القياس النفسى

النظرية والتطبيق

٢٠٠٨

الدكتور
سعد عبد الرحمن

هبة النيل العربية
للنشر والتوزيع

القياس النفسي

النظرية والتطبيق

الدكتور سعد عبد الرحمن
أستاذ علم النفس
كلية البنات - جامعة عين شمس

الطبعة الخامسة
١٤٢٩هـ - ٢٠٠٨م

هبة النيل العربية للنشر والتوزيع
١٤٢ش جول جمال - المهندسين - الجيزة - ج.م.ع
تليفاكس : ٣٣٠٣٦٢٠١ موبايل : ٠١٢/٣٢٢٨٧٢٤
e-mail: habanile@hotmail.com

رقم الإيداع	١٩٩٧ / ١١٢٨
I. S. B. N الترقيم الدولى	977 - 10 - 1064 - 6

الإهداء

إلى صاحب هذا الغرس، وصاحب هذا الثمر

إلى عبد العزيز القوصي في جوار ربه.

أستاذا رائدا

ومعلما جليلا

أهدي هذا الجهد المتواضع

د. سعد عبد الرحمن

محتويات الكتاب

الموضوع	الصفحة

الموضوع	الصفحة

الفصل الرابع

مقاييس الذكاء والقدرات

الفصل الخامس

مقاييس الشخصية

الموضوع	الصفحة

الموضوع	الصفحة

فهرس الجداول

تقديم

أقدم هذا الكتاب لكل من يهتم بموضوعات القياس والتقويم فى علم النفس، وكل مشتغل بالاختبارات والمقاييس والتقويم، وبالذات فى مجال البناء والتحليل. وقد اهتممت إلى حد كبير بأن أجمع أطراف هذه الموضوعات من واقع الخبرة والممارسة سواء على مستوى الدراسة والتعلم أو التدريس والتعليم: فقد كانت تعليمات أساتذتى لتصحيح أخطائى خير معين لى على فهم أصول حرفة القياس فى علم النفس، وأرانى شاكراً لهم وفى مقدمتهم أساتذتى عبد العزيز القوصى رحمه الله، ومحمد خليفة بركات، ومحمد نسيم رأفت رحمه الله، وفؤاد البهى السيد رحمه الله، وفيليب ڤرنون، وإدواردز بنفولد، وهارولد چيمس، كما كانت أيضا أخطاء تلاميذى وحوارى معهم من أجل تصحيح هذه الأخطاء على مدى ما يزيد على ثلاثين عاما خير معين لى على تنظيم المعلومات والمعارف، وترتيبها وتبويبها لتصاغ فى برنامج تعليمى فى مادة القياس النفسى

ويضم هذا الكتاب سبعة فصول: يدور الأول حول المفاهيم الأساسية المتصلة بالقياس، وخاصة فيما يتعلق بالأعداد وبعض القواعد الحسابية والرياضية التى تلزم دارس القياس النفسى، وفى الفصل الثانى نتناول فى شىء من التوضيح المسلمات الأساسية لنظرية القياس النفسى ومستويات القياس المختلفة، مع بيان مفصل لكيفية التعامل الإحصائى مع كل مستوى من هذه المستويات.

وفى الفصل الثالث نستعرض فى غير إيجاز تحليل وبناء أدوات القياس فى علم النفس والمواصفات الأساسية لأداة القياس الجيدة وما يتعلق بهذه الأمور من تفصيلات نجد أنها ذات أهمية لمن يريد إجادة الموضوع الرئيسى لهذا الكتاب.

وفى الفصل الرابع نستعرض مقاييس الذكاء والقدرات، وفى الخامس مقاييس الشخصية، وفى السادس مقاييس الاتجاهات النفسية، وأخيراً وفى الفصل السابع نشير إلى مقاييس العلاقات السوسيومترية.

وبعد

فإننى أرجو أن يجد القارئ فى هذا الكتاب كل ما يمكن أن يساعده على تفهم مادة القياس النفسى.

د. سعد عبد الرحمن

مقدمة الطبعة الثالثة

أقدم هذا الكتاب مرة أخرى تحت عنوان القياس النفسى: النظرية والتطبيق.

أقدمه إلى زملائى وتلاميذى: أقدمه إلى زملائى بعد أن تلقيت عديدا من الاقتراحات والإضافات منهم. فأرجو أن أكون قد وفقت فى تنقيح الطبعة الأولى فى ضوء ملاحظاتهم البناءة.

وأقدم الكتاب إلى تلاميذى الذين لولا إقبالهم عليه واستفادتهم منه ما كنت أقدمت على إعداده مرة أخرى. وحقيقة الأمر اننى استفدت كثيرا من عملية تحليل أخطاء الطلاب فى مادة القياس النفسى على مدى سنوات عديدة، وبذلك أصبح هذا الكتاب بمثابة برنامج تعليمى فى هذه المادة. فقد تعمدت الإكثار من الحوار والمناقشة وتقديم الأمثلة المناسبة حتى يتمكن الطالب من فهم هذه المادة، وخاصة أن الكثيرين من دارسى علم النفس ليست لديهم الخلفية الرياضية الكافية لمواكبة محتوى هذا الفرع من علم النفس.

وأعود فأقول: إن أملى كبير فى أن يقدم هذا الكتاب الفائدة المتوقعة لدارسى علم النفس ومادة القياس النفسى.

القاهرة فى ٦ أكتوبر ١٩٩٧.

د. سعد عبد الرحمن

مقدمة الطبعة الرابعة

أقدم هذا الكتاب مرة أخرى إلى أبنائى وبناتى دارسى علم النفس، وكذلك المهتمون بدراسة القياس والتقويم فى العلوم السلوكية.

وقد تضمن هذا الكتاب عرضا مبسطا ومفصلا لأساسيات ومسلمات نظرية القياس، مما يساعد الطالب والقارئ على فهم وممارسة التطبيق لما ورد فى الفصول المتتابعة لهذا الكتاب.

فى هذا الكتاب أيضا بعض المبادئ الإحصائية التى لا بد وأن يلم بها الدارس لهذا الفرع من علم النفس، وقد تم تقديمها بطريقة عملية إجرائية لتكون فى متناول الدارس والباحث، وعلى هذه المبادئ تم بناء بقية المفاهيم الرياضية والإحصائية التى وردت فى الكتاب.

كما تعرض هذا الكتاب إلى مجموعة من المقاييس التى يهتم بها الباحثون مثل مقاييس الذكاء والقدرات والشخصية الإنسانية والاتجاهات النفسية، وكذلك المقاييس والأدوات السوسيومترية.

وأهم ما أحب أن أشير إليه وأنا أقدم هذه الطبعة هو ما ورد بخصوص بناء أدوات القياس وكيفية إعدادها وتحليل نتائجها. وكذلك بعض الإضافات التى أدخلت إلى مجموعة أدوات التحليل الإحصائى.

وأنا على يقين من أن القارئ الجاد سوف يتعلم كثيرا عندما ينتهى من التعامل مع هذا الكتاب.

القاهرة فى يناير ٢٠٠٢.

د . سعد عبد الرحمن

مقدمة الطبعة الخامسة

يسرنى كثيراً أن أقدم لكل من يهتم بموضوع القياس النفسى الطبعة الخامسة حيث أضفت فيها الكثير من المعلومات استجابة لاسئلة تلاميذى والعديد من زملائى وخاصة فيما يتعلق بالأدوات الإحصائية اللازمة لعملية القياس فى العلوم السلوكية عامة وخاصة علم النفس التربوى والاجتماعى.

أكرر شكرى وتقديرى لكل زملائى الذين قدموا تعليقات بناءة بالنسبة للطبعات السابقة وكذلك شكرى وتحيتى إلى تلاميذى وخاصة طلبة الدراسات العليا الذين كانت أسئلتهم تقود إلى العديد والجديد من موضوعات هذا الكتاب.

القاهرة ٢٠٠٨.

أ.د. سعد عبد الرحمن

الفصل الأول

القياس فى علم النفس

(مفاهيم أساسية) .

هل يمكن لإنسان هذا العصر الذى نعيشه أن يتصور هذا العالم بلا علم أو تقنية علمية؟ وهل يمكنه أن يتصور كذلك أن هذا العلم أو ذاك بلا موضوعية؟ إذا أمكنه أن يتصور ذلك، فقد تصور عالمًا عاجزًا ذا علم عاجز. فإن العالم بلا علم هو عالم عاجز. والعلم بلا موضوعية هو علم عاجز. وموضوعية العلم هى قدرته على القياس والتنبؤ.

وعلم النفس من العلوم التى نمت وتطورت من خلال الاحتكاك والتفاعل مع العلوم الأخرى. فقد أخذ علم النفس الكثير عن هذه العلوم مثل الرياضيات وعلوم الحياة والعلوم الطبيعية، وذلك أثناء محاولته الاستقلال عن الفلسفة بوصفها أم العلوم.

وكما هو معروف فإن ما أخذه علم النفس عن هذه النظم العلمية لم يكن المحتوى كما هو، بل كان المنهج وطريقة الدراسة، إذ إن محتوى علم النفس يجب أن يتميز ويستقل بذاته عن سائر محتويات العلوم الأخرى، هذا المحتوى هو فى أبسط صوره وأعقدها فى نفس الوقت هو سلوك الإنسان.

وأما عن المنهج فقد أخذ علم النفس عن العلوم الطبيعية منهج التجريب، وعن الرياضيات منهج القياس.

ومن الطريف أن هذين المنهجين قد تطورا وتقدما بصورة أسرع مما لو كانا لا يزالان جزأين من العلوم الطبيعية أو الرياضية. فمنهج التحليل العاملى على سبيل المثال ابتدع واستنبط من أجل تحليل القدرات العقلية فى ميدان علم النفس المعرفى، ومعاملات الارتباط بصورها المختلفة، وكذلك الأدوات الإحصائية الأخرى أجهدت تطويراً وتحسينًا من أجل إيجاد العلاقات بين متغيرات السلوك الإنسانى.

وبذلك يمكن أن نقول: إن علم النفس علم ناقل مبدع نقل الكثير عن العلوم الأخرى، ثم ابتدع الكثير أيضًا مما لم يمكن للعلوم الأخرى أن تبتدع وتجدد.

ونعود ونقول: إن ما يميز موضوعية أى علم من العلوم هو قدرة هذا العلم على تطبيق منهج القياس ومن ثم التنبؤ ومن بعد التحكم؛ لأنه بذلك يكون قد اكتمل كأداة علمية موضوعية صحيحة.

وعلم النفس كعلم إنسانى سلوكى أشد ما يكون حاجة إلى مثل هذه القدرة على تطويع عمليتى القياس والتنبؤ ومن ثم التحكم Control.

وحقيقة الأمر أن محاولة استخدام منطق القياس فى علم النفس ليس حديثًا كما نتصور، ولكنه بدأ تقريبًا مع بداية علم النفس كعلم أو قبل ذلك. فإذا كان علم النفس

كما نعلم هو التقدير الكمى لسلوك الأفراد والمتغيرات التى تتعلق بهذا السلوك وتحدده. فقد بدأ المشتغلون بعلم النفس فى البحث عن أسباب سلوك الإنسان وقياس هذه الأسباب وتقديرها منذ أمد ليس بالقريب.

ونحن لا نعدم أن نستعرض فى هذا الميدان الكثير من المحاولات، وخاصة فى المراحل الأولى لنمو علم النفس وتطوره، حيث تدل هذه المحاولات على ما بذل من جهد من أجل قياس وتقدير سلوك الإنسان سواء فى موضوعية أو غير ذلك.

فعلم الفراسة تجسيد لهذه المحاولات ودراسة خطوط الكف وقسمات الوجه، وغير ذلك من الدلائل والمؤشرات التى تقود إلى معرفة كنه عقل الإنسان ما هى إلا محاولات من هذا النوع أيضًا.

ولكن لن نستعرض هذه المحاولات - فقد سبق أن ناقشناها فى كتاب سابق[1] - بل سوف ننظر إلى القياس فى علم النفس منذ بدايته العلمية الموضوعية، أو بمعنى آخر عندما نبتت بذور الرياضيات والإحصاء والتجريب فى نسيج هذا العلم التى لولاها ما قام علم النفس كعلم مستقل بمنهجه ومحتواه.

يقول جيلفورد، وهو رائد من رواد القياس النفسى: إن تقدم أى علم من العلوم إنما يقاس بقدرة هذا العلم على تطويع واستخدام رياضياته. ورياضيات علم النفس هى عمليات القياس. ومهما كان مقدار الصحة فى قول جيلفورد فإنه مما هو معروف أن عملية القياس فى أى ميدان تقود بالضرورة إلى القدرة على التنبؤ الذى هو - أى التنبؤ - الهدف القريب لأى علم من العلوم الذى يؤدى كذلك إلى الهدف البعيد وهو التحكم فى البيئة الخارجية وضبط متغيراتها والسيطرة عليها. من أجل ذلك سوف نناقش فى الفقرات التالية معنى القياس النفسى وما يتعلق به من مفاهيم حتى يستطيع القارئ عند نهاية هذا الفصل أن يلم بمعنى القياس وأسسه الرياضية ومنطقه، وكذلك علاقته ببقية فروع علم النفس الأخرى.

معنى القياس:

القياس هو عملية وصف المعلومات (وصفًا كميًا)، أو بمعنى آخر استخدام الأرقام فى وصف وتبويب وتنظيم المعلومات أو البيانات فى هيئة سهلة موضوعية يمكن فهمها، ومن ثم تفسيرها فى غير ما صعوبة. ويمكن أن نقول أيضًا أن القياس - كما يقول كامبل - إنما هو عملية تحويل الأحداث الوصفية إلى أرقام بناء على قواعد وقوانين معينة - ومعنى ذلك هو أن القياس عبارة عن تحويل وصف الظواهر إلى ما هو أسهل من حيث التعامل وأكثر طاعة وقابلية إلى التحويل من حالة إلى أخرى ألا وهو الرقم.

(١) السلوك الإنسانى تحليل وقياس المتغيرات - مكتبة الفلاح - الكويت - ط٣، ١٩٨٣.

وحقيقة الأمر أننا نستفيد من هذه العملية - عملية تحويل الحدث إلى رقم - بكل خصائص العملية الرياضية فنتمكن من استخدام المنطق الرياضى حيث نكون فى أشد الحاجة إليه. وبالتالى نتمكن من أن نحصل على أدق وصف للحدث أو الحالة أو الشيء. ولنأخذ مثالا لذلك:

عندما نقول: «أحمد أطول من محمود»...

هذه عبارة وصفية تعطى فقط المعنى المطلوب فهمه، وهو أن أحمد أكثر طولا من محمود.

ويمكن أن نقول أيضًا: «على أطول من محمود»...

وهذه عبارة وصفية أخرى لها نفس دلالة العبارة السابقة، أى أن على أكثر طولا من محمود.

ونصبح الآن فى حاجة إلى عبارة ثالثة توضح علاقة على بأحمد من حيث الطول - ولكن لا يمكن تحديد العبارة المطلوبة فقد تكون:

أحمد أطول من على.

أو أحمد أقصر من على.

أو أحمد يتساوى مع على من حيث الطول.

والسبب فى عدم قدرتنا على تحديد العبارة المطلوبة هو اعتمادنا على وصفية الحدث وليس على كميته.

والآن نحول كل الوصفيات السابقة إلى كميات فنقول:

أحمد طوله ١٨٠ سم ومحمود طوله ١٦٠ سم.

∴ أحمد يفوق محمود طولا بمقدار: ١٨٠ - ١٦٠ = ٢٠ سم.

ونعود ونقول إن على طوله ١٧٠ سم ومحمود طوله ١٦٠ سم.

∴ على يفوق محمود طولا بمقدار: ١٧٠ - ١٦٠ = ١٠ سم.

ثم نقول أخيرًا أن أحمد طوله ١٨٠ سم وعلى طوله ١٧٠ سم.

∴ أحمد يفوق على طولا بمقدار: ١٨٠ - ١٧٠ = ١٠ سم.

وهكذا تحددت العبارة الثالثة التى توضح العلاقة بين أحمد وعلى من حيث الطول، وبالتالى أمكن لنا أن نحدد وضع كل من أحمد وعلى ومحمود على مقياس الطول.

هذه العملية هى عملية قياس، وقد اقتضت ما يلى:

أولا ـ قياس مقدار السمة التى يملكها كل من أحمد وعلى ومحمود ويشتركون جميعا فيها وهى سمة الطول. حيث قمنا بقياس وتقدير طول كل منهم مستخدمين فى ذلك الأداة المناسبة.

ثانيا ـ قياس الفرق بين قدر السمة التى يملكها كل منهم عن طريق الطرح البسيط كما لاحظناه فى الخطوة التالية لقياس طول كل منهم.

وما قلناه عن الطول كسمة مشتركة بين هؤلاء الثلاثة يقال عن الوزن أو سرعة الجرى أو عدد المرات التى يرتاد فيها كل منهم دار السينما أو غير ذلك.

ولكن. . . هل ينسحب ذلك ـ أى ما سبق أن قلناه ـ على السمات الأخرى مثل الذكاء أو القدرة الرياضية أو القدرة الميكانيكية أو الثبات الانفعالى أو القدرة الاجتماعية أو غير ذلك من القدرات الإنسانية ـ عقلية كانت أم غير ذلك؟.

إن الإجابة على هذا السؤال فى صورة مباشرة أو غير مباشرة سوف تكون موضوع الجدل والحوار فى هذا الكتاب. ولن ندخر وسعا فى محاولة التوضيح والإسهاب كلما دعا الأمر إلى ذلك.

هل الذكاء الإنسانى مثل الطول أو الوزن؟

الإجابة بسيطة، ترى أن هناك فرقا بين كلتا السمتين. فالطول أو الوزن سمة ملحوظة ملموسة بذاتها وكيانها ويمكن أن نستخدم لقياسها مقياسا ماديا.

أما الذكاء الإنسانى فهو سمة يستدل عليها بأثرها وتأثيرها وليس ببنائها أو كيانها ـ الأمر الذى يجعل قياسها قياسا ماديا موضوعيا أمرا ذا صعوبة خاصة تقتضى أن يكون هناك فرع من علم النفس اسمه القياس النفسى له أسسه وقواعده.

لذلك فإنه عند قياس ذكاء الأفراد يصبح تحديد كمية ما يملكه كل منهم من هذه السمة أمرا افتراضيا بحتا، وتصبح عملية القياس فى هذه الحالة قد عبرت الخطوة الأولى إلى الخطوة الثانية مباشرة وعليه أصبحت عملية القياس النفسى هى عملية قياس الفروق بين الأفراد فى سمة ما أكثر منها عملية قياس كمية ما يملكه كل فرد من هذه السمة أو تلك والتى يشتركون فيها ويراد تحديد الوضع النسبى لكل فرد منهم على هذه السمة.

وعليه فإنه من الافتراض البحت أن نقول:

إن (أ) يمتلك ٥٠ وحدة من الذكاء،

(ب) يمتلك ٧٠ وحدة من الذكاء.

وعليه فإن (ب) يفوق (أ) بمقدار عشرين وحدة.

ولكن من المعقول أن نقول إن الفرد (ب) أكثر ذكاء من الفرد (أ) كما يدل على ذلك الفرق بينهما على مقياس ما.

وللتوضيح فإنه يمكن لنا أن نقول إن هذا المصباح أكثر قوة من ذلك المصباح فى هذه الحجرة بالذات، وذلك دون أن نتعرض إلى كمية الكهرباء (القوة) التى يملكها كل مصباح ما دمنا لسنا على علم بطبيعة الكهرباء.

وعلى هذا تصبح عملية القياس فى علم النفس هى فى الأصل اهتمام بالفروق بين الأفراد بالنسبة للسمات والخصائص المشتركة بينهم أكثر منها عملية قياس لكمية السمة العقلية أو النفسية التى يتميز بها كل فرد من الأفراد - ذلك لأننا لسنا على علم بطبيعة كل سمة من هذه السمات.

وربما كان تحديد عملية القياس على هذا النحو قد جاء نتيجة التطور التاريخى لها. فنحن نلاحظ أن القياس فى علم النفس قد تبلور نتيجة وجود اتجاهين واضحين.

أولهما: ذلك الاتجاه المبنى على التجريب الطبيعى والذى أصبح أساس علم النفس التجريبى فيما بعد.

وثانيهما: الاتجاه الذى استخدم الاختبار أو المقياس لتقدير سمة عقلية أو نفسية خاصة، وربما كان هذا الاتجاه هو الذى كوّن النواة الأساسية للقياس النفسى كما هو اليوم. إذ إن استخدام الاختبار يعنى الاهتمام بالخصائص العقلية والسمات النفسية؛ لأنها سوف تكون موضع القياس والتقدير، واستخدام الاختبار يعنى أيضًا الاهتمام بالأدوات الإحصائية من أجل تحليل وتفسير نتائج هذه المقاييس والاختبارات.

وعلى ذلك فإن القياس بهذا المعنى وعلى هذه الصورة ارتبط بالرياضيات الإحصائية واعتمد عليها، ومن هنا جاء تطور علم القياس بمثل هذه السرعة، وهذا المعدل، بحيث فاق بقية فروع علم النفس على وجه العموم.

هذه الرياضيات الإحصائية التى اعتمد عليها القياس النفسى - وخاصة رياضيات الاحتمالات - لم تكن معروفة حتى سنة ١٦٠٠م إلا بالقدر الذى كان يمكن المقامر من التنبؤ بربحه أو خسارته أثناء مزاولته هذه اللعبة أو تلك. بل إن فريقا من هؤلاء المقامرين راح يستشير المتخصصين فى الرياضيات من أجل الإسهام فى ابتداع قاعدة أو قانون يمكن عن طريقه أن يتنبأ المقامر بالربح أو الخسارة، ولكن لم ينجح الرياضيون فى ذلك، وخاصة أنهم كانوا فى شغل شاغل بالمكتشفات الجديدة - آنذاك - فى ميدان الهندسة التحليلية ورياضيات التفاضل والتكامل.

وأخيرًا شهد القرن السابع عشر أول دراسة جدية فى رياضيات الصدفة Math. of Chance حيث نشر برنولى أول كتاب معروف يعالج هذه الموضوعات. وجاء بعده

دى موافر ليكون أول من يصف المنحنى الاعتدالى فى سنة ١٧٣٣م. ومن هنا بدأ الاهتمام بهذا النوع من الرياضيات، ففى سنة ١٨١٢م كتب لابلاس أشهر ما كتب عن نظرية الاحتمالات، ثم جاء بعده جاوس ليوضح الأهمية العملية والتطبيقية للمنحنى الاعتدالى.

ثم كان من بعد ذلك كيتليت - المستشار الفلكى لملك بلجيكا فى ذلك الوقت هو أول من استخدم المبادئ الإحصائية البسيطة وخواص المنحنى الاعتدالى فى العلوم الاجتماعية والإنسانية والحيوية. وبذلك أصبح كيتليت هو المشجع الأول للأدوات والوسائل الإحصائية - البسيطة - فى القارة الأوربية. فأشار بحفظ إحصائيات وسجلات أحوال الطقس والأحداث الاجتماعية مثل حالات المواليد والوفيات والجرائم بأنواعها المختلفة والزيجات وغير ذلك من الظواهر الاجتماعية - وكان كيتليت يقول دائما: «إن الطبيعة تستهدف إيجاد الرجل المتوسط ولكنها كثيرا ما تخطئ فى ذلك فتعطى الانحراف عند كلا الجانبين».

وحقيقة الأمر أن الحلقة التى ربطت بين أفكار كيتليت هذا وبين علم النفس كانت أفكار فرانسيس جولتون عن الخصائص المكتسبة والخصائص الموروثة لبنى البشر، والذى تحول طموحه فى دراسة هذه الأمور إلى التطبيق العملى فأنشأ مختبره الأنثروبومترى فى إنجلترا سنة ١٨٨٢م. وخلال دراساته الواسعة التى قام بها لم يكتف جولتون بالمنحنى الاعتدالى وخصائصه والأدوات الإحصائية البسيطة التى أشار إليها من سبقه، ولذلك فقد استعان بكارل بيرسون فى اكتشاف معامل الارتباط كأداة إحصائية، والدرجات المقننة والوسيط وطرق الترتيب والتدريج كوسائل فى قياس الخصائص الإنسانية.

وهكذا تبلور الاتجاه الأساسى للقياس النفسى بعد أن وضع جولتون وبيرسون وفيشر وسبيرمان وبيرت الدعامات الأساسية للرياضيات الإحصائية التى قام عليها القياس. ومن ثم فإن فهم هذا النوع من الرياضيات يشكل قاعدة أساسية لفهم مادة القياس النفسى، ولكنه لا يتطلب ذلك بالضرورة من القارئ خلفية رياضية خاصة - اللهم إلا تلك العمليات الحسابية الأولية التى يجب أن يكون القارئ على علم بها، بالإضافة إلى دراسة المفاهيم الأساسية فى الإحصاء الوصفى، وخاصة فى العلوم السلوكية. لذلك سوف نتعرض فى شىء من التبسيط والتوضيح لبعض المفاهيم الرياضية اللازمة.

أولا - المنطوق الرياضى والقاعدة:

المنطوق هو تعبير من المفروض أو من المتفق عليه أن يكون صحيحا دون الحاجة إلى إثبات أو برهان.

وبذلك يصبح المنطوق تعبيرا عما نفترضه ونسلم بصحته فى العلاقة بين شيئين أو مجموعة من الأشياء. مثال ذلك:

نحن نسلم بصحة المنطوق التالى: أ + ب = ب + أ.

حيث أ شىء ما، ب شىء آخر.

ومعنى هذا المنطوق أو المسلم أنه يمكن أن نضيف أ إلى ب أو أن نضيف ب إلى أ دون أن يكون هناك تغيير فى الحصيلة النهائية لهذه العملية فى الحالتين.

فنحن يمكن أن نقول ٧ + ٨ = ١٥ وأن ٨ + ٧ = ١٥.

والنتيجة واحدة فى كلتا الحالتين.

وبالمثل فإنه يمكن لنا أن نسلم بعكس هذا المنطوق عندما نستخدم منطوقا آخر بنص على أن أ + ب لا تساوى ب + أ.

أى أ + ب ≠ ب + أ.

ومعنى هذا المسلم أنه يمكن لنا إضافة أ إلى ب، كما يمكن لنا أيضا إضافة ب إلى أ ولكن النتيجة لا تكون واحدة فى الحالتين. إذ إن ترتيب عملية الإضافة أصبح يحتل الأهمية الأولى فى علاقة أ مع ب. وليس كما هو الأمر فى حالة المنطوق السابق.

ومما هو معروف كذلك أنه إذا أردنا أن نبنى نظاما منطقيا متكاملا فلابد أن يكون هناك تناسق داخلى بين وحدات هذا النظام، وبالتالى فإنه إذا كان مثل هذا النظام مبنيا من مجموعة من المنطوقات الرياضية فلابد ألا يكون هناك تعارض بين منطوق ومنطوق آخر، كما يجب أن تكون العلاقة بين المنطوق الأول والمنطوق الثانى مثلا علاقة تكاملية أى علاقة إكمال أو إتمام.

ومن مثل هذه النظم المتناسقة المتكاملة يمكن لنا أن نستنتج أو نستنبط ما يمكن أن يسمى بالقاعدة Theorem، فإذا كانت عملية الاستنباط هذه دقيقة وصحيحة فإن القاعدة سوف تكون أيضا صحيحة بناء على صحة المسلمات أو المنطوقات التى بدأنا بها والتى تكوّن منها النظم الأساس.

ولنضرب لذلك مثالا توضيحيا:

المنطوق رقم (١) الإنسان يسلك نتيجة دافع (أى أن السلوك دالة الدافع).

المنطوق رقم (٢) هدف الإنسان يحدد سلوكه (أى أن السلوك دالة الهدف).

المنطوق رقم (٣) الإنسان مزود بقدرات توجه سلوكه (أى أن السلوك دالة القدرة).

من هذه المنطوقات (١، ٢، ٣) يمكن أن نستنتج القاعدة التالية:

«يسلك الإنسان نتيجة دافع متجها إلى هدف يساعده فى ذلك قدراته» وهذه القاعدة صحيحة لأنها مستنبطة من تنظيم خاص من المنطوقات جميعها متكامل غير متناقض.

والمنطوق الأول لا يتعارض مع الثانى أو الثالث، فوجود الدافع فى خلفية سلوك الفرد لا يتعارض مع وجود الغرض أو الهدف الذى يسعى إليه ويكون فى بؤرة شعوره واهتمامه، وهذا بدوره لا يتعارض مع كون الفرد مزودا بمجموعة من القدرات والاستعدادات والخصائص التى تحكم أنماط سلوكه وتسيطر عليها.

∴ ليس هناك تعارض أو تناقض بين المنطوقات الثلاثة التى تكوّن هذا التنظيم الأساس الذى بدأنا به.

ومن زاوية أخرى نلاحظ أن هناك تكاملا بين هذه المنطوقات الثلاثة فالأول يعبر عن العلاقة بين السلوك والدافع، والثانى يعبر عن العلاقة بين السلوك والهدف، والثالث يعبر عن العلاقة بين السلوك والقدرة. وبالتالى فقد وضح التكامل بين هذه المنطوقات حيث كان هناك طرف علاقة معين هو السلوك وعدة أطراف أخرى تحاول أن تصفه وتحدده.

واستطرادا لما سبق فقد اقترح كامبل تنظيما من المنطوقات الرياضية تساعد فى عملية القياس، وسوف نستعرض هذه المنطوقات فى شىء من التبسيط المناسب للقارئ:

المنطوق رقم (١) إما أن أ = ب أو أن أ ≠ ب (لا تساوى ب) ومعنى ذلك أنه فى كل حالة من حالات القياس إذا وجدت الكميتان أ، ب معا فإما أن تكونا متساويتين أو غير متساويتين. ولتوضيح ذلك فإنه إذا كانت هناك علاقة كمية بين الذكاء والقدرة على القراءة، وعلاقة أخرى كمية بين الذكاء والقدرة العددية أو الرياضية فإن هاتين العلاقتين قد تكونان متساويتين أو غير ذلك.

المنطوق رقم (٢) إذا كانت أ = ب فإنه لابد أن ب = أ وهذا طبيعى، لأنه إذا سلمنا بالتساوى بين الكميتين فإن أيهما سوف تساوى الأخرى بالضرورة.

المنطوق رقم (٣) إذا كانت أ = ب، ب = حـ فإن أ = حـ وهذا المنطوق يعبر عن العلاقة البسيطة المتتالية بين الكميات الثلاث أ، ب، حـ.

ويمكن توضيح معنى هذا المنطوق إذا أخذنا فى اعتبارنا جوازا المتغير الوسيط الذى يربط بين متغيرين، مثل القدرة على القراءة وحجم الجسم والعمر الزمنى للطفل.

المنطوق رقم (٤) إذا كانت أ أكبر من ب فإن ب لابد أن تكون أصغر من أ.

ومعنى ذلك أن العلاقة بين أ، ب علاقة غير متكافئة، أى أنه لا يمكن لنا أن نضع أ مكان ب أو ب مكان أ.

وبهذا أصبح العنصر أ فى وضع يختلف تماما عن وضع العنصر ب.

المنطوق رقم (٥) إذا كانت أ أكبر من ب، ب أكبر من حـ إذن لابد أن تكون أ أكبر من حـ.

اى أنه إذا كانت أ> ب، ب > ح ∴ أ > ح.

ومعنى ذلك أن العلاقة التى يعبر عنها هذا المنطوق علاقة اتجاه واحد تبدأ من عند أ وتنتهى حتما عند ح.

فإذا كان معامل ذكاء الطفل (أ) أعلى من معامل ذكاء الطفل (ب) ومعامل ذكاء الطفل (ب) أعلى من معامل ذكاء الطفل (ح) فإنه لابد أن يكون معامل ذكاء الطفل (أ) أعلى من معامل ذكاء الطفل (ح).

وتسمى هذه علاقة خطية فى اتجاه واحد.

وحتى نوضح العلاقة التى يعبر عنها هذا المنطوق ننظر إلى هذا المثال العكسى: فريق الكرة (أ) هزم فريق الكرة (ب)، وفريق الكرة (ب) هزم فريق الكرة (ح). فإذا حدث - وهذا محتمل - أن يهزم فريق الكرة (ح) فريق الكرة (أ) فإن العلاقة لا تصبح خطية ولكنها تصبح غير ذلك.

المنطوق رقم (٦) إذا كانت أ = ص وكانت ب أكبر من الصفر. فإن أ + ب تكون أكبر من ص.

وهذا يعنى أن إضافة الصفر إلى أى رقم لا تغير من قيمته، كما أن أى مقدار أكبر من الصفر يغير من قيمة الرقم الذى يضاف إليه.

المنطوق رقم (٧) إذا كانت أ = س، ب = ص.

فإن أ + ب = س + ص.

المنطوق رقم (٨) أ + ب = ب + أ.

أى أن ترتيب إضافة العنصر أ إلى العنصر ب لا تغير من نتيجة عملية الإضافة.

المنطوق رقم (٩) (أ + ب) + ح = أ + (ب + ح) = ب + (أ + ح).

وبمعنى آخر فإن ترتيب عملية الإضافة بين هذه العناصر الثلاثة أ، ب، ح لا يؤثر فى حصيلة عملية الإضافة.

هذه المنطوقات التسعة يمكن أن تكوّن فيما بينها تنظيما خاصا يساعد على عملية القياس أى عملية تحويل الأشياء والأحداث إلى أرقام، أو عملية ملاحظة وتقدير الفروق والتماثل بين العناصر.

ثانيا - خواص الأرقام:

الأرقام هى أساس عملية القياس إذ إنها الوحدات البنائية التى عادة ما تستخدم فى تكوين أى نظام قياس من أجل التقدير الكمى لأى ظاهرة من الظواهر، وهذا التقدير

سوف يؤدى إلى المقارنـة بين ظاهرة وأخرى، ومن ثم استنباط القـواعد أو القانون الذى يمكن أن يتم التنبؤ على أساسه. ومن هنا كانت أهمية الرقم وخواصه وتعريفه.

هناك تعريف يقترحه برتراند راسل عندما يقول: إن الرقم هو صنف الأصناف أو رتبة الرتب جـميـعا « Class of All Classes » وهذا تعريف فـيه الكثيـر من تجريد الفـيلسوف الذى يرى دائمـا وأول ما يرى هـياكل الأشـياء وأسـاسيـاتها قـبل أن يرى الشكليات الظاهرة لهذه الأشياء، ويمكن على أية حـال أن نوضح ما يقصد إليه راسل ـ بقدر ما نفهمه نحن ـ عن طريق المثال التالى:

لنفرض أن هناك عدة مجموعات من الأشياء والمواد المختلفة كما يلى:

(أ) ٤ قطع من الطباشير.

(ب) ٤ أولاد.

(جـ) ٤ قطع من الحلوى.

(د) ٤ قطط.

(هـ) ٤ أزهار.

فنحن نقول هنا أن (الصنف) المشترك بين (الأصناف) الخمسة السابقة هو الرقم ٤ حيث يمثل الخاصية المشـتركة بين المجموعات أ، ب، جـ، د، هـ ـ بغض النظر عن خصـائص العناصر التى تشكل كل مـجمـوعة على حدة. وبذلك يصـبح الرقم ٤ هو صنف الأصناف أو رتبة الرتب.

وهناك مثـال توضيحى آخر عنـدما نتكلم عـن مجموعة من الأرقام مثل ١ ـ ٢ ـ ٣ ـ ٤ ـ ٥ ونقـول: إن أى رقم منهـا له عـلاقـة الـرتبـة بالأرقـام الأخـرى من نفس المجمـوعة، والرقم ٢ هو ضـعف الوحدة أو الرقـم ١ والرقـم ٤ ضعـف الرقم ٢ وأربعة أمثال الوحـدة. وهكذا يمكن أن نجد علاقة مماثلة بين كل رقم وآخـر من سلسلة الأرقام فى أى مجـموعة من المجـموعات، وبذلك يصـبح كل رقم فى حد ذاته هو رتبة بقـية الرتب أو بقية الأرقام، ومن ثم تصـبح العلاقة من الأرقام جميعا كمـا يعبر عنها راسل بأن الرقم هو رتبة الرتب. وعليـه يمكن أن نلخص خواص الأرقام كـما تتطلبها عـملية القياس على النحو التالى:

١ ـ خاصية التفرد بالذاتية.

٢ ـ خاصية الترتيب.

٣ ـ خاصية الإضافة.

١ ـ فالتفـرد بالذاتية* هى خاصية تميـز كل رقم عن رقم آخر، فلابد أن يختلف الرقم ٩ عن الرقم ٧ فى كل خواصـه وخصائصـه، وأولها أن الرقم ٩ يماثل الوحدة تسع مرات بـينما الرقم ٧ يماثلها ٧ مرات فقـط. ثم إن المفهوم الذى يدل عليه كل منهما لابد أن يكون مختلفا عن الآخر. وبالتالى أصبحت هناك ذات متفردة أو ذات مفردة للرقم ٩ تختلف عن الذات المفردة للرقم ٧.

وبناء على هذه الخاصية ـ خاصية التفـرد بالذاتية ـ يمكن أن نكوّن مقياسا يبدأ بأى رقم وينتهى بـأى رقم ونحن على ثقة بأن كل وحدة من وحـدات هذا المقيـاس تختلف تماما عن الوحـدة الأخرى، كمـا يتضح مثـلا فى «المسطرة» التى نستخـدمها فى قـياس الأطوال والمسافات، فإذا كـانت تبدأ من الرقم (١) وتنتهى عند الرقم (٣٠) فنحن على ثقة بأن الوحدة الأولى تقيس ما طوله سنتيمـتر واحد بينما الوحدة الأخيرة تدل على ما طوله ثلاثون سنتيمترا، ويعنى هذا أنه تخـتلف الوحدة الأولى عن الثانية عن الثالثة. . . حتى الأخـيرة من حيث ما تدل عليـه كل منها، أى من حيث المدرك والمفـهوم والدلالة التطبيقية. كذلك إذا أردنا أن نكوّن مقياسا للاتجاه نحو موضوع ما فإننا نعتمد بالضرورة على هذه الخاصية ـ خاصية تفرد الرقم بالذاتية ـ فى اقتراحنا لهذا المقياس، مثال ذلك:

مكان المرأة الطبيعى هو المنزل ١ ٢ ٣ ٤ ٥.

وهنا يدل الرقم ٥ على الموافقة المطلقة على مـحتوى هذه العبارة، والرقم ٤ على الموافقة، أمـا الرقم ٣ فيدل على عدم التـأكد من الموقف حيال هذه العـبارة، بينما يدل الرقم ٢ على الرفض أما الرقم ١ فيدل على الرفض المطلق لـما جاء فى هذه العبارة.

ومعنى ما سبق هو أنـنا وثقنا تماما من أن الرقم ١ يختلف عن الرقم ٢، ٣، ٤، ٥ ومن ثم أعطى كل رقم من هذه الأرقام مـعنى خاصا ومفهـوما محددا يخـتلف عما أعطى للرقم الآخر. وهذا مـا يعطى لهذه العبارة (وحـدة من وحدات المقياس) خـاصية القياس أوالتقدير.

ولو لم يتـفـرد كل رقم بذاته لـمـا أمكن لأى مقيـاس من المقـاييس أن تكون له خاصية القياس.

٢ ـ والخاصية الثانية للأرقام هى خاصية التنظيم بالرتبة والترتيب، وهى خاصية فى الحقيقة تعتمـد على أن كل رقم له ذاتيته الخاصة به والتى تميزه عن الرقم الآخر، وتعتمـد أيضا على أن كل رقم له علاقة متضاعـفة مع الوحدة حيث نجـد إن ٣ تزيد عن ٢ وأربعـة تزيد عن ثلاثة، وخـمـسـة تزيد عن أربعـة وهكذا.

* راجع المنطوقات الرياضية رقم ١، ٢، ٣.

وعملية الترتيب فى حد ذاتها من العمليات المستخدمة فى جميع المجالات. فعلى سبيل المثال يمكن لنا أن نرتب بعض قطع من المعادن أو الأحجار حسب درجة صلابة كل منها، كما يمكن أن نرتب هذه القطع حسب وزن كل منها أو أبعادها أو درجة لمعانها أو غير ذلك من الخواص. ولكن ـ وفى كل مرة هناك معيار خاص لترتيب هذه العناصر أو الأشياء: وهو معيار كمى يعتمد على مدى قرب أو بعد كل عنصر من وحدة خاصة ـ مثل وحدة الوزن أو وحدة الطول أو وحدة الصلابة أو غير ذلك.

وبالمقارنة فإنه يمكن أن نستخدم منطق الترتيب هذا فى عمليات القياس النفسى، فعندما نحصل على الدرجات النهائية للأفراد فى اختبار من الاختبارات النفسية أو العقلية يمكن بل يجب أن تقبل هذه الدرجات عملية الترتيب سواء كان هذا الترتيب تصاعديا أو تنازليا. كما يمكن استخدام عملية الترتيب عند المقارنة بين الأفراد من حيث خاصية معينة من الخصائص السيكولوجية فيمكن للفاحص أن يرتب الأفراد حسب خاصية الثبات الانفعالى مثلا أو الميل الاجتماعى أو غير ذلك من الخصائص.

وهو فى كل مرة يعتمد على معيار كمى يعبر عن مدى بعد أو قرب الفرد من (وحدة) الخاصية التى يتم الترتيب على أساسها.

٣ ـ والخاصية الثالثة للأرقام هى خاصية الإضافة*. وهى توضح أن عملية إضافة الأرقام بعضها إلى بعض لابد أن تعطى من النتائج ما هو نسق متناسق كنظام رقمى فإن إضافة ٥ + ٤ = ٩، ٧ + ٦ = ١٣.

وهذا يعنى أنه ما دام ٥ أصغر من ٧، ٤ أصغر من ٦ فإن حاصل جمع ٥ + ٤ لابد أن يكون أصغر من حاصل جمع ٧ + ٦. وهذا نسق متناسق.

هذه هى النقطة الأولى. أما النقطة الثانية فهى أن المقصود بعملية الإضافة ليس عملية الجمع البسيط فقط مثل ٣ + ٤ = ٧ ولكن الحقيقة التى يجب أن يلم بها دارس القياس النفسى هى أن خاصة الإضافة تعنى العمليات الحسابية الأربع الأساسية فهى تعنى الجمع والطرح والضرب والقسمة. فأما عن الجمع البسيط فهو واضح فإن إضافة ٦ إلى ٨ يعبر عنها بعملية جمع هى ٦ + ٨. وبذلك تتضح العلاقة بين عملية الجمع البسيط وخاصة الإضافة. وأما عن الطرح البسيط فنحن نتصورها دائما على أنها علاقة سالبة بين رقمين مثل ٨ - ٢ = ٦، والحقيقة أنه يمكن إعادة صياغة هذه العملية البسيطة لتصبح +٨ - ٢ = + ٦ أى أنها عملية جمع جبرى أو إضافة رقم موجب الإشارة هو + ٨ إلى رقم سالب الإشارة هو - ٢. وهذا يعنى أن عملية الطرح هى فى حقيقتها عملية جمع أو إضافة.

* راجع المنطوقات الرياضية رقم ٦، ٧، ٨، ٩.

وبالمثل يمكن أن نوضح علاقة خاصة الإضافة بكل من عمليتى الضرب والقسمة، فالضرب هو عملية جمع مركب أو متكرر فإن ٤ + ٤ + ٤ + ٤ + ٤ تساوى ٢٠ وهى عبارة عن ٤ × ٥.

وأما عمليـة التقسيم أو (القسمـة) فهى عملية طرح مركـبة أو متكررة، أو بمعنى آخر هى عـملية مركـبة خطواتهـا عبارة عن إضـافة رقم موجب الإشـارة إلى رقم آخر سالب الإشارة كما سبق أن أوضحنا.

فإذا أردنا تقسيم ٣٦ + ٤ نجد أن الناتج = ٩.

ويمكن ملاحظة خطوات هذه العملية كما يلى:

(١) + ٣٦ - ٤ = + ٣٢.

(٢) + ٣٢ - ٤ = + ٢٨.

(٣) + ٢٨ - ٤ = + ٢٤.

(٤) + ٢٤ - ٤ = + ٢٠.

(٥) + ٢٠ - ٤ = + ١٦.

(٦) + ١٦ - ٤ = + ١٢.

(٧) + ١٢ - ٤ = + ٨.

(٨) + ٨ - ٤ = + ٤.

(٩) + ٤ - ٤ = صفر.

عدد الخطوات تسع (٩) وهو خارج القسمة.

من هنا يتضح صحة ما زعمناه سابقا من أن خاصة الإضافة التى تميز الأرقام هى فى الحقيقـة عبارة عن العـمليات الحسابيـة الأساسية الأربع. ولكن مـا معنى ذلك كله بالنسـبة للقيـاس فى علم النفس ومـا جدوى هذه المناقشـة والتوضـيحـات فى خواص الأرقام؟

لابد أنك طالعت بعض الاختبارات النفسـية إن لم يكن للتخصص والدراسة من مقررات سابقة فقد يكون من أجل معرفـة كيف يختبرون النفس الإنسانية، وليكن مثالنا اختبارا من اختبارات الشخصية حيث نجد أنه عادة ما يتكون من مجموعة من العبارات أو البنود قد يصل عددها أحيانًا إلى أكـثر من ٢٠٠ أو ٣٠٠، وأمام كل عبارة من تلك العبارات بعض الإجابات: اثنتين أو ثلاثة وكل إجابة لهـا دلالة معينة. ويقوم المفحوص كما هو معروف بقراءة الاختبار والإجـابة عليه. وبعد ذلك تصبح لهذا المفحوص درجة نهائية من اختبار الشخصية هذا.

ولكن كيف أمكن الحصول على مثل هذه الدرجة النهائية؟

فى بعض الاختبارات يقوم الفاحص بجمع الإجابات (الصحيحة) معطيا كلا منها حدة كوزن مميز فيصبح الجمع النهائى (البسيط) هو الدرجة النهائية للمفحوص. معنى هذا أيضا أن الفاحص أعطى الإجابة (غير الصحيحة) كمية الصفر كوزن معين.

وفى بعض الاختبارات الأخرى يعطى الفاحص الوزن + ١ للإجابة الصحيحة الوزن - ١ للإجابة غير الصحيحة، ثم يقوم بجمع أوزان العبارات المختلفة جمعا جبريا كما سبق الإشارة - وتكون الحصيلة هى الدرجة النهائية للمفحوص. ومعنى ذلك أنه فى هذه الاختبارات وغيرها جاءت الدرجة النهائية للمفحوص بناء على خاصة الإضافة التى تتميز بها الأرقام، فلولا هذه الخاصية لما أمكن الحصول على درجة نهائية لأى مفحوص على أى اختبار ولما أصبحت لكل اختبار وحدته البنائية الخاصة به حيث تكون العبارة هى وحدة القياس وليس الاختبار.

ثالثا - النزعة المركزية للأرقام:

الأرقام التى نتعامل معها دائما فى القياس لها نزعتان أو تميل دائما إلى إحدى نهايتين إما إلى التمركز Central Tendency وهذه نزعة أو ميل يقيسه عدة أدوات رياضية بسيطة يحسن بدارس القياس النفسى أن يتعرف عليها. وأما الميل الآخر أو النزعة الأخرى فهى نزعة إلى التشتت Variability وهذه نزعة لها أدواتها الرياضية البسيطة أيضا لحسابها وتقديرها.

أما بخصوص الميل الأول أو النزعة الأولى - النزعة المركزية - فإذا نظر الطالب إلى أى مجموعة من الأرقام فى جدول ما أو توزيع ما فإنه سوف يبحث دائما عن شىء عام يربط هذه الأرقام معا شأنه فى ذلك شأن من يزور بلدا من البلاد لأول مرة حيث نجده يتفرس فى وجوه أهالى هذا البلد محاولا أن يجد مجموعة من الملامح المشتركة بينهم بحيث إذا التقى بأى من هؤلاء فيما بعد يستطيع أن يقول إن هذا الشخص أو ذاك ينتمى مثلا إلى السويد أو إلى إنجلترا أو غير ذلك.

ومحاولة الفرد هذه هى فى الحقيقة محاولة «المركزة» ملامح هؤلاء الأفراد جميعا فى وجه عام مشترك، أو بمعنى آخر هى محاولة لإيجاد الفرد المتوسط أو الوجه المتوسط لهذه الوجوه والملامح جميعا.

ونفس الشىء يقال فى حالة دراسة الأرقام حيث نبحث عن «مركزة» هذه الأرقام جميعا فى رقم متوسط يحمل خواصها وملامحها بل وينتمى إليها ممثلا كل رقم منها. وأبسط خطوات البحث هى حساب المتوسط الحسابى لهذه الأرقام Mean أو حساب الوسيط Median أو حساب المنوال Mode. حيث إنه عند حساب هذه الدلائل تصبح أمامنا الفرصة السانحة لعملين على جانب كبير من الأهمية:

١ ـ إيجاد ذلك الرقم المتوسط الذى يدل على خصائص أرقام مجموعة من المجموعات. فيكفى أن ننظر إلى ذلك الرقم المتوسط لنعرف الكثير عن خصائص هذه المجموعة من الأرقام، كما ننظر إلى الرجل الإنجليزى المتوسط لنعرف الكثير عن خصائص الشعب الإنجليزى على سبيل المثال.

وعندما يقوم المعلم بإجراء اختبار فى مادة الحساب مثلا بين تلاميذ الفصل فإنه يميل عادة إلى الكلام عن هذا الفصل بصورة عامة من حيث درجة القوة أو الضعف فى هذه المادة وسبيله إلى ذلك هو البحث عن الدرجة المتوسطة أو حساب الدرجة المتوسطة لهؤلاء التلاميذ.

٢ ـ بناء على الخطوة الأولى والتى قام بها المعلم لحساب المتوسط أو الدرجة المتوسطة فإنه يمكن أن نقارن بين عدة فصول أو مجموعات فى وقت واحد فنقول: إن هذا الفصل أقوى من ذاك اعتمادا على مقارنة هذه المتوسطات بعضها ببعض.

حساب المتوسط:

يمكن حساب المتوسط كما هو معروف عن طريق جمع الدرجات جميعا ثم تقسيمها على عدد هذه الدرجات، أو عدد أفراد المجموعة. وبطبيعة الحال فإن ما سوف نسوقه هنا من مثال أو أمثلة إنما هو لتوضيح الفكرة فقط، إذ إنه من الممكن استخدام الآلات الحاسبة الحديثة فى حساب المتوسط مباشرة.

لنفرض مثلا أن الفصل الدراسى الذى أجرى عليه المعلم اختبار الحساب مكون من ثلاثين تلميذا وكانت درجاتهم كما يلى فى هذا الاختبار.

جدول رقم (١)

رقم التلميذ	الدرجة	رقم التلميذ	الدرجة	رقم التلميذ	الدرجة
١	٣١	١١	٤٦	٢١	٢٦
٢	٢٥	١٢	٤٢	٢٢	٢٦
٣	٢٥	١٣	٣٥	٢٣	٢٧
٤	٣٠	١٤	٣٠	٢٤	٤١
٥	٤٢	١٥	٢٨	٢٥	٤٠
٦	٤٤	١٦	٢٨	٢٦	٣٢
٧	٣٢	١٧	٢٤	٢٧	٣١
٨	٤٠	١٨	٣٧	٢٨	٣٦
٩	٤٠	١٩	٣٩	٢٩	٢٩
١٠	٣٤	٢٠	٤٠	٣٠	٤٠

فإذا أراد المعلم أن يحسب المتوسط البسيط فإن عليه أن يجمع هذه الدرجات جميعها ويقسمها على ٣٠ (وهو عدد التلاميذ) وذلك كما فى القانون التالى:

$$\text{المتوسط} = \frac{\text{مجموع الدرجات}}{\text{عدد الأفراد}} \qquad \text{أو م} = \frac{\text{مج س}}{\text{ن}}$$

حيث م = المتوسط، مج س = مجموع الدرجات، ن = عدد أفراد الجماعة.

$$\therefore \text{م} = \frac{١٠٢٠}{٣٠} = ٣٤$$ وهو متوسط درجات هذه المجموعة المكونة من ثلاثين تلميذا.

ولكن أحيانا لا تكون الدرجات متفرقة كما هى الحال فى جدول رقم (١) حيث كل تلميذ وقد رصدت درجته أمامه. فقد تكون الدرجات متجمعة فيما يسمى بالتجمع التكرارى، حيث تكون هناك فئات للدرجات، وأمام كل فئة عدد التلاميذ الذين تقع درجاتهم فى اختبار الحساب ضمن حدود هذه الفئة. ويطلب من المعلم أن يحسب المتوسط لهذه المجموعة.

ولنأخذ نفس المثال السابق فى جدول رقم (١): فمن الملاحظ فى ذلك الجدول أن أقل درجة هى ٢٤ وأن أعلى درجة هى ٤٦، أى أن مدى الدرجات هو من ٢٤ إلى ٤٦. وبذلك سوف نوزع هذه الدرجات على فئات بحيث تكون مدى (اتساع) الفئة خمس درجات مثلا فنجد أن فى:

أ	ـ الفئة من	٢٤ ـ ٢٨	هناك	٨	تلاميذ
ب	ـ الفئة من	٢٩ ـ ٣٣	هناك	٧	تلاميذ
جـ	ـ الفئة من	٣٤ ـ ٣٨	هناك	٤	تلاميذ
د	ـ الفئة من	٣٩ ـ ٤٣	هناك	٩	تلاميذ
هـ	ـ الفئة من	٤٤ ـ ٤٨	هناك	٢	تلميذان

بعد ترتيب درجات التلاميذ فى هذه الفئات نبحث عن الدرجة التى تتوسط كل فئة من هذه الفئات وتسمى مركز الفئة. فعلى سبيل المثال الفئة الأولى وهى من ٢٤ إلى ٢٨ يمكن أن تفصل كما يلى:

٢٤ ـ ٢٥ ـ ٢٦ ـ ٢٧ ـ ٢٨ ومعنى ذلك أن الدرجة التى تتوسط هذه الفئة (أو السلسلة الرقمية) هى الدرجة ٢٦. ويمكن بالمثل إيجاد مراكز الفئات الأخرى، ولكن هناك قاعدة بسيطة يمكن أن يلم بها الدارس فيستخدمها لحساب مركز الفئة مباشرة. فمن المعروف أن الفئة التى تبدأ من ٢٤ وتنتهى عند ٢٨ ليست كذلك فعلا ولكنها فى الواقع

تبدأ من ٢٣,٥ وتنتهى عند ٢٨,٥ لأن الرقم ٢٤ فى حد ذاته يبدأ عند ٢٣,٥ والرقم ٢٨ ينتهى عند ٢٨,٥. وعليه تصبح القاعدة المستخدمة لحساب مركز الفئة هى:

$$\text{مركز الفئة} = \text{الحد الأدنى للفئة} + \frac{\text{الحد الأعظم للفئة} - \text{الحد الأدنى للفئة}}{٢}$$

$$= ٢٣,٥ + \frac{٢٨,٥ - ٢٣,٥}{٢}$$

$$= ٢٣,٥ + ٢,٥ = ٢٦$$

بعد حساب مراكز الفئات يصبح التنظيم السابق كما يلى:

جدول رقم (٢)

الفئة (ف)	التكرار (ك)	مركز الفئة (أ)	ك × أ
٢٤ـ٢٨	٨	٢٦	٢٠٨
٢٩ـ٣٣	٧	٣١	٢١٧
٣٤ـ٣٨	٤	٣٦	١٤٤
٣٩ـ٤٣	٩	٤١	٣٦٩
٤٤ـ٤٨	٢	٤٦	٩٢
		مج	١٠٣٠

ثم نضرب التكرار ك × مركز الفئة (أ) ونجمع حواصل الضرب لنحصل على مج ك أ حيث نحصل على المتوسط من القانون:

$$\text{م (المتوسط)} = \frac{\text{مج ك أ}}{\text{ن}}$$

حيث ن هى عدد الحالات.

$$\therefore \text{م} = \frac{١٠٣٠}{٣٠} = ٣٤,٣$$ وهو يساوى تقريبا المتوسط الذى سبق أن حسبناه من الدرجات المتفرقة. ولكن هناك سؤال يقفز إلى ذهن القارئ: لماذا لم يكن المتوسط واحدا بالضبط فى الحالتين؟

لاحظ أنه فى حالة جمع الأرقام فى فئات عددية كما سبق يفقدها استقلالها الذاتى وتعبيرها عن أشياء مختلفة، وبالتالى تم اختيار مركز الفئة كرقم متوسط يمثل كل الأرقام التى تحتويها الفئة. ومن هنا جاء عدم التطابق التام بين قيمتى المتوسط.

فعلى سبيل المثال يمكن أن نلاحظ فى الفئة الأخيرة (٤٤ ـ ٤٨) أن المركز أو الرقم المتوسط فيها هو ٤٦ رغم أنه لا يوجد فى الجدول الأصلى غير ٤٦ واحدة فقط ويشترك معها فى نفس الفئة رقم آخر هو ٤٤ فكان مركز الفئة وهو ٤٦ يمثل كلا من ٤٦، ٤٤.

وهناك طريقة ثالثة ومختصرة لحساب المتوسط تعتمد على جدول التكرارات أو الفئات، وتسمى طريقة حساب المتوسط عن طريق الافتراض، ويمكن توضيح هذه الطريقة فى الخطوات التالية:

١ ـ الخطوة الأولى هى أن نقوم بإعداد جدول التكرارات كما سبق بحيث يضم هذا الجدول مدى الفئة ومركز الفئة والتكرار، وذلك على النحو التالى:

الفئة	مركز الفئة	التكرار
٢٤ـ٢٨	٢٦	٨
٢٩ـ٣٣	٣١	٧
٣٤ـ٣٨	٣٦	٤
٣٩ـ٤٣	٤١	٩
٤٤ـ٤٨	٤٦	٢

٢ ـ الخطوة الثانية هى أن نفترض متوسطا ما وغالبا ما يكون هذا المتوسط المفترض هو مركز الفئة التى تتوسط التوزيع أو الفئة التى تحوى أكبر تكرار. وسوف نختار هذا المتوسط المفترض على أنه مركز الفئة الوسطى أى (٣٤ ـ ٣٨) وهو ٣٦.

٣ ـ الخطوة الثالثة هى أن نعين مقدار انحراف مركز كل فئة من الفئات التى تعلو هذه الفئة أو التى تليها على أن تكون وحدة هذا الانحراف هى اتساع (مدى) الفئة.

فعلى سبيل المثال نجد أن مركز الفئة الأولى هو ٢٦. بينما مركز الفئة المختارة أو المتوسط المفترض هو ٣٦ . فيكون مقدار الانحراف مقدرا بوحدات مدى الفئة هو

$$\frac{٢٦ - ٣٦}{٥} = -٢$$

حيث ٥ هى مدى الفئة.

ثم نجد الفئة الثانية ومركزها ٣١ ذات انحراف عن المتوسط المفترض

يساوى $\frac{٣١ - ٣٦}{٥}$ = - ١

وأما الفئة الثالثة فإن مركزها هو نفسه المتوسط المفترض. أى أن الانحراف فى

هذه الحالة = صفرا حيث $\frac{٣٦ - ٣٦}{٥}$ = صفر

ثم الفئة الرابعة ومركزها ٤١ نجد أنه ينحرف عن هذا المتوسط المفترض

كما يلى $\frac{٤١ - ٣٦}{٥}$ = + ١

ثم الفئة الخامسة ومركزها ٤٦ نجد أنه ينحرف عن هذا المتوسط بمقدار + ٢

حيث $\frac{٤٦ - ٣٦}{٥}$ = + ٢.

ثم نرصد هذه النتائج فى الجدول التالى:

جدول رقم (٣)

الفئة	مركز الفئة	التكرار (ك)	الانحراف عن المتوسط المفترض (أَ)	مج ك أ
٢٤ـ٢٨	٢٦	٨	- ٢	- ١٦
٢٩ـ٣٣	٣١	٧	- ١	- ٧
٣٤ـ٣٨	٣٦	٤	صفر	صفر
٣٩ـ٤٣	٤١	٩	+ ١	+ ٩
٤٤ـ٤٨	٤٦	٢	+ ٢	+ ٤

- ١٠

٤ ـ الخطوة الرابعة هى إيجاد حاصل ضرب التكرار ك × الانحراف أَ لنحصل على ك أَ ثم نحسب المجموع الجبرى كما هو فى العمود الأخير من الجدول ويساوى - ١٠.

٥ ـ بعد ذلك نقسم هذا المجموع (- ١٠) على عدد أفراد المجموعة (٣٠) لنحصل على متوسط هذه الانحرافات ونضرب الناتج فى مدى

الفئة (٥) لنحصل على ما يسمى بمقدار التصحيح للمتوسط ويساوى

$$= \frac{-١٠}{٣٠} \times ٥ = - ١\frac{٢}{٣}$$

٦ ـ نجمع هذا الرقم على المتوسط المفترض جمعا جبريا فينتج المتوسط الحقيقى أى

$$٣٦ - ١\frac{٢}{٣} = ٣٤,٣$$

وهو نفس المتوسط الذى حصلنا عليه من الطريقة السابقة.

ومن أجل التوضيح لنفترض أننا اخترنا فئة وحددنا مركزها على أنه المتوسط المفترض ولتكن هى الفئة قبل الأخيرة (٣٩ ـ ٤٣) وهى التى تضم أكبر عدد من الأفراد (أعلى تكرار) وبذلك يصبح المتوسط المفترض هو مركز هذه الفئة أى ٤١. وسوف نوضح الخطوات السابقة فى الجدول التالى:

جدول رقم (٤)

الفئة	مركز الفئة	التكرار (ك)	الانحراف اَ	مج ك اَ
٢٤ ـ ٢٨	٢٦	٨	- ٣	- ٢٤
٢٩ ـ ٣٣	٣١	٧	- ٢	- ١٤
٣٤ ـ ٣٨	٣٦	٤	- ١	- ٤
٣٩ ـ ٤٣	٤١	٩	صفر	صفر
٤٤ ـ ٤٨	٤٦	٢	+ ١	+ ٢

- ٤٠

رقم التصحيح(*) = ت = $\frac{٤٠}{٣٠}$

مقدار التصحيح = $- \frac{٤٠}{٣٠} \times ٥ = - ٦\frac{٢}{٣}$ حيث ى =٥ = مدى الفئة

المتوسط الحقيقى = $٤١ - ٦\frac{٢}{٣} = ٣٤,٣$

ومعنى ذلك أن النتيجة سوف تكون واحدة مهما اختلف مكان المتوسط المفترض.

بذلك نكون قد استعرضنا ثلاث طرق لحساب المتوسط الحسابى؛ أولها هى الطريقة التقليدية حيث نجمع جميع الدرجات ونقسمها على عددها وهذه أكثرها دقة، والطريقة الثانية هى طريقة استخدام الجدول التكرارى العادى بصورة مطولة لحساب المتوسط، والطريقة الثالثة هى استخدام نفس الجدول بصورة قصيرة مختصرة.

(*) رقم التصحيح هو (ت) ويساوى فى هذه الحالة $-\frac{٤٠}{٣٠}$ ثم يضرب فى (ى) مدى الفئة للحصول على مقدار التصحيح.

ونعود ونكرر أن الآلات الحاسبة يمكن أن تعين الطالب على حساب المتوسط مباشرة بعد إدخال الدرجات الخام دون تبويب فى جداول تكرارية، أو استخدام الحاسب الآلى فى الحصول على كل البيانات المطلوبة للتوزيع من الدرجات. وما قصدنا به فى الفقرات السابقة إنما لفت نظر الطالب إلى منطق حساب المتوسط من الدرجات الخام أو جداول التكرار.

وهناك إشارة أخيرة ضرورية فى هذا المجال سوف تعترض طريق دارس القياس النفسى دائما وهى المتوسط العام لعدة مجموعات مختلفة العدد أو ما يسمى بالمتوسط الوزنى.

لنفرض مثلا أن المعلم يقوم بتدريس مادة الحساب فى فصلين مختلفين حيث قام بتطبيق اختبار تحصيلى واحد فى كلا الفصلين فكان متوسط درجات الفصل الأول وعدده ثلاثون تلميذا هو ٣٢ ومتوسط درجات الفصل الثانى وعدده أربعون تلميذا هو ٣٥.

وبذلك يصبح المتوسط العام هو: $\frac{٣٥ \times ٤٠ + ٣٢ \times ٣٠}{٤٠ + ٣٠} = ٣٣,٧$

ولكن لا يمكن حساب هذا المتوسط بأن نجمع كلا المتوسطين ونقسمهما على ÷ ٢

أى $\frac{٣٢ + ٣٥}{٢} = ٣٣,٥$ فهذا خطأ.

ومثال آخر للتوضيح، لنفرض أن عدد المجموعة الأولى ١٠ ومتوسطها ٦٢ وعدد المجموعة الثانية ٤٠ ومتوسطها ٦٦. فيصبح المتوسط العام الصحيح

هو $= \frac{٦٦ \times ٤٠ + ٦٢ \times ١٠}{٤٠ + ١٠} = ٦٥,٢$.

ولكنه لا يمكن أن يكون ٦٤ أى $\frac{٦٢ + ٦٦}{٢}$ فهذا خطأ.

وبذلك يصبح القانون الخاص بحساب المتوسط العام هو:

$$م_ع = \frac{ن_١ م_١ + ن_٢ م_٢ + \dots\dots\dots + ن_ن م_ن}{ن_١ + ن_٢ + \dots\dots\dots + ن_ن}$$

حيث $م_ع$ = المتوسط العام، $ن_١$ حجم المجموعة الأولى، $م_١$ متوسط المجموعة الأولى، وهكذا.

حساب الدرجة الوسيطية Median Point:

الدرجة الوسيطية هى الدرجة التى تتوسط مجموعة الدرجات مرتبة ترتيبا تصاعديا أو تنازليا - أى مرتبة حسب حجمها. فعلى سبيل المثال إذا كانت لدينا هذه الأعداد: ١ ٢ ٣ ٤ ٥.

فإن الرقم ٣ هو الرقم الوسيط حيث إنه يتوسط هذه المجموعة، إذ إنه يسبق رقمين هما (٤، ٥) ويأتى بعد رقمين هما (١، ٢).

فإذا كان لدينا مجموعة أخرى من الأرقام مثل ٧، ١٠، ٨، ١٢، ٩، ١١، ٧ فإننا نقوم أولا بترتيب هذه المجموعة من الأرقام على النحو التالى:

٧ ٧ ٨ ٩ ١٠ ١١ ١٢.

وهنا نجد أن الرقم الوسيط أو الدرجة الوسيطية هى ٩ وذلك لأنه الرقم الذى يتوسط هذه السلسلة الرقمية المرتبة.

ولكن لاحظ فى مثالنا الأول أن عدد الأرقام كان خمسة وفى مثالنا الثانى كان سبعة أى أن العدد أحادى.

ولكن ما هو الحال عندما يكون العدد زوجيا. أى أن يكون عدد الأرقام فى هذه السلسلة الرقمية هو ٦ مثلا:

٧ ٨ ٩ ١٠ ١١ ١٢.

فأين تكون الدرجة الوسيطية فى هذه الحالة؟ الدرجة الوسيطية هنا هى ٩,٥ التى هى الحد الأعلى للرقم ٩ والحد الأدنى للرقم ١٠ حيث إن الرقم ٩ ينتهى عند ٩,٥ حيث يبدأ الرقم ١٠:

٧ ٨ ٩ ٩,٥ ١٠ ١١ ١٢.

وبذلك نلاحظ أن الرقم ٩,٥ يتوسط هذه السلسلة الرقمية التى تبدأ عند ٧ وتنتهى عند ١٢.

ولكن لابد أن تكون هناك قاعدة لحساب الدرجة الوسيطية سواء كان عدد الأرقام أحاديا أو زوجيا، وذلك إذا كانت هذه الأرقام متفرقة وليست متجمعة فى جدول تكرارى، والقاعدة هى مكان الدرجة الوسيطية كما يلى = $\frac{ن + ١}{٢}$ والنتيجة هى رتبة أو مكان الدرجة الوسيطية وليست قيمتها العددية، ففى مثالنا الأول. بعد ترتيب الدرجات السبع ترتيبا تصاعديا. يمكن حساب أو معرفة مكان الدرجة الوسيطية كما يلى.

$\frac{٧ + ١}{٢}$ = ٤. أى أن الدرجة الوسيطية هى الرابعة من حيث الترتيب وهى (٩) فى هذا المثال.

وفى مثالنا الثانى نجد أن مكان الدرجة الوسيطية هو: $\frac{٦ + ١}{٢}$ = ٣,٥ أى أن مكانها يأتى بعد ثلاثة أرقام ونصف الرقم وهى ٩,٥، وذلك تطبيقا للقاعدة السابقة $\frac{ن + ١}{٢}$ حيث ن هى عدد الأرقام فى السلسلة الرقمية.

هذا فيما يختص بحساب الدرجة الوسيطية عندما تكون الأرقام متفرقة.

ولكن ماذا عن طريقة حساب هذه الدرجة الوسيطية عندما تكون الأرقام فى تجمع تكرارى.

القاعدة المستخدمة لحساب الدرجة الوسيطية فى هذه الحالة هى:

$$\text{الدرجة الوسيطية} = ح + \frac{٠,٥ \cdot ن - \text{مج } ن'}{ك'} \times ى$$

حيث ح هى الحد الأدنى للفئة التى يقع فيها الوسيط (سوف نوضح ذلك).

ن عدد الدرجات التى تكون التجمع التكرارى أو عدد أفراد العينة

مج ن َ مجموع الدرجات أو التكرارات التى تقع قبل الفئة التى تحتوى الدرجة الوسيطية.

ك َ هى عدد الدرجات أو التكرارات التى تحتويها الفئة التى تضم الدرجة الوسيطية.

ى هى مدى أو اتساع الفئة.

ولنأخذ المثال التالى لتوضيح حساب الدرجة الوسيطية عن طريق استخدام هذه القاعدة.

لنفترض أننا قمنا بتطبيق اختبار من اختبارات القدرات على مجموعة مكونة من خمسين فردا، ثم جمعت الدرجات التى حصلوا عليها فى هذا الاختبار على هيئة الجدول التكرارى التالى:

جدول رقم (٥)

الفئات (الدرجات)	التكرار (عدد الأفراد من كل فئة)
١٤٠ ـ ١٤٤	١
١٤٥ ـ ١٤٩	٣
١٥٠ ـ ١٥٤	٢
١٥٥ ـ ١٥٩	٤
١٦٠ ـ ١٦٤	٤
١٦٥ ـ ١٦٩	٦
١٧٠ ـ ١٧٤	١٠
١٧٥ ـ ١٧٩	٨
١٨٠ ـ ١٨٤	٥
١٨٥ ـ ١٨٩	٤
١٩٠ ـ ١٩٤	٢
١٩٥ ـ ١٩٩	١
ى = ٥	ن = ٥٠

من المنطقى أن تكون الدرجة الوسيطية هى النقطة التى تقع عند منتصف هذه الجماعة المكونة من ٥٠ فردا (أو أى عدد آخر)، ومعنى ذلك أن هذه الدرجة تقع عند الفرد رقم ٢٥,٥ عندما يتم ترتيب هذه الدرجات بناء على حجمها لاحظ $\frac{ن + ١}{٢}$.

وهنا سوف نجمع عدد الأفراد فى هذا الجدول حتى نصل إلى الشخص رقم ٢٥,٥ فتكون الدرجة الوسيطية تقع فى الفئة التى تحتوى هذا الفرد.

وعندما نطبق ذلك على الجدول السابق نجد أن الفئة (١٧٠ ـ ١٧٤) تحتوى الفرد رقم ٢٥,٥، لأن كل ما قبلها عشرون فردا فقط وهم:

١ + ٣ + ٢ + ٤ + ٤ + ٦ = ٢٠. وأيضا لأن كل ما بعد هذه الفئة هم عشرون أيضا: ٨ + ٥ + ٤ + ٢ + ١ = ٢٠. إذن لابد أن يكون الفرد رقم ٢٥,٥ فى هذه الفئة (١٧٠ ـ ١٧٤) والتى حدها الأدنى ١٦٩,٥.

