض الباحث الفرضية الصفرية في اختبار ذي نهاية واحدة ينبغي أن تكون إشارة القيمة المحسوبة من بيانات العينة متفقة ومشابهة لإشارة النهاية الخاصة بالتوزيع النظري، فإذا كان افتراض الباحث (الفرضية البديلة) أن تكون القيمة موجبة فإنه يقارن النتيجة التي يحصل عليها مع النهاية اليمنى والعكس بالعكس حيث تقارن القيمة السالبة مع الجهة اليسرى، أما في اختبار ذي النهايتين فإن القيمة المحسوبة تقارن مع القيمة النظرية الموجبة والسالبة على نهايتي التوزيع.

فمثلاً: إذا أثبتت الدراسات أنه:

لا توجد فروق بين الذكور ووالاناث في الذكاء. ففي هذه الحالة لا بد من صياغة الفرض بالصورة الصفرية، طبقاً لنتائج غالبية الدراسات.

يتم وضع الفرض في صورة بديلة في حالة واحدة فقط، عندما توجد دراسات ترجح صياغة الفرض في صورة بديلة (موجهة أو غير موجهة).

الخطأ من النمط الأول والخطأ من النمط الثاني:

في الاستدلال الإحصائي يوجد احتمالان للخطأ :

1 ــ وجود ظاهرة في العينة وليس لها وجود فعلي في المجتمع الأصلي. هذا الاحتمال نطلق علية اسم (Alpha)، ويسمى الخطأ من النوع الأول.

2 ــ أن تكون الظاهرة غير موجودة في العينة ولكن لها وجود في المجتمع الأصلي. هذا الاحتمال نطلق علية اسم (Beta،) ويسمى الخطأ من النوع الثاني.

ألفا وبيتا كلاهما يعبر عن الشك في النتيجة التي توصلنا إليها أو الشك في طريقة الاستدلال.

إن اختبار الفرضية الصفرية عند مستوى الدلالة (0.05) يعني أن هناك احتمالاً أن الباحث لو كرر تجربته أو دراسته (100) مرة فإن النتيجة التي يحصل عليها ستكون عن طريق الصدفة (5) مرات.

يعرف النوع الأول من الخطأ بأنه رفض الفرضية الصفرية عندما تكون هذه الفرضية في الواقع صحيحة، أما النوع الثاني من الخطأ فهو عدم رفض الفرضية الصفرية (قبولها) عندما تكون تلك الفرضية في الواقع غير صحيحة.

ويمكن التقليل من احتمال وقوع الخطأ من النمط الأول بإنقاص مستوى الدلالة الذي يختبر عندها فرضيته الصفرية إلى مستويات أدنى فبدلاً من اختبار الفرضية عند مستوى الدلالة (0.05) يختبرها عند مستوى دلالة (0.01) مثلاً، وبذلك لن الصدفة تلعب دوراً أكبر في الحالة الأولى مما هي عليه في الحالة الثانية، إلا ان إنقاص احتمال الوقوع في الخطأ من النمط الأول يزيد احتمال الوقوع في الخطأ من النمط الثاني وذلك لأن تخفيض مستوى الدلالة يؤدي إلى صعوبة رفض الفرضية الصفرية وهذا بدوره يزيد من التعرض للخطأ من النمط الثاني.

قوة الاختبار Power Of The Test:

يعني أن قوة الاختبار ذات علاقة بحجم الخطأ من النوع الثاني، فكلما ازداد حجم هذا الخطأ انخفض مقدار قوة الاختبار. وتعد قوة الاختبار ما بين 0.40 و 0.60 في البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية مقبولة. وإن زيادة حجم العينة يؤدي إلى التغلب على المشكلات المتعلقة بقوة الاختبار.

سابعاً: الإحصاء الوسيطي واللاوسيطي

قبل أن نقوم بعملية التحليل الإحصائي والاستدلال الإحصائي علينا اختيار أحد نوعي الإحصاء:

1 – الإحصاء الوسيطي Parametric static .

2 – الإحصاء اللاوسيطي Non Parametric .

فإذا كان توزيع المتغيرات التي نريد أن نتناولها بالتحليل الإحصائي توزيعاً طبيعياً، فإننا في هذه الحالة نختار الإحصاء الوسيطي. وعندما نتعامل مع البيانات التي تخضع

للتوزيع الحر (غير الطبيعي) فإننا في هذه الحالة نتعامل مع نوع من الأساليب الإحصائية يسمى الإحصاء اللاوسيطي.

الإحصاء الوسيطي: إحصاء واضح المعالم، وتتحدد معالمه من خلال التوزيع الطبيعي.

إذا كان التوزيع طبيعياً نستخدم الإحصاء الوسيطي، أما إذا كان التوزيع غير طبيعي (حر) نستخدم الإحصاء اللاوسيطي. وبعد تحديد المجموعة نحدد الأسلوب المناسب للتحليل الذي سنتعامل معه. فلكل مجموعة أساليب معينة منها ما يناسب البيانات وما يتفق مع الفروض. يعتمد الأسلوب الإحصائي المناسب على نوعية البيانات المستخدمة، فإذا كان نوع البيانات الكمية: اسمية (توزيع طبيعي، أو رتبية، أو ذات مسافات متساوية وغير طبيعية التوزيع: نستخدم الأسلوب الإحصائي اللاوسيطي. أما إذا كانت نوعية البيانات المستخدمة ذات مسافات متساوية طبيعية التوزيع فنستخدم عندها الأسلوب الإحصائي الوسيطي

ويمكن تقسيم الأساليب الإحصائية اللاوسيطية إلى:

1ـ أساليب إحصائية للتحقق من الفروق بين العينات.

2ـ أساليب إحصائية للتحقق من الفروض الارتباطية.

أساليب إحصائية للتحقق من الفروق بين العينات:

تختلف الأساليب الإحصائية اللاوسيطية المستخدمة في دراسة الفروق بين العينات أو المجموعات باختلاف نوع البيانات، وقد سبقت الإشارة إلى أن البيانات التي نحصل عليها قد تكون:

1ـ مجموعة واحدة من البيانات.

2ـ مجموعتين مستقلتين من البيانات.

3ـ مجموعتين مرتبطتين من البيانات.

4ـ مجموعات مستقلة من البيانات.

5ـ مجموعات مرتبطة من البيانات.

الكشف عن طبيعية التوزيع

يوجد طريقتان للكشف عن طبيعية التوزيع:

الطريقة الأولى: استخدام معاملي الالتواء والتفلطح.

الطريقة الثانية: حسن المطابقة Goodness of fit (χ^2).

الطريقة الأول: استخدام معاملي الالتواء والتفلطح.

يتميز المنحني الطبيعي بخاصة التماثل (السيمترية) حول المحور العمودي، هذه الخاصة تجعل معامل الالتواء لهذا المنحني يساوي صفراً، كما يتميز هذا المنحني بأنه ليس مدبباً ولا مفلطحاً، ومعامل التفلطح له يساوي 3، وهاتان الخاصتان (الالتواء = صفر، والتفلطح = 3) أساسيتان للحكم على طبيعية التوزيع. وكل توزيع غير طبيعي يسمى «توزيعاً حراً» فمعامل الالتواء يقيس التماثل. فمعامل الالتواء وحده لا يكفي للحكم على طبيعية التوزيع، فهو يبين فقط هل يوجد تماثل في المنحنى الطبيعي أم لا. إذ يوجد عدّة منحنيات التواؤها = الصفر ، لكنها في نفس الوقت غير طبيعية.
ومعامل التفلطح نادراً ما يكون مساوياً 3، وغالباً ما تكون قيمته قريبة من هذا الرقم، وعندها نعتبر هذه القيمة تساوي 3.

ثامناً: التحليل الإحصائي لمعرفة الالتواء والتفلطح.

يعتمد التحليل الاحصائي للتأكد من طبيعية التوزيع على المقارنة بين معامل الالتواء SKEWNESS وحد دلالته للتأكد من أن التوزيع متماثل، وعلى معامل التفلطح وحد دلالته للتأكد من أن التوزيع غير مفلطح ولا مدبب.
ويعطى معامل الالتواء بإحدى الطريقتين:

أ – بعلاقة Person.

ب – بحساب العزوم حول المتوسط الحسابي.

أ – **بعلاقة Person:** وتتلخص بالعلاقة التالية:

معامل الالتواء = $3\frac{\bar{x}-x}{S}$ وهي أبسط طريقة حيث:

($\bar{x}$) هو المتوسط، (x) الوسيط، (S الانحراف المعياري).

أو:

ب – بحساب العزوم حول المتوسط الحسابي (وهي طريقة دقيقة وثابته لوصف الالتواء والتفلطح)، وتتلخص بأن المتوسط الحسابي والانحراف المعياري يرتبطان بعائلة من

المقاييس الاحصائية تسمى العزوم Moments، والعزوم الأربعة الأولى حول المتوسط هي:

العزم الأول: $m_1 = \sum \frac{x - \bar{x}}{n}$.

العزم الثاني: $m_2 = \sum \frac{(x - \bar{x})^2}{nS^2}$

العزم الثالث: $m_3 = \sum \frac{(x - \bar{x})^3}{nS^3}$.

العزم الرابع: $m_4 = \sum \frac{(x - \bar{x})^4}{nS^4}$.

ويستخدم العزم الثالث في الحصول على مقياس الالتواء، ونحصل عن طريق العزم الرابع على مقياس التفلطح، أي:

معامل الالتواء = $\sum \frac{(x - \bar{x})^3}{nS^3}$.

معامل التفلطح = $\sum \frac{(x - \bar{x})^4}{nS^4}$.

حيث:

x = الدرجة الخام ، $\bar{x}$ = المتوسط الحسابي

S = الانحراف المعياري، n = عدد أفراد العينة.

وتتلخص فكرة مقياس الالتواء (L) الذي يعتمد على العزم الثالث والذي يعرف بالتالي:

$$L_1 = \frac{m_3}{\sqrt{m_2}}$$

وهذا المقياس مبني على فكرة أنه عندما يكون التوزيع متماثلاً، فإن مجموع الانحرافات الموجبة عن المتوسط مرفوعة للقوة الثالثة سوف تتوازن مع مجموع الانحرافات السالبة عن المتوسط مرفوعاً للقوة الثالثة. ولذلك فإنه إذا كان التوزيع متماثلاً تكون $m_3 = 0$ وينتج أن $L_1 = 0$. أما إذا كان التوزيع غير متماثل فإن الانحرافات الموجبة مرفوعة للقوة الثالثة لا تتوازن مع الانحرافات السالبة مرفوعة

للقوة الثالثة، وحينئذٍ m_3 لا تساوي صفر، وبالتالي L_1 لا تساوي الصفر. فإذا كان التوزيع ملتوياً التواء موجباً فإن (L_1) تكون موجبة، وإذا كان التوزيع ملتوياً التواء سالباً تكون

(L_1) سالبة. أما المقدار m_2 جذر m_2 فقد استخدم في مقام الكسر لضمان إمكانية مقارنة (L_1) هو مقياس مستقل عن ميزان القياس، أي أنه يمكننا مقارنة التواء مجموعة من القيم والقياسات مقارنة مباشرة سواء كانت بالجرام أم المتر أم درجات اختبار نفسي معين باستخدام المقياس (L_1).

ولتوضيح ذلك، نفترض أن لدينا مجموعتين من الأعداد (a)، (b):

7	6	5	4	3	a
8	5	5	4	3	b

ويمكن التعبير عن هذه الدرجات بواسطة انحرافاتها عن متوسطها كالتالي:

2+	1+	صفر	1−	2−	a
3+	صفر	صفر	1−	2−	b

فمجموعة الأعداد (a) متماثلة، أما المجموعة (b) فهي غير متماثلة. وعندما نرفع هذه الانحرافات إلى القوة الثالثة نجد أن:

8+	1+	صفر	1−	8−	a
27+	صفر	صفر	1−	8−	b

فبالنسبة إلى المجموعة (a) $m_3 = 0$ لأن:

$$m_3 = \sum \frac{(x - x')^2}{n}$$ وبالتالي فإن $L_1 = 0$

أما بالنسبة إلى المجموعة (b) فتكون $m_3 = 3.6$

أي أن توزيع المجموعة (b) ملتو إلتواءً موجباً.

ثانياً: مقياس التفلطح (L_2) Kurtosis

المقياس الشائع الاستخدام والذي يعتمد على العزم الرابع يعرف كالتالي:

$$L_2 = \frac{m^4}{m_2^2 - 3}$$

إن الانحرافات الكبيرة عن المتوسط عندما ترفع إلى القوة الرابعة سوف تسهم إسهاماً أكبر في العزم الرابع للتوزيع من الانحرافات الصغيرة. واستخدام (m_2^2) في المقام يمكننا من مقارنة التوزيعات المختلفة. أما الرقم (3) الذي طرحناه من النسبة $(\frac{m^4}{m_2^2})$ فذلك لأن هذه النسبة تساوي 3 في التوزيعات التكرارية. فإذا كان التوزيع طبيعياً تصبح $L_2 = 0$ أما في التوزيعات المدببة فإن (L_2) تكون أكبر من الصفر، وفي التوزيعات المستوية إلى حد ما تكون (L_2) أصغر من الصفر.

ولتوضيح ذلك، افترض أن لدينا مجموعتين من الأعداد (a)، (b):

A	6	16	صفر	16	256
B	5.64	1	صفر	1	361.26

فإذا تأملنا الأعداد في المجموعتين فقد نلاحظ أن توزيع كل من المجموعتين ليس مدبباً. وفي الحقيقة فإن المجموعة (a) أكثر تفلطحاً من المجموعة (b)، وكل منهما له نفس المتوسط والانحراف المعياري تقريباً، وكلاهما متماثل، ولكنهما يختلفان في خاصية التفلطح. فعندما ترفع انحرافات أعداد كل من المجموعتين عن المتوسط إلى القوة الرابعة تصبح الأعداد كما يلي:

A	256	16	صفر	16	256
B	261.36	1	صفر	1	361.26

فبالنسبة إلى المجموعة (a) تكون $m_4 = 108.80$

وبالنسبة إلى المجموعة (b) تكون $m_4 = 144.94$

أما بالنسبة إلى كل من المجموعتين فإن $m_2 = 8.00$ ، وبالنسبة إلى المجموعة (a) تكون $L_2 = -1.30$ وبالنسبة إلى المجموعة (b) تكون $L_2 = -0.74$، أي أن كلاً منهما مفلطح. ولكن المجموعة (a) أكثر تفلطحاً من المجموعة (b) كما هو واضح من قيمتي (L_2)

لإجراء التحليل الإحصائي نحسب حدي الدلالة لمعاملي الالتواء والتفلطح، ثم نقارن بين حد دلالة العاملين عند مستوى الدلالة المرغوب:

حد الدلالة لمعامل الالتواء = الخطأ المعياري لمعامل الالتواء × الدرجة المعيارية.

حد الدلالة لمعامل التفلطح = الخطأ المعياري لمعامل التفلطح × الدرجة المعيارية.

ويتم حساب المفردات وفق التالي:

الخطأ المعياري لمعامل الالتواء = الجذر التربيعي (N/6).

الخطأ المعياري لمعامل التفلطح = ضعف الجذر التربيعي (N/6).

وتختلف الدرجة المعيارية عند 0.05 عنها عند 0.01، فقيمة الدرجة المعيارية عند 0.05 = 1.96، بينما الدرجة المعيارية عند 0.01 = 2.58.

المقارنة (التحليل الاحصائي):

نقارن بين معامل الالتواء SKEWNESS، وحد الدلالة عند مستوى دلالة معين (0.01 أو 0.05 ...):

1 – إذا كان معامل الالتواء أكبر أو يساوي حد الدلالة، عندها يكون الفرق دال، وبالتالي التوزيع غير طبيعي.

2 – إذا كان معامل الالتواء أصغر حد الدلالة، عندها يكون الفرق غير دالاً وبالتالي التوزيع متماثل، وللتأكد من أنه غير مدبب أو مفلطح

نقارن: بين 3 معامل التفلطح و(القيمة المطلقة لثلاثة أضعاف التفلطح) وبين حد الدلالة لمعامل التفلطح KURTOSIS فإذا كان:

1 – الفرق أكبر من حد التفلطح عند مستوى دلالة ما يكون الفرق دال و المنحني مدبباً أو مفلطحاً.

2– الفرق أصغر من حد التفلطح أو يساويه عند مستوى دلالة ما يكون الفرق غير دالاً والمنحني غير مفلطح.

حسن المطابقة Goodness of fit (χ^2).

يستخدم اختبار (χ^2) كطريقة إحصائية للمقارنة بين التكرارين الملاحظ والمتوقع. فإذا كانت العينة ممثلة للمجتمع في تكرارها ومتطابقة معه، فإن قيمة (χ^2) تكون عادة صفراً وتزداد هذه القيمة لتصبح أكبر من الصفر كلما كان هناك فرق بين تكرارات العينة (الملاحظة) وتكرارات التوزيع النظري للمجتمع (المتوقعة). لذا فإن الفرضية الصفرية التي يقوم الباحث باختبارها تكون حول المجتمع الأصلي الذي تسحب منه العينة. فهو يفترض عدم وجود فرق ذي دلالة إحصائية بين تكرارات العينة

الملاحظة مع التكرارات المتوقعة. فإذا ما حصلنا على تكرارات تختلف بشكل واضح عن التكرارات المتوقعة فإنه لا يستطيع قبولها بل رفضها. إن رفض الفرضية الصفرية التي تقول بتطابق العينة مع المجتمع يعني قبول الفرضية البديلة للدراسه والتي تكون عادة على عكس الفرضية الصفرية وتؤكد على عدم التطابق أو التشابه. أما عدم إمكانية رفض الفرضية الصفرية فيعني رفض الفرضية البديلة التي تقول بعدم تطابق العينة من المجتمع. أما الخطوات التي يتم اتباعها لاختبار الفرضية الصفرية باستخدام (χ^2) هي:

1ـ تنظيم البيانات أي التكرارات الملاحظة (L) والتكرارات المتوقعة (E).

2ـ نستخرج القيمة المحسوبة لـ (χ^2) من القانون:

$$\chi^2 = \frac{\sum (L-E)^2}{E}$$

3ـ نستخرج قيمة (χ^2) النظرية من الجدول، ويتطلب استخراج هذه القيمة معرفة ما يسمى بدرجة الحرية ومستوى الدلالة الذي يراد اختبار الفرضية الصفرية عنده. وتحدد درجة الحرية بطرح العدد واحد من الاختيارات (مثلاً: إذا كانت الاختيارات 4 تكون درجة الحرية 3، هذا إذا كان لدينا عينة واحدة). أما مستوى الدلالة فيحدد مقداره الباحث عادة.

4ـ نقارن القيمة المحسوبة بالقيمة النظرية المستخرجة من الجدول، فإذا كانت القيمة المحسوبة لا تصل في مقدارها إلى القيمة النظرية وإنما هي أصغر منها، عندها نقبل الفرضية الصفرية عند مستوى الدلالة (0.05)

5ـ إذا كانت قيمة (χ^2) أقل من مستوى الدلالة نستطيع أن نصف المطابقة بأنها حسنة.

ملاحظات:

1ـ يجب أن يكون مجموع التكرارات المتوقعة مساوياً لمجموع التكرارات الملاحظة.

2ـ إن قيمة (χ^2) تكون دائماً موجبة ولا يمكن أن تكون سالبة وذلك لأن الفروق بين التكرارات الملاحظة والمتوقعة يتم تربيعها. ولذلك فإن كلاً من الفروق الموجبة والسالبة تصبح موجبة بعد عملية التربيع.

3ـ إن قيمة (χ^2) المحسوبة تكون صفراً في حالة واحدة فقط وهي عندما يكون كل تكرار ملاحظ مساوياً بالضبط للتكرار المتوقع الخاص به.

4ـ كلما ازدادت الفروق المطلقة بين التكرارات الملاحظة والمتوقعة لبيانات معينة تزداد قيمة (χ^2) المحسوبة.

تاسعاً: معايير اختبار الطريقة الإحصائية الملائمة للدراسة

لا بد لأي باحث عندما يريد تحليل البيانات الخاصة بدراسته أو التي توصل إليها بعد إجراء تجربة معينة من أن يحدد الإجراءات والخطوات الإحصائية اللازمة لذلك التحليل، وأن يضع تصوراً بشأن الطرق الإحصائية التي سيستخدمها في تحليل البيانات قبل إجراء دراسته أو تجربته، أي تضمين خطة الدراسه لهذه الطرق التي يستخدمها في تحليل البيانات التي سيحصل عليها لأنه على علم مسبق بطبيعتها. وهنا ينبغي أن يجيب الباحث على الأسئلة التالية:

1ـ ما نوع البيانات الخاصة بالدراسة ؟

2ـ هل شكل التوزيع النظري طبيعي أو غير طبيعي، وعندها عليه أن يستخدم إحدى الطرق اللاوسيطية.

3ـ ما عدد العينات المستخدمة في الدراسة أو التجربة، هل استخدم الباحث في إجرائه لتجربته أو دراسته عينة أم عينتين أم عدة عينات.

4ـ إذا كان الباحث اختار عينتين أو عدة عينات، فهل هذه العينات مترابطة أم مستقلة.

5ـ ما هدف الدراسه، هل هو اختبار فرضيات صفرية بشأن العلاقة بين المتغيرات أم دراسة تأثير هذه المتغيرات والفروق الموجودة بين العينات.

إن الإجابة عن هذه الأسئلة تساعد الباحث على تحديد الطريقة الإحصائية المناسبة لدراسته، ولكل حالة طريقة وأسلوب. يحوي الجدول التالي على طرائق مفهومي مقارنة المتوسطات وتحليل التباين التي نستخدمها في الاختبارات الإحصائية الوسيطية.

تصنيف الاختبارات الإحصائية الوسيطية وفقاً لتصاميم البحوث وعدد العينات ونوع العينات

عدد العينات	نوع التصميم	الطرق الإحصائية
عينة واحدة	مجموعة واحدة ذات الاختبار الواحد	الخطأ المعياري(للمتوسط، الوسيط، ....) – الدلالة الإحصائية – حدود الثقة
عينتان مترابطتان	مجموعة واحدة ذات اختبارين قبلي وبعدي	اختبار (T) للعينات المرتبطة، معامل الارتباط لبيرسون، الانحدار البسيط الخطي.
عينتان مستقلتان	مجموعتان ضابطة وتجريبية	اختبار (T) أسلوب شفيه، نيومان كولز، اختبار دنكن
عدة عينات مترابطة	تصميم المجموعة الواحدة ذات الاختبارات المتعددة	تحليل التغاير (تحليل التباين المشترك ANCOVA) الانحدار الخطي.
عدة عينات مستقلة	تصميم المجموعات المتعددة	تحليل التباين ANOVA طريقة شفيه.

مقارنة المتوسطات

يختلف مفهوم مقارنة المتوسطات بين الأسلوب الرياضي والأسلوب الإحصائي، فمثلاً: عند المقارنة بين متوسطي مجموعتين رياضياً نحسب متوسط كل مجموعة على حده وفق القاعدة الرياضية: المتوسط الحسابي يساوي مجموع العناصر مقسوماً على عددها، ثم نقارن بين النتيجتين : نقول إن متوسط المجموعة الأولى أكبر من متوسط المجموعة الثانية أو أصغر منها، وذلك دون التأكد من أن هذا الفرق كان محض صدفة أم أنه حقيقي. أما المقارنة الإحصائية فتتطلب حساب دلالة الفرق بين المتوسطين لمعرفة هل الفرق دال ؟ هل هو فرق جوهري ؟ أو إنه فرق ظاهري لا قيمة له، أي أنه محض صدفة وليس هذا الفرق دائماً ومستمر. عندما نجمع بيانات عن ظاهرة نفسية أو تربوية، فهذه البيانات (المقاييس) نوعان: كيفية وكمية.

ويوجد تقسيم آخر للمقاييس الإحصائية المستخدمة في الإحصاء الوسيطي، والإحصاء اللاوسيطي يعتمد على «مجموعات البيانات» فهل التعامل مع:

1ـ مجموعة واحدة من البيانات.

2ـ مجموعتين مستقلتين من البيانات.

3ـ مجموعتين مرتبطتين من البيانات.

4ـ مجموعات مستقلة من البيانات.

5ـ مجموعات مرتبطة من البيانات.

آ ـ مجموعة واحدة:

تنشأ المجموعة الواحدة من البيانات عندما يكون هناك عينة من المفحوصين طبق عليهم مقياس واحد وكان لكل مفحوص درجة واحدة فقط، أي أن هناك متغير واحد فقط.

ب ـ مجموعتان مستقلتان:

تنشأ عندما يكون هناك مجموعتان من المفحوصين طبق عليهم مقياس واحد (مقياس الذكاء مثلاً) مثل مجموعتي الذكور والاناث، فيصبح لكل مجموعة درجات مستقلة.

ج ـ مجموعتان مرتبطتان:

تنشأ عندما يكون هناك مجموعة واحدة من الأشخاص، وطبق عليهم اختبار واحد مرتين (اختبار قبلي، واختبار بعدي) فيكون لكل فرد درجتان ويكون لدينا مجموعتان من البيانات مرتبطتين. أو مجموعة واحدة من الأشخاص، وطبق على أفرادها اختبارين أو مقياسين سيكون لكل فرد منهم درجتان، درجة للاختبار الأول، ودرجة للاختبار الثاني، نحصل على مجموعتين من البيانات بالرغم من أن مجموعة الأفراد واحدة.

د ـ المجموعات المستقلة:

تنشأ عندما يكون هناك عدد من الأشخاص ونريد المقارنة بينهم في متغير واحد، مثل مقارنة مجموعة طلاب من التخصصات المختلفة (رياضيات، إنكليزي، عربي، بيولوجي) في متغير «الاتزان النفسي» في هذه الحالة المفحوصون مختلفون، ولكن المتغير واحد، لذلك يطلق على هذه البيانات أنها مستقلة.

هـ ـ مجموعات مرتبطة:

تنشأ في حالة وجود مجموعة واحدة فقط وطبق عليهم قياس متكرر (5أو 6 مرات) اوطبقت عليهم مجموعة من الاختبارات تقيس الصفة أو المتغير فيكون لكل عنصر 3 أو 4 أو 5 أو 6 درجات، فنحن نتعامل في هذه الحالة مع مجموعات مرتبطة من البيانات.

ويعتمد الأسلوب الإحصائي المستخدم في كل حالة على «نوع البيانات» فلكل نوع من أنواع البيانات أسلوب إحصائي مناسب، فكل نوع يحتاج معاملة خاصة في التحليل الإحصائي. وتوجد اختبارات عدّة للكشف عن دلالة الفروق بين المتوسطات منها اختبار «T» T - Test وتحليل التباين ANOVA.

ويستخدم اختبار «T» وتحليل التباين للكشف عن دلالة الفروق بين المتوسطات ووجه الاختلاف بينها. يستخدم اختبار «T» في حالات المقارنة بين مجموعتين فقط دون تحديد اتجاه الفروق أكانت لصالح المجموعة الأولى أم الثانية، لأن تحديد الاتجاه يتم باستخدام طرق احصائية أخرى مثل طريقة «شفيه». أما تحليل التباين فيستخدم مع أكثر من مجموعتين، وكذلك لإظهار وجهة الفروق و تحديدها.

اختبار «T» Test - T :

يعتبر اختبار «T» من أشهر مقاييس الإحصاء الوسيطي الذي يستخدم لاختبار دلالة الفروق في الأداء، كلمة TEST تعني في الإحصاء : اختبار فروض إحصائية معينة، ويمكن من معرفة هل المجموعتان مستقلتان أم مرتبطتن، و شروط استخدام هذا الاختبار هي شروط استخدام الإحصاء الوسيطي.

شروط استخدام اختبار «T»:

1ــ حجم العينة كبير (30 فأكثر وفي بعض الأحيان نتجاوز إلى 5 فقط فأكثر).

2ــ الفرق بين حجمي العينتين صغير نسبياً (في حدود 30 درجة).

3ــ أن يكون توزيع الدرجات في كلا العينتين توزيعاً طبيعياً.

4ــ مدى تجانس العينتين: ويتم ذلك بعد أن نفرض تشابه التباين (التجانس) في المجموعتين اللتين تتم مقارنتهما للتأكد من التجانس، يتم بالاعتماد على مقياس F ومن قيمة F ومستوى دلالتها p-value وهو حساب احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول، كما نطلق عليه قيمة مستوى ألفا، والذي نقارنه مع ألفا.فإذا كان أصغر من ألفا يكون التباين موجودا. وإذا كان أكبر من ألفا فإن التباين لا يكون موجوداً. ويعتمد قياس الفروق في الأداء على طبيعة المجموعات.

ولاختبار (T) خمس حالات، تختلف حسب طبيعة المجموعات أو العينات، فالمجموعات أو العينات إما مستقلة أو مرتبطة وفق التالي:

1ـــ العينات المستقلة: عبارة عن بيانات أو درجات ناتجة عن أشخاص مختلفين، ونريد دراسة الفروق بينهما بوساطة متغير واحد أو أكثر.

2ـــ العينات المرتبطة: نعني بها وجود مجموعة واحدة من الأفراد طبق عليهم اختبار ما أكثر من مرة (قياس قبلي وقياس بعدي)، أوعندما يراد دراسة الفروق بين درجات المجموعة في تطبيقين مختلفين (الذكاء والتحصيل مثلاً) ويراد دراسة الفروق بين درجات التطبيقين لنفس الأفراد (حالة واحدة).

مما سبق يتضح أن حالات اختبار «T» الخمس هي:

1ـــ عينتان متساويتان ومتجانستان.

2ـــ عينتان غير متساويتين ومتجانستين.

3ـــ عينتان متساويتان وغير متجانستين.

4ـــ عينتان غير متساويتين وغير متجانستين.

5ـــ عينتان مرتبطتان.

وفي حالة حساب قيمة «T» يتم أولاً التأكد من توفر شروط الاستخدام ، ثم اختبار الطريقة المناسبة من بين الحالات الخمس، وباستخدام المعادلة يتم حساب قيمة لـــ «T» تسمى: القيمة المحسوبة، وحساب قيمة أخرى لـــ «T» باستخدام جدول «T» تسمى القيمة الجدولية، بعد ذلك يتم مقارنة قيمة «T» المحسوبة بقيمة «T» الجدولية، فإذا كانت: قيمة «T» المحسوبة أكبر من قيمة «T » الجدولية فذلك يعني أن «T» دالة إحصائية، وذلك يعني أن الفروق بين المتوسطات فروق جوهرية، أما إذا كانت قيمة «T» المحسوبة أقل من قيمة «T» الجدولية فذلك يعني ان «T» غير دالة إحصائياً وهذا معناه أن الفروق بين المتوسطات فروق ظاهرية وليست جوهرية.

ويتم الكشف عن دلالة «T» باعتبار مستوى الدلالة (α) تساوي 0.05 أو 0.01، وبذلك في المستوى الأول تكون الدلالة 0.05 ويكون الشك 5 %، وتكون الثقة 95 %، وفي المستوى الثاني تكون الدلالة 0.01 ويكون الشك 1 %، وتكون الثقة 99 % بالنتائج التي تحصل عليها الدراسة. ونود أن نشير هنا إلى أن اختبار «مان ويتني» الذي يستخدم للمقارنة بين عينتين مستقلتين هو بديل لاختبار «T» test عندما لا تتوفر شروط اختبار «T» وخاصة طبيعية التوزيع.

الفرق بين حجم عينتي الدراسة:

من الأفضل أن يكون حجم عينتي المتغيرين متقارباً فلا يكون مثلاً حجم أحد المتغيرين 400 وحجم الآخر 50، لأن للحجم أثره على مستوى دلالة «T» لأن درجات الحرية وهي المدخل المباشر للكشف عن مستوى الدلالة، تعتمد على عدد أفراد كل عينة، ولأن للحجم أيضاً أثره على المؤشرات الاحصائية التي تستخدم في حساب «T» وهي المتوسط والتباين.

مدى تجانس العينتين:

يقاس مدى التجانس بالفرق بين تباين العينتين ولا يقاس هذا الفرق بطرح التباين الأصغر من التباين الأكبر وانما يقاس بقسمة التباين الأكبر على التباين الأصغر. أي بالنسبة الفائية التي تساوي مربع الانحراف الأكبر على مربع الانحراف الأصغر.

ويتحقق الفرض الصفري للتجانس بين العينتين عندما تصبح F مساوية للواحد الصحيح، أي عندما يصبح التباين الكبير مساوياً للتباين الصغير. ويقاس مدى تباعد قيمة F عن الفرض الصفري بالكشف عن دلالة F وذلك بعد حساب درجات حرية كل متغير من المتغيرين للحصول على مداخل الكشف عن قيمة F فمثلاً إذا كان عدد أفراد العينة الأولى 76 وعدد أفراد الثانية 81 فإن درجات حرية العينة الأولى تساوي 75=1-76 وعدد درجات حرية العينة الثانية تساوي 80=1-81 فإذا كان تباين العينة الأولى 16.25 وكان تباين العينة الثانية 12.18 فإن النسبة الفائية لهذين التباينين تصبح:

$$F\ 16.25/12.18=1.33$$

وبالكشف عن دلالة F في الجداول الاحصائية بدرجات حرية 75 للتباين الأكبر، 80 للتباين الأصغر، نجد أن F تصبح دالة لمستوى 0.05 إذا كانت قيمتها 1.45 وبما أن قيمة F في مثالنا هذا تساوي 1.33 إذن فهي غير دالة (لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية)، وبذلك يمكن حساب «T» لفرق متوسطي المتغيرين لأن الفرق بين تباينهما غير دالة.

مدى طبيعية التوزيع التكراري لكل من عينتي الدراسه:

ونعني بمدى الطبيعية في هذه الحالة مدى تحرر التوزيع التكراري من الالتواء. والالتواء إما أن يكون سالباً أو موجباً.والتوزيع الطبيعي لا التواء له. ويمتد من -3 إلى +3 ويقاس الالتواء بالمعادلة التالية:

الالتواء = 3*(المتوسط – الوسيط)\الانحراف المعياري

وكلما اقترب الالتواء من الصفر كان التوزيع طبيعياً، لأن المتوسط في التوزيع الطبيعي يساوي الوسيط، فإذا عوضنا عن تلك القيم المتساوية في معادلة الالتواء السابقة فإن بسط المعادلة يصبح مساوياً للصفر، وبالتالي يساوي الالتواء صفراً. ولذا فكلما اقترب الالتواء من الصفر اقترب التوزيع التكراري من الطبيعية.

ـ أثر الإخلال بالشروط على قيمة «T»:

تتلخص أهم الأخطاء المتوقعة في زيادة فروق التباين زيادة كبيرة، وخاصة في العينات الصغيرة والصغيرة جداً، وزيادة الالتواء عن حده المعقول. وتصل نسبة الخطأ إلى 1% في قيمة «T » لمستوى دلالة 0.01 أو 0.05 في العينات الصغيرة جداً التي لا يتجاوز حجمها 5 أفراد عندما يصبح تباين أحد المتغيرات 4 امثال تباين المتغير الآخر، وتقل نسبة هذا الخطأ حتى تصل إلى 0.1% إذا زاد حجم العينة حتى يصبح 15 بدلاً من 5 وهذا يؤكد ما ذكرناه سابقاً من افضلية العينات الصغيرة على الصغيرة جداً، وأفضلية الكبيرة عليهما معاً. وتزداد أيضاً نسبة الأخطاء في قيمة «T» عندما يزداد الفرق بين حجم العينتين كأن تكون إحداهما صغيرة والأخرى صغيرة جداً، وعندها يظل الفرق بين تباين الأولى وتباين الثانية كبيراً كما كان، ومن أمثلة ذلك ان يكون عدد أفراد العينة الأولى 5 وعدد أفراد الثانية 15، وتقل نسبة الأخطاء عندما يصبح حجم العينة الأولى مساوياً لحجم العينة الثانية مثل زيادة الأولى من 5 إلى 15 او إنقاص الثانية من 15 إلى 5 والأفضل زيادة الأولى. وللالتواء أيضاً أثره البالغ على القيمة العددية لـ «T» وعندما يصل الالتواء إلى 2 فإنه لا يصل من قيم «T » إلى مستوى دلالة 0.05 إلا نسبة صغيرة ولا يصل إلى مستوى دلالة 0.01 إلا نسبة صغيرة جداً تكاد ان تكون نادرة. لكن هذا النوع من الالتواء قل ان يوجد في الميادين النفسية والتربوية. وللباحث أن يستخدم العينات الصغيرة لضبط أدوات قياسه قبل

تطبيقها على العينات الكبيرة، كما يحدث مثلاً في تجربة الاختبارات النفسية الجديدة على عينة صغيرة من الأفراد لا يتجاوز عددها 30 فرداً لاكتشاف نواحي قصورها ولإصلاحها قبل استخدامها في التجربة، لكن إذا اضطر الباحث إلى قصر عينة دراسته على عينة صغيرة جداً كما يحدث أحياناً في بعض الاختبارات الاسقاطية مثل اختبار تفهم الموضوع أو اختبار دورشاخ فإن على الباحث في مثل هذه الأحوال أن يرتفع بمستوى الدلالة 0.05 أو 0.01 إلى 0.001 أو 0.0001 هذا ويجب أن تعتمد القرارات العلمية المهمة على مثل تلك المستويات العليا للدلالة.

أشكال عرض اختبارات T -Test :

تختلف أشكال عرض اختبارات T -Test من برنامج حاسوبي لآخر، فمثلاً في برنامج Excel نجده موزع على الأشكال التالية :

T-Test: Two-Sample Assuming Equal Variances
T -Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances
T -Test: Paired Two Sample For Means

ويطبق الاختبار الأول على عينتين مستقلتين تباينهما متساوٍ وتسميان Hetroscedatic .
ويطبق الاختبار الثاني على عينتين مستقلتين تباينهما غير متساوٍ وتسميان Homoscedatic .

كما نستخدم أداة التحليل الثالثة paired two-sample student's t-test لتحديد فيما إذا كان متوسط الفرق عينتين مرتبطتين ذا دلالة. ولا يفترض هذا النموذج من t-test تساوي تباينات المجتمعين. ويمكنك استخدام paired test عند اختبار عينة مرتين قبل التجربة وبعدها. ويضاف إلى هذه الأشكال شكل رابع هو : Z-Test ويهدف هذا الاختبار لمعرفة فيما إذا كان الفرق بين متوسط عينة ما يختلف عن قيمة متوسط (معروف مسبقاً) لمجتمع سحبت منه تلك العينة، مثلاً : (لنفرض أن متوسط ذكاء مجتمع ما تساوي 100، وسحبنا عينة من هذا المجتمع ونريد معرفة هل متوسط العينة المختارة يختلف عن متوسط ذكاء المجتمع).

أما على برنامج SPSS فنجد اختبار T -Test موزعاً على النحو التالي :

Test – Samples T– Independent – 1

يستخدم للحكم على دلالة الفرق بين متوسطي عينتين غير مرتبطتين (مستقلتين)، مثل اختبار دلالة الفروق بين متوسط الدخل لعينة من الذكور مع متوسط الدخل لعينة من الإناث.

Test – Samples T– Paired – 2

يستخدم للحكم على دلالة الفرق بين متوسطي عينتين مرتبطتين، مثل اختبار دلالة الفروق بين متوسط تحصيل الطلبة قبل التدريب ومتوسط تحصيلهم بعد التدريب.

Test – Samples T– One – 3

يستخدم للحكم على معنوية الفرق بين متوسط عينة ومتوسط المجتمع. فمثلاً: إذا أخذنا دخل عينة مكونة من عدد ما من أفراد مجتمع معروف متوسط دخله، عندها نستطيع مع هذا الاختبار أن نختبر دلالة الفروق بين المتوسطين.

الحالات المختلفة لحساب «T»:

مهما اختلفت طرق حساب «T» فإنها ترجع جميعاً إلى فكرة واحدة هي نسبة مدى انحراف فرق أي متوسطين عن متوسط التوزيع الإحصائي لفروق المتوسطات إلى الخطأ المعياري لذلك الفرق. وبذلك يصبح بسط هذه النسبة هو:

T = (متوسط العينة الأولى – متوسط العينة الثانية) – متوسط التوزيع الإحصائي لفروق المتوسطات.

لكن التوزيع الإحصائي لفروق المتوسطات طبيعي التوزيع وبذلك يصبح متوسطه صفراً وهكذا لا يبقى في بسط النسبة إلا فرق متوسط العينة الثانية عن متوسط العينة الأولى. أما مقام تلك النسبة فهو مجرد الخطأ المعياري لفرق المتوسطات المرتبطة وغير المرتبطة وفقاً لخصائص كل حالة من الحالات التي تحسب دلالة فرق متوسطات.

مثال : حساب «T» لمجموعتين غير متساويتين في العدد بالطريقة اليدوية.

وتدل بيانات هذه التجربة على صلاحية حجم كل جماعة لحساب «T» وعلى أن الفرق بين حجمي الجماعتين لا يحول دون تطبيق المعادلة.

لنحسب النسبة الفائية والالتواء لنتحقق من توفر الشروط الباقية.

ليكن لدينا مجموعة تجريبية وأخرى ضابطة في إحدى تجارب المقارنة، التي يبين الجدول التالي نتائجها:

البيانات الإحصائية	الجماعة التجريبية	الجماعة الضابطة
عدد الأفراد	101	81
المتوسط	55.02	53.20
الانحراف المعياري	16.33	14.67
الوسيط	54.00	56.40

فاي مربع (16.33)\ مربع (14.76)= 1.22 وبما أن درجة حرية التباين الأكبر = 100 والأصغر = 80

وبحساب قيمة F من الجداول الإحصائية لدرجات حرية 100 للتباين الكبير، 80 للتباين الصغير نجد أنها تساوي 1.65 لمستوى دلالة 0.01 إذن فقيمة F المساوية لـــ 1.22 غير دالة عند هذا المستوى، ولذا يعد الفرق بين تباين الجماعة التجريبية والجماعة الضابطة فرقاً صفرياً ويتحقق بذلك التجانس.

والالتواء = 3(المتوسط – الوسيط)\ الانحراف المعياري

التواء الجماعة التجريبية $\frac{3*(55.02-54)}{16.33}=0.06$

وهذا الالتواء الموجب قريب جداً من الصفر الذي يدل على طبيعية التوزيع التكراري للجماعة التجريبية.

وكذلك فإن التواء الجماعة الضابطة $\frac{3*(53.20-56.40)}{14.67}=-0.65$

وهذا الالتواء السالب لا ينحرف كثيراً بالتوزيع التكراري للجماعة الضابطة عن التوزيع الطبيعي وبذلك يتحقق الشرط الأخير في صلاحية البيانات الاحصائية السابقة لحساب «T».

بالتعويض في معادلة «T» نجد أن:

$$T=0.78$$

و: درجات الحرية لـــ $T=(n_1-n)(n_2-1)$ هي:

$$n_1+n_2-2=180$$

و: دلالة «T» لدرجات حرية 180 ولمستوى 0.01 تساوي 2.6 من جدول 2 لدلالة «T» للطرفين إذن فقيمة «T» المساوية لـــ 180. غير دالة لمستوى 0.01 و T الجدولية أكبر من T المحسوبة إذاً يوجد فرق ذو دلالة.

أي أن الفرق بين متوسط المجموعة الضابطة ومتوسط المجموعة التجريبية لا دالة له.

2ـ حساب «T» لمجموعتين مستقلتين متساويتين العدد :

عندما يصبح عدد أفراد العينة الأولى مساوياً لعدد أفراد العينة الثانية أي عندما تصبح $n_1 = n_2 = n$ تصبح درجات الحرية في هذه الحالة = $2n-2$ لـ $T = (n-1)(n-2)$

ـ حساب T لدلالة فرق عينيتين غير متجانستين:

عندما يختلف حجم العينة فتصبح n_1 لا تساوي n_2 وعندما يختلف تباين العينيتين فتصبح S_1^2 لا تساوي S_2^2. فإن T تحسب أولاً بالطريقة العادية ثم تحسب قيمة أخرى لـ T لنحدد الدلالة الإحصائية لاختبار ثانٍ وفق التالي:

إذا كان الفرق بين تباين عينتين دالاً، تكون العينتان غير متجانستين وعندها نحتاج لحساب T بطريقتين:

1ـ نحسب قيمة T بالطريقة العادية لنستفيد من هذه القيمة بتحديد قيمتين لكل T عينة عند مستوى دلالة معين (10.05 و ...) من الجدول.

2ـ نطبق القيمتين الناتجتين بمعادلة نسبية من اجل الحصول على قيمة مشتركة جديدة لـ T

3ـ نقارن بين هذه القيمة الجديدة والقيمة المحسوبة أولاً وندرس فرق دلالتهما هل هو دال عند مستوى الدلالة المعين ام لا.

فالعينيتان غير متجانستين F الجدولية أكبر من F المحسوبة.

ـ دلالة «T» للطرفين ولطرف الواحد:

تحسب دلالة «T» للطرفين أو للطرف الواحد وفقاً للفرض الذي تحدده الدراسة. فهو أما أن يكون مجرد وجود فرق بين المتوسطين له دلالة، أو أن يكون زيادة أحد المتوسطين عن الآخر زيادة دالة. ففي اختبار الطرفين تستخدم «T»لتحديد دلالة الفرق بين المتوسطين من عدم وجود هذا الفرق، وهذا لا يتضمن مسبقاً توقعاً لاتجاه الفرق، أي لزيادة أحد المتوسطين عن الآخر. وتعتمد جداول «T» للطرفين على مجموع المساحتين الطرفيتين في المنحنى الطبيعي، فمثلاً يصبح مستوى 0.05 في الطرفين 0.25=2÷ 0.5 للطرف الواحد ولذا يجب الانتباه عند الكشف عن حدود الدلالة فلا يخلط

بين دلالة الطرفين ودلالة الطرف الواحد. وفي اختبار الطرف الواحد تستخدم «T» لتحديد دلالة اتجاه الفرق أي دلالة زيادة متوسط معين عن متوسط آخر، وهذا ما يحدث مثلاً عندما نختبر طريقة جديدة فنفترض زيادة متوسط درجاتها عن متوسط درجات الطريقة القديمة.

تحليل التباين

دلت الأبحاث الإحصائية على أهمية التباين في ميادين العلوم التطبيقية، في الكشف عن مدى تجانس العينات، ومدى انتسابها إلى أصل واحد أو أصول متعددة.

هذا وتختلف طرق تحليل التباين Analysis of Variance تبعاً لاختلاف التنظيم التجريبي للمشكلة.

الخواص الإحصائية للتباين:

1ـ التباين والانحراف المعياري:

التباين = متوسط مربعات الانحرافات

مربع الانحراف المعياري = S^2

حيث يدل الرمز S على الانحراف المعياري.

2ـ قياس التباين للفروق الفردية والجماعية:

يقيس التباين الفروق الفردية والجماعية لأنه يقوم في جوهره على حساب مدى انحراف كل فرد عن متوسط الأفراد، أو مدى انحراف كل جماعة عن متوسط الجماعات، أو انحراف كل عينة عن الأصل الذي تنتسب إليه.

3ـ جمع التباين:

عندما تؤثر عوامل مختلفة في ظاهرة ما فإن تباين هذه الظواهر يساوي حاصل جمع تباين تلك العوامل. ولذا يخضع التباين للتحليل الجبري لمكوناته، ولا يخضع الانحراف المعياري لمثل هذا النوع من التحليل.

والمثال العددي التالي يوضح هذه الفكرة: إذا كانت $5^2 = 3^2 + 4^2$ فإن $5 \neq 4 + 3$

وبذلك يقوم تحليل التباين في جوهره على تحليل مربعات الأعداد.

4ـ التباين الوزني ومكوناته:

يسمى تباين المجموعات أو العينات المجتمعه التباين الوزني، كما يسمى متوسط تلك المجموعات المتوسط الوزني أو متوسط المتوسطات. ولحساب التباين الوزني مثلاً لدرجات الاناث والذكور في اختبار ما، يحسب تباين الإناث بالنسبة لمتوسط درجات الاناث، ويحسب تباين الذكور بالنسبة لمتوسط درجات الذكور، ويسمى هذا النوع التباين داخل المجموعات (Within Groups) ويحسب تباين المجموعتين بالنسبة لمتوسطها الوزني، ويسمى هذا النوع من التباين بين المجموعات Between Groups وهكذا ندرك أن التباين الوزني يتكون من التباين القائم داخل المجموعات والتباين القائم بين المجموعات، إذن:

التباين الوزني = التباين داخل المجموعات + التباين بين المجموعات

وبذلك يمكن تحليل التباين الوزني أو الكلي إلى نوعيه الرئيسيين، أيا كان عدد هذه المجموعات. وبما أن هذه الإضافة تقوم في جوهرها على جمع المربعات، إذن يمكن أن نعيد صياغة المعادلة السابقة لتدل على ذلك المجموع الكلي (Total Sum of Squares) في الصورة التالية:

المجموع الكلي للمربعات = مجموع مربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات

ولهذه الخاصية أهميتها القصوى في الطرق الإحصائية لتحليل التباين.

5ـ النسبة الفائية والدلالة الإحصائية:

يعتمد تحليل التباين في صورته النهائية على قياس مدى اقتراب التباين الداخلي من التباين الخارجي أو مدى ابتعاده عنه، وتقاس هذه الناحية بالنسبة التباينية أو النسبة الفائية (F.Rotio) لتدل بذلك على فيشر الرائد الأول لهذا النوع من التحليل. وتتلخص هذه النسبة في المعادلة التالية:

النسبة الفائية = التباين الكبير \ التباين الصغير.

وبذلك يدل بسط هذه المعادلة على أكبر التباينين في القيمة العددية، ويدل مقامها على أصغر التباينين في القيمة العددية. تحسب دلالتها عن طريق الفرض الصفري (Null Hypothesis) فإذا كانت النسبة الفائية أكبر من الصفر أمكننا أن نستنتج وجود فرق

جوهري بين درجات الذكور والاناث. وإذا كان الفرق مساوياً للصفر أمكننا أن نستنتج تجانس العينة المختلفة، أي أنهما ينتسبان إلى أصل واحد رغم ما بينهما من فروق صغيرة تتجاوز في قيمتها الإحصائية الصفر أو الصدفة. تعتمد جداول الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية على درجات حرية التباين الكبير والصغير. ونحكم على تأثير المتغيرات المستقلة والتفاعل بينهما على المتغير التابع، فإذا كان للنسبة الفائية دلالة إحصائية، فإنه يوجد تأثير، وعندما لا يكون للنسبة الفائية دلالة إحصائية، فعندها لا يوجد تأثير.

عاشراً: الطريقة الإحصائية لتحليل التباين

تعتمد الطريقة الإحصائية لتحليل التباين على الخطوات التالية:

1ـ حساب التباين الداخلي، وذلك بحساب المربعات داخل المجموعات.

2ـ حساب التباين الخارجي، وذلك بحساب المربعات بين المجموعات.

3ـ حساب درجات الحرية لتحويل تلك المربعات إلى التباين المقابل له، وللكشف عن الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية.

4ـ حساب النسبة الفائية، والكشف عن دلالتها الإحصائية، وذلك لمعرفة مدى تجانس واختلاف تلك المجموعات.

تحليل التباين لمجموعتين:

1ـ نحسب مجموع المربعات داخل المجموعتين:

مجموع المربعات داخل المجموعة الأولى + مجموع المربعات داخل المجموعة الثانية

2ـ حساب مجموع المربعات بين المجموعات: يعتمد مجموع المربعات على مربعات انحرافات كل متوسط من متوسطات تلك المُجموعات عن المتوسط الوزني لها جميعاً.

3ـ درجات الحرية: يحسب التباين داخل المجموعات بقسمة مجموع المربعات الداخلية على درجات حريتها، كما يحسب التباين بين المجموعات بقسمة مجموع المربعات البينية على درجات حريتها.

وتعتمد فكرة درجات الحرية على القيود الإحصائية التي نلتزمها في حسابنا لتلك القيم المختلفة.

لنفرض أننا نريد أن نحسب درجات الحرية لمجموعتين 5 ذكور و5 اناث.

آــ درجات حرية مجموع المربعات الداخلية:

عدد درجات المجموعة الأولى = 5

وبما أنها جميعاً قد نسبت إلى متوسطها إذن فعدد القيود التي التزمناها = 1

وكذلك بالنسبة للمجموعة الثانية.

هذا ويمكن أن نصل إلى نفس هذه النتيجة إذا حسبنا درجات الحرية مباشرة للمجموعتين بالطريقة التالية:

عدد الدرجات = 10

عدد الالتزمات أو القيود = 2-10

ب ــ درجات حرية مجموع المربعات البينية:

بما أن عدد المتوسطات =2

و عدد الالتزامات أو القيود =1

درجات الحرية بين المجموعتين =1-2

4ــ حساب التباين داخل المجموعات وبين المجموعات:

التباين = عدد درجات الحرية امجموع المربعات

5ــ حساب النسبة الفائية:

تحسب النسبة الفائية بقسمة التباين الكبير على التباين الصغير.

6ــ تحليل التباين لثلاث مجموعات:

إن الخطوات الإحصائية لتحليل تباين مجموعتين تعمم إلى أكثر من مجموعتين.

هذا وتختلف طرق تحليل التباين تبعاً لاختلاف التنظيم التجريبي للمشكلة. إلا أنه في تحليل التباين ANOVA لا بد من وجود متغير تابع واحد ومعه على الأقل متغير مستقل واحد، و يجوز أن يوجد متغيرين مستقلين أو أكثر.

تعتمد الطريقة الإحصائية لتحليل التباين على الخطوات التالية:

1ــ حساب التباين داخل المجموعات (بين صفات متحول مستقل)

2ــ حساب التباين بين المجموعات (بين صفات متحولين مستقلين)

3ــ التفاعل بين المتغيرات.

لو دراسنا عدد المكونات التي ينقسم اليها التباين العام نجدها (n^2)

كما نهتم بالنسبة الفائية F-RATIO التي عن طريقها نحكم على تأثير المتغيرات المستقلة والتفاعل بينهما على المتغير التابع، فإذا كان للنسبة الفائية دلالة إحصائية، فإنه يوجد تأثير، وعندما لا يكون للنسبة الفائية دلالة إحصائية، فعندها لا يوجد تأثير.

أساليب تحليل التباين

1 ــ تحليل التباين ANOVA

عادة يوجد متغير تابع واحد ONE DEPENDENT VARIABLE وعدد من المتغيرات المستقلة، وأقل عدد للمتغيرات المستقلة: متغير مستقل واحد، وفي هذه الحالة يستخدم تحليل التباين البسيط ANOVA وهذا الأسلوب هو أبسط الأساليب في فهم النتائج وتفسيرها، وهو أقلها دقة، وأكثرها شهرة.

2ــ **تحليل التباين المشترك ANCOVA** في حالة التعامل مع متغير تابع واحد وعدد من المتغيرات المستقلة، ولكن يُراد عزل أحد هذه المتغيرات أو تثبيته أو تحييده، ففي هذه الحالة نتعامل مع ANCOVA وهو تحليل التباين المشترك، والمتغير الذي نثبته يسمى COVARIATE، أي المتغير المصاحب أو المتلازم. ويمكن عزل أكثر من متغير COVARIATE فعندما نجري اختبار قبلي PRETEST واختبار بعدي POSTTEST وعند عمل مقارنة بين التطبيقين القبلي والبعدي للمجموعتين لا بد أن نضع في اعتبارنا تثبيت الاختلافات الموجودة بين المجموعتين فما لا استطيع تثبيته تجريبياً نثبته إحصائياً.

3ــ **تحليل التباين متعدد المتغيرات التابعة MANOVA**

في حالة التعامل مع أكثر من متغير تابع (وليس تابع واحد كما في حالتي ANCOVA& ANOVA) في هذه الحالة نتعامل مع MANOVA أو تحليل التباين متعدد المتغيرات التابعة، فعندما يكون لدينا عدة متغيرات تابعة تؤثر فيها عدة متغيرات مستقلة، ففي هذه الحالة نعمل تصميماً واحداً وتحليلاً واحداً، والأسلوب المتبع هنا يسمى MULTI ANOVA.

ــ **السؤال** : لماذا نفضل التعامل مع عدة متغيرات تابعة في وقت واحد؟ وللإجابة نقول: عندما نتعامل مع المتغيرات التابعة كل على حدة لدراسة أثر المتغيرات المستقلة عليها،

نتعامل مع المتغيرات التابعة تأثيرات داخلية. مثال: مكونات الإبداع وهي: الطلاقة، والمرونة، والأصالة، وإدراك التفاصيل. كل متغير من هذه المتغيرات هو متغير تابع يتأثر بعدد من المتغيرات المستقلة مثل الذكاء أو المستوى الاقتصادي أو المستوى الثقافي، ونريد دراسة أثر هذه المتغيرات المستقلة على متغير تابع واحد وليكن الأصالة، في هذه الحالة أفضل أسلوب ANOVA وكذلك لو دراسنا متغير المرونة على حدة، أو متغير الطلاقة أو إدراك التفاصيل. عند دراسه أثر المتغيرات المستقلة على المتغيرات التابعة كل على حدة فإننا في هذه الحالة نهمل التأثيرات التي تحدث بين المتغيرات التابعة بعضها مع بعض، ولعلاج هذه المشكلة: نأخذ المتغيرات التابعة معاً وندرس أثر المتغيرات المستقلة عليها معاً. ويستخدم لذلك أسلوب MULTI ANOVA فهو أكثر دقة في تناول الظواهر النفسية والتربوية.

4ـ تحليل التغاير متعدد المتغيرات التابعة MANCOVA

وفيه عدد المتغيرات التابعة (مثل MANOVA)، ويراعي التأثيرات الداخلية، إضافة إلى إمكانية عزل أو تثبيت بعض المتغيرات المستقلة التي لم نستطع التحكم فيها تجريبياً، فهذا الأسلوب يشترك مع MANOVA في أخذ المتغيرات التابعة كتلة واحدة. ويعتبر هذا الأسلوب أكثر أساليب تحليل التباين دقة وهو أعقدها وأصعبها سواء في التفاصيل التي تنتج عنه أم في تفسير النتائج الناتجة من تحليل البيانات.

تصنيف الاختبارات الإحصائية اللاوسيطية وفقاً لتصاميم البحوث وعدد العينات ونوع العينات

عدد العينات	نوع التصميم	نوع البيانات	الطرق الإحصائية	ملاحظات
عينة واحدة	مجموعة واحدة ذات الاختبار الواحد	اسمية تثنية التصنيف اسمية متعددة التصنيفات اسمية متعددة التصنيفات	1- اختبار ذو الحدين 2- اختبار مربع كاي 3- اختبار كولموجورف - سمير نوف	1- استجابة واحدة من بديلين 2- يمكن ان تكون الاستجابة من بين اكثر من بديلين 3- يفضل استخدامه عندما يكون حجم العينة صغيراً
عينتان مترابطتان	مجموعة واحدة ذات اختبارين قبلي وبعدي	اسمية تثنية التصنيف رتبية رتبية	1- اختبار ماكنمار 2- اختبار ولكوكسن (إشارة الرتب) 3- اختبار الإشارة	تكون العينتان في الواقع عينة واحدة ذات متغيرين
عينتان مستقلتان	مجموعتان ضابطة وتجريبية	اسمية تثنية التصنيف اسمية تثنية التصنيف اسمية تثنية التصنيف رتبية رتبية	12- اختبار مربع كاي للاستقلالية 2- اختبار فشر 3- اختبار كولموجورف - سمير نوف 4- اختبار الوسيط 5- اختبار مان - وينتي	3- ويمكن استخدامه ايضاً عندما يكون احد المتغيرين رتبياً. 4- ويمكن استخدامه في حالة البيانات الفاصلة والنسبية كبديل لاختبار «ت» 5- ويمكن ايضاً استخدامه في حالة البيانات الفاصلة والنسبية
عدة عينات مترابطة	تصميم المجموعة الواحدة ذات الاختبارات المتعددة	اسمية تثنية التصنيف رتبية	1- اختبار كوجران 2- اختبار فريدمان لتحليل التباين من الدرجة الثانية	
عدة عينات مستقلة	تصميم المجموعات المتعددة	اسمية رتبية رتبية	1- اختبار مربع كاي 2- اختبار الوسيط 3- اختبار كروسكال-والز لتحليل التباين من الدرجة الأولى للبيانات الرتبية	1- يكون لكل فرد استجابة على كل متغير. 3- يمكن استخدام البيانات الفاصلة والنسبية وكبديل عن تحليل التباين من الدرجة الأولى

ويمكن تلخيص وعرض الجدول السابق على الشكل التالي:

الشكل التالي يوضح مجموعة الاختبارات الإحصائية اللاوسيطية Non Parametric Tests التي تستخدم للكشف عن دلالة الفروق بين المجموعات أو العينات:

1ـ Chi – square test χ^2	
2ـ اختبار ذو الحدين Binomial test	
3ـ اختبار رانز Runs test	
4ـ كولموجوروف – سمير نوف Sample Samimov – Kolmogorov	
5ـ عينتان مستقلتان	Mann – Whitney U Kolmogorov – Samimov Moses Wald – Wolfowitz Runs
6ـ عينات مستقلة K-independent samples	اختبار الوسيط Median test اختبار كروسكال Kruskal test
7ـ عينتان مرتبطتان 2– Related samples	مكنمار Mc Nemar ويلكوكسون Wilcoxor اختبار الاشارة Sign
8ـ عينات مرتبطة K- Related Samples	اختبار فريدمان Fridman اختبار كوجران Cochoran Q كندال Kendall

احدى عشر: اختبارات الدلالة اللاوسيطية

ـ اختبار ذو الحدين Binomial Test:

يستخدم هذا الاختبار عندما يكون لدينا عينة واحدة اختيرت عشوائياً وطبق عليها استبيان معين، وحصلنا على استجابات ثنائية مثل: (نعم ـ لا) أو (موافق ـ معارض) ويصبح هدف الباحث التحقق من صحة الفرض الصفري القائل: لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين عدد من قالوا نعم وبين عدد من قالوا لا، بين إيجابات الموافقة وإيجابات الرفض.

ولمعرفة هل الفروق بين المجموعتين جوهرية (دالة) أو ظاهرية (ليس لها دلالة إحصائية)، نستخدم اختبار ذو الحدين. والفرق الأساسي بين اختبار χ^2 واختبار ذو الحدين أن اختبار ذو الحدين يعتمد على تكرارين فقط، أما في حالة χ^2 يمكن التعامل

مع تكرارين وثلاثة وأربعة تكرارات، مثال: السؤال هل تنام مبكراً؟ يجاب عليه بالاستجابات: غالباً ــ أحياناً ــ نادراً، فإذا أردنا معرفة الفرق بين الاستجابات الثلاثة هل هو فرق جوهري أم ظاهري ؟ فلا يصلح هنا استخدام اختبار ذو الحدين.

اختبار χ^2

يعد اختبار χ^2 من المقايس اللاوسيطية ويستخدم لحساب دلالة فروق التكرار أو البيانات التي يمكن تحويلها إلى تكرار مثل النسب والاحتمالات.

أساس الطريقة العامة لحساب χ^2:

χ^2 هو مقياس لمدى اختلاف التكرار المشاهد أو الواقعي عن التكرار المحتمل أو المتوقع و هو في الواقع مجموع فرق مربعات انحرافات التكرار الواقعي عن التكرار المتوقع ثم ينسب إلى المجموع بعد ذلك إلى التكرار المتوقع. هذا وكلما زاد هذا الانحراف زادت تبعاً لذلك دلالة الفرق بين التكرارين، الواقعي والمتوقع وأصبح طبقاً لهذه الزيادة متمايزاً عن الصفر الإحصائي. وتبين المعادلة التالية الطريقة العامة لحساب χ^2.

$$\chi^2 = \sum \frac{(T_0 - T_m)^2}{T_m}$$

حيث يدل الرمز $\sum$ على المجموع ومعنى هذا حساب القيمة الجزئية لـــ χ^2 لكل خلية من خلايا الجداول التكرارية مهما كانت صورة هذه الجداول ثم تجمع تلك النتائج للحصول على القيمة النهائية لـــ χ^2 ويدل الرمز (T) على التكرار المتوقع.

وتختلف طريقة حسابه خلايا الجدول التكراري n*1 عن طريقة حسابه لخلايا الجدول التكراري n*n . ويدل بسط هذه المعادلة $(T_0 - T_m)^2$ على مربع انحراف التكرار الواقعي عن التكرار المتوقع.

الطريقة العامة لحساب χ^2 للجدول التكراري 2*1 يتكون الجدول التكراري 2 *1 من سطر واحد يحتوي على تكرارين (تكرار نعم وتكرار لا) في الإجابة على سؤال معين، ويحسب التكرار المتوقع بقسمة حاصل جمع التكرارين على 2 ثم نحسب χ^2 من المعادلة العامة فمثلاً إذا أجاب 80 فرداً على سؤال في استبيان وكان تكرار القبول

60 وتكرار الرفض 20 فإن التكرار المتوقع $\frac{(20+60)}{2}=40$ وبالتعويض في معادلة χ^2

$$\chi^2 = [\ (60-40)^2 + (40-20)^2\ ] \div 40 = 20$$

ـ الطريقة العامة لحساب χ^2 لجداول تكرار n*

ولا تختلف طريقة حساب التكرار المتوقع مهما اختلفت قيم n.

فمثلاً عندما تصبح n مساوية (3) ويصبح الجدول التكراري 1 *3 فإن التكرار المتوقع يساوي خارج قسمة مجموع التكرارات على 3

كما يوضح ذلك الجدول التالي. وبما أن مجموع التكرار يساوي 30، إذن:

الاستجابات	موافق جداً	لا أدري	أعارض جداً	مجموع التكرار
التكرار	12	2	16	30

جدول السابق – بين تكرار الاستجابات على سؤال في استبيان تكراره الواقعي يساوي 30، إذن

التكرار المتوقع $30 \div 3 = 10$

وبالتعويض في المعادلة:

χ^2 = مجموع [(التكرار الواقعي- التكرار المتوقع)^2] \ التكرار المتوقع

نجد أن

$$\chi^2 = [\ (12-10)^2 + (2-10)^2 + (16-10)^2\ ] \div 10 = 10.4$$

وبما أن درجات الحرية في هذه الحالة هي 3-1=2 وبما أن حد الدلالة بدرجات حرية 2 بدرجة ثقة 0.99 وشك 0.1 هو 9.21 (من الجداول الإحصائية). إذاً فالفروق بين تكرارات استجابات ذلك السؤال دالة بدرجة ثقة 0.99

ـ الطريقة العامة لحساب χ^2 للجدول التكراري n * n:

الشرط الرئيسي لاستخدام الطريقة العامة لحساب χ^2 للجدول التكراري n * n هو أن لا تقل القيمة العددية لتكرار المتوقع لأية خلية من خلايا هذا الجدول عن 0.05 عندما يقل التكرار المتوقع عن 5 تضم بعض الصفوف الجدول أو بعض أعمدته بعضها إلى

بعض حتى يزيد تكرارها المتوقع عن 5 أو يساويها. والمثال الذي يدل عليه الجدول التالي يوضح هذه الفكرة:

	موافق جداً	موافق نوعاً ما	لا أدري	أرفض نوعاً ما	أرفض جداً	المجموع
ذكور	5	37	13	28	5	88
إناث	3	17	8	20	5	53
المجموع	8	54	21	48	10	141

يبين الجدول استجابات الذكور والإناث على سؤال استبيان.

وعلينا قبل أن نبدأ حساب القيم الجزئية لـــ χ^2 أن نحسب التكرار المتوقع لكل خلية من خلايا الجدول السابقة التي تتلخص في قسمة حاصل ضرب الخلايا الأفقية الهامشية والرأسية الهامشية على عدد الأفراد. فمثلاً التكرار المتوقع للخلية ذكور موافق جداً $5 = 141 \div (8 * 88)$ وللإناث $3 = 141 \div 8 * 53$، التكرار المتوقع للخلية ذكور موافق نوعاً ما $33.7 = 141 \div 54 * 88$ وللإناث $20.3 = 141 \div 54 * 53$ وهكذا بالنسبة لبقية خلايا جدول التكرار الثنائي الواقعي ويبين الجدول التكرار المتوقع وبذلك تتضح الخلايا التي يقل تكرارها عن 5 وهي خلية (إناث ــ موافق جداً) وتكرارها المتوقع 3 وخلية (إناث ــ أرفض جداً) وتكرارها المتوقع 3.8 إذاً فعلينا الآن أن نجمع خلايا عمود موافق جداً مع خلايا عمود موافق نوعاً ما لنحصل بذلك على عمود موافق. وعلينا أيضاً أن نجمع خلايا عمود أرفض نوعاً ما مع خلايا عمود أرفض جداً لنحصل بذلك على عمود أرفض، وبذلك نحصل على الجدول التالي الذي يبين خلايا جدول التكرار الواقعي بعد ضم تلك الأعمدة، والذي يصلح لحساب χ^2

	موافق جداً	موافق نوعاً ما	لا أدري	أرفض نوعاً ما	أرفض جداً	المجموع
ذكور	5.0	33.7	13.1	30.0	6.2	88.0
إناث	3.0	20.3	7.9	18.0	3.8	53.0
المجموع	8.0	54.0	21.0	48.0	10.0	141

جدول يبين التكرار المتوقع لخلايا التكرار الواقعي

	موافق	لا أدري	أرفض	المجموع
ذكور	42	13	23	88
إناث	20	8	25	53
المجموع	82	21	58	141

جدول يبين خلايا التكرار الواقعي بعد ضم الأعمدة

وتتلخص خطوات حساب χ^2 بالطريقة العامة فيما يلي:

التكرار المتوقع لذكور موافق $88\times62\div141=38,70$

χ^2 لذكور موافق $(42-38,7)^2\div38,7=0,28$

التكرار المتوقع لذكور لا أدري $(88-21)^2\div141=13,11$

χ^2 لذكور لا أدري $(13-13,11)^2\div13,11=0,28$

التكرار المتوقع لذكور أرفض $(88\times58)^2\div141=36,20$

χ^2 لذكور أرفض $(33-36,20)^2\div36,20=0,28$

التكرار المتوقع لإناث موافق $(53\times6.2)^2\div141=23,30$

χ^2 لإناث موافق $(20-23,30)^2\div23,30=0,47$

التكرار المتوقع لإناث لا أدري $(53\times21)\div141=7,89$

χ^2 لإناث لا أدري $(8-7,89)^2\div7,89=0$

التكرار المتوقع لإناث أرفض $(53\times58)^2\div141=21,8$

χ^2 لإناث أرفض $(25-21,8)^2\div21,8=0,47$

إذاً النتيجة النهائية $\chi^2=0,28+0+0,47+0,47=1,5$

بما أن درجات الحرية $(3-1)(2-1)=2$

وقيمة χ^2 المساوية لـــ 1,5 غير دالة عند حد 0.05 لأن قيمة χ^2 عند حد 0.05 و2 درجة حرية =5.99. وبذلك نستطيع أن نستنتج أنه لا توجد فروق دالة بين استجابات الذكور والإناث على ذلك السؤال.

ـــاستخدام χ^2 لحساب دلالة الفروق في مجموعتين مرتبطتين :

تستخدم χ^2 لحساب دلالة فروق النسب المرتبطة كما استخدمت من قبل لحساب دلالة فروق التكرار غير المرتبط أو النسب غير المرتبطة، والنسب قد تكون عشرية أومئوية. ومن أمثلة النسب المرتبطة النسب المئوية لاستجابات نفس الأفراد في موقفين ثم مقارنة استجاباتهم الأولى والثانية للكشف عن فروق دلالة الاستجابتين ومن المعلوم أنه إذا كانت النسب مرتبطة كانت المتغيرات التي نشأت منها تلك النسب مرتبطة أيضاً.

ـــ اختبار χ^2 للعينة الواحدة :

يستخدم هذا الاختبار لمعرفة مدى تمثيل العينة للمجتمع عندما تكون هناك بديلين أوأكثر للاستجابة، ويختار كل فرد في العينة واحداً منها فقط.

اختبار χ^2 لعينتين مستقلتين:

يستخدم هذا الاختبار للمقارنة بين استجابات لعينتين مستقلتين عندما تكون البيانات الخاصة بالمتغيرين المستقل والتابع اسمية. ويتطلب استخدام هذا الاختبار استقلالية العينات، أي أن أفراد كل عينة قد تم اختياره بصورة عشوائية مستقلاً عن اختيار أي فرد في العينة أو العينات الأخرى.كما يجب أن يكون لكل فرد استجابة واحدة على المتغير المستقل واستجابة واحدة فقط على المتغير التابع.

اختبار χ^2 للعينات المستقلة :

إن الطريقة الإحصائية التي تستخدم في حساب قيمة χ^2 لثلاث عينات أو أكثر هي نفس الطريقة التي تستخدم في حالة عينتين مستقلتين. وبذلك يتطلب استخدام هذا الاختبار استقلالية العينات، أي أن أفراد كل عينة قد تم اختياره بصورة عشوائية مستقلاً عن اختيار أي فرد في العينة أو العينات الأخرى، كما يجب أن يكون لكل فرد استجابة واحدة على المتغير المستقل واستجابة واحدة على المتغير التابع.

ـــ اختبار مان وتني Mann- Whitny U Test

نستخدم هذا الاختبار للمقارنة بين عينتين مستقلتين، عندما تكون البيانات عددية بطبيعتها، إذ أنه يستخدم عوضاً عن الاختبار T - Test عندما لا تتوفر شروط تطبيق الاختبارات الوسيطية. ويستند اختبار مان وتني إلى أساس أنه إذا كانت الدرجات الخاصّة بمجموعتين متشابهتين مرتبة معاً كأنها مجموعة واحدة فإنه سيكون هناك

تمازج بين رتب المجموعتين. وتتلخص الحالات التي يصلح لها اختبار مان وتيني بديلاً من اختبار ت فيما يلي:

1ـ عندما تكون البيانات التي حصل عليها الباحث لمتغيرات دراسته مجرد رتب، أودرجات يمكن تحويلها لرتب.

2ـ عندما يكون توزيع الدرجات غير طبيعي، وبذلك لا يشترط هذا الاختبار طبيعية التوزيع بل تحرر تماماً من هذا الشرط الذي يقيد استخدام اختبار T.

3ـ عندما لا تكون العينتان متجانستين، أي عندما لا تصبح قيمة «F» دالة.

مثال: يوضح المثال طريقة حساب دلالة الفروق باختبار مان وتيني لدرجات عينتين صغيرتين. وسنرمز للعينة الأولى بالرمز n_1 وللعينة الثاني بالرمز n_2. وتبدأ عملية حساب الدلالة بتسجيل درجات الأفراد في كل عينة من العينتين في جدول مثل تحويل هذه الدرجات إلى رتب بحيث يكتب أمام كل درجة رتبتها في العينتين وليس

العينة الأولى n_1			العينة الثانية n_2		
الرقم	الدرجة	الرتبة	الرقم	الدرجة	الرتبة
1	3	1	1	23	5
2	5	2	2	37	7
3	97	9	3	64	8
4	12	3	4	24	6
			5	14	4
مجموع الرتب مجـ ب = 15					

جدول يبين طريقة تسجيل البيانات لحساب الدلالة بطريقة ما وتيني

مجرد رتبتها في عينتها التي تنتمي إليها. وتدل بيانات هذا الجدول على أن الدرجة 3 هي أقل درجات أفراد العينيتين ولذلك أصبحت رتبتها 1 وقد سجلت هذه الرتبة أمامها. وهكذا تستمر عملية ترتيب درجات أفراد العينتين حتى تصل إلى آخر تلك الرتب وهي 9 فنسجلها أمام أكبر درجة في العينتين وهي الدرجة 97، وعلينا بعد ذلك أن نجمع رتب أصغر العينتين أي أقلها أفراداً وهي في مثالنا هذه العينة الأولى

لأنها مكونة من 4 أفراد فقط. بينما يبلغ عدد أفراد العينة الثانية 5 أفراد. فإذا كان عدد أفراد العينتين متساوياً فلنا أن نبدأ بأيهما دون تفضيل إحداهما على الأخرى. حاصل جمع رتب العينة الأولى وهو 15. نسجل كل البيانات العددية التي نحتاجها لحساب دلالة الفروق بطريقة مان وتني وهي كما يلي:

مجموع رتب العينة الصغرى $\sum b = 15$

عدد أفراد العينة الصغرى $n_1 = 4$

عدد أفراد العينة الكبرى $n_2 = 5$

وتتطلب حساب الدلالة معرفة القيمة العددية لـــ Q حيث أن:

$$Q = n_1 * n_2 + (n_1 * (n_1 + 1)/2) - \sum b$$

وبالتعويض في المعادلة السابقة نحصل على القيمة العددية لـــ Q كما يلي:

$$Q = 4*5 + (4*(4+1) \div 2) - 15 = 20 + (20 \div 2) - 15 = 15$$

وللكشف على دلالة الفروق في الجداول الإحصائية عن القيمة الجدولية التي تقابل ى للعينتين $n_1 = 4$، $n_2 = 5$ فنجد أن القيمة الجدولية لـــ Q تساوي 1.

وتصبح الفروق دالة إذا كانت قيمة Q المحسوبة مساوية لقيمة Q الجدولية أو أصغر منها. وبالعكس تصبح قيمة Q غير دالة إذا زادت قيمتها المحسوبة عن القيمة الجدولية لـــ Q. و قيمة Q المحسوبة = 15

وقيمة Q الجدولية =1 كما ورد في جدول مان ويتنى

فالفرق غير دال عند مستوى 0.05 (دلالة طرفين)

اختبار مان ويتنى أو اختبار «Q» للعينات الكبيرة:

تعد العينات كبيرة بالنسبة لاختيار «Q» إذا جاوز حجم أكبر العينتين 20 فرداً لأن التوزيع التكراري لـــ «Q» يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يقترب حجم أحد العينتين من 20 ويصبح طبيعياً عندما يزيد عدد الأفراد عن 20، من أجل هذا لم تعد هناك جداول للدلالة الإحصائية لـــ «Q» لعينة يزيد عدد أفرادها عن 20.

وتحسب الدلالة الإحصائية لاختبار «Q» للعينات الكبيرة وذلك عن طريق الخطأ المعياري لـــ «Q» أي y من المعادلة التالية:

$$\sigma_Q = \sqrt{[n_1 \div n_2 (n_1 + n_2 + 1) * 20]}$$

ثم نحسب بعد ذلك الدرجة المعيارية باستخدام ذلك الخطأ المعياري واعتبار أنه انحراف معياري في معادلة الدرجة المعيارية التي يتكون بسطها من الانحراف ومقامها من الانحراف المعياري. وبذلك تصبح معادلة الدرجة المعيارية لـــ«Q» هي

$$\text{الدرجة المعيارية} = [Q-(n_1\, n_2 \times 2)]/\sigma_Q{}^2$$

ولا يتطلب استخدام هذه المعادلة من البيانات إلا معرفة حجم العينتين $n1$، n_2. وحساب القيمة العددية لـــ «Q» بنفس الخطوات التي اتبعتها في حساب «Q» للعينات الصغيرة الأقل حجماً من 20 فرداً. هذا وإذا جاوزت قيمة الدرجة المعيارية 1.96 عد الفرق دالاً بحد دلالة 0.05 لدلالة الطرفين. وإذا جاوزت قيمة الدرجة المعيارية 2.58 عد الفرق دالاً بحد دلالة 0.01 لدلالة الطرفين.

3ـــ اختبار رانز Runs test:

يؤدي اختبار «رانز» نفس المهمة التي يقوم بها الاختباران السابقان، إذ يحاول الكشف عن الفروق بين التكرارات، وكالعادة يهمنا عند استخدام برنامج إحصائي الدلالة الإحصائية التي تشير إلى أنه توجد فروق جوهرية أو لا توجد فروق.

ـــ اختبار «كروسكال واليز>> للعينات المستقلة

يستخدم هذا الاختبار في تحليل التباين في اتجاه واحد Kruskal Wallis One Way Analysis of Variance، فحينما نقوم بدراسته على عدة عينات مستقلة 3 فأكثر بهدف الكشف عن الفروق بين هذه المجموعات في متغير معين، وتعتمد طريقة «كروسكال» على إعطاء رتب Ranks لجميع أفراد المجموعات موضوع الدراسة كأنها مجموعة واحدة، فتعطى الرتبة (1) لأصغر درجة ثم الرتبة (2) للدرجة التي تليها وهكذا. وأسلوب «كروسكال واليز» بديل لتحليل التباين أحادي الاتجاه في الأساليب الوسيطية، ويصلح هذا الأسلوب للمقارنة بين عدة عينات مستقلة حجم كل منها صغير قد يصل واحداً أو اثنين، ولا يتطلب تساوي أحجام العينات ويعتمد في حسابه هو الآخر على اختبار χ^2.

إذاً يستخدم تحليل التباين من الدرجة الأولى لـــ كروسكال واليز لاختبار مدى وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين ثلاث مجموعات أو أكثر من المجموعات ذات البيانات الرتبية أو التي يمكن ترتيبها. وكما نعلم فإن اختبار مان ويتني (Mann - Whitney)

يستخدم لاختبار الفروق بين مجموعتين ذات بيانات عددية رتبت على أساس رتب أما تحليل التباين من الدرجة الأولى لـــ (كروسكال – واليز) فإنه يقوم بنفس المهمة ولكن لأكثر من مجموعتين. وتفترض هذه الطريقة أنه إذا كانت العينات جميعاً مسحوبة من نفس المجتمع فإنه يتوقع أن يكون متوسط الرتب لكل عينة متساوياً مع متوسط الرتب للعينات الأخرى. ويكون متوسط مجموع الرتب كلها مساوياً لمتوسط عدد الرتب.

مثال: لنفرض أن الهدف الأساسي لإحدى الدراسات هو التعرف على أثر التحصيل العلمي على الاتجاه نحو عمل المرأة. ولكي يتحقق هدف هذه الدراسة اختيرت ثلاث عينات، العينة الأولى (a) من حملة الشهادة المتوسطة، وحجمها (5)، والعينة الثانية (b) وعددها (4) من حملة الشهادة الثانوية، والعينة الثالثة (c) وعددها (4) من حملة الشهادة الجامعية. طبق مقياس للاتجاه نحو عمل المرأة وهو عبارة عن قائمة تحتوي على (50) فقرة يتطلب الإجابة عليها بـــ (نعم) أو (لا) وجميعها تمثل الاتجاه الإيجابي نحو عمل المرأة، أي أن مجموع الإجابات بـــ (نعم) لكل مستجيب تمثل اتجاهه نحو عمل المرأة. كانت النتائج كما هي موضحة في الجدول.

درجات العينات الثلاث في مقياس الاتجاه نحو عمل المرأة

العينة (a)	العينة (b)	العينة (c)
40	42	48
35	25	46
32	24	41
23	18	33
20		
$n_a=5$	$n_b=4$	$n_c=4$

ولأجل اختبار الفرضية الصفرية التي تقول بعدم وجود فرق ذي دلالة إحصائية بين المجموعات الثلاث باستخدام طريقة (كروسكال – واليز) لتحليل التباين من الدرجة الأولى.

مثال: لنفرض لدينا أربع عينات وذو رتب مكررة لأكثر من درجة أراد أحد معلمي اللغة الأجنبية تجريب أربع طرق مختلفة لتعليم مفردات هذه اللغة من أجل اختبار الطريقة التي يتعلم بها الطلبة المفردات أسرع من غيرها. فاختار أربع عينات

بصورة عشوائية تتألف كل منها من (5) طلاب. فطبق الطريقة الأولى على العينة (a) والطريقة الثانية على العينة (b) والطريقتين الثالثة والرابعة على العينتين (c) و (d) على التوالي. وقد استخدم في الطرق الأربعة (50) مفردة لغوية جديدة. وبعد انتهاء الفترة المخصصة للتجربة قام المعلم بتطبيق اختبار لقياس تعلم المفردات اللغوية فكانت النتائج كما في الجدول التالي:

عدد المفردات اللغوية التي تعلمها الطلاب في كل من الطرق الأربعة:

العينة (a)	العينة (b)	العينة (c)	العينة (d)
10	30	25	30
30	30	30	45
30	10	40	45
15	20	45	50
35	35	40	40
$n_a=5$	$n_b=5$	$n_c=5$	$n_d=5$

فإذا أراد المعلم التعرف على الطريقة الفضلى والأكثر سرعة في تعليم مفردات اللغة الأجنبية فإن عليه أن يختبر الفرضية الصفرية التي تقول بعدم وجود فرق ذي دلالة إحصائية بين العينات الأربع. أو بمعنى آخر إن العينات الأربعة من مجتمع واحد. أي أن تعلم المجموعات الأربع من الطلاب هو نفسه بالطرق الأربعة. وفي البيانات المعروضة في الجدول السابق نجد أن تعلم العينتين (c) و (d) كان أفضل من تعلم العينتين الأخيرتين للمفردات اللغوية. وعلى أية حال لا بد من استخدام اختبار إحصائي آخر للمقارنة بين عينتين للتأكد من الطريقة الأفضل بالنسبة لـ (c) و (d) ويقترح استخدام اختبار مان – ويتني لاختبار الفرق بين عينتين مستقلتين.

ـ أساليب للكشف عن الفروق بين عينتين مرتبطتين:

يستخدم للكشف عن الفروق بين العينتن المرتبطتين Related Samples ثلاثة اختبارات منها :

2ـ اختبار ويلكوكسون Wilcoxon test (للبيانات الرتبية).

يسمى هذا الاختبار أيضاً باختبار إشارات الرتب، ويستخدم في حالات مشابهة للحالات التي يستخدم بها اختبار ماكنمار حيث يكون لكل فرد من أفراد العينة درجتان

إحداهما تمثل درجة الاستجابة على الاختبار القبلي، والثانية درجة الاستجابة على الاختبار البعدي. إلا أن طبيعة البيانات التي يعالجها هذا الاختبار يجب ألّا تكون اسمية دائماً وإنما رتبية أو فاصلية أو نسبية. ويستخدم هذا الاختبار بديلاً لأحد الاختبارات الوسيطي الشائعة للمقارنة بين عينتين مترابطتين وهو الاختبار التائي T -Test: Paired Two Sample For Means وذلك عندما لا يستطيع الباحث الإيفاد بافتراض طبيعية التوزيع الأساسي للمجتمع والذي يعتبر مهماً في الاختبارات الوسيطية، ويعتبر هذا الاختبار أقل قوة من الاختبار التائي إلا أنه أفضل من اختبار الإشارة. اختبار عينة ما تخضع لاختبارين أحدهما قبلي (Pre test) والآخر بعدي (Post test)

فإذا كانت الفروق بين أزواج الدرجات متفوقة على الأخرى تفوقاً ذا دلالة إحصائية. أما إذا لم يكن هناك أي فرق (الفرضية الصفرية) بين المجموعتين فهذا يعني أن عدد الفروق وحجمها في صالح المجموعة سيكون نفسه في المجموعة الأخرى. ويعد هذا الاختبار الإحصائي هو الاختبار اللابرمتري المقابل لاختبارات البر متري لحساب دلالة فروق المتوسطات المرتبطة. ولذا فهو يصلح للمجموعات المتكافئة التي يناظر كل فرد في إحدى المجموعات فرداً أخر في المجموعة المتكافئة. ويصلح هذا الاختبار أيضاً لقياس دلالة فروق متوسطات درجات مجموعة من الأفراد في اختبار ما ودرجات نفس المجموعة في اختبار أخر. وبما أن اختبار ويلكوكسون اختبار لاوسيطي فهو لذلك يصلح للتوزيعات الحرة غير المقيدة بشكل التوزيع التكراري للمجتمع الأصلي. ويصلح للعينات الصغيرة، وللعينات غير المتجانسة. وتعتمد فكرة اختبار ويلكوكسون على فروق الدرجات وعلى الإشارة الجبرية لتلك الفروق وعلى ترتيب تلك الفروق و سيأتي بيان ذلك بالتفصيل في الطريقة التي ستوضح بها حساب الدلالة الإحصائية باستخدام اختبار ويلكوكسون. وتحسب دلالة الفروق في مثل تلك الحالات عند طريق الخطأ المعياري لـــ c وسنرمز لهذا الخطأ المعياري Q_c ونحسب قيمته العددية من المعادلة التالية:

$$Q_c = \sqrt{[n(n+1)(2n+1) \div 24]}$$

وعلينا بعد ذلك أن نحسب الدرجة المعيارية وذلك بقسمة الانحراف على الخطأ المعياري:

الدرجة المعيارية = $[c-n(n+1)\div 4]/Q_c$

وتصبح Q_c دالة في اختبار الطرفين ولمستوى دلالة 0.05 إذا زادت قيمتها عن 1.96 وتصبح دالة لمستوى دلالة 0.01 إذا زادت قيمتها عن 2.58 . كما يشترط عادة أن يكون عدد أزواج الدرجات «أي كل عينة منها» لا تزيد على (25). ويصلح هذا الاختبار أيضاً لقياس دلالة فروق متوسطات درجات مجموعة من الأفراد في اختبار ما ودرجات نفس المجموعة في اختبار آخر. ويصلح للعينات الصغيرة، وللعينات غير المتجانسة. وتعتمد فكرة اختبار ويلكوكسون على فروق الدرجات وعلى الإشارة الجبرية لتلك الفروق.