وعند تطبيق القاعدة السابقة:

$$\text{الدرجة الوسيطية} = ١٦٩,٥ + \frac{\frac{٥٠}{٢} - ٢٠}{١٠} \times ٥$$

$$= ١٦٩,٥ + \frac{٢٥ - ٢٠}{١٠} \times ٥$$

$$= ١٦٩,٥ + \frac{٥}{١٠} \times ٥$$

$$= ١٧٢,٠$$

أى أن الدرجة ١٧٢ هى الدرجة الوسيطية فى هذا التوزيع. ولكن يمكن أن نلاحظ أن هذا التوزيع السابق مثالى من حيث إن جميع الفئات بها تكرارات، وأن الفئة التى تقع فيها الدرجة الوسيطية تتوسط هذا التوزيع تقريبا. ولكن هذه ليست الحال دائما مع دارس القياس فلننظر إلى هذا المثال:

جدول رقم (٦)

الفئة	التكرار	ملاحظات
٠ ـ ١	١	
٢ ـ ٣	١	
٤ ـ ٥	١	
٦ ـ ٧	٢	
٨ ـ ٩	٠	أى لا يوجد أحد حصل على درجة فى هذه الفئة.
١٠ ـ ١١	٠	
١٢ ـ ١٣	٢	
١٤ ـ ١٥	٠	
١٦ ـ ١٧	٠	
١٨ ـ ١٩	١	
	٢	

ن = ١٠

ونحاول الآن أن نحقق الخطوة الأولى، وهى إيجاد الفئة التى تقع فيها الدرجة الوسيطية. ومما هو معروف أنه ما دام عدد أفراد المجموعة = ١٠ فإن الدرجة الوسيطية تقع عند الفرد رقم ٥,٥ حيث $\frac{١٠ + ١}{٢} = \frac{١}{٢}$ ٥.

ولنبدأ الآن فى حصر العدد ابتداء من أعلى الجدول فسوف نجد أن ١ + ١ + ١ + ٢ = ٥. ثم إذا بدأنا العدد من أسفل الجدول سوف نحصل على ٢ + ١ + ٠ + ٠ + ٢ = ٥. ومعنى ذلك أن هناك درجتين وسيطيتين بعيدتين عن بعضهما البعض. والسبب فى هذا الخطأ الظاهرى وجود الفجوات (أى الأصفار) فى هذا التوزيع. ولكن لابد أن توجد طريقة للتغلب على ذلك.

من الواضح أنه فى حالة العد الأول أى ابتداء من أعلى الجدول سوف نجد أن الفئة التى يحتمل أن تقع فيها الدرجة الوسيطية هى (٦ ـ ٧). أى الفئة عند الـ٥٠ ٪ مباشرة والتى حدها الأعلى ٧,٥ وهو الحد الأدنى للفئة (٨ ـ ٩). وأما فى حالة العد الثانى أى من أسفل إلى أعلى فإن الدرجة الوسيطية هنا يحتمل أن تقع عند الفئة من ١٢ ـ ١٣ والتى حدها الأدنى ١١,٥ وهو الحد الأعلى للفئة من ١٠ ـ ١١.

وواضح أيضا أن السبب فى وجود وسيطين هو فجوات الأصفار الموجودة فى التوزيع، وخاصة فى الفئة ٨ ـ ٩، والفئة ١٠ ـ ١١. إذ إن كليهما له تكرار يساوى الصفر. ومن أجل هذا سوف نضم الفئة ٨ ـ ٩ إلى الفئة ٦ ـ ٧ لتصبح فئة واحدة تبدأ من ٦ وتنتهى عند ٩ أى من ٦ ـ ٩.

وبالمثل سوف نضم ١٠ ـ ١١ إلى الفئة ١٢ ـ ١٣ لتعطى فئة واحدة تبدأ من ١٠ وتنتهى عند ١٣ أى من ١٠ ـ ١٣. وهذا يعنى أننا تخلصنا من وجود تكرار الصفر فى المنطقة المحيطة بالمكان المحتمل للدرجة الوسيطية. ويصبح الجدول كما يلى:

جدول رقم (٧)

الفئة	التكرار
٠ ـ ١	١
٢ ـ ٣	١
٤ ـ ٥	١
٦ ـ ٩	٢
١٠ ـ ١٣	٢
١٤ ـ ١٥	٠
١٦ ـ ١٧	٠
١٨ ـ ١٩	١
٢٠ ـ ٢١	٢

وهنا إذا بدأ العد للحصول على ٥٠ ٪ من عدد أفراد المجموعة سواء من أعلى أو من أسفل فسوف نصل إلى نفس النقطة وهى الحد الأعلى للفئة ٦ ـ ٩ والحد الأدنى للفئة ١٠ ـ ١٣ وتساوى فى كلتا الحالتين ٩,٥.

ويمكن تطبيق القانون السابق كما يلى:

$$\text{الوسيط} = ٩,٥ + \frac{\frac{١٠}{٢} - ٥}{٢} \times ٢$$

$$= ٩,٥ + \frac{٥ - ٥}{٢} \times ٢$$

$$= ٩,٥$$

بالإضافة إلى ما سبق يمكن أن نستخدم هذا القانون فى حساب الإرباعى الأول (حيث يقع ٢٥ ٪ من أفراد العينة)، أو الثانى (حيث يقع ٥ ٪ من أفراد العينة) ومعنى ذلك أن الإرباعى الثانى هو نفسه الوسيط أو الإرباعى الثالث (حيث يقع ٧٥ ٪ من أفراد العينة) فعلى سبيل المثال يكون حساب الإرباعى الأول كما يلى

$$\text{الإرباعى الأول} = \text{ح} + \frac{\frac{\text{ن}}{٤} - \text{مج ن}}{\text{ك}} \times \text{ى}$$

حيث ح هى الحد الأدنى للفئة التى يقع فيها الإرباعى ($\frac{١}{٤}$ عدد الأفراد)

ن عدد أفراد العينة

مج ن مجموع الدرجات أو التكرارات التى تقع قبل الفئة التى تحتوى الإرباعى الأول.

ك هى عدد الدرجات أو التكرارات التى تحتويها الفئة التى تضم الإرباعى الأول

ى هى مدى الفئة

وبنفس الطريقة يمكن حساب الإرباعى الثالث كما يلى

$$\text{الإرباعى الثالث} = \text{ح} + \frac{\frac{٣}{٤}\text{ن} - \text{مج ن}}{\text{ك}} \times \text{ى}$$

حساب المنوال Mode:

المنوال هو الدرجة كثيرة التكرار أو الحدوث فى توزيع خاص. فعلى سبيل المثال إذا نظرنا إلى السلسلة الرقمية التالية:

١٠ ١١ ١١ ١٢ ١٢ ١٣ ١٣ ١٣ ١٤ ١٤

فإننا سوف نجد أن الرقم أو الدرجة ١٣ هى أكثر الدرجات تكرارا فى هذا التنظيم الرقمى، ولهذا فإنها تعتبر منوال هذا التنظيم. والأمر سهل ما دامت الدرجات متفرقة،

ولكنها إذا كانت فى تجمع تكرارى أو فى جدول تكرارى كما سبق أن رأينا فإنه من أجل حساب المنوال لابد أن نحسب المتوسط أولا ثم نحسب الوسيط ثم نستنتج المنوال (التقريبى) من القانون التالى:

المنوال = ٣س - ٢ م.

حيث س = الوسيط، م = المتوسط.

فإذا عدنا الآن إلى الجدول رقم ٥ ص (٤٠) سوف نجد أن الدرجة الوسيطية هى ١٧٢ والمتوسط = ١٧٠,٨ وبذلك يكون المنوال:

٣ × ١٧٣ - ٣ × ١٧٠,٨ = ١٧٤ تقريبا.

ومما تجدر ملاحظته فى نفس الجدول أن الفئة ١٧٠ ـ ١٧٤ هى الفئة التى تضم أعلى تكرار فى هذا التوزيع.

كيف يمكنك الاستفادة من هذه الأدوات الإحصائية.

يمكن للطالب أن يستفيد من المتوسط والوسيط والمنوال كأدوات لقياس نزعة الأرقام للتمركز (النزعة المركزية للأرقام) فى حالات عديدة.

فيمكن استخدام المتوسط عندما يجب أن يكون لكل درجة من درجات توزيع القياس وزن وقيمة متساوية مع بقية الدرجات، حيث إن المتوسط ما هو إلا جمع للدرجات وقسمتها على عددها بالتساوى. وهنا تظهر أهمية كل درجة فى ميل الأرقام أو الدرجات إلى التجمع، كما أن المتوسط هو أكثر مقاييس النزعة المركزية ثباتا إذا قورن بغيره.

وأما الوسيط فيمكن الاستفادة به عندما نريد أن نبحث عن أهمية درجة واحدة بالذات من التوزيع ككل، وخاصة من حيث ميل هذا التوزيع إلى التجمع والتمركز، أو إذا كان هناك ما يمنع من استخدام المتوسط كدلالة لنزعة التوزيع إلى التجمع.

وعلى العموم يجب على طالب البحث أو الدراسة أن يستخدم المتوسط والوسيط وربما المنوال فى الوصف الإحصائى لعينة البحث أو الدراسة. ولكن هناك عدة ملاحظات يمكن أن توضع أمام الدارس حتى يمكنه أن يختار الأداة الإحصائية المناسبة لقياس النزعة المركزية للأرقام التى يتعامل معها:

١ ـ فى حالة المجموعات الصغيرة من الأعداد لا ننصح باستخدام المنوال؛ ذلك لأن التغير البسيط فى الرقم المنوالى يؤدى إلى تغير كبير فى دلالة هذا الرقم.
فعلى سبيل المثال لو كانت لدينا هذه المجموعة من الأرقام:

(١، ١، ١، ٣، ٥، ٧، ٧، ٨)

هنا نجد أن الرقم المنوالى فى هذه المجموعة هو ١. فإذا حدث تغير بسيط فى أحد الأرقام الثلاثة الأولى (١، ١، ١) بحيث أصبح أحدها صفرا والآخر ٢. فإن المنوال فى هذه الحالة سوف يكون ٧ (وهذا تغير كبير من (١) إلى (٧)).

٢ ـ الوسيط أو الدرجة الوسيطية لا تتأثر بحجم الدرجة الأعلى للتوزيع أو حجم الدرجة الأدنى أى الأقل. فعلى سبيل المثال: لو عندنا مجموعة من الأرقام عددها ٥٥ رقما فإن الوسيط يظل كما هو سواء ظلت نهايتا التوزيع كما هى أو زاد الحد الأعلى ونقص الحد الأدنى.

٣ ـ يجب أن نلاحظ أن المتوسط يتأثر بقيمة كل عدد من الأعداد التى تكون التوزيع، ولهذا فهو أكثر هذه المقاييس حساسية وتعبيرا عن خصائص مجموعة الأرقام، ولذلك فإنه لو فرضنا أن أى رقم من الأرقام التى تكون هذه المجموعة أو تلك قد زاد بمقدار أ فإن المتوسط سوف يزيد أيضا بمقدار $\frac{أ}{ن}$ حيث ن هى عدد الأرقام التى تضمها المجموعة.

ونوضح ذلك، فإذا كان عندنا هذه المجموعة من الأرقام:

٢ ـ ٤ ـ ٦ ـ ٨ ـ ١٠ (ن = ٥)

م (المتوسط) = $\frac{٣٠}{٥}$ = ٦

ثم أردنا أن نزيد أحد هذه الأرقام بمقدار ١٠ حيث تصبح المجموعة كما يلى:

١٢ ـ ٤ ـ ٦ ـ ٨ ـ ١٠

∴ م فى هذه الحالة = $\frac{٤٠}{٥}$ = ٨.

أى أن المتوسط السابق (٦) قد زاد بمقدار $\frac{١٠}{٥}$ = ٢ ليصبح (٨).

رابعا ـ نزعة الأرقام إلى التشتت أو الانتشار:

كما تميل الأرقام إلى التمركز فإنها أيضا تميل إلى التشتت أو الانتشار والتباين ـ سبق أن أشرنا إلى ذلك ـ ومعنى هذا أن أى توزيع من الدرجات أو الأرقام له هاتان الصفتان: صفة التمركز وصفة التشتت. والطالب الذى يدرس القياس النفسى لابد أنه سوف يواجه الأرقام التى يتعامل معها ويتعين عليه أن يصفها وصفا إحصائيا صحيحا مستخدما فى وصفه هذا صفة التمركز ثم صفة التشتت والانتشار التى تميز هذه الأرقام دون تلك.

وقد يقول الطالب أنه من الممكن أن نستخدم صفة دون أخرى، بمعنى أنه يمكن لنا أن نكتفى بحساب المتوسط فقط ما دام هذا الرقم المتوسط يحمل كل صفات الأرقام الأخرى، كما سبق أن أشرنا إلى ذلك. ولكن لننظر معا إلى المثال التالى لنرى مدى صحة الزعم الذى يريد أن يكتفى بالمتوسط فى وصف توزيع الأرقام:

المتوسط	الأرقام	الحالة
٤	٧ ٦ ٥ ٤ ٣ ٢ ١	الأولى
٤	٧ ٧ ٤ ٣ ٢ ١	الثانية

من الواضح أن هناك اختلافا بين التوزيع الرقمى الأول والتوزيع الرقمى الثانى رغم تساوى المتوسطين حيث إنه (٤) فى الحالتين.

ولننظر الآن إلى مثال آخر:

لنفترض أن الأخصائى النفسى قام باختيار مجموعتين كل منها مكون من ثلاثة أفراد وذلك فى أى موقف من المواقف الاختبارية وكانت الدرجات كما يلى:

المجموعة الأولى

الفرد الأول	٥
الفرد الثانى	٨
الفرد الثالث	١١

وبالتالى فإن المتوسط يصبح ٨ أى $\frac{٥ + ٨ + ١١}{٣} = ٨$

المجموعة الثانية

الفرد الأول	١
الفرد الثانى	٣
الفرد الثالث	٢٠

ويصبح بذلك أيضا متوسط هذه المجموعة هو ٨ أى $\frac{١ + ٣ + ٢٠}{٣} = ٨$

وهنا لا يمكن لنا أن نقول: إن توزيع الدرجات فى المجموعة الأولى يتشابه مع توزيع الدرجات فى المجموعة الثانية رغم أن المتوسط فى كل منهما يساوى الآخر = ٨.

بل يمكن لنا أن نقول: إن المجموعة الأولى أكثر تجانسا من الناحية الرقمية عند مقارنتها بالمجموعة الثانية: حيث نجد أن الدرجات فى المجموعة الأولى تتراوح بين ٥، ١١ بمتوسط قدره ٨ (لاحظ قرب المتوسط من طرفى التوزيع). أما فى المجموعة الثانية فالدرجات تتراوح بين ١، ٢٠ بمتوسط قدره ٨ (لاحظ موقع المتوسط من الطرفين)

من هنا نشأت ضرورة الاستعانة بمقاييس التشتت أو الانتشار من أجل وصف الأرقام وتوزيعها وصفا أكثر دقة وتفصيلا مما لو قورنا الاستعانة بمقاييس التمركز فقط.

وبطبيعة الحال لابد أن يكون من أهم مقاييس التشتت أو الانتشار أو التباين مقياس يعتمد على درجة انحراف الأرقام عن متوسطها.

ولنعد الآن إلى المثال السابق حيث نجد فى المجموعة الأولى أن المتوسط يساوى ٨، ودرجة الفرد الأول = ٥ أى انحرفت عن هذا المتوسط بمقدار ثلاث وحدات (الفرق بين ٨، ٥) ودرجة الفرد الثانى = ٨ أى أنها لم تنحرف عن المتوسط (حيث إن الفرق بين ٨، ٨ يساوى صفرا). وأما درجة الفرد الثالث فهى ١١ أى انحرفت عن المتوسط بمقدار ثلاث وحدات (الفرق بين ١١، ٨).

والآن لابد لنا أن نسأل عن اتجاه الانحراف بعد أن عرفنا كمية هذا الانحراف.

حقيقة أن كمية الانحراف هى ثلاث وحدات (الفرق بين ٨، ٥) بالإضافة إلى ثلاث وحدات أخرى (الفرق بين ١١، ٨) ولكن الاتجاه يختلف فى الحالتين، ولذلك لا نستطيع أن نقول: إن كمية الانحراف هى ست وحدات.

وبالمثل فى المجموعة الثانية حيث نجد أن درجة الفرد الأول هى ١ وانحرفت عن المتوسط بمقدار سبع وحدات (الفرق بين ٨، ١) ودرجة الفرد الثانى هى ٣ وانحرفت عن المتوسط بمقدار خمس وحدات (الفرق بين ٨، ٣). وأما درجة الفرد الثالث فهى ٢٠ وتنحرف عن المتوسط بمقدار ١٢ وحدة (الفرق بين ٢٠، ٨).

فإذا نظرنا إلى كمية الانحراف نجد أنها ٧ وحدات ثم ٥ وحدات ثم ١٢ وحدة، أو بمعنى آخر تصبح كمية الانحراف ٢٤ وحدة إذا لم نأخذ اتجاه الانحراف فى حسابنا. (لاحظ المقارنة بين كميتى الانحراف فى المجموعتين)، والآن نعود إلى موضوع اتجاه الانحراف مرة أخرى:

المتوسط فى المجموعتين هو ٨ وهناك درجات فى كلتا المجموعتين تزيد عن ٨ كما أن هناك درجات تقل عن ٨. ونوضح ذلك فيما يلى:

المجموعة الأولى		المجموعة الثانية	
الدرجة	الانحراف	الدرجة	الانحراف
٥	- ٣	١	- ٧
٨	صفر	٣	- ٥
١١	+ ٣	٢٠	+ ١٢

(حيث الانحراف هو الدرجة - المتوسط مثلا ٥ - ٨ = - ٣ وهكذا)

ومعنى ذلك أن مجموع الانحرافات فى المجموعة الأولى يساوى مجموع الانحرافات فى المجموعة الثانية يساوى صفرا (- ٣ + ٣ = ٠، - ٧ - ٥ + ١٢ = ٠) وهذا ما لا يصح أن يؤخذ به لأن الانحراف واضح تماما من حيث الكمية. إذن ماذا؟

لابد أن تكون هناك طريقة صحيحة لمقارنة هاتين المجموعتين من حيث كمية واتجاه الانحراف معا؛ لأنه عندما نقارن من حيث الكمية فقط نجد أن كمية الانحراف فى المجموعة الأولى ٦ وحدات وفى الثانية ٢٤ وحدة ولكن الكمية وحدها لا تكفى لأن هناك انحرافا فوق المتوسط وانحرافا آخر تحت المتوسط، وعندما نقارن من حيث الاتجاه نجد أن مجموع الانحراف (المجموع الجبرى) هو صفر فى كلتا الحالتين، الأمر الذى لا يستقيم من حيث المنطق الظاهرى لأن التشتت فى المجموعة الأولى أقل بكثير منه فى المجموعة الثانية.

من الواضح الآن أن مشكلتنا الأساسية هى اتجاه الانحراف، أو بمعنى آخر العلامات السالبة أو العلامات الموجبة التى تسبق الانحراف (+ ٣ أو - ٣ مثلا). أو الإشارات الجبرية.

ولننظر الآن إلى هذا السؤال:

كيف يتسنى لنا التخلص من أثر هذه الإشارات؟

إن الرقم + ٢ يختلف عن الرقم - ٢.

ولكن إذا رُبع كل منهما (أى ضرب فى نفسه مرة واحدة) فإننا نجد أن النتيجة واحدة فإن مربع + ٢ = + ٤، ومربع - ٢ = + ٤.

وذلك لأن حاصل ضرب إشارة + × + = + .

وحاصل ضرب إشارة - × - = + .

وعليه سوف نستعيد المثال السابق (فى المجموعتين م = ٨).

المجموعة الأولى			المجموعة الثانية		
الدرجة	الانحراف	مربع الانحراف	الدرجة	الانحراف	مربع الانحراف
٥	- ٣	٩	١	- ٧	٤٩
٨	صفر	صفر	٣	- ٥	٢٥
١١	+ ٣	٩	٢٠	+ ١٢	١٤٤

المجموع = ١٨ المجموع = ٢١٨

وهنا يمكن القول بأن المجموعة الأولى من الأرقام أقل ميلا إلى التشتت من المجموعة الثانية (لاحظ الفرق بين ١٨ ، ٢١٨).

ولكن فى هذا المثال نجد أن عدد الأفراد ثلاثة فى كل مجموعة، وهنا يمكن المقارنة بين مربع الانحرافات دون تردد. ولكن عندما يختلف العدد فى مجموعة عن مجموعة أخرى فلابد إذن أن نلجأ إلى المتوسط من أجل تقنين أو معايرة هذه المقارنة أو هذا الانحراف، وبالتالى فإننا نقسم مجموع مربع الانحرافات على عدد الأفراد.

ففى المجموعة الأولى = $\frac{١٨}{٣}$ = ٦ (متوسط مربع الانحرافات)

وفى المجموعة الثانية = $\frac{٢١٨}{٣}$ = ٧٢,٧ (متوسط مربع الانحرافات).

وعلى هذا الأساس يمكن مقارنة المجموعات مختلفة العدد ما دمنا سوف نحسب متوسط مربع الانحرافات.

ولكن يجب ألا ننسى أننا بدأنا هذه العملية بتربيع الانحرافات للتخلص من أثر الإشارات الجبرية، وعليه لابد أن نعود بالأرقام إلى أصلها فنحصل على الجذر التربيعى:

أى أن $\sqrt{٦}$ = ٢,٤٥ .

$\sqrt{٧٢,٧}$ = ٨,٥٣

إن ما حصلنا عليه الآن هو الجذر التربيعى لمتوسط مربعات الانحرافات، وهذا ما نسميه **الانحراف المعيارى**. ويعتبر الانحراف المعيارى من المقاييس الجيدة لقياس نزعة الأرقام إلى التشتت أو التباين.

$$\text{الانحراف المعيارى لأى مجموعة من الأرقام} = \sqrt{\frac{\text{مجموع مربعات انحرافات الأرقام عن المتوسط}}{\text{عدد هذه الأرقام}}}$$

$$= \sqrt{\frac{\text{مجموع (الرقم - المتوسط)}^2}{\text{عدد الأرقام}}}$$

$$= \sqrt{\frac{\text{مج (س - م)}^2}{\text{ن}}}$$

حيث س هى الدرجة، م هى المتوسط، ن هى عدد الدرجات. وأول من حسب الانحراف المعيارى بهذه الطريقة هو بيرسون سنة ١٨٩٣م.

كيف يمكنك أن تحسب الانحراف المعيارى؟

١ ـ حساب الانحراف المعيارى من الدرجات الخام غير المتجمعة.

الدرجة الخام هى الدرجة التى تحصل عليها مباشرة بعد تطبيق أى اختبار من الاختبارات النفسية على مجموعة من الأفراد. والطريقة فى هذه الحالة تعتمد على القانون السابق الذى تم استنتاجه مباشرة عند مقارنة المجموعتين كما أشرنا سابقا.

وسوف نعرض المثال التالى من التجارب العملية حتى يتابع الطالب كيفية حساب الانحراف المعيارى:

فى إحدى التجارب طبق اختبار فى الشخصية (لقياس القدرة الاجتماعية) على عشرين طالبة من طالبات الجامعة وكانت الدرجات كما يلى:

الدرجة	الانحراف عن المتوسط	مربع الانحراف عن المتوسط
١٣	٠	٠
١٥	٢ +	٤
٩	٤ -	١٦
١٢	١ -	١
٩	٤ -	١٦
١٦	٣ +	٩
١٧	٤ +	١٦
١١	٢ -	٤
١٢	١ -	١
١٢	١ -	١
١٥	٢ +	٤
١٤	١ +	١
١٣	٠	٠
١٣	٠	٠
١١	٢ -	٤

١٤	-١	١
١٧	+٤	١٦
١٨	+٥	٢٥
١٢	-١	١
٧	-٦	٣٦

مج ٢٦٠   ١٥٦ (مجموع مربع

م = ١٣   الانحرافات)

$$\therefore \text{الانحراف المعيارى} = \sqrt{\frac{١٥٦}{٢٠}} = ٢,٧٩$$

ملاحظة: قد تختلف هذه النتيجة فى حالة استخدام الآلات الحاسبة الحديثة، وذلك لاعتمادها ـ أى هذه الآلات ـ على قانون يختلف عن هذا القانون بعض الشىء:

$$\sqrt{\frac{\text{مج (س - م)}}{\text{ن} - ١}}$$

أى أن هذا التوزيع من الدرجات يتراوح بين ٧، ١٨ بمتوسط مقداره ١٣ وانحراف معيارى مقداره ٢,٧٩.

٢ ـ حساب الانحراف المعيارى من الدرجات المتجمعة فى جدول تكرارى.

سوف نعرض كيفية حساب الانحراف المعيارى من الدرجات المتجمعة فى جدول تكرارى بالرجوع إلى الجدول رقم ٥ ص (٤٠).

ونستعيد هذا الجدول فيما يلى:

مع ملاحظة أننا سوف نستخدم الطريقة المختصرة (راجع طرق حساب المتوسط):

الفئات	التكرار ك	مركز الفئة	الانحراف عن المتوسط المفترض ل	ك ل َ	ك ل َ٢
١٤٠ ـ ١٤٤	١	١٤٢	-٦	-٦	٣٦
١٤٥ ـ ١٤٩	٣	١٤٧	-٥	-١٥	٧٥
١٥٠ ـ ١٥٤	٢	١٥٢	-٤	-٨	٣٢
١٥٥ ـ ١٥٩	٤	١٥٧	-٣	-١٢	٣٦
١٦٠ ـ ١٦٤	٤	١٦٢	-٢	-٨	١٦
١٦٥ ـ ١٦٩	٦	١٦٧	-١	-٦	٦
١٧٠ ـ ١٧٤	١٠	١٧٢	صفر	صفر	صفر
١٧٥ ـ ١٧٩	٨	١٧٧	١	+٨	٨
١٨٠ ـ ١٨٤	٥	١٨٢	٢	+١٠	٢٠
١٨٥ ـ ١٨٩	٤	١٨٧	٣	+١٢	٣٦
١٩٠ ـ ١٩٤	٢	١٩٢	٤	+٨	٣٢
١٩٥ ـ ١٩٩	١	١٩٧	٥	+٥	٢٥
	٥٠			-١٢	٣٢٢

$$\text{الانحراف المعيارى ع} = \text{ى}\sqrt{\frac{\text{مج ك ل}'^{٢}}{\text{ن}} - \text{ت}^{٢}}$$

حيث ى = مدى الفئة.

مج ك ل َ٢ = مجموع حاصل ضرب ك × ل َ × ل َ.

ت٢ = مربع معامل التصحيح (راجع معامل التصحيح (راجع طريقة حساب المتوسط) (ص٣٦)(*)

$$\therefore \text{ع} = ٥\sqrt{\frac{٣٢٢}{٥٠} - ٠,٠٥٨} = ١٢,٦٣$$

(*) لاحظ الفرق بين معامل التصحيح ومقدار التصحيح.

نعود ونقول مرة أخرى أن القصد من وراء شرح كيفية حساب الانحراف المعيارى أو غيره من المؤشرات الإحصائية هو توضيح مفهوم ومنطق الأداة الإحصائية ومعنى اشتقاقها. أما طرق الحساب المختلفة فهى فى متناول يد الطالب الآن عن طريق استخدام الآلات الحاسبة البسيطة أو القابلة للبرمجة والتى يحسن أن يتدرب الطالب على استخدامها فى المختبر الإحصائى.

مؤشرات أخرى لقياس تشتت الأرقام:

ناقشنا فيما سبق الانحراف المعيارى كمؤشر حساب دقيق للدلالة على تباين الدرجات وانتشارها حول متوسطها. وهناك بجانب ذلك بعض المؤشرات الأخرى التى يمكن أن نستدل بها على مدى تشتت الأرقام وانتشارها:

١ - الانحراف الإرباعى:

الانحراف الإرباعى يدل على منتصف المسافة بين الإرباعى الأول والإرباعى الثالث (المئين ٢٥ ٪ والمئين ٧٥ ٪). وعلى ذلك فإن الانحراف الإرباعى = $\frac{ب_3 - ب_1}{2}$

حيث $ب_1$ هى الإرباعى الأول وتساوى:

$$ب_1 = ع + \frac{\frac{1}{4} ن - مج ن'}{ك'} \times ى$$

$$ب_3 = ع + \frac{\frac{3}{4} ن - مج ن'}{ك'} \times ى$$

(راجع ص ٣٩)

٢ - الانحراف المتوسط:

وهو عبارة عن متوسط انحرافات الدرجات عن متوسطها بغض النظر عن الإشارة الجبرية (+ أو -) حيث تجمع جميع هذه الانحرافات وتقسم على عدد أفراد المجموعة.

وبالرجوع إلى مثالنا السابق (ص ٤٦) نجد أن الانحراف المتوسط للمجموعة الأولى هو $\frac{6}{3} = 2$ ($\frac{+3 - 3}{3}$) مع إهمال الإشارة، كما نجد أن الانحراف المتوسط للمجموعة الثانية $\frac{24}{3} = 8$ ($\frac{7 - 5 + 12}{3}$) مع إهمال الإشارة.

ولكن ما زلنا نقول أن الانحراف المعيارى هو أكثر هذه المؤشرات الإحصائية دقة وحساسية.

خامسا - ارتباط الأرقام:

عندما نتحدث عن ارتباط الأرقام فإننا نشير إلى خاصية رقمية أخرى ذات أهمية فى تحديد علاقة الظواهر السيكولوجية ببعضها البعض.

فإنه يمكن القول أن المفاهيم الأساسية فى القياس النفسى ليست محصورة فقط فى حساب المتوسط، والوسيط، والانحراف المعيارى وغير ذلك مما سبقت الإشارة إليه. ولكن من المفاهيم الأساسية أيضا الاهتمام بعلاقة الظواهر النفسية بالمتغيرات التى تؤثر فيها وتتأثر بها، مثل علاقة القدرة على القراءة بالذكاء أو علاقة القدرة الرياضية بالقدرة الميكانيكية، أو القدرة على معالجة الشكل الهندسى، أو علاقة الثبات الانفعالى بالقدرة الاجتماعية أو الميل إلى التسلط والسيطرة، وهكذا من العلاقات المختلفة بين هذه المتغيرات المختلفة.

وما دامت الظاهرة تتحول من الوصف إلى الكم فى حالة القياس فإن العلاقة بين هذه الظواهر يمكن أن تتحول من الوصف إلى الكم. وتحويل العلاقة بين الظواهر من حالة الوصف إلى حالة الكم يعنى أننا سوف نبحث من مقدار هذه العلاقة، أو بمعنى آخر مقدار ارتباط ظاهرة بظاهرة أخرى. وعلى هذا نحسب ما يسمى بمعامل الارتباط بين الظاهرتين.

وقبل أن نستعرض كيفية حساب معامل الارتباط، سوف نشير فى طريقة بسيطة ما أمكن ذلك لمعنى معامل الارتباط وما يدل عليه

نحن نعلم أن هناك علاقة بين محيط الدائرة وقطرها، وهذه العلاقة تقول أن النسبة بين المحيط إلى القطر = $\frac{٢٢}{٧}$ (٣,١٤) وهذه النسبة ثابتة بغض النظر عن كون الدائرة صغيرة أم كبيرة. فعندما يزيد القطر أو ينقص فإن المحيط يزيد أو ينقص بمقدار يساوى دائما $\frac{٢٢}{٧}$ (٣,١٤) مما طرأ على القطر من زيادة أو نقصان.

وهنا نقول: إن العلاقة بين طول المحيط وطول القطر علاقة موجبة كاملة وتساوى + ١ أى أن معامل الارتباط بين هذين المتغيرين (المحيط والقطر) تام موجب ويساوى + ١ لأن التغير يسير فى اتجاه واحد فى كلا المتغيرين.

ولنفرض أيضا أننا قمنا بتطبيق اختبار فى الرياضيات على مجموعة من الأفراد ورصدنا درجاتهم ثم قمنا بتطبيق اختبار آخر فى معالجة الشكل الهندسى على نفس

المجموعـة من الأفراد ورصدنا درجاتهم كذلك ثم لاحظنا ترتيب هؤلاء الأفـراد فوجدنا أن الفرد الذى حصل على أعلى درجة فى اختبار الرياضيات هو نفسه الذى حصل على أعلى درجة فى اخـتبار مـعالجة الشكل الهندسى، ومـن حصل على الدرجة التـالية فى الاختبـار الأول هو نفسه الذى حصل على الدرجـة التالية فى الاختبـار الثانى، وهكذا حتى نهاية المجموعة والدرجات.

فى هذه الحـالة نقول: إن العـلاقة بين درجـات الأفراد فى اخـتبـار الرياضيـات ودرجاتهم فى اختبار معالجة الشكل الهندسى علاقة تامة موجبة. إذ إن الأوضاع النسبية للأفراد لم تتغير بل ظلت ثابتة فى كلا الاختبارين، ومن ثم فإن معامل الارتباط يساوى + ١، وهنا أيضا نـريد أن نشـير إلى نقطة هـامة وهـى أن معامل الارتباط التام الموجب (+ ١) يعنى التغير فى اتجاه واحد فى كلتا الـظاهرتين مع بقاء الأوضاع النسبية لوحدات الظاهرة ثابتة، سواء كان هذا التغير فى اتجاه الزيادة أو اتجاه النقص.

وهناك أيضا علاقـة تامة سالبة بين ظاهرتين، بمعنى أن التغـير فى كلتا الظاهرتين مرتبط تماما، ولكن التغـير فى إحدى هاتين الظاهرتين يسير فى اتجاه معـاكس للتغير فى الظاهرة الأخرى.

ولتوضيح ذلك نحن نعرف أنّ هناك علاقة بين ضغط كمية من الغاز وحجم هذه الكمية بحيث إذا زاد الضغط يقل الحجم فنقول هنا أن العلاقة عكسية.

ولنفترض الآن أننا قمنا بتطبيق اختبار فى اللغة العربية على مجموعة من الأطفال ورصدنا درجاتهم، ثم طبقنا اختبـارا فى القدرة الميكانيكية على نفس هذه المجموعة من الأطفـال ورصدنا درجـاتهم، ولاحظنا أن الطفل الذى يحـتل المكانة الأولى فى اللغـة العربـية حصل على أقـل درجة فى اخـتبـار القـدرة الميكانيكية، وأن الطفل الـذى احتل المكانة الثانية فى اللغة العربية حـصل على درجة تعلو أقل درجة فى القدرة الميكانيكية، وهكذا حتى نجـد أن أقل درجة فى اللغة العـربية تقابل أعلى درجـة فى اختبـار القدرة الميكانيكية، كما أن أعلى درجة فى اللغة العـربية تقابل أدنى درجة فى القدرة الميكانيكية مع المحافظة على الترتيب المعاكس.

فى هذه الحالة نقول: إن معامل الارتباط تام سالب ويساوى (- ١). وهناك نوع ثالث من العلاقـات ـ وهو عدم وجود علاقـة بين الظاهرتين ـ حيث نقول: إن مـعامل الارتباط يساوى صفرا.

وعلى هذا فإن معامل الارتباط = + ١ فى حالة العلاقة الطردية التامة.

= - ١ فى حالة العلاقة العكسية التامة.

= صفر فى حالة انتفاء العلاقة.

كيف نحسب معامل الارتباط بين متغيرين؟

سوف نبدأ بتعريف معامل الارتباط فى صورة مبسطة، وبالتالى يمكن للطالب أن يحسب معامل الارتباط بناء على هذا التعريف.

«معامل الارتباط هو متوسط حاصل ضرب الدرجات المقننة (زيتا) لكلا المتغيرين». حيث درجة زيتا = $\frac{س - م}{ع}$

حيث س الدرجة الخام، م المتوسط، ع الانحراف المعيارى للتوزيع.

ومعنى ذلك أنه إذا تم تحويل الدرجات الخام فى حالة المتغير الأول إلى درجات مقننة (زيتا). وكذلك الدرجات الخام فى حالة المتغير الثانى ووجد حاصل ضرب كل درجتين متقابلتين ثم حسبنا المتوسط لكان ذلك هو معامل الارتباط. والمثال التالى يوضح الفكرة:

عند تطبيق اختبارى س، ص على مجموعة من خمسة أفراد كانت النتائج كما يلى:

الأفراد	الدرجات الخام (س)	الدرجات الخام (ص)	الدرجات المقننة (س َ)	الدرجات المقننة (ص َ)
أ	٧٢	١٧٠	١,٣٤	صفر
ب	٦٩	١٦٥	صفر	- ٠,٣٧
حـ	٦٦	١٥٠	- ١,٣٤	- ١,٤٦
د	٧٠	١٨٠	٠,٤٥	٠,٧٣
هـ	٦٨	١٨٥	- ٠,٤٥	١,١

$م_{س}$ = ٦٩ $ع_{س}$ = ٢,٢٤

$م_{ص}$ = ١٧٠ $ع_{ص}$ = ١٣,٦٩

لاحظ مرة أخرى أن الدرجة المقننة س َ أو ص َ هى درجات زيتا وتساوى $\frac{\text{الدرجة الخام - المتوسط}}{\text{الانحراف المعيارى}}$ فعلى سبيل المثال فى حالة الفرد (أ) نجد أنه حصل على ٧٢ درجة فى الاختبار الأول (المتوسط ٦٩ والانحراف المعيارى ٢,٢٤) وعليه تصبح الدرجة المقننة زيتا = $\frac{٧٢ - ٦٩}{٢,٢٤}$ = ١,٣٤.

والفرد (د) حصل على ١٨٠ درجة فى الاختبار الثانى (المتوسط ١٧٠ والانحراف المعـيارى ١٣,٦٩) وعليـه تصبـح الدرجة المقننة زيتـا = $\frac{١٨٠ - ١٧٠}{١٣,٦٩}$ = ٠,٧٣ والآن نستكمل البيانات السابقة بناء على التـعريف السابق لمعامل الارتباط فنحصل على حاصل ضرب الدرجتين المتقابلتين:

الأفراد	درجة زيتا (سَ)	درجة زيتا (صَ)	سَ × صَ
أ	١,٣٤	صفر	صفر
ب	صفر	- ٠,٣٧	صفر
جـ	- ١,٣٤	- ١,٤٦	١,٩٦
د	٠,٤٥	٠,٧٣	٠,٣٣
هـ	- ٠,٤٥	١,١	- ٠,٤٩
		المجموع	١,٨٠

متوسط حاصل الضرب (معامل الارتباط) = $\frac{١,٨}{٥}$ = ٠,٣٦ .

وهذا يعنى أن هناك مـعامل ارتباط مـوجب بين درجات الأفـراد الخمسـة فى كلا الاختبارين ومقداره ٠,٣٦ .

بناء على ما سبق يمكن أن يكون قانون معامل الارتباط كما يلى:

$$ر_{س . ص} = \frac{\text{مج } سَ \; صَ}{ن \; ع_{س} \; ع_{ص}}$$

حيث سَ هى انحرافات الدرجة س عن المتوسط.

صَ هى انحرافات الدرجة ص عن المتوسط

$ع_{س}$ الانحراف المعيارى لدرجات س .

$ع_{ص}$ الانحراف المعيارى لدرجات ص .

ن عدد أفراد المجموعة.

$$\text{أو } ر_{\text{س . ص}} = \frac{\text{مج سَ صَ}}{\sqrt{\text{مج سَ}^{2}\ \text{مج صَ}^{2}}}$$

$$\text{أو } ر_{\text{س . ص}} = \frac{\text{مج (درجاتِ زيتا س × درجات زيتا ص)}}{\text{ن}}$$

لابد أن هناك أكثر من طريقة درستها فى مقرر الإحصاء لحساب معامل الارتباط، كما يمكنك أيضا استخدام الآلات الحاسبة مباشرة لتعيين قيمة معامل الارتباط بين متغيرين. وما سبق أن شرحناه فى الفقرات السابقة إنما هو لفهم المنطق وراء الارتباط بين الأرقام وكيفية حسابه ومن ثم تفسيره.

قوة معامل الارتباط:

تحسب عن طريق حساب معامل الاغتراب من القانون التالى:

$$\text{معامل الاغتراب} = \sqrt{1 - ر^{2}}$$

والمطلوب أن يكون الارتباط أقوى من الاغتراب.

معامل ثبات معامل الارتباط:

$$\text{الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط} = \frac{1 - ر^{2}}{\sqrt{\text{ن} - 1}}$$

إذا كان معامل الارتباط ٤,٠ والعينة عدد ٥٠

$$\text{فإن الخطأ المعيارى للمعامل} = \frac{1{,}0 - 0{,}16}{\sqrt{49}} = \frac{0{,}84}{7} = 0{,}12$$

معامل الارتباط الحقيقى يقع بين

٠,٤ - ١,٩٦ × ٠,١٢ = ٠,١٦ (عند ٠,٠٥)

٠,٤ + ١,٩٦ × ٠,١٢ = ٠,٦٤ (عند ٠,٠٥)

٠,٤ - ٢,٥٨ × ٠,١٢ = ٠,٠٩ (عند ٠,٠١)

٠,٤ + ٢,٥٨ × ٠,١٢ = ٠,٧١ (عند ٠,٠١)

الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط:

النسبة التائية للتأكد من الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط:

$$ت = \frac{ر\sqrt{ن - ٢}}{\sqrt{١ - ر^{٢}}}$$

$$ت = \frac{ر\sqrt{ن - ٢}}{\sqrt{١ - ر^{٢}}}$$

ويبحث فى جداول (ت) حيث درجات الحرية = ن - ٢

نسبة الارتباط بين متغيرين (إيتا^{٢}):

تحدثنا فيما سبق عن معامل الارتباط وعن العلاقة التى يمكن أن نصفها بناء على هذا المعامل حيث نقول علاقة موجبة أو علاقة سالبة أو لا توجد علاقة.

وما نحب أن نوضحه هنا أن معامل الارتباط كما أشرنا إليه إنما يقيس نوعية معينة من العلاقة هى العلاقة الخطية، أى تلك العلاقة التى يمكن أن يمثلها خط مستقيم فى رسم بيانى، ولابد أنك درست هذا النوع من العلاقة فى مقرر الإحصاء وعرفت أيضا أن هناك علاقة غير خطية يمكن أن توجد بين متغيرين. ولنأخذ مثالا يدل على ذلك.

نحن نعرف أن قدرة الفرد على قيادة الجماعات - أى لأن يكون زعيما - تتطلب وجود بعض الخصائص الشخصية وأهمها الميل إلى السيطرة. فإذا أردنا أن ندرس العلاقة بين ميل الفرد إلى السيطرة وقدرته على القيادة لوجدنا أن هناك علاقة طردية بين خاصية السيطرة والقيادة الناجحة بمعنى زيادة الميل إلى السيطرة، نعنى زيادة القيادة الناجحة، ولكن إلى حد معين، حيث تصبح زيادة الميل إلى السيطرة سببا فى فشل القيادة، ومن ثم تصبح العلاقة عكسية، أى لا يمكن أن نقول أن هذه العلاقة من أولها إلى آخرها علاقة خطية، حيث لا يمثلها خط مستقيم ولكن نقول عنها أنها علاقة حيودية Curvi-linear، وفى مثل هذه الحالات يكون استخدام معامل الارتباط كما أشرنا إليه ليس فى محله؛ ولذلك نستخدم ما يسمى بنسبة الارتباط إيتا^{٢} لقياس هذا النوع من العلاقات عير الخطية.

والمثال التالى يوضح ما نقصد إليه:

عند تطبيق اختبار من اختبارات الكفاءة اليدوية فى مجال ما على مجموعة مكونة من ٢٨ شخصا من أعمار مختلفة تتراوح بين ١٠ سنوات، ٣٨ سنة كانت النتائج كما يلى:

سنوات العمر

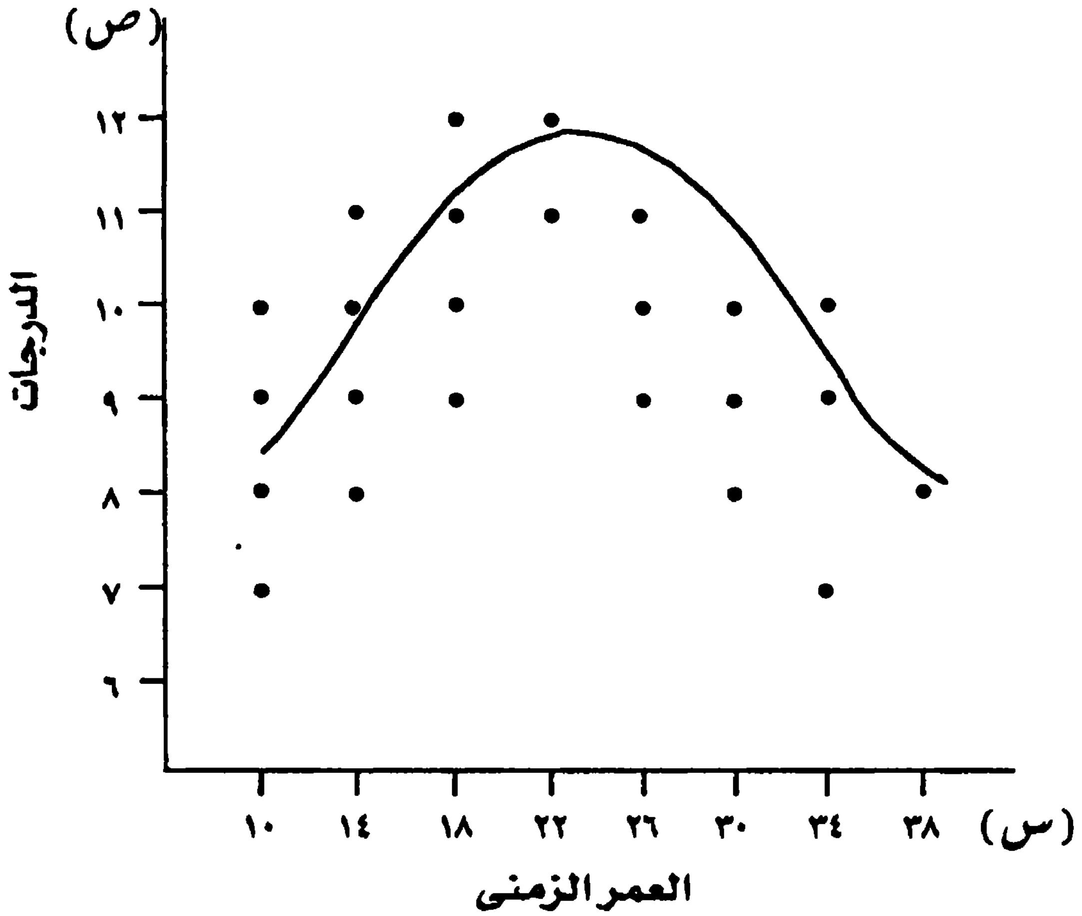
	١٠	١٤	١٨	٢٢	٢٦	٣٠	٣٤	٣٨
الدرجات	٧	٨	٩	١١	٩	٨	٧	٨
	٨	٩	١٠	١١	١٠	٩	٩	
	٩	١٠	١١	١٢	١١	٩	١٠	
	٩	١١	١٢	١٢		١٠		
	١٠							
م =	٨,٦	٩,٥	١٠,٥	١١,٥	١٠,٠	٩,٠	٨,٦٧	٨

المتوسط العام = $\frac{٢٩٦}{٢٨}$ = ٩,٦١.

معنى هذا الجدول أن هناك ثمانى فئات عمرية أخذت هذا الاختبار، وعدد الأفراد ليس ثابتا فى كل فئة: حيث نجد أن فئة ١٠ سنوات فيها خمسة أفراد حصلوا على الدرجات ٧، ٨، ٩، ٩، ١٠ بمتوسط قدره ٨,٦، وفئة ٣٤ سنة فيها ثلاثة أفراد حصلوا على الدرجات ٧، ٩، ١٠ بمتوسط مقداره ٨,٦٧. وهكذا، كما نجد أيضا أن المتوسط العام لجميع درجات الاختبار هو ٩,٦١.

كل هذه العمليات السابقة والموضحة فى الجدول يمكن عملها بسهولة إذ هى مجرد تصنيف بسيط لدرجات الاختبار ثم حساب متوسط الدرجات في كل فئة والمتوسط العام لدرجات الاختبار.

ولكن كيف عرفنا أن العلاقة غير خطية أو حيودية. إن رسم الخط البيانى لتوضيح العلاقة بين ظاهرتين يعتبر من الخطوات الأساسية والأولية للوصف الإحصائى لما تقوم به من دراسة، ومن ثم يعتبر الخط البيانى هو المؤشر الأول فى توضيح نوع العلاقة:



وعليه قمنا بإعـداد الجدول السابق من أجل حساب نسبـة الارتباط بين الدرجات (ص) والعمر الزمنى (س).

كيف نحسب نسبة الارتباط؟

القانون المستخدم لحساب نسبة الارتباط هو:

$$\text{إيتا}^{٢} = ١ - \frac{\text{مج ع ب}}{\text{مج ع ك}}$$

حيث ع ب هى التربيعات البينية.

ع ك هى التربيعات الكلية.

ولننظر الآن إلى الجدول السـابق لنرى كيفية الحسـاب:

أ) بالنسـبة لحسـاب مج ع ب (التربيـعات البيـنية) نـأخـذ كل فئة على حـدة ونـربع الـفـرق بـين كل درجـة والمتـوسط: (٧ ـ ٨,٦)^{٢} + (٨ ـ ٨,٦)^{٢} + (٩ - ٨,٦)^{٢} + (٩ - ٨,٦)^{٢} + (١٠ - ٨,٦)^{٢}، هذا بالنسـبـة للفـئـات العمرية المختلفة ثم تجمع (يصبح الناتج ٢٤,٨٧).

ب) بالنسبة لحساب مج ع $_{ر}$ (التربيعات الكلية) نأخذ جميع الدرجات ونربع الفرق بين كل درجة والمتوسط العام (٩,٦١) ونجمع مربعات الفروق على النحو التالى: (٧ - ٩,٦١)^{٢} + (٨ - ٩,٦١)^{٢} + (٩ - ٩,٦١)^{٢} ..... + (٨ - ٩,٦١)^{٢} = ٥٤,٦٨.

جـ) بتطبيق القانون السابق:

$$١ - \frac{٢٤,٨٧}{٥٤,٦٨} = ٠,٥٤٥$$

أى أن إيتا^{٢} $_{ص . س}$ = ٠,٤٥٤

(لاحظ ص . س يعنى أنه يمكن استنتاج قيمة ص من س وليس العكس) وهذا يعنى أن قيمة إيتا^{٢} $_{ص . س}$ تختلف عن قيمة إيتا^{٢} $_{س . ص}$.

لاحظ كذلك أن الأمر يختلف عن معامل الارتباط لأن

ر$_{س . ص}$ = ر$_{ص . س}$

وهنا يمكن مقارنة إيتا^{٢} مع ر^{٢} $_{س . ص}$ حيث نجد أن:

إيتا^{٢} - ر^{٢} (أى الفرق بينهما لأن إيتا^{٢} دائما أكبر من ر^{٢}).

يعتبر مقياسا جيدا لدرجة حيودية العلاقة.

الخلاصة:

فى هذا الفصل تعرضنا لبعض المفاهيم الأساسية التى يحتاجها طالب القياس النفسى، وخاصة إذا لم يكن قد سبق له دراسة الرياضيات، وقد اعتمدنا على أن الطالب لابد أن يكون قد درس مقررا فى الإحصاء الوصفى. ورغم ذلك فقد كتب هذا الفصل من واقع دراسة تحليلية لأخطاء الطلاب فى مادة القياس النفسى، حيث لوحظ غياب المنطق عن بعض العمليات الرياضية المطلوبة: مثل حساب الانحراف المعيارى، أو مناقشة معنى معامل الارتباط؛ لذلك سوف نختم هذا الفصل بمجموعة من التدريبات والمسائل التعليمية التى تساعد الطالب على فهم ما قصدنا إليه فى هذا الفصل.

تدريبات ومسائل

أولا ـ نقاط هامة.

١) ٥ + س = ٩

∴ س = ٤

الرقم ٥ هو طبعا + ٥ وعندما ننقله من يمين المعادلة إلى يسارها تتغير الإشارة الجبرية فيصبح − ٥ أى + س = ٩ − ٥ = ٤

٢) ٥ س = ١٧

$$\therefore \text{س} = \frac{١٧}{٥} = ٣,٤$$

٥ س تعنى ٥ × س أو $\frac{٥ \times \text{س}}{١}$ وعند نقل الرقم ٥ من يمين المعادلة إلى يسارها يتغير وضعه من بسط الكسر إلى مقامه، والعكس صحيح.

٣) أو جد قيمة س

$$\frac{\text{س}}{٣} = ١٢ ،\quad \frac{\text{س}}{٤} = ٦ ،\quad \text{س} - ٧ = ٩$$

٤) أوجد قيمة المقدار

$$\frac{٥\ \text{ص}}{١ + (٥ - ١)\ \text{ص}}$$

إذا كانت ص = ٠,٧

$$\therefore \frac{٥ \times ٠,٧}{١ + (٥ - ١)\ ٠,٧}$$

الخطوة الأولى: التخلص من القوس أى ٥ − ١ = ٤

$$\text{يصبح المقدار} \frac{٥ \times ٠,٧}{١ + ٤ \times ٠,٧}$$

الخطوة الثانية: إنهاء عمليات الضرب (أو القسمة إن وجد)

$$\text{يصبح المقدار} \frac{٣,٥}{١ + ٢,٨}$$

الخطوة الثالثة: إنهاء عمليات الجمع (أو الطرح إن وجد)

يصبح المقدار $\frac{٣,٥}{٣,٨}$ = ٠,٩٢

٥) أوجد قيمة المقدار التالى:

$\frac{٤ \text{ س}}{١ + (٤ - ١) \text{ س}}$ حيث س ٠,٦ ، ٠,٧ ، ٠,٨

ثانيا - مسائل محلولة:

١) أوجد المتوسط والوسيط للدرجات التالية:

٨٤ ٩١ ٧٢ ٦٨ ٨٧ ٧٨

الحل: يتم بترتيب الأرقام فيصبح:

٦٨ ٧٢ ٧٨ ٨٤ ٨٧ ٩١

تطبيق القانون $\frac{ن + ١}{٢}$ لمعرفة مكان الوسيط (ن = عدد الدرجات)

= $\frac{٦ + ١}{٢} = ٣\frac{١}{٢}$.

أى الوسيط يقع بين ٧٨، ٨٤ ويساوى $\frac{٧٨ + ٨٤}{٢}$ = ٨١

أى أن الدرجة الوسيطية هى ٨١

ولحساب المتوسط $\frac{\text{مج ن}}{\text{ن}}$ = ٨٠

٢) أوجد المتوسط والوسيط للتوزيعات التالى:

(أ)

الفئة	التكرار
٥٠ ـ ٥١	١
٥٢ ـ ٥٣	٣
٥٤ ـ ٥٥	٢
٥٦ ـ ٥٧	٤
٥٨ ـ ٥٩	٥
٦٠ ـ ٦١	٧
٦٢ ـ ٦٣	٦
	٤

(ب)

الفئة	التكرار
٤٠ ـ ٤٤	٢
٤٥ ـ ٤٩	صفر
٥٠ ـ ٥٤	٥
٥٥ ـ ٥٩	٧
٦٠ ـ ٦٤	٩
٦٥ ـ ٦٩	١١
٧٠ ـ ٧٤	٦
٧٥ ـ ٧٩	٨

(جـ)

الفئة	التكرار
٠ ـ ٩	٦
١٠ ـ ١٩	٨
٢٠ ـ ٢٩	١٠
٣٠ ـ ٣٩	١٥
٤٠ ـ ٤٩	٢٥
٥٠ ـ ٥٩	٣٠
٦٠ ـ ٦٩	٢١
٧٠ ـ ٧٩	١٩

٦٦ـ٦٧	٣	٨٠ـ٨٤	٤	٨٠ـ٨٩	١٤
٦٨ـ٦٩	٢	٨٥ـ٨٩	٢	٩٠ـ٩٩	٩
٧٠ـ٧١	٢	٩٠ـ٩٤	٢	١٠٠ـ١٠٩	٥
ن = ٣٩		ن = ٥٦		ن = ١٦٢	

الإجابة
المتوسط = ٦٠,٧٦
الوسيط = ٦٠,٧٩

الإجابة
المتوسط = ٦٧,٣٦
الوسيط = ٦٦,٧٧

الإجابة
المتوسط = ٥٥,٤٣
الوسيط = ٥٥,١٧

(١) استخدم الطريقة المختصرة فى حساب المتوسط.

(٢) قانون الوسيط هو: $\text{ح} + \frac{\frac{\text{ن}}{٢} - \text{مج ن}'}{\text{ك}} \times \text{ى}$

(٣) هل يمكنك الاستفادة من هذا القانون فى حساب الإرباعى الأول ـ الإرباعى الثالث؟ (٤) هل يمكنك استخدام نفس القانون فى حساب المئين ٦٠؟

ثالثا ـ تدريبات:

١) احسب الانحراف المعيارى لكل توزيع من التوزيعات الثلاثة أ، ب ، ج الموضحة سابقا.

احسب التباين (التباين = مربع الانحراف المعيارى).

٢ ـ احسب معامل الارتباط = ر س . ص فى الحالات التالية:

(أ)

الفرد	س	ص
١	٥٠	٢٢
٢	٥٤	٢٥
٣	٥٦	٣٤
٤	٥٩	٢٨
٥	٦٠	٢٦
٦	٦٢	٣٠
٧	٦١	٣٢
٨	٦٥	٣٠
٩	٦٧	٢٨
١٠	٧١	٣٤
١١	٧١	٣٦
١٢	٧٤	٤٠

(ب)

الفرد	س	ص
١	١٥	٤٠
٢	١٨	٤٢
٣	٢٢	٥٠
٤	١٧	٤٥
٥	١٩	٤٣
٦	٢٠	٤٦
٧	١٦	٤١
٨	٢١	٤١

(ج)

الفرد	س	ص
١	١٥	١٢
٢	١٤	١٤
٣	١٣	١٠
٤	١٢	٨
٥	١١	١٢
٦	١١	٩
٧	١١	١٢
٨	١٠	٨
٩	١٠	١٠
١٠	١٠	٩

المراجع

١ - سعد عبد الرحمن: السلوك الإنسانى تحليل وقياس المتغيرات - مكتبة الفلاح ط٣ ١٩٨٣.

2 - Garrett, H, Statistics in Psychology and Education Longman, 1970.

3 - Glass. G and Stanley J, Statistical Methods in Education and Psychology, Prentce Hall, 1970.

4 - Guilford, J. P. Psychometric Methods,, Mc Graw - Hill 1956.

5 - .... Fundamental Statistics in Psychology and Education, Mc Graw - Hill 1981.

6 - Restte, F, Mathematical Models in Psychology, Penguin Science of Behaviour, 1971.

7 - Spiegel, M, Statistics, Schaum's Out Line Series Mc Graw Hill, 1972.

الفصل الثاني

نظرية القياس فى علم النفس

ـ (المسلمات والمستويات)

سوف نناقش فى هذا الفصل نظرية القياس فى علم النفس، حيث نوضح كيف ولماذا نستخدم الأرقام فى هذا الميدان من المعرفة.

ولكل نظرية من النظريات مجموعة من الفروض والمسلمات تقوم عليها من أجل تفسير الظواهر التى ترتبط بها، ولابد أن تكون لهذه النظرية القدرة على التفسير والتعليل حتى تكون نظرية صالحة للاستعمال والتطبيق.

المسلمات الرئيسية لنظرية القياس:

أولا - سوف نتفق فى بداية الأمر أن لكل إنسان مجموعة من الأنماط السلوكية تختلف إلى حد ما مع الأنماط السلوكية لإنسان آخر. وهذه الأنماط سوف نسميها «أداء» الفرد.

(١) وهنا نحن نسلم بأن **هذا الأداء يمكن قياسه وتقديره**، وهذا يعنى أننا نقول إنه يمكن تحويل أداء الإنسان من صيغة وصفية إلى صيغة كمية باستخدام الأرقام حسب قواعد معينة.

وهذا هو المسلم الأول من مسلمات نظرية القياس حيث إن قابلية (٢) أداء الأفراد للقياس والتقدير تمهد للعمليات المختلفة المتالية والمترتبة على هذه القابلية.

(٣) فأداء الفرد عندما يتم قياسه أو تقديره فى مرحلة من مراحله يصبح الأمر بعد ذلك ممكنا للتنبؤ بالمراحل التالية من هذا الأداء أو الأداءات الأخرى - (ردود الأفعال).

(٤) ويتضمن مفهوم قابلية أداء الفرد للقياس والتقدير معنى إخضاع هذا الأداء لظروف وعوامل خارجية قد تؤثر بدرجة أو بأخرى فى عملية القياس والتقدير مثل ظروف التجريب التى يتعرض لها الإنسان فى موقف من مواقف البحث والدراسة، إذ إنه من الصعب جدا إن لم يكن من المستحيل عزل الأداء المطلوب قياسه عن بقية الكل الشامل للإنسان بأنماط سلوكه المختلفة.

فإذا كان المطلوب قياس أداء الفرد فى مواقف التفكير أو المحاكمة العقلية فقد يكون من الصعب عزل هذا الأداء عن أدائه فى التعبير اللغوى، أو استخدام الرموز أو معالجة الأشكال الهندسية أو غير ذلك.

وإذا كان المطلوب قياس أداء الفرد فى مواقف القدرة على تحمل المسئولية، فإنه يصبح أيضا من الصعب العسير عزل هذا الأداء عن أدائه فى ميادين القدرة اللغوية أو الذكاء كقدرة فطرية عامة، أو أدائه فى مواقف القدرة الاجتماعية أو الميل إلى التسلط والسيطرة أو الثبات الانفعالى أو غير ذلك.

(٥) ومن هذا يتضح أن مواقف التجريب أو مواقف القياس لابد أن تأخذ فى اعتبارها هذا التداخل، وهذه العلاقة الدينامية (علاقة أخذ وعطاء)، أو التبادلية بين الجوانب المختلفة لأداء الإنسان.

(٦) ومن ثم فإن أداة القياس أو التقدير لابد أن تأخذ ذلك فى اعتبارها أيضا.

والأمر ليس كذلك فى القياس (الطبيعى) مثل قياس الأطوال والأوزان ودرجات الحرارة، وما إلى ذلك. فإن قياس طول قطعة من الخشب لا يتأثر بوزنها أو بنوعية مادتها، وكذلك قياس وزن قطعة من الحديد لا يتأثر بشكلها أو أبعادها إذا كانت على هيئة كرة أو مكعب، وقياس درجة حرارة سائل معين لا يتوقف على نوع هذا السائل إذا كان ماء أو غير ذلك.

(٧) نعود ونقول: إن المسلم الأول من مسلمات نظرية القياس هو أن أداء الإنسان قابل للقياس والتقدير، ومن ثم فإن هذا القياس يحتاج إلى أدوات من نوع خاص فى ضوء ما أثرناه سابقا، وبالتالى فإن هذه الأدوات لابد أن تتميز عن بعضها البعض كما تتميز أيضا عن الأدوات التى تستخدم فى القياس الطبيعى أو القياس الكيميائى أو البيولوجى، ولابد كذلك أن يكون لهذه الأدوات رياضياتها الخاصة بها، ومنطقها المحدد الذى تستخدمه فى المعالجة بل ومفاهيمها التى ترى من خلالها عملية القياس.

ثانيا - المسلم الثانى من مسلمات نظرية القياس يقول بأن **«أداء الإنسان إنما هو دالة خصائصه»**.

(١) وهذا يعنى أن كل أداء أو سلوك إنما يصدر عن خاصية واحدة أو مجموعة خصائص يتميز بها الفرد عن غيره من بقية الأفراد.

وللتفصيل فإن الخاصية الواحدة - مثل الذكاء أو القدرة اللغوية - تعطى أكثر من نمط أو أداء، كما أن الأداء الواحد - مثل حل مسألة رياضية - ينتج عن أكثر من خاصية واحدة.

(٢) ومن هذا يتضح تعقيد العلاقة بين الخصائص والأداء، الأمر الذى يؤثر بطبيعة الحال على الأداة المستخدمة فى القياس من حيث البناء والتكوين، وكذلك من حيث الدلالة والتفسير.

(٣) فعند قياس الأداء الذى يرتبط بخاصية التعبير اللغوى، على سبيل المثال، يجب أن نعلم أن هذا الأداء إنما هو نتاج خاصية التعبير اللغوى بجانب خواص أخرى مثل الذكاء والقدرة الاجتماعية وغير ذلك، ومن هنا يتحتم علينا أن نأخذ ذلك فى اعتبارنا عند فحص دلالة أداة القياس وتفسير نتائجها.

(٤) وبالمثل فإنه عند بناء أو تكوين أى أداة لقياس خاصية معينة (مثل القدرة الرياضية أو القدرة على تحمل المسئولية) فإنه يجب أن نأخذ فى اعتبارنا أن هذه الخاصية أو تلك تعطى أكثر من نوع واحد من الأداء.

وهذا ما قصدنا إليه عندما قلنا أن الأداة المستخدمة لقياس الخصائص العقلية والنفسية سوف تتأثر بعلاقة الخاصية بالأداء من حيث البناء والتكوين والدلالة والتفسير.

(٥) وهناك بُعد آخر يجب أن يضاف إلى ما سبق توضيحه وهو يتصل بكمّ العلاقة بين المتغيرين: الخاصية والأداء، بمعنى شدة العلاقة بينهما، فلو فرضنا أن الخاصية هى القدرة الرياضية وأن الأداء هو حل المسائل الرياضية فإنه يصبح من الضرورى أن تكون أداة القياس على درجة كبيرة من الحساسية لشدة العلاقة بين القدرة والأداء حتى نتمكن من قياس الأداء وإرجاعه إلى الخاصية الواحدة، أو الخصائص المتعددة. وبمعنى آخر تتمكن أداة القياس من تقدير العلاقة بين الطرفين دون تدخل طرف ثالث أو أطراف أخرى.

ففى مثالنا هذا إذا كانت أداة القياس حساسة لشدة العلاقة بين المتغيرين، فإنها - أى الأداة - لن تتأثر بتدخل عوامل أخرى مثل اللغة أو التحصيل المدرسى أو سرعة القراءة أو غير ذلك من العوامل.

ونعود ونقول: إن المسلم الثانى الذى يفترض أن أداء الإنسان هو دالة خصائصه يدور حول محورين:

أ - علاقة الخاصية بالأداء من حيث النوع والكم.

ب - تأثر أداة القياس بهذه العلاقة.

كما يجب أن نضيف أيضا أنه بناء على هذا المسلم فإننا نفترض كذلك أن أدوات القياس تقيس أداء الفرد كما تقيس شدة العلاقة بين الأداء والخاصية.

ثالثا - المسلم الثالث لنظرية القياس يدور حول لب عملية القياس، ويختص بما اتفق على تسميته بالفروق الفردية.

ويقول هذا المسلم بأن الخاصية والأداء والعلاقة بينهما تختلف من فرد لآخر. وأن هذا الاختلاف هو ما قامت عليه عملية القياس.

ولتوضيح ذلك ربما نشير إلى التجارب الأولى التى أجريت فى مختبرات علم النفس فى بداية نموه وتطوره، وخاصة فى مختبر (فونت) فى ألمانيا حيث كانت التجارب تهدف إلى إيجاد صيغة عامة مشتركة، وقانون موحد لسلوك الإنسان وأدائه، وعندما كان يلاحظ اختلاف أداء الفرد عند الاستجابة لنفس المثير كان يعتبر ذلك من باب الخطأ.

أما الاتجاه الآخر وهو الاتجاه الذى يؤكد فكرة القياس العقلى واستخدام أدوات القياس فقد اعتبرت هذه الفروق والاختلافات والتباين أساس عملية القياس بل ما نهدف إلى قياسه فعلا.

فأدوات القياس عندما تقيس الأداء فإنها فى الحقيقة لا تقيس كمية هذا الأداء كما نعين مثلا وزن قطعة من الحديد، وعندما تقيس الخاصية (أو القدرة)، فإنها أى الأداة لا تقيس كمية القدرة - كمية الذكاء مثلا - التى يمتلكها الفرد، وعندما نقيس العلاقة بين الخاصية والأداء فإننا لا نقيسها فى وحدات مطلقة، ولكن جميع هذه العمليات إنما تتم فى إطار نسبى هو إطار الاختلاف والتباين الذى يوجد فعلا بين خصائص الأفراد وأدائهم.

وعلى ذلك فإننا نعود ونقول إن ما نقيسه هو فى الحقيقة الاختلافات أكثر من أى شيء آخر، فنحن نقيس اختلافات الأفراد فى الذكاء والقدرات والخصائص الشخصية؛ ذلك لأن عملية القياس فى هذا الإطار هى نسبية وليست مطلقة.

(١) ومما يجب إضافته إلى ما سبق أن وجود الفروق الفردية والاعتراف بها ضمن مسلمات نظرية القياس يحدد موقف عملية القياس وأدوات القياس من وسائل المعالجة الرياضية والإحصائية.

ففى ميدان العلوم الطبيعية يكون أساس المعالجة الإحصائية أو الرياضية هو إيجاد القانون العام أو الصيغة الموحدة، فى حين أنه فى ميدان القياس النفسى أصبح الأمر مختلفا بحيث يكون أساس المعالجة الرياضية أو الإحصائية هو البحث عن الفروق والاختلافات والتأكد من دلالاتها، وبذلك فإن المعالجة مختلفة من حيث الهدف والأسلوب فى الحالتين.

(٢) كما نؤكد أيضا أثر هذا المفهوم - مفهوم التباين والاختلاف والفروق الفردية - على بناء أداة القياس فى حد ذاتها واختيار وحداتها والتأكد من فعالية هذه الوحدات.

فإن الأداة التى تبنى من أجل قياس الفروق تختلف عن الأداة التى تبنى من أجل قياس الكمية، أو بمعنى آخر نجد أن الأداة التى تبنى من أجل القياس النسبى تختلف عن الأداة التى تبنى من أجل القياس المطلق.

(٣) ولا يمكن أيضا أن نتجاهل عملية التحليل والتفسير للقياسات (الدرجات) التى نحصل عليها عن طريق هذه الأدوات التى تبنى من أجل قياس الفروق أو القياس النسبى.

فعند التحليل أو التفسير لابد أن نشير دائما إلى إطار مرجعى تنسب إليه هذه القياسات أو الدرجات. وقد يكون هذا الإطار المرجعى هو جدول المعايير بدرجات مقننة تائية مثلا أو غير ذلك؛ ذلك لأن - وكما سبق أن قلنا - مفهوم الفروق الفردية مفهوم أساسى فى عملية القياس النفسى، ومن ثم لابد أن تتأثر به الأساليب والأدوات وطرق التحليل والتفسير.

رابعا - المسلم الرابع لنظرية القياس يأخذ فى اعتباره ما حاولت أن تتجاهله أو تتغلب عليه نظريات القياس فى الميادين الأخرى - يأخذ فى اعتباره خطأ القياس. ويقول **بأن كل درجة (على مقياس ما) إنما تتكون من درجتين هما الدرجة الحقيقية والدرجة التى تعود إلى الخطأ.**

وهذا اعتراف واضح وصريح بوجود الخطأ كمكون من مكونات الدرجة التى يحصل عليها الفرد على أى مقياس من المقاييس.

(١) ولتحديد العلاقة بين المكون الحقيقى ومكون الخطأ لدرجة ما، فإننا نسلم أيضا بأن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + الدرجة التى تعود إلى الخطأ.

وهنا يمكن أن نقول أن هذا الخطأ يمكن تصنيفه على النحو التالى:

أ - **الخطأ الثابت** Systematic Error وهو نوع من الخطأ يعود إلى المقياس فى حد ذاته ويتكرر بصفة منتظمة وله نفس التأثير على كل درجة على هذا المقياس.

فإذا كان هناك خطأ فى تدريج مسطرة لقياس الأطوال بحيث توجد زيادة بمقدار $\frac{١}{٢}$ سم فى هذا التدريج أصبح من السهل علينا معرفة الدرجة الحقيقية (الطول الحقيقى) لكل ما يراد قياس طوله بطرح $\frac{١}{٢}$ سم من الدرجة الظاهرية أو القياس الظاهرى لطول شىء ما. ومن ثم فإن هذا الخطأ - إذا عرفت كميته - لا يشكل مشكلة هامة بالنسبة إلى عملية القياس.

ب - **خطأ المقياس** Measurement Error وهو الخطأ الناتج عن استخدام الدرجة الظاهرية فى القياس بدلا من الدرجة الحقيقية وهو نوع من الخطأ يحتاج إلى معالجة إحصائية خاصة للتحكم فيه.

جـ - **خطأ الصدفة أو العشوائية** Random Error وهذا هو الخطأ الذى لا يحتاج إلى شرح وتوضيح. إذ إن هذا النوع من الخطأ - بحكم التسمية - لا يمكن

ضبطه أو السيطرة عليه؛ لأنه لابد أن يكون عشوائيا. وهذه الأخطاء العشوائية هى التى يلغى بعضها البعض الآخر، وخاصة إذا كان حجم العينة كبيرا، وعلى ذلك فإننا نلجأ إلى مجموعة من المسلمات الفرعية لتحديد العلاقة بين هذه الأخطاء العشوائية والدرجة الظاهرية، أو الدرجة الكلية التى حصل عليها الفرد ودرجته الحقيقية التى تعبر عن قدرته الفعلية على البعد الذى يتم قياسه.

نقول: إن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + الدرجة التى تعود إلى الخطأ (العشوائى)

$$ك = ح + خ .$$

وهذا يعنى أن الدرجة الكلية تساوى المجموع الجبرى للدرجة الحقيقية والدرجة التى تعود إلى الخطأ العشوائى؛ ذلك لأن هذا النوع الأخير من الدرجات قد يكون سالبا أو موجبا.

(٢) نقول أيضا: إن متوسط هذه الدرجات التى تعود إلى الخطأ العشوائى لابد أن يساوى الصفر أى أن $م_{خ}$ = صفر، وذلك أيضا عندما يكون حجم العينة كبيرا.

(٣) نقول كذلك: إن معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية والدرجات التى تعود إلى الخطأ العشوائى لابد أن يكون صفرا. أى أن:

$$ر_{ح.خ} = صفر$$

ذلك لأنه ليس هناك ما يدعو إلى الاعتقاد بأن الأخطاء العشوائية الموجبة تحدث فى حالة الدرجات العالية والأخطاء العشوائية السالبة تحدث فى حالة الدرجات المنخفضة أو العكس، وعليه فإن $ر_{ح.خ}$= صفر، يعنى أنه لا وجود لأى نوع من العلاقة بين الدرجات الحقيقية ودرجات الخطأ العشوائى.

(٤) نقول أيضا: إن درجات الخطأ العشوائى عند تطبيق مقياس ما على جماعة ما لا علاقة لها بدرجات الخطأ العشوائى عند تطبيق مقياس آخر (على نفس الجماعة)، أو بمعنى آخر نقول: إن $ر_{خ١.خ٢}$ = صفر، وذلك فى حالة ما إذا كان حجم العينة كبيرا كما سبق وأشرنا، ولكن نحن نسلم بأن ما سبق أن قلناه ينطبق كذلك على ما نحصل عليه من درجات فى تطبيقاتنا العادية، وللتلخيص فإننا نعود ونقول:

١ ـ إن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + درجة الخطأ العشوائى.

٢ ـ متوسط درجات الخطأ = صفر.

٣ ـ معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية ودرجات الأخطاء العشوائية = صفر.

٤ - معامل الارتباط بين أى مجموعتين من درجات الأخطاء العشوائية = صفر.

وهذا ما أشرنا إليه بمجموعة المسلمات الفرعية.

وعلى العموم فقد ناقشنا فيما سبق - وإن كان فى إيجاز - المسلمات الأربعة الرئيسية لنظرية القياس فى علم النفس، وهى:

١ - أداء الفرد يمكن قياسه وتقديره.

٢ - أداء الفرد دالة خصائصه.

٣ - الخاصية والأداء والعلاقة بينهما تختلف من فرد إلى آخر (الفروق الفردية).

٤ - القياس الظاهرى (الكلى) يتكون من قياس حقيقى وآخر يرجع إلى الخطأ.

مستويات القياس فى علم النفس:

سبق أن أشرنا إلى أن القياس بمعناه الواسع يعنى استخدام الأرقام فى (وصف) الأحداث والأشياء بناء على قواعد معينة، وهذا يعنى أنه عند تغيير هذه القواعد أو عند استخدام الأرقام تحت قواعد مختلفة فإننا سوف نحصل على أنواع مختلفة من المقاييس.

وعلى ذلك فإنه ينبغى أن نأخذ فى اعتبارنا عدة نقاط سوف تتضح أهميتها فى مسار المناقشة وهى:

أ - القواعد المختلفة التى يتم استخدام الأرقام بناء عليها.

ب - الخواص الرياضية للمقياس الناتج عن استخدام الأرقام تحت هذه القواعد المختلفة.

جـ - العمليات الإحصائية التى يمكن استخدامها لمعالجة المقياس الناتج سواء من حيث بناؤه وتكوينه أو من حيث تحليل نتائج تطبيقاته المختلفة، فعلى سبيل المثال عندما نستخدم الأرقام تحت قاعدة تمييز السيارات عن بعضها البعض أو المنازل أو التليفونات. فإن المقياس الناتج يساعدنا فقط على أن نميز بين سيارة وأخرى ومنزل وآخر وهكذا، ولكنه لن يساعدنا فى الدلالة على سرعة السيارة أو حجم المنزل وعدد ما فيه من غرف. ولكن إذا استخدمت نفس الأرقام تحت قواعد أخرى مثل قاعدة الأول والثانى، وهكذا إشارة إلى من دخل القاعة أولا ومن دخل بعده، فإن المقياس الناتج سوف يساعدنا على ترتيب الأفراد حسب أولوية وصولهم إلى القاعة، ولكنه لن يساعدنا فى إيجاد الفاصل الزمنى بين وصول كل فرد وآخر.

وإذا استخدمت نفس الأرقام تحت قاعدة أخرى مثل قاعدة التدريج فإن المقياس الناتج سوف يساعدنا فى معرفة الفرق بين درجات الحرارة إذا كان التدريج على ترمومتر أو فى معرفة وزن الأشياء إذا كان التدريج على ميزان وهكذا.

ومن ثم يمكننا أن نميز بين أربعة مستويات من مستويات القياس على أساس القاعدة التى يتم استخدام الأرقام بناء عليها فى وصف الأشياء والأحداث وخصائص المقياس الناتج وما يتطلبه من معالجة.

هذه المستويات هى:

أولا - مقياس التصنيف (أو التسمية بالرقم) Nominal Scale:

ويعتبر هذا المستوى من القياس أبسط المستويات إذ إنه يستخدم الأرقام من أجل الدلالة على الأشياء أو مجموعات الأشياء. فعلى سبيل المثال تستخدم الأرقام من أجل الدلالة على السيارات المختلفة؛ إذ إن كل سيارة لها رقم خاص تصنف به، وكذلك أرقام التليفونات كما يمكن أن تستخدم كذلك للدلالة على مجموعات الأشياء حيث تقول المجموعة رقم ١ والمجموعة رقم ٢ أو الفريق رقم ٣ والفريق رقم ٤. والأرقام المستخدمة فى حد ذاتها لا معنى لإجراء أى عمليات حسابية عليها مثل الجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة.

ولنأخذ المثال التالى لتوضيح الفكرة:

لنفترض أنه طلب من المعلم فى أحد الفصول أن يصنف الأطفال بناء على لون القميص الذى يرتديه كل منهم. فبدأ بالعد فوجد أن:

١٠	أولاد	يرتدون	القميص الأبيض	مجموعة رقم ١
١٥	ولدا	يرتدون	القميص الأصفر	مجموعة رقم ٢
٨	أولاد	يرتدون	القميص الأخضر	مجموعة رقم ٣
١٢	ولدا	يرتدون	القميص الأحمر	مجموعة رقم ٤

نلاحظ هنا أن الأرقام ١، ٢، ٣، ٤ استخدمت للدلالة على مجموعات كل مجموعة تحتوى على عدد من الأولاد يختلف عما تحتويه المجموعة الأخرى.

وهناك ملاحظة فى خصائص هذا المقياس وهى أن بداية العد لا تؤثر على المقياس، فمن حيث يبدأ المعلم فى العد: ابتداء من ذوى القمصان البيض أو من ذوى القمصان الحمر فإن النتيجة سوف تكون واحدة، ولن يتأثر المقياس من حيث الشكل أو الموضوع.

وواضح كذلك أن عملية العد البسيط هى التى كونت المقياس، وبناء عليها تم تصنيف هؤلاء الأطفال بناء على لون القميص الذى يرتديه كل منهم.

ومن الممكن أيضا أن يتم تصنيف نفس المجموعة من الأطفال بناء على لون القميص ولون الحذاء الذى يرتديه كل منهم.

حيث نجد على سبيل المثال:

٥	أولاد	يرتدون القميص الأبيض والحذاء الأسود	مجموعة رقم ١
٥	أولاد	يرتدون القميص الأبيض والحذاء البنى	مجموعة رقم ٢
١٠	أولاد	يرتدون القميص الأصفر والحذاء الأسود	مجموعة رقم ٣
٥	أولاد	يرتدون القميص الأصفر والحذاء البنى	مجموعة رقم ٤
٨	أولاد	يرتدون القميص الأخضر والحذاء الأسود	مجموعة رقم ٥
٧	أولاد	يرتدون القميص الأحمر والحذاء الأسود	مجموعة رقم ٦
٥	أولاد	يرتدون القميص الأحمر والحذاء البنى	مجموعة رقم ٧

وهنا أيضا نجد أن هذا المقياس له نفس الخصائص السابقة وهى:

- يقوم على مبدأ العد البسيط.
- لا يتأثر ببداية العد.

ومن ثم فإنه يمكن أن نقول: إن مقياس التصنيف هو مقياس يستخدم الأرقام لتصنيف الوحدات بناء على خاصية أو أكثر، ويقوم على مبدأ العد البسيط ولا يتأثر ببداية العد. ومما يجب الإشارة إليه هو أن القاعدة التى يعتمد عليها هذا المقياس هى: قاعدة عدم إعطاء نفس الرقم للمجموعات المختلفة، وكذلك عدم إعطاء نفس المجموعة أرقاما مختلفة.

المعالجة الإحصائية لمستوى التصنيف:

فى عملية القياس لا نقف عند مجرد تصنيف وحدات الظاهرة فنقول مثلا: إن فى هذا الفصل الدراسى المكون من ٤٠ طالبا ٢٥ طالبا حصلوا على درجة النجاح بينما لم يحصل الباقون وعددهم ١٥ على درجة النجاح. بل نستطرد فى ذلك لنبحث فى أسباب النجاح والفشل، وهل كنا نتوقع هذه النتيجة بعد الجهد الذى بذله المعلم والتلاميذ أثناء العام الدراسى.

وإذا كنا مثلا نصنف طلاب مدرسة معينة حسب مناطق السكن فنحن لا نكتفى فقط بأن نعرف عدد الطلاب من كل منطقة سكنية بل نلاحظ العلاقة بين عدد الطلاب فى هذه المناطق وقرب هذه المناطق أو بعدها عن مكان المدرسة. وهكذا نستطيع أن نقول: إن مقياس التصنيف إنما هو الخطوة الأولى فى البحث فى علاقات الظواهر مع بعضها البعض، وهذا فى حقيقة الأمر هو موضوع القياس وتطبيقاته التى تؤدى وتساعد على التنبؤ وهو الوظيفة المكملة للقياس فى أى علم من العلوم.

(١) وفى البداية نقول: إن المعالجة الإحصائية المناسبة لهذا المستوى تقوم أيضا على فكرة العد البسيط **والأداة الإحصائية هى كا٢** χ^2.

والأداة الإحصـائيـة كا٢ تقوم على فكرة دلالة الفـرق بين التكرارات المتـوقـعة والتكرارات الملاحظة.

ولتوضيح فكرة كا٢ فلنأخذ المثال التالى:

لنفترض أنك كنت فى حـاجة إلى من يصلح لك سيارتك وأنت لا تعلم ما فـيها من خلل. وقام العامل بإصلاحها دون أن يتفق معك على أجر، فعندما تعطيه أجره بعد أن يقوم بعملية الإصلاح هناك واحد من هذه الاحتمالات:

أ ـ إما أن يأخذ ما أعطيته له لأن فى تقديره أن هذا هو الأجر المناسب.

ب ـ أو أن يشكرك جدا لأنك أعطيته أكثر مما كان يتـوقعه بكثير حيث كان يتوقع أن يحصل على ١٠ جنيهات فأعطيته عشرين.

جـ ـ أو أن يحتج عليك بشـدة لأنك أعطيته أقل مما كـان يتوقع بكثير حـيث كان يتوقع أن يحصل على ١٠ جنيهات فأعطيته جنيها واحدا.

ففى الاحتمـال الأول نجد أن الفرق بين ما كان يتوقعه ومـا حصل عليه منك كان قليلا (على سبيل المثال أعطيته ١٠ جـنيهات ونصف أو ٩ جنيهات ونصف) ولهذا وجد أن الأجر مناسب دون أى انفعال من نوع ما.

وفى الاحتـمال الثانى نلحظ انفـعاله الموجب لأن الفرق بين مـا كان يتوقعـه وما حصل عليه كان كبيرا. حيث توقع ١٠ جنيهات فحصل على عشرين، أى أن الفرق ١٠ جنيهات، وهو فى تقديره مبلغ كبير بالنسبة إلى ما كان يتوقعه، أو عندما نستخدم التعبير الرياضى تنسب $\frac{١٠}{١٠}$ = ١

وفى الاحتمال الثـالث نلحظ انفعاله السالب، لأن الفرق بين ما كان يتـوقعه وما حصل عليه كان كبيرا أيضا فقد كان يتوقع ١٠ جنيهات وحصل على جنيه واحد أى كان الفرق ٩ جنيهات، وبالنسبة إلى ما كـان يتوقع يكون فى تقديره فرق كبير أى أن $\frac{٩}{١٠}$ = ٠,٩ .

هذا هو المنطق الأصلى للأداة الإحـصائيـة كا٢ حيث يقـوم على دلالة الفرق بين المتوقع والملاحظ أو الحادث فعلا.

ومن أجل أن نقترب بصورة أدق إلى الموضوع لنأخذ مثالا آخر:

لنفتـرض أننا قمنا بتصنيف رواد السوق فى إحـدى الجمعيـات إلى ذكور وإناث، فوجـدنا فى السـوق ١٨٠ شخـصا منهم ٨٠ من الذكـور، ١٠٠ من الإناث ـ هذا هو الملاحظ ـ ولكن ماذا كنا نتوقع؟

ليس هناك سبب يدعونا إلى أن نقول بضرورة وجود عدد أكثر من النساء، وليس هناك أيضا سبب آخر يدعونا إلى القول بضرورة وجود عدد أكبر من الرجال؛ وذلك لأن السوق يبيع كل شيء سواء ما يخص النساء أو الرجال كما أن هناك أسرا يقوم الرجل فيها بشراء لوازم المنزل، وهناك أسر كذلك تقوم المرأة فيها بشراء لوازم المنزل.

إذن لابد من وجود فرض معين نعتمد عليه في الإشارة إلى التكرار المتوقع (أو العدد المتوقع) من كلا الجنسين.

في هذه الحالة يكون الفرض الأمثل والأنسب هو الفرض الصفري أو فرض العدم (Null Hypothesis) ولابد أنك عرفت عنه شيئا في دراستك للإحصاء، إذ إنه ـ أي الفرض الصفري ـ يرى أنه لا يوجد فرق ذو دلالة بين متوسط مجموعتين، أو بمعنى أبسط فإن الفرض الصفري يرى ما يراه المبدأ القانوني «المتهم برىء حتى تثبت إدانته».

ولذلك فإننا نفترض أو (نتوقع) أن عدد النساء سوف لا يختلف عن عدد الرجال، ومن ثم يمكن التعبير عن ذلك كما يلي:

	النساء	الرجال
التكرار المتوقع	٩٠	٩٠
التكرار الملاحظ	١٠٠	٨٠

حيث إن العدد الكلي هو ١٨٠ ونحن نفترض ـ أو نعتمد على الفرض الصفري ـ في القول فإن نصفهم من الذكور (٩٠) والنصف الآخر من الإناث (٩٠).

ولنأخذ الآن مثالا ثالثا: حيث إننا سوف نقوم بتصنيف رواد أحد محلات الأزياء الخاصة بالرجال أيضا إلى إناث وذكور.

ففي هذه الحالة لا نستطيع أن نعتمد على الفرض الصفري في الإشارة إلى العدد المتوقع، لأنه من المتوقع أن يكون عدد الرجال أكثر من عدد النساء، ومن ثم لابد من وجود فرض آخر يساعدنا في تعيين التكرار المتوقع. وهذا ما يسمى بالفرض المسبق أي الفرض الذي يبنى على معلومات سابقة، فإذا كان هناك قانون يقول بأنه لا يجوز أن يوجد أحد الجنسين في محل خاص بالجنس الآخر إلا في حدود ١٠ ٪ فقط من العدد الكلي: فإنه في هذه الحالة يصبح عدد النساء المتوقع في هذا الحال لا يزيد عن ١٠ ٪ من عدد الموجودين، فلو كان عدد الموجودين ٩٠ شخصا فإنه من المتوقع أن يكون هناك ٩ نساء، ٨١ رجلا. وعلى ذلك إذا وجد أثناء التصنيف أن هناك ٣٠ امرأة، ٦٠ رجلا فإنه يمكن التعبير عن ذلك كما يلي:

	النساء	الرجال
التكرار المتوقع	٩	٨١
التكرار الملاحظ	٣٠	٦٠

وهناك مثال آخر: لنفرض أن الجامعة أعلنت عن حاجتها لعدد من العاملين فى المكتبات وتقدم لها ٢٠٠ شخص، وبالتالى قام المختصون بتطبيق اختبار خاص لقياس قدرة معينة تتصل بالعمل فى المكتبات، ومن المعروف أن هذه القدرة (مثل الذكاء) تتوزع بناء على المنحنى الاعتدالى (سبق التعرف عليه فى مقرر الإحصاء).

وكانت نتائج هذا الاختبار كما يلى:

١٥ متقدما حصلوا على درجات دون المتوسط بوضوح.

١٢٥ متقدما حصلوا على درجات حول المتوسط.

٦٠ متقدما حصلوا على درجات عالية بوضوح.

فهل هذا التوزيع يختلف عما كانت تتوقعه إدارة الجامعة؟ ماذا كانت تتوقع إدارة الجامعة؟

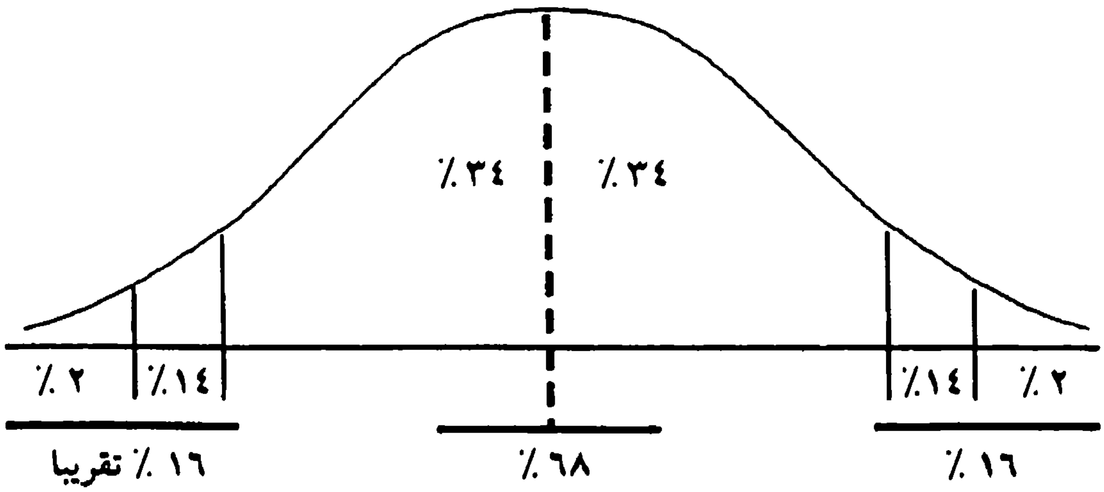
بناء على هذه المعلومات المتوافرة عن الاختبار والقدرة التى يقيسها والتى تقول بأن هذه القدرة تتوزع حسب المنحنى الاعتدالى فإنه:

يمكن أن نتوقع ٣٢ متقدما دون المتوسط بوضوح (مستوى متدنى).

يمكن أن نتوقع ١٣٦ متقدما حول المتوسط.

يمكن أن نتوقع ٣٢ متقدما أعلى من المتوسط بوضوح (مستوى متفوق).

ولكن كيف؟ انظر إلى المنحنى الاعتدالى، وكيفية التوزيع:



نجد أن نسبة الأفراد حول المتوسط هى ٦٨ ٪ (٣٤ ٪ + ٣٤ ٪) أى ما يعادل ١٣٦ فردا من مجموع ٢٠٠.

كما نجد أن نسبة الأفراد دون المتوسط بوضوح (المستوى المتدنى) هى ١٦ ٪ (٢ ٪ + ١٤ ٪) وهذا يعادل ٣٢ فردا من مجموع ٢٠٠.

كما نجد أن نسبة الأفراد أعلى من المتوسط بوضوح (المستوى المتفوق) هى ١٦ ٪ (٢ ٪ + ١٤ ٪) وهذا ما يعادل ٣٢ فردا من مجموع ٢٠٠.

وعلى هذا نعود ونقول: إن التكرارات المتوقعة حسبت بناء على المنحنى الاعتدالى.

وللتلخيص فإن الفروض المستخدمة لحساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للأداة الإحصائية كا٢ يمكن أن تكون:

أ ـ الفرض الصفرى.

ب ـ الفرض المسبق.

حـ ـ فرض المنحنى الاعتدالى.

وإلى هنا ونكون قد عرفنا كيف نحصل على التكرارات المتوقعة ـ عن طريق أحد هذه الفروض الثلاثة ـ وكيف نحصل على التكرارات الملاحظة ـ عن طريق العد البسيط أو التصنيف ـ ويبقى الآن أن نعرف كيف نحسب كا٢.

طريقة حساب كا٢ χ^2

القانون المستخدم لحساب كا٢ هو:

$$\text{كا}^2 = \text{مج} \frac{(\text{المتوقع} - \text{الملاحظ})^2}{\text{المتوقع}}$$

أى أن كا٢ = مجموع مربع الفرق بين التكرارات المتوقعة والملاحظة بالنسبة إلى التكرار المتوقع. (تذكر المثال الأول حيث نجد أن العامل الذى قام بإصلاح السيارة ينسب الفرق إلى ما كان يتوقعه).

ولنحاول الآن حساب قيمة كا٢ فى الأمثلة السابقة:

أ ـ

	النساء	الرجال
التكرار المتوقع	٩٠	٩٠
التكرار الملاحظ	١٠٠	٨٠

الفرق =   - ١٠   + ١٠

$$\therefore \text{كا}^2 = \frac{(-10)^2}{90} + \frac{(+10)^2}{90} = \frac{100}{90} + \frac{100}{90} = \frac{200}{90} = 2.2$$

ب -

	النساء	الرجال
التكرار المتوقع التكرار الملاحظ	٩ ٣٠	٨١ ٦٠
الفرق =	- ٢١	+ ٢١

$$\therefore \text{كا}^2 = \frac{(-21)^2}{9} + \frac{(+21)^2}{81} = \frac{441}{9} + \frac{441}{81} = 54.4$$

جـ -

	المستوى المتدنى	حول المتوسط	المستوى المتفوق
التكرار المتوقع التكرار الملاحظ	٣٢ ١٥	١٣٦ ١٢٥	٣٢ ٦٠
الفرق =	١٧	١١	- ٢٨

$$\therefore \text{كا}^2 = \frac{(17)^2}{32} + \frac{(11)^2}{136} + \frac{(-28)^2}{32} = 34.4$$

ولكن ما معنى:

أن قيمة كا^2 فى المثال الأول (أ) ٢,٢.

وأن قيمة كا^2 فى المثال الثانى (ب) ٥٤,٤.

وأن قيمة كا^2 فى المثال الثالث (جـ) ٣٤,٤.

لابد أنك تعرضت فى دراسة الإحصاء لمعنى الدلالة الإحصائية للأدوات والمعاملات حيث نرجع إلى الجداول للكشف عن هذه الدلالة.

فعندما نرجع إلى جداول كا^2 (انظر ص ١٢٢) عند درجة الحرية أو الطلاقة ١ Degree of Freedom (لاحظ أن درجات الحرية = (الأعمدة - ١) (الصفوف - ١) وفى هذه الأمثلة درجات الحرية = (٢ - ١) × (٢ - ١) = ١.

فإننا سوف نجد أن قيمة كا^2 حتى تكون دالة عن مستوى ٠,٠٥ لابد وأن تساوى ٣,٨٤، ومعنى الدلالة عند مستوى ٠,٠٥ أنه إذا أعيدت هذه التجربة مائة مرة فسوف

تكون هناك خمس مرات من هذه المائة غير متفقة مع بقية المرات أو متأثرة بالعشوائية، كما نجد أيضا أن قيمة كا^{2} حتى تكون دالة عند مستوى ٠,٠٢ لابد أن تساوى ٥,٤١ ومعنى الدلالة عند مستوى ٠,٠٢ أنه إذا أعيدت التجربة مائة مرة فسوف تكون هناك مرتان فقط تحت تأثير الصدفة والعشوائية - ثم نجد كذلك أن قيمة كا^{2} حتى تكون دالة عند مستوى ٠,٠١ تساوى ٦,٦٤. وواضح أيضا معنى الدلالة عند مستوى ٠,٠١ أى أن هناك مرة واحدة فقط من كل مائة مرة تتأثر بالصدفة والعشوائية.

وعلى ذلك فإن قيمة كا^{2} فى المثال الأول (أ) = ٢,٢ وهى أقل من القيمة المطلوبة عند مستوى ٠,٠٥ (٣,٨٤) وعلى ذلك نعتبر كا^{2} فى هذا المثال غير دالة إحصائيا وعليه يجب قبول الفرض الصفرى ونقول: إنه ليس هناك ما يلفت النظر بالنسبة لعدد الرجال والنساء داخل السوق.

وفى مثالنا الثانى (ب) نجد أن قيمة كا^{2} = ٥٤,٤، وهى أكبر من القيمة المطلوبة عند مستوى ٠,٠١ وبالتالى فإننا نعتبر أن كا^{2} فى هذا المثال دالة إحصائيا بمعنى أن هناك فرقا جوهريا واضحا بين ما توقعنا أن نجده من نساء ورجال فى هذا المحل وبين ما لاحظناه فعلا. وبالرجوع إلى الأرقام يمكن القول بأن هناك زيادة جوهرية فى عدد النساء عما هو متوقع وقلة جوهرية فى عدد الرجال مما هو متوقع.

وفى مثالنا الثالث (جـ) وجدنا أن كا^{2} = ٣٤,٤ وهى دالة عن مستوى (أقل) من ٠,٠١ بمعنى أن هناك فرقا جوهريا بين ما كانت إدارة الجامعة تتوقعه من توزيع نتيجة المتقدمين للعمل فى المكتبات وبين ما حصلت عليه فعلا. وبالرجوع إلى الأرقام نلاحظ ذلك فعلا، وخاصة فى المستوى المتدنى والمستوى المتفوق. ما زلنا حتى الآن نشير إلى كا^{2} كأداة إحصائية مناسبة لمعالجة نتائج مقاييس مستوى التصنيف. وما سبق كان نوعا من كا^{2} يستخدم فى حالة وجود مجموعة واحدة (رواد السوق أو محل الأزياء أو المتقدمين للعمل فى المكتبات) مصنفة حسب معيار واحد (الجنس: ذكر أو أنثى أو القدرة الخاصة المتصلة بالعمل فى المكتبات).

ولكن ليس هكذا يكون الحال دائما فقد يكون عندنا أكثر من مجموعة مصنفة حسب معيار معين أو مجموعة واحدة مصنفة حسب أكثر من معيار واحد.

والأمثلة التالية توضح ما نريد أن نذهب إليه:

المثال الأول:

مجموعتان من الأفراد عدد الأولى ٤٣ رجلا والثانية ٥٢ امرأة يعملون فى مجال الإدارة. **وقد تم تصنيف هاتين المجموعتين بناء على خصائص الإدارة الناجحة.** فحصلنا على البيانات الموضحة بالجدول، والمطلوب هو معرفة: هل يختلف الرجال عن النساء بالنسبة للإدارة:

	رجال	نساء	المجموع
مدير ناجح	١٢	٣٢	٤٤
مدير متوسط	٢٢	١٤	٣٦
مدير غير ناجح	٩	٦	١٥
المجموع =	٤٣	٥٢	٩٥

من الواضح أن الأرقام الموضحة فى هذا الجدول هى عبارة عن التكرارات الملاحظة، والمطلوب الآن حساب التكرارات المتوقعة، والطريقة المتبعة لحساب التكرارات المتوقعة هى ضرب الجمع الرأسى للأعمدة × الجمع الأفقى للصفوف والقسمة على المجموع الكلى.

ولتوضيح ذلك فإنه لحساب التكرار المتوقع فى الخلية الأولى.

(رجال / مدير ناجح حيث الملاحظ ١٢) فإنه يتم كما يلى:

$$\frac{\text{٤٣ (الجمع الرأسى)} \times \text{٤٤ (الجمع الأفقى)}}{\text{٩٥ (المجموع الكلى)}} = \text{١٩,٩}$$

وفى الخلية الثانية (نساء / مدير ناجح حيث الملاحظ ٣٢) فإنه يحسب كما يلى:

$$\frac{\text{٥٢ (الجمع الرأسى)} \times \text{٤٤ (الجمع الأفقى)}}{\text{٩٥ (المجموع الكلى)}} = \text{٢٤,١}$$

وفى الخلية الثالثة (رجال / مدير متوسط حيث الملاحظ ٢٢)) فإنه يحسب كما يلى:

$$\frac{\text{٤٣ (الجمع الرأسى)} \times \text{٣٦ (الجمع الأفقى)}}{\text{٩٥}} = \text{١٦,٣}$$

وفى الخلية الرابعة (نساء / مدير متوسط حيث الملاحظ ١٤) فإنه يحسب كما يلى:

$$\frac{\text{٥٢ (الجمع الرأسى)} \times \text{٣٦ (الجمع الأفقى)}}{\text{٩٥}} = \text{١٩,٧}$$

وفى الخلية الخامسة (رجال / مدير غير ناجح حيث الملاحظ ٩) فإنه يحسب كما يلى:

$$\frac{\text{٤٣} \times \text{١٥}}{\text{٩٥}} = \text{٦,٨}$$

وفى الخلية السادسة (نساء / مدير غير ناجح حيث الملاحظ ٦) فإنه يحسب كما يلى:

$$\frac{\text{٥٢} \times \text{١٥}}{\text{٩٥}} = \text{٨,٢}$$

وعليه فإن الجدول يتحول إلى الصورة التالية:

	رجال	نساء	المجموع
مدير ناجح	١٢ (١٩,٩)	٣٢ (٢٤,١)	٤٤
مدير متوسط	٢٢ (١٦,٣)	١٤ (١٩,٧)	٣٦
مدير غير ناجح	٩ (٦,٨)	٦ (٨,٢)	١٥
المجموع =	٤٣	٥٢	٩٥

لاحظ أن التكرارات المتوقعة وضعت بين قوسين فى كل خلية. ويمكن حساب كا^2 كما يلى:

$$\text{كا}^2 = \frac{(\text{١٢} - \text{١٩,٩})^2}{\text{١٩,٩}} + \frac{(\text{٣٢} - \text{٢٤,١})^2}{\text{٢٤,١}} + \frac{(\text{٢٢} - \text{١٦,٣})^2}{\text{١٦,٣}}$$

$$+ \frac{(\text{١٤} - \text{١٩,٧})^2}{\text{١٩,٧}} + \frac{(\text{٩} - \text{٦,٨})^2}{\text{٦,٨}} + \frac{(\text{٦} - \text{٨,٢})^2}{\text{٨,٢}} = \text{١٠,٦٧}$$

ونعود الآن إلى حساب درجات الحرية وهى حاصل ضرب الأعمدة - ١ × الصفوف - ١. لاحظ أن الأعمدة هى المجموعات (تساوى ٢ رجال ونساء) والصفوف هى التصنيفات وتساوى ٣: ناجح. متوسط. غير ناجح).

∴ درجات الحرية = (٢ - ١) (٣ - ١) = ٢

وبالرجوع إلى جداول كا^{٢} نجد أن القيمة المطلوبة للدلالة عند مستوى ٠,٠١ أقل مما حصلنا عليه (١٠,٦٧) ومعنى ذلك أن هناك فرقا جوهريا بين النساء والرجال بالنسبة لخصائص الإدارة الناجحة كما توضحها الأرقام المشار إليها فى الجدول.

المثال الثانى:

مجموعة مكونة من ٨٠ خريجا من خريجى الجامعة تم تصنيفهم بناء على معيارين هما التفوق الأكاديمى والنجاح المهنى. فحصلنا على البيانات الموضحة فى الجدول:

	غير متفوق	متفوق	المجموع
ناجح مهنيا	١٠ (أ)	١١ (ب)	٢١
غير ناجح	٤٦ (جـ)	١٣ (د)	٥٩
المجموع =	٥٦	٢٤	٨٠

ويمكن بطبيعة الحال حساب التكرارات المتوقعة بنفس الطريقة التى أشرنا إليها فى المثال الأول. ولكن فى حالة جدول ٢ × ٢ أى جدول مكون من عمودين وصفين حيث درجات الحرية = (٢ - ١) (٢ - ١) = ١ يمكن استخدام قانون مباشر لحساب كا^{٢} على النحو التالى:

$$\text{كا}^{٢} = \frac{\text{ن}\left(\text{أ د} - \text{ب جـ} - \frac{\text{ن}}{٢}\right)^{٢}}{(\text{أ}+\text{ب})\,(\text{جـ}+\text{د})\,(\text{أ}+\text{جـ})\,(\text{ب}+\text{د})}$$

حيث ن = عدد أفراد المجموعة

$$= \frac{٨٠\,(١٠ \times ١٣ - ١١ \times ٤٦ - ٤٠)^{٢}}{٢١ \times ٥٩ \times ٥٦ \times ٢٤} = ٨,٣$$

وذلك دون الحاجة إلى حساب التكرارات المتوقعة مع ملاحظة أن:

(أ) نشير إلى الخلية (أ) وفيها ١٠ أفراد (تكرارات).

(ب) نشير إلى الخلية (ب) وفيها ١١ أفراد (تكرارات).

(جـ) نشير إلى الخلية (جـ) وفيها ٤٦ تكرارا.

(د) نشير إلى الخلية (د) وفيها ١٣ تكرارا.

ومن الواضح أيضا أن قيمة كا^{٢} وهى ٨,٣ دالة عند مستوى أقل من ٠,٠١ (من مستويات الدلالة الإحصائية) ومعنى ذلك أن هناك علاقة بين التفوق الأكاديمى والنجاح المهنى . إذ إن الفرض الصفرى يرى أنه لا علاقة بين هاتين، ويجب رفض هذا الفرض ما دامت قيمة كا^{٢} دالة إحصائيا.

المثال الثالث:

طبق اختبار مقنن فى الحساب على مجموعة من الذكور عددها ٤٠، وأخرى من الإناث عددها ٥٠، وصنفت المجموعتان بناء على معيار فوق المتوسط ودون المتوسط. فكانت البيانات كما هى فى الجدول. والمطلوب معرفة هل هناك اختلاف بين أداء المجموعتين فى مادة الحساب؟

	دون المتوسط	فوق المتوسط	المجموع
ذكور	١٧ (أ)	٢٣ (ب)	٤٠
إناث	٢٨ (جـ)	٢٢ (د)	٥٠
المجموع =	٤٥	٤٥	٩٠

يمكن حساب كا^{٢} بنفس الطريقة السابقة حيث:

$$\text{كا}^{٢} = \frac{\text{ن}\left(\text{أ د} - \text{ب جـ} - \frac{\text{ن}}{٢}\right)^{٢}}{(\text{أ}+\text{ب})\,(\text{جـ}+\text{د})\,(\text{أ}+\text{جـ})\,(\text{ب}+\text{د})}$$

$$= \frac{٩٠\,(١٧ \times ٢٢ - ٢٣ \times ٢٨ - ٤٥)^{٢}}{٤٠ \times ٥٠ \times ٤٥ \times ٤٥} = ٢,٢$$

وقيمة كا^{٢} عند درجات الحرية (١) نجد أنها غير دالة إحصائيا، وبالتالى لا نستطيع أن نرفض الفرض الصفرى، بل نقول: إنه لا فرق بين مجموع الإناث ومجموع الذكور فى الأداء بالنسبة لاختبار الحساب.

المثال الرابع:

فى دراسة لمعرفة تأثير الطبقة الاجتماعية التى ينتمى إليها الشباب على نوعية الدراسة التى يختارها كل منهم فى الجامعة والمعاهد العالية، حصلنا على البيانات

الموضحة فى الجدول التالى، وهى عبارة عن تصنيف ٣٩٠ طالبا بناء على نوعية الدراسة والطبقة الاجتماعية، والمطلوب معرفته هو: هل هناك علاقة بين هذين المعيارين: نوعية الدراسة والطبقة الاجتماعية؟

الطبقة الاجتماعية / نوعية الدراسة	١	٢	٣	٤	المجموع
اكاديمية (بحتة)	٢٣ (٧,٣)	٤٠ (٣٠,٣)	١٦ (٣٨,٠)	٢ (٥,٤)	٨١
تطبيقية عملية	١١ (١٨,٦)	٧٥ (٧٧,٥)	١٠٧ (٩٧,١)	١٤ (١٣,٨)	٢٠٧
تجارية	١ (٩,١)	٣١ (٣٨,٢)	٦٠ (٤٧,٩)	١٠ (٦,٨)	١٠٢
المجموع	٣٥	١٤٦	١٨٣	٢٦	٣٩٠

لاحظ أن التكرارات المتوقعة موجودة فى الجدول بين قوسين فى كل خلية، وقد حسبت بالطريقة التى سبق الإشارة إليها:

$$\frac{(\text{الجمع الرأسى} \times \text{الجمع الأفقى})}{\text{الجمع الكلى}}$$ (راجع المثال الأول).

ويمكن حساب كا^٢ على النحو التالى:

$$\text{كا}^٢ = \frac{(٢٣ - ٧,٣)^٢}{٧,٣} + \frac{(٤٠ - ٣٠,٣)^٢}{٣٠,٣} + \frac{(١٦ - ٣٨)^٢}{٣٨} + \frac{(٢ - ٥,٤)^٢}{٥,٤}$$

$$+ \frac{(١١ - ١٨,٦)^٢}{١٨,٦} + \frac{(٧٥ - ٧٧,٥)^٢}{٧٧,٥} + \frac{(١٠٧ - ٩٧,١)^٢}{٩٧,١} + \frac{(١٤ - ١٣,٨)^٢}{١٣,٨}$$

$$+ \frac{(١ - ٩,١)^٢}{٩,١} + \frac{(٣١ - ٣٨,٢)^٢}{٣٨,٢} + \frac{(٦٠ - ٤٧,٩)^٢}{٤٧,٩} + \frac{(١٠ - ٦,٨)^٢}{٦,٨} = ٦٩,١$$

ودرجات الحرية = (٤ - ١) (٣ - ١) = ٦.

وبالرجوع إلى جداول كا^٢ نجد أن هذه القيمة (٦٩,١) ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠,٠١.

وعليه فإننا نرفض الفرض الصفرى (لا علاقة بين الطبقة الاجتماعية ونوعية الدراسة) ونرجح الفرض الآخر الذى يشير إلى وجود علاقة بين الطبقة الاجتماعية التى ينتمى إليها الطالب ونوعية الدراسة التى يختارها فى مرحلة ما بعد الثانوية العامة.

المثال الخامس (طريقة أخرى لحساب كا^{2}):

مجموعـتان الأولى مكونة من ٣٨٠ رجلا (أ) والثانية من ١٦٤ امرأة (ب) تم تصنيفهما بناء على الاستجابة لأحد بنود مقاييس الاتجاهات (خمس نقاط) فحصلنا على البيانات الموضحة فى الجدول التالى:

	١	٢	٣	٤	٥	المجموع
المجموعة أ	٢٧ +	٢٦ +	٢٤٧ +	٤١ +	٣٩ =	٣٨٠
المجموعة ب	١٥ +	١٦ +	١١٠ +	٨ +	١٥ =	١٦٤
(أ + ب) =	٤٢ +	٤٢ +	٣٥٧ +	٤٩ +	٥٤ =	٥٤٤
	أ	ب	جـ	د	هـ	
ب^{2} / (أ + ب) =	٥,٣٦ +	٦,١٠ +	٣٣,٨٩ +	١,٣١ +	٤,١٧	٤٩,٤٤

مج أ + ب + جـ + د + هـ = ٥٠,٨٣

الفرق = ٥٠,٨٣ - ٤٩,٤٤ = ١,٣٩ (ف)

$$\frac{(\text{أ} + \text{ب})^{2}}{\text{أ ب}} = \frac{(٥٤٤)^{2}}{٣٨٠ \times ١٦٤} = ٤,٧٥ \; (\text{ل})$$

كا^{2} = ٤,٧٥ × ١,٣٩ = ٦,٦

درجات الطلاقة = (٢ - ١) (٥ - ١) = ٤.

وبالرجوع إلى جداول كا^{2} نجد أن الحد الأدنى لـلدلالة الإحصائية عند مـستوى ٠,٠٥ هو ٩,٤٩ وأن قيمة كا^{2} التى حصلنا عليها أقل مـن ذلك، وبالتالى فليست لها دلالة إحصائية، ومن ثم تقول أنه ليس هناك فرق بين اتجاه الرجال والنسـاء، كما يوضح ذلك استجابتهم للبند المشار إليه.

ولعلك تلاحظ أننا لم نحسب قـيمة التكرارات المتوقعة ولـم نطبق بالتالى القانون الذى أشرنا إليه سابقا، لذلك سوف نوضح طريقة حساب كا^{2} فى الخطوات التالية:

١ ـ تصنف استجابات المجموعتين أ، ب فى جدول حسب الاستجابات ١، ٢، ٣، ٤، ٥ . . . ن مثلا.

٢ ـ نجمع عدد أ + ب تحت كل عمود من الأعمدة ١، ٢، ٣، ٤، ٥، وكذلك عدد أ + عدد ب لنحصل على العدد الكلى (٣٨٠ + ١٦٤ = ٥٤٤).

٣- تحسب النسبة بين مربع (ب) إلي العدد الكلى تحت كل عمود ($\frac{(١٥)^٢}{٤٢}$ = ٥,٣٦ تحت العمود (١) وكذلك العدد الكلى $\frac{(١٦٤)^٢}{٥٤٤}$ = ٤٩,٤٤)

٤- نوجد جمع $\frac{ب^٢}{أ + ب}$ للاستجابات (التصنيفات الخمسة فقط) : (أ + ب + جـ + د + هـ)

٥,٣٦ + ٦,١ + ٣٣,٨٩ + ١,٣١ + ٤,١٧ = ٥٠,٨٣

٥- يحسب الفرق (ف) بين مج $\frac{ب^٢}{أ + ب}$ للتصنيفات الخمسة، $\frac{ب^٢}{أ + ب}$ للعدد الكلى

ف = ٥٠,٨٣ + ٤٩,٤٤ = ١,٣٩

٦- نوجد النسبة (ل) بين مربع العدد الكلى إلى حاصل ضرب عدد المجموعتين $\frac{(أ + ب)^٢}{أ ب}$ = ٤,٧٥

٧- كا^٢ = ف × ل

أحياناً تكون التكرارات فى خلايا جدول الترافق قليلة وهنا يلجأ الباحث إلى اختبار فيشر Fisher لدقة أحتمال الدلالة ويمكن توضيحه بالمثال التالى : لاحظ الجدول ٢ × ٢

أ	ب
حـ	د

حيث أ، ب، حـ د تكرارات ملاحظة (قليلة) وبالتالى تحسب دلالة كا^٢ كما يلى *

$$= \frac{(أ + ب)!\ (حـ + د)!\ (أ + حـ)!\ (ب + د)!}{ن!\ أ!\ ب!\ حـ!\ د!}$$

أ (٧)	ب (٢)	٩
حـ (٢)	د (٨)	١٠
٩	١٠	١٩

حيث ن هى مجموع التكرارات، ن! مضروب ن وهكذا وننصح فى هذه الحالة استخدام الحاسب الآلى.

$$= \frac{٩! \times ١٠! \times ٩! \times ١٠!}{١٩! \times ٧! \times ٢! \times ٢! \times ٨!} = ٠,٠٢$$ مستوى الدلالة

وهناك طريق أخرى لحساب اختبار (فيشر) أسهل من الناحية الحسابية وتستخدم فى هذه الحالة جداول خاصة :

أ ٦	ب ٤	١٠ $ل_1$
حـ ٥	د ٣	٨ $ل_2$
١١	٧	١٨
$ع_1$	$ع_2$	

وهنا نقوم بترتيب الجمع كما يلى $ع_1$(١١)، $ع_2$(٧)، $ل_1$(١٠)، $ل_2$(٨)

ويحسب المعامل من المعادلة ف = أد - ب حـ = ١٨ - ٢٠ = -٢

ويكشف فى الجدول عن القيمة النظرية للمعامل (ف) عن طريق $ع_1$ $ع_2$ $ل_1$ $ل_2$

وفى حالة تجاوز قيمة $ع_1$ (١٨) يستخدم القانون التالى

$$د = \frac{ف ح - سَ}{ع}$$

$$حيث\ ف ح = ف - \frac{ن}{٢}\ فى\ حالة\ ف\ +$$

$$= ف + \frac{ن}{٢}\ فى\ حالة\ ف\ -$$

سَ المتوسط ويساوى صفر

$$ع\ الانحراف\ المعيارى = \sqrt{\frac{ع_1 ع_2 ل_1 ل_2}{ن - ١}}$$

ويكشف عن قيمة (د) فى جدول التوزيع الاعتدالى المعيارى.

كابا (او كا^2 و X_W):

وهى كا^2 ذات الوزن وهى نوع خاص من كا^2، حيث يقوم الباحث بناء على فروض الدراسة بإعطاء أوزان محددة فى خلايا جدول الترافق. وغالباً ما تكون هذه الأوزان (صفر) أو (١) فيضع الباحث الوزن (١) فى الخلية التى يفترض أو يتوقع أن يزيد فيها التكرار الملاحظ عن التكرار المتوقع (وذلك بناء على فروض الدراسة) كما يضع الوزن (صفر) فى الخلايا غير ذلك.

وبناء على ذلك فإن كل خلية توجد ثلاثة أرقام : رقم الوزن، ورقم التكرار الملاحظ ورقم التكرار المتوقع بناء على الفرض الصفرى والجدول التالى يوضح ذلك.

أ ٩ صفر (١٢)	ب ٣ صفر (٦)	جـ ١٢ ١ (٩)	د ٦ ١ (٣)	٣٠
هـ ٢٠ ١ (١٦)	و ٦ ١ (٨)	ز ١٢ ١ (١٢)	ح ٢ صفر (٤)	٤٠
ط ١١ صفر (١٢)	ى ١١ ١ (٦)	ك ٦ ١ (٩)	ل ٢ صفر (٣)	٣٠
٤٠	٢٠	٣٠	١٠	١٠٠

التكرار المتوقع بناء على الفرض الصفرى بين قوسين (١٢) الخلية أ

التكرار الملاحظ بدون أقواس ٩ فى الخلية أ

الوزن المفترض إما ١ أو صفر.

وفى هذه الحالة عندما تكون الأوزان المفترضة هى صفر ، ١

تحسب كابا من المعادلة التالية

$$\text{كابا} = \frac{\text{مج}_{\text{وج}} - \text{مج}_{\text{وم}}}{١٠٠ - \text{مج}_{\text{وم}}}$$

حيث $\text{مج}_{\text{وج}}$ هى مجموع التكرارات الملاحظة للأوزان (١)

$\text{مج}_{\text{وم}}$ هى مجموع التكرارات المتوقعة للأوزان (١)

$$\therefore \text{كابا} = \frac{٧٣ - ٦٣}{١٠٠ - ٦٣} = ٠,٢٧$$ (من الجدول السابق).

وعند وضع هذه التكرارات على هيئة نسبة مئوية تصبح:

$$\frac{٠,٧٣ - ٠,٦٣}{١ - ٠,٦٣} = ٠,٢٧$$

(جاكوب كوهين ١٩٩٢).

ويكشف عنهـا فى جـدول كـا^2 عند درجـة الحـرية (١) للتـأكـد من دلالتـهـا الإحصائية، بعد حساب كا^2 المقابلة لها.

الارتباط فى مستوى التصنيف (معامل الترافق):

ما زالت الأداة الإحصـائية التى نتحدث عنـها هى كا^2 إذ إن معامل الارتباط فى هذا المستوى من القياس يمكن أن يشتق من هذه الأداة الإحـصائية ويسمى معامل الترافق Contingency Coeff. أو C

$$\text{معامل الترافق} = \sqrt{\frac{\text{كا}^2}{\text{ن} + \text{كا}^2}}$$

ففى مثالنا السـابق (المثال الرابع) حيث تم التصنيف فى **أربع طبقات اجتماعية وثلاث نوعيات للدراسة** كانت كا^2 = ٦٩,٢ وعدد أفـراد المجمـوعة ٣٩٠، ومن ثم يمكن حساب معامل الترافق C على النحو التالى:

$$\text{معامل الترافق} = \sqrt{\frac{٦٩,٢}{٣٩٠ - ٦٩,٢}} = ٠,٣٩$$

(لاحظ أنه يمكن معرفة الدلالة الإحصائية لمعامل الترافق عن طريق دلالة كا^2 التى يشتق منها).

كما يمكن حساب معامل الترافق مباشرة كما يلى:

نستعيد الآن الجدول السابق بعد حساب التكرارات المتوقعة:

الطبقة الاجتماعية / نوعية الدراسة	١	٢	٣	٤
أكاديمية (بحتة)	٢٣ (٧,٣)	٤٠ (٣٠,٣)	١٦ (٣٨,٠)	٢ (٥,٤)
تطبيقية عملية	١١ (١٨,٦)	٧٥ (٧٧,٥)	١٠٧ (٩٧,١)	١٤ (١٣,٨)
تجارية	١ (٩,١)	٣١ (٣٨,٢)	٦٠ (٤٧,٩)	١٠ (٦,٨)

ويكون حساب معامل الترافق مباشرة على النحو التالى:

$$\frac{(٢٣)^٢}{٧,٣} + \frac{(٤٠)^٢}{٣٠,٣} + \frac{(١٦)^٢}{٣٨} + \frac{(٢)^٢}{٥,٤} + \frac{(١١)^٢}{١٨,٦} + \frac{(٧٥)^٢}{٧٧,٥} + \frac{(١٠٧)^٢}{٩٧,١}$$

$$+ \frac{(١٤)^٢}{١٣,٨} + \frac{(١)^٢}{٩,١} + \frac{(٣١)^٢}{٣٨,٢} + \frac{(٦٠)^٢}{٤٧,٩} + \frac{(١٠)^٢}{٦,٨} = ٤٥٩,٠٨$$

= الجمع الكلى ك.

$$\therefore \text{معامل الترافق} = \sqrt{\frac{ك - ن}{ك}} = \sqrt{\frac{٤٥٩,٠٨ - ٣٩٠}{٤٥٩,٠٨}} = ٠,٣٩$$

قوة معامل الترافق (C):

ويمكن حساب قوة معامل الترافق (C) من القانون التالى:

$$\sqrt{\frac{C^2}{1 - C}}$$

فإذا كانت النتيجة حول ٠,١ وحتى ٠,٣ يعتبر ضعيفا، وإذا كانت أكبر من ٠,٣ يعتبر متوسط القوة، وإذا كانت أكبر من ٠,٥ يكون قويا.

معامل الارتباط فى مستوى التصنيف (معامل فاى ϕ):

لاحظ أنه عندما تحدثنا عن معامل الترافق C قلنا أنه ينطبق عندما يتم تصنيف المتغيرين (الطبقة الاجتماعية ونوعية الدراسة) إلى صنفين أو أكثر (طبقة ١، طبقة ٢، طبقة ٣، طبقة ٤ ـ دراسة أكاديمية بحتة ـ تطبيقية عملية ـ تجارية).

أما عندمـا يتم تصنيف المتغيـرين تصنيفا ثنـائيا حقيـقيا مـثل ذكر أو أنثى، ١ أو صفر، وهكذا: فإننا نستخدم معامل فاى:

ولنأخذ المثال التالى:

عند تطبيق أحد الاختبارات على مجموعة من الأفراد (٢٢٥ فردا) أمكن تصنيف الإجابات على السؤال رقم ٦ والسؤال رقم ١٤ كما فى الجدول التالى:

سؤال رقم ٦

سؤال رقم ١٤	صفر	١	المجموع
صفر	٧٠ (أ)	٢٠ (ب)	٩٠
١	٥٥ (جـ)	٨٠ (د)	١٣٥
المجموع	١٢٥	١٠٠	٢٢٥

أى أن عـدد الذين حـصلوا على صـفـر فى السـؤالين رقم ٦، ١٤ هو ٧٠ (أ) والذين حـصلوا على صفـر فى سؤال ١٤، درجـة واحدة فى سـؤال ٦ هم ٢٠ (ب) والذين حـصلوا على درجة واحـدة فى سؤال ١٤، صـفر فى سـؤال ٦ هم ٥٥ (جـ) والذين حصلوا على درجة واحدة فى كلا السؤالين هم ٨٠ (د).

ويمكن حساب معامل فاى من القانون التالى:

$$\text{معامل فاى} = \frac{\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}}{\sqrt{(\text{أ}+\text{ب})\,(\text{جـ}+\text{د})\,(\text{أ}+\text{جـ})\,(\text{ب}+\text{د})}}$$

$$= \frac{٥٥ \times ٢٠ - ٨٠ \times ٧٠}{\sqrt{١٠٠ \times ١٢٥ \times ١٣٥ \times ٩٠}} = ٠,٣٦$$

كما يمكن أيضـا حساب معامل (فاى) من قـيمة كا^2 ـ إذا كانت قد حسبت من جدول ٢ × ٢ وتتوافـر فيه الشروط السابقـة (الثنائية الحقيقـية فى التصنيف) وذلك من القانون التالى:

$$\text{معامل فاى } \phi = \sqrt{\frac{\text{كا}^2}{\text{ن}}} \qquad \text{حيث ن = عدد الأفراد}$$

وعلى هذا فإنه يمكن البحث عن الدلالة الإحصائية لمعامل فاي بتحويله إلي كا^2 ثم الكشف عن الدلالة الإحصائية لقيمتها. وفى مثالنا هذا يمكن الحصول على قيمة كا^2 كما يلى :

كا^2 = ن × ϕ^2 (بتربيع طرفى المعادلة السابقة...)

= ٢٢٥ × (٠,٣٧)^2 = ٣٠,٨

حيث درجات الطلاقة أو الحرية = ١

فتكون كا^2 واضحة عند مستوى أقل من ٠,٠١ وعليه يكون معامل فاى دالا إحصائيا. أى أن هناك علاقة فعلية بين الإجابة عن السؤال رقم ٦ والسؤال رقم ١٤ فى مثالنا السابق.

معامل فاى ومعامل ارتباط برسون

يمكن أعتبار معامل فاى مساوياً في القيمة العددية لمعامل برسون إذا كان كلا المتغيرين ثنائي حقيقي. ويمكن حساب أى من المعاملين من القانون التالى :

$$\phi \text{ أو } ر = \frac{ن_{س ص} - ن_{س} \times ن_{ص}}{\sqrt{ن_{س} \times حـ_{س} \times ن_{ص} \times حـ_{ص}}}$$

حيث $ن_{س ص}$ = نسبة من أجابوا إجابات صحيحة فى المتغيرين س، ص

$ن_{س}$ = نسبة من أجابوا إجابة صحيحة في المتغير س

$ن_{ص}$ = نسبة من أجابوا إجابة صحيحة في المتغير ص

$حـ_{س}$ = نسبة من أجابوا إجابة خاطئة فى المتغير س

$حـ_{ص}$ = نسبة من أجابوا إجاباة خاطئة فى المتغير ص

كما فى المثال التالى :

$$\therefore \frac{٠,٣٣ - ٠,٤٢ \times ٠,٥٠}{\sqrt{٠,٤٢ \times ٠,٥٨ \times ٠,٥٠ \times ٠,٥٠}} = \frac{٠,١٢}{\sqrt{٠,٠٦}} = ٠,٤٨$$

إلى هنا وينتهى بنا الحديث عن كا^{٢} ومشتقاتها (ϕ - C) كأدوات إحصائية مناسبة لمعالجة مستوى التصنيف من القياس. ولكن هناك أيضاً أدوات أخرى بجانب كا^{٢} بل ويُعتمد عليها، وسوف نشير إليها فى الفقرات التالية.

معامل دليل الاتفاق Index of Agreement

ويستخدم هذا المعامل فى معالجة جدول الترافق $C \times C$ ليدل على مدى اتفاق المتغيرين أو لإيجاد العلاقة بينهما فعلى سبيل المثال عند تطبيق اختبار على مجموعة من ٧٣٠ فرداً وأراد الباحث أن يتعرف على العلاقة بين الإجابة على السؤال رقم (٥) والسؤال رقم (١٥) حيث كانت الإجابة إما (نعم) أو (لا) أو (صفر)، (١) أى أن الإجابة ثنائية.

وأمكن تمثيل ذلك فى الجدول التالى :

الإجابة على السؤال رقم (١٥)

		نعم	لا
الإجابة على السؤال (٥)		(أ)	(ب)
	نعم	٣٢٤	١١٧
		(حـ)	(د)
	لا	١٣٦	١٥٣

$$\therefore \text{دليل الاتفاق} = \frac{(\text{أ} + \text{د}) - (\text{حـ} + \text{ب})}{\text{ن}}$$

حيث أ، ب، حـ د هى التكرارات فى الخلايا الأربع

ن = العدد الكلى

$$\text{ق} = \frac{(٣٢٤ + ١٥٣) - (١١٧ + ١٣٦)}{٧٣٠}$$

$$= ٠,٣١$$

(ليس هناك حتى الآن مستويات دلالة لهذا المعامل بمعنى عدم إمكانية حساب خطأ معيارى له)

معامل كريمر Cramer

وهو معامل إحصائى يشبه إلى حد ما كل من معامل الترافق (C) ومعامل فاي ϕ المشتق من كا^{2}.

وهذا المعامل تتراوح قيمته بين الصفر والوحـدة ويستدل على مستوي دلالته الاحصائية بواسطة كا^{2} المناظرة وبحسب من القانون التالى.

$$\text{معامل كريمر } K = \sqrt{\frac{\text{كا}^{2}}{\text{ن (ص} - 1)}}$$

حيث كا^{2} التى تحسب من جداول الترافق

ن عدد جميع الحالات

ص عدد الأعمدة أو الصفوف أيهما أقل

اختبار ماكنمار لدلالة التغير :

تستخدم هذه الأداة الإحصائية عندمـا يتم تصنيف مجموعة واحدة من الأفراد بناء على معيار التغير فى أداء هؤلاء الأفراد عندما يتعرضون على سبيل المثال لوسيلة من وسائل الإعلام أو التعليم وبمرور فترة زمنية مناسبة من الزمن لإحداث هذا التغير.

فعلى سبيل المثال إذا تعرضت مجموعة من الأطفال لطريقة معينة من التدريب أو التعليم، فإنه من المتوقع بعد مرور فترة زمنية مناسبة أن يحدث تعديل فى سلوك الأطفال وأدائهم، كما أنه من المحتمل أيضاً أن تظل استجابات بعض الأطفال كما هى، ومن المحتمل كذلك أن يكون التعديل فى اتجاه سلبى.

ومعنى ذلك أنه سوف يتم تصنيف هذه المجموعة أو العينة حسب التعديل واتجاهه أو عدم التغير، وذلك فى جدول رباعى (٢ × ٢) كما يلى :

بعد التعرض للظروف التجريبية

قبل التعرض للظروف التجريبية		+	-
	-	أ	ب
	+	حـ	د

فيوضع فى المنطقة (أ) عدد الأفراد الذين تغير أداؤهم فى الاتجاه الموجب للظروف التجريبية (تتمشى مع فرض التجربة)، وتوضع فى المنطقة (د) عدد الأفراد الذين تغير أداؤهم فى الاتجاه السالب للظروف التجريبية (لا يتمشى مع فرض التجربة). وأما فى المنطقة ب، حـ فيوضع فيها الأفراد الذين لم يتغير أداؤهم.

والمثال التالى يوضح استخدام هذه الأداة الإحصائية:

فى تجربة على مجموعة من طلبة إحدى الكليات العسكرية وجد أن بعض هؤلاء الطلاب يصيب الهدف أثناء التدرب على إطلاق النار والبعض الآخر يخطئ الهدف بصورة واضحة. فتقرر تعريض هذه المجموعة لدروس نظرية فى مسار القذائف وإطلاقها، وقواعد إصابة الهدف وغير ذلك من المفاهيم النظرية الضرورية. ومن ثم أمكن الحصول على البيانات التالية:

		بعد الدروس النظرية: لا يخطئ الهدف+	بعد الدروس النظرية: يخطئ الهدف−
قبل الدروس النظرية	يخطئ الهدف−	أ ٢٦	ب ٥
	لا يخطئ الهدف+	حـ ٨	د ٦

أى أنه وجد ٢٦ طالبا كانوا يخطئون إصابة الهدف قبل الدراسة النظرية وأصبحوا يجيدون إصابة الهدف بعدها (فى المنطقة أ تغير موجب) ووجد كذلك ٦ من الطلبة كانوا لا يخطئون الهدف قبل الدراسة النظرية، وأصبحوا يخطئون الهدف بعدها (فى المنطقة د تغير سالب)

ووجد أيضا أن هناك ٨ من الطلبة لا يخطئون الهدف قبل الدراسة النظرية وبعدها (فى المنطقة حـ لا تغير)، ووجد أخيرا ٥ من الطلبة ظلوا يخطئون الهدف قبل الدروس النظرية وبعدها.

ويمكن حساب معامل ماكنمار من القانون التالى:

$$= \frac{(\text{أ} - \text{د} - ١)^٢}{\text{أ} + \text{د}}$$

$$\text{المعامل أو (كا}^٢\text{)} = \frac{(٢٦ - ٦ - ١)^٢}{٢٦ + ٦} = ١١,٢٨$$

والحقيقة أن القيمة الناتجة هي قيمة كا^2 مرة أخرى بدرجة طلاقة تساوى = ١، وبالكشف فى الجدول عن هذه القيمة حيث نجد أنها ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠,٠١ وهذا يعنى أن الدروس النظرية ذات تأثير دال فى تدريب هذه المجموعة على إصابة الهدف.

(لاحظ أنه لم نأخذ فى حسابنا سوى المنطقة أ، والمنطقة د حيث حدث التغيير الموجب أو السالب).

اختبار كوشران (φ)،

وهو اختبار آخر ويعتبر امتدادا لاختبار ماكنمار حيث يمكن أن يتعدد التصنيف (ثلاثة أصناف أو أكثر) فى حين أنه فى حالة اختبار ماكنمار كان عدد الأصناف اثنين فقط.

ويبحث اختبار كوشران فى علاقة ظروف التجريب باستجابات المفحوصين، والمثال التالى يوضح استخدام هذا المعامل:

فى تجربة لمعرفة أثر طريقة تقديم الاختبار للطالب على استجابته صنفت ظروف التجربة إلى:

الحالة:

(أ) تقديم السؤال على أنه اختبار كتاب مفتوح بمعنى أن الطالب يستطيع استخدام الكتاب فى الإجابة على السؤال.

(ب) تقديم السؤال على هيئة اختبار عادى بحيث عرف الطالب بأن هناك اختبارا قبل الإجراء بمدة كافية.

(جـ) تقديم السؤال بصورة مفاجئة وصيغة غير متوقعة.

وعلى هذا فقد تعرض عشرون طالبا لهذه التجربة ورصدت نتائج الاستجابة للسؤال المقدم (صفر) فى حالة عدم القدرة على تقديم الإجابة الصحيحة، (١) فى حالة تقديم الإجابة صحيحة كاملة.

والجدول التالى يوضح كيفية حساب وتفسير معامل كوشران.

رقم الطالب	(أ)	(ب)	(ج)	المجموع (ل)	مربع المجموع (م)
١	٠	٠	٠	٠	٠
٢	١	١	٠	٢	٤
٣	٠	١	٠	١	١
٤	٠	١	٠	١	١
٥	١	١	٠	٢	٤
٦	١	١	٠	٢	٤
٧	١	١	٠	٢	٤
٨	٠	١	٠	١	١
٩	١	٠	٠	١	١
١٠	٠	٠	٠	٠	٠
١١	١	١	١	٣	٩
١٢	١	١	١	٣	٩
١٣	١	١	٠	٢	٤
١٤	١	١	٠	٢	٤
١٥	١	١	٠	٢	٤
١٦	١	١	١	٣	٩
١٧	١	١	٠	٢	٤
١٨	١	١	٠	٢	٤
١٩	١	٠	٠	١	١
٢٠	١	١	٠	٢	٤
المجموع =	١٥ +	١٦ +	٣ =	٣٤ (١٥ + ١٦ + ٣)	٧٢

ومن هذه البيانات يمكن تعيين φ من القانون التالى:

$$\varphi = \frac{(ك - ١)\,[ك\,(أ^{٢} + ب^{٢} + جـ^{٢}) - ل^{٢}]}{(ك \times ل) - م}$$

حيث ك = عدد ظروف التجريب (ثلاثة أصناف فى هذا المثال).

أ ، ب ، جـ = مجموع الإجابات الصحيحة تحت كل صنف (١٥، ١٦، ٣).

ل = الجمع الكلى للإجابات الصحيحة تحت كل الأصناف (٣٤ فى هذا المثال).

م = مجموع مربعات المجموع الأقصى للإجابات الصحيحة (٧٢ فى هذا المثال).

$$\therefore \varphi = \frac{(٣ - ١)\,[٣\,(١٥^{٢} + ١٦^{٢} + ٣^{٢}) - ٣٤^{٢}]}{٣ \times ٣٤ - ٧٢} = ٢٠,٩٣$$

ومرة أخرى نعود إلى جداول كا^{٢} حيث درجات الطلاقة لهذا المعامل = ك - ١ (حيث إن معامل كوشران له توزيع مقارب كثيرا لتوزيع كا^{٢}). أى درجات الطلاقة = ٢ لنجد أن ٢٠,٩٣ ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠,٠١ وهذا يؤكد أن هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين طريقة تقديم الاختبار للطالب واستجابته فى هذا الاختبار.

ثانيا ـ مقياس الترتيب (أو الرتب) Ordinal Scale:

يعتبر مقياس الترتيب تاليا من حيث التعقيد والرقى لمستوى التصنيف حيث إنه يقوم على أساس ترتيب الوحدات بناء على معيار واحد أو أكثر. ومعنى ذلك أنه لابد أن يتأثر ـ كمقياس ـ ببداية العد أو الترقيم على عكس مقياس التصنيف حيث لا يتأثر ببداية العد.

فعلى سبيل المثال إذا أردنا أن نرتب مجموعة من الأفراد حسب الطول فقد نحصل على ما يلى:

الأفراد	الطول	الرتبة
أ	١٨٠ سم	١
ب	١٧٩ سم	٢
جـ	١٧٠ سم	٣
د	١٦٣ سم	٤
هـ	١٦٢ سم	٥

فإذا نظرنا إلى هـذا المقياس وجـدنا أن الفرد (أ) يحتل المرتبة الأولى، ولابد أن نبدأ المقـياس من هذه النقطة، أى من عند (أ) يليه (ب)، ثم (حـ) وهكذا. ولا يمكن أن نبدأ مثلا من عند الفرد حـ أو د.

كما نلاحظ شـيئا آخر، وهو أن طول الفـرد الأول ١٨٠ سم، والثانى ١٧٩ سم أى أن الفـرق بينهمـا ١ سم، فى حين أن الفرق بين الثـانى والثالث ٩ سم، والثـالث والرابع ٧ سم، والرابع والخامس ١ سم.

أو بمعنى آخـر أن المسافات بين الوحـدات غيـر متسـاوية على الرغم من أن هذا التساوى يظهر فقط فى الرتب حيث نجد أن تنظيم هذه الرتب هو ١، ٢، ٣، ٤، ٥.

ويعتبر هذا مأخذا على مقيـاس الرتب، وهذا النوع من المقاييس كثير الاستخدام فى ميـدان العلوم السلوكيـة، وخاصة فى ترتيب الأفـراد حسب خصـائص معـينة مثل الخصائص الشخصية عند اختيار الأفراد لأعمال محددة، ويكون من السهل ومن المطلوب ترتيبهم لتعيين أفضلهم ثم الذى يليه فى الأفـضلية وهكذا. كما يستـخدم أيضا وعلى نطاق واسع فى عمليات الاختيار الاجتماعى (القياس السوسيومترى - مورينو) عند تعين الاختيارات بالرتبة حيث يكون الاختيـار الأول هو الأفضل يليه الاختيار الثانى وهكذا. وحيث لا تكون للمـسافة بين الاخـتيارات الأهمـية الأولى، بل تكون الأهمـية للوضع النسـبى لهذه الاختـيارات. كـما يستـخدم هذا النوع من المقـاييس أيضـا فى ترتيب المجموعات حسب خصائص مشتركة من أجل تمييز مجموعة على أخرى.

وما دام هذا المستوى متعدد الاستـخدام فإن التعامل معه لا يقف عند حد ترتيب الوحـدات؛ لأن هذا ليس هـو هدف تكوين المقـيـاس بل يتـعـدى ذلك إلـى التطبـيق والمعالجة.

المعالجة الإحصائية لمستوى الترتيب:

(١) ربما كانت بداية التعامل الإحصائى هى محاولة إيجاد «الوحدات الكمية» أو الدرجات التى تناظر الرتب، وخاصة إذا افترضنا أن الخـاصية أو السمة التى اتخذت أساسا للترتيب تخضع للمنحنى الاعتدالى من حيث التوزيع.

فإذا كانت المجمـوعة مرتبة حسب الطول وافترضنـا أن الطول يتوزع فى المجتمع الأصلى الذى أخـذنا منه هذه المجمـوعة حسب المنحنى الاعتـدالى فإنه يمكن حـساب الوحدات الكمية أو الدرجات المناظرة للرتب على النحو التالى:

الرتبة	الأفراد
١	أ
٢	ب
٣	جـ
٤	د
٥	هـ

ـ الخطوة الأولى هى تحويل كل رتبة إلى نسبة مئوية معيارية (نسبة مئوية خاصة بالمنحنى الاعتدالى) وذلك بالقانون التالى:

$$\text{النسبة المئوية} = \frac{\text{ر} - ٠,٥}{\text{ن}} \times ١٠٠$$

حيث ر هى الرتبة. ن عدد أفراد المجموعة

∴ بالنسبة للرتبة ١ تكون النسبة المئوية هى $\frac{١ - ٠,٥}{٥} \times ١٠٠ = ١٠ ٪$

بالنسبة للرتبة ٢ تكون النسبة المئوية هى $\frac{٢ - ٠,٥}{٥} \times ١٠٠ = ٣٠ ٪$

بالنسبة للرتبة ٣ تكون النسبة المئوية هى $\frac{٣ - ٠,٥}{٥} \times ١٠٠ = ٥٠ ٪$

وبالنسبة للرتبة ٤ تكون النسبة المئوية هى $\frac{٤ - ٠,٥}{٥} \times ١٠٠ = ٧٠ ٪$

وبالنسبة للرتبة ٥ تكون النسبة المئوية هى $\frac{٥ - ٠,٥}{٥} \times ١٠٠ = ٩٠ ٪$

ـ الخطوة التالية هى استخدام جداول هَلْ Hull للحصول على الوحدة الكمية المناظرة للرتبة على هيئة درجة على مقياس عشرى:

جدول (هَلْ Hull لتحويل النسب المئوية المعيارية)
إلى درجات على مقياس عشرى

النسبة	الدرجة	النسبة	الدرجة	النسبة	الدرجة	النسبة	الدرجة
٠,٠٩	٩,٩	١١,٠٣	٧,٤	٥٢,٠٢	٤,٩	٩٠,٨٣	٢,٤
٠,٢٠	٩,٨	١٢,٠٤	٧,٣	٥٤,٠٣	٤,٨	٩١,٦٧	٢,٣
٠,٣٢	٩,٧	١٣,١١	٧,٢	٥٦,٠٣	٤,٧	٩٢,٤٥	٢,٢
٠,٤٥	٩,٦	١٤,٢٥	٧,١	٥٨,٠٣	٤,٦	٩٣,١٩	٢,١
٠,٦١	٩,٥	١٥,٤٤	٧,٠	٥٩,٩٩	٤,٥	٩٣,٨٦	٢,٠
٠,٧٨	٩,٤	١٦,٦٩	٦,٩	٦١,٩٤	٤,٤	٩٤,٤٩	١,٩
٠,٩٧	٩,٣	١٨,٠١	٦,٨	٦٣,٨٥	٤,٣	٩٥,٠٨	١,٨
١,١٨	٩,٢	١٩,٣٩	٦,٧	٦٥,٧٥	٤,٢	٩٥,٦٢	١,٧
١,٤٢	٩,١	٢٠,٩٣	٦,٦	٦٧,٤٨	٤,١	٩٦,١١	١,٦
١,٦٨	٩,٠	٢٢,٣٢	٦,٥	٦٩,٣٩	٤,٠	٩٦,٥٧	١,٥
١,٩٦	٨,٩	٢٣,٨٨	٦,٤	٧١,١٤	٣,٩	٩٦,٩٩	١,٤
٢,٢٨	٨,٨	٢٥,٤٨	٦,٣	٧٢,٨٥	٣,٨	٩٧,٣٧	١,٣
٢,٦٣	٨,٧	٢٧,١٥	٦,٢	٧٤,٥٢	٣,٧	٩٧,٧٢	١,٢
٣,٠١	٨,٦	٢٨,٨٦	٦,١	٧٦,١٢	٣,٦	٩٨,٠٤	١,١
٣,٤٣	٨,٥	٣٠,٦١	٦,٠	٧٧,٦٨	٣,٥	٩٨,٣٢	١,٠
٣,٨٥	٨,٤	٣٢,٤٢	٥,٩	٧٩,١٧	٣,٤	٩٨,٥٨	٠,٩
٤,٣٨	٨,٣	٣٤,٢٥	٥,٨	٨٠,٦١	٣,٣	٩٨,٨٢	٠,٨
٤,٩٢	٨,٢	٣٦,١٥	٥,٧	٨١,٩٩	٣,٢	٩٩,٠٣	٠,٧
٥,٥١	٨,١	٣٨,٠٦	٥,٦	٨٣,٣١	٣,١	٩٩,٢٢	٠,٦
٦,١٤	٨,٠	٤٠,٠١	٥,٥	٨٤,٥٦	٣,٠	٩٩,٣٩	٠,٥
٦,٨١	٧,٩	٤١,٩٧	٥,٤	٨٥,٥٦	٢,٩	٩٩,٥٥	٠,٤
٧,٥٥	٧,٨	٤٣,٩٧	٥,٣	٨٦,٨٩	٢,٨	٩٩,٦٨	٠,٣
٨,٣٣	٧,٧	٤٥,٩٧	٥,٢	٨٧,٩٦	٢,٧	٩٩,٨٠	٠,٢
٩,١٧	٧,٦	٤٧,٩٨	٥,١	٨٨,٩٧	٢,٦	٩٩,٩١	٠,١
١٠,٠٦	٧,٥	٥٠,٠٠	٥,٠	٨٩,٩٤	٢,٥	١٠٠,٠٠	صفر

وعلى ذلك فإنه يمكن إيجاد الدرجات المقابلة للرتب فى مـثالنا السابق حيث نجد أن :

الرتبة	النسبة المئوية	الدرجة على مقياس عشرى
١	١٠	٧,٥
٢	٣٠	٦,٠
٣	٥٠	٥,٠
٤	٧٠	٤,٠
٥	٩٠	٢,٥

ولنأخذ المثال التطبيقى التالى ليوضح أهمية تحويل الرتب إلى درجات على مقياس عشرى :

لنفتـرض أنه طلب من ثلاثة من الأساتذة تـرتيب ستة طلاب بناء عـلى قدرتهم التحصيلية العامة. قد وجد أن الأسـتاذ الأول رقم (١) قام بالتدريس لهم جميعا فأمكن له أن يرتب الأفراد السـتة، بينما الأسـتاذ الثانى (٢) لم يقم بالتـدريس إلا لثلاثة منهم فقط فقام بترتيبهم، أما الأستـاذ الثالث (٣) فقد قام بالتدريس لأربعة منهم وبالتالى قام بترتيبهم.