مثال: نفرض أن أحد الباحثين اختار عينة عشوائية تتألف من (12) طفلاً من احدى رياض الأطفال، وذلك لدراسة مدى تأثير استخدام إحدى الوسائل التعليمية الحديثة في قدرتهم على التمييز بين الأشكال المختلفة، فقام الباحث بتطبيق أحد الاختبارات الخاصة بقياس قدرة الأطفال على التمييز بين الأشكال قبل استخدام الوسيلة التعليمية وبعد استخدامها فكانت النتائج كما يلي:

تسلسل الأطفال	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
الدرجة في الاختبار القبلي	20	18	22	28	17	26	25	24	27	21	19	22
الدرجة في الاختبار البعدي	25	19	24	24	21	29	21	18	23	28	25	28

فإذا أراد الباحث استخدام اختبار «إشارة الرتب» (اختبار يلكوكسون) لاختبار فرضيته الصفرية فإنه يجب أن يتبع الخطوات التالية:

1ـ ينظم البيانات كما في الجدول السابق حيث كتبت الدرجات الخاصة بالاختبار القبلي والاختبار البعدي لكل طفل في العمودين الثاني والثالث.

2ـ تستخرج الفروق بين كل درجتين لكل طفل وذلك بطرح درجة الاختبار البعدي من درجة الاختبار القبلي، ثم تكتب الفروق في العمود الرابع من الجدول نفسه.

3ـ تعاد كتابة الفروق بدون الإشارات في العمود الخامس من الجدول نفسه.

4ـ تعطي رتبة لكل فرق من الفروق حيث يلاحظ أن أصغر فرق كان مقداره (1) وأعطى الرتبة (1)، ثم الفرق (2) وأعطى الرتبة (2) ....الخ.

المقارنة بين درجات الاختبار القبلي والاختبار البعدي لأطفال الروضة

الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس	السادس	السابع
الأطفال	درجات الاختبار القبلي	درجات الاختبار البعدي	الفروق « F »	الفروق المطلقة F	ترتيب الفروق	إشارات رتب الفروق
1	20	25	5-	5	8	8-
2	18	19	1-	1	1	1-
3	22	24	2-	2	2	2-
4	28	24	4	4	5.5	5.5
5	17	21	4-	4	5.5	5.5-
6	26	29	3-	3	3	3-
7	25	21	4	4	5.5	5.5
8	24	18	6	6	10	10
9	27	23	4	4	5.5	5.5
10	21	18	7-	7	12	12-
11	19	25	6-	6	10	10-
12	22	28	6-	6	10	10-

الفرق (3) وأعطى الرتبة (3) أما متوسط الرتب 4، 5، 6، 7 على التوالي فأعطيت للفرق (4) الذي تكرر أربع مرات، ولهذا فإن متوسط هذه الرتب هو مجموعها مقسوماً على عددها:

متوسط الرتبة $4+5+6+7/4 = 22/4 = 5,5$

وبعد ذلك أعطيت الرتبة (8) للفرق (5) وأعطيت الرتبة (10) وهي متوسط الرتب الثلاثة (9، 10، 11) على التوالي للفروق التي مقدارها (6) وهي ثلاثة حالات (أزواج) ثم أعطيت الرتبة (12) للفرق (7).

وهذه الرتب موضحة في العمود السادس من الجدول السابق.

5ـ أعطيت كتابة الرتب مع إشاراتها الأصلية، ثم جمعت الفروق الموجبة وكان مقدارها = 26.5 وكذلك جمعت الفروق السالبة ومقدارها = 51.5

6ـ يلاحظ أن القيمة الصغرى هي (26.5) نرجع إلى جدول المقارنات المخصص لهذا الغرض ونلاحظ أن القيمة المطلوبة لرفض الفرضية الصفرية في حالة كون حجم العينة $n = 12$ وعند مستوى الدلالة (0.05) في اختبار ذو النهايتين يجب أن تكون (17) أو أقل، وحيث أن القيمة المحسوبة هي (26.5) أكبر من (17) فهذا يعني أننا لا يمكننا رفض الفرضية الصفرية.

ويستنتج من ذلك أن الفرق بين درجات الاختبار القبلي ودرجات الاختبار البعدي غير ذي دلالة إحصائية عند مستوى (0.05) وهذا يعني أيضاً أنه لم يكن هناك ما يشير إلى تأثير الوسيلة التعليمية على قدرة الأطفال على التمييز بين الأشكال المختلفة.

ومما تجدر الإشارة هنا، أن هذا الاختبار يمكن استخدامه في حالة وجود عينتين مترابطتين سواء كانت العينتان هما في الواقع عينة واحدة ولكل من أفرادها درجتان، أوكانتا عينتين متساويتين في العدد ومترادفتين بين كل فردين من أفرادها.

ـ اختبار كوجران (ك) لعدة عينات مترابطة: The Cochran Q Test

يستخدم هذا الاختبار في حالة وجود عدة عينات مترابطة ذات استجابات اسمية ثنائية التصنيف كأن تكون الاستجابة (نعم) أو (لا) ويستعاض عنها ب (1) أو (صفر)، وهذا الاختبار هو امتداد لاختبار << ماكنمار >>، إذ أن اختبار (ماكنمار) يستخدم للمقارنة بين عينتين مترابطتين، في حين أن اختبار كوجران يقوم بنفس المهمة ولكن بين أكثر من عينتين مترابطتين، كأن يكون عدد العينات ثلاث عينات أو أربع أوأكثر. ولأجل توضيح طريقة استخدام اختبار كوجران في اختبار الفرضيات الصفرية المتعلقة بالمقارنة بين عدة عينات مترابطة.

مثال: لنفرض أننا طبقنا ثلاثة اختبارات تحصيلية مختلفة في مادة الرياضيات على (20) طالباً من خريجي الثانوية ممن يرغبون في اختيار قسم الرياضيات بكلية التربية للتخصص في تدريس هذه المادة في المرحلة الثانوية. وقد كانت نتيجة كل باحث في كل اختبار تصنف إما راسباً أو ناجحا.

والمطلوب التعرف على ما إذا كان هناك فرق في الصعوبة بين هذه الاختبارات الثلاثة. والفرضية الصفرية التي يراد اختبارها هي «عدم وجود فرق ذي دلالة إحصائية بين الاختبارات الثلاثة في صعوبتها». لنفرض أن نتيجة الطلبة في الاختبارات الثلاثة كانت كما هي مبينة في الجدول التالي :

	الاختبار الأول	الاختبار الثاني	الاختبار الثالث	عدد الاختبارات التي اجتازها الباحث (L)	(L^2)
مجموع الناجحين (b)	$b_1 = 17$	$b_2 = 9$	$b_3 = 7$	$\sum b = 32$	$\sum L^2 = 65$
$(b)^2$	$(b_1)^2 = 289$	$(b2)^2 = 91$	$(b_3)^2 = 49$	$\sum b^2 = 419$	

ـ تستخرج قيمة (L) المحسوبة وفقاً للمعادلة التالية:

$$2L^2 = (w-1)\left(w\sum b^2 - c^2\right) / wc - \sum L^2$$

حيث أن w = عدد الاختبارات = 3

$$w\sum b^2 = b_1^2 + b_2^2 + b_3^2$$

$$419 = 49 + 81 + 289$$

$$wc^2 = \left(\sum b\right)^2 = (33)^2 = 1089$$

$$w\sum L^2 = 65$$

وبالتعويض عن رموز المعادلة بالأرقام السابقة ينتج :

$$L^2 = 9{,}882$$

ـ نقارن القيمة المحسوبة (9,882) بالقيمة النظرية المستخرجة من جدول (χ^2) بدرجة حرية مقدارها 2w-1=3-1=2 فنجد أنها = 5,991

وحيث أن القيمة المحسوبة 9,882 أكبر من القيمة النظرية 5,991

نرفض الفرضية الصفرية التي تقول بعدم وجود فروق بين الاختبارات الثلاثة من حيث صعوبتها، ونستنتج من ذلك أن هناك فروقاً ذات دلالة احصائية في مستوى صعوبة هذه الاختبارات.

ـ إذا ظهرت فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات، ورغبنا بإحصاء هذه الفروق، عندها نطبق اختبار ماكنمار على كل مجموعتين.

ـ تحليل التباين من الدرجة الثانية لفريدمان لعينات مترابطة The Friedman Two-way Analysis of Variance

تواجه الباحث في كثير من البحوث التربوية والنفسية حالات تتطلب منه القيام بعدة تجارب عليها أو باختبارها أكثر من اختبار، كما يتطلب منه أن يحدد أهمية أو رتبته كل منها بالنسبة لكل فرد من أفراد العينة موضع الدراسة. كأن تكون هناك أربع مهن مختلفة ويطلب من كل فرد في عينة، أن يبدي رأيه بأفضلية كل مهنة، أو بمعنى آخر أن يُعطى الترتيب الأول للمهنة التي يفضلها أكثر من غيرها، والترتيب الثاني للمهنة التالية... وهكذا حتى يعطي الترتيب الرابع للمهنة التي يفضلها أقل من غيرها.أو كمثال آخر يُطلب من مجموعة من الطلاب ترتيب ثلاث أو أربع مواد وفق رغباتهم والتعبير عن هذه الرغبات بإعطاء كل مادة رتبة مختلفة. إن البيانات الخاصة بمثل هذه الحالات يتم تنظيمها عادة في جدول ذي (Q) من الأسطر حيث يمثل كل سطر رقماً لكل فرد من أفراد العينة و (K) من الأعمدة حيث يمثل كل عمود موقف تجريبي أو اختيار معين. ويكون أمام كل فرد من أفراد العينة في كل سطر رتب بقدر عدد المواقف التجريبية أو عدد الاختيارات، فإذا كانت المواقف التجريبية (3) فإن الرتب تكون (1،2،3) وتعطي رتبة واحدة مختلفة عن الأخرى لكل موقف تجريبي وإذا كانت المواقف أربعة فتعطي الرتب (1، 2، 3، 4) لكل من المواقف التجريبية أو الاختيارات الأربعة. وهكذا وبعد ذلك يتم تجميع الرتب (R) لكل موقف تجريبي ثم تستخرج قيمة (χ^2) لفريدمان

ـ نستخرج قيمة (χ_r^2) لفريدمان من المعادلة التالية:

$$\chi_r^2 = 12[h/qk(k+1)] \div 3q(k+1)$$

حيث:

q= عدد أفراد العينة.

K= عدد المواقف التجريبية أو عدد الاختبارات.

$$h = (r_1)^2 + (r_2)^2 + (r_3)^2 + ... + (r_k)^2$$

r_1 = مجموع الرتب للموقف التجريبي الأول.

r_2 = مجموع الرتب للموقف التجريبي الثاني.

وهكذا بالنسبة لـ $(r_1, r_2, r_3, ..., r_k)$

وبعد استخراج قيمة (χ_r^2) نقارنها بجدول مربع كاي بدرجة حرية مقدارها (k-1).

مثال: نفرض أن باحثاً اختار عينة عشوائية تتألف من (10) من خريجي الدراسة الثانوية وطلب من كل منهم إبداء رأيه بخمسة تخصصات دراسية في الجامعة وأن يقوم بإعطاء رتبة رقم (1) للتخصص الذي يرغب فيه أكثر من غيره، ورتبة رقم (2) للتخصص الذي يليه.. وهكذا لباقي التخصصات الأخرى. لقد كان هدف الباحث التعرف على ما إذا كان هناك رغبة متميزة بتخصص معين تفوق الرغبة بالتخصصات الأخرى. أي أن الفرضية الصفرية التي يود الباحث اختبارها في هذه الحالة هي «لا يوجد فرق ذو دلالة احصائية بين رغبات الطلبة بالتخصصات الدراسية الخمسة، أي أن رغبات الطلبة ليست موجهة نحو أي تخصص معين من هذه التخصصات». لنفرض أن كل باحث قام بإعطاء ترتيب معين لكل تخصص دراسي كما في الجدول التالي: اختبار الطلبة للتخصصات الدراسية

التخصص العينة	تاريخ	جغرافيا	اقتصاد	علم نفس	فلسفة
R	$r_1 = 29$	$r_2 = 25$	$r_3 = 25$	$r_4 = 34$	$r_5 = 37$

إن خطوات استخراج قيمة (χ_r^2) هي كما يأتي:

$$4616 = h \text{ ‘ } 5 = k \text{ ، } 10 = q$$

ـ نستخرج قيمة χ_r^2 فنجدها $\chi_r^2 = 4.64$

ـ والآن نختبر دلالة هذه القيمة المحسوبة (4.64) وذلك بمقارنتها بقيمة χ^2 بدرجة حرية k-1=5-1=4 ولتكن عند مستوى الدلالة (0,05) مثلا، حيث نلاحظ أن القيمة النظرية تساوي (9,49).

وحيث أن القيمة المحسوبة (4.64) أصغر بكثير من القيمة النظرية المطلوبة لرفض الفرضية الصفرية (9.49) فهذا يعني عدم إمكانية رفض الفرضية الصفرية التي تقول بعدم وجود فرق ذي دلالة إحصائية بين اختبارات الطلبة للتخصصات الدراسية. وما يمكن استنتاجه أن الطلبة لا يفضلون تخصصاً دراسيا معيناً على غيره من التخصصات المذكورة.

مثال: لنفرض أننا أردنا التعرف على المهنة التي يفضلها أبناء الريف أكثر من غيرها من بين ثلاث مهن معينة هي الزراعة، التجارة، والصيد. اختير ثمانية من أبناء الريف بصورة عشوائية وطلب إليهم إعطاء الرتبة الأولى للمهنة التي يفضلونها أكثر من غيرها، والتربة الثانية للمهنة التي تليها، والرتبة الثالثة للمهنة التي يفضلونها بدرجة أقل من المهن الباقية أو التي لا يفضلونها فكانت النتائج كما هي مبينة في الجدول التالي: رأي أبناء الريف بالمهن التي يفضلونها

المهن العينة	الزراعة	التجارة	الصيد
r	$r_1 = 13$	$r_2 = 19$	$r_3 = 16$

وباتباع نفس الخطوات التي استخدمت في المثال السابق نتوصل إلى أن القيم اللازمة لحساب (كا) هي: $q = 8$ ، $k = 13$ ، $h = (13)^2 + (19)^2 + (16)^2$ ،

$$\chi_r^2 = 2.25$$

وحيث أن عدد أفراد العينة = (8) وأن عدد الاختيارات (3) فيمكن الرجوع إلى الجدول الملحق حيث نلاحظ أن قيمة (كا^{2}ر) المطلوبة لرفض الفرضية الصفرية عند مستوى الدلالة (0.05) عندما يكون قيمة $k = 3$، و $q = 8$ هي (6.25)

وحيث أن القيمة المحسوبة هي 2.25 أقل بكثير من القيمة النظرية (6.25) فهذا يعني عدم إمكانية رفض الفرضية الصفرية وهذا يعني أن أبناء الريف لم يظهروا تفضيلاً لمهنة معينة من بين المهن الثلاث المذكورة. وتجدر الملاحظة إلى أن هذه الطريقة الاحصائية يمكن استخدامها في حالة البيانات الفاصلة أو النسبية بشرط أن يتم تحويلها إلى بيانات رتبية، ثم تستخدم نفس المعادلة السابقة لاستخراج قيمة (χ_r^2). إلا أن الباحث في مثل هذه الحالة قد يواجه مشكلة وجود الرتب المتشابهة (المكررة). فإذا كان هناك عدد من أفراد العينة يحصلون على درجات متشابهة في المواقف التجريبية المتعددة فإن رتبة كل درجة من هذه الدرجات ستكون عبارة عن متوسط الرتب الخاصة بجميع الدرجات المشابهة لها. إن وجود عدة رتب متشابهة يؤدي إلى عدم إمكانية استخدام المعادلة السابقة لتحليل التباين، وإنما تستخدم معادلة أخرى.

مثال: ولتطبيق هذه المعادلة، نفرض أن أحد الباحثين قام بإجراء دراسة لمعرفة ما إذا كان هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين مديري المدارس الابتدائية من حيث تفضيلهم لأربعة برامج تعليمية تقدم في التلفزيون التربوي. فاختار عينة من (10) من المديرين وطلب إلى كل منهم بيان رأيه بكل برنامج من هذه البرامج الأربعة (a –b –c -d) وذلك بإعطاء الدرجة التي يراها كل مدير مناسبة لكل برنامج. وتتراوح الدرجة ما بين 1و 7 بحيث يعطي البرنامج الممتاز (7) والبرنامج غير الجيد (1) وبقية التقديرات ما بين هاتين الدرجتين. وقد وضعت نتائج التقدير في جدول بين رأي كل مدير في كل برنامج. وعند احتساب الرتب المتشابهة (في حال وجودها) فإننا نجمع الرتب ونقسمها على عدد تكرارها، مثلاً إذا كانت الرتبتان الثالثة والرابعة مشتركتين للبرنامجين (b)، (c) حيث حصل كل منهما على نفس التقدير، فإن رتبة كل منهما ستكون (رتبة (a) + رتبة (b))\2

$$3+4=7\div 2=3.5$$

وبنفس الطريقة يمكن الاستعاضة عن جميع الدرجات الموجودة في الجدول برتب خاصة بها. وبذلك نحصل على جدول جديد.

2ـ تحسب قيمة (r) لكل برنامج وذلك بجمع الرتب الخاصة بكل :

$$r_a=21\ ,\ r_b=29{,}5\ ,r_c=28\ ,r_d=21{,}5$$

3ـ تحسب قيم (T^2-T) لكل فرد من أفراد العينة، حيث أن T هي عدد حالات التكرارات المتشابهة:

الجدول الجديد الرتب الخاصة بكل برنامج وفقا لاستجابات المديرين

البرامج	a	b	c	d	(T) عدد (الرتب المكررة)
R	21	29.5	28	21.5	

4ـ تحدد القيم الخاصة بكل رمز من رموز المعادلة وهي:

$$q=10$$

$$k=4$$

$$h=(r_a)^2+(r_b)^2+(r_c)^2+(r_d)^2$$

$$(21{,}5)^2+(28)^2+(29{,}5)^2+(21)^2$$

$$462,25 + 784 + 870,25 + 441$$

$$= 2557,5$$

$\sum T^3 - T$ لكل أفراد العينة 6+ 6+6+24+60=96

5 ــ نستخرج قيمة (χ_r^2) فنجد أن : $\chi_r^2 = 4,107$

6 – وباستخدام مستوى دلالة (0.05) نجد أن مقدار قيمة (كا^2) النظرية المستخرجة من الجدول بدرجة حرية = k-1=4-1=3 هي 7.815 وحيث أن القيمة المحسوبة 4.107 أصغر من القيمة النظرية فلا يمكن رفض الفرضية الصفرية التي تقول بعدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين استجابات المديرين بشأن البرامج الأربعة. ويمكن أن نستنتج من ذلك أن آراء المديرين كانت متفقة على عدم تفضيل برنامج على آخر فهي في نظرهم متشابهة من حيث الجودة.

الفصل السادس

بناء وتحليل استبيان إحصائيا باستخدام برنامج SPSS

اولاً: مقدمة

يستخدم الاستبيان أداة الدراسه، يكون على نوعين: إما استبيان سبق أن أعد من قبل باحثين آخرين، وهنا علينا التأكد من توافقه (من حيث الشكل والمضمون) مع البيئة التي ندرسه فيها، وفي هذه الحالة نمر على الخطوات العامة لبناء الاستبيان ودراسة مدى توافقه مع البيئة مع القيام (أحياناً) ببعض خطوات التعديل. أم أننا نريد بناء استبيان جديد له خطوات معروفة تؤكد الوصول إلى شروط وصفات ومكونات تؤهله ليكون صادقا وثابتاً وموضوعيا أي صالحا في قياس ما وضع لأجله. ولبناء استبيان صالحٍ أداة للدراسه، لا بد من أن يمتلك واضعه كفايات ومهارات تجعله قادراً على انجاز مهمات في مجالات هامة وأساسية أهمها:

- المعرفة والتخطيط السليم لما نقوم به وربط ما نقوم به مع الهدف العام المرجو لعملنا، مع الأخذ بعين الاعتبار كل خطوه نقوم بها وما يتعلق بها من هدف مرحلي وبيئة تؤثر بالعمل وتتأثر بها.
- وضع خطة عمل تأخذ بالاعتبار تسلسل العمل وجودته، وقادرته على التعامل مع هذه الخطة بشكل نظمي.
- التدقيق بجوانب العمل و التأكد من توافقه مع ما خطط له والتخلص من الأخطاء المتصلة به في حال وقوعها.

وعند بناء الاستبيان لا يمكن تحديد الخطوات التنفيذية لبناء الاستبيان ودراسته بشكل واضح متسلسل دقيق، وإنما يمكن الاتفاق على إستراتيجية وخطوات تحدد المتطلبات العامة هي :

ثانياً: الخطوات التمهيدية للدراسة

الخطوة الأولى: هي تحديد مشكلة الدراسة، وصياغتها على شكل سؤال رئيسي، ثم تحليل السؤال وتوزيعه على شكل أسئلة فرعية.

- نأخذ الأسئلة الفرعية التي خططنا للإجابة عن، ونشكل لكل منها عبارات تستجر إجابات تحيط بكل جوانبها المعرفية للأسئلة الفرعية، وتكون هذه العبارات بليغة (خير الكلام ما قل ودل)، وغير محرجة (موضوعية)، وتأخذ

صياغتها بعين الاعتبار مجال طرحها (دقيقة محددة)، والهدف من الاستبيان إجمالاً (أن تعبر عن المجال في سياق خدمة الهدف العام).

- نقوم بتشكيل الاستبيان على نحو أولي وفق معرفتنا العلمية وخبراتنا السابقة والدراسات السابقة لموضوع الدراسة.
- يُعد الاستبيان على شكل محاور أو مجالات، كل محور يحتوي على أسئلة فرعية إجرائية سلوكية نسعى الوصول من خلالها على إجابات تغطي كل جوانب الأسئلة، وبالتالي تحدد المحور أو المجال، بشكل كاف.

مثال: لعرض الخطوات على نحو واضح وبسيط، سنقدم مثالاً تطبيقياً، والمثال يتضمن دراسة افتراضية عن صاحب القرار في اختيار طلبة الماجستير للباسهم الشخصي، فالمشكلة محددة بالسؤال: من هو صاحب القرار في اختيار طلبة الماجستير للباسهم الشخصي ؟

ومن المتوقع وحسب الخبرة، ومن واقع التجربة الشخصية، فأن هناك ثلاث جهات ممكن أن يكون لها القرار، وهي: الشخص نفسه، أو أهله، أو مجتمعه.

لهذا علينا وضع استبيان يضم هذه المجالات الثلاثة للرد على أسئلة الدراسة. هذا من جهة، ومن جهة أخرى فإن قرارات هذه الجهات تتأثر بجملة محركات لها مكانة قوية، مثل جنس صاحب القرار، مكان إقامته، عاداته وعلاقاته الاجتماعية، والوضع المالي، كما أن هناك محركات ضعيفة عديدة، وقوة هذه المحركات تقوى كلما اقتربت من مشكلة الدراسة، وبما أننا ندرس مصدر القرارات المتعلقة بالطلبة، فمن الطبيعي أن نقرن المتغيرات المستقلة بالطلبة. لذلك اقتضى أن نأخذ هذا بعين الاعتبار ونهتم بهذه المتغيرات المستقلة، التي يمكن أن تكون كالتالي:

على متغيرات الدراسه، مثل جنس الطالب (ذكر أم أنثى)، وكذلك مكان إقامة الطالب/ الطالبة الدائم، وكذلك الوضع المادي للطالب/ الطالبة، وقد نضيف المستوى المالي للأهل، وعدد أفراد الأسرة .... ويفضل الإبقاء على الثلاثة الأولى

وقد حوى الاستبيان بصورته الأولية العبارات التالية:

أولا: الفقرات التي تقيس مدى اختيار الطلبة لباسهم من قبلهم دون التدخل من أحد، وعددها 7 فقرات وهي:

1 ــ أعرف اللباس الذي يناسبني

2 ــ أختار موديل / نموذج لباسي

3 ــ اختار ألوان لباسي بمزاجي

4 ــ أنواع قماش لباسي يتماشى مع رغبتي

5 ــ لا يوجد مشكلة في ثمن اللباس، طالما أعجبني

6 ــ لباسي أهم شيء لي في حياتي الخاصة

7 ــ لا ألبس شيئا لا اقتنع به.

ثانياً : الفقرات التي تقيس مدى اختيار الطلبة لباسهم من قبل أفراد من المجتمع، وعددها 6 فقرات وهي:

1 ــ أبدل ملابسي إذا زادت التعليقات السلبية عليه.

2 ــ طبيعة كليتي تفرض على الطلبة نوع اللباس

3 ــ أهتم بنوع لباسي لإرضاء محيطي الاجتماعي

4 ــ لرجال الدين تأثير كبير على انتقاء اللباس.

5 ــ يتعامل المجتمع مع أفراده وفق مظهرهم.

6 ــ الاحتشام لا يعني طمس مظهر الفرد.

ثالثاً: الفقرات التي تقيس مدى اختيار الطلبة لباسهم من قبل ذويهم، وعددها 6 فقرات وهي:

1 ــ يعتمد الطلبة على اللباس المتوفر لدى العائلة

2 ــ يغير الطلبة لباسهم تبعاً لنصيحة الأهل.

3 ــ اشتري لباسي بما يتناسب مع دخل العائلة

4 ــ يهتم الأهل بلباس ابنتهم أكثر من لباس ابنهم

5 ــ عائلتي تعرف بما يناسبني من اللباس أفضل مني

6 ــ لباسي من مسؤولية أهلي مالا وانتقاء

ثم اختيار عينة استطلاعية أولى كانت من تواجد من طلبة الماجستير في بداية دوام الطلبة، وتم عرض الأداة عليهم للتأكد من التعرف على الأسئلة الغامضة، تصحيح بعض الفقرات من حيث إضافة بعض الفقرات أو حذفها أو تعديلها، تحديد مدى تقبل فكرة الدراسة للتأكد من أهمية الدراسة، ومدى دوافع المجيبين نحوه، وهل سيكون

موضوعا مشوقا لهم، توضيح بعض المشكلات المتوقعة عند تطبيق الاستبيان من حيث استيعابه للهدف منه.

ـــ ضبط الاستبيان قبل تطبيقه :

المقصود بضبط الاستبيان هو وضعه بأفضل شكل (إخراج) ومضمون له، وذلك من خلال تحكيمه في التحقق من صدق محتوى المقياس بمدى تمثيل بنود المقياس للسمة المقاسة،

- يقوم على دراسة محتوى الاستبيان وتفحص بنوده للتأكد مما إذا كانت عباراته تمثل كل جوانب المجال (التأكد من الصدق التمثيلي). و يعتمد هذا العمل على التحليل المنطقي لمحتوى الأداة إجمالاً وكافة بنودها ولذلك يسمى الصدق المنطقي أيضًا. و يتم التأكد من صدق المحتوى بعرض المقياس أو الاختبار على محكمين
- الصدق الظاهري (إظهار الاستبيان وإخراجه) :

ترتبط هذه الخطوة بالمظهر دون أي تحليل معمق لمحتوى الاستبيان.

ـــ يمكن تأمين الصدق الظاهري من خلال:

- تأمين المصادر المعرفية الموثوقة التي تسهم بشكل وثيق في إغناء محتوى الاستبيان والتي عادة تكون قد تكونت بالخبرة والتجربة الميدانية و المصادر الثابتة كالكتب والبحوث السابقة أو المجلات المحكمة.
- تدقيق صياغة العبارات من قبل الباحث أو مختص لغوي.
- سؤال الباحثين وأصحاب التجارب في إعداد الاستبيانات.
- وضع خطة حول التعامل مع المفحوصين وزيادة دوافعهم للإجابة على الاستبيانات كما ونوعا.

إذاً مطلوب التحقق من صدق المحتوى والصدق الظاهري، ووضعنا تصوراً نظرياً حول التعامل مع المفحوصين كما أسلفنا، بعدها نبدأ بالخطوات التنفيذية التجهيزية لتوزع الاستبيان، ابتداء من إخراج الاستبيان.

إخراج الاستبيان

وهنا نهتم بشكل الاستبيان، وتدقيق شكله، بحيث تلقى اهتمام المجيبين عليها، مثل :

- كتابة عنوان الدراسة والجهة المعتمدة له في أعلى الاستبيان.
- كتابة المعلومات المطلوبة على نحو يسهل الإجابة عنها دون عناء.

- كتابة تعليمات ملء الاستبيان واضحة وموجزة.
- ترتيب الأسئلة في كل صفحة بطريقة تسمح للإجابة المناسبة.
- أن يكون نوع الورق جيدا، والكتابة على وجه واحد فقط.
- يجب تقسيم الأسئلة على محاور ويوضع لكل قسم عنوان فرعي
- يجب في نهاية الاستبيان شكر المجيبين على تعاونهم.
- التأكد من صحة الإجراءات المتخذة.

بذلك نكون قد أنجزنا نظرياً استبيانا لدراستنا، وقد استفدنا من إمكاناتنا المعرفية وخبرة المختصين، ليظهر السؤال التالي : ما رأي طلبة الدراسات العليا (وهو الأهم)، في الإجابة عن السؤال: من هو صاحب القرار في اختيار طلبة الماجستير للباسهم الشخصي؟

ولهذا لابد من عرض الاستبيان عليهم وأخذ رأيهم، وقبل هذا لا بد من توليف هذا الاستبيان ليكون متساوقا مع رأيهم فيه، من حيث الخطوات التي قمنا بها، بشكلها ومضمونها.

ولنتحقق من هذا، عادة نختار عينة استطلاعية بسيطة، وتمثل كل مكونات أطياف مجتمع الدراسة على نحو علمي وموضوعي، وليس مطلوباً أن يكون عددها كبيرا.

والبعض يتعامل مع عينتين استطلاعيتين، يستفيد من الأولى للتعرف على الفقرات الغامضة بالنسبة للمجيبين، وتوضيح بعض المشكلات المتعلقة بالتصميم والمنهجية المتوفرة بالاستبيان، و تحديد نسبة المجيبين المتعاونين في مجتمع الدراسة، يمكن الاستفادة من النتائج المستنتجة من العينة لمراجعة بعض جوانب مخطط الدراسة على نحو أولي. أما العينة الاستطلاعية الثانية فهي لدراسة صدق الاستبيان و ثباته كأداة صالحة، إضافة لاستشراف ضرورة بعض الإجراءات التي يمكن استخدامها في الدراسة. فمن فوائد اختيار عينتين أن يكون عملنا أكثر دقة وموضوعية، وفي حال كان موضوع الدراسه بسيطاً، فلا مانع من الاكتفاء بعينة استطلاعية واحدة. أما إذا كانت ظروف العينة وأفرادها ليست كذلك، فيفضل أن نختار عينتين. قد نستفيد من العينة الأولى في استجرار اقتراحات لتطوير الاستبيان وتطويره من خلال أن نترك فقرة في نهاية الاستبيان، نرجو من خلالها من أفراد العينة تقديم مقترحاتهم وأفكارهم

لتطوير الاستبيان، وفي العينة الاستطلاعية الثانية نغلق الاستبيان بعد إضافة ما يراه الباحث من عبارات لم تكن موجودة. إذاً على الباحث أن يحدد ويقرر : اختيار عينة استطلاعية واحدة أواثنتين، المهم أن ننجز المطلوب بعد دراسة البيئة وظروفها.

وهنا السؤال: ما أفضل السبل لاختيار هذه العينة الممثلة للمجتمع تتصل طريقة الاختيار:

1- تحديد أهداف الدراسه

2- تحديد المجتمع الأصلي الذي نختار منه العينة

3- تحديد خصائص المجتمع

4- تحديد حجم العينة المنسجم مع متطلبات الهدف والمجتمع الأصلي وخصائص المجتمع. إضافة لكل هذا، لا بد من أن نعرف طرائق الاختيار.

ثالثاً: اختيار العينات لجمع البيانات

هناك أشكال متعددة ومتنوعة وتسميات مختلفة للعينات، لكنها مرتبطة بشكل اختيارها، ويعرف نوع كل واحدة من طريقة اختيارها. وسنعرض أهم أنواعها:

أ- الحصر الشامل : أو كما يسميه البعض دراسة المجتمعات الكلية، التي يتم فيه جمع البيانات من كل أفراد المجتمع الأصلي موضع اهتمام الباحث دون أي استثناءات.

ب- العينات: وهنا يقتصر الباحث دراسته على عينة من المجتمع الأصلي، على أن تكون ممثلة لهذا المجتمع، وتحمل نفس خصائصه.

خطوات اختيار العينة

إذا كان الباحث بصدد اختيار العينة، فإن عليه أن يعي تماماً أن هناك شرطاً رئيسياً يحكم قدرته على تعميم نتائجه على المجتمع الأصلي، إنه التمثيل، ويتطلب هذا توفر الشروط:

(أ) توافر كل صفات المجتمع الأصلي وخصائصه فى العينة، بحيث تكون نموذجاً مصغراً لهذا المجتمع، وآنذاك نستطيع أن نقول : إن ما يصدق على هذا النموذج يصدق على المجتمع الأصلي الذي اشتق منه.

(ب) التناسب بين عدد أفراد العينة، وعدد الأفراد الذين يشكلون المجتمع الأصلي، فلا يكون المجتمع الأصلي طلاب المرحلة الثانوية مثلاً، ويتخذ الباحث عينة عبارة عن صف دراسي من إحدى المدارس.

(جـ) منح جميع أفراد المجتمع الأصلي فرصة متكافئة لأن يتم اختيارهم للانضمام للعينة، بمعنى آخر موضوعية الاختيار وعدم التحيز لفرد معين أو فئة معينة دون غيرها .

لا توجد محددات قاطعة حول تحديد حجم العينة، فلكل دراسة أهدافها وطبيعتها، ولكن يركز الإحصاء الاستدلالي على أنه كلما زادت العينة كان أفضل، لأن فرصة التمثيل تزداد. يقترح المتخصصون فى مناهج الدراسة أن يكون أقل عدد لأفراد العينة فى بعض أنواع البحوث كما يلي:

نوع الدراسه	عدد الأفراد
ارتباطي	30 فرداً على الأقل
تجريبي	15 فرد فى كل مجموعة من المجموعات
وصفية	20% من أفراد مجتمع صغير نسبياً (مئات)ـ10% لمجتمع كبير (آلاف) ـ 5% لمجتمع كبير جداً (عشرات الآلاف)
عاملية	5-10 أفراد لكل بند

أنواع العينات

المجموعة الاولى

1.العينة العشوائية البسيطة Random Sample

يتم اختيار العينة العشوائية البسيطة وفق الأساليب التالية:

أسلوب القرعة .

جدول الأرقام العشوائية.

2. العينة العشوائية المنتظمة Systematic Random Sample:

يتم عادة اختيار العينة المنتظمة وفق التالي: من خلال حصر مفردات مجتمع الدراسة الأصلي ثم يعطى كل فرد رقما متسلسلا. بعدها يتم قسمة عدد مفردات مجتمع الدراسة على حجم العينة المطلوبة فينتج الرقم الذي يفصل بين أي فردين متتاليين.

مثال : يتم فيه اختيار الحالة الأولى من العينة بطريقة عشوائية ثم يمضى الباحث فى اختيار بقية الحالات على أبعاد رقمية منتظمة أو متساوية بين الحالات، بحيث تكون المسافة بين أي وحدتين متتاليتين ثابتة فى جميع الحالات. ونتبع الخطوات التالية :

- تحديد المجتمع الأصلى (N)
- تحديد حجم العينة المرغوب فيه (n)
- تحديد المسافة بين أفراد العينة من خلال K= N/n
- اختر عشوائياً عدداً ينحصر بين (1 & وقيمة K).
- أضف إلى العدد المختار قيمة K بشكل منتظم، لتحصل على العينة التي تريدها.

3. العينة الطبقية العشوائية Stratified Random Sample

يستخدم هذا النوع من العينات في المجتمعات غير المتجانسة التي تتباين مفرداتها وفقا لخواص معينة، مثل المستوى التعليمي.

خطوات الاختيار:

ـ تقسيم المجتمع إلى فئات أو مجموعات متجانسة وفقا لخاصة معينة.

ـ تحديد عدد مفردات العينة الكلية.

ـ تحديد نسبة كل طبقة في العينة المختارة إلى إجمالي حجم المجتمع الأصلي.

ـ تحديد عدد الأفراد لكل طبقة في العينة المختارة.

خطواتها الاجرائية:

1- تحديد المجتمع الأصلي وتعريفه.

2ـ- تحديد حجم العينة .

3- تحديد الطبقات الفرعية بناء على خصائص المجتمع الأصلي .

4- تصنيف أفراد المجتمع وفقاً للطبقات الفرعية السابق تحديدها وبحيث ينتمي كل فرد لمجموعة واحدة فقط، وذلك حتى لا تتداخل المجموعات .

5-اختيار عينة عشوائية بسيطة من كل طبقة فرعية. حجم كل عينة من هذه العينات قد يكون مساوية للعينات الأخرى أو عن طريق تناسب عددها مع النسبة التي تمثلها الطبقة من المجتمع الأصلي. أو عن طريق الطريقة العشوائية البسيطة وتعد هذه الطريقة من أدق الطرق، فهي تهتم بدرجة التباين داخل كـل طبقة، فإذا كان كبيراً زاد العدد، وإذا كانت المجموعة متجانسة قل العدد.

العينة العنقودية أو عينة المجموعات Cluster Sample

مثال: لو أردنا دراسة الدخل السنوي للأسرة في دمشق، فقد نختار عينة عنقودية على مرحلتين كالتالي:

نعتبر العناقيد في المرحلة الأولى أحياء المدينة، وقد نقسم المدينة إلى أحياء ونأخذ منها عينة بحجم مناسب مع حجم الحي. نقسم كل حي من الأحياء المختارة إلى عمارات ونختار من كل منها عدد مناسب من الشقق ثم نختار دخل الأسر التي تسكن هذه الشقق المختارة. وبهذا نحصل على عينة عنقودية من مرحلتين

نتبع الخطوات الإجرائية التالية فى اختيار العينة العشوائية العنقودية

1- تعريف خصائص المجتمع الأصلي وتحديدها.

2- تحديد حجم العينة المرغوب فيه.

3- تعريف العنقود وتحديده .

4- حصر لكل العناقيد، أو وضع قائمة بالعناقيد التي يتكون منها المجتمع .

5- تقدير عدد أفراد المجتمع فى كل عنقود .

6- تحديد عدد العناقيد = حجم العينة ÷ عدد أفراد العنقود

7- اختيار عدد العناقيد عشوائياً .

8- عدد أفراد العينة هم جميع الأفراد الذين تشملهم العناقيد المختارة عشوائياً.

مثال : يهدف باحث إلى التعرف على آراء معلمي المرحلة الابتدائية حول دور المشرف التربوي في العملية التعليمية، ويتكون المجتمع من (5000) معلم موزعين على (100) مدرسة، ويريد الحصول على عينة مكونة من (500) معلم كيف يتم ذلك باستخدام العشوائية العنقودية ؟.

1- حجم المجتمع (5000) معلم .

2- 2- حجم العينة المرغوب (500) معلم.
3- 3- متوسط عدد المعلمين بالمدارس = 5000÷100 = 50 معلم بكل مدرسة .
4- عدد العناقيد المختارة (المدارس) = 500÷50= 10 مدارس
5- يختار الباحث عشوائياً عدد (10) مدارس من (100) مدرسة.
6- حجم العينة هو جميع المعلمين فى المدارس المختارة.

المجموعة الثانية: العينات غير احتمالية

العينة الغرضية أو العمدية Purposive Sample

تسمى كذلك الهادفة، أو القصدية أو الحكمية. يتم اختيار الأفراد الذين تتوافر فيهم خاصة معينة.

وهي عديدة التنوع منها:

1. العينة الحصصية Quota Sample

الفارق بينها وبين العينة الطبقية هو أسلوب اختيار أفراد كل طبقة، إذ لا يستعمل الأسلوب العشوائي في الاختيار في العينة الحصصية، بل يتم استعمال أسلوب الصدفة والقصد. ويستخدم هذا النوع من العينات في دراسة الرأي العام وفي الدراسات التربوية والاجتماعية.

- تتطلب معرفة مسبقة لمجتمع الدراسة من حيث تكوين المجموعات داخله .
- عملية الاختيار فى كل مجموعة لا ترتبط بقواعد معينة ولكن لقناعة الباحث بشرط أن تمثل كل مجموعة فى العينة حسب تمثيلها فى مجتمع الدراسة .
- يختار الباحث العينة وفقاً لخصائص محددة مسبقاً لأفراد المجتمع .
- يصعب فيها الحصول على عينة ممثلة للمجتمع .

مثال : حدد الباحث فئات المجتمع (ذكور & إناث) ثم يختار عدد ثابت من فئة إذ يقرر اختيار عشرة ذكور وعشرة إناث .

2.عينة الصدفة Accidental Sample:

تتكون العينة من الأفراد الذين يقابلهم الباحث بالصدفة. فلو أراد الباحث أن يقيس الرأي العام للجمهور حول قضية ما فانه يختار عدد من الناس ممن يقابلهم صدفه سواء في الشارع أم في الباص. إن هذه العينة تمثل نفسها فقط، ولكنها سهلة الاستخدام

وتعطي فكرة عن رأي الأفراد حول القضية المبحوثة بسرعة. وكلما زاد حجم العينة زادت دقة النتائج.

3.العينة المعيارية Criterion Sample :

ينتقى الباحث أفراد العينة فى ضوء معايير، مثل الأطفال من سن (3-5) سنوات ذوى الإعاقة البصرية، وتعد هذه المعايير مصدر طمأنينة للباحث إلى حد كبير إلى أن العينة ستمثل المجتمع الأصلي. وفي مثالنا سنأخذ المجتمع الأصلي عندما نقوم بالدراسة على طلبة ماجستير كلية التربية، وإذا كان الدراسه على طلبة الماجستير في جامعة دمشق، فقد تشكل عينتنا طبقة من طبقات مجتمع الجامعة، أو عينة قصدية. إلى هنا نكون قد قمنا بتشكيل استبيان نظرياً، وفق التالي:

- حددنا مشكلة الدراسة، والجانب الذي سيغطيه الاستبيان (كأداة دراسة) في الدراسة.
- حللنا محتوى المشكلة، وحولناها إلى سؤال، ومن ثم أسئلة ركزنا على أن تكون الإجابات عن هذه الأسئلة مصدرا كافياً لتغطية الإجابة عن جوانب المشكلة المطروحة والمتعلقة بهدف الاستبيان.
- ناقشنا مقترحات التعديل المقدمة من خبرة الخبراء المختصين الذين يأتون بالدرجة الثانية لأن أراءهم نظرية وتتعلق بظاهر الاستبيان، وعدلنا ما رأيناه مناسباً.
- راجعنا أسس تشكيل العينات لأن مصدر التدقيق بصدقية الاستبيان وثباته هو مجتمع الدراسه.
- شكلنا العينة الاستطلاعية المناسبة ووزعنا الاستبيان على أفرادها.

رابعاً: معلومات موجزة وأساسية SPSS

المصطلح SPSS هو اختصار لعبارة Statistical Package For the Social Sciences وتعني المجموعة الإحصائية للعلوم الاجتماعية.

يحتاج العمل الإحصائي إلى وقت وجهد كبيرين، لأنه بحاجة إلى معرفة وخبرة، بالإضافة للقيام بعمليات حسابية متعددة ومتنوعة كثيرة، الشيء الذي يزيد من وقوع الباحث في أخطاء تضعف من النتائج وتقلل من فرص الوصول إلى الهدف على نحو صحيح. لذا عمد المختصون إلى إنتاج برامج حاسوبية تساعد في انجاز هذه العمليات بدون أخطاء تذكر وبوقت قصير رغم هذه العمليات واتساعها لأن هذه البرامج تعتمد على قدرات الحاسوب في معالجة المعطيات. والبرامج الحاسوبية عديدة ومتنوعة،

ويأتي برنامج SPSS في مقدمتها وبخاصة في مجال عملنا، يعمل البرنامج الإحصائي SPSS في بيئة النوافذ، وللاستفادة وجدنا أنه لا بد من عرض لمحة موجزة عنه آخذين بعين الاعتبار اتساع قدرة هذا البرنامج وكبره، تاركين لكم التوسع بالاطلاع بما يتناسب مع أهميته. يتم تشغيله باختيار الأمر STAR من اللائحة الرئيسة PROGRAMS وبعد ذلك حدد برنامج SPSS. يتجزأ البرنامج إلى أربعة أقسام

1 ــ لائحة الأوامر COMMAND FUNCTION

2 ــ شاشة البيانات DATA VIEW

3 ــ شاشة تعريف المتغيرات VARIABLE VIEW

4 ــ لائحة التقارير والمخرجات OUTPUT NAVIGATOR

الفصل السابع

الاختبار إعداد ومعالجة

اولاً: مفاهيم أساسية من القياس والتقويم

القياس : هو العملية التي نحدد بواسطتها كمية ما يوجد في الشيء من الخاصة المقاسة

أداة القياس: اختلاف دقة أدوات القياس فالأسئلة الموضوعية أدق من الأسئلة المقالية.

ثانياً: مجالات القياس

المجال المعرفي: مقاييس التحصيل ومقاييس الاستعداد.

المجال الانفعالي: مقاييس الشخصية.

المجال المهاري : مقاييس المهارات الحركية.

التقويم : عملية إصدار الأحكام والوصول إلى قرارات بالنسبة إلى قيمة خبرة من الخبرات، وهو عملية منظمة لتحديد مدى تحقيق الأهداف.

معايير التقويم

جماعية المرجع : تقويم أداء الباحث بمقارنته مع أفراد مجموعته.

محكية المرجع : تقويم أداء الباحث بمقارنته بمستوى كفاية محدد حسب الأهداف.

أدوات التقويم

الاختبارات ــ المقابلة ــ الملاحظة ــ الاستبيان ــ قوائم الميول ــ سلالم الاتجاهات.

ثالثاً: الاختبار

مجموعة من المثيرات (الأسئلة) أعدت بطريقة منهجية لقياس سلوك ما بطريقة كمية أو كيفية، على أن تكون هذه المثيرات تمثل المجتمع الأصلي (محتوى المادة وأهدافها).

أغراض الاختبار

قياس مستوى التحصيل الدراسي،

تشخيص نواحي القوة والضعف.

تصنيف الطلاب إلى مجموعات.

التعرف إلى الفروق الفردية.

تنشيط دوافع التعلم.

النقل من صف لآخر ومنح الشهادات.

القبول والتنبؤ بالأداء في المستقبل.

أداة بحوث وتحليلاته الإحصائي.

التخطيط والتوجيه والإرشاد.

تطوير نوعية التعلم والتعليم وتحسينها

صفات الاختبار الجيد

- الموضوعية : إخراج رأي المصحح وحكمه من عملية التصحيح.
- الصدق : أن يقيس الاختبار ما وضع لقياسه فقط .
- الثبات : الحصول على نفس النتائج عند إعادة الاختبار للمجموعة نفسها. أي أن مركز الباحث النسبي لا يتغير..
- التمييز : إظهار الفروق الفردية بين الطلاب.
- السهولة : سهولة الإعداد والتطبيق والتصحيح .
- الاقتصاد : توفير الوقت والجهد والمال.

رابعاً: أنواع الصدق

- صدق المحتوى (المضمون) : تمثيل الاختبار للأهداف التدريسية.
- الصدق الظاهري (السطحي) : مدى ملائمة الاختبار للمحتوى والباحث.
- الصدق التجريبي (المحك) : مدى صلاحية الاختبار بمقارنته مع اختبار آخر.
- صدق المحكمين : رأي المختصين في الاختبار.

العوامل المؤثرة على الثبات

- طول الاختبار : يزداد معامل الثبات بزيادة عدد الفقرات وتناسب الزمن مع الأسئلة.
- معامل الصعوبة : يزداد معامل الثبات عند ما يكون معامل صعوبة الفقرات متوسطا.
- مستوى الاختبار: يزداد معامل الثبات كلما كان الاختبار مناسبا لمستوى الطلاب.
- تصحيح الاختبار : يزداد معامل الثبات كلما كان التصحيح موضوعيـــا.
- تجانس المجموعة : يقل معامل الثبات بزيادة تجانس المجموعة .

العلاقة بين الصدق والثبات

الاختبار الصادق يكون ثابتا ولكن الاختبار الثابت قد لا يكون صادقا.

زيادة صدق المحتوى تزيد من ثبات الاختبار.

خطوات إعداد الاختبار

تحديد الهدف العام أو الأهداف الخاصة .

تحليل المحتوى.

صياغة الأهداف.

إعداد صياغة البنود.

تجريب الاختبار.

تحليل البنود.

دراسة صدق الاختبار.

دراسة ثبات الاختبار.

وضع المعايير .

التقنين (وضع التعليمات ومفتاح الإجابة)

تحديد غرض الاختبار.

يبدأ إعداد الاختبار بتحديد الغرض منه.

خامساً: بعض المصطلحات المتعلقة بالاختبارات

سعى الباحثون لإعطاء تسميات وأوصاف للاختبارات تبعاً لخطوات بنائها، أو تبعاً لغايات إنتاجها، وتبعا لكيفية درجات القياس ونوعها، فكان الناتج وفيرا ومتنوعا، ومن هذه التسميات:

مقاييس محددة البناء:

وتتألف مثل هذه المقاييس عادّة من عدد من العبارات ويكون على المفحوص أن يجيب عن عبارة واحدة من احتمالات محددة مثل (نعم، لا، أحياناً) أو (صح، خطأ) أو اختيار إجابة من عدة إجابات(الإجابات: أ، ب، ج، د)،)إذن في هذه المقاييس يكون المثير واضحًا والاستجابة محددة.

أمثلة عن المقاييس محددة البناء:

-الاختبارات التحصيلية الموضوعية.

-اختبار مينسوتا للشخصية.

مقاييس محددة البناء جزئيًا: وهذه المقاييس يكون فيها المثير واضحًا، وتترك الحرية للمفحوص في تأليف الاستجابة وشكلها. ومن أمثلة هذه المقاييس:

- الاختبارات التحصيلية المقالية.
- اختبار تفهم الموضوع للشخصية.

مقاييس غير محددة البناء:

وتسمى الاختبارات الإضفائية، وتقوم على ترك الحرية للمفحوص في فهمه للمثير، وتعطى الحرية للمفحوص في إنشاء الاستجابة كما أدرك المثير .فالمثير عادة غامض وليس له دلالة محددة وبناؤه غير محدد.

سادساً: تصنيف أدوات التقويم انطلاقًا من كيفية بنائها

يمكننا وضع المقاييس في فئتين انطلاقًا من كيفية البناء:

- مقاييس غير معيرة.
- مقاييس معيرة.

المقاييس غير المعيرة: هي التي يعدها الفاحص لقياس سمة معينة ويتعرف على نقاط القوة والضعف لدى المفحوصين، ومعرفة مدى تحقيقهم للأهداف .وهذه الاختبارات تكون عادة من صنع المعلم يضعها انطلاقًا من خبرته الأكاديمية والمهنية .وتساعد هذه الاختبارات في تحسن الدوافع لدى المفحوصين وتحثهم على إنجاز أفضل .وتسمح بالمقارنة بين أدائهم.

المقاييس المعيرة: هي الاختبارات التي يعدها مجموعة من الخبراء والمختصين، ويتم تجريبها على عينة من المفحوصين في ظروف موحدة ومنظمة.

وتحتاج هذه المقاييس إلى:

- تدريب الفاحص على استخدامها وكيفية استخدام مفاتيح التصحيح للتوصل إلى درجة المفحوص.

ومن أمثلة الاختبارات غير المعيرة :الاختبارات التحصيلية المدرسية بجميع أشكالها.
ومن الاختبارات المعيرة :اختبارات الذكاء – اختبارات الشخصية – اختبارات التحصيل المعيرة.

سابعاً: تصنيف أدوات التقويم انطلاقًا من الحكم ووضع الدرجة

إذا نظرت إلى الدرجة التي حصلت عليها من خلال اختبار معين. وسألت نفسك على أي أساس وضعت هذه الدرجة؟ ستجد نفسك أمام شكلين من الاختبارات:

مقاييس معيارية المرجع:

تعتمد المقاييس معيارية المرجع في تحديد الدرجات على أداء المجموعة التي تقع ضمنها الدرجة، أو على أداء المتوسط ضمن المجموعة، ويقارن أداء الباحث مع متوسط أداء أفراد المجموعة.

مثال : الدرجة 25 في الشعبة أ هي درجة منخفضة أو مقبولة بينما الدرجة 25 في الشعبة ب هي درجة مرتفعة.

- الاختبار معياري المرجع :هو الاختبار الذي يتجه أساسًا إلى الكشف عن الفروق بين المفحوصين والمقارنة بينهم استنادًا إلى معيار يعبر عن مستوى الأداء المتوسط في المجموعة، ويسعى إلى إنتاج الحد الأعلى من التمايز والتباين بين المفحوصين.

واختبارات ذات المعايير المرجعية :

تقيَم أداء الفرد في ضوء معايير معينة مأخوذة من البيئة.

الغرض من الاختبارات مرجعية المعايير ترتيب الأفراد وتفسير أداءهم من خلال المقارنة تتم المقارنة عن طريق المعايير التي يتم تطويرها للاختبار أثناء تقنينه مثل المئينيات، الدرجات المعيارية، والمتوسطات. يستخدم في مجال القرارات الانتقائية والمسموح. تفسر درجة المفحوص من الاختبار بالنسبة إلى موقعها النسبي بين درجات أخرى، وقد يكون الموقع النسبي للفرد إما فوق معدل المجموعة (المعيار) أو تحته. يجيب عن سؤال ما موقع باحث ما بين مواقع بقية الطلاب ؟
تغطي مجالاً كبيراً من المحتوى والأهداف ولهذا فهي تتضمن فقرات قليلة لكل هدف؟
التعرف على الفروق الفردية بين الأفراد.

مقاييس محكية المرجع:

وتحدد الدرجة فيه من خلال مقارنة الإجابة مع إجابة مثالية موضوعة بشكل مسبق . وتقارن جميع إجابات الطلبة مع هذه الإجابة دون النظر إلى أداء المجموعة، فالدرجة لا تتغير بتغير المجموعة التي ينتمي إليها المفحوص. و يتجه الاختبار محكي المرجع إلى تقويم المفحوصين استنادًا إلى محك خارجي للأداء يتم تحديده مسبقًا بصرف النظر عن أداء المجموعة ويمثل مستوى الإتقان .وتوجه بنوده نحو الأهداف التعليمية مباشرة .وتميل أسئلته إلى السهولة نسبيًا. إذا القياس المحكي المرجع هو مصطلح يدل ببساطة إلى قياس تحصيل الفرد استنادًا إلى محك معين يمثّل عادة مستوى الإتقان.والاختبارات ذات المحكات المرجعية، تهدف بالتالي:

وصف أداء الفرد وتفسيره وتصنيف مستوى تمكنه أو إتقانه لمجموعة من الكفايات الأدائية. يقارن أداء المفحوص بمستوى أداء محدد مستقل. يعد هذا الأداء المستقل محكا تقارن به كل درجات الاختبار. تغطي مجالا صغيرا ومحدودا من الأهداف والمهمات ولهذا فهي تتضمن فقرات أكثر لكل مهمة. التعرف على ما تمكن الباحث منه وما لم يتمكن من إتقانه (أتقن ، لم يتقن). تستخدم في اختبارات الإتقان واختبارات الحد المقبول للكفاية أو إعطاء شهادات لإتقان المهارات.تقيس نمو الفرد في مهارات معينة على ضوء مستويات مطلقة.

ثامناً: اختبارات التحصيل

الصفات الأساسية للقياس المحكي المرجع :

أولا : لابد من ملاحظة أن هذا النوع من القياس يهتم بقياس أداء التلميذ استنادًا إلى محكات أو مستويات " مطلقة "للأداء تعبر عن الإتقان الكامل (أو شبه الكامل) بخلاف القياس التقليدي أو المعياري (الذي يعتمد معايير نسبية تمثل الأداء المتوسط عادة).

ثانيًا : يرتكز هذا النوع من القياس على مجموعة من الأهداف السلوكية الأكثر تحديدًا وتفصيلاً من تلك التي يتطلبها القياس التقليدي.

ثالثًا: يصمم الاختبار المحكي بحيث يكون على درجة عالية من التوافق مع صدق المحتوى أي أنه يغطي مجال محتوى محدد بدقة، كما يرتكز مباشرة على الأهداف. وقد سمي هذا النوع من المقياس، بالمقياس المحكي المرجع نظرًا لأن هذا المصطلح بالذات

يشير إلى " جوهر "هذا النوع من القياس والفكرة الموجهة له، والتي تتمثل في مقارنة أو مقابلة أداء الفرد مع محك معين للأداء بدلاً من مقارنته بزملائه في المجموعة.

مثال : في القياس المعياري التقليدي نقول إن : تفوق التلميذ (x) على زملائه 70% في اختبار جمع الكسور، أو حصل على العلامة 55 والتي تشير إلى مستوى المتوسط في اختبار العلوم. بينما في القياس المحكي المرجع نقول إن الباحث (x) : أجاب عن 95% من الأسئلة أو البنود في اختبار جمع الكسور، ووصل إلى مستوى الأداء المطلوب.

ما الفروق القائمة بين الاختبارات المعيارية المرجع والاختبارات المحكية المرجع ؟

هناك فروق عديدة منها:

1 ــ يهتم القياس المعياري بإعطاء علامة أو تقدير للباحث يحدد مركزه بين زملائه في المجموعة .أما القياس المحكي فإنه لا يهتم بإعطاء العلامات أو التقديرات، بل يعمل على التأكد مما إذا كان الباحث قد أتقن الوحدة الدراسية المطلوبة بغرض تحريكه ونقله إلى الوحدة الدراسية التالية إذا تبين أنه أتقنها، أو تقرير وصف علاجي له إذا تبين أنه لم يتقنها. إن القياس المحكي يهدف إلى التعليم أكثر مما يهدف إلى التقويم وإصدار الحكم على التلميذ لأن القياس المحكي يعمل على التأكد مما إذا كان الباحث قد تعلم الوحدة أو المهارة المطلوبة وأتقنها بغض النظر عن مركزه بين زملائه.

2 ــ تنطلق الاختبارات المعيارية المرجع من التوزع الطبيعي للفروق الفردية (منحني غاوس).

3 ــ تميل أسئلة الاختبار المحكي إلى السهولة على الأغلب، لا يقل معامل سهولة الاختبار المحكي إجمالاً عن 0.80 عادة.

ثالثاً : الفرق بين الاختبارات المحكية والمعيارية

	الاختبارات المحكية	الاختبارات المعيارية
الهدف	1-المقارنة بين الأفراد في المجال الذي يقيسه الاختبار. 2- تستخدم عندما يكون الغرض من القياس التصفية.	1- تقويم أداء الفرد في ضوء كفايات معينة. 2- يستخدم عندما نريد تعيين الموقف النسبي للفرد بالنسبة لنمو المهارات.
النتائج	تظهر في صورة عدد الأسئلة التي أجاب عليها المفحوص	تظهر في صورة قائمة وصفية من الأهداف التي تحققت أو لم تتحقق
التقنين	إجراءات تقنينها مكلفة.	العينة أقل بكثير
ما تقيسه هذه الاختبارات	1- تقييم مدى واسع من المعرفة والقدرات. 2- تقييم موضع الفرد بصورة أعم وأشمل.	1- تقييم مدى طفيف من الأهداف. 2- تعتبر مفيدة في اتخاذ قرارات تصنيفية مثل ناجح / راسب

ما مجالات استعمال القياس المحكي ؟

إذا كان القياس المحكي يقتصر على الكشف عن مستويين فقط من مستويات التحصيل وهما:

الإتقان وعدم الإتقان، لهذا للقياس دوره في التعليم المبرمج، والتعليم الآلي، وبرامج التعليم التفريدي، وحيث يتركز الاهتمام بقياس الإتقان (أو أقرب مستوى له) على محك يمثل هذا المستوى وفقًا للنموذج الذي أعده بلوم وزملاؤه يصمم البرنامج التعليمي بحيث يضم وحدات متسلسلة ومتدرجة بصورة هرمية. وعلى التلميذ أن يعمل في الوحدة حتى يصل إلى مستوى إتقان هذه الوحدة بغض النظر عن الوقت اللازم له لذلك. فإذا أتقن الوحدة يكون بوسعه الانتقال إلى الوحدة التالية، وإذا فشل في ذلك يترتب عليه أن يعيد دراسة هذه الوحدة حتى يتقنها لينتقل عندئذ، فقط، إلى الوحدة التالية لها في التسلسل التعليمي.

ما حدود القياس المحكي وصعوباته ؟

إن الاختبار المحكي يتطلب أن يكون المحتوى التعليمي مجالا محددًا بوضوح للمعرفة أو المهارة التي يتصدى لقياسها وتقسيمه إلى وحدات صغيرة، كما يتطلب الصياغة الواضحة والدقيقة للأهداف التعليمية، وتقديمها بصورة مفصلة، والتعبير عنها بالدرجة

الأقصى من درجات التحديد إلا أن بعض المجالات الدراسية التي يصعب تقسيمها إلى وحدات صغيرة وإخضاعها للتدرج الهرمي.مثل : الأدب، الفلسفة، الفنون.قد يصعب قياسها بدقة بالقياس المحكي المرجع.

ما الخطوات اللازم اتباعها لبناء الاختبار المحكي ؟

هناك خطوات محددة لابد لك من اتباعها حين ترغب في بناء الاختبار المحكي، وهي:

1 ــ إعداد قائمة مفصلة بالأهداف التعليمية وصياغتها بأعلى درجات التحديد والتخصيص قبل البدء بعملية التعليم والتقويم.

2 ــ وتتلخص الخطوة الثانية في بناء الاختبار المحكي في اتخاذ قرار حول محك (أو معيار) للأداء يدل على تحقيق الأهداف التعليمية ووصول التلميذ إلى المستوى المرغوب.ومن المتفق عليه أن الإتقان الكامل يصعب الوصول إليه، وأن أداء 80 إلى 90 % من المهمات المطلوبة يدل على مستوى مناسب من الكفاءة في معظم المجالات الدراسية. وأن بعض الأعمال تتطلب الإتقان الكامل وأداء ما لا يقل عن090 % أو 100% مثل: العمل الجراحي، و قيادة السيارة، و استخدام المعدات العسكرية.

3 ــ الخطوة الثالثة هي تطوير عدد من البنود لكل هدف بحيث تكون عينة صادقة وممثلة له وتعطي دليلا كافيًا على تحققه.

4 ــ الخطوة الرابعة تتمثل في المراجعة والتحليل المنطقي للبنود للتأكد من" تمثيلها " واتساقها مع الهدف أوالأهداف التي وضعت لقياسها. ومن المفيد هنا أيضًا إخضاع البنود للتطبيق التجريبي قبل التعليم وبعده للتأكد من أنها تعمل بالاتجاه المتوقع لها.

5 ــ عند هذه الخطوة الأخيرة يتم إخراج الاختبار بشكله النهائي .

الاختبارات المقننة:

هي الاختبارات التي يضعها عادة مجموعة من المختصين والخبراء وتزود بمعايير يتم في ضوئها تفسير أداء المفحوصين .وتخضع هذه الاختبارات للتجريب بهدف التنقية واستبعاد البنود غير الصالحة والتحقق من صدقها وثباتها. يمكن التمييز بين معنيين للتقنين:

1 ــ أن تكون تعليمات الاختبار، وصياغة بنوده، والزمن المخصص له، وشروط تطبيقه، وطريقة تصحيحه موحدة في كل المواقف، وبما يتيح الحصول على النتائج نفسها تقريبًا في حال إعادة إجراء الاختبار.

2 ــ أن يخضع الاختبار للتقنين من خلال تطبيقه على عينة ممثلة للمجتمع الأصلي بهدف استخراج معايير معينة تحدد معنى الدرجة التي يحصل عليها الفرد في ضوء تركز وتشتت درجات أفراد عينة التقنين أو التعبير.

تصنيف الاختبارات التحصيلية المقننة:

1 ــ الاختبار المسحي المفرد :الاختبار الذي يختص بمجال دراسي معين ونتعرف من خلاله على مدى تحصيل الباحث مقارنة مع قدراته الخاصة.

2 ــ البطارية المسحية :مجموعة من الاختبارات الفرعية التي تشكل اختبارًا واحدًا وتعطي درجة كلية وعلامات منفصلة، مما يتيح إجراء مقارنات بين إنجازات الفرد الواحد في عدة مجالات.

3 ــ الاختبار التشخيصي :هو الاختبار الذي يتجه إلى الكشف عن نقاط القوة والضعف لدى الفرد في مجال دراسي محدد أو جانب من مجال، ويفترض أن يكون أطول من الاختبار المسحي.

4 ــ الاختبارات محكية المرجع :الاختبارات التي تركز على المهارات الأساسية (القراءة -الحساب ...الخ) ولا تزود هذه الاعتبارات بمعايير الأداء المتوسط كما هو الحال في الاختبارات المسحية، بل تسعى بصورة أساسية إلى الكشف عن مستوى الإتقان لمهارة في مجال دراسي محدد.

الاختبار التحصيلي المقنّن	اختبار المعلم
1- يغطي مدىً واسعاً من الأهداف والمحتوى الدراسي.	1- يتصدى للأهداف الخاصة بالصف. وقد يغطي وحدة دراسية واحدة.
2- يتولى التخطيط له وإعداده فريق متخصص ويحتاج إلى وقت وجهد ونفقات بدرجة كبيرة.	2- يتولى التخطيط له وإعداده المعلم.
3- يتمتع بدرجة عالية من الصدق والثبات، ويكون خاضع للتجريب.	3- لا يخضع للتجريب.
4- يزود بمعايير إحصائية تفيد في مقارنة تحصيل التلميذ مع تحصيل عينة ممثلة من تلاميذ الصف نفسه في البلد بكامله.	4- ليس له معايير وتتم المقارنة بين تحصيل التلميذ وزملائه على مستوى الصف أو المدرسة.

نقاط التشابه بين الاختبار التحصيلي المقنن واختبار المعلم:

- كلاهما يرتكز على جدول المواصفات.
- كلاهما يتضمن تعليمات واضحة ومحددة للمفحوصين.
- كلاهما يأخذ نفس الشكل من البنود الاختبارية.

أدوات الملاحظة:

هي الأدوات التي تقوم على ملاحظة الآخر لسلوك الفرد.

ميزات الملاحظة:

- تستخدم في تقويم كل ما يصعب تقويمه أو يستحيل عن طريق الاختبارات الأخرى.
- تستخدم في قياس المظاهر المختلفة لنشاط الفرد.
- تستخدم لقياس الجوانب الوجدانية في التعلم. منها قائمة الرصد أو قائمة الشطب التي تستعمل لتقويم الاتجاهات والميول والمهارات والنشاطات المختلفة وبعض مظاهر التكيف الشخصي الاجتماعي.
- تستخدم في تقويم العمليات التي يمكن تجزئتها إلى سلسلة من الأفعال المنفصلة والمتعاقبة.
- تقوم على رصد وجود السلوك الملاحظ أو عدمه.
- سلم الرتب :
  - يستعمل لتقويم الموضوعات أو المجالات التي تقومها أداة الشطب.

- يستعمل في تقويم أداء التلاميذ والمعلمين.
- يقوم على رصد السلوك وإعطائه درجة لتنفيذه.
- -يستخدم سلم الرتب في رصد السلوك وإعطاء درجة وعادة تكون متدرجة من 1-5 أو تعطى درجة مثل ممتاز – جيد جدًا – جيد – مقبول – وسط – ضعيف. حيث يطلب إلى كل تلميذ وضع إشارة عند أسماء الأشخاص الذين يفضلهم على سواهم في الدراسة أو اللعب أو النشاط أو غير ذلك ويؤخذ عدد الاختيارات التي يحوزها التلميذ كدالة على مقبوليته الاجتماعية.

تاسعاً: تحليل محتوى المادة الدراسية

يتم تحليل المحتوى المعرفي للمنهج الذي تمّت دراسته إلى عناصره من حيث:

المفاهيم والتعميمات والمهارات المتضمنة في كل موضوع من موضوعاته، بغرض تحديد الأهداف الإجرائية المرتبطة بتلك الموضوعات. وتفرغ نتائج التحليل في جدول يطلق عليه مصفوفة تحليل المحتوى. حيث يعد المحتوى الدراسي أهم مكونات المنهج، لذا فإن تحليله يجعل المدرس قادراً على تنظيم مجموع المعارف والمهارات على نحو يساعده على تحقيق الأهداف المخطوط لها، لأن العملية التدريسية تسير وفق خطوات منظمة والتحليل يوجه عمل المدرس ويفيده في تحضير أنشطة مختلفة تناسب عناصر المحتوى، ويساعدنا في بناء الاختبارات التحصيلية الأمر الذي ييسر للمدرس اختيار عينة ممثلة لجميع جوانب المادة لتضمينها في الاختبار.

تعريف المحتوى:

"مجموعة المعارف، والمهارات، والتعميمات، والقيم، والاتجاهات التي يمكن أن تحقق الأغراض التربوية" . لذا علينا عندما نتحدث عن محتوى المناهج، ألا نفهم هذا المحتوى على أنه مجموعة مواد للتعليم، وإنما مجموعة أهداف تعبر عن قدرات ومهارات وكفاءات، وكذلك قيم وآداب السلوك العامة التي يجب أن يكتسبها المتعلم ويفيد تحديد المحتوى في معرفة الخبرات التي يريد أن يلم بها المتعلم وطرائق تعلم المتعلمين لهذه الخبرات.

الفائدة من تحليل المحتوى :

1 ــ يتعرف المعلم القائم بعملية التحليل من خلاله على كل جزئيات الموضوع.

2 ــ يفتتح المجال أمام القائم بعملية التحليل لإبداء الرأي وتسجيل الملاحظات والقبول والرفض لأفكار الكاتب أو المؤلف.

3 ــ يسهل عملية صياغة أهداف الدرس بصورة دقيقة ومحددة.

4 ــ يسهل عملية التقويم، ويحقق شموليتها.

5 ــ تحليل جميع موضوعات المادة الدراسية ينمي الخبرة لدى المعلم بكل ما تحتويه المادة.

متى يتم تحليل المحتوى :

يتم ذلك أثناء التعداد الذهني للموضوع (قراءة الموضوع) وذلك على النحو التالي

1 ــ قراءة الموضوع قراءة متأنية مرة واحدة أو أكثر.

2 ــ وضع خطوط تحت الخبرات التي يتكون منها الموضوع.

3 ــ نقل هذه الخبرات إلى ورقة خارجية، ومن ثم تجزئة تلك الخبرات إلى جزئيات دقيقة ومحددة ومرتبة.

ملاحظة : من الخطأ صياغة أهداف الدرس قبل تحليل المحتوى ؛ لأن ذلك يفقدها الشمولية والترابط بين أجزاء الموضوع .

عناصر المحتوى :

عند اختيار محتوى منهج ما في حقل ما، فإن هذا المحتوى يتضمن العناصر التالية :

أ) **<u>المعارف:</u>**

وهي تحتل المركز الأول بين عناصر المحتوى، والمقصود بها

- المفاهيم والمصطلحات الأساسية التي لا يمكن من دونها فهم أي عنصر من عناصر المعرفة إنها مفاهيم اللغة العلمية التي تساعدنا على فهم قوانين العلم والبرهنة على أفكارنا.
- التعميمات :{ المبادئ العامة والقوانين الرئيسية } التي تكشف العلاقة بين ظواهر العلم الموضوعي وأشيائه المختلفة.
- جملة النظريات والأفكار التي تساعد المفرد على تكوين علاقات صحيحة مع العالم المحيط به فالمحتوى لا بد أن يضم المفاهيم والمبادئ والقوانين الأساسية لكل علم من العلوم بالإضافة إلى مصطلحاته وعلاقاته والطرائق الخاصة به.

ب) المهارات العقلية والعلمية :

والمهارات قد تكون عملية أو عقلية ولكل مادة مهاراتها وقدراتها العامة، وبالإضافة إلى المهارات الخاصة بكل مادة، فهناك مجموعة من المهارات المشتركة بين المواد كالقدرة على استخراج النقاط الهامة، القدرة على التصنيف، القدرة على التحليل، التلخيص، النقد، الفهرسة، وضع المخططات، استخدام القاموس ...إلخ. والدور الأساسي للمنهج هو تزويد المتعلمين بمهارات الدراسه والاستقصاء، وبمعنى آخر تزويدهم بأدوات الدراسة الذاتية كالتحليل، والتركيب، والنقد، وفرض الفروض والبرهنة عليها على نحو ينمي عندهم قدراتهم على الإبداع والابتكار ويصبحون قادرين على البحث عن الحقيقة عندما يجدون أنفسهم في حاجة إليها. وهذه المهارات لا تتشكل من خلال الشروح النظرية وإنما من خلال ممارستها، فالمتعلم يكتسب مهارات الدراسه والاستقصاء من عمليات النشاط التي يقوم بها.

ج) النشاط الإبداعي:

الذي يساعد في الدراسة على حل المشكلات الجديدة، ويمتلك محتوى خاصاً، لا يتطابق مع محتوى العنصرين الأوليين. فقوة الإبداع لا ترتبط بحجم المعرفة، فهناك من يعرف القليل في مجال من المجالات، إلا أنهم يعملون بإبداع يفوق ذلك الذي يمثل موسوعة معارف.

وخصائص النشاط الإبداعي :

1 ــ أن يستخدم المتعلم المعارف والقدرات التي استوعبها في الدراسه في حلّ أي مشكلة قد تصادفه.

2 ــ رؤية قضية جديدة في موقف معروف.

3 ــ رؤية قضية جديدة ــ للموضوع ــ غير معروفة.

4 ــ جمع بعض أساليب النشاط المعروفة وتركيبها والخروج منها بأسلوب جديد.

5 ــ رؤية بناء الموضوع كأن يصطدم بمشكلة ما، وأن يدرك جميع عناصر هذه المشكلة والترابط الموجود بين هذه العناصر سواء كان جوهرياً أم لا .

6 ــ التفكير الانتقائي : أي رؤية الحلول الممكنة لمشكلة معينة أو رؤية وسائل الحل المختلفة أو إيجاد البراهين المتباينة أي الرؤية المتعددة الجوانب للمشكلة.

عاشراً: أسس اختيار المحتوى

أغراض تحليل المحتوى

1ـ إعداد الخطط التعليمية اليومية والفصلية.

2ـ اشتقاق الأهداف التدريسية وإعداد الأنشطة المناسبة.

3ـ اختيار الاستراتيجيات وطرائق التدريس المناسبة.

4ـ اختيار الوسائل التعليمية المناسبة.

5ـ الكشف عن نقاط القوة والضعف في الكتاب المدرسي.

6ـ تحقيق الشمولية والتوازن في الاختبارات التحصيلية.

7 ـ تبويب أبواب عناصر المحتوى لتسهيل عملية تنفيذ الحصة أو تصنيفها.

8 ـ بناء اختبارات تحصيلية إذ يساعدنا تحليل المستوى في اختيار عينة ممثلة لجميع جوانب المادة لتضمينها في الاختبار لتحقيق الشمول والتوازن في الاختبار التحصيلي.

طرائق تحليل المحتوى:

توجد طريقتان لتحليل المحتوى تعتبران الأكثر شيوعاً في الاستخدام علماً بأن لكل موضوع دراسي طريقته الخاصة في تحليل محتواه تتناسب مع طبيعته. وقد يعمد واضع الاختبار إلى تفحص الكتاب وتصنيف محتواه أو تقسيمه كما يراه مناسباً.

1 ـ الطريقة التي تقوم على تجميع العناصر المتماثلة في المادة الدراسية في مجموعة واحدة مثل : مجموعة المفاهيم، مجموعة الرموز، مجموعة التعميمات ...إلخ

2 ـ الطريقة التي تقوم على تقسيم المادة الدراسية إلى موضوعات رئيسية ثم تجزئة هذه الموضوعات إلى موضوعات فرعية، كما هو في فهارس الكتب. والمهم عدم إهمال أي معلومة من المحتوى. كمثال عن درس المتطابقات الشهيرة نعرض التالي:

التحليل إلى عوامل لدرس المتطابقات الشهيرة		
النوع	المحتوى	ملاحظات
المفاهيم	المتطابقة المربع الكامل العامل المشترك الأكبر التجميع المناسب لعبارة جبرية الفرق بين مربعين ثلاثي الحدود العبارات الكسرية	
التعليم	المساواة بين عبارتين رياضيتين متكافئتين تسمى متطابقة $(a+b)^2 = a^2 + 2ab + b^2$ $(a-b)^2 = a^2 - 2ab + b^2$ $(a+b)(a-b) = a^2 - b^2$ $(a+b)^3 = a^3 + 3a^2b + 3ab^2 + b^3$ $(a-b)^3 = a^3 - 3a^2b + 3ab^2 - c^3$	

التحليل إلى عوامل لدرس المتطابقات الشهيرة:

Damascus University

احدى عشر: أهمية صياغة الأسئلة وطرحها

م	الخبرات التعليمية و المهارات	الأهداف السلوكية	مستوى الأهداف		
			رئيسي	فرعي	مستواه
	المتطابقات الأساسية				
	تمييز المتطابقة	أن يذكر الباحث تعريف المتطابقة			تذكر
		أن يميز الباحث المتطابقة من متساويات	☑		فهم
		أن يميز الباحث المعادلة من متساويات			فهم
	مربع مجموع حدين	أن يوجد الباحث مفكوك مربع مجموع حدين	☑		فهم
	مربع الفرق بين حدين	أن يوجد الباحث مفكوك مربع الفرق بين حدين	☑		فهم
		أن يحدد الباحث العبارة الممثلة لمربع كامل	☑		فهم
		أن يوجد الباحث الحد المفقود في المتطابقة			فهم
	ضرب مجموع حدين في الفرق بينهما	أن يوجد الباحث حاصل ضرب مجموع حدين في الفرق بينهما	☑		فهم
	مكعب مجموع حدين	أن يوجد الباحث مكعب مجموع حدين	☑		فهم
	مكعب الفرق بين حدين	أن يستخدم الباحث صيغ المتطابقات في إيجاد ناتج عملية حسابية	☑	☑	تطبيق

تعد صياغة الأسئلة من أساسيات عملية التدريس وطرحها، إذ تسهم في تحقيق أهداف التدريس، وتستخدم فيما يلي:

أثناء الشرح بالفصل.

في عمليات التقييم المختلفة.

صياغة الأسئلة وتصنيف بلوم.

يسهم تصنيف بلوم في:

تصميم الاختبارات بسلسلة من الأسئلة البسيطة الشاملة.

شمولية أهداف التدريس والاختبارات.

وضع أدوات التقويم بفعالية.

التزويد بلغة دقيقة يمكن استخدامها في تخطيط استراتيجية صياغة الأسئلة.

فهم العلاقات الموجودة بين مستويات الميادين المختلفة.

صياغة الأسئلة والميدان المعرفي.

بالرغم من أهمية الميادين الثلاثة للأهداف إلا أننا سوف نقتصر على الميدان المعرفي في دراسة صياغة الأسئلة في ضوء الأهداف التربوية. وسوف نتناول المستويات التالية:

أسئلة التذكر – أسئلة الفهم – أسئلة التطبيق – أسئلة التحليل – أسئلة التركيب – أسئلة التقويم

أسئلة التذكر

يمثل أدنى مستويات التفكير وأسهلها، وأسئلة التذكر لابد أن تتضمن جميع جوانب البناء المعرفي للعلم. تبدأ أسئلة التذكر عادة بالكلمات التالية: عرّف، اذكر، ماذا، أين، متى، سمّي، عدد، اختر...

والإجابة عليها لا تتطلب تفكيراً عالياً، وينبغي الحذر من التركيز عليها على حساب المستويات الأخرى.

- عرف الحرارة النوعية.
- لماذا يتجدد مخزون مياه الينابيع؟ بينما لا يتجدد مخزون النفط المستخرج من باطن الأرض؟
- عدد أنواع الزوايا.

أسئلة الفهم

تتطلب الإجابة عليها تعبير التلميذ عن فكرة معينة مستخدماً لكلماته الخاصة، فيتناول عناصر المعرفة تناولاً ذا معنى. باستخدام التفسير ومن هنا نحكم على درجة فهمه لتلك العناصر.

فإذا فسر التلميذ الجداول والرسوم البيانية فإنه يبرهن على مدى فهمه لتلك المعلومات.

تبدأ أسئلة الفهم بالكلمات التالية: صف، أعد صياغة، ضع عنواناً مناسباً، قارن بين كل من، وازن بين.

تنقسم أسئلة الفهم إلى:

- أسئلة الترجمة، تحويل الاتصال إلى صورة أخرى، أو صياغة الموضوع بلغته الخاصة.

- أسئلة التفسير، تتطلب القدرة على ربط الحقائق والتعميمات والمهارات لاكتشاف علاقة، أو استخدام علاقة بين فكرتين لتفسير موقف.
- أسئلة التنبؤ، تتضمن القدرة على المضي إلى أبعد من البيانات المعطاة لتحديد مضامينها ونتائجها.

أسئلة التطبيق

- توضح أثر انتقال التعليم في المواقف المختلفة التي يمر بها التلاميذ.
- يحتاج التطبيق إلى موقف مناسب أو مشكلة يمكن للتلميذ استخدام المعلومات في حلها.
- تختص بالمعلومات التي يمكن استخدامها في حل المشكلات.
- تختص بالأفكار والمهارات ككليات وليس أجزاء.
- تبنى على التعلم السابق.

أسئلة التحليل

لهذا النوع من الأسئلة أهميته في تنمية التفكير الناقد، كما تتطلب إدراكاً ووعياً بالعملية العقلية التي يقوم بها، والقواعد التي تضمن له التوصل إلى استنتاجات صحيحة. تتطلب أسئلة التحليل:

- تحليل المعلومات.
- تحديد الأسباب.
- الوصول إلى استنتاجات، وتحليلها.

تبدأ بـــ :

- حدد الدوافع.
- اذكر الأسباب.
- حدد الأدلة.
- علل.
- توصل إلى النتائج.

أسئلة التركيب:

يحتاج هذا النوع إلى جهد كبير من المعلم في إعدادها، وتفكير عميق من التلميذ في الإجابة.

تتطلب مهارات معينة منها الطلاقة والمرونة، وتحتاج إلى فهم عميق للمادة الدراسية وتفكيراً ابتكارياً أصيلاً، يتمثل في التنبؤات أو حل مشكلات. يبرر المدرسون عدم استخدامهم لهذا النوع في تدريسهم إلى صعوبتها على التلاميذ.

تبدأ عادة: تنبأ، صمم، كوّن، انتج.

أسئلة التقويم

- يتعلق بالقدرة على إصدار الأحكام وتقويم الأداء والأفكار.
- يتطلب من التلميذ أن يحكم على فكرة معينة أو تقييم شيء معين.
- وتتطلب وضع محكات يحكم من خلالها.
- تبدأ بـ : احكم على، قدّر، قوم، قرر، أبد رأيك.

اثنتا عشر: جدول المواصفات

تعريف جدول المواصفات :

هو مخطط تفصيلي يحدد محتوى الاختبار، ويربط محتوى المادة الدراسية بالأهداف التعليمية السلوكية، ويبين الوزن النسبي الذي يعطيه المعلم لكل موضوع من الموضوعات المختلفة، والأوزان النسبية للأهداف المعرفية السلوكية في مستوياتها .

الغرض من جدول المواصفات :

إن من أهم أغراض جدول المواصفات هو تحقيق التوازن في الاختبار، والتأكيد على أنه يقيس عينة ممثلة لأهداف التدريس ومحتوى المادة الدراسية التي يُراد قياس التحصيل فيها.

فوائد جدول المواصفات :

- المساعدة في بناء اختبار متوازن مع حجم الجهود المبذولة لتدريس كل موضوع.
- إعطاء الوزن الحقيقي لكل جزء من المادة الدراسية، وبالتالي فإن كل موضوع يأخذ ما يستحقه من الأسئلة حسب أهميته النسبية.
- المساعدة في اختيار عينة ممثلة من الأهداف التدريسية، بطريقة منظمة، ليمكن قياس مدى تحققها بدرجة كبيرة، وتمكين المعلم من توزيع أسئلته في المستويات المختلفة لتلك الأهداف.
- مساعدة المعلم في تكوين صور متكافئة للاختبار.
- تحقيق صدق المحتوى للاختبار بشكل كبير.

- إكساب الباحث ثقة كبيرة بعدالة الاختبار، مما يساعده في تنظيم وقته أثناء الاستذكار وتوزيعه على الموضوعات باتزان.

كما أنه :

يوزع فقرات الاختبار لتشمل أنواعا مختلفة من المجالات ومهاراتها الفرعية.

- يوزع فقرات الاختبار لتشمل الموضوعات كافة.
- يوفر صدقا عاليا للاختبار.
- يجعل الاختبار أداة تشخيصية علاوة على كونه أداة تحصيلية.
- يوزع الزمن على الموضوعات وأهميتها فيعطي الوزن الحقيقي لكل جزء من أجزاء المادة.

أمور ينبغي مراعاتها عند بناء جدول المواصفات:

لتحديد الأوزان النسبية، وعدد الأسئلة في جدول المواصفات ، ينبغي للمعلم مراعاة ما يلي :

1- طبيعة المادة الدراسية، والأهداف التعليمية (السلوكية) التي حددها.
2- المدة الزمنية التي سيستغرقها تدريس كل موضوع دراسي.
3- خصائص الطلبة فيما يتعلق بالمستوى الدراسي والمرحلة العمرية.
4- نوع الفقرات الاختبارية التي ستُستخدم لقياس الأهداف.
5- المستوى المعرفي للأهداف.
6- ترتيب الموضوعات حسب أهميتها.

تكوين جدول المواصفات:

أولاً : تكوين الجدولين التاليين استعدادًا لبناء جدول المواصفات ، وهما على النحو التالي :

جدول رقم (1)				
م	الموضوع	عدد الحصص	الوزن النسبي لأهمية الموضوع	عدد الحصص اللازمة لتدريس المادة = ☐ مجموع عدد حصص
1				
2				
3				
4				

جدول رقم (2)							
مستوى الهدف	تذكر	فهم	تطبيق	تحليل	تركيب	تقويم	المجموع الكلي
عدد أهداف المستوى							
الوزن النسبي للأهداف							%100

ثانياً : معرفة بعض المعادلات الرياضية ، التي تفيد في إكمال العمود الرابع من جدول رقم (1) ، والسطر الثالث من جدول رقم (2) ، وهي على النحو التالي :

1- الوزن النسبي لأهمية الموضوع = عدد الحصص اللازمة لتدريس الموضوع / عدد الحصص اللازمة لتدريس المادة

2- الوزن النسبي للأهداف في مستوى معين = عدد الأهداف في ذلك المستوى / مجموع أهداف المادة كاملة

أما المعادلتان التاليتان فهما العمود الفقري لبناء جدول المواصفات ، والتي تنص على :

1- عدد الأسئلة المخصصة للموضوع = العدد الكلي للأسئلة * الوزن النسبي لأهمية الموضوع * الوزن النسبي للأهداف في مستوى معين

2- درجة الأسئلة المخصصة للموضوع = الدرجة النهائية للاختبار * الوزن النسبي لأهمية الموضوع * الوزن النسبي للأهداف في مستوى معين

ثالثاً : بناء جدول المواصفات ، وهو بالشكل التالي :

جدول رقم (3)										
الموضوعات	الأسئلة والدرجات	مستوى الأهداف (مخرجات التعلم)						مجموع الأسئلة	مجموع الدرجات	الوزان النسبي لأهمية الموضوع
		تذكر	فهم	تطبيق	تحليل	تركيب	تقويم			
	الأسئلة									
	الدرجة									
	الأسئلة									
	الدرجة									
	الأسئلة									
	الدرجة									
	الأسئلة									
	الدرجة									
مجموع الأسئلة										
مجموع الدرجات										

رابعاً : بعد تكوين جدول المواصفات في مرحلته الأولى ، يمكن إجراء بعض التعديلات البسيطة للخروج بالجدول في صورته النهائية ؛ وذلك بعد الأخذ في الاعتبار ما يلي :

- ليس بالضرورة أن تُعبأ كل الحقول، بل قد لا يوجد سؤال في موضوع ما لبعض مستويات الأهداف وخصوصًا المستويات العليا.
- جبر الكسور العشرية في الأوزان النسبية إلى عدد صحيح لأن هذه الأوزان ليست تقديرات دقيقة بل هي تقريبية.
- جبر الكسور في عدد الأسئلة إلى أعداد صحيحة مع مراعاة التوازن الذي يبقي المجموع الكلي للأسئلة ثابتًا.
- تقريب الكسور العشرية إلى أعداد صحيحة أو أنصاف في الدرجات مع مراعاة التوازن الذي يبقي المجموع الكلي للدرجة النهائية.

ملاحظة : يمكن الاستفادة من البرنامج الحاسوبي لجدول المواصفات لتكوين النموذج لتطبيقي لأسئلة الاختبار في ضوء الأهداف السلوكية لكل مادة، والذي زود بنسخة

منه جميع المعلمين المنسقين للبرنامج في المدرسة؛ ليقوم بتدريب زملائه عليه، وتزويدهم بنسخة منه.