والآن هل يمكن توحيد هذه الرتب جميعا؟

لننظر إلى هذه البيانات :

الطالب / الأستاذ	أ	ب	جـ	د	هـ	و
١	١	٢	٣	٤	٥	٦
٢		٢		١		٣
٣	٢		١		٣	٤

(هذه الأرقام تمثل الرتـب التى أعطاها الأساتذة للطلاب).

ومن هذه البيانات نلاحظ أن الطالب (أ) كان ترتيبه الأول بالنسبـة إلى مجموعة عددها ٦ أفراد (حسب رأى الأستاذ رقم ١) بينما نجد أن الطالب (د) كان ترتيبه الأول

بالنسبة إلى مجموعة عددها ثلاثة أفـراد (حسب رأى الأستاذ رقم ٢)، كما نجد أيضا أن الطالب (جـ) هو الأول على مجموعة عددها أربعة أفراد (حسب رأى الأستاذ رقم ٣).

وهنا ومن أجل المقـارنة لابد من تحويل هذه الرتب إلى درجات على مقياس عشرى باستخدام القانون السابق، والجدول السابق، مع العلم أن ن (عدد أفراد المجموعة) سوف تختلف فى كل حالة، وعليه نحصل على ما يلى:

الدرجات المقابلة للرتب فى كل حالة

الأستاذ / الطالب	(١)	(٢)	(٣)	المجموع	المتوسط	الرتبة النهائية
أ	٧,٧		٥,٦	١٣,٣	٦,٦٥	(١)
ب	٦,٣	٥,٠		١١,٣	٥,٦٥	(٤)
جـ	٥,٤		٧,٣	١٢,٧	٦,٣٥	(٢)
د	٤,٦	٦,٩		١١,٥	٥,٧٥	(٣)
هـ	٣,٧		٤,٤	٨,١	٤,٠٥	(٥)
و	٢,٣	٣,١	٢,٧	٨,١	٢,٧	(٦)

وبناء على عملية التحويل هذه وحساب مجموع الدرجات التى حصل عليها كل طالب، ثم إيجاد المتوسط يمكن إعادة ترتيبهم (أى توحيد الرتب) فيكون الطالب (أ) هو الأول، والطالب (جـ) هو الثانى، والطالب (د) هو الثالث، والطالب (ب) هو الرابع، والطالب (هـ) هو الخامس، والطالب (و) السادس.

(٢) وهناك معالجة إحصائية أخرى لمقياس الرتب عن طريق استخدام اختبار ويلكوكسن **Wilcoxon** للأزواج المتماثلة المرتبة ذات الإشارة. ويعتبر هذا الاختبار من أفضل الأدوات الإحصائية المستخدمة فى العلوم السلوكية عموما وعلم النفس على وجه الخصوص، وبالذات عندما نعتمد على الرتب والترتيب. وهذا يحدث عندما نواجه مجموعة من البيانات مثل تلك التى نحصل عليها فى ميدان التجريب فى علم النفس الاجتماعى، إذ إنه لا نستطيع بسهولة أن نفترض استمرارية هذه البيانات أو الدرجات فتعامل معاملة إحصائية عالية ـ سوف نشير إلى ذلك فيما بعد ـ كما أنه لا يمكن أن نهمل الدلالة التى نلاحظها من الأرقام والفروق بين هذه الأرقام.

ولنأخذ المثال التالى لتوضيح الفكرة:

فى برامج معسكرات إعداد القادة تعطى المحاضرات النظرية والتدريبات التطبيقية الخاصة بهذا الإعداد. وقد أراد الباحث أن يعرف أثر هذا التدريب فى الإعداد القيادى للشباب فاختار ١٦ فردا رتبوا على هيئة ثنائيات متماثلة من حيث الذكاء والقدرة اللغوية وبعض خصائص الشخصية، وبالتالى كان هناك ٨ ثنائيات. تعرض ٨ أفراد لبرامج الإعداد بينما لم يتعرض الآخرون (٨ أفراد متماثلين مع المجموعة التجريبية) لهذه البرامج.

وبعد انتهاء فترة التدريب أعطى الباحث اختبارا خاصا بالمواقف الاجتماعية الزعامية للمجموعتين وحصل على النتائج التالية:

الثنائى	درجة أ	درجة أَ	الفرق	رتبة الفرق	الرتب ذات الإشارة الأقل عددا
أ	٨٢	٦٣	١٩	٧	
ب	٦٩	٤٢	٢٧	٨	
جـ	٧٣	٧٤	١ -	١ (-)	١
د	٤٣	٣٧	٦	٤	
هـ	٥٨	٥١	٧	٥	
و	٥٦	٤٣	١٣	٦	
ز	٧٦	٨٠	٤ -	٣ (-)	٣
ح	٦٥	٦٢	٣	٢	

تَ = ٤

حيث الفرد (أ) هو عضو الثنائى الذى حضر برنامج معسكر الإعداد، الفرد (أَ) هو عضو الثنائى الذى لم يحضر الإعداد (لاحظ أن أ، أَ فردان متماثلان) وبالرجوع إلى الجدول التالى نجد أن قيمة ت (مجموع الرتب ذات الإشارة الأقل عددا أى يوجد ٦ فروق بعلامة +، اثنان فقط بعلامة - ومجموعهما ٤) والتى تساوى ٤، ن = ٨ (عدد الثنائيات). فإذا كان قيمة تَ تساوى الدرجة المدونة فى الجدول أو أقل منها كانت ذات

دلالة إحصائية عند المستوى الموضح بالجدول. وفى مثالنا هذا نجد أن قيمة تَ ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠٫٠٥ ، وعليه فإن برامج التدريب ذات أثر فى إعداد الفتى إعدادا قياديا.

جدول خاص بالدلالة الإحصائية

لاختبار ويلكوكسن (عدد الثنائيات لا يزيد عن ٢٥ ولا يقل عن ٦)

مستوى الدلالة الإحصائية / عدد الثنائيات (ن)	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١
٦	صفر	-	-
٧	٢	صفر	-
٨	٤-	٢	صفر
٩	٦	٣	٢
١٠	٨	٥	٣
١١	١١	٧	٥
١٢	١٤	١٠	٧
١٣	١٧	١٣	١٠
١٤	٢١	١٦	١٣
١٥	٢٥	٢٠	١٦
١٦	٣٠	٢٤	٢٠
١٧	٣٥	٢٨	٢٣
١٨	٤٠	٣٣	٢٨
١٩	٤٦	٣٨	٣٢
٢٠	٥٢	٤٣	٣٨
٢١	٥٩	٤٩	٤٣
٢٢	٦٦	٥٦	٤٩
٢٣	٧٣	٦٢	٥٥
٢٤	٨١	٦٩	٦١
٢٥	٨٩	٧٧	٦٨

وأمـا إذا زاد عـدد الثنائيـات عن ٢٥ فـإنه يتم تحـويل تَ إلى توزيع (زيتـا) Z ويبحث عن دلالتها الإحصائية فى جداول Z الخاصة بالتوزيع الاعتدالى.

وتحول تَ إلى Z بالقانون التالى:

$$Z\ (\text{زيتا}) = \frac{\text{تَ} - \dfrac{\text{ن}\,(\text{ن} + ١)}{٤}}{\sqrt{\dfrac{\text{ن}\,(\text{ن} + ١)\,(٢\,\text{ن} + ١)}{٢٤}}}$$

(٣) ومن أهم الطرق الإحصـائية المسـتخدمـة فى: مقيـاس الرتب والتى يجب أن نلفت إليها انتباه القارئ اختبار مان ـ ويتنى **Mann - Whitney U - Test** للمقارنة بـين متوسطى مجمـوعتين عندما يعامل كل منهـما معاملة مـقياس الترتيب.

ويعتمد هذا الاختبار على عدد الأفـراد فى كل مجموعة من المجموعتين المطلوب مقارنتـهما. فإذا كان عدد الأفـراد (أو الرتب) فى المجموعة الكبيرة ٨ أو أقل اعـتبرت العينة (صغيرة جدا)، وتعالج بصورة مبسطة لحساب قيمة المعامل U والكشف عن دلالته الإحصائية. وغالبا ما نحتاج إلى مثل هذه المعالجة فى علم النفس التجريبى حيث يكون من المطلوب المقارنة بين أداء مجمـوعتين (ضابطة وتجريبية) حيث يكون عـدد المجموعة الضابطة ٤، وعدد المجموعة التجريبـية ٥ (على سبيل المثال) - أى أن أكبر العددين أقل من ٨.

ولتوضيح ذلك نفترض أن هذه البيـانات توافرت عن درجات المجموعتين فى أداء ما:

المجموعة التجريبية (ج)

افراد	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)
درجات	٧٨	٦٤	٧٥	٤٥	٨٢

المجموعة الضابطة (ض)

افراد	(١)	(٢)	(٣)	(٤)
درجات	١١٠	٧٠	٥٣	٥١

تكون الخطوة الأولى هى ترتيب هذه الدرجات جميعا للمجموعتين مع الإشارة إلى مصدر كل درجة (ضابطة ض أو تجريبية ج) ترتيبا تصاعديا وذلك على النحو التالى:

٤٥	٥١	٥٣	٦٤	٧٠	٧٥	٧٨	٨٢	١١٠
ج	ض	ض	ج	ض	ج	ج	ج	ض

الخطوة التالية نقوم بعد الدرجات التجريبية (ج) التى تسبق كل درجة ضابطة (ض) وذلك للحصول على U (ى).

∴ ى (U) = ١ + ١ + ٢ + ٥ = ٩.

لاحظ أن:

٥١ (ض) تسبقها ٤٥ (ج)١ ـ ٥٣ (ض) تسبقها ٤٥ (ج)١ ـ ٧٠ (ض) تسبقها ٤٥ (ج)، ٦٤ (ج)٢ ـ ١١٠ (ض) تسبقها ٤٥، ٦٤، ٧٥، ٧٨، ٨٢ (ج).

ثم نكشف عن الدلالة الإحصائية لقيمة U = ٩ فى جداول خاصة.

وعندما يزيد عدد المجموعة الكبرى بحيث يتراوح بين ٩، ٢٠ تصبح الطريقة السابقة (العد البسيط والترتيب) ليست سهلة تماما، ولذلك نقوم بترتيب جميع الدرجات وإعطاء الرتبة (١) للدرجة الأقل، والرتبة (٢) للدرجة الأعلى منها وهكذا، وتظل الدرجات والرتب المناظرة لها كما هو موضح فيما يلى:

(المثال السابق من أجل التوضيح)

الرتبة	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩
الدرجات	٤٥	٥١	٥٣	٦٤	٧٠	٧٥	٧٨	٨٢	١١٠
	ج	ض	ض	ج	ض	ج	ج	ج	ض

كما نحصل على الجدول التالى:

الدرجات التجريبية	الرتبة (ر ج)	الدرجات الضابطة	الرتبة (ر ض)
٧٨	٧	١١٠	٩
٦٤	٤	٧٠	٥
٧٥	٦	٥٣	٣
٤٥	١	٥١	٢
٨٢	٨		

مج ر ج = ٢٦ مج ر ض = ١٩

ويصبح مجموع رتب الدرجات الضابطة $ر_1$ = ١٩ حيث $ن_1$ = ٤ أفراد.

مجموع رتب الدرجات التجريبية $ر_2$ = ٢٦ حيث $ن_2$ = ٥ أفراد.

ثم نحسب قيمة من القانون التالى:

$$ى = ن_1 \, ن_2 + \frac{ن_1 \, (ن_1 + 1)}{2} - ر_1 \qquad (1)$$

$$\text{أو } ى = ن_1 \, ن_2 + \frac{ن_2 \, (ن_2 + 1)}{2} - ر_2 \qquad (2)$$

$$\therefore ى = ٤ \times ٥ + \frac{٤ \, (٤ + ١)}{٢} - ١٩$$

$$= ٢٠ + ١٠ - ١٩ = ١١ \qquad \text{قانون (١)}$$

$$\text{أو } ى = ٤ \times ٥ + \frac{٥ \, (٥ + ١)}{٢} - ٢٦$$

$$= ٢٠ + ١٥ - ٢٦ = ٩ \qquad \text{قانون (٢)}$$

لاحظ أننا حصلنا على قيمتين مختلفتين لمعامل ى والقيمة الأصغر هى المطلوبة، ويمكن التأكد من ذلك عندما نحصل على قيمة ما باستخدام المعادلة:

$ى = ن_1 ن_2 - ى'$.

فإذا كانت ى = ١١ كما سبق، فإنه يمكن التأكد كما يلى:

ى = ٥ × ٤ − ١١

= ٢٠ − ١١ = ٩ ومعنى هذا أن ٩ هى ى وأن ١١ هى ى' .

وعندما نحصل على قيمة ى فإننا نبحث عن دلالتها الإحصائية فى الجدول (التالى) علما بأن ى تكون ذات دلالة إذا كانت تساوى الرقم الموجود بالجدول أو أقل منه. وذلك عند مستوى الدلالة الموضح فى الجدول (٠,٠٥ أو ٠,٠٢) فإذا كانت $ن_1$ = ٦، $ن_2$ = ١٣، ى = ١٤، وبالرجوع إلى الجدول نجد أن قيمة ى ليست بذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠٢ إذ إن القيمة المطلوبة ١٢ أو أقل، وبالرجوع إلى الجدول الآخر نجد أن ى لها دلالة إحصائية عند ٠,٠٥ حيث قيمتها = ١٤، والقيمة المطلوبة ١٦ أو أقل. أى أن الفرق بين متوسط المجموعتين ($ن_1$ = ٦، $ن_2$ = ١٣) دال إحصائيا عند مستوى ٠,٠٥ .

جدول الدلالة الإحصائية لمعامل ى

القيم الدالة عند ٠,٠٢

ن٢ / ن١	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
١												
٢					٠	٠	٠	٠	٠	٠	١	١
٣	١	١	١	٢	٢	٢	٣	٣	٤	٤	٤	٥
٤	٣	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٧	٨	٩	٩	١٠
٥	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦
٦	٧	٨	٩	١١	١٢	١٣	١٥	١٦	١٨	١٩	٢٠	٢٢
٧	٩	١١	١٢	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٣	٢٤	٢٦	٢٨
٨	١١	١٣	١٥	١٧	٢٠	٢٢	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢	٣٤
٩	١٤	١٦	١٨	٢١	٢٣	٢٦	٢٨	٣١	٣٣	٣٦	٣٨	٤٠
١٠	١٦	١٩	٢٢	٢٤	٢٧	٣٠	٣٣	٣٦	٣٨	٤١	٤٤	٤٧
١١	١٨	٢٢	٢٥	٢٨	٣١	٣٤	٣٧	٤١	٤٤	٤٧	٥٠	٥٣
١٢	٢١	٢٤	٢٨	٣١	٣٥	٣٨	٤٢	٤٦	٤٩	٥٣	٥٦	٦٠
١٣	٢٣	٢٧	٣١	٣٥	٣٩	٤٣	٤٧	٥١	٥٥	٥٩	٦٣	٦٧
١٤	٢٦	٣٠	٣٤	٣٨	٤٣	٤٧	٥١	٥٦	٦٠	٦٥	٦٩	٧٣
١٥	٢٨	٣٣	٣٧	٤٢	٤٧	٥١	٥٦	٦١	٦٦	٧٠	٧٥	٨٠
١٦	٣١	٣٦	٤١	٤٦	٥١	٥٦	٦١	٦٦	٧١	٧٦	٨٢	٨٧
١٧	٣٣	٣٨	٤٤	٤٩	٥٥	٦٠	٦٦	٧١	٧٧	٨٢	٨٨	٩٣
١٨	٣٦	٤١	٤٧	٥٣	٥٩	٦٥	٧٠	٧٦	٨٢	٨٨	٩٤	١٠٠
١٩	٣٨	٤٤	٥٠	٥٦	٦٣	٦٩	٧٥	٨٢	٨٨	٩٤	١٠١	١٠٧
٢٠	٤٠	٤٧	٥٣	٦٠	٦٧	٧٣	٨٠	٨٧	٩٣	١٠	١٠٧	١١٤

لاحظ أن ن٢ هى المجموعة ذات العدد الأكبر.

ن١ هى المجموعة ذات العدد الأصغر.

جدول الدلالة الإحصائية لمعامل ى

القيم الدالة عند ٠,٠٥

$ن_1$ \ $ن_2$	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
١												
٢	٠	٠	٠	١	١	١	١	١	٢	٢	٢	٢
٣	٢	٣	٣	٤	٤	٥	٥	٦	٦	٧	٧	٨
٤	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١١	١٢	١٣	١٣
٥	٧	٨	٩	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٧	١٨	١٩	٢٠
٦	١٠	١١	١٣	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٢	٢٤	٢٥	٢٧
٧	١٢	١٤	١٦	١٨	٢٠	٢٢	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢	٣٤
٨	١٥	١٧	١٩	٢٢	٢٤	٢٦	٢٩	٣١	٣٤	٣٦	٣٨	٤١
٩	١٧	٢٠	٣٢	٢٦	٢٨	٣١	٣٤	٣٧	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨
١٠	٢٠	٢٣	٢٦	٢٩	٣٣	٣٦	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨	٥٢	٥٥
١١	٢٣	٢٦	٣٠	٣٣	٣٧	٤٠	٤٤	٤٧	٥١	٥٥	٥٨	٦٢
١٢	٢٦	٢٩	٣٣	٣٧	٤١	٤٥	٤٩	٥٣	٥٧	٦١	٦٥	٦٩
١٣	٢٨	٣٣	٣٧	٤١	٤٥	٥٠	٥٤	٥٩	٦٣	٦٧	٧٢	٧٦
١٤	٣١	٣٦	٤٠	٤٥	٥٠	٥٥	٥٩	٦٤	٦٧	٧٤	٧٨	٨٣
١٥	٣٤	٣٩	٤٤	٤٩	٥٤	٥٩	٦٤	٧٠	٧٥	٨٠	٨٥	٩٠
١٦	٣٧	٤٢	٤٧	٥٣	٥٩	٦٤	٧٠	٧٥	٨١	٨٦	٩٢	٩٨
١٧	٣٩	٤٥	٥١	٥٧	٦٣	٦٧	٧٥	٨١	٨٧	٩٣	٩٩	١٠٥
١٨	٤٢	٤٨	٥٥	٦١	٦٧	٧٤	٨٠	٨٦	٩٣	٩٩	١٠٦	١١٢
١٩	٤٥	٥٢	٥٨	٦٥	٧٢	٧٨	٨٥	٩٢	٩٩	١٠٦	١١٣	١١٩
٢٠	٤٨	٥٥	٦٢	٦٩	٧٦	٨٣	٩٠	٩٨	١٠	١١٢	١١٩	١٢٧

لاحظ أن $ن_2$ هى المجموعة ذات العدد الأكبر.

$ن_1$ هى المجموعة ذات العدد الأصغر.

وإذا كانت ن_2 أكبر من ٢٠ فإن الجداول السابقة لا تصلح للكشف عن الدلالة الإحصائية لقيمة (ى)، وعلى ذلك فإنه بعد حساب قيمة (ى) بالقانون السابق تحول هذه القيمة إلى زيتا، ويكشف عن دلالتها الإحصائية فى الجداول الخاصة بالتوزيع الاعتدالى (زيتا موزعة اعتداليا بمتوسط مقداره الصفر، وتباين مقداره الوحدة)، ويتم ذلك باستخدام القانون التالى:

$$Z\ \text{زيتا} = \frac{\text{ى} - \frac{\text{ن}_1\,\text{ن}_2}{2}}{\sqrt{\frac{\text{ن}_1\,\text{ن}_2\,(\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + 1)}{12}}}$$

(٤) وهناك طريقة رابعة تستخدم فى حالة الاعتماد على الرتب ،الترتيب من أجل البحث عن دلالة الفرق بين أكثر من متوسطين (لاحظ أن معامل ى استخدم من أجل البحث عن دلالة الفرق بين متوسطين فقط)، وتسمى هذه الطريقة طريقة فريدمان لتحليل التباين عن طريق الرتب. ويمكن متابعة هذه الطريقة من المثال التالى:

لنفرض أن ١٥ مجموعة من طلبة الجامعة (كل مجموعة مكونة من ثلاثة أفراد) تعرضوا لثلاثة طرق مختلفة فى التدريب على حل وتركيب آلة ميكانيكية. وبعد إنهاء فترة التدريب كان المطلوب هو معرفة: هل يؤثر اختلاف طرق التدريب على الأداء الميكانيكى لهؤلاء الأفراد؟ (بمعنى أن لكل فرد درجة على اختبار فى الأداء الميكانيكى).

تتلخص الطريقة المشار إليها فى الخطوات التالية:

١ ـ تنظم الدرجات فى جدول ك × ن حيث ك (الأعمدة) طرق التدريب المختلفة (أ، ب، حـ)، ن (الصفوف) هى المجموعات أو الأفراد.

٢ ـ يتم ترتيب الدرجات فى الصفوف الأفقية.

٣ ـ نجمع الرتب فى كل عمود من الأعمدة الثلاثة.

٤ ـ تحسب قيمة المعامل كما هو موضح فيما بعد:

المجموعة \ الطريقة	أ	ب	حـ
١	١	٣	٢
٢	٢	٣	١
٣	١	٣	٢
٤	١	٢	٣
٥	٣	١	٢
٦	٢	٣	١
٧	٣	٢	١
٨	١	٣	٢
٩	٣	١	٢
١٠	٣	١	٢
١١	٢	٣	١
١٢	٢	٣	١
١٣	٣	٢	١
١٤	٢	٣	١
١٥	٢,٥	٢,٥	١

المجموع ٣١,٥+ ٣٥,٥+ ٢٣= ٩٠

لاحظ أن هذه الأرقام تـدل على رتب الدرجات التى حـصل عليهـا كل فرد فى اختبار الأداء الميكانيكى. أى أنه فى حالـة المجموعة الأولى وهى مكونة من ثلاثة أفراد: الفرد الأول تعرض للطريقة الأولى. والثانى للطريقة الثـانية، والثالث للطريقة الثالثة فى التدريب. وعند تطبـيق اختبـار الأداء الميكانيكى وجد أن الفـرد الأول (الطريقة أ) كان ترتيبه الأول بالنسـبة لمجموعته، والفـرد الثانى (الطريقة ب) كان ترتيبه الثالث والفرد الثالث (الطريقة حـ) كان ترتيـبه الثانى. وقـد سجل ذلك فى جـدول الرتب أمام كل مجموعة.

لاحظ كـذلك أن فى المجمـوعة ١٥ تقـاسم الفـرد الأول والثانى الرتبـة الثانيـة والثالثة، ولذلك كان رتبة كل منهما ٢,٥.

الخطوة التالية لهذا الجدول هى إيجـاد المجموع الرأسى للرتب تحت الطرق الثلاثة أ، ب، جـ. وكانت كما يلى: أ = ٣١,٥، ب = ٣٥,٥، جـ = ٢٣.

الخطوة الثالثة هى تطبيق القانون:

$$\text{معامل فريدمان (ف)} = \frac{١٢}{ن\ ك\ (ك + ١)}\ \text{مج}\ (ر)^٢ - ٣\ ن\ (ك + ١).$$

حيث ن = عدد المجموعات (الصفوف).

ك = عدد الحالات (الأعمدة).

مج (ر)^٢ = مجموع مربعات الجمع الرأسى للرتب.

$$\therefore \text{ف} = \frac{١٢}{١٥ \times ٣\ (٣ + ١)} [(٣١,٥)^٢ + (٣٥,٥)^٢ + (٢٣)^٢]$$

$$- [٣ \times ١٥\ (٣ + ١)] = ١٤,٧$$

وبالرجوع إلى جداول الكشف عن الدلالة الإحـصائية (كا^٢) نجد أن هذه القيمة ١٤,٧ (درجات الطلاقة = ك - ١) تكاد تكون ذات دلالة عند ٠,٠١، ومعنى ذلك أن الفرق بين المتوسطات الثلاثة يحتمل أن يكون فرقا جوهريا.

الارتباط فى مستوى الترتيب:

تعتبـر معاملات الارتباط من الأدوات الإحـصائية كثـيرة الاستخدام بل ويعـتمد عليهـا فى تفسير الكثـير من النتائج فى مـيدان القيـاس النفسى. وسوف نستـعرض فى الفقرات التالية بعض هذه المعاملات التى تستخدم فى مستوى الترتيب.

(١) من المعاملات المألوفة معامل سبيـرمان للرتب، ويستخدم هذا المعامل عندما يتم ترتيب المجمـوعة بناء على معيـارين اثنين. ويعتمد حسـاب هذا المعامل على الفروق بين الرتب كما فى المثال التالى:

لنفرض أنه تم ترتيب مجموعة مكونة من ١٢ فـردا حسب درجاتهم على مقياس الميل الاجتماعـى، ومقياس الميل إلى السيطرة، بمعنى أنه تم تطبيق اخـتبارين على نفس المجموعة: اختبار فى الميل الاجتماعى، واختبار آخر فى الميل إلى السـيطرة ثم رتب أفراد المجموعـة بناء على درجاتهم بحيث أعطيت الدرجة الأعلى الرتبـة الأولى، والتى يليها أعطيت الرتبة الثانية، وهكذا كما فى الجدول التالى:

الفرد	الرتبة (الميل الاجتماعى)	الرتبة (الميل إلى السيطرة)	الفرق ف	مربع الفرق ف٢
أ	٢	٣	- ١	١
ب	٦	٤	٢	٤
جـ	٥	٢	٣	٩
د	١	١	٠	٠
هـ	١٠	٨	٢	٤
و	٩	١١	- ٢	٤
ز	٨	١٠	- ٢	٤
ح	٣	٦	- ٣	٩
ط	٤	٧	- ٣	٩
ى	١٢	١٢	٠	٠
ك	٧	٥	٢	٤
ل	١١	٩	٢	٤

مج ف٢ = ٥٢

وبتطبيق القانون:

$$\text{معامل ارتباط سبيرمان ر} = ١ - \frac{٦ \text{ مج ف}^٢}{\text{ن} (\text{ن}^٢ - ١)}$$

حيث مج ف٢ = مجموع مربعات الفروق

ن = عدد أفراد المجموعة.

$$= ١ - \frac{٦ \times ٥٢}{١٢ (١٤٤ - ١)} = ٠,٨٢$$

وتعتمد الدلالة الإحصائية لمعامل سبيرمان للرتب على عدد المجموعة = ن، فإذا كان العدد يتراوح بين ٤ - ٣٠ فردا أمكن الكشف عن الدلالة الإحصائية لقيمة معامل الارتباط من الجدول التالى:

جدول الدلالة الإحصائية لمعامل سبيرمان للرتب

عدد الأفراد	مستوى الدلالة الإحصائية	
ن	٠,٠٥	٠,٠١
٤	١,٠٠	
٥	٠,٩٠	١,٠٠
٦	٠,٨٣	٠,٩٤
٧	٠,٧١	٠,٨٩
٨	٠,٦٤	٠,٨٣
٩	٠,٦٠	٠,٧٨
١٠	٠,٥٦	٠,٧٥
١٢	٠,٥١	٠,٧١
١٤	٠,٤٦	٠,٦٥
١٦	٠,٤٣	٠,٦٠
١٨	٠,٤٠	٠,٥٦
٢٠	٠,٣٨	٠,٥٣
٢٢	٠,٣٦	٠,٥١
٢٤	٠,٣٤	٠,٤٩
٢٦	٠,٣٣	٠,٤٧
٢٨	٠,٣٢	٠,٤٥
٣٠	٠,٣١	٠,٤٣

وبالإضافة إلى هذا الجدول ـ وبشرط أن تكون ن = ١٠ أو أكثر، فإنه يمكن الكشف عن الدلالة الإحصائية لمعامل سبيرمان للرتب بتحويله إلى تَ ثم الكشف عن قيمة تَ فى الجداول الخاصة (إحصاء تَ للكشف عن دلالة الفرق بين متوسطين) وذلك باستخدام القانون التالى:

$$\text{تَ} = \text{ر} \sqrt{\frac{\text{ن} - ٢}{١ - \text{ر}}}$$

وعليه يمكن تحويل المعامل السابق (٨٢, ٠) إلى ت كما يلى.

$$ت = ,٨٢ \sqrt{\frac{١٢ - ٢}{١ - ,٨٢}} = ٦,١١$$

وبالرجوع إلى جداول ت حيث درجات الطلاقة = ن ٢ = ١ نجد أن قيمة ت وبالتالى قيمة معامل الارتباط دالة إحصائيا عند مستوى أقل من ١ .

(٢) ومن معاملات الارتباط الأخرى التى تستخدم فى مستوى الترتيب وتكمل الصورة معامل ارتباط كندال للتوافق (و) W. ويستخدم هذا المعامل عندما يتم ترتيب المجموعة الواحدة بناء على ثلاثة معايير أو أكثر، وليس معيارين فقط كما فى الحالة السابقة. فقد يتم ترتيب المجموعة بناء على الميل الاجتماعى، والميل إلى السيطرة والقدرة على تحمل المسئولية بحيث يكون لكل فرد من أفراد المجموعة ثلاث رتب

والمثال التالى يوضح كيفية حساب هذا المعامل.

لنفترض أنه تم تطبيق ثلاثة اختبارات (أ، ب ، جـ) على مجموعة مكونة من ستة أفراد فى مختبر علم النفس. وبعد تعيين درجات الأفراد الستة على هذه الاختبارات كان المطلوب حساب معامل الارتباط بين نتائج الاختبارات الثلاثة، وبالتالى تم تحويل هذه الدرجات إلى رتب ، ونظمت كما فى الجدول التالى:

الأفراد / الاختبارات	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
(أ)	١	٣	٢	٥	٦	٤
(ب)	١	٤	٣	٥	٦	٢
(جـ)	٢	٣	١	٦	٤	٥

مجموع الرتب ٤ + ١٠ + ٦ + ١٦ + ١٦ + ١١ = ٦٣

(م) = ١٠,٥ = $\frac{٦٣}{٦}$

انحرافات مجموع ١٠,٥ ١٠,٥ ١٠,٥ ١٠,٥ ١٠,٥ ١٠,٥

الرتب عن المتوسط = -٦,٥ -٠,٥ -٤,٥ ٥,٥ ٥,٥ ٠,٥

مربع الانحرافات ٤٢,٢٥ + ٠,٢٥ + ٢٠,٢٥ + ٣٠,٢٥ + ٣٠,٢٥ + ٠,٢٥ = ١٢٣,٥

المجموع الكلى (س) = ١٢٣,٥

يطبق القانون التالى لحساب قيمة و:

$$و = \frac{س}{\frac{١}{١٢} ك^{٢} (ن^{٣} - ن)}$$

حيث س هى المجموع الكلى لمربعات الانحرافات عن المتوسط.

ك عدد الاختبارات (أو المعايير).

ن عدد أفراد المجموعة.

$$\therefore و = \frac{١٢٣,٥}{\frac{١}{١٢} \times ٩ \times (٢١٦ - ٦)} = ٠,٧٨$$

وللتلخيص فإن طريقة حساب معامل كندال (و) تتم حسب الخطوات التالية:

١ ـ نرتب النتائج فى جدول يوضح رتب أفراد المجموعة على المعايير الثلاثة.

٢ ـ نجمع الرتب رأسيا لكل فرد (٤، ١٠، ٦، ١٦، ١٦، ١١).

٣ ـ نجمع الرتب أفقيا للحصول على المتوسط ($\frac{٦٣}{٦}$ = ١٠,٥).

٤ ـ نحسب انحراف مجموع رتب كل فرد عن المتوسط (٤ - ١٠,٥) = - ٦,٥ وهكذا).

٥ ـ نربع الانحراف (الفرق) ثم نحسب المجموع الكلى س (١٢٣,٥).

وهناك صيغة أخرى لحساب معامل كندال وهى كما يلى:

$$و = \frac{١٢ \text{ مج } ت^{٢}}{ك^{٢} \times ن (ن^{٢} - ١)} - \frac{٣ (ن + ١)}{ن - ١}$$

حيث ت مجموع رتب كل فرد.

ك عدد المعايير.

ن عدد أفراد المجموعة.

وللتأكد من الدلالة الإحصائية لقيمة معامل (و) فإن ذلك يعتمد أيضا على عدد أفراد المجموعة، وعدد المعايير المستخدمة فى ترتيب أفراد المجموعة، فإذا كانت ن تتراوح بين ٣ ـ ٧ فإنه يمكن الرجوع إلى جداول فريدمان والتى أضاف إليها زيجل فيما بعد وهى كما يلى:

الجدول الأول (مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠٥)

ك المعايير / ن (أفراد العينة)	٣	٤	٥	٦	٧
٣			٦٤,٤	١٠٣,٩	١٥٧,٣
٤		٤٩,٥	٨٨,٤	١٤٣,٣	٢١٧,٠٠
٥		٦٢,٦	١١٢,٣	١٨٢,٤	٢٧٦,٢
٦		٧٥,٧	١٣٦,١	٢٢١,٤	٣٣٥,٢
٨	٤٨,١	١٠١,٧	١٨٣,٧	٢٢٩,٠٠	٤٥٣,١
١٠	٦٠,٠٠	١٢٧,٨	٢٣١,٢	٣٧٦,٧	٥٧١,٠٠
١٥	٨٩,٨	١٩٢,٩	٣٤٩,٨	٥٧٠,٥	٨٦٤,٩
٢٠	١١٩,٧	٢٥٨,٠٠	٤٦٨,٦	٧٦٤,٤	١١٥٨,٧

جدول ملحق بالجدول الأول (مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠٥)

ك (المعايير)	ن = ٣
٩	٥٤,٠٠
١٢	٧١,٩
١٤	٨٣,٩
١٦	٥٩,٨
١٨	١٠٧,٧

الجدول الثانى (مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠١)

(أفراد العينة) ن / ك المعايير	٣	٤	٥	٦	٧
٣			٧٥,٦	١٢٢,٨	١٨٥,٦
٤		٦١,٤	١٠٩,٣	١٧٦,٢	٢٦٥,٠٠
٥		٨٠,٥	١٤٢,٨	٢٢٩,٤	٣٤٣,٠٠
٦		٩٩,٥	١٧٦,١	٢٨٢,٤	٤٢٢,٠٠
٨	٦٦,٨	١٣٧,٤	٢٤٢,٧	٣٨٨,٣	٥٧٩,٩
١٠	٨٥,١	١٧٥,٣	٣٠٩,١	٤٩٤,٠٠	٧٣٧,٠٠
١٥	١٣١,٠٠	٢٦٩,٨	٤٧٥,٢	٧٥٨,٢	١١٢٩,٥
٢٠	١٧٧	٣٦٤,٢	٦٤١,٢	١٠٢٢,٢	١٥٢١,٩

جدول ملحق بالجدول الثانى (مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠١)

ك (المعايير)	ن = ٣
٩	٧٥,٩
١٢	١٠٣,٥
١٤	١٢١,٩
١٦	١٤٠,٢
١٨	١٥٨,٦

ففى مثالنا السابق حيث نجد أن و = ٧٨, ٠ حيث ك = ٣، ن = ٦، س = ١٢٣,٥ (المجموع الكلى لمربعات الانحرافات) فإنه بالرجوع إلى الجدول الثانى نلاحظ أن قيمة س اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠١, ٠ هى ١٢٢,٨ فى حين أن قيمة س التى حصلنا عليها هى ١٢٣,٥، ومعنى هذا أن معامل التوافق (و) الذى يساوى ٧٨, ٠ ذو دلالة إحصائية عند مستوى ٠١, ٠، وهذا يعنى أننا نعتمد على قيمة (س) فى استخدام الجداول بحيث تكون القيمة التى حصلنا عليها تساوى القيمة المسجلة فى الجدول أو أكبر منها لتصبح ذات دلالة إحصائية.

هذا بالنسبة للعينة الصغيرة (أى ن لا تزيد عن ٧) أما إذا كانت ن تزيد عن ٧ فإننا نقوم بتحويل قيمة (و) إلى $كا^2$ باستخدام القانون التالى:

$كا^2$ = ك (ن - ١) و

حيث ك = عدد المعايير، ن عدد أفراد الجماعة

فإذا فرضنا أنه فى مثالنا السابق كان عدد أفراد المجموعة = ١٠، وقيمة و= ٦٦, ٠ فإنه يمكن تحويل (و) إلى $كا^2$ كما يلى:

$كا^2$ = ٣ (١٠ - ١) ٦٦, ٠ = ١٧,٨٢.

وبالرجوع إلى جداول $كا^2$ حيث درجات الطلاقة = ن - ١ أى ٩ نجد أن القيمة ١٧,٨٢ دالة إحصائيا عند مستوى ٠٥, ٠ إذ إن القيمة المسجلة فى الجدول (المطلوبة) هى ١٦,٩٢. وعليه فإن معامل كندال (و) والذى يساوى ٦٦, ٠ دال إحصائيا عند مستوى ٠٥, ٠.

جداول كا٢

مستوى الدلالة الإحصائية / درجات الطلاقة	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١
١	٣,٨٤	٥,٤١	٦,٦٤
٢	٥,٩٩	٧,٨٢	٩,٢١
٣	٧,٨٢	٩,٨٤	١١,٣٥
٤	٩,٤٩	١١,٦٧	١٣,٢٨
٥	١١,٠٧	١٣,٣٩	١٥,٠٩
٦	١٢,٥٩	١٥,٠٣	١٦,٨١
٧	١٤,٠٧	١٦,٦٢	١٨,٤٨
٨	١٥,٥١	١٨,١٧	٢٠,٠٩
٩	١٦,٩٢	١٩,٦٨	٢١,٦٧
١٠	١٨,٣١	٢١,١٦	٢٣,٢١
١١	١٩,٦٨	٢٢,٦٢	٢٤,٧٣
١٢	٢١,١٣	٢٤,٠٥	٢٦,٢٢
١٣	٢٢,٣٦	٢٥,٤٧	٢٧,٦٩
١٤	٢٣,٦٩	٢٦,٨٧	٢٩,١٤
١٥	٢٥,٠٠	٢٨,٢٦	٣٠,٥٨
١٦	٢٦,٣٠	٢٩,٦٣	٣٢,٠٠
١٧	٢٧,٥٩	٣١,٠٠	٣٣,٤١
١٨	٢٨,٨٧	٣٢,٣٥	٣٤,٨١
١٩	٣٠,١٤	٣٣,٦٩	٣٦,١٩
٢٠	٣١,٤١	٣٥,٠٢	٣٧,٥٧
٢١	٣٢,٦٧	٣٦,٣٤	٣٨,٩٣
٢٢	٣٣,٩٢	٣٧,٦٦	٤٠,٢٩
٢٣	٣٥,١٧	٣٨,٩٧	٤١,٦٤
٢٤	٣٦,٤٢	٤٠,٢٧	٤٢,٩٨
٢٥	٣٧,٦٥	٤١,٥٧	٤٤,٣١
٢٦	٣٨,٨٩	٤٢,٨٦	٤٥,٦٤
٢٧	٤٠,١١	٤٤,١٤	٤٦,٩٦
٢٨	٤١,٣٤	٤٥,٤٢	٤٨,٢٨
٢٩	٤٢,٥٦	٤٦,٦٩	٤٩,٥٩
٣٠	٤٣,٧٧	٤٧,٩٦	٥٠,٨٩

ثالثا- مستوى الوحدات (الفئات) المتساوية Interval Scale:

هذا النوع من المقاييس يقترب كثيرا إلى المعنى (الكمى) للقياس أكثر من النوعين السابقين (التصنيف والترتيب) وفيه يفترض الباحث تساوى المسافات بين وحدات القياس (لاحظ أن الأمر لم يكن كذلك فى حالة مقياس الرتب)، فعلى سبيل المثال نحن نفترض تساوى المسافات على الترمومتر (مقياس الحرارة)، وعلى البارومتر (مقياس الضغط الجوى)، كما يمكن أيضا أن نفترض تساوى المسافات بين وحدات مقياس (اختبار تحصيلى فى اللغة الإنجليزية مثلا) عندما يطبق على مجموعة من الأطفال فى فصل ما.

ولكن ما يجب مناقشته وتوضيحه تماما هو: من أين يبدأ المقياس، أو بمعنى آخر (صفر المقياس).

فى مقياس الحرارة (الترمومتر) اتفقنا على أن الصفر هو الدرجة التى يتجمد عندها الماء وأن درجة ١٠٠م هى الدرجة التى يغلى عندها الماء، ومن ثم نقوم بتقسيم المسافة بين هذا الصفر وهذه المائة إلى مائة وحدة متساوية كل منها تساوى درجة واحدة وقد نقسم كل درجة إلى عشر وحدات صغيرة كل منها تساوى $\frac{١}{١٠}$ درجة وهكذا.

ولكن ما يجب أن نتنبه إليه هو أن هذا التقسيم والنظام قام على وجود (صفر) تم تحديده بصورة اختيارية أو اتفاقية. فيمكن أن نسأل: لماذا الماء وليس الكحول مثلا أو الزئبق. وعلى ذلك فإن هذا الصفر يسمى الصفر النسبى.

وعندما نأتى إلى اختبار تحصيلى أو اختبار فى الذكاء. أين يكون الصفر؟ حيث إنه لا يمكن أن نفترض انعدام التحصيل أو الذكاء نهائيا. فمن يحصل على (صفر) هو الفرد الذى أجاب إجابات خاطئة على جميع الأسئلة، ولكن ليس معنى ذلك أن تحصيله منعدم أو ذكاءه منعدم إذ إن ذلك غير صحيح.

وتعتبر هذه النقطة من خصائص مقياس الوحدات المتساوية، وهى أن مكان الصفر غير محدد (أى صفر نسبى). والمثال التالى يوضح ما نذهب إليه:

لنفترض أننا قمنا بتطبيق اختبار من الذكاء على مجموعة من الأفراد حيث كان عدد الأسئلة مائة سؤال، ولكل إجابة صحيحة درجة واحدة. ومعنى ذلك أن الدرجة النهائية للفرد الذى أجاب على جميع الأسئلة إجابات صحيحة هى ١٠٠ والبعض سوف يحصل على ٩٠ أو ٧٠ وهكذا، هذه الدرجة أو تلك تساوى مثلا ٩٠ وحدة أو ٧٠ وحدة على هذا المقياس، بغض النظر أين يقع الصفر حتى لو عرفنا أن أدنى درجة هى ٣٠ فإن هذا لا يعنى أنه عند هذه الدرجة أو قبلها بثلاثين مسافة يتلاشى ذكاء الإنسان.

ولنفترض أيضا أننا قسنا ذكاء نفس المجموعة باختبار آخر يتكون من مائة سؤال أيضا ولكل إجابة صحيحة خمس درجات، ومعنى ذلك أن الدرجة النهائية سوف تكون ٥٠٠. وفى هذه الحالة أيضا نجد أن الدرجة (أى درجة) مستقلة عن موضع الصفر وعن النهاية العظمى للدرجات.

ويتضح من هذا أن الأهمية ليست فى موضع الصفر إذ إن ذلك اختيارى (درجة تجمد الماء والماء اختيارى) وليست فى النهاية العظمى للمقياس (درجة غليان الماء والماء كذلك اختيارى). ولكن الأهمية فى المسافات بين الوحدات حيث نفترض تساوى هذه المسافات، ومن ثم تكون كل وحدة على هذه المقياس تساوى الوحدة الأخرى. فالفرد الذى أجاب إجابة صحيحة على السؤال رقم (٢٠) مثلا فى اختبار الذكاء تساوى إجابته إجابة صحيحة على السؤال رقم (٧٠) مثلا فى هذا الاختبار.

كما نفترض شيئا آخر غير تساوى المسافات بالنسبة لمقياس الوحدات المتساوية: نفترض أن الخصائص أو الظواهر أو القدرات أو الأبعاد التى يطبق عليها هذا النوع من المقاييس تتوزع توزيعا اعتداليا بين أفراد العينة أو العينات التى يجرى عليها الاختبار.

وهذا يعنى أن تلك الأبعاد أو القدرات أو الخصائص أو الظواهر يمكن أن تتبع ما سبق أن أشرنا إليه سابقا أو درسته فى مقرر الإجصاء وهو المنحنى الاعتدالى.

وقد يكون من المفيد أن يعرف القارئ مصدر هذا المنحنى.

تقوم فى الأصل فكرة هذا المنحنى الاعتدالى أو الطبيعى على نظرية الاحتمالات، وفى أبسط صور هذه النظرية نقول: إن احتمال حصولنا على (الصورة) فى أحد وجهى قطعة من العملة عندما نلقيها عشوائيا دون قصد هو $\frac{١}{٢}$ حيث إن لهذه القطعة من العملة وجهين. وكذلك عندما نلقى بالنرد (زهر الطاولة) عشوائيا وبدون قصد فإن احتمال حصولنا على الرقم ٥ (أو أى رقم آخر) هو $\frac{١}{٦}$ حيث إن زهر الطاولة (النرد) مكعب له ستة أوجه.

ونعود إلى مثالنا الأول عندما نلقى بقطعة العملة فإن الاحتمالات سوف تكون: إما أن نحصل على صورة (ص) أو على كتابة (ك)، واحتمال الحصول على أى منهما = $\frac{١}{٢}$.

والآن لنفترض أننا سنلقى قطعتين من النقود معا (أ، ب): فإن الاحتمالات هى:

	أ	ب
١	ص	ص
٢	ص	ك
٣	ك	ص
٤	ك	ك

أى أربعة احتمالات.

وعليه يكون احتمال:

ص ص $= \frac{١}{٤}$

ص ك ، ك ص $= \frac{١}{٢}$ $(\frac{١}{٤} + \frac{١}{٤})$.

ك ك $= \frac{١}{٤}$

ويمكن الحصـول على هذه النتائج عندمـا نقول: إن (ص+ك)^{٢} حيث ٢ هى عدد قطع النقود ثم نقوم بحل القوس السابق:

١ ص^{٢} + ٢ ك ص + ١ ك^{٢}

أى أن احتمال ص^{٢} (ص ص) ١

احتمال ك^{٢} (ك ك) ١

احتمال ك ص $\frac{٢}{٤}$

∴ احتمال ص ص $= \frac{١}{٤}$ (واحد فى الأربعة)

احتمال ك ص $= \frac{٢}{٤} = \frac{١}{٢}$ (مرتين فى الأربعة)

احتمال ك ك $= \frac{١}{٤}$ (مرة فى الأربعة).

وهذه هى نفس النتائج السابقة.

ولنستطرد ونقول: إننا إن ألقينا بعشر قطع من النقود مرة واحدة وعشوائيا وبدون قصد فإن الاحتمالات سوف تكون (ص +ك)^{١٠}.

حيث ١٠ هى عدد قطع النقود، ص الصورة، ك للكتابة.

وبحل هذا القـوس (تسمى ذات الحـدين ولها طريقـة رياضية مـعينة فى حـلها) نحصل على النتائج التالية:

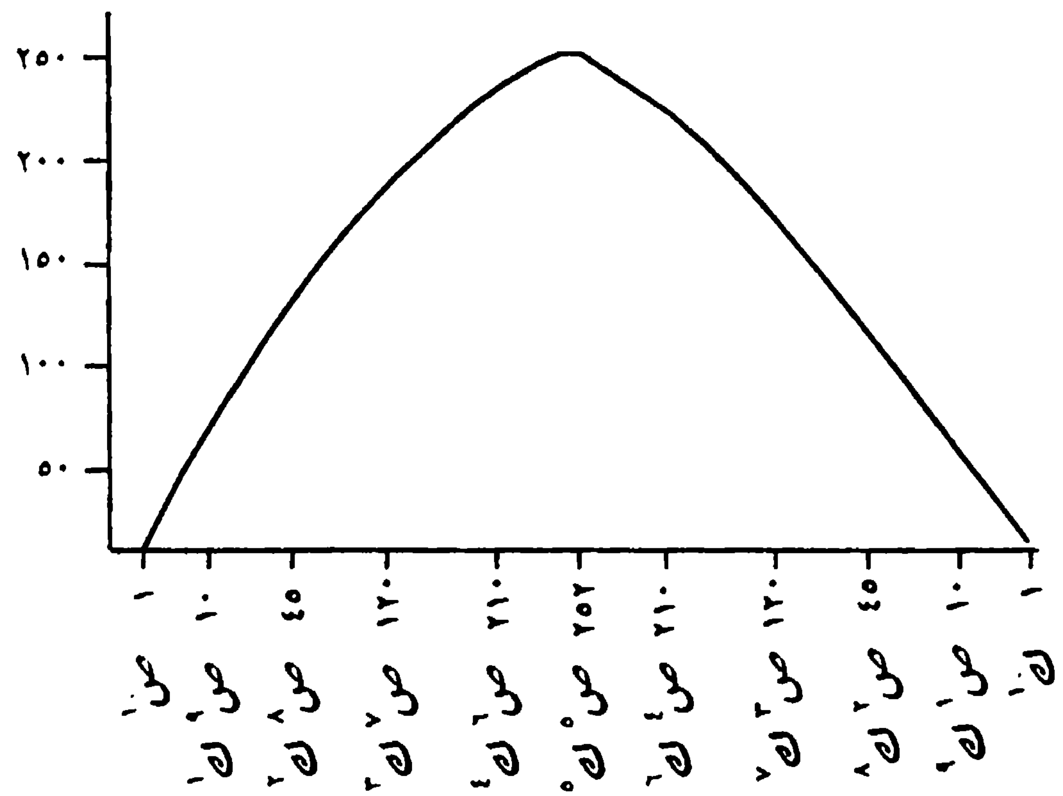
١ ص^{١٠}.

أى احتمال مـرة واحدة فى جميع المحاولات للحصـول على ١٠ صور معا (أى جميع قطع النقود تقع بحيث نحصل على الصورة منها جميعا) ١٠ ص^{٩}ك^{١}.

أى عشرة احتـمالات فى جميع المحاولات للحصول على ٩ صـور وواحدة كتابة وهكذا، كما يلى:

١	ص^١٠
١٠	ص^٩ ك^١
٤٥	ص^٨ ك^٢
١٢٠	ص^٧ ك^٣
٢١٠	ص^٦ ك^٤
٢٥٢	ص^٥ ك^٥
٢١٠	ص^٤ ك^٦
١٢٠	ص^٣ ك^٧
٤٥	ص^٢ ك^٨
١٠	ص^١ ك^٩
١	ك^١٠
١٠٢٤	

فإذا أردنا أن نوضح نتائج هذه المحاولات (الاحتمالات) العشوائية برسم منحنى بيانى للعلاقة بين كل من هذه الاحتمالات، وتكرار حدوثها فإننا سوف نحصل على المنحنى التالى:



وخاصة إذا زاد عدد العوامل (قطع النقود) بحيث يصل عددها إلى ما لا نهاية.

وما يمكن أن نقوله هنا هو أن الدليل قد توافر عن طريق الدراسات الإحصائية على أنه يمكن استخدام المنحنى الاعتدالى فى وصف الظواهر المختلفة فى الميادين التالية:

أ - الإحصاء البيولوجى مثل نسبة الإناث إلى الذكور أو غير ذلك.

ب - الإحصاء الأنثربومترى مثل الطول والوزن ومحيط الجمجمة وغير ذلك.

جـ - الإحصاء الاجتماعى والاقتصادى للمواليد والوفيات والزيجات والأجور وما إلى ذلك.

د - الإحصاء النفسى والعقلى مثل الذكاء، والتعلم والإدراك وزمن الرجع ودرجات التحصيل، وغير ذلك.

المعالجة الإحصائية لمستوى الوحدات المتساوية:

فى بداية الأمر نقول: إن هذا المستوى يقبل التعامل مع جميع الأدوات الإحصائية مع تحفظ بسيط سوف نوضحه فى الفقرة التالية.

نقول أيضا: إنه بطبيعة الحال يمكن حساب المتوسط والانحراف المعيارى (مقاييس النزعة المركزية والتشتت) لوصف توزيع الأرقام أو الدرجات والتحفظ الذى أشرنا إليه هو عدم إمكانية حساب ما يسمى بمعامل التباين وهو عبارة عن النسبة المئوية للانحراف المعيارى إلى المتوسط أى $\frac{ع}{م}$ × ١٠٠؛ وذلك لأنه كما سبق أن أشرنا وضع الصفر غير محدد فإن أى إضافة إلى توزيع ما بين الأرقام سوف تزيد المتوسط ولكن الانحراف المعيارى لن يتغير، ولنأخذ هذا المثال:

لنفرض أن لدينا هذا التوزيع:

١

٢

٣

٤

٥

فإن المتوسط = ٣ والانحراف المعيارى = ١,٤ .

∴ معامل التباين = $\frac{١,٤}{٣}$ × ١٠٠ = ٤٦,٧ .

وإذا أخذنا نفس التوزيع وغيرنا مكان الصفر، أو بمعنى آخر بدل أن نبدأ من ١ بدأنا من ٣ فأصبح التوزيع كما يلى:

٣

٤

٥

٦

٧

فإن المتوسط = ٥ والانحراف المعيارى = ١,٤.

ومن ثم يصبح معامل التباين = $\frac{١,٤}{٥}$ × ١٠٠ = ٢٨,٠٠.

وعليه فإننا نستخدم جميع الإحصاءات الممكنة والتى سوف نستعرضها فى إيجاز فيما بعد ما عدا معامل التباين. (هذا المعامل ليس شائع الاستخدام).

إحصاءات الدلالة فى مستوى الوحدات المتساوية:

تعتمد إحصاءات الدلالة فى هذا المستوى من القياس على فهم ما يسمى بـ «الخطأ المعيارى» للأداة الإحصائية: مثل المتوسط أو الانحراف المعيارى أو غير ذلك. ويمكن تبسيط مفهوم الخطأ المعيارى للمتوسط على سبيل المثال بأن نعرفه على أنه الانحراف المعيارى لتوزيع من متوسطات العينات حول متوسط المجتمع الأصلى الذى أخذت منه هذه العينات.

بمعنى أنه لو أخذنا مجموعة من العينات من المجتمع الأصلى وعين متوسط كل عينة، واعتبرت هذه المتوسطات بمثابة درجات فإن الانحراف المعيارى فى هذه الحالة يعتبر الخطأ المعيارى لأى من هذه المتوسطات.

الخطأ المعيارى للمتوسط $م_{ع}$

يمكن حساب الخطأ المعيارى للمتوسط من القانون التالى:

$$م_{ع} = \frac{ع}{\sqrt{ن}}$$

حيث ع هى الانحراف المعيارى للمجتمع الأصلى الذى أخذت منه العينة.

ن هى عدد أفراد العينة.

ولكن من الناحية العملية نادرا ما يتوافر لدينا الانحراف المعيارى للمجتمع الأصلى، وبالتالى نستخدم الانحراف المعيارى للعينة، وخاصة إذا كانت كبيرة العدد (فى هذه الحالة نعتبر العينة كبيرة إذا زاد عددها عن ٣٠).

فعلى سبيل المثال:

إذا كانت الدرجة المتوسطة عند تطبيق اختبار ما على عينة من الأطفال مكونة من ٢٥٠ طفلا هى ٣٠ عندما كان الانحراف المعيارى ١٢.

إلى أى مدى يقترب هذا المتوسط من المتوسط الحقيقى للمجتمع الأصلى الذى أخذت منه عينة الأطفال؟

للإجابة على هذا السؤال نحسب الخطأ المعيارى للمتوسط.

$$ع_م = \frac{١٢}{\sqrt{٢٥٠}} = ٠,٧٦$$

أى أن هذا المتوسط قد يقترب أو يبتعد عن المتوسط الحقيقى بمقدار ٠,٧٦ ولذلك نكتب الخطأ المعيارى هكذا: ± ٠,٧٦.

وهذا يعنى أن المتوسط الحقيقى لهذه العينة تمتد قيمته العددية من (٣٠ - ٠,٧٦) إلى (٣٠ + ٠,٧٦).

أى من ٢٩,٢٤ إلى ← ٣٠,٧٦.

هذا بالنسبة للعينات كبيرة العدد. أما فى حالة العينات صغيرة العدد (التى يقل عدد أفرادها عن ٣٠) فإننا نستخدم الانحراف المعيارى للعينة بدلا من الانحراف المعيارى للمجتمع الأصلى كما فى الحالة السابقة تماما، ولكن فى حالة العينة الصغيرة نحسب الانحراف المعيارى بطريقة أخرى.

فقد سبق أن أوضحنا أن الانحراف المعيارى $= \sqrt{\frac{\text{مج}\,(\text{س} - \text{م})^{٢}}{\text{ن}}}$

حيث س هى الدرجة الخام، م المتوسط، ن عدد أفراد العينة.

ولكن فى حالة العينة الصغيرة يكون الانحراف المعيارى $= \sqrt{\frac{\text{مج}\,(\text{س} - \text{م})^{٢}}{\text{ن} - ١}}$

الخطأ المعيارى للوسيط $ط_ع$

يمكن حساب الخطأ المعيارى للوسيط من القانون التالى:

$$ط_ع = ١,٢٥٣ \times \frac{ع}{\sqrt{ن}}$$ (حيث ع الانحراف المعيارى).

وفى مثالنا السابق يكون:

$$ط_ع = ١,٢٥٣ \times \frac{١٢}{\sqrt{٢٥٠}} = \pm ٠,٩٥$$

كما يمكن حساب الخطأ المعيارى للوسيط بصورة أخرى:

$$ط_ع = ١,٨٥٨ \times \frac{ب_ح}{\sqrt{ن}}$$ (حيث $ب_ح$ هى الانحراف الإرباعى).

مثال:

لنفترض أن الدرجة الوسيطية لدرجات مجموعة كبيرة من الطلاب عددها ٨٠٠ هى ٢١,٤ بينما كان الانحراف الإرباعى $\frac{(\text{الإرباعى}_٣ - \text{الإرباعى}_١)}{٢} = ٤,٩$.

كيف تقترب هذه الدرجة الوسيطية من الدرجة الوسيطية للمجتمع الأصلى؟

نحسب الخطأ المعيارى للوسيط:

$$ط_ع = ١,٨٥٨ \times \frac{٤,٩}{\sqrt{٨٠٠}} = \pm ٠,٣٢$$

الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى:

يحسب الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى من القانون التالى:

$$ع_ع = ٠,٧١ \times \frac{ع}{\sqrt{٢ن}}$$

ففى مثال سابق حيث كان الانحراف المعيارى ع = ١٢، وعدد أفراد العينة ٢٥٠ يمكن حساب الخطأ المعيارى كما يلى:

$$ع_ع = ٠,٧١ \times \frac{ع}{\sqrt{٢ن}} = \frac{١٢}{\sqrt{٥٠٠}} = \pm ٠,٣٨$$

الخطأ المعيارى للانحراف الإرباعى:

الانحراف الإرباعى هو منتصف الفرق بين الإرباعى الثالث والإرباعى الأول.

ويمكن حساب الخطأ المعيارى فى هذه الحالة كما يلى:

$$ب_{ع . ع} = ٫٧٨٦ \times \frac{ع}{\sqrt{ن}}$$

ومن ثم ففى المثال السابق مباشرة يمكن أن نحسب الخطأ المعيارى كما يلى:

$$ب_{ع . ع} = ٫٧٨٦ \times \frac{١٢}{\sqrt{٢٥٠}} = \pm ٠٫٦٠$$

الخطأ المعيارى للنسبة المئوية:

يحسب الخطأ المعيارى للنسبة المئوية من القانون التالى:

$$أ_{ع} = \sqrt{\frac{ص \times خ}{ن}}$$

حيث ص = نسبة من أجابوا إجابات صحيحة.

خ = نسبة من أجابوا إجابات خاطئة.

ن = العدد الكلى للعينة.

فإذا كانت نسبة الإجابات الصحيحة ٧٢٪ (٠٫٧٢)، والإجابات الخاطئة ٢٨٪ (٠٫٢٨)؛ فإن الخطأ المعيارى للنسبة (لأى النسبتين):

$$أ_{ع} = \sqrt{\frac{٠٫٧٢ \times ٠٫٢٨}{٢٥٠}} = \pm ٠٫٠٣$$

الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط:

يمكن حساب الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط $س_{ع}$ من القانون التالى:

$$س_{ع} = \frac{١ - ر^{٢}}{\sqrt{ن - ١}}$$

فلو كان معامل الارتباط بين متغيرين ٠٫٧ عندما كان عدد المجموعة هو ١٥٠؛ فإن الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط:

$$ر_ع = \frac{1 - (0{,}7)^2}{\sqrt{150 - 1}} = 0{,}04$$

الخطأ المعيارى للمقياس Measurement

عبارة عن الانحـراف المعيارى لدرجات الاختبـار (المقياس) × الجذر التربيـعى للمقدار (١ - معامل ثبات الاختبار)

أى $= ع \sqrt{1 - ر_{1.1}}$

الخطأ المعيارى للتقدير : (درجات س، ص)

عبارة عن الانحراف المعيارى لدرجات (ص) لأى درجة من درجات (س).

أو الانحراف المعيارى لدرجات (س) لأى درجة من درجات (ص).

حيث الانحراف المعيـارى لدرجات (س) حول منحنى انحدار (س) على (ص) وبالمثل الانحراف المعيارى لدرجات (ص) حول منحنى انحدار (ص) على (س)

∴ الخطأ المعيارى (س . ص) $= ع_س \sqrt{1 - ر^2_{س.ص}}$، $ع_{ص ر} = ع_ص \sqrt{1 - ر^2_{س.ص}}$

حيث $ع_س$، $ع_ص$ هما الانحـراف المعيارى لـكل من التوزيع س،ص ، $ر_{س.ص}$ معـامل الارتباط بين التوزيعين.

فعلى سـبيل المثال لو أن التـوزيع (س) عبارة عن درجـات أطوال الأباء والتوزيع (ص) عبارة عن درجات أطوال الأبناء فإن $ع_{ص.س}$ هى الانحراف المعيارى لدرجات أطوال الأبناء الذين أباؤهم لهم نفـس درجات الطول (الخطـأ المعيـارى ص.س)، $ع_{س ص}$ هى الانحـراف المعياري لدرجات أطوال الأباء الذين أبناؤهم لهم نفس الطول (الخطأ المعيارى س.ص).

تعليق اخير :

سبق أن قلنا أن المدخل إلى إحصـاءات الدلالة فى مستوى الوحدات المتـساوية هو فهم الخطأ المعيارى، وقد استعرضنا الخطأ المعيارى لعدة أنواع من الأدوات الإحصائية المستخدمة.

ولكن كيف نستفيد من ذلك في موضوع الدلالة الإحصائية؟ وسوف نشير إلى الخطأ المعيارى فى حالة المتوسط كمثال.

نحن نعرف أن ٩٥٪ من الحالات فى التوزيع الاعتدالى تقع بين ± ١,٩٦ (مقدرة بوحدات الخطأ المعيارى للمتوسط) أى ١,٩٦ م ع، ونعرف أيضاً أن ٩٩٪ من هذه الحالات تقع بين ± ٢,٥٨ م ع.

فإذا عدنا إلى مثالنا فى حالة المتوسط حيث كان ٣٠ والخطأ المعيارى ± ٠,٧٦، فإنه يمكن أن نقول : إن الاحتمال كبير (٩٥٪) لهذا المتوسط (٣٠) ألا يبتعد عن المتوسط الحقيقى للمجتمع الأصلى أكثر من ± ١,٤٩ (٠,٧٦ × ± ١,٩٦) أى أن الاحتمال قليل (٥٪) لهذا المتوسط (٣٠) أن يبتعد عن المتوسط الحقيقى للمجتمع الأصلى بأكثر من ± ١,٤٩

كما يمكن أن نقول كذلك : إن الاحتمال كبير جداً (٩٩٪) لهذا المتوسط ألا يبتعد عن المتوسط الحقيقى بأكثر من ± ١,٩٦ (٠,٧٦ × ±٢,٥٨) أى أن الاحتمال قليل (١٪) لهذا المتوسط (٣٠) أن يبتعد عن المتوسط الحقيقى للمجتمع الأصلى بأكثر من ± ١,٩٦ .

وربما يفسر هذا للقارئ معنى مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠٥، ٠,٠١، ويمكن أن نستطرد لتوضيح الفكرة.

فنقول : إننا على ثقة بمقدار ٩٥٪ أن المتوسط الحقيقى للمجتمع الأصلى يقع بين ٢٨,٥١ (٣٠ - ١,٩٦ × ٠,٧٦)، ٣١,٤٩ (٣٠ + ١,٩٦ + ٠,٧٦).

كما أننا على ثقة بمقدار ٩٩٪ أن المتوسط الحقيقى للمجتمع الأصلى الذى أخذت منه العينة يقع بين ٢٨,٠٤ (٣٠ - ٢,٥٨ × ٠,٧٦)، و ٣١,٩٦ (٣٠ + ٢,٥٨ × ٠,٧٦).

لاحظ ما يأتى:

٠,٧٦ الخطأ المعيارى للمتوسط.

± ١,٩٦ وحدات الانحراف المعيارى على قاعدة المنحنى الاعتدالى التى تضم ٩٥٪ من حالات التوزيع.

± ٢,٥٨ وحدات الانحراف على قاعدة المنحنى الاعتدالى التى تضم ٩٩ ٪ من حالات التوزيع.

حساب دلالة الفرق بين متوسطين ـ النسبة التائية:

فى حالة الفروق بين المتوسطات نجد أن التوزيع التكرارى لها يميل إلى أن يأخذ شكل المنحنى الاعتدالى، وخاصة إذا كانت العينة كبيرة.

والمفروض أن نناقش حاليا: هل الفرق بين متوسطين ذو دلالة إحصائية أو أنه غير ذلك؟ وبمعنى آخر هل متوسط المجموعة (أ) يزيد بصورة جوهرية عن متوسط المجموعة (ب)؟ راجع اختبار مان ـ ويتنى فى مستوى الترتيب للمقارنة).

أولا ـ عندما يكون عدد العينة كبيرا (أكثر من ٣٠):

١ ـ وعندما تكون العينتان غير مرتبطتين:

فى هذه الحالة نحسب الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين باستخدام القانون التالى:

$$ف_{ع_{م_1 - م_2}} = \sqrt{\frac{ع_1^2}{ن_1} + \frac{ع_2^2}{ن_2}}$$

حيث $ع_1^2$ تباين المجموعة (١). $ع_2^2$ تباين المجموعة (٢).

$ن_1$ عدد المجموعة (١). $ن_2$ عدد المجموعة (٢).

$$\text{أو } ف_{ع_{م_1 - م_2}} = \sqrt{م^2_{ع_1} + م^2_{ع_2}}$$

حيث $م^2_{ع_1}$ مربع الخطأ المعيارى للمتوسط الأول

$م^2_{ع_2}$ مربع الخطأ المعيارى للمتوسط الثانى.

والقانون الأول يستخدم عندما لا نكون فى حاجة لحساب الخطأ المعيارى لكلا المتوسطين.

مثال:

عند تطبيق اختبار فى الرياضيات على مجموعتين:

	عددها	المتوسط	الانحراف المعيارى
الأولى: بنات	١٠٥	$م_١ = ٣٢$	$ع_١ = ١١,٤$
الثانية: أولاد	٩٥	$م_٢ = ٣٥$	$ع_٢ = ٨,٣$

فهل الفرق بين المتوسطين جوهرى أى له دلالة إحصائية؟

يمكن الإجابة على هذا السؤال كما يلى:

$$\text{الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين } ف_{ع_{م_١ - م_٢}} = \sqrt{\frac{(١١,٤)^٢}{١٠٥} + \frac{(٨,٣)^٢}{٩٥}}$$

$$= ١,٤٠$$

$$\text{النسبة الحرجة أو النسبة التائية} = \frac{\text{الفرق بين المتوسطين}}{\text{الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين}} = \frac{٣}{١,٤} = ٢,١٤$$

ونحن نعلم من المناقشة السابقة أن الحد الأدنى للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ هو ١,٩٦ وعند ٠,٠١ هو ٢,٥٨، وحيث إن قيمة النسبة الحرجة ٢,١٤ أى تزيد عن ١,٩٦ (ولكنها أقل من ٢,٥٨).

∴ فإن الفرق بين المتوسطين له دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠٥ أى أن الأولاد (م = ٣٥) تفوقوا على البنات (م = ٣٢) بدرجة لها دلالة إحصائية.

٢ ـ عندما تكون العينتان مرتبطتين:

أو بمعنى آخر عندما تكون نفس المجموعة وتعرضت لنفس الاختبار مرتين متتاليتين، والمطلوب معرفة التغير الذى طرأ على المجموعة فى التطبيق الثانى، وهل هذا التغير له دلالة إحصائية أم لا؟.

لنأخذ المثال التالى

	حجم المجموعة	المتوسط	الانحراف المعيارى	الخطأ المعيارى
التطبيق الأول	ن = ٦٤	$\text{م}_{١}$ = ٤٥	$\text{ع}_{١}$ = ٦	$\text{م}_{\text{ع}١}$ = ٠,٧٥
التطبيق الثانى	ن = ٦٤	$\text{م}_{٢}$ = ٥٠	$\text{ع}_{٢}$ = ٥	$\text{م}_{\text{ع}٢}$ = ٠,٦٣

الفرق بين المتوسطين = ٥٠ − ٤٥ = ٥

معامل الارتباط بين التطبيقين = ٠,٦٠

ويحسب الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين من القانون التالى:

$$\text{ف}_{\text{ع}\ \text{م}_١ - \text{م}_٢} = \sqrt{\text{م}^{٢}_{\text{ع}١} + \text{م}^{٢}_{\text{ع}٢} - ٢\ \text{ر}_{١\cdot٢} \times \text{م}_{\text{ع}١} \cdot \text{م}_{\text{ع}٢}}$$

حيث $\text{م}_{\text{ع}١}$ = الخطأ المعيارى للمتوسط الأول.