أمثلة تطبيقية على جدول المواصفات:

العدد الكلي للأسئلة * الوزن النسبي لأهمية الموضوع * الوزن

الموضوعات	الأسئلة و الدرجات	الأهداف السلوكية						مجموع الأسئلة	مجموع الدرجات	الأوزان النسبية للموضوعات
		تتذكر 20 هدف	تفهم 15 هدف	تطبيق 10 أهداف	تحليل 5 أهداف	تركيب	تقويم			
موضوع 1 (4 حصص)	الأسئلة									
	الدرجة									
موضوع 2 (2 حصتان)	الأسئلة									
	الدرجة									
موضوع 3 (2 حصتان)	الأسئلة									
	الدرجة									
مجموع الأسئلة										
مجموع الدرجات										
الأوزان النسبية										

تحديد الوزن النسبي

الدرجة النهائية للاختبار x الوزن النسبي لأهمية الموضوع x الوزن

تحديد الوزن النسبي

مثلا : جدول الوزن النسبي للموضوعات		
الموضوع	عدد الحصص	الوزن النسبي لكل موضوع
التوازن	11	100 × (60 ÷ 11)
قوانين نيوتن	11	% 18
الشغل و الطاقة	12	% 20
الحركة الدائرية	10	% 17
الحركة الموجبة	5	% 9
آثار التيار	11	% 18
المجموع الكلي	60	% 100

الوزن النسبي لأهمية الموضوع = عدد الحصص اللازمة لتدريس الموضوع / عدد الساعات الكلية المقررة * 100

جدول الوزن النسبي للأهداف		
مستوى الهدف	عدد الأهداف	الوزن النسبي للأهداف
تذكر	37	100 × (150 ÷ 37)
فهم	72	% 48
تطبيق	34	% 23
تحليل	3	% 2
تركيب	2	% 1
تقويم	2	% 1
المجموع الكلي	150	% 100

الوزن النسبي للأهداف في مستوى معين = عدد الأهداف في ذلك المستوى / مجموع أهداف المادة كاملة * 100

الموضوعات		تذكر	فهم	تطبيق	تحليل	تركيب	تقويم	مج أسئلة	مج درجة	و موضوع
التوازن	س	2,25								% 18
قوانين نيوتن	س									% 18
الشغل و الطاقة	س		4,8							% 20
الحركة الدائرية	س									% 17
الحركة الموجبة	س			1,04						% 9
آثار التيار	س									% 18
مجموع الأسئلة								50		
مجموع الدرجات										
الوزن النسبي للأهداف		%25	%48	%23	%2	%1	%1			% 100

%25 × % 18 × 50

الموضوعات		تذكر	فهم	تطبيق	تحليل	تركيب	تقويم	م أسئلة	م درجة	و موضوع
التوازن	س	2	4	2		1		9		% 18
قوانين نيوتن	س	2	4	2			1	9		% 18
الشغل و الطاقة	س	3	5	2				10		% 20
الحركة الدائرية	س	2	4	2				8		% 17
الحركة الموجية	س	1	3	1				5		% 9
آثار التيار	س	2	4	2	1			9		% 18
مجموع الأسئلة		12	24	11	1	1	1	50		
مجموع الدرجات										
الوزن النسبي للأهداف		%25	%48	%23	%2	%1	%1			% 100

ثلاثة عشر: كتابة الأسئلة

كتابة الفقرات الاختيارية المقالية المحددة وغير المحددة.

- كتابة الفقرات الاختيارية الموضوعية وتشمل :
  - شبه الموضوعية (ملء الفراغ – الإكمال – الإجابة القصيرة)
  - الصواب والخطأ.
  - المزاوجة.
  - الاختيار من متعدد.
  - إخراج الاختبار وتطبيقه
  - ترتيب أسئلة الاختبار.
  - تعليمات الاختبار.
  - إخراج ورقة الاختبار.
  - تطبيق الاختبار

اربعة عشر: الطرق الإحصائية لقياس الصدق

تتلخص أهم الطرق الإحصائية المعروفة لقياس الصدق فيما يلي:

1ـ **طريقة معاملات الارتباط:** وهي من أدق الطرق المعروفة لحساب الصدق وأطواها أيضاً، ويعتمد الصدق التجريبي والصدق العاملي اعتماداً كلياً على هذه الطريقة، وهي تؤدي إلى معرفة معامل الصدق (Validity Coeffiicent) بطريقة صحيحة.

2ـ **طريقة المقارنة الطرفية** (The Comparison of Extreme Groups): وتقوم في جوهرها على مقارنة متوسط درجات الأقوياء في الميزان بمتوسط درجات الضعاف في نفس ذلك الميزان بالنسبة لتوزيع درجات الاختبار. ولذا سميت بالمقارنة الطرفية لاعتمادها على الطرف الممتاز والطرف الضعيف للميزان. أي نقارن الدرجات العليا والدنيا، أو من خلال مقياس يقيس السمة المعاكسة. أو من خلال مكانة المفردات / الفقرات في مواقعها المرتبطة معها بأقوى علاقة ارتباط، وسنأخذ مثالاً عن دراسة الخطوات الصدق التمييزي بين الدرجات العليا والدنيا، ونترك الأمثلة للخطوات الآخرى في مكان آخر. فمثلاً : إذا أردنا مقارنة درجات العلاقة بين الدرجات العليا والدنيا من حيث قدرة المقياس على التفريق بينهما (فيما إذا كان المقياس قادراً على التمييز)، لا بد أن يكون لدينا متغير تابع هو النتيجة التي حصلنا عليها من إجراء القياس بهذا المقياس، وما علينا سوى ترتيب النتيجة تصاعدياً أو تنازلياً، ثم نأخذ ما يعادل من 20% ـ 25% من أعلى وأدنى قيم الدرجات، ونسمي أحداها الفئة الأولى، والثانية الفئة الثانية، ووضع هذه الدرجات في عمود في واجهة Data view وبجانبها عمود أخر يحوي تشفيراً يدل على انتماء الدرجة إلى المجموعة الأولى أو الثانية (مثلاً : 1 للمجموعة الأولى، 2 للمجموعة الثانية). ونتحقق من الفرضية القائلة : لا يوجد فرق بين درجات المجموعة العليا ودرجات المجموعة الدنيا، ولهذا نطبق اختبار Independent-Samples T-Test ، وبمقارنة Sig مع مستوى الدلالة 0.05، فإذا كانت Sig > 0.05 كان المقياس لا يميز، وإذا كانت Sig < 0.05 كان يتمتع بالصدق التمييزي.

خمسة عشر: مفاهيم اساسية في تفسير النتائج

هناك بعض المفاهيم الإحصائية الوصفية تمكن المعلم من تفسير النتائج التي حصل عليها الطلبة، وتعريفه على مدى صلاحية الأسئلة وتحقيقها للأهداف، وهي:

الوسط الحسابي : وهو معدل علامات طلاب صف ما ويحسب:

الوسط الحسابي= مجموع علامات طلاب الصف/ عدد طلاب الصف

وأما الوسط الحسابي للفقرة أو السؤال فيحسب كالآتي:

مجموع علامات الطلبة على السؤال (الفقرة)

عدد الطلبـــة

-الدلالات الإحصائية للمتوسط الحسابي :

كلما ارتفعت قيمة الوسط الحسابي للعلامات دل ذلك على أداء أفضل، بشرط ألاّ تكون هناك قيم متطرفة عالية أدت إلى ارتفاع الوسط الحسابي. كلما كانت العلامات موزعة على جانبي وسطها الحسابي بشكل متماثل ومتساو كان التوزيع معتدلا وكاشفا عن الفروق بين الطلاب بصورة أفضل.

معامل الصعوبة :

تحسب لكل فقرة من نوع الاختيار من متعدد، ولكل سؤال من الأسئلة المقالية كما يلي:

معامل الصعوبة = مجموع العلامات المحصلة للسؤال (الفقرة)/(عدد الطلاب × علامة السؤال)

يكون مدى قيم معامل الصعوبة (صفر % - 100%)، فإذا كان معامل الصعوبة 100% فهذا يدل على أن السؤال سهل جدا، أما إذا كان معامل الصعوبة صفراً %، فهذا يدل على أن السؤال صعب جدا ؛ لهذا فانه ينصح بالاحتفاظ بالفقرة أو السؤال إذا كان معامل الصعوبة يقع بين (30 % - 70%)

معامل التمييز :

يتم استخراج معامل التمييز للفقرة أو السؤال بإتباع الخطوات الآتية :

ترتيب علامات الطلاب الكلية ترتيبا تنازليا.

تحديد الفئة العليا (27%) وهم من حصلوا على أعلى العلامات، والفئة الدنيا (27%) وهم من حصلوا على أدنى العلامات.

معامل التمييز = (مجموع العلامات المحصلة من الفئة العليا - مجموع العلامات المحصلة من الفئة الدنيا) / (عدد الطلبة في إحدى الفئتين × علامة السؤال)

ويقبل معامل التمييز ضمن المدى 0,400 و 1,00

دلالات معامل التمييز:

إذا كان معامل التمييز سالباً فهذا يعني أن الذين أجابوا عن الفقرة إجابة صحيحة من الفئة الدنيا أكثر من عدد من أجابوا عنها إجابة صحيحة من الفئة العليا. لذلك تكون الفقرة ذات تمييز سالب وتستبعد.

ـ إذا كان معامل التمييز (صفراً)، فهذا يعني أن عدد من أجابوا عن الفقرة إجابة صحيحة من الفئة الدنيا يساوي عدد من أجابوا عنها إجابة صحيحة من الفئة العليا، أوأنه لم يجب أحد عنها إجابة صحيحة من الفئتين وفي كلتا الحالتين تكون الفقرة غير مميزة وتستبعد.

- إذا كان معامل التمييز أكثر من (صفر) باتجاه موجب، فإن هذا يعني أن عدد من أجابوا عن الفقرة إجابة صحيحة من الفئة العليا أكبر من عدد الذين أجابوا عنها إجابة صحيحة من الفئة الدنيا، أي أن تمييز الفقرة تميز موجب.
- وإذا كان معامل التمييز أقل من 0.19 تحذف الفقرة (تستبعد)
- وإذا كان معامل التمييز من 0.20 - ، 0.39 فتعدل الفقرة.
- وإذا كان معامل التمييز أكثر من 0.40 فتقبل الفقرة
- إذا كان معامل تمييز الفقرة أو السؤال تساوي (1) هذا يعني أن أفراد الفئة العليا جميعهم قد أجابوا عنها إجابة صحيحة، وان أفراد الفئة الدنيا جميعهم قد أخطؤوا في الإجابة عنها. وهذا يعني أن الفقرة ذات تمييز عال. بذلك تقوم على فكرة التكرار المزدوج.

الانحراف المعياري

نحصل على قيمة الانحراف المعياري لمجموعة من الدرجات بأن نوجد انحراف كل درجة عن المتوسط، ونربع كل من هذه الانحرافات، ونجمع الناتج، ونقسمه على عدد الدرجات، ثم نستخرج الجذر التربيعي لخارج القسمة.

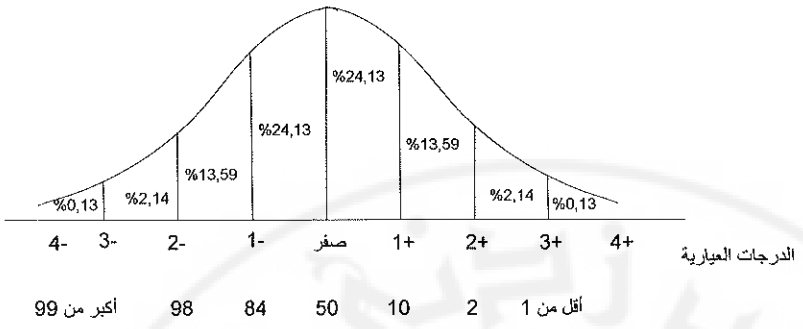
يعطى الانحراف المعياري بالعلاقة التالية:

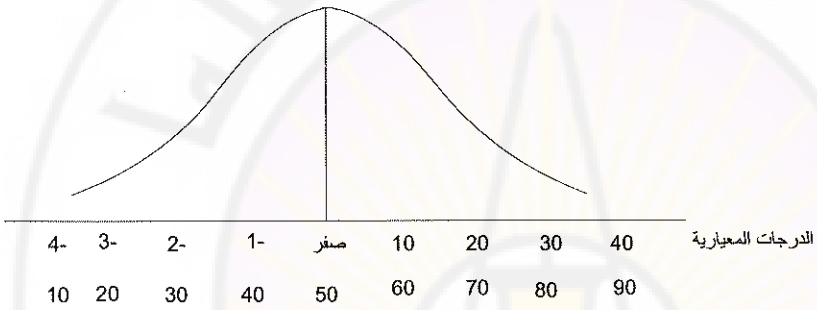
$$S = \sqrt{[\sum (x - \bar{x})^2 / (n-1)]}$$

حيث $\bar{x}$ هو المتوسط، n عدد الحالات، x الدرجة

الدرجة المعيارية $d = (x - x')/S$

الدرجة التائية $T = 50 + 10 * d$





مثال : تطبيق تنفيذي شامل على دراسة الاختبار مع التركيز على دراسة ثبات الاختبار بناء اختبار في مقرر الحاسوب التربوي ودراسة نتائجه إحصائيا.

كيف يمكن بناء جدول المواصفات؟

يتكون جدول المواصفات من بعدين :

البعد الأول رأسي ويمثل موضوعات المادة الدراسية.

الموضوعات : مجموع موضوعات الفصل	الأسئلة والدرجات
الفصل الأول	عدد الأسئلة
	الدرجات المخصصة لهذا المستوى من الأهداف السلوكية
الفصل الثاني	عدد الأسئلة
	الدرجات المخصصة لهذا المستوى من الأهداف السلوكية
الفصل الثالث	عدد الأسئلة
	الدرجات المخصصة لهذا المستوى من الأهداف السلوكية
الفصل.....	عدد الأسئلة
	الدرجات المخصصة لهذا المستوى من الأهداف السلوكية
مجموع الأسئلة	
مجموع الدرجات	
الأوزان النسبية	

البعد الثاني أفقي ويمثل الأهداف التعليمية السلوكية حسب تصنيف بلوم.

وتشمل حقول الجدول على أوزان الأهمية النسبية لكل من الموضوعات والأهداف، وعدد أسئلة كل موضوع تبعا لكل مستوى من مستويات الأهداف، بالإضافة الى الدرجة المستحقة لكل سؤال من الأسئلة.

الأهداف السلوكية					مجموع الأسئلة	مجموع الدرجات	الأوزان النسبية لموضوعات كل فصل
التذكر	الفهم	التحليل	التركيب	.....			

وبالتالي يظهر الشكل العام للجدول على النحو التالي:

الموضوعات	الاسئلة والدرجات	الاهداف السلوكية					مجموع الاسئلة	مجموع الدرجات	الأوزان النسبية لموضوعات الفصل
		التذكر	الفهم	التطبيق	التحليل	.....			
الفصل الأول	الاسئلة								
	الدرجة								
الفصل الثاني	الاسئلة								
	الدرجة								
.....	الاسئلة								
	الدرجة								
مجموع الاسئلة									
مجموع الدرجات									
الاوزان النسبية									

بعد مراجعة شكل جدول المواصفات، سنقدم المثال التطبيقي التالي:

امثال : حاول مدرس الحاسوب التربوي تصميم اختبار لطلبته في كلية التربية.

أولاً : قام بالتالي :

1 ــ تحليل محتوى مقرر الحاسوب التربوي وفق فصوله (وهذا أحد أساليب تحليل المحتوى).

2 – وزع محتوى المقرر على مستويات بلوم.

3 ــ أحصى فصول كتاب الحاسوب التربوي للتدريس، من ساعات وصفحات.

فكانت النتيجة وفق ما يبينه جدول النتائج التالي:

مقرر الحاسوب التربوي					
	الفصل الأول	الفصل الثاني	الفصل الثالث	الفصل الرابع	الفصل السادس
عنوان الفصل	مفاهيم عن الحاسوب التربوي	مصطلحات وأنماط من البرمجة	البرنامج الحاسوبي للتعلم الذاتي	صياغة المحتوى التعليمي للبرنامج	كتابة البرنامج التعليمي التعلمي الحاسوبية.
ساعات التدريس	1	2	3	4	4
مجموع ساعات التدريس 14 ساعة					
عدد الصفحات	28	47	63	81	87
عدد صفحات المقرر المطلوبة 306 صفحة					

عدد الأهداف السلوكية في مستوى التذكر	83	مجموع الأهداف السلوكية يساوي 667 ستماية وسبعة وستون هدفا
عدد الأهداف السلوكية في مستوى الفهم	128	
عدد الأهداف السلوكية في مستوى التطبيق	276	
عدد الأهداف السلوكية في مستوى التحليل	180	

(وبعد تحليل المحتوى) نكون قد حصلنا على معلومات مرتبة وموزعة تشمل كل المقرر يمكن صياغتها لتصبح بنك أسئلة نستقي منه عند كل مناسبة الأسئلة كما ونوعا حسب المطلوب ووفق ما أمكن.

ثانياً : حسب متطلبات خلايا الجدول العام، والتي تعتمد على معطيات جدول النتائج وفق التالي:

1 ــ حساب الوزن النسبي لموضوعات كل فصل (وبالتالي للمقرر)، وفق القانون التالي:

[عدد الحصص اللازمة لتدريس فصل ما ÷ عدد الحصص اللازمة لتدريس المقرر] ÷ 100

	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	السادس
الوزن النسبي لموضوعات كل فصل	%7	%14.3	%21.3	%28.6	%28.6

2 – حساب الوزن النسبي للأهداف السلوكية لكل فصل، وفق القانون التالي:

[عدد الأهداف في ذلك المستو ÷ عدد الأهداف في المقرر] ÷ 100

	مستوى التذكر	الفهم	التطبيق	التحليل
الوزن النسبي للأهداف	% 12.43	% 19.3	% 42.3	%27

ملاحظات:

1 ــ لاحظ أن مجموع النسب بالنسبة للموضوعات يساوي المئة، وكذلك بالنسبة مجموع الوزن النسبي للأهداف السلوكية.

2 ــ كان يمكن عند احتساب الوزن للموضوعات أن نحسبه عن طريق مجموع عدد الصفحات، ولم نقم بذلك لقناعة المدرس أن محتوى الصفحات ليست كلها متساوي مع الأخرى

3ــ بعد ما قمنا به، بقي أن نحدد عدد الأسئلة التي يجب أن نختارها من كل فصل، موزعة على مستويات بلوم، وكذلك أن نحدد الدرجة لكل إجابة صحيحة عن هذه الأسئلة.

4 ــ وقبل هذا لابد من تحديد : العدد الكلي لأسئلة الاختبار في ضوء التعليمات وقرارات الإدارة بما فيها الأخذ بعين الاعتبار الزمن المخصص والمستوى النمائي للمفحوصين.

ولنفرض مثلا: قد حددنا الدرجة العظمى لمقرر الحاسوب التربوي 70 درجة لأنّ لهذا المقرر جانباً عملياً، وأن عدد الأسئلة الاختبار هو 60 (ستون) درجة.

5 ــ لحساب : عدد أسئلة مستوى معين من فصل معين يساوي:

العدد الكلي لأسئلة الاختبار × الوزن النسبي أهمية لموضوعات الفصل × الوزن النسبي لمجموع أهداف هذا المستوى بالنسبة للمقرر.

تطبيق : بالنسبة للفصل الأول، وفي المستوى التطبيق نجد:

60 سؤالا * 0.7 * 0.423 = 1.77 سؤال، (وهذا يعني تقريبا يساوي 2)، إذا في الفصل الأول في مجال التطبيق علينا أن نضمن الاختبار سؤالين أو سؤالاً (حسب الحال) وفي حال لم نجد سؤالاً أو سؤالين نأخذهم من فصل آخر.

وكذلك لنفرض لو أن النتيجة كانت أصغر من واحد (طبعا لا يوجد نصف سؤال لذلك نجبره إلى الرقم 1. إذا عند نهاية الحساب لا بد من التوفيق بين الأرقام وموضوعية دلالتها.

6 ــ لحساب : مجموع قيم درجات أسئلة كل مستوى من كل فصل يساوي:

الدرجة النهائية للاختبار * الوزن النسبي أهمية لموضوعات الفصل * الوزن النسبي لمجموع أهداف هذا المستوى بالنسبة للمقرر.

تطبيق : بالنسبة للفصل الثاني، وفي المستوى التحليل نجد:

$70 * 0,143 * 0,27 = 2.7$ درجة، (وهذا يعني تقريبا يساوي 3 درجات)، إذاً في الفصل الثاني في مجال التحليل علينا أن نحسب علامات هذا المستوى بما يعادل 3 درجات. وفي حال وجدنا أننا بحاجة لدرجات أكثر في هذا المقرر لهذا المستوى، علينا استلاف درجة من مستوى أو فصل آخر.

وإذا حسبنا النسب لكل مستوى وفصل، ووضعناها في جدول نجد أن الجدول قد أخذ الشكل التالي:

الموضوعات	الاسئلة والدرجات	الاهداف السلوكية					مجموع الاسئلة	مجموع الدرجات	الأوزان النسبية لموضوعات الفصل
		التذكر	الفهم	التطبيق	التحليل	.....			
الفصل الأول	الاسئلة			1.77					7 %
	الدرجة								
الفصل الثاني	الاسئلة								14.3 %
	الدرجة				2.7				
.....	الاسئلة								21.3 %
	الدرجة								
مجموع الاسئلة							60		
مجموع الدرجات								70	
الاوزان النسبية		% 12.43	% 19.3	% 42.3	%27				

وهكذا بالنسبة للخلايا الأخرى.وبنفس الأسلوب، ثم نقوم بتعديل الكسور بشكل يدوي ووفق خبرة ومعرفة القائم بانجاز الاختبار. ثم نقوم بدراسة ثبات وصدق الاختبار، إذا استطعنا هذا، وإلا فسنقوم بدراسة الصدق والثبات بعد إجراء الاختبار، ووفق النتائج (تحصيل الطلبة، والوقت المخصص، ووضوح الأسئلة، سهولة وصعوبة الأسئلة، وقدرة تمييز الاختبار، ....)، ثم نعود إلى بنك الأسئلة لتحسينه من خلال النتائج التي نحصل عليها. أما عن الخطوات الإجرائية لدراسة الاختبار، فكنا قد درسنا الاستبيان بالاستفادة من البرنامج الإحصائي SPSS، أما هنا فسنحاول دراسة الاختبار بالطريقة اليدوية، وهذه مناسبة لمن لم تسمح له ظروفه بالاستفادة من إمكانات البرنامج SPSS

الذي له إمكانات كبيرة وواسعة، لاسيما ما يقدمه من مخططات متطورة شكلا ومضمونا، الشيء الذي ندعو طلبتنا إلى الإصرار على الاستفادة من البرامج الإحصائية المتطورة.

ستة عشر: لإجراءات الإحصائية على الاختبارات

نحن أمام نتائج اختبار أجري على طلبة السنة الثالثة في مقرر الحاسوب التربوي، والاختبار مقياس، كما الاستبيان وبطاقات الملاحظة، واختبارات الذكاء.... والفرق بين هذه المقاييس هو الاختلاف بهدف المقياس وطبيعة السمة المراد قياسها، حيث نجد انعكاسه في اختلاف التوليف وتعديل بعض جوانب خطوات تصميم وتنفيذ المقياس، سواء أكان من قبل الباحث، أم بمشاركة مشاركة خبراء لهم دور في تصميم المقياس تبعا لهدفه، وتجريبه. أما في ما يتعلق بالنسبة لخطوات العامة التي يطلبها إعداد وتنفيذ المقياس، فنحن معنيون بدراسة صلاحية المقياس وتأمين مستلزمات التنفيذ للوصول إلى مقياس صالح (صادق، ثابت، كفء، يمكن تطبيقه بكل يسر وسهولة) لنحصل على نتائج صحيحة، مفيدة، قادرة على مساعدتنا لتحقيق هدف القياس.إذا لا بد من دراسة صدق نتائجه، وثباتها.

سنقوم بدراسة النتائج من حيث:

- إحصائيات وصفية.
- صدق الاختبار.
- ثبات الاختبار.
- دراسة اختبار الفرضيات الممكنة.

الإحصائيات الوصفية:

الاختبار من تصميم مدرس المقرر، تم من خلال إعداد بنك أسئلة. سنحاول أخذ مثال عن اختبار أنجز عام 2011 الفصل الأول، على طلبة قسم التربية. أما القسم العملي فنتائجه تم الحصول عليها من نتائج الاختبارات التي قام بها المختصون المكلفون بتنفيذ الاختبار العملي. وقد بني الاختبار النظري بطريقتي: صح/ خطأ، وكان عدد الأسئلة 16 سؤالاً، والخيار من متعدد، كان عدد المشتتات على نوعين : أربع مشتتات، وكان عدد هذه المجموعة 21 سؤالاً و خمسة مشتتات، وكان عدد أسئلته هذه

المجموعة 33 سؤالاً. عدد الطلبة الذين شاركوا بالاختبار الكتابي (النظري) 220 باحثا وباحثة. أما الطلبة الذين تقدموا إلى الاختبار العملي فقد كان عددهم = 208. موزعين وفق التالي:

توزيع الجنس	
ذكور	69
إناث	139
المجموع	208

تم رصد النتائج من خلال وثيقتين : الأولى درجات تحصيل الطلبة (نظري وعملي)، والثانية جدول خيارات الطلبة على مشتتات أسئلة الخيار من متعدد. وأسئلة صح وخطأ.

- مجموع عدد الأسئلة 60 سؤالاً.
- أخذت مستويات بلوم بالحسبان : التذكر، الفهم، التطبيق، التحليل التركيب.
- العينة موزعة على متغير الجنس، ومتغير نوع السؤال.

أما بالنسبة لوصف نتائج الاختبار، وبعد أن استبعدت نتائج بعض الطلبة بسبب عدم تقدمهم للجانب العملي، صار عدد طلبة الصف = 208، بعدها يمكن تحديد معالم الاختبار وفق التالي:

	عدد أفراد العينة	اكبر علامة	المتوسط	الانحراف المعياري	التباين
درجات النظري	208	57	47.49	5.322	28.319
درجات العملي	208	29	24.25	1.996	3.986

من الملاحظ أن متوسط النظري مقبولة جداً إذ أنها تعادل 47.49 ÷ 70 = 67.8 % وهي نسبة النجاح بالقسم النظري، وقد تكون النسبة هذه مقبولة ضمن تعليمات الإدارة الجامعية. بينما متوسط القسم العملي فهو 80,8% = 30 ÷ 24,25 وهي نسبة مرتفعة إلا أننا نستطيع تفسيرها، كون الدرجة هو للقسم العملي، ووجود الأجهزة المناسبة في الكلية.

تعريف وحساب الانحراف المعياري والتباين Standard Deviation and Variance

إنّ للتباين والانحراف المعياري علاقة وثيقة بقياس انتشار spread التوزيع، بكلمة أخرى، هما مقياسيا التغاير (التغيّر) variability. يحسب التباين كمتوسط (معدل) مربعات بعد كل عدد عن المتوسط، مثلاً : إذا كان لدينا مجموعة من الأعداد التالية : 1، 2، 3، فمتوسطها يساوي 2 أما تباينها فهو :

$$\sigma^2 = \frac{(1-2)^2 + (2-2)^2 + (3-2)^2}{3-1} = 1$$

وبذلك تكون قاعدة احتساب التباين في المجتمع الأصلي هي:

$$\sigma^2 = \frac{\sum (X-\mu)^2}{N-1}$$

حيث هو μ المتوسط و N هو عدد الدرجات.

و الانحراف المعياري Standard Deviation هو جذر التباين.

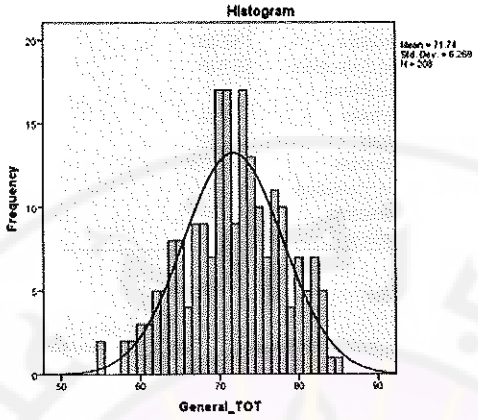
صفات الاختبار: بعد ترتيب المعطيات من حيث حذف أسماء الطلبة الذين لم يشاركوا بالاختبار بشقيه النظري والعملي، وبعد استبعاد الدرجات الشاذة (نظرياً، أي المرتفعة جدا، والمنخفضة جدا). وجدنا أن عدد العينة (عدد الطلبة المدروسين):

عدد العينة

N	Valid	208
	Missing	0

بعدها حسبنا معالم النتائج فكانت على النحو التالي:

1 – التوزيع طبيعي: حيث يظهر من الجدول التالي : أن Sig > 0.05



اختبار التوزيع الطبيعي

	Sex	Kolmogorov-Smirnov*			Shapiro-Wilk		
		Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
General_TOT	1	.085	69	.200*	.965	69	.053
	2	.068	139	.200*	.984	139	.094

يمكن تحديد نوع التوزيع من العلاقة بين المتوسط والوسيط، أو بين التفلطح والالتواء. فالتوزيع الطبيعي تكون قيم كل من المتوسط والوسيط والمنوال متساوية. كما أن التفلطح بين (3، –3)، والالتواء يساوي الصفر أو قريبة من ذلك بشكل كبير.

2 – القيم متجانسة: حيث يظهر من الجدول التالي : أن Sig > 0.05 وأن F > 1 (اختبار ليفن)

اختبار التجانس

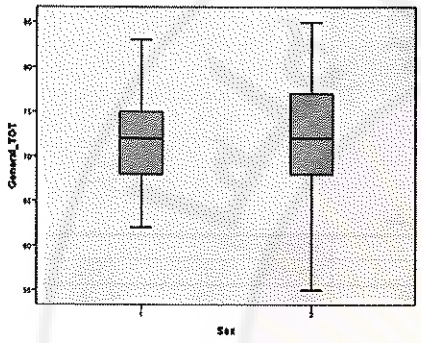
		اختبار ليفن	df1	df2	Sig.
General_TOT	Based on Mean	2.354	1	206	.126

3 – الدرجات مستقلة كون أنتجت من خلال اختبار لم تتأثر أي درجة باحث بآخر.

4 – مستوى قياس الدرجات، يمكن اعتبار مستوى الدرجات مستوى فتري على الأقل.

إذا نحن في الفضاء المعلمي.

Descriptives				
	Sex		القيمة الاحصائية	Std. Error
General_TOT	ذكور	Mean	72.03	.682
		Variance	32.087	
		Std. Deviation	5.665	
		Skewness	.166	.289
		Kurtosis	-.488-	.570
	إناث	Mean	71.60	.557
		Variance	43.054	
		Std. Deviation	6.562	
		Skewness	-.305-	.206
		Kurtosis	-.423-	.408



لاحظ أن قيمة درجات متوسط درجات الاناث يساوي تقريبا متوسط درجات الذكور العرضي المرسوم في منتصف المستطيل في الشكل.

وهذا الفرق قد يكون ذا دلالة أو لا يكون ويظهر هذا من خلال الخط الغامق ذا دلالة.

وعلينا معرفة ذلك عند اختبار تذكر أن :

الإحصاء الوصفي التحليلي للاختبار

دراسة معامل الصعوبة :

وهنا معامل الصعوبة يساوي :

بالنسبة للاختبار ككل :

إحصائيات General_TOT	
عدد الطلبة	208
المتوسط	71.74
مجموع الدرجات	14922

معامل الصعوبة = 14922 ÷ (00× 208) = 72 %

أما بالنسبة للأسئلة :

كما أسلفنا لدينا أنواع ثلاثة من الأسئلة، وسنحاول دراسة صعوبتها، ومقارنة النتائج مع أوصت به النسبة بين (30 % - 70 %).

والجداول التالية يبين الحال:

النسبة المئوية لمعامل الصعوبة لكل سؤال نمط صح / خطأ					
رقم السؤال	م. الصعوبة	رقم السؤال	م. الصعوبة	رقم السؤال	م. الصعوبة
الأول	78	الثاني	94	الثالث	79
الرابع	94	الخامس	51	السادس	99
السابع	96	الثامن	78	التاسع	99
العاشر	76	الحادي عشر	52	الثاني عشر	77
الثالث عشر	55	الرابع عشر	91	الخامس عشر	79
السادس عشر	88	النسبة العامة		79 %	

من الملاحظ أن النسبة وصلت إلى 79 % وهي أكبر من النسبة 30 – 70 % فهي مقبولة في اطار مساعدة الطلبة.

النسبة المئوية لمعامل الصعوبة لكل سؤال نمط خيار من متعدد أربعة مشتتات					
رقم السؤال	م. الصعوبة	رقم السؤال	م. الصعوبة	رقم السؤال	م. الصعوبة
سابع عشر	70	تاسع عشر	58	العشرون	42
ثاني والعشرين	69	رابع والعشرين	67	خامس والعشرين	66
سادس والعشرين	54	سابع والعشرين	73	ثامن والعشرين	58
تاسع وعشرين	76	ثلاثين	33	واحد وثلاثين	74
اثنان وثلاثين	49	ثالث وثلاثين	68	رابع وثلاثين	65
سابع وثلاثين	69	تاسع وثلاثين	52	واحد وأربعين	70
ثاني وأربعين	48	سابع وخمسين	63	ستون	40
النسبة العامة للاستجابات متعددة الاختيار لأربع استجابات				61 %	

من الملاحظ أن النسبة وصلت إلى 61 % وهي تقع بين 30 – 70 % فهي مقبولة.

معامل الصعوبة لكل سؤال نمط خيار من متعدد خمسة مشتتات					
رقم السؤال	م. الصعوبة	رقم السؤال	م. الصعوبة	رقم السؤال	م. الصعوبة
ثامن عشر	71	حادي وعشرين	68	ثالث وعشرين	59
خامس وثلاثين	29	ست وثلاثين	48	ثامن وثلاثين	70
أربعين	42	ثالث وأربعين	45	أربع وأربعين	63
خامس وأربعين	40	ست وأربعين	73	سابع وأربعين	76
ثامن وأربعين	50	تاسع وأربعين	57	خمسين	47
واحد وخمسين	50	اثنان وخمسين	61	ثلاث وخمسين	35
أربع وخمسين	32	خمس وخمسين	49	ست وخمسين	42
ثمان وخمسين	40	تسع وخمسين	34	النسبة العامة	%52

من الملاحظ أن النسبة وصلت إلى52 % وهي تقع بين 30 – 70 % فهي مقبولة.

معامل التمييز :

وبالتطبيق نجد :

أخذنا النسبة المطلوبة من العلامات فكانت وفق الجدول : 60 درجة من كل فئة، كان مجموع الدرجات العليا = 4748، والدنيا = 3743، وبتطبيق القانون نجد:

ا ــ بالنسبة للاختبار ككل (معامل التمييز الكلي):

(5948 – 3043) ÷ (60 × 100) = 2905 ÷ 6000 = 0.5 وهذه القيمة جيدة.

احصاء		
	الأعلى	الأدنى
عدد افراد الفئة	60	60
مجموع درجات كل فئة	3043	5948

ب – أما بالنسبة للأسئلة :

كما أسلفنا لدينا أنواع ثلاثة من الأسئلة، لذلك نأخذ كل إجابات كل سؤال ونقوم بنفس الخطوات، ونقوم النتيجة التالي:

دراسة الصدق والثبات :

نحسب معامل الثبات وفق الصيغة (20) كيودر وريتشاردسون وتعطى معادلته رياضياً بالعلاقة:

$$\text{معامل الثبات / التجانس} = \frac{N}{N-1} \times \left(1 - \frac{\sum xy}{S^2}\right) = \frac{N}{N-1} \times \frac{S^2 - \sum xy}{S^2}$$

وبالرجوع بالنسبة لمعامل الصعوبة الموزع على أنواع ومستويات الأسئلة. وبتطبيق القانون حيث أن مكوناته هي :

التباين (S^2) (مربع الانحراف المعياري) .

	فئة صح/خطأ	فئة أربع مشتتات	فئة خمس مشتتات
تباين الفئات	.39	.611	.213

(x): درجة صعوبة المفردة / الفئة، وهي موزعة هنا على ثلاث فئات وفق الجدول التالي:

	فئة صح/خطأ	فئة أربع مشتتات	فئة خمس مشتتات
مجموع جداءات XY	.042	.543	.604

نطبق القانون وفق الفئات الثلاث:

	فئة صح/خطأ	فئة أربع مشتتات	فئة خمس مشتتات
$n \div (n-1)$	$14 \div 15 = 0,7$	$12 \div 20 = 0,51$	$23 \div 22 = 0,51$
مجموع XY / التباين	.20	.30	.30
(1 – المجموع)	.80	.70	.70
الثبات	.90	.70	.70

ومن الملاحظ أن الثبات عال والسبب في هذا هو أن اسئلة الاختبار يمدها بنك للأسئلة، هذا البنك عمره ثماني سنوات.

ولتقديم مثال يبين هذه الخطوات، وبشكل بسيط وسهل، نقدم المثال الافتراضي التالي:

لنفرض أن لدينا أربعة طلاب تقدموا لاختبار مؤلف من أربعة أسئلة متعددة الخيارات، وقد أجاب كل منهم عن الأسئلة، وكانت النتيجة كما يلي:

- أجاب الطالب الأول عن السؤالين الأول والرابع بشكل خطأ، بينما أجاب عن السؤالين الثاني والثالث بشكل صح.
- أجاب الطالب الثاني عن الأسئلة الأربعة بشكل صح.
- أجاب الطالب الثالث عن السؤال الأول والثالث والرابع بشكل خطأ، بينما أجاب عن السؤال الثاني بشكل صح.
- أجاب الطالب الرابع على الأسئلة الأربعة بشكل صح.

بعد أن عرفنا النتيجة سنثبتها في جدول يبينها، فيظهر كالتالي:

	v1	v2	v3	v4	مجموع_درجات_كل_طال..	متوسط_الدرجات	انحراف	مربع_انحراف
1	0	1	1	0	2	2.40	-.40-	.16
2	1	1	1	1	4	.	1.60	2.56
3	0	1	0	0	1	.	-1.40-	1.96
4	0	0	1	0	1	.	-1.40-	1.96

حيث : V تعني رمز السؤال، والرقم يبين رقم السؤال. والرقمان (0، 1) المكتوبان في عمود السؤال يشيران إلى وصف الإجابة، فإذا كانت صحيحة كتبنا (واحد)، وإذا كتبنا (صفر) كانت الإجابة خاطئة، .... وهكذا بالنسبة لبقية الأسئلة، وبهذا يكون كل سطر ممثلا لإجابة باحث عن كل الأسئلة، وبالتالي كل رقم من الأرقام

المتسلسلة (1، 2، 3، 4، 5.....) يشير إلى طالب، ومجموع درجاته عن كل سؤال هو العلامة المستحقة له عن إجابته عن كل الأسئلة المطلوبة، وهي التي تهيئ لتقويمه. أي لحساب مجموع إجابات كل طالب (اتجاه الجمع هو أفقي، كل سطر بسطره)، ثم نحسب متوسط هذا المجموع، المجموع مقسوم على عدد الطلبة أي المتوسط هو ناتج مجموع الدرجات تقسيم عددها والذي هنا يساوي 2.4، . ثم نحسب انحراف كل درجة عن المتوسط (الدرجة – المتوسط، كمثال الانحراف الأول = 2 – 2.4 = - 0.40، وهكذا....). نربع كل قيمة من قيم الانحرافات، ونضعها في جدول خاص (لاحظ أن مربع الانحراف الأول يساوي إلى (0.4 * 0.4 = 0.16، ولا حظ أننا ربعنا كي نتخلص من الإشارة السالبة).

الآن : نجمع مربع الانحرافات : 0.16 + 2.56 + 1.96 + 1.96 = 6.64.

نقسم الناتج على عدد الطلبة ناقص واحد = 4 -1 = 3.

6.64 ÷ 3 = 2.21 وهذا هي قيمة التباين (مربع الانحراف).

ولنحسب الآن قيمتي **X** ، **Y**، ثم نحسب **XY**، ثم نحسب مجموع **XY**.

قيم X_1هي مجموع أرقام $V1$ (الجمع عمودي، كل عمود على حده)، و قيم X_2 هي مجموع أرقام $V2$، و قيم X_3 هي مجموع أرقام **V3**، و قيم X_4 هي مجموع أرقام **V4**. وتظهر النتيجة كالتالي:

	v1	v2	v3	v4
1	0	1	1	0
2	1	1	1	1
3	0	1	0	0
4	0	0	1	0
المجموع = X	1	3	3	1
نسبة X	**0.25**	**0.75**	**0.75**	**0.25**

وهنا نلاحظ أن : قيمة X_1 = 1، و قيمة X_2 = 3، و قيمة X_3 = 3، و قيمة X_4 = 1. أما نسبة الـــــــ X، فهي تقسيم **X** على عدد الطلبة، أي أن : نسبة X_1 = 1 /4، و نسبة X_2 =3 /4، و نسبة X_3 = 3 /4، و قيمة X_4 =1 / 4.

أما قيمة Y، فنحصل عليها من طرح الواحد من كل قيمة لـــــ X. أي $Y_1 = 1 - X_1$ وهكذا...

ثم نضرب كل قيمة من X مع نظيرتها من Y. أي : $X_1 * Y_1, X_2 * Y_2$, $X_3 * Y_3$ ، $X_4 * Y_4$ ، ثم نجمع كل هذه النواتج (جمع السطر الأخير، أفقياً)، فنحصل على مجموع جداءات $X * Y$، وبالتالي نجد النتائج تبدوا كما يلي:

	X_1	X_2	X_3	X_4
نسبة X	.25	.75	.75	.25
نسبة Y	.75	.25	.25	.75
جداء XY	.19	.19	.19	.19
مجموع جداء XY = .75				

بعدها نقوم بتطبيق علاقة الثبات التالية:

$$\frac{N}{N-1}\left(1 - \frac{\sum xy}{S^2}\right)$$

(عدد مفردات الاختبار ÷ عددها - 1) [1 - (مجموع جداء XY ÷ الانحراف التباين)] =

(4 ÷3) [1 - (2.21 ÷ 0.75)] = 1.33 (1 - 0.34) = 1.33 × 0.66 = 0.88، وهذا هو معامل الثبات، ويعتبر جيد جدا.

ويمكن إجراء مفردات الحساب باستخدام SPSS (كآلة حاسبة)، وفق التالي :

الحسابات المطلوب إجراؤها هي :

1 - مجموع درجة كل باحث (نتيجة إجابته عن الأسئلة). كذلك

2 - (S^2) : مربع الانحراف المعياري (تباين الدرجات الكلية في الاختبار).

3 - $\sum xy$ (مجموع تباين درجات مفردات الاختبار)، ولهذا لا بد من حساب (x): نسبة عدد الأفراد الذين أجابوا إجابات صحيحة عن أي مفردة ؟ سؤال (درجة صعوبة المفردة). ثم (y) : نسبة عدد الأفراد الذين أجابوا إجابات خاطئة عن أي مفردة، وبالتالي: $y = 1 - x$.

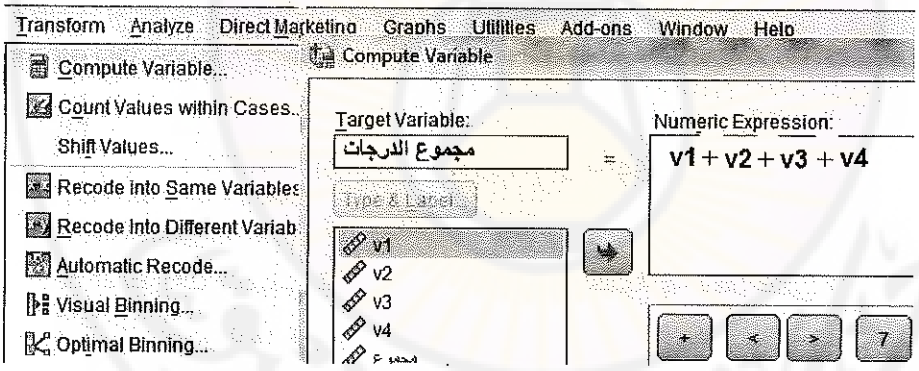
إجراءات الحساب:

كما أسلفنا نضع معطيات الامتحان بجدول كل عمود فيه يبين وصفا رقميا لكل اجابة عن سؤال، أي إجابة الباحث عنه (الصفر، أجاب الباحث إجابة خاطئة، والواحد يعني أجاب الباحث إجابة خاطئة). وفي هذا الشكل " الطالب (1) كانت إجاباته : عن السؤال الأول خاطئة، بينما عن السؤالين الثاني والثالث كانتا صحيحتين، أما عن السؤال الرابع فهي خاطئة، وهكذا.....

	v1	v2	v3	v4
1	0	1	1	0
2	1	1	1	1
3	0	1	0	0
4	0	0	1	0

1 – حساب مجموع درجة كل باحث (نتيجة إجابته عن الأسئلة).

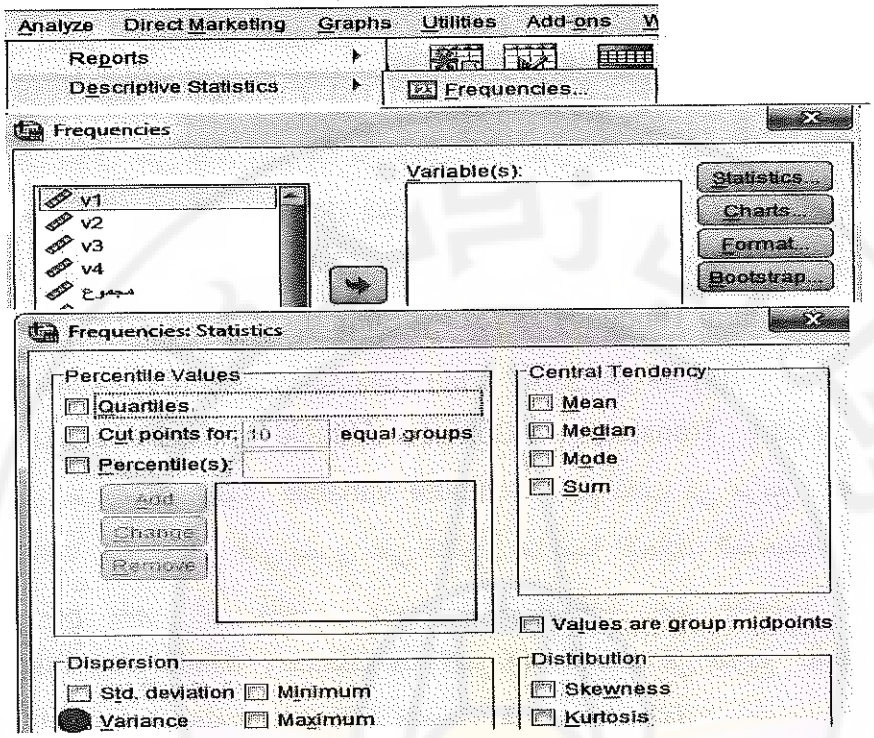
لحساب علامة كل طالب عن الأسئلة، نتبع التالي:



من ..... Compute variable .... Transform نحصل على مربع الحوار Compute variable الذي هو عبارة عن آلة حاسبة لحساب مجموع قيم المتغيرات وسواه. نكتب في مربع Target variable اسم المتغير الذي يحوي على الناتج (هنا مجموع الدرجات، أو أي اسم ترونه يصف العمل، مثلا درجات الطالب...)، وإلى مربع Numeric Expression ننقل رموز الأسئلة (... v2, v1)، ونضع بين كل رمز إشارة + (لاحظ أنه لا يوجد إشارة بعد الرمز الأخير). ثم نتابع .... Continue

OK، فنحصل على عمود معنون (مجموع الدرجات، أو درجات الطلبة.... حسب ما كتبنا).

2 ــ حساب (S^2) التباين أو مربع الانحراف المعياري :



من : Analyze .... Descriptive Statistics .... Frequencies نحصل على مربع حوار Frequencies هنا ننقل المتغير مجموع الدرجات إلى المربع(variable(s. ومنه في الخيار Statistics نعلم Variance فنحصل على ورقة النتائج Output أي على واجهة variable view على قيمة التباين.

3 – حساب ــ $\sum xy$ (مجموع تباين درجات مفردات الاختبار)، ولهذا لا بد من حساب (x): نسبة عدد الأفراد الذين أجابوا إجابات صحيحة عن أي مفردة (درجة صعوبة المفردة). ثم (y) : نسبة عدد الأفراد الذين أجابوا إجابات خاطئة عن أي مفردة، وبالتالي: $y = 1 - x$.

وهنا: بما أن (x): نسبة عدد الأفراد الذين أجابوا إجابات صحيحة عن أي مفردة، أي تساوي مجموع إجابات كل الطلبة الصحيحة عن كل سؤال مقسوما على عدد الطلبة. وهنا لا بد من الحصول على عدد الطلبة الذين أجابوا إجابة صحيحة عن كل سؤال (مجموع إجابات كل الطلبة عن السؤال الأول، وكذلك مجموع إجابات كل الطلبة عن السؤال الثاني، وهذا.....). لهذا لا بد من حساب مجموع كل الإجابات الصحيحة عن كل سؤال على حده. ويتم هذا من خلال إتباع نفس خطوات المرحلة السابقة (2)، لكن مع خلاف بسيط، وهو بدل إدخال المتغير "مجموع" في مربع variable(s)، ندخل رموز الأسئلة (... v2, v1)، وبدلا من تعليم الخيار Variance من مجموعة Description، نعلم على الخيار Sum في مجموعة Central Tendency، فنحصل على عمود من الأعداد على واجهة Data view، يحوي على قيم (x).

ـ ثم نستخدم مربع حوار Transform .... Compute variable (كما في "1").

نحصل على مربع الحوار Compute variable، ثم نكتب في مربع Target variable اسم المتغير الذي يحوي على الناتج (هنا نسبة الإجابات الصحيحة، أو أي اسم تابع يشير إلى ذلك، ودون ترك فراغات بين الكلمات، مثل Ratio_true_Degree، وسنستخدم هنا الاسم X)، ثم نكتب في المربع Numeric Expression المعادلة X/N ثم OK. فنحصل على قيم نسب (x).

وبنفس الخطوات لكن باستبدال اسم المتغير بـــــــــ Y، واستخدام المعادلة X1 – .

وإلى هنا نكون قد حصلنا على قيم X و Y، وهنا علينا الحصول على الجداء : XY

ويتم هذا بنفس الخطوات السابقة عن طريق Transform .... Compute variable، بعد تسمية المتغير الجديد XY، أما المعادلة فهي : X*Y .

ثم نحسب مجموع هذا الناتج $\sum xy$ ويتم هذا عن طريق : .... Analyze Descriptive Statistics .... Frequencies، كما في (2)، من خلال Sum.

وإلى هنا نكون حصلنا على كل النتائج اللازمة، ولم يبق سوى تطبيق القانون:

$$\frac{N}{N-1} \times \left(1 - \frac{\sum xy}{s^2}\right)$$

ملاحظة: قد يضاف على هذه الاجراءات دراسة مشتتات الأسئلة الموضوعية ذات الخيار من متعدد (صعوبة وسهولة كل سؤال) واتخاذ الاجراءات المناسبة حول هذا. عادة ما تسمى العبارة المضافة بالبدائل أو المشتتات. ونظرياً يجب أن تكون العبارات الخاطئة متساوية الاحتمال في قدرها على تشتيت المتعلم (قوة تفضيل انتقائها واحدة)، أما احتمال انتقاء الإجابة الصحيحة فتمثل قدرة النجاح، وبالتالي يمكن تمثل نسبتها صعوبة وسهولة مفردة الاختبار، لأنه كلّما زاد احتمال انتقائها زادت نسبة النجاح، والعكس بالعكس. وفي المجال التربوي إذا ارتبط إعداد الأسئلة بشكل تربوي (الارتباط بأهداف مكونات العملية التعليمية)، مثلت نسبة الإجابات الصحيحة، نسبة الإتقان. وبعد أن قدمت البرامج الحاسوبية، إمكانات مساعدة، سنقدم هذه الطريقة اعتمادا على استخدام البرنامج الاحصائي SPSS والذي يمكن استخدامه وفق التالي:

نقوم بإدخال المعطيات، بعد أن نكتب لكل سؤال رمزي له كمتغير، أي بعد تخصيص متغيرات بعدد الأسئلة، وعدد من المتعلمين يظهر هذا العدد مرتباً على واجهة Data view، أما المعطيات فهي التي تعبر عن أرقام الأسئلة التي اختارها المتعلم لكل سؤال من الأسئلة(بفرض هنا لدينا اسئلة خيارات من أربع خيارات).:

	س1	س2	س3	س4	س5	س6	س7	س8	س9	س10
1	4	4	2	4	1	1	3	2	2	1
2	4	2	2	4	1	1	2	3	3	3

الطالب الأول : اختار الخيار الرابع عند الإجابة عن السؤال الأول، كما اختار الخيار الرابع عند الإجابة عن السؤال الثاني، كما اختار الخيار الثاني عند الإجابة عن السؤال الثالث.

1 ــ من Analyze …Descriptive Statistics … Frequencies.

2 ــ انقل معطيات إجابات العينة الاستطلاعية عن المفردة / المفردات إلى نافذة Variable(S)

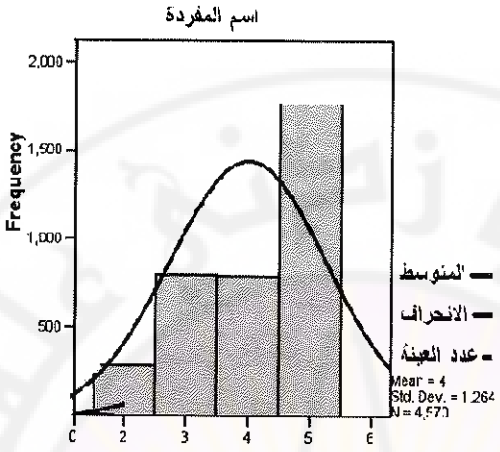
3 ــ اضغط Charts وفعّل Histograms … With normal curve

4 ــ ثم اضغط Continue ، ثم OK.

بعدها نحصل على جدول إحصائي لكل مفردة يبين تكرار كل مشتتاتها مع مخطط لهذه المشتتات.

اسم المفردة

رقم المفردة		التكرارات Frequency	Percent	النسبة الحقيقية Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1		النسبة		النسبة
	2				
	3		العامة		التراكمية
	4				
	Total				



فبدراسة نتائج الجدول نستطيع أن نحدد نسبة صعوبة السؤال، وقدرة المشتتات على التشتيت، عندها نقبل بهذه المشتتات أو نعدلها، وبهذا من المخطط نستفيد في تدقيق النتائج .

ملاحظة : لا يظهر في هذا المثال عدد الذين لم يجيبوا عن السؤال، وفي حال لم يجب المتعلم عن السؤال، نعطيه تشفير عدد الصفر، عندها يظهر مخطط الذين لم يجيبوا ممثلين بعمود بدرجة الصفر على المخطط.

اختبار الفرضيات

لدينا هنا متغيران مستقلان : الجنس، ونمط الأسئلة ومتغيران تابعان: درجات الطلبة، درجات كل سؤال من أنماط الاختبار.

سنقوم باختبار الفرضيتين التاليتين عند مستوى دلالة 0.05 :

- لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات الطلبة في مقرر الحاسوب التربوي تبعا لمتغير الجنس.

- لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات الطلبة في مقرر الحاسوب التربوي تبعا لمتغير نمط الأسئلة (صح / خطأ، متعدد اربع مشتتات، متعدد خمس مشتتات).

أولا: اختبار الفرضية الأولى:

لدينا التوزيع طبيعي، والتجانس بين المجموعتين (الذكور ووالاناث) غير متساوي، وعددهما مختلفان. نطبق اختبار T_test لمثل هذه الحالة والقانون هو:

$$T = \frac{u_1 - u_2}{(\sum x_1^{\,2} + \sum x_2^{\,2} - \frac{\sum x_1^{\,2}}{N_1} - \frac{\sum x_2^{\,2}}{N_2}) \frac{N_1 + N_2}{(N_1 + N_2)(N_1 + N_2^{\,-2})}}$$

حيث : **N** عدد أفراد المجموعة، **μ** هو المتوسط، و∑ هو المجموع.

- نحسب درجات الحرية : هنا درجة الحرية $N_1 + N_2 - 2 = 139 + 69 - 2 = 206$
- نحسب قيمة **T** ونقارن مستوى دلالتها مع قيمة درجات الحرية عند المستوى 0.05 (مقارنة قيمة **T** المحسوبة والنظرية)، فإذا كانت المحسوبة أقل من النظرية أقل نقبل الفرضية، وإذا كانت القيمة أكبر نرفض الفرضية ونقبل الفرضية البديلة. وهنا نجد:
- **T** المحسوبة = 0.467 بينما T النظرية = 1.96 وهي أكبر من المحسوبة.
- إذا نقبل الفرضية الصفرية القائلة :
- لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات الطلبة في مقرر الحاسوب التربوي تبعا لمتغير الجنس.

ملاحظة : إن استخدام البرنامج SPSS أسهل وأسرع. قارن مع التالي :

		t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference
General_TOT	Equal variances assumed	.467	206	.641	.432	.925

الجدول يبين التجانس لأن Sig(F) أكبر من 0.05، و Sig(2-tailed) أكبر من 0.05 هذا يعني قبول فرضية العدم.

ثانياً : اختبار الفرضية الثانية:

لدينا هنا التوزيع طبيعي، والتجانس بين المجموعات وعدد الفئات أكثر من اثنتين لذلك نستخدم ANOVA One way

Model		Kolmogorov-Smirnov[a]		
		Statistic	df	Sig.
نمط الأسئلة	1	.205	15	.090
	2	.182	22	.055
	3	.138	23	.200*

والتجانس واضح من الجدول .

اختبار التجانس الإجابات تبعا لنمط الأسئلة			
Levene Statistic	df1	df2	Sig.
.405	2	57	.669

نجد:

بعد اختبار الفرق باستخدام ANOVA One way

ANOVA الإجابات تبعا لنمط الأسئلة

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	11314.692	2	5657.346	4.824	.012
Within Groups	66848.042	57	1172.773		
Total	78162.733	59			

أن Sig < 0.05 وهنا نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة القائلة :

- يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات الطلبة في مقرر الحاسوب التربوي تبعا لمتغير نمط الأسئلة (صح / خطأ، متعدد أربع مشتتات، متعدد خمس مشتتات).

ومن الاختبارات التتبعية للمقارن المتعددة وفق Tukey HSD نجد :

(I) Model	(J) Model	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
1	2	8.497	11.467	.740
	3	32.481*	11.366	.016
2	3	23.984	10.213	.057

يتضح ومن الجدول أن الفرق بين نمطي الصح والخطأ والخيار من خمسة دال (يوجد فرق). بينما الفرق بين الأول والثاني، أو الثاني والثالث غير دال (لا يوجد فرق).

استخدمنا هنا برنامج SPSS ، وكان يمكن استخدام تطبيق هذا الاختبار يدويا ANOVA One way ولكن الطريقة طويلة، كونها تتطلب البرهان على التوزيع الطبيعي، وكذلك تجانس الفئات، وهذا وليست من صلب منهاجنا، وفي حال الرغبة بالمتابع أرجو العودة إلى أي كتاب في الإحصاء التقليدي

وأخيرا : لا بد من الإجابة عن السؤال : ما العلاقة بين درجات الاختبار المعرفي والاختبار العملي؟

وللإجابة عن السؤال نحسب الارتباط بينهما بالطريقة اليدوية أو باستخدام SPSS.

أولا باستخدام SPSS عن طريقة الخوارزمية : Analyze ... correlate ... Bivariate

فنحصل على الجدول التالي : الذي يبين أن قوة الارتباط = 0.596 وهذا يشير إلى قوة ارتباط جيدة، وبمستوى دلالة 0.001 وهذا الارتباط ذو دلالة.

الارتباط		
	العملي	المعرفي
Pearson Correlation		.597**
Sig. (2-tailed)		.000
N	208	208

ـ بالطريقة اليدوية

نطبق قانون سبيرمان :

$$r = \frac{\sum (d_x \times d_z)}{\sqrt{\sum d_x^{\,2} \times \sum d_z^{\,2}}}$$

- بعد ترتيب النتائج في جدول مماثل للتالي:

x	z	d_x	d_y	d_x^2	d_y^2	$d_x \times d_y$
د.المعرفي	د.العملي	الانحراف عن متوسط درجات النظري	الانحراف عن متوسط درجات العملي			

- نحسب متوسط درجات الاختبار المعرفي (مجموع الدرجات ÷ عددهم) = 47.49
- نحسب متوسط درجات الاختبار العملي (مجموع الدرجات ÷ عددهم) = 24.25
- نحسب الانحراف عن المتوسط لكل درجة (الانحراف = الدرجة – المتوسط).
- نربع كل من الانحرافتين فنحصل على d_x^2, d_z^2
- نضربهما بعضهما (قبل التربيع) فنحصل على $d_x * d_z$.
- نجمع جداءات المتوسطين، كما نجمع جداءات حاصل ضرب مربعهما، وفق التالي:

لاحصائيات		
	جدار الانحرافات	جداء مربع الانحرافات
عدد الطلبة	208	208
المجاميع	722.50	1449616

الارتباط = $722.50 \div \sqrt{1449616} = 722.50 \div 1204 = 0.60008$ ، وهذا ما وجدناه سابقا.

الفصل الثامن

الاستبيان

اولاً: بناء وتحليل استبيان إحصائيا باستخدام برنامج SPSS

المصطلح SPSS هو اختصار لعبارة Statistical Package For the Social Sciences وتعني المجموعة الإحصائية للعلوم الاجتماعية.

ثانياً: الاستبيان

- "مجموعة من الأسئلة المكتوبة والتي تعد بقصد الحصول على معلومات أو التعرف على أراء المبحوثين حول ظاهرة أو موقف معين" (عبيدات وأبو نصار ومبيضين، 1997، ص 66).
- هو "وسيلة لجمع المعلومات المتعلقة بموضوع دراسهي معين عن طريق إعداد استمارة يتم تعبئتها من قبل عينة ممثلة من الأفراد" (الرفاعي، 1998، ص 181).

أولاً: المزايا Advantages:

1. تعطي حرية للمبحوث بالإجابة عنها في الوقت الذي يناسبه، كما تعطي له المجال للرجوع إلى الكتب والمراجع.
2. عدم وجود تأثير من قبل الباحث على المبحوث.
3. إمكانية تغطية مساحات جغرافية متباعدة وبتكلفة أقل.

ثانياً: العيوب Disadvantages:

1. قد توجد بعض الأسئلة الغامضة التي يتعذر على المبحوث فهما بشكل سليم لعدم وجود الباحث لتفسيرها.
2. انخفاض نسبة المردود.

ثالثاً: أشكال الاستبانة Forms of Questionnaire:

- أسئلة النهايات المغلقة (Closed-ended)

ومن أهم ما يتميز به هذا النوع من الاستبانة ما يلي:

1. سهولة وسرعة الإجابة عنها.

2. سهولة تفريغها وتحليلها.

3. كون الإجابات موحدة ومحددة هذا يمكن الباحث من مقارنة شخص بأخر.

4. اكتمال الإجابات نسبيا والحد من بعض الإجابات المناسبة. مثال ذلك: لو سئل شخص السؤال التالي، "متى تذهب لزيارة الوالدين" قد تكون الإجابات غير مناسبة كقولة مثلا "كلما أتيحت لي الفرصة" أو قولة "إذا توفرت وسيلة المواصلات". ولكن لو صيغ السؤال على شكل مقفل وأعطيت الخيارات التالية: "مرة في الأسبوع أوأقل"، "مرتين إلى خمس مرات في الأسبوع"، "كل يوم" عنها تكون الإجابة محددة ومعقولة ويمكن الاعتماد عليها في التحليل.

أما عيوب الاستبانة المقفلة ما يلي:

1. هناك مجال للإجابة العشوائية عن الأسئلة إذا كان المبحوث لا يعرف الموضوع أو ليس لديه وقت للإجابة، أو قد يلجأ إلى اختيار الإجابات التي تعد مقبولةً اجتماعياً.
2. لا تعطى مجالا للمبحوث للتعبير عن رأيه بحرية فهو ملزم باستخدام الإجابات المتاحة.
3. تتطلب المهارة عالية في الصياغة لأن فئات الإجابة تحتاج إلى أن تكون دقيقة و غير متداخلة.

- **أسئلة النهايات المفتوحة (Open-ended questions) :**

و تتطلب هذه الأسئلة من المبحوث الإجابة بكتابة رقم أو كلمة أو نص قصير.

ومن مزايا هذا النوع من الأسئلة:

1. تعطي للمستجيب فرصة للتعبير عن رأيه بالأسلوب والعبارات التي يرتئيها مناسبة.
2. يمكن استخدامها في حالة صعوبة حصر الإجابات، كون الموضوع معقد.
3. تعطي مجالا للخلق والإبداع لدى المستجيب.
4. ممكن أن تساعد بإضافة معلومات جديدة عن الموضوع.

ومن عيوب الأسئلة ذات النهايات المفتوحة ما يلي:

1. هناك صعوبة في تفريغها وتحليلها، حيث تحتاج إلى وقت وجهد كبيرين.

2. لكون الإجابات غير محددة هذا يقود إلى إجابات متنوعة مما يصعب على الممتحِن القيام بالمقارنة بين الأفراد موضع الدراسة.
3. هناك احتمال لكثرة حشو الكلام والحصول على إجابات غير مناسبة. وقد تكون الإجابات عامة جدا بحيث يصعب على الممتحِن إدراكها والاستفادة منها.
4. الأسئلة المفتوحة تحتاج إلى جهد ووقت أطول من المبحوث للإجابة عليها وهذا قد لا يشجع المبحوث في ملء الاستمارة..
5. تتطلب من الممتحَن امتلاك مهارات كتابية محددة.
6. قد يصعب قراءة بعض خطوط المبحوثين.

يفضل استخدام الأسئلة المفتوحة عندما يكون الهدف استجرار إجابة عفوية من الممتحَنين، أو عندما يكون الفاحص يستطلع النسخة الأولية للاستبانة أو عندما ينوي جمع أدلة عن معامل الثبات لموضوع ما بغرض صياغته فيما بعد بطريقة الإجابات المتعددة أو الأسئلة المغلقة.

رابعاً: هيكلية الاستبيان Structure of Questionnaire

تتكون صحيفة الاستبيان من 3 أجزاء رئيسة:

1. التعريف بموضوع وهدف الدراسه:

وهذا يظهر في رسالة الغلاف التي تأتي كمقدمة للاستبيان وتحتوي على النقاط التالية:

1) توضيح الهدف من الاستبيان وموضوعه
2) التأكيد على سرية المعلومات التي سيتم الحصول عليها والتأكيد على أنها لن تستخدم إلا لغرض الدراسه العلمي فقط
3) التأكيد على مزايا المشاركة في الدراسه
4) تبيان الجهة التي تقوم بإعداد الدراسة

مثال: رسالة موجهه إلى السادة الزملاء:

{ الزميل الكريم:

تحية .... وبعد

يهدف هذا الاستبيان إلى التعرف على معوقات..... وذلك كدراسه أكاديمي. إن كافة المعلومات التي سيتم الحصول عليها سوف تكون سريه ولن تستخدم إلا لغرض الدراسه العلمي.

إن تعاونكم معنا يعزز الدرس العلمي ويساعد في علاج المعوقات، وضع الإشارة (X) في المربع الذي يتفق ورأيك مقابل كل عبارة من العبارات. }

1. كافة المعلومات الأساسية حول الأمور الشخصية مثل السن، والمستوى التعليمي، والمهنة، والجنس، والعنوان، يفضل أن تكون في بداية الاستبيان وذلك لحساسيتها بالنسبة للكثير من الممتحَنين. وينصح بتجنب الأسئلة الشخصية ما أمكن لأنها قد لا تشجع الممتحَن على التعاون مع الباحث.
2. موضوعات الدراسه: وتشمل مجموعة الأسئلة التي تتعلق بمتغيرات الدراسة، فلا بد من القدرة على صياغة الأسئلة بصورة تغطي جميع أبعاد الدراسة.

قواعد يجب مراعاتها عند صياغة الاستبيان :

- قواعد عامة:

1. مراعاة المظهر الخارجي للاستبيان، أن يكون مطبوعاً ومنسقاً بشكل جيد، ويتجنب الأخطاء الإملائية في الطباعة.
2. ترتيب الأسئلة بشكل منطقي متسلسل، فلا يصح أن ينتقل الممتحَن من موضوع إلى أخر ثم يرجع إلى الموضوع نفسه مرة أخرى.
3. مراعاة التوازن في ترك مساحات الفراغ المخصصة للإجابة.
4. يجب أن نتجنب الاستبيانات الطويلة.
5. تجنب الأسئلة المثيرة للتفكير الدقيق أو التفكير المعقد مما قد يؤدي إلى نفور الممتحَنين وانخفاض مستوى دافعيتهم للإجابة. مثال على الأسئلة المجهدة للذاكرة: ما عدد لعب الأطفال التي اشتريتهم لأبنائك العام الماضي؟

6. إذا كان بالإمكان الحصول على المعلومة من خلال سجلات وبيانات منشورة فلا داعي لاشتمال الاستبيان لها، فيجب تجنب الأسئلة غير الضرورية والتي ليس لها علاقة بمشكلة الدراسة أو متغيراتها.
7. يجب توجيه الممتحن بشكل واضح كيف يجيب عن الأسئلة حتى ولو تطلب الأمر ضرب مثال.
8. يجب أن يشتمل السؤال على فكرة واحدة، فلا يجوز استخدام الأسئلة المركبة.

مثال: هل تشتري صحيفة.... لأنها مهتمة بالأخبار السياسية والاقتصادية والرياضية. نعم لا

الصياغة الصحيحة: لأي الأسباب تشتري صحيفة.....؟

1- سياسية 2- اقتصادية 3- رياضية 4 -أخرى

- **قواعد تتعلق بصياغة الأسئلة:**

1. يجب تجنب الألفاظ الغامضة والمتخصصة جدا.

مثال: كأن تسأل عينة من جمهور المستهلكين وتستخدم مصطلحات مثل: السلع الرأسمالية، قنوات التوزيع.

2. استخدام الجمل القصيرة والمرتبطة بالمعنى.
3. تجنب الأسئلة الإيحائية، مثال:

– هناك شبة إجماع بين الجمهور على العيش الكريم، ألا تعتقد ذلك؟

نعم لا

- قواعد تراعى في ضمان صدق الإجابة :

1. وضع أسئلة خاصة تكون إجاباتها بديهية.

مثال: هل اضطررت للكذب ولو مرة واحدة في حياتك؟

نعم لا

إن الإجابة المحتملة لهذا السؤال هي نعم، أما إذا أجاب الممتحَن بلا فإن ذلك مؤشر على عدم دقته في الإجابة.

2. وضع أسئلة خاصة ترتبط إجاباتها بإجابات أسئلة أخرى موجودة في الاستبيان.

مثال:

كم سنة عمرك؟

في أي سنة تزوجت؟

ما تاريخ ولادة ابنك البكر؟

إن وجود خلل أو تقاطع في إجابات هذه الأسئلة قد يكشف عن عدم دقة الممتحَن في الإجابة.

ثالثاً: الاختبار المسبق للاستبيان :

1. توزيع الاستبيان على عدد من مفردات العينة محل الدراسة.
2. عرض الاستبيان على عدد من الخبراء والمختصين.

متابعة وإدارة عملية الاستبيان

- إنها مرحلة لا تقل أهمية عن المراحل السابقة ، وعندما تتوارد للباحث صحف الاستبيان يبدأ مباشرة بمراجعة الإجابات للتأكد من صلاحيتها.
- وبعد ذلك، تعطى صحيفة الاستبيان رقما مميزا، إلى أن تأخذ كافة الاستبيانات المردودة أرقام متميزة ومتسلسلة. إن هذا الضبط الجيد والمتابعة السليمة لصحف الاستبيان يساعد في معرفة نسبة المردود ومعرفة الصحف التي لم ترد.
- ومن الطرق التي تستخدم في متابعة صحف الاستبيان:
  1. إرسال رسالة إلى من لم يقوموا برد صحف الاستبيان .
  2. إرسال صحف استبيان جديدة مع إرفاق خطاب معها.
  3. الاتصال التليفوني بمن لم يرد.

والاستبيان من حيث استخدامه كأداة دراسه، يكون على نوعين: إما استبيان سبق أن أعد من قبل باحثين آخرين، وهنا علينا التأكد من توافقه (من حيث الشكل والمضمون) مع البيئة التي ندرسه فيها، وفي هذه الحالة تمر على الخطوات العامة لبناء الاستبيان

ودراسة مدى توافقه مع البيئة مع القيام (أحياناً) ببعض خطوات التعديل. عند بناء الاستبيان لا يمكن تحديد الخطوات التنفيذية لبناء الاستبيان ودراسته بشكل واضح متسلسل دقيق، وإنما يمكن الاتفاق على إستراتيجية وخطوات تحدد المتطلبات العامة هي :

رابعاً: الخطوات التمهيدية

الخطوة الأولى هي تحديد مشكلة الدراسه، وصياغتها على شكل سؤال رئيسي، ثم تحليل السؤال وتوزيعه على شكل أسئلة فرعية.

- نأخذ الأسئلة الفرعية التي خططنا للإجابة عليها، ونشكل لكل منها عبارات تستجر إجابات تحيط بكل جوانبها المعرفية للأسئلة الفرعية، وتكون هذه العبارات بليغة (خير الكلام ما قل ودل)، وغير محرجه (موضوعية)، وتأخذ صياغتها بعين الاعتبار مجال طرحها (دقيقة محددة)، والهدف من الاستبيان ككل (أن تعبر عن المجال في سياق خدمة الهدف العام).
- نقوم بتشكيل الاستبيان بشكل أولي وفق معرفتنا العلمية وخبراتنا السابقة والدراسات السابقة لموضوع الدراسه.
- يُعد الاستبيان على شكل محاور أو مجالات، كل محور يحتوي على أسئلة فرعية إجرائية سلوكية نسعى الوصول من خلالها على إجابات تغطي كل جوانب الأسئلة، وبالتالي تحدد المحور أو المجال، بشكل كاف.

ضبط الاستبيان قبل تطبيقه :

المقصود بضبط الاستبيان هو وضعه بأفضل شكل (إخراج) ومضمون له، وذلك من خلال تحكيمه في للتحقق من صدق محتوى المقياس بمدى تمثيل بنود المقياس للسمة المقاسة.

- يقوم على دراسة محتوى الاستبيان وتفحص بنوده للتأكد مما إذا كانت عباراته تمثل كل جوانب المجال (التأكد من الصدق التمثيلي). و يعتمد هذا العمل على التحليل المنطقي لمحتوى الأداة ككل وكافة بنودها ولذلك يسمى الصدق المنطقي أيضًا.

يتم التأكد من صدق المحتوى بعرض المقياس أو الاستبيان على محكمين.

ـ الصدق الظاهري (إظهار وإخراج الاستبيان) :

ترتبط هذه الخطوة بالمظهر دون أي تحليل معمق لمحتوى الاستبيان.

ـــ يمكن تأمين الصدق الظاهري من خلال:

- تأمين المصادر المعرفية الموثقة التي تسهم بشكل وثيق بإغناء محتوى الاستبيان والتي عادة تكون قد تكونت بالخبرة والتجربة الميدانية مصادر ثابتة كالكتب والبحوث السابقة أو المجلات المحكمة.
- تدقيق صياغة العبارات من قبل الباحث أو مختص لغوي.
- سؤال الباحثين وأصحاب التجارب في إعداد الاستبيانات.
- وضع خطة حول التعامل مع المفحوصين وزيادة دافعيتهم لإجابة على الاستبيانات كما ونوعا.

إذا مطلوب التحقق من الصدق المحتوى والصدق الظاهري، ووضعنا تصورا نظريا حول التعامل مع المفحوصين ، بعدها نبدأ بالخطوات التنفيذية التجهيزية لتوزع الاستبيان، ابتداء من إخراج الاستبيان.

إخراج الاستبيان:

وهنا نهتم بشكل الاستبيان، وتدقيق شكله، بحيث تلقى اهتمام المجيبين عليها، مثل :

- كتابة عنوان الدراسه والجهة المعتمدة له في اعلي الاستبيان.
- كتابة المعلومات المطلوبة بشكل يسهل الإجابة عنها دون عناء.
- كتابة تعليمات ملء الاستبيان واضحة وموجزة.
- ترتيب الأسئلة في كل صفحة بطريقة تسمح للإجابة المناسبة.
- أن يكون نوع الورق جيدا، والكتابة على وجه واحد فقط.
- يجب تقسيم الأسئلة على محاور ويوضع لكل قسم عنوان فرعي
- يجب في نهاية الاستبيان شكر المجيبين على تعاونهم.
- التأكد من صحة الإجراءات المتخذة

بذلك نكون قد أنجزنا نظرياً استبيانا لدراسهنا، وقد استفدنا من إمكاناتنا المعرفية وخبرة المختصين، ليظهر السؤال التالي : ما هو رأي المجتمع المعني؟ الذي يظهر من خلال الإجابة عن السؤال العام والأسئلة الفرعية المشتقة منه. ولهذا لابد من عرض الاستبيان على المجتمع. وقبل هذا لا بد من توليف هذا الاستبيان بحيث يكون متسناسبا مع رأيهم على الخطوات التي قمنا بها، بشكلها ومضمونها. ولنتحقق من هذا، عادة نختار عينة استطلاعية بسيطة، عينة ممثلة للمجتمع الأصلي"، وتمثل كل مكونات

أطياف مجتمع الدراسه بشكل علمي وموضوعي، وليس مطلوبا أن يكون عددها كبيرا. والبعض يتعامل مع عينتين استطلاعية، يستفيد من الأولى للتعرف على الفقرات الغامضة بالنسبة للمجيبين، وتوضيح بعض المشكلات المتعلقة بالتصميم والمنهجية المتوفرة بالاستبيان، تحديد نسبة المجيبين المتعاونين في مجتمع الدراسه، يمكن الاستفادة من نتائج المستنتجة من العينة لمراجعة بعض جوانب مخطط الدراسه بشكل أولي. أما العينة الاستطلاعية الثانية فهي لدراسة صدق وثبات الاستبيان كأداة صالحة، إضافة للتأكد لاستشراف صيرورة بعض الإجراءات التي يمكن استخدامها في الدراسه. فمن فوائد اختيار عينتين يكون عملنا أكثر دقة وموضوعية، وفي حال كان الموضوع الدراسه بسيطا، فلا مانع من الاكتفاء بعينة استطلاعية واحدة. أما إذا كانت ظروف وأفراد العينة ليست كذلك، فيفضل أن نختار عينتين. قد نستفيد من العينة الأولى في استحرار اقتراحات لتطوير الاستبيان، وتطويره من خلال أن نترك فقره في نهاية الاستبيان، نرجو من خلالها من أفراد العينة تقديم مقترحاتهم وأفكارهم لتطوير الاستبيان، وفي العينة الاستطلاعية الثانية نغلق الاستبيان بعد إضافة ما يراه الباحث من عبارات لم تكن موجودة.

إذا على الباحث أن يحدد ويقرر : اختيار عينة استطلاعية واحدة أو اثنتين، المهم أن ننجز المطلوب بعد دراسة البيئة وظروفها.

خامساً: معلومات موجزة وأساسية SPSS

يحتاج العمل الإحصائي إلى وقت وجهد كبيرين، لأنه بحاجة إلى معرفة وخبرة، بالإضافة للقيام بعمليات حسابية متعددة ومتنوعة كثيرة، الشيء الذي يزيد من وقوع الباحث بأخطاء تضعف من النتائج وتقلل من فرص الوصول إلى الهدف بشكل صحيح. لذا عمد المختصون بإنتاج برامج حاسوبية تساعد في انجاز هذه العمليات بدون أخطاء تذكر وبوقت قصير رغم كبر واتساع هذه العمليات كون هذه البرامج تعتمد على قدرات الحاسوب في معالجة المعطيات. والبرامج الحاسوبية عديدة ومتنوعة، ويأتي برنامج SPSS في مقدمتها وبخاصة في مجال عملنا، يعمل البرنامج الإحصائي SPSS في بيئة النوافذ، وللاستفادة وجدنا لا بد من عرض لمحة موجزة عنه آخذين بعين الاعتبار اتساع قدرة هذا البرنامج وكبره، تاركين لكم التوسع بالاطلاع بما يتناسب مع أهميته.

يتم تشغيله باختيار الأمر STAR من اللائحة الرئيسة PROGRAMS وبعد ذلك حدد برنامج SPSS.

يتجزأ البرنامج إلى أربعة أقسام :

1 ــ لائحة الأوامر COMMAND FUNCTION.

2 ــ شاشة البيانات DATA VIEW.

3 ــ شاشة تعريف المتغيرات VARIABLE VIEW.

4 ــ لائحة التقارير والمخرجات OUTPUT NAVIGATOR.

1 ــ لائحة الأوامر

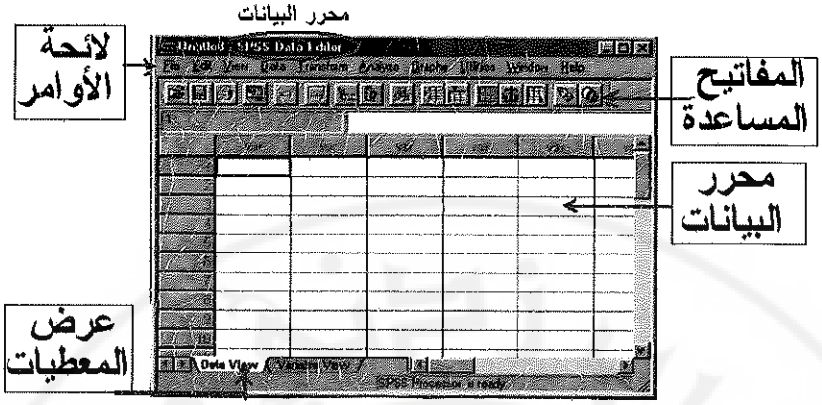
وهو الجزء الخاص بالأوامر، حيث يمكن اختبار الأمر من خلال ICON لكل عملية إحصائية وتعرض النتائج في لائحة التقارير، وتشمل على تسعة أوامر رئيسة (عدا HELP) يتفرع منها عدد من الأوامر الفرعية.

2 ــ شاشة البيانات

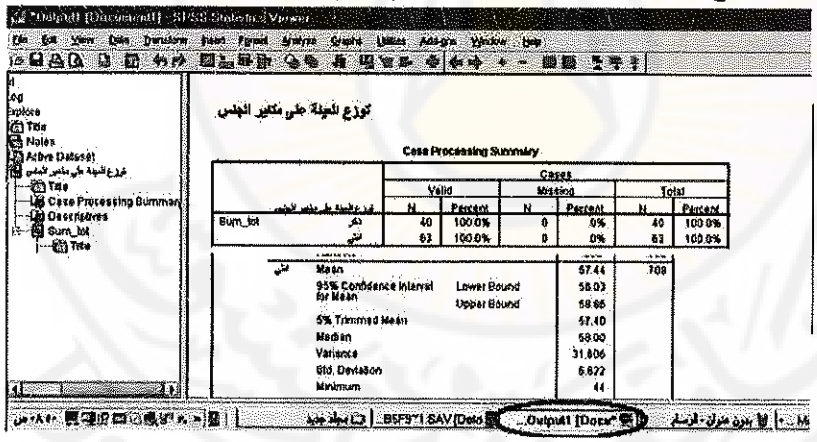
لإضافة وإلغاء البيانات التابعة لكل متغير، يتم تمثيل المتغير بعمود COLUMN، ويعطى الاسم VAR مع رقم يبدأ من 1 إلى 100000، أما السطر فيمثل عدد المشاهدات والمتغيرات بالضغط على مفاتيح VARIABLE VIEW و DATA VIEW.

3 ــ شاشة تعريف المتغيرات

لتعريف المتغيرات يتم الضغط مرتين على أي عنوان عمود، أو بالضغط على VARIABLE VIEW الموجود في أسفل الشاشة لتظهر شاشة أخرى لتعريف المتغيرات بتحديد اسم المتغير النوع، الحجم، الترميز، ويكون الترميز بالضغط على العمود VALUES ومن ثم تحديد قيمة الرمز ووصفه مع الضغط على مفتاح Add لكل رمز. ونحن نفترض هنا أن برنامج SPSS موجود على جهازك ولتشغيله انقر فوق زر البدء " ابدأ " أو "Start" من شاشة تشغيل النوافذ اختر " برامج Programs " انقر فوق أيقونة " SPSS for windows " ثم تنتج قائمة فرعية اختر " SPSS " فيتم فتح الشاشة التالية والتي تسمى نافذة محرر أو عرض البيانات (Data Editor):



لاحظ أن محرر البيانات هو عبارة عن شبكة من الصفوف والأعمدة تستخدم لإنشاء وتحرير البيانات التي هي الأرقام التي خصصناها للقياسات. وفي محرر البيانات فان كل صف يمثل حالة (Case) أي أن الصف الأول يفرغ فيه إجابات الاستبيان الأول والصف الثاني يفرغ فيه إجابات الاستبيان الثانية وهكذا.... أما الأعمدة فتمثل المتغيرات(Var) أي أن كل عبارة في الاستبيان يمثل بمتغير (Variable) أي بعمود. وتسمى نقاط التقاطع بين الصف والعمود بالخلية (Cell).



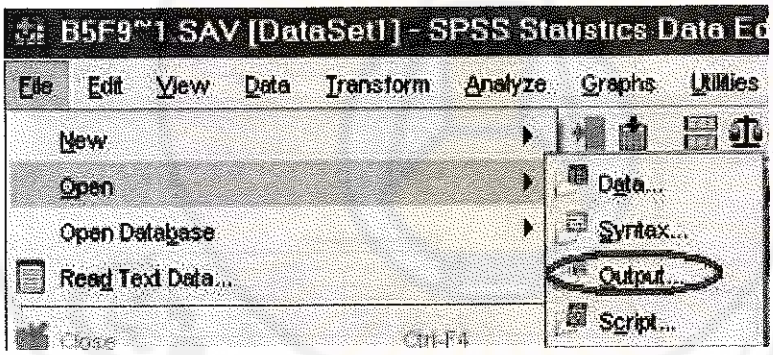
كما يوجد في أعلى شاشة محرر البيانات شريط العنوان وشريط القوائم وشريط محرر البيانات وفي اسفل شاشة محرر البيانات يوجد ممسكان (زران)، لعرض البيانات (Data View) لعرض البيانات، والثاني لعرض المتغيرات (Variable View) لعرض خصائص المتغيرات (اسم المتغير ونوعه و...)، وعند الضغط على

أي منهما يفتح البرنامج واجهة باسم الزر المضغوط لنتفاعل معها، أي ندخل المعلومات المطلوبة وفق الترتيب الموجود فيها. ونحن عند إدخال المتغيرات نبدأ من الواجهة (Variable View) أولاً، ثم ننتقل إلى الواجهة(Data View) بالضغط على الزر المسمى باسمها، لإملاء البيانات الموافقة للمتغيرات.

4 ــ لائحة التقارير والنتائج

شاشة لإظهار النتائج والتقارير. ويتم التحويل ما بين شاشة النتائج وشاشة البيانات الحقيقية بالضغط على الأمر WINDOW أو من خلال الشريط الذي يقع أسفل الشاشة.

استرداد وفتح ، حفظ، ملف – باختيار الأمر ... FILE...OPEN، يفتح أمامنا أربعة خيارات لأنواع الملفات لاسترجاع / فتح ملف من هذه الأنواع. وهي على النحو التالي:



- بيانات (متغيرات) (*.SAV)
- تقارير، والمقصود بتقارير نتائج العمليات الإحصائية التي تم عملها سابقاً. (*.SPO)
- الأمرين الفرعيين SAVE و SAVE AS خاصان لحفظ البيانات، حيث SAVE AS يستخدم إعطاء اسم جديد للملف مع حفظه، ويمكن كما ذكر حفظ التالي:

بيانات المتغيرات (DATA)، وتقارير (OUTPUT NAVIGATION)، أما الأمر SAVE، فيستخدم لحفظ التعديلات الجديدة التي طرأت على الملف. بعد هذه المقدمة النظرية البسيطة عن SPSS، سننتقل إلى الخطوات العملية للتعامل معه في مهماتنا، وسنقوم بعرض طرائق وأساليب التنفيذ باستخدام البرنامج كلا حسب ما هو مطلوب منه لتحليل البيانات. بعد أن تم صياغة الاستبيان وتم إخراجه وتحكيمه، وتحديد العينة أوالمجتمع المناسب لإجراء الدراسه، صار من المناسب السير بالخطوات الموصلة لذلك. وفيما يلي جملة خطوات تشكل إستراتيجية العمل، ولكل عنوان منها مكونات متعددة، إلا أن هذه المكونات رغم أهميتها، ليست مرتبة منطقياً وفق تدرج خطوات العمل التي خططنا لها، وتبقى عناوينها تخدم المطلوب، أما الترتيب فيراعي عادة طبيعة الدراسه ومتطلباته، وفي كلتا الحالتين فالبرنامج يلبي المطلوب ومكوناته. من هنا سنسير بشكل عام مع العناوين ولكن ليس مع تدرج مكوناتها الداخلية، والخطوات التي سنسير عليها هي:

1 ــ انجاز الاستبيان نظريا: العبارات وتهذيبها سواء عن طريق التحليل أو عن طريق التحكيم، وإخراجه بشكل أفضل.