$\text{م}_{\text{ع}٢}$ = الخطأ المعيارى للمتوسط الثانى.

$\text{ر}_{١\cdot٢}$ = معامل الارتباط بين التوزيعين.

$$\therefore\ \text{ف}_{\text{ع}\ \text{م}_١ - \text{م}_٢} = \sqrt{(,٧٥)^{٢} + (,٦٣)^{٢} - ٢ \times ,٦ \times ,٧٥ \times ,٦٣} = ,٦٣ \ .$$

وتصبح النسبة التائية (النسبة الحرجة) = $\frac{٥}{,٦٣}$ = ٧,٩ .

وبالرجوع إلى جداول "ت" حيث درجة الطلاقة = ٦٤ − ١ نجد أن هذه القيمة ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠,٠١ وعليه يمكن أن نقول: إن المجموعة تغيرت إلى الأحسن (زاد المتوسط من ٤٥ إلى ٥٠ فى التطبيق الثانى).

ملحوظة:

النسبة الحرجة هى النسبة التائية تحت ظروف معينة، وكل نسبة تائية هى نسبة حرجة، ولكن ليست كل نسبة حرجة هى نسبة تائية.

لاحظ أيضا أنه بمقارنة القانون المستخدم فى هذه الحالة بالقانون المستخدم فى حالة المجموعات غير المرتبطة نجد فى الحالة الأخيرة $ر_{١ \cdot ٢}$ = صفر، وبالتالى يصبح القانون كما هو:

$$(ع_{ف_{م١ - م٢}} = \sqrt{ع^{٢}_{م١} + ع^{٢}_{م٢}})$$

ثانيا ـ عندما يكون عدد العينة صغيرا (أقل من ٣٠).

٢ ـ وعندما تكون العينتان غير مرتبطتين:

فى هذه الحالة نستخدم القانون التالى لحساب النسبة التائية:

$$ت = \frac{م_{١} - م_{٢} \text{ (الفرق بين متوسطين)}}{\sqrt{\frac{مج\ ف_{١}^{٢} + مج\ ف_{٢}^{٢}}{(ن_{١} + ن_{٢}) - ٢} \left(\frac{١}{ن_{١}} + \frac{١}{ن_{٢}} \right)}}$$

حيث $م_{١}$ متوسط المجموعة الأولى $م_{٢}$ متوسط المجموعة الثانية.

$مج\ ف_{١}^{٢}$ مجموع مربعات فروق الدرجات عن المتوسط فى المجموعة الأولى.

$مج\ ف_{٢}^{٢}$ مجموع مربعات فروق الدرجات عن المتوسط فى المجموعة الثانية.

$ن_{١}$ عدد أفراد المجموعة الأولى. $ن_{٢}$ عدد أفراد المجموعة الثانية.

ولنأخذ المثال التالى:

المجموعة (١) **المجموعة (٢)**

		$ف_{١}^{٢}$			$ف_{٢}^{٢}$
١ـ	٨	١٦	١ـ	١٢	٩
٢ـ	٩	٩	٢ـ	١٤	١
٣ـ	١١	١	٣ـ	١٥	٠
٤ـ	١٣	١	٤ـ	١٦	١
٥ـ	١٥	٩	٥ـ	١٨	٩
٦ـ	١٦	١٦			

$م_{١}$ = ١٢ $مج\ ف_{١}^{٢}$ = ٥٢ $م_{٢}$ = ١٥ $مج\ ف_{٢}^{٢}$ = ٢٠

$$\therefore \text{ت} = \frac{٣}{\sqrt{\frac{٥٢ + ٢٠}{٦ + ٥ - ٢}\left(\frac{١}{٦} + \frac{١}{٥}\right)}} = ١,٧٤$$

وبالرجوع إلى جداول ت حيث درجات الطلاقة = ١١ - ٢ = ٩ نجد أن قيمة ت وهى ١,٧٤ غير دالة إحصائيا؛ إذ إن الحد الأدنى للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ هو ٢,٢٦.

٢ ـ عندما تكون العينتان مرتبطتين:

فى هذه الحالة نحسب قيمة ت بطريقة تسمى طريقة الفروق (لاحظ أن عدد العينة صغير والمتوسطين مرتبطان، ولنأخذ المثال التالى لتوضيح الطريقة:

مجموعة مكونة من ١٢ طالبا أجرى عليهم اختبار فى المهارة اليدوية قبل بدء التدريب وأعيد الاختبار مرة أخرى بعد نهاية فترة التدريب.

وكانت النتائج كما هى موضحة فيما يلى:

	قبل التدريب (١)	بعد التدريب (٢)	الفرق ف (٢) - (١)	انحراف الفرق عن المتوسط فَ	فَ٢
١	٥٠	٦٢	١٢	٤	١٦
٢	٤٢	٤٠	-٢	-١٠	١٠٠
٣	٥١	٦١	١٠	٢	٤
٤	٢٦	٣٥	٩	١	١
٥	٣٥	٣٠	-٥	-١٣	١٦٩
٦	٤٢	٥٢	١٠	٢	٤
٧	٦٠	٦٨	٨	٠	٠
٨	٤١	٥١	١٠	٢	٤
٩	٧٠	٨٤	١٤	٦	٣٦
١٠	٥٥	٦٣	٨	٠	٠
١١	٦٢	٧٢	١٠	٢	٤
١٢	٣٨	٥٠	١٢	٤	١٦
مجموع	٥٧٢	٦٦٨	٩٦		٣٥٤

$$\text{م}_{\text{ف}} \text{ (متوسط الفروق)} = \frac{٩٦}{١٢} = ٨\text{، أو } = \frac{٦٦٨ - ٥٧٢}{١٢} = ٨$$

الانحراف المعيارى للفروق ع ف $= \sqrt{\frac{\text{مج ف}^{-2}}{\text{ن} - ١}} = \sqrt{\frac{٣٥٤}{١١}} = ٥,٦٧$

الخطأ المعيارى لمتوسط الفروق ع م ف $= \frac{\text{ع ف}}{\sqrt{\text{ن}}} = \frac{٥,٦٧}{\sqrt{١٢}} = ١,٦٤$

ت $= \frac{٨ - \text{صفر}}{١,٦٤}$ (حيث صفر هو المتوسط حسب الفرض الصفرى).

$= ٤,٨٨,$

وبالرجوع إلي جداول ت حيث درجات الطلاقة = ١٢ - ١ = ١١ نجد أن قيمة ت وهى ٨٨ , ٤ ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠١ , ٠ حيث إن الحد الأدنى للدلالة عند هذا المستوى هو ١١ , ٣ (أنظر الجدول).

وهناك طريقة أخرى يمكن تلخيصها في المثال التالى :

الدرجة القبلية	الدرجة البحرية	الفرق (ف)	ح ف	ح^{٢} ف
٢٢	٦٠	٣٨	٢-	٤
٩	٥٤	٤٥	٥	٢٥
٢٠	٥٧	٣٧	٣-	٩
٢٠	٥٩	٣٩	١-	١
٢٤	٥٩	٣٥	٥-	٢٥
٩	٥٥	٤٦	٦	٣٦
١٣	٥٥	٤٢	٢	٤
١١	٥٧	٤٦	٦	٣٦
١٨	٥٦	٣٨	٢-	٤
١٦	٥٧	٤١	١	١
١٧	٥٥	٣٨	٢-	٤
١٧	٥٨	٤١	١	١
٢١	٥٤	٣٣	٧-	٤٩
١٧	٥٩	٤٢	٢	٤
١٨	٥٧	٣٩	١-	١
		٦٠٠		٢٠٤

م$_{\text{ف}}$ = ٤٠

$$ت = \frac{م\ ف}{\sqrt{\frac{مج\ ح^{٢}ف}{ن\ (ن - ١)}}} = \frac{٤٠}{\sqrt{\frac{٢٠٤}{١٥ \times ١٤}}} = \frac{٤٠}{٠,٩٩} = ٤٠,٤$$

$$\text{حيث م ف متوسط الفروق} = \frac{٦٠٠}{١٥} = ٤٠$$

مج $ح^{٢}$ ف مجموع المربعات = ٢٠٤

ن عدد الحالات

حساب قوة الإحصاء ت :

يمكن حساب قوة الإحصاء ت أو بمعنى آخر قياس قوة التأثير عن طريق حساب

$$\text{إيتا}^{٢*} = \frac{ت^{٢}}{ت^{٢} + \text{درجات الحرية}}$$

$$\text{ثم تحول إيتا٢ إلى د حيث د} = \frac{٢\sqrt{\text{إيتا}^{٢}}}{\sqrt{١ - \text{إيتا}^{٢}}}$$

فإذا كانت قيمة د حوالى ٢,٠ وحتى أقل من ٥,٠ فإن قوة التأثير تكون ضعيفة، وإذا كانت من ٥,٠ وحتى ٨,٠ فهى متوسطة، وإذا زادت عن ٨,٠ تكون قوية. وعلى ذلك فنحن نرى أن قيمة إيتا^{٢} التى تتراوح من ٠١,٠ وحتى ١٥,٠ هى قيمة قوية ويمكن الأخذ بها.

كما يمكن حساب قيمة د مباشرة من ت بالمعادلة التالية.

$$د = \frac{٢ \times ت}{\sqrt{\text{درجات الحرية}}}$$ (رشدى فام ١٩٩٧) المجلة المصرية للدراسات النفسية

دلالة الفرق بين نسبتين مئويتين :

يمكن حساب دلالة الفرق بين نسبتين مئويتين غير مرتبطتين كما في المثال التالى :

(*) لاحظ أن هناك إيتا^{٢} أخرى وهى نسبة الارتباط وتعبر عن علاقة غير خطية (حيودية).

عند مقارنة أطفال الأسرة المستقرة بأطفال الأسر غير المستقرة فى السلوك العدائى، وجد أن ٤١,٤٪ من أطفال الأسر المستقرة أى ١٤٤ طفلاً من ٣٤٨ يتصفون بالسلوك العدائى. كما وجد أيضاً أن ٥٠,٢٪ من أطفال الأسر غير المستقرة أى ١٣٣ طفلتً كم ٢٦٥ يتصفون بنفس السلوك العدائى. فهل هناك فرق له دلالة إحضائية بين هاتين النسبتين؟

بطبيعة الحال سوف يكون الفرض الصفرى هو بداية تعاملنا مع هذه المعالجة، أو بمعنى آخر سوف نفترض أنه ليس هنك أى فرق بين أطفال الأسر المستقرة، وأطفال الأسر غير المستقرة فى لاسلوك العدائى، وسوف نشير إلى ٤١,٤٪ بالرمز س١، ٥٠,٢ بالرمز س٢ وبالتالى يمكن حساب س وهى نتيجة ضم س١، س٢ كما يلى :

$$\text{س} = \frac{\text{ن}_{١}\ \text{س}_{١} + \text{ن}_{٢}\ \text{س}_{٢}}{\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢}} \quad \text{لاحظ أن ص} = ١ - \text{س}$$

$$= \frac{٣٤٨ \times ٤١,٤ + ٢٦٥ \times ٥٠,٢}{٣٤٨ + ٢٦٥} = ٤٥,٢\% \qquad \therefore \text{ص} = ٥٤,٨\%$$

$$\text{الخطأ المعيارى للفرق بين النسبتين} = \sqrt{٤٥,٢ \times ٥٤,٨ \left(\frac{١}{٣٤٨} + \frac{١}{٢٦٥}\right)}$$

$$= ٤,٠٦\%$$

لحساب النسبة الحرجة نقسم الفرق بين النسبتين (٥٠,٢ - ٤١,٤).

أى $\text{س}_{٢} - \text{س}_{١} = ٨,٨$ على الخطأ المعيارى للفرق بين النسبتين س، ص.

$$\therefore \frac{٨,٨}{٤,٠٦} = ٢,١٧$$ وهى دالة عن مستوى أقل من ٠,٠٥ (١,٩٦ عند ٠,٠٥) (٢,٥٨ عند ٠,٠١).

أما فى حالة البحث عن دلالة الفرق بين نسبتين مئويتين مرتبطتين فإنه يمكن توضيح ذلك بالمثال التالى :

«عند تطبيق اختبار ما على مجموعة من المفحوصين عددهم (٢٥٠)

أجاب (١٥٠) منهم على السؤال رقم (١٠) إجابة صحيحة أى (٦٠٪)

كما أجاب أيضاً (١٢٥) منهم أى (٥٠٪) على السؤال رقم (١٥) إجابة صحيحة.

هل الفرق بين هاتين النسبتين (٦٠٪ ، ٥٠٪) له دلالة إحصائية؟

للإجابة على هذا السؤال :

١- نحسب الخطأ المعيارى للفرق بين النسبتين (آخذين فى الاعتبار الفرض الصفرى) وذلك من القانون التالى :

$$\sqrt{\frac{\text{ب} + \text{حـ}}{\text{ن}}}$$ أنظر الجدول

	السؤال رقم (١٠) ✔	السؤال رقم (١٠) ×	
رقم ١٥ ×	(أ) ٤٠٪	(ب) ١٠٪	٥٠٪
رقم ١٥ ✔	(حـ) ٢٠٪	(د) ٣٠٪	٥٠٪
	٦٠٪	٤٠٪	

حيث (ب) هى النسبة المئوية لمن أجاب إجابة صحيحة على السؤال رقم (١٥) وأجاب إجابة خاطئة على السؤال رقم (١٠)، (حـ) هى النسبة المئوية لمن أجاب إجابة صحيحة على السؤال رقم ١٠ وأجاب إجابة خاطئة على السؤال رقم (١٥).

أى $\sqrt{\frac{\text{١,٠٠} + \text{٢,٠٠}}{\text{٢٥٠}}} = \text{٠,٠٣٥}$

٢- نقسم الفرق بين النسبتين على الخطأ المعيارى للفرق بينهما.

أى $\frac{\text{٢,٠٠} - \text{١,٠٠}}{\text{٠,٠٣٥}} = \text{٢,٨٦}$ (دالة إحصائية عند أقل من ٠,٠١)

أما إذا لم يأخذ الباحث الفرض الصفرى فى أعتباره فيمكن معالجة النتائج كما يلى :

١- الخطأ المعيارى للفرق بين النستين = $\sqrt{\text{ع}^{2}_{\text{س}_1} + \text{ع}^{2}_{\text{س}_2} - 2\,\text{ر}_{\text{س}_1\text{س}_2} \times \text{ع}_{\text{س}_1}\text{ع}_{\text{س}_2}}$

حيث $\text{ع}^{2}_{\text{س}_1}$ هى مربع الخطأ المعيارى للنسبة الأولى س_1 ويحسب الخطأ المعيارى من :

$$\sqrt{\frac{\text{س}_1 \times \text{ص}_1}{\text{ن}}}$$ ص_1 هى المكمل إلى س_1

، $ع^{2}_{س_2}$ هى مربع الخطأ المعيارى للنسبة الثانية $س_2$ ويحسب كما سبق

$$\sqrt{\frac{س_2 \times ص_2}{ن}}$$

$ر$ معامل الارتباط بين $س_1$، $س_2$ ويحسب عن طريق معامل (فاى)

٢- نقسم الفرق بين النسبتين على الخطأ المعيارى للفرق بينهما.

كما يمكن للباحث أن يوحد متوسط النسبتين حيث تكون فى هذه الحالة ٥٥٪.

(٦٠٪، ٥٠٪) ويطبق القانون التالى :

$$\text{الخطأ المعيارى للفرق بين النسبتين} = \sqrt{2\, ع^{2}_{س} \left(1 - ر_{س_1 س_2}\right)}$$

$$\text{أى}\ \sqrt{\frac{2 \times 0,55 \times 0,45}{250}\left(1 - 0,41\right)} = 0,034$$

حيث $ع^{2}_{س}$ هى مربع الخطأ المعيارى لمتوسط النسبتين ، ٠,٤١ هى معامل (فاى) بعد حسابه من القانون الخاص.

$$\text{ثم نقسم}\ \frac{0,6 - 0,5}{0,034} = \frac{0,1}{0,034} = 2,94$$ (دالة عن أقل من ٠,٠١)

(لاحظ ١,٩٦ عند ٠,٠٥، ٢,٥٨ عند ٠,٠١)

دلالة الفرق بين معاملي ارتباط بيرسون :

يمكن حساب دلالة الفرق بين معاملى ارتباط، وخاصة إذا كان الباحث يبحث فى دلالة الفرق بين علاقتين لمجموعتين مختلفتين (غير مرتبطتين)، وذلك باتباع الخطوات التالية :

أ - حساب الخطأ المعيارى للفرق بين المعاملين بالمعادلة التالية :

$$\text{الخطأ المعيارى} = \sqrt{\frac{1}{ن_1 - 3} + \frac{1}{ن_2 - 3}}$$

حيث $ن_1$ = عدد المجموعة الأولى

$ن_2$ = عدد المجموعة الثانية

فإذا كان معامل الارتباط فى المجموعة الأولى ٠,٨٢ وفى الثانية ٠,٩٢، حيث $ن_1$ = ٥٠ ، $ن_2$ ٦٠

$$\therefore \text{الخطأ المعيارى} = \sqrt{\frac{١}{٤٧} + \frac{١}{٥٧}} = ٠,١٩٧$$

ب- يتم تحويل معامل الارتباط إلى معامل فيشر (Z) انظر الجدول ص ١٥٨).

∴ ٠,٨٢ = ١,١٦ ، ٠,٩٢ = ١,٥٩

حـ - تقسم الفرق بين معاملى فيشر (Z) على الخطأ المعيارى للفرق بين المعاملين

$$\therefore \text{المعامل} = \frac{١,٥٩ - ١,١٦}{٠,١٩٧} = ٢,١٨$$

وهو دال عند ٠,٠٥

١,٩٦ عند ٠,٠٥

٢,٥٨ عند ٠,٠١

هذا بالنسبة لمعاملى أرتباط غير مرتبطين أما إذا كان المعاملان مرتبطين كما فى حالة $ر_{١.٢}$ ، $ر_{١.٣}$ أى معامل الارتباط بين المتغير (١) والمتغير (٢) ثم معامل الارتباط بين المتغير (١) والمتغير (٣) فيمكن حساب دلالة الفرق بين هذين المعاملين كما يلى : وباستخدام قانون هوتلنج وبعد حساب $ر_{٢.٣}$

$$ت_{ف\ ر} = (ر_{١.٢} - ر_{١.٣}) \sqrt{\frac{(ن - ٣)\quad(١ + ر_{٢.٣})}{٢(١ - ر^٢_{٢.٣} - ر^٢_{١.٢} - ر^٢_{١.٣} + ٢\ ر_{٢.٣}ر_{١.٢}ر_{١.٣})}}$$

حيث ن عدد المجموعة التى طبق عليها الاختبارات الثلاثة وتكون درجات الحرية ن - ٣

فإذا كان عدد المجموعة (٢٠٠)

$ر_{١.٢}$ = ٠,٥٥ ، $ر_{١.٣}$ = ٠,٤٥ ، $ر_{٢.٣}$ = ٠,٦٠

وبتطبيق المعادلة السابقة نحصل على قيمة $ت_{ف\ ر}$:

$$= (0,55 - 0,45)\sqrt{\frac{197\,(1 + 0,6)}{2\,[(1 - 0,36 - 0,3025 - 0,2025 + 2\,(0,6 \times 0,45 \times 0,55)]}}$$

$$= 0,1\sqrt{\frac{315,2}{0,864}} = 1,91$$

يكشف عن قـيـمـة ت $_{ن\,ر}$ فى جـداول ت إحـادية الطـرف حيـث تكون ١,٩١ دالة إحصائية عند مستوى ٠,٠٥

وبالتالى يكون الفرق بين ٠,٥٥، ٠,٤٥ دال إحصائياً.

حساب دلالة الفرق بين أكثر من متوسطين - النسبة الفائية

١- عندما تكون المتوسطات غير مرتبطة :

أى مشتقة من مجموعات مستقلة لا ترتبط ببعضها البعض.

فى هذه الحالة يكون المطلوب هو مقـارنة المتوسطات لمعرفة أثر الظروف التجـريبية على مجموعات مختلفة، ولنأخذ المثال التالى للتوضيح :

لنفترض أن الباحث أراد أن يدرس تأثير عدة ظروف تجـريبية مختلفة وعددها (٨) على أداء عدد من المجمـوعات (٨) فى كل مجموعة ٦ أفـراد فى اختبار من الاختبـارات العملية، وبالتالى لابد من المقارنة من متوسطات هذه المجموعات الثمانيـة (جميعها مأخوذ من مجتمع واحد، وتم التوزيع عشوائياً).

ويمكن رصد النتائج كما يلى :

ظروف التجريب (المجموعات)

	أ	ب	جـ	د	هـ	و	ز	ح	المجموع الكلى
١	٦٤	٧٣	٧٧	٧٨	٦٣	٧٥	٧٨	٥٥	
٢	٧٢	٦١	٨٣	٩١	٦٥	٩٣	٤٦	٦٦	
٣	٦٨	٩٠	٩٧	٩٧	٤٤	٧٨	٤١	٤٩	
٤	٧٧	٨٠	٦٩	٨٢	٧٧	٧١	٥٠	٦٤	
٥	٥٦	٩٧	٧٩	٨٥	٦٥	٦٣	٦٩	٧٠	
٦	٩٥	٦٧	٨٧	٧٧	٧٦	٧٦	٨٢	٦٨	=
المجاميع =	٤٣٢	٤٦٨	٤٩٢	٥١٠	٣٩٠	٤٥٦	٣٦٦	٣٧٢=	٣٤٨٦
المتوسطات =	٧٢	٧٨	٨٢	٨٥	٦٥	٧٦	٦١	٦٢ =	٧٢,٦٣

المتوسط العام

لاحظ أن ظروف التجريب ٨ يعنى ٨ مجموعات فى كل مجموعة ستة أفراد تتعرض كل مجموعة لظرف تجريبى يختلف عن المجموعة الأخرى. والدرجات الموجودة فى الجدول هى درجات المجموعات فى الاختبار العملى تحت هذه الظروف التجريبية المختلفة.

لاحظ أيضا أنه تم حساب متوسط كل مجموعة: يعنى $\frac{٤٣٢}{٦}$ = ٧٢ هو متوسط المجموعة الأولى تحت الظرف التجريبى أ، $\frac{٤٦٨}{٦}$ = ٧٨، وهو متوسط المجموعة الثانية تحت الظرف التجريبى ب. وهكذا.

لاحظ أيضا أنه تم حساب المجموع الكلى للمجاميع = ٣٤٨٦. كما حسب أيضا المتوسط العام = ٧٢,٦٣.

ولحساب النسبة الفائية هناك ثلاث خطوات رئيسية:

أ- حساب جمع المربعات **Sums of Squares** (نتبع الخطوات التالية):

١ - دليل التصحيح (د) Correction Term = $\frac{\text{مربع جمع المجاميع}}{\text{العدد الكلى}}$ = $\frac{(٣٤٨٦)^{٢}}{٤٨}$

(عدد الأفراد فى جميع المجموعات)

= ٢٥٣١٧١

٢ ـ المجموع الكلى للمربعات = مجموع مربعات الدرجات (٤٨ درجة) - ر

$= (٦٤^{٢} + ٧٢^{٢} + ٦٨^{٢} + ٧٧^{٢} + ... + ٧٠^{٢} + ٦٨^{٢}) -$ ر

= ٢٦٢٣٦٤ - ٢٥٣١٧١ = ٩١٩٣

٣ ـ مجموع المربعات بين المتوسطات

$$= \frac{(٤٣٢)^{٢} + (٤٦٨)^{٢} + (٤٩٢)^{٢} + (٥١٠)^{٢} + (٣٩٠)^{٢} + (٤٥٦)^{٢} + (٣٦٦)^{٢} + (٣٧٢)^{٢}}{\text{٦ (عدد الأفراد فى كل مجموعة)}} - ر$$

$$= \frac{١٥٤٠١٨٨}{٦} - ٢٥٣١٧١ = ٣٥٢٧.$$

٤ ـ مجموع المربعات داخل المجموعات (الظروف التجريبية) = (الفروق الفردية)

= المجموع الكلى للمربعات (خطوة رقم ٢) - مـجموع المربعات بين المتوسطات (خطوة رقم ٣).

= ٩١٩٣ - ٣٥٢٧

= ٥٦٦٦.

ب ـ تحليل التباين (بناء على الخطوة الرئيسية أ)

مصدر التباين	درجات الطلاقة	مجموع المربعات	التباين	الانحراف المعيارى
بين متوسطات المجموعات	٧ (٨ - ١)	٣٥٢٧	٥٠٣,٩	
داخل المجموعات (الفروق الفردية)	٤٠ (٦ - ١) × ٨ أو (٤٨ - ٨)	٥٦٦٦	١٤١,٧	١١,٩

$$\text{النسبة الفائية ف} = \frac{٥٠٣,٩}{١٤١,٧} = ٣,٥٦$$

(لاحظ أن ف تحسب بقسمة التباين الكبير ÷ التباين الصغير)

وبالرجوع إلى جداول ف : حيث درجات الطلاقة (١) = ٧

درجات الطلاقة (٢) = ٤٠

(مع ملاحظة التباين الأصغر والتباين الأكبر).

نجد أن ف = ٣,٥٦ دالة إحصائيا عند مستوى أقل من ٠,٠١ إذ إن القيمة عند ٠,٠٥ = ٢,٢٦، وعنه ٠,٠١ = ٣,١٤.

جـ - فى حالة الدلالة الإحصائية لقيمة النسبة الفائية ف لابد أن نبحث فى الدلالة بين كل متوسطين من المتوسطات الثمانية، وذلك باستخدام الأداة الإحصائية تَ (أو النسبة الحرجة).

لاحظ أن أكبر الفروق موجودة بين متوسط المجموعة د والمجموعة ز (٨٥ - ٦١).

وأصغر الفروق موجود بين متوسط المجموعة ع والمجموعة ز (٦٢ - ٦١).

لاحظ أيضا أنه فى حساب النسبة الحرجة أو النسبة التائية يمكنك أن تحسب الخطأ المعيارى لأى متوسط من المتوسطات الثمانية كما يلى:

$$\text{الخطأ المعيارى لأى متوسط} = \frac{١١,٩}{\sqrt{٦}} = ٤,٨٦ .$$

حيث ١١,٩ هو الانحراف المعيارى الموضح فى الجدول السابق، ويساوى الجذر التربيعى للتباين داخل المجموعات (١٤١,٧)، كما أنه يمكن حساب الخطأ المعيارى للفرق بين أى متوسطين كما يلى:

الخطأ المعيارى للفرق بين أى متوسطين

$$= \text{الانحراف المعيارى} \sqrt{\frac{١}{ن١} + \frac{١}{ن٢}}$$

$$= ١١,٩ \sqrt{\frac{١}{٦} + \frac{١}{٦}} = ٦,٨٧$$

وبالتالى يمكن حساب تَ لكل متوسطين، والكشف عنها فى الجدول الخاصة بذلك.

نود أن نلفت نظر القارئ إلى أن حساب الدرجة الفائية يعتبر خطوة عامة للتأكد من وجود فروق جوهرية بين مجموعة من المتوسطات فإذا لم تكن ف دالة إحصائيا

فلا داعى إذن إلى مقارنة كل متوسطين، وأما إذا كانت ف دالة إحصائيا فسوف نستمر فى البحث عن الدلالة الإحصائية للفرق بين كل متوسطين كما أشرنا فى الفقرة السابقة(*).

٢ ـ عندما تكون المتوسطات مرتبطة:

أى عندما تكون المتوسطات مشتقة من مجموعة واحدة طبق عليها اختبار واحد لعدة مرات متتالية. والمطلوب البحث عن الدلالة الإحصائية للفرق بين متوسطات هذه المرات.

وسوف نعود إلى مثال سابق الخاص باختبار المهارة اليدوية وتدريب مجموعة من الطلاب عددها ١٢. حيث رصدنا درجاتهم على الاختبار قبل التدريب ودرجاتهم فى نفس الاختبار بعد التدريب ـ وللسهولة سوف نحسب النسبة الفائية لهذا التوزيع.

ونستعيد الجدول على النحو التالى:

	قبل التدريب	بعد التدريب
١	٥٠	٦٢
٢	٤٢	٤٠
٣	٥١	٦١
٤	٢٦	٣٥
٥	٣٥	٣٠
٦	٤٢	٥٢
٧	٦٠	٦٨
٨	٤١	٥١
٩	٧٠	٨٤
١٠	٥٥	٦٣
١١	٦٢	٧٢
١٢	٣٨	٥٠
مجموع	٥٧٢	٦٦٨

ثم نقوم بالخطوات الآتية على النحو التالى:

١ ـ دليل التصحيح د = $\frac{(٥٧٢ + ٦٦٨)^٢}{١٢ + ١٢} = \frac{(١٢٤٠)^٢}{٢٤} = ٦٤٠٦٦,٦٧$

(*) فى بعض الأحيان لا تظهر دلالة لقيمة (ف) ولكن يمكن وجود دلالة للفرق بين أكبر متوسط وأصغر متوسط.

٢ ـ المجموع الكلى للمربعات $= ٥٠^{٢} + ٤٢^{٢} + \ldots\ldots + ٧٢^{٢} + ٥٠^{٢} - ر$.

$= ٦٨٩٥٢ - ٦٤٠٦٦,٦٧$

$= ٤٨٨٥,٣٣$.

٣ ـ مجموع المربعات بين المتوسطات $= \dfrac{(٥٧٢)^{٢} + (٦٦٨)^{٢}}{١٢ \text{ (عدد الأفراد فى كل مجموعة)}} - ر = ٣٨٤$

٤ ـ مجموع المربعات بين الأفراد

$$= \frac{(٥٠ + ٦٢)^{٢} + (٤٢ + ٤٠)^{٢} + \ldots\ldots + (٣٨ + ٥٠)^{٢}}{٢} - ر$$

لاحظ أن $(٥٠ + ٦٢)^{٢}$ هى مربع مجموع درجتى الفرد الأول فى التطبيقين وهكذا . . .

$= ٦٨٣٩١ - ٦٤٠٦٦,٦٧ = ٤٣٢٤,٣٣$

٥ ـ مجموع مربعات التفاعل $= ٤٨٨٥,٣٣ - (٣٨٤ + ٤٣٢٤,٣٣) = ١٧٧$.

ويقصد بالتفاعل كل ما يتبقى بعد استبعاد أثر الظروف التجريبية والفروق الفردية من المجموع الكلى للمربعات. ويدل هذا التفاعل على ميل أداء الفرد للاختلاف باختلاف التطبيقات أو بمعنى آخر يدل على العوامل التى لا يمكن أن تعزى إلى الأفراد فقط أو ظروف التجريب فقط، ولكن يمكن أن تعزى لكليهما (الأفراد وظروف التجريب) معا.

٦ ـ تحليل التباين (بناء على ما سبق).

مصدر التباين	درجات الطلاقة	مجموع المربعات	التباين	الانحراف المعيارى
بين التطبيقات	١	٣٨٤	٣٨٤	
بين الأفراد	١١ (١٢ - ١)	٤٣٢٤,٣٣	٣٩٣,١٢	
التفاعل	١١ (١٢-١)(٢-١)	١٧٧	١٦,٠٩	٤,٠١

النسبة الفائية للتطبيقات $= \dfrac{٣٨٤}{١٦,٠٩} = ٢٣,٨٧$

النسبة الفائية للأفراد $= \dfrac{٣٩٣,١٢}{١٦,٠٩} = ٢٤,٤٣$

وبالرجوع إلى جداول ف حيث درجات الطلاقة بالنسبة للتطبيقات هى ١ ، ١١ نجد أن قيمة ف وهى ٢٣,٨٧ دالة عن مستوى أقل من ٠,٠١ أى أن الفروق بين التطبيقات (الظروف التجريبية) ذات دلالة إحصائية.

وبالرجوع أيضا إلى جداول ف حيث درجات الطلاقة بالنسبة للأفراد هى ١١، ١١ نجد أن قيمة ف وهى ٢٤,٤٣ دالة عند مستوى أقل من ٠,٠١، أى أن الفروق بين الأفراد ذات دلالة إحصائية.

(لاحظ أن النسبة الفائية تحسب بقسمة التباين الكبير ÷ التباين الصغير)، لاحظ أيضا وجود مفهوم التفاعل وتباين التفاعل فى حالة البحث عن دلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة.

أوميجا٢ ω^2.

وهذه أداة إحصائية لقياس مدى الترابط بين تباين متغير بتباين متغير آخر.

وقياس هذا الترابط يمكن أن يعتبر دليلا على نسبة التباين فى متغير القياس (التابع) التى يمكن أن تعزى إلى متغير المعالجة (المستقل).

فعلى سبيل المثال لو كان متغير المعالجة هو الجنس، أى الذكور فى مقابل الإناث ومتغير القياس هو التحصيل، فإن نسبة تباين التحصيل التى تعود إلى متغير الجنس يمكن حسابها من المعادلة التالية وذلك بعد حساب تَ (دلالة الفرق بين متوسطين) وكانت دالة إحصائيا فإن:

$$\text{أوميجا}^2\ \omega^2 = \frac{\text{تَ}^2 - 1}{\text{تَ}^2 + \text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 1}$$

فإذا كانت $\text{تَ} = 4,88$ $\quad \text{ن}_1 = 12 \quad \text{ن}_2 = 12$

$$\text{فإن } \omega^2 = \frac{(4,88)^2 - 1}{(4,88)^2 + 12 + 12 - 1} = 0,49$$

وهذا يعنى أن ٠,٤٩ من التباين الكلى للمتغير التابع يعود إلى المتغير المستقل، أى أن ٠,٤٩ من تباين درجات التحصيل تعود إلى متغير الجنس.

هذا فى حالة قياس دلالة الفرق بين متوسطى متغيرين. أما إذا كانت الحالة هى قياس دلالة الفرق بين متوسطات أكثر من متغيرين (أى حساب النسبة الفائية ف) فإن أوميجا٢ ω^2 تحسب فى هذه الحالة من المعادلة التالية:

$$\omega^{(2)} = \frac{(ك - ١)\,(ف - ١)}{(ك - ١)\,(ف - ١) + ك \times ن}$$

حيث ك ظروف التجريب   ن عدد الأفراد فى مجموعة واحدة

فإذا كانت ك = ٤   ،   ف = ٦,٣٨   ،   ن = ٥

$$فإن\ \omega^2 = \frac{(٤ - ١)\,(٦,٣٨ - ١)}{(٤ - ١)\,(٦,٣٨ - ١) + ٤ \times ٥} = ٠,٤٥$$

وهذا يعنى أن ٤٥٪ من التبـاين الكلى للمتغـير التابع يعود إلى ظروف التـجريب (وهى أربعة).

يمكن الاسترشاد بالقيم التالية لمعرفة مدى تأثر تباين المتـغير التابع بتباين المتغير المستقل : (زكريا الشربينى ١٩٩٥)

أقل من ١٠ ٪	ليس للمتغير المستقل تأثير يذكر
بين ١٠ ٪ - ٢٠٪	للمتغير المستقل تأثير ضعيف
بين ٢٠٪ - ٣٠٪	تأثير المتغير المستقل دون المتوسط
بين ٣٠٪ - ٤٠٪	تأثير المتغير المستقل حول المتوسط
بين ٤٠٪ - ٥٠٪	تأثير المتغير المستقل ملحوظ أى أعلى من المتوسط
بين ٥٠٪ - ٦٠٪	تأثير المتغير المستقل واضح بدرجة عالية
أكثر من ٦٠٪	تأثير المتغير المستقل عالى جداً.

وبناء على هذا يمكن لـلباحث أن يعيـد النظر فى متـغيرات الدراسـة حيث يكون من المحتـمل أن تكون هناك مجـموعة من المتـغيرات الوسـيطة أو المتداخلة والتى لم يحـسب لها البـاحث حسـاباً عند تصـمـيم دراسـته ومن ثم يمكن أن يـحذف أو يضـيف أو يثـبت بعض المتغـيرات أو أن يستخـدم فكرة المجموعة (الصـفرية Buffering) إذا كانت هناك مجـموعة ضابطه ومجموعة تجريبية.

الارتباط فى مستوى الوحدات المتساوية :

سـبق أن أشـرنا إلى حـسـاب معـامل الارتبـاط عند الحـديث عن خـصـائص الأرقـام،

والارتباط بين الأرقام، وهذا المعامل هو معامل بيرسون Product Moment لارتباط حاصل العزوم (أنظر الفصل الأول)، وقد قلنا أن هذا المعامل يستخدم للدلالة على العلاقة بين متغيرين عندما تكون هذه العلاقة خطية.

ثم تحدثنا كذلك عن نسبة إيتا^2 ودلالتها على الارتباط بين متغيرين عندما تكون هذه العلاقة غير خطية.

وفى الفقرات التالية سوف نستعرض كيف يمكن أن نستنتج قيمة أحد المتغيرين من الآخر عن طريق معادلتى الانحدار التى تعتمد على معامل الارتباط. أو بمعنى آخر معرفة قيمة س من ص، ص من س حيث إن س، ص متغيران يرتبطان بمقدار $ر_{س.ص}$.

فإذا أردنا أن نستنتج قيمة ص من س فإننا نطبق المعادلة التالية :

$$صَ = ر_{س.ص} \times \frac{ع_{ص}}{ع_{س}} \times سَ$$

حيث صَ هى درجة ص الانحرافية أى الانحراف عن متوسط ص.

سَ هى درجة س الانحرافية أي الانحراف عن متوسط س.

$ع_{ص}$ الانحراف المعيارى لتوزيع ص

$ع_{س}$ الانحراف المعيارى لتوزيع س

$ر_{ص.س}$ معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص.

ففى حالة دراسة العلاقة بين المتغير (س) والمتغير (ص) فى عينة كبيرة من الأفراد وجدت النتائج التالية :

$م_{س} = ١٣٦$ $\qquad$ $ع_{س} = ١٥$

$م_{ص} = ٦٦$ $\qquad$ $ع_{ص} = ٣$

$ر_{س.ص} = ٠,٧$

وعليه يمكن استنتاج قيمة ص من س بتطبيق القانون السابق كما يلى :

$$صَ = ٠,٧ \times \frac{٣}{١٥} سَ$$

$$= ٠,١٤ سَ$$

وهذا يعنى أنه إذا تغيرت قيمة س بمقدار ± ١ (عن المتوسط) فإن ص سوف تتغير

بمقدار ± ١٤ , ٠ (عن المتوسط)، وعلى ذلك فإنه يمكن القول بأن الدرجة ١٣٧ (١٣٦ + ١) على المتغير س غالباً ما تقابل الدرجة ٦٦ , ١٤ (٦٦ + ١٤ , ٠) على المتغير ص. كما يمكن أيضاً استنتاج قيمة س من ص بتطبيق القانون التالى :

$$\text{سَ} = \text{ر}_{\text{س.ص}} \times \frac{\text{ع س}}{\text{ع ص}} \times \text{صَ}$$

$$\text{أى أن سَ} = ٠,٧ \times \frac{١٥}{٣} \times \text{صَ}$$

$$= ٣,٥ \text{صَ}$$

وهذا يعنى أنه إذا تغيرت قيمة ص بمقدار ± ١ (عن المتوسط) فإن قيمة س سوف تتغير بمقدار ±٣ , ٥ عن المتوسط، أى أن الدرجة ٦٧ (٦٦ + ١) على المتغير ص غالباً ما تقابل الدرجة ١٣٩ , ٥ (١٣٦ + ٣ , ٥) على المتغير س.

ونشير هنا إلى معامل (بيتا) Beta Coof والذى يمكن حسابه فى حالة استنتاج س من ص أو استنتاج ص من س.

$$\text{حيث معامل بيتا} = \text{معامل الارتباط بين س، ص} \times \frac{\text{الانحراف المعيارى للمتغير التابع (س)}}{\text{الانحراف المعيارى للمتغير المستقل (ص)}}$$

وذلك فى حالة استنتاج (س) أو التنبؤ بقيمة (س) وهو المتيغر التابع من المتغير المستقل (ص) أو المتغير المتنبأ منه.

$$\therefore \text{بيتا } \beta = \text{ر}_{\text{س.ص}} \times \frac{\text{ع س}}{\text{ع ص}}$$

$\text{ر}_{\text{س.ص}}$ معامل الارتباط بين س ، ص

$\text{ع}_{\text{س}}$ الانحراف المعيارى للمتغير المتنبأ به Predicted (التابع).

$\text{ع}_{\text{ص}}$ الانحراف المعيارى للمتغير المتنبأ منه Predicted From (المستقل)

فلو أخذنا المثال السابق وحسبنا معامل (بيتا) فى حالة التنبؤ د(س) من (ص)

$$\therefore \text{المعامل} = ٠,٧ \times \frac{١٥}{٣} = ٣,٥$$

وإذا عدنا وحسبنا (بيتا) فى حالة استنتاج (ص) من (س)

$$\therefore \text{المعامل} = ٠,٧ \times \frac{٣}{١٥} = ٠,١٤$$

لاحظ العلاقة بين كلا المعاملين (بيتا) ومعامل الارتباط، حيث :

$$ر^{٢}_{\text{س.ص}} = \text{بيتا}_{\text{س ص}} \times \text{بيتا}_{\text{ص س}}$$

$$\therefore (٠,٧)^{٢} = ٣,٥ \times ٠,١٤ = ٠,٤٩$$

دليل الكفاءة التنبؤية

عبارة عن النسبة المئوية لخفض الخطأ فى القيمة التنبؤية للمتغير (ص) عند ارتباطه بالمتغير (س) :

$$\text{حيث د} = ١٠٠ \left(١ - \sqrt{١ - ر^{٢}}\right)$$

فإذا كان المتغير (ص) عبارة عن درجات اختبار فى الذكاء العام والمتغير (س) عبارة عن درجات التحصيل الأكاديمى، ومعامل الارتباط بينهما $ر_{\text{س.ص}} = ٠,٦$

فإنه من المحتمل أن نستخدم درجات (ص) فى التنبؤ بالنجاح فى المتغير (س) : التحصيل الأكاديمى.

$$\therefore \text{د} = ١٠٠ \left(١ - \sqrt{١ - ٠,٣٦}\right) = ٢٠\%$$

أى أنه يمكن خفض الخطأ فى القيمة التنبؤية لدرجات أختبار الذكاء العام بمقدار ٢٠٪ عندما ترتبط بدرجات التحصيل الأكاديمى بمقدار ٠,٦

أما إذا كان معامل الارتباط ٠,٨

$$\text{فإن د} = ١٠٠ \left(١ - \sqrt{١ - ٠,٦٤}\right) = ٤٠\%$$

وعليه فإن قيمة (د) تزيد مع زيادة معامل الارتباط بين المتغيرين.

انواع اخرى من معاملات الارتباط :

١- معامل الارتباط ثنائى التسلسل Biserial :

عند معالجتنا الإحصائية لمقايس من مقاييس الوحدات المتساوية نواجه فى كثير من الأحيان بمواقف تستدعى أن نبحث فى العلاقة بين هذا النوع من المقاييس، ومقياس آخر يمكن أن تصنف وحداته فى صنفين، مثل إيجاد العلاقة بين درجات اختبار فى الذكاء (كمقياس من مقاييس الوحدات المتساوية)، ودرجات اختبار فى التكيف الاجتماعى (حيث يمكن أن تصنف المجموعة إلى متكيفين اجتماعياً وغير متكيفين). ومع ملاحظة أنه إذا أمكن أن نفترض أن «التكيف الاجتماعى» كخاصية شخصية يمكن أن تتوزع

اعتداليا إذا توافرت الوسائل لقياسها بدقة تامة، فإنه يمكن فى هذه الحالة أن نستخدم معامل الارتباط ثنائى التسلسل لإيجاد العلاقة بين المتغيرين.

ولنأخذ المثال التالى لتوضيح استخدام هذا المعامل:

لنفترض أننا طبقنا اختبارا فى القدرة الميكانيكية على مجموعة مكونة من ١٤٥ طالبا جامعيا، ونحن نعلم أن من هؤلاء ٢١ طالبا من قسم الهندسة الميكانيكية بالجامعة. فهل هناك علاقة بين نوع الدراسة (التدريب)، ودرجات اختبار القدرة الميكانيكية؟

ولذلك نحسب معامل الارتباط ثنائى التسلسل على النحو التالى:

نطبق القانون التالى:

$$\text{معامل الارتباط ثنائى التسلسل} = \frac{م_١ - م_٢}{ع} \times \frac{ن_١ \times ن_٢}{ى}$$

حيث $م_١$ متوسط المجموعة ذات التدريب السابق.

$م_٢$ متوسط المجموعة الأخرى.

ع الانحراف المعيارى للمجموعة الكلية.

$ن_١$ نسبة المجموعة المدربة إلى المجموعة الكلية.

$ن_٢$ نسبة المجموعة الأخرى إلى المجموعة الكلية.

ى ارتفاع المنحنى الاعتدالى حيث تنقسم المجموعة الكلية إلى $ن_١$ ، $ن_٢$ (يحصل عليها من الجدول).

ونجهز البيانات كما يلى:

متوسط المجموعة الكلية (١٤٥ طالبا) = ٧١,٣٥

الانحراف المعيارى للمجموعة الكلية = ٨,٨ ع

متوسط المجموعة المدربة (٢١ طالبا) = ٧٧ $م_١$

متوسط المجموعة الأخرى (١٢٤ طالبا) = ٧٠,٣٩ $م_٢$

نسبة المجموعة الأولى إلى المجموع الكلى = $\frac{٢١}{١٤٥}$ = ٠,١٤٥ (النسبة المئوية ١٤,٥ ٪).

نسبة المجموعة الثانية إلى المجموع الكلى = $\frac{١٢٤}{١٤٥}$ = ٠,٨٥٥ (النسبة المئوية ٨٥,٥ ٪).

ى = ٠,٢٢٨

حيث تم الحصول عليها من الجدول (ى) بعد تصور المنحنى الاعتدالى حيث ٥٠٪ تمثل نصف المساحة الأعلى، وعليه نطرح ٥٠ - ١٤,٥ = ٣٥,٥. أى بطرح النسبة الأعلى (من المتوسط) - نسبة المدربين. وبناء على الناتج (٣٥,٥) نبحث فى الجدول لإيجاد ارتفاع المنحنى.

فى هذه الحالة نأخذ القيمة المتوسطة للقيمة المقابلة للنسبة ٠,٣٥، والقيمة المقابلة للنسبة ٠,٣٦.

$$\text{(أى } \frac{٠,٢٣٣ + ٠,٢٢٣}{٢} = ٠,٢٢٨\text{)}$$

$$\therefore \text{ معامل الارتباط المطلوب } = \frac{٧٧ - ٧٠,٣٩}{٨,٨} \times \frac{٠,١٤٥ \times ٠,٨٥٥}{٠,٢٢٨} = ٠,٤١$$

حيث يمكن أن نقول: إن من المحتمل أن تكون هناك علاقة قوية بين التدريب السابق (طلبة قسم الهندسة الميكانيكية)، ودرجات اختبار فى القدرة الميكانيكية.

ملحوظة: هناك قانون آخر لحساب معامل الارتباط ثنائى التسلسل وهو

$$\text{معامل الارتباط } = \frac{م_١ - م}{ع} \times \frac{ن_١}{ى}$$

حيث م متوسط المجموعة الكلية = ٧١,٣٥، $م_١$ متوسط المجموعة المدربة = ٧٧.

وبتطبيق القانون:

$$\therefore \text{ معامل الارتباط } = \frac{٧٧ - ٧١,٣٥}{٨,٨} \times \frac{٠,١٤٥}{٠,٢٢٨} = ٠,٤١..$$

٢ - معامل الارتباط ثنائى التسلسل الخاص Point Biserial:

لاحظنا فى حالة معامل الارتباط ثنائى التسلسل أن أحد المتغيرين من المتغيرات المستمرة (درجات الاختبار على القدرة الميكانيكية) فى حين أن المتغير الثانى على الرغم من قبوله للتصنيف الثنائى، إلا أنه يمكن كذلك تقبل افتراض التوزيع الاعتدالى (التدريب فى قسم الهندسة الميكانيكية)، أما فى هذه الحالة فإن التصنيف الثنائي هو ثنائى حقيقى وقطعى مثل (نعم) أو (لا)، (١)، (٢) و(صح)، (خطأ) بحيث لا يمكن افتراض التوزيع الاعتدالى.

ولنأخذ المثال التالى:

لنفترض أننا طبقنا اختبارا من اختبارات القدرات على مجموعة مكونة من (١٥) فردا بحيث إن الإجابة على كل سؤال إما صحيحة فتعطى درجة واحدة، أو خاطئة فتعطى صفرا.

جدول (ى) لايجاد ارتفاع المنحنى الاعتدالى عند نقطة ما

س	ى	س	ى
٠,٠٠	٠,٣٩٩	٠,٢٦	٠,٣١١
٠,٠١	٠,٣٩٩	٠,٢٧	٠,٣٠٤
٠,٠٢	٠,٣٩٨	٠,٢٨	٠,٢٩٦
٠,٠٣	٠,٣٩٨	٠,٢٩	٠,٢٨٨
٠,٠٤	٠,٣٩٧	٠,٣٠	٠,٢٨٠
٠,٠٥	٠,٣٩٦	٠,٣١	٠,٢٧١
٠,٠٦	٠,٣٩٤	٠,٣٢	٠,٢٦٢
٠,٠٧	٠,٣٩٣	٠,٣٣	٠,٢٥٣
٠,٠٨	٠,٣٩١	٠,٣٤	٠,٢٤٣
٠,٠٩	٠,٣٨٩	٠,٣٥	٠,٢٣٣
٠,١٠	٠,٣٨٦	٠,٣٦	٠,٢٢٣
٠,١١	٠,٣٨٤	٠,٣٧	٠,٢١٢
٠,١٢	٠,٣٨١	٠,٣٨	٠,٢٠٠
٠,١٣	٠,٣٧٨	٠,٣٩	٠,١٨٨
٠,١٤	٠,٣٧٤	٠,٤٠	٠,١٧٦
٠,١٥	٠,٣٧٠	٠,٤١	٠,١٦٢
٠,١٦	٠,٣٦٦	٠,٤٢	٠,١٤٩
٠,١٧	٠,٣٦٢	٠,٤٣	٠,١٣٤
٠,١٨	٠,٣٥٨	٠,٤٤	٠,١١٩
٠,١٩	٠,٣٥٣	٠,٤٥	٠,١٠٣
٠,٢٠	٠,٣٤٨	٠,٤٦	٠,٠٨٦
٠,٢١	٠,٣٤٢	٠,٤٧	٠,٠٦٨
٠,٢٢	٠,٣٣٧	٠,٤٨	٠,٠٤٨
٠,٢٣	٠,٣٣١	٠,٤٩	٠,٠٢٧
٠,٢٤	٠,٣٢٤	٠,٥٠	صفر
٠,٢٥	٠,٣١٨		

س = المساحة ابتعادا عن المتوسط (يعنى ٥٠ ٪ ـ النسبة المئوية المدربة)

ى = قيمة الارتفاع

والمطلوب إيجاد معامل الارتباط بين درجات المجموعة على الاختبار ككل، وبين درجات المجموعة على السؤال رقم (٢٠) مثلا.

وحيث إن أحد المتغيرين يتوزع اعتداليا (درجات المجموعة على الاختبار ككل إذ إنه من اختبارات القدرات)، والمتغير الثانى متغير ثنائى حقيقى أو قطعى (صفر أو ١) أى لا يقبل افتراض التوزيع الاعتدالى؛ فإنه لحساب معامل الارتباط ثنائى التسلسل الخاص.

وذلك بتطبيق القانون:

$$\text{معامل الارتباط ثنائى التسلسل الخاص} = \frac{م_١ - م_٢}{ع} \sqrt{ن_١ \times ن_٢}$$

حيث $م_١$ متوسط درجات الاختبار ككل للمجموعة الأولى (الناجحين فى السؤال رقم ٢٠).

$م_٢$ متوسط درجات الاختبار ككل للمجموعة الثانية (غير الناجحين فى السؤال رقم ٢٠).

ع الانحراف المعيارى لدرجات المجموعة الكلية على الاختبار ككل.

$ن_١$ نسبة الناجحين من السؤال رقم ٢٠ إلى العدد الكلى للأفراد.

$ن_٢$ نسبة غير الناجحين من السؤال ٢٠ إلى العدد الكلى للأفراد.

وسوف نجهز البيانات فيما يلى:

الأفراد	درجات الاختبار الكلية	الدرجة على السؤال رقم ٢٠
١	٢٥	١
٢	٢٣	١
٣	١٨	صفر
٤	٢٤	صفر
٥	٢٣	١
٦	٢٠	صفر
٧	١٩	صفر
٨	٢٢	١
٩	٢١	١
١٠	٢٣	١
١١	٢١	صفر
١٢	٢٠	صفر
١٣	٢١	١
١٤	٢١	١
١٥	٢٢	١

عدد الناجحين فى السؤال رقم ٢٠ (الحاصلين على ١) = ٩ (مجموعة ١).
عدد غير الناجحين فى السؤال رقم ٢٠ (الحاصلين على صفر) = ٦ (مجموعة ٢).

$$م_{١} \text{ (متوسط المجموعة١) } = \frac{٢٠١}{٩} = ٢٢,٣٣$$

$$م_{٢} \text{ (متوسط المجموعة٢) } = \frac{١٢٢}{٦} = ٢٠,٣٣$$

$$ع_{١} = ١,٨٢$$

$$ن_{١} = \frac{٩}{١٥} = ٠,٦ \qquad ن_{٢} = \frac{٦}{١٥} = ٠,٤$$

وبتطبيق القانون :

$$\therefore \text{ معامل الارتباط المطلوب } = \frac{٢٢,٣٣ - ٢٠,٣٣}{١,٨٢} \times \sqrt{٠,٦ \times ٠,٤} = ٠,٥٤$$

وهذا يوضح أن هناك علاقة قوية إلى حد واضح بين السؤال رقم ٢٠ والاختبار ككل.
يمكن أيضاً استخدام هذه الصيغة :

$$= \frac{م_{١} - م_{٢}}{ع} \sqrt{\frac{ن_{١} \times ن_{٢}}{ن\,(ن - ١)}}$$

حيث $ن_{١}$ عدد الإجابات الصحيحة
$ن_{٢}$ عدد الإجابات الخاطئة
$ن = ن_{١} + ن_{٢}$

٣- معامل الارتباط الجزئى :

فى كثير من الأحيان ترتبط ظاهرتان ارتباطاً موجباً، ولايكون هناك تعليل لهذا الارتباط سوى وجود ظاهرة ثالثة تربط بينهما.

فمعامل الارتباط بين الطول ودرجات الذكاء مثلاً فى مجموعة أطفال بين سن السادسة والخامسة عشرة من المحتمل أن يكون موجباً بدرجة واضحة، والتفسير القريب لهذا الارتباط هو وجود النضج أو النمو كعامل مشترك بين هذين المتغيرين. فإذا أردنا أن نحسب العلاقة بين أى متغيرين مع بقاء المتغير الثالث ثابتاً فإن ذلك سوف يستدعى (إحصائياً) استخدام معامل الارتباط الجزئى، ويمكن استخدام القانون التالى :

$$ر_{١٢\cdot٣} = \frac{ر_{١٢} - ر_{١٣}ر_{٢٣}}{\sqrt{١ - ر^{٢}_{١٣}}\sqrt{١ - ر^{٢}_{٢٣}}}$$

حيث $ر_{١٢\cdot٣}$ هو معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٢ فى حالة ثبات المتغير ٣.
$ر_{١٢}$ معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٢.
$ر_{٢٣}$ معامل الارتباط بين المتغير ٢ والمتغير ٣.

وبالمثل فإن

$$\text{ر}_{٣١.٢} = \frac{\text{ر}_{٣١} - \text{ر}_{٢١}\,\text{ر}_{٣٢}}{\sqrt{١ - \text{ر}^{٢}_{٢١}}\;\sqrt{١ - \text{ر}^{٢}_{٣٢}}}$$

حيث $\text{ر}_{٣١ . ٢}$ معامل الارتباط بين المتغير١ والمتغير٣ فى حالة ثبات المتغير٢.

أو $$\text{ر}_{٣٢.١} = \frac{\text{ر}_{٣٢ . ٣} - \text{ر}_{٢١}\,\text{ر}_{٣١}}{\sqrt{١ - \text{ر}^{٢}_{٢١}}\;\sqrt{١ - \text{ر}^{٢}_{٣١}}}$$

حيث $\text{ر}_{٣٢ . ١}$ معامل الارتباط بين المتغير٢ والمتغير٣ فى حالة ثبات المتغير١.

ولنأخذ المثال التالى:

المتغير الأول (١) التفوق الدراسى.

المتغير الثانى (٢) الذكاء العام.

المتغير الثالث (٣) عدد ساعات الاستذكار فى الأسبوع.

$\text{ر}_{٢١} = ٠,٦٠$ $\qquad$ $\text{ر}_{٣١} = ٠,٣٢$ $\qquad$ $\text{ر}_{٣٢} = -٠,٣٥$

وعليه فإن الارتباط بين التفوق الدراسى والذكاء فى حالة ثبات عدد ساعات الاستذكار:

$$\text{ر}_{٢١ . ٣} = \frac{٠,٦ - ٠,٣٢ \times -٠,٣٥}{\sqrt{١ - (٣٢)^{٢}}\;\sqrt{١ - (-٠,٣٥)^{٢}}} = ٠,٨$$

ومعامل الارتباط بين التفوق الدراسى (١) وعدد ساعات الاستذكار (٣) فى حالة ثبات درجة الذكاء العام:

$$\text{ر}_{٣١ . ٢} = \frac{٠,٣٢ - ٠,٦ \times -٠,٣٥}{\sqrt{١ - (٠,٦)^{٢}}\;\sqrt{١ - (-٠,٣٥)^{٢}}} = ٠,٧١$$

وبالمثل فإن معامل الارتباط بين الذكاء العام وعدد ساعات الاستذكار فى حالة ثبات التفوق الدراسى يساوى.

$$\text{ر}_{٢٣.١} = \frac{-٠,٣٥ - ٠,٦ \times ٠,٣٢}{\sqrt{١ - (٠,٦)^{٢}}\ \sqrt{١ - (٠,٣٢)^{٢}}} = -٠,٧٢$$

٤- معامل الارتباط المتعدد:

يستخدم هذا المعامل لبيان قوة العلاقة بين متغير ما وبين متغيرين أو أكثر في حالة ضمهما معا.. فإذا كان لدينا متغير تابع يتأثر بمتغيرين مستقلين أو أكثر فإنه يمكن استخدام القانون التالى لحساب العلاقة بين هذا المتغير التابع وهذه المتغيرات المستقلة :

$$\text{ر}_{١.٢٣} = \sqrt{\frac{\text{ر}^{٢}_{١.٢} + \text{ر}^{٢}_{١.٣} - ٢\,\text{ر}_{١.٣}\,\text{ر}_{٢.٣}\,\text{ر}_{١.٢}}{١ - \text{ر}^{٢}_{٢.٣}}}$$

حيث $\text{ر}_{١.٢٣}$ هو معامل الارتباط بين المتغير (١) وبين المتغيرين المستقلين (٢ , ٣) معا، $\text{ر}_{١.٢}$ بين (١ , ٢)، $\text{ر}_{٢.٣}$ بين (٢ , ٣)، $\text{ر}_{١.٣}$ بين (١ , ٣).

والحقيقة أن حساب معاملات الارتباط الجزئية تؤدى إلى الانحدار المتعدد وحساب معامل الارتباط المتعدد والتنبؤ.

معامل الارتباط القانونى Canonical

يستخدم هذا المعامل فى إيجاد العلاقة بين مجموعتين من المتغيرات (س، ص) بحيث تكون المجموعة الأولى (س) هى مجموعة تنبؤية بالنسبة للمجموعة الثانية (ص).

فعلى سبيل المثال يمكن أن نعتبر مجموعة سمات الشخصية أو خصائص الشخصية هى مجموعة تنبؤية بالنسبة لمجموعة أنماط السلوك التى تصدر عن الفرد فى مواقف معينة.

ويحسب هذا المعامل عن طريق إيجاد الجذر التربيعى لنسبة مجموع المربعات بين المتغيرات إلى المجموع الكلى للمربعات.

ولنأخذ المثال التالى :

مجموعة سمات الشخص (س)				مجموعة أنماط السلوك (ص)			
السيطرة	المسئولية	التعاون الاتصالى	الصورة الاجتماعية	التنظيم	الانضباط	المــرح	الاقناع
٥	٤	٩	٧	٤	٣	٥	٧
٧	٨	٤	٢	٦	٢	٨	٣
١١	٢	٥	٨	٩	٣	٢	٥
١١	٧	٦	٧	٤	٥	٧	٢
٣٣	٢١	٢٤	٢٤	٢٣	١٣	٢٢	١٧

الخطوة الأولي : حساب معامل التصحيح = $\frac{(١٧٧)^{٢}}{٣٢}$ = ٩٧٩

الخطوة الثانية : حساب المجموع الكلى للمربعات = ١١٩٨ - ٩٧٩ = ٢١٩

الخطوة الثالثة : حساب مج المربعات من المتغيرات = ١٠٣٨ - ٩٧٩ = ٥٩

الخطوة الرابعة : معامل الارتباط القانونى = $\sqrt{\frac{٥٩}{٢١٩}}$ = ٠,٥٢

١٧٧ = ٣٣ + ٢١ + ٢٤ + ٢٤ + ٢٣ + ١٣ + ٢٢ + ١٧

٣٢ = عدد الدرجات فى المجموعات الثمانية (٤ × ٨)

١١٩٨ = $٥^{٢}$ + $٧^{٢}$ + $١١^{٢}$ .... + $٥^{٢}$ + $٢^{٢}$

١٠٣٨ = $٣٣^{٢}$ + $٢١^{٢}$ + $٢٤^{٢}$ + ... + $٢٢^{٢}$ + $١٧^{٢}$

مقياس النسبة Ratio Scale:

وهذا النوع من المقاييس لايستخدم حقيقة في العلوم السلوكية، نظراً لأن له صفرا مطلقا (حقيقيا) وليس صفرا نسبيا كما سبق أن أوضحنا فى مستوى الوحدات المتساوى من القياس. والصفر الحقيقى أو المطلق يعنى أنعدام الظاهرة نهائياً، وهذا أمر لايمكن التسليم به فى قياس الظواهر السلوكية عامة، والنفسية على وجه الخصوص. ويستخدم هذا المستوى من القياس في العلوم الطبيعية مثل قياس الأطوال والأوزان، وغير ذلك من المتغيرات التى يمكن التسليم بانعدام وجودها عند نقطة ما.

ويمكن بهذا المستوى من القياس أن نحدد النسبة بين أى درجتين أو مقياسين بدقة تامة، إذ إن الوحدات متساوية تساوياً حقيقياً.

جدول ت للكشف عن الدلالة الإحصائية

درجات الطلاقة	قيمة ت عند مستوى الدلالة			درجات الطلاقة	قيمة ت عند مستوى الدلالة		
	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١		٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١
١	١٢,٧١	٣١,٨٢	٦٣,٦٦	٢٤	٢,٠٦	٢,٤٩	٢,٨٠
٢	٤,٣٠	٦,٩٦	٩,٩٢	٢٥	٢,٠٦	٢,٤٨	٢,٧٩
٣	٣,١٨	٤,٥٤	٥,٨٤	٢٦	٢,٠٦	٢,٤٨	٢,٧٨
٤	٢,٧٨	٣,٧٥	٤,٦٠	٢٧	٢,٠٥	٢,٤٧	٢,٧٧
٥	٢,٥٧	٣,٣٦	٤,٠٣	٢٨	٢,٠٥	٢,٤٧	٢,٧٦
٦	٢,٤٥	٣,١٤	٣,٧١	٢٩	٢,٠٤	٢,٤٦	٢,٧٦
٧	٢,٣٦	٣,٠٠	٣,٥٠	٣٠	٢,٠٤	٢,٤٦	٢,٧٥
٨	٢,٣١	٢,٩٠	٣,٣٦	٣٥	٢,٠٢	٢,٤٤	٢,٧٢
٩	٢,٢٦	٢,٨٢	٣,٢٥	٤٠	٢,٠٢	٢,٤٢	٢,٧١
١٠	٢,٢٣	٢,٧٦	٣,١٧	٤٥	٢,٠٢	٢,٤١	٢,٦٩
١١	٢,٢٠	٢,٧٤	٣,١١	٥٠	٢,٠١	٢,٤٠	٢,٦٨
١٢	٢,١٨	٢,٦٨	٣,٠٦	٦٠	٢,٠٠	٢,٣٩	٢,٦٦
١٣	٢,١٦	٢,٦٥	٣,٠١	٧٠	٢,٠٠	٢,٣٨	٢,٦٤
١٤	٢,١٤	٢,٦٢	٢,٩٨	٨٠	١,٩٩	٢,٣٨	٢,٦٤
١٥	٢,١٣	٢,٦٠	٢,٩٥	٩٠	١,٩٩	٢,٣٧	٢,٦٣
١٦	٢,١٢	٢,٥٨	٢,٩٢	١٠٠	١,٩٨	٢,٣٦	٢,٦٣
١٧	٢,١١	٢,٥٧	٢,٩٠	١٢٥	١,٩٨	٢,٣٦	٢,٦٢
١٨	٢,١٠	٢,٥٥	٢,٨٨	٢٠٠	١,٩٧	٢,٣٥	٢,٦٠
١٩	٢,٠٩	٢,٥٤	٢,٨٦	٣٠٠	١,٩٧	٢,٣٤	٢,٥٩
٢٠	٢,٠٩	٢,٥٣	٢,٨٤	٤٠٠	١,٩٧	٢,٣٤	٢,٥٩
٢١	٢,٠٨	٢,٥٢	٢,٨٣	٥٠٠	١,٩٦	٢,٣٣	٢,٥٩
٢٢	٢,٠٧	٢,٥١	٢,٨٢	١٠٠٠	١,٩٦	٢,٣٣	٢,٥٨
٢٣	٢,٠٧	٢,٥٠	٢,٨١	α	١,٩٦	٢,٣٣	٢,٥٨

ملحوظة: لأن تكون نتيجة ت ذات دلالة إحصائية لابد أن تكون مساوية للقيمة المسجلة فى الجدول وأكبر منها .

جدول تحويل معامل ارتباط بيرسون ر
إلى معامل فيشر Z (المعامل اللوغاريتمى) ز

ر	ز	ر	ز	ر	ز	ر	ز
,٢٥	,٢٦	,٤٧	,٥١	,٦٩	,٨٥	,٩٠٥	١,٥٠
,٢٦	,٢٧	,٤٨	,٥٢	,٧٠	,٨٧	,٩١٠	١,٥٣
,٢٧	,٢٨	,٤٩	,٥٤	,٧١	,٨٩	,٩١٥	١,٥٦
,٢٨	,٢٩	,٥٠	,٥٥	,٧٢	,٩١	,٩٢٠	١,٥٩
,٢٩	,٣٠	,٥١	,٥٦	,٧٣	,٩٣	,٩٢٥	١,٦٢
,٣٠	,٣١	,٥٢	,٥٨	,٧٤	,٩٥	,٩٣٠	١,٦٦
,٣١	,٣٢	,٥٣	,٥٩	,٧٥	,٩٧	,٩٣٥	١,٧٠
,٣٢	,٣٣	,٥٤	,٦٠	,٧٦	١,٠٠	,٩٤٠	١,٧٤
,٣٣	,٣٤	,٥٥	,٦٢	,٧٧	١,٠٢	,٩٤٥	١,٧٨
,٣٤	,٣٥	,٥٦	,٦٣	,٧٨	١,٠٥	,٩٥٠	١,٨٣
,٣٥	,٣٧	,٥٧	,٦٥	,٧٩	١,٠٧	,٩٥٥	١,٨٩
,٣٦	,٣٨	,٥٨	,٦٦	,٨٠	١,١٠	,٩٦٠	١,٩٥
,٣٧	,٣٩	,٥٩	,٦٨	,٨١	١,١٣	,٩٦٥	٢,٠١
,٣٨	,٤٠	,٦٠	,٦٩	,٨٢	١,١٦	,٩٧٠	٢,٠٩
,٣٩	,٤١	,٦١	,٧١	,٨٣	١,١٩	,٩٧٥	٢,١٨
,٤٠	,٤٢	,٦٢	,٧٣	,٨٤	١,٢٢	,٩٨٠	٢,٣٠
,٤١	,٤٤	,٦٣	,٧٤	,٨٥	١,٢٦	,٩٨٥	٢,٤٤
,٤٢	,٤٥	,٦٤	,٧٦	,٨٦	١,٢٩	,٩٩٠	٢,٦٥
,٤٣	,٤٦	,٦٥	,٧٨	,٨٧	١,٣٣	,٩٩٥	٢,٩٩
,٤٤	,٤٧	,٦٦	,٧٩	,٨٨	١,٣٨		
,٤٥	,٤٨	,٦٧	,٨١	,٨٩	١,٤٢		
,٤٦	,٥٠	,٦٨	,٨٣	,٩٠	١,٤٧		

* فى حالة ما تكون قيمة ر أقل من ٢٥, ٠ يمكن اعتبارها مساوية لمعامل فيشر دون الحاجة إلى جداول التحويل

جداول الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط (ر)

درجات الطلاقة ن - ٢	قيمة ر عند مستوى الدلالة		درجات الطلاقة ن - ٢	قيمة ر عند مستوى الدلالة	
	٠,٠٥	٠,٠١		٠,٠٥	٠,٠١
١	٠,٩٧٧	١,٠٠٠	٢٤	٠,٣٨٨	٠,٤٩٦
٢	٠,٩٥٠	٠,٩٩٠	٢٥	٠,٣٨١	٠,٤٨٧
٣	٠,٨٧٨	٠,٩٥٩	٢٦	٠,٣٧٤	٠,٤٧٨
٤	٠,٨١١	٠,٩١٧	٢٧	٠,٣٦٧	٠,٤٧٠
٥	٠,٧٥٤	٠,٨٧٤	٢٨	٠,٣٦١	٠,٤٦٣
٦	٠,٧٠٧	٠,٨٣٤	٢٩	٠,٣٥٥	٠,٤٥٦
٧	٠,٦٦٦	٠,٧٩٨	٣٠	٠,٣٤٩	٠,٤٤٩
٨	٠,٦٣٢	٠,٧٦٥	٣٥	٠,٣٢٥	٠,٤١٨
٩	٠,٦٠٢	٠,٧٣٥	٤٠	٠,٣٠٤	٠,٣٩٣
١٠	٠,٥٧٦	٠,٧٠٨	٤٥	٠,٢٨٨	٠,٣٧٢
١١	٠,٥٥٣	٠,٦٨٤	٥٠	٠,٢٧٣	٠,٣٥٤
١٢	٠,٥٣٢	٠,٦٦١	٦٠	٠,٢٥٠	٠,٣٢٥
١٣	٠,٥١٤	٠,٦٤١	٧٠	٠,٢٣٢	٠,٣٠٢
١٤	٠,٤٩٧	٠,٦٢٣	٨٠	٠,٢١٧	٠,٢٨٣
١٥	٠,٤٨٢	٠,٦٠٦	٩٠	٠,٢٠٥	٠,٢٦٧
١٦	٠,٤٦٨	٠,٥٩٠	١٠٠	٠,١٩٥	٠,٢٤٥
١٧	٠,٤٥٦	٠,٥٧٥	١٢٥	٠,١٧٤	٠,٢٢٨
١٨	٠,٤٤٤	٠,٥٦١	١٥٠	٠,١٥٩	٠,٢٠٨
١٩	٠,٤٣٣	٠,٥٤٩	٢٠٠	٠,١٣٨	٠,١٨١
٢٠	٠,٤٢٣	٠,٥٣٧	٣٠٠	٠,١١٣	٠,١٤٨
٢١	٠,٤١٣	٠,٥٢٦	٤٠٠	٠,٠٩٨	٠,١٢٨
٢٢	٠,٤٠٤	٠,٥١٥	٥٠٠	٠,٠٨٨	٠,١١٥
٢٣	٠,٣٩٦	٠,٥٠٥	١٠٠٠	٠,٠٦٢	٠,٠٨١

المراجع

١ ـ أنور الشرقاوى وآخـرون: اتجاهات معاصـرة فى القياس والتقويم النـفسى والتربوى ١٩٩٦.

٢ ـ أنور الشرقاوى: علم النفس المعرفى المعاصر ١٩٩٢.

٣ ـ رمزية الغريب: التقويم والقياس النفسى والتربوى ـ مكتبة الأنجلو المصرية ١٩٩٦.

٤ ـ صفوت فرج: القياس النفسى ١٩٩٢.

٥ ـ فؤاد البهى السيد: الإحصاء وقياس العقل البشرى ـ دار الفكر العربى ١٩٩٦.