2 ــ اختيار العينة الاستطلاعية المناسبة، وتوزيع البيانات، واسترجاعها، وترتيبها، وإدخال نتائجها، وتصحيح أخطاء الإدخال إن وجدت.

3 ــ تهذيب النتائج من حيث النقاط الشاذة والمتطرفة.

4 ــ دراسة اتساق العبارات بحذف أو تعديل بعضها.

5 ــ دراسة صدق وثبات الاستبيان.

6 ــ دراسة توزيع المعطيات من تجانس توزيع المعطيات وتحديد نوع الفضاء الذي نتعامل معه.

7 ــ وصف البيانات.(مقاييس : النزعة المركزية، التشتت، ...)

8 ــ دراسة العلاقات.

9 ــ اختبار الفرضيات.

أولا: جمع وترتيب المعطيات:

نجمع الاستبيانات في هذه المرحلة ، وندقق بالاستبيانات المرتجعة، ونرتبها وفقا لصلاحية اعتماد الأفضل منها والذي تم الإجابة على عباراته كاملة أو على القسم الأعظم منها، واستبعاد الاستبيانات التي لم يجاوب أفراد العينة على عباراتها بالشكل المطلوب (الاستبيانات التي ليس فيها فراغات كثيرة، والتي إجاباتها موزعة بشكل مقنع.....)، بعد هذا نقوم بترقيم الاستبيانات المقبولة بأرقام متسلسلة، للعودة إليها في حال وقع خطأ معين، وعندها نعلم مصدره ومكانه لنقوم بعدها بتصحيح الخطأ بدون عناء.

بعد هذا نبدأ بإدخال المعطيات، والسؤال كيف؟

لتوضيح الخطوات، سنستخدم معطيات درسناها، ونعتبره مثالا صالحا لكل البحوث، وفي حال وجود بعض المواضع التي يلزمها توليف ما لتتساوق مع البحوث بشكل عام، سنحاول الإشارة إلى ذلك.

الخطوة الأولى : هو القيام بالترميز، و الترميز رقمي، أي قرن كل إجابة محتملة على متغيرات الاستبيان برقم، ليسهل علينا وعلى البرنامج SPSS التعامل معه عند إجراءات العمليات الإحصائية المناسبة. ولبيان هذه الترميز سنشرحه وفق التالي: ليكن لدينا المتغيرات المستقلة التالية، وكذلك عبارات الاستبيان.

1 . الجنس: . ذكر..... ☐ . أنثى..... ☐

2 . يرتكز واقع عائلتي المعاشي على بيئة :

زراعية (قروية) ☐ زراعية (مستثمرة) ☐ موظفين ☐ تجارية متوسطة ☐ تجارية متمكنة ☐

3 . عدد أفراد أسرتي الذين أعيش بينهم: أقل من 4 ☐ 4 – 6 ☐ أكثر من 6 ☐

ترميز المتغيرات

أولا: المتغير الأول: 1 . الجنس: . ذكر.... ☐ . أنثى..... ☐

نعطي لفئة الذكور رقما، ولفئة والاناث رقما مختلفاً، أيّ رقمين، فمثلا نعطي الذكور رقم 1، كما نعطي فئة والاناث رقم 2، أو 3 و 4.....، المهم يجب أن لا ننسى ما هو رمز كل فئة، فعندما ندل على أن أحد

زراعية (قروية) ☐ زراعية (مستثمرة) ☐ موظفين ☐ تجارية متوسطة ☐ تجارية متمكنة ☐

الأفراد من الذكور، فبدلا من أن نكتب ذكرا، نكتب (1)، وكذلك بالنسبة للفرد الأنثى نكتب (2).

2 ـــ يرتكز واقع عائلتي المعاشي على بيئة :

وهنا أيضا نخصص لكل فئة (منطقة) رقما، وقد نبدأ بالرقم 1 أو غيره (المهم أن تكون الأرقام مختلفة) وأن لا ننسى رمز أي فئة. فعندما ندل على أن أحد الأفراد من منطقة زراعية قروية، فبدلا من أن نكتب من منطقة زراعية قروية، نكتب (1)، وكذلك بالنسبة للفرد من المنطقة زراعية (مستثمرة) نكتب (2)، وهكذا.....

ومن الأسهل أن نخصص الأرقام التالية:

منطقة زراعية قروية (1)، زراعية (مستثمرة) (2)، تجارية متوسطة (3) تجارية متمكنة(4).

3 . عدد أفراد أسرتي الذين أعيش بينهم: أقل من 4 ☐ 4 – 6 ☐ أكثر من 6 ☐

وهنا وبنفس الطريقة نعطي لكل فئة عمرية رقما وقد نبدأ بالرقم 1 أو غيره (المهم أن تكون الأرقام مختلفة) وأن لا ننسى رمز أي فئة عمرية، لنشير به إلى الفئة المقصودة.

4: عبارات الاستبيان

لنفرض أن الإجابة عن عبارات الاستبيان، مرتبطة بمقاييس ليكرت ذي الخمس درجات، وإذا اعتمدنا لكل مقياس رقم مناسب (وفق ليكرت)، فإننا نكون قد اعتمدنا التصنيف التالي:

المقياس	موافق جدا	موافق	أحيانا	غير موافق	غير موافق أبدا
الدرجة	5	4	3	2	1

ثانياً: إدخال (تفريغ) البيانات

بعد ذلك نأخذ كل استبيان وندخل معطياته، أي نستعيض عن كل إجابة بالرقم المعتمد. بعد أن اعتمدنا على تسمية المتغيرات وفق شروط قبولها في البرنامج SPSS، والتي أولها، يجب أن لا يزيد تسمية المتغير عن ثمانية حروف، وأن لا يكون بين حروفه أي فراغ، وأن لا يحوي بعض الإشارات المنطقية المعروفة والمستخدمة في برمجته.

نعطي أسماء المتغيرات عبارات الدراسه كالتالي: الجنس، الإقامة، الوضع المالي، q3, q2, q1 أو س1، س2، س3.... أو S1 , S2,...، وهكذا.... كما نضيف متغيراً آخراً (ID) مهما هو أرقام الاستبيانات، أو أرقام أفراد العينة.

* ثم نضغط على الممسك Variable View تظهر الشاشة التي تستخدم في تعريف متغيرات **الدراسه**.



Type ووصف المتغير Label وغيرها، وندخل في هذه الشاشة أسماء كل المتغيرات. مع الأخذ بعين الاعتبار أن خطوات إدخال أي متغير هي نفسها مع المتغيرات الأخرى من حيث الإجراء، مع اختلاف بالمعطيات التي يطلبها البرنامج. وسوف نأتي بالتفصيل لكيفية إدخال المتغيرات.

كتابة اسم المتغير

نضغط في الخلية أسفل Name في السطر الأول لنكتب اسم المتغير الأول " الرقم أو ID "

تعين نوع المتغير

بشكل افتراضي يظهر النوع على أنه كمي Numeric، فإذا أردنا تغيره وهذا يحصل في حالات قليلة جدا، عندها نضغط في الخلية أسفل Type فتظهر أيقونة عليها ثلاث نقاط نضغط عليها فيظهر لنا مربع حوار من خلاله وبالتفاعل معه نحدد نوع المتغير كميا أم نوعياً.وأن يكون نوع المتغير Numeric يعني أن مفرداته رقمية، ويمكن أن يكون عددها 8 أرقام (Width8).

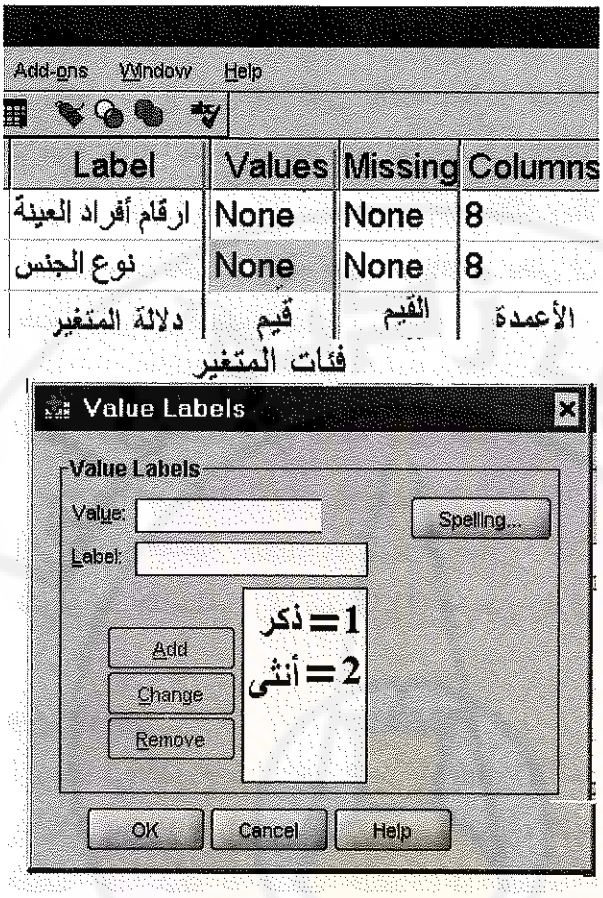
الرقم العشري

إذا تم الضغط داخل المربع المعني في الخلية أسفل العمود Decimal في شاشة محرر البيانات، نستطيع تغيير عدد الأرقام العشرية بعد الفاصلة، فباستبدال الرقم الافتراضي (2) في الخانة المعنية Decimals بالرقم صفر، مثلا فإن البرنامج لا يعرض أي عدد عشري بعد الفاصلة، وإذا وضعنا (1) فعرض رقم واحد بعد الفاصلة وهكذا...

كتابة شرح وأوصاف للمتغير

لتعيين وصفا أو زيادة في الشرح عن متغير الرمز (Values)، اضغط داخل الخلية أسفل Label في شاشة Variable View لكتابة نص العبارة المعبرة عن المتغير أوأكتب عبارة الاستبيان التي تعتقد أن المتغير المكتوب في العمود Name لم يعبر بشكل واضح عن المضمون، مثلا: عندما نعطي للمتغير رمز ID، عندها لا بد من تفسير عما يدل هذا، وهنا لا بد أن نذكر في الخلية المقابلة لهذا الرمز، في خلية العمود Label، عبارة (أرقام أسماء أفراد العينة)، وهكذا.....

التعبير عن فئات المتغير برموزها

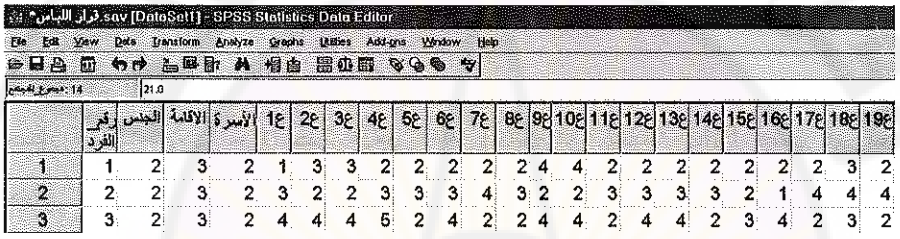


للتعبير عن فئات متغير الجنس برموزه (مثلا)، اضغط في الخلية Values على المربع المنقط يظهر مربع الحوار التالي:

- اكتب 1 في مستطيل Value و ذكر في Label ثم اضغط على زر Add، ثم اكتب 2 في مستطيل Value ثم اكتب " أنثى" في مستطيل Label ثم اضغط على Add.
- وبعد الانتهاء من تسمية الفئات اضغط على OK
- أما لتغيير رمز قيمة متغير، فظلل العبارة الرمز مطلوب بالنقر عليه بالفارة أو تعليمه، ثم أدخل القيمة الجديدة في مستطيل Value أو في مستطيل Label ثم انقر الزر Change، فيظهر الوصف الجديد.
- أما لحذف رمز قيمة متغير، فظلل العبارة الرمز مطلوب بالنقر عليه بالفارة أو تعليمه، ثم انقر زر Remove، فيتم حذف الرمز من القائمة.

إعداد مقياس المتغير

لتعيين نوع مقياس متغير ما، نضغط داخل الخلية المقابلة له في عمود Measure فتظهر ثلاث خيارات مختلفة، نختار منها Nominal، عندما يكون قياس المتغير على شكل قيم اسمية، وOrdinal، عندما يكون قياس المتغير على شكل قيم ترتيبية، و Scale عندما يكون قياس المتغير على شكل قيم عددية. وبعد الانتهاء من تفريغ المتغيرات المستقلة، نبدأ بتفريغ نتائج إجابات الاستبيان، وفق قيم ترميز كل حالة من حالات الإجابة. وبعد تفريغ البيانات تظهر شاشة محرر المتغيرات واجهة Data view كالتالي:



	رقم الفرد	الجنس	الإقامة	الأسرة	1ع	2ع	3ع	4ع	5ع	6ع	7ع	8ع	9ع	10ع	11ع	12ع	13ع	14ع	15ع	16ع	17ع	18ع	19ع
1	1	2	3	2	1	3	3	2	2	2	2	2	4	4	2	2	2	2	2	2	2	3	2
2	2	2	3	2	3	2	2	3	3	3	4	3	2	2	3	3	3	3	2	1	4	4	4
3	3	2	3	2	4	4	4	5	2	4	2	2	4	4	2	4	4	2	3	4	2	3	2

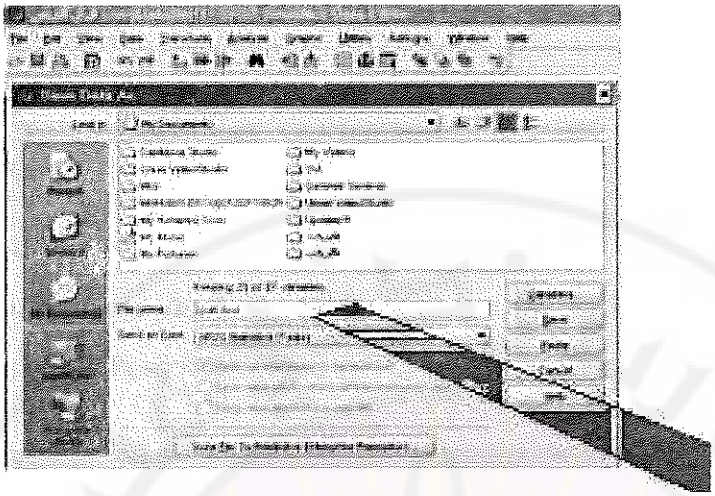
وبعد كتابة البيانات تظهر شاشة محرر المتغيرات واجهة Variable view كالتالي:



	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	رقم_الفرد	Numeric	8	0	تعداد الاستبانات المقبولة	None	None	2	Right	Scale
2	الجنس	Numeric	8	0	توزع العينة حسب متغير الجنس	{1, ذكر}...	None	3	Right	Scale
3	الإقامة	Numeric	8	0	طبيعة المنطقة التي يقيم فيها الطالب	{1, محافظة}...	None	3	Right	Scale
4	الأسرة	Numeric	8	0	عدد أفراد الأسرة	{1, 1 افراد}...	None	3	Right	Scale
5	S1	Numeric	8	0	لا أحب أن يلزمني أحدا بلباس معين	{1, غير موافق...	None	2	Right	Scale
6	S2	Numeric	8	0	الفضل اللباس من أي مست...	{1, غير موافق...	None	2	Right	Scale

بعض الخطوات الأساسية في التعامل الأولي مع SPSS

قبل الدخول في توصيف البيانات، وقبل استكشافها، لا بد من المرور على بعض الإجراءات الأولية والأساسية التي نذكر منها:



حفظ أو تخزين البيانات Saving Data

1. لحفظ البيانات لأول مرة اختر الأمر Save As من القائمة File فيظهر مربع الحوار التالي:
2. حدد الدليل الذي تريد من مربع Save In نحن اخترنا " المستندات"، ثم ادخل اسم الملف" قرار اللباس " في مربع File Name، لاحظ أن امتداد ملفات البيانات SPSS*.sav المقابل لمربع Save as type كما هو موضح بالشكل.ثم اضغط على الزر Save.
3. للخروج من نظام SPSS بالنقر على Exit SPSS من قائمة File.

فتح ملف بيانات مخزن:

1 ــ من القائمة File اختر Open ومن القائمة الفرعية اختر Data كما هو بالشكل.

2 ــ يظهر مربع الحوار التالي:اختر الملف المطلوب ثم اضغط الزر Open.

لحذف متغير، نحدد المتغير ثم نضغط Delete، ولنسخ متغير أو عدة متغيرات حددها ثم اختر من القائمة Edit الأمر Copy، وللصق المتغيرات بعد نسخها نختار من القائمة Edit الأمر Past.

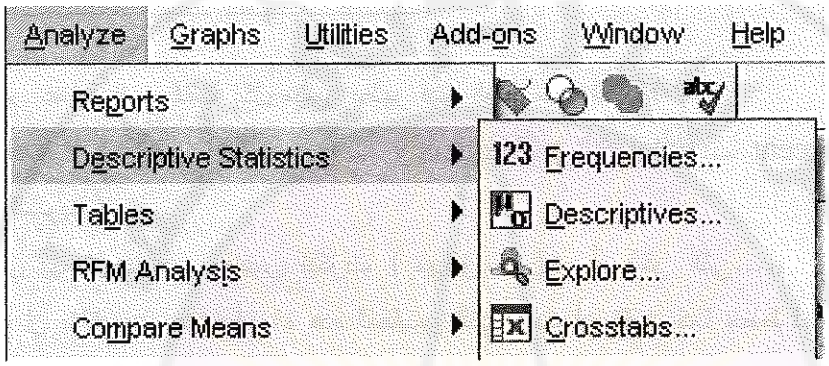
إدراج متغير (عمود) Insert Variable

1. ضع مؤشر الفارة على العمود الذي تريد إضافة عمود جديد إلى يساره.

2. من قائمة Edit اختر الأمر Insert Variable (أو بالنقر على الزر في شريط الأزرار الخاص بإدراج متغير) فيظهر عمود جديد باسم افتراضي Var00001 .

إدراج حالات (صفوف) Insert Cases

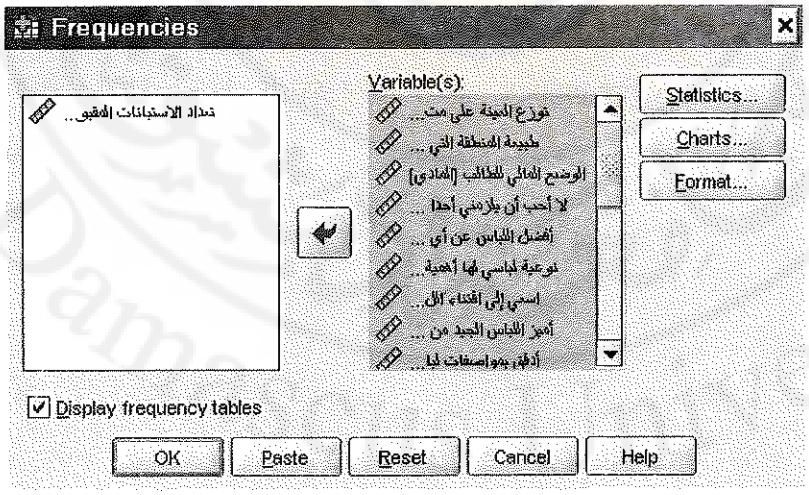
1. ضع مؤشر الفارة على الصف الذي تريد إضافة صف جديد فوقه.
2. من قائمة Edit اختر الأمر Insert Case (أو بالنقر على الزر في شريط الأزرار الخاص بإدراج صف) فيظهر صف جديد باسم افتراضي.



الدراسه عن أخطاء إدخال البيانات وتصحيحها بعد أن تم حفظ العمل، يظهر سؤال عن وضع البيانات المدخلة: هل تم إدخال الأسئلة بشكل صحيح؟

لهذا سنقوم بتوضيح الإجابات عن هذه الأسئلة نحو التالي:

1 ــ نختار Analyze … Descriptive Statistics …. Frequencies



2 ــ يظهر صندوق الحوار Frequencies

أنقل كل المتغيرات(Variable(s عدا متغير رقم الفرد.

ثم اضغط OK.

يعامل المجتمع أبناءه وفق مظهرهم

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	غير موافق ابدا	8	7.8	7.8	7.8
	غير موافق	13	12.6	12.6	20.4
	احيانا	12	11.7	11.7	32.0
	موافق	27	26.2	26.2	58.3
	موافق جدا	43	41.7	41.7	100.0
	Total	103	100.0	100.0	

عدد أفراد أسرتي

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	أربعة 4	4	3.9	3.9	3.9
	من 4 ــ 6	89	86.4	86.4	90.3
	أكثر من 6	7	6.8	6.8	97.1
	4	3	2.9	2.9	100.0
	Total	103	100.0	100.0	

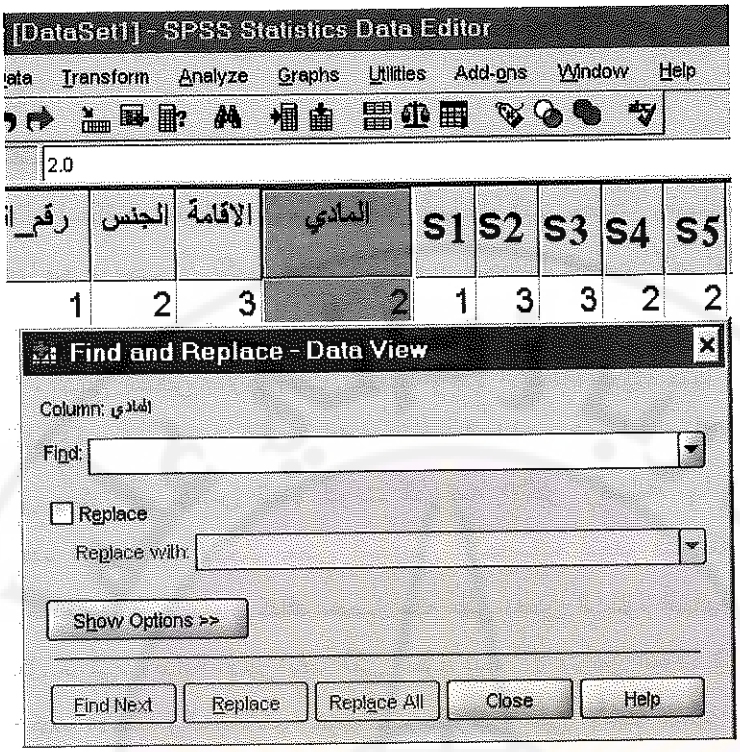
فتظهر عدة قوائم، قائمة لكل متغير يظهر فيها المعلومات التالية:

Veiled (المقاييس المستخدمة) ــ Frequency (التكرارات) ــ Percent (النسبة المئوية) ــ...

والذي يهمنا هنا هي مقاييس ليكرت (موافق.....)، أو ذكر أنثى....، وعلى الباحث أن يتأكد من عدد وأسماء هذه المقاييس التي يجب أن تكون كما خطط لها دون زيادة أونقصان.

وهنا نلاحظ في الجدولين، الذي على اليمين (يعامل المجتمع أبناءه وفق مظهرهم)، أن المقاييس ظهرت كما خطط لها (اسما وعددا)، إذا إدخال المعلومات المتعلقة بالعبارة (يعامل المجتمع أبناءه وفق مظهرهم) صحيحة، بينما في الجدول الثاني (عدد أفراد اسرتي)، فقد ظهر أربعة مقاييس، 4 أفراد من 4ــ6 أكثر من 6، ، 4، ونلاحظ هنا أن العدد 4 هو زيادة عن المطلوب، وأن هذا العدد مكرر 3 مرات، (عدد تكرار العدد نجده في جدول كل تكرارات المتغير Frequency)، وعندها لا بد من التصحيح، ولكن كيف؟

تصحيح أخطاء إدخال البيانات



نحدد العمود الذي وقع فيه الخطأ من اسم المتغير، الموجود بأعلى الجدول، هذا العمود موجود في واجهة Data view، وهنا اسم العمود (الوضع المالي للباحث)، ولتصحيح الخطأ نقوم بتعليم العمود



المطلوب، وباستخدام الإجراء Edit ...Fine نحصل على مربع الحوار Find and Replace – Data View، نضع الرقم 4 في المستطيل Find ونضغط على Find next، فيأخذنا البرنامج إلى أول رقم 4 (إلى خلية أرقام الطلبة المقابلة للرقم 4)، وبالنظر إلى أقصى اليسار في الصف الذي يقع فيه الرقم (4) نجد أن رقم الاستبيان هو (75) وعندها، نذهب إلى الاستبيان ذي الرقم 75 (المحفوظة عندنا والتي أفرغنا منها المعلومات) ونتأكد مما يجب أن يكون عليه الرقم 4 (والذي يجب أن يكون 1، أو2، 3) وبنفس الطريقة نتابع. وهناك طريقة أخرى هي أن ندرسه يدوياً عن الأرقام

4 في عمود (عدد أفراد أسرتي " الأسرة ")، ثم نصحح الرقم بعد التأكد من الصحيح في الاستبيان.

ثالثاً: استكشاف البيانات.

من خلال استكشاف البيانات نسعى دراسة البيانات التي حصلنا عليها، للتأكد من مدى توافقها مع ما يجب أن تكون عليه، فقد يكون التخطيط النظري لإجراءات الدراسه جيدا لكنه ليس كذلك، لذا علينا أن نتصدى لنوعين من الأخطاء : الأول التدقيق بصحة التخطيط، والثاني التدقيق بالإجراءات المنفذة. وهذه الأخطاء عديدة منها وجود النقط الشاذة والمنعزلة، كما ندرس تجانس وتوزيع هذه البيانات والمعطيات علاقاتها بعضها ببعض التي يمكن أن نؤسس لبناء أدوات الدراسه الأكثر رصانة. إذا نحن نسعى ويستخدم هذه الإجراءات لإيجاد بعض المقاييس الإحصائية لتخدم الدراسه والوصول إلى نتائج أصدق وأكثر ثباتا، وكذلك نحصل منه على بعض الرسوم البيانية التي تظهر النتائج بشكل مرئي. وبداية الإجراءات التي نقوم بها، لا بد من العودة إلى الاستبيان ودراسة تركيب الأسئلة والمجالات، حيث نهتم بالتركيز على الأسئلة التالية:

1 ــ ما هو عدد مجالات أو أبعاد الاستبيان؟. وما هو عدد العبارات في كل مجال، وهل هي موزعة بشكل متساوي في المجالات؟.

2 ــ هل يوجد بين العبارات، أية عبارة مصاغة بشكل سلبي؟

3 ــ جمع نتائج إجابات كل عبارات الاستبيان، وكل عبارات المجالات كلا على حده.

4 ــ تحويل المتغير المستقل المستمر إلى فئات إذا لزم ذلك.

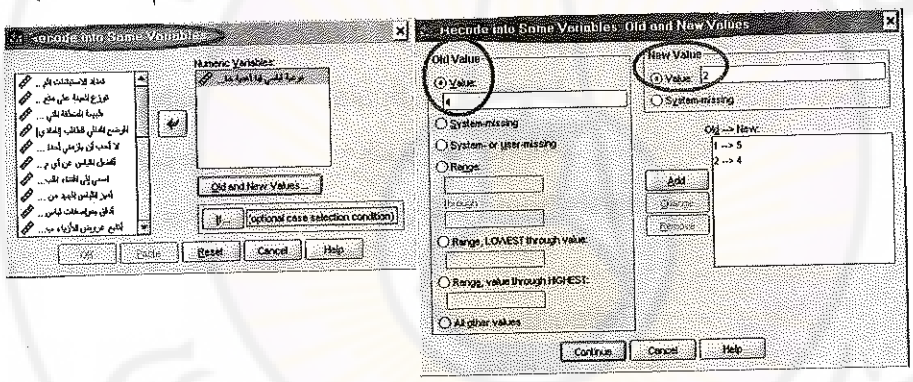
هذه التوجهات مهمة، لأن الإجابة عن أي منها يتطلب إجراءات إحصائية هامة.

1 ــ عدد مجالات الاستبيان قد يكون واحداً أو أكثر من واحد، وعندما يكون الاستبيان أكثر من مجال، فعندها نعامل الاستبيان إحصائيا على أنه يتألف من استبيانات بعدد الأبعاد. من حيث دراسة الصدق والثبات، والعلاقات الارتباطية. ويفضل أن تكون عدد العبارات متساو في كل الأبعاد قدر المستطاع، لكن هذا، في الغالب، قد لا يتحقق، لذلك عندها نحول قيم الإجابات إلى درجات معيارية، ليصح التعامل مع الإجراءات في مثل هذه الحالات على أرضية صحيحة.

2 – في حال حوى الاستبيان على عبارات سالبة، عندها يجب عكس القيم، ففي مثالنا الذي يحوي على خمسة مقاييس ليكرت، وأردنا أن نحول العبارة السالبة إلى موجبة، فإننا نبدل: العدد5 بالعدد 1، العدد5 بالعدد 1، العدد4 بالعدد 2، العدد3 بالعدد 3، العدد2 بالعدد 4، العدد1 بالعدد 5. وهذه الإجراءات تتم يدويا إذا كان عدد الأسئلة وعدد العينة صغير، أما إذا كان غير ذلك، فنستخدم الإجراء:

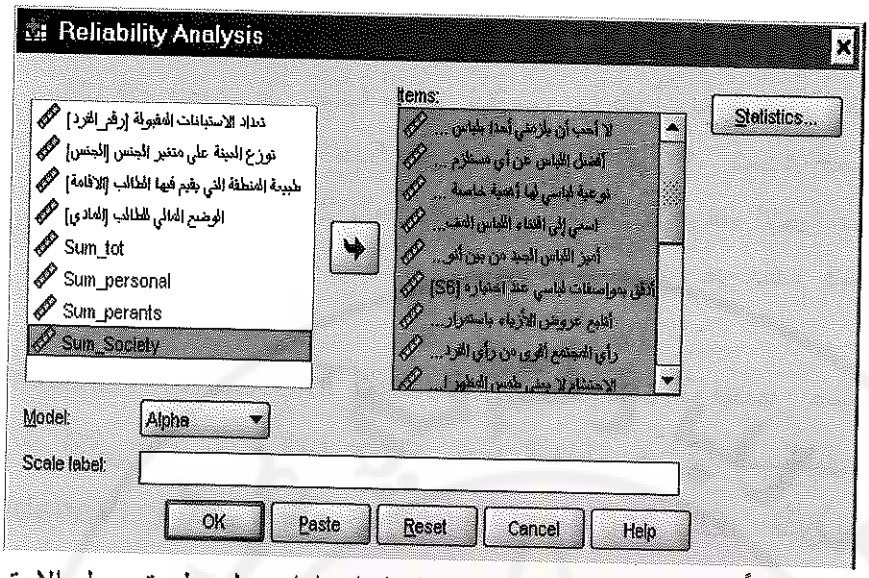
Transform.....Record into Same Variables فيظهر صندوق الحوار التالي الذي نضع العبارات التي نريد التعامل معها في المستطيل، Variables، فيتفعل المفتاح Old and New Variables، الذي يظهر مربع حوار آخر نحدد فيه كل عدد ومقابله:

بعد وضع القيم القديمة والحديثة نتابع بالضغط على Continue ثم OK فتتبدل



القيم في مكانها في جدول العبارات التي حددناها.

تشذيب الاتساق الداخلي لعبارات الاستبيان بغية تقوية الاتساق



لقد قمنا سابقاً بكتابة عبارات الاستبيان، وقمنا بإجراءات على طريق جعل الاستبيان أكثر صلاحية، واعتمدت الإجراءات على خبرة الباحث والمحكمين، والسؤال كيف يمكن أن يسهم البرنامج SPSS في هذا المجال، لهذا و من خلال الإجراء

Analyze ... Scale ... Reliability Analysis

تأكد من أن النموذج (Model) المفعّل هو Alpha.

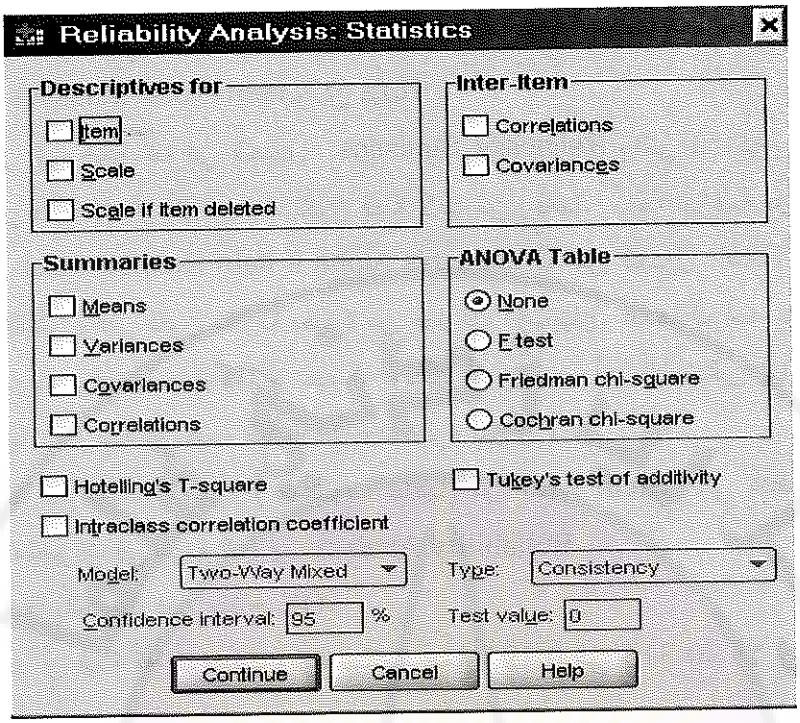
2 ــ انقل كل عبارات الاستبيان، إلى النافذة Reliability Analysis Item.

3 ــ اضغط المفتاح Statistics.

4 ــ في مربع حوار Reliability Analysis : Statistics

الذي يحوي مربع Descriptives for ، انتق الخيارات التالية:

Item ... Scale ... Scale if item deleted .... Correlations



ويحوي القسم Inter_Item خيارين لإعطاء معاملات الارتباط والقيم المتوسطة للعناصر، ورسم البيانات.فمن المفيد اختيار الارتباطات بين العناصر لأن عامل الثبات يتأثر بعدد العناصر التي يتم تحليلها، وهكذا يمكننا التحقق إذا كانت العناصر مرتبطة بشكل جيد فيما بينها.

أما خيار ANOVA Table فتقوم بمقارنة النزعة المركزية للعناصر المختلفة في الاستبيان باستخدام اختبار F test (يقوم بتنفيذ ANOVA وحيد الاتجاه للقياسات المتكررة على العناصر في الاستبيان)، أو اختبار كاي مربع Friedman (إذا كانت البيانات رتبية)، أو اختبار كاي مربع Cochran (إذا كانت البيانات ثنائية، أي إذا كانت إجابات الاستبيان هي نعم/لا فقط). ثم اضغط Continue ، ثم OK. فنحصل على جداول تبين معلومات وصفية عن المقياس والعينة التي طبق عليها، ومن بين هذه الجداول يهما جدولان الأول Reliability Statistics الذي يبين قيمة ألفا، وعدد أفراد العينة، والذي نرصد منه قيمة ألفا، وفي مثالنا هذا يتبين أن قيمة ألفا غير كافة (ضعيفة)، وسنقوم برفع قيمة ألفا، عن طريق حذف أو تعديل بعض العبارات التي

ارتباطها سالبة والتي نجدها في العمود Corrected Item-Total Correlation، من الجدول Item-Total Statistics.ولكن كيف؟

بالنظر إلى قيمة ألفا في الجدول Reliability Statistics والتي قد تكون مقبولة (أكبر من 0.6)، أو أقل وعندما تكون قليلة لا بد من رفعها، ولهذا ندراسه عن أعلى قيمة في العمود Cronbach's Alpha if Item Deleted. من الجدول Item-Total Statistics، والتي تكون مقترنة بعبارة من عبارات الاستبيان. عندها ادراسه عن دور هذه العبارة، وقيمتها بوجودها أو عدمه، وبذلك أكون عند أحد الاحتمالين إما إلغائها أو تعديلها، لدراسه عن قيمة الفا أقل (عند عبارة أخرى)

وحذفها يتم بإعادة العبارة (المطلوب حذفها) من النافذة Item، إلى النافذة التي تحوي المتغيرات في مربع الحوار Reliability Analysis.

لنقوم بعدها بالضغط على مفتاح OK.

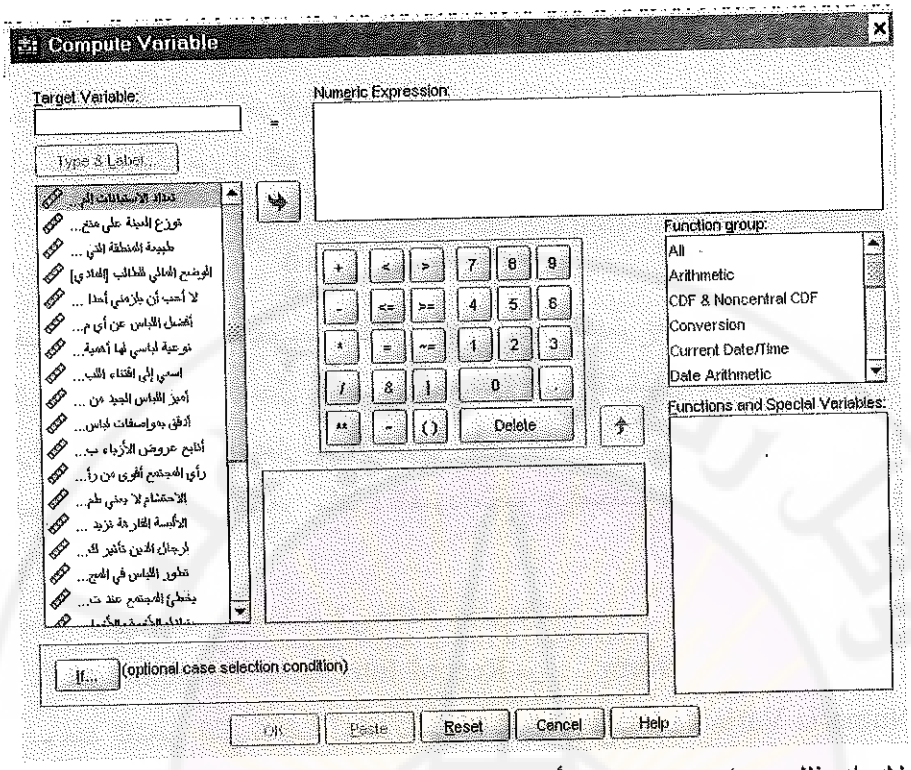
فنجد أن قيمة الفا قد تبدلت وارتفعت من قيمة 0.193 إلى 0.315، إلا أن القيمة الجديدة أيضاً لا تكف، لذا سأعيد خطوات رفع القيمة مرة بعد مرة لأصل إلى قيمة أقبلها.

ومن المعروف أن القيمة المطلوبة هي بين 0.6 إلى 0.8.

ـ جمع إجمالي درجات الاستبيان / المقياس:

لجمع نتائج الإجابات سواء، أردنا جمع نتائج عبارات كل الاستبيان (المجموع الكلي) الذي يعبر عن موضوع الاستبيان ككل، أو بجمع نتائج إجابات المجالات (نتائج عبارات المجال الواحد) التي تعبر كل منها عن المجال نفسه(مجموع مجال القرار الشخصي، مجموع مجال قرار الأهل.....)،

هذه التوجهات مهمة، لأن الإجابة عن أي منها يتطلب إجراءات إحصائية هامة.



ولإنجاز ذلك نختار من شريط الأدوات الإجراء Transform (الذي يعتبر بأنه آلة حاسبة إحصائية)، ومنه نختار الخيار Compute Variable فيظهر صندوق الحوار الواضح شكله في الجهة المقابلة.

وعند القيام بجمع قيم نتائج العبارات، وفق عناوين أبعاد الاستبيان :

ـ المجموع الكلي.

ـ مجموع عبارات البعد الأول (.....).

ـ مجموع عبارات البعد الثاني (.....).

ـ مجموع عبارات البعد الثالث (.....). وهكذا.....

ويتم هذا وفق الإجراءات وفق التالي:

1 ـ من قائمة Transform فعّل Compute.

2 ـ اكتب في نافذة Target Variable الاسم الجديد الذي ترغبه للمجموع Sum.. Tot..

3 ــ انقل كل بند من البنود المطلوب جمعها إلى مربع Numeric Expression، وضع بين كل بند وآخر إشارة (+) " بذلك لن تضع بعد آخر بند أي إشارة.

4 ــ بعد أن تتأكد من أن الفواصل بين الأعداد وكل إشارة + نظامية، أنقر OK.

Sum_tot	Sum_personal	Sum_perants	Sum_Society
44	15	16	13
54	20	16	18

فنجد أن البرنامج قد خصص متغيرا جديداً باسم المجموع، مقرونا بدلالة المجال، وكل عدد في عمود المجال هو ناتج جمع عبارات الاستبيان المقابل لترتيب العدد، فالرقم الأول هو جمع عبارات الاستبيان الأول لذلك المجال، وهكذا.... وكل أرقام العمود يمثل المجال بأكمله، مثلا : العمود مجموع_المجتمع يمثل مكانة قرار المجتمع في لباس الباحث.

تقسيم المتغير المستقل المستمر إلى فئات/ مجموعات.

1 ــ اختر Record Into Same Variables من ... Transform.

2 ــ حدد المتغير الذي ترغب إعادة تشفيره وانقله إلى نافذة Numeric Variable

3 ــ اضغط على المفتاح Old and New Values.

4 ــ في مربع حوار Record into Same Variables: Old and New Values، فعّل Range , Lowest through value ، (المجال الأول الذي أعداده أصغر من..)، عندها ضع القيمة العليا لهذا المجال، وفي قسم New Value ، ضع 1، ثم اضغط Add.

5 ــ فعّل Range فتنفتح أمامك نافذتان، ضع في الأولى القيمة العليا للمجال الأول، ونهايته القيمة التي تختارها للمجال الثاني، (بهذا تكون قيمة واقعة في مجال محدد، حده الأعلى النهاية العليا للمجال الثاني ونهايته هي القيمة التي اخترتها له). وفي قسم New Value ، ضع 2، ثم اضغط Add.

6 ــ المجال الثالث، وهنا لديك احتمالان إما أن يكون هذا المجال هو المجال الأخير، أو أن لا يكون، فإذا لم يكن الحد الأخير، عندها سيكون على شاكلة المجال الثاني (مجال محدد)، له قيمة عليا وقيمة دنيا، وعندها تتبع الخطوة (5) عند تشكيله، مع الأخذ بعين الاعتبار هو أن تحدد قيمة الحد الأدنى له، نفس قيمة الحد الأعلى

لسابقة + 1، والحد الأعلى هو قيمة مناسبة نختارها، وهكذا إذا أضفنا مجال رابع على شاكلة الثاني والثالث. وهكذا....

أما إذا كان هذا المجال هو المجال الأخير، عندها، نفعّل Range , value through Highest، ونضع القيمة الأعلى للمجال ما قبل الأخير.

7 ــ نضغط المفتاح Continue، ثم OK.

استخدام الإجراء Explore (مستكشف البيانات) من SPSS.

والآن لا بد من التعرف على الإجراءات التي يمكن أن ندرسها في استكشاف البيانات والتي غالباً ما تكون ناتجة عن خطأ في اختيار العينة أو عند بناء أداة القياس أو ممارسات أفراد العينة حيال إجاباتها على الاستبيان، هذه الأخطاء يمكن تجاوز أغلبها.

ومن النقاط العديدة التي يمكن أن نقوم بدراستها بالاستفادة من 'جراء Explore هي :

1 ــ القيم الشاذة أو المتطرفة Outlier، والقيم الطرفية Extreme.

2 ــ التوزيع الطبيعي.

3 ــ التجانس.



لهذا سنقوم بفتح الإجراء وإعداد واجهته الفرعية، وواجهاته الفرعية (كل حسب ما يناسب متطلبات الدراسه).

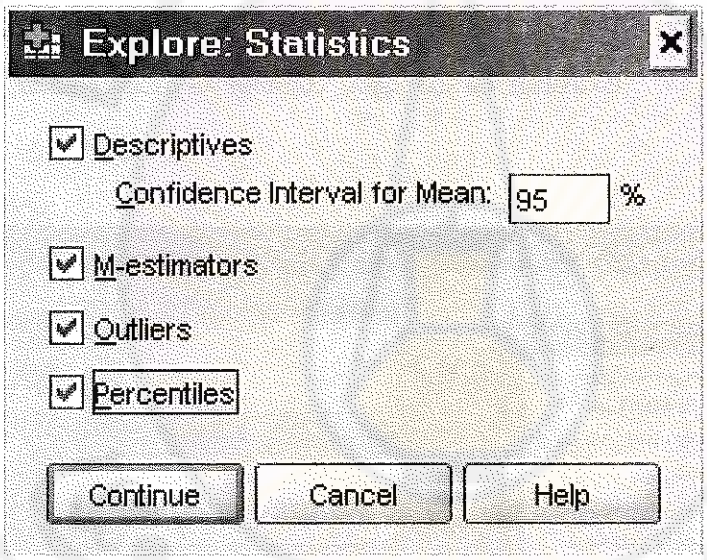
ويتم فتح واجهة Explore وفق الخوارزمية التالية:

من القائمة Analyze نختار Descriptive Statistics ومن القائمة الفرعية نختار Explore يظهر مربع الحوار التالي:

1 ــ ندخل المتغيرات في المستطيل أسفل Dependent List : المجموع الكلي. مجموع القرار الشخصي. ــ مجموع قرار المجتمع. ــ مجموع قرار الأهل.

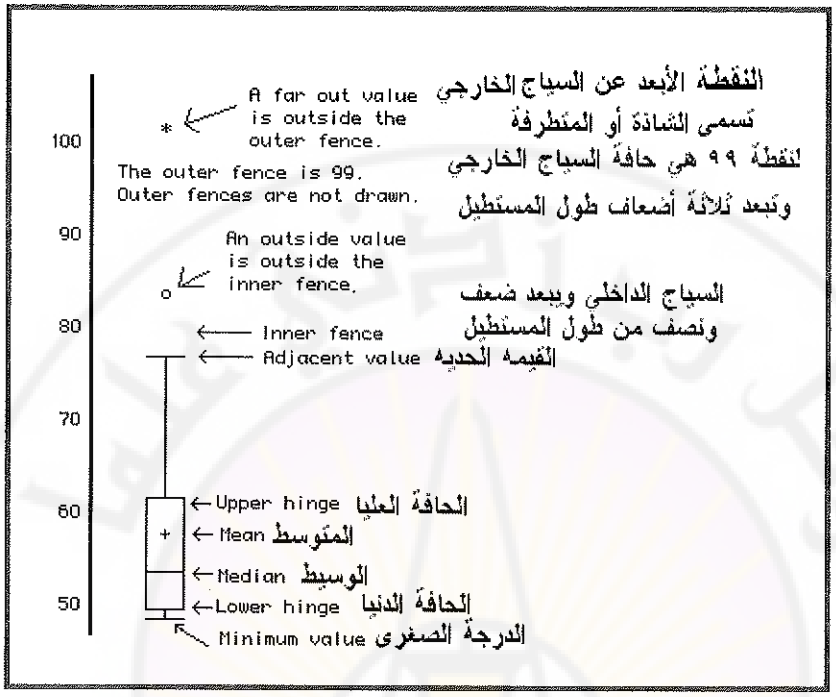
2 ــ نضع المتغيرات "" الجنس، الإقامة، الوضع المالي" في المستطيل أسفل Factor List (لاحظ وجود عدة خيارات داخل المستطيل Display وهي Both و Statistics و Plots وهي تعني اختيار الإحصاءات أو الرسم البياني أو كليهما.

3 ــ اضغط على المفتاح Statistics ليظهر مربع الحوار التالي:



- اختر Descriptive (الإحصاءات الوصفية : Mean, Standerd Deviations, Skewness. .....Kurtosis) و M-Estimators (تقدير لمقاييس النزعة المركزية التي لا تتأثر بالقيم المتطرفة أو الشاذة) و Outliers Extreme Values، وإذا وجدت نقاطا مثل هذه، فإنك ستحتاج لتحديد ما تريد فعله بها. من المهم أن نتأكد أن درجة القيمة المتطرفة حقيقية وفعلية، وليست مجرد خطأ.

كما أن المعلومات الموجودة في ملف Output Document، من خلال الجدول Extreme Values

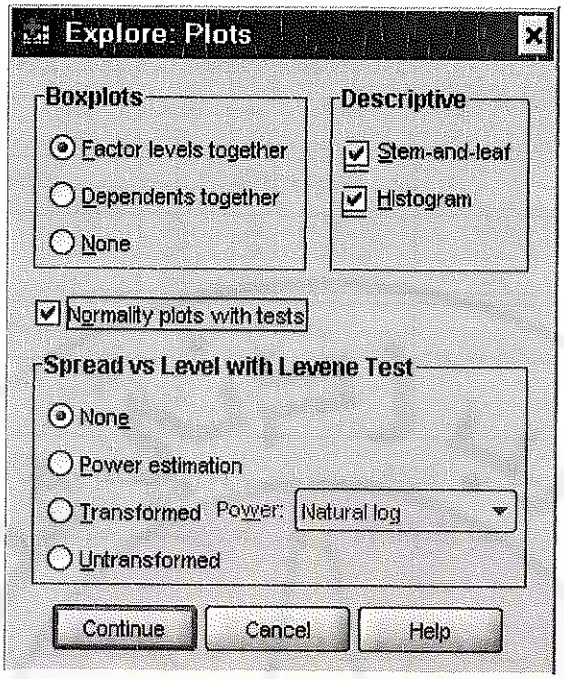


الذي يبين النقاط الشاذة الموزعة على نتائج الإجابات، والموزعة على فئات المتغيرات المستقلة في أعلى القيم واخفضها. وفي جدول Descriptive الذي يبين مجموعة قيم مقاييس النزعة المركزية، ومقاييس التشتت، فإنه يعطي قيمة المتوسط المشذب (المتوسط بعد حذف 0.05 من قيمه الأكبر والأصغر) Trimmed Mean 5%، وإذا قمت بمقارنة المتوسط الحسابي الأصلي بتلك القيمة الجديدة المتوسط المشذب، يمكنك معرفة ما إذا كان لبعض الدرجات الأكثر تطرفا تأثيراً كبيرا، فإذا كانت قيمتا المتوسطين مختلفتين لحد كبير، فقد تحتاج لمراجعة نقاط البيانات تلك والتحقق منها. وإذا قررت تغيير أو حذف تلك البيانات حتى لا تؤثر على الاختبارات الأخرى فإننا سنقوم بمراجعة جدول Extreme Values، هذا الجدول يعطي أعلى وأقل قيمة تم تسجيلها للمتغير، والبرنامج SPSS يبين رقم الاستبيان التي أعطت القيم المتطرفة و اختر كذلك الخيار Percentiles (وتعني المئينات) ثم اضغط على

Continue لتعود لمربع الحوار Explore.

ـــ في قسم Display، تأكد من أنه قد تم تحديد Both، سيؤدي ذلك إلى توفير كل من الإحصائيات والنقاط وفي الخرج ستطلع على النقاط المتطرفة والتي ترد في جدول Extreme Values الذي يتألف من أربعة أعمدة، مجزأة أفقياً إلى قسمين علوي ومنخفض، هذه الأعمدة الأربعة تبين خمس من الحالات المتطرفة، وإقرانها مع أرقام الاستبيانات المتسلسلة والقيم المعطاة لفئات المتغيرات المستقلة في حال كانت الدراسة متعلقة بمتغير مستقل، أو بالدرجات في حال كان المتغير مستمر. وبالعودة لمخطط Boxplot (الذي نعتمد عليه في حال المتغير مستمر) نلاحظ أن القيم المتطرفة تظهر كدوائر صغيرة، وقد أرفق بها رقم الحالة الخاص، ويعتبر SPSS النقطة على أنها قيمة متطرفة إذا كانت على بعد أكثر من 1.5 من طول المستطيل ابتداء من حافة المستطيل، أما النقاط الطرفية والتي يشار إليها باستخدام النجمة " * ". وهناك طريقة أخرى عن طريق حساب القيم المعيارية لبيانات التوزيع حيث نحول البيانات إلى قيم معيارية، ومن ثم نقوم بدراسة القيم على الأسس التالية : أن تقع 95% من علامات z بين -1.96 و +1.96 انحراف معياري، وأن تقع 99% من العلامات تقع بين ± 2.58 انحراف معياري، و 99.9% بين ± 3.29. عندها : النقطة التي قيمتها المطلقة أكبر من 3 يجب أن ينظر إليها باهتمام، حيث لا يحدث مثل هذا بالصدفة.

بعض كتب الإحصاء يقترحون حذف جميع النقاط المتطرفة من ملف البيانات، بينما يقترح البعض الآخر تغيير القيمة إلى قيمة أقل تطرفاً.



بعد الضغط على الزر Plots: نجد أن Factor level together مفعّل افتراضيا و وعلينا أن نختار من المستطيل Descriptive : Stem-and-leaf و Histogram، لكي نحصل على مخطط بياني وصفي يبين توزيع البيانات ويعرضها بشكل رقمي، أما بالضغط على Normality Plots with test، فنحصل على قانوني Kolmogorov-Smirnov و Shapiro-Wilk اللذين يفسحان المجال لنا من خلال مستوى دلالتهما تقرير نوع التوزيع فيما إذا كان طبيعياً أم لا (حيث إذا كانت قيمة مستوى دلالة Sig لاختبار Smirnov أكبر من 0.05، هذا يعني أن التوزيع طبيعي. أما إذا كان أصغر من 0.05، هذا يعني أن التوزيع غير طبيعي). وإذا كان غير طبيعي علينا البحث عن إجراء آخر تبعا لعدد المتغيرات.

Tests of Normality

		Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
توزع العينة على متغير الجنس		Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
sum_tot	ذكر	.094	40	.200*	.979	40	.646
	انثى	.090	61	.200*	.987	61	.788

		Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
طبيعة المنطقة التي يقيم فيها الطالب		Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
sum_tot	محافظة	.119	27	.200*	.971	27	.633
	بين بين	.091	38	.200*	.982	38	.796
	منفتحة أجتماعيا	.107	36	.200*	.984	36	.875

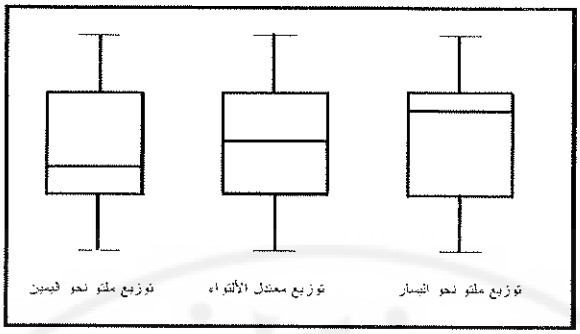
		Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
الوضع المالي للطالب		Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
sum_tot	غير كاف	.223	6	.200*	.908	6	.421
	كاف	.071	88	.200*	.988	88	.567
	مرتفع	.259	7	.170	.892	7	.284

وكمثال عن دراسة توزيع النتائج في دراسهنا عند مناقشتنا بهذه الطريقة، والتي نعتمد فيها على الطريقة الإحصائية معتمدين على خرج Explore نجد من جدول Test of Normality:

أن توزيع جميع فئات المتغيرات الأربعة ــ المجموع الكلي (ذكور، أنثى) ــ مجموع عبارات القرار الشخصي(ذكور، أنثى)، ــ مجموع عبارات قرار المجتمع (ذكور، أنثى) ــ مجموع عبارات قرار الأهل(ذكور، أنثى). أي التوزيع في الفئات الثمانية هي توزيعات طبيعية. لأن كل قيمة من قيم Sig (مستوى الدلالة) المقابلة لكل منهم أكبر من 0.05

وبشكل عام فإن التوزيع الطبيعي هو التوزيع الذي يرصده منحني غاوس، فما هي سمات هذا المنحي؟

- **منحني غاوس:** هو المنحني الذي يظهر توزيع سمة أو صفة في المجتمع الأصلي أو الكلي (المجتمع الطبيعي). وخواصه : أن متوسطه، ووسطه، ومنواله منطبقة على بعضها البعض، وإلا عدّ ملتوياً. ومن خواصه : (الالتواء = صفر، والتفلطح = صفر) بمعنى : أن له خاصيتين :الأولى التماثل حول المحور الشاقولي، أي كل نقطة على يمين الشاقول لها نقطة تماثلها على يسار الشاقول، وهذا سبب جعل معامل الالتواء يساوى صفرا، كون التوزيع على طرفي المحور الشاقولي متساو في القيم، لكن القيم المتماثلة لها إشارات متعاكسة إذا كان الشاقول من مبدأ القياس [(النقطة التي إحداثياتها (0،0)].والثانية أن يكون المنحنى غير مدبب ولا مفلطح(قمة وارتفاع التوزيع معتدلاً أي لا يزيد ارتفاعه ولا ينقص عن ثلاثة وحدات) هاتان الخاصتان يجب أن تتحققا معاً ليكون التوزيع طبيعي.



والحكم على أن التوزيع طبيعي يتم من خلال طرائق متعددة منها الطريقة التي ذكرناها بمناقشة مخرجات من جدول Test of Normality، وكذلك بالمقارنة بين قيمة الخطأ المعياري لمعامل التفلطح و ضعف الخطأ المعياري معامل الالتواء، اللذان يتساويا في حالة التوزيع الطبيعي. كما يستفاد رياضياً من أن العزم الثالث حول المتوسط في حساب الالتواء، والعزم الرابع حول المتوسط في حساب التفلطح . أما إذا رغبنا وبشكل وصفي عن طريق المخططات، فإنه يمكن أن نأخذ فكرة عن مخطط Boxplit من حيث موقع الوسيط، وتوزع شكله العام الذي يجب أن يكون متماثلاً حول الوسيط. وإذا لم يكن مماثلا فهو ملتو، وبنفس الوقت يبين هذا المخطط شكل ونوع الالتواء. كما يمكن اختبار التوزيع الطبيعي من ملاحظة نسبة معامل الالتواء Skewness إلى الخطأ المعياري له، فإذا وقعت النسبة ضمن المدى (2،0.2) على مخطط توزيعهما الذي يعطيه برنامج SPSS بخرج Explor فإننا نقبل فرضية العدم القائلة بأن المتغير يتبع التوزيع الطبيعي، أما إذا كانت النسبة أكبر من (2) فهذا يعني أن التوزيع ملتو التواء موجباً إلى اليمين، وإذا كانت النسبة أقل من (0.2) فهذا أن التوزيع ملتو التواء سالباً (إلى اليسار). كما يمكن ملاحظة ذلك من مخططي : Normal Q_Q Plot و Detrended Normal Q_Q Plot

التوزيع الطبيعي Normal distribution: توزيع احتمالي لمتحول عشوائي معروف بخصائص محددة. وهو متناظر تماماً (قيمة الميلان تساوي الصفر) وقيمة درجة التحدب هي الصفر. وهو شرط أساسي لاختيار الفضاء البارمتري في حال تحققه، أوعدم اختياره ، ومن ناحية أخرى يقسم الباحثون توزع الإحصاء من حيث علاقته بمقاييس النزعة المركزية (الوسيط) إلى توزيعين (فضائين) معلمي ولا معلمي،

فالتوزيع المعلمي أو البارامترى هو إحصاء واضح المعالم، وتتحدد معالمه من خلال عدة شروط أهمها التوزيع الطبيعي.والتوزيع اللاوسيطي وهو إحصاء غير محدد المعالم، ويسمى التوزيع الحر، ويأخذ أشكالا مختلفة عن الشكل الإعتدالى المعروف. وللتحقق من أن التوزيع هو توزيع وسيطي Parametric، نقوم بدراسة التوزيع والتأكد من أنه موزعا توزيعاً طبيعياً، وتباينه متجانس، وبياناته في مستوى: المجال / الفئوية / الفترية أو بيانات النسبية، وكذلك كل قيمة (في التوزيع) محققة مستقلة عن بعضها(إن قيمة أي منها لا تتأثر بغيرها).

ـ **الفضاء اللاوسيطية Non-parametric Space** : عائلة من الإجراءات الإحصائية التي لا تعتمد على الفرضيات الصارمة للاختبارات الوسيطية. وبشكل خاص فهي لا تفترض أن البيانات تأتي من توزيع طبيعي. ولكل توزيع اختباراته وإجراءاته المرتبطة بالحالات التي يتوزع عليها، ولكل من هذه الحالات (الموزعة على احد الفضائين) اختبارات متشابهة بالشكل، مختلفة الإجراءات تبعا للفضاء التي تنتمي إليه. أي لكل فضاء اختبارات متعلقة فيه ترصد الحالات التي تتوزع عليها التوزيع.

دراسة القيم المفقودة:

نضغط على المفتاح Options ليظهر مربع حواره الذي يوفر لنا الإجراءات التالية :

1 ـ الخيار Exclude cases listwise يحذف الحالات التي ليس لها بيانات كاملة في كل المتغيرات. أي سيستبعد الحالة (الاستبيان) من جميع التحليلات إذا كانت تفقد عدداً في أي من خلاياها.

2 ـ الخيار Exclude cases Pairwise، يستبعد فقط قيم الخلايا في الاستبيانات التي تحوي بيانات مفقودة عند استخدامها في الاختبارات. (عادة وفي أغلب الأحيان يعتمد الإحصائيون هذا الخيار).

3 ـ الخيار Replace with mean، هذا الخيار متوفر في بعض الاختبارات، ويقوم بإعطاء القيم المفقودة قيمة المتوسط، ولهذا الخيار محفوف بالمخاطر.

اختبار تجانس التباين Homogeneity of variance:

اختبار التجانس هو الشرط الثاني لاختيار الفضاء الوسيطي، وعند دراسة التجانس، نقوم بتطبيق اختبار ليفن Levene's، للتحقق من فرضية التباينات: لا يوجد فرق ذو

دلالة إحصائية بين تباين المجموعات (الفئات)، وللتحقق من الفرضية ندرس مستوى دلاله الاختبار، فإذا كان أقل من 0.05 عندها نرفض فرضية العدم، ونقبل البديلة. أما إذا كان أكبر من 0.05 عندها نقبل فرضية العدم. كما يمكن التحقق من تساوي التباين أو عدمه، من خلال حساب قيمة نسبة التباين Variance ratio، التي تساوي حاصل قسمة التباين الأكبر في المجوعة الأولى، على التباين الأصغر للأخرى، فإذا كانت نتيجة القسمة أقل من 2 فيمكنك بشكل مضمون افتراض تجانس التباين.

Transformation	Power	Slop
Square	2	1 -
None	1	0
Square Root	2/1	2/1
Natural log	0	1
Reciprocal of Square Root	2/1 -	3/2
Reciprocal	1 -	2

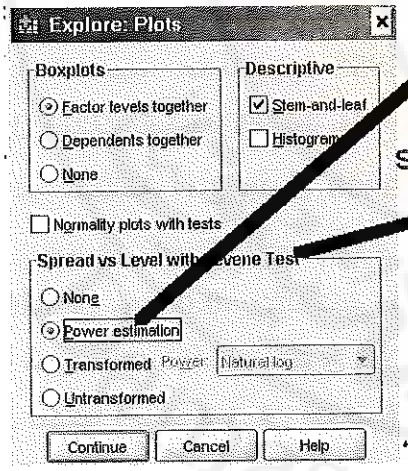
أما من أين نحصل على اختبار Levene's، فمن مربع حوار Explore Plots ومن مجموعة Spread vs Level with Levene Test، نختار Untransformed.

ملاحظة: إذا اتضح أن التباينات كانت غير متساوية نفعل Transformed نختار التحويل المناسب، عندها سيقوم SPSS بحساب اختبار Levene كما لو أننا قمنا بتحويل البيانات باستخدام تلك الطريقة. أي علينا أولا علينا التأكد من أن البيانات على أنها غير متجانسة، من جدول Test of Homogeneity of Variance، والتي يجب أن تكون فيه قيمة مستوى الدلالة Sig فيه المقابلة Based on Mean أقل من 0.05، لأننا تختبر فرضية : لا يوجد فرق بين متوسط تجانس تباين المتوسطات. فإذا كان مستوى الدلالة أقل من 0.05، ، عندها نرفض النظرية ونقبل عكسها (يوجد فرق في التجانس). وغالبا عندما تكون التباينات غير متجانسة فإن ذلك يؤدي إلى عدم تحقق شرط التوزيع الطبيعي. وفي هذه الحالة يتوجب إجراء تحويلات على البيانات Transformation لضمان تجانس التباين، وإن القيام بهذه التحولات يجعل التوزيع يقترب من الطبيعي. ولهذا اقترح Rox & Cox طريقة

للوصول إلى طريقة تشمل خطوات إجرائية تعتمد على العلاقة بين متوسطات المتغيرات وانحرافاتها المعيارية، حيث يتم حساب الميل عن طريق انحدار لوغاريتم الانحرافات عن المتوسط على لوغاريتم انحرافاتها المعيارية. ولما كانت القيم المعيارية تستند بشكل واضح على الأسس (القوى) التي تشكل قوى تحويل المعطيات Power Transformation للبيانات. صار من الواضح ضرورة دراسة شكل وطبيعة القوى التي يمكن أن ترصدها الصيغة: Y^{1-b} حيث أن Y تمثل البيانات وأن b1- تمثل الأس (القوة) Power، والتي تناقش نتائج الصيغة وفق الجدول التالي:

من الملاحظ أن قيمة القوة تقع بين (0.1، 2) والسؤال من أين نحصل على قيمة Slop b، لنحصل على قيمة Power، أو بالعكس. لنستطيع بالتالي تحديد نوع التحويل Transformation. كمثال سندرس التجانس بالنسبة لفئتي الجنس في دراسهنا مع البيانات التي معنا.

كما أسلفنا من مربع الحوار Explore نضع التابع المجموع الكلي في مستطيل Dependent List والمتغير المستقل "" الجنس" في المستطيل أسفل Factor List، وسنختار من Display، Both.



نختار Power estimation من الإجراء Spread vs. Level with Leven Test ثم نضغط Continue فنعود إلى مربع الحوار Explor ثم نضغط على OK فنحصل على الجدول الذي نناقش منه تجانس أو عدم تجانس الفئات

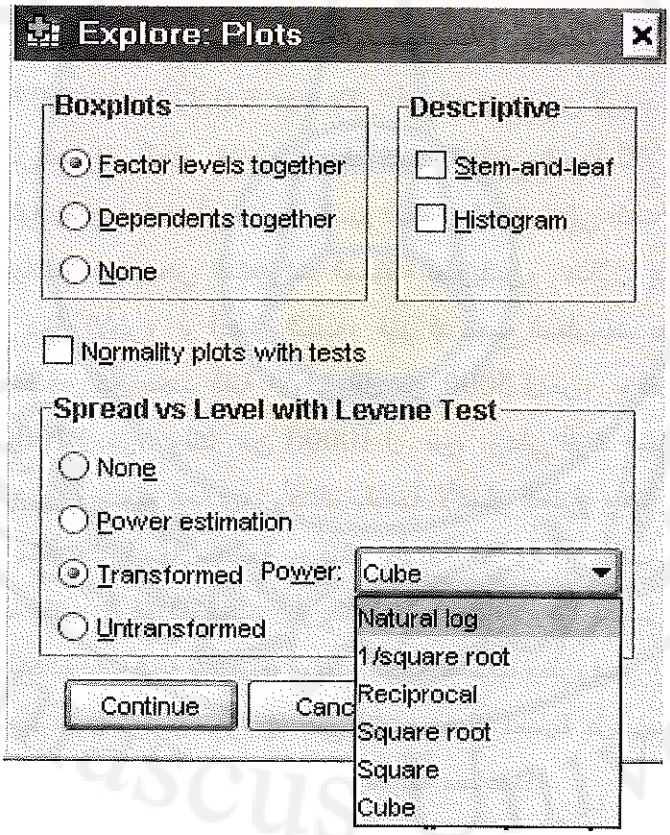
ومن Test of Homogeneity of Variance نناقش وفق قيمة مستوى الدلالة

فإذا كانت أصغر من 0.005 عندها لا بد من معالجة عدم التجانس، لهذا ندراسه عن المخطط Spread vs. Level Plot of المجموع _الكلي by الجنس. وفي أسفل المخطط نجد عبارة على النحو التالي:

Level
*Plot of LN Of Spread vs LN of level
Slope = 0.744 Power for Transformation = 0.256

التي تبين قيمة b وقيمة Power، وهنا (مثلاً) : b= 0.744 ، Power = 0.256

ونلاحظ أن لوغاريتم الرقمين يقعان بين الصفر والواحد. وإذا عدنا إلى الجدول نجد أن القيمة تقع بين المتحولين Natural log " اللوغريتم الطبيعي "، أو Square root " الجذر التربيعي "، وهنا لا بد أن نجرب كل متحول على حده ونقرر أيهما أنسب لنا في هذا المثال.



Explore : Plot

ونختار الإجراء Natural log ونضغط على Continue فنلاحظ النتيجة التالية.

Level

Data transformed using p =

Slop = -.087

حيث يتضح عدم وجود اتجاه عام للعلاقة بين الوسيط والانتشار للبيانات المحمولة وإنما تتركز النقاط حول خط الأفق.

b= -0.87 ، Power = 1.087 أي نستطيع القول أن البيانات المحولة لا تعاني من مشكلة عدم تجانس التباين.

نكرر من Explore : Plot ونختار الإجراء Square root ونضغط على Continue فنلاحظ النتيجة التالية.

Level

Data transformed using p =

Slop =.078

حيث أن b= 0.078، Power = 0.922 أي أنه قريب من الواحد وهذا تجانس التباين للبيانات المحولة بالجذر التربيعي. وقد كانت النتائج متقاربة لكلا النوعين من التحويلات وعليه يمكن اعتماد أي منهما. تقسيم المتغير المستمر إلى فئات/ مجموعات.

نجمع عادة البيانات عن بعض المتغيرات المستقلة بطريقتين، مثلاً : إذا أردنا جمع المعلومات عن دخل الأسر، أو أعمار الطلبة، فإننا قد نجمع المعلومات على شكل عدة فئات محتملة الفئة، كأن نحدد الفئة الأولى أقل من 5000 ل.س، والفئة الثانية بين 5001 ــ 10000 ل.س، وأكثر من 10000 ل. س، وعلى أفراد العينة أن يحددوا الفئة التي تعبر عن وضعهم المادي، وكذلك بالنسبة لأعمار الطلبة. وهنا تكون الأرقام موزعة على متغيرات قيمها متقطعة. وهناك طريقة أخرى أن نطلب عمر الفرد، والفرد المجيب يكتب الرقم المناسب، أو الدخل المناسب، وهنا نحصل على متغير مستقل، لكن أعداده ذات قيمه مستمرة، ولهذه الحالة حسنات وظروف، إلا أننا بعد أن نحصل على هذه القيم، ونريد توزيعها على فئات، فماذا نعمل؟ هل نعيد الاستبيانات على الأفراد مرة أخرى أم أن لبرنامج SPSS طريقة مساعدة؟

1 ــ اختر Record Into Same Variables من ... Transform.

2 ــ حدد المتغير الذي ترغب إعادة تشفيره وانقله إلى نافذة Numeric Variable.

3 ــ اضغط على المفتاح Old and New Values.

4 ــ في مربع حوار Record into Same Variables: Old and New Values، فعّل Range , Lowest through value ، (المجال الأول الذي أعداده أصغر من..)، عندها ضع القيمة العليا لهذا المجال، وفي قسم New Value ، ضع 1، ثم اضغط Add.

5 ــ فعّل Range فتنفتح أمامك نافذتان، ضع في الأولى القيمة العليا للمجال الأول، ونهايته القيمة التي تختارها للمجال الثاني، (بهذا تكون قيمة واقعة في مجال محدد، حده الأعلى النهاية العليا للمجال الثاني ونهايته هي القيمة التي اخترتها له). وفي قسم New Value ، ضع 2، ثم اضغط Add.

6 ــ المجال الثالث، وهنا لديك احتمالان إما أن يكون هذا المجال هو المجال الأخير، أو أن لا يكون، فإذا لم يكن الحد الأخير، عندها سيكون على شاكلة المجال الثاني (مجال محدد)، له قيمة عليا وقيمة دنيا، وعندها تتبع الخطوة (5) عند تشكيله، مع الأخذ بعين الاعتبار هو أن تحدد قيمة الحد الأدنى له، نفس قيمة الحد الأعلى لسابقة + 1، والحد الأعلى هو قيمة مناسبة نختارها، وهكذا إذا أضفنا مجال رابع على شاكلة الثاني والثالث. وهكذا.... أما إذا كان هذا المجال هو المجال الأخير، عندها، نفعّل Range , value through Highest، ونضع القيمة الأعلى للمجال ما قبل الأخير.

7 ــ نضغط المفتاح Continue، ثم OK.

رابعاً: التحقق من المصداقية والموثوقية (دراسة الصدق والثبات).

لا بد من القول أن الصدق والثبات سمتان متداخلتان متشاركتان من حيث الهدف والإجراءات، في المقياس، فهما دعامتاه، اللتان ترتكزان على أسس ومبادئ تسعى لتقوية المقياس وتجويد نتائج القياس لتحقيق أهداف الدراسه، ونتيجة الهدف المشترك وتداخل بنية ومكونات كل من الصدق والثبات، فإنه لا يمكن الفصل في العديد من المواقف بينهما. وللأهمية فإننا لا بد من المرور على مفهومي الصدق والثبات، وطرائق التعامل معها، بقدر ما يسمح لنا المكان.

سادساً: معنى صدق المقياس

يعَد المقياس صادقا عندما يقيس ما وضع لقياسه.. فعنوان المقياس لا يدل دائما علي ما يقيسه ، لذلك لا يمكن قبول أي مقياس إذا لم يكن لديه دليل علي أنه يقيس بالفعل الخاصية النفسية التي يشير إليها وتري(1982) Anastasi أن صدق المقياس يهتم بما نقيسه و أن يتم ذلك بكفاءة عالية ويعطي دلالة علي هذا القياس.ويضيف كل من Mahrens & Lehman (1978) أن الصدق هو الدرجة التي يكون عندها المقياس قادرا علي تحقيق أهدافه. ويضيف إسماعيل ألفقي (2005) أن الصدق هو الخاصية الوحيدة التي تحدد جودة المقياس وترتبط درجاته بالسلوك الفعلي الذي يهدف إلي قياسه (إسماعيل ألفقي 2005: 67-68).

طرق تحديد الصدق :

أن جميع طرق تحديد صدق المقياس تدراسه عن العلاقة بين أداء الأفراد في المقياس وبعض المعلومات والحقائق التي تتصل بالظاهرة النفسية موضع المقياس ، بحيث يمكن ملاحظتها في سلوك الأفراد بنفس المستو الذي يظهره الأفراد في أدائهم في المقياس.

والمقصود بالصدق إذا هو مدى الاطمئنان إلى أن المقياس النفسي يقيس بالفعل السمة المطلوب قياسها ويقيسها وحدها وينبغي أن تشير منذ البداية إلى فكرتين أساسيتين: أن الصدق شأنه شأن الثبات أمر نسبي تماماً بمعنى أننا لا نجد مقياساً صادقاً بشكل كامل والسبب أنه لا وجود عملياً للقدرات أو الخصائص النفسية أياً كانت بشكل نقي خالص أي بحيث تكون معزولة تماماً عن بعضها البعض وما يحدث هو أننا نحاول نظرياً وبشكل متعسف تماماً، أن نعزل القدرة أو الخاصية المراد قياسها عن بقية القدرات أو الخصائص المتشابكة معها في الواقع الفعلي المعاش.

أنواع الصدق، عديدة ومتنوعة، ومن أهمها:

أولاً: الصدق السطحي أو الظاهري Face Validity

المقصود بالصدق السطحي هو صدق المظهر العام للمقياس ويتحقق ذلك من خلال وضوح العبارات ودقتها فضلاً عن انطباق موضوعها على الهدف منها ومن الطبيعي. والصدق السطحي يعتمد على التقدير الذاتي للباحث والمختصين بإظهار الشكل.

ثانياً: الصدق المحتوى أو المضمون Content Validity

صدق المحتوى او المضمون هو الإجابة عن مدى قياس المقياس لخصائص الشيء المدروس ويقصد به فحص محتوى الاستبيان فحصاً منطقياً دقيقاً بغرض تحديد ما إذا كان يغطى بالفعل كل الأفكار التي تغطي السؤال أو الأسئلة الفرعية. وتبدأ عملية بناء الاستبيان عادة بمراعاة هذا النوع من الصدق. فعندما تبدأ بصياغة وإعداد العبارات والأبعاد، نقوم بتحليل المشكلة ووضع السؤال العام وأسئلته الفرعية التي تحدد هذه المشكلة، التي إجاباتها تتيح الكشف عن حل عناصر المشكلة ومكوناتها الأساسية بحيث تصبح عبارات الاستبيان بمثابة العينة الممثلة حقاً لهذه الأسئلة (العام والفرعية) والمكونات جميعاً . وهنا مطلوب من الباحث أن يقوم بفحص مضمون المقياس فحصا دقيقا لتحديد ما إذا كان محتوي المقياس يشتمل بالفعل عينة ممثلة لميدان السلوك الذي سوف يقوم المقياس بقياسه أم لا؟.

وبعض أنواع المقاييس لابد أن يتضمن مجتمع الأصل كله مثل الاختبارات التحصيلية المقننة والاختبارات المرجعية للمحك، ولكن في مجال الظواهر النفسية يصبح الأمر أكثر صعوبة في تحديد ما إذا كانت عينة السلوك التي يشتملها المقياس تنتمي إلي مجتمع الأصل السلوكي أم لا.

و لذلك يحتاج الأمر إلي تحليل دقيق منتظم للتأكد من انتساب عينة السلوك إلي مجتمع الأصل.

خطوات إجراء صدق المحتوى

- إعداد وتحليل محتوى الظاهرة محور الدراسة
- صياغة الفقرات
- عرض الفقرات ونتائج تحليلها على مجموعة من الخبراء في ميدان الدراسه لمعرفة مدى مناسبة الفقرات وسلامتها وانتمائها للظاهرة المقاسة
- أحيانا يقوم الباحث بإعداد كشف يتكون من درجات للخبراء لوضع تقيمهم عليه

مثال : الفقرة مناسبة 10 9 8 7 6 5 4 3 2 1 اللغة سليمة 10 9 8 7 6 5 4 3 2 1

ثالثاً: الصدق الذاتيIntrinsic Validity

ويطلق عليه أحياناً دليل الثبات ويعتمد هذا النوع من حساب الصدق على مفهوم مؤداه أن صدق الاستبيان يعنى تطابق أو اقتراب الإجابات الفعلية التي حصلنا عليها، والإجابات الحقيقية المفترض حصولنا عليها لو كان الاستبيان نموذجاً وطالما أن ثبات المقياس في جوهره معامل ارتباط نتائج الإجابات بنفسها إذا ما أعيد إجراء المقياس على نفس المجموعة فإن الصدق الذاتي يمكن التوصل إليه إحصائياً وذلك بحساب الجذر التربيعي لمعامل ثبات الاستبيان وهو يعد بمثابة الحد الأقصى لما يمكن أن يصل إليه معامل صدق المقياس

رابعاً: الصدق التنبئيPredictive Validity

الصدق التنبئي هو مقياس لمدى قدرة المقياس على التنبؤ بنتيجة معينة في المستقبل ويتم التحقق من الصدق التنبئي للاستبيان بمقارنة درجات المفحوصين على مقياس معين بسلوكهم التالي للمجتمع الأصلي ثم نتابع أفراد هذه العينة إلى أن نتوفر لدينا المعلومات التي تمكننا من تحديد مدى اتفاق الدرجات التي حصلوا عليها من الاستبيان مع النتائج التي تمت ملاحظتها ورصدها بالفعل. ومن أبرز المحكات العملية المستخدمة لحساب الصدق التنبئي نستطيع أن نشير إلى التحصيل المدرسي والأكاديمي وخاصة بالنسبة لاختبارات الذكاء وبطاريات الاستعدادات الفارقة وكذلك بعض اختبارات الشخصية كما نستطيع أن نشير كذلك إلى السلوك الفعلي في مجالات العمل والزواج كمحك لقياس الصدق التنبؤي خاصة بالنسبة لمقاييس التوافق.

خامساً:_الصدق المرتبط بالمحكات :

يدل الصدق المرتبط بالمحكات criterion – related validity علي أن المقياس له قدرة علي التنبؤ بسلوك المفحوص في مواقف محددة أو أنه يستطيع تشخيصيها.

سادساً: الصدق التلازميConcurrent Validity

وهو قدرة المقياس للتمييز بين الأفراد المختلفين، ويستهدف الصدق التلازمي محاولة رصد العلاقات بين درجات المقياس ومؤشرات السلوك الفعلي القائم في نفس الوقت تقريباً، وهو بذلك يمكن أن يعد سبيلاً للتغلب على مشكلات الصدق التنبؤي وما يتطلبه من وقت طويل .

ويثير الصدق التلازمي من الناحية المنهجية مشكلتين :

أن معاملات الارتباط مهما ارتفعت أو انخفضت لا تقدم أي إجابة فيما يتعلق بالسببية أو العلية، وبالتالي فإن الصدق التلازمي إنما يشير في النهاية إلى علاقة اقترانية فحسب في حين أن الصدق التنبؤي فيما يرى البعض أقرب إلى تضمن العلاقة السببية .

يطرح بعض المتخصصين تساؤلاً مؤداه، إذا ما كان لدينا المؤشر أو المحك العملي الذي نطمئن إليه والذي نعتمد عليه في حساب الصدق التلازمي لمقياس معين، فما جدوى المقياس أصلاً في هذه الحالة ؟ ورغم صحة هذا التساؤل فإن قيمة المقياس تظل فيما يوفره من جهد كبير يستغرقه عادة رصد المؤشرات أو المحكات العملية .ومن الناحية العملية فإن حساب الصدق التلازمي يتم عادة بإحدى الطرق التالية :

[1]طريقة المجموعات المتضادة :

[2]طريقة التقديرات :

[3]الاعتماد على المقارنة باختبارات محكية مجربة على موضوع مماثل أخرى:

وعن بعض الطرائق لحساب الصدق التلازمي نسوق هذا المثال:

قام باحث بإعداد مقياس ذكاء ويريد حساب دلالات صدق هذا المقياس

يقوم بتطبيق مقياسه

يقوم بتطبيق مقياس آخر من اختبارات الذكاء المعروفة

يقوم بتبويب البيانات ووضعها في برنامج التحليل الإحصائي SPSS

يقوم بحساب معامل ارتباط بيرسون بين الاختبارين

إذا كان معامل الارتباط قوياً بين الاختبارين وذا دلالة عندها نقول انه يوجد صدق تلازمي للمقياس.

سابعاً: الصدق بحساب <u>التحليل العاملي factor analysis</u> :

هذا الأسلوب من اكثر الأساليب استخداما في دراسة صدق التكوين الفرضي. جوهره الإحصائي يقوم علي تصفية معاملات الارتباط حتى لا يبقي إلا الارتباطات الأكثر قوة و تتجمع هذه الارتباطات في تجمعات ذات ارتباط عالٍ يطلق عليها العوامل. و بالتالي عندما نقوم بإجراء تحليل عاملي على المقياس الذي قمنا بإعداده وارتباطه بالاختبارات المتشابهة وغير المتشابهة ووجدناه يتجمع في عوامل مشتركة مع الاختبارات التي

تقيس نفس الظاهرة يصبح هذا المقياس صادقا عامليا ، وهو أقوى أنواع الصدق.و هو يساعد علي تنقية الاختبارات من مفردات أو أبعاد لا تنتمي لمجال القياس.

تقنين المقياس standardization :

يقصد به أنه لو استخدمه أفراد عاديون؛ و سوف يتبعون نفس قواعد التطبيق والتصحيح ، وتطبيقه في أوقات مختلفة على نفس الأفراد لن يؤدي ذلك إلي اختلاف وضعهم التصنيفى من تطبيق لأخر. فالتقنين يعني توحيد الظروف والشروط التي يتم فيها تطبيق المقياس.

أثر ثبات المقياس علي صدقه :

المقياس الذي يحصل على مستوى ثبات مرتفع يمكن أن يكون صادقا. والمقياس الذي يفتقر للثبات لا يمكن أن يكون صادقا.

صدق المقياس / الاستبيان

الإجراءات المتبعة

هناك أنواع عديدة ومتنوعة للصدق، والسبب هو الهدف من الصدق وبيئة وهدف السمة المقاسة، والأساليب والطرائق التي ننظر فيها إلى الدراسه. وكنا قد ذكرنا بعض الإجراءات التمهيدية لترتيب الاستبيان، منها:

أولا: القيام بمناقشة منطقية لمكونات أبعاد الدراسه ومكوناتها وأهدافها، وكذلك مطابقة نتائج تحليل سؤال الدراسه المركزي، وأسئلته الفرعية، مع المجالات وأبعاد أهداف الدراسه

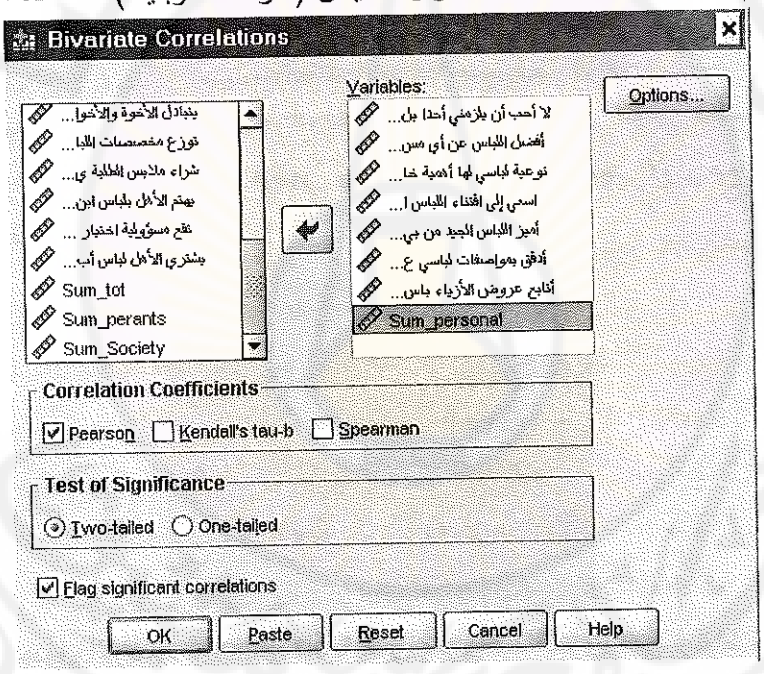
ثانيا: إنتاج عبارات تعبر وتكون المضمون والمحتوى النظري والبنيوي للإجابة عن لأسئلة الفرعية والتي يبنى فيها الاستبيان، هذا المحتوى يعرض على محكمين مختصين للتأكد من صدقه ومنطقيته. وكتابة مجالاته ذات الصلة والمتوافقة مع الأسئلة الفرعية لمشكلة الدراسه، كما حددنا المتغيرات المستقلة المؤثرة في مشكلة الدراسه. وهنا نحن لسنا بحاجة أن نذكر كل ما يحيط بالمشكلة بشكل عام، وأن نضع جزئيات المشكلة، في مكانة وتقدير أكبر من حجمها.

وبعد التحكيم حذفنا وعدلنا.....، ثم أخرجنا المقياس الأداة.