6 - Edwards, A.L, Experimental Design in Psychological Research, Holt, Rinehant, Winston, 1950.

7 - Fruchter, Fundamintal Statistics 1981.

8 - Guilford, J. P. Psychometric Methods, Mc Graw - Hill, 1956.

9 - Gullikson, H., Theory of Mental Tests, Wiley 1967.

10 - Kiess, H, Statistical Concepts, 1996.

11 - Maxwell, A. E., Basic Statistics in Behavioural Research, Penguin Science of Behaviour, 1970.

12 - Robson, C., Experiment Design and Statistics in Psychology Penguin Modern Psychology Texts, 1973.

13 - Siegel, S., Noparametric Statistics for The Behavioural Science, Mc Graw - Hill, 1956.

الفصل الثالث

أدوات القياس فى علم النفس
. (التحليل والبناء)

إن الحديث عن أدوات القياس فى علم النفس يصرف الذهن مباشرة إلى الاختبارات التى تستخدم عادة فى قياس الذكاء أو القدرات العقلية الأخرى، وكذلك الأسئلة التى يمكن عن طريقها معرفة اتجاهات الناس نحو قضايا معينة أو الاستدلال على خصائصهم الشخصية.

والحقيقة أن أداة القياس فى ميدان علم النفس كعلم سلوكى يمكن أن تعرف على (١) أنها مجموعة من البنود أو الأسئلة (أو المواقف) التى تمثل القدرة أو السمة أو الخاصية المطلوب قياسها. وعلى هذا فإنه يمكن القول بأن هذه الأداة إنما تمثل عينة من مكونات هذه القدرة أو الخاصية أو السمة، وكلما كانت هذه العينة قادرة على تمثيل المجتمع الأصلى الذى أخذت منه (مكونات القدرة) كانت هذه الأداة جيدة وصالحة ويمكن الاعتماد على نتائجها.

فأداة القياس المكونة من خمسة أسئلة أو خمسة بنود ليست جيدة بنفس القدر الذى يميز أداة أخرى مكونة من عشرين سؤالا، أو عشرين بندا إذ إن (العينة) الثانية أصدق تمثيلا (للمجتمع الأصلى) من العينة الأولى.

وأداة القياس فى علم النفس كذلك يجب أن تبنى بطريقة علمية موضوعية وتحلل نتائجها وتعالج بطريقة علمية موضوعية أيضا (٢) فعلى سبيل المثال لا يمكن أن نأخذ فى اعتبارنا الانطباع الذى تحدثه ملامح الشخص كأداة لقياس ذكائه أو خصائص شخصيته إذ إن هذا الانطباع تنقصه الموضوعية والعلمية فى البناء والتحليل.

ولسنا فى حاجة إلى أن نبرهن على أهمية وضرورة وجود أدوات القياس فى ميدان العلوم السلوكية؛ إذ إن هذا الميدان فى أشد الحاجة إلى العلمية والموضوعية، وخاصة فى اتخاذ القرارات، وهى قد تخص الكثير من الأفراد والجماعات.

ويمكن أن نصنف أدوات القياس بصورة أولية اختيارية إلى نوعين رئيسيين هما:

أ - الاختبار وهو عبارة عن مجموعة من الأسئلة أو البنود لكل منها إجابة واحدة صحيحة فقط، مثل اختبارات التحصيل أو اختبارات الذكاء والقدرات العقلية، وغير ذلك من الاختبارات التى تقيس مجموعة من الحقائق.

ب - الاستفتاء (الاستخبار) وهو عبارة عن مجموعة من الأسئلة أو البنود التى تدور حول موضوع واحد، أو عدة مواضيع، وليس لها إجابات صحيحة أو إجابات خاطئة؛ إذ إن المطلوب هو معرفة رأى الفرد أو نوعية استجابته فى

موقف من المواقف التى يمثلها ذلك السؤال أو البند. وبناء على ذلك فإن الأدوات التى سوف نتحدث عنها هى الاختبارات والاستفتاءات وما يمكن أن يشتق منهما.

ونعود مرة أخرى لنصنف الاختبارات النفسية على النحو التالى:

- **اختبارات فردية**، وهى الاختبارات التى تستخدم بصورة فردية حيث يتم تطبيقها عادة فى مقابلة شخصية بين الفاحص والمفحوص، وتحتاج بطبيعة الحال إلى تعليمات من نوع خاص، وإلى توضيح دائم لهذه التعليمات. وقد يتطلب هذا النوع من الاختبارات إلى ملاحظة الفاحص لأداء المفحوص فى بعض المواقف، والقيام بتسجيل هذه الملاحظة وتقييم هذا الأداء، ومن أمثلة الاختبارات الفردية اختبار بينيه فى قياس الذكاء.
- **اختبارات جمعية**، وهى الاختبارات التى يمكن تطبيقها على مجموعة من الأفراد دفعة واحدة دون الحاجة إلى جلسة خاصة فى مقابلة شخصية، وعلى ذلك فإن من المتوقع أن تكون تعليمات هذا النوع من الاختبارات بسيطة وواضحة، كما أن أداء الأفراد ليس من الداعى ملاحظته أو تقييمه أثناء تأدية الاختبار، بل يتم تقييم الأداء بعد الانتهاء من الاختبار ككل. ومن أمثلة الاختبارات الجمعية اختبارات التحصيل المدرسى، واختبار الذكاء العالى (السيد محمد خيرى)، واختبار الذكاء الجامعى للمؤلف.
- **اختبارات الأداء Performance**، وهى الاختبارات التى تتطلب القيام بعمل ما، أو أداء محددا لحل مشكلة معينة، وذلك مثل اختبارات الأداء فى القدرة الميكانيكية ومعالجة الأشكال الهندسية - اختبارات بناء المكعبات أو الإزاحة - أو اختبارات القدرة الموسيقية، واختبارات التوافق الحركى وغير ذلك.
- **اختبارات القلم والورقة Paper & Pencil**، وهى الاختبارات التى لا يستدعى تنفيذها القيام بعمل يدوى، ولكنها تحتاج لتسجيل الاستجابات فى صحيفة الإجابة، أو الاختبار باستخدام القلم بمعنى الإشارة إلى أو كتابة الإجابة الصحيحة.

والأمثلة على هذا النوع من الاختبارات كثيرة.

- **الاختبارات اللفظية Verbal**، وهى الاختبارات التى تعتمد على استخدام الرمز اللفظى سواء كان الحرف (اللغة) أو الرقم (الرياضيات).
- **الاختبارات غير اللفظية Nonverbal**، وهى الاختبارات التى تعتمد فى تكوينها على الصور والأشكال، وتستخدم خاصة فى حالات غير القادرين على القراءة.

ومن أمثلة هذه الاختبارات تلك التى تعتمد على الأشكال الهندسية أو الصور الناقصة أو الصور المختلفة وغير ذلك.

- اختبارات السرعة **Speed Tests**، وهى الاختبارات التى يكون المطلوب فيها معرفة أكبر عدد ممكن من الإجابات الصحيحة فى زمن معين.
- اختبارات القوة **Power Tests**، وهى الاختبارات التى تهتم بقياس القدرة بغض النظر عن الزمن.

كما يمكن أيضا أن نصنف الاستفتاء أو الاستخبار كأداة للقياس بناء على تصميم وحداته.

- استفتاء بسيط الاختيار **Simple Choice**، حيث تكون وحداته أو أسئلته أو بنوده يتطلب الإجابة عليها اختيار أحد بديلين (مثلا √ أو × ١، ٢ وهكذا) بمعنى ثنائية الإجابة، وتسمى الاختيار البسيط.
- استفتاء عديد الاختيار **Multiple Choice**، وهذا النوع من الاستفتاءات تكون الاستجابة لوحداته عبارة عن اختيار واحد من عدة احتمالات (ثلاثة فأكثر)، ويعتبر هذا النوع من الاستفتاءات كثير الاستخدام سواء فى ميادين القياس التحصيلى أو الشخصى أو غير ذلك.
- استفتاء قهرى الاختيار **Forced Choice**، وهذا النوع أكثر دقة من النوعين السابقين، ويستخدم بالذات فى ميدان قياس الشخصية، ووحداته عبارة عن مجموعة من مثيرات تفاضلية حيث يطلب من المفحوص اختيار الاستجابة بعد مقارنتها باستجابة أخرى، وهذا ما يسمى بأسلوب القهر فى الاختيار.

أداة القياس الجيدة:

سوف نتعرض فى إيجاز - يليه التفصيل - للشروط التى يجب أن تتوافر فى أداة القياس حتى تكون جيدة ومناسبة للغرض الذى وجدت من أجله.

(١) سبق أن أشرنا فى تعريفنا لأداة القياس إلى أنها مجموعة من البنود أو الأسئلة تمثل القدرة أو الخاصية المطلوب قياسها، ومعنى ذلك أنها عينة يجب أن تمثل القدرة ومكوناتها، وكلما كانت أصدق تمثيلا كانت الأداة أقدر على القياس وأدق.

ومما هو معروف أن العينة العريضة الجيدة التكوين هى الأصدق تمثيلا للمجتمع الأصلى، ولذلك فإن من الشروط الأساسية لأداة القياس أن تكون شاملة ممثلة لجميع مكونات القدرة أو الخاصية المطلوب قياسها. فإذا كان عندنا اختبار فى الحساب مثلا

مكون من خمسة مسائل جميعها تختص بعمليات الضرب فإن هذا الاختبار يعتبر أداة غير مناسبة وغير جيدة لقياس القدرة الحسابية عند مجموعة من الأفراد.

وإذا كان اختبار المفردات اللغوية (معانى الكلمات) يتكون فى معظمه من مفردات وكلمات ذات صلة بالعلوم الطبية أو الطبيعية، فإن هذا الاختبار لن يكون ممثلا أبدا للحصيلة اللغوية ومفرداتها عند مجموعة مكونة تكوينا عشوائيا.

(٢) كما سبق أن أشرنا أيضا عند الحديث عن أداة القياس قلنا: إنها ـ أى الأداة ـ يجب أن تبنى وتحلل بطريقة علمية موضوعية. وهذا يعنى عدم تدخل العوامل الذاتية فى بناء الأداة أو تحليلها، ولذلك يجب أن نوضح هذا بأن نقول بضرورة تقنين أداة القياس، بمعنى أنها إذا طبقت على فرد ما، أو مجموعة ما ثم صححت، أى رصدت درجات الفرد أو المجموعة فإنها ستظل كما هى بغض النظر عمن قام بتطبيق هذه الأداة ـ ولذلك فإن موضوعية أداة القياس شرط آخر من الشروط التى يجب أن تتوافر فى الأداة لتحقق الغرض من بنائها واستخدامها.

ويمكن أن تكون الموضوعية أيضا بمعنى اتصال الأداة بموضوع القياس فقط اتصالا يكفل إيجاد المدى الواسع من انتشار الدرجات حول الدرجة المتوسطة، فيمكن القول بأن الأداة (أو السؤال أو البند) يناسب المجموعة أو العينة من حيث درجة الصعوبة أو السهولة.

(٣) يمكن أن نضيف بعدا ثالثا فى موضوع الشروط التى يجب أن تتوافر فى أداة القياس، وهو يختص بمدى الوثوق بالدرجات التى نحصل عليها من تطبيق الأداة (الاختبار أو الاستفتاء) بمعنى أن هذه الدرجات أو النتائج يجب ألا تتأثر بالعوامل التى تعود إلى أخطاء الصدفة، بمعنى أنه إذا طبق اختبار فى الذكاء مثلا على طفل فى أول أيام الأسبوع، وتحدد معامل ذكائه على أنه ١٢٠، وفى آخر الأسبوع عندما طبق هذا الاختبار على نفس الطفل تحدد معامل ذكائه على أنه ٩٠. ففى هذه الحالة لا نثق فى نتائج هذا الاختبار. والثقة فى نتائج الاختبار تسمى ثبات درجة الاختبار وهذا هو الشرط الثالث من شروط أداة القياس الجيدة.

ومعنى الثبات فى صورة مختصرة هو ضمان الحصول على نفس النتائج تقريبا إذا أعيد تطبيق الاختبار على نفس المجموعة من الأفراد، وهذا يعنى قلة تأثير عوامل الصدفة أو العشوائية على نتائج الاختبار، ومن هذا يمكن أن نستنتج العلاقة القوية بين وحدات الاختبار والأداء الحقيقى للفرد ـ وواضح أن هذا الأداء إنما هو دالة القدرة أو الخاصية.

(٤) أما عن الشرط الرابع من شروط أداة القياس الجيدة فهو شرط يتصل بقدرة الأداة نفسها. قدرتها على أن تميز بين أداء الأفراد بحيث تختلف درجة الفرد صاحب الأداء الضعيف عن درجة الفرد صاحب الأداء العالى أو المتميز، وكذلك قدرتها - أى الأداة - على أن تقيس فعلا ما وجدت لقياسه. فالميزان يجب أن يقيس الأوزان ولا يقيس الأطوال، والمسطرة يجب أن تقيس المسافات ولا تقيس الزمن وهكذا.

وهذا ما نسميه بصدق أداة القياس. فالاختبار الصادق (الصحيح) هو الاختبار الذى يقيس ما وضع لقياسه، والصدق فى هذا الإطار يعنى إلى أى مدى أو إلى أى درجة يستطيع هذا الاختبار قياس ما قصد أن يقاس به.

(٥) من الشروط الأخرى التى يجب أن نشير إليها ما نسميه بحساسية المقياس. فقد نفترض فى المقياس الصدق والثبات والموضوعية، ولكنه لا يكون حساسا.

فالميزان الذى تستخدمه شركات الطيران فى وزن الأمتعة - رغم أنه أداة قياس للأوزان - لا يستطيع تعيين وزن خطاب نريد أن نرسله بالبريد الجوى.

والمسطرة التى يستخدمها الطالب - رغم أنها أداة لقياس المسافات - لا تستطيع قياس المسافة من وسط المدينة إلى إحدى الضواحى. وهذا ما نسميه بحساسية الأداة أو المقياس، أو مناسبتها لما تقيس تحت الظروف الراهنة للقياس.

فيمكن القول بأن اختبارات الذكاء التى تستخدم فى مجال اكتشاف الموهوبين والعباقرة من الأطفال لا تصبح حساسة لقياس الذكاء بين مجموعة من الأطفال العاديين وهكذا.

هذه مجموعة من الاعتبارات أو الشروط التى يجب أن تراعى عند التعامل مع أدوات القياس من اختبارات أو استفتاءات.

وفى الفقرات التالية سوف نتناول بالشرح والتفصيل الاعتبارين الأساسيين من اعتبارات أداة القياس الجيدة.

أولا - ثبات المقياس Reliability:

هناك عدة مفاهيم لمعنى ثبات الاختبار أو المقياس يمكن أن نشير إليها بحيث لا يكون الاختبار ثابتا إلا إذا تحقق ما يلى:

١ - أن يعطى الاختبار نفس النتائج تقريبا إذا أعيد تطبيقه على نفس المجموعة من الأفراد.

وهذا يعنى ـ كما سبق أن أشرنا إلى ذلك ـ أن الاختبار أو بمعنى أدق درجات الاختيار لا تتأثر بتغير العوامل أو الظروف الخارجية، حيث إن إعادة تطبيق الاختبار والحصول على نفس النتائج يعنى دلالة الاختبار على الأداء الفعلى أو الحقيقى للفرد مهما تغيرت الظروف.

ومن هذا يمكن أن نستنتج أن ثبات درجات الاختبار يمكن الاستدلال عليه بحساب معامل الارتباط بين نتائج التطبيق الأول والتطبيق الثانى، ويسمى معامل الارتباط الناتج بمعامل الثبات ر ١.١ أى معامل الارتباط بين الاختبار ونفسه.

٢ ـ بناء على المفهوم السابق فإن ثبات الاختبار يعنى أيضا دلالة الاختبار على الأداء الفعلى أو الأداء الحقيقى للفرد ـ هذا الأداء الحقيقى يعبر عنه **بالدرجة الحقيقية** ($د_{ح}$) التى يحصل عليها الفرد فى اختبار ما. (وهذه غير معلومة).

والأداء الحقيقى هو جزء من الأداء العام أو الكلى الذى يعبر عنه **بالدرجة الكلية** ($د_{ك}$) وهى الدرجة الملاحظة أو المسجلة على الاختبار والتى حصل عليها الفرد. أما الجزء الآخر فهو الأداء الذى يعود إلى أخطاء الصدفة أو الظروف الخارجية البعيدة عن موضوع الاختبار ويعبر عنه بدرجة **الخطأ** ($د_{خ}$) (وهذه غير معروفة أيضا).

وعلى هذا يمكن أن نقول: إن

$$د_{ك} = د_{ح} + د_{خ} \qquad (١)$$

أى أن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + درجة الخطأ.

ويمكن أن نقول أيضا: إن

$$د'_{ك} = د'_{ح} + د'_{خ} \qquad (٢)$$

حيث $د'_{ك}$ هى انحراف الدرجة الكلية عن متوسطها.

$د'_{ح}$ هى انحراف الدرجة الحقيقية عن متوسطها.

$د'_{خ}$ هى انحراف درجة الخطأ عن متوسطها.

ونستطرد ونقول: إنه بتربيع طرفى المعادلة (٢) وجمع النواتج نحصل على:

$$مج\ د'^{٢}_{ك} = مج\ د'^{٢}_{ح} + مج\ د'^{٢}_{خ} + ٢\ مج\ د'_{ح}\ مج\ د'_{خ}. \qquad (٣)$$

وبالقسمة على ن نحصل على:

$$ع^{٢}_{ك} = ع^{٢}_{ح} + ع^{٢}_{خ} + ٢\ ر_{ح.خ} \cdot ع_{ح}\ ع_{خ} \qquad (٤)$$

التباين الكلى = التبـاين الحقيقى + تباين الخطأ + ٢ معامل الارتبـاط بين الحقيقى والخطأ. . . . ومن المسلمات الأساسية أن معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية ودرجات الخطأ = صفر، وبالتالى يصبح الحد الأخير من المعادلة = صفر.

∴ التباين الكلى = التباين الحقيقى + تباين الخطأ (٥)

∴ يمكن أن نعود ونقـول: إن معنى دلالة ثبـات الاختبـار على الأداء الحقـيقى إنما هو الدلالة على التـباين الحقـيقى والارتباط به. ومن هذا يمكـن أن نقول: إن معـامل ثبات درجات الاختبار تساوى النسبة بين التباين الحقيقى إلى التباين العام أى أن:

$$\text{معامل الثبات} = \frac{\text{التباين الحقيقى}}{\text{التباين العام}} = \frac{ع^{2}_{ح}}{ع^{2}_{ك}}$$

ولنوضح ذلك بمثال مبسط:

عندما تذهب إلى السوق لتـشترى صندوقا من البرتقـال من بائع معين، فإن وزن الصندوق ليس هو وزن مـا تأكله من البرتقال فـقط، ولكنه يشمل أيضـا قشر البـرتقال والورق الذى يغلف البرتقال، والمادة المصنوع منها الصندوق.

وهذا ما يقابل التـباين الكلى أو التباين العـام (الوزن الكلى للصندوق)، أما وزن قشـر البرتقـال والورق المغلف للبرتقـال والمادة المصنوع منها الصندوق ـ وهذا مـا سوف نتخلص منه، وهو يختلف أيضا من صندوق إلى آخر ـ فهو يقابل تباين الخطأ، أما وزن ما سوف تأكله من البرتقال فهو يقابل التباين الحقيقى.

وعليـه فإنه كلـما زادت نسـبة وزن مـا سـوف تأكله من برتقـال إلى نسبـة وزن الصندوق ككل كنت مقتنعا تماما بما دفعته من ثمن فى هذا الصندوق والعكس صحيح.

وبالمثل فإن درجات الاخـتبار التى ترتفع فيها نـسبة المكون الحقيقى للتـباين العام تكون أكثر ثباتا من تلك الدرجات التى تقل فيها هذه النسبة.

وللتلخيص فإننـا نقول: إن درجات الاختبار تـعتبر ثابتة إذا ارتفـعت نسبة المكون الحقيـقى فى التبـاين العـام لهذه الدرجـات أى أن $\frac{ع^{2}_{ح}}{ع^{2}_{ك}}$ تـكون أعلى ما يمكـن بينما $\frac{ع^{2}_{خ}}{ع^{2}_{ك}}$ تكون أقل ما يمكن.

٣ ـ أن تكون هناك علاقة قـانونية بين وحدات الاختـبار أو بنوده، فإن ذلك يدل على التناسق فى البناء الداخلى للاختبار، وهذا يعنى أن معامل ثبات الاختبار

سوف يتوقف على العلاقة أو الارتباط بين كل وحدة ووحدة أخرى (الارتباطات البينية)، كما يتوقف أيضا على ارتباط كل وحدة بالاختبار ككل. ويتضح من هذا أن تماسك الاختبار أو تناسق بنائه يدل على ثبات درجاته. بل يمكن أن نحسب معامل الثبات من هذه العلاقة القانونية القائمة بين وحدات الاختبار.

هذه هى المفاهيم الثلاثة الأساسية لثبات درجات الاختبار وهى:

١ ـ أن نحصل على نفس النتائج تقريبا عند إعادة التطبيق.

٢ ـ أن يكون التباين الحقيقى أكبر ما يمكن بالنسبة للتباين العام، أو تباين الخطأ أقل ما يمكن.

٣ ـ وجود العلاقة القانونية بين وحدات الاختبار.

ننتقل الآن إلى طرق تعيين معامل ثبات الاختبار:

١ ـ طريقة إعادة التطبيق Test - Retest Method:

تعتبر هذه الطريقة من أبسط الطرق وأسهلها فى تعيين معامل ثبات الاختبار، وتتلخص هذه الطريقة فى تطبيق الاختبار على مجموعة من الأفراد، ثم يعاد التطبيق مرة أخرى على نفس المجموعة، ويحسب معامل الارتباط بين التطبيقين لنحصل على معامل ثبات درجات الاختبار.

وهناك عدة اعتراضات أساسية يمكن أن توجه إلى هذه الطريقة أهمها هو ما يحدث من تدريب عند إعادة الاختبار، فإذا كانت الفترة الزمنية التى تفصل التطبيقين قصيرة تدخلت عوامل الذاكرة والتعلم والتدريب فى التأثير على نتائج التطبيق التالى، ومن ثم تتغير النتائج ويحصل أفراد المجموعة على درجات أعلى بوضوح من تلك التى حصلوا عليها فى التطبيق الأول.

وإذا كانت الفترة الزمنية بين التطبيق طويلة أدى ذلك إلى تغير المجموعة فى نواحى كثيرة، وربما كان هذا التغير سالبا بحيث يحصل الأفراد فى التطبيق الثانى على درجات أقل بوضوح من تلك التى حصلوا عليها فى التطبيق الأول. فعلى سبيل المثال لو كان الاختبار المطلوب تعيين ثباته هو اختبار فى الطباعة على الآلة الكاتبة، فإنه إذا كانت الفترة الزمنية طويلة ولم يقم أفراد الجماعة المفحوصين بأى تدريب خلال هذه الفترة كان من الواضح أن التطبيق الثانى سوف يعطى نتائج ربما كانت أقل من نتائج التطبيق الأول. أما إذا قام المفحوصون بالتدريب فإن ذلك سوف يؤدى إلى العكس.

وعلى العموم فإن طريقة إعادة التطبيق لتعيين معامل ثبات الاختبارات التحصيلية، أو حتى اختبارات القدرات العقلية تحتاج إلى حذر وحيطة، وبالذات فى تقدير الفترة الزمنية بين التطبيقين، وهذا التقدير يعتمد فى غالبه على نوعية الاختبار والقدرة التى يقيسها.

بقى أن نقول: إن حساب معامل الارتباط بين التطبيقين يمكن أن يتم بطريقة بيرسون ثم يكشف عن دلالته الإحصائية فى الجداول الخاصة بمعاملات الارتباط.

٢ ـ طريقة الصور المتكافئة Parallel Forms،

وهذه طريقة أخرى من طرق حساب معامل ثبات الاختبار حيث يتم إعداد صورتين متكافئتين من الاختبار، ويكون التكافؤ بمعنى تساوى عدد الأسئلة فى الصورتين، ودرجة سهولة وصعوبة كل بند من البنود الواردة فيهما. بمعنى أن السؤال الأول فى الصورة الأولى يتكافأ مع السؤال الأول فى الصورة الثانية من حيث الصعوبة أو السهولة.

بالإضافة إلى ذلك فإن تكافؤ الصورتين يعنى تساوى معاملات الارتباط بين البنود (المعاملات البينية) فى كلتيهما، وكذلك تساوى المتوسط والانحراف المعيارى لكلتا الصورتين.

وتعتبر هذه الطريقة معقولة ومقبولة إذا أخذ فى الحسبان الفترة الزمنية التى تفصل بين تطبيق الصورتين على نفس المجموعة، وكذلك إعداد الصورتين إعدادا جيدا من حيث التطابق أو التماثل.

ومما يجب الإشارة إليه أنه إذا أحسن إعداد الصورتين من حيث التكافؤ الذى أشرنا إليه (المتوسط ـ الانحراف المعيارى ـ معاملات الارتباط البينية ـ السهولة والصعوبة. . .) فإن معامل الثبات يكون عاليا جدا. أما إذا لم يتوافر بعض هذه الشروط أو أحدها فإن معامل الثبات ينخفض بطريقة ملحوظة.

ونشير هنا أيضا إلى معامل بيرسون كمعامل الارتباط الذى يستخدم للحصول على معامل الثبات ـ بعد التأكد من مستوى الدلالة الإحصائية.

٣ ـ طريقة التجزئة النصفية Split - Half،

ويمكن أن نستخدم هذه الطريقة عندما تتعذر إعادة التطبيق أو إعداد صورتين متكافئتين.

وتعتمد هذه الطريقة على تجزئة الاختيار المطلوب تعيين معامل ثباته إلى نصفين (متكافئين) وذلك بعد تطبيقه على مجموعة واحدة. وهناك عدة طرق لتجزئة الاختبار

فقد يستخدم النصف الأول من الاختبار فى مقابل النصف الثانى، أو قد تستخدم الأسئلة ذات الأرقام الفردية فى مقابل الأسئلة ذات الأرقام الزوجية.

وهذا يعنى أنه بعد انتهاء تطبيق الاختبار مرة واحدة على مجموعة واحدة يمكن أن نحصل على مجموعتين من الدرجات: مجموعة من الدرجات تخص النصف الأول، والمجموعة الأخرى تخص النصف الثانى من الاختبار.

يتم بعد ذلك حساب معامل الارتباط بين المجموعتين باستخدام معامل بيرسون، وفى هذه الحالة نحصل على معامل ثبات نصف الاختبار، وعليه يتعين علينا تعديل هذا المعامل الناتج أو تصحيحه حتى نحصل على معامل ثبات الاختبار ككل.

وهناك عدة طرق أو قوانين تستخدم لتصحيح معامل ثبات نصفى الاختبار نذكر منها:

معادلة سبيرمان وبراون (فى الصورة المختصرة):

$$ر_{١.١} = \frac{٢\, ر_{\frac{١}{٢}.\frac{١}{٢}}}{١ + ر_{\frac{١}{٢}.\frac{١}{٢}}}$$

حيث $ر_{١.١}$ هو معامل ثبات الاختبار ككل،

$ر_{\frac{١}{٢}.\frac{١}{٢}}$ هو معامل الارتباط بين نصفى الاختبار.

فعلى سبيل المثال إذا كان معامل الارتباط بين نصفى الاختبار هو ٠,٦ فإن معامل ثبات الاختبار يساوى

$$ر_{١.١} = \frac{٢ \times ٠,٦}{١ + ٠,٦} = \frac{١,٢}{١,٦} = ٠,٧٥$$

الحقيقة أن معادلة سبيرمان وبراون شائعة الاستخدام، وخاصة فى حالة اختبارات التحصيل والقدرات تحت ظروف محددة.

معادلة رولون Rulon:

$$ر_{١.١} = ١ - \frac{ع^{٢}_{ف}}{ع^{٢}_{ك}}$$

حيث $ر_{١.١}$ = معامل ثبات الاختبار.

$ع^{٢}_{ف}$ تباين الفرق بين درجات الأفراد فى النصف الأول ودرجاتهم من النصف الثانى من الاختبار. (تباين الفرق بين درجات الأفراد فى نصفى الاختبار).

$ع^{٢}_{ك}$ تباين الاختبار ككل.

فإذا كـان تباين الفرق بين الدرجـات هو ٥,٢٩، وتباين الاختبـار ١٨,٤٩ فإن معامل ثبات الاختبار بهذه الطريقة يساوى.

$$ر_{١٠} = ١ - \frac{٥,٢٩}{١٨,٤٩} = ٠,٧١..$$

وتتلخص هذه الطريقـة فى حسـاب تباين درجـات الاختبـار ككل($ع^{٢}_{ك}$)، ثم نحسب تباين الفرق بين درجات الأفراد فى النصف الأول، ودرجاتهم فى النصف الثانى ($ع^{٢}_{ى}$) ثم نطبق القـانون السابق. لاحظ أنه كـما قل تبـاين الفرق بين الـدرجات زاد معامل ثبات الاختبار.

معادلة جتمان Guttmann:

$$ر_{١٠} = ٢ (١ - \frac{ع^{٢}_{١} + ع^{٢}_{٢}}{ع^{٢}_{ك}})$$

حيث $ر_{١٠}$ هو معامل ثبات الاختبار،

$ع^{٢}_{١}$ تباين درجات النصف الأول،

$ع^{٢}_{٢}$ تباين درجات النصف الثانى،

$ع^{٢}_{ك}$ تباين درجات الاختبار.

وفى هذه المعادلة يؤخذ فى الاعتبار احتمال اختلاف تباين درجات النصف الأول للاختـبار عن تبـاين درجات النصـف الثانى (الأمـر الذى لا يتحقـق فى حالة مـعادلة سبيرمان وبراون).

فإذا كان تبـاين النصف الأول للاختبار هو ٥,٦ وتبـاين النصف الثانى هو ٣,٨ والتباين الكلى للاختبار هو ١٨,٦ فإن معامل ثبات الاختبار يساوى.

$$ر_{١٠} = ٢ (١ - \frac{٥,٦ + ٣,٨}{١٤,٩}) = ٠,٧٤$$

والحقيقة، أن استخدام طريقة التجزئة النصفية فى تعيين معامل ثبات الاختبار يثير عدة ملاحظات:

أ ـ قد يخـتلف النصف الأول عن النصف الثانى، وخاصـة إذا أخذت البنود من (١ ـ ٥٠ مثلا) ثم من (٥١ ـ ١٠٠)، وهذا يعنى أن إجـابات الأفراد فى النصف الثانى سوف تتـأثر بعوامل الإجهاد والملل وضـيق الوقت أكثر من إجـابات الأفراد فى النصف الأول. وهذا ما يعطى نتائج لا يمكن الوثوق بها بدرجة كبيرة.

ب ـ فى حالة تقسيم الاختبار إلى نصفين عن طريقة أخذ الأسئلة الفردية، والأسئلة الزوجية، فإنه من المحتمل أن يختلف تباين درجات النصف الأول عن تباين درجات النصف الثانى (لاحظ معادلة جتمان).

جـ ـ من الممكن تجزئة الاختبار إلى نصفين بعدة طرق مختلفة، فقد نأخذ البنود من ١ ـ ٥٠، ثم ٥١ ـ ١٠٠ أو البنود ذات الأرقام الفردية فى مقابل البنود ذات الأرقام الزوجية، أو الربع الأول من البنود، بالإضافة إلى الربع الثالث من مقابل الربع الثانى من البنود، بالإضافة إلى الربع الأخير وهكذا. وهذا يعنى أنه من المحتمل أن نحصل على معامل ارتباط بين نصفى الاختبار فى الحالة الأولى يختلف عن المعامل الذى نحصل عليه فى الحالة الثانية أو الثالثة وهكذا، وهذه الملاحظة صحيحة، وخاصة إذا كانت جميع بنود الاختبار على درجة واحدة من الصعوبة، أو إذا كانت البنود واردة بدون ترتيب معين (مثل قوائم الشخصية) وكذلك فى حالة اختبارات السرعة.

ويمكن مقابلة هذه الملاحظة بأن يتم ترتيب وحدات الاختبار حسب درجة صعوبتها على أن يكون مدى درجة الصعوبة ممتدا وليس محددا أو ضيقا.

د ـ إلا أن هذه الطريقة تمتاز بأنها تعطى الفرصة لتعيين معامل الثبات من تطبيق واحد ومرة واحدة؛ بحيث يمكن تجنب إعادة التطبيق أو تكوين صور متكافئة، وما يترتب على ذلك بخصوص الفترة الزمنية التى يجب أن تؤخذ فى الاعتبار.

٤ ـ طريقة التناسق الداخلى Internal Consistency:

وتعتمد فكرة هذه الطريقة على مدى ارتباط الوحدات أو البنود مع بعضها البعض داخل الاختبار، وكذلك ارتباط كل وحدة أو بند مع الاختبار ككل.

ومما هو معروف أن التناسق ما بين الوحدات أو البنود Internal Consistency يتأثر بمصدرين من مصادر تباين الخطأ هما: أخطاء محتوى البنود، وأخطاء عدم تجانسها، فكلما كانت البنود متجانسة (فيما تقيس) كان التناسق عاليا فيما بينها، والعكس صحيح.

ولتوضيح هذا المعنى لنفترض أن اختبارا فى القدرة الرياضية يتألف من عدة بنود جميعها تقيس عملية الضرب والقسمة، فإن التناسق بينها يكون أعلى من التناسق بين وحدات اختبار آخر فى القدرة الرياضية يتألف من عدة بنود تقيس الضرب والقسمة والطرح والجمع والتحليل الرياضى وما إلى ذلك.

ومن أكثر المعادلات استخداما لقياس التناسق الداخلى بين وحدات الاختبار هى معادلة كودر وريتشارد سون (رقم ٤٠).

$$\text{ر}_{١٠} = \frac{\text{ن}}{\text{ن} - ١} \times \frac{\text{ع}^{٢} - \text{مج ص خ}}{\text{ع}^{٢}}$$

حيث $\text{ر}_{١٠}$ معامل ثبات الاختبار، $\text{ع}^{٢}$ تباين درجات الاختبار،

مج ص خ جمع حاصل ضرب نسبة الإجابات الصحيحة × نسبة الإجابات الخاطئة. ن عدد بنود الاختبار.

والمثال التالى يوضح كيفية تطبيق هذه المعادلة:

عند تطبيق اختبار من اختبارات القدرات على مجموعة من الأفراد وجد أن الانحراف المعيارى لدرجاته ٨,٥، وأن مجموع حاصل ضرب نسبة الإجابة الصحيحة × نسبة الإجابة الخاطئة على كل سؤال (٦٠ سؤالا) = ١٢,٤٣. فكم يكون معامل ثبات هذا الاختبار؟.

$$\text{ر}_{١٠} = \frac{٦٠}{٥٩} \times \frac{٧٢,٢٥ - ١٢,٤٣}{٧٢,٢٥} = ٠,٨٤ \ldots$$

لاحظ أن مج تحسب كما يلى (مثال):

رقم السؤال	نسبة الإجابة الصحيحة ص	نسبة الإجابة الخاطئة خ	ص خ
١	٠,٦	٠,٤	٠,٢٤
٢	٠,٧	٠,٣	٠,٢١
٣	٠,٢	٠,٨	٠,١٦
٤	٠,٢٤	٠,٧٦	٠,١٨
٥	٠,٢٥	٠,٧٥	٠,١٩
.	٠,٥٠	٠,٥٠	٠,٢٥
.	...	...	...
.	...	...	...
..	...	...	...
..	...	...	...
..	...	...	...
٦٠	...	...	...

مج ص خ = ١٢,٤٣

ويجب أن نشير كذلك إلى أن هناك صورة مقربة من القانون السابق:

$$\text{ر}_{١٠} = \frac{\text{ن ع}^{٢} - \text{م} (\text{ن} - \text{م})}{\text{ع}^{٢} (\text{ن} - ١)}$$

حيث م متوسط درجات الاختبار، ن عدد وحدات الاختبار،

$\text{ع}^{٢}$ تباين درجات الاختبار.

فإذا كان متوسط درجات الاختبار ٢٦,٣ والانحراف المعيارى هو ٦,٢ ، وعدد وحداته هى ٥٠ (علما بأن الإجابة الصحيحة تعطى درجة واحدة، والإجابة الخطأ تعطى صفرا) فكم يكون معامل ثباته.

$$ر_{١٠} = \frac{٥٠ \times ٣٨,٤٤ - ٢٦,٣ \,(٥٠ - ٢٦,٣)}{٣٨,٤٤ \,(٥٠ - ١)} = ٠,٦٩$$

والافتراض الذى يجب أن يتوافر فى هذه الحالة هو تقارب أو تساوى درجات الصعوبة لأسئلة الاختبار المختلفة بمعنى أن كل بند له تقريبا نفس نسبة الإجابات الصحيحة (ليس بالضرورة نفس الأفراد)، ونسبة الإجابات الخاطئة.

معامل ألفا α والبناء الداخلى للاختبار (التناسق الداخلى):

يعتبر معامل ألفا α حالة خاصة من قانون كودر وريتشارد سون، وقد اقترحه كرونباخ ١٩٥١ ، نوفاك ولويس ١٩٦٧ .

ويمثل معامل ألفا متوسط المعاملات الناتجة عن تجزئة الاختبار إلى أجزاء بطرق مختلفة، وبذلك فإنه يمثل معامل الارتباط بين أى جزئين من أجزاء الاختبار.

$$\text{ومعامل ألفا } \alpha = \frac{ن}{ن - ١} \times \frac{ع^{٢}_{ك} - مج\, ع^{٢}_{ب}}{ع^{٢}_{ك}}$$

أو

$$\alpha = \frac{ن}{ن - ١} \times ١ - \frac{ع^{٢}_{ب}}{ع^{٢}_{ك}}$$

حيث مج $ع^{٢}_{ب}$ هى مجموع تباين البنود أو الأسئلة، بمعنى أن يحسب تباين كل بند من بنود الاختبار (من درجات الأفراد فى هذا البند) ثم يوجد مجموع هذه التباينات لتحصل على مج $ع^{٢}_{ب}$ ، ن = عدد البنود، $ع^{٢}_{ك}$ تباين الاختبار ككل.

ويستخدم هذا القانون فى صورته العامة عندما تكون احتمالات الإجابة على الأسئلة ليست صفر، ١ (أى ليست ثنائية) فعلى سبيل المثال فى اختبارات الشخصية، أو المقاييس الأخرى متعددة الاختيار حيث يحتمل أن يحصل الفرد على درجات أخرى غير الصفر والواحد الصحيح.

ومن ثم فإننا نعود ونقول: إن قانون كودر وريتشارد سون المشار إليه سابقا يستخدم فى حالة الإجابة الثنائية (٠ ، ١). أما إذا كان هناك احتمال الإجابة غير الثنائية (١ ، ٢ ، ٣ مثلا) فإن معامل ألفا يمثل معامل ثبات الاختبار فى هذه الحالة.

٥ - طريقة تحليل التباين Analysis of Variance:

وهذه طريقة أخرى لتعيين معامل ثبات الاختبار عن طريق تحليل التباين الذى سبق وصفه فى الفصل الثانى، والخاص بالمتوسطات المرتبطة حيث يمكن مراجعة خطوات الطريقة.

والجدول التالى يمثل تحليل التباين للحصول على معامل ثبات أحد الاختبارات المكون من ٢٥٠ سؤالا عند تطبيقه على ٣٣ طالبا من الجامعة.

مصدر التباين	درجات الطلاقة	مجموع المربعات	التباين
الكلى (الأفراد والبنود)	٨٢٤٩	٢٠٠٢,٤٣	٠,٢٤٣
بين البنود	٢٤٩	٥٩٣,٨٢	٢,٣٩
بين الأفراد	٣٢	٨٢,٨٣	٢,٥٩
التفاعل (مكون الخطأ)	٧٩٦٨	١٣٢٥,٧٨	٠,١٧

$$\text{معامل ثبات الاختبار} = \frac{\text{التباين بين الأفراد} - \text{تباين التفاعل}}{\text{التباين بين الأفراد}}$$

$$\text{١٠٣} = \frac{٢,٥٩ - ٠,١٧}{٢,٥٩} = ٠,٩٣ .$$

ملحوظة: يقترح جاكسون (وهو الذى استخدم هذه الطريقة بعد جونسون وينمان) معامل ثبات من نوع آخر يسمى معامل الحساسية ويحسب عن طريق:

$$\text{معامل الحساسية} = \sqrt{\frac{\text{التباين بين الأفراد} - \text{تباين التفاعل}}{\text{تباين التفاعل}}}$$

$$= \sqrt{\frac{٢,٥٩ - ٠,١٧}{٠,١٧}} = ٣,٨$$

حيث يفسر هذا المعامل فى ضوء مستويات الدلالة الإحصائية على التوزيع الاعتدالى.

لاحظ: درجات الطلاقة ٨٢٤٩ هى (٣٣ × ٢٥٠) - ١.

درجات الطلاقة ٢٤٩ هى ٢٥٠ - ١.

درجات الطلاقة ٣٢ هى ٣٣ - ١.

درجات الطلاقة ٧٩٦٨ هى ٨٢٤٩ - (٢٤٩ + ٣٢).

وقد وصف هويت Hoyt هذه الطريقة (تحليل التباين) لحساب معامل التناسق الداخلى بدلا من معادلة كودر وريشارسون ـ ولو أن ذلك يمثل جهدا على الإخصائى ـ ويقترح هويت وضع الأفراد (الذين يستجيبون للاختبار) فى الصفوف، بينما توضع بنود الاختبار فى الأعمدة، حيث تعطى الإجابة الصحيحة (١) والإجابة الخاطئة (صفر)، ثم يحسب بعد ذلك متوسط المربعات للأفراد (التباين عن طريق قسمة جمع المربعات على درجات الحرية) وكذلك متوسط المربعات للبنود (التباين) ثم يحسب بعد ذلك تباين البواقى أو التفاعل، حيث: جمع المربعات الكلى - (جمع مربعات البنود + جمع مربعات الأفراد) = جمع مربعات التفاعل.

لاحظ أن درجات الحرية بالنسبة للتفاعل هى (الصفوف - ١) (الأعمدة - ١).

وبذلك يصبح معامل الثبات أو معامل التباين الداخلى: $\frac{ع_{ف}^{٢} - ع_{ب}^{٢}}{ع_{ف}^{٢}}$

حيث $ع_{ف}^{٢}$ التباين بين الأفراد $ع_{ب}^{٢}$ التباين بين البنود.

٥ ـ الجداول التقريبية لحساب معامل ثبات الاختبار (ديدرش)

يقترح ديدريش Diederich جدولا تقريبيا لتسهيل حساب معامل الثبات للاختبارات، وخاصة التحصيلية التى يقوم المعلم بإعدادها. وتعتمد هذه الجداول على حساب الانحراف المعيارى لدرجات الاختبار بطريقة مبسطة يقترحها كما يلى:

$$\text{الانحراف المعيارى ع} = \frac{\text{مجموع درجات السدس الأعلى - مجموع درجات السدس الأدنى}}{\frac{١}{٢}\ \text{عدد الأفراد}}$$

فإذا كان الاختبار من النوع السهل حيث تكون الدرجة المتوسطة بين ٧٠٪، ٩٠٪ للإجابات الصحيحة (مثلا الدرجة المتوسطة $\frac{٧٦}{١٠٠}$ أو ما يساويها) فإننا نستخدم الجدول التالى:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	(٧)	(٨)	(٩)
عدد بنود الاختبار (ن)	٢٠	٣٠	٤٠	٥٠	٦٠	٧٠	٨٠	٩٠	١٠٠
إذا كان ع = ١ , ٠ ن (عدد الأسئلة)	,٢١	,٤٨	,٦٢	,٦٩	,٧٥	,٧٨	,٨١	,٨٣	,٨٥
إذا كان ع = ١٥ , ٠ ن (عدد الأسئلة)	,٦٨	,٨٠	,٨٤	,٨٨	,٩٠	,٩١	,٩٢	,٩٣	,٩٤
إذا كان ع = ٢٠ , ٠ ن (عدد الأسئلة)	,٨٤	,٩٠	,٩٢	,٩٤	,٩٥	,٩٦	,٩٧	,٩٧	,٩٧

ولتوضيح استخدام هذا الجدول نأخذ المثال التالى:

لنفترض أن عدد بنود الاختبار ٤٠ والانحراف المعيارى لدرجاته = ٤ (أى ع = ١ , ٠ ن) فإن معامل الثبات المتوقع لهذا الاختبار هو ٦٢ , ٠ ، وإذا كان الانحراف المعيارى لدرجاته ٨ (أى ع = ٢ , ٠ ن) كان معامل الثبات المتوقع هو ٩٢ , ٠ (انظر الجدول تحت العمود الثالث). أما فى حالة الاختبارات الصعبة حيث تقع الدرجة المتوسطة بين ٥٠٪، ٧٠٪ للإجابات الصحيحة (مثلا $\frac{٥٨}{١٠٠}$ أو ما يساويها) فإننا نستخدم الجدول التالى:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	(٧)	(٨)	(٩)
عدد بنود الاختبار (ن)	٢٠	٣٠	٤٠	٥٠	٦٠	٧٠	٨٠	٩٠	١٠٠
إذا كان ع = ١ , ٠ ن (عدد الأسئلة)	-	,٢١	,٤١	,٥٣	,٦١	,٦٦	,٧١	,٧٤	,٧٧
إذا كان ع = ١٥ , ٠ ن (عدد الأسئلة)	,١٥	,٦٧	,٧٥	,٨٠	,٨٤	,٨٦	,٨٨	,٨٩	,٩٠
إذا كان ع = ٢٠ , ٠ ن (عدد الأسئلة)	,٧٤	,٨٣	,٨٧	,٩٠	,٩٢	,٩٣	,٩٤	,٩٤	,٩٥

لاحظ أن عند استخـدام هذه الجداول فأننا نأخذ أقـرب عدد إلى أعداد البنود أو الأسئلة، فإذا كـان عدد الأسئلة مثلا ٧٧ فـإننا نبحث تحت العمود رقم ٧. أى اعـتبرنا عدد البنود ٨٠ كما نأخـذ أيضا أقرب نسبة إلى نسبة الانحـراف المعيارى إلى عدد البنود أو الأسئلة.

العوامل التى تؤثر فى ثبات درجات الاختبار:

هناك العديد من العوامل التى تؤثر فـى ثبات درجات الاختبار بعضـها يعود إلى الفرد نفـسه مـثل قدرة الفرد علـى أدائه نوعا معـينا من المهارات التى تتـصل بما يقيـسه الاختبار وطريقتـه فى هذا الأداء، وفهمه لتعـليمات الاختبار ، وكذلك عوامل التعب أو الإجهاد أو الملل والتوتر الانفعالى والذاكرة وغير ذلك، ومنها ما يتصل بالاختبار فى حد ذاته مثل صياغة بنود الاختبار والتعليمات وعوامل الصدفة وطريقة الإجراء وغير ذلك.

إلا أن العوامل المهمة التى يجب أن نشـير إليها ـ وخاصة أنها تحتـاج إلى معالجة إحصائية ـ يمكن أن نلخصها فيما يلى:

أولا ـ أثر طول الاختبار على ثباته:

نقصد بـطول الاختبار عدد وحـداته، وسبق أن تعرضنا ـ فى سيـاق الحديث عن تعريف الاختـبار ـ لعدد الوحدات كـعينة تمثل القدرة أو السمة الـتى يقيـسها الاخـتبار، وكلما كانت العـينة كبيرة (أى عدد الوحـدات كثيرا) كان الاخـتبار أكثر دقة فى قـياسه للقدرة.

وهنا يمكن أن نقـول: إن العلاقـة بين عدد وحدات الاخـتبـار (طول الاختـبار) ومعامل ثباته علاقة طردية، بمعنى أنه إذا زاد عدد الوحدات ارتفع معامل ثبات الاختبار.

والطريقة المباشـرة لتحديد هذه العلاقة هى مـعادلة سبيرمـان وبراون فى صورتها الأصلية:

$$ر_{١٠} = \frac{ن\ ر_{.}}{١ + (ن - ١)\ ر_{.}}$$

حيث $ر_{١٠}$ معامل ثبات الاختبار بعد زيادة عدد وحداته.

$ر_{.}$ معامل ثبات الاختبار قبل زيادة عدد وحداته.

ن هى النسـبة بين عـدد وحدات الاخـتـبار بعـد الزيادة إلى عدد وحـدات الاختبار قبل الزيادة.

فإذا أخذنا المثال التالى لتوضيح كيفية استخدام هذه المعادلة:

لنفرض أن اختبارا ما عدد وحداته ٥٠ بندا ومعامل ثباته ٠,٧، فكم يكون معامل ثباته إذا أصبح عدد وحداته ١٥٠ بندا؟

وللإجابة على هذا السؤال نحسب أولا ن النسبة بين عدد الوحدات بعد الزيادة إلى عدد الوحدات قبل الزيادة وهى $\frac{\text{١٥٠}}{\text{٥٠}}$ = ٣.

وبتطبيق المعادلة:

$$\text{ر١٠} = \frac{\text{٣} \times \text{٠,٧}}{\text{١} + (\text{٣} - \text{١})\ \text{٠,٧}}$$

$$= \frac{\text{٢,١}}{\text{٢,٤}} = \text{٠,٨٨}\ ..$$

لاحظ أن معامل الثبات كان ٠,٧ عندما كان عدد وحدات الاختبار ٥٠، وأصبح معامل الثبات ٠,٨٨ عندما أصبح عدد الوحدات ١٥٠، ومثال آخر:

لنفترض أن معامل ثبات الاختبار هو ٠,٦٠ عندما كان عدد وحداته ٦٠. فكم يصبح معامل ثباته إذا أضيف إلى وحداته ١٨٠ وحدة أخرى؟

فى هذه الحالة يصبح عدد الوحدات ٦٠ + ١٨٠ = ٢٤٠.

وتصبح ن = $\frac{\text{٢٤٠}}{\text{٦٠}}$ = ٤

$$\therefore \text{ر١٠} = \frac{\text{٤} \times \text{٦}}{\text{١} + (\text{٤} - \text{١})\ \text{٠,٦}} = \frac{\text{٢,٤}}{\text{١} + \text{١,٨}} = \frac{\text{٢,٤}}{\text{٢,٨}} = \text{٠,٨٦}$$

وواضح من استخدام هذه المعادلة أن المطلوب دائما هو معامل الثبات بعد الزيادة ر١٠. ولكن قد يكون من المطلوب أحيانا معرفة قيمة ن أى معرفة النسبة التى يجب أن يزيد بها عدد وحدات الاختبار للوصول إلى درجة معينة من الثبات.

لنفترض أن الاختبار عدد وحداته ٥٠، ومعامل ثباته ٠,٧. والمطلوب أن يكون معامل ثباته ٠,٩. فكم يجب أن يكون عدد وحداته؟

بتطبيق المعادلة:

$$\text{ر١٠} = \frac{\text{ن ر..}}{\text{١} + (\text{ن} - \text{١})\ \text{ر..}}$$

$$\therefore \text{٠,٩} = \frac{\text{ن} \times \text{٠,٧}}{\text{١} + (\text{ن} - \text{١})\ \text{٠,٧}}$$

∴ ٠,٧ ن = ٠,٩ + (٠,٩ ن - ٠,٩) ٠,٧

٠,٧ ن = ٠,٩ + ٠,٦٣ ن - ٠,٦٣

٠,٧ ن - ٠,٦٣ ن = ٠,٢٧

٠,٠٧ ن = ٠,٢٧

ن = ٤ تقريبا.

أى أنه إذا أردنا أن نرفع معامل ثبات الاختبار من ٠,٧ إلى ٠,٩ فإنه يجب أن يزيد عدد وحداته من ٥٠ إلى ٢٠٠ (ن = ٤، $\frac{٢٠٠}{٥٠}$ = ٤) وهناك طريقة أسهل من الناحية الحسابية للحصول على قيمة ن مباشرة، وذلك عن طريق المعادلة التالية:

$$ن = \frac{\text{معامل الثبات المطلوب} \times \text{١ - المعامل الحالى}}{\text{معامل الثبات الحالى} \times \text{١ - المعامل المطلوب}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على مثالنا السابق نحصل على ما يلى:

$$ن = \frac{٠,٩ \times ١ - ٠,٧}{٠,٧ \times ١ - ٠,٩} = \text{٤ تقريبا.}$$

وهناك طريقة أخرى لتحديد العلاقة بين طول الاختبار ودرجة ثباته تبنى على حقيقة مهمة وهى:

«إذا زاد طول الاختبار ن مرة فإن التباين الحقيقى لدرجاته يزيد ن^{٢} مرة، ويزيد تباين الخطأ ن مرة».

فإذا كان لدينا اختبار معامل ثباته ٠,٦ فإن هذا يعنى بناء على تعريفنا لمعامل ثبات الاختبار على أنه النسبة بين التباين الحقيقى والتباين العام لدرجاته وهى $\frac{٦}{١٠}$ وأن النسبة بين تباين الخطأ والتباين العام لدرجاته هى $\frac{٤}{١٠}$.

ويمكن القول إنه إذا كان معامل الثبات ٠,٦ فإن التباين الحقيقى ٦ وتباين الخطأ ٤ والتباين العام ١٠.

لنفترض أن هذا الاختبار كان عدد وحداته ٢٠ وأصبحت ٤٠، فكم يصبح معامل ثباته.

بناء على الحقيقة السابقة فإن الاختبار زاد مرتين أى (ن = ٢).

∴ سوف يزيد التباين الحقيقى ن^{٢} مرة أى ٤.

∴ ويزيد تباين الخطأ ن مرة أى ٢.

∴ التباين الحقيقى ٦ يصبح ٢٤ (٦ × ٤)،

والتباين الخطأ ٤ يصبح ٨ (٤ × ٢)،

والتباين الكلى = ٣٢ (٢٤ + ٨).

$$\therefore \text{معامل الثبات بعد الزيادة} = \frac{٢٤}{٣٢} = \frac{\text{التباين الحقيقى}}{\text{التباين الكلى}} = ٠,٧٥$$

ويمكن مراجعة ذلك بمعادلة سبيرمان وبراون:

$$١٠٣ = \frac{٢ \times ٠,٦}{١ + (٢ - ١) ٠,٦} = \frac{١,٢}{١,٦} = ٠,٧٥$$

ومثال آخر: (راجع الأمثلة السابقة)

لنفرض أن الاختبار عدد وحداته ٥٠ ومعامل ثباته ٠,٧ فكم يكون معامل ثباته إذا أصبح عدد وحداته ١٥٠؟

وللإجابة على هذا السؤال واعتمادا على الحقيقة السابقة نجد أنه ما دام معامل الثبات ٠,٧ فإن هذا يعنى أن التباين الحقيقى هو ٧ وتباين الخطأ ٣ والتباين العام ١٠، وبما أن ن = ٣ فإن التباين الحقيقى سوف يزيد $ن^{٢}$ مرة أى $٣^{٢}$ أى ٩.

وتباين الخطأ سوف يزداد ن مرة أى ٣.

∴ التباين الحقيقى كان ٧ يصبح ٧ × ٩ = ٦٣

تباين الخطأ كان ٣ يصبح ٣ × ٣ = ٩

التباين العام يصبح ٠,٧٢

$$\therefore \text{معامل الثبات} = \frac{٦٣}{٧٢} = ٠,٨٨$$

(راجع المثال المناظر فى حالة معادلة سبيرمان وبراون).

ومثال آخر:

عدد وحدات الاختبار ٦٠

أضف إليها ١٨٠ أصبحت ٢٤٠

معامل الثبات هو ٠,٦

هذا يعنى أن التباين الحقيقى ٦ وتباين الخطأ ٤

ن فى هذه الحالة = ٤

∴ التباين الحقيقى يزيد $\text{ن}^{٢}$ مرة أى ١٦ يصبح ٦ × ١٦ = ٩٦

وتباين الخطأ يزيد ن مرة أى ٤ يصبح ٤ × ٤ = ١٦

التباين العام = ١١٢.

∴ معامل ثبات الاختبار بعد الزيادة $\frac{٩٦}{١١٢}$ = ٠,٨٦ (راجع المثال المناظر).

ثانيا - أثر تباين درجات المجموعة على معامل الثبات:

سبق أن أوضحنا أن معامل ثبات الاختبار ما هو فى الحقيقة إلا معامل ارتباط من نوع ما. وعندما نحسب معامل الارتباط بين متغيرين فإن هذا المعامل يتأثر بمدى كل متغير منهما. فإذا حسبنا على سبيل المثال معامل الارتباط بين الطول والوزن لمجموعة من الشباب تتراوح أطوالهم بين ١٦٥ - ١٧٠ سم. فإن معامل الارتباط سوف يكون ضعيفا.

ومن هذا نرى أن ضيق المدى أو اتساعه يؤثر على معامل الارتباط، أو بمعنى آخر معامل ثبات الاختبار.

ولتوضيح مدى تأثر معامل ثبات الاختبار بتباين درجاته فإننا نشير إلى الاختلاف فى التباين بين مجموعتين عندما يطبق عليهما اختبار واحد على أن هذا الاختلاف يعود إلى المكون الحقيقى للتباين، وليس لمكون الخطأ. فنقول على سبيل المثال: إن التباين الحقيقى لدرجات المجموعة (أ) أكبر من التباين الحقيقى للمجموعة (ب)، ومن ثم فإن التباين العام لدرجات المجموعة (أ) أكبر من التباين العام لدرجات للمجموعة (ب). وذلك إذا أخذنا فى اعتبارنا أن ظروف تطبيق الاختبار على كلتا المجموعتين كانت مناسبة وتتفق مع الشروط الأساسية للتطبيق بحيث لا تكون كذلك فى إحدى المجموعتين وغير ذلك فى المجموعة الأخرى، وعليه يمكن القول بأن الاختلاف فى التباين العام يعود إلى الاختلاف فى التباين الحقيقى وليس إلى الاختلاف فى تباين الخطأ.

بناء على ذلك يمكن استخدام المعادلة التالية لتحديد العلاقة بين معامل ثبات الاختبار وتباين درجاته.

$$\text{ر}_{\text{ص . ص}} = ١ - \frac{\text{ع}^{٢}_{\text{س}}}{\text{ع}^{٢}_{\text{ص}}} (١ - \text{ر}_{\text{س . س}})$$

حيث $\text{ر}_{\text{ص . ص}}$ معامل ثبات درجات الاختبار عندما يستخدم فى المجموعة أو الحالة (ص)،

$\text{ع}^{٢}_{\text{ص}}$ تباين درجات الاختبار عندما يستخدم فى المجموعة أو الحالة (ص)،

$ع^2_{س}$ تباين درجات الاختبار عندما يستخدم فى المجموعة أو الحالة (س)

$ر_{س . س}$ معامل ثبات الاختبار عندما يستخدم فى المجموعة أو الحالة (س)

(وذلك إذا افترضنا أن التغير فى التباين العام إنما يعود إلى التغير فى التباين الحقيقى وليس إلى تباين الخطأ).

ولتوضيح هذه المعادلة لنأخذ المثال التالى:

لنفترض أنه عند حساب معامل ثبات اختبار ما بتطبيقه على المجموعة(س) وجد أنه يساوى ٠,٧ عندما كان تباين المجموعة (س) = ١٦. فكم يكون معامل الثبات إذا حسب فى مجموعة أخرى (ص) حيث كان التباين ٢٥؟. ويمكن أن يسأل هذا السؤال بصيغة أخرى (كم يكون معامل الثبات إذا تغير تباين المجموعة نفسها من١٦ إلى ٢٥؟).

للإجابة على هذا السؤال تطبق المعادلة السابقة كما يلى:

$$ر_{ص . ص} = ١ - \frac{١٦}{٢٥} (١ - ٠,٧)$$

$$= ٠,٨١$$

وهذا يوضح زيادة معامل الثبات: أى أنه بزيادة التباين فى درجات المجموعة يزيد معامل الثبات.

ومثال آخر:

لنفرض أن معامل ثبات اختبار ما هو ٠,٨ فى المجموعة (ص) حيث تباين درجاتها ٣٦. فكم يكون معامل الثبات فى مجموعة أخرى (س) حيث يكون التباين ٢٤؟

$$٠,٨ = ١ - \frac{٢٤}{٣٦} (١ - ر_{س . س})$$

$$= ٠,٧$$

وهذا يعنى أن معامل الثبات يقل عندما يقل التباين فى مجموعة ما، وعليه نقول: إن العلاقة بين التباين ومعامل الثبات هى علاقة طردية، مع ملاحظة أننا نتكلم عن التباين الحقيقى كسبب لزيادة التباين العام.

أما إذا افترضنا أن التغير فى التباين العام يعود إلى التغير فى تباين الخطأ، وليس إلى التباين الحقيقى. فإن العلاقة بين تباين الدرجات ومعامل الثبات تصبح غير ذلك تماما، ويمكن التعبير عنها بالمعادلة التالية:

$$ر_{ص . ص} = ر_{س . س} \times \frac{ع^2_{س}}{ع^2_{ص}}$$

(وذلك فى حالة تغير التباين العام بناء على التغير فى تباين الخطأ فقط، وهذه حالة ليست مألوفة).

وعندما نعود إلى مثالنا الأول حيث معامل الثبات هو ٠,٧ والتباين ١٦ والمطلوب معرفة معامل الثبات عندما يكون التباين ٢٥.

بتطبيق المعادلة السابقة

$$\text{ر}_{\text{ص . ص}} = \text{٠,٧} \times \frac{\text{١٦}}{\text{٢٥}} = \text{٠,٤٥}$$

وهذا يوضح انخفاض معامل الثبات بزيادة التباين، أى أن العلاقة فى هذه الحالة عكسية.

وللتلخيص نقول: إن العلاقة بين تباين الدرجات ومعامل الثبات تعتمد على الافتراض الأصلى الذى نفترضه لتعليل حدوث الزيادة فى التباين العام. فإذا افترضنا أن زيادة التباين العام إنما تعود إلى زيادة التباين الحقيقى (وهذه هى الحالة الغالبة عندما يضبط تطبيق الاختبار)، وليست زيادة تباين الخطأ فإن العلاقة فى هذه الحالة تكون طردية. أما إذا افترضنا أن الزيادة فى التباين العام إنما تعود إلى زيادة تباين الخطأ دون التباين الحقيقى (وهذه غير مألوفة بل نادرة الحدوث) فإن العلاقة بين التباين ومعامل الثبات تكون عكسية.

فإذا سلمنا بوجود العلاقة الطردية بين التباين ومعامل الثبات بمعنى أن التباين الكبير يرتبط بمعامل الثبات الكبير. فإنه يمكن استخدام المعادلة التالية فى تحديد (كم) العلاقة بين التباين ومعامل الثبات وهى:

$$\frac{\text{ع}'^{\text{٢}}}{\text{ع}^{\text{٢}}} = \frac{\text{١} - \text{ر}}{\text{١} - \text{ر}'}$$

حيث $\text{ع}'^{\text{٢}}$ هى التباين الأصغر.

$\text{ع}^{\text{٢}}$ هى التباين الأكبر

ر معامل الثبات الأكبر

رَ معامل الثبات الأصغر.

ويمكن حل المثال الأول كما يلى:

$$\frac{\text{١٦}}{\text{٢٥}} = \frac{\text{١} - \text{ر}}{\text{١} - \text{٠,٧}}$$

$$\therefore \text{ر} = \text{٠,٨١}$$

ويمكن حل المثال الثانى كما يلى :

$$\frac{٢٤}{٣٦} = \frac{١ - ٠,٨}{١ - ر َ}$$

$\therefore$ رَ = ٠,٧

علاقة معامل الثبات بالخطأ المعيارى لأداة القياس

تتحدد هذه العلاقة عن طريق الانحراف المعيارى لدرجات المجموعة التى يطبق عليها الاختبار، وذلك عن طريق المعادلة التالية :

$$\text{الخطأ المعيارى} = \text{الانحراف المعيارى} \times \sqrt{١ - \text{معامل الثبات}}$$

أى أن $ع_{خ م} = ع \sqrt{١ - ر_{١،١}}$

فإذا كان معامل ثبات الاختبار ٠,٨ والانحراف المعيارى لدرجات المجموعة (٦).

$\therefore ع_{خ م} = ٦ \times \sqrt{٠,٢} = ٢,٧$

وبطبيعة الحال كلما قل الخطأ المعيارى كان الاختبار أكثر دقة وذلك بالنسبة لذات الاختبار ولكن يمكن أن نتجاوز فنقول إنه يمكن مقارنة إختبار بآخر عن طريق قيمة الخطأ المعيارى إذا تساوت الظروف.

ثالثاً- صدق المقياس Validity :

هناك عدة مفاهيم أساسية تتعلق بصحة الاختبار أو صدقه بمعنى أنه لايكون الاختبار صادقاً إلا إذا توافر ما يلى :

١ - أن يكون الاختبار قادراً على قياس ما وضع لقياسه. بمعنى أن يكون الاختبار ذا صلة وثيقة بالقدرة التى يقيسها. فالاختبار الذى صمم من أجل قياس القدرة الرياضية على سبيل المثال يجب أن يكون واضحاً أنه يقيس هذه القدرة، وذلك عن طريق مدى صلته بمكونات القدرة الرياضية وعناصرها.

٢- أن يكون الاختبار قادراً على قياس ما وضع لقياسه فقط. بمعنى أن يكون هذا الاختبار قادراً على أن يميز بين القدرة التى يقيسها والقدرات الأخرى التى يحتمل أن تختلط بها أو تتداخل معها. فاختبار في القدرة الرياضية - بجانب قدرته على قياس هذه القدرة - يجب أن يقيسها، فقط بمعنى ألا يتأثر بالقدرة اللغوية على سبيل المثال حيث تصاغ الأسئلة بلغة صعبة غير مناسبة فلا يتمكن المفحوص من الإجابة على بند أو سؤال الرياضيات بسبب حاجز اللغة، وعليه فإن من يقدم إجابة صحيحة على مثل هذا السؤال أو البند فلابد أن يكون ملما بهذه اللغة الصعبة مثل إلمامه بالرياضيات أو أكثر.

٣- أن يكون الاختبار قادراً على التمييز بين طرفى القدرة التى يقيسها. بمعنى أن يميز بين الأداء القوى والأداء المتوسط أو الأداء الضعيف. فإذا كانت درجات الاختبار جميعها تتقارب دل ذلك على صدق ضعيف لأنه أى الاختبار فى حقيقة الأمر لم يقم بالمهمة الأساسية فى عملية القياس، وهى عملية إظهار الفروق الفردية بين أعضاء العينة.

فعلى سبيل المثال إذا وضعت قطعة كبيرة من الحجر على ميزان وسجل الميزان ١٦ كيلوجراما مثلاً، ثم وضعت قطعة صغيرة جداً من نفس الحجر، وسجل الميزان ١٥ كيلوجراما مثلاً. فإننا نشك كثيراً فى صدق هذا الميزان أوصحته.

وبالمثل فإن الاختبار الذى لايميز بصورة واضحة بين طرفى القدرة التى يقيسها، ولايظهر الفروق الفردية، فإنه اختبار ليس بصحيح أو صادق.

هذه هى المفاهيم الثلاثة الأساسية لصدق الاختبار، وربما كانت أيضاً الأساس الذى عليه يمكن أن نشير إلى أنواع الصدق والطرق المختلفة لتعيينه.

هناك شيء آخر يجب أن نشير إليه، هو أن هذا الصدق فى مجمله إنما هو مفهوم نسبى. فالاختبار الذى يقيس الرياضيات ويميز بين القدرة الرياضية والقدرات الأخرى، ويميز أيضا بين طرفى القدرة الرياضية قد يكون صادقا فى مستوى معين، وقد لا يكون كذلك فى مستوى آخر، وقد يكون صادقا بالنسبة لمجموعة من الأداءات فى القدرة الرياضية، ولا يكون كذلك بالنسبة لمجموعة أخرى من الأداءات وهكذا.

أنواع الصدق:

فى إطار المفاهيم الثلاثة السابقة للصدق يمكن أن نميز بين عدة أنواع تم تصنيفها بصورة اختيارية لسهولة الدراسة والمناقشة:

أ ـ الصدق الافتراضى Assumed Validity:

ويقوم هذا النوع من الصدق على افتراض من قام بإعداد الاختبار ومن يقوم على استخدامه بأن هذا الاختبار يقيس قدرة معينة، وذلك بناء على ما ورد فيه من بنود أو وحدات أو تعليمات.

والحقيقة أن هذا النوع من الصدق لا يؤخذ فى الاعتبار غالبا، وذلك لأنه من المتوقع ألا يدل عنوان الاختبار أو بنوده أو تعليماته على ما يقيسه، وبالذات بالنسبة للقدرات أو السمات التى يحتمل أن تتداخل مع بعضها البعض، مثل الذكاء والقدرة الرياضية أو اللغوية أو سمة التسلط والسيطرة، والقدرة على تحمل المسئولية وما إلى ذلك.

ب ـ الصدق الظاهرى (الأولى) Face Validity:

ويقوم هذا النوع من الصدق على فكرة مدى مناسبة الاختبار لما يقيس، ولمن يطبق عليهم. ويبدو مثل هذا الصدق فى وضوح البنود، ومدى علاقتها بالقدرة أو السمة أو البعد الذى يقيسه الاختبار، وغالبا ما يقرر ذلك مجموعة من المتخصصين فى المجال الذى يفترض أن ينتمى إليه هذا الاختبار أو ذاك. حيث يؤخذ فى الاعتبار التعليمات والزمن المحدد، ومدى اتفاقه مع إطار مجتمع الأفراد الذى صمم من أجله، والإمكانات المفروض توافرها من أجل التطبيق والتصحيح.

جـ ـ صدق المحتوى Content Validity:

وهذا النوع من الصدق يقوم على مدى تمثيل الاختبار أو المقياس للميادين أو الفروع المختلفة للقدرة التى يقيسها، وكذلك التوازن بين هذه الفروع أو الميادين بحيث يصبح من (المنطقى) أن يكون محتوى الاختبار صادقا ما دام يشمل جميع عناصر القدرة

المطلوب قياسها ويمثلها. ويقرر هذا النوع من الصدق أيضا مجموعة من المتخصصين فى مجال القدرة أو السمة التى يقيسها الاختبار.

د ـ الصدق التجريبى Experimental Validity:

وهو عبارة عن صدق الاختبار كما يعبن تجريبيا، أو كما يعبر عنه بمعامل الارتباط بين الاختبار وبين محك خارجي تأكدنا من صحته. وقد يكون المحك الخارجى اختبارا آخر أو أحكاما أصدرتها مجموعة من المتخصصين على فترات طويلة ومتعاقبة بالنسبة لأنماط سلوكية معينة، أو غير ذلك من محكات يوثق بها ويعتمد عليها.

هـ ـ الصدق التنبؤى Predictive Validity:

وهو نوع من الصدق يعتمد على مدى قدرة الاختبار على التنبؤ بأنماط سلوك الفرد فى موقف مستقبلى، وخاصة إذا كان هذا الموقف المستقبلى يتعلق بما يقيسه الاختبار. فإذا كانت دراسة الرياضيات أساسية بالنسبة للنجاح فى دراسة الفيزياء أو الكيمياء أو الهندسة (كما ثبت ذلك بالخبرة مثلا) فإن اختبار القدرة الرياضية الذى يطبق على مجموعة من الطلاب الدارسين لهذه المواد يمكن أن يكون مؤشرا للتفوق فى هذه الميادين إذا كان لهذا الاختبار صدق تنبؤى واضح.

و ـ الصدق العاملى Factorial Validity:

ويعتمد هذا النوع من الصدق على منهج التحليل العاملى الذى يقوم على تحليل مصفوفة معاملات الارتباط بين الاختبارات والمحكات المختلفة من أجل الوصول إلى العوامل التى أدت إلى إيجاد هذه المعاملات، وسوف نتعرض لهذا المنهج فى شىء من التفصيل فى مكان آخر من هذا الكتاب.

ز ـ الصدق الذاتى Intrinsic Validity:

وهو فى الحقيقة يمثل العلاقة بين الصدق والثبات. إذ إن هذا النوع من الصدق يقوم على الدرجات التجريبية بعد التخلص من أخطاء المقياس، أو بمعنى آخر الدرجات الحقيقية. ويمكن تفسير ذلك بأن الدرجات الحقيقية أصبحت هى المحك الذى ينسب إليه صدق الاختبار. وكما سبق أن أوضحنا عند مناقشتنا للثبات من أن ثبات الاختبار هو فى الواقع عبارة عن معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية عندما تتم إعادة الاختبار على نفس المجموعة، أو عندما نستطرد ونقول: إن الصدق الذاتى أو الحقيقى يعبر عما يحتويه الاختبار حقيقة من القدرة التى يقيسها خالية من أى أخطاء أو شوائب: بمعنى مقدار تشبع هذا الاختبار بما يقيسه حقيقة من قدرة. ونحن نعلم أن ر$_{٢.٣}$ = سَ$_{١}$ × سَ$_{٢}$ (حيث سَ$_{١}$ ، سَ$_{٢}$ مقادير تشبعات)، وأن ر$_{١.٣}$ = سَ^{٢}.