ثالثاً : حساب الصدق المحكي

أـ **الصدق التلازمي** يرتكز احتسابه على الصدق المحكي الذي يرتكز على حساب معامل الارتباط بين درجات المفحوصين على الأداة التي نبنيها والمقياس الثاني (المحك)، وهذان المقاسان لا بد لهما من أن يكونا ذا هدف ومجال مشترك. إلا أن هذا صعب تحقيقه، لأن الدراسه الذي نقوم بإنجازها يجب أن تكون حديثة وبالتالي غير مكررة، والمحك هو ليس كذلك، إلا في بعض المقاييس المقننة المعتمدة في القياس النفسي. لذلك قد وجد الباحثون أسلوبا آخر ليس بمستوى المطلوب، لكنه مقبول، وهو دراسة ارتباط العبارات مع نتائج إجابات العبارات ككل أي مع موضوع الدراسه. ومع مجالات العبارات. ويتم ذلك وفق الخطوات التالية:

بشكل عام تتكون خطوات دراسة محتوى المقياس (مفرداته، وبنيته) المتعددة الأبعاد

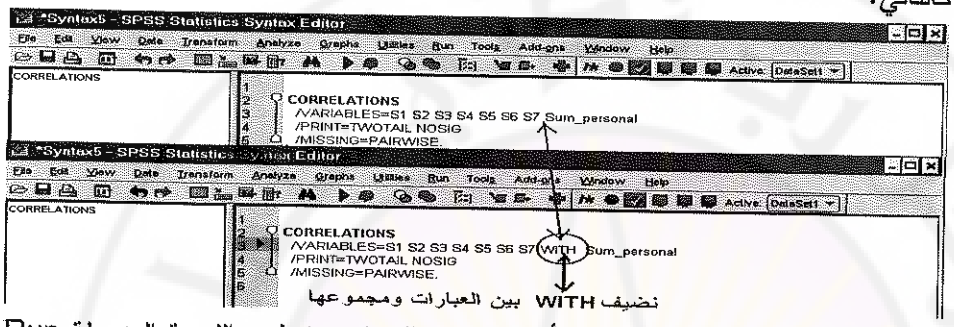


من مرحلتين: مرحلة تتعلق بدراسة قوة ارتباط كل مفردة من كل بعد مع مجموع درجات هذا البعد. في المرحلة الثانية دراسة قوة ارتباط كل مفردة من المقياس مع المجموع الكلي للمقياس (الاستبيان). سنقوم أولاً بتنفيذ خطوات المرحلة الأولى، نكررها على الأبعاد الأخرى مع اختلاف البيانات:

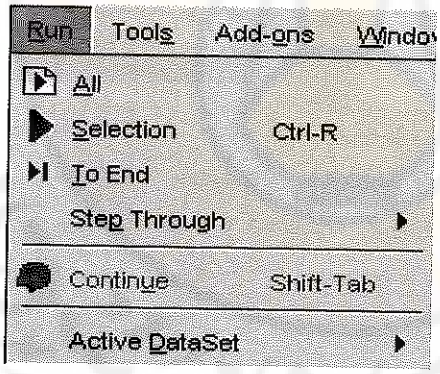
1ـ Analyze .... Correlate ... Bivariate

2 ــ اختر في كل مرة مفردات البعد (الأول، أو الثاني...) مثلاً : البعد الأول وهو البعد الشخصي الذي عباراته S1,S2,S3,S4,S5,S6,S7. وأضيف إليها مجموع البعد الشخصي : Sum personal

3 ــ اضغط على مفتاح Paste، في أسفل مربع الحوار فيظهر صندوق الحوار كالتالي:



4 ــ نفعّل الخيار Run من شريط أدوات مربع الحوار، فتظهر اللوحة المنسدلة Run وفيها نضغط الخيار All، فيظهر جدول ارتباط فقرات البعد الأول مع المجموع الكلي لكل بعد.



5 ــ من جدول الارتباط Correlations الذي يحوي فيما يحوي على ارتباط كل مفردة مع مجموع بعدها.

المفردة	S1	S2	S3	S4	S5
الارتباط	0.529	0.519	0.622	0.567	0.193

من الملاحظ أن الارتباط بين المفردة ومجموع مفردات مجالها يتوزع بين صفر و0.537 أي بين ضعيف جداً وجيد.

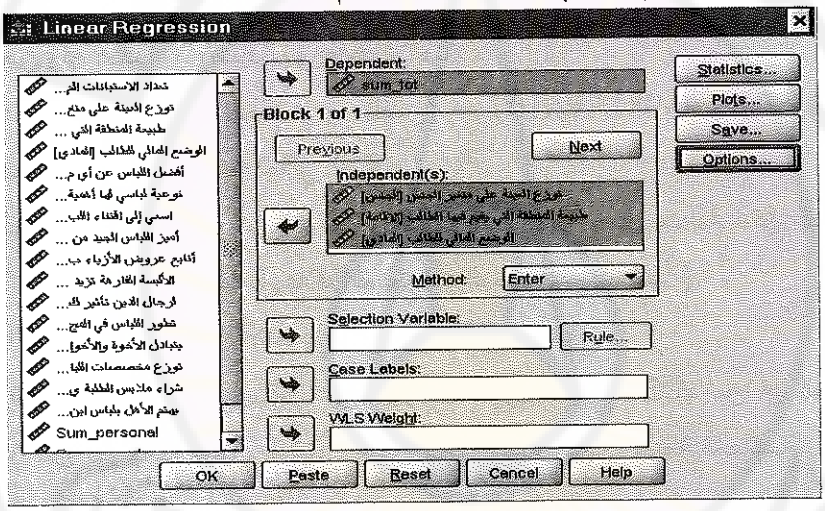
نتابع نفس الخطوات بالنسبة للمجالين الثاني والثالث وعباراتهما، ونستفيد من هذا الإجراء بمعرفة قوة المفردة في مجالها.

كما نقوم بحساب ارتباط كل مفردة من الاستبيان مع المجموع الكلي للعبارات، فنجد:

S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8	S9	S10	S11	S12
0.55	0.33	0.62	0.42	0.01**	0.55**	0.43	0.64	0.45	0.09	0.43	0.28

من الملاحظ أن قوة الارتباطات قد اختلفت بين قوة المفردة وبعدها، والمفردة والمجموع الكلي، كما أن قوة الارتباط بين المفردات والمجموع العام توزعت بين (0.01، 0.62).

ب ــ **الصدق التنبؤي** : الذي نتحقق منه باستخدام:



ــ قوانين واختبارات الانحدار أو التراجع :

وهنا لا بد من حساب معادلة الانحدار ع/ ط Linear .... Regression

فنحصل على مربع

حواره وفيه ننقل Sum_tot إلى مستطيل Dependent، كما ننقل المتغيرات المستقلة إلى مربع Independent(S)، ثم نضغط على المفتاح OK.

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	30.107	3.786		7.951	.000
	توزع العينة على متغير الجنس	.981	1.101	.090	.891	.375
	طبيعة المنطقة التي يقيم فيها الطالب	.150	.698	.022	.215	.831
	الوضع المالي للطالب	1.713	1.529	.115	1.121	.265

a. Dependent Variable: sum_tot

فنحصل على الجدول Coefficients

الذي نجد في عموده الأول Model قيماً عددها بعدد المتغيرات المستقلة زائد واحد العدد الإضافي هو العدد الثابت والذي من هذه الأعداد نركب معادلة الانحدار (التنبؤ): كل متغير وله عدده، بالإضافة إلى العدد الثابت

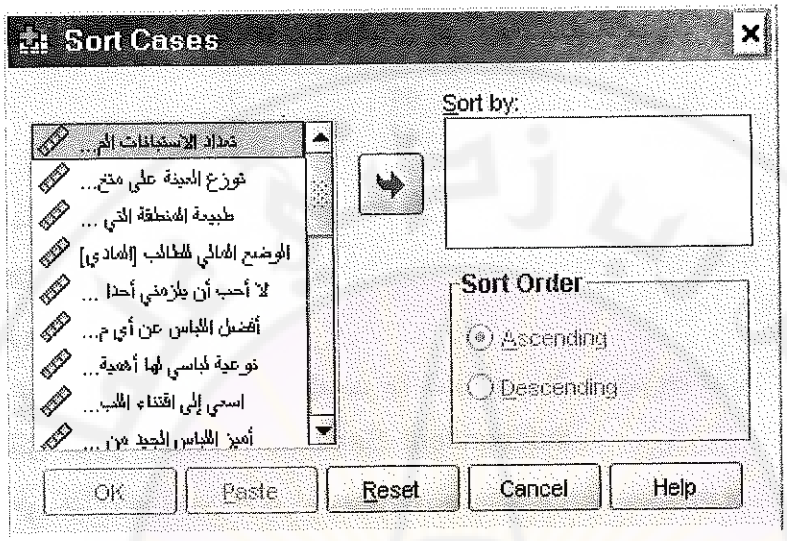
مثال : معادلة دراسة (اتخاذ قرار اللباس) = 30.107+0.981 جنس + 0.15 المنطقة – 1.713 الوضع المالي للطالب

أربع قيم هي العدد الثابت، وأمثال متغير الجنس، وأمثال متغير منطقة سكن الباحث، وأمثال الوضع المالي للباحث.(علاقة المتغيرات المستقلة مع بعضها).

وبهذه الأرقام نركب معادلة الانحدار التي تأخذ الشكل السابق.

ج ــ **الصدق التمييزي** : ويناقش عن طريقة الفرق المتكاملة للتأكد من أن المقياس يميز بين الدرجات العليا والدنيا، أو من خلال مقياس يقيس السمة المعاكسة. أو من خلال مكانة المفردات / الفقرات في مواقعها المرتبطة معها بأقوى علاقة ارتباط، وسنأخذ مثالاً عن دراسة الخطوات الصدق التمييزي بين الدرجات العليا والدنيا، ونترك الأمثلة للخطوات الأخرى في مكان آخر. فمثلاً إذا أردنا دراسة الصدق التمييزي للمقياس (فيما إذا كان المقياس قادراً على التمييز)، لا بد أن يكون لدينا متغيراً تابعاً هو النتيجة التي حصلنا عليها من إجراء القياس بهذا المقياس، وما علينا سوى ترتيب النتيجة تصاعدياً أو تنازلياً، ثم نأخذ ما يعادل من 20% ــ 25% من أعلى وأدنى قيم الدرجات، ونسمي أحداها الفئة الأولى، والثانية الفئة الثانية، ووضع هذه الدرجات في عمود في واجهة Data view وبجانبها عمود

أخر يحوي تشفير يدل على توزع انتماء الدرجة إلى المجموعة الأولى أو الثانية، حيث اعتبرنا أن رمز[للمجموعة الأولى (1)، للمجموعة الثانية(2)].



ثم نتحقق من الفرضية القائلة : لا يوجد فرق بين متوسط درجات المجموعة العليا ودرجات المجموعة الدنيا، ولهذا نطبق اختبار Independent- T-Test Samples ، وبمقارنة Sig مع مستوى الدلالة 0.05، فإذا كانت Sig > 0.05 كان المقياس لا يميز، وإذا كانت Sig < 0.05 كان يتمتع بالصدق التمييزي. مثلاً إذا كان عدد إفراد المجموعة 103، سآخذ 21 رقما أعلى ومثله أخفض من المتغير المجموع الكلي، بعد ترتيب قيم المتغير التي تتم وفق التالي: Data ...Sort cases

فيظهر مربع الحوار التالي:

ننقل المتغير الذي نريد ترتيبه من الأسفل إلى الأعلى Ascending أو من الأعلى إلى الأسفل Descending، وهنا المتغير الذي نريد ترتيبه هو المجموع الكلي للقيم Sum_tot. وبالضغط على OK.

يقوم البرنامج بترتيب القيم، من الأعلى إلى الأدنى أو بالعكس، ننقل 42 قيمة إلى عمود جديد (نصفهم أعلى القيم والنصف الآخر أخفض القيم)، وفي عمود ثان مجاور

نضع قيم متغير آخر له قيمتين للبيان على تابعية القيمة للقيم العالية والمنخفضة، (مثلا : 1 للقيمة العالية، 2 للقيمة المنخفضة).

High_Lese	group
44	1
47	1
47	1

فيكون لدينا جدولين :

الأول High_lese والثاني group

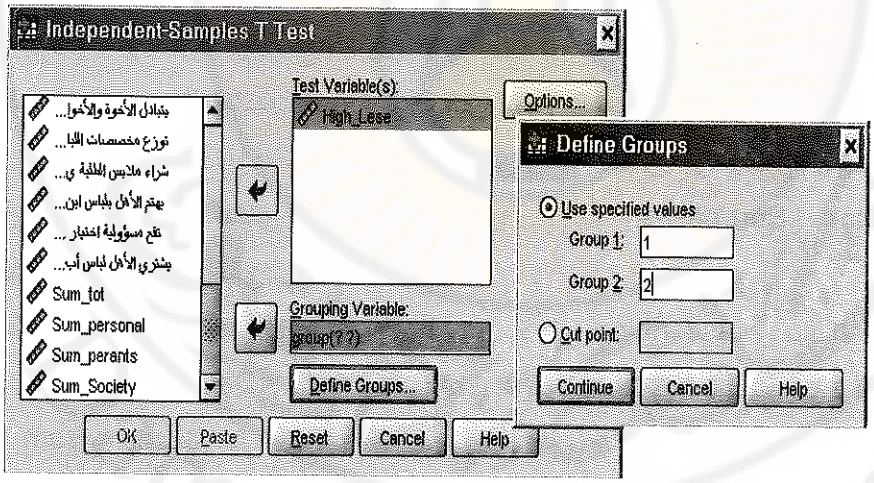
نختبر الفرضية :

لا يوجد فرق بين متوسط درجات المجموعة العليا ودرجات المجموعة الدنيا

ولهذا نطبق اختبار Independent-Samples T-Test

نحصل على هذا الإجراء من الإجراء :

Analyze ..... compare .... Means .... Independent-Sample. T-Test



وفي مربع حوار نضع Independent-Sample. T-Test المتغير التابع High_lese، كما نضع المتغير المستقل group في مستطيل groping variable، وبالضغط Define Groups، يظهر مربع حوار آخر يطلب التعريف بفئات المتغير

المستقل والتي هما (1، 2)، والمبينة بالشكل المجاور :وبالضغط على Continue ، ثم OK.

Independent Samples Test

	Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
								95% Confidence Interval of the Difference	
	F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
Sum_tot Equal variances assumed	.123	.727	-.106-	101	.916	-.120-	1.129	-2.360-	2.120
Equal variances not assumed			-.106-	83.068	.916	-.120-	1.130	-2.367-	2.127

وعندها يعطي البرنامج عدة جداول مخرجات نأخذ من الجدول Independent Samples Test مستوى الدلالة التي نجدها أقل من 0.05، عندها نرفض الفرضية، ونقبل الفرضية البديلة : يوجد فرق بين متوسط الدرجات، وهنا نستنتج أن المقياس (الأداة) قادر أن يفرق (يميز) بين قيم الفئتين. إذا الاستبيان يصدق بالتمييز (الصدق التمييزي).

رابعاً: الصدق البنيوي (بنية المحتوى) :

إن صدق المحتوى البنيوي مفهوم شامل لكافة أنواع الصدق الأخرى. و يعد الصدق البنيوي شرطًا ضروريًا للاختبارات النفسية والتربوية. كما يعتمد الصدق البنيوي على التحليل المنطقي والوسائل التجريبية والإحصائية، والإجراءات هنا ليست قليلة ومن أهمها:

ـ القيام بدراسة قوة المفردة من حيث ارتباطها مع أقرانها و مع مجموعاتها (البعد الذي يحويها)، ومع المجموع العام، بتعبير آخر قوة ارتباط المفردات بالمقياس (الذي يتشكل من حيث التشكيل من كلها)، وهذا ما قمنا به عند دراسة الصدق المحكي. والآن لا بد من زيادة قوة الارتباط، وليتم هذا ندراسه عن العبارات التي تنقص الارتباط وندرسها، لحذفها أو تعديلها، نحذفها إذا كان حذفها لا يؤثر على الاستبيان. أي نزيد من الاتساق الداخلي (قوة المفردات من حيث ارتباطها مع بعضها البعض،

وقوتها مع المجموع (العام والبعد الذي يحويها)، وبالتالي قدر ارتباط العبارة مع الاستبيان)، وهي مرحلة مشتركة بين الصدق والثبات. أي سنسعى إلى رفع قوة اتساق المفردات وارتباطها بعضها ببعض لتقوية بنية المقياس ومحتواه. وسنقوم بالإجراءات عند دراسة الاتساق الداخلي عند دراسة الثبات.

التحليل العاملي Factor analysis:

يسعى الباحث من خلال التحليل العاملي لتقليل البيانات، فهو يتعامل مع مجموعة كبيرة من المتغيرات، ويسعى لتقليل البيانات أو تلخيصها باستخدام مجموعة أصغر من العوامل أو المكونات. من هنا ظهر أهمية استخدام التحليل العاملي في الاستبيانات، فبعد أن نتأكد من أن بنود الاستبيان قد أحاطت بأبعاد البنود التي تشكل الاستبيان(والتي يطلق عليها هنا المتحولات)، نقوم بالتحليل العاملي.

ولهذه التقنية ثلاثة استخدامات:

1ـ فهم البنية لمجموعة من المتحولات.

2ـ بناء الاستبيان لقياس متحول قاعدي (أبعاد هدف الاستبيان أم جزء منه).

3ـ تخفيض مجموعة البيانات إلى حجم قابل للإدارة مع المحافظة قدر الإمكان على المعلومات الأصلية. نستخرج عادة الارتباط بين كل زوج من المتحولات أو الأسئلة، أو البنود. ونضعها في مصفوفة تدعى المصفوفة R (R-matrix). وتكون جميع العناصر القطرية في المصفوفة R تساوي 1 لأن كل متحول يرتبط بنفسه بشكل كامل. أما العناصر غير القطرية فهي معاملات الارتباط بين أزواج المتحولات، ولا تبلغ قيمة ارتباط أي زوج العدد واحد (1)، بل أقل من الواحد. وأن وجود تجمعات لعوامل الارتباط الكبيرة بين مجموعات جزئية من المتحولات حول بعضها يشير إلى أن هذه التجمعات قد يعتمد عليها لتشكل المتحولات التي يمكن أن تقيس أحد معالم البعد القاعدي (عامل / بعد / متحول) في الاستبيان. تدعى هذه الأبعاد القاعدية بالعوامل (Factors)، التي مجموعها يكون هدف الاستبيان، ونظراً لكثرة هذه العوامل ومتطلبات التعامل مع الأعداد الكبيرة من العوامل(من جهد ووقت، وصعوبة في بعض الأحيان)، مقابل التعامل مع الأعداد الأقل، لذا نسعى إلى تقليص عددها، والتقليص أسسه وشروطه التي أهمها الارتباط بين المتحولات،

وقدرة الباقي من العوامل تفسير أكبر نسبة من هدف الاستبيان. وبالتالي يلعب هذا الأسلوب دور مقدم الاقتراح الذي يسهل التعامل على أن يقوم الباحث بتقرير مدى توافقية المقترح مع متانة الاستبيان ودورها بالإحاطة من هدفها كأداة رصينة وقادرة على قياس ما وضعت لأجله.

وبذلك يمكن القول :إن التحليل العاملي يقوم بتقليص العدد مع توخي تفسير المقدار الأعظمي من التباينات التشاركية في مصفوفة الارتباط واستخدام العدد الأدنى من المفاهيم التي نكتشف ونستدل بها على مجموعة البيانات وارتباطاتها، ولو أدى ذلك إلى دمج مفاهيمها وتغيير أسمائها مع البقاء على مدلولاتها.

ونستدل على العامل من ارتباطاته العالية ببنود الاستبيان، حيث يتكون من بند أوبعد أو أكثر، أي متحولٍ أو أكثر. وبشكل نظري يكون لمتحول ما إحداثيات كبيرة على أحد المحاور، وإحداثيات صغيرة من أجل بقية العوامل. ويدل هذا الواقع على أن هذا المتحول يتعلق بالعامل الذي يرتبط معه بعلاقة قوية، ومنها سيتحدد أن المتحول يرتبط بعامل واحد فقط. وعندما تتجمع عدة متحولات بإحداثيات كبيرة على نفس المحور وفي منطقة واحدة، نستدل على أن هذه المنطقة هي منطقة عامل ما (له اسم ودلالة)، وأن هذا العامل يفترض أنه يقيس بعد قاعدي مشترك معين تكويناته تلك المتحولات. وتدعى إحداثيات المتحول على محور التصنيف بتحميل العامل (Factor loading). وبالتالي نعتبر قيمة العلاقات بين المتحولات وهذا العامل على أنها معامل Pearson للارتباط بين عامل ما ومتحول ما.

إذا يمكن استخدام التحليل العاملي لتقليل عدد كبير من المتغيرات المرتبطة إلى عدد أصغر يمكننا التحكم فيها، لاستخدامها في تحليل التباين متعدد المتغيرات MANOVA، أو الانحدار المتعدد.

ملاحظة: من الشائع عند التحليل العاملي استخدام مصطلح عامل، وكلمة عامل في الإحصاء بشكل عام لا تنسجم عم ما يشار إليه هنا، لأن المقصود هنا به الدلالة على مكونات أو مجموعة أو كتلة من المتغيرات المرتبطة، في حين تشير في أساليب تحليل التباين إلى المتغير مستقل أو الفئوي، وعلى الرغم من التلاقي في بعض الجوانب الوظيفية للتسمية الواحدة، إلا أنهما غير متطابقين تماماً لذا كان هذا التوضيح.

خطوات التحليل العاملي:

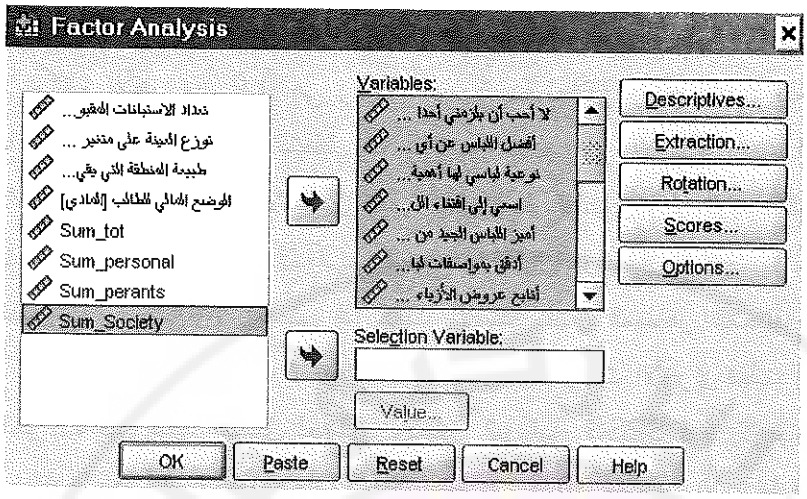
خطوات التحليل العاملي ثلاث:

الخطوة الأولى: تقييم مدى ملائمة البيانات للتحليل العاملي:

لكي تكون البيانات ملائمة للتحليل العاملي، ندقق في حجم العينة، وقوة العلاقة بين المتغيرات (أو البنود)، والنصيحة العامة بالنسبة لحجم العينة، أنه كلما زاد حجم العينة كان أفضل، لأن العينات الكبيرة أكثر موثوقية، وحساسية تجاه بيان الدلالة الإحصائية، بالرغم من عدم وجود اتفاق حول العدد، فالبعض يربط العدد بالتشبع والآخر يربطه بعدد بنود المقياس، وفي كل الأحوال يرى الكثير من الإحصائيين أن عدد العينة يجب أن لا ينقص عن 150 فرداً، والسبب هو ألاّ يقل عدد المشتركين عن 10 أفراد لكل متحول، ويرى المختصون أنه إذا كان لعامل ما 4 قيم تحميل تزيد عن 0.6 (ارتباطها بالنسبة لعاملها) على الأقل فإن العامل موثوق بغض النظر عن حجم العينة، والعوامل التي فيها 10 قيم تحميل تزيد عن 0.4على الأقل تكون موثوقة، أما العوامل التي فيها عدد قليل من قيم التحميل المنخفضة فلا يجب تفسيرها ما لم يزيد حجم العينة على 300 فرداً، وبهذا وفي كل الأحوال أنه يجب أن يكون عدد العينة عند التحليل ألعاملي بين 150 ــ 300 فرداً على الأقل. وهناك مقاربة أخرى وهي استخدام معيار Kaiser – Meyer – Olkin (KMO) لكفاية أخذ العينات. يمكن حساب KMO للمتحولات المنفردة والمتعددة، ويمثل نسبة مربع الارتباط بين المتحولات إلى مربع الارتباط الجزئي بين المتحولات. وتتراوح قيمة KMO بين الصفر والواحد. وتدل القيمة صفر على أن مجموع الارتباطات الجزئية كبيرة جداً مقارنة بمجموع الارتباطات، مما يدل على أن انتشار واختلافات كبيرة بين الارتباطات، عندها من المحتمل أن يكون التحليل العاملي غير المناسب. أما القيم القريبة من الواحد، فتدل على أن الارتباطات عالية ومضغوطة نسبياً ولذلك يبشر بإمكانية أن يبين التحليل العاملي عن عوامل منفصلة وموثوقه. ويرى Kaiser أن القيم الناتجة عن اختباره والتي تكون نحو (0.5) على أنها بالكاد مقبولة (أما القيم الأصغر فيجب أن تدفعنا باتجاه جمع بيانات أكثر أو إعادة التفكير بالمتحولات الواجب تضمينها في التحليل). أما القيم بين 0.5 و

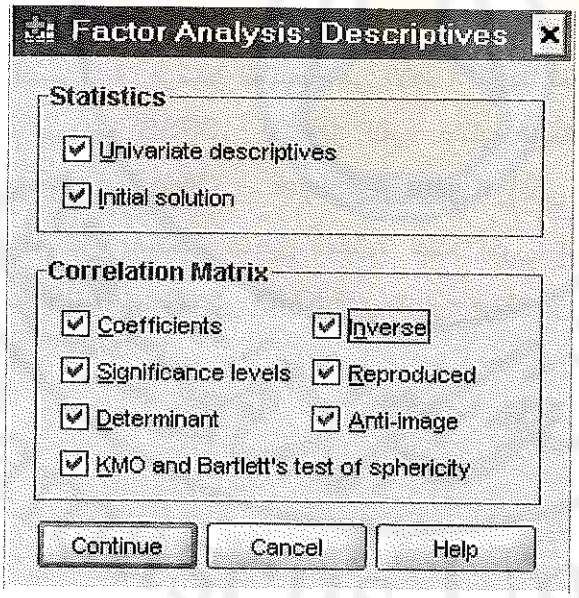
0.7 فهي متواضعة، والقيم بين 0.7 و 0.8 هي جيدة، والقيم بين 0.8 و 0.9 هي ممتازة، والقيم الأكبر من 0.9 هي رائعة. أما بالنسبة لعلاقة ارتباط البنود ببعضها، فأول ما يجب فعله عند تنفيذ التحليل العاملي هو النظر إلى الارتباط المتبادل بين المتحولات، فإذا كانت أسئلة الاستبيان تقيس نفس البعد القاعدي (أو الأبعاد القاعدية في حال كنا نقيس العلاقة بين الأبعاد)، فنتوقع أن تكون مرتبطة مع بعضها البعض (لأنها نقيس نفس الشيء)، وحتى إذا كانت الأسئلة تقيس المظاهر المختلفة لنفس الأشياء. فإذا وجدنا أي متحولات لا ترتبط مع أي من المتحولات الأخرى فعلينا استثناء هذه المتحولات قبل تنفيذ التحليل لعاملي. ويختبر البرنامج SPSS قوة الارتباط بين البنود، وعندها يجب ألّا تتجاوز معاملات الارتباط عن 0.3، ومع أن الارتباط الخطي المتعدد المعتدل لا يعتبر مشكلة في التحليل العاملي، فمن المهم تجنب ارتباطات المتحولات فيما بينها التي قيمها عالية (المتحولات مترابطة بشكل مرتفع جداً) والشذوذ (المتحولات المترابطة بشكل تام)، وكما في حالة الانحدار، وبالتالي من المفيد حذف المتحولات التي لا ترتبط مع المتحولات الأخرى أو التي ترتبط بشدة مع المتحولات الأخرى كأن يكون ارتباطها قريب من الواحد مثل (R>0.8).[R قيم الارتباط والتي نجدها في مصفوفة]. كما ينبغي التأكد من أن للبيانات توزيعاً طبيعياً، وأنها مقيسة على مستوى الفتري / النسبي، إن فرضية الطبيعية هي الأهم إذا أردنا تعميم النتائج خارج إطار العينة. ويقدم البرنامج SPSS، اختبارين لتقييم عاملية البيانات، هما اختبار Barlett للتكورية، ومقياس Kaiser – Meyer – Olkin (الذي يعرف اختصاراً KMO) لكفاية العينة. نقوم باستخدام التحليل العامل، عندما يكون: اختبار التكورية ذا دلالة (P أصغر من 0.05)، ومؤشر KMO الذي تتراوح قيمته بين الصفر والواحد، أن لا تقل عن 0.6.

تنفيذ التحليل :



نفتح مربع الحوار Analyze ... Dimension Reduction ... Factor فنحصل على مربع الحوار Factor Analysis، وفيه ننقل المتحولات (البنود) التي نريد تضمينها في التحليل، بعد استبعاد البنود التي عليها إشكاليات، إلى مربع Variables، ومن هنا نقوم بتفعيل خيارات والدراسه عن اختبارات أهمها:

1 ـ اختر Descriptives حيث يتم فتح مربع الحوار Factor Analysis

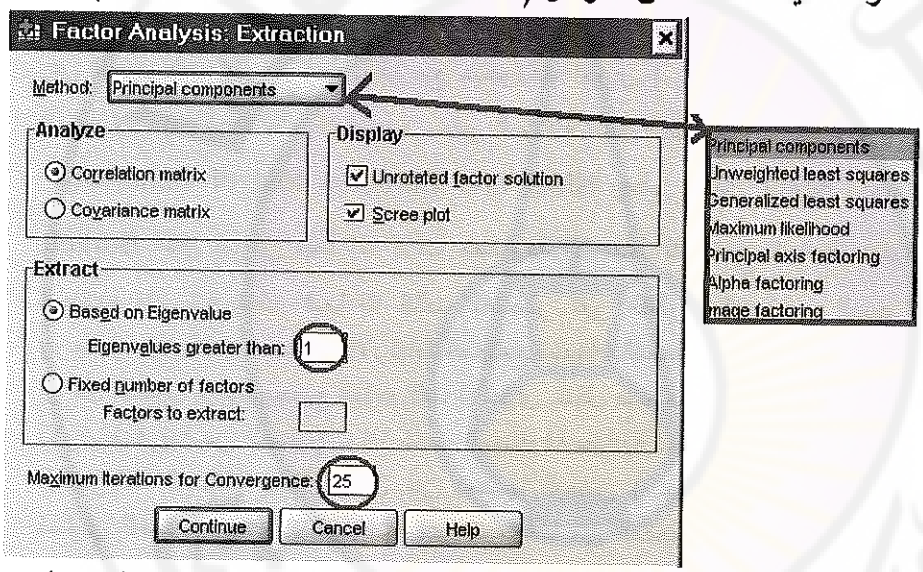


الذي نفعل فيه الخيارات التالية:

- Univariate descriptives للحصول على قيم المتوسط والانحراف المعياري لكل متحول. أما بقية الخيارات فيتعلق معظمها بمصفوفة الارتباط للمتحولات (المصفوفة R).
- معاملات Coefficients المصفوفة R .
- Significance Levels يعطي مصفوفة تحوي قيم الدلالة لكل معامل ارتباط في المصفوفة.R
- Determinant يعطي الحساب المحدد للمصفوفة R، من أجل اختبار الارتباط الخطي المتعدد أو الشذوذ. (يجب أن تكون قيمة المحدد للمصفوفة R، أكبر من 0.00001، وإذا كانت القيمة أصغر من ذلك فيجب الدراسه في مصفوفة الارتباط عن المتحولات التي ترتبط بشدة مع متحولات أخرى (R>0.8) وحذف أحد المتحولات (أو عدة متحولات حسب مدى المشكلة) قبل المتابعة.
- KMO and Bartlett,s test of Sphericity يعطي معيار KMO واختبار Bartlett الذي يدرس فيما إذا كانت مصفوفة الارتباط للمجتمع تشبه المصفوفة الحيادية (أي أنه يختبر فيما إذا كانت العناصر غير القطرية قريبة من الصفر)، ووجد أنه إذا كانت مصفوفة الارتباط للمجتمع شبيهة بالمصفوفة الحيادية فهذا يعني أن كل متحول يرتبط بجميع المتحولات الأخرى بشكل ضعيف جداً (جميع معاملات الارتباط قريبة من الصفر). وإذا كانت المصفوفة حيادية تماماً فهذا يعني أن جميع المتحولات المستقلة بشكل كامل عن بعضها البعض (جميع معاملات الارتباط تساوي الصفر). وبما أننا ندراسه عن تجمعات من المتحولات التي تقيس أشياء متماثلة فمن البديهي أن هذا الوضع فيه إشكالات، فإذا لم تكن المتحولات مترابطة فلن تكون هناك تجمعات يمكن العثور عليها.
- Reproduced الذي يعطي مصفوفة ارتباط بناءً على النموذج (بدلاً من البيانات الفعلية). وتشير الفروق بين هذه المصفوفة ومصفوفة الارتباط المبنية على البيانات الفعلية إلى البواقي للنموذج. يعطي برنامج SPSS هذه البواقي في الجدول السفلي للمصفوفة المعاد إنتاجها، ونرغب أن يكون هناك عدد صغير نسبياً من القيم التي تزيد على 0.05، و يعطي برنامج SPSS ملخصاً لعدد البواقي التي تزيد على 0.05.

- Anti-Image مصفوفة الصورة المعاكسة للتباينات المشتركة والارتباطات. تحوي هذه المصفوفات قياسات كفاية أخذ العينات لكل متحول على قطرها الرئيسي، والقيم المعاكسة (السلبية) للارتباط الجزئي / التباينات المشتركة في العناصر غير القطرية. يجب أن تكون قيم جميع العناصر القطرية أكبر من 0.5، أما العناصر غير القطرية فيجب أن تكون صغيرة جداً (قريبة من الصفر) في نموذج جيد.
- عند الانتهاء من تحديد الخيارات المطلوبة (يفضل اختيارها جميعها)، أنقر مفتاح Continue للعودة إلى مربع الحوار الرئيسي.

الخطوة الثانية : استخلاص العوامل (Factor Analysis : Extraction)



في برنامج SPSS نحو 7 طرائق لاستخلاص عدد العوامل، من أهمها أسلوب تحليل المكونات الأساسية (الذي يبينه البرنامج بشكل افتراضي)، ليقوم الباحث بتحديد وإقرار عدد العوامل وفق المعيارين المتعارضين: العدد القليل من العوامل، مقابل الحاجة لتفسير اكبر قدر ممكن من التباين في مجموعة البيانات الأصلية.

التحليل المتوازي Parallel analysis:

كما نجد على مربع الحوار Extraction مفتاح طرائق Method، وهذه القائمة المنسدلة نجد فيها عدة طرائق، ولكل طريقة متطلباتها، أما الطريقة الأكثر شيوعاً فهي Principal components. وفي قسم Analyze خيارين، أحدهما لتحليل مصفوفة

الارتباط Correlation matrix، والآخر لتحليل مصفوفة التباين المشترك Covariance matrix. وهاتان المصفوفتان هما عملياً نسختان مختلفتان لشيء واحد، فمصفوفة الارتباط هي النسخة القياسية من مصفوفة التباين المشترك. والخيار الافتراضي لتحليل مصفوفة التباين المشترك هو خيار مفيد لأنه يأخذ الشكل القياسي للمصفوفة، لذلك إذا تم قياس المتحولات باستخدام سلالم مختلفة (مستويات ليكرت) فإن هذا لن يؤثر على التحليل.ويتضمن تحليل مصفوفة الارتباط، أخذ الفروق بين سلالم القياس بعين الاعتبار. إضافة لذلك فقد تملك المتحولات المقاسه باستخدام نفس السلم تباينات مختلفة جداً وهذا بسبب مشاكل أيضاً في تحليل المكونات الأساسية. واستخدام مصفوفة الارتباط يلغي هذه المشاكل أيضاَ. وهناك أسباب إحصائية لتفضيل تحليل مصفوفة التباين المشترك، وعادة تختلف النتائج عن تلك التي نحصل عليها من تحليل مصفوفة الارتباط. على كل حال، يجب تحليل مصفوفة التباين المشترك في حالة واحدة وهي عندما تكون المتحولات متكافئة (قابلة للقياس بالوحدات نفسها). ويحوي القسم Display على خيارين: أحدهما إظهار حل العوامل غير المدّور Unrotated factor solution، والآخر لإظهار مخطط المنحدر (مخطط الحصا) Scree plot لتحديد عدد العوامل التي يجب الاحتفاظ بها في التحليل. أما حل العوامل غير المدور فنستفيد منه في تقييم تحسّن التفسير الناتج عن الدوران. إذا كان الحل المدوّر أفضل من الحل غير المدوّر فمن الممكن أننا استخدمنا طريقة تدوير غير مناسبة. ويحوي القسم Extract الخيارات المتعلقة باستخدام العوامل. ولدينا الخيار لاختيار العوامل التي تكون قيمها الخاصّة أكبر من قيمة يحددها المستخدم. أو لتحديد عدد العوامل كرقم معين. والخيار الافتراضي هو اختيار العوامل التي تكون قيمها الخاصّة أكبر من واحد، Eigenvalues over 1 وهذه القيمة يوصي بها Kaiser، ولكن يمكننا تغييرها إلى القيمة 0.7 التي يوصي بها Jolliffe أو إلى أي قيمة نريدها. ربما يكون من الأفضل تنفيذ تحليل أولي مع تحديد الخيار Eigenvalues over 1 واختيار مخطط الحصا/ المنحدر ومقارنة النتائج. فإذا كان النظر إلى مخطط المنحدر والعوامل ذات القيم الخاصّة أكبر من واحد. يقودان إلى الاحتفاظ بنفس العدد من العوامل فإنه يمكننا الاستمرار بالتحليل. وإذا أعطى المعياران نتائج مختلفة فعلينا التحقق من قيم التشاركية

واعتماد المعيار الذي نراه مناسباً. إذا قررنا استخدام مخطط المنحدر / الحصا فربما يتوجب علينا إعادة تنفيذ التحليل وتحديد عدد العوامل الواجب استخراجها. ويمكن تحديد عدد العوامل الواجب استخراجها بتحديد الخيار Number of factors وكتابة العدد المطلوب في الحيز الخاص بذلك. وعادة ما نستفيد من بعض المعايير لتحديد العوامل، منها:

معيار Kaiser ــ الاستبيان الركامي Scree test ــ التحليل المتوازي.

معيار Kaiser (Extract : Based on Eingenvalu , Eigenvalues greater than...)

إن هذا المعيار أكثر استخداماً، ويسمى قاعدة الجذر الكامن (Eigenvalue rule)، أما التعامل به، فهو الاحتفاظ من النتيجة المحسوبة بالعوامل التي تبلغ قيمة الجذر الكامن لها الواحد أو أكثر (وقيمة الجذر الكامن للعامل تمثل مقدار التباين الكلي الذي يفسره هذا العامل). إلا أن المشكلة هنا هو العدد الكبير من عدد العوامل التي قيمة جذرها الواحد.

الاستبيان الركامي Scree test:

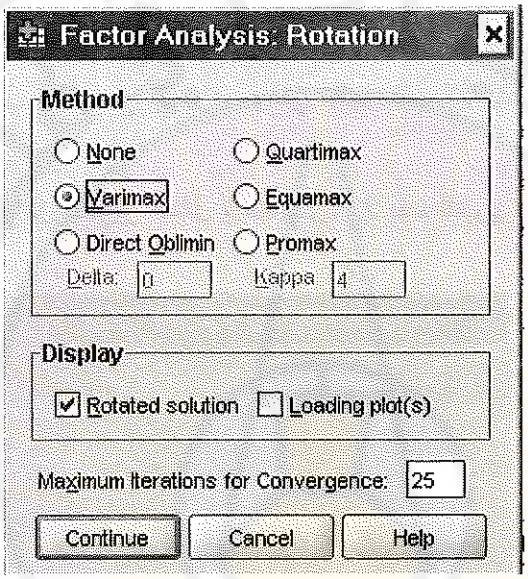
وضع Catell أسلوب الاستبيان الركامي، وطريقة الاستفادة من هذا الاستبيان هي : بعد احتساب قيم الجذر الكامن بالعوامل، ورسم مخططها الركامي، ندرس هذا الرسم لنحدد عدد العوامل التي يمكن الاحتفاظ بها، والمحدد بالمنحني الموازي تقريباً لمحور العينات وقبل انحناء المخطط لموازاة محور السينات، والتي عندها يحدد الباحث عددها المنطقي، كون هذه العوامل تفسر التباين في مجموعة البيانات.

الخطوة الثالثة: تفسير وتدوير العوامل

بعد تحديد العوامل، علينا تفسيرها، ولهذا لا بد من تدويرها لتسهيل ذلك التفسير علماً أن هذا التدوير لا يغير الحل الأساسي، بل مهمته عرض نمط التشبع بشكل أوضح، من حيث بيان المتغيرات التي يمكن أن تكون في مجموعة دون إعطاء تسمية مقترحة لها، بل تترك للباحث تسميتها بناء على خبرته العلمية ومعطيات الدراسات السابقة.

التدوير يحسّن تفسير العوامل ويزيد قيمة التحميل لحدها الأعظمي لكل متحول على أحد العوامل المستخرجة ويقلل التحميل على بقية العوامل إلى حده الأدنى. توضح هذه العملية ارتباط المتحولات بالعوامل. ويعمل الدوران من خلال تغيير القيم المطلقة للمتحولات مع الاحتفاظ بقيمها التفاضلية ثابتة.

لفتح مربع حوار الدوران نضغط على المفتاح Rotation، كما يبدو مربع الحوار مقسوماً إلى ثلاثة أقسام: الطرائق Method، العرض Display، عدد مرات التقارب Maximum Iterations for Convergence.



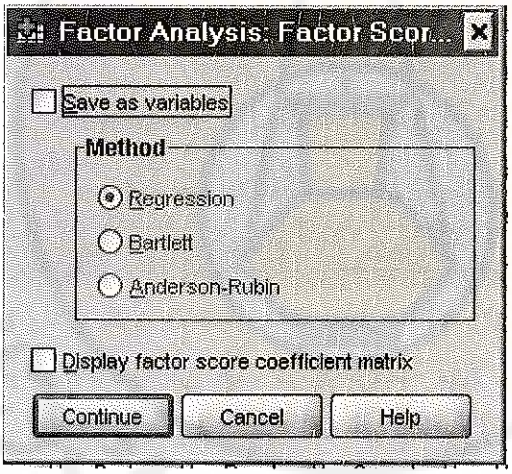
ففي قسم الطرائق، ولكي يكون الاختيار دقيقاً لخيارات للدوران المختلفة لا بد من معرفة أولا وضع العوامل القاعدية من حيث كونها مرتبطة أم لا ؟ فإذا اعتقدنا من أن العوامل مستقلة (غير مرتبطة) فعلينا اختبار أحد أنواع الدوران المتعامد، وينصح باختيار الأكثر استخداماً خيار Varimax. أما إذا كانت مترابطة فعندها اختيار أحد أنواع الدوران المائل وأهمها Direct oblimin أو Promax. أما خيارات مربع حوار التدوير فتظهر فيه بعد الضغط على مفتاح Rotation:

أما في قسم العرض Display، فلدينا خياران : Rotated Solution لإظهار الحل المدوّر، ومخطط التحميل Loading plots، والخيار الافتراضي لهذا القسم هو الحل المدور، وهو أساسي من أجل تفسير التحليل المدور النهائي.

أما القسم الثالث: Maximum Iterations for Convergence. والقيمة الافتراضية التي تظهر فيه هي 25 وتناسب برنامج SPSS لإيجاد حل لمجموعة بيانات معينة، وفي حال كان عدد البنود كبيراً فمن المفيد زيادة العدد عن 25.

والتدوير يأخذ إحدى الطريقتين التاليتين: التدوير المتعامد Orthogonal analysis الذي يقدم عوامل تعامدية (غير مرتبطة)، يسهل تفسيرها، إذا كانت التراكيب الأساسية مستقلة. والتدوير المائلOblique الذي يقدم عوامل مائلة (مرتبطة)، والتي هي أصعب من سابقتها بالتفسير. وفي كلتا الحالتين ينتج حلولاً متشابهة، (وخاصة إذا كان الارتباط بين البنود واضحاً)، وفي أغلب الأحيان يقوم الباحث باستخدام الطريقتين، ثم يقوم بانتقاء الأسهل والأوضح تفسيراً، والتي تظهر تشبعاتها بأكبر القيم تجاه متغير معين.

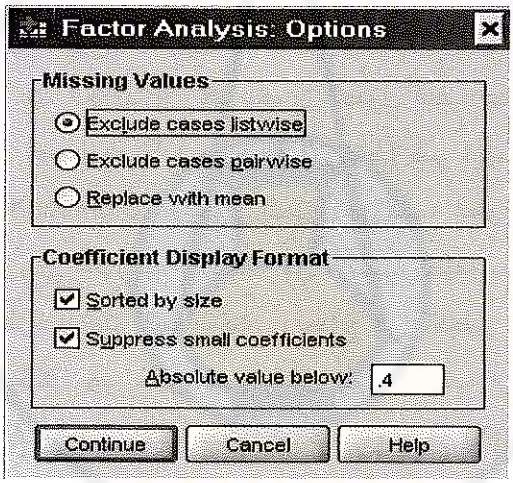
يقدم البرنامج عدة طرائق للتدوير المائل والتعامدي، إذ يقدم للتدوير التعامدي الأساليب:



Equamax و Quarimax و Varimax ، وفي التدوير المائل : Promax و Direct Oblimin. وتعتبر أكثر الأساليب التعامدية استخداماً طريقة Varmax التي تسعى إلى تقليل عدد المتغيرات التي لها تشبع مرتفع على كل عامل. وأكثر الأساليب المائلة استخداماً طريقة Direct Oblimin.

العلامات :

بالضغط على خيار Scores فتح مربع حوار علامات العامل Factor Scores، الذي يسمح لنا علامات العامل (توصيف عامل ما بدلالة المتحولات المقاسة والأهمية النسبية لهذه المتحولات ممثلة بالقيم b)، لكل شخص في محرر البيانات، وينشئ SPSS عموداً جديداً لكل عامل مستخرج ويضع علامة العامل لكل شخص ضمن ذلك العمود، حيث يمكن استخدام هذه العلامات من أجل عمليات التحليل اللاحقة.أو لتحديد مجموعات المشتركين الذين تكون علاماتهم مرتفعة على عامل معين. فإذا أردنا التأكد من أن قيم الارتباط بين علامات العامل مستقلة فعلينا اختيار طريقة الانحدار Regression. وإذا أردنا التأكد من أن علامات العامل غير مترابطة فعلينا اختيار طريقة Anderson–Rubin.



وكخيار أخير يمكن أن نطلب من البرنامج أن يعطي مصفوفة معاملات علامات العامل. وهذه المصفوفة هي مصفوفة B، لكي نستفيد منها عند إنشاء معادلات العامل، كونها تعطي قيم b لكل متحول.

الخيارات Option

نستفيد من مربع الحوار هذا، وبشكل أساسي للتعامل مع القيم المفقودة، ومن المستحسن هنا اختيار Exclude cases listwise، أما في قسم Coefficient

Display Format، فيستحسن اختيار Sorted by size مع اختيار قيمة تحميل العامل أقل من 0.4 (أو اعتماداً على رغبة الباحث وفق حجم العينة.

سابعاً: تفسير الخرج في برنامج SPSS

بعد تحديد الخيارات المطلوبة (من المناسب تحديد أكبر عدد ممكن، ومن ثم الاستفادة مما نراه مناسباً، وترك الباقي)، ونقوم في المرة الأولى بتنفيذ التحليل العاملي مع الدوران المتعامد، وبعد الانتهاء نحدد الدوران المائل Direct oblimin، ونكرر التحليل. وبذلك نحصل على خرجين متماثلين عدا اختلاف في مخرجات الدوران بين الحالتين، كون إحداها لدوران التعامد، والأخرى للدوران المائل.

تحليل المخرجات:

يتعلق الجزء الأول من الخرج بتصفية البيانات واختبار الفرضيات وكفاية أخذ العينات، وسنجد عدة جداول أو مصفوفات. فإذا اخترنا Univariate descriptive، فإن الجدول الأول من الخرج سيحوي الإحصائيات الوصفية لكل متحول (المتوسط، انحراف المعياري، عدد الحالات)، كما يحوي الجدول أيضا عدد الحالات المفقودة. كما نجد بين الجداول المصفوفة R (مصفوفة الارتباط) التي نتجت استخدام الخيارين Coefficient و Significance، ويحوي الجدول في قسمه العلوي معاملات بيرسون للارتباط بين جميع أزواج العبارات / الأسئلة في الاستبيان بينما يحوي النصف السفلي قيم الدلالة وحيد الطرف لهذه المعاملات. ونحتاج في التحليل العاملي لأن تكون المتحولات مترابطة بشكل جيد ولكن ليس بشكل تام.كما يجب أن نحذف المتحولات التي لا ترتبط بمتحولات أخرى. لذلك يمكننا استخدام مصفوفة الارتباط Correlation Matrix للتحقق من نمط العلاقات. وأسهل طريقة لتنفيذ ذلك هي الدراسه بين قيم الدلالة عن المتحولات التي تكون معظم قيم الدلالة في القسم السفلي من الجدول [Sig(1- tailed)] ، لها أكبر من 0.05. ثم الدراسه بين معاملات الارتباط عن القيم التي تكون أكبر من 0.9. إذا وجدنا مثل تلك القيم فعندها يجب أن نكون حذرين من ظهور مشكلة بسبب الشذوذ في البيانات، ولذلك نتحقق من قيمة المحدد لمصفوفة الارتباط ونحذف أحد المتحولين أو كلا المتحولين اللذين يسببان المشكلة إذا كان ذلك ضرورياً. يتم عرض قيمة المحدد تحت الجدول مباشرة، ومن أجل المثال الحالي.

يعرض الخرج أجزاء هامة جداً مثل:معيار KMO and Bartlett's test ، اختبار Bartlett الكروية ومصفوفات الارتباط والتباين المشترك للصورة العكسية Anti-image Matrices التي تقسم إلى قسمين: Anti-image Covariance و Anti-image Correlation وتقدم هذه المصفوفات معلومات متماثلة، لذلك من المفيد الاكتفاء بدراسة مصفوفة الارتباط للصورة المعاكسة بالتفصيل لأنها أغنى بالمعلومات. ونحصل على هذه الجداول بفضل الخيارات Anti-image و KMO and Bartlett test of Sphericity

عند مناقشة التحليل ألعاملي يجب الانتباه إلى النقاط الهامة التالية:

أربعة مصفوفات وجدول ومصطلح فقرات هامة، نحصل عليها من مربع الحوار Descriptives يجب أن تستأثر باهتمامنا هي:

1 ــ مصفوفة الارتباط Correlation Matrix (R)

تنتج هذه المصفوفة عن الاختيارين Significance level و Coefficients ، يحوي النصف العلوي من الجدول معاملات Pearson للارتباط بين جميع أزواج العبارات في الاستبيان، بينما يحوي النصف السفلي قيم الدلالة وحيدة الطرف لهذه المعاملات، ونحتاج في التحليل العاملي لأن تكون المتحولات مترابطة بشكل جيد ولكن ليس بشكل تام، إذا مطلوب الدراسه عن المتغيرات التي دلالاتها أكبر من 0.05 وارتباطها أكبر من 0.9، عندها يجب حذف هذه المتحولات.

2 ــ مصفوفة الارتباط العكسي Inverse of Correlation Matrix

هذه المصفوفة لا نستفيد منها كثيرا لأن المصفوفة R وافية، إنما قد تساعد هذه المصفوفة لإظهار العوامل.

3 ــ مصفوفة الارتباط المعاد إنتاجها Reproduced Correlations

تتألف هذه المصفوفة من قسمين، الأول يبين الارتباطات المبنية على النموذج (البيانات الملاحظة)، و والقسم الثاني يبين الفرق بين الارتباطات المبنية على النموذج والبيانات الفعلية، والتي نسميها ارتباطات البواقي. ومن الأفضل أن تكون قيم ارتباطات البواقي هذه أقل من 0.05.والخيار Reproduced يبين الارتباطات التي أكبر من 0.05.

4 ــ مصفوفة الصورة المعكوسة Anti-image Matrices

هذه المصفوفة هامة جدا، حيث تبين العناصر القطرية لمصفوفة الارتباط للصورة العكسية لقيم KMO للمتحولات المنفصلة. ويجب أن تكون هذه القيم لجميع المتحولات أعلى من 0.5، وإذا كانت القيم لبعض المتحولات هي أدنى من 0.5، لكان علينا استثناء هذه المتحولات من التحليل. تمثل العناصر غير القطرية في مصفوفة الارتباط للصورة المعاكسة قيم الارتباط الجزئي بين المتحولات. ولكي يكون التحليل العاملي جيدا، نريد أن تكون هذه القيم صغيرة جداً (وكلما كانت أصغر كان ذلك أفضل).

5 ــ الخيار Determinant (القيمة المحددة للمصفوفة). هذا الخيار حيوي من أجل اختبار الارتباط الخطي المتعدد أو الشذوذ، لذلك يجب أن تكون القيمة المحددة R أكبر من 0.00001، وإذا كانت القيمة أصغر من ذلك فيجب الدراسه في مصفوفة الارتباط عن المتحولات التي ترتبط بشدة مع متحولات أخرى (R< 0.8)، وحذف أحد المتحولات (أو عدة متحولات حسب مدى المشكلة) قبل المتابعة. وتظهر قيمة Determinant في أسفل مصفوفة (R) مثلاً : Determinant = 5.39E-005 = 0.0000539

6 ــ في الجدول KMO and Bartlett ندرسه عن قيمة الإحصائية KMO التي يجب أن تكون أكبر من القيمة 0.5 كحد أدنى، إذا لم تكن كذلك فعليك جمع المزيد من البيانات، يجب أن يكون مستوى الدلالة Sig لاختبار Bartlett أصغر من 0.05).

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	
	df	
	Sig.	

يمكنك التحقق من قيمة الإحصائية KMO للمتحولات المنفصلة بالنظر إلى العناصر القطرية لمصفوفات الصورة المعاكسة، ومرة أخرى، يجب أن تكون هذه القيم أكبر من 0.5 (وهذا مفيد في التعرف على المتحولات الإشكالية إذا كانت قيمة KMO الإجمالية غير مرضية). أما اختبار Bartlett فهو يختبر فيما إذا كانت مصفوفة

الارتباط للمجتمع تشبه المصفوفة الحيادية (أي أنه يختبر فيما إذا كانت العناصر في القطرية قريبة من الصفر). لأنه إذا كانت مصفوفة الارتباط للمجتمع شبيهة بالمصفوفة الحيادية فهذا يعني أن جميع المتحولات مستقلة بشكل كامل عن بعضها البعض (جميع معاملات الارتباط تساوي الصفر). وبما أننا ندراسه عن تجمعات من المتحولات التي تقيس أشياء متماثلة فمن البديهي أن هذا الوضع إشكالي (لا نقبل الحيادية، أي الاستقلال،)، ولكي يعمل التحليل العاملي يجب أن تكون هناك بعض العلاقات بين المتحولات، وإذا كانت المصفوفة **R** محايدة فإن جميع معاملات الارتباط هي معدومة. لذلك نريد أن يكون هذا الاستبيان ذو دلالة (مستوى الدلالة أصغر من الصفر)، لأن الاستبيان ذو الدلالة يدلنا على أن المصفوفة **R** ليست محايدة، وهناك بالتالي بعض العلاقات بين المتحولات التي نأمل تضمينها في التحليل. وفي مثالنا نجد أن قيمة KMO بلغت 0.566، ولذلك نكون هنا أمام قرار بأن التحليل العاملي مناسب لكن ليس كما يجب والسبب هو حجم العينة، أي مقبول. ونتائج KMO وأكثر يمكن ملاحظتها من القسم الثاني من مصفوفة الارتباط والتباين المشترك للصورة العكسية Anti-image Matrices في قسمها الثاني Anti-image Correlation، حيث يتمتع فحص العناصر القطرية لمصفوفة الارتباط للصورة المعاكسة بنفس أهمية الإحصائية KMO الإجمالية، ويجب أن تكون القيم لجميع المتحولات أعلى من الحد الأدنى البالغ 0.5. ومن أجل المثال الحالي فإن اغلب القيم أقل من 0.5. وهنا علينا استثناء هذه المتحولات (أو تنفيذ التحليل مع أو بدون المتحولات وتدوين الفرق). يؤثر حذف متحول ما على الإحصائية KMO، لذلك إذا حذفنا متحولاً ما ينبغي علينا إعادة فحص مصفوفة الارتباط للصورة المعاكسة. تمثل العناصر غير القطرية في مصفوفة الارتباط للصورة المعاكسة قيم الارتباط الجزئي بين المتحولات. ولكي يكون التحليل العاملي جيداً نريد أن تكون هذه القيم صغيرة جداً (وكلما كانت أصغر كان ذلك أفضل). لذلك نتحقق كخطوة أخيرة من أن قيم العناصر غير القطرية هي صغيرة. نختبر إحصائية Bartlett فرضية العدم التي تنص على أن مصفوفة الارتباط الأصلية هي مصفوفة محايدة. ولكي يعمل التحليل العاملي يجب أن تكون هناك بعض العلاقات بين المتحولات، وإذا كانت المصفوفة **R** محايدة فإن جميع معاملات الارتباط هي معدومة.

لذلك نريد أن يكون هذا الاستبيان ذا دلالة (قيمة مستوى الدلالة أقل من 0.05). (وهنا في مثالنا المصفوفة مستوى الدلالة أقل من 0.05 فهي غير محايدة) يدلنا الاستبيان ذو الدلالة على أن المصفوفة **R** ليست محايدة. وهناك بالتالي بعض العلاقات بين المتحولات التي نأمل تضمينها في التحليل.

استخراج العوامل:

Component Matrix[a]

	Component						
	1	2	3	4	5	6	7
لا أحب أن يلزمني أحدا بلباس معين	-.780						
أفضل اللبس عن أي مستلزم آخر بالنسبة لي	.697						
نوعية لباسي لها أهمية خاصة في شخصيتي		.750					
اسعى إلى اقتناء اللباس المفضل لو كان غل	.687						
أميز اللباس الجيد من بين أنواع عديدة ومتنوعة			.607				
اتفق بمواصفات لباسي عند اختياره			.680				
أتابع عروض الأزياء باستمرار لأختار الأفضل	.609						
رأي المجتمع أقوى من رأي الفرد بالنسبة للباس	-.692						
الاحتشام لا يعني طمس المظهر الجمالي للفرد	.518			.438			
الأكسسوار الفاخرة تزيد من احترام المجتمع للابسيها		.814					
الرجال الذين تفكير كبير على انتقاء لباسي .	.625						
تطور اللباس في المجتمع يسير نحو الأحسن			.546				
يحكم المجتمع عند تقييم الفرد من خلال لباسه			.554				
يتبادل الأخوة والأخوات اللباس فيما بينهم	.716						
يوزع مخصصات اللباس على الأسرة بالتساوي					.540		
شراء ملابس الطلبة يتأثر جدد أفراد العائلة				.541			.526
يهتم الأهل بلباس ابنتهم أكثر من لباس ابنهم	.279			.277			
تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة على أهلهم					.361	.300	.
يعتمد الأهل لباس أبنائهم من دخل الأسرة						.823	

يستخدم البرنامج SPSS معيار Kaiser بشكل افتراضي للاحتفاظ بالعوامل التي تكون قيمها الخاصة أكبر من واحد. بالنظر إلى جدول Total variance Explain نلاحظ التالي:

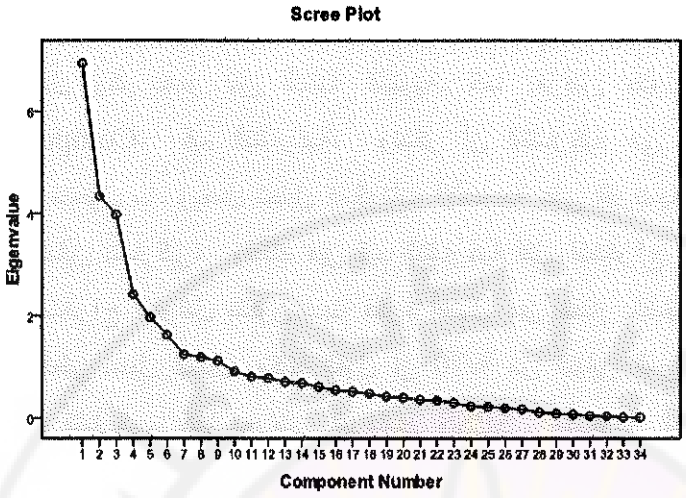
يعرض الجدول القيمة الخاصة لكل عامل على شكل نسبة مئوية، وهنا : لا بد من ملاحظ كل عامل وكم يفسر من النسبة المئوية. كما يعرض جدول المصفوفة Component Matrix، قيم التشاركية، وتذكر أن التشاركية هي نسبة التباين التشاركي ضمن متحول ما. ويعمل تحليل المكونات الأساسية على الفرضية الأولية بأن كل التباين هو تباين تشاركي، ولذلك فإن قيم التشاركية قبل استخراج العوامل هي واحد، وبعد استخراج العوامل تتكون لدينا فكرة أفضل عن مقدار التباين التشاركي الموجود فعلياً. فعلى سبيل المثال يمكننا القول أن 70% من التباين المرتبط بالسؤال الأول هو تباين تشاركي. كما يعرض البرنامج SPSS مصفوفة المكونات قبل الدوران. وتحوي هذه المصفوفة قيم التحميل على كل عامل. وبشكل افتراضي يعرض البرنامج جميع قيم التحميل، لكننا طلبنا عدم عرض القيم التي هي أقل من 0.4، لذلك نرى فراغات في الجدول. وهذه المصفوفة ليست مهمة في التفسير، وهنا تعرض المكونات حسب القيم تنازلياً. كما نلاحظ أن البرنامج قد اقترح تسعة عوامل، وبما أننا قلنا أن الباحث هو لأدرى بدراسته، وما التحليل العاملي سوى أداة للاستكشاف، وهو الذي عليه بالتالي تحديد عدد العوامل.بعد الأخذ بعين الاعتبار اقتراح معيار Kaiser، ويكون هذا المعيار دقيقاً عندما يكون عدد المتحولات أقل من 30، وقيم التشاركية بعد استخراج العوامل أكبر من 0.7، أو عندما يزيد حجم العينة على 250، وتكون التشاركية الوسطى أكبر من 0.6. (مجموع قيم التشاركية مقسوماً على عددها)، إلا أن البعض لا يرى أن Kaiser معيار غير دقيق. وعند استخلاص وتحديد القيم الأعلى للعوامل، نقوم بجمع مكونات كل عامل (أعلى القيم التي ارتبطت بالعبارات)، مثلاً

العامل الأول يتشكل من العبارات: 1، 2، 4، 7، 8، 9، 11، 14

العامل الثاني : 3، 10

العامل الثالث : 5، 6، 12، 13.....

نعود ونحدد مضمون كل عامل (وضع اسم له ينسجم مع المضمون)، مثلا عبارات العامل الأول متعلقة برأي الشخص وليس بالمجتمع ولا برجال الذين، إذا يمكن أن يكون العامل باسم: المسؤولية الشخصية.

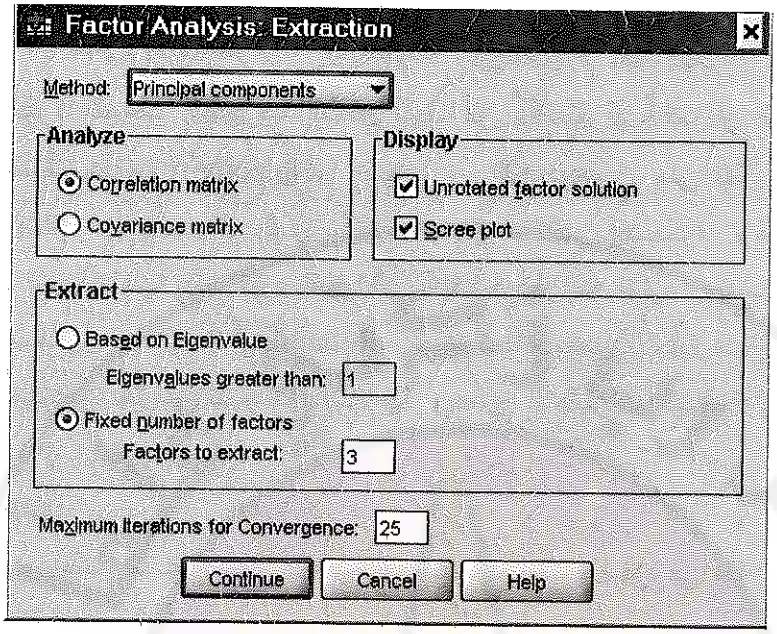


العامل الثاني : يمكن أن يسمى مكانة المظهر، وهكذا.....

يمكننا أيضاً استخدام مخطط المنحدر الذي طلبنا من البرنامج SPSS إظهاره، وعلى الرغم من أن من الصعوبة الاعتماد على هذا المخطط لتحديد العوامل، إلا أنه يقترح والباحث يقرر:

من الملاحظ أننا يمكن الاكتفاء بسبع عوامل على الأكثر. لأنه بعدها يأخذ المنحني بالانحدار بشكل كبير تجاه التوازي مع محور السينات.

لاحظنا أن البرنامج اقترح لنا 7 عوامل (مثلا، كما يظهر في الشكل) بينما نحن في الأساس بنينا الاستبيان على هذا العدد أو غيره، وعلى الغالب يكون أقل من هذا العدد (لتقليل عدد المتغيرات وبالتالي عدد أفراد العينة)، عندها قد نريد طريقة لتقليل العوامل 7 إلى ثلاثة (دمج بعضها مع البعض الآخر)، وذلك بأن نختار في مربع الحوار Factor Analysis : Extraction الخيار Fixed of Factors to extract



عندها يقدم لنا البرنامج اقتراحا بثلاثة عوامل هي :

العامل الأول يضم العبارات ذوات الأرقام (مثلاً):

1، 2، 4، 7، 8، 9، 11، 14، 15، 17

العامل الثاني يضم العبارات ذوات الأرقام:

3، 10، 19

العامل الثالث يضم العبارات ذوات الأرقام:

5، 6، 12، 13، 16، 18

ثم ندراسه عن تسمية جديد، بما يتساوق مع محتويات العوامل الجديدة المرتبطة بالعبارات التي ارتبطت معه.

معنى الثبات: مصطلح الثبات Reliability في علم القياس معنيّ بعدم تناقضه مع نفسه، والمقياس الثابت يعطى نفس النتائج إذا قاس نفس الشيء مرات متتالية، ولكن المقاييس لنفسية لاتصل إلى هذه الدقة المثالية التي تتصف بها المقاييس المادية كمقياس الطول والوزن.

والثبات قد يعني «الاستقرار» Stability بمعنى أنه لو كررت عمليات القياس للفرد الواحد لأظهرت النتائج شيئاً من الاستقرار. كما أن الثبات قد يعني «الموضوعية» Objectivity، بمعنى أن الفرد يحصل على نفس الدرجة بصرف النظر عن الأخصائي الذي يطبق الاستبيان أو الذي يصححه، وهنا يكون الاستبيان الثابت مقياساً يقدر الفرد تقديراً لا يختلف في قراءته اثنان، ويسمى ذلك " ثبات المصححين " Reliability Sooror، حيث تحتاج بعض الاختبارات إلى عمل ثبات للمصححين مثل الاختبارات الإسقاطية وبعض الاختبارات الخاصة بالقدرات الإبداعية.

نظرية الثبات:

إذا أجرى اختبار ما على مجموعة أفراد ورصدت درجات كل فرد في هذا الاختبار، ثم أعيد إجراء نفس الاستبيان على نفس المجموعة ورصدت درجاتهم، فإننا سنجد اختلافاً ولو طفيفاً بين درجات الأفراد في المرة الأولى عنها في المرة الثانية. وينشأ هذا الفرق من الخطأ المختلفة التي تتصل من قريب أو من بعيد بنتائج المقاييس النفسية والتي لا تخضع في جوهرها للضبط العلمي أو التحكم الدقيق في الظاهرة التي تخضعها للقياس، وذلك لأن نتائج القياس تتأثر إلى حد ما بالحالة النفسية للفرد، وبحالته الجسمية وبالتغيرات الجوية والأصوات المفاجئة وبغيرها من العوامل التي تؤثر بطريق مباشر في ثبات النتائج. وبهذا يمكن تقسيم درجة الفرد في الاستبيان إلى جزأين، جزء جوهري ثابت لا يتأثر بالعوامل الخارجية المختلفة، وجزء يتأثر بهذه العوامل أي أن:

الدرجة التجريبية = الدرجة الحقيقية + الدرجة الخاطئة

ومن المعادلة السابقة يمكن التوصل إلى أن:

متوسط الدرجات التجريبية=متوسط الدرجات الحقيقية+متوسط الدرجات الخاطئة

وتعتمد فكرة الثبات على مدى انحراف درجة كل فرد في التطبيق الأول عنها في التطبيق الثاني لنفس هذا الاختبار. وبما أن هذا الانحراف يقاس بالانحراف المعياري أو بمربع هذا الانحراف المعياري «التباين» إذن فتباين الاستبيان ينقسم إلى التباين الحقيقي وتباين خطأ، أي أن:

تباين درجات الاستبيان= التباين الحقيقي للدرجات + تباين الخطأ

معامل الثبات:

يعرف معامل الثبات اصطلاحياً بأنه عبارة عن ناتج قسمة التباين الحقيقي True Variance على التباين الناتج (التجريبي) Variance Obtained، وإذا كان التباين الحقيقي هو نفسه التباين التجريبي فإن النسبة بينهما تساري واحداً، أي أنه في هذه الحالة تكون قيمة معامل الثبات Reliability Coefficient مساوية للواحد الصحيح. وعندما يكون معامل الثبات مساوياً الصفر فإن ذلك يدل على أنه لا توجد علاقة بين الدرجات التجريبية (التي تم الحصول عليها بواسطة تطبيق الاختبار)، والدرجات الحقيقية، وبالتالي لا يكون هناك قياس حقيقي. ويمكن الحصول على معامل الارتباط بين الدرجات التجريبية والدرجات الحقيقية بأخذ الجذر التربيعي لمعامل الثبات. ويسمى ذلك بالصدق الذاتي للاختبار Intrinsic Validity، وهو يعبر عن الحد الأعلى لمعامل صدق الاختبار، وبالتالي لا يمكن أن تتجاوز القيمة العددية لمعامل صدق الاستبيان معامل صدقه الذاتي.

ـ تقدير الدرجات الحقيقية:

تعطينا نظرية الثبات الطريقة التي يتم بها تقدير درجات الأشخاص الحقيقية ولو تم معرفة ثبات الاختبار، ومتوسط درجات العينة التي ينتمي لها الفرد، ودرجة الفرد التجريبية، لأمكن تقدير الدرجة الحقيقية له وفقاً للمعادلة التالية:

الدرجة الحقيقية = معامل الثبات × (الدرجة التجريبية متوسط الدرجات) + متوسط الدرجات

العوامل المؤثرة في ثبات المقياس :

أولاً: <u>طول المقياس</u> :

كلما كان المقياس أكثر طولاً أي كلما ازدادت فقراته عدداً ارتفعت القيمة العددية لمعامل ثباته، وتفسير ذلك أن ازدياد عدد الفقرات إنما يعني أن المقياس يقيس من السمة المراد قياسها قطاعاً أكبر وأكثر اتساعاً وبالتالي فإن ذلك يقلل قدر الإمكان من تدخل عوامل المصادفة وغيرها من العوامل المؤقتة التي تؤثر على ثبات المقياس وانطلاقاً من هذه

الحقيقة فإننا نستطيع أن نصل بمقياس معين إلى درجة الثبات التي ترغبها بإضافة عدد جديد من الفقرات إليه.

ثانياً: الزمن الذي يستغرقه المقياس :

يرتبط الزمن الذي يستغرقه المقياس عادة بعدد فقراته ولكن إذا حاولنا أن نقرر أنه كلما ازداد عدد فقرات المقياس ارتفع معامل ثباته فإنه ينبغي أن نزيد الأمر تحديداً إذا ما تحدثنا عن عامل الزمن الذي يستغرقه المقياس، الزمن المسرف في القصر يضيق من النطاق الذي يستكشفه المقياس من الظاهرة وبالتالي يقلل من معامل الثبات ومن ثم فكلما زاد الزمن ازداد الثبات ولكن إلى حد معين تعتبر بمثابة الحد الأمثل بحيث إذا ما تجاوز الزمن هذا الحد انقلبت الصورة وأصبح الارتباط سلبياً بين طول الزمن وارتفاع معامل الثبات، وبطبيعة الحال فإن هذا الحد الأمثل للزمن الذي يستغرق المقياس إنما يختلف من مقياس إلى آخر تبعاً للجهد المطلوب بذله في أداء المقياس.

ثالثاً: تشتت درجات المقياس :

يرتبط معامل الثبات ارتباطاً وثيقاً بتشتت درجات المقياس بمعنى أن زيادة عدد الأسئلة شديدة الصعوبة والأسئلة شديدة السهولة يؤدي إلى انخفاض معامل ثبات المقياس في حين أن الأسئلة المتدرجة من حيث الصعوبة تؤدي إلى ارتفاع معامل الثبات، ومن ناحية أخرى فإن معامل الثبات الذي نحصل عليه من تطبيق مقياس معين على مجموعة متجانسة من الأفراد ينقص في قيمه العددية عن عامل ثبات نفس المقياس إذا ما طبق على مجموعة أقل تجانساً من المجموعة الأولى .

رابعاً: وضوح صياغة الفقرات والتعليمات :

إن وضوح صياغة فقرات المقياس بحيث لا تحتمل الفقرة إلا معنى واحد يقصده الباحث، وكذلك وضوح صياغة تعليمات المقياس بحيث يصبح واضحاً للمفحوصين جميعاً وعلى نفس الدرجة ما يطلب منهم أداءه في المقياس كل ذلك يؤدي إلى زيادة معامل ثبات المقياس.

خامساً: التخمين:

كلما تأثر الإجابة على فقرات المقياس بعامل التخمين نقص معامل الثبات نظراً لأن محددات التخمين بالنسبة للفرد في المرة الأولى لتطبيق المقياس لا تكون هي نفسها في المرة الثانية .

سادساً: حالة الفرد :

يتأثر ثبات المقياس بدرجة كون الفرد أثناء التطبيق في حالته الطبيعية، والمقصود بالحالة الطبيعية في هذا السياق يختلف عما نقصده بسواء الفرد أو عدم سوائه فالمقصود أن يراعى عند إجراء المقياس أن يكون المفحوص صحياً ونفسياً في المستوى الذي اعتاد هو أن يكون عليه لفترة معقولة نسبياً وبالتالي فإن المرض والتعب الانفعالي والقلق إذا ما كانت أمور طارئة أدت إلى انخفاض درجة ثبات المقياس. أنواع معاملات ثبات درجات الاختبار المتوافقة مع الوضع المكاني لهذه المعاملات، فكانت على النحو التالي:

1 ــ معامل التكافؤ: تطبيق صيغتين متكافئتين للاختبار.

2 ــ معامل الاستقرار: تطبيق اختبار واحد مرتين بمدة زمنية فاصلة.

3 ــ معامل الاتساق : تجزئة الاختبار إلى صيغتين متكافئتين.

4 ــ معامل التكافؤ والاستقرار: تطبيق صيغتين متكافئتين للإختبار بمدة زمنية فاصلة.

5 ــ معامل كيودر وريتشاردسون

6 ــ معامل الفا كرنباخ

إن جمع المعاملين 1 + 2 = معامل التكافؤ والاستقرار. وأن معامل الاتساق الداخلي هو معامل ألفا لكرنباخ أومعامل كيودر وريتشاردسون.

ونحن نسعى لحساب مدى اتساق درجات الاختبار في قياسات متكررة لنفس الفرد أو مجموعة من الأفراد. ويحدث ذلك عادة في القياس الفيزيائي لتقدير دقة أداة القياس أو عمليات القياس حيث يعاد قياس الظاهرة عدة مرات للتحقق من ذلك.

ولحساب معامل الثبات طرائق متعددة ومتنوعة تبعاً لبيئة القياس ونوعية البيانات.

- كيفية احتساب بعض قيم أنواع الثبات

أولاً ــ احتساب قيم أنواع الثبات التي تعتمد على تطبيقين مختلفين (صيغتين للاختبار ــ الاختبار نفسه).

معامل التكافؤ Equivalent Coefficient:

إن المشكلة المتعلقة بهذه الطريقة هي كيفية إعداد صيغ متكافئة أو متوازية للاختبار فإحدى الصيغتين يمكن أن تختلف في محتواها وأنواع مفرداتها ودرجة صعوبتها عن الصيغة الأخرى مما يؤدي إلى اختلاف واضح في تباين الدرجات الحقيقية للفرد في كل منها. ونظراً لصعوبة إجراء ذلك عملياً فإنه يمكن إعداد مواصفات تفصيلية دقيقة لنطاق مفردات بحيث تشمل حدود محتوى الاختبار، وتوزيعه على مفرداته، ونوع المفردات وعددها ودرجة صعوبتها وأساليب انتقامها وفحصها. : وعلى الرغم من هذه الصعوبات، إلا أن استخدام صيغ متكافئة أو متوازية للاختبار يكون ضروريا في مواقف كثيرة، لأن أي اختبارين بصيغتي متكافئتين يقلل من أثر الذاكرة والاستذكار مقارنة مع اختبار واحد قبل وفي نهاية التعلم. وبذلك نؤكد أن الاختبار هو لقياس قدرة المتعلم على حل المشاكل وليس اختبار لاختبار التذكر. وإذا نجحنا في بناء صيغتي الاختبار مع مراعاة عدم تكرار المفردات في كل منها، وكذلك عدم تداخل محتواها بدرجة كبيرة، فإن ذلك يؤدي إلى بناء الصيغتين المتكافئتين للاختبار، وبذلك يقال أن الاختبارين في هذه الحالة متوازيان Parallel Tests. وأخيرا يمكن القول: أن استخدام صيغتين متكافئتين يعد من أكثر الطرق دقة في تقدير ثبات درجات الاختبارات والمقاييس التربوية والنفسية. غير أن كلفة بناء هاتين الصيغتين وما يتطلبه من جهد ووقت يقلل أحيانا من استخدام هذه الطريقة ما لم تكن هناك صيغ متكافئة متوافرة. لذلك يفضل كثير من المهتمين ببناء أدوات القياس استخدام طريقة تعتمد على إعادة تطبيق الاختبار نفسه لتقدير قيمة معامل الثبات الذي يعرف بمعامل الاستقرار Stability Coefficient.

معامل الاستقرار:

يهدف استخدام معامل الاستقرار (الذي يطبق بسهولة) في تقييم الخطأ الناجم عن تطبيق الاختبار نفسه مرتين متتاليتين بفترة زمنية معينة، وقد يستفاد منه بتقييم تأثير المتعلقة بالفرد وببيئة تطبيق الاختبار. ونحصل على القيمة التقديرية لهذا المعامل عن

طريق احتساب معامل ارتباط بيرسون بين مجموعتي التطبيقين، وتسمى هذه الطريقة إعادة الاختبار Test Retest، وقيمة العامل، عامل الاستقرار Stability Coefficient.إلا أن هذا العامل يتأثر تأثيرا كبيراً بالمدة الزمنية الفاصلة بين مرتي تطبيق الاختبار. فالمدة القصيرة جداً تؤدي إلى تضخيم قيمة معامل الاستقرار. وكذلك إعادة الاختبار مرتين بينهما فترة زمنية طويلة، هذه الفترة قد تتيح للفرد تحسين أدائه بما يقيسه الاختبار. كما يجب الانتباه إلى أن قيمة هذا المعامل في بعض الأحيان لا تعني أن درجات الاختبار غير مستقرة، إذ ربما تكون السمة المقاسه قد تغيرت على الرغم من افتراضنا أنها مستقرة نسبياً.

دور الخطأ المعياري للقياس:

تختلف درجة الفرد الملاحظ في الاختبار عن درجته الحقيقية لتأثر الدرجة الملاحظة بمصادر أخطاء متعددة. فإذا استطعنا تحديد درجة الأخطاء العشوائية التي أثرت في الدرجة الملاحظة لكل فرد من الأفراد المفحوصين، فإنه يمكن إيجاد الانحراف المعياري لدرجات الخطأ. والقيمة الناتجة تسمى الخطأ المعياري للقياس Standard Error of Measurement، وبما أنه من الصعب بمكان احتساب درجة الخطأ لكل فرد من أفراد العينة، لكن عادة نقوم بتقديره عن طريق الانحراف المعياري للدرجات الملاحظة، وفق التالي:

أن تباين الدرجات الحقيقية = تباين الدرجات الملاحظة* تباين درجات الخطأ.

فإذا قسمنا الحدود على التباين الملاحظ، نجد :

[تباين الدرجات الحقيقية/ تباين الدرجات الملاحظة] = 1* [تباين درجات الخطأ/ تباين الدرجات الملاحظة].

وبالتالي:

معامل الثبات = 1* [تباين درجات الخطأ/ تباين الدرجات الملاحظة].

وبالتالي :

تباين درجات الخطأ = تباين الدرجات الملاحظة = [1*معامل الثبات].

وبجذر الطرفين، مع التذكر أن جذر التباين هو القياس المعياري، نجد:

الخطأ المعياري للقياس= الانحراف المعياري للدرجات الملاحظة * الجذر التربيعي لمعامل الثبات -1.

ويلاحظ أن الخطأ المعياري للقياس يساوي صفراً، فإذا كانت قيمة معامل الثبات مساوية للواحد الصحيح، ولكنه يصبح مساوياً للانحراف المعياري للدرجات الملاحظة إذا كانت قيمة معامل الثبات مساوية الصفر. وهذا يعني أنه إذا كانت درجات الاختبار غير متسقة على الإطلاق، فإن تشتت الدرجات الملاحظة يعزى إلى الصدفة.

تطبيق لاختبار مرة واحدة:

معامل الاتساق الداخلي Internal Consistency.

يتم احتساب معامل الاتساق الداخلي عن طريق توزيع المقياس إلى نصفين متكافئين، وإيجاد معامل ارتباط بيرسون بين درجات كل من النصفين (وليس بحساب معامل التكافؤ)، ويتم تقدير درجات كل من نصفي الاختبار كما لو كان كل منهما اختباراً منفصلاً، وهنا تظهر المشكلة حول تجزئة الاختبار إلى نصفين متوازيين وبخاصة إذا كان الاختبار يشتمل على مفردات غير متجانسة في محتواها أو يقيس سمة مركبة أو عدة سمات، مثل اختبارات الاستعداد العقلي أو المهارات، وكذلك الاختبارات المؤقتة، أو مفرداته تكون متباينة في درجة صعوبتها، أو متداخلة فيما بينها. ولا يجوز استخدام هذه الطريقة إذا كان الاختبار من نوع السرعة، والتي فيها يؤخذ بعين الاعتبار عند تصحيح الاختبار عدد الفقرات التي تم الإجابة عليها خلال فترة معينة. لذلك يفضل بشكل أساسي استخدام معامل الاتساق الداخلي في تقدير ثبات اختبار القوة Power Tests.

معامل التجانس كيودر وريتشاردسون Kuder – Richardson

كما ذكرنا، فقد إن هذا المعامل نستخدمه في الاختبارات غير الموقوتة (اختبارات القوة) والتي تكون درجات مفرداتها ثنائية أي إما صحيحة أو خاطئة (0، 1). وقد وجد Cronbach أن هذا المعامل يعد مؤشراً للتكافؤ أي يعطي قيماً تقديرية جيدة لمعامل التكافؤ، إلى جانب الاتساق الداخلي أو التجانس، ومن الملاحظ أم معامل (α) ومعامل التجانس كيودر وريتشاردسون يتأثران بطول الاختبار أي عدد مفرداته ومدى تجانس هذه المفردات ومدى تجانس هذه المفردات. ويعطي معامل (α) الحد الأدنى

للقيمة التقديرية لمعامل ثبات درجات الاختبار، أي أن قيمة معامل الثبات بعامة لا تقل عن قيمة معامل (α)، فإذا كانت قيمة معامل (α)مرتفعة فإن هذا يدل بالفعل على ثبات درجات الاختبار، أما إذا كانت منخفضة فربما يدل ذلك على أن الثبات يمكن أن تكون قيمته أكبر من ذلك باستخدام طرق أخرى.

الثقة في تقديرات صادرة عن عدّة محكمين.

إن ابسط الحالتين :

الحالة الأولى : معرفة مدى اتساق متوسط تقديرات اثنين من المحكمين لمجموعة من الأفراد، فإنه يمكن إيجاد قيمة معامل الارتباط بين تقديرات كل منهما، بتطبيق صيغة سبيرمان وبراون

اتساق متوسط التقديرات = {(2× الارتباط بين تقديرات المحكمين) ÷ (1 + الارتباط بين تقديرات المحكمين)}.

الحالة الثانية : وجود عدد من المحكمين، والمطلوب معامل الارتباط بين تقديراتهم لمجموعة أفراد، ونجد هذا بتطبيق صيغة سبيرمان وبراون :

معامل الثبات بين تقديرات المحكمين ={ (عدد المحكمين × معامل ثبات الاختبار) ÷ [1 + (عدد المحكمين ــ 1) × معامل ثبات الاختبار] }.

ثبات الفرق بين درجتي اختبارين:

قد نرغب مقارنة درجات في اختبار التحصيل في الرياضيات بدرجته في اختبار الذكاء، أو درجته في اختبارين طبق أحدهما قبل عملية التعليم وطبق الآخر بعد انتهائها، ولهذا نتحقق من ثبات الفرق يحسب بالصيغة التالية:

معامل ثبات الفرق = { [(معامل ثبات الاختبار الأول + معامل ثبات الاختبار الثاني)÷2] ــ قيمة الارتباط بين الاختبارين } ÷ { (1 ــ قيمة الارتباط بين الاختبارين)}.

ومن الملاحظ عادة أن القيمة التقديرية لمعامل ثبات فرق الدرجات تكون عادة أقل من قيمة ثبات كل درجة على حده. وهذه القيمة التقديرية تساوي نسبة تباين الفرق بين درجات الاختبارين الملاحظة إلى نسبة تباين الفرق بين الدرجتين الحقيقتين. وكلما قل

الارتباط بين درجات الاختبارين وزاد كل منهما تزداد قيمة معامل ثبات الفرق بين الدرجتين، والعكس بالعكس.

وأخيرا سنقدم دراسة قام به طلبة الدراسات العليا في كلية التربية، مبينين خطوات العمل، وبعض الخواص النظرية الهامة، أي ليكون هذا المثال، أنموذجا لعملنا في انتاج ودراسة استبيان.

كما أسلفنا أنه : لإنتاج استبيان في للبحوث التربوية، سنقوم ــ هنا ــ بالتذكير بالخطوات الإجراءات السابقة وهي:

أولا: تحديد موضوع الاستبيان وهدفه.

ثانيا: إخراجه بشكله الأولي.

ثالثا: تحكيمه ظاهريا (المحتوى، والشكل).

رابعا: اختيار العينة الاستطلاعية.

خامسا: دراسة الاستبيان (دراسة صدقه وثباته تحليليا).

سادسا: اختيار عينة الدراسه بعد اخراج الاستبيان.

سابعا ــ تطبيق الاستبيان.

ثامنا ــ دراسة معطياته (وصفيا ــ دراسة الارتباطات ــ اختبار الفرضيات).

وقبل البدء بهذه الخطوات لا بد من ملخص نظري للخطوات الأكثر أهمية التي تستند إليها هذه الخطوات، تاركا لكم العودة إلى الخطوات الأخرى، كاختيار العينة، وترتيب الاستبيانات الواردة من أفراد العينة بقبول الصالح وإبعاد غير الصالح والترقيم، وإدخالها ببرنامج الحزمة الإحصائية SPSS.

وقبل البدء لا بد من التذكير أن أساليب التعامل في العمل الإحصائي، متعددة ومختلفة بالشكل والاجتهاد، نتيجة اختلاف الخبرة المكتسبة والتعاطي مع مواضيع متنوعة من حيث الاختصاص العلمي، لذلك نجد أن هذا الاختلاف يظهر عادة (إذا ظهر) في جانب التحليل الاستدلالي للمعطيات. لذا كن واثقا من النتائج التي تحصل عليها في عملك التحليلي يجب أن ترتكز على الزاد النظري في الإحصاء أولاً، وعلى منطقيتك وتجربتك المتأنية في الخطوات التنفيذية التي نرغب إليك مناقشتها بهدوء وروية ومنطق علمي والارتكاز على المراجع المعتمدة.

أولا: تحديد موضوع الاستبيان وهدفه.

رغب طلبة الدراسات دراسة موضوع في كلية التربية بمعرفة جواب السؤال: من هو صاحب قرار اختيار الفرد لباسه الشخصي؟ (مشكلة الموضوع). من الملاحظ هنا أن السؤال يختلف عن بماذا يتأثر الفرد عن اختياره لباسه، حيث كان السؤال محددا بمن يتخذ القرار. أي ما هي الجهة التي تتخذ القرار، فلو كان السؤال بماذا يتأثر لكان هدف الموضوع مختلف كثيرا أو قليلا عن هذا الموضوع، إلا أننا هنا نقر بالاختلاف، ولا بد من التدقيق بهدف الموضوع وبالتالي تدقيق مراميه، وهنا يأتي دور الزاد النظري المعرفي الذي يتعلق بالموضوع، والتحليل العلمي المنطقي للسؤال، وتفريعه إلى مجالات تبيان الهدف، أي الدراسه عن أسئلة فرعية للسؤال المشكلة، والتي ستكون عادة هذه الأسئلة الفرعية مجالات الاستبيان.

ولهذا كانت الحوارية والتمهيد التالي:

موضوع الاستبيان : لباس طلبة الماجستير

" رأي طلبة الماجستير في مصادر قرار اختيار لباسهم الشخصي"

يقوم الباحث باختيار ملابسه، يومياً، وغالبا ما يأخذ هذا اللباس اهتماما ووقتا كبيرين منه. إلا أن هذا الاختيار " أسلوباً ونتيجة" يختلف أو يتفق بين فرد وآخر في العائلة، بالرغم من أن هؤلاء الأفراد يعيشون في بيئة متماثلة أو واحدة. وما يقال عن أفراد العائلة يمكن أن يقال عن أفراد الحي أو البلدة أو البلد. إذا موضوع اتخاذ قرار اللباس تتداخل فيه الكثير من المتغيرات التي تؤثر على رأي الفرد في اختيار ملبسه، إلا أنه ليس من الصعب معرفة قدرة هذه المتغيرات من حيث فعلها وتفاعلها ومستويات التأثير على الفرد عند اختياره للباسه. والسؤال هنا ما هي هذه المتغيرات، هل نستطيع تحديد ماهيتها، أو تحديد نتائجها، أو تحديد مصدرها؟ إذا نسعى إلى الدراسه بدقة عن المصادر المباشرة والأكثر أهمية التي تؤثر على الفرد عند اختيار ملبسه. وهذا هو موضوع الدراسه. لهذا واعتقادا منّا على أن هذا الموضوع، هو هام لما يأخذه من جهدنا ومالنا، وقد يكون بموضوعه شعبيا جديداً، فقد قام طلبة الماجستير بالمساهمة في دراسة هذا الموضوع، لأهميته، ولمعاناتهم فيه، وباعتبارهم الأكثر قدرة ورغبة

في المساهمة، لمعرفتهم ومعايشتهم للموضوع، فقد حددوه بالسؤال التالي: ما هي المصادر الأكثر تأثيرا وتأثراً لاتخاذ القرارات المتعلقة باختيار طلبة الماجستير للباسهم شكلا ومضمونا ؟.

وقد اعتقدنا أن الفرد يتأثر بشخصيته وبيئته سواء أكانت البيئة التي تحيط به مباشرة (الأسرة) أو بشكل أوسع (البلد أو القطر)، ولذلك فقد حددنا هذه المصادر:

- الطلبة نفسهم (اعتمادا على ثقتهم بشخصيتهم).
- الأسرة والأهل.
- المجتمع.

وقد انطلقنا "نظريا"في هذا التحديد، من الاعتبارات التالية:

الطلبة : هم الذين يرغبون (في هذا العمر) اتخاذ قرارهم، وجاهزون بدفع ثمن لباسهم في حال الوفرة المالية لديهم، وهم يعتقدون بأنهم الأكثر تحديداً لنوع اللباس وشكله، لكنهم يأخذون بعين الاعتبار كونهم من مؤسسة الأسرة، وأعضاء يؤثرون ويتأثرون في المجتمع أو البيئة المعاشة.

الأهل : هم الإدارة المالية والتخطيطية لموضوع اللباس في الأسرة، فهم يدفعون في الغالب ثمن اللباس أو يداوروا اللباس بين أبنائهم، لكن الأهل بشكل عام مختلفون سواء بطريقة الإدارة أو بآرائهم حول مكانة اللباس وتأثيره في المجتمع.

المجتمع : هو المجال الذي تظهر فيه انعكاسات القرارات على شكل ومضمون اللباس دون إعطاء تبريرات واضحة ودقيقة لما نرى ونسمع، والسبب في هذا ناتج عن مدى اختلاف الأسس التي يرتكز عليها قرار الأفراد في المجتمع، كون هذا المجال ناتج عن أسس متشابكة، لأنه لم يأخذ حقه من الحوار المجتمعي، بل تُرك لاجتهادات شخصية ارتكزت على مصادر تربوية مغلوطة أو منقوصة، أو غريبة عن مجتمعنا. كما قام الطلبة وبعد مراجعة بعض الاستبيانات السابقة (الدراسات السابقة)، بتبني أقسام منها (أبعاد وبنود، كما تم تعديل بعض المتغيرات (المتغيرات المستقلة، البنود، ولم يتم تعديل الأبعاد) لأسباب رأوا أنها تفيد في تطوير الاستبيان.

ثانيا: إخراج الاستبيان بشكله الأولي.

قام الطلبة بإخراج الاستبيان وفق التالي:

لباس طلبة الجامعات

" أداة دراسه تجريبي يقوم به طلبة الماجستير " العام الدراسي 2011 ــ 2012 "

الزميلات الزملاء:

بهدف معرفة رأي طلبة الماجستير في كلية التربية بجامعة دمشق حول المصادر التي يرتكز عليها قرار اختيارهم لباسهم الشخصي. تم وضع هذه الاستبيان التي رأينا فيها أداة صالحة لقياس تلك الاتجاهات.

يرجى الإسهام برأيك الجدي والمحترم لدينا، بوضع إشارة (✓) في المربع الموافق لرأيك على عبارات الاستبيان(دون إغفال أي عبارة منها)، لأن رأيك هو أساسي وهام لدراسهنا العلمي.

1 . الجنس: . ذكر..... . أنثى.....

2 . يمكن وصف دخل عائلتي ألمعاشي:

أقل من الحاجة ☐ يوازي الحاجة ☐ يكفي الحاجة ويزيد قليلا ☐ يزيد بكثير عن الحاجة ☐

3 . عدد أفراد أسرتي الذين أعيش معهم بدوني: أقل من 4 ☐ 4 – 6 ☐ أكثر من 6 ☐

اختيار الثياب يعتمد	الرقم	العبارات	موافق جدا	موافق	احياناً	غير موافق	غير موافق أبدا
على رأيي فقراري	1	لا أحد يؤثر على قرار الشخص عند انتقاء لباسه					
	2	يأخذ اهتمام الأفراد بلباسهم وقتاً كبيراً من حياتهم.					
	3	يدفع الطلبة أصحاب الدخل ثمن ملابسهم					
	4	أسعى إلى اقتناء اللباس المفضل، و لو كان غال					
	5	أميز اللباس الجيد من بين أنواع عديدة ومتنوعة					
	6	أتابع عروض الأزياء باستمرار لأختار الأفضل					
على قرار ورأي أفراد المجتمع	7	يعامل المجتمع أبناءه وفق مظهرهم					
	8	الاحتشام لا يعني طمس المظهر الجمالي للفرد					
	9	يختلف أفراد مجتمعنا في آرائهم عند تقييم اللباس					
	10	لرجال الذين تأثير كبير على انتقاء لباسي.					
	11	يتطور لباس أفراد مجتمعنا نحو الأفضل					
	12	للمجتمع دور كبير في اقتناء لباس أبنائه					
على قرار ورأي أفراد العائلة	13	يتبادل أفراد العائلة اللباس فيما بينهم					
	14	في كل مناسبة وعيد، أحصل على ملبس جديد					
	15	شراء ملابس الطلبة يتأثر بعدد أفراد العائلة					
	16	تصرف العائلة أكبر نسبة من دخلهم على اللباس					
	17	تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة على أهلهم					
	18	الأهل يدفعوا ثمن كل الملابس					

مع وافر الشكرُ والتقدير

ثالثا: تحكيمه ظاهريا (المحتوى، والشكل).

قام الطلبة بعرض الاستبيان على أساتذتهم الذين لديهم خبرة في مجالي التقويم والقياس، وفي المحتوى العلمي للاستبيان، ونتيجة التوجيهات تم مناقشة مضمون وبنية الاستبيان وعلى ضوئها اتخذت الإجراءات المناسبة.

رابعا: اختيار العينة الاستطلاعية.

تم اختيار عينة استطلاعية ممثلة مقصودة (طلبة الدراسات في المدينة الجامعية بدمشق)، بلغ عددها 125 باحثا وباحثة. وزعت الاستبيانات عليهم، ثم أعيدت بعد أن قام إقرانهم بإملائها. قام الطلبة بفرزها، وتم اعتماد نحو 102 استبانه مقبولة، تم ترقيمها تسلسلياً. وهذه الخطوة تقسم إلى إجراءين: الأول تطبيق استطلاعي أولي لإغناء الاستبيان، والتخلص من العبارات غير المعبرة، واستقبال المقترحات الجديدة. والإجراء الثاني دراسة الاستبيان إحصائياً من حيث قوة المفردات، والصدق والثبات، بعد تحليلها عاملياً.

تذكر:

1 ــ أنه كلما كان عدد العينة كبيراً وصفات وسمات أفرادها منسبا ومتناسبا مع مجتمع الدراسه المقصود. وإن فسح المجال أمام المستفتى لبين رأيه حول المحتوى وأن يضع مقترحاته لبنود أخرى، هذا الإجراء سيكون مفيداً.

2 ــ يمكنك أن تطلب من أفراد العينة الاستطلاعية فقط تقديم مقترحاتهم لإضافة بنود جديدة. وعندها ستقوم بتحويل المقترحات (بعد الاقتناع بها) إلى تضيفها على متن الاستبيان بصيغتها النهائية. بينما لا يمكنك الطلب من أفراد عينة التطبيق النهائي للاستبيان أن يقدموا مقترحات جديدة على الاستبيان.

وهذه تذكرة بالجانب النظري لإعداد الاستبيان:

كل استبيان صالح يجب أن يتمتع بالصفات التالية: الصلاحية / الوثوقية / التمييز

التمييز : يتعلق التمييز بمسألة دراسة واختيارا لعبارات التي تشكل الاستبيان (اختياراً، وصياغة، ووضوحا بدلالتها.)، وبالتالي فعبارات الاستبيان تعطيه، قوة ومتانة في التعبير عن هدفه. من هنا تكمن أهميتها حيث أننا ومن خلالها نحصل على معطيات (قيم الاستجابات بالدرجات أو العلامات) تقيم مدى تواجد سمة أو صفة أو ظاهرة أورأي في الأفراد، كما ونقارن فروق تواجد ما نقيسه بين فرد وآخر.

وهنا يأتي دور التمييز، الذي يبين تلك الفروق.فمثلا: من الطبيعي أن نحصل على مجاميع قيم استجابات الأفراد على الاستبيان أو على بعد من أبعاده، وهذه المجاميع متساوية أو مختلفة. وهنا يأتي التمييز ليدقق بهذه المجاميع المختلفة أو المتساوية، والتي تحمل سيتشكل من خلال دراستها احتمالات عدّة لا بد من تفسير نتائجها وتوضيح مكنونها، منها:

1 ــ أن يكون الرقمين المتساويان وهما يرصدان بعدا واحدا، هذا يعني أن الفردان لهما نفس الحالة أو الرأي (نظريا)، أي الأفراد الذين كانت درجاتهم متساوية، يجب أن يكونوا متساويين في امتلاك السمة أو الرأي وفق ما تمثله هذه الدرجة على درجات الاستبيان. أما على أرض الواقع فقد يكون لهما رأيان مختلفان. إذا الرقم الواحد الدرجة الواحدة قد لا يعبر عن رأي واحد.

2 ــ الدرجات أو الأرقام المختلفة من المفترض أن تعبر عن حالات مختلفة، أي أن الأشخاص ذوي العلامات أو الدرجات المختلفة يجب أن يكونوا مختلفين عن

بعضهم البعض على بنود بنية الاستبيان، وهذا أيضا على أرض الواقع قد لا يكون هذا محققاً.

3 ــ فروق الدرجات أو الأرقام بين الأشخاص، من المفروض أن تتناسب مع فروق مدى تواجد السمة، أي أن درجة الفرق بين الأفراد تتناسب مع الفرق بين الدرجات المحققة.

4 ــ إذا وجدنا أن رقما واحدا ناله فردان لهما اتجاهين متعاكسين نحو ما تم قياسه

مثال: لو أخذنا جمعنا درجات استجابة كل فرد من فردين من أفراد عينة التعبير على بعد من أبعاد الاستبيان، ووجدنا أن جمع كل منهما يساوي الآخر، وهنا سنكون عند احتمالين:

الأول : أن يكون هذا التساوي هو تعبير صحيح عن نفس حجم وجود السمة أو البعد.

الثاني : أن التساوي هو تعبير خاطئ عن نفس حجم وجود السمة أو البعد. وبالتالي : فكلما كانت الدرجة تعبر عن حجم وجود السمة أو الصفة أو الرأي، كان الاستبيان هو الأفضل.

أما العكس: أي إذا كانت الدرجة واحدة، لكن هذه الدرجة عند المتابعة والتحليل عبرت عن شيئين مختلفين، عندها لن يكون الاستبيان هو الأفضل. وعندها لا بد من الدراسه عن أسباب هذا الاختلاف الذي يعود إلى أسباب مختلفة أهمها هو : التأثر بعوامل أخرى.

وأخيرا يمكن القول : إن الاستبيان الجيد مصمم بحيث يكون الأفراد ذوي الدرجات المتساوية (المتماثلة) نتيجة استجرار استجابات فقرات معينة في الاستبيان، تقيس بُعد أو فكرة معينة، عندها يفضّل أن يكون لهاتين الدرجتين المتساويتين تفسير واحد. وفي حال كان مجموع الدرجات لأفراد العينة مختلفا (وهذا أمر طبيعي)، وعندها يجب أن تكون هذه الفروق تعبر عن فروق متناسبة مع الاختلاف. وهنا يجب الانتباه بأن العمليات الحسابية الدقيقة قد لا تكون مناسبة بدقتها عند احتساب تلك العمليات والمقارنات، إنما الاعتماد على إعطاء تقييم لنتائج الدرجات بوصف رتبي أو فئوي قد يكون هذا أكثر تعبيرا عن الواقع. مثلا إذا أخذنا مجموع قيم (درجات) استجابات ثلاثة أفراد في العينة حول الرأي، أو السمة، وكانت كالتالي : 90 درجة، 30 درجة،

25 درجة. وهنا وعند تفسير هذه الدرجات وفق قيمها، هو أن الدرجة الثانية والثالثة تعتبر عن وجود السمة في كل منها متماثل تقريبا، والحالة الأولى بعيدة عنهما، وان قوة الحالة الأولى تعبر عن وجود السمة بثلاثة أضعاف الحالتين الثانية أو الثالثة. وهذا ليس هو الوصف الصحيح.

رابعاً : إن الفردين اللذين نالا نفس الدرجة وهما باتجاهين مختلفين، هذا يعني أن المقياس غير دقيق.

الصدق:

يقيس الاستبيان الجيد ما هو مصمم لقياسه أصلا (ويسمى ذلك الصدق)، وهكذا فالصدق يعني قياس ما تعتقد أنك تقيسه. ومن الصعب تقييم الصدق كونه مكون من عدة أشكال، هو:

أولا: صدق المحتوى :

من المفترض أن تكون بنود (عبارات) الاستبيان مرتبطة ببنية ما نريد قياسه، ويدل صدق المحتوى على مدى تمثيل العبارات للبنية الاستبيان، ويتحقق ذلك عندما يتم اختيار وصياغة البنود التي يجب أن لا تتكرر بشكل أو بآخر، وعلى البنود أن تغطي غرض الاستبيان بالكامل.

ثانيا ــ صدق المعيار :

السؤال هنا : هل يقيس الاستبيان فعلا ما يدّعي أنه يقيسه؟. وللإجابة عن طريقة التحقق من ذلك (نظرياً) نتبع الأسلوب العقلي المنطقي. إلا أن هذا الأسلوب غير عملي لوجود أخطاء متعددة ومتنوعة تتعلق بالقياس.لذلك لا بد من الدراسه عن تقنيات بديلة منها:

1 ــ استخدام الاستبيان في أوضاع متنوعة لمعرفة مدى توقعه لها.

2 ــ معرفة مدى ارتباطه بمقاييس (استبيانات مجربة محكية) المتوافقة بالبنية.

3 ــ هناك تقنيات إحصائية مثل دليل صدق البند أو العبارة من خلال ارتباطها بكل بند من أقرانها أو بمجموعة بنود الاستبيان. وهناك اجتهادات وطرائق أخرى يجتهد بها الباحث، تبعا لطبيعة وخصوصية الدراسه.

ثالثاً : الصدق العاملي:

ويتعلق هذا النوع من الصدق بما إذا كانت بنية العامل في الاستبيان ذات معنى حدسي. ولذلك يتم تقييم الصدق العاملي عبر التحليل العاملي. ويتم التأكد من الصدق العاملي بعد الانتهاء من وضع المجموعة النهائية من عناصر الاستبيان. أما عن خطوات تنفيذ الصدق العاملي، فتنحوا هذه الآلية بإعادة ترتيب ومن ثم ترميز البنود أو العبارات في متحولات عباراتها من عبارات الاستبيان لكن بترتيب مختلف، ندعوها العوامل، مجموعة هذه العوامل أو جزء منها، يتجمع ببنية معينة، ليشير في بنيته الجديدة إلى دلالة أخرى، عدد بنودها أقل وعدد عواملها أقل، هذه البنية الجديدة تسهل القيام بعمليات ومعالجات إحصائية مفيدة. مثلا : لتقييم مكون أو إجراء النجاح في مادة دراسية (موضوع الاستبيان، أو هدفه) نتابع مدى ارتباط البنود في الاستبيان، والتي نجد أكثرها يتجمع في مجموعات، ويبقى الآخر (البنود التي ارتباطها ضعيف) منفردا. عندها نقوم بتحليل هذه التجمعات للوصول إلى طبيعة تجميعها التي توصلنا إلى تسمية للدلالة على هذا التجمع الذي عادة يصف سمة، هذه السمة ندعوها عامل. وهنا إذا كنا ندرس عملية النجاح في مادة دراسية، فحسب بنود وأبعاد الاستبيان (قبل التحليل العاملي) نجدها وموزعة لتحدد مكونات النجاح أو آلياته، ولكل بعد عبارات أوبنود تحيط بتلك المكونات. إلا أن وبعد التحليل العاملي سنجد أن بنود الاستبيان ستتوزع على بنية جديدة (غير السابقة)، هذه البنية الجديدة تتشكل من بنود الاستبيان لكن بتوزيع مختلف عن السابق، ويبقى بعضا من البنود السابقة منعزلا عن المجموعات الجديدة. ندراسه عن تسمية جديدة لبنود التجمعات الجديدة التي ترتبط ببعضها بشكل قوي، والتي سيتشكل من كل منها بعد جديد (عامل جديد)، ونعطي لكل منها اسم جديد. مثال : نتيجة قياس الانتباه في المحاضرات، عدد الملاحظات الهامة الموثقة عن المحاضرة، عدد الأسئلة المطروحة من قبل الحاضرين، وعندما نقوم بربط جميع هذه المتحولات بصفة / سمة علينا تسمية هذا الربط باسم عامل، وليكن عامل الاندفاع نحو النجاح، وهكذا بالنسبة لبنود أخرى. ومن المفيد أن نذكر هنا أن برنامج SPSS ينفذ هذه الإجراءات بشكل جيد، حيث يعطينا جدولا بالبنود وارتباطها أو تحميلها على كل عامل (يتكون العامل من البنود أو العبارات المرتبطة

بشدة مع بعضها). ويمكن ان نستعين بالمنطق والمعرفة عند تسمية العوامل وتبعا للحدس، وبشكل أساسي نتأكد من منطقية التسمية إذا كانت العوامل و تعبر عن محتويات البنود، وأن العوامل لها معنى في الإحاطة بهدف الاستبيان في قياس ما وضع لأجله.

بماذا نستفيد من التحليل العاملي:

التحليل العاملي من أهم الخطوات الإجرائية التي تؤكد صدق وصلاحية الاستبيان. هذه الإجراءات التي نستطيع من خلالها حذف العناصر التي تسبب المشاكل في التوزيع والارتباط، كما تسمح بتفسير قوة التماسك في بنية الاستبيان، أي نتخذ قرارات هامة عند التحليل العاملي منها:

- تحديد العوامل التي ترتكز عليها الاستبيان، ونسبة تمثيل ما تفسره هذه العوامل.
- الإبقاء على العوامل المهمة وتجاهل ما لا يخدم الدراسه.
- العناصر التي ترتبط بالعوامل.
- ما تمثله هذه العوامل.
- كسب الوقت والجهد تحاشي إعادة تطبيق الاستبيان مرة بعد مرة بعد أن يقدم التحليل العاملي المعلومات الأكيدة عن العبارات التي يمكن حذفها (غير المفيدة، التي يصفها التحليل العاملي من خلال بيان أن البنود غير محملة على أحد العوامل بشكل جيد أو ارتباطها بالعوامل معدوم).

من هنا ظهر أهمية استخدام التحليل العاملي في الاستبيانات، فبعد أن نتأكد من أن بنود الاستبيان قد أحاطت بأبعاد البنود التي تشكل الاستبيان(والتي يطلق عليها هنا المتحولات)، نقوم بالتحليل العاملي.

ولهذه التقنية ثلاثة استخدامات:

1ـ فهم البنية لمجموعة من المتحولات.

2ـ بناء الاستبيان لقياس متحول قاعدي (أبعاد هدف الاستبيان أم جزء منه).

3ـ تخفيض مجموعة البيانات إلى حجم قابل للإدارة مع المحافظة قدر الإمكان على المعلومات الأصلية.

وبذلك يمكن القول إن التحليل العاملي يقوم بتقليص العدد مع توخي تفسير المقدار الأعظمي من التباينات التشاركية في مصفوفة الارتباط واستخدام العدد الأدنى من

المفاهيم التي نكتشف ونستدل منها على مجموعة البيانات وارتباطاتها، ولو أدى ذلك إلى دمج مفاهيمها وتغيير أسمائها مع البقاء على مدلولاتها. ونستدل على العامل من ارتباطاته العالية ببنود الاستبيان، حيث يتكون من بنداً أو بعداً أو أكثر، أي متحولاً أوأكثر.

الثبات/ الموثوقية

من ألأفضل عندما نتكلم عن الثبات، علينا أن نقرن هذا بثبات نتائج القياس، وليس بثبات المقياس. من ناحية أخرى لا يكفي أن يكون الاستبيان صادقا بل يجب أن تكون نتائجه ثابتة أيضا، حيث أن الثبات شرط ضروري ولكن ليس كافياً، فالمقياس الذي يتصف بصورة عالية من الصدق لا بد أن يعطي نتائج دقيقة ومتسقة. بينما المقياس الذي يتصف بدرجة عالية من الثبات قد لا يصدق في قياس ما وضع لأجله. ويعرف الباحثون الوثوقية على أنها قدرة الاستبيان على إنتاج نفس النتائج تحت نفس الشروط أو في نفس الظروف. ولكي يكون الاستبيان موثوقا يجب أن يكون صالحا أولا. ومن الواضح أن أسهل طريقة لتقييم الوثوقية هي اختبار نفس المجموعة من الأفراد مرتين، فإذا كان الاستبيان موثوقا فإننا نتوقع أن يحصل كل فرد على نفس العلامة في المرتين. لذلك فإن العلامات في الاستبيان يجب أن تكون مرتبطة بشكل تام (أو قريب من التام). إلا أنه إذا قمنا باختبار نفس الأشخاص مرتين فإننا نتوقع آثار الاحتفاظ والممارسة الأولى باقية (أن يتذكر المستفتين إجاباتهم)، يضاف إلى ذلك هو التغير على معرفة الفرد الناتجة عن المعرفة العرضية أو عن طبيعة تغير بيئة الاستبيان (الزمن، هدف الاستبيان...)، لذلك عندها قد يكون وجود استبيانين متكافئين هو الحل البديل أو الأفضل، وقد تكون (حتى هذه) مكلفة وتحتاج للوقت والجهد الذين قد لا يتناسبان مع الغرض من الاستبيان. ويرى البعض أن أسهل أسلوب يستخدم في احتساب الثبات هو طريقة النصف المشطور، Split Half، ويتم في هذه الطريقة تقسيم عناصر الاستبيان إلى نصفي المقياس (إلى مجموعتين). يتم بعد ذلك حساب علامة لكل موضوع اعتمادا على نصف المقياس. إذا كان المقياس موثوقا جدا فإننا نتوقع أن تكون علامة الفرد ذاتها في كل من نصفي المقياس. وبذلك نتأكد من أن النصفين مرتبطان بشكل مثالي. والارتباط بين النصفين هو الإحصائية التي يتم حسابها في طريقة النصف المشطور،

وتدل القيم الكبيرة للارتباط بين النصفين على الوثوقية. والمشكلة مع هذه الطريقة هي وجود عدد من الطرق التي يمكن استخدامها لتقسم مجموعة من البيانات إلى نصفين، لذلك فإن النتائج تتأثر بطريقة التقسيم، وللتغلب على هذه المشكلة يقترح Cronbach تقسيم البيانات إلى نصفين بكل الطرق الممكنة وحساب معامل الارتباط لكل عملية تقسيم. ويسمى متوسط هذه القيم معيار (معامل) Cronbach's alpha وهو المقياس الأكثر انتشارا لوثوقية المقياس، وتعتبر القيمة 0.8 مقبولة لمعامل ألفا، أما القيم الأدنى فتدل على مقياس غير موثوق. هذه بعض الطرق، وهناك طرق أخرى. كما أن الباحثين قد تناولوا موضوع الوثوقية بأساليب أخرى وجدوا أنها أكثر منطقية .

معنى الثبات:

إذا أردت أن تتعرف على معنى ثبات نتائج المقياس فلا بد أن نجيب عن الأسئلة التالية:

- هل يكشف المقياس بصورة ثابتة ومطردة الفروق بين الأفراد؟
- ما مدى الدقة والاتساق في نتائج المقياس؟
- كم تتذبذب نتائج المقياس في حال تكرار عملية القياس؟
- هل للمقياس القدرة على كشف الفروق الحقيقية بين الأفراد في السمة أوالخاصية المقاسة؟

خصائص الثبات:

1 ــ الثبات مفهوم إحصائي، وهذا ما يميزه عن الصدق الذي يعتمد على التحليل المنطقي، وقد يتطلب العمل الإحصائي، أو يجمع بينهما في حالات.

2 ــ يرتبط الثبات بنتائج أداة القياس، الأصح أن يكون الحديث عن ثبات نتائج أداة القياس بدً لا من الحديث عن ثبات الأداة.

3 ــ ترتبط طريقة اختيار ثبات النتائج بالغرض أو الاستعمال الخاص للاختبار، الاهتمام بدرجة ثبات نتائج الاختبار قد نهتم بها لاستعمالات معينة .ولاستعمالات أخرى قد نهتم باتساق النتائج .ولأخرى قد نهتم بالاتساق أو التجانس الداخلي لبنود الاختبار.

4 ــ الثبات شرط ضروري للاختبار لكنه غير كاف. فالاختبار الذي يتصف بدرجة عالية من الصدق لا بد أن يعطي نتائج دقيقة ومتسقة .في حين أن الاختبار الذي

يتصف بدرجة عالية قد لا يصدق في قياس ما وضع لقياسه(مثال :إن اختبار العلوم العامة الذي يقيس فهم الرموز والصيغ الرياضية، قد يعطي نتائج متسقة في حال إعادة تطبيقه، ويكون بالتالي على درجة عالية من الثبات دون أن يصدق في قياس المعارف في العلوم العامة).

تعريف الثبات :

هو درجة ثبات نتائج المقياس في حال تكرار عملية القياس أكثر من مرة وعلى نفس المجموعة. وتحدد موثوقية المقياس مدى خلوه من الأخطاء العشوائية. وهناك مؤشران على موثوقية المقياس يتم استخدامهما هما: موثوقية المقياس بإعادة الاختبار الذي يشار إليه باسم استقرار الدرجات والاتساق الداخلي، بالنسبة للمؤشر الأول (موثوقية المقياس ـــ إعادة الاختبار)، فيتم تقييمه عن طريق تطبيق الاختبار على الأفراد أنفسهم في ظرفين مختلفين، ثم حساب الارتباط بين الدرجات التي يتم الحصول عليها في الحالتين. وكلما زاد الارتباط الناتج عن الاختبار وإعادة الاختبار، كان المقياس أكثر موثوقية.

الاتساق الداخلي هو الجانب الثاني من الموثوقية والذي يمكن تقييمه. وهذا الاتساق هو الدرجة التي تصل إليها البنود التي يتكون من المقياس عند قياسها للسمة المطروحة نفسها، أي أن الاتساق الداخلي هو مدى ارتباط كل بنود المقياس معاً. ويمكن قياس الاتساق الداخلي بأكثر من طريقة. وأكثر الإحصاءات شيوعاً في الاستخدام معامل ألفا Cronbach المتاح تنفيذه باستخدام SPSS الذي يوفر لنا متوسط الارتباط بين كل البنود التي يتكون منها، تقع قيمة هذا المتوسط ما بين 1 والصفر. ويشير ازدياد القيم إلى ازدياد الموثوقية.

اقترح Nunnally مستوى أدنى لمتوسط قيمة ألفا يجب أن لا تقل عن (0.7)، ورأى أن قيمة المتوسط تتعلق بعدد البنود، وعندها على الباحث أن يقوم بحساب متوسط الارتباط بين بنود المقياس، ويتراوح المدى الأمثل لقيم ارتباط المتوسط بين البنود ما بين 0.2 و 0.4

احتساب الوثوقية:

إن الطريقة المألوفة للنظر إلى الوثوقية مبنية على فكرة أن البنود (أو مجموعات من البنود) يجب أن تعطي نتائج متوافقة مع الاستبيان الكلي. لذلك إذا أخذنا درجة (علامة) لفرد مستفتى على استبيان يقيس سمة وكانت تلك العلامة مرتفعة، يكون هذا الفرد يحمل السمة بدرجة عالية، وإذا كان الاستبيان موثوقا فإنه إذا اخترنا بعض بنود من الاستبيان بشكل عشوائي فإن علامة الفرد على هذه البنود يجب أن تكون مرتفعة أيضاً. وبسط طريقة لتنفيذ ومتابعة هذه الإجراءات هي استخدام وثوقية النصف المشطور Split half reliability. حيث تقسم هذه الطريقة مجموعة البيانات بشكل عشوائي إلى نصفين. يتم بعد ذلك حساب علامة لكل مشترك استنادا لكل نصف من المقياس. إذا كان المقياس موثوقا جدا فإن علامة شخص ما في أحد نصفي المقياس يجب أن تكون مساوية (أو مماثلة) لعلامته في النصف الآخر، ولذلك فإن علامات المشتركين في كلا النصفين للاستبيان يجب أن تكون مرتبطة بشكل تام (أو بشكل مرتفع جدا)، والارتباط بين النصفين هو الإحصائية المحسوبة بطريقة النصف المشطور، حيث تدل القيم الكبيرة للارتباط على الوثوقية. والمشكلة في هذه الطريقة هي وجود عدة طرق لتقسيم مجموعة من البيانات إلى نصفين، ولذلك يمكن أن تكون النتائج هي نتاج الطريقة التي تم بها تقسيم البيانات، للتغلب على هذه المشكلة، اقترح Cronbach) (1951 مقياسا مكافئا لتقسيم البيانات إلى قسمين بكل الطرق الممكنة ثم حسب معامل الارتباط لكل تقسيم. وكان متوسط هذا التقسيم مكافئا لقيمة ألفا α، وهي المقياس الأكثر شيوعا لسلم الوثوقية:

$$\alpha = \frac{N^2 . \overline{\text{cov}}}{\sum^2_{sitem} + \sum \text{cov}_{item}}$$

لتطبيق هذه المعادلة، لا بد من نتذكر أنه : علينا أن نحسب تباين البند ضمن البند والتباين المشترك بين البند المعين وأي بند آخر على المقياس. وبطريقة أخرى، نقوم بإنشاء مصفوفة التباين ــ التباين المشترك لجميع البنود. وفي هذه المصفوفة، تمثل البنود القطرية التباين ضمن كل عنصر بينما تمثل البنود غير القطرية التباين المشترك بين كل زوج من البنود. يمثل بسط المعادلة مربع عدد البنود مضروبا بمتوسط التباين

المشترك بين البنود، أما المقام فهو مجموع جميع التباينات للبند والتباينات المشتركة للبند (أي مجموع جميع العناصر في مصفوفة التباين ــ التباين المشترك). كما أنه إذا حولنا القيم الخام لدرجات البنود إلى قيم معيارية فسنستخدم معادلة أخرى متماثلة، مضمونها أنه: سنحسب معاملات الارتباط بدلا من التباينات المشتركة، ويكون مقام المعادلة هو مجموع العناصر في مصفوفة الارتباط للبنود. وتكون قيمة α القياسية (المعيارية) مناسبة عندما يتم جمع البنود على مقياس ما للحصول على علاقة وحيدة لذلك المقياس (بينما لا تكون قيمة α المعيارية مناسبة في هذه الحالة). أما قيمة α المعيارية فهي مفيدة عندما يتم جعل البنود على مقياس ما معيارية قبل أن يتم جمعها.

تفسير α Cronbach's :

لا تعَد الصياغة العكسية مشكلة في التحليل العاملي ، فكل ما يحدث هو الحصول على قيمة سلبية لتحميل العامل من أجل البند المصاغة عكسيا. بينما لهذه البنود العكسية دور في تحليل الوثوقية دور كبير، ولمعرفة السبب علينا العودة لمعادلة α Cronbach's . ففي تلك المعادلة يحوي البسط متوسط التباين المشترك بين البنود، ولذلك فإن التباين المشترك بين هذا البند والعناصر الأخرى سيكون سالبا. وبما أن متوسط التباين المشترك هو مجموع التباينات المشتركة مقسوما على عدد البنود فإن وجود القيم السالبة سيقلل مجموع التباينات المشتركة وبالتالي يقلل قيمة α (لأن بسط المعادلة يصبح أصغر). وفي الحالات القصوى يصبح مطال القيم السالبة أكبر من مطال القيم الموجبة. وليس لقيمة α السالبة معنى، ولكن إن حدث ذلك فعليا التحقق لمعرفة العناصر المصاغة عكسيا ضمن الاستبيان (المقياس)، ثم تعديل النتائج بعكس درجات (علامات) البند المعاكس باستبدال وفق المعادلة [(أكبر قيمة في مقياس ليكرت في الاستبيان +1) ــ قيم البند] سواء باستخدام تعليمة ... Transform Compute أو .... Transform ... Recode into.

يبقى السؤال : ما هي الخطوات الهامة التي يجب تذكرها عند انتاج الاستبيان ؟

الخطوة الأولى: قم بتحديد الموضوع الذي تريد قياسه والذي هو عبارة عن هدف مباشر أو غير مباشر من أهداف الدراسه، والذي نعبر عنه بسؤال المشكلة، أو سؤال فرعي

مشتق عنه. إن محتوى هذه أجزاء تشكل إبعاد أداة القياس، وما علينا إلا صياغة أفكار وأغراض البنود التي تحيط بالبعد، بعبارات هادفة تحدد تلك الأغراض بدقة وبلاغة.

وتذكر أن لكل هدف مكونات (عناصر)، وأنك تستطيع تحليل هذه العناصر إلى أهداف سلوكية، وحتى أغراض سلوكية، منها وبها تضع ضوابط تساعدك على قياس دقيق.

ولا تنس أن البلاغة في الإيجاز، والأهم أن المستفتى (الذي ستوجه له استبانتك)، لديه عمل وليس لديه الوقت الكافي. فاحترم وقته.

الخطوة الثانية : اعتمد مقياس للإجابة

هناك طرق متعددة لهذا، تبدأ من أن تفسح المجال للمستفتى كي يجيب بنعم أو لا، ولكن هذا المقياس عادة قليل الفائدة عند استخدامه للرد عن طريق متن الاستبيان، إلا ما ندر، (عن الرد بالإجابة عن متغير مستقل بفئتين).

وهناك مقاييس "أكثر عملية مثل مقياس ليكرت Likert، الذي يتوفر بعدة أشكال:

ـ 3 نقاط : موافق ـ لا موافق ولا غير موافق (إجابتي محايدة) ـ غير موافق

ـ 5 نقاط : موافق جداً ـ موافق (فوق الوسط) ـ وسط ـ غير موافق (دون الوسط) ـ غير موافق أبداً.

ـ 7 نقاط :.....

ومن الملاحظ أن مقياس ليكرت يأخذ شكل التوزيع الطبيعي من حيث شكله التماثلي (نقاط اليسار تساوي نقاط اليمين بالنسبة للوسط)، وعن الترميز يعطى الوسط وسط الترقيم (الحالة في الوسط تعطى في النقاط الخمس 3، وتوزع النقاط بشكل تماثلي حول الوسط: 5، 4، 3، 2، 1).

الخطوة الثالثة : إنتاج العبارات

بعد تحديد الأبعاد ومكوناتها، وكذلك مقاييس ليكرت. تأتي الخطوة التالية كتابة العبارات (البنود) ، والسؤال الأول هنا ما عدد البنود المطلوبة في كل بعد، وبالنسبة لكل الاستبيان، وهل يجب أن تكون متساوية في الأبعاد؟!

بشكل عام إن تقدير العدد في أي مجال، هو نسبي محدد بين هامشين، الهامش الأول هو تغطية أفكار ومكونات البعد، والثاني هو خير الكلام ما قل ودل. أما العدد العام

لبنود الاستبيان، فيفضل أن يكون نحو ثلاثين بنداً (بشكل وسطي)، وأن لا يقل عن عشرين بنداً.

أما بالنسبة للمحتوى، فالمصدر هو الزاد المعرفي للباحث على طريق تحقيق هدف الدراسه وهدف الاستبيان، وخبرته العلمية والعملية في تحليل هدف الاستبيان بشكل عام، وكذلك كل بعد من الاستبيان، وقدرته في ربط هذه البنود لتشكل هدف الاستبيان، وكذلك فلسفة المجتمع، وأساليب التعاطي معه، فأسلوب التفاعل بين المجتمعات مختلف وفق الثقافات والقيم الخاصة بكل مجتمع، تنعكس على جوانب عدّة ومنها أسلوب الصياغة ومحتواها للأفكار التي نود التفاعل مع المجتمع بها.

أما ما يجب الاهتمام به هو:

1 ــ صياغة البنود /الأسئلة: من المعروف أن فن صياغة البنود هو الأسلوب الموصل إلى نتائج محددة ودقيقة التي تحدد بدقة رأي المستفتى، وأي غموض أم إظهار الفكرة بشكل مشوش سيفسح المجال لإجابة غير معبرة عن الهدف من وضع البند أو العبارة.

2 ــ العمل بجديّة إلى عدم إرهاق المستفتى وتضييع وقته، ومن المفضل وضع أسئلة تحترم شخصية المستفتى بكل جوانبها، ومجالاتها. كي لا يجيب بشكل عابر، لأنه عندها ستكون إجابته مضيعة لوقته ولوقتك، ولن تخدم الدراسه.

اختيار اللباس يعتمد	الرقم	العبارات
على رأيي قراري	1	لا أحد يؤثر علي قرار الشخص عند انتقاء لباسه
	2	يأخذ اهتمام الأفراد بلباسهم وقتاً كبيراً من حياتهم.
	3	يدفع الطلبة أصحاب الدخل ثمن ملابسهم
	4	أسعى إلى اقتناء اللباس المفضل، ولو كان غال
	5	أميز اللباس الجيد من بين أنواع عديدة ومتنوعة
	6	أتابع عروض الأزياء باستمرار لأختار الأفضل
على قرار ورأي أفراد المجتمع	7	يعامل المجتمع أبناءه وفق مظهرهم
	8	الاحتشام لا يعني طمس المظهر الجمالي للفرد
	9	يختلف أفراد مجتمعنا في آرائهم عند تقييم اللباس
	10	لرجال الذين تأثير كبير علي انتقاء لباسي.
	11	يتطور لباس أفراد مجتمعنا نحو الأفضل
	12	للمجتمع دور كبير في اقتناء لباس أبنائه
على قرار ورأي أفراد العائلة	13	يتبادل أفراد العائلة اللباس فيما بينهم
	14	في كل مناسبة وعيد، أحصل علي ملبس جديد
	15	شراء ملابس الطلبة يتأثر بحدد أفراد العائلة
	16	تصرف العائلة أكبر نسبة من دخلهم علي اللباس
	17	تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة علي أهلهم
	18	الأهل يدفعوا ثمن كل الملابس

خامسا: دراسة الاستبيان (دراسة صدقه وثباته تحليليا).

اكتب أسماء المتغيرات على واجهة Variable View، ورتب الإعدادات بالشكل المناسب، ثم أكتب البيانات على واجهة Variable Data في برنامج SPSS، بعد تشفير كل مستوى من مستويات مقياس ليكرت برقم مناسب. سيكون لديك لكل عبارة عمود يمثلها، وسيكون كل سطر ممثلاً لاستبانه. بعد ذلك : تذكر أن عليك استبدال كل عبارة سالبة بقيم عكسية للقيم التي شفرت بها مقاييس ليكرت، كما عليك تحويل القيم إلى معيارية عندما تكون أبعاد الاستبيان غير متساوية. بعد ذلك حاول حذف العناصر غير المفيدة مثل النقاط الشاذة، والنقاط المنعزلة والنقاط التي تخفف من قيمة ألفا كرنباخ. كما لا تنس أن عدد 30، عدد مناسب لبنود الاستبيان قبل إجراء التحليل العاملي، ويمكننا انجاز ذلك بالنظر إلى الإحصائيات الوصفية والارتباطات بين الأسئلة.

تأكد من أن إدخال المعطيات صحيحاً من خلال: Analyze ... frequencies..

وبعد التأكد من أن المعطيات بأفضل شكل ممكن بعد الإقلال من الأخطاء التي وقعت، نقوم بدراسة الأمور التالية:

1 ــ إن أول ما يجب أن ننظر إليه هو التوزيع الإحصائي لدرجات (علامات) البنود (العبارات) وهذا يسمح لنا بالتخلص من البنود الفائضة مباشرة. لذلك وعند تنفيذ استبيان ما فإن أول ما ننظر إليه هو الإحصائيات الوصفية لعناصر الاستبيان، ويتم ذلك بسهولة في برنامج SPSS حيث ندراسه عن البنود التي نتائجها:

ا ــ البنود التي لم يجاوب عليها أفراد عديدين من العينة.

ب ــ البنود التي مجموع استجاباتها غير موزعة بشكل طبيعي، وأن يكون متوسطها في مركز المقياس (أن لا يكون هناك أي ميلان Skweness ، والذي ندققه من خلال نتائج (خرج) البرنامج SPSS سواء أكان عن طريق Explore أوعن طريق تقسيم الميلان على الخطأ المعياري للميلان SE Skew أو من خلال احتساب العلامات المعيارية والتي يجب أن تكون أكبر من 1.96.

ج ــ الانحراف المعياري الكبير أو الصغير، لأن العناصر ذات الانحراف المعياري الكبير والصغير قد تسبب المشاكل. إذا هذه الحالات الثلاث تسبب أغلب المشاكل. لذا وجب حذف البند الذي تحدده هذه الحالات.

2 ــ الارتباطات

يجب أن تكون جميع البنود مترابطة فيما بينها لمستوى معين إذا كانت تقيس بعض السمات لشيء واحد. (نحن نريد المتحولات مترابطة بشكل جيد ولكن ليس بشكل تام)، أي المتحولات التي تكون معظم قيم الدلالة لها أكبر من 0.05 أو 0.01، وحذف البنود التي تكون معاملات ارتباطها أكبر من 0.9

وتذكر أهمية دراسة ثبات العناصر، وهو الارتباط بين الدرجة التي حققها البند، ومجموع درجات الاستبيان. مضروبة بالانحراف المعياري لذلك البند (يدعى هذا الارتباط المصحح للعنصر بالكل)، [يقوم البرنامج SPSS بحساب الارتباط المصحح للبند بالكل، ونريد أن تكون هذه القيم ذات دلالة لجميع العناصر، ومع أننا لا نحصل على قيم الدلالة فإنه ينبغي الدراسه عن قيم الارتباط التي أكبر من 0.3 (وبما أن هذه القيمة تقريبية، لذا يمكن اعتبارها كقيمة قطع نناقش بها قيم ارتباط كل البنود، من

حيث يوجد دلالة بين القيم التي ارتباطها أكبر أم أصغر من 0.3)، وحذف البنود التي لا يؤثر حذفها على تلك القيمة. وتذكر أن الثبات الجيد يجب أن يكون بحدود 0.8 وهذه سنجدها بتطبيق Analyze ... Scale ... Reliability Analysis.... Statistics.. Descriptive for.... Cronbach's Alpha if Item Deleted

ولهذا : نختار البنود التي نريد تحليلها من اللائحة الموجودة في القسم الأيسر من مربع الحوار (كل بعد على حده) أي نختار بنود البعد الأول لتحليلها، وننقلها إلى الفراغ Items، ونقوم بتحليلها، وبعد الانتهاء من تحليل البعد الأول، نأخذ البعد الثاني وهكذا... في مربع الحوار هذا يمكن تنفيذ عدة أنواع، فمثلا نلاحظ نموذج التحليل Model هو Alpha وهو الخيار الافتراضي.

تفسير الخرج:

بعد استخدام مجموعة الخيارات التي نرى أنها تخدم العملية الإحصائية لتنفيذ تحليل الوثوقية، ننقر الزر Continue للعودة إلى مربع الحوار الأساسي ثم ننقر الزر OK لتنفيذ التحليل من خلال مجموعة من الجداول أهمها:

ـ تظهر قيم α الكلية في العمود المسمى Cronbach's Alpha if Item Deleted عندما لا يتم تضمين البند في الحساب. وهكذا فهي تعكس التغير في قيمة α الذي سيحصل عند حذف عنصر معين. فإذا كان حذف بند ما يزيد قيمة α فإن ذلك يعني أن حذف هذا البند يرفع الوثوقية. وهكذا يجب حذف جميع البنود التي يؤدي حذفها إلى تحسين ملموس في قيمة α الكلية، وقبل الحذف علينا مناقشة البنود قبل حذفها (سواء بحذفها أو تعديلها).

ـ وتذكر أنه إذا وجدنا إشارة سالبة أمام قيمة ارتباط البند بالعلاقة الكلية بالاستبيان، فهذا دليل جيد على أن صياغة هذا البند هي صياغة عكسية، وهنا لا بد من تعديل هذا الارتباط بالطريقة التي ذكرناها سابقا.

ـ بقي أن نقول:

إذا كانت قيمة α لبعد ما قليلة جدا كما يوضع العمود Alpha if Item Deleted Cronbach's، وأننا لا نستطيع رفع هذه القيمة، الشيء الذي يعني أن المقياس

ضعيف نسبيا في الانسجام، وبالتالي قد يقود هذا إلى إعادة النظر جذريا بالمقياس (الفرعي).

وفي مثالنا قمنا بهذه العملية عدة مرات، على كل بعد من أبعاد الاستبيان الثلاثة، وكانت النتائج وفق التالي:

أولاً :

1 ــ كانت بنود البعد الأول على النحو التالي:

اختيار اللباس يعتمد	الرقم	العبارات
على رأيي قراري	1	لا أحد يؤثر على قرار الشخص عند انتقاء لباسه
	2	يأخذ اهتمام الأفراد بلباسهم وقتا كبيرا من حياتهم.
	3	يدفع الطلبة أصحاب الدخل تمن ملابسهم
	4	أسعى إلى اقتناء اللباس المفضل، و لو كان غال
	5	أميز اللباس الجيد من بين أنواع عديدة ومتنوعة
	6	أتابع عروض الأزياء باستمرار لأختار الأفضل

2 ــ طبقنا الإجراءات السابقة مرة بعد مرة فكانت النتائج:

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	N of Items
.574	2

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
يأخذ اهتمام الأفراد بلباسهم وقتا كبيرا من حياتهم	2.80	.872	.410	.a
أسعى إلى اقتناء اللباس المفضل، و لو كان غال	2.54	1.281	.410	.a

3 ــ أصبحت بنود البعد الأول هي:

يأخذ اهتمام الأفراد بلباسهم وقتا كبيرا من حياتهم.

أسعى إلى اقتناء اللباس المفضل، و لو كان غال.

ثانيا:

1 ــ كانت بنود البعد الثاني على النحو التالي:

على قرار ورأي أفراد المجتمع	7	يعامل المجتمع أبناءه وفق مظهرهم
	8	الاحتشام لا يعني طمس المظهر الجمالي للفرد
	9	يختلف أفراد مجتمعنا في آرائهم عند تقييم اللباس
	10	لرجال الذين تأثير كبير على انتقاء لباسي.
	11	يتطور لباس أفراد مجتمعنا نحو الأفضل
	12	للمجتمع دور كبير في اقتناء لباس أبنائه

2 ــ طبقنا الإجراءات السابقة مرة بعد مرة فكانت النتائج :

Reliability Statistics	
Cronbach's Alpha	N of Items
.579	3

Item-Total Statistics				
	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
يختلف افراد مجتمعنا في ارائهم عند تقييم اللباس	6.04	3.622	.407	.450
لرجال الذين تأثير كبير على انتقاء لباسي.	5.73	3.607	.347	.550
يتطور لباس افراد مجتمعنا نحو الافضل	6.08	4.073	.422	.441

3 ــ أصبحت بنود البعد الثاني هي:

يختلف أفراد مجتمعنا في آرائهم عند تقييم اللباس

لرجال الذين تأثير كبير على انتقاء لباسي

يتطور لباس أفراد مجتمعنا نحو الأفضل

ثالثاً :

1 ــ كانت بنود البعد الثالث على النحو التالي:

على قرار ورأي أفراد العائلة	13	يتبادل أفراد العائلة الالبس فيما بينهم
	14	في كل مناسبة وعيد، أحصل على ملبس جديد
	15	شراء ملابس الطلبة يتأثر بعدد أفراد العائلة
	16	تصرف العائلة أكبر نسبة من دخلهم على اللباس
	17	تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة على أهلهم
	18	الأهل يدفعوا ثمن كل الملابس

2 ــ طبقنا الإجراءات السابقة مرة بعد مرة فكانت النتائج :

Reliability Statistics	
Cronbach's Alpha	N of Items
.297	4

Item-Total Statistics				
	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
في كل مناسبه وعيد، أحصل على ملبس جديد	8.29	4.942	.208	.173
شراء ملابس الطلبة يتاثر بعدد أفراد العائلة	7.43	5.099	.114	.289
تصرف العائلة أكبر نسبة من دخلهم على اللباس	7.25	4.979	.142	.253
تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة على أهلهم	7.68	5.251	.148	.245

3 ــ أصبحت بنود البعد الثالث هي:

في كل مناسبة وعيد أحصل على ملبس جديد.

تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة على أهلهم.

شراء ملابس الطلبة يتأثر بعدد أفراد العائلة.

تصرف العائلة أكبر نسبة من دخلهم على اللباس.

خطوات التحليل العاملي:

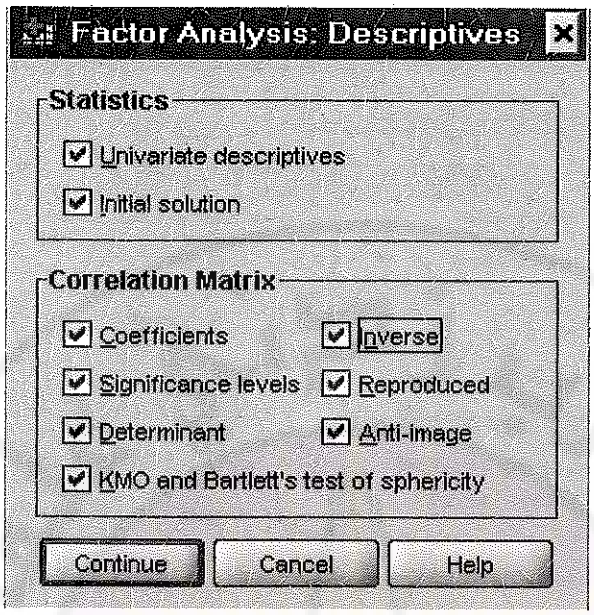
خطوات التحليل العاملي ثلاث:

الخطوة الأولى: تقييم مدى ملائمة البيانات للتحليل العاملي:

باستخدام معيار Kaiser – Meyer - Olkin (KMO)، ويرى Kaiser أن القيم الناتجة عن اختباره والتي تكون نحو (0.5) على أنها بالكاد مقبولة (أما القيم الأصغر فيجب أن تدفعنا باتجاه جمع بيانات أكثر أو إعادة التفكير بالمتحولات الواجب تضمينها في التحليل). أما القيم بين 0.5 و 0.7 فهي متواضعة، والقيم بين 0.7 و 0.8 هي جيدة، والقيم بين 0.8 و 0.9 هي ممتازة، والقيم الأكبر من 0.9 هي رائعة.

نقوم باستخدام التحليل العامل، عندما يكون: اختبار التكورية ذا دلالة (P أصغر من 0.05)، ومؤشر KMO الذي تتراوح قيمته بين الصفر والواحد، أن لا تقل عن 0.6.

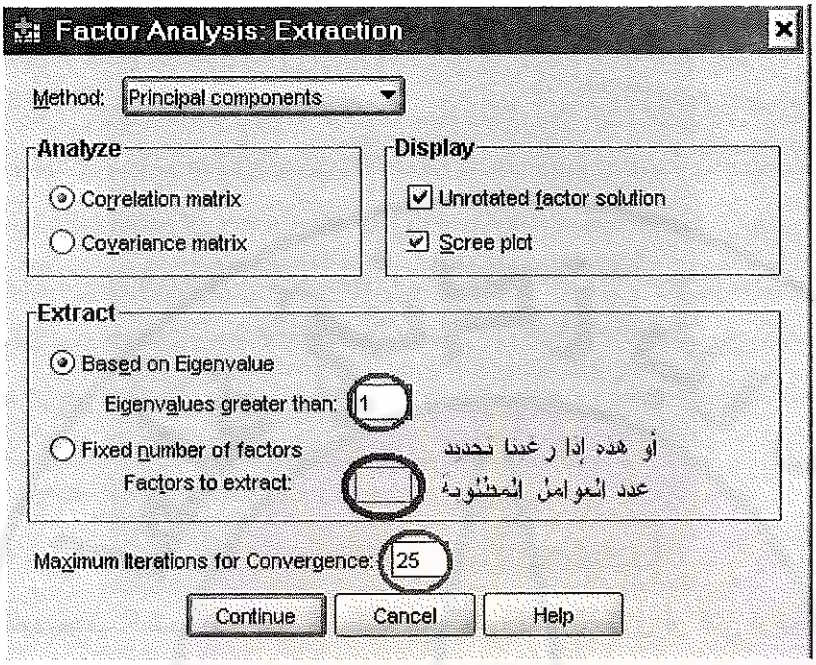
ويختبر البرنامج SPSS قوة الارتباط بين البنود.



ومن المفيد حذف المتحولات التي لا ترتبط مع المتحولات الأخرى أو التي ترتبط بشدة مع المتحولات الأخرى كأن يكون ارتباطها قريب من الواحد مثل (R>0.8).[R قيم الارتباط والتي نجدها في مصفوفة].

تنفيذ التحليل :

الخطوة الاولى: نفتح مربع الحوار ... Dimension Reduction ... Analyze Factor



1 ـ اختر Descriptives حيث يتم فتح مربع الحوار Factor Analysis Descriptives

الذي نفعل فيه الخيارات التالية:

ـ Univariate descriptives للحصول على قيم المتوسط والانحراف المعياري لكل متحول. أما بقية الخيارات فيتعلق معظمها بمصفوفة الارتباط للمتحولات (المصفوفة R).

ـ Coefficients المصفوفة R .

ـ Significance Levels يعطي مصفوفة تحوي قيم الدلالة لكل معامل ارتباط في المصفوفة.R

ـ Anti-Image يجب أن تكون قيم جميع العناصر القطرية أكبر من 0.5، أما العناصر غير القطرية فيجب أن تكون صغيرة جداً (قريبة من الصفر) في نموذج جيد.

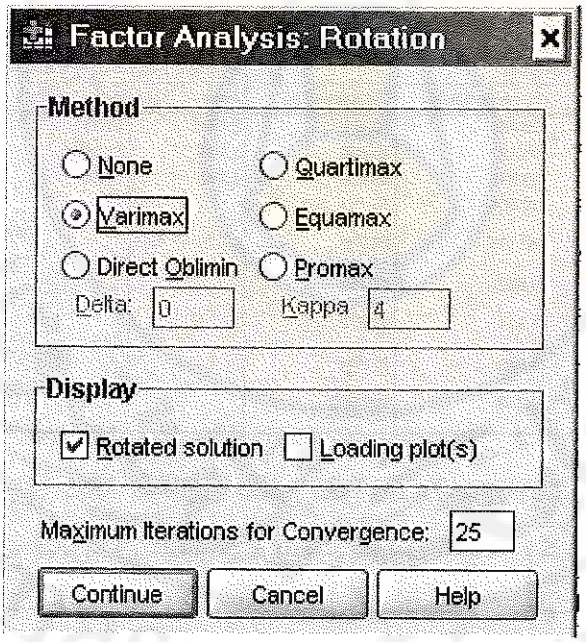
الخطوة الثانية : استخلاص العوامل (Factor Analysis : Extraction)

في برنامج SPSS نختار أسلوب تحليل المكونات الأساسية (الذي يبينه البرنامج بشكل افتراضي)، ليقوم الباحث بتحديد ولإقرار عدد العوامل وفق المعيارين

المتعارضين: العدد القليل من العوامل، مقابل الحاجة لتفسير اكبر قدر ممكن من التباين في مجموعة البيانات الأصلية. الطريقة الأكثر شيوعاً فهي Principal components. ويحوي القسم Display على خيارين: أحدهما إظهار حل العوامل غير المدّور Unrotated factor solution، والآخر لإظهار مخطط المنحدر (مخطط الحصا) Scree plot لتحديد عدد العوامل التي يجب الاحتفاظ بها في التحليل. ويحوي القسم Extract الخيارات المتعلقة باستخدام العوامل. ولدينا الخيار لاختيار العوامل التي تكون قيمها الخاصّة أكبر من قيمة يحددها المستخدم. أو لتحديد عدد العوامل كرقم معين. والخيار الافتراضي هو اختيار العوامل التي تكون قيمها الخاصّة أكبر من واحد، Eigenvalues over 1 وهذه القيمة يوصي بها Kaiser، ولكن يمكننا تغييرها إلى القيمة 0.7 التي يوصي بها Jolliffe أو إلى أي قيمة نريدها.

وقد نختار عددا للأبعاد من خلال Fixed number of factors.. factors to extract

الخطوة الثالثة : تفسير وتدوير العوامل



بعد تحديد العوامل، علينا تفسيرها، ولهذا لا بد من تدويرها لتسهيل ذلك التفسير علماً أن هذا التدوير لا يغير الحل الأساسي. لفتح مربع حوار الدوران نضغط على

المفتاح Rotation، كما يبدو مربع الحوار مقسوماً إلى ثلاثة أقسام: الطرائق Method، العرض Display، عدد مرات التقارب Maximum Iterations for Convergence.

ففي قسم الطرائق، نقوم باختيار خيار Varimax، من مفتاح Rotation:

نعود إلى المخرجات ونحدد العوامل من خلال ارتباطاتها، في مثالنا نجد من الجدول المعنون " مصفوفة تدوير العناصر Rotated Component Matrix

KMO and Bartlett's Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.595
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	206.443
	Df	36
	Sig.	.000

من الملاحظ أن قيمة معامل قيصر يساوي 0.595 وهو قريب من 0.6، وكذلك مستوى دلالة الكروية أقل من 0.05، وهذان الشرطان يسمحان لنا بإجراء التحليل العاملي.

ومن خرج التحليل نلاحظ من الجدول التالي:

Total Variance Explained						
Component	Initial Eigenvalues			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2.738	30.428	30.428	2.694	29.931	29.931
2	1.388	15.422	45.850	1.408	15.647	45.578
3	1.258	13.975	59.825	1.282	14.247	59.825
4	.984	10.936	70.761			
5	.916	10.175	80.936			
6	.614	6.822	87.757			
7	.442	4.914	92.672			
8	.411	4.569	97.241			
9	.248	2.759	100.000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

أن البرنامج اقترح لنا ثلاثة عوامل، تغطي نحو 60 % من الاستبيان. وهذه النسبة جيدة. ومن الجدول التالي: أن البنود قد ارتبطت بعوامل ثلاثة، وكل بند له ثلاث قيم للارتباط، غير متساوية، هنا نختار لكل عامل البنود التي ارتبطت به بأعلى قيمة، وبذلك نكون قد حصلنا على ترتيب آخر للعوامل (الأبعاد) بدلا من الأبعاد السابقة، وعلينا أن ندقق بهذا الترتيب ونختار اسما لكل بعد ينسجم مع مكوناته.

Rotated Component Matrix[a]			
	Component		
	1	2	3
يأخذ اهتمام الأفراد بلباسهم وقتا كبيرا من حياتهم.	.735		
أسعى إلى اقتناء اللباس المفضل، و لو كان غال	.741		
يختلف أفراد مجتمعنا في آرائهم عند تقييم اللباس	.682		
لرجال الذين تأثير كبير على انتقاء لباسي.		-.707-	
يتطور لباس أفراد مجتمعنا نحو الأفضل	.767		
في كل مناسبة وعيد، أحصل على ملبس جديد	.600		
شراء ملابس الطلبة يتأثر بعدد أفراد العائلة		.757	
تصرف العائلة أكبر نسبة من دخلهم على اللباس			.623
تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة على أهلهم			.687

كما نلاحظ أن الارتباط عكسي مع بند : لرجال الذين تأثير كبير على انتقاء لباسي.

وهنا لا بد من تغيير قيم مقاييس ليكرت لهذه الفقرة. وبعدها نرتب مدى ارتباط البنود بالعوامل (الأبعاد) الجديدة، والتي ستظهر في الجدول التالي:

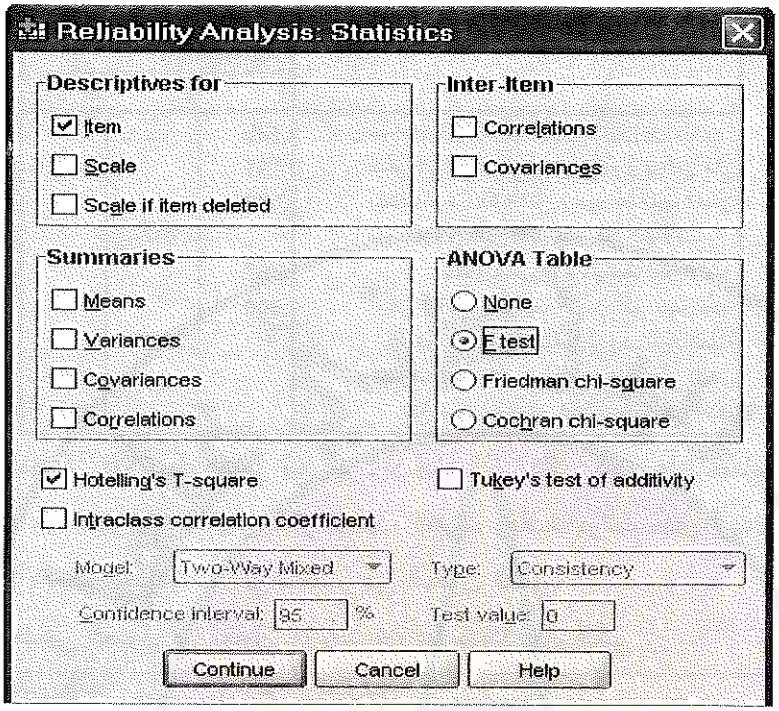
من الملاحظ في الجدول أن العامل توزعت توزعا جديدا وفق التالي :

اختيار اللباس يعتمد	الرقم	العبارات
البعد الأول	1	يأخذ اهتمام الأفراد بلباسهم وقتا كبيرا من حياتهم.
	2	أسعى إلى اقتناء اللباس المفضل، و لو كان غال
البعد الثاني	3	يتطور لباس أفراد مجتمعنا نحو الأفضل
	4	لرجال الذين تأثير كبير على انتقاء لباسي
	5	يختلف أفراد مجتمعنا في آرائهم عند تقييم اللباس
البعد الثالث	6	شراء ملابس الطلبة يتأثر بعدد أفراد العائلة
	7	في كل مناسبة وعيد أحصل على ملبس جديد
	8	تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة على أهلهم
	9	تصرف العائلة أكبر نسبة من دخلهم على اللباس

يبقى علينا أن نجد تسمية لكل بعد، وقد نقترح هذه الأسماء وفق التالي:

أهمية اللباس للفرد، وهذه لتسمية البعد الأول.
الخلاف بين الموضة والتقليد، وهذه لتسمية البعد الثاني.
صعوبة تأمين اللباس، وهذه لتسمية البعد الثالث.

بهذا نكون قد حصلنا على استبيان، وما علينا إلا وصفه ودراسة صدقة وثباته.



الإحصاء الوصفي التحليلي:

ماذا ندرس في الإحصاء الوصفي التحليلي:

بعد التأكد من مطابقة عدد أفراد العينة مع الواقع، والاطلاع على الإحصاء الوصفي الظاهري على المتوسطات والانحرافات المعيارية والميول والتفلطحات وأخطاء هذه المقاييس المعيارية، نقوم بمناقشة العلاقات والفروق، وهنا لا بد من إعطاء أهمية بشكل خاص لكل واحدة من هذه المقاييس التي اخترناها دون سواها من مربع الحوار: Analyze.. Descriptive Statistics.. Descriptives. الذي يعطيني النتائج بجدول يسهل المناقشة. هنا كانت النتائج مبينة في الجدول:

Descriptive Statistics							
	N	Mean	Std. Deviation	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
يأخذ اهتمام الأفراد بلبسهم وقتا كبيرا من حياتهم.	102	2.54	1.132	.277	.239	-.817-	.474
نسعى إلى اقتناء الملابس المفضلة، ولو كان غال	102	2.80	.934	-.266-	.239	-.511-	.474
يختلف أفراد مجتمعنا في آرائهم عند تقييم الملابس	102	2.88	1.221	.163	.239	-1.119-	.474
للرجال الذين يكثرون كثير على اقتناء ملابسي.	102	3.20	1.298	-.096-	.239	-1.198-	.474
يتطور لباس أفراد مجتمعنا نحو الأفضل	102	2.84	1.060	.117	.239	-.796-	.474
في كل مناسبة وعيد، احصل على ملبس جديد	102	1.92	1.140	1.259	.239	.667	.474
شراء ملابس الطلبة يتأثر بعدد أفراد العائلة	102	2.78	1.248	.264	.239	-.986-	.474
تصرف العائلة أكبر نسبة من دخلها على الملابس	102	2.97	1.238	.089	.239	-.839-	.474
تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة على أهلهم	102	2.54	1.132	.361	.239	-.675-	.474
Valid N (listwise)	102						

وهنا لابد من الملاحظة أن :

ـ عدد أفراد العينة = 102، وهو العدد الكلي للاستبيانات.

ـ قيم المتوسطات مختلفة، وهذا يتطلب دراسة هذه القيم ودلالاتها.

ـ الانحرافات المعيارية متقاربة لكن غير متساوية (وهذا طبيعي)، لكن لا بد من الوقوف عند القيمة المتوسطة لهذه الانحرافات.

ـ التواء قيم كل بند، وخطأه المعياري.

ـ تفلطح قيم كل بند، وخطأه المعياري.

ـ قيم المتوسطات مختلفة، وهذا يتطلب دراسة هذه القيم ودلالاتها.

هنا نناقش مدى تقبل كل بند من هذه البنود بالنسبة لأفراد العينة وفق طريقة ليكرت، التي تتبع الخطوات التالية والملاحظات عليها:

1 ـ تختلف طريقة حساب القيم المقترنة بنتائج استجابات الأفراد تبعا لعدد مستويا مقاييس ليكرت (3 أم 5، أم 7.....،).

2 ـ نحسب المتوسط المرجح/ الترجيح وفق القانون التالي: (عدد مستويات ليكرت في الاستبيان ـ 1) / عدد المستويات. وهنا متوسط الترجيح = (5 – 1) / 5 = 0.8.

3 ـ نكون جدول لمتوسط الترجيح:

مجال وقوع متوسط	مستوى التقويم
1 ــ 1.8	قليل جدا
1.81 ــ 2.6	قليل
2.61 ــ 3.4	متوسط
.....	كبير
4.2 ــ 5	كبير جدا

4 ــ نحسب متوسط استجابات الأفراد على البند = (مجموع قيم كل استجابات أفراد العينة على البند)/ عددها. وعلى ضوء هذا الناتج، وبمقارنتها مع قيم الجدول السابق، نصنف مستوى الاستجابات.

مثلا: لنأخذ بندا ما، ونفرض أن الاستجابات كانت على النحو التالي:

المستويات	مستوى ق.جدا	مستوى قليل	مستوى متوسط	مستوى كبير	مستوى ك. جدا
عدد الاستجابات	1	5	7	19	25
حساب النتائج	1×1 = 1	5 × 2 = 10	7 × 3 = 21	19 × 4 = 76	25×5= 125
حساب المتوسط	[57 = 25+19+ 13 =(عدد المجيبين)] ÷ 233 = 125 + 76 + 21 + 10 + 1 4.09، وهذه القيمة تقع في المستوى كبير. إذا متوسط الاستجابة عن هذا البند هو بمستوى كبير. .... وهكذا نحسب متوسطات البنود الأخرى.				

ــ الانحرافات المعيارية متقاربة لكن غير متساوية (وهذا طبيعي)، لكن لا بد من الوقوف عند القيمة المتوسطة لهذه الانحرافات.

من المعروف أن الانحرافات المعيارية تشير إلى قرب وابتعاد الإجابة عن المتوسط، هنا نقيم وفق معيار أن لا يكون الانحراف كبيرا جدا ولا صغيراً جدا، فالكبير هو التشتت الكبير بين إجابات أفراد العينة، وبالتالي عدم التجانس، والقيم القليلة في مجال أبحاثنا التربوية النفسية لا يمكن أن تكون كاملة (التجانس حتى التطابق، والسبب معروف). إضافة لهذا لابد من الأخذ بعين الاعتبار عدد أفراد العينة. وللدقة هنا نذكر بوجود إجراء إحصائي يبين هذا بدقة هو خيار موجود في مربع الحوار :

Analyze … Scale … Reliability Analysis…. Statistics.. Descriptive for…. ومنه نختار حسب طبيعة مستويات التقويم إن كانت قيما فترية عندها نختار F_test …. ANOVA Table (الذي يقوم بتنفيذ مقارنة النزعة المركزية للعناصر المختلفة)، أو اختبار كاي مربع لـــ Friedman (إذا كانت البيانات رتبية، كما هي هنا)، أو كاي مربع لـــ Cochran (إذا كانت البيانات هي نعم / لا).

ومن الجدول بعد تنفيذ الاختبار نجد:

ANOVA with Friedman's Test

		Sum of Squares	df	Mean Square	Friedman's Chi-Square	Sig
Between People		301.940	101	2.990		
Within People	Between Items	106.590[a]	8	13.324	84.517	.000
	Residual	922.521	808	1.142		
	Total	1029.111	816	1.261		
Total		1331.051	917	1.452		

Grand Mean = 2.72

a. Kendall's coefficient of concordance W = .080.

ا ــ إن مستوى الدلالة لاختبار Friedman's Chi-Square (كاي مربع لفريدمان) =.0001

وهو أقل من 0.05 وبالتالي نقبل الفرضية القائلة: بوجود فرق في التجانس بين البنود

ب ــ لا لحظ القيمة الترجيح = 0.08 ، وأن متوسط المتوسطات = 2.72.

ثامناً: الالتواء والتفلطح

من الملاحظ أن قيم التفلطح قريبة من الصفر، هذا يشير إلى التوزيع الطبيعي للقيم، وهذا ما نجده من خلال دراسة طبيعية التوزيع، ع / ط : ..... Analyze Descriptive Statistics … Explore …Plots..

❁ دراسة صدق وثبات الاستبيان:

بعد تحكيم الاستبيان، والانتهاء من تحقيق صدق المحتوى الذي نحكمه منطقيا وعن طريق خبرة ومناقشة السادة الأساتذة أصحاب الاختصاص بالمحتوى العلمي، والاختصاص بالتقويم والقياس. ومراجعة الاستبيانات التي تناولت نفس أهداف استبياننا عن طريق الدراسات السابقة. يبقى أمامنا مهمات تتعلق بدراسة صدق واستبيان المقياس.

دراسة الصدق التمييزي : وهو جزء من الصدق المحكي.

وهنا نقوم بالرد عن السؤال : هل يستطيع الاستبيان أن يميز بين أعلى نتائج استجابة الاستبيان وأدناها ؟. بتعبير آخر: إذا قمنا بدراسة نتائج أعلى قيم في الاستبيان وأدناها، فهل يستطيع الاستبيان أن يميز أن لدينا نوعين من النتائج، أي أنه يوجد فرق بينهما ذو دلالة؟.

لهذا قمنا بانتقاء 20 % من الاستبيانات ذوات القيم في نتائجها (مجموع قيم استجابات أفرادها)، أعلى وأخفض، أي 20% عالية، و20% منخفضة. واختبرنا الفرضية الصفرية القائلة:

لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط الدرجات الأعلى، ومتوسط الدرجات الدنيا.

ولهذا قمنا بحساب نتائج الاختبار التي كانت:

Independent Samples Test										
		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
									95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
High_law	Equal variances assumed	.840	.365	-22.097-	37	.000	-14.437-	.653	-15.761-	-13.113-
	Equal variances not assumed			-22.290-	34.302	.000	-14.437-	.648	-15.753-	-13.121-

ومن الجدول نجد : أن قيمة مستوى دلالة F هي 0.365، إذا القيم متجانسة في مجموعتي القيم العليا والدنيا، إذا نعتمد نتائج الصف الأول من الجدول : Equal variances assumed

بعدها ندراسه في جدول: t-test for Equality of Means فنجد أن مستوى الدالة لاختبار فرقي متوسطي الفئتين هو : 0.001 وهي أقل من 0.05، الشيء الذي يؤهلنا

لرفض الفرضية الصفرية، وقبول الفرضية البديلة القائلة : يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط الدرجات الأعلى، ومتوسط الدرجات الدنيا. أي أن الاستبيان يستطيع أن يميز بين الدرجات الأعلى والدرجات الأدنى. إذا هو صادق بالتمييز.

حساب ثبات الاستبيان:

يفضل احتساب الثبات بشقيه : الاتساق الداخلي الذي يتم بإحدى الطرق عن طريق معامل α أو بالتنصيف....، والشق الآخر هو استقرار الدرجات عن طريق إعادة التطبيق واحتساب الارتباط بينهما.

الشق الأول : يتم احتسابه عن طريق : Analyze ... Scale ... Reliability Analysis.... Statistics.. Descriptive for.... Item [تأكد من أن Model عند الخيار α]

فنحصل على قيمة معامل α في هذا المثال الذي يساوي 0.618 وهذه القيمة مقبولة:

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	N of Items
.618	9

الشق الثاني : استقرار الدرجات ويتم عن طريق إعادة التطبيق واحتساب الارتباط بينهما. أو عن طريق ارتباط الفقرات مع المجموع العام للاستبيان في حال عدم وجود محك خارجي، ففي الحالة الأولى نحسبه وفق الخوارزمية : Analysis Bivariat ... Correlate... ، ووضع المتغيرين التابعين اللذين يحددان الوضعين (نتائج الاستبيان الذي قمنا بتصميمه، ونتائج الاستبيان المحك)، وقيمة الارتباط (إشارة وقيمة) تحددان نوع الارتباط، وقوته. أما الارتباط بين الفقرات مع المجموع العام للاستبيان فيحسب من:Analysis..Correlate.. Bivariat ، ثم مربع الحوار، نختار Paste، ومن مربع حواره نضع كلمة with بين البنود، والمجموع العام لها، ثم Run .... All

Correlations		
		Sum_tot
يأخذ اهتمام الأفراد بلباسهم وقتا كبيرا من حياتهم.	Pearson Correlation	.686**
أسعى إلى اقتناء اللباس المفضل، و لو كان غال	Pearson Correlation	.559**
يختلف أفراد مجتمعنا في آرائهم عند تقييم اللباس	Pearson Correlation	.681**
لرجال الذين تأثير كبير على انتقاء لباسي.	Pearson Correlation	.380**
يتطور لباس أفراد مجتمعنا نحو الأفضل	Pearson Correlation	.675**
في كل مناسبة وعيد، أحصل على ملبس جديد	Pearson Correlation	.575**
شراء ملابس الطلبة يتأثر بعدد أفراد العائلة	Pearson Correlation	.325**
تصرف العائلة أكبر نسبة من دخلهم على اللباس	Pearson Correlation	.260**
تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة على أهلهم	Pearson Correlation	.411**
**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).		

من هذا الجدول نتبين قيمة ونوع الارتباط.

اختبار الفرضيات

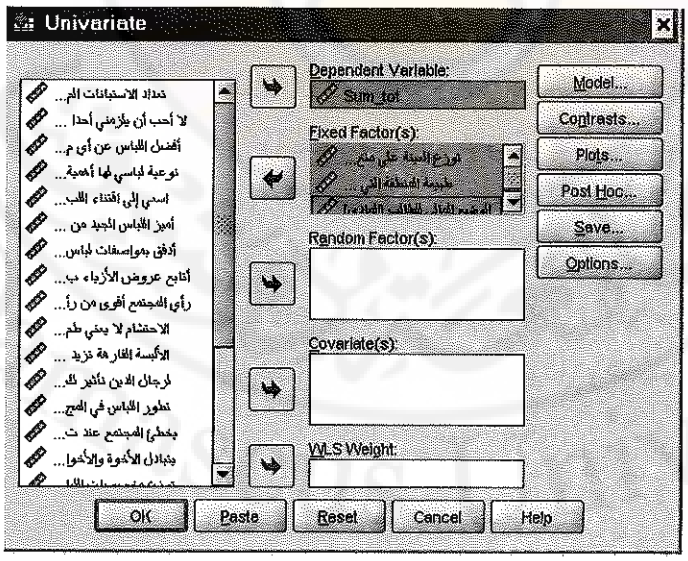
هنا لدينا متغير تابع واحد (المجموع استجابات أفراد العينة) Sum_tot.

وثلاثة متغيرات مستقلة :

1 ــ الجنس: (ذكر ــ أنثى).

2 ــ دخل العائلة : (أقل من الحاجة ــ يوازي الحاجة ــ يكفي الحاجة ويزيد).

3ــ عدد أفراد أسرتي الذين أعيش معهم بدوني: (أقل من 4، من 4 – 6، أكثر من6).



وفي هذه الحالة وعلى هذا الشكل، علينا استخدام : Analyze... General Linear Model .... Univariate بعد إدخال المتغير التابع Dependent Variable والمتغيرات المستقلة في Fixed Factor(s).

ومن Model نحدد الخيار اليدوي Custom ، وعندها ننقل كل المتغيرات المستقلة الثلاث من نافذة Factors & Covariates (العوامل والمتغيرات المشتركة) إلى نافذة Model، ونقل أيضا كل متغيرين معا للحصول على التفاعل بين كل متغيرين مستقلين، بعد تعليمهما معا (النقر على الأول ومن ثم النقر على CTRL وعلى المتغير الثاني، فيتم تعليم المتغيرين معاً، وبعد الضغط على السهم بين النافذتين، ينتقلان معاً، وهكذا....)، ومن حيث النتيجة فسيكون لدينا في نافذة Model مجموعة عناوين عددها بعدد توافيق المتغيرات المستقلة: المتغير الأول و المتغير الثاني، وتفاعل (آثار) المتغيرين معاً، المتغير الأول والمتغير الثالث وتفاعل (آثار) كل متغيرين معاً وهكذا، في مثالنا عدد العناوين ست عناوين.وهذه العناوين الست هي فرضيات الدراسه.

التي نصوغها وفق أساليب متعددة منها :

يقوم الباحث باختبار الفرضيات التالية بمستوى دلالة قدرها 0.05.

الفرضية الأولى : لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات رأي طلبة الدراسات العليا حول مصدر قرار اللباس تبعا لمتغير الجنس (ذكورا وإناثا).

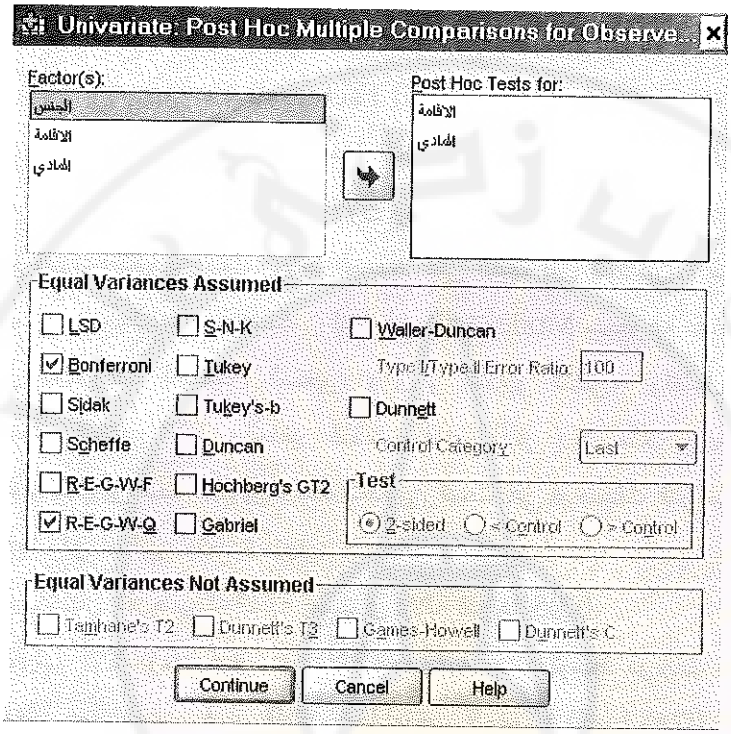
الفرضية الثانية : لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات رأي طلبة الدراسات العليا حول مصدر قرار اللباس تبعا لمتغير الوضع المعاشي.

الفرضية الثالثة: لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات رأي طلبة الدراسات العليا حول مصدر قرار اللباس تبعا لمتغير عدد أفراد أسرهم.

الفرضية الرابعة : لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات رأي طلبة الدراسات العليا حول مصدر قرار اللباس تبعا لمتغير الجنس والوضع المعاشي معا.

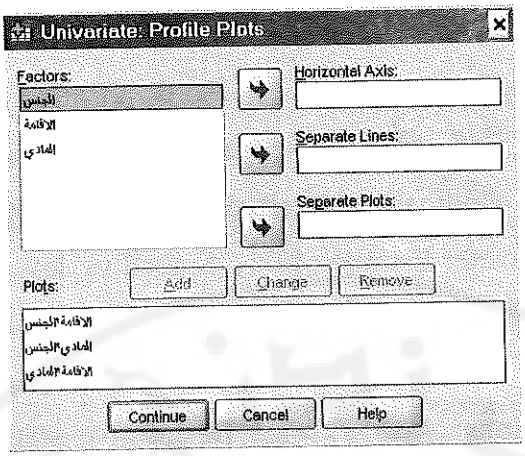
الفرضية الخامسة : لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات رأي طلبة الدراسات العليا حول مصدر قرار اللباس تبعا لمتغير الجنس وعدد أفراد أسرهم معا.

الفرضية السادسة: لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات رأي طلبة الدراسات العليا حول مصدر قرار اللباس تبعا لمتغير عدد أفراد أسرهم والوضع المعاشي معا.



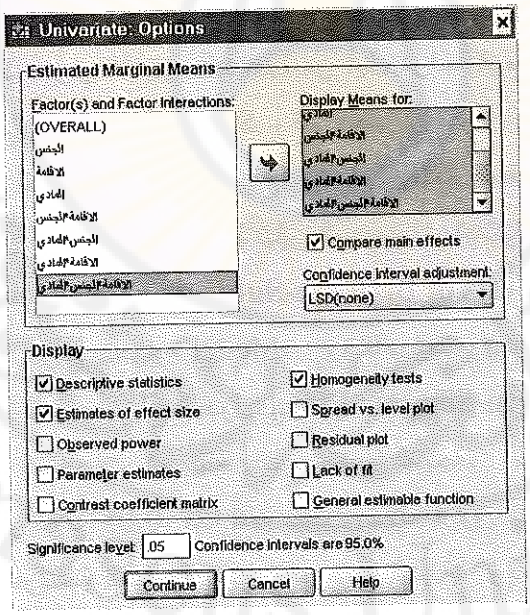
المقارنات (اختبارات) البعدية Post hoc

نضغط على مفتاح Post hoc فنحصل على مربع حوار Post hoc Univariate، وهنا كما أسلفنا نحن بحاجة لمعرفة نتائج أثر المتغير الذي له أكثر من مستويين، لأن المتغير ذا المستويين نحدد دلالة فروقه من خلال فروق بين متوسطيه. ففي صندوق حوار Post Hoc Multiple Comparisons for Observed Means، ننقل المتغير المستوى الوضع ألمعاشي، وعدد الأولاد Factors إلى Post Hoc Tests for:، ثم نختار Bonferroni



رسم التفاعلات Plots:

يمكن رسم التفاعلات بين متوسطات المتغيرات (بين متغير الجنس ومتغير الإقامة، بين متغيري الجنس والمعاشي، بين متغيري الجنس ومتغير عدد أفراد الأسرة، بين عدد الأولاد والوضع المعاشي). والطريقة الأفضل (وضع المتغير ذو الفئات الأكثر في نافذة Horizontal Axis)، والمتغير ذو الفئات الأصغر في نافذة Separate Lines)، وبعد نقل أي متغيرين مستقلين إلى الأمكنة المذكورة ننقر على زر Add. في الخرج سيقدم لنا البرنامج SPSS ثلاثة مخططات.



الخيارات Options

انقر على مفتاح Options، وفي مربع حواره، ثم نقوم بانتقاء الخيارات المطلوبة مثل : الإحصائيات الوصفية Descriptive statistics، اختبار التباين Homogeneity tests، مقارنة التأثيرات الرئيسة Compare main effects، وكذلك اختيار Spread vs. level plot. وكذلك Parameter Estimate

بعد الإعداد نقوم بالضغط على Continue. ثم OK فنحصل على الخرج التالي:

الخرج من تحليل التباين

نتيجة تحديد Descriptive statistics في مربع الحوار Options فإن البرنامج يعرض نتيجة الاختيار في جدول Descriptive statistics الذي يحوي على قيم المتوسط والانحراف المعياري وعدد المشتركين في جميع الحالات التجريبية. موزعة على كل فئات الدراسه، وعدد العينة وفئاتها، والانحراف المعياري لكل فئة.

اختبار Levene :

Levene's Test of Equality of Error Variances[a]

Dependent Variable:Sum_tot

F	df1	df2	Sig.
1.063	17	84	.403

كما هو معلوم فإننا ندرس اختبار Levene من أجل دراسة فرضية تساوي التباين، ودراسة النسبة F التي تساوي SS_T / SS_R والتي يجب أن تكون أكبر من واحد، وإلا كان تفسير الأخطاء أكبر من تفسير النموذج. ومستوى دلالة F هنا أكبر من 0.05، وبالتالي لا يوجد فرق ذو دلالة بين متوسط تباين المجموعات الثلاث.

جدول التحليل الأساسي Tests of Between-Subjects Effects:

نتيجة تعاملنا مع مربع الحوار Model، وانتقاء المتغيرات المطلوب دراستها وتفاعلها مع بعض، فقد تم أخراج الجدولTests of Between-Subjects Effects، وفيه نجد تأثيرات المتغيرات المستقلة على متغير النتيجة، كما أن منه نختبر الفرضيات، بمستوى دلالة 0.05. فإذا كان مستوى دلالة فروق متوسطات الفئات أقل من 0.05 نرفض الفرضية الصفرية ونقبل بالفرضية البديلة، وإذا كان مستوى دلالة

فروق متوسطات الفئات أكبر من 0.05 نقبل الفرضية الصفرية. ومستوى الدلالة موجود في العمود Sig. من جدول Tests of Between-Subjects Effects، لذلك نناقش المتغير المستقل المقترن مع Sig في الجدول التالي :

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable:Sum_tot

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	485.789[a]	13	37.368	1.474	.144	.179
	30176.874	1	30176.874	1189.944	.000	.931
الدخل	35.239	2	17.619	.695	.502	.016
أفراد_الأسرة	45.555	2	22.778	.898	.411	.020
الجنس	2.209	1	2.209	.087	.769	.001
الدخل * الجنس	75.634	2	37.817	1.491	.231	.033
أفراد_الأسرة * الجنس	234.574	2	117.287	4.625	.012	.095
الدخل * أفراد_الأسرة	88.688	4	22.172	.874	.483	.038
Error	2231.672	88	25.360			
Total	63845.000	102				
Corrected Total	2717.461	101				

a. R Squared = .179 (Adjusted R Squared = .057)

بالنسبة للفرضية الأولى :

المتغير هو الجنس وقيمة Sig تساوي 0.768 وهي أكبر من 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم

بالنسبة للفرضية الثانية :

المتغير هو الوضع المعاشي وقيمة Sig تساوي 0.501 وهي أكبر من 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم

بالنسبة للفرضية الثالثة :

المتغير هو عدد أفراد الأسرة وقيمة Sig تساوي 0.411 وهي أكبر من 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم

بالنسبة للفرضية الرابعة:

المتغير هو الجنس والوضع المعاشي معا وقيمة Sig تساوي 0.231 وهي أكبر من 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم

بالنسبة للفرضية الخامسة:

المتغير هو الجنس وعدد أفراد أسرهم معا وقيمة Sig تساوي 0.12 وهي أصغر من 0.05 لذلك نقبل الفرضية البديلة: لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط درجات رأي طلبة الدراسات العليا حول مصدر قرار اللباس تبعا لمتغير الجنس وعدد أفراد أسرهم معا.