يمكن أن نلخص العلاقة بين الصدق الذاتى والثبات بالمعادلة التالية:

$$\text{معامل الصدق الذاتى} = \sqrt{\text{معامل الثبات}}$$

فإذا كان معامل ثبات اختبار هو ٠,٨١ فإن معامل صدقه الذاتى وكذلك الحد الأقصى لمعامل الصدق التجريبى أو الصدق العاملى هو $\sqrt{0.81} = 0.9$، وهذا يعنى أن معامل الصدق الذاتى لأى اختبار هو الحد الأقصى لمعامل صدقه سواء حسب بطريقة المحك الخارجى أو عن طريق منهج التحليل العاملى.

طرق تعيين معامل صدق الاختبار:

سوف نستعرض فى الفقرات التالية الطرق التى يمكننا بها تعين معامل صدق الاختبار مع ملاحظة أنه ليست كل هذه الطرق صالحة لكل أنواع الاختبارات، وهذا ما يجب أن يؤخذ فى الاعتبار.

١ ـ طريقة استطلاع آراء الحكام:

تعتمد هذه الطريقة على فكرة الصدق الظاهرى وصدق المحتوى معا. بمعنى أنه من المطلوب أن يقدر الحكم المتخصص مدى علاقة كل بند من بنود الاختبار أو المقياس بالسمة أو القدرة المطلوب قياسها، وذلك بعد توضيح معنى هذه السمة أو القدرة بصورة إجرائية.

وهذه الطريقة ممكنة الاستخدام فى حالات اختبارات الشخصية، بل ويمكن الاعتماد عليها فى إعداد الاختبار الصادق فى هذا الميدان، ونلخص هذه الطريقة فى عدة خطوات نصفها على النحو التالى:

أ ـ يقوم الباحث بإعداد البنود أو العبارات التى يحتمل أن تقيس السمة المطلوبة، ولتكن «القدرة على تحمل المسئولية». وبطبيعة الحال.. وكما سنوضح فيما بعد ـ فإن على الباحث أن يجد من البنود عددا يفوق بكثير العدد الذى يريد أن يكون منه الاختبار المطلوب. كما يجب أن يراعى أيضا شروط إعداد البنود ،وما إلى ذلك.

ب ـ تطرح هذه البنود على مجموعة من الحكام المتخصصين ـ فى هذه الحالة يفترض أن يكون هؤلاء الحكام من الدارسين لعلم النفس عامة والشخصية الإنسانية على وجه الخصوص ـ ويستحسن أن يزيد عدد الحكام عن ٣٠.

جـ ـ تجهز التعليمات التى تسبق البنود أو العبارات على النحو التالى:

«هذه مجموعة من العبارات (أو البنود) يحتمل أن تقيس ما نسميه بالقدرة على تحمل المسئولية، بمعنى: إقبال الفرد على حمل المسئولية ومثابرته وتصميمه على أداء

عمله وإكماله حتى نهايته وفى الموعد المحدد. وجدية الفرد فى نظرته لأمور الحياة اليومية واحترامه لكلمته، وكونه محل ثقة وتقدير فى المجال المهنى أو الاجتماعى.

وأمام كل عبارة من هذه العبارات تدريج من صفر إلى ١٠.

اقرأ العبارة جيدا فإذا كنت تجد أن هذه العبارة تقيس القدرة على تحمل المسئولية تماما، ضع دائرة حول الرقم ١٠ وإذا كنت ترى أن هذه العبارة لا تقيس هذه القدرة مطلقا ضع دائرة حول صفر، وذلك بغض النظر عن اتجاه العبارة. وهكذا يمكنك أن تدرج الإجابة بين صفر، ١٠.

وإليك المثال التالى:

١ ـ يحب أن يكمل عمله حتى نهايته.

٠	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠

٢ ـ غير مرتب أو منظم فى عمله دائما.

٠	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠

العبارة الأول، وهى موجبة الاتجاه تقيس القدرة على تحمل المسئولية، ولذلك وضعت دائرة حول ١٠ والعبارة الثانية وهى سالبة الاتجاه تقيس أيضا نفس القدرة، ولذلك وضعت دائرة حول ١٠ رغم اختلاف اتجاه العبارة فى كل حالة.

د ـ تصنف آراء الحكام بالنسبة لكل عبارة وتحت التدريجات من ٠ ـ ١٠ وتحسب النسبة المئوية فى كل خانة:

مثال:

العبارة رقم ١:

	٠	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
عدد الحكام:	٢	٥	٥	١٨	٥	١٠	٣٠	١٠	٣	٧	٥
نسبة الحكام:	,٠٢	,٠٥	,٠٥	,١٨	,٠٥	,١٠	,٣٠	,١٠	,٠٣	,٠٧	,٠٥

(لاحظ أن العدد الكلى للحكام = ١٠٠)

هـ - نحسب درجة صدق كل عبارة باستخدام القانون التالى :

$$ق = ح + \frac{٠,٥ - مج\ ن}{نَ} \times ١$$

حيث ق هى درجة صدق العبارة،

ح الحد الأدنى للفئة الوسيطية (الفئة التى يقع فيها الوسيط)،

مج ن مجموع النسب التى تقع قبل الفئة الوسيطية،

نَ النسبة الوسيطية

وعند تطبيق القانون فى مثالنا السابق نجد أن الفئة الوسيطية هى الفئة (٦) وبالتالى يحتمل أن يكون الوسيط فيها :

$$\therefore ق = ٥,٥ + \frac{٠,٥ - ٠,٤٥}{٠,٣} = ٥,٦٧$$

وهكذا تحسب هذه الدرجة ق بالنسبة لكل عبارة وهى الدرجة التى تدل على صدق العبارة.

و - يتم ترتيب العبارات حسب الدرجة ق ترتيباً تنازلياً أى نبدأ بأعلى درجة وننتهى بأقل درجة، ويقوم الباحث بأخذ الثلث الأعلى من العبارات ليكون منها الاختبار المطلوب.

وهناك طريقة أخرى تعتمد أيضاً على آراء الحكم، حيث يؤخذ فى الاعتبار عدد الحكام الذين اتفقوا على صدق العبارة وتسمى طريقة (لوش) Lawshe وتحسب من المعادلة التالية :

$$درجة\ صدق\ العبارة = \frac{م - ٠,٥\ ن}{٠,٥\ ن}$$

حيث م عدد الحكام الذين اتفقوا على صدق العبارة   ن عدد جميع الحكام.

فإذا افترضنا أن عدد الحكام (٢٠) واتفق (١٦) حكما على صحة عبارة ما فإن

$$درجة\ صدق\ هذه\ العبارة = \frac{١٦ - ١٠}{١٠} = ٠,٦$$

وهذه الدرجة تمثل درجة صدق العبارة ويعتمد الحد الأدنى للدرجة المطلوبة على عدد الحكام ويمكن ملاحظة ذلك من الجدول التالى :

عدد الحكام	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	٢٠	٢٥	٣٠	٣٥	٤٠
الحد الأدنى	٠,٧٥	٠,٧٨	٠,٦٢	٠,٥٩	٠,٥٦	٠,٥٤	٠,٥١	٠,٤٩	٠,٤٢	٠,٣٧	٠,٣٣	٠,٣١	٠,٢٩

(مستوى الدلالة ٠,٠٥ توزيع أحادى الطرف One Tailed)

ففى حالتنا هذه حيث عدد الحكام (٢٠) يصبح الحد الأدنى المطلوب للدرجة هو ٠,٤٢ لتكون دالة عند مستوى ٠,٠٥

٢ـ طريقة المحك الخارجي:

وتقوم هذه الطريقة على فكرة ارتباط الاختبار بمحك خارجي ثبت صدقه أو تأكدنا منه نتيجة كثرة البحوث أو الاستخدام أو غير ذلك من المعايير التى تساعد الباحث على تحديد المحك المناسب لقياس صدق الاختبار الذى يقوم بإعداده.

وقد سبق أن قلنا أن هذا المحك قد يكون اختبارا آخر، ففى حالة اختبارات الذكاء التى يعدها الباحثون لا مانع من استخدام اختبار بينيه أو اختبار وكسلر؛ وذلك نظرا لكثرة استخدام هذين الاختبارين فى ميدان قياس الذكاء، وكثرة ما أجرى عليهما من دراسات وبحوث وتقارير.

وقد يكون هذا المحك مجموعة من الأحكام التى أصدرها متخصصون واتخذت صفة الاستقرار والوضوح لفترة طويلة من الزمن مثل الخصائص المطلوبة للنجاح فى مهنة معينة أو ما أشبه ذلك.

وعلى العموم سوف نلخص فيما يلى كيفية تعيين صدق الاختبار عن طريق وجود محك خارجي وليكن اختبارا آخر:

أ ـ يقوم الباحث باختيار المحك الصادق بناء على الشروط والمعايير التى يجب أن تتوافر فى المحك الصادق من حيث ما أشير إليه سابقا مثل كثرة الاستخدام أو الدراسات والتقارير، ومن حيث أن يكون مناسبا لنفس المرحلة العمرية التى صمم من أجلها الاختبار، وطبيعة المجموعة التى سوف يطبق عليها.

ب ـ يتم تطبيق الاختبار المطلوب تعين صدقه على العينة أولا ثم يتم بعد ذلك تطبيق الاختبار المحك ـ ومع ملاحظة الفترة الزمنية لتفادى عوامل الملل والإجهاد وغير ذلك.

جـ ـ يحسب معامل الارتباط بين درجات العينة على الاختبار المحك ودرجاتهم على الاختبار المطلوب تعيين معامل صدقه. ويدل هذا المعامل على صدق الاختبار.

والحقيقة أن مجرد حساب معامل صدق الاختبار بهذه الطريقة لا يدل مباشرة على قدرة الاختبار على التنبؤ بالقدرة التى يقيسها، ومن المفروض أيضا أن يقيسها المحك الخارجي.

لذلك ينصح أحيانا باستخدام معادلة الانحدار ـ سبق الإشارة إليها ـ لحساب قدرة الاختبار على التنبؤ.

فإذا فرضنا أن درجات الاختبار هى (س) ودرجات المحك الخارجى هى (ص) ومعامل صدق الاختبار هو $ر_{س.ص}$

$$\therefore \quad ص = ر_{س.ص} \times \frac{ع_ص}{ع_س} (س - م_س) + م_ص$$

حيث $ع_س$ الانحراف المعيارى لدرجات الاختبار،

$ع_ص$ الانحراف المعيارى لدرجات المحك الخارجى،

$م_س$ متوسط درجات الاختبار،

$م_ص$ متوسط درجات المحك الخارجى.

ومن ثم يمكن استنتاج ص من س. كما يمكن أيضا حساب الخطأ المعيارى للانحدار كما يلى:

$$ع_{ص/س} = ع_ص \sqrt{1 - ر^2_{س.ص}}$$

حيث $ع_{ص/س}$ الخطأ المعيارى لاستنتاج قيمة ص من س،

$ع_ص$ الانحراف المعيارى لدرجات المحك الخارجى،

$ر_{س.ص}$ معامل صدق الاختبار (معامل الارتباط بين الاختبار والمحك الخارجى).

وما يجب أن نشير إليه أيضا هو أن من العوامل التى تؤثر فى علاقة الاختبار بالمحك (معامل صدق الاختبار) معامل ثبات كل من المحك الخارجي والاختبار نفسه بحيث نحتاج إلى تعديل معامل الصدق التجريبى قبل أن نستخدمه فى معادلة الانحدار من أجل عملية التنبؤ. ويمكن تعديل معامل الصدق باستخدام المعادلة التالية:

$$ر_{(س ص)} = \frac{\tilde{ر}_{س ص}}{\sqrt{ر_{س س} \times ر_{ص ص}}}$$

حيث $ر_{(س ص)}$ معامل صدق الاختبار بعد التعديل،

$\tilde{ر}_{س ص}$ معامل صدق الاختبار قبل التعديل (معامل الصدق التجريبى)،

$ر_{س س}$ معامل ثبات الاختبار،

$ر_{ص ص}$ معامل ثبات المحك الخارجى.

فإذا كان معامل الصدق التجريبى لاختبار ما هو ٠,٨١ ، ومعامل ثباته ٠,٨٨ ، ومعامل ثبات المحك الخارجى هو ٠,٩٤ . كم يكون معامل الصدق الحقيقى للاختبار (معامل الصدق بعد التعديل)؟

$$\therefore ر_{(س ص)} = \frac{٠,٨١}{\sqrt{٠,٨٨ \times ٠,٩٤}} = ٠,٨٩$$

(راجع الصدق الذاتى والعلاقة بين الصدق والثبات).

٣ ـ طريقة مقارنة الأطراف:

وهذه طريقة ثالثة تستخدم فى تعيين معامل صدق الاختبار وتقوم من أساسها على مفهوم قدرة الاختبار على التمييز بين طرفى القدرة التى يقيسها. ويمكن أن تتم هذه المقارنة بأسلوبين مختلفين:

أ ـ **مقارنة الأطراف فى الاختبار والمحك الخارجى**: وفى هذا الأسلوب يتم مقارنة الثلث الأعلى فى درجات الاختبار بالثلث الأعلى فى درجات المحك الخارجى، والثلث الأدنى فى درجات الاختبار بالثلث الأدنى فى درجات المحك الخارجى.

وتستخدم لهذه المقارنة طريقة حساب الدلالة الإحصائية للفرق بين المتوسطات أو حساب قيمة تَ.

فإذا لم تكن هناك دلالة إحصائية للفرق بين المتوسطين فى حالة مقارنة الثلث الأعلى فى درجات المحك بالثلث الأعلى فى درجات الاختبار، وإذا لم تكن هناك دلالة إحصائية للفرق بين المتوسطين فى حالة مقارنة الثلث الأدنى فى درجات المحك بالثلث الأدنى فى درجات الاختبار. فى هذه الحالة يمكن أن نقول: إن الاختبار صادق ـ بطبيعة الحال نحن نفترض صدق المحك الخارجى الذى يتم اختياره من أجل تعيين صدق الاختبار ـ كما نفترض أيضا تكافؤ المحك الخارجى مع الاختبار من حيث البناء.

ب ـ **مقارنة الأطراف فى الاختبار فقط**: وهذا أسلوب آخر يعتمد على مقارنة درجات الثلث الأعلى بدرجات الثلث الأدنى فى الاختبار، وتتم هذه المقارنة عن طريق حساب الدلالة الإحصائية للفرق بين المتوسطين. فإذا كانت هناك دلالة إحصائية واضحة للفرق بين متوسط الثلث الأعلى ومتوسط الثلث الأدنى يمكن القول بأن الاختبار صادق.

والحقيقة أن هذه الطريقة عموما طريقة سهلة وأقل دقة من طريقة التحليل العاملى أو المحك الخارجى، ولكنها تعطى مؤشرا سريعا عن مدى صدق الاختبار.

٤ ـ طريقة التحليل العاملى:

سوف نتعرض بشيء من التفصيل لمنهج التحليل العاملى فى مكان آخر من هذا الكتاب، ولكن لا مانع من الإشارة إلى هذه الطريقة كطريقة دقيقة فى حساب معامل صدق الاختبار.

وتتلخص هذه الطريقة فى اختبار مجموعة من المحكات الخارجية بالإضافة إلى الاختبار أو الاختبارات التى يراد تعيين معامل الصدق بالنسبة إليها.

وتحسب معاملات الارتباط البينية لمجموعة الاختبارات هذه (الاختبارات والمحكات الخارجية) ثم نحلل هذه المعاملات من أجل الوصول إلى مقدار تشبع كل اختبار بالعامل العام، والعوامل الأخرى المشتركة بين هذه الاختبارات جميعا.

ويدل مقدار تشبع الاختبار بالعامل العام (مثلا) على صدقه بالنسبة لقياس هذا العامل. وهكذا بالنسبة لبقية العوامل. فإذا كان تشبع الاختبار بالعامل العام (الأول) = ٨, ٠ فإن هذا الاختبار يعتبر صادقا فى قياسه لهذا العامل العام ومعامل صدقه = ٨, ٠ .

٥ ـ طريقة جداول التوقع Expectancy Tables:

تعتمد هذه الطريقة على حساب التكرار المزدوج لدرجات الاختبار المطلوب تعيين معامل صدقه ودرجات أو مستويات الأداء فى المحك الخارجى (لاحظ أن المحك الخارجى ليس دائما اختبارا بالضرورة). ويتم تنظيم التكرارات والنسب المئوية المناظرة لها فى جداول تسمى جداول التوقع تساعد على تقدير مدى صدق الاختبار بالنسبة لكل مستوى من مستويات المحك الخارجى.

والمثال التالى يوضح هذه الطريقة:

لنفرض أن الاختبار المطلوب تعيين معامل صدقه هو اختبار فى القدرة الميكانيكية، وأن المحك الخارجى الذى سوف نستخدمه لتعيين صدق هذا الاختبار هو مجموعة من الأحكام الثابتة لمتخصصين فى المهنة التى تعتمد على القدرة الميكانيكية، والتى بناء عليها تم تصنيف المتدربين إلى خمسة مستويات.

بمعنى أن الاختبار طبق على ٣١٠ من المتدربين ثم وزع هؤلاء المتدربون بناء على أحكام الخبراء إلى: مستوى دون المتوسط (١)، ومتوسط (٢)، وفوق المتوسط (٣)، وجيد جدا (٤)، وممتاز (٥).

والجدول التالى يوضح فكرة التكرار المزدوج:

فئات درجات الاختبار / مستويات المحك الخارجي	(١) ضعيف	(٢) مقبول	(٣) جيد	(٤) جيد جدا	(٥) ممتاز	المجموع
٤٠ ـ ٤٩	٤	١٢	١٠	٤		٣٠
٥٠ ـ ٥٩	٧	٢٣	٢٨	٢		٦٠
٦٠ ـ ٦٩	١٠	٢٨	٤٥	٢٥	١٠	١١٥
٧٠ ـ ٧٩	-	٦	١٤	٢٥	١٥	٦٠
٨٠ ـ ٨٩	-	-	٥	٢٠	٥	٣٠
٩٠ ـ ٩٩	-	-	-	١٠	٥	١٥

وهذا الجدول يعنى أن الحاصلين على درجات فى الاختبار تقع بين ٤٠ ـ ٤٩ هم ٣٠ فردا يتوزعون حسب المحك الخارجي إلى ٤ دون المتوسط، و١٢ متوسط، و١٠ فوق المتوسط، و٤ جيد جدا، وصفر ممتاز. (السطر الأول) كما يعنى هذا الجدول أيضا أن الحاصلين على درجات فى الاختبار تقع بين ٩٠ ـ ٩٩ هم ١٥ فردا يتوزعون حسب المحك الخارجي إلى صفر دون المتوسط، وصفر متوسط، وصفر فوق المتوسط، و١٠ جيد جدا، و٥ ممتاز (السطر الأخير).

وهكذا يمكن وصف بقية سطور الجدول.

الخطوة التالية بعد إعداد هذا الجدول هى تحويل التكرارات داخل الخلايا إلى نسب مئوية حتى نستطيع الحصول على ما يسمى بجدول التوقع، وذلك على النحو التالى:

فئات درجات الاختبار / مستويات المحك الخارجى	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	المجموع
٤٠ ـ ٤٩	١٣	٤٠	٣٤	١٣		٪١٠٠
٥٠ ـ ٥٩	١٢	٣٨	٤٧	٣		٪١٠٠
٦٠ ـ ٦٩	٩	٢٢	٣٨	٢٢	٩	٪١٠٠
٧٠ ـ ٧٩	-	١٠	٢٣	٤٢	٢٥	٪١٠٠
٨٠ ـ ٨٩	-	-	١٧	٦٦	١٧	٪١٠٠
٩٠ ـ ٩٩	-	-	-	٦٧	٣٣	٪١٠٠

ومن هذا الجدول نجد أنه فى فئة المتدربين الحاصلين على درجات بين ٥٠ ـ ٥٩ احتمال الحصول على تقدير جيد جدا فى المهنة التى تتصل بهذا الاختبار هو ٣ ٪ بينما نجد أن هذا الاحتمال يصل إلى ٦٧ ٪ بالنسبة للحاصلين على درجات فى الاختبار تقع بين ٩٠ ـ ٩٩.

وهكذا نستطيع أن نقدر مدى صدق اختبار القدرة الميكانيكية بالنسبة لكل مستوى من مستويات المحك الخارجى عن طريق هذه الجداول.

(ملحوظة: يمكن تحويل الجدول الأول إلى جدول رباعى، ثم حساب معامل الارتباط الرباعى للحصول على ما يدل مع معامل صدق الاختبار).

العوامل التى تؤثر على صدق الاختبار:

هناك عوامل عديدة تؤثر على معامل صدق الاختبار، ولكن يمكن أن نعالج هذه العوامل على النحو التالى:

١ ـ أثر طول الاختبار على معامل صدقه:

قبل أن نناقش أثر طول الاختبار على صدقه نحب أن نوضح حقيقة مهمة وهى أن «النسبة بين معامل الصدق التجريبى للاختبار وصدقه الذاتى لا تتغير بزيادة طول الاختبار».

أى أن $\frac{ر_{س.ص}}{\sqrt{ر_{س.س}}}$ = مقدار ثابت فى حالة اختبار ما.

حيث $ر_{س.ص}$ معامل الصدق التجريبى للاختبار

(معامل الارتباط بين الاختبار والمحك الخارجى).

$ر_{س.س}$ معامل ثبات الاختبار.

وهناك عدة حالات توضح علاقة طول الاختبار بصدقه مع ملاحظة أن معامل الصدق هو معامل الارتباط بين الاختبار والمحك الخارجى:

أ ـ عندما يزيد طول الاختبار ن مرة

ويزيد طول المحك الخارجى ل مرة

فإن العلاقة بين طول الاختبار وصدقه يعبر عنها بالمعادلة الآتية:

$$ر_{ل ن ٢.١} = \frac{ر_{٢.١}}{\sqrt{\frac{١}{ن} + (١ - \frac{١}{ن})\, ر_{١.١}}\ \sqrt{\frac{١}{ل} + (١ - \frac{١}{ل})\, ر_{٢.٢}}}$$

حيث $ر_{ل ن ٢.١}$ معامل صدق الاختبار بعد زيادته ن مرة، وزيادة المحك ل مرة.

$ر_{٢.١}$ معامل صدق الاختبار قبل الزيادة (أى معامل الارتباط بين الاختبار والمحك)،

$ر_{١.١}$ معامل ثبات الاختبار.

$ر_{٢.٢}$ معامل ثبات المحك الخارجي،

ن ، ل عدد مرات الزيادة.

فلو فرض أن معامل الصدق التجريبي لاختبار ما هو ٨, ٠ ، ومعامل ثباته ٩, ٠. بينما كان معامل ثبات المحك الخارجي ٩٥, ٠. فإذا زاد طول الاختبار ٤ مرات، وزاد طول المحك مرتين. كم يكون معامل صدق الاختبار فى هذه الحالة.

للإجابة على هذا السؤال نطبق المعادلة السابقة حيث

$$ر_{ل ن ٢.١} = \frac{٠,٨}{\sqrt{\frac{١}{٤} + (١ - \frac{١}{٤})\, ٠,٩}\ \sqrt{\frac{١}{٢} + (١ - \frac{١}{٢})\, ٠,٩٥}}$$

$$= ٠,٨٤$$

لاحظ ارتفاع معامل الصدق من ٨, ٠ إلى ٨٤, ٠ فى حالة إطالة الاختبار ٤ مرات والمحك الخارجي مرتين.

ب ـ عندما يزيد طول الاختبار ن مرة

ويبقى طول المحك الخارجي كما هو

فإن العلاقة بين طول الاختبار ومعامل صدقه يمكن أن يعبر عنها بالمعادلة التالية:

$$ر_{ن ٢.١} = \frac{ر_{٢.١} \sqrt{ن}}{\sqrt{١ + (ن - ١)\, ر_{١.١}}}$$

حيث $ر_{ن١.٢}$ معامل صدق الاختبار بعد زيادة طوله ن مرة،

$ر_{١.٢}$ معامل صدق الاختبار قبل الزيادة،

$ر_{١.١}$ معامل ثبات الاختبار،

ن عدد مرات الزيادة.

لنفرض أن معامل صدق الاختبار هو ٠,٨ ، ومعامل ثباته ٠,٩ . فكم يصبح معامل صدقه إذا زاد طوله ٤ مرات؟

تطبق المعادلة السابقة:

$$ر_{ن١.٢} = \frac{٠,٨ \times \sqrt{٤}}{\sqrt{١ + (٤ - ١) \, ٠,٩}} = ٠,٨٣$$

لاحظ ارتفاع معامل الصدق ٠,٨ إلى ٠,٨٣ فى حالة زيادة طول الاختبار ٤ مرات.

جـ- عندما يزيد طول الاختبار إلى ما لا نهاية

أى يصبح ثابتا تماما ($ر_{١.١} = ١$)

وفى هذه الحالة يصبح الصدق بعد الزيادة هو النسبة بين معامل الصدق القديم، ومعامل الصدق الذاتى (الجذر التربيعى لمعامل الثبات) أى أن:

$$ر_{\infty ١.٢} = \frac{ر_{١.٢}}{\sqrt{ر_{١.١}}}$$

حيث $ر_{\infty ١.٢}$ معامل صدق الاختبار بعد الزيادة،

$ر_{١.٢}$ معامل صدق الاختبار قبل الزيادة،

$ر_{١.١}$ معامل ثبات الاختبار.

ففى حالة الاختبار الذى معامل صدقه ٠,٩١ ، ومعامل ثباته ٠,٩٥ يصبح معامل صدقه بعد زيادة إلى ما لا نهاية يساوى:

$$ر_{\infty ١.٢} = \frac{٠,٩١}{\sqrt{٠,٩٥}} = ٠,٩٣$$

د ـ عندما يزيد طول الاختبار إلى ما لا نهاية
ويزيد طول المحك إلى ما لا نهاية

$$\therefore\ ر_{\infty\infty} = \frac{ر_{٢.١}}{\sqrt{ر_{١.١} \times ر_{٢.٢}}}$$

حيث $ر_{\infty\infty}$ معامل الصدق بعد الزيادة،

$ر_{٢.١}$ معامل الصدق قبل الزيادة،

$ر_{١.١}$ معامل ثبات الاختبار،

$ر_{٢.٢}$ معامل ثبات المحك.

فإذا كان معامل الصدق قبل الزيادة ٨, ٠ و معامل ثبات الاختبار ٩, ٠، ومعامل ثبات المحك ٩٥, ٠.

$$\therefore \text{يكون معامل الصدق بعد الزيادة} = \frac{٠,٨}{\sqrt{٠,٩ \times ٠,٩٥}} = ٠,٨٧$$

(راجع معادلة تعديل معامل الصدق التجريبى قبل استخدامه فى معادلة الانحدار من أجل التنبؤ).

٢ ـ أثر التباين على معامل صدق الاختبار:

سبق أن أوضحنا أن أحد المفاهيم المهمة لصدق الاختبار هو قدرته على أن يميز بين طرفى القدرة التى يقيسها، أو بمعنى آخر إظهار الفروق الفردية فى مجال هذه القدرة.

كما يجب أن نتذكر أيضا أن أحد المسلمات الأساسية لنظرية القياس مسلم وجود الفروق الفردية، وعليه تقوم عمليات القياس المختلفة.

وبناء على ذلك فإن الطريقة التى ناقشنا بها أثر تباين درجات المجموعة على ثبات الاختبار لابد أن تلقى الكثير من الضوء على علاقة صدق الاختبار بتباين درجاته، فإذا افترضنا أن جميع الظروف الأخرى ثابتة فإن معامل صدق الاختبار يتناسب طرديا مع تباين درجات المجموعة، بمعنى أنه كلما زاد تباين الدرجات أدى ذلك إلى زيادة قيمة معامل صدق الاختبار.

ويجب أن نلاحظ أيضا أن زيادة التباين هى زيادة التباين الحقيقى الذى يؤدى بدوره إلى إظهار الفروق الفردية، ويتناسب طرديا مع القيمة العددية لمعامل الصدق.

العلاقة بين الصدق والثبات

لابد أن نتوقع أن تكون هناك علاقة أكيدة بين صدق الاختبار وثباته، وخاصة أن كلا المفهومين يبحث فى مدى كفاءة الاختبار ومناسبته للمسلمات الرئيسية لنظرية القياس.

ومفهوم الثبات يبحث فى مدى استقرار درجات الاختبار عندما تتغير الظروف الخارجية، بمعنى أن الثبات يختص بالاختبار ودرجاته. أما مفهوم الصدق فإنه يتجاوز الاختبار ودرجاته إلي محك خارجي، وذلك من أجل تعيين معامل صدق الاختبار سواء بصورة بسيطة مباشرة أى بحساب معامل الارتباط بين الاختبار والمحك، أو المقارنة الطرفية، أو بصورة أكثر تعقيداً عندما يستخدم منهج التحليل العاملى للوقوف على صدق الاختبار فى ضوء تشبعه بالعوامل التى يقيسها.

وربما كانت الصعوبة الأساسية فى عملية تعين صدق الاختبار هى إيجاد المحك الخارجى المصدق أو المعتمد الذى يمكن الرجوع إليه دون شك أو تردد.

والاختبار الثابت - أى إذا كان معامل ثباته عالياً - هو اختبار أيضاً عالى الصدق من الناحية النظرية - وخاصة إذا نظرنا إلى مفهوم الصدق الذاتى - ولكن قد يكون غير ذلك تماماً من الناحية العملية التطبيقية.

أما الاختبار الصادق - أى إذا كان معامل صدقه عالياً - فلابد وأن يكون اختبار ثابت من الناحية النظرية والتطبيقية.

لاحظ ما يلى :

١- دليل الثبات لاختبار ما عبارة عن معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية والدرجات الكلية لهذا الاختبار = $\text{س}_{\text{ح ك}} = \text{ر}_{\text{١٠١}}$ أى يساوى الجذر التربيعى لمعامل الثبات.

٢- النسبة بين معامل الصدق التجريبى ودليل الثبات لا تتغير مع زيادة طول الاختيار أى أن

$$\frac{\text{س}_{\text{ر.ص}}}{\sqrt{\text{ر}_{\text{س.ى}}}} = \text{مقدار ثابت}$$

وبالتالى فإن النسبة بين معامل الصدق التجريبى ومعامل الصدق الذاتى ثابتة

$$\text{ر}_{\text{س.ص}} \,/\, \sqrt{\text{ر}_{\text{س.س}}} = \text{مقدار ثابت}$$

بناء الاختبارات Test Construction:

تعتبر عملية بناء أو تكوين الاختبارات من العمليات الفنية الأساسية التى يجب أن يلم بها ويتدرب عليها دارس القياس فى علم النفس. ومن هنا أكتسبت هذه العملية أهمية خاصة فى أى مقرر من مقررات القياس النفسى أو الاختبارات والمقاييس. وسوف نستعرض فى الفقرات التالية أهم المفاهيم والأسس التى تبنى عليها هذه العملية ويمكن أن نعرض الخطوات الأساسية لبناء الاختبارات كما يلى :

١- تحديد القدرة (او السمة) المطلوب قياسها:

إذ أن هذه هى الخطوة الأولى والتى سوف يحدد بناء عليها المحور الأساسى للاختبار. ففى كثير من الأحيان يكون تحديد القدرة أو السمة مشكلة بالنسبة للباحث ذلك لأنه يريد أن يقيس مجموعة من الأنماط السلوكية التى قد تبدو مترابطة منطقياً.

ولكن ليس من السهل تحديد هذه السمة، أو تلك القدرة التى تجمع هذه الأنماط السلوكية مع بعضها البعض ـ وبناء على هذا التحديد تكون الخطوة التالية من خطوات بناء الاختبار.

فعلى سبيل المثال عندما نحدد القدرة المطلوب قياسها على أنها القدرة اللغوية أو السمة على أنها سمة الثبات الانفعالى. فإننا نتوقع أن تكون جميع الأنماط السلوكية التى تضمها «القدرة اللغوية» مرتبطة منطقيا: فالكتابة والمفردات اللغوية والمرادفات والتصنيف اللغوى (الإعراب) والقراءة والتعبير وتذوق جمال اللغة... وغير ذلك يمكن أن نقول: إنها مجموعة من الأنماط السلوكية اللغوية ترتبط ببعضها البعض ارتباطا منطقيا، أو ترتبط ببعضها البعض أكثر مما ترتبط بأنماط سلوكية أخرى.

وكذلك بالنسبة لسمة الثبات الانفعالى حيث نتوقع نفس الشىء من سلوك الاتزان، وقلة التوتر والقلق وعدم القابلية للإثارة السريعة وغير ذلك من الأنماط السلوكية المرتبطة بمفهوم الثبات الانفعالى.

ولهذا فإننا نعتبر الخطوة الأولى فى بناء الاختبار هى «التحديد الجيد» للقدرة أو السمة المطلوب قياسها. إذ إن هذا التحديد الجيد سوف يؤدى بصورة منطقية إلى الخطوة التالية فى بناء الاختبار.

٢ ـ تعريف القدرة (أو السمة) تعريفا إجرائيا،

ونقصد بالتعريف الإجرائى التعريف العملى أو الوظيفى الذى يمكن أن يستدل منه على العمليات السلوكية التى تتضمنها القدرة أو السمة، والذى يدل كذلك على وظيفتها.

فعندما نعرف القدرة اللغوية تعريفا إجرائيا ونقول على سبيل المثال: إنها القدرة على التعبير شفاهة أو كتابة عن المفاهيم والمدركات باستخدام التراكيب اللفظية الصحيحة المناسبة... إلخ. فإن هذا التعريف الإجرائى سوف يساعدنا على معرفة العمليات السلوكية اللغوية التى تشملها القدرة على التعبير عن الفكرة أو المفهوم أو المدرك مثل الوصف أو الرواية أو استخدام التركيب اللغوى الصحيح والمفردات المناسبة فى مكانها المناسب أو غير ذلك.

وعندما نعرف سمة الميل الاجتماعى (أو القدرة الاجتماعية) تعريفا إجرائيا فنقول:
إنها الميل إلى الاجتماع بالآخرين وتكوين الصداقات فى يسر وسهولة واجتذاب الاتجاهات الإيجابية من الآخرين، والاهتمام بالأمور الاجتماعية العامة وما إلى ذلك.
فإن هذا التعريف سوف يساعدنا على معرفة العمليات السلوكية الاجتماعية التى تشملها القدرة الاجتماعية أو الميل الاجتماعى.

وبناء على ذلك فإن التعريف الإجرائى هو نوع من التحديد الجيد العملى أو الوظيفى للسمة أو القدرة، وسوف يؤدى منطقيا إلى الخطوة التالية فى بناء الاختبار.

٣ـ تحليل القدرة (أو السمة) تحليلا إجهاديا:

نقصد بالتحليل الإجهادى Exhaustive Analysis تحليل القدرة أو السمة إلى أدق عناصرها حيث لا نكتفى فقط بالتحليل العام بل نتجاوزه إلى ذلك التحليل المتخصص الدقيق الذى يوضح كل عنصر من العناصر المكونة للقدرة أو السمة. ومن الواضح هنا أن هذه الخطوة لابد أن تبنى على الخطوتين السابقتين وهما: التحديد والتعريف الإجرائى.

فلا نكتفى على سبيل المثال عند تحليل القدرة الرياضية بأن نشير إلى عنصر مثل عمليات الإضافة، أو الاستدلال الرياضى أو التطبيقات الرياضية... إلخ.

بل نتعدى هذا التحليل إلى توضيح عمليات الإضافة توضيحا دقيقا على النحو التالى:

عمليات الجمع (الأعداد الطبيعية والكسور الاعتيادية والعشرية)،

عمليات الطرح (الأعداد الطبيعية والكسور الاعتيادية والعشرية)،

عمليات الضرب (الأعداد الطبيعية والكسور الاعتيادية والعشرية)،

عمليات القسمة (الأعداد الطبيعية والكسور الاعتيادية والعشرية) وهكذا.

ولا نكتفى أيضا عند تحليل سمة التسلط والسيطرة بأن نشير إلى عنصر مثل الزعامة أو إدارة الأفراد أو سلوك التميز والعلوية، بل نتعمد توضيح عنصر الزعامة على سبيل المثال توضيحا دقيقا ليشمل: المبادأة - وتنظيم الجماعات - وتوجيه أنشطة الآخرين وما إلى ذلك.

وعندما ينتهى الباحث من تحليل القدرة أو السمة (وقد يكون ذلك بمساعدة المتخصصين فى مجال القدرة) والوصول إلى عناصرها الدقيقة، يمكنه أن ينتقل إلى الخطوة التالية.

٤ـ تحديد أوزان العناصر:

وتعتبر هذه خطوة مهمة فى تصميم الاختبار؛ حيث تتم بعرض هذه العناصر على مجموعة من المتخصصين فى ميدان القدرة من أجل إعطاء أوزان خاصة بالعناصر (سواء بالترتيب أو غير ذلك)؛ حتى يستطيع الباحث أن يحدد التوزيع النسبى لعناصر القدرة أو السمة. بل ربما يضيف المتخصصون إلى هذه العناصر أو يحذفون منها.

^

فعلى سبيل المثال عند عرض القدرة اللغوية على مجموعة من المتخصصين فى اللغة. فقد ينتهى الأمر إلى ترتيب هذه العناصر على النحو التالى:

١ - التعبير عن الفكرة أو المفهوم.

٢ - وصف المدركات المنظورة.

٣ - الرواية.

٤ - التراكيب اللغوية الصحيحة.

٥ - القياس فى اللغة.

٦ - ....

٧ - ....

وهكذا. وهذا الترتيب يعنى أن العنصر الأول هو أهم العناصر يليه الثانى ثم الثالث، وهكذا.

وعندما ينتهى الباحث من تحديد أوزان العناصر بناء على أحكام المتخصصين فى ميدان القدرة أو السمة يمكنه أن ينتقل إلى الخطوة التالية.

٥ - اقتراح البنود أو الوحدات:

تأتى هذه الخطوة بناء على ما سبق من خطوات حيث يقوم الباحث باقتراح مجموعة كبيرة من البنود أو الوحدات تغطى جميع العناصر التى سبق أن حصل عليها نتيجة التحليل الإجهادى للقدرة أو السمة ويأخذ فى اعتباره عند اقتراح البنود أوزان العناصر والتوزيع النسبى لها بحيث يقابل العنصر الأهم عدد أكبر من البنود من العنصر التالى فى الأهمية، وهكذا.

كما يجب أن يلاحظ الباحث أيضا أن عليه أن يقترح عددا من البنود أكثر بكثير مما يتوقع أن يحتويه الاختبار؛ حيث إنه سوف يتم بعد ذلك الاستغناء عن عدد يتراوح بين ٣٠ ٪، ٤٠ ٪ من عدد البنود المقترحة.

ويجب على الباحث أن يراعى شروط صياغة البند من حيث التركيب واللغة ومستوى وطبيعة المجموعة التى يصمم الاختبار من أجلها.

وهنا نشير إلى أنواع البنود أو الوحدات التى يمكن للباحث أن يكوّن منها الاختبار:

أ - بنود تعتمد على اختيار إجابة واحدة من إجابتين:

أى يكون هناك إجابتان محددتان أمام البند، وعلى المفحوص أن يضع خطا تحت الإجابة الصحيحة أو يضع دائرة حولها مثل:

١ ـ رأيت الولد مجتهد صح خطأ.

٢ - $٨ \times ٤ = \frac{٦٤}{٢}$ صح خطأ.

٣ - النسبة بين محيط الدائرة وقطرها ثابتة صح خطأ.

٤ - يزيد حجم الغاز بزيادة الضغط صح خطأ.

وعلى الباحث أن يلاحظ أن إجابات الاختيار الثنائى تتأثر بعوامل التخمين، ومن ثم يجب تصحيح الدرجة النهائية تصحيحا إحصائيا كما ستعرض لذلك فيما بعد.

ب ـ بنود تعتمد على اختيار إجابة واحدة من عدة إجابات:

وهذه البنود أكثر الأنواع استخداما وتسمى بنود الاختيار المتعدد Multiple Choice حيث توجد مجموعة من الإجابات، وعلى المفحوص أن يختار إحداها لتكون الإجابة الصحيحة مثل:

١ ـ يتكون الماء الثقيل من:

أ ـ الأكسجين والهليوم.

ب ـ الأكسجين والهدروجين.

جـ ـ الأكسجين والديوتيريم.

د ـ الأكسجين والنتروجين.

هـ ـ الأكسجين وبخار الماء.

أو ٢ ـ الجملة التى تأتى بعد الاسم الموصول تكون:

أ ـ فى محل رفع دائما.

ب ـ تعرب إعرابا عاديا.

جـ ـ لا محل لها من الإعراب.

د ـ تتبع إعراب الاسم الذى يأتى بعدها.

هـ ـ تعتبر جملة اسمية صفة.

أو ٣ - ٥٦ + ١٣ - ٩ =

أ ـ (٧٥).

ب ـ (٦٠). د ـ (٦٦).

جـ ـ (٣٩). هـ ـ (٧١).

وهذا النوع من الوحدات أو البنود يتأثر كذلك بالتخمين، وعليه يجب أن تصحح الدرجات إحصائيا. ونشير إلى أنه كلما زاد عـدد احتمالات الإجابة (خمسة فى رقم ٣ مثـلا أ، ب، جـ، د، هـ) قل أثر التـخمين، ويقل أثره بصـورة واضحـة لا تستـدعى التصحيح الإحصائى عندما يكون عدد الاحتمالات ستة أو أكثر ويبلغ أقصى مداه عندما يكون هناك احتمالان فقط (أ، ب) كما فى النوع الأول.

جـ ـ بنود تعتمد على الإكمال:

أى أن يكون البند أو السؤال يحتاج إلى إكمال حتى يكون صحيحا مثل:

١ ـ عند احتراق السكر يتصاعد بخار الماء وغاز. . . . .

٢ ـ ١٨ $\sqrt{٤}$ = ...

٣ ـ النسبة بين قطر الدائرة ومحيطها تساوى . . . . .

٤ ـ سمى الشاعر. . . . صناجة العرب، وسمى. . . . أمير الشعراء.

٥ ـ الجمل بعد المعارف. . . . . . وبعد النكرات. . . . .

وهذا النوع لا تتـأثر إجابتـه بعامل التـخمين، ومن ثم لا يحـتاج إلى تصـحيح إحصائى لدرجته.

د ـ بنود المطابقة أو المقابلة:

حيث يطلب من المفحوص أن يطابق أو يقـابل ما فى العمود الأول (أ) مع ما فى العمود الثانى (ب) مثل:

(أ)	(ب)
	١٠٨
٤ × ٦	٥٤
٧ × ٨	٢٤
	٥٦
٩ × ١٢	٣٦
٦ × ٩	٤٢

أو ٢ ـ

(أ)	(ب)
كثافة الماء عند درجة ٤ْم	تقل عن كثافة الماء العادى
كتلة وحدة الحجوم	أكثر من واحد
كثافة الجليد	تسمى الكثافة
كتلة ١ سم^{٣} من الزئبق	تساوى واحد

ويتـأثر هذا النوع من البنود بعـامل التـخـمين، وتستـدعى درجـاته التـصحـيح الإحصائى.

٦ ـ تحليل البنود.

تأتى هذه الخطوة بعد عملية اقتراح البنود أو الوحـدات، وبعد تجميع الاختبار فى صورته الأوليـة، وبعد إعداد التـعليمات والأمـثلة المحلولة لمساعدة المفـحوصين. وتتم عملية تحليل البنود كما يلى:

أ ـ اختيار البنود:

يتم اختـيار البنود التى سوف يحتـويها الاختبـار عن طريق مجموعـة من الخبراء المتخصـصين فى ميدان القيـاس الذى يغطيه الاختبـار سواء كان ذلك فى ميـدان قياس الذكاء أو القـدرات أو الخصائص الشـخصيـة أو الميول المهنيـة أو غير ذلك من مـيادين القياس الأخـرى. وهذه عملية تمهـيدية تساعد الباحـث فى تجميع الاختبـار فى صورته الأوليـة. ولا مانع بطـبيـعة الحـال أن يعـتمـد البـاحث على البنود أو الوحـدات التى استخدمت فى اختبارات أخرى سابقة، وخاصة إذا كانت قد جربت أكثر من مرة.

ب ـ التصحيح الإحصائى لأثر التخمين على البنود:

سبق أن أوضحنا أن الوحدات أو البنود ثـنائية الاختيار أو متعددة الاخـتيار تتأثر درجاتها بالتخمين أى عندما يقوم المفحوص بتخمين الإجابة الصحيحة.

ففى حالة الوحدات ثنائية الإجابة يجب أن يلاحظ الباحث أن يكون هناك توزيع متعـادل للإجابة الصحيحة أى ٥٠ ٪ احـتمال (صح)، ٥٠ ٪ احتمـال (خطأ) كما يتم توزيع البنود عشوائيا مثل:

البند	احتمال (١)	احتمال (٢)
١ ـ $٤ \sqrt{١٦}$	١٦	١٨
٢ ـ ٥×٢^{٣}	٢٤	٤٠
٣ ـ $٩ \times \frac{١}{٨١}$	١٨	$\frac{١}{٩}$
٤ ـ $\frac{٦ \sqrt[٣]{٢٧}}{٩}$	٢	٩

وهنا، وفى هذا المثال وضعت دائرة حول الإجابة الصحيحة أى أن ١٦ هى إجابة البند الأول، ٤٠ هى إجابة البند الثانى، $\frac{١}{٩}$ هى إجـابة البند الثالث، ٢ هى إجابة البند الرابع.

فإذا خمن أحد المفحوصين بأن وضع دائرة حول جميع الاحتمالات فى العمود الأول، فسوف يحصل على درجتين نتيجة التخمين، وليس نتيجة المعرفة الحقيقية، وعليه تصحح الدرجة كما يلى:

الدرجة بعد التصحيح = عدد الإجابات الصحيحة - عدد الإجابات الخاطئة

= ٢ (إجابتان صحيحتان) - ٢ (إجابتان خاطئتان)

= صفر

كما يمكن أن نقول أن الدرجة بعد التصحيح

$$= \text{عدد الإجابات الصحيحة} - \frac{\text{عدد الإجابات الخاطئة}}{\text{عدد الاحتمالات} - ١}$$

$$\therefore = \text{ص} - \frac{\text{خ}}{\text{ن} - ١}$$

$$= ٢ - \frac{٢}{٢ - ١} = \text{صفر}$$

فإذا كان عدد الاحتمالات (احتمالات الإجابة) = ٥، وذلك فى اختبار يتكون من بنود الاختيار المتعدد، وكان عدد الإجابات الصحيحة لفرد ما ١٢، وإجاباته الخاطئة ٨.

$$\therefore \text{الدرجة بعد التصحيح} = \text{ص} - \frac{\text{خ}}{\text{ن} - ١}$$

$$= ١٢ - \frac{٨}{٥ - ١} = ١٠$$

جـ - حساب دليل صعوبة البند (معامل السهولة - الصعوبة):

يمكن حساب معامل صعوبة البند عن طريق تعيين نسبة أفراد المجموعة الذين أجابوا عليه إجابة صحيحة، وبالتالى نسبة الذين أجابوا عليه إجابة خاطئة. ويمكن أن نقول: إن معامل سهولة البند يساوى نسبة الذين أجابوا عليه إجابة صحيحة أى أن:

$$\text{معامل السهولة} = \frac{\text{عدد الإجابات الصحيحة}}{\text{عدد الإجابات الصحيحة} + \text{عدد الإجابات الخاطئة}} = \frac{\text{ص}}{\text{ص} + \text{خ}}$$

$$\text{ومعامل الصعوبة} = \frac{\text{عدد الإجابات الخاطئة}}{\text{عدد الإجابات الصحيحة} + \text{عدد الإجابات الخاطئة}} = \frac{\text{خ}}{\text{ص} + \text{خ}}$$

فإذا كان هناك أحد البنود فى اختبار ما أجاب عليه ٣٦ فردا إجابة صحيحة، وكان عدد المجموعة كلها ٥٠ فردا (أى أن هناك ١٤ إجابة خاطئة).

$$\therefore \text{ تصبح معامل سهولة البند } = \frac{٣٦}{٥٠} = ٠,٧٢$$

$$\text{ومعامل الصعوبة } = \frac{١٤}{٥٠} = ٠,٢٨$$

أو معامل الصعوبة = ١ - ٠,٧٢ = ٠,٢٨

وفى الحقيقة يمكن أن نكتفى بأحد المعاملين بالنسبة للبند الواحد مثل معامل السهولة الذى يساوى نسبة الإجابات الصحيحة إلى الإجابات الكلية، فالبند الذى يجيب عليه ٩٠ ٪ إجابة صحيحة يعتبر من البنود السهلة، والبند الذى يجيب عليه ١٠ ٪ إجابة صحيحة يعتبر بندا صعبا.

ويجب أن نتذكر تصحيح معامل السهولة ـ الصعوبة من أثر التخمين، وذلك بالمعادلة التالية:

$$\text{معامل السهولة بعد التصحيح } = \frac{ص - \frac{غ}{ن - ١}}{ص + غ}$$

حيث ص عدد الإجابات الصحيحة،

غ عدد الإجابات الخاطئة،

ن عدد احتمالات الإجابة.

فإذا كان عدد الذين أجابوا إجابة صحيحة على أحد البنود ٧٠، وعدد الإجابات الخاطئة ٣٠، وكان عدد احتمالات الإجابة أربعة.

$$\therefore \text{ معامل السهولة بعد التصحيح } = \frac{٧٠ - \frac{٣٠}{٤ - ١}}{٧٠ + ٣٠} = ٠,٦$$

(مع ملاحظة أن المعامل قبل التصحيح = ٠,٧)

ولكن فى بعض الحالات نلاحظ أن بعض أفراد المجموعة لم يجيبوا على سؤال معين، بمعنى أن هذا البند يصبح متروكا، ولذلك يمكن استخدام المعادلة السابقة لنفس الغرض، ولكن فى الصورة التالية:

$$\text{معامل السهولة بعد التصحيح} = \frac{\text{ص} - \frac{\text{خ}}{\text{ن} - ١}}{\text{ح} - \text{ك}}$$

حيث ح العدد الكلى للمجموعة، ن عدد احتمالات الإجابة،

ك عدد الأفراد الذين تركوا الإجابة عن البند.

فإذا كانت العينة مكونة من ٣٠٠ فردا أجاب على بند ما ١٥٠ فردا إجابة صحيحة، ١٢٠ إجابة خاطئة، وترك الإجابة على هذا البند ٣٠. وكان عدد احتمالات الإجابة خمسة.

$$\therefore \text{معامل السهولة بعد التصحيح} = \frac{١٥٠ - \frac{١٢٠}{٥ - ١}}{٣٠٠ - ٣٠} = ٠,٤٤$$

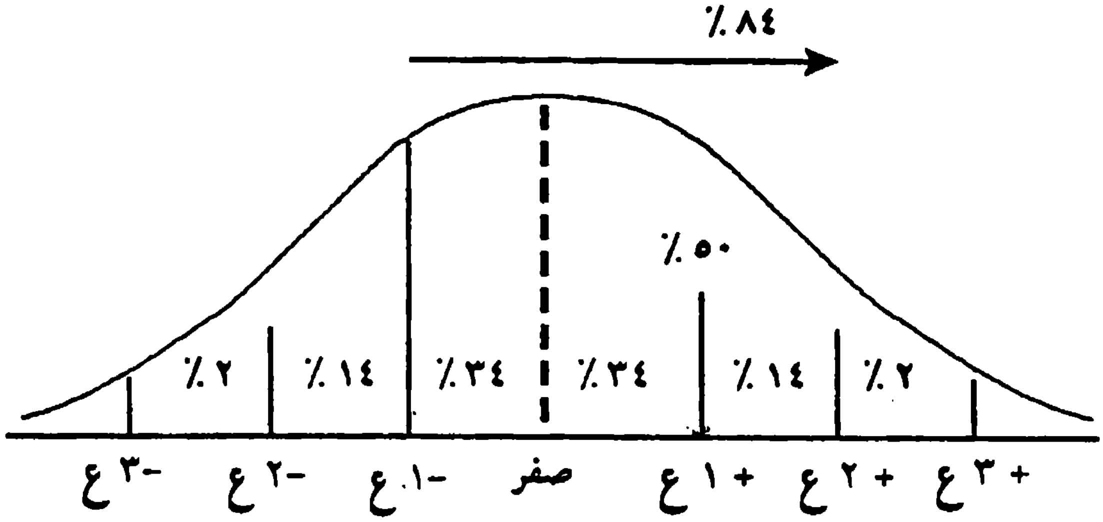
(لاحظ أنها نفس المعادلة السابقة إذ إن ح تضم الإجابات الصحيحة والخاطئة والمتروكة أو ح = ص + خ + ك)

ومما يجب أن نشير إليه بعد ذلك أن معامل السهولة (أو معامل الصعوبة) هو نسبة مئوية، ولذلك فإنه يمكن معاملتها على أنها من مستويات الترتيب فى القياس - ومن أجل توضيح ذلك: لنفرض أن البند رقم (١) أجاب عليه إجابة صحيحة ٨٠ ٪ من المجموعة، والبند رقم (٢) أجاب عليه ٤٠ ٪، والبند رقم (٣) أجاب عليه إجابة صحيحة ٢٠ ٪ من هذه المجموعة.

هنا يمكن أن نرتب هذه البنود الثلاثة حسب السهولة فنقول: إن البند رقم (١) يأتى فى الرتبة الأولى يليه البند رقم (٢)، ثم البند (رقم (٣)، ولكن لا نستطيع أن نقول: إن البند الأول أسهل مرتين من البند الثانى (٨٠ ٪، ٤٠ ٪) أو أن البند الثانى أسهل مرتين من البند الثالث (٤٠ ٪، ٢٠ ٪)، وكذلك لا يمكن أن نقول: إن الفرق بين سهولة البند الأول والبند الثانى (٨٠ ٪ - ٤٠ ٪) يساوى ضعف الفرق بين سهولة البند الثانى والبند الثالث (٤٠ ٪ - ٢٠ ٪) بل لا يمكن أن نقول ذلك إلا تحت ظروف خاصة من حيث التوزيع.

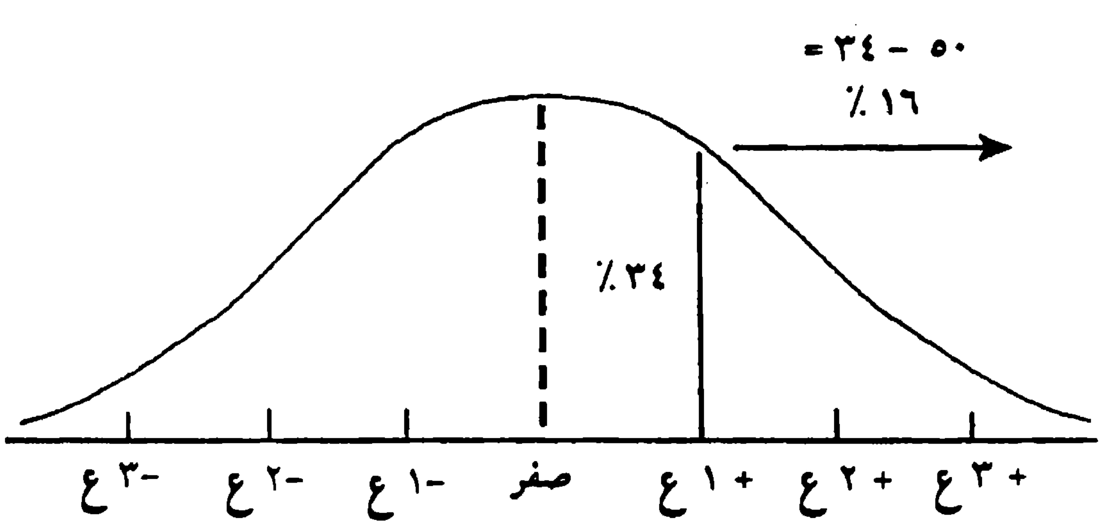
فإذا افترضنا أن القدرة التى يقيسها البند تتوزع توزيعا اعتداليا، فإنه يمكن التعبير عن درجة صعوبة/ سهولة البند بوحدة على مقياس للوحدات المتساوية، وذلك بالرجوع إلى جداول تكرارات المنحنى الاعتدالى.

فنحن نعلم أن حوالى ٣٤ ٪ من الحالات فى التوزيع الاعتدالى على كلا الجانبين (± ١ع) ـ انظر الشكل



فإذا كان هناك بند من البنود أجاب عليه إجابة صحيحة ٨٤ ٪ من أفراد العينة، فإن هذا يعنى أن ٥٠ ٪ فوق المتوسط، بالإضافة إلى٣٤ ٪ الأقرب إلى هذه النسبة من النصف الثانى للمنحنى الاعتيادى أى ٥٠ + ٣٤ = ٨٤ ٪، وعليه فإن هذا البند يقع عند (-١ ع) أى وحدة انحراف معيارى تحت المتوسط. أى أن هذا البند (السهل) يقع عند درجة سالبة.

ولنفترض مرة أخرى أن هناك بندا من البنود أجاب عليه إجابة صحيحة ١٦ ٪ فقط من العينة فإنه يقع عند +١ ع أو فوق المتوسط ـ انظر الشكل.



حيث ١٦ ٪ تساوى ٥٠ ٪ (يسار) - ٣٤ ٪ (يسار) ومن هذا نرى أن البند (الصعب) يقع عند درجة موجبة.

وعندما نفترض كذلك أن بندا من البنود أجاب عليه ٥٠ ٪ من العينة إجابة صحيحة، فإنه فى هذه الحالة يقع عند (صفر) حيث ٥٠ ٪ (على يمين المتوسط) - ٥٠٪ (أيضا على يسار المتوسط) = صفر.

وعليه فإنه يمكن الحصول على معامل صعوبة البند (بالصورة المعيارية) من الجداول الإحصائية التى توضح المساحات المختلفة تحت المنحنى الاعتدالى والدرجات المعيارية المقابلة لها. (يرجع إلى كتب الإحصاء).

وسوف يلاحظ القارئ أن معاملات الصعوبة والسهولة التى نحصل عليها بهذه الطريقة ذات إشارة سالبة فى بعض الأحيان، ومن ثم فقد اقترح تعديل القيمة العددية لهذه المعاملات، وذلك باستخدام المعادلة التالية:

Δ = ١٣ + ٤ س

حيث Δ هى القيمة المعدلة لمعامل السهولة / الصعوبة،

س هى قيمة المعامل قبل التعديل.

أما عن القيمة ١٣، ٤ فقد تم اختيارهما للتخلص من القيم السالبة والكسور. فإذا كان هناك بند أجاب عليه جميع أفراد العينة إجابة صحيحة أو أكثر من ٩٩ ٪ فإنه بناء على التوضيح السابق (انظر الشكلين السابقين) سوف يقع عند -٣ ع (حيث يتجمع ٩٩,٨٧ ٪ من التوزيع). ولكن بعد تعديل هذه القيمة فإننا سوف نحصل على:

Δ = ١٣ + ٤ × -٣ = ١

وهذه تعتبر بداية المقياس أو أقل قيمة يمكن الحصول عليها لهذا المعامل.

وإذا كان هناك بند آخر لم يجب عليه أحد أو أقل من ١ ٪ من أفراد العينة. أى أنه يقع عند + ٣ ع (حيث يقع ١٣ ٪ من الحالات)، وبالتالى عند تصحيح هذه القيمة فإننا نحصل على:

Δ = ١٣ + ٤ × ٣+ = ٢٥

وهذه أعلى قيمة يمكن الحصول عليها.

وإذا كان هناك بند أجاب عليه إجابة صحيحة ٥٠ ٪ من أفراد العينة، أى يقع عند الصفر.

فإن القيمة المعدلة :

Δ = ١٣ + ٤ × صفر

= ١٣

وهذا يعنى أن وحدات Δ فى التعبير عن معامل سهولة / صعوبة البند نبدأ من ١ إلى ٢٥ بقيمة متوسطة مقدارها ١٣ . (أنظر الجدول).

جدول معدل لنسبة الإجابات الصحيحة (ص)

ونسبة الإجابات الخاطئة (خ) ووحدات الانحراف المعيارى المقابلة (س)

ص/خ	خ/ص	س	ص/خ	خ/ص	س	ص/خ	خ/ص	س	ص/خ	خ/ص	س
٠,٥٠	٠,٥٠	صفر	٠,٦٣	٠,٣٧	٠,٣٣	٠,٧٦	٠,٢٤	٠,٧١	٠,٨٩	٠,١١	١,٢٣
٠,٥١	٠,٤٩	٠,٠٣	٠,٦٤	٠,٣٦	٠,٣٦	٠,٧٧	٠,٢٣	٠,٧٤	٠,٩٠	٠,١٠	١,٢٨
٠,٥٢	٠,٤٨	٠,٠٥	٠,٦٥	٠,٣٥	٠,٣٩	٠,٧٨	٠,٢٢	٠,٧٧	٠,٩١	٠,٠٩	١,٣٤
٠,٥٣	٠,٤٧	٠,٠٨	٠,٦٦	٠,٣٤	٠,٤١	٠,٧٩	٠,٢١	٠,٨١	٠,٩٢	٠,٠٨	١,٤١
٠,٥٤	٠,٤٦	٠,١٠	٠,٦٧	٠,٣٣	٠,٤٤	٠,٨٠	٠,٢٠	٠,٨٤	٠,٩٣	٠,٠٧	١,٤٨
٠,٥٥	٠,٤٥	٠,١٣	٠,٦٨	٠,٣٢	٠,٤٧	٠,٨١	٠,١٩	٠,٨٨	٠,٩٤	٠,٠٦	١,٥٦
٠,٥٦	٠,٤٤	٠,١٥	٠,٦٩	٠,٣١	٠,٥٠	٠,٨٢	٠,١٨	٠,٩٢	٠,٩٥	٠,٠٥	١,٦٥
٠,٥٧	٠,٤٣	٠,١٨	٠,٧٠	٠,٣٠	٠,٥٢	٠,٨٣	٠,١٧	٠,٩٦	٠,٩٦	٠,٠٤	١,٧٦
٠,٥٨	٠,٤٢	٠,٢٠	٠,٧١	٠,٢٩	٠,٥٥	٠,٨٤	٠,١٦	١,٠٠	٠,٩٧	٠,٠٣	١,٩٠
٠,٥٩	٠,٤١	٠,٢٣	٠,٧٢	٠,٢٨	٠,٥٨	٠,٨٥	٠,١٥	١,٠٤	٠,٩٨	٠,٠٢	٢,٠٦
٠,٦٠	٠,٤٠	٠,٢٥	٠,٧٣	٠,٢٧	٠,٦١	٠,٨٦	٠,١٤	١,٠٨	٠,٩٩	٠,٠١	٢,٣٣
٠,٦١	٠,٣٩	٠,٢٨	٠,٧٤	٠,٢٦	٠,٦٤	٠,٨٧	٠,١٣	١,١٣	٠,٩٩٩	٠,٠٠١	٣,٠٠
٠,٦٢	٠,٣٨	٠,٣١	٠,٧٥	٠,٢٥	٠,٦٧	٠,٨٨	٠,١٢	١,١٨			

مثال : لنفرض أن ص = ٠,٧ ، خ = ٠,٣

(عندما نزيد ص عن ٠,٥ فإن س تكون سالبة)

∴ Δ = ١٣ + ٤س

= ١٣ + -٤ × ٠,٥٢ = ١٠,٩٢

وإذا كانت ص = ٠,٣ ، خ = ٠,٧

(عندما تقل ص عن ٠,٥ تكون س موجبة)

∴ Δ ١٣ + ٤ × ٠,٥٢ = ١٥,٠٨

لاحظ أن قيمة Δ تتراوح بين (١) منتهى السهولة، (٢٥) منتهى الصعوبة بحيث إذا تساوت ص، خ فإن Δ = ١٣ + ٤ × صفر = ١٣

ويمكن حساب معامل صعوبة / سهولة البند بطريقة أخرى لاتستدعى حساب النسبة المئوية للإجابة الصحيحة بين أفراد العينة ككل، ولكن يؤخذ الثلث الأعلى فى مقابل الثلث الأدنى للعينة (غالباً ٢٧٪ الأعلى والأدنى حيث يمكن حساب معامل السهولة كما يلى :

$$\text{معامل السهولة} = \frac{\text{ل} + \text{د}}{\text{٢ ن}}$$

حيث ل تدل على عدد الأفراد فى الثلث الأعلى (أو الـ ٢٧٪ الأعلى) الذين أجابوا على البند إجابة صحيحة.

د تدل على عدد الأفراد فى الثلث الأدنى (أو الـ ٢٧٪ الأدنى) الذين أجابوا على البند إجابة صحيحة.

ن عدد الأفراد فى الثلث الأعلى أو الأدنى (أو الـ ٢٧٪)

ولتوضيح كيفية حساب معامل سهولة أحد البنود بهذه الطريقة نأخذ المثال التالى :

بعد تطبيق أحد الاختبارات على عينة عددها ١٠٠ ثم ترتيب الأفراد بناء على درجاتهم (فى الاختبار) ترتيباً تنازلياً حيث بدأنا بأعلى درجة وانتهينا إلى أدنى درجة، وتم اختيار الـ ٢٧٪ الأعلى فى مقابل الـ ٢٧٪ الأدنى لتعيين معامل سهولة / صعوبة البنود.

ففى حالة البند رقم ١٦ مثلاً أجاب عليه إجابة صحيحة من الفئة الأعلى ٢٠ فردا، وأجاب عليه إجابة صحيحة من الفئة الأدنى ٤ أفراد. كم يكون معامل سهولة هذا البند؟

تطبق المعادلة السابقة حيث :

$$\text{معامل السهولة} = \frac{\text{٢٠} + \text{٤}}{\text{٢} \times \text{٢٧}}$$

إذ أن الفئة الأعلى أو الأدنى عددها ٢٧، العدد الكلى ١٠٠

= ٠,٤٤

$$\text{ومعامل الصعوبة} = \frac{٢٣ + ٧}{٢ \times ٢٧} = ٠,٥٦$$

$$\text{أو} \quad = ١ - ٠,٤٤ = ٠,٥٦$$

وتعتبر هذه طريقة مختصرة وسريعة فى حساب معاملات السهولة والصعوبة للبنود المختلفة، وخاصة إذا كان عدد أفراد العينة كبيرا.

وسواء تم تعيين معامل سهولة/صعوبة البند بهذه الطريقة أو بالطريقة الأولى فإنه من المستحسن أن يضم الاختبار تدريجا واسعا من درجات الصعوبة والسهولة، حيث يكون:

حوالى ٥٠ ٪ من أسئلة الاختبار ذات معاملات سهولة من ٠,٢٥ ـ ٠,٧٥،

حوالى ٢٥ ٪ من أسئلة الاختبار ذات معاملات سهولة أعلى من ٠,٧٥،

حوالى ٢٥ ٪ من أسئلة الاختبار ذات معاملات سهولة أقل من ٠,٢٥.

د ـ حساب معامل تمييز البند (صدق البند):

يعتبر معامل تمييز البند أو قدرته على التمييز دليلا على صدقه، وخاصة إذا كان الأمر ينطوى على مقارنة طرفى القدرة التى يقيسها البند. وهناك طرق عديدة لحساب معامل التمييز، ولكن طريقة معامل الارتباط ثنائى التسلسل تعتبر هى الطريقة الدقيقة التى يمكن الاعتماد عليها (راجع الفصل الثانى): حيث معامل الارتباط ثنائى

$$\text{التسلسل} = \frac{م_١ - م_٢}{ع} \times \frac{ن_١ - ن_٢}{ى})$$

وقبل أن نشير إلى هذه الطريقة بالتفصيل هناك طريقة أخرى مختصرة وبسيطة يمكن استخدامها وتعطى نفس النتائج تقريبا، وتتلخص هذه الطريقة البسيطة فى مقارنة الفئة الأعلى ٢٧ ٪ فى مقابل الفئة الأدنى ٢٧ ٪ وتطبيق القانون التالى:

$$\text{معامل تمييز البند} = \frac{ل - د}{ن}$$

حيث ل تدل على عدد الأفراد من الفئة الأعلى الذين أجابوا على البند إجابة صحيحة،

د تدل على عدد الأفراد من الفئة الأدنى الذين أجابوا على البند إجابة صحيحة،

ن عدد الأفراد فى الفئة الأعلى أو الفئة الأدنى.

فإذا كان عدد أفراد العينة ٢٠٠ فإن عدد الفئة الأعلى ٥٤ وعدد الفئة الأدنى أيضا ٥٤، وكان عدد الذين أجابوا إجابة صحيحة على البند رقم (٢١) مثلا من الفئة الأعلى هو ٤٠ (ل) وعدد الذين أجابوا على نفس البند إجابة صحيحة من الفئة الأدنى هو ٣١ (د) فإنه بتطبيق المعادلة السابقة نحصل على:

$$\text{معامل التمييز (البند رقم ٢١)} = \frac{٤٠ - ٣١}{٥٤} = ٠,١٧$$

فإذا عدنا الآن إلى طريقة معامل الارتباط ثنائى التسلسل فإن خطوات هذه الطريقة تكون على النحو التالى:

١ ـ نحسب نسبة الذين أجابوا إجابات صحيحة عن البند فى الفئة الأعلى (معامل سهولة) ثم نصحح هذه النسبة من أخطاء التخمين.

٢ ـ نحسب نسبة الذين أجابوا إجابات صحيحة عن نفس البند فى الفئة الأدنى (معامل سهولة) ثم نصحح هذه النسبة من أخطاء التخمين.

٣ ـ استخدام جداول فلانجان لإيجاد معامل التمييز مباشرة حيث تدل الأرقام الموجودة فى الجدول على قيمة معامل الارتباط ثنائى التسلسل دون الحاجة إلى استخدام المعادلة الخاصة بحساب قيمته.

فإذا عدنا إلى المثال السابق حيث نجد أن ٤٠ فردا من الفئة العليا أجابوا إجابة صحيحة على البند (رقم ٢١) أى نسبة ٠,٧٤ تقريبا، ٣١ فردا من الفئة الأدنى أجابوا على نفس البند إجابة صحيحة أي بنسبة ٠,٥٧ تقريبا. وبافتراض أن هذه النسب قد صححت من أثر التخمين، فإن درجة تمييز البند (معامل الارتباط ثنائي التسلسل) من واقع الجدول هى ٠,١٨ حيث هى القيمة المحصورة بين ٧٤ قمة الجدول ٥٨ يمين الجدول.

ونلاحظ أن القيمة لا تختلف كثيرا عما سبق أن حصلنا عليه بتطبيق الطريقة المختصرة البسيطة.

وما يجب أن نشير إليه هنا هو أن صدق الاختبار إنما يعتمد على صدق وحداته أو بنوده وقدرتها على التمييز، ومن ثم فإن حساب درجة تمييز كل بند Power of Discrimination سوف يهيئ الطريقة للحصول على اختبار صادق فى حالة ارتفاع معاملات التمييز.

ولكن نلفت انتباه القارئ إلى أن صدق الاختبار ككل يجب أن يحسب بعد تطبيقه على عينة أخرى غير تلك التى استخدمت فى تعيين صدق الوحدات أو قدرتها على التمييز.