بالنسبة للفرضية السادسة:

المتغير هو عدد أفراد أسرهم والوضع المعاشي معا وقيمة Sig تساوي 0.483 وهي أكبر من 0.05 لذلك نقبل فرضية العدم

من الملاحظ أن الفرضيات: 1 ــ 2 ــ 3 ــ 4 ــ 6، تقرر نتيجة الاختبارات بقول فرضية العدم. أما الخامسة، فوجدنا رفض فرضية العدم، وهنا لا بد من مناقشة الفئة أوالفئات التي كان لها الدور في رفض هذه الفرضية، وهنا لا بد من العودة إلى الجدول Parameter Estimates أو المخطط Marginal Estimated Means of Sum_totالذي منهما تتبين التفاعل الذي أدى إلى هذه النتيجة. كما نستفيد من الجدول في بيان نسبة الكلية للتفاعل SS_T (Corrected Total)، والنسبة التي يفسرها النموذج SS_M (Corrected Model)، والنسبة التي لا يمكن تفسيرها في هذا التفاعل SS_R (Error)

حجم الأثر :

نحسب حجم الأثر باعتباره أداة هامة للتعبير عن فاعلية الفئات وبناء تقارير صادقة عن أثرها على نتائج الدراسه. ونحصل على نتائجه من جدول Tests of Between-Subjects Effects العمود : Partial Eta Squared والتي تساوي تقريبا r^2 or R^2 (مربع الارتباط). والتي تقيم قيمها وفق كوهن :(Cohen)، كالتالي:

~ small	~ medium	~ large
• .01	• .06	• .14

وفي مثالنا وبالعودة إلى الجدول المذكور نجد القيم:

.016	الدخل	قليل
.020	أفراد_الأسرة	قليل
.001	الجنس	قليل جدا
.033	الدخل * الجنس	قليل
.095	أفراد_الأسرة * الجنس	وسط
.038	الدخل * أفراد_الأسرة	قليل

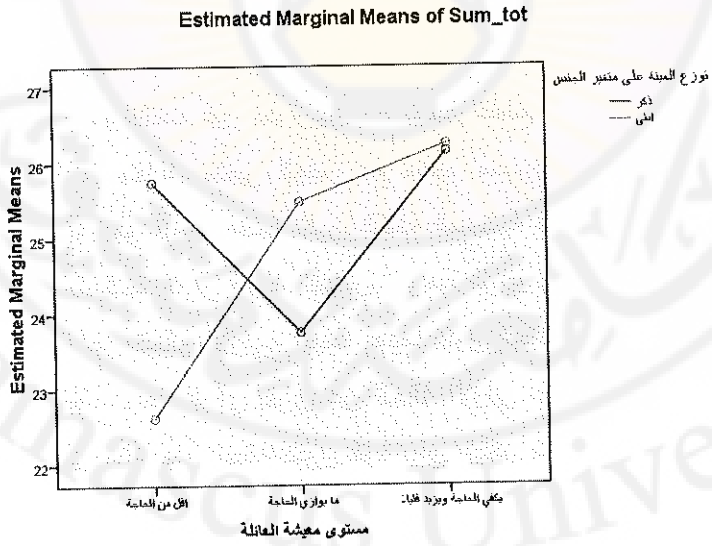
وهذا يدل أن فئات المتغيرات المستقلة حجم أثرها (فاعليتها) ليس كبيرا.

مقارنة التفاعلات

نقارن ونناقش ماهية التفاعل بين فئات المتغيرات والتي تلقي مع حجم الأثر الضوء بشكل متساوق على تطور تأثير هذه المتغيرات في الدراسه. وعادة تتم مناقشة التفاعل من خلال المخطط التي يقدمها برنامج SPSS، لتوضيح التفاعل بينها. وبعد إعداده في مربع حوار Plots، أما القاعدة التي تحكم هذه المناقشة ومبادئها هي:

1 ــ الخطان غير متوازيان ← يوجد تقاطع ← يوجد تفاعل ← يوجد دلالة

2 ــ الخطان متوازيان ← لا يوجد تقاطع ← لا يوجد تفاعل ← لا يوجد دلالة



ملاحظة: وجود أو عدم وجود دلالة يعتمد على درجة عدم التوازي. كما أن التقاطع لا يشير دائماًإلى الدلالة. عند مناقشة المخطط، نتناوله على مرحلتين: الأولى وصفه وتحليله منفردا، (تناول شكله العام، كل مرحلة لوحدها من حيث مسارها وانحدار هذا المسار، أو ارتفاعه)

والثانية نأخذه نسبة إلى قرينه، أو أقرانه (التوازي أو التقاطع، مع الإشارة إلى كل مرحله وتفاعلها مع المقابلة لها).

وفي مثالنا هذا، لدينا ثلاث حالات هي:

ا ــ العلاقة بين فئات المتغيرين:الجنس و مستوى معيشة العائلة (الجنس * مستوى معيشة العائلة).

ب ــ العلاقة بين فئات المتغيرين : الجنس وعدد أفراد العائلة (الجنس * عدد أفراد العائلة).

ج ــ العلاقة بين فئات المتغيرين : عدد أفراد العائلة ومستوى معيشة العائلة (عدد أفراد العائلة *مستوى معيشة العائلة).

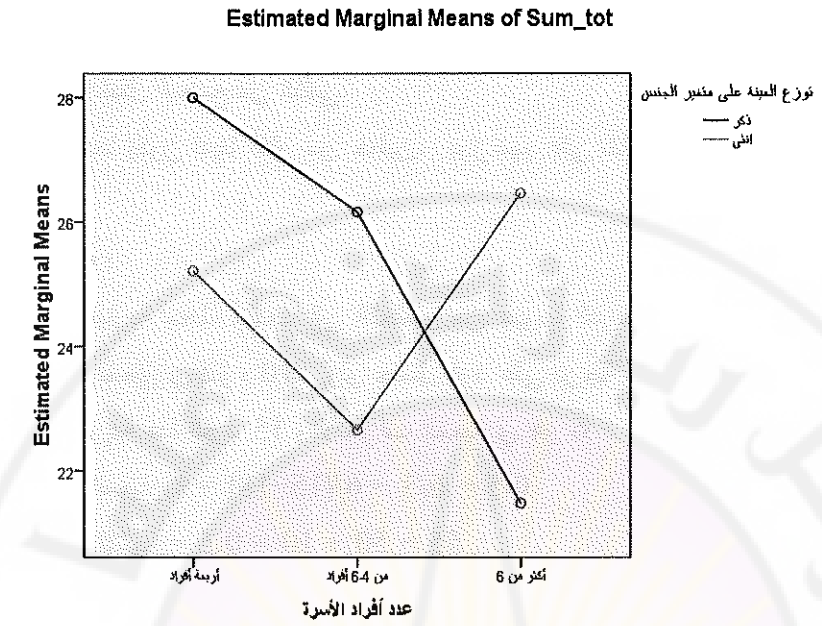
وسأشرح حالة وأتركك الحالتين للتدريب عليهما من قبل الباحث.

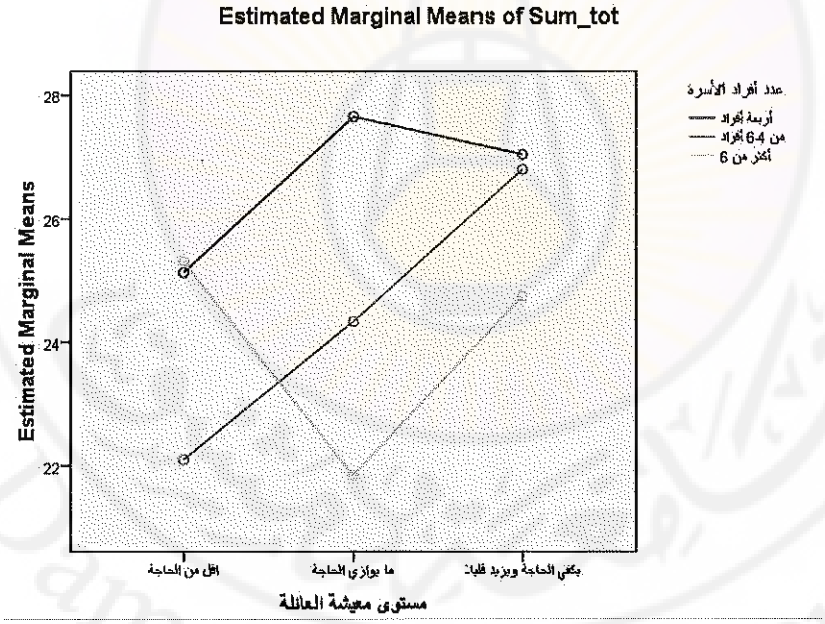
مثال : دراسة الحالة الأولى : (الجنس × مستوى معيشة العائلة).

من الملاحظ أن: متغير الجنس له فئتان الذكور ووالاناث

متغير مستوى المعيشة له ثلاث فئات

وخطي الذكور ووالاناث غير متوازيين ← يوجد تقاطع ← يوجد تفاعل ← وهذا التفاعل ذو دلالة ، بتفاعل متغير الجنس مع متغير مستوى المعيشة، ووصف هذا التفاعل (الأثر)، هو أنه : عندما تكون الحالة المعيشية في عوز يكون رأي الذكر كبيرا (قوياً) تجاه اتخاذ قرار اختيار اللباس، وهذا الرأي يضعف عندما تكون الحالة المعيشية متوسطة عن الحالة الأولى، بينما عندما تكون الحالة المعيشية في عوز يكون رأي الأنثى ضعيفا، وهذا الرأي يقوى عن الحالة الأولى عندما تكون الحالة المعيشية متوسطة، أي في مثل هذه الحالة تكون قوة رأي الذكر تجاه اختيار اللباس تتناسب عكسا مع رأي الأنثى. أما عندما يرتفع مستوى العائلة المعاشي فإن توجه الذكور ووالاناث يرتفع توجهم (يزداد) معاً تجاه اختيار اللباس.


Estimated Marginal Means of Sum_tot
Estimated Marginal Means
28
26
24
22
أربعة أفراد
من 4-6 أفراد
أكثر من 6
عدد أفراد الأسرة
توزع العينة على متغير الجنس
ذكر
انثى


Estimated Marginal Means of Sum_tot
Estimated Marginal Means
28
26
24
22
اقل من الحاجة
ما يوازي الحاجة
يكفي الحاجة ويزيد قليلا
مستوى معيشة العائلة
عدد أفراد الأسرة
أربعة أفراد
من 4-6 أفراد
أكثر من 6

لا حظ أنه في المستوى أقل من الحاجة إلى المستوى ما يوازي الحاجة، يكون هناك تفاعل في الرأي أكثر من المستوى ما يوازي الحاجة إلى ما يكفي ويزيد عن الحاجة. الأول متقاطع بشكل أوضح من الثاني.

ملاحظة : عندما يكون لدينا أكثر من خطين، نوزعهم على ثنائيات (نناقش كل خطين معا)

الدرجة التائية :

وهي درجة معيارية معدلة تهدف إلى التخلص من عيوب الدرجة المعيارية ومتوسطها 50 وانحرافها المعياري قدره 10، ولو حصل فرد على درجة خام 18 وكان المتوسط الحسابي لمجموعة هذا الفرد 15 والانحراف المعياري هو 6

فتكون درجته المعيارية = $(18-15)/6 = 6/3 = 0.5$

وتكون درجته التائية = $0.5 \times 10 + 50 = 55$

الفصل التاسع

الإحصاء الوصفي

اولاً: مقدمة

بعد أن نكتشف معطيات الدراسه، نكون قد رسمنا حدود هذه البيانات ومجالاتها لنكون أكثر تقرباً من عينتها، التي ترتكز عليها في تعميم نتائجنا. كما أسلفنا أن العمليات الإحصائية أربع منها الإحصاء الوصفي، التي يمكن الحصول على الإحصاءات الوصفية عن طريق البرنامج SPSS باستخدام الخوارزمية : Analyze Descriptive Statistics... والتي توصلنا إلى مجموعات من الخيارات منها : Explore أو Descriptives أو Frequencies، هذه المجموعات تنجز العديد من المهمات الإحصائية الوصفية، كما تنفرد كل منها عن الآخر بمهمات اختباريه وصفية متميزة. بالإضافة لتحقيق نتائج تتعدى الاختبارات الوصفية إلى نتائج تحليلية استدلالية، وهذه بعض الأمثلة عن تميز أدوارها الوصفية المختلفة:

- فللحصول على الإحصاء الوصفي للمتغيرات الفئوية يجب استخدام مجموعة Frequencies التي نطبقها وفق الإجراءات التالية:

1 ــ من Analyze ...Descriptive Statistics ... Frequencies.

2 ــ انقل المتغيرات الفئوية إلى مربع Variable.

3 ــ انقر فوق زر Statistics، وفي Dispersion، اختر Maximum و Minimum.

4 ــ انقر فوق Continue، ثم فوق زر OK.

- للحصول على الإحصاء الوصفي للمتغيرات المستمرة، يفضل استخدام Descriptive التي ستوفر لك إحصائيات متعددة تتعلق بمقاييس النزعة المركزية والتوزيع والتشتت، واللإلتواء والتفلطح.... وللحصول على هذا نقوم بتطبيق الخطوات التالية:

Descriptives

Mean		المتوسط
95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	مدى احتمال ٩٥% بوقوع المتوسط ضمن هذا المدى
	Upper Bound	
5% Trimmed Mean		المتوسط بعد حذف ٥% من القيم
Median		الوسيط
Variance		التباين
Std. Deviation		الانحراف المعياري
Minimum		أعلى قيمة
Maximum		أدنى قيمة
Range		المدى
Skewness		الالتواء
Kurtosis		التفلطح
Std. Error Skewness		الخطأ المعياري الإلتواء
Std. Error Kurtosis		الخطأ المعياري للتفلطح

ضعف الآخر — أحدهما

1 ــ من Analyze ...Descriptive Statistics ... Descriptive.

2 ــ انقل المتغيرات المستمرة إلى مربع Variable.

3 ــ اضغط مفتاح Options، ثم انقر فوق mean, standard deviation , kurtosis , Maximum, و skew ness.Minimum

4 ــ انقر فوق Continue، ثم فوق زر OK.

فيعرض البرنامج مقاييس النزعة المركزية، ومقاييس التشتت، ويبينه هذا الإجراء غير ما تعرضه الإجراءات الأخرى عند تطبيق إجراءات التحليل الاستدلالي، التي تتعلق بالإجراءات المتخذة

ومن المخرجات :

المتوسط ــ الوسيط ــ التباين ــ الانحراف المعياري ــ أعلى قيمة في البيانات وأخفض قيمة ــ المدى ــ الالتواء ــ التفلطح ــ الخطأ المعياري للالتواء ــ الخطأ المعياري للتفلطح ــ مدى احتمال 95% وقوع المتوسط ضمن هذا المدى ــ المتوسط المشذب.

ثانياً: استخدام الرسوم لخدمة الإحصاء الوصفي

يعطي البرنامج SPSS عدة أشكال وأنواع من المخططات التي ترسم البيانات. وكما قلنا في الاختبارات من حيث أنها تعطي نتائج مكررة ومتقاطعة بالمعلومات، وأنها تتمايز في بعض النتائج ليكون هذا التمايز من سمة هذا الاختبار، وتجتمع في غرض

أساسي هو دعم الإحصاء الوصفي للمتغيرات التي تتفاعل في الدراسه، كذلك نقول بالنسبة للمخططات التي يعطيها البرنامج SPSS. فهي تعطي معلومات متقاطعة، لكنها تتمايز عن بعضها بسمات خاصة وهدفها المشترك هو دعم الجانب الوصفي، وبيانه بطريقة ابسط. ومن هذه المخططات:

ꙮ المدرج التكراري:

يفضل استخدام المدرج التكراري لعرض توزيع متغير تابع مستمر. أما خطوات إنشائه فهي:

1 ــ فعّل Graphs ... Legacy Dialogs ... Histogram.

2 ــ انقل المتغير الذي تريد رسم خطه البياني إلى نافذة Variable.

3 ــ فعّل Display Normal curve.

4 ــ أعط عنواناً للمدرج (إذا رغبت) في نافذة Titles.

5 ــ انقر Continue، ثم انقر فوق OK.

هذه الخطوات ستعطي مخططاً مدرجا محاط بمنحني طبيعي، يمكن مقاربة توزع الدرجات مع المخطط الطبيعي.

ꙮ الأعمدة البيانية:

توضح الأعمدة البيانية العلاقة بين درجات متغير تابع أو أكثر، وتوزعها على فئات متغير مستقل واحد أو أكثر. وفي هذا المخطط يمكن الحصول على مخطط يبين توزع درجات فئة/ مجموعة Simple أو أعمدة تظهر على شكل خصلة عنقودية Clustered أو عمود يحوي أكثر من مجموعة Stacked، لتلخيص مجموعة من الحالات، أو رسم درجات لمتغيرات مستقلة منفصلة للمقارنة بها (متغيرين مستقلين، لمناقشة ومقارنة توزع الدرجات على فئات المتغيرين المستقلين)، أو قيم ودرجات منفصلة موزعة على حالات، كما يمكن أن نؤهل لمناقشة تبعاً لمستويات ليكرت (الاستفادة من وضع العبارات في نافذة السطر Rows لمناقشة كل عبارة بعبارتها من الاستبيان تبعاً لفئات المتغيرين المستقلين)

الخطوات الإجرائية:

1 ــ فعّل Graphs ... Legacy Dialogs ... Bar.

2 ــ اختر ما ترى أنه يساعدك لإظهار حالة معينة (لنفرض تريد مقارنة حالتين أو أكثر)، عندها اختر Clustered.

3 ــ فعّل Summaries for groups of cases في قسم Data in chart are

4 ــ اضغط مفتاح Define.

5 ــ فعّل Other summary function في مربع Bars represent.

6 ــ انقل المتغير التابع إلى نافذة Variable، فيظهر اسم المتغير مرفقاً بكلمة متوسط (Mean)، ويشير ذلك إلى أنه الرسم سيرتكز على متوسطات الفئات المختلفة (هذا العرض هو افتراضي)، ويمكننا تغيير المتوسط بأي مكون من المكونات الإحصائية بالضغط على مفتاح Chang Statistic.

7 ــ انقل المتغير المستقل الأول إلى Category axis، الذي ستظهر فئاته على محور السينات جنباً إلى فئات المتغير الثاني.

8 ــ انقل المتغير المستقل الثاني إلى Define Clusters by، الذي ستظهر فئاته على محور السينات جنباً إلى فئات المتغير الأول.

9 ــ أنقر فوق OK.

الانتشار :

نستفيد من مخطط الانتشار لتحديد العلاقة بين متغيرين تابعين من حيث الشكل الهندسي (منحن، مستقيم) واتجاه الارتباط (طردي، عكسي) بينهما، كما أن التوزيع يقدم توقع عن قوة الارتباط

(الانتشار مبعثر " العلاقة ضعيفة" ــ متجمع وكثيف حول مستقيم، أو منحن "قوي ").

الخطوات الإجرائية:

1 ــ فعّل Graphs ... Legacy Dialogs ... Scatter.

2 ــ فعّل Simple Scatter في مربع الحوار Scatter / Dot

3 ــ اضغط مفتاح Define.

4 ــ انقل المتغير التابع الأول إلى نافذة Y axis والذي يمثل محور العينات.

5 ــ انقل المتغير التابع الثاني إلى نافذة X axis والذي يمثل محور السينات.

6 ــ يمكن إضافة متغير مستقل ووضعه في نافذة Set Markers by، عندها يتم رسم الدرجات موزعة على أشكال (كل فئة ولها رسم مختلف).

7 ــ انقل المتغير ID إلى النافذة Label Cases by. هذا التخصيص يمكن الاستفادة منه بتحديد رقم الاستبيان مصدر الدرجة (البيان).

8 ــ يمكننا تسمية المخطط في النافذة Titles. ثم

9 ــ اضغط مفتاح Continue، ثم أنقر فوق OK.

مخطط الصندوق :

يبين مخطط الصندوق / الصندوقي توزيع درجات متغير مستمر وفق ربيعياته ككتلة واحدة، أو ككتل موزعة وفق فئات إحدى متغيرات الدراسه المستقلة للمقارنة.

الخطوات الإجرائية:

1 ــ فعّل Graphs ... Legacy Dialogs ... Boxplot.

2 ــ اضغط فوق Simple.

3 ــ فعّل Summaries for groups of cases في قسم Data in chart are

4 ــ اضغط مفتاح Define.

5 ــ انقل المتغير التابع إلى نافذة Variable.

6 ــ انقل المتغير المستقل إلى Category axis.

7 ــ انقل المتغير ID وقم بنقله إلى مربع Label cases سيتيح هذا تحديد رقم الحالات المتطرفة

8 ــ أنقر فوق OK.

الرسوم البيانية الخطية:

يتم في هذا النوع رسم متوسطات درجات الفئات المتغير التابع الموزعة وفق متغير مستقل أو أكثر، فهذا النوع مفيد عند دراسة وفحص نتائج التباين أحادي الاتجاه أوثنائي الاتجاه.كما أن هذا الرسم يبين التفاعل بين المتغيرين المستقلين.

الخطوات الإجرائية:

1 ــ فعّل Graphs ... Legacy Dialogs ... Line.

2 ــ اضغط فوق Multiple.

3 ــ فعّل Summaries for groups of cases في قسم Data in chart are

4 ــ اضغط مفتاح Define.

5 ــ فعّل Other summary function في نافذة Lines represent

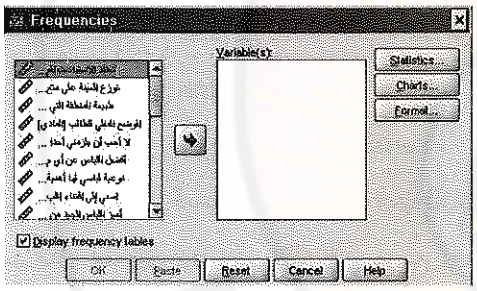
6ــ انقل المتغير التابع إلى نافذة Variable، فيظهر اسم المتغير مرفقاً بكلمة متوسط (Mean)، ويشير ذلك إلى أنه الرسم سيرتكز على متوسطات الفئات المختلفة (هذا العرض هو افتراضي).

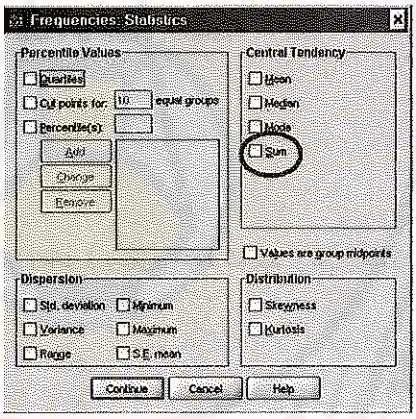
7 ــ انقل المتغير المستقل الأول إلى Category axis. هذا المتغير سيظهر على محور السينات.

8 ــ انقل المتغير المستقل الثاني إلى Define Lines by. هذا المتغير سيظهر على محور السينات.

9 ــ أنقر فوق OK.

حساب اتجاهات أفراد العينة نحو مضمون العبارات





لمعرفة اتجاهات أفراد العينة نحو مضمون العبارات، نحسب مجموع مقاييس كل عبارة، مع الانتباه لعدد الأفراد الذين أجابوا عن هذه العبارات، ولحساب المجموع نقوم بالتالي:

من Analyze ...Descriptive Statistics ... Frequencies. ننقل العبارات إلى مربع Variable في مربع حوار Frequencies، ثم نضغط مفتاح Statistic ومنها نعلم Sum،

ثم Continue، فنعود إلى مربع الحوار Frequencies وعندها نضغط على OK، فنحصل على جدول:

	1S	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8	S9	S10	S11	S12	S13	S14	S15	S16	S17	S18	S19
N Valid	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103
Missing	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Sum	393	263	315	291	304	383	252	379	298	331	295	314	373	199	288	306	263	338	316

من هذا الجدول نقسم كل مفردة من Sum على مقابلتها من Valid فتكون النتيجة كما يلي:

	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8	S9	S10	S11	S12	S13	S14	S15	S16	S17	S18	S19
النسبة	3	3	4	2	4	3	3	3	3	4	3	3	4	2	3	3	3	3	3

نلاحظ من الجدول أن المعدل يتراوح بين 3 (وسط) إلى (4) جيد، عدا العبارتين الرابعة، والرابعة عشر فقد كانت الاتجاهات نحوها فهو ضعيف.

فإذا وزعنا المعدلات على العبارات نجد:

Damascus University

اختيار اللباس يعتمد	الرقم	العبارات	النسبة
على قراري	1	لا احب ان يلزمني احدا بلباس معين	3
	2	افضل اللباس عن اي مستلزم اخر بالنسبة لي	3
	3	نوعية لباسي لها اهمية خاصة في شخصيتي	4
	4	اسعي إلى اقتناء اللباس المفضل لو كان غال	2
	5	اميز اللباس الجيد من بين انواع عديدة ومتنوعة	4
	6	ادقق بمواصفات لباسي عند اختياره	3
	7	اتابع عروض الأزياء باستمرار لأختار الأفضل	3
على قرار ورأي أفراد المجتمع	8	راي المجتمع اقوى من راي الفرد بالنسبة للباس	3
	9	الاحتشام لا يعني طمس المظهر الجمالي للفرد	3
	10	الالبسة الفارهة تزيد من احترام المجتمع للابسيها	4
	11	لرجال الذين تاثير كبير على انتقاء لباسي	3
	12	تطور اللباس في المجتمع يسير نحو الأحسن	3
	13	يخطئ المجتمع عند تقيم الفرد من خلال لباسه	4
على قرار ورأي أفراد العائلة	14	يتبادل الأخوة والأخوات اللباس فيما بينهم	2
	15	توزع مخصصات اللباس على الاسرة بالتساوي	3
	16	شراء ملابس الطلبة يتقرر بعدد افراد العائلة	3
	17	يهتم الأهل بلباس ابنتهم اكثر من لباس ابنهم	3
	18	تقع مسؤولية اختيار لباس الطلبة على اهلهم	3
	19	يشتري الأهل لباس ابنائهم من دخل الأسرة	3

ولهذا نتيجة عامة هي مجموع المعدلات على عدد العبارات (19)، والنتيجة 3.1 أي 3 وهي وسط وقد يكون السبب اجتماعي أو مالي، لكن من الأفضل أن نعود إلى كل فقرة ونناقشها لوحدها.

ملاحظة: في مثالنا كان عدد العبارات في كل مجال متساوي مع الآخر تقريبا، ولكن في حال اختلف العدد، عندها لا بد تحويل القيم الخام إلى قيم معيارية وفق التالي:

1. نختار من القائمة Analyze الخيار Descriptive Statistics ومن القائمة الفرعية الخيار Descriptives يظهر مربع الحوار، وفيه ننقل المتغيرات : ــ المجموع الكلي.ــ مجموع عبارات القرار الشخصي.ــ مجموع عبارات قرار المجتمع.ــ مجموع عبارات قرار الأهل.

داخل المستطيل أسفل Variable(s).

اضغط داخل المربع بجانب Save standardized values as variables (ليحول البيانات إلى قيم معيارية)ثم اضغط Ok.

يتم حساب القيم المعيارية وفق العلاقة $z = \frac{x - \mu}{\sigma}$ حيث x هي القيمة المدخلة، μ هي المتوسط الحسابي للمتغير x، σ هو الانحراف المعياري للمتغير x والقيم المعيارية تظهر عادة في نهاية ملف البيانات في أعمدة، عمود لكل عمود خام.

ثالثاَ: دراسة العلاقات. (الارتباط ــ الانحدار والاقتران)

الاستقلال والارتباط في المتغيرات Independent and Dependent

عندما نقوم بإجراء دراسه تجريبي، سنتعامل مع متغيرات، بعضها يتحكم بها المجربِ (بمعنى يعطي اهتماماً لتنوع تأثير الفئات / المجموعات على قياس الوحدات المدروسة)، والبعض الآخر تتعلق بقيم تنتج عن قياس الوحدات المدروسة في مواضيع الدراسه، ندعو متغيرات النوع الأول بالمتغيرات المستقلة"independent variables" أوالعوامل"factors"، وندعو متغيرات النوع الثاني بالمتغيرات التابعة " dependent variables" أو المقاييس التابعة "dependent measures." أما الاستقلال والارتباط بين المتغيرات، فتحددها نتائج القياس فنتائج قياس أي فرد في أي فئة لا ترتبط بنتائج قياس أي فرد في فئة أخرى، والارتباط هو قياس مدى تأثير نتائج القياس(كماً واتجاهاً) على الأفراد في السمة المقاسة.

إذاً: المتغير المستقل independent وهو المتغير الذي يوزع العينة إلى فئات أومجموعات مستقلة (ذكور، إناث/ مستوى الدخل / الفئات العمرية / السكن في الريف أو المدينة....) عن بعضها دراسه تحوي كل فئة من هذه الفئات على أفراد من إحدى النوعيات التي قسمها المتغير)، وبالتالي يؤثر نوع الفئة على النتائج بعد إجراء التجربة، فتأتي النتائج موزعة وفق نوع عناصر الفئة أو المجموعة، ومتأثرة بتميز سمات الفئة عن الفئات الأخرى. وبذلك يمكن للباحث من خلال توزع الفئات أن يقيس بشكل أوسع وأعمق السمات تبعاً للسمة وارتباطها مع النوع، وهذا له أهمية عادة في التجارب التربوية والنفسية والاجتماعية لأجل التعرف على نتائج تأثيرات ما يطبق على أفراده من نتائج القياس أو المعاملة، نعرفها على أنها المعطيات أو البيانات.

إذاً المتحول المستقل (Independent variable): اسم آخر للمتحول التنبؤي. يرتبط هذا الاسم عادة مع المنهجية التجريبية. ويدعى بهذا الاسم لأنه المتحول الذي يتلاعب به منفذ التجربة ولذلك فإن قيمته لا تعتمد على أية متحولات أخرى.

أما العامل Factor : اسم آخر للمتحول المستقل أو المتحول التنبؤي، ويستخدم عادة عند وصف التصاميم التجريبية، كما يستخدم كمرادف للمتحول المستتر في التحليل العاملي. أما المتغير التابع dependent Variable. والتابع هو المتغير الذي يبين نتائج أفراد العينة، سواء ضمن فئاتها أو بشكل عام بقيم مستمرة من مستوى النسبي/الفتري، يعبر هذا التابع عن الصفة المقاسة (الخوف / التحصيل / الذكاء، الدخل العمر...).

ويمكن التمييز بين المتغيرات الكمية والمتغيرات النوعية فالمتغير الكمي هو ذلك الذي يمكن تمييزه بالدرجات المستمرة أو التكرارات الكمية كدرجات التحصيل. أما المتغيرات النوعية فهي التي تصنف الأفراد أو الأشياء حسب النوع (غالباً هي أسماء أو صفات محددة) ولذا فهي تأخذ مهمة قسم العينة أو المجموعة إلى فئات محددة العدد، وكمثال على ذلك متغير الجنس الذي يصنف الأفراد إلى ذكور وإناث. تصنف المتغيرات إلى مستمرة ومتقطعة والمتغير المستمر هو ذلك المتغير الذي يمكن أن يأخذ أية قيمة بين نقطتين على مقياس معين كالوزن والعمر ودرجات التحصيل أو مستوى الذكاء، أما المتغير المتقطع فهو الذي تكون قيمه الخاصة محددة بأعداد / أرقام معينة قليلة مرتبطة بعدد الفئات التي ننوي توزيع العينة إليها، تتكرر لتوزع العينة على فئاتها المحددة مثل الجنس الذي لا يمكن أن يكون إلا ذكر أو أنثى (فعدد الفئات اثنتان، نعبر عنهما برقمين أو كلمتين). إذاً المتحول التابع Dependent variable اسم آخر لمتحول النتيجة، ويرتبط هذا الاسم بالمنهجية التجريبية ويدعى بهذا الاسم لأنه المتحول الذي لا يتم التلاعب به من قبل منفذ التجربة ولذلك فإن قيمته تعتمد على المتحولات التي تم التلاعب بها. ويمكن التمييز بين المتغير المستمر والمتغير المتقطع بملاحظة أن الأول يمكن أن يكون له قيم مستمرة. والمتغير المتقطع هو المتغير الذي يأخذ قيم محددة متواترة (تتكرر بشكل عشوائي).

رابعاً: الارتباط بين الظواهر الوصفية

لو أراد الباحث دراسة العلاقة بين الانتماء السياسي ومستوى الأمية فإنه يتعامل في هذه الحالة مع ظاهرتين أو فئتين بمعنى أنه يتم التعبير عن مكونات أو أجزاء كل منها وصفياً. فالانتماء السياسي يعبر عنه بمؤشر (منتمي – لا منتمي) والمستوى التعليمي بـــ (متعلم – غير متعلم) وهاتان الظاهرتان عادة ما توصفان معاً في جدول مزدوج يسمى (جدول الاقتران) نظراً لأنهما منقسمتان إلى قسمين، أو فئتين. أما في الحالة التي تكون فيها إحدى الظاهرتين أو كلاهما منقسمة إلى أكثر من قسمين أو فئتين مثل قياس العلاقة بين المؤهل التعليمي (أمي – ابتدائي – متوسط – ثانوي...الخ) والحالة الاجتماعية (أعزب – متزوج – أرمل – مطلق) فإن هاتين الظاهرتين تصنفان في ما يسمى بجدول التوافق. ولعل الملاحظة الجديرة بالتنويه هنا هي أن جدول الاقتران أو ما يسمى عادة بجدول 2 × 2 هو حالة خاصة من جدول التوافق، وكذلك فإن جدولي الاقتران والتوافق لا يقتصران على دراسة ظاهرتين وصفيتين فقط، وإنما يتعداهما إلى دراسة العلاقة أو الارتباط بين ظاهرتين قد تكون أحداهما وصفية، والأخرى كمية كدراسة العلاقة بين عمر الفرد مثلاً وحالته التعليمية. من هنا فإن الهدف من تقديم هذه الإجراءات هي تزويد المتعلم بإجراءات قياس درجة الارتباط بين ظاهرتين وصفيتين، أو ظاهرتين إحداهما وصفية بينما الأخرى كمية من خلال معاملي التوافق والاقتران، ثم إجراء الاختبارات الإحصائية لمعرفة مدى وجود علاقة حقيقية بين المتغيرين، أم أن المتغيرين مستقلان وليس بينهما علاقة.

معامل الاقتران : Coefficient of Association

يستخدم معامل الاقتران لقياس العلاقة بين ظاهرتين تنقسم كل منهما إلى قسمين أوصفتين فقط، وتكون البيانات موضوعة في جدول يتكون من أربع خلايا 2 × 2 فقط. ويسمى الجدول في هذه الحالة " جدول الاقتران (2 × 2) حيث توضع إحدى الظاهرتين أفقياً والأخرى رأسياً ويكون الشكل العام لجدول الاقتران 2 × 2 كما يلي :

جدول الاقتران 2 × 2

الظاهرة الثانية / الظاهرة الأولى	الخاصة (1)	الخاصة (2)
الخاصية (1)	A	B
الخاصية (2)	C	D

نلاحظ أن الجدول أعلاه يتكون من أربع خلايا، حيث تمثل الحروف، A,B,C,D تكرارات هذه الخلايا. فالحرف A يمثل تكرار أو عدد المفردات التي تجمع بين الخاصية رقم (1) لكل من الظاهرتين، وهكذا مع باقي التكرارات. فمثلاً إذا كانت الظاهرتان هما : الانتماء السياسي، وما إذا كان الشخص مؤهلاً أم لا فالجدول التالي يمثل تصنيف 100 شخص حسب هاتين الظاهرتين.

التأهيل / الانتماء السياسي	متعلم	غير متعلم
ذكر	50	12
انثى	20	18

في هذا الجدول نجد أن 50 شخصاً متعلم وهم ذكور، 12 ذكر غير متعلم ولهم انتماء سياسي 20 أنثى متعلمة، وأخيرا أنثى غير متعلمة. ويأخذ قانون معامل الاقتران الشكل التالي:

$$Ass.Coeff = \frac{AD - BC}{AD + BC} =$$ معامل الاقتران

ومن أهم الملاحظات على معامل الاقتران ما يلي :

أن قيمة معامل الاقتران تنحصر ما بين ــ 1، + 1

إذا كان التكرار A أو التكرار D مساويا للصفر فإن قيمة معامل الاقتران تكون مساوية لسالب واحد (ــ 1) وبالتالي فالارتباط عكسي تام بمعنى أن العلاقة بين المتغيرين علاقة عكسية تامة.

أما إذا كان التكرار B والتكرار C مساويا للصفر فإن قيمة معامل الاقتران تكون مساوية لموجب واحد (+ 1) أو بالتالي فإن الارتباط طردي تام.

إذا كان حاصل الضرب AD يساوي حاصل الضرب BC فإن قيمة معامل الاقتران تكون مساوية للصفر، مما يعني عدم وجود علاقة (أو اقتران) بين الظاهرتين

كلما اقتربت قيمة معامل الاقتران من الواحد الصحيح (سواء بالموجب أو السالب) كلما دل ذلك على وجود علاقة قوية بين الظاهرتين، وبالعكس كلما اقتربت قيمته من الصفر كلما دل ذلك على ضعف العلاقة بين الظاهرتين.

مثال : احسب معامل الاقتران بين الجنس والتعليم حسب الجدول أعلاه.

الحل : جدول الاقتران بين الانتماء السياسي والمؤهل يأخذ الشكل التالي

التأهيل / الانتماء السياسي	مؤهل	غير مؤهل
ذكر	A_{50}	B_{12}
أنثى	C_{20}	D_{18}

وبالتعويض في قانون معامل الاقتران نحصل على :

$$Ass.Coeff = \frac{AD - BC}{AD + BC}$$

$$= \frac{50 \times 18 - 12 \times 20}{50 \times 18 + 12 \times 20}$$

$$= \frac{660}{1140}$$

$$= 0.58$$

وهذا يعني أن هناك علاقة اقتران طردية فوق المتوسط بين جنس الفرد وتعلمه.

ولعل السؤال المهم هنا هو هل هذا الارتباط أو الاقتران حقيقي بين المتغيرين أم أن المتغيرين في واقع الأمر مستقلان ؟ للإجـــابة على هذا التساؤل لابد للباحث من استخدام ما يسمى " باختبار الاستقلال ".

اختبار الاستقلال :

ذكرنا في الفقرة السابقة أن معامل الاقتران يتم حسابه إذا كان الجدول المزدوج جدول الاقتران يتكون من أربع خلايا فقط (2 × 2) بمعنى أن كل من المتغيرين ينقسم إلى قسمين أو صفتين فقط. في هذه الحالة يمكن اختبار مدى استقلالية المتغيرين باستخدام الحالة الخاصة لاختبار χ^2 (كا مربع) وهي عندما يكون جدول التوافق (2 × 2) أي يتكون من أربع خلايا فقط وذلك كما يلي :

خطوات اختبار الاستقلال في الحالة الخاصة :

الفرض العدمي: الظاهرتان مستقلتان، بمعنى أنه لا يوجد ارتباط أو اقتران بينهما.

الفرض البديل : الظاهرتان غير مستقلتين أي يوجد ارتباط أو اقتران بينهما.

إحصائية الاختبار في هذه الحالة الخاصة تأخذ احصائية الاختبار الشكل التالي والتي لها توزيع χ^2 بدرجة حرية واحدة:

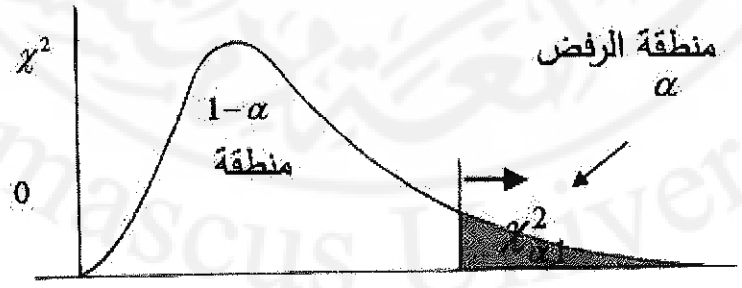
$$X^2 = \frac{T(AD-BC)^2}{R_1 R_2 L_1 L_2}$$

حيث :

T تمثل المجموع الكلي (سواء مجموع الصفوف أو مجموع الأعمدة)

R_1 تمثل مجموع الصف الأول – R_2 تمثل مجموع الصف الثاني – L_1 تمثل مجموع العمود الأول – L_2 تمثل مجموع العمود الثاني

4- حدود منطقتي القبول والرفض يستخدم اختبار الطرف الأيمن لتوزيع بدرجة حرية واحدة ومستوى معنوية يساوي α



ونحصل على $\chi^2_{\alpha,1}$ من جـدول χ^2 عند مستوى المعنوية المطلوب α والتي تقابل درجة حرية واحدة.

5- المقارنة والقرار حيث نقارن قيمة إحصائية الاختبار بحدود منطقتي القبول والرفض: فإذا وقعت قيمة الاحصائية في منطقة القبول فإن القرار هو قبول الفرض الصفري وتكون الظاهرتان مستقلتين، أما إذا وقعت قيمة الاحصائية في منطقة الرفض فإن القرار هو : رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل، وتكون الظاهرتان غير مستقلتين أي أن بينهما ارتباط (أو اقتران).

مثال: لبيانات المثال السابق اختبر مدى استقلالية الانتماء السياسي وما إذا كان الشخص مؤهلاً أم لا وذلك بمستوى الدلالة 0.05.

الحل:

1- الفرض الصفري : الانتماء السياسي والمؤهل مستقلان، أي ليس بينهما علاقة أوارتباط.

2- الفرض البديل : الانتماء السياسي والمؤهل غير مستقلين، أي يوجد بينهما ارتباط.

3- إحصائية الاختبار : يكتب الجدول في المثال السابق بعد إضافة مجاميع الصفوف والأعمدة كما يلي :

التأهيل / الانتماء السياسي	مؤهل	غير مؤهل	المجموع
له انتماء سياسي	50	12	62
ليس له انتماء سياسي	20	18	38
المجموع	70	30	100

وتأخذ الاحصائية الشكل التالي :

$$X^2 = \frac{100(50\times18-12\times20)^2}{62\times38\times70\times30}$$

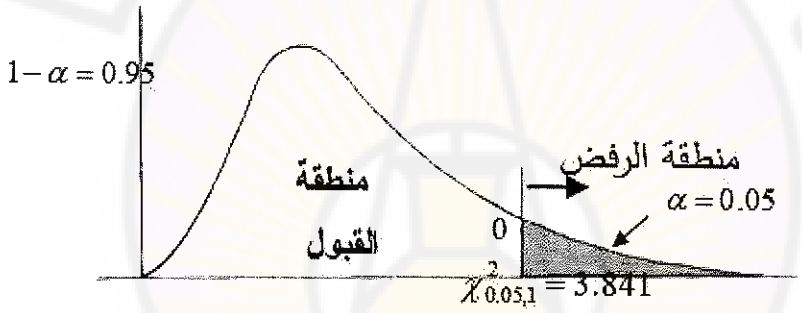
$$= \frac{100(900-240)^2}{62\times38\times70\times30}$$

$$= \frac{100(660)^2}{497600}$$

$$= \frac{43560000}{497600}$$

$$X^2 = 8.8$$

4- حدود منطقتي القبول والرفض اختبار الطرف الأيمن لتوزيع X^2 بمستوى معنوية 0.05 ودرجة حرية واحدة:

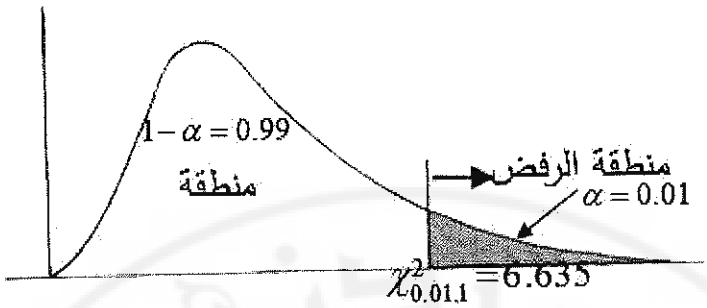


أي أن حدود منطقة القبول تبدأ من الصفر وحتى3.841 ومنطقة الرفض تكون للقيم التي أكبر من 3.841.

5- المقارنة والقرار : وحيث أن قيمة الاحصائية 8.8 تقع في منطقة الرفض فإن القرار هو رفض الفرض العدمي.

أي رفض الاستقلال وقبول الفرض البديل أي رفض الاستقلال وقبول أن هناك ارتباط بين الانتماء السياسي للشخص وما إذا كان مؤهلاً أم لا، وذلك بمستوى معنوية 0.05

ملاحظة : حتى ولو استخدمنا مستوى معنوية 1% فإن حدود منطقتي القبول والرفض تكون كما يلي :



وبالتالي فإن القرار لن يتغير وذلك لأن قيمة الاحصائية 88. لا تزال تقع في منطقة الرفض (لأنها أكبر من 6356. القرار سيظل هو رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل. بمعنى وجود علاقة، أو ارتباط بين الانتماء السياسي للشخص ودرجة تأهيله العلمي. والفرق بين مستويي المعنوية أن نسبة الخطأ في القرار الأول لا يتعدى 5% بينما في الثاني لا يتعدى 1%.

خامساً: معامل التوافق Contingency Coefficient

إذا كان الجدول يتكون من أكثر من أربع خلايا بمعنى أن إحدى الظاهرتين أو كلتاهما تنقسم إلى أكثر من صفتين (أو فئتين) فإن المعامل الذي يحسب في هذه الحالة لقياس العلاقة بين الظاهرتين يسمى معامل التوافق. فمثلاً إذا كان المطلوب دراسة العلاقة بين المستوى التعليمي والذي ينقسم عادة إلى أكثر من فئتين (أمي – ابتدائي – متوسط..الخ) ودرجة الوعي السياسي لدى الفرد (عالية – متوسطة – متدنية) فإن المعامل الإحصائي الذي يقيس العلاقة بينهما هو ما يسمى بمعامل التوافق وهي الحالة العامة لدراسة العلاقة بين ظاهرتين مقارنة بالحالة الخاصة السابقة التي تحسب فيها معامل الاقتران الذي يقتصر على دراسة المتغيرات التي تتكون من صفتين – كما سبق وأشرنا آنفاً.

خطوات حساب معامل التوافق :

تربيع التكرارات الموجودة بكل خلية من خلايا الجدول

قسمة مربع التكرار بكل خلية على حاصل ضرب مجموع الصف في مجموع العمود الذي به الخلية. نكرر الخطوة (2) لكل الخلايا ونرمز للمجموع بالرمز C.

حساب معامل التوافق والذي يأخذ الشكل التالي :

$$Cont.Coeff. = \sqrt{\frac{C-1}{C}} = \text{معامل التوافق}$$

أي أن معامل التوافق هو الجذر التربيعي لخارج قسمة C- 1 على C حيث C هي مجموع خوارج قسمة مربعات التكرارات بكل خلية على مجموع الصف في مجموع العمود الذي به كل خلية.

* ملاحظات مهمة على معامل التوافق :

معامل التوافق لا يمكن أن يكون بالسالب، فهو إذن لا يحدد نوع أو اتجاه العلاقة بين الظاهرتين.

الحد الأدنى لمعامل التوافق يساوي الصفر.

الحد الأعلى لمعامل التوافق يحسب من العلاقة التالية :

$$\text{الحد الأعلى لمعامل التوافق} = \sqrt{\frac{(\text{عدد الصفوف} - 1) \times (\text{عدد الأعمدة} - 1)}{\text{عدد الصفوف} \times \text{عدد الأعمدة}}}$$

- كلما اقتربت قيمة معامل التوافق من الحد الأعلى كلما كانت العلاقة قوية بين الظاهرتين، وكلما كانت قيمته قريبة من الصفر كلما كانت العلاقة ضعيفة بين الظاهرتين.

مثال : الجدول التالي يمثل توزيع مائة ناخب حسب مستوى التعليم والانتماء الحزبي والمطلوب قياس العلاقة بين هذين المتغيرين :

الانتماء الحزبي / المستوى التعليمي	جمهوري	ديموقراطي	المجموع
شهادة متوسطة	10	8	18
شهادة ابتدائية	20	14	34
أمي	30	18	48
المجموع	60	40	100

الحل :

1- يمكن اختصار خطوات الحل بحساب C في خطوة واحدة كما يلي :

$$C = \frac{10\times10}{60\times18} + \frac{8\times8}{40\times18} + \frac{20\times20}{60\times34} + \frac{14\times14}{40\times34} + \frac{30\times30}{60\times48} + \frac{18\times18}{40\times48}$$

$$= 0.093 + 0.088 + 0.196 + 0.144 + 0.1313 + 0.169$$

$$C = 1.003$$

2- معامل التوافق يساوي

$$Cont.Coeff. = \sqrt{\frac{C-1}{C}}$$

$$= \sqrt{\frac{1.003-1}{1.003}}$$

$$= \sqrt{\frac{0.003}{1.003}}$$

$$= 0.05$$

3- الحد الأعلى لمعامل التوافق يساوي

$$= \sqrt[4]{\frac{(3-1)(2-1)}{3\times2}}$$

$$= \sqrt[4]{\frac{2\times1}{3\times2}} = \sqrt{\frac{2}{6}}$$

$$= \sqrt[4]{\frac{1}{3}}$$

$$= 0.76$$

ثم نقارن معامل الاقتران بالحد الأعلى لمعامل الاقتران، وفي مثالنا وجدنا أن معامل الاقتران يساوي 0.05 فقط بينما قيمة الحد الأعلى لمعامل الاقتران وهو 0.76 وواضح أن العلاقة ضعيفة بين المستوى التعليمي والانتماء الحزبي للعينة محل الدراسة حيث أنها تساوي 0.05 فقط مقارنة بالحد بالأعلى وهو 0.76

اختبار الاستقلال في الحالة العامة :

عندما يتكون جدول التوافق (أو الجدول المزدوج) من أي عدد من الخلايا (4 خلايا أو أكثر)، ويريد الباحث إجراء اختبار استقلال بين الظاهرتين، أو المتغيرين وذلك باستخدام اختبار Chi - Square، وهذه الحالة تمثل الحالة العامة لاختبار الاستقلال

الفرض الصفري : (فرض الاستقلال): إن الظاهرتين مستقلتان، أي ليس χ^2 بينهما علاقة.

الفرض البديل : هو أن الظاهرتين غير مستقلتين أي بينهما علاقة أو ارتباط.

إحصائية الاختبار : وتأخذ إحصائية الاختبار في هذه الحالة الشكل التالي :

$$X^2 = \sum_i \sum_j \frac{(O_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}}$$

والتي لها توزيع χ^2 بدرجات حرية تساوي (عدد الصفوف – 1) × (عدد الأعمدة -1)

حيث : i ترمز للصف، j ترمز للعمود.

O_{ij} هي التكرار المشاهد للخلية التي تقع في الصف i والعمود j.

e_{ij} ترمز للتكرار المتوقع للخلية التي تقع في الصف i والعمود j.

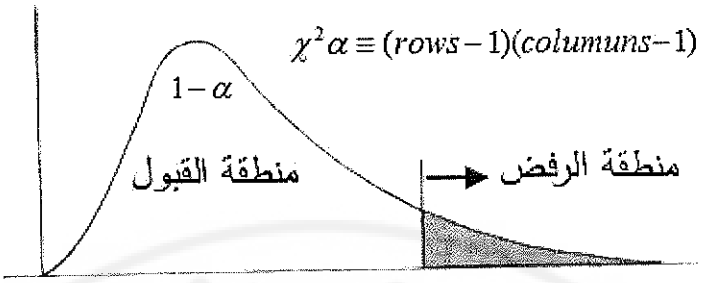
ونحصل على التكرار المتوقع لأي خلية حسب القاعدة التالية :

$$\text{التكرار المتوقع للخلية} = \frac{\text{مجموع الصف الذي به الخلية} \times \text{مجموع العمود}}{\text{المجموع الكلي}}$$

وعادة يوضع التكرار المتوقع للخلية في الركن اليمين (أو اليسار) العلوي للخلية بلون مختلف أو بوضع قوس بينه وبين التكرار المشاهد. وبعد حساب التكرارات المتوقعة لكل الخلايا نعوض في الإحصائية السابقة لنحصل على قيمة إحصائية الاختبار.

4- حدود منطقتي القبول والرفض: يستخدم اختبار الطرف الأيمن لتوزيع X^2 بدرجات حرية = (عدد الصفوف – 1) × (عدد الأعمدة – 1) والتي تقابل مستوى المعنوية α المناسب.

5- حدود منطقتي القبول والرفض: يستخدم اختبار الطرف الأيمن لتوزيع χ^2 بدرجات = (عدد الصفوف–1) × (عدد الأعمدة–1) والتي تقابل مستوى المعنوية α المناسب.



6- المقارنة والقرار: حيث نقارن قيمة إحصائية الاختبار بحدود منطقتي القبول والرفض، فإذا وقعت قيمة الإحصائية في منطقة القبول فيكون القرار هو قبول الفرض الصفري والعكس: إذا وقعت قيمة الإحصائية في منطقة الرفض فإن القرار هو رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل.

مثال: بالرجوع إلى المثال السابق، أختبر مدى استقلالية المستوى التعليمي والانتماء الحزبي بمستوى المعنوية (5%).

الانتماء الحزبي / المستوى التعليمي	جمهوري	ديموقراطي	المجموع
شهادة متوسطة	$10\overline{)10.8}$	$8\overline{)7.2}$	18
شهادة ابتدائية	$20\overline{)20.4}$	$14\overline{)13.6}$	34
أمي	$30\overline{)28.8}$	$18\overline{)19.2}$	48
المجموع	60	40	100

الحل :

الفرض الصفري : المستوى التعليمي والانتماء الحزبي مستقلان أي ليس بينهما ارتباط

الفرض البديل : المستوى التعليمي والانتماء الحزبي غير مستقلين (أي بينهما ارتباط).

إحصائية الاختبار :

$$X^2 = \sum_i \sum_j \frac{(O_{ij} - eij)^2}{e_{ij}}$$

ونبدأ أولاً بحساب التكرارات المتوقعة لكل خلية كما يلي :

الصف الأول

$$\begin{cases} e_{11} = \dfrac{18\times 60}{100} = 10.8 \\ e_{12} = \dfrac{18\times 40}{100} = 7.2 \end{cases}$$

الصف الثاني

$$\begin{cases} e_{21} = \dfrac{34\times 60}{100} = 20.4 \\ e_{22} = \dfrac{34\times 40}{100} = 13.6 \end{cases}$$

الصف الثالث

$$\begin{cases} e_{31} = \dfrac{48\times 60}{100} = 28.8 \\ e_{32} = \dfrac{48\times 40}{100} = 19.2 \end{cases}$$

ويمكن وضع هذه التكرارات المتوقعة في الركن اليمين العلوي لكل خلية وحساب قيمة الإحصائية كما يلي :

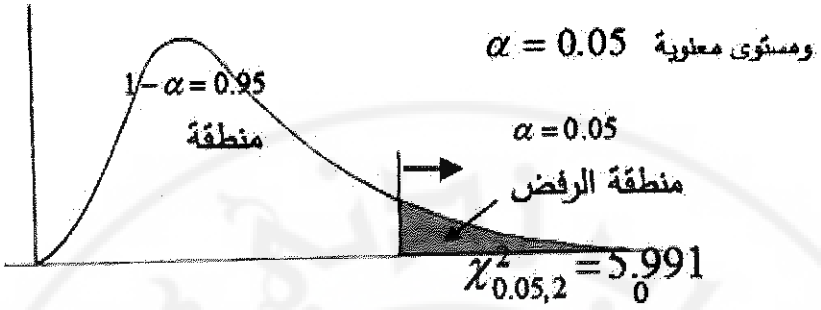
$$X^2 = \frac{(10-10.8)^2}{10.8} + \frac{(8-7.2)^2}{7.2} + \frac{(20-20.4)^2}{20.4} + \frac{(14-13.6)^2}{13.6} + \frac{(30-28.8)^2}{28.8} + 18\frac{(18-19.2)^2}{19.2}$$

$$= 0.059 + 0.089 + 0.008 + 0.012 + 0.050 + 0.075$$

$X^2 = 0.293$ – حدود منطقتي القبول والرفض : اختبار الطرف الأيمن لتوزيع X^2 بدرجات حرية = (عدد الصفوف – 1) × (عدد الأعمدة –1) = (2–1) × (3–1)

$= 2\times1$

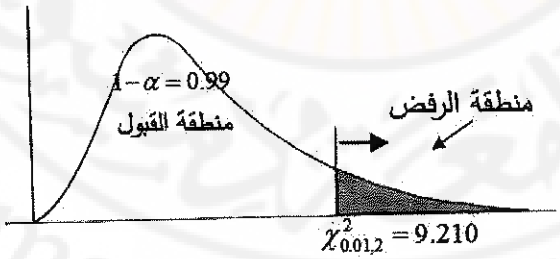
$= 2$



أي أن منطقة القبول تبدأ من الصفر وحتى القيمة 9915. ومنطقة الرفض تشمل القيم التي أكبر من 9915.

– المقارنة والقرار وحيث أن قيمة الإحصائية (والتي تساوي 2930.) تقع في منطقة القبول فإن القرار هو قبول الفرض الصفري بأن المستوى التعليمي والانتماء الحزبي مستقلان وذلك بمستوى دلالة 0.05

وهذه النتيجة منطقية حيث أن معامل التوافق تم حسابه في المثال السابق للمستوى التعليمي والانتماء الحزبي كان ضعيفاً [C = 0.05] كذلك نلاحظ – وهذا بديهي – أنه باستخدام مستوى معنوية 1% فإن القرار (بقبول فرض الاستقلال) سوف يتأكد أولن يتغير (حيث: $\chi^2_{0.01,2} = 9.210$) $\alpha = 0.01$



ملاحظات مهمة على استخدام اختبار χ^2 للاستقلال :

يعتبر اختبار χ^2 أكثر الاختبارات الإحصائية التي قد يستخدم بطريقة غير صحيحة (أو خاطئة أو بمعنى آخر يساء استخدامه). ولعل أهم الملاحظات في هذا الصدد ما يلي:

1- في الحالة الخاصة: عندما يكون الجدول X22 أي يتكون من أربع خلايا فإنه يشترط أن لا يقل أي تكرار متوقع عن 5 حتى يصح استخدام اختبار χ^2 .

2- وفي الحالة العامة التي يتكون فيها الجدول من أكثر من أربع خلايا فإن البعض يشترط أن لا تقل التكرارات المتوقعة عن 5 في ثلاث أرباع الخلايا بشرط أن لا تقل التكرارات المتوقعة عن (1) في الربع الباقي. وإذا لم يتحقق هذا الشرط فإنه يمكن حذف بعض الأقسام أو الفئات لأحد المتغيرين أو كليهما. أو ضم بعضها إلى بعض إذا كان ذلك ممكنا أو له معنى معقــول. وإذا كان هذا التصرف أو ذاك غير مرغوب فيه لأنه يقلل من حجم المعلومات، فإن الحل الأفضل هو زيادة حجم العينة إذا كان ذلك ممكنا من الناحية العملية، وألا يستخدم اختبار آخر يسمى " اختبار فيشر " Fisher's exact test والذي يحتاج عمليات حسابية أكثر تعقيداً ولذلك غالبا ما يتم حسابه باستخدام الحاسوب. ولسنا هنا بصدد دراسة هذا الاختبار. أي أن الخطأ هنا هو استخدام اختبار χ^2 عندما تكون التكرارات المتوقعة أصغر مما يجب.

3- ومن الأخطاء أيضا استخدام اختبار χ^2 عندما تكون التكرارات المشاهدة في الخلايا عبارة عن نسب Percentages.

4- كذلك من الأخطاء الشائعة استخدام اختبار χ^2 عندما تكون بعض التكرارات مصنفة في أكثر من خلية في الوقت نفسه. كأن يكون مطلوب من كل شخص وضع إشارة أمام الإجابة المناسبة عن أسباب التطرف أو التضخم الاقتصادي. فيضع الشخص إشارة أمام أكثر من إجابة. وبالتالي فإن المجموع الكلي يصبح أكثر من المجموع الفعلي (حجم العينة).

5- وبالإضافة إلى ما سبق فإن اختبار χ^2 يستخدم عادة لقياس الظواهر الوصفية، إلا أن ذلك لا يمنع من استخدامه في حالة كون كلا المتغيرين كميا أو ترتيباً (Ordinal or interval).

6- وأخيراً، فإن اختبار χ^2 يمكن حسابه بسهولة باستخدام الحزم الجاهزة بالحاسب الآلي، وذلك بصرف النظر عما إذا كانت الشروط متوفرة أو ما إذا كان هو الاختبار المناسب أم لا. وهذه بلا شك مسؤولية الباحث، فعليه أن يتأكد قبل استخدام هذا الاختبار من أن فروض استخدامه متوفرة.

الحل باستخدام SPSS للبيانات

إذا كان لدينا جدولاً يتعامل مع حجم العينة هنا كبير (200) ويلزم إتباع التالي للتوصل للنتائج من برنامج SPSS أو يجب إدخال البيانات 200 كاملة هو أمر ليس بالبسيط.

مثال: الجدول الآتي يبين بيانات متغيري الصف والتدخين والمطلوب حساب معامل الارتباط التوافقي.

الصف / التدخين	الأول	الثاني	الثالث	المجموع
يدخن	32	75	25	132
لا يدخن	28	25	15	68
المجموع	60	100	40	200

ـ إدخال البيانات

لإدخال البيانات نلاحظ أن لدينا متغيرين مستقلين والثالث متغير تابع. نضع كل منها في عمود، ثم نملئ هذه العواميد. الذي يمثل كل عدد في المتغير التابع وتابعيته إلى الصف الذي يأخذ أحد الأعداد 1، 2، 3 تبعا لترتيب الصف، كما نضع في العمود الثالث وصفا عدديا، 1 لمن يدخل، و2 لمن لا يدخن، كما يظهر في الشكل رقم 1.

ـ من قائمة Data نختار Cases Weight في الشكل تحت الرقم 2

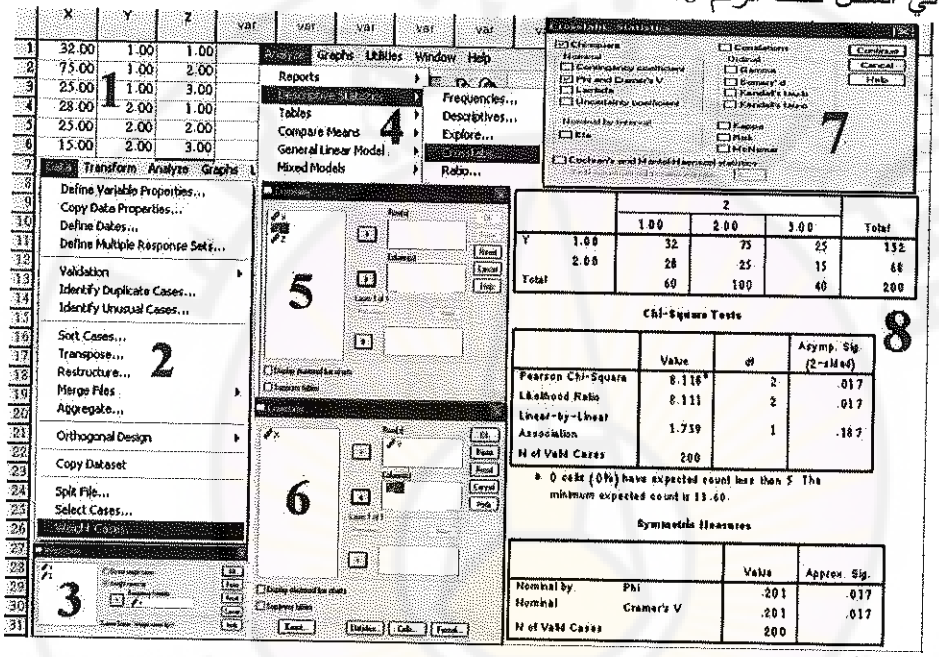
ـ بعد اختيار Weight Cases نحصل على الصندوق المبين بالشكل تحت الرقم 3 ونفعل الخيار Weight Cases by وننقل المتغير X (مجاميع الصفوف) للخانة Frequency Variable ثم OK

ـ نختار من القائمة Analyze ونكمل كما مبين في الشكل تحت الرقم 4.

في الصندوق الناتج ننقل المتغير Y (رمز الصف) للخلية Row والمتغير Z (رمز العمود) للخلية Column وهذا مبين في الشكل تحت الرقم 6.

ـ باختيار Statistics من اللوحة المبينة بالشكل تحت الرقم 6 ونختار المطلوب وهنا قمنا باختيار معامل فاي وكآي تربيع كما موضح بالشكل تحت رقم 7.

ـ نضغط continue للعودة للخيار السابق لنضغط OK فنحصل على المطلوب كما مبين في الشكل تحت الرقم 8.



سادساً: الأساليب الإحصائية لاكتشاف العلاقات

الارتباط:

الارتباط: هو قياس العلاقة الخطية بين المتحولات، وبالتالي للتعبير عن العلاقات بين المتحولات إحصائياً، ولا يحدد سببية هذا الارتباط (أن تغيرات المتغير الأول تسبب بتغير المتغير الثاني، وبالتالي معني بشكل أساسي بدراسة ارتباط من حيث التلازم بينهما)، ويعطى الارتباط على شكل درجة رقمية تظهر على شكل رقم مسبوق بإشارة لتفسير الارتباط، حيث الإشارة الموجبة تحدد أنه كلما زاد أحد المتغيرات يزيد المتغير الآخر، ويسمى عندها الارتباط بالارتباط الطردي، والإشارة السالبة تحدد أنه

كلما زاد أحد المتغيرات نقص المتغير الآخر، ويسمى عندها الارتباط بالارتباط العكسي، أما عن قيمة الرقم بالقيمة المطلقة، فيمثل قوة العلاقة التي تقع بين +1 و ــ1، ويعني الصفر على عدم وجود علاقة بين المتغيرين، وبالتالي فإن معرفة قيمة أحد المتغيرات لا تفيد في التنبؤ بقيمة المتغير الثاني. وفي مثل هذه الحالات نتعرف على العلاقة وصفياً من خلال رسم الانتشار، الذي يبدأ من اعتبار أن الخط المستقيم يمثل معامل الارتباط الذي يساوي +1 و ــ1، والقيمة صفر على شكل دائرة من النقاط، كما تظهر القيم المتطرفة التي تؤثر سلبياً على الانتشار بسبب ابتعادها عن تجمع الانتشار. عادة نركز على الحجم الفعلي لمعامل الارتباط، وعلى مقدار التباين المشترك بين المتغيرين وليس على الدلالة الإحصائية للارتباط، والمقارنة بين نتائج الدراسات السابقة لها أهمية متميزة في هذا الجانب، أي يتم النظر عند تفسير الارتباط إلى معيارين: التباين المشترك Covariance ومعامل الارتباط Correlation coefficient الذي يعبر عن درجة الارتباط. ولفهم التباين المشترك، يجب العودة إلى مفهوم التباين Variance، حيث أن التباين لمتحول واحد يمثل المقدار الوسطي لتغير البيانات عن قيمة المتوسط. وإذا كنا مهتمين بمعرفة فيما إذا كان متحولان مرتبطين، فإننا نهتم بمعرفة إذا كانت تغيرات أحدهما تُقابل بتغيرات مشابهة في المتحول الآخر. وعندها عندما يبتعد أحد المتحولين عن قيمته المتوسطة، فإننا نتوقع أن ينحرف المتحول الآخر عن قيمته المتوسطة بصورة مشابهة. فإذا كانت هناك علاقة بين هذين المتحولين، فإنه عند ابتعاد أحدهما عن قيمته المتوسطة، يجب أن ينحرف الآخر عن قيمته المتوسطة بنفس الاتجاه أو بالاتجاه المعاكس. ولحساب نمط الفروق في حال كان لدينا متحولاً واحداً، نقوم بتربيع الفروق بهدف إلغاء مشكلة الفروق السالبة والموجبة التي تلغي بعضها البعض. أما في حالة وجود متحولين، فبدلاً من تربيع كل من الفروق يمكننا ضرب الفرق لأحد المتحولين بالفرق المقابل للمتحول الآخر. فإذا كان كل من الخطأين موجباً أو سالباً فإن ذلك يعطي قيمة موجبة، مما يدل على أن الأخطاء تقع بجهة واحدة، ولكن إذا كان أحد الأخطاء موجباً والآخر سالباً فإن نتيجة الجداء ستكون سالبة، مما يدل على أن الأخطاء تقع بجهات متعاكسة. عندما نقوم بضرب الفروق لأحد المتحولين بالفروق المقابلة للمتحول الآخر فإننا نحصل على ما يسمى بانحراف الجداء

المتصالب Cross-product deviations. نسمي متوسط المجموع للفروق المركبة للمتحولين المقسمة على عدد أفراد العينة – واحد بالتباين المشترك Covariance وفق المعادلة التالي:

$$COV\ (X,Y) = \frac{\sum(X_1 - \bar{X})(Y_1 - \bar{Y})}{N-1}$$

نلاحظ أن هذه المعادلة شبيهة بمعادلة التباين، ولكن بدلاً من تربيع الفروق نقوم بضرب الفروق للمتحول الأول بمقابلاتها للمتحول الثاني.

للتغلب على مشكلة الاعتماد على وحدات القياس يجب علينا تحويل التباين المشترك إلى مجموعة قياسية من الوحدات، تدعى هذه العملية بالتوحيد القياسي Standardization. ولتنفيذ التحويل (بشكل عام) يكفي تقسيم التباين على الانحراف المعياري، وبما أنه لدينا هنا متحولين، وبالتالي انحرافين معياريين، فلحساب التباين المشترك بوحدات قياسية، نقوم بنفس الخطوات : نحسب انحرافي المتحولين (كل على حده)، ثم نربط الانحرافين ببعضهما البعض ثم نقسمة التباين المشترك على جدائهما. ويدعى التباين بعد عملية التوحيد القياسي بمعامل الارتباط Correlation coefficient والذي نرمز له عادة بالحرف r، وهذا ما يعرف بمعامل ارتباط بيرسون، وتقع هذه القيمة (كما أسلفنا) بين +1 و –1، والقيمة صفر هنا تدل على عدم وجود ارتباط خطي بين المتحولين، وقد يكون من الدرجة الثانية.

عندما نريد إظهار علاقة الارتباط بين المتحولين على شكل رسم بياني، نستخدم مخطط المبعثر الذي نحصل عليه من : Graphs... Legacy Dialog ... Scatter Dot وفي صندوق الحوار غالباً ما نضع على محو السينات المتغير الفئوي، وعلى محور العينات الشاقولي المتحول التابع. ومن خيار ...Options نتعامل مع القيم المفقودة، وتأمين الإحصاءات المناسبة.

ـ معامل Pearson للارتباط

لا يمكن اختيار معامل بيرسون إذا كانت البيانات غير موزعة طبيعياً بشكل عام وقد يستثنى أحدهم عندما يكون فئوياً (فئتين فقط)، على أن يكون المتغير الثاني مقاساً

بدرجات قياس من مستوى الأرقام النسبية. تبين جداول خرج مصفوفة معاملات الارتباط، قيمة المعاملات وحجم العينة، واحتمالات وجود هذا الارتباط بالصدفة عند مستوى دلالة (**) أقل من 0.001، أو عند مستوى (*) تساوي 0.05. يجب الحذر عند تفسير معاملات الارتباط لأنها لا تعطي مدلولاً عن اتجاه السببية في حالة متحولين لأنه ربما كانت هناك متحولات أخرى مقاسة أو غير مقاسة تؤثر على النتائج. تُعرف هذه المشكلة بمشكلة المتحول الثالث، أو المنطقة الرمادية. كما أن معاملات الارتباط لا تحدد المسبب لتغير المتحول الآخر، وحتى لو استطعنا إهمال مشكلة المتحول الثالث، فمعامل الارتباط لا يشير إلى الاتجاه الذي تعمل فيه السببية. فقد يؤثر أحد المتحولين باتجاه معين ولا نستطيع أن نحكم أن المتحول الآخر يؤثر بعكس الاتجاه أم لا.

نستخدم مربع معامل الارتباط والذي نسميه بمعامل التحديد Coefficient of determination R^2 وهو مقياس لمقدار التغايرية لمتحول ما التي يفسرها المتحول الآخر، (هذا المعامل يحدد نسبة التباين المشترك بين المتحولين، أي النسبة المئوية للتباين في درجات المتغير الأول التي تعزى إلى تباين درجات المتغير الثاني. مثلاً إذا كان معامل الارتباط بين متغيرين = 0.72 مثلاً، فلا نستطيع القول بأنها قيمة مرتفعة، لأن تربيع هذه القيمة يجعلها تساوي 0.52 من درجات المتحول الأول تعزى إلى تباين درجات المتحول الثاني، أما البقية وهو 48% فيعزى إلى عوامل أخرى...، لذا قيمة الارتباط تقريباً وسط.) فإذا ضربنا قيمة R^2 بـ 100 نستطيع بعدها أن نقول أن المتغير التابع (المتغير المؤثر القلق مثلاً) يعتبر مسؤولاً بقدر هذه النسبة من التغايرية (التأثير) في المتغير الآخر (التحصيل مثلاً).

ـ عند تقديم معاملات الارتباط، يكفي إعطاء قيمة معامل الارتباط وتحديد مستوى دلالته، مع العلم أن قيمة الدلالة ليست بهذه الأهمية لأن معامل الارتباط هو حجم الأثر بحد ذاته.

ـ معامل Spearman للارتباط

يستخدم في حال كانت البيانات غير موزعة طبيعياً، ويعمل هذا الاختبار على ترتيب البيانات أولاً ثم يطبق معادلة بيرسون على هذا الترتيب. يتم اختبار سبيرمان الارتباط

بنفس الطريقة التي تم فيها اختبار سبيرمان باستثناء أننا حددنا الخيار سبيرمان بعد إنهاء تفعيل خيار بيرسون.

ـ معامل Kendall (τ) للارتباط

هو ارتباط لا بارامتري، يتم استخدامه بدلاً من معامل سبيرمان إذا كانت مجموعة صغيرة من البيانات الرتبية مع عدد كبير من التراتيب المرتبطة، وهذا يعني أنه إذا قمت بترتيب كافة العلامات، وكان عدد كبير من العلامات يملك نفس الترتيب فإن عليك استخدام ارتباط كاندال، وهنا يتم ادخال الرتب المتناظرة للظاهرة بدلاً من القيم الأصلية.

ـ الارتباط ثنائي التسلسل وثنائي التسلسل النقطي

يُستخدم معامل الارتباط ثنائي التسلسل النقطي Point-biserial correlation coefficient r_{pb} عندما يكون أحد المتحولات ثنائياً (حامل أو غير حامل)، بينما يُستخدم معامل الارتباط ثنائي التسلسل biserial correlation coefficient r_b عندما يكون أحد المتحولات ثنائياً مستمراً (نجاح/ فشل، وللنجاح مستويات، وكذلك للفشل). لا يمكن حساب معامل الارتباط ثنائي التسلسل في برنامج SPSS بشكل مباشر، بل نقوم معامل الارتباط ثنائي التسلسل. ويتم هذا ببساطة، حيث نقوم بترميز المتغير المستقل بصفر وواحد أم بأي رقمين، ثم نطبق اختبار بيرسون، وبهذا نكون قد حسبنا معامل الارتباط ثنائي التسلسل النقطي r_{pb} . ثم نقوم بتحويله إلى معامل الارتباط ثنائي التسلسل r_b بالمعادلة التالية:

$$r_b = \frac{r_{pb}\sqrt{P_1 P_2}}{Y}$$

حيث P_1 هي نسبة الحالات التي تقع في الفئة الأولى (نسبة الحاملات)، و P_2 هي نسبة الحالات التي تقع في الفئة الثانية (نسبة غير الحاملات)، أما Y فيمثل الترتيب في التوزيع الطبيعي للنقطة التي تكون فيها نسبة P_1 من المساحة في طرف معين، ونسبة P_2 في الطرف الآخر.

ولحساب P_1 و P_2 نستخدم القائمة Analyze... Descriptive ... Frequencies ونختار المتحول الفئوي، وفي جدول الخرج نتبين النسبة العليا والدنيا، ومن هاتين القيمتين ومن جدول Z-score الذي يظهر القيمتين، سنجد قيمة النقطة Y التي تفصل هاتين المنطقتين، وبالتعويض في المعادلة نحصل على قيمة المعامل r_b. عادة ما تكون قيمتي معامل الارتباط ثنائي التسلسل النقطي r_{pb} و معامل الارتباط ثنائي التسلسل r_b مختلفتين بشكل واضح، والفرق النظري بينهما غير مختلفين كثيراً كون كل منهما فئوي بفئتين، لكن بقيم مستمرة أو قطعية، يقتضي هذا الحذر عند تفسير معاملي الارتباط.

ـ الارتباط الجزئي Partial

هو الارتباط بين ثلاثة متغيرات على الأقل، ونقوم بحساب الارتباط بين متغيرين منهم عندما نجعل آثار المتغيرات الأخرى ثابتة. وعندما يكون المتغير المتحكم واحد، يدعى الارتباط عندها الارتباط الجزئي من المرتبة الأولى First- order partial correlation، وعند التحكم بمتحولين يكون الارتباط من الدرجة الثانية وهكذا.....

ونحسب معامل الارتباط الجزئي باستخدام SPSS من .... Analyze.... Correlate Partial

ونحن بصدد احتساب المعامل الجزئي، ننقل المتحولين المراد معرفة ارتباطهما إلى مربع Variables، وانقل المتغير الذي تريد التحكم به إلى مربع Controlling for، ومن مربع حوار Options اختر Zero-order correlations واترك بقية الخيارات بحالتها الافتراضية. ومن جدول الخرج ناقش النتائج الذي يبين لك النتائج قبل التحكم (في جزئه العلوي)، وبعد التحكم في جزئه السفلي، وقارنها لتتبين الفرق بين وجود تأثير متغير ثالث على المتغيرين أو عدمه، ومدى أثره على كل منهما.

وسنناقش مدى الاستفادة من SPSS في دراسة الارتباط (بعد ما بينا معنى الارتباط إحصائياً) وذلك من خلال أمثلة، وشرح مخرجاتها مع محاولة التذكير بالأسس التي تم الارتكاز عليها، وفق الإمكانات، وبشكل أقل من تكرار المعلومات. وبشكل عام، يحسب البرنامج SPSS نوعين من الارتباط: الارتباط البسيط ثنائي المتغير(الارتباط بين متغيرين فقط)، كما يحسب لك الارتباط الجزئي(العلاقة بين متغيرين بينما يتم تجاهل أو استبعاد متغير ثالث).

عادة ما ندراسه عن سؤال في الدراسه على النحو التالي: ما العلاقة بين التحصيل ورهاب الاختبار؟

هل الثقة بالنفس تساعد الفرد على التأقلم اجتماعياً؟

ما نحتاجه هنا (في أي حالة من الحالتين) متغيران كلاهما متغيران تابعان مستمران، أو متغيراً تابعا مستمرا، و آخراً متغيراً مستقلاً مستمراً، أو أحدهما تابعاً مستمراً، والآخر مستقل له فئتين [الجنس / السكن (قرية ــ مدينة)، .....]. وما سنقوم به هنا، هو وصف العلاقة بين محتوى مضمون المتغيرين المستمرين.

وأما اختيار اختبار الارتباط فيتم وفق لما ذكر سابقاً وبما يتفق مع متطلبات الاستخدام.

أما أول الخطوات الإجرائية المطلوبة هي رسم الانتشار للتأكد من خطية العلاقة، وطبيعتها.

أما خطوات الرسم فقد مرت سابقاً، Graphs ... Legacy Dialogs ... Scatter.

ويبين رسم الانتشار بشكل عام:

ــ القيم المتطرفة: قد لا يكون هذا الرسم الأكثر دقة في بيان النقاط المتطرفة، لكن القيم المتطرفة لها دور سلبي على الارتباط، والرسم يساعد على ملاحظتها، حيث أنها تلك التي منعزلة عن بقية النقاط، وتكون إما عالية جداً أو بعيدة عن التجمع الرئيسي للنقاط.

ــ يأخذ انتشار وتوزع درجات المتغيرين في المستو أشكالاً متنوعة، ولهذه الأشكال دلالات تفيد في رسم علاقة وصفية للعلاقة بين المتغيرين. فمثلاً:

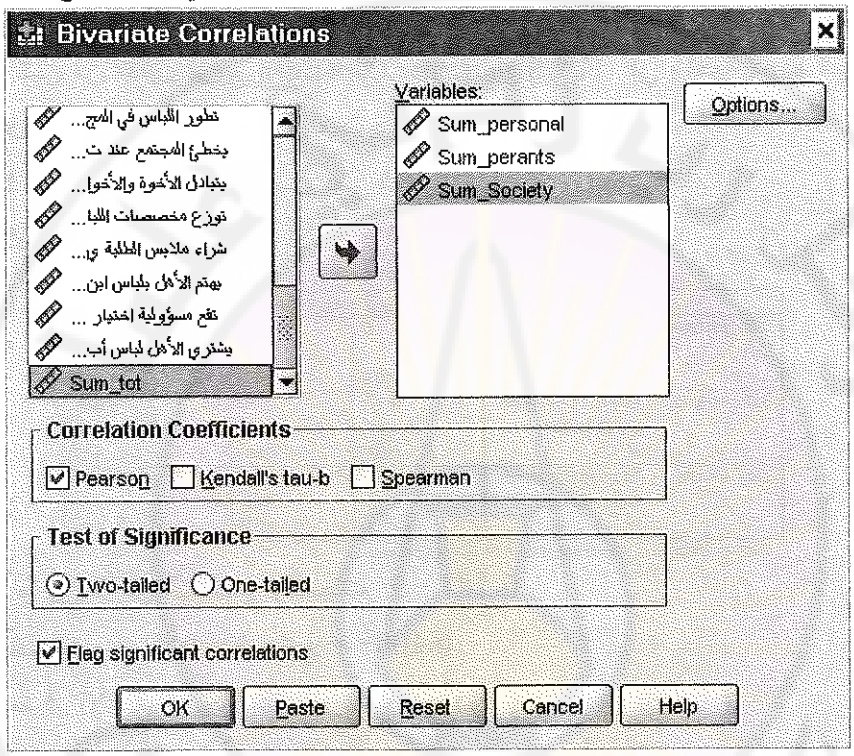
ا ــ عندما تتوزع الدرجات على المستو بأكمله، هذا يدل على أن الارتباط بين المتغيرين منخفض جداً. وفي الغالب غير متجانس.

ب ــ إذا تجمع أكبر عدد ممكن من الدرجات حول مستقيم (أي كان اتجاه هذا المستقيم)، فهذا يدل على أن العلاقة خطية، وقوية.

ج ــ إذا تجمع أكبر عدد ممكن من الدرجات حول منحني (أي كان اتجاه هذا المنحني)، فهذا يدل على أن العلاقة منحنية، وقوية. وفي مثل هذه الحالة لا يمكن استخدام اختباري ارتباط Pearson أو Spearman.

د ــ يبقى أن نقول ميل المستقيم يظهر نوع العلاقة (سلبية أو موجبه)، فإذا كان الميل موجباً (الدرجات العليا على محور السينات تقابلها درجات عليا على محور العينات)، أما الميل السالب

(الدرجات العليا على محور السينات تقابلها درجات الدنيا على محور العينات أوبالعكس). نستخدم اختبارا Pearson إذا كان الانتشار خطي، والتوزيع طبيعي.



وفي مثالنا (قرار اللباس) نلاحظ أن المتغير التابع لكل الاستبيان (المجموع الكلي)، يمكن تقسيمه إلى ثلاث توابع هي : مجموع عبارات القرار الشخصي.ــ مجموع عبارات قرار المجتمع.ــ مجموع عبارات قرار الأهل. ومن هنا يمكن دراسة علاقات الارتباط بين هذه المتغيرات، وللقيام بذلك لا بد من معرفة طبيعة الفضاء الإحصائي الذي تتوزع فيه هذه المتغيرات، هل و فضاء وسيطي أو لاوسيطي، لذلك وكما أسلفنا أنه قد وجدنا هذا التوزيع على أنه طبيعي عندما اخترنا Normality Plots with test، من Explore...Plots وحصلنا على جدول حوا اختباري Kolmogorov–

Smirnov و Shapiro-Wilk ونقشنا مستوى دلالتهما. إذا التوزيع طبيعي، ولحساب الارتباط نحن بحاجة لاختبار Pearson، ونحصل عليه وفق الخوارزمية : Analysis ... Correlate ... Bivariat

فنحصل على مربع الحوار Bivariate Correlations

ننقل المتغيرات السابقة الذكر إلى مربع Variables، ثم نفعل خيار الاختبار Pearson، ثم نختار جهة أو جهتي قياس مستوى الدلالة Test of Coefficients

ـ لا تنس من تفعيل مربع Flag Significance Correlation في واجهة مربع الحوار لتحصل على نجمة أو اثنتين لبيان مستوى الدلالة مقرونة بإحداهما

اضغط على المفتاح OK. فنحصل على الجدول التالي الذي يبين:

الارتباط بين الرأي الشخصي والأهل = 0.489.

Correlations

		Sum_personal	Sum_perants	Sum_Society
Sum_personal	Pearson Correlation	1	.489**	-.187-
	Sig. (2-tailed)		.000	.058
	N	103	103	103
Sum_perants	Pearson Correlation	.489**	1	-.100-
	Sig. (2-tailed)	.000		.314
	N	103	103	103
Sum_Society	Pearson Correlation	-.187-	-.100-	1
	Sig. (2-tailed)	.058	.314	
	N	103	103	103

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

الارتباط بين الرأي الشخصي والمجتمع = – 0.187

الارتباط بين رأي الأهل والمجتمع = –0.100

ونلاحظ أن الأعداد الناتجة تتألف من إشارة ورقم

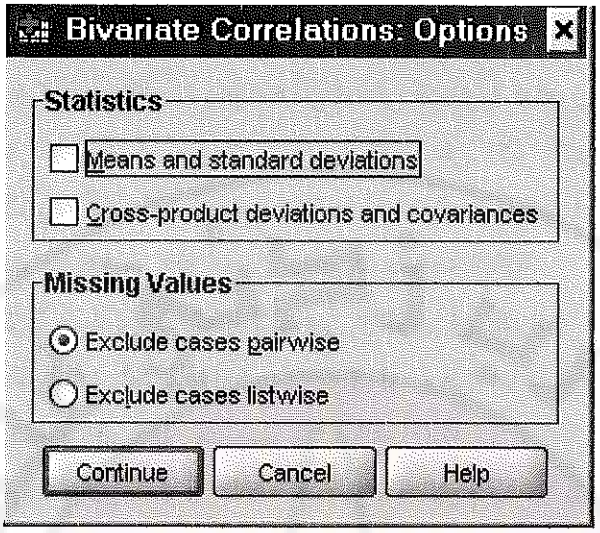
فالإشارة الوجبة تخبرنا أن العلاقة الارتباطية طردية، أي كلما زادت قيمة المتغير الأول زاد الثاني، والعكس بالعكس.

أما العدد فهو محصور بين (–1، + 1)، والجدول التالي يبين وصف العلاقة :

قيم r	0.29 ـ 0.1	0.49 ـ 0.3	1 ـ 0.5
التقويم	القوة ضعيفة	متوسطة	قوية

أما مستوى الدلالة فهو يشير إلى نتيجة اختبار الفرضية : لا يوجد علاقة ارتباطيه حقيقية بين المتغيرين. أو أن الارتباط غير حقيقي بل بالصدفة بين المتغيرين.فإذا كان مستوى الدلالة أقل من 0.05 نرفض الفرضية ونقبل الفرضية البديلة : يوجد علاقة

ارتباطيه حقيقية ذات معنى بين المتغيرين. أو أن الارتباط حقيقي وليس بالصدفة بين المتغيرين (وعندها بالغالب تكون العلاقة قوية).



حساب ارتباط Pearson بينهما، لهذا نقوم بالخطوات التالية:

1 ــ Analyze.... Correlate .... Bivariate ــ2 انقل المتغيرين : TOT_MERED و TOT_PROB. إلى نافذة Variable.

2 ــ اضغط على المفتاح Options، فيظهر صندوق حواره الذي يوفر لك خيارين للتعامل مع القيم المفقودة، والإحصائيات. وكما أسلفنا من المفيد اختيار Exclude cases listwise في نافذة القيم المفقودة، أما في نافذة إحصائيات، فإذا اخترت Means and standard deviations، فإن البرنامج عندها سيظهر قيم المتوسط والانحراف المعياري لجميع المتحولات المحددة في الارتباط، أما باختيار Cross-product deviations and covariances.

ــ لا تنس من تفعيل مربع Flag Significance Correlation في واجهة مربع الحوار لتحصل على نجمة أو اثنتين لبيان مستوى الدلالة مقرونة بإحداهما

3 ــ حساب قيمة (R^2) التغير المنهجي (تغير أساسي) المتبادل بين المتغيرين (مقدار التباين بين المتغيرين)، نقوم بتربيع قيمة (r)، ثم ضرب الناتج بـــ 100 (مثلا إذا كان الارتباط = 0.805 × 0.805 =0.65 = 65%)، إذاً :التغير

المنهجي/ التباين/ التغاير في اتجاه المتغير الأول مقابل المتغير الثاني (فاعلية تأثير رأي كذا مقابل رأي كذا) = 65%، وهذا تأثير عال، وبالباقي 35% فسببه أمور أخرى. كما هو معلوم (R^2 : مربع معامل الارتباط) يعرف بمعامل التحديد Coefficent of determination وهو مقياس لمقدار التغايرية لمتحول ما التي يفسرها المتحول الآخر، وبالرغم من أن التغايرية تعبر عن الأثر الذي يتركه المتغير الأول على الثاني، فإننا لا نستطيع اعتبارها أنها تمثل السببية، أي لا يمكن القول أن رأي المجموعة كذا هو الذي تسبب برأي المجموعة الثانية.

4 ــ كنا قد اخترنا مستوى الدلالة بالاتجاهين [كون أن الدراسه لم نجد مثل هذا الدراسه في الدراسات السابقة (Sig. (2-tailed]، وهي هنا تساوي الصفر، وبما أنها مقرونة بنجمتين في دالة عند مستوى الدلالة 0.01.

عادة وكما هو معروف عن مستوى الدلالة عند دراسة الارتباط أنها تتأثر بحجم العينة، مثلاً: في العينة التي عددها نحو 30 فردا، تجد أن الارتباط الصغير يكون غير مقرون بدلالة إحصائية بين في العينة التي يزيد عدد أفرادها عن مئة، وبنفس قيمة الارتباط، تجده مقروناً بدلالة إحصائية، لذلك يرى الكثير من الإحصائيين أن دراسة مستوى الدلالة في الارتباط لا توازي أهمية دراسة مستوى الدلالة في اختبارات أخرى. ويفضل التأكيد على دراسة التباين المشترك أو حجم الأثر أو التغيير المنهجي.

ــ جداول التقاطع Cross tabs

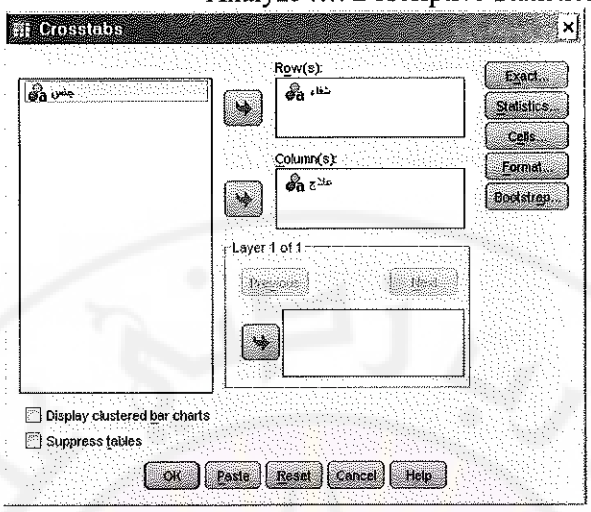
يستعمل الأمر Descriptive Statistics ... Crosstabs في عمل جداول الاقتران Tables مع احتساب مؤشرات الارتباط لهذه الجداول والاختبارات الإحصائية. حيث يكون لدينا أكثر من متغير من مستوى قياس اسمي وعندها يُطلب مايلي:

1 ــ تكوين جدول اقتران (ارتباط) للعلاقة بين متغيرين (1 و 2)، ونفرض مع اختبار الاستقلالية بين المتغيرين المذكورين، مثلاً:اختبار الفرضية التالية: لا يوجد علاقة ذات دلالة بين أخذ الدواء (العلاج) والشفاء من مرض ما.

2 ــ تكوين جدول اقتران (ارتباط) بين متغيرين (1 و2) مع اختبار الاستقلالية بين المتغيرين المذكورين حسب متغير الجنس مثلاً.

لتنفيذ المطلوب نتبع الخطوات التالية:

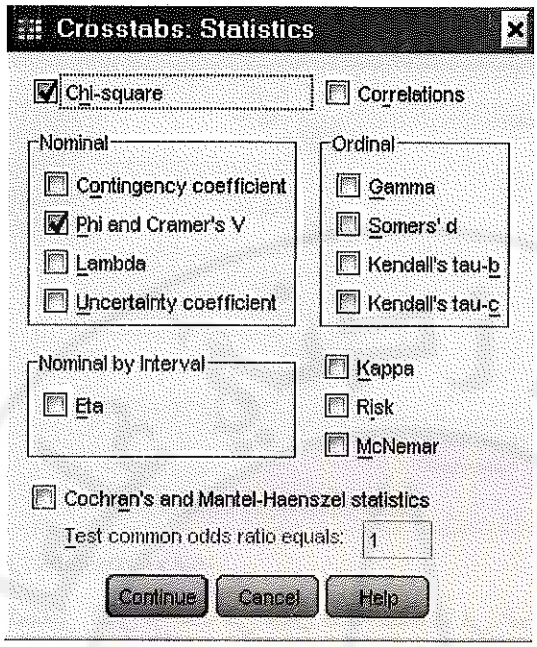
Analyze .... Descriptive Statistics ... Crosstabs



فيظهر صندوق حوار Crosstabs وفيه:

- Row : يتضمن المتغير الذي نرغب في جعل فئاته صفوفاً في الجدول (علاج).
- Column (s) : يتضمن المتغير الذي نرغب في جعل فئاته أعمدة في الجدول (الشفاء).
- Display Clustered bar Charts : لعرض الأشرطة البيانية عند التأشير.

وعند الضغط على Statistics يظهر صندوق الحوار Statistics الذي فيه:



ـــ Chi-Square : لحساب إحصائية Chi-Square وملحقاتها لاختبار استقلالية الصفوف عن الأعمدة.

ـــ Correlation : لحساب معاملي الارتباط Spearman و Pearson في آن معاً، فعندما تكون الصفوف والأعمدة عبارة عن قيم ترتيبية Ordered Values (الخيار Ordinal أواسمية Nominal في العمود Measure في واجهة Variable view) مثلاً الحالة الاجتماعية (متزوج، مطلق، أعزب، أرمل)، نستخدم معامل ارتباط Spearman. كما نستخدم معامل ارتباط Pearson عندما تكون كلا من الصفوف والأعمدة متغيرات كمية Quantitative Variable ويعبر عن مستوى هذا القياس في البرنامج SPSS بالخيار Scale في العمود Measure في واجهة Variable View، كما تسمى في مصطلح الإحصاء بدرجات Interval.

نظراً لكون الصفوف والأعمدة في هذا المثال متغيرات اسمية (مريض يعالج، مريض شفي) ولها الخيار Nominal في عمود Measure في واجهة Variable View، عندها نغير في عمود Type إلى قيم String (إذا رغبنا كتابة المعطيات بكلمات، أما إذا رغبنا استخدام ارقام للتعبير عن مفردات المعطيات فنبقي على Numeric في Type،

وهنا سنكتفي بحساب الإحصائية Chi-Square لاختبار الاستقلالية مع قياس Phi and Gramer's v لارتباط (اقتران) المتغيرات الاسمية Nominal Variables

Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
علاج	String	8	0		None	None	8	Left	Nominal
شفاء	String	8	0		None	None	8	Left	Nominal
جنس	String	8	0		None	None	8	Left	Nominal

وفي الخرج يتم اختبار فرضية العدم القائلة: لا يوجد علاقة بين العلاج والشفاء (استقلالهما عن بعض)، وباستخدام النتائج المتعلقة بإحصائية Chi-Square التي لها درجة حرية (r -1)(c -1) حيث يمثل عدد الصفوف r و c عدد الأعمدة.

شفاء * علاج Crosstabulation

Count

		علاج		
		خضع	لا	Total
شفاء	شفي	10	6	16
	لا	3	11	14
Total		13	17	30

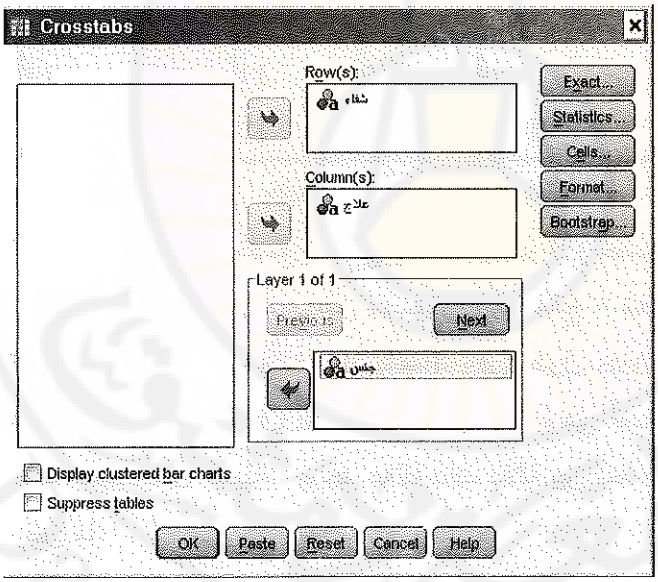
نلاحظ من جدول (شفاء× علاج Crosstabs) أن عدد العينة 30 فرداً، خضع منهم 13 فرداً للعلاج شفي منهم 10 (خضع × شفي)، ولم يشف 3 (خضع × لم يشف)، و 6 منهم لم يخضعوا للعلاج وتبين أنهم غير مصابون (لم يعالج × شفي)، و11 لم يخضعوا للعلاج وهم مرضى (لم يعالج، لم يشف). وفي جدول Chi-Square Tests، نلاحظ أن مستوى دلالة Pearson Chi-Square تساوي.402 وهي أصغر من 0.05، لذا نرفض فرضية العدم ونقبل البديلة: يوجد علاقة ذات دلالة بين أخذ الدواء (العلاج) والشفاء من مرض ما.

Chi-Square Tests					
	Value	Df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	.129[a]	5	.024		
Continuity Correction[b]	.5933	1	.058		
Likelihood Ratio	.3365	1	.021		
Fisher's Exact Test				.033	.028
N of Valid Cases	30				

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 6.07.
b. Computed only for a 2x2 table

أما الجدول الأخير فهو: تناسق القياس Symmetric Measures

Symmetric Measures			
		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.413	.024
	Cramer's V	.413	.024
	N of Valid Cases	30	



فيه قيمتي Phi و Cramer's v وكلتاهما متساويتان، وهن يقسن الارتباط أو حجم الأثر، وهما مقياسان صادقان في مثل هذه الحالات : جدول 2 ×2، لكن مصداقية الأولى لن تف بالغرض في مكان آخر وستضعف الثانية، وسنعود لمناقشة هذا الموضوع لاحقاً.

ولتنفيذ الطلب الثاني :

بعد فتح مربع حوار Crosstabs ننقل متغير الجنس إلي مربع Layer وهو متغير السيطرة Control variable وبطبيعة الحال هو متغير فئوي، وفي الخرج، تتماثل الجداول لكن بإدخال حالات متغير الجنس:

شفاء * علاج * جنس Crosstabulation					
Count					
جنس			علاج		
			خضع	لا	Total
أنثى	شفاء	شفي	3	2	5
		لا	2	7	9
	Total		5	9	14
ذكر	شفاء	شفي	7	4	11
		لا	1	4	5
	Total		8	8	16

Chi-Square Tests						
جنس		Value	Df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
أنثى	Pearson Chi-Square	.998[a]1	1	.158		
	Continuity Correction[b]	.691	1	.406		
	Likelihood Ratio	.9841	1	.159		
	Fisher's Exact Test				.266	.203
	N of Valid Cases	14				
ذكر	Pearson Chi-Square	.618[c]2	1	.106		
	Continuity Correction[b]	.1641	1	.281		
	Likelihood Ratio	.7562	1	.097		
	Fisher's Exact Test				.282	.141
	N of Valid Cases	16				

a. 3 cells (75.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 1.79.

b. Computed only for a 2x2 table

c. 2 cells (50.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 2.50.

Symmetric Measures

جنس			Value	Approx. Sig.
أنثى	Nominal by Nominal	Phi	.378	.158
		Cramer's V	.378	.158
		N of Valid Cases	14	
ذكر	Nominal by Nominal	Phi	.405	.106
		Cramer's V	.405	.106
		N of Valid Cases	16	

وتتم المناقشة وفق الخطوات السابقة.

الأساليب الإحصائية لاختبار فرضيات الفروق

كما أسلفنا، قد تختلف متطلبات تطبيق الاختبارات بين اختبارات العلاقات أو الفروق، لكن تتقاطع هذه المتطلبات في مسلمات تتسع وتضيق تبعاً لمجالات استخداماتها، فاختبارات الفضاء المعلمي متطلباتها يمكن ذكرها بالتالي:

1 ــ مستوى القياس: يفترض كل اختبار من هذه الاختبارات أن يتم قياس المتغير التابع وفقاً لمستوى فتري أو نسبي، باستخدام مقياس تدريجي مستمر بدلاً من فئات منفصلة.

2 ــ الاختيار العشوائي لعناصر العينة: كما هو معلوم هناك عدة طرائق لاختيار إفراد العينة، منها: العشوائية البسيطة، والعشوائية الطبقية، والعشوائية العنقودية، والعشوائية المقصودة. ولكل طريقة أسلوب للانتقاء وأسلوب للتحقق.

3 ــ استقلالية المشاهدة: لا بد أن تكون المشاهدات التي تتكون منها البيانات مستقلة عن بعضها البعض. أي لا بد أن تكون كل عملية قياس لأي فرد غير متأثرة بأية عملية قياس لأي فرد آخر.

4 ــ التوزيع الطبيعي: من المفترض أن تكون مجموعة الأفراد المأخوذة منها العينات موزعة توزيعاً طبيعياً. ولكي نحاول أن نقترب من هذا التوزيع عادة ما يجب أن تكون إحجام العينات كبيرة بشكل كاف (على سبيل المثال يجب أن لا يكون

الحجم أصغر من 30 فرداً)، ويمكن التحقق من توزيع العينة توزيعاً طبيعياً عن طريق استخدام:

Explore.... Descriptive ...Statistics في برنامج SPSS.

5 ــ تجانس التباين: تستند الأساليب المذكورة إلى فرضية أن العينات مأخوذة من مجتمعات ذات تباينات متكافئة. يعني ذلك تماثلا في تغيرية الدرجات لكل مجموعة من المجموعات. ولاختبار هذه الفرضية، يقوم اختبار Levene في برنامج SPSS للتحقق من تساوي التباينات كجزء من اختبار T وتحليل التباين.

وشرط التجانس شرط أساسي ومهم، كوننا لا نستطيع أن نفسر النتائج بشكل صحيح تماماً إذا خالفت خطوات الدراسه هذا المطلب، الذي يعبر عنه من خلال مستوى الدلالة التي يجب أن لا تكون أقل من 0.05. لذا وجد الإحصائيون حلاً مقبولاً لتجاوز هذا عن طريق زيادة عدد المجموعات، وتساويها، أو أن لا تكون نسبة حجم المجموعة الأكبر/ الأصغر أكبر من 1.5. كما يوجد في البرنامج أساليب تحاول معالجة النتائج (كما أسلفنا) عن طريق Explore .... Plots ...Statistics Descriptive عندها في مقطع Spread vs Level with Levene Test نختار التحويل المناسب من Power .... Transformed. وهنا عليك أن تحدد أية مجموعة من المجموعات ملائمة لمعطيات دراسهك وفق ما ذكرنا سابقاً.

نظرة عامة حول مقارنة متوسطين

مقدمة: يعتقد بعض الناس في بعض الأحيان أن بعض الإجراءات الإحصائية تسمح بالتداخلات السببية وبعضها الآخر لا يسمح. غير أن ذلك غير صحيح، إذ أننا عملياً نقوم بالتلاعب بأحد المتحولات بشكل منهجي لمعرفة أثره على المتحول الآخر الذي يسمح بالتداخل السببي. وفي أشكال أخرى نراقب التغيرات في المتحولات دون أي تدخل من قبل القائم بالاختبار، ولذلك لا يمكننا معرفة المتحول الذي يسبب التغير في المتحول الآخر، لكن يمكننا القول أنهما يتغيران بطريقة معينة. لذا لا نكتفي في العلوم الاجتماعية بالاهتمام بتغير المتحولات أو توقع نتيجة ما، ولكننا قد نرغب بمعرفة أثر متحول ما على متحول آخر من حيث أن تغيره منهجيا أم غير منهجي. لذلك نقوم بالتلاعب بأحد المتحولات لمراقبة أثره على متحول آخر بدلاً من جمع البيانات التي

تحدث بشكل طبيعي كما في حالتي الارتباط والانحدار. ففي حالة بسيطة قد نرغب بمعرفة أثر التعزيز الإيجابي على تعلم مادة الإحصاء. ولذلك نقسم بشكل عشوائي بعض الطلاب إلى مجموعتين مختلفتين: مجموعة يقدم لها التعزيز الإيجابي، والأخرى لا يقدم لها التعزيز. وهنا نكون قد تلاعبنا على طريقة التعليم، التعزيز مقابل لا تعزيز، وهذا المتحول يسمى المتحول المستقل(Independent Variable (IV الذي يتمتع في هذه الحالة بمستوين أو فئتين أو مجموعتين، لأن التلاعب قد تم بطريقتين. وبعد تنفيذ هذا التلاعب يجب أن يكون لدينا نتيجة من نوع ما نهتم بقياسها. عن طريق امتحان (مثلاً) في نهاية التدريس، ونتيجة هذا الامتحان نسميها بالمتحول التابع Dependent Variable (DV) لأننا نفترض أن هذه العلامات ستعتمد على نوع طريقة التعليم المستخدمة (المتحول المستقل). أما عن التعامل مع البيانات فإننا نختار بين طريقتين، حيث تتم الطريقة الأولى التلاعب بالمتحول المستقل باستخدام مشتركين في مجموعتين مختلفتين، وتشارك المجموعات المختلفة " هنا مجموعتين " من الأفراد في كل حالة تجريبية، وبالتالي يكون لدينا تصميم بين مجموعتين، أو بين موضوعين، أو فئتي المتغير المستقل. أما في الطريقة الثانية فيتم التلاعب بالمتحول المستقل باستخدام نفس المشتركين " هنا التعامل مع مجموعة واحدة ". وتعني هذه الطريقة ببساطة أننا نعطي مجموعة من الطلبة دعماً ايجابياً لعدّة أسابيع ونختبر مقدرتهم في علم الإحصاء، ثم نعلم نفس المجموعة لعدّة أسابيع قبل اختبارهم مرة أخرى دون أن نقدم لهم أي تعزيز، وهنا التصميم ضمن المجموعة أو القياسات المكررة. وتحدد الطريقة التي يتم بها جمع البيانات نوع الاختبار المستخدم لتحليل البيانات.

ـ التغاير

تؤثر الطريقة على التغاير مما يضعنا أمام نوعين من التغاير (التبدل في القيم / النتائج):

التغاير المنهجي Systematic variation: ينتج هذا التغاير عندما نطبق اختبارا ما على جميع المشتركين في حالة للحصول على نتائج معينة، ولا نفعل شيئاً في الحالة الأخرى، أو نطبقه بأسلوب آخر لهدف آخر.

التغاير اللامنهجي Unsystematic variation : ينتج هذا التغاير عن العوامل العشوائية الموجودة بين الحالات التجريبية (كالفروق الطبيعية في القدرات).

دور الإحصاء هو اكتشاف مقدار التغاير في الأداء ثم العمل على تحديد المقدار المنهجي واللامنهجي في هذا التغاير. في تصميم القياسات المكررة، يمكن أن تنتج الفروق بين الحالات بسبب العاملين التاليين:

التلاعب المنفذ على المشتركين.

العوامل الأخرى التي يمكن أن تؤثر على أداء الشخص من وقت لآخر. ويبدو العامل الثاني صغيراً مقارنة بتأثير التلاعب التجريبي.

في تصميم القياسات المستقلة، يمكن أن تنتج الفروق بين الحالات بسبب العاملين التاليين:

التلاعب المنفذ على المشتركين.

الفروق بين مميزات الأشخاص الموزعين في كل مجموعة، ويبدو العامل الأخير محرضاً لتغاير عشوائي كبير ضمن كل حالة وبين الحالات أيضاً.

ونلاحظ مما سبق أن التغير المنهجي يتعلق بطريقة التلاعب أكثر من غيرها، بينما التغاير اللامنهجي فللفروق الفطرية دور كبير. لذلك يرى بعض العلماء على أن تصميم القياسات المكررة أكثر قدرة من التصميم المستقل على اكتشاف الآثار الحقيقية.

إظهار المتوسطات على مخطط أعمدة الخطأ.

يرى الكثيرون : أن المخططات تعطي نتائج مصورة بشكل مقبول، أو أنها تساعد على استبصار الواقعة بأقل عناء. وبالرغم من أن حاسة البصر قد لا تقدم الكثير بالتبصر من أجل التنبؤ إلا أنها وسيط جيد ومفيد لكثير من الحالات. هذا من جهة ومن جهة أخرى نستخدم متوسط العينة كتقدير أو تخمين للقيمة الحقيقية للمتوسط (متوسط المجتمع)، ومع العلم أن العينات المختلفة تزيد من اختلاف قيم المتوسط. لذلك نستخدم الخطأ المعياري لتكوين فكرة عن مدى اختلاف المتوسط للعينات، علما وأن معظم مجالات العينات الممثلة للمجتمع تحوي القيم الحقيقية للمتوسط بين حديها بنسب 95% أو 99% والذي نسمي هذه النسبة بمجال الثقة، ولحساب مجال الثقة، علينا معرفة

الحدود التي تقع ضمنها 95% من قيم المتوسط للعينات. والسؤال كيف يمكننا حساب هذه الحدود؟

أن القيمة 1.96 هي قيمة هامة للعلامة z (نقطة من التوزيع الطبيعي بقيمة متوسطة وانحراف معياري 1) وذلك لأن 95% من العلامات z تقع بين الحدين (-1.96،1.96) وهذا يعني أنه إذا كانت قيم المتوسط للعينات تملك المتوسط صفر والخطأ المعياري 1 فإن مجال الثقة ستكون (-1.96، 1.96) من قيم z. علما بأن z القيمة المعيارية وتساوي إلى (النقطة ــ المتوسط) / الانحراف المعياري. نستطيع حساب مجال الثقة باستبدال الانحراف المعياري بالخطأ المعياري كوننا نهتم في قيم المتوسط للعينات وليس للبيانات، وبذلك نحدد مجال الثقة :

الحد الأدنى لمجال الثقة = المتوسط ــ (1.96 × الخطأ المعياري).

الحد الأعلى لمجال الثقة = المتوسط + (1.96 × الخطأ المعياري).

إن مخطط عمود الخطأ (error bar chart) يعرض قيمة المتوسط ومجال الثقة 95% لقيمة المتوسط لكل من الحالات التجريبية.

فإذا أخذنا عينتين من نفس المجتمع فيجب أن يكون لهما نفس المتوسط تقريباً. ويخبرنا مجال الثقة عن الحدود التي من المحتمل أن يقع متوسط المجتمع بينها (تعتمد أبعاد مجال الثقة على حجم الخطأ المعياري)، فإذا تطابق مجالي الثقة بهذه الطريقة يخبرنا بأن قيم المتوسط يمكن أن تأتي من نفس المجتمع، أما إذا لم يتطابقا هذا يعني أن العينات تأتي من مجتمعين مختلفين، أو أن العينات تأتي من نفس المجتمع ولكن أحد مجالي الثقة لا يحوي قيمة المتوسط للمجتمع، وفي هذه الحالة وبما أنا نناقش بثقة 95% فإن حصولها غير مرجح، لذلك التفسير الأول هو الصحيح، لأن الثاني يحدث فقط باحتمال 0.05. إذا إذا أخذنا العينات من مجتمعين فإننا نتوقع أن تكون مجالات الثقة مختلفة (ولكي نتأكد من أن العينات تنتمي لمجتمعين مختلفين فإننا لا نتوقع أن يتطابق مجالا الثقة لهما). وإذا أخذنا عينتين من نفس المجتمع فإننا نتوقع، إذا كانت قياساتنا موثوقة، أن تكون مجالات الثقة متماثلة جدا (يجب أن يتطابق مجالا الثقة بشكل كامل). من هنا عندما نشكل الفرضية نبدأ بعدم وجود فروق (وجود تتطابق) إلا بالعينات المختلفة والتي مجال الثقة عندها لا تكون متطابقة، وبالتالي يجب أن لا تكون

مجالات الثقة للمجموعات التجريبية متطابقة. فإذا كان التلاعب التجريبي غير ناجح، في هذه الحالة، فإن مجالات الثقة ستكون متطابقة. وفيما يتعلق بمخطط عمود الخطأ فإننا نجد أنه إذا كانت الأعمدة في مخطط عمود الخطأ غير متطابقة فهذا دليل على فرق كبير بين المجموعات. ونذكر هنا أن أعمدة الخطأ في spss مناسبة فقط للبيانات الموزعة طبيعياً.

مخطط عمود الخطأ للتصميم بين المجموعات

في هذه الحالة سيكون لدينا متحول تابع وآخر مستقل، عندها ندرسه عند مربع الحوار Error bar باستخدام القائمة Graphs ... Error Bar ... ، لنكون أمام خيارين لمخطط عمود الخطأ، الخيار الأول هو مخطط عمود الخطأ البسيط، وهذا لرسم مستويات متحول تابع لمتغير مستقل وحيد، أما الخيار الثاني فهو مخطط عمود الخطأ الكتلي، والذي نستخدمه عند قياس متحول مستقل بين المجموعات، وفي الحالتين فإن المخطط المناسب لهذا المثال هو المخطط البسيط Simple.. Summaries for group of cases. أما الخيار التالي هو أن تكون البيانات في المخطط تلخص مجموعات من الحالات أو المتحولات المنفصلة. ويمكن هنا أتباع التالي: Simple.. Summaries for separate of variables.

بعد الانتهاء من تحديد الخيارات المناسبة وتحديد أحدى الحالتين، انقر الزر Define. يظهر مربع الحوار الذي يسمح بتحديد المتحولات التي تريد رسمها. وانقل المتحول التابع (أو المتحولين التابعين) من القسم الأيسر لمربع الحوار وانقله إلى الحيز المسمى Variable بنقر زر السهم الموجود بين القسمين. ثم انقل المتحول المستقل (في الحالة الأولى) إلى القسم الأيسر لمربع الحوار Category Axis ويسمح الخيار الافتراضي برسم مجال الثقة 95%. وهذا النوع من المخططات هي الأكثر فائدة ويمكن ترك خياراته الافتراضية دون تغيير.مخطط عمود الخطأ الناتج، يبدو كحرفي I. وفي منتصف كل من العمودين هناك مربع يمثل قيمة المتوسط للمجموعة. وتبين الخطوط الشاقولية امتداد مجال الثقة حول قيمة المتوسط.

سابعاً: مخطط عمود الخطأ للتصميم القياسات المتكررة

إن أهم مشكلة لرسم عمود الخطأ هو التغايرية، وللتغلب على هذه المشكلة، يتم حذفها، بين المجموعات، وذلك بمعايرة المتوسطات للمشترك، وهذا يعني التأكد من أن جميع المشتركين لهم نفس المتوسط عبر الحالات المختلفة، ولمعايرة المتوسطات نحتاج لاستخدام الوظيفة Compute . ولهذا نتبع الخطوات الأربع التالية:

1 ــ حساب المتوسط لكل مشترك: ويتم هذا من خلال Transform ... Compute variable ... نضع اسماً نريده لناتج هذه العملية في Target variable وليكن هذا الاسم Mean. والذي سيظهر في أحد الأعمدة. نحسب لكل مشترك متوسط درجتيه من المتغيرين من خلال اختيار المتغير Mean من مربع Function and Special variables، وبعد وضع اسم المتغيرين في المعادلة ضمن مربع Numeric Expression حيث تظهر المعادلة بالشكل (المتغير1، المتغير2)Mean.

2 ــ حساب المتوسط الكلي Grand mean: يمكن حساب المتوسط الكلي (متوسط المتوسطات) يدوياً، أو من خلال Analyze.. Descriptive Statistics.. Descriptive Explore / Frequencies /. واختيار حساب المتوسط منStatistics / Option (حسب الخيار).

3 ــ حساب عامل التعديل (تعديل العلامات في كل حالة بحيث أنه إذا أخذنا المتوسط بين الحالات فإنها تكون نفس القيمة لجميع المشتركين): ولإنجاز هذا من خلال Transform ... Compute variable ... نضع اسماً نريده لناتج هذه العملية في Target variable وليكن هذا الاسم Adjust. في مربع Function and Special variables، نصنّع معادلة ضمن مربع Numeric Expression، على النحو التالي: (متوسط المتوسطات ــ Mean)، فتظهر النتيجة في عمود Adjust.

4 ــ إنشاء القيم المعدلّة لكل متحول: إنجاز هذا يتم من خلال Transform ... Compute variable ...، على مرحلتين (لكل متغير تابع عملية) نضع في كل مرة اسماً نريده لناتج هذه العملية في Target variable وليكن هذا الاسم في المرة الأولى اسم المتحول الأول 2 (اسم مرتبط بالمتحول الأول)، وكذلك بالنسبة للمتحول الثاني.

أما في مربع Function and Special variables، نصنّع معادلة ضمن مربع Numeric Expression، على النحو التالي: المتحول الأول/ الثاني + Adjust.

رسم عمود مخطط عمود الخطأ :

عندما لا تتطابق أعمدة الخطأ فإنه يمكننا أن نكون على ثقة بأن العينات لا تنتمي لنفس المجتمع، وأن قيمة المتوسط الأعلى يشير إلى تأثير أكبر لهدف متحول المتوسط الأعلى. أما عن رسم مخطط عمود الخطأ، فيتم عن طريق Graphs.. Error Bar، ومن مربع الحوار الذي يظهر على الشاشة اختر Summaries of Separate، ثم أنقر Define، وفي مربع الحوار الذي يظهر انقل المتغيرين التابعين إلى مربع Error Bar.

اختبار الفروق بين المتوسطات : اختبار t

إذا كان لدينا عينتين فإن اختبار t يأخذ الشكل التالي:

{الفرق المتوقع بين قيم المتوسط للمجتمع (إذا كانت فرضية العدم صحيحة) ــ الفرق المراقب بين قيم المتوسط للعينات }/ تقدير الخطأ المعياري للفرق بين قيمة المتوسط للعينتين يساوي t.

ويمكن ترميز الشكل على النحو التالي:

$$t = \frac{\bar{D} - \mu_D}{S_D / \sqrt{N}}$$

حيث $\bar{D}$ فرق المتوسط بين العينات، و μ_D الفرق المراقب بين قيم المتوسط للعينات، و $S_D / \sqrt{N}$ الخطأ المعياري للفروق.

إذا كانت فرضية العدم صحيحة فإننا نتوقع أن لا يكون هناك فرق بين متوسطات المجتمع أي $\mu_D = 0$.

ثامناً: شرح معادلة الاختبار t

لنفرض أنه كانت علامة الفرد في الحالة التجريبية الأولى مختلفة عن علامته في الحالة الثانية، ويمكن أن يكون الفرق بين العلامتين صغيراً جداً أو كبيراً جداً. إذا أردنا حساب الفروق بين علامة كل فرد في كل حالة تجريبية ثم جمعنا هذه الفروق فإننا

نحصل على المقدار الكلي للفروق. وإذا قسمنا الناتج على عدد المشاركين، فإننا نحصل على الفرق المتوسط، أي مقدار اختلاف علامة الفرد في المتوسط بين الحالتين التجريبيتين، هذا الفرق المتوسط $\bar{D}$ هو مؤشر على التغاير المنهجي في البيانات، أي أنه يمثل الأثر التجريبي. إن معرفة الفرق المتوسط فقط ليست مفيدة، لأن هذا الفرق يعتمد على سلم القياس، ولذلك ينبغي علينا إجراء توحيد قياسي لهذه القيمة. وهناك طريقة للتوحيد القياسي لمجموع الفروق في المجموعة وهي التقسيم على الانحراف المعياري للعينة. وبما أن الانحراف المعياري هو مقياس لمقدار التغاير الموجود بين علامات الفرق للمشتركين، فإن الانحراف المعياري للفروق يمثل التغاير اللامنهجي في التجربة. إذا كان الفرق المتوسط بين العينات كبيراً والخطأ المعياري للفروق صغيراً، فيمكننا أن نكون على ثقة بأن الفرق الذي راقبناه في العينة ليس نتيجة الصدفة. إذا لم يكن الفرق ناتجاً عن الصدفة فإنه ناتج حتماً عن التلاعب التجريبي.

تاسعاً: اختبار مقارنة المتوسطات Compare Means

يقدم البرنامج SPSS من ضمن الاختبارات التي يقدمها، اختبار مقارنة المتوسطات Compare Means، ويفيد هذا الاختبار في حساب المتوسطات للمجاميع الجزئية Subgroups لمتغير معين بالإضافة إلى مؤشرات أخرى مثل : المجموع، عدد الحالات للمجموعة الجزئية، الوسيط، المتوسط، المنوال، الانحراف المعياري، ....، ويمكننا أيضاً إجراء تحليل التباين لمعيار واحد، واختبار التأثير الخطي للمعاملات Test of Linearity، واختبار الارتباط " الاقتران " Eta.

مثال : احسب متوسط اتجاهات الشباب وعدد الحالات والانحراف المعياري لكل مجموعة من مجموعات الشاب تبعاً لمتغير السوية الدراسية للأم. من نتائج اتجاهات الشباب نحو الزواج.



من Analyze → Compare means → Means.

ـ في صندوق حوار Means

ننقل المتغير " مجموع الآراء sum_ tot" إلى نافذة Dependent List، وهو متغير التابع، أو الاستجابة أو المعتمد نظراً لتأثره بالمتغير المستقل Independent Variable، فمتغير التابع هو نتيجة استجابة طلبة الماجستير وهي الدرجة التي مثلث رأيهم، أما المتغير المستقل فهو مستوى النوع / الجنس، وعندها، وبحسب طريقة إدخال المتغير المستقل الآخر، كما يمكن إدخال متغير مستقل آخر عن طريق Next بعدها نحصل على نتائج موزعة بين الجنس، والمتغير الآخر كلاً على حدة أو مقترنتين معاً)، ونسمي المتغير متغيرا مستقلا / فئويا / متغير التجزئة، كونه يقسم العينة إلى مجموعات مستقلة أو يقسم إلى فئات أو يجزئ إلى مجموعات. والمتغير المستقل هو المؤثر ويمثل معاملات تصميم Treatments التجارب، أو تحليل التباين ANOVA.

ـ أضغط مفتاح Options فيفتح صندوق حوار Means، الذي ستجد فيه أن البرنامج SPSS وبشكل افتراضي قد اختار : المتوسط، عدد الحالات، الانحراف المعياري، تاركاً لك لاختيار خيارات أخرى إن رأيت ذلك مناسباً، وقد يكون من المناسب تفعيل ANOVA table eta و Test for Linearity

بعدها اضغط على مفتاح Continue، ثم OK.

وفي الخرج نجد الجدول Report قد حوا اسم كل مجموعة وقيمة متوسطها، ومجموع عدد أفرادها وانحرافها المعياري:

Report

Sum_tot المجموع الكلي للآراء

توزع العينة على متغير الجنس	Mean	N	Std. Deviation
ذكر	57.05	40	.7915
انثى	57.44	63	.6225
Total	57.29	103	.6635

كما عرض جدول تحليل تباينها ANOVA الذي يبين التباين بين المجموعات والخطية والانحراف عن الخطية

ANOVA Table[a]

		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Sum_tot * توزع العينة على متغير الجنس	Between Groups (Combined)	.8073	1	.8073	.118	.732
	Within Groups	67.45632	110	.35132		
	Total	71.26232	102			

a. With fewer than three groups, linearity measures for Sum_tot * توزع العينة على متغير الجنس cannot be computed.

كما يظهر جدول Measures of Association الهام حيث نستفيد منه في حساب أثر الجنس على الاتجاه، ومعادلة التراجع.

Measures of Association

	R	R Squared	Eta	Eta Squared
مجموع اتجاه الشباب نحو الزواج ببعديه * الوضع التعليمي للأم	.040	.002	.073	.005

عاشراً: اختبار الفرضيات

تعريف : الفرضية: Hypothesis

هي ادعاء حول صحة شيء ما. وتنقسم إلى فرضية مبدئية (فرضية العدم H_O) والفرضية البديلة H_a.

الفرضية المبدئية H_O (Null Hypothesis) :

هي الفرضية حول معلمة المجتمع التي نجري اختبار عليها باستخدام بيانات من عينة والتي تشير أن الفرق بين معلمة المجتمع (وعلى الأغلب يتم اختيار المتوسط) والإحصائي من العينة ناتج عن الصدفة ولا فرق حقيقي بينهما. وهي الفرضية التي ننطلق منها ونرفضها عندما تتوفر دلائل على عدم صحتها، وخلاف ذلك نقبلها وتعني كلمة Nul انه لا يوجد فرق بين معلمة المجتمع والقيمة المدعاة (إحصائية العينة). نصوغ عادة الفرضيات على مستويين: الأول الفرضية الرئيسة التي تتناول جانبا كليا من الدراسه، مثلا : اتجاه العينة تجاه موضوع متكامل (اتجاه طلبة الماجستير نحو اللباس)، وربط هذا الجانب بالمتغيرات المستقلة المتفاعلة معه تبعا لمتغيرات (الجنس، الوضع المالي....). وفي المستوى الثاني نوزع هذه الفرضية على فرضيات ترتكز على المتغيرات المستقلة. وهنا نصوغ الفرضية الرئيسة بعدد المتغيرات المستقلة (في مثالنا سيكون لدينا ثلاث فرضيات: تبعا للجنس ــ تبعاً للوضع المالي لباحث الماجستير، تبعاً للمنطقة التي يقطنها الباحث).

أما الفرضيات الملحقة فهي عن تفاعل المتغيرات ببعضها مثنى مثنى ومتجمعة.

الفرضية البديلة H_a Alternative Hypothesis :

هي الفرضية التي يضعها الباحث كبديل عن فرضية العدم و نقبلها عندما نرفض فرضية العدم باعتبارها ليست صحيحة بناء على المعلومات المستقاة من العينة.

أنواع اختبارات الفروض:

عندما نقبل الفرضية المبدئية فإننا نقبلها بنسبة دقة 90% أو 95% أو 99% أو غير ذلك وتسمى مستويات الثقة Significance Levels أي يوجد نسبة خطأ معين في قبولنا للفرضية المبدئية بمعنى أننا نقبل صحة الفرضية المبدئية وهي خاطئة وهذا الخطأ هو الخطأ α ويسمى مستوى المعنوية، أي إذا كان مستوى الثقة 95% (1α -) فان

مستوى المعنوية α تساوي 5% وهي عبارة عن مساحة منطقة تحت منحنى التوزيع تمثل منطقة الرفض وتكون أما على صورة ذيل واحد جهة اليمين أو اليسار أو ذيلين متساويين في المساحة واحد جهة اليمين والثاني جهة اليسار.

☆ تعريف اختبار الفروض في جانب واحد:

هو الاختبار الذي تبين فيه الفروض البديلة أن المعلمة للمجتمع اكبر أو اصغر من إحصائية العينة، فهناك تحديد للاتجاه.

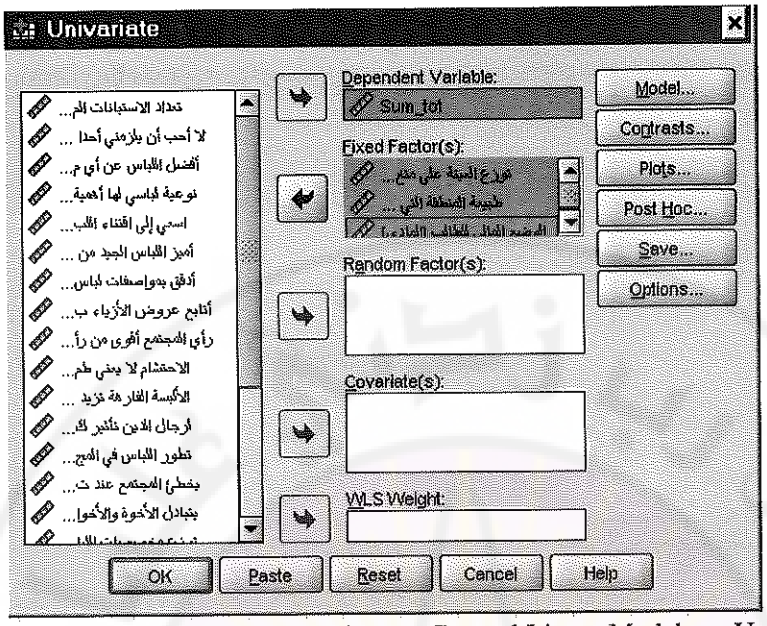
☆ تعريف اختبار الفروض في جانبين(ذيلين):

هو الاختبار الذي لا تبين فيه الفرضية البديلة أن معلمة المجتمع أكبر أو أصغر من إحصائية العينة، بل مجرد أنها تختلف.

أما الاختبارات والإجراءات المطلوب تنفيذها في اختبار الفرضيات فيتم بعد معرفة التوزيع الفضاء سواء أكان معلمي أو غير معلمي، ثم يتم اختياره تبعاً لعدد المتغيرات في كل فرضية .

إحدى عشر: تنفيذ التحليل باستخدام SPSS

لدينا متغيرات تابعة (المجموع : الكلي ــ الشخص ــ الأهل ــ المجتمع) وأخرى مستقلة. والمتغيرات التابعة هي المجموع الكلي المجزأ إلى أقسام، أما المستقلة فهي التي تتوزع عليها المجاميع. هنا نريد اختبار(مثلا: لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط آراء أفراد العينة نحو اتخاذ قرار اللباس تبعاً لمتغيرات: الجنس والوضع المالي لباحث الماجستير، أو المنطقة التي يقطنها)، هنا الفضاء معلمي وعدد المتغير التابع واحد والمتغيرات المستقلة أكثر من واحد. لذلك الاختبار (الإجراء) المطلوب تنفيذه هنا هو إجراء و Univariate الذي نصل إليه من خلال الخوارزمية التالية:



Analyze… General Linear Model …. Univariate

ثم نختار

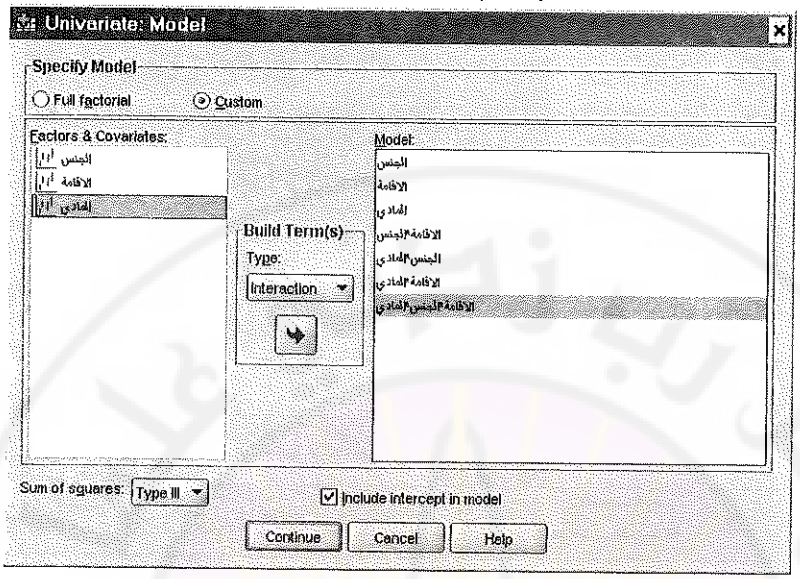
1 ــ انقل المتغير التابع (النتيجة) { الجموع الكلي } إلى النافذة Dependent Variable

2 ــ انقل المتغيرين المستقلين {الجنس و الوضع المالي و المنطقة} إلى النافذة Fixed Factor.

بشكل افتراضي يقوم SPSS بتنفيذ تحليل كامل يتضمن الآثار الرئيسة والتفاعلات لجميع المتغيرات المستقلة المحددة في مربع الحوار الرئيسي، لكننا قد نريد تخصيص النموذج الذي نستخدمه (الاستبيان) لاختبار أمور محددة دون غيرها.

عندها يقدم لنا مربع حوار Model الذي يطلب فيه البرنامج SPSS تحديد نموذج الإجراءات التفاعلية، والتي يمكن أن تكون على نوعين: نوع يحوي على كل الوظائف Full Factorial (وهذا هو الشكل الافتراضي)، ونوع آخر وهو الخيار اليدوي

Custom والذي نقوم من خلاله بتحديد إجراءات محددة



نكتفي بها باعتبارها تؤدي المطلوب.

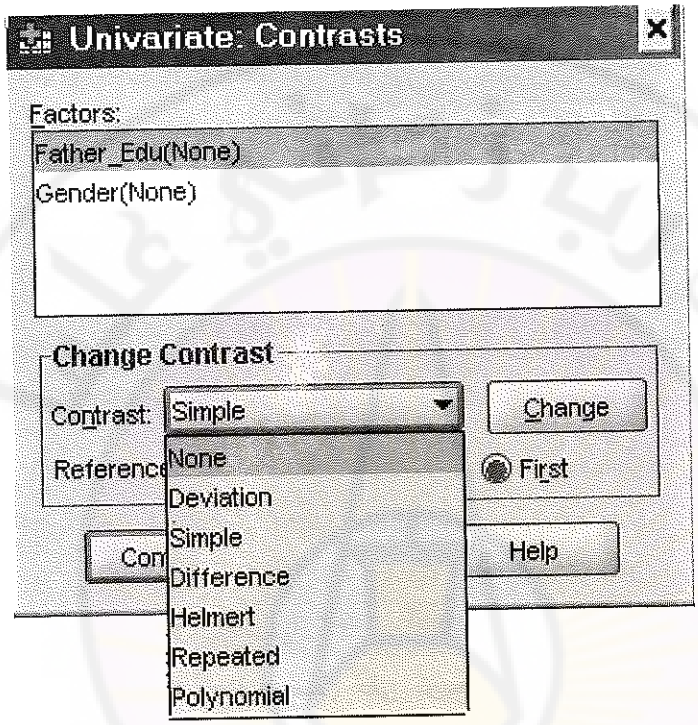
ويفضل اختيار الخيار الثاني الذي يفعّل عند تفعيل الخيار Custom، وعندها نستطيع نقل أي متغير مستقل من نافذة Factors & Covariates (العوامل والمتغيرات المشتركة) إلى نافذة Model، أو التخطيط للحصول على التفاعل بين كل متغيرين مستقلين، أو أكثر (حسب الحال. وذلك بنقلهما معاً إلى النافذة بعد تعليمهما معا (النقر على الأول ومن ثم النقر على CTRL وعلى المتغير الثاني، فيتم تعليم المتغيرين معاً، وبعد الضغط على السهم بين النافذتين، ينتقلان معاً، وهكذا....)، ومن حيث النتيجة فسيكون لدينا في نافذة Model مجموعة عناوين عددها بعدد توافيق المتغيرات المستقلة: المتغير الأول و المتغير الثاني، وتفاعل (آثار) المتغيرين معاً، المتغير الأول والمتغير الثالث وتفاعل (آثار) كل متغيرين معاً والمتجمعة وهكذا ،،،،،،، في مثالنا عدد العناوين سبع عناوين (كما يبدو في الشكل).

وهنا نلاحظ أن العناوين السبعة هي فرضيات الدراسه.

في أسفل مربع الحوار Model هناك خيار هام هو : Sum of squares (مجموع المربعات)، هذا الخيار يحوي على أربعة أنواع : الأول، الثاني....، ويستخدم البرنامج SPSS بشكل افتراضي النوع الثالث والذي يستخدم مع أعداد مختلفة من الأفراد

في مجموعات مختلفة، أي تتميز بأنها لا تتأثر بتكرارات الخلايا، ولذلك يمكن استخدامها في التصاميم المتوازنة وغير المتوازنة، أما النوع الرابع فهي شبيهة بالنوع الثالث لكن يفضل أن تستخدم عندما يكون لدينا قيماً مفقودة.

المقارنات Contrasts و Post hoc

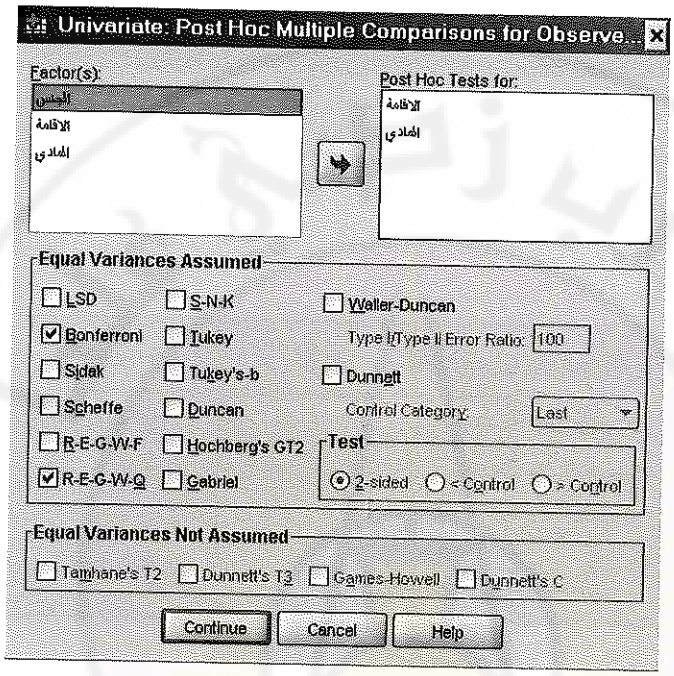


تختلف طريقة دراسة المقارنات المنظمة بين One-way ANOVA و Univariate، ففي الأولى نستطيع التحكم بالمقارنات ووفق خطوات ومراحل تفصيلة، أما هنا فنحن أما خيارات محددة ومقترحة من البرنامج SPSS. لدينا أكثر من متغير، المتغير الأول الجنس وهو بفئتين، ومثل هذه المتغيرات وأمثالها (بفئتين) لا تحتاج فعلياً إلى المقارنات للأثر الرئيسي، أما متغير الوضع المالي للباحث، فله ثلاثة مستويات، و سنختار من Contrasts الخيار للمقارنة Simple ومرجع الفئة Reference Category ، الأول First. وبذلك يتم المقارنة بين كل من فئتي المتوسط والأعلى مع مستوى غير كاف. يمكننا أيضاً تنفيذ مقارنة Helmert التي تقارن كل فئة مع كل الفئات اللاحقة،

وفي هذه حالة تقوم بمقارنة مستوى غير كاف مع المستويين الباقيين، ثم تقوم بأخذ الثاني ومقارنته بالباقي، ومشكلة هذه المقارنة لا تعطي مقارنة التفاعل.

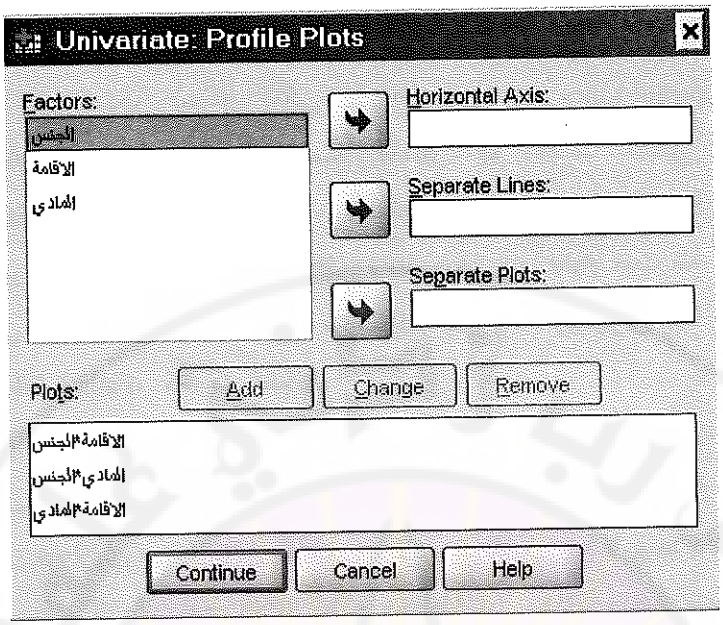
بعد الإعداد نقوم بالضغط على Continue.

أما اختبارات Post hoc



نضغط على مفتاح Post hoc فنحصل على مربع حوار Post hoc Univariate، وهنا كما أسلفنا نحن بحاجة لمعرفة نتائج أثر المتغير الذي له أكثر من مستويين، لأن المتغير ذا المستويين نحدد أثره من خلال دلالة الفروق بين مستوييه. ففي صندوق حوار Post Hoc Multiple Comparisons for Observed Means، ننقل المتغير المستوى الوضع المالي، والمنطقة Factors إلى Post Hoc Tests for:، ثم نختار Bonferroni و R-E-G-W-Q.

رسم التفاعلات Plots:



يمكن رسم التفاعلات بين المتغيرات أو بين متوسطاتها، والذي سنتناوله هنا رسم ومخططات متوسطات قيم المتغيرات التابعة في فئات المتغيرات المستقلة، لنقوم بمقارنة هذه المتوسطات للوصول إلى معلومات مفصلة في التفاعل قد لا يبينها البرنامج SPSS، بشكل مباشر، مثلاً يعطينا مستوى دلالة تفاعل بين متغير الجنس ومتغير مستوى الثقافي للأم، وقيمة مستوى الدلالة أكبر أو أصغر ونحن نريد معرفة شرحاً عن سير هذا التفاعل وموقع كل من فئة من فئات المتغيرات المستقلة فيه عن طريق رسم المخططات (هذا لا يعني أن طريقة مناقشة مثل هذه الحالات لا تتم إلا عن طريق رسم المخططات).

بشكل عام نرسم المخططات التفاعلية في التصميمات التي تحتوي متغيرين مستقلين أوأكثر، مثل : Univariate، Multivariate..... ولنرسم مخطط تفاعل بين متوسطين نحن بحاجة إلى متغيرين مستقلين، أما إعداد مربع الحوار فيتم كما أسلفنا كما يلي:

نصل إلى مربع حوار Plots بالضغط على مفتاح Plots الذي منه نختار المخططات البيانية الخطية للبيانات، وهذه المخططات مفيدة في تفسير آثار التفاعل. وكما أسلفنا لدينا متغيران مستقلان فقط، ولذلك يوجد مخطط بياني واحد ويعرض المخطط مستويات أحد المتغيرين مع المتغير المستقل الآخر، ولهذا نختار المتغير

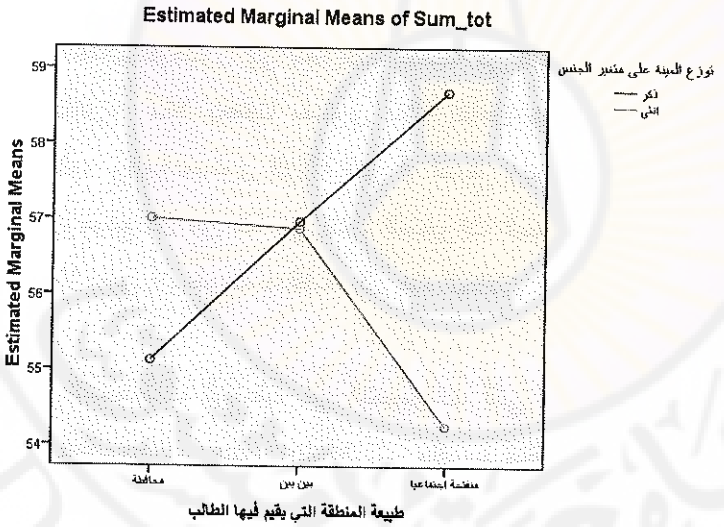
المستقل ذو المستويات الأكثر (مستوى ثقافة الأب) من مربع Factors إلى Horizontal Axis، كما ننقل المتغير المستقل الثاني Gender إلى مربع Separate Lines، وهذه الطريقة الأفضل (أي يفضل وضع المتغير ذو الفئات الأكثر في نافذة Horizontal Axis)، والمتغير ذو الفئات الأصغر في نافذة Separate Lines)، وبعد نقل المتغيرين المستقلين إلى الأمكنة المذكورة ننقر على زر Add حيث تتم إضافة هذا المخطط إلى اللائحة في القسم السفلي من مربع الحوار، ويظهران كما في الشكل Father_Edu * Gender، كما في الشكل.

أما مناقشة التفاعل من خلال المخطط، متتم مع الأخذ بعين الاعتبار المبادئ التالية:

1 ــ الخطان غير متوازيان ← يوجد تقاطع ← يوجد تفاعل ← يوجد دلالة

2 ــ الخطان متوازيان ← لا يوجد تقاطع ← لا يوجد تفاعل ← لا يوجد دلالة

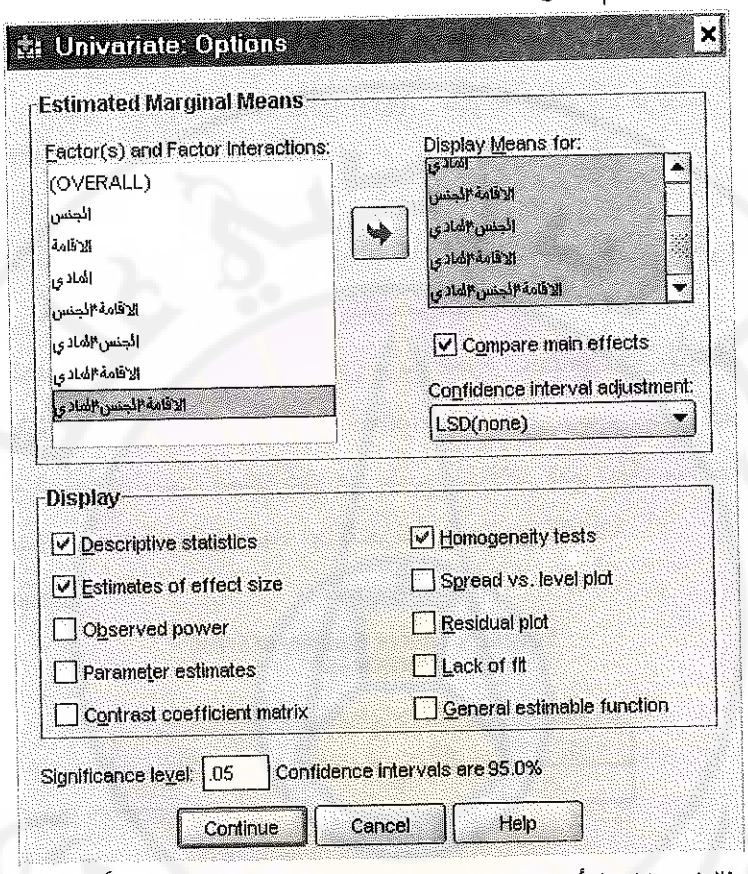
في الخرج سيقدم لنا البرنامج SPSS ثلاثة مخططات، سنأخذ واحدة منها (هنا) والمخططات الباقية ستناقش كما هذا المخطط.



3 ــ لكل مقطع من خطوط التفاعل نقطة بداية وأخرى نقطة نهاية، وبالتالي لكل رسم نقطتي بداية ونقطتي نهاية. وكذلك نقطة أو نقاط بينهما تبعاً لعدد فئات المتغير.

وتبدأ مناقشة التفاعل بمنحيين : الأول وصف سير كل مقطع من مقاطع كل متغير على حده، ومن ثم مناقشة كل مقطع مع المقطع المقابل من المخطط الآخر، وميل

المقطع يبين تزايده (إذا اتجه مرتفعا من اليسار إلى اليمين)، وميله يبين تناقصه إذا اتجه نزولاً من اليسار إلى اليمين). أما مناقشة العلاقة بين المخططين فهو ارتفاع نقطة البداية على شاقول قيم المتوسط.



وبالنسبة لمثالنا : نلاحظ أن متوسط اتجاه الذكور نحو اللباس يبدأ قليلاً عند أبناء المنطقة المحافظة، ويزداد باطراد كلما انتقل إلى بيئة بين بين أو منفتحة.

بينما اتجاه والاناث فهن يحافظن (تقريبا) على اتجاههن عند الانتقال من المنطقة المحافظة إلى منطقة بين بين، ثم ينخفض اتجاههن بشكل كبير عند انتقالهن إلى المنطقة المنفتحة

والعلاقة بين اتجاه الباحثات والطلبة نحو اللباس فاتجاههم معاكس تماماً لبعضهم مع اختلاف في تدرج قيم المتوسطات، ففي الوقت الذي يرتفع اتجاه الشباب، تلاحظ انخفاض اتجاه الباحثات.

الخيارات Options

انقر على مفتاح Options فنحصل على مربع الحوار Options الذي نقوم فيه بإعداد الخيارات المناسبة بعد نقل المتغيرين المستقلين وتفاعلهما إلى مربع Display Means for: ثم نقوم بانتقاء الخيارات المطلوبة مثل : الإحصائيات الوصفية Descriptive statistics، اختبار التباين Homogeneity tests، مقارنة التأثيرات الرئيسة Compare main effects

وكذلك اختيار Parameter estimates.

بعد الإعداد نقوم بالضغط على Continue. ثم OK فنحصل على الخرج التالي:

الخرج من تحليل التباين ثنائي الاتجاه بين المجموعات

نتيجة تحديد Descriptive statistics في مربع الحوار Options فإن البرنامج يعرض نتيجة الاختيار في جدول Descriptive statistics الذي يحوي على قيم المتوسط والانحراف المعياري وعدد المشتركين في جميع الحالات التجريبية. موزعة على كل فئات الدراسه، وعدد العينة وفئاتها، والانحراف المعياري لكل فئة

اختبار Levene

Levene's Test of Equality of Error Variances[a]

Dependent Variable: مجموع اتجاه الشباب نحو الزواج

F	df1	df2	Sig.
.212	5	374	.958

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept + Father_Edu + Gender + Father_Edu * Gender

كما هو معلوم فإننا ندرس اختبار Levene من أجل دراسة فرضية تساوي التباين، ودراسة النسبة F التي تساوي SS_T/ SS_R والتي يجب أن تكون أكبر من واحد، وإلا كان تفسير الأخطاء أكبر من تفسير النموذج. ومستوى دلالة F هنا أكبر من 0.05، وبالتالي لا يوجد فرق ذو دلالة بين متوسط تباين المجموعات الثلاث.

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable:Sum_tot

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	315.562[a]	13	24.274	.731	.728	.096
Intercept	70591.560	1	70591.560	2125.604	.000	.960
الجنس	5.091	1	5.091	.153	.696	.002
الاقامة	76.328	2	38.164	1.149	.322	.025
المادي	146.249	3	48.750	1.468	.229	.047
الجنس * الاقامة	27.668	2	13.834	.417	.661	.009
الجنس * المادي	26.689	1	26.689	.804	.372	.009
الاقامة * المادي	71.340	3	23.780	.716	.545	.024
الجنس * الاقامة * المادي	.000	0	.	.	.	.000
Error	2955.700	89	33.210			
Total	341347.000	103				
Corrected Total	3271.262	102				

a. R Squared = .096 (Adjusted R Squared = -.036)

جدول التحليل الأساسي Tests of Between-Subjects Effects

نتيجة اختيار أنواع التحليل في مربع الحوار Model، وانتقاء المتغيرات المطلوب دراستها وتفاعلها مع بعض، فقد تم أخراج الجدولTests of Between-Subjects Effects الذي يعتبر من أهم الجداول للتحليل، وفيه نجد تأثيرات المتغيرات المستقلة على متغير النتيجة، كملا يبين نسبة الكلية للتفاعل SS_T (Corrected Total)، والنسبة التي يفسرها النموذج SS_M (Corrected Model)، والنسبة التي لا يمكن تفسيرها في هذا التفاعل SS_R (Error). ومن الملاحظ أن النسبة التي يفسرها هذا التفاعل قليلة إذا قيست بالنسبة التي لا يمثلها، وهذا طبيعي لأن موضوع اتجاه الشباب نحو الزواج لا يتحكم بكل بيئتها الأب. كما يمكن أن تلحظ أنه لا يوجد دلالة بالنسبة لأي من المتغيرات المستقلة (الجنس، الوضع المالي، المنطقة)، كون مستوى دلالة أي منهما لا ينقص عن 0.05

يدعى الأثر لمتغير ما عندما نأخذه بشكل منعزل بالأثر الرئيسي Main effect ، وأفضل طريقة لمعرفة معنى ذلك هو النظر إلى مخطط الأعمدة لمتوسط الاتجاهات عند كل مستوى من مستويات متغير مستقل بإهمال المتغير الآخر. وعادة نستخدم مخطط الرسم Bar من قائمة Graphs، ويلاحظ أن متوسط اتجاهات الشابات أقل من متوسط اتجاهات الشباب.

المقارنات :

جدول كثيرة ومتنوعة تظهر المقارنات بين بعضها البعض بين الفئات والمجاميع، الجداول تبين المتوسطات والانحرافات المعيارية، ونتائج اختبار الفرضيات المجمعة في جدول اختبار بين المجموعات، مع تفصيل لكل معلومة في موزعة على جدول يتناول كل التفصيلات المطلوبة.

تذكّر:

- يقارن ANOVA ثنائي الاتجاه عدة قيم للمتوسط عند وجود متحولين اثنين فئويين.
- اختبر تجانس التباين باستخدام اختبار Levene وادراسه فيه عن قيمة الدلالة في العمود Sig، فإذا كانت القيمة أصغر من 0.05 فإن الفرضية قد تم خرقها.
- ادراسه في الجدول المسمى Tests of Between-Subjects Effects عن قيمة الدلالة في العمود Sig للآثار الثلاثة (هناك أثر رئيسي لكل من المتحولين المستقلين، والأثر للتفاعل بين هذين المتحولين) فإذا كانت القيمة أصغر من 0.05 فإن الأثر ذو دلالة. من أجل الآثار الرئيسية مستخدم اختبارات Post hoc لمعرفة المجموعات المختلفة، أما من أجل أثر التفاعل فننظر إلى مخطط التفاعل.
- من اختبارات Post hoc، ادراسه عن قيمة الدلالة في العمود Sig لتعرف فيما إذا كانت المقارنات ذات دلالة أم لا (تكون المقارنات ذات دلالة إذا كانت القيمة أصغر من 0.05).
- عند مناقشة أثر التفاعل بين المتغيرين، تذكر أن عدم توازي الخطوط لا يعني بالتأكيد وجود دلالة بين مستويي المتغيرين المستقلين، أما التوازي فهي تشير لعدم وجود تفاعل. وإذا تقاطعا فكذلك يزداد احتمال وجود الدلالة ولكن ليس تأكيدها.

المصطلحات العلمية

ɪnsistency	اتساق
:ernal Consistency	اتساق داخلي
opability	احتمالات
st	اختبار
ıomial Test	اختبار ذو الحدين
rtial Correlation	ارتباط جزئي
ıditional Propability	الاحتمال الشرطي
rametric Statistics	الإحصاء الوسيطي
enation	الاغتراب
fault	الافتراضي
rsion	الالتواء
timate	التقدير
asiblity	الجدوى
ɔn Parametric Statistics	الحصاء اللاوسيطي
andard Error Measurment	الخطأ المعياري للقياس
nk	الرتب
ɔment	العزوم
inity	اللانهاية

ıpulation	المجتمع
ea	المساحة
th	المسار
oplem	المشكلة
rametr	الوسيط
ferential Statistics	إحصاء استدلالي
escriptive Statistics	إحصاء وصفي
rors	أخطاء
ol	أداة
sic	أساسي
ojective	أهداف

-ب-

ogram	برنامج
ernal Structure	بنية داخلية
mple Graph	بيان بسيط
mplete Graph	بيان تام
aner Graph	بيان مستو
ta	بيانات
gular Graphs	بيانات منتظمة

- ت -

riance	تباين
ıalysis	تحليل
cling	تدوير
ıplications	تطبيقات
·fination	تعريف
rtosis	تفلطح
uivalance	تكافؤ
·present	تمثيل
equency Distribution	توزيع تكراري

- ج -

gebra	جبر
ldition	جمع

- ح -

lculate	حساب

- خ -

ısoluate Error	خطأ مطلق
·lative error	خطأ نسبي
gorithm	خوارزمية

- د -

درجة	:gree
دقة	curacy

- ر -

رياضيات	athematics

- ز -

زوجي	en

- س -

سالب	:gative

- ط -

طبيعي	ıtural
طرح	btraction
طريقة	ethod
طول	ngth

- ع -

عقدة	ɔde
علاقة	·lation
علاقة طردية	rect Relation

/erse Relation	علاقة عكسية
mple	عينة
·atified Sample	عينة طبقية
fs Sample	عينة عرضية
nple Random Sample	عينة عشوائية بسيطة
ıster Sample	عينة عنقودية
·lated Sample	عينة مرتبطة
ıestion Sample	عينة مقصودة

- ف -

ld	فردي

- ق -

·wer	قوة
easurment	قياس

- م -

riable	متحول
'erage	متوسط حسابي
m	مجموع
nge	مدى

stance	مسافة
dependent	مستقل
atrix	مصفوفة
egression Equation	معادلة الانحدار
egression Coefficient	معامل الانحدار
rrelation Coefficient	معامل ارتباط
ability Coefficient	معامل الاستقرار
liability Coefficient	معامل الثبات
andard	معياري
nceptes	مفاهيم
rve	منحن
sitive	موجب
gned of Reliability	مؤشر الثبات
gned of central tendency	مؤشرات النزعة المركزية

- ن -

rcentage	نسبة مئوية
dius	نصف قطر
aph Theory	نظرية البيان

المـــراجـــــع العلمية

المراجع العربية:

1. أبو زينة، فريد كامل، (1994): مناهج الرياضيات المدرسية وتدريسها، جامعة الإمارات العربية المتحدة، مكتبة فلاح، العين
2. أبو يونس، الياس يوسف، (1996): فاعلية الحاسوب في تدريس الهندسة الفراغية، رسالة ماجستير، كلية التربية، جامعة دمشق، (غير منشورة).
3. أبو يونس، الياس يوسف، (2000): فاعلية برنامج حاسوبي متعدد الوسائط لتدريس الهندسة، رسالة دكتوراه، كلية التربية، جامعة دمشق، (غير منشورة).
4. أبو يونس، الياس يوسف، (2002): المعلومات والاتصالات في جوانب من التربية والتعليم، المعلم العربي، وزارةالتربية، العدد45.
5. أبو يونس، الياس، العيسى نذير :(2005): العمليات الحسابية وطرائق تدريسها، كتاب جامعي، كلية التربية، جامعة دمشق، التعليم المفتوح.
6. بفافينبيرجر، بريان، (1994): دليل مصطلحات الحاسوب، دليل المستخدم، ترجمة عماد مصطفى، شعاع للنشر والعلوم، حلب، سورية.
7. بلفروم، ويليم، (1992): الدراسه الـدولي حول الحاسبات في التعليم، مستـقبليات، اليونـسكو، المجلد 22 عدد 3 .
8. بل، هـ فر يدريك، (1994): طرق تدريس الرياضيات، ترجمة محمد أمين المفتي وممدوح محمد سليمان، الدار العربية للنشر، القاهرة ط 3، الجزء الأول، الطبعة الثالثة.
9. بل، هـ فر يدريك، (1989): طرق تدريس الرياضيات، ترجمة محمد المفتي وممدوح سليمان، الدار العربية للنشر والتوزيع، القاهرة، الجزء الثاني، الطبعة الثانية.
10. بن أحمد، محمد، (1987): الحاسوب والتربية، المجلّة العربية للتربية، المنظمة العربية للتربية والثقافة والعلوم، مارس (آذار).

11. بن أحمد، محمد، (1991): واقع إنتاج البرمجيات التعليمية في الوطن العربي، المنظمة العربية للتربية والثقافة والعلوم، تونس، مايو/ أيار.
12. بنروز، روجر، (1998): العقل والحاسوب وقوانين الفيزياء، ترجمة محمد وائل الأتاسي، وبسام المعصراني، دار طلاس، دمشق.
13. الجابري، محمد رجب، (1999): مكونات المعلوماتية ومقومات إعادة المادة التعليمية، المنظمة الإسلامية للتربية والعلوم والثقافة، الدورة التدريبية الإقليمية لمسؤولي تدريب المعلمين لتطوير مناهج المعلوماتية، عمان، الأردن، (محدودة النشر).
14. جناد، روعة عارف، (1998): أثر نموذج جانييه في تعلّم مفاهيم العلوم في الصف الثالث الابتدائي، رسالة ماجستير، كلية التربية، جامعة دمشق، (غير منشورة).
15. الجندي، أسامة عثمان عبد الرحمن، (1991): فاعلية بعض أساليب استخدام الحاسوب في تعليم كل من التلاميذ ذوي التحصيل المنخفض وذوي التحصيل المرتفع في الرياضيات، رسالة دكتوراه، (غير منشورة)، جامعة عين شمس.
16. حاج عمر، أنور، (1998): المعلوماتية في التربية، المعلم العربي، العدد 4، وزارة التربية .
17. الخطيب، لطفي، (1998): المرشد في تصميم البرمجيات التعليمية (الكمبوترية) الحاسوبية للمعلمين، دار الكندي للنشر والتوزيع، الأردن.
18. خصاونة، أمل. الغامدي منى، (1998): أثر استخدام بيئة لوغو لتدريس بعض المفاهيم لباحثات الصف الثامن الأساسي في مستويات التفكير الهندسي والتحصيل في الهندسة، مجلة العلوم التربوية، المجلد 25، العدد 2. (ص 401 – 416)
19. خضر، نظلة، (1973): أصول تدريس الرياضيات، عالم الكتب، القاهرة.
20. الرفاعي، إسماعيل خليل، (1999): فاعلية تدريس قواعد اللغة الإنكليزية المبرمجة بالكتاب والحاسوب، دراسة تجريبية على طلبة الصف الثاني الإعدادي في مدارس مدينة دمشق، رسالة دكتوراه، كلية التربية، جامعة دمشق، (غير منشورة).

21. الرفاعي، نعيم (1982): التقويم والقياس في التربية، مديرية الكتب الجامعية، جامعة دمشق.
22. رجب، حسن. أبو يونس، الياس يوسف، (2000):توجهات لرفع جودة البرامج التعليمية، المعلم العربي، وزارة التربية، العدد الأول.
23. زغبي، سليم ؛ مطر، منى، (1993): الحاسوب في الوطن العربي، الحاسبات في المدارس منهاج جديد لعقد جديد، المؤتمر الثالث للحاسبات الصغيرة القاهرة، 1990(غير منشور).
24. السيد، محمود أحمد، (1997): من التحديات التي تواجه التعليم العربي في المرحلة القادمة، مؤتمر كلية التربية، جامعة دمشق، دمشق (وثيقة غير منشورة)
25. عبيد، وليم، (1981): الحاسوب وإمكان تسريع النماء المعرفي بين بياجيه وفيجوتسكي، المجلّة العربية للتربية، المنظمة العربية للتربية والثقافة والعلوم، العدد 1 .
26. عبيد، وليم، (1992): تربويات الرياضيات، ط 3، مكتبة الانجلو المصرية، القاهرة.
27. العلي، إقبال عبد اللطيف، (1997): دراسة تجريبية لتعليم مادة الرياضيات لتلاميذ الصف الخامس الابتدائي في المدارس التطبيقية للمناشد الطلائعية بمدينة دمشق، رسالة ماجستير بالتربية، كلية التربية، جامعة دمشق، (غير منشورة).
28. علي، موفق حيّاوي، (1990): أسس التقنيات التربويّة الحديثة واستخدامها، وزارة التعليم العالي، جامعة الموصل.
29. القباني، محمد منذر، (1996): دراسة تشخيصية علاجية لأخطاء التلاميذ في مادة الهندسة بالمرحلة الإعدادية في ج. ع. س، معهد الدراسات والبحوث التربوية، رسالة ماجستير (وثيقة غير منشورة)، جامعة القاهرة.
30. القلاّ، فخر الذين ؛ أبو يونس، الياس، (2003): الحاسوب التربوي، كتاب جامعي، كلية التربية، جامعة دمشق، مطبعة الروضة.
31. القلاّ، فخر الذين ؛ أبو يونس، الياس، (1997): الاستخدام التربوي للوسائط المتعددة، المعلم العربي، وزارة التربية، العدد الرابع

32. القلاّ، فخر الذين ؛ ناصر، يونس، (1994): أصول التدريس، ج 2، ط 2، مديرية الكتب الجامعية، جامعة دمشق.
33. القلاّ، فخر الذين ؛ ناصر، يونس، (1994): أصول التدريس، ج 1، ط 2، مديرية الكتب الجامعية، جامعة دمشق.
34. القلا، فخر الذين ؛ عمر، أنور حاج، (1994): التعلّم الذاتي والنشاطات التعليمية، المؤسسة العامّة للكتب والمطبوعات المدرسية.
35. القلاّ، فخر الذين ؛ ناصر، يونس، (1996): أصول التدريس " لطلبة دبلوم التأهيل التربوي "، مديرية الكتب الجامعية، جامعة دمشق.
36. كارنوي، مارتن و ديلي، هيو. لووب، ليزا، (1996): التربية والحاسوب (الكمبيوتر) رؤية وواقع، ترجمة حسين حمدي الطوبجي، المنظمة العربية للتربية والعلوم، تونس.
37. كنعان، أحمد و الجراقي، موفق، (1999): تصميم الدروس وتنفيذها وتقويمها وفق الأهداف السلوكية، وزارة التربية في الجمهورية العربية السورية، مديرية الإعداد والتدريب، (محدودة النشر)، دمشق
38. محمد، جلال عبد الوهاب، (1995): قاموس مصطلحات الذكاء الصنعي، مطابع الأهرام التجارية، قليوب، مصر.
39. مخائيل، امطانيوس، (1999): القياس والتقويم في التربية الحديثة، جامعة دمشق، مديرية الكتب الجامعية، دمشق.
40. مصطفى، محمد محمود، (1999): فاعلية استخدام برنامج حاسوبي في تدريس الجغرافية الطبيعية في الصف الأول الثانوي في القطر العربي السوري، دراسة تجريبية في محافظة القنيطرة، رسالة دكتوراه (غير منشورة)، كلية التربية، جامعة دمشق.
41. المطلق، فرح سليمان، (1999): واقع كتب الأدب والنصوص في المرحلة الثانوية السورية، ومدى تحقيقها للأهداف الموضوعة لها، وتصميم وحدات درسية للصفوف الثلاثة، رسالة دكتوراه (غير منشورة)، كلية التربية، جامعة دمشق.

42. الملق، محمد بن علي، (1994): التعليم والحاسوب في دول الخليج العربية (الواقع وآفاق التطور) مكتب التربية العربي لدول الخليج، المنامة
43. الممّا، فاطمة، (1985): طرائق الدراسه العلمي ودروها في تدريس الرياضيات، المجلّة العربية للتربية، ، المنظمة العربية للتربية والثقافة والعلوم، تونس، آذار.
44. منصور، علي، (1990): علم النفس التربوي، مديرية الكتب الجامعية، جامعة دمشق
45. المؤتمر التربوي الثاني لتطوير التعليم، (1998): رئاسة الجمهورية العربية السورية، نشرت القرارات في مجلة بناة الأجيال، العدد السادس والعشرين، دمشق.
46. منظمة البرلمانيين العرب (1996): الوثيقة الختامية للمؤتمر المشترك بين الاتحاد البرلماني الدولي ومنظمة اليونسكو المنعقد في باريس، حزيران 1996 تحت عنوان (الرؤية البرلمانية للتربية والثقافة والاتصالات عشية القرن الحادي والعشرين)، مجلة البرلمان العربي، العدد 62 أيلول، دمشق.
47. المنظمة العربية للتربية والثقافة والعلوم، (1994): قائمة مصطلحات تكنولوجيا التربية، تونس، (محدودة النشر).
48. المنظمة العربية للتربية والثقافة والعلوم، (1987): المشروع الريادي لتطوير تدريس الرياضيات في التعليم العام بالوطن العربي، تدريس الهندسة في التعليم العام بالوطن العربي (مشكلات وحلول). " دراسة مستخلصة من البحوث المقدمة لندوة مشكلات تدريس الهندسة عربياً ودولياً، تونس، (محدودة النشر).
49. المنظمة العربية للتربية والعلوم، (1991): اجتماع مديرو مراكز الحاسبات الآلية وممثلي شؤون الإعلامية في الدول العربية، تونس.
50. وزارة التربية(ج.ع. س)، (1996): أسس المعلوماتية، المؤسسة العامة للكتب والمطبوعات، كتاب مقرر للصف الثاني الثانوي الفرع العلمي.
51. وزارة التربية (ج.ع. س)، (1995): الاستراتيجية الوطنية لإدخال المعلوماتية في التعليم قبل الجامعي، وزارة التربية، دمشق.

52. وزارة التربية (ج.ع. س)، (1986): دليل مدرس الرياضيات، الهندسة للصفين الثاني والثالث من المرحلة الإعدادية، المؤسسة العامة للكتب والمطبوعات المدرسية.
53. وزارة التربية (ج.ع. س)، (1985): المعجم المدرسي، المؤسسة العامة للكتب والمطبوعات
54. وزارة التعليم العالي / والتربية، (1986): المؤتمر الثاني لتطوير التعليم ما قبل الجامعي في القطر العربي السوري، دمشق، آذار.
55. مركز المعلومات القومي، (1996): ندوة المعلومات الثالثة (المعلومات سبيلنا للتقدم)، دمشق، أيلول.
56. وزارة الخارجية الفرنسية، لابل، (2001)، المعلوماتية في القرن الحادي والعشرين، العدد 24.
57. اليونسكو، (1989): " التكنولوجيا الجديدة للمعلومات في التربية " مستقبليات، اليونسكو، المجلد 20 العدد 2، باريس.
58. اليونسكو (1992): البرنامج الدولي الحكومي لمعالجة المعلوماتية، الدورة الرابعة، باريس، كانون الأول.

المراجـــــــــــــع الأجنبيـــــــــة:

59. Andere, Jean, Fossard, Dorothee , Normand, Cyrot, 199(5): Non Linear Systems: Modeling And Estimation, Masson.
60. Becker, Henry J. (1987). " Using Computers for Instruction ".Byte , Feb. Vol. 12, No.2.
61. Bell, Max, S (1986): Microcomputer, 1986: Based Courses For Secondary School Plane Geometry, Studies in Mathematics Education. Vol. 5, UNESCO ,France
62. Bork , Alfred (1987) :The Potential for Interactive Technology , Byte , Feb, Vol.. 12 No.2.
63. Book Shelf, 2000 - 1998 Microsoft Corporation, Microsoft Press, C D.
64. Burns, Patricia Knight, and Bozeman William C. (1987). Computer – Assisted Instruction and Mathematics Achievement: Is There a Relationship?. Educational Technology, 21.
65. Charles E. Lamb, 1986 " :The Effects of computer Assisted Instruction On Solving Proportion Problem, Dissertation Abstract International, Vol. 46, no11., November.
66. Chernysheva.L. V ,(1986): Teaching Geometry in USSR , Studies in Mathematics Education, vol. 5, UNESCO, France.
67. Choi, Sang Sook ,(1997). Students' Learning of Geometry Using Computer Software as Tool: Three Case Studies. University of Georgia, Dissertation Abstracts, ProQuest , AAC 9722455.
68. Editors of Technology & Learning (1993): The latest technology trends In the schools, Technology and Learning, Feb, PP (6-8).
69. Glassier, 1986: The Crisis Of Geometry Teaching, Studies In Mathematics Education, Vol. 5, UNESCO, France.

70. Gronlund, Norman E. (1981): Measurement and Evaluation in Teaching 4th, Ed, Gronlund Publishing Co. Inc. New York,.
71. Johnson, R. and Jonson,D. (1990). Computer Literacy – What Is It ?. Mathematics Teacher, Vol.73 .
72. Kathleen Cotton, May 1991, School Improvement Research Series, Computer-Assisted Instruction,Regional Educational Laboratory, USA
73. Macromedia (1995): Using Authorware, Version 3, Macromedia Inc, and Townscud. St, San Francisco, CA, 93103 ‹First Edition March
74. Macromedia (1998): Using Authorware, Version 5, Macromedia Inc, and Townscud. St, San Francisco, CA 93103, First Edition. March
75. Meeks , Brock N. (1987). The Quiet Revolution. Byte, Feb.Vol.12. No.2.
76. Moody Of Arkansas, (1997): Discreteness Of The Van Hiele Levels Of Student Insight Into Geometry, (Pier Van Hiele, DianaVan Hiele Gelof), University of Arkansas, Degree: EDD 1996. , Dissertation Abstracts, ProQuest , AAC 9700379.
77. Morris, Robert, (1986): Studies In Mathematics Education Geometry In Schools, Vol. 5, UNESCO, FRANCE.
78. Najjar, Lawrence J. (1996): Multimedia information and Learning, Journal of Educational Multimedia and Hypermedia, 5, 129 -150, Atlanta, GA 30332- USA.
79. Reza Azarmsa , courses on Teacher Computer Competency, Humboldt State University, California , USA, 1999
80. Robitail, David F. and Travels, Kenneth J, (1986): Geometry For 13 year old In Canada and The United States, Studies in Mathematics Education, Vol. 5. UNESCO. France.
81. Robert Coe (2000). What is an " Effect Size"? , Draft version, www.

82. Rota , D. R. (1982). Computer- Assisted Instruction, Lecture Instruction, And Combined Computer-Assisted Lecture Instruction: A Comparative Experiment. Dissertation Abstracts International, 42, 4809A.
83. Senk ,Sharon ,L (1989): Van Hiele levels and Achievement in writing Geometry proofs, Journal for Research in Mathematics Education, Vol,20 ,No.3 .
84. Stephen G. Wilson , (1995): Digital Modulation and Coding, Prentice Hall
85. Trilling, Berie, Hood, Paul, (May – June 1999)Learning technology and Education Reform in the Knowledge Age, Educational Technology .
86. Vere., Devault, 1986 " :The Effects of Using Logo Graphics Teaching Geometry on Eighth Grade Students Level of Thought, Attitudes Towad Geometry and Knowledge of Geometry, Dissertation Abstract International ‹Vol. 46. No4., April
87. Will Thalheimer (2002) " Work – Learning Research Publication , How to calculate effect sizes , August. www.work-learning.com.
88. Beyer, W. H. CRC Standard Mathematical Tables, 28th ed. Boca Raton, FL: CRC Press, 1987.
89. Feller, W. **An Introduction to Probability Theory and Its Applications, Vol. 1, 3rd ed.** New York: Wiley, 1968.
90. Feller, W. **An Introduction to Probability Theory and Its Applications, Vol. 2, 3rd ed.** New York: Wiley, 1971.
91. Havil, J. **Gamma: Exploring Euler's Constant.** Princeton, NJ: Princeton University Press, 2003.
92. Kenney, J. F. and Keeping, E. S. Mathematics of Statistics, Pt. 2, 2nd ed. Princeton, NJ: Van Nostrand, 1951.
93. Kraitchik, M. "The Error Curve." §6.4 in **Mathematical Recreations.** New York: W. W. Norton, 1942.
94. Papoulis, A. **Probability, Random Variables, and Stochastic Processes, 2nd ed.** New York: McGraw-Hill, pp. 100-101, 1984.

95. Patel, J. K. and Read, C. B. **Handbook of the Normal Distribution.** New York: Dekker, 1982.
96. Spiegel, M. R. **Theory and Problems of Probability and Statistics.** New York: McGraw-Hill, 1992.
97. Steinhaus, H. **Mathematical Snapshots, 3rd ed.** New York: Dover, 1999.
98. Whittaker, E. T. and Robinson, G. "Normal Frequency Distribution." Ch. 8 in **The Calculus of Observations: A Treatise on Numerical Mathematics, 4th ed.** New York: Dover, 1967.
99. Kuder, **G. F., & Richardson, M. W. (1937).** The **theory of the** estimation **of test reliability.Psychometrika, 2(3), 151–160.**
100. Cortina, **J. M., (1993). What Is Coefficient Alpha? An** Examination **of Theory and Applications. Journal of Applied Psychology, 78(1).**

Damascus University

اللجنة العلمية

الأستاذ الدكتور : حمدو النجار

الأستاذ الدكتور : عزات قاسم

الدكتورة : رانيا قشحا

المدقق اللغوي

الأستاذ الدكتور : نبيل محمّد أبو عمشة

حقوق الطبع والنشر محفوظة لمديرية الكتب والمطبوعات


وقل رب زدني علما
جامعة دمشق
Damascus University