جدول فلانجان لتعيين درجة صدق البند (معامل تمييز البند)

الفئة الأعلى

الفئة الأدنى

	٢	٦	١٠	١٤	١٨	٢٢	٢٦	٣٠	٣٤	٣٨	٤٢	٤٦	٥٠	٥٤	٥٨	٦٢	٦٦	٧٠	٧٤	٧٨	٨٢	٨٦	٩٠	٩٤	٩٨
٢	٠٠	١٩	٣٠	٣٧	٤٣	٤٨	٥١	٥٥	٥٨	٦١	٦٣	٦٦	٦٨	٧٠	٧٢	٧٣	٧٥	٧٧	٧٩	٨٠	٨٢	٨٤	٨٦	٨٨	٩١
٦		٠٠	١١	١٩	٢٦	٣١	٣٦	٤٠	٤٤	٤٧	٥٠	٥٣	٥٦	٥٩	٦١	٦٤	٦٦	٦٨	٧١	٧٣	٧٦	٧٨	٨١	٨٤	٨٨
١٠			٠٠	٠٨	١٥	٢١	٢٦	٣٠	٣٤	٣٨	٤١	٤٥	٤٨	٥١	٥٤	٥٧	٦٠	٦٣	٦٥	٦٨	٧١	٧٤	٧٧	٨١	٨٦
١٤				٠٠	٠٧	١٢	١٨	٢٢	٢٧	٣١	٣٤	٣٨	٤٢	٤٥	٤٨	٥١	٥٤	٥٧	٦٠	٦٣	٦٧	٧٠	٧٤	٧٨	٨٤
١٨					٠٠	٠٦	١١	١٦	٢٠	٢٥	٢٨	٣٢	٣٦	٣٩	٤٣	٤٧	٤٩	٥٣	٥٦	٦٠	٦٣	٦٧	٧١	٧٦	٨٢
٢٢						٠٠	٠٦	١٠	١٥	١٩	٢٣	٢٧	٣١	٣٤	٣٨	٤٢	٤٥	٤٩	٥٢	٥٦	٦٠	٦٣	٦٨	٧٣	٨٠
٢٦							٠٠	٠٥	٠٩	١٤	١٨	٢٢	٢٦	٣٠	٣٣	٣٧	٤١	٤٤	٤٨	٥٤	٥٦	٦٠	٦٥	٧١	٧٩
٣٠								٠٠	٠٤	٠٩	١٣	١٧	٢١	٢٥	٢٩	٣٣	٣٧	٤٠	٤٤	٤٩	٥٣	٥٧	٦٣	٦٨	٧٧
٣٤									٠٠	٠٤	٠٩	١٣	١٧	٢١	٢٥	٢٩	٣٣	٣٧	٤١	٤٥	٤٩	٥٤	٦٠	٦٦	٧٥
٣٨										٠٠	٠٤	٠٨	١٣	١٦	٢٠	٢٥	٢٩	٣٣	٣٧	٤٢	٤٧	٥١	٥٧	٦٤	٧٣
٤٢											٠٠	٠٤	٠٨	١٢	١٦	٢٠	٢٥	٢٩	٣٣	٣٨	٤٣	٤٨	٥٤	٦١	٧٢
٤٦												٠٠	٠٤	٠٨	١٢	١٦	٢١	٢٥	٣٠	٣٤	٣٩	٤٥	٥١	٥٩	٧٠
٥٠													٠٠	٠٤	٠٨	١٣	١٧	٢١	٢٦	٣١	٣٦	٤٢	٤٨	٥٦	٦٨
٥٤														٠٠	٠٤	٠٨	١٣	١٧	٢٢	٢٧	٣٢	٣٨	٤٥	٥٣	٦٦
٥٨															٠٠	٠٤	٠٩	١٣	١٨	٢٣	٢٨	٣٤	٤١	٥٠	٦٣
٦٢																٠٠	٠٤	٠٩	١٤	١٩	٢٥	٣١	٣٨	٤٧	٦١
٦٦																	٠٠	٠٤	٠٩	١٥	٢٠	٢٧	٣٤	٤٤	٥٨
٧٠																		٠٠	٠٥	١٠	١٦	٢٨	٣٠	٤٠	٥٥
٧٤																			٠٠	٠٦	١١	١٨	٢٦	٣٦	٥١
٧٨																				٠٠	٠٦	١٢	٢١	٣١	٤٨
٨٢																					٠٠	٠٧	١٥	٢٦	٤٣
٨٦																						٠٠	٠٨	١٩	٣٧
٩٠																							٠٠	١٩	
٩٤																								٠٠	
٩٨																									

ونعود ونقول: إنه بحساب درجة صدق البند أو قدرة البند على التمييز فإن ذلك يعنى أننا نحقق الأساسيات العامة لصدق الاختبار، وخاصة فيما يتصل بقدرة الاختبار على التفريق بين طرفى القدرة التى يقيسها.

يمكن أن نقارن هذه الطريقة بالطرق الأخرى التى يمكن استخدامها لحساب درجة صدق البند سواء كانت عن طريق منهج التحليل العاملى أو غير ذلك.

هـ - حساب درجة ثبات البند:

وهنا أيضا نقول: إن معامل ثبات الاختبار يعتمد كذلك على درجة ثبات الوحدات أو البنود، والحصول على بنود ذات ثبات عال سوف يهيئ الفرصة لإعداد اختبار ثابت.

ويمكن حساب درجة ثبات البند بتطبيق المعادلة التالية:

$$\text{معامل الثبات (البند)} = \frac{ن}{ن - ١} \left(ل - \frac{١}{ن} \right)$$

حيث ن عدد احتمالات الإجابة فى البند أو السؤال (الاختيارات)،

ل أعلى تكرار نسبى فى هذه الاحتمالات.

فإذا كان لدينا أحد الأسئلة أو البنود الذى له خمسة احتمالات للإجابة وهى: أ، ب، جـ، د، هـ ويراد حساب درجة ثباته.

فى بداية الأمر وبعد تطبيق الاختبار نحسب تكرار الإجابة على كل احتمال من هذه الاحتمالات الخمسة، ونعين أعلى تكرار نسبى مثل:

البند رقم (١٦)	على سبيل المثال	التكرار	التكرار النسبى
الاحتمال	(أ)	٢٠	٠,٠٧
الاحتمال	(ب)	٥٠	٠,١٧
الاحتمال	(جـ)	٤٠	٠,١٣
الاحتمال	(د)	١٥٠	٠,٥٠
الاحتمال	(هـ)	٤٠	٠,١٣
	المجموع	٣٠٠	١,٠٠

∴ يكون فى حالة هذا السؤال أعلى تكرار نسبى (ل) = ٠,٥

$$\therefore \text{درجة ثبات السؤال} = \frac{٥}{٥ - ١} \left(٠,٥ - \frac{١}{٥}\right)$$

$$= \frac{٥}{٤} \times ٠,٣ = ٠,٣٨ \text{ تقريبا}$$

وهناك طريقة أخرى لتعيين ثبات البند عن طريق إعادة تطبيق الاختبار وتسجيل نتائج الإجابات على البند فى التطبيق الأول ثم التطبيق الثانى، وحساب معامل الارتباط الرباعى الذى يدل على درجة ثبات البند.

و ـ حساب الانحراف المعيارى للبند:

يمكن حساب الانحراف المعيارى للبند بعد حساب معامل السهولة والصعوبة من المعادلة التالية:

$$\text{الانحراف المعيارى للبند} = \sqrt{\text{معامل السهولة} \times \text{معامل الصعوبة}}$$

فإذا كان معامل السهولة لأحد البنود = ٠,٧

∴ معامل الصعوبة = ٠,٣

ويصبح الانحراف المعيارى للبند هو $\sqrt{٠,٧ \times ٠,٣} = ٠,٤٦$

ويكون تباين البند = ٠,٢١ أى معامل السهولة × معامل الصعوبة، ويجب أن نوضح للقارئ أن أعلى قيمة للتباين هى ٠,٢٥، وهى حاصل ضرب معامل السهولة = ٠,٥ ومعامل الصعوبة = ٠,٥، وتباين البند أو السؤال يدل على تميز هذا البند للفروق الفردية فى القدرة التى يقيسها، فكلما ازداد التباين (أى اقترب من ٠,٢٥) كان البند أقدر على تمييز هذه الفروق الفردية وإظهارها، وهذا ما يجب أن يؤخذ فى الاعتبار عند اختيار البنود.

ز ـ حساب علاقة البند بالاختبار ككل (التناسق الداخلى):

فى بعض الأحيان يفكر الباحث فى حساب معاملات الارتباط البينية لأسئلة الاختبار أو بنوده؛ من أجل تعيين التناسق الداخلى للاختبار، والحقيقة أن هذه عملية يجب أن يقوم بها الحاسب الآلى؛ لأنه عند حساب معاملات الارتباط البينية لاختبار مكون من ٥٠ بندا على سبيل المثال فإن هذا يعنى حساب ١٢٢٥ معامل ارتباط

$$\left(\frac{٥٠ \times ٤٩}{٢ \times ١} = ١٢٢٥\right)$$

لذلك فإنه يمكن حساب معامل الارتباط بين البند أو السؤال، ودرجات الاختبار ككل باستخدام معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص Point Diserial، وخاصة إذا كانت الإجابة على كل سؤال هى صفر، ١ - والمثال التالى يوضح الفكرة.

لنفترض أناأحد الاختبارات مكون من عشرين سؤالاً، والمطلوب تعيين مدى أرتباط كل بند من هذه البنود (الأسئلة) العشرين بالاختبار ككل. ولذلك سوف نتبع الخطوات التالية :

١- نحسب الانحراف المعيارى لدرجات الاختبار ككل(وليكن ٣,٢٤).

٢- نعين متوسط درجات الأفراد (فى الاختبار ككل) الذين أجابوا إجابة صحيحة على البند (وليكن $م_١$ = ٣٤,٦).

٣- نعين متوسط درجات الأفراد (فى الاختبار ككل) الذين أجابوا إجابة خاطئة على البند (وليكن $م_٢$ = ٢٩,٤)

٤- نعين معامل سهولة البند وليكن $ن_١$ = ٠,٦، ومعامل صعوبة وليكن $ن_٢$ = ٠,٤

٥- نطبق القانون التالى :

$$\text{معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص} = \frac{م_١ - م_٢}{ع} \sqrt{ن_١ \times ن_٢}$$

$$= \frac{٣٤,٦ - ٢٩,٤}{٣,٢٤} \times \sqrt{٠,٦ \times ٠,٤}$$

$$= ٠,٧٨$$

ويدل ذلك على ارتباط عال بين هذا البند ودرجات الاختبار ككل.

ولكن يجب أن نأخذ فى اعتبارنا أثر التداخل بين البند وبقية بنود الاختبار Part-whole overlap لذلك لابد أن نلجأ إلي تصحيح هذا المعامل ويمكن ذلك باستخدام القانون التالى مباشرة :

$$\text{معامل الارتباط الثنائى P.B.S.} = \left(\sqrt{\frac{ن}{ن - ١}}\right)\left(\frac{ر.ع \sqrt{ص خ}}{\sqrt{ع^٢ - مج\ ص خ}}\right)$$

حيث ن   عدد بنود الاختبار

ر   معامل الأرتباط الثنائي قبل (التصحيح)

ع   الإنحراف المعيارى لدرجات الاختبار

ص   نسبة الإجابات الصحيحة على البند، خ نسبة الإجابة الخاطئة

لنأخذ المثال التالى

اختبار مكون من (٨) بنود طبق على (١٠) أفراد

ر = ٠,٥١ (بين البند والاختبار ككل)

تباين الدرجات = ٦

ص (بالنسبة للبند) = ٠,٨   ع = ٢,٤٥

مج ص خ (لجميع البنود) = ١,٧٢

$$\therefore P.B.S = \sqrt{\frac{8}{7}}\left(\frac{0.51 \times 2.45 - \sqrt{0.16}}{\sqrt{6 - 1.72}}\right) = 0.44$$

لاحظ ٠,٥١ قبل التصحيح ، ٠,٤٤ بعد التصحيح

لابد أن نلاحظ أن الاختبار يجب أن يقيس بعداً واحداً، أو قدرة واحدة، أو سمة واحدة حتى نعتمد على نتائج حساب معامل الارتباط بهذه الصورة.

ولنا تعليق أخير نختم به الفقرة رقم ٦ (تحليل البنود) فنقول : إن عملية التحليل هذه إنما تقود إلى اختيار أفضل البنود لبناء الاختبار، وذلك عندما نأخذ فى اعتبارنا بعض الملاحظات العملية من واقع الخبرة، ويمكن أن نشير إليها فيما يلى :

- يفضل اختيار البنود ذات الصيغة الواحدة، حتى يسهل ذلك التحليلات الإحصائية المطلوبة فى المراحل التالية.
- يجب اختيار البنود ذات درجة الصدق (التميز) ودرجة الثبات العالية.

- يجب اختيار البنود ذات التبـاين العالى الذى يقترب من ٠,٢٥ ، أو بمعنى آخر تلك البنود ذات معاملات السهولة (أو الصعوبة) القريبة من ٠,٥ .

- كما سبق أن أشرنا يجب أن يضم الاختبار حوالى ٥٠ ٪ من البنود لها معامل سـهولة يتـراوح بين ٠,٢٥ ـ ٠,٧٥ ، حوالـى ٢٥ ٪ من البنود ذات معـامل سهولة أكبر من ٠,٧٥ ، حـوالى ٢٥ ٪ من البنود ذات معامل سهولة أقل من ٠,٢٥ .

٧ ـ إعداد جداول المعايير:

وهذه خطوة أخرى من الخطوات المهمة فى بناء الاختبارات وإعدادها للاستخدام والتطبيق، إذ إن إعـداد جداول المعاييـر يعتبـر خطوة مكملة فى تقنين الاختبـارات بعد تعيين معامل الصدق والثبات، كما يعتبر أيضا ـ وهذا مهم ـ إعدادا للاختبار للاستخدام فى مجمـوعات وعينات أخرى غيـر تلك المجموعة أو العيـنة التى استخدم فيـها للمرة الأولى، وهذا يبرز أهمية إعداد جدول المعايير والدرجات المعيارية بالنسبة للاختبارات.

وهناك عدة أنواع من المعـايير أو الدرجات المعـيارية نستـعرض بعضـها وكيفـية حسابها فى الفقرات التالية:

أ ـ المعايير المئينية (الرتب المئينية) Percentiles:

المئينيات هى عبارة عن نقط مـعينة فى توزيع مستمر تقع تحتها (أو تسـبقها) نسبة مئوية معينة من المجموعة أو العينة التى نتعامل مع درجاتها.

ونشير الآن إلى الرتبـة المئينية للفرد على أنهـا مكان الفرد على تدريج من ١٠٠ تؤهله له الدرجـة التى يحصل علـيهـا فى هذا التوزيع، ويمكن حـساب الرتبـة المئينـية بطريقتين:

١ ـ من الجدول التكرارى:

- يتم تبويب الدرجات التى حصل عليها الأفراد فى الاختبار فى جدول تكرارات على النحو التالى. (مثال سابق):

التكرارات	الدرجات
١	١٤٠ ـ ١٤٤
٣	١٤٥ ـ ١٤٩
٢	١٥٠ ـ ١٥٤
٤	١٥٥ ـ ١٥٩
٤	١٦٠ ـ ١٦٤
٦	١٦٥ ـ ١٦٩
١٠	١٧٠ ـ ١٧٤
٨	١٧٥ ـ ١٧٩
٥	١٨٠ ـ ١٨٤
٤	١٨٥ ـ ١٨٩
٢	١٩٠ ـ ١٩٤
١	١٩٥ ـ ١٩٩

المجموع ٥٠

ـ إذا أردنا أن نعين الرتبة المئينية للفرد الذى حصل على الدرجة ١٦٣، فإننا نلاحظ أن هذه الدرجة تقع فى فئة الدرجات ١٦٠ ـ ١٦٤ حيث يسبقها عشر درجات (٤ + ٢ + ٣ + ١).

نلاحظ كذلك أن هذه الفئة من الدرجات (١٦٠ ـ ١٦٤) يقع فيها ٤ درجات (انظر الجدول) وحيث إن مدى هذه الفئة = ٥

∴ $\frac{٤}{٥}$ = ٠,٨ وهى الدرجة المخصصة لوحدة الفئة.

نعلم أن الحد الأدنى لهذه الفئة هو ١٥٩,٥ فيكون الفرق بينه والدرجة ١٦٣ هو ١٦٣ - ١٥٩,٥ = ٣,٥ درجة مخصصة، لوحدة الفئة أى أن ٣,٥ × ٠,٨ = ٢,٨ درجة حقيقية.

تضاف الدرجات العشر التى سبقت هذه الفئة إلى هذه الدرجات الحقيقية

∴ ١٠ + ٢,٨ = ١٢,٨ (الكمية من العدد الكلى التى تقع قبل الدرجة ١٦٣).

$$\therefore \frac{١٢,٨}{٥٠} \times ١٠٠ = ٢٥,٦ = ٢٦ \%$$

أى أن الدرجة ١٦٣ يقابلها ٢٦ الرتبة المئينية.

وللتلخيص:

١ ـ نعين الفئة التى تقع فيها الدرجة المطلوب تعيين الرتبة المقابلة لها ونعين الحد الأدنى لها (ح).

٢ ـ نقسم تكرار الدرجات فى الفئة على المدى نحصل على (د).

٣ ـ نوجد الفرق بين الدرجة والحد الأدنى للفئة (س).

٤ ـ نوجد المقدار (س × د) + تَ حيث تَ مجموع التكرارات التى تسبق الفئة.

٥ ـ نحسب الرتبة المئينية من القانون التالى:

$$\text{الرتبة المئينية} = \frac{(\text{س} \times \text{د}) + \text{تَ}}{\text{ن}} \times ١٠٠$$

حيث ن العدد الكلى للمجموعة.

(احسب بنفس الطريقة الرتب المئينية للدرجات ١٥٢، ١٧٢، ١٨٧).

٢ ـ من جدول الرتب:

يمكن حساب الرتب المئينية من جدول الرتب أى بعد ترتيب الأفراد حسب الدرجات التى حصل عليها كل منهم. وهنا سوف نتعامل مع الرتب وليس الدرجات. وذلك باستخدام القانون التالى:

$$\text{الرتبة المئينية} = ١٠٠ - \frac{١٠٠\,\text{ر} - ٥٠}{\text{ن}}$$

حيث ر الرتبة، ن حجم العينة أو المجموعة، فإذا كان عدد المجموعة ٨٠ ورتبة الفرد هى ١٠ (العاشر) فإن الرتبة المئينية Percentile Rank المناظرة

$$= ١٠٠ - \frac{(١٠٠ \times ١٠) - ٥٠}{٨٠} = ٨٨ \text{ تقريبا}$$

وإذا كان عدد الأفراد ١٠٠ والفرد يحتل الرتبة الأولى (١) تصبح الرتبة المئينية

$$\text{المناظرة هى} = ١٠٠ - \frac{١٠٠ \times ١ - ٥٠}{٨٠} = ٩٩,٤ \text{ تقريبا}$$

أما الفرد الذى يحتل الرتبة الأخيرة (١٠٠) فإن الرتبة المئينية المناظرة لرتبة

$$= ١٠٠ - \frac{(١٠٠ \times ١٠٠) - ٥٠}{١٠٠} = ٠,٥$$

ولهذا، فإننا نقول إنه فى الرتب المئينية لا يحصل أحد على الرتبة المئينية ١٠٠ أو الرتبة المئينية صفر (لاحظ حجم العينة ن).

ب ـ الدرجات المعيارية:

يمكن تحويل الدرجات الخام إلى درجات انحرافية بوحدات الانحراف المعيارى تسمى درجات زيتا Zeta (Z) ويمكن أن تحسب من القانون التالى:

$$Z = \frac{س - م}{ع}$$

حيث س الدرجة الخام،

م متوسط التوزيع

ع الانحراف المعيارى للتوزيع.

فإذا كانت الدرجة الخام هى ٣٠، والمتوسط ٢٠، والانحراف المعيارى للتوزيع ٤، تصبح الدرجة المعيارية

$$Z = \frac{٣٠ - ٢٠}{٤} = ٢,٥$$

وإذا كانت الدرجة الخام ١٠ تصبح الدرجة المعيارية

$$Z = \frac{١٠ - ٢٠}{٤} = -٢,٥$$

وهكذا نجد أن هذه الدرجات المعيارية Z تحمل أحيانا الإشارة الجبرية السالبة، كما أنها أحيانا أيضا تكون قيمتها كسرية.

وتوزيع درجات زيتا له متوسط يساوى الصفر وانحراف معيارى يساوى الوحدة.

ويمكن أن نستنتج ذلك من التوزيع التالى:

الدرجات الخام	١	٢	٣	٤	٥	
درجات زيتا	- ١,٤٣	- ٠,٧١	٠	+ ٠,٧١	+ ١,٤٣	م = صفر
						ع = ١

جـ ـ الدرجات المعيارية المعدلة: (الدرجة التائية)

اقترحت هذه الدرجة للتغلب على الإشـارة السالبة والقيم الكسرية التى لوحظت فى درجات زيتا. ويمكن حسابها من القانون التالى:

$$س' = \frac{ع'}{ع} (س - م) + م'$$

حيث س' هى الدرجة المعدلة (المطلوبة)

ع' الانحراف المعيارى للدرجات المعدلة أو المطلوبة،

م' متوسط توزيع الدرجات المعدلة أو المطلوبة،

س الدرجة الخام فى التوزيع السابق،

م متوسط التوزيع السابق،

ع الانحراف المعيارى للتوزيع السابق.

وهنا فى حالة هذه الدرجات المعدلة نعتبر أن الانحراف المعيارى = ١٠ والمتوسط = ٥٠، ومن ثم يصبح القانون:

$$س' = \frac{١٠}{ع} (س - م) + ٥٠$$

$$أو\ س' = \frac{١٠ (س - م)}{ع} + ٥٠$$

وبمعنى آخر فإن درجة زيتا × ١٠ + ٥٠ تساوى الدرجة المعيارية المعدلة ـ وتسمى تجاوزا الدرجة التائية، كما أنه يجب أن نلاحظ أنه عند تحويل الدرجات الخام إلى هذه الدرجات المعدلة لا يتغير شكل المنحنى الخاص بتوزيع الدرجات بل يبقى كما هو، سواء كان ملتويا أو اعتداليا.

(لاحظ أنه يمكن استخدام هذا القانون لتحويل أى توزيع إلى توزيع آخر ما دمنا نعلم المتوسط والانحراف المعيارى لكلا التوزيعين).

وقد استخدم هذا القانون بالفعل فى اشتقاق عدد من الدرجات المعيارية المعدلة ذات انحراف معيارى ومتوسط خاص بها. مثل: **الدرجات المعيارية المعدلة (التائية) الحربية A. G. C. T** التى استخدمها الجيش الأمريكى فى تحديد مستوى المتقدمين للخدمة العسكرية خلال الحرب العالمية الثانية.

وهذه الدرجات ذات توزيع انحرافه المعيارى ٢٠، ومتوسطه ١٠٠ وبذلك يتم تحويل الدرجات الخام إلى هذه الدرجات (المعايير) الحربية عن طريق القانون

$$س' = \frac{٢٠}{ع} (س - م) + ١٠٠$$

حيث س' هى الدرجة المعيارية الحربية

ع' الانحراف المعيارى للدرجات المعدلة أو المطلوبة = ٢٠

س الدرجة الخام،

م متوسط توزيع الدرجات الخام،

ع الانحراف المعيارى للدرجات الخام.

وكذلك الدرجات المعيارية المعدلة (التائية) الجامعية C. E. E. B وهى نوع آخر من هذه الدرجات متوسطة ٥٠٠ وانحرافه المعيارى ١٠٠، وبذلك يصبح تحويل الدرجات الخام كما يلى:

$$س' = \frac{١٠٠}{ع} (س - م) + ٥٠٠$$

(لاحظ أنه كلما زادت قيمة الانحراف المعيارى فى توزيع الدرجات المعدلة زادت حساسية المقياس. فبدلا من تقسيم قاعدة المنحنى إلى ١٠ أجزاء تنقسم إلى ٢٠ جزءا أو ١٠٠ جزء).

د ـ الدرجات التائية المعيارية T - Scores:

هذه الدرجات عبارة عن درجات اعتدالية مقننة محولة إلى توزيع متوسطه ٥٠، وانحرافه المعيارى ١٠ وهى بذلك تختلف عن الدرجات المعيارية المعدلة التى سبق الإشارة إليها إذ إنها تحول توزيع الدرجات الخام إلى توزيع اعتدالى.

ويمكن حساب هذه الدرجات على النحو التالى:

(١) يتم تجهيز الدرجات فى جدول تكرارى يضم الدرجات والتكرارات المقابلة لها والتكرار التراكمى، مثال

درجات الاختبار (١)	التكرار (٢)	التكرار التراكمى (٣)	التكرار التراكمى المعدل (٤)	النسبة المئوية ٪ (٥)	الدرجة التائية (٦)
١٠	١	٦٢	٦١,٥	٩٩,٢	٧٤
٩	٤	٦١	٥٩	٩٥,٢	٦٧
٨	٦	٥٧	٥٤	٨٧,١	٦١
٧	١٠	٥١	٤٦	٧٤,٢	٥٦
٦	٨	٤١	٣٧	٥٩,٧	٥٢
٥	١٣	٣٣	٢٦,٥	٤٢,٧	٤٨
٤	١٨	٢٠	١١	١٧,٧	٤١
٣	٢	٢	١	١,٦	٢٩

عدد المجموعة ٦٢

ولنوضح هذا الجدول نجد أنه:

- فى العمود رقم (١) سجلت درجات الاختبار (١٠، ٩، ٨....)
- فى العمود رقم (٢) سجل التكرار أمام كل درجة أى أن عدد الذين حصلوا على ٩ هم ٤ وهكذا.
- فى العمود رقم (٣) حسب التكرار التراكمى من الدرجة الأدنى إلى الأعلى - مثلا أمام الدرجة ٥ وضع الرقم ٣٣، وهذا يعنى ٢ + ١٨ + ١٣ = ٣٣ وهكذا حتى نصل إلى ٦٢ أمام الدرجة ١٠.
- فى العمود رقم (٤) يتم تعديل التكرار التراكمى بمعنى أن يؤخذ التكرار التراكمى السابق، ويضاف إليه $\frac{١}{٢}$ عدد التكرار الموجود أمام الدرجة. نجد أن أمام الدرجة (١٠) تكرارا تراكميا معدلا هو ٦١,٥ وهذه عبارة عن التكرار التراكمى السابق للدرجة (١٠) وهو ٦١ (أمام ٩) ويضاف إليه $\frac{١}{٢}$ التكرار الموجود أمام الدرجة (١٠) وهو ١ أى $\frac{١}{٢}$، وعليه يصبح التكرار التراكمى المعدل الدرجة (١٠) هو ٦١ + $\frac{١}{٢}$ = $\frac{١}{٢}$ ٦١.

وأمام الدرجة (٨) نجد أن التكرار التراكمى المعدل هو ٥٤ وهو عبارة عن التكرار السابق (أى الموجود أمام ٧) ومقداره ٥١ بالإضافة إلى $\frac{١}{٢}$ التكرار الموجود أمام (٨) وهو ٦ أى ٣، فيصبح ٥١ + ٣ = ٥٤، وهكذا بالنسبة لبقية للدرجات يمكن حساب التكرار التراكمى المعدل بنفس الطريقة التى أشرنا إليها.

- فى العمود رقم (٥) يحول هذا التكرار التراكمى المعدل إلى نسب مئوية.

بحيث $\frac{٦١,٥}{٦٢} \times ١٠٠ = ٩٩,٢ \%$،

$\frac{٣٧}{٦٢} \times ١٠٠ = ٥٩,٧ \%$

وهكذ تحسب هذه النسب فى العمود رقم (٥)

بعد ذلك تحول هذه النسب المئوية إلى درجات تَ المعيارية بالاستعانة بالجداول الخاصة بذلك.

هـ - الدرجات الجيمية C - Scale:

وهذا النوع من الدرجات هو درجات معيارية معدلة ذات متوسط = ٥، وانحراف معيارى مقداره ٢، (تقسم قاعدة المنحنى الاعتدالى إلى ١١ قسما)

$$\therefore \text{الدرجة الجيمية} = \frac{٢}{ع} (\text{س} - \text{م}) + ٥$$

حيث س الدرجة الخام، م متوسط توزيع الدرجات الخام، ع الانحراف المعيارى لها كما يمكن تحويل الدرجة التائية المعدلة إلى درجة جيمية، وذلك كما يلى:

$$\text{الدرجة الجيمية} = \frac{\text{الدرجة التائية}}{٥} - ٥$$

و - الدرجات التساعية المعيارية Stanine:

فى هذه الدرجات تقسم قاعدة المنحنى الاعتدالى إلى تسعة أقسام بحيث تكون الوحدة هى $\frac{١}{٢}$ ع.

ز - الدرجات السباعية المعيارية Staseven:

اقترح هذا النوع من الدرجات فؤاد البهى بحيث يقسم قاعدة المنحنى الاعتدالى إلى سبعة أجزاء متساوية وكل جزء منها - الوحدة - هى $\frac{٣}{٤}$ ع.

جداول تحويل النسب المئوية إلى الدرجة التائية المعيارية

(تؤخذ النسب أو أقرب ما يكون إليها)

النسبة	الدرجة	النسبة	الدرجة	النسبة	الدرجة
,٠٠٣٢	١٠	١١,٥١	٣٨	٩٤,٥٢	٦٦
,٠٠٤٨	١١	١٣,٥٧	٣٩	٩٥,٥٤	٦٧
,٠٠٧	١٢	١٥,٨٧	٤٠	٩٦,٤١	٦٨
,٠١١	١٣	١٨,٤١	٤١	٩٧,١٣	٦٩
,٠١٦	١٤	٢١,١٩	٤٢	٩٧,٧٢	٧٠
,٠٢٣	١٥.	٢٤,٢٠	٤٣	٩٨,٢١	٧١
,٠٣٤	١٦	٢٧,٤٣	٤٤	٩٨,٦١	٧٢
,٠٤٨	١٧	٣٠,٨٥	٤٥	٩٨,٩٣	٧٣
,٠٦٩	١٨	٣٤,٤٦	٤٦	٩٩,١٨	٧٤
,٠٩٧	١٩	٣٨,٢١	٤٧	٩٩,٣٨	٧٥
,١٣	٢٠	٤٢,٠٧	٤٨	٩٩,٥٣	٧٦
,١٩	٢١	٤٦,٠٢	٤٩	٩٩,٦٥	٧٧
,٢٦	٢٢	٥٠,٠٠	٥٠	٩٩,٧٤	٧٨
,٣٥	٢٣	٥٣,٩٨	٥١	٩٩,٨١	٧٩
,٤٧	٢٤	٥٧,٩٣	٥٢	٩٩,٨٦٥	٨٠
,٦٢	٢٥	٦١,٧٩	٥٣	٩٩,٩٠٣	٨١
,٨٢	٢٦	٦٥,٥٤	٥٤	٩٩,٩٣١	٨٢
١,٠٧	٢٧	٦٩,١٥	٥٥	٩٩,٩٥٢	٨٣
١,٣٩	٢٨	٧٢,٥٧	٥٦	٩٩,٩٦٦	٨٤
١,٧٩	٢٩	٧٥,٨٠	٥٧	٩٩,٩٧٧	٨٥
٢,٢٨	٣٠	٧٨,٨١	٥٨	٩٩,٩٨٤	٨٦
٢,٨٧	٣١	٨١,٥٩	٥٩	٩٩,٩٨٩٠	٨٧
٣,٥٩	٣٢	٨٤,١٣	٦٠	٩٩,٩٩٢٨	٨٨
٤,٤٦	٣٣	٨٦,٤٣	٦١	٩٩,٩٩٥٢	٨٩
٥,٤٨	٣٤	٨٨,٤٩	٦٢	٩٩,٩٩٦٨	٩٠
٦,٦٨	٣٥	٩٠,٣٢	٦٣		
٨,٠٨	٣٦	٩١,٩٢	٦٤		
٩,٦٨	٣٧	٩٣,٣٢	٦٥		

ويجب أن نأخذ فى اعتبارنا أن الدرجات المعيارية التى يستخدمها الباحث لابد أن تكون عملية وسهلة التناول، ولهذا فإن أكثر المعاييـر المستخدمة انتشارا هى الرتب المئينية والدرجات المعيارية المعدلة (التائية)، والدرجات التائية المعيارية.

وللتلخيص فإن الخطوات الأساسية لبناء الاختبار هى:

١ - تحديد القدرة أو السمة المطلوب قياسها.

٢ - تعريف القدرة أو السمة تعريفا إجرائيا.

٣ - تحليل القدرة أو السمة تحليلا إجهاديا.

٤ - تحديد أوزان عناصر القدرة أو السمة.

٥ - اقتراح البنود أو الوحدات.

٦ - تحليل البنود: تصحيح أثر التخمين - دليل الصعـوبة - القدرة على التمييز أو الصدق - الثبات - التباين - علاقة البند بالاختبار ككل.

٧ - تقنين الاختيار: تعيين صدق الاختبار - وثباته - إعداد جداول المعايير.

وهذه الخطوات كمـا سبق أن أشرنا تعتـبر من المهارات الأساسـية التى يجب أن يتدرب عليها دارس القياس النفسى جيدا، وبالذات النواحى التطبيقية منها.

المراجع

١ ـ فؤاد البهى السيد: علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى ـ دار الفكر العربى ١٩٩٦.

٢ ـ محمد خليفة بركات: علم النفس التعليمى : القياس النفسى والتربوى ـ دار القلم ١٩٧٦.

3 - Anastasi, A. Psychological Testing, Macmillan, 1990.

4 - Coronbach, L, Essentials of Psychological Testing, Harper, 1960.

5 - Diederich, P., Short - Cut Statistics..., E. T. S. 1973.

6 - Gronlund, N. Readings in Measurement and Evaluation, Macmillan, 1988.

7 - Mcnemar, Q. Psychological Statistics, Willey, 1969.

8 - Mehrens, W. and Ebel, R, Principles of Educational and Psychological Measurement, Rand Mc Nally, 1969.

9 - Messick, S, Jackson, D, Problems in Human Assessment Mc Graw - Hill, 1967.

10 - Tyler, L, Tests and Measurements, Printice - Hall, 1963.

الفصل الرابع

مقاييس الذكاء والقدرات

لا يمكن أن نتحدث عن الذكاء والقـدرات دون أن نشير فى تقدير وثناء إلى تلك المدرسة التـى تكونت فى أوربا فى أوائل هذا القرن من أجل دراسـة القدرات الإنسـانية دراسة علمية موضوعية: نقصد سيمون وبينيه فى فرنسا، وسبيرمان وبيرت وبيرسون فى إنجلترا. إلا أنه وبمضى الزمن استطاعت المدرسة الإنجليزية أن تتبلور وتتمايز وتقود حركة القياس العقلى فى العالم آنذاك.

وقد كـانت هناك مجـموعـة من المفاهيم التى اسـتمـرت لفترة طويلـة عن عقل الإنسان وتركيبه ووظيـفته، وربما كان أهم هذه المفاهيم جميعـا مفهوم الملكات، أو قوى العقل على أنها المسئولة عن سلوك الإنسان، ومـستوى تحصيله وإنجازه فى المواقف التى تتطلب هذا التحصيل والإنجاز. وأدى مفهوم الملكات إلى وجود الشخص الذى له ملكة التخيل، ومن له ملكة التفكير، وملكة الشعر، وملكة الموسيقى، وملكة الذاكرة فيحفظ كل شىء عن ظهر قلب كالأرقام والأشكال وغـير ذلك وبمعنى آخر أصبح لكل نمط من أنماط سلوك الإنسـان ملكة خاصـة به. وانتظمت هذه المعلومـات والمعارف انتظـاما منطقيـا لتكوّن ما يسمى بعلم دراسـة «العقل والمخ» Phrenology وأساسـياته أن مخ الكائن الحى ـ الإنسان طبـعا مقسم إلى عدة مناطق، وكل منطقـة من هذه المناطق تقوم على خدمة ملكة من ملكات العقل التى أشرنا إلى بعض منها

وكان هناك مـسلّم آخر وهو أن حجم هذه المنطقـة هو الذى يدل على قوة الملكة التى تتصل بها، فإذا كـان الحجم كبيرا كانت الملكة قـوية، والعكس صحيح وكان من الواضح أن أيًا من المشتـغلين بهذا العلم لن يـكون قادرا على تحديد حـجم مناطق المخ داخليا أو تشريحيـا، ومن ثم أصبحت أبعاد الجمجمـه من الخارج هى الدلالة على قوه الملكات بالمناطق المختلفة فى مخ الإنسان

وبناء على ذلك فقد أصبح علم دراسة العقل والمخ هو فـى الحقيقة «دراسة» أبعاد جمـجمة الإنسان للاسـتدلال على قواه العـقلية والملكات التى تمثل هذه القوى، ومـهد ذلك لعلم آخـر هو علم الفـراسة حـيث كـانت وسيـلته «التـمـرس» فى وجه الفـرد، وقسماته، وشكل جمجمته لإعطاء تصور كامل شامل عن قواه وقدراته

وسيطر مفـهوم «الملكات» على تفكير المتخـصصين فى مجالات التربيـة والفلسفة وعلم النفـس، وما يتصل بها من معـارف أخرى، إلا أنه لم يكن هناك أى معرفة كاملة واضحـة عن طبيعة هذه الملكات وبنـائـها وبذلك يمكن أن نقـول إن «مفهوم الملكات»

لم يكن له الموضوعية العلمية الكافية لأن ترتفع به إلى مستوى النظرية فى علم النفس كعلم موضوعى، وعلى الرغم من هذا فقد كان لمفهوم الملكات مجموعة من التطبيقات التربوية فى المدرسة لفترة طويلة من الزمن. فكان الهدف من تدريس العلوم الطبيعية هو تقوية ملكة الملاحظة، والهدف من تدريس جدول الضرب أو قصائد الشعر أو التاريخ هو تقوية ملكة الذاكرة، والهدف من تدريس الفنون مثل الرسم هو تدريب ملكة التخيل وهكذا. بل إنه من الطريف أن هناك مفهوما جديدا ظهر فى هذه الأثناء هو مفهوم «تدريب الملكات» حيث بنيت عليه جميع الأنشطة المدرسية والبرامج التعليمية. فأدخلت مادة التربية البدنية فى المدرسة ليس فقط من أجل بناء الجسم وتقويته، بل من أجل تدريب ملكة الانتباه وضبط النفس كذلك.

ومن الطريف أيضا أنه كان من المعتقدات (العلمية) آنذاك أن ملكة التفكير عند طفل المدرسة الابتدائية لم تنضج بعد، ومن ثم لا يمكن تدريبها، ولكن ملكة الذاكرة عند نفس الطفل قابلة للتدريب، ومن هنا كانت معظم برامج المدرسة تعتمد على مواد الحفظ والاستظهار.

وقبل أن نعود إلى المدرسة العلمية والموضوعية فى دراسة الذكاء والقدرات نشير إلى (تصور) آخر كان له الكثير من الأنصار والمؤيدين سواء على مستوى الإنسان العادى أو المتخصص. هذا التصور يدور حول القول بأن عقل الإنسان وعاء كبير يتكون من عدد من (الأقسام) أو الغرف، وكل غرفة من هذه الغرف تختص بخزن نوع خاص من المعارف أو المعلومات أو المواد العقلية، وهى تتكون من الأفكار والصور الذهنية والمشاعر والأحاسيس.

ويعتقد أصحاب هذا التصور كذلك أن كل غرفة من هذه الغرف لها سعة محددة تسمح باختزان قدر معين فقط من هذه المواد العقلية. ولكن يستثنى من هذه القاعدة الصور الذهنية إذ إن لها طبيعة تشبه طبيعة الغازات؛ حيث تتمكن من الانتشار بين الأقسام المختلفة، أو يمكن إدخال أكبر قدر منها تحت الضغط والقهر.

وبناء على هذا التصور شبه الخرافى فإن العمليات العقلية تصبح هى عمليات استقبال المعلومات والمواد العقلية ثم القيام (بتسكينها) فى الغرف المناسبة لنوعيتها، ليتم تخزينها، ومن ثم يمكن استدعاؤها عند الحاجة إليها.

وهناك تصور ثالث يدور حول مفهوم (الارتباط)؛ حيث يرى أن عقل الإنسان عندما يعمل من أجل معالجة موقف جديد فإنه يبحث فى ثناياه عن الخبرات السابقة، ويظل يبحث إلى أن يجد خبرة سابقة تتشابه مع الخبرة الجديدة؛ حيث يتم استدعاؤها ويستخدمها فى معالجة الخبرة الجديدة وتنظيمها.

وهناك تصـورات أخرى عـديدة لا تخرج من مـحـتواها ومنهـجهـا عن كونهـا تصورات استبطانية لم تقم على دليل تجريبى أو قياس موضوعى.

نعود الآن إلى تلك المدرسة العلمية الموضوعية التى تكونت فى فرنسا وفى إنجلترا فى بداية هذا القـرن، ونحاول أن نصف الإطار العـام الذى حدد نشـاط هذه المدرسة، وخاصة فى إنجلترا، على أن يكون هذا الوصف فى مجموعة محددة متبلورة من المفاهيم حتى يسهل بعد ذلك فهم اتجاه حركة القياس العقلى واختبارات الذكاء والقدرات.

أ ـ مفاهيم الذكاء والقدرات:

تعددت المفـاهيم المختلفة للذكـاء والقدرات وإن كانت جـميعـهـا ـ أو بمعنى أدق جميع ما نخـتص به الآن ـ يهدف إلى تحديد موضوعى يؤدى إلى عمليـة قياس الذكاء. وهذه المفاهيم قد تعتمد على النواحى البنائية أو المظاهر الأدائية لذكاء الإنسان وقدراته.

بعض المفـاهيم يرى أن الذكـاء يمكـن أن يحدد فـى إطار التكوين التـشـريحى، والنشاط الفسيولوچى للجهاز العصبى، وخاصة مجموعة الخلايا التى تكوّن الطبقة العليا من المخ وتسمى طبقـة القشرة Brain Cortex. فقد أجريت بعض الـتجارب (أيضا فى بداية هذا القرن «بولتون» ١٩١٤) على مجموعات من العاديين وضعاف العقول. وظهر من نتائج هذه التجارب أن خلايا قشرة المخ تزيد من حيث العدد والتشعب والتنظيم عند الأفراد العاديين عن ضعـاف العقول. وتتفق هذه النتائج أيضا مع أبحـاث «شرنجتون»؛ حيث وجد أن خلايا قشرة المخ عند ضعـاف العقول أقل من حيث العدد عنها فى حالة العاديين.

كما أن هناك مدخـلا آخر ضمن إطار هذا المفهوم حيث يمكن تفـسـير الذكاء عن طريق عدد الوصـلات العصبـية التى تصل بين خلايا المخ لتكوين الشـبكة العصبـيـة أو الألياف العصبية. وهذا ما أشار إليه ثورندايك ١٩٢٤؛ حيث يفترض أن نسبة الوصلات العصبية فى حـالة الشخص العبقرى إلى الشخص العادى إلى ضعـيف العقل كما يلى: (وذلك من حيث العدد)

العبقرى : العادى : ضعيف العقل

٦٧ : ١٧ : ١

وحقيقة الأمر أن هذا الاتجاه فى محاولة تفسير الذكاء فى إطار مفاهيم فسيولوچية أو عصبـية يقوى فى الفـترة الأخيرة من القـرن العشرين، وخاصـة فيما يتـصل بنشاط الحامض النووى الخلوى (D. N. A) من حيث التـزايد فى خلايا قشرة المخ ثم تناقـصه بعد ذلك.

وكذلك فيما يتصل بالنشاط الكهروكيميائى لخلايا المخ، وخاصة الطاقة الشوكية سريعة التحويل أو الطاقة المتشعبة بطيئة التحويل، وهما نوعان من الطاقة الحيوية تخص الخليه العصبية بالإضافة إلى ذلك فإننا نتوقع بين لحظة وأخرى الإضافات الجديدة التى يقدمها المختصون فى الفسيولوجيا العصبية فيما يختص بنشاط ووظيفة جهاز الإيقاظ متعدد الوظائف N. B. S أو جهاز التحويل غير النوعى، وهذا الجهاز عبارة عن تجمع خلوى فى المخ يعتبر نشاطه وفعاليته أساسا لنشاط وفعالية خلايا قشرة المخ. . وهذه بدورها مسئولة عن النشاط العقلى للفرد

وهناك مفاهيم أخرى تدور حول المظاهر السلوكية للذكاء، أو ما يمكن أن يطلق عليه السلوك الذكى، حيث يمكن تفسير الذكاء فى إطار عملية التعلم، حيث يمكن فهم الذكاء على أنه القدرة على التعلم واكتساب المعرفة أو الخبرة الجديدة أو التكيف مع البيئة أو أى أنماط سلوكية أخرى تدل على (قدرة) الفرد على أن يتوافق مع معطيات موقفية جديدة، أو أن يتطور ويتغير مع هذه المعطيات عندما تتطور وتتغير.

كما يمكن فهم الذكاء كذلك فى إطار عملية التفكير والمحاكمة العقلية ومعالجة الموضوعات والمشكلات معالجة تتناسب مع أهمية هذه الموضوعات والمشكلات. وهنا نجد أن تيرمان يعرف الذكاء على أنه القدرة على التفكير المجرد، كما نجد بينيه يرى الذكاء على أنه القدرة على الفهم والابتكار والتوجيه الهادف للسلوك ونقد الذات.

كما نجد «ميومان» يعرف الذكاء على أنه الاستعداد العام أو القدرة العامة على التفكير المستقل الإبداعى الإنتاجى.

وفى إطار آخر يمكن فهم الذكاء على أنه القدرة على الإدراك المجرد للعلاقات والمتعلقات، أى الاستقراء والاستنباط.

كما يمكن كذلك أن يفهم الذكاء كما يوضحه ستودارد بأنه ذلك النشاط الذهنى الذى يتميز بالنواحى التالية:

الصعوبة: بمعنى ارتفاع درجة النشاط الذهنى الذى يدل على الذكاء، فوحدة الاختبار التى تدل على الذكاء المبكر فى سن مبكرة (الطفولة مثلا) قد تدل على مجرد الأداء السريع فى سن الرشد أو البلوغ.

التعقيد: بمعنى عدد الأداءات التى يتمكن الفرد من القيام بها بنجاح فى مستوى معين من مستويات الصعوبة، ويمكن تفسير ذلك بعدد الوحدات أو البنود (من الاختبار) التى يستطيع المفحوص أن يجيب عليها إجابة صحيحة.

التجريد: بمعنى القدرة على التعميم واستنتاج القانون واستخدام الرمز العددى أو اللغوى

الاقتصاد: بمعنى سرعة الأداء الصحيح وقلة الأخطاء، وربما يفسر هذه النقطة اختبارات السرعة (أو الاختبارات الموقوتة).

التوافق: بمعنى القدرة على اختيار وتحديد العلاقات المناسبة مع عناصر البيئة الخارجية وتوجيه السلوك توجيها هادفا من أجل الوصول إلى حالة الاتزان مع عناصر الموقف أو المشكلة.

القيم الاجتماعية، وهذه تدل على الجوانب الاجتماعية فى السلوك الذكى أو السلوك الناجح.

الأصالة والإبداع، حيث تدل على نوع خاص من التفكير يسانده الذكاء.

تركيز الطاقة: أى القدرة على تركيز الانتباه أو الطاقة العقلية.

ممانعة الطغيان الانفعالى، وهذه نقطة تؤكد على كلية سلوك الفرد.

(١) والحقيقة أن بداية تحديد الإطار تحديدا واضحا كانت عندما أشار «تشارلس سبيرمان» (١٨٦٣ ـ ١٩٤٥) إلى مفهوم القدرة الفطرية العامة، وقد كان أول من استخدم طريقة التحليل العاملى (كمنهج رياضى) فى البحث عن مفهوم هذه القدرة وتكوينها وعلاقاتها بالمتغيرات الأخرى؛ ولهذا فإن «سبيرمان» لم يقنع بمجرد التحليل الرياضى لاستخلاص العوامل ووصفها، ولكنه تجاوز ذلك إلى نظرية ذكاء الإنسان، وتفسير طبيعته ووظيفته، فهو أول من اقترح نظرية الذكاء العام التى ظلت حتى وقتنا هذا علامة على طريق المعرفة السيكولوجية. ففى سنة ١٩٠٤ نشر «سبيرمان» بحثا عن «الذكاء العام وموضوعية قياسه» وورد فى دراسته ما يلى:

«إن التجارب التى أجريت على مجوعات كثيرة من أطفال المدارس حيث تم استخدام منهج التحليل العاملى أوضحت أن كل فروع الأنشطة الذهنية تشترك جميعا فى عامل واحد (أو مجموعة من العوامل) فى حين أن العناصر النوعية من الأنشطة تبدو متباينة فى كل حالة عن الحالة الأخرى. كما يتضح أيضا أن التأثير النسبى للعامل العام إلى العامل النوعى (الخاص) يتراوح فى هذه الحالات بين ١٥ : ١ إلى ٤ : ١ وبناء على ذلك تكون الصور المختلفة للأنشطة الذهنية مرتبطة فيما بينها فى نظام خاص يتبع كمية تشبعها بهذا العامل العام».

هذا ما ورد فى دراسة «سبيرمان» وما سمى بنظرية العاملين (العامل العام والعامل الخاص)، وما يمكن أن نستنتجه هو أن كل عمل أو نشاط عقلى لابد أن يكون مشبعا بدرجة معينة بعامل الذكاء العام الذى صاغ «سبيرمان» نظريته على أساس وجوده.

ومن أجل أن يؤكد «سبيرمان» أصالة ما توصل إليه نجد أنه يقارن بين نظريته هذه وبين ثلاث نظريات سابقة له.

وهذه النظريات الثلاث أولاها تؤكد وجود قدرة واحدة فقط، ولا وجود لشيء غيرها وهى (قدرة) الذكاء التى تسيطر على كل نشاط ذهنى وتتحكم فيه. وثانية هذه النظريات تزعم أن هناك أنواعا متعددة من الذكاء أو القدرة العامة، ولكل نوع عمل معين وطبيعة معينة ووظيفة معينة. والنظرية الثالثة والأخيرة ترى أنه ليس هناك ما يسمى بقدرة عامة، أو ذكاء عام، بل هناك فقط قدرات متخصصة وذكاء متخصص نوعى يتعلق بكل موقف على حدة.

وبهذا نجد فعلا أن «سبيرمان» قد ميز بوضوح بين نظرية العاملين التى اقترحها، وبين الاتجاهات الثلاثة فى فهم الذكاء والقدرات. ويمكن أن نتفق مع ڤرنون فيما قاله عن هذه النظريات بحيث لو أخذت كما هى نصا وحرفا لأصبح استخدامها فى الميادين التطبيقية والعملية أمرا غير ممكن إذ إنها تعنى أن كل اختبار من اختبارات القدرات لابد وأن يقيس الذكاء كعامل عام ثم يقيس شيئا آخر على درجة كبيرة من النوعية والخصوصية.

ثم نجد أن «سبيرمان» يعترف فيما بعد بهذه الصعوبة فيقول أن نظريته هذه لم توضع لتفسر كل شيء، ولكنها فسرت معظم الأشياء وأهم الأشياء.

ونحن نلاحظ أن إشارة «ڤرنون» السابقة هى إشارة ذكية؛ حيث صنف عمل نظرية العاملين فى تفسير وجود عامل عام جدا هو الذكاء وعامل خاص جدا أو نوعى وهو ما يختص بالاختبار فى حد ذاته. ولكن «سبيرمان» كان يقبل بصعوبة بالغة أن هناك قدرات طائفية أو قدرات خاصة مستقلة عن الذكاء العام ـ وهذا ما أخذه المتخصصون فيما بعد على نظرية العاملين.

(٢) وبناء على ذلك وعلى نشاط حركة القياس النفسى فى ذلك الوقت تعدلت نظرية العاملين. وحمل لواء هذا التعديل عالم آخر لا يقل أصالة عن «سبيرمان» وهو «سيرل بيرت» حيث نشر فى ١٩٠٩م. دراسة حول تحليل التحصيل المدرسى عند الأطفال، وهى دراسة عميقة جيدة التصميم، وكانت أهم النتائج التى أشار إليها بيرت هى «أن هناك عاملا جديدا غير العامل الذى اكتشفه «سبيرمان» وسماه الذكاء العام».

ثم اكتشف «بيرت» فى دراسات أخرى متتالية عن التصور والذاكرة والتحصيل، إلا أنه فى سنة ١٩١٧ وضع بيرت علامة واضحة على الطريق حيث حدد عامل اللغة وعامل الإعداد وعامل الأداء العملى، بالإضافة إلى العامل العام الذى سبق أن حدده «سبيرمان».

كما أوضح «بيرت» كذلك أن عامل اللغة ليس بسيطا، ولكنه يتكون فى مستويين: أولهما هو مستوى قراءة الكلمة وحفظ هجائها.

والثانى هو مستوى المعالجة الذهنية لهذه الكلمات والمفردات فى محتوى المواد الأدبية والكتابة والمواد الاجتماعية والعلوم.

وأوضح «بيرت» أيضا أن عامل الأداء العملى يختص بالعمل اليدوى والمهارة والسرعة فى الأداء.

ووجد «بيرت» من تجاربه ودراساته أن العامل العام يرتبط باختبارات الذكاء ارتباطا عاليا، ولكنه ليس ارتباطا تاما موجبا، وهذا ما أدى به إلى استنتاج وجود قدرة خاصة بالتحصيل المدرسى يتركب معظمها من العامل العام، ولكن يضاف إليها بعض العوامل الخاصة الأخرى، فقد أكد «بيرت» فى بحوثه هذا الاتجاه بل أشار إلى أن حوالى ٢٨ ٪ من إمكانية التحصيل المدرسى تعود إلى العامل العام، وأن حوالى ٢١ ٪ يعود إلى العوامل الطائفية والخاصة.

وكان ذلك أول وبداية التعديل فى نظرية سبيرمان.

ثم أكد هذا المنحى فى تعديل نظرية العاملين عدد من الدارسين المتخصصين وأولهم «كيلى» فى الولايات المتحدة الأمريكية سنة ١٩٢٨ حيث قام بتحليل نتائج الاختبارات التى أجريت على ثلاث مجموعات من الأطفال مستخدما فى ذلك منهج العاملين فى أسلوب صعب لم يستخدمه أحد من بعده. فأكد «كيلى» ما توصل إليه «بيرت» وزاد عليه فأشار إلى وجود عامل اللغة والعامل العددى وعامل الذاكرة الحفظية (الصماء) وعامل معالجة الشكل الهندسى وعامل السرعة فى الأداء. ولكنه قلل من أهمية العامل العام (الذكاء العام) فاختلف بذلك مع ما ذهب إليه «بيرت»، بل إن «كيلى» حاول أن يفسر وجود هذا العامل العام على أنه مجرد اختلافات تعود فى مجملها إلى عوامل تختص بالجنس أو العنصر أو نظم التربية أو مستوى النضج أو العمر الزمنى.

بعد ذلك بقليل قام «باترسون» و«إليوت» سنة ١٩٣٠ بدراسة تحليلية لما أسمياه القدرة الميكانيكية. وفى هذه الدراسة لم يضيفا الجديد إلى تعديل نظرية «سبيرمان» بل تجاوزا ذلك إلى التجريح حيث وجد الباحثان أن متوسط معاملات الارتباط بين ٢٦ اختبارا فى القدرة الميكانيكية لم يزيد عن + ١٧ , ٠ ، وعليه فقد أصر الباحثان على إنكار وجود عامل عام، بل إن القدرة الميكانيكية شىء والقدرة على الحركة شىء آخر. ولكنهما أى «باترسون» و«إليوت» لم يستطيعا إنكار وجود العوامل الطائفية والعوامل الخاصة. فى سنة ١٩٣١ قام «ستيفنسون» فى بريطانيا بدراسة شاملة على مجموعة كبيرة من الأطفال فى نهاية المرحلة الابتدائية.

وطبق الباحث على هذه المجموعة الكبيرة (حوالى ١٠٠٠) سبعة اختبارات لفظية وثمانية اختبارات غير لفظية يفترض فيها جميعا أنها تقيس الذكاء. بمعنى العامل العام الذى أشار إليه «سبيرمان» ثم «بيرت».

ولاحظ الباحث أن الاختبارات غير اللفظية يمكن أن يفسر ما بينها من ارتباط عن طريق هذا العامل العام. أما بالنسبة لتفسير العلاقة القائمة بين الاختبارات اللفظية فيما بينها أو بينها وبين الاختبارات غير اللفظية. فقد أشار الباحث إلى إمكانية وجود رابطة من نوع ما مكونة من العامل العام (الذكاء العام) والعامل الخاص (عامل اللغة) حيث يقوم العنصر الأول (العامل العام) بربط الاختبارات جميها بعضها ببعض (١٥ اختبارا). بينما يقوم العنصر الثانى (عامل اللغة) بربط الاختبارات السبعة اللفظية. ولكنه ـ أي الباحث ـ لم يشر بالنفى أو الإثبات إلى وجود مثل هذه الرابطة فيما يختص بالاختبارات غير اللفظية.

وفى ١٩٣٥ قام «عبد العزيز القوصى» بوضع علامة أخرى على الطريق، وذلك كما يقول «جليفورد» و«جوتمان» و«ڤرنون» وغيرهم. فقد كان أول من أشار بدقة ووضوح إلى ما سماه عامل التصور البصرى المكانى (العامل ك) وكان ذلك بناء على دراسته التى أجراها على مجموعة من أطفال المدرسة الابتدائية.

ووجد «القوصى» أن هناك مجموعة من التشبعات بالعامل العام تتساوى تقريبا مع تشبعات العامل (ك) ومن خلال التحليل المنطقى والبنائى لهذه الاختبارات (ذات التشبع بالعامل ك) وجد أنها جميعا تحتاج إلى التصور البصرى من أجل الوصول إلى إجابات صحيحة لبنود هذه الاختبارات. وهذه كانت الدعامة الأساسية لاعتبار عامل التصور البصرى المكانى قدرة خاصة أو طائفية تختص بمجموعة من المواقف العملية المتشابهة.

وأثناء ذلك ـ أى فى الثلاثينات من هذا القرن ـ كان «ثرستون» ـ وهو أحد رواد القياس النفسى الاجتماعى ـ قد ابتدع فى أمريكا الطريقة شبه المركزية فى التحليل العاملى، واستخدمها فى تحليل معاملات الارتباط فى ميدان قياس الاتجاهات النفسية ومقاييس الشخصية.

وبناء على دراساته المختلفة توصل «ثرستون» إلى أنه ليس هناك ما يسمى بالعامل العام الذى يربط اختبارات القدرات جميعا، أو ما يسمى بالعامل الخاص أو العامل النوعى، ولكنه يرى ـ ويتفق فى هذا مع «باترسون» و«إليوت» و«كيلى» ـ أن هناك مجموعة من العوامل المتعددة تقف جميعا على قدم المساواة فى الأهمية مع بعضها البعض ـ تقريبا ـ وسمى ما توصل إليه بنظرية العوامل المتعددة.

فإذا كانت نظرية العاملين (سبيرمان) يمكن أن تمثل على النحو التالى:

	العامل العام	العامل الخاص
الاختبار الأول	(+)	+ ١
الاختبار الثانى	(+)	+ ٢
الاختبار الثالث	(+)	+ ٣
الاختبار الرابع	(+)	+ ٤
الاختبار الخامس	(+)	+ ٥
الاختبار السادس	(+)	+ ٦

أى أن هناك عاملا عاما يربط هذه الاختبارات الستة جميعا، بينما يوجد عامل نوعى يميز كل اختبار على حدة (١، ٢، ٣، ٤، ٥، ٦). فإنه يمكن تمثيل نظرية العوامل الطائفية وهى التى قامت على تعديلات «بيرت» و«ستيفنسون» و«القوصى» لنظرية سبيرمان كما يلى

	العامل العام	العامل الخاص	العامل النوعى
الاختبار الأول	(+)	+ ١	+ ١
الاختبار الثانى	(+)	+ ١	+ ٢
الاختبار الثالث	(+)	+ ١	+ ٣
الاختبار الرابع	(+)	+ ٢	+ ٤
الاختبار الخامس	(+)	+ ٢	+ ٥
الاختبار السادس	(+)	+ ٢	+ ٦

وهذا يعنى أن هناك عاملا عاما يربط هذه الاختبارات الستة جميعا بينما يوجد عامل خاص يربط الاختبارات الثلاثة الأولى معا وعامل خاص آخر يربط الاختبارات الثلاثة الأخيرة معا (+ ١، + ٢) كما يوجد عامل نوعى لكل اختبار على حدة (١، ٢، ٣، ٤، ٥، ٦).

كما أنه يمكن تمثيل نظرية «ثرستون» من العوامل المتعددة على النحو التالى:

	العامل العام	العامل الخاص	العامل النوعى
الاختبار الأول	(لا وجود له فى هذه النظرية)	+ ١، ٢	+ ١
الاختبار الثانى		+ ١، ٢، ٣	+ ٢
الاختبار الثالث		+ ١	+ ٣
الاختبار الرابع		+ ٢	+ ٤
الاختبار الخامس		+ ١، ٢	+ ٥
الاختبار السادس		+ ١، ٣	+ ٦

وهذا يعنى أن نظرية «ثرستون» لا تعترف بوجود العامل العام، ولكن هناك عوامل خاصة أو طائفية توجد فى بعض الاختبارات دون البعض الآخر. فنجد مثلا أن الاختبار الأول يرتبط بالاختبار الثانى عن طريق عاملين هما (١، ٢) ولكنه يختلف عنه بالعامل (٣) الذى يربطه بالإضافة مع العامل (١) بالاختبار السادس. ونجد كذلك أن الاختبار الأول أيضا يرتبط مع الاختبار الثالث بالعامل (١) ولكن يختلف عنه بالعامل (٢) الذى يربطه بالاختبار الرابع.

ونجد أيضا أن الاختبار الثالث لا يرتبط بالاختبار الرابع نظرا لعدم وجود أى عامل مشترك بينهما.

وهكذا نجد أنه ليس هناك عامل واحد مشترك بين هذه الاختبارات الستة، أى يربط بينها جميعا.

وترى هذه النظرية أيضا أن هناك عوامل نوعية خاصة بكل اختبار على حدة (١، ٢، ٣، ٤، ٥، ٦).

يبدو الآن واضحا أن «ثرستون» له تصور محدد جلى يختلف عن تصور «سبيرمان» و«ستيفنسون» «والقوصى» و«فرنون» و«ألكسندر» وغيرهم من أعضاء المدرسة الإنجليزية فى توضيح مفهوم الذكاء والقدرات.

وهنا يمكن أن نسوق تعليقا على جانب من الأهمية وهو أنه كان من السائد أن التصور الذى قدمه «ثرستون» إنما يعود إلى طريقة التحليل العاملى التى استخدمها، وذلك فيما بين سنة ١٩٣٠ ـ سنة ١٩٣٥ إلى أن تمكن «ألكسندر» من إبطال هذا الزعم

السائد عندما قام بتطبيق عدد كبير من الاختبارات التى يفترض أنها تقيس الذكاء: منها ما هو لفظى ومنها ما هو غير لفظى على عينة كبيرة متنوعة من حيث التركيب؛ حيث تكونت من الأطفال بنين وبنات ومن المراهقين بالمدارس الثانوية ومن النساء البالغات. وحلل النتائج التى حصل عليها بنفس طريقة التحليل العاملى التى استخدمها «ثرستون» وتوصل إلى مجموعة من العوامل التى تؤيد نظرية «سبيرمان» بعد التعديل أى تعضد وجهة نظر «سيرل بيرت» و«القوصى» و«ستيفنسون» فوجد أنه بالإضافة إلى العامل العام هناك عامل خاص باللغة وعامل خاص بالأداء ـ القدرة العملية ـ.

وبناء على تجربته هذه قام «ألكسندر» بتصميم اختباره المشهور فى الأداء العملى والمكون من بناء المكعبات والقطع الخشبية والإزاحة. كما دعم «ألكسندر» رأى «بيرت» فيما يختص بالقدرة الخاصة بالتحصيل المدرسى حيث لاحظ وجود عامل مستقل بالتحصيل المدرسى بين الاختبارات التى قام بتطبيقها على مجموعة من أطفال المدارس.

وعاود «ثرستون» معارضته لفكرة وجود العامل العام، وكان ذلك فى سلسلة من المقالات العلمية حول القدرات الإنسانية، وكان ذلك حوالى سنة ١٩٣٨. وكان «ثرستون» يحلل نتائج ٥٦ اختبارا بعد تطبيقها على ٢٤٠ طالبا جامعيا، وانتهى من تحليله إلى نتائج تتعارض تماما مع وجود العامل العام فى نظرية «سبيرمان». وقال «ثرستون»: إنه لا وجود لمثل هذا العامل إنما هناك مجموعة من العوامل المتعددة سماها القدرات الأولية، وكانت كما يلى:

١ ـ **عامل اللغة**: أى ما يختص بتكوين وبناء اللفظ والتعبير.

٢ ـ **عامل السيولة اللفظية**: وهو ما يتصل بالقدرة على استدعاء الألفاظ والكلمات.

٣ ـ **عامل العدد**: أى ما يتصل بالمعالجة الرياضية والرموز الرقمية.

٤ ـ **عامل الذاكرة الحفظية**: أو ما يتصل بالاستظهار دون فهم أو مهارة عقلية.

٥ ـ **عامل سرعة الإدراك**: أى ما يتصل بعمليات الإدراك الحسى.

٦ ـ **عامل التفكير الاستنباطى**: أى ما يختص بعملية التحليل المنطقى للكليات من أجل الوصول إلى علاقة الأجزاء بعضها ببعض.

٧ ـ **عامل التفكير الاستقرائى**: أى ما يختص بعملية إيجاد العلاقات بين الجزئيات للوصول إلى معنى الكليات.

٨ ـ **العامل المكانى**: أو ما يختص بتصور الأمكنة والأشكال، وهو العامل المناظر للعامل (ك) عند «القوصى».

وقد علق «فرنون» على اكتشاف «ثرستون» تعليقا ذكيا للمرة الثانية حيث يوضح تعليقه ضمن الأسباب الشكلية التى جعلت «سبيرمان» يعارض بشدة آراء ثرستون فيقول «فرنون»: «إنه على الرغم من الاختلاف من حيث المحتوى وطريقة التحليل فإن هذه القدرات الثمانية تتشابه من حيث الأهمية والمكانة مع فكرة الملكات العقلية التى سادت خلال القرن التاسع عشر والتى ظل يحاربها «سبيرمان» بشدة وعنف على مدى ثلاثين عاما.

وفى سنة ١٩٣٩ رد «سبيرمان» على هجوم «ثرستون» بملاحظة أصيلة حيث أشار إلى أن مجرد النظر إلى مصفوفات معاملات الارتباط الأولى فى دراسات «ثرستون» تجعلنا ندرك أن هناك عاملا عاما إذ أن جميع هذه المعاملات موجبة.

وبناء على هذه الملاحظة قام «آيزنك» بمفرده و «هولزينجر» و«هارمان» معا بإعادة تحليل مصفوفات معاملات الارتباط فى دراسة «ثرستون». وكانت النتيجة فعلا كما توقع «سبيرمان» حيث كان تباين العامل العام حوالى ٣١ ٪ ـ ذلك العامل الذى أنكر «ثرستون» وجوده ـ وتباين العوامل الخاصة جميعا حوالى ٢٤ ٪.

ويفسر أصحاب هذه الدراسة ـ «آيزنك» و«هولزينجر» و«هارمان» ـ وذلك بأن محتوى العوامل الخاصة التى يشيرون إليها تتشابه إلى حد كبير مع محتوى العوامل الثمانية التى سماها «ثرستون» القدرات الأولية.

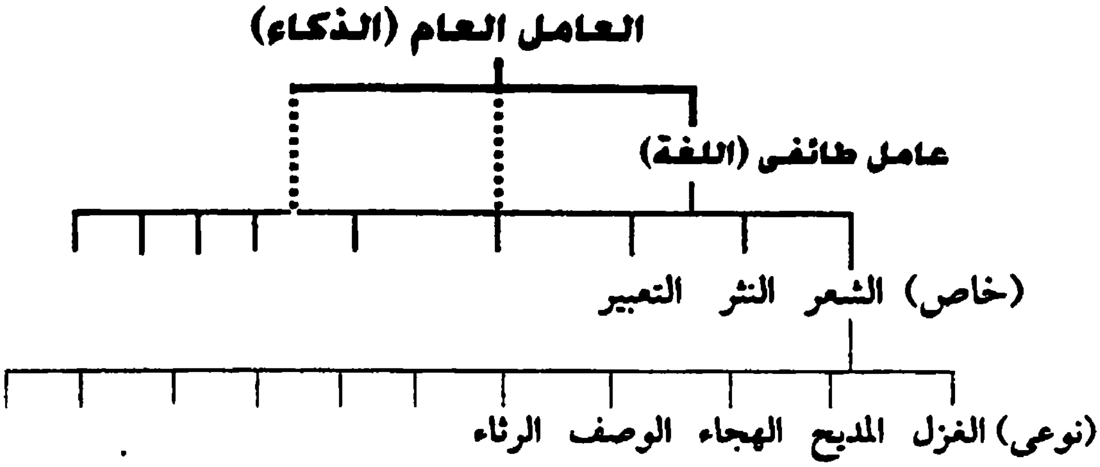
كما أنه يمكن القول بأن طريقة ثرستون فى التحليل العاملى صحيحة ولا غبار عليها من الناحية الرياضية البحتة، كما أن طريقة «سبيرمان» صحيحة أيضا، ولكن «ثرستون» لم يثبت عدم وجود العامل العام وكل ما قام به هو أن وزع هذا العامل بين العوامل الأولية التى أشار إليها.

وهكذا نجد أن حصاد هذا التعارض فى الرأى بين المدرسة الإنجليزية والمدرسة الأمريكية والحوار الدائر بينهما أدى إلى بلورة حقيقية فى ميدان الذكاء والقدرات والعلاقة بينهما. وجاءت هذه البلورة على النحو التالى.

أولا ـ وجهة النظر البريطانية:

والتى قادها «سبيرمان» «وبيرت» و«ستيفنسون» و«القوصى» و«ألكسندر» و«فرنون» تلخصت فيما قدمه «بيرت» وسماه النظرية الهرمية للقدرات ومؤداها أن هناك ما يسمى بالعامل العام يأتى فى المكان الأول فى تنظيم القدرات، وذلك من حيث الأهمية والتأثير يليه ويأتى بعده من حيث الأهمية مجموعة منفصلة من العوامل تسمى العوامل الطائفية يلى كل عامل طائفى (أو قدرة طائفية) مجموعة مس القدرات الخاصة، ويلى كل قدرة خاصة مجموعة أخرى تسمى القدرات النوعية أو العوامل النوعية

ويمكن تمثيل هذه النظرية على النحو التالى:



وهذا يعنى وجود الذكاء كعامل عام يأتى فى الأهمية قبل بقية العوامل والقدرات الأخرى. يليه القدرة اللغوية وهى قدرة طائفية، أى تجمع طائفة من القدرات الأخرى (وهى القدرات الخاصة) مثل الشعر والنثر والتعبير وغير ذلك من القدرات الخاصة التى تجمعها القدرة اللغوية كقدرة طائفية. ثم نجد أن الشعر كقدرة خاصة يضم مجموعة أخرى من العوامل أو القدرات تسمى القدرات النوعية وهى أكثر خصوصية من القدرة الخاصة. وهذه العوامل النوعية مثل شعر الغزل وشعر المديح والهجاء والوصف والرثاء وغير ذلك من فنون الشعر الأخرى، وقد يسترسل التحليل إلى عوامل أدق وأكثر خصوصية؛ حيث نجد عوامل تختص بوصف المعارك الحربية (الملاحم) وعوامل تختص بوصف الطبيعة وهكذا.

ويعود «فرنون» مرة أخرى فيقول: إنه يقبل هذه النظرية الهرمية على أنها تعديل معقول لنظرية العاملين التى قدمها «سبيرمان» أو حتى لنظرية العوامل المتعددة التى قدمها ثرستون وسانده فيها عدد لا بأس به من العلماء الأمريكيين.

ويرى «فرنون» أيضا أن هذا الشكل التوضيحى الذى استخدمناه كنموذج لتبسيط فكرة النظرية الهرمية يمكن الحصول عليه عندما نقوم بدراسة واسعة عريضة تشمل القدرات الإنسانية عن طريق استخدام عدد كبير من الاختبارات العقلية المناظرة لمكونات هذه القدرات وعينة ذات حجم كبير أيضا ذات مواصفات معينة من حيث الخلفية والتدريب.

ثانيا ـ وجهة النظر الأمريكية:

والتى وقف فى مقدمتها «ثرستون» و«كيلى» و«باترسون» و«إليوت». فإنها ترى أن القدرات الإنسانية مستقلة عن بعضها البعض، وقد يوجد هناك ارتباط بين بعضها

البعض، ولكن لا وجود لـما يسمى بالعامل العام الذى يـربط هذه القدرات جميعا. كما أنه يلى كل قدرة من هذه القدرات المنفصلة ـ أو قدرة أولية ـ عامل نوعى يتصل بخاصية الموقف أو المقياس المستخدم.

والحقيقة أن وجهة النظر هذه انتشرت فى أمريكا نتيجة الدراسات الكثيرة المتنوعة؛ حيث أدت إلى تعـديل مفهوم ومحـتوى تلك القدرات الأولية الـثمانية التى أشـار إليها «ثرستون».

ففى سنة ١٩٤٥ ظهـرت دراسة أجراها مـجموعـة من المتخصـصين فى التحليل المهنى حيث استخدم فى هذه الدراسة حـوالى ١٠٠ اختبار وعينة من الأفراد تزيد على ٢٠.

وقد أكدت نتائج هذه الدراسة وجود العوامل الأولية التالية:

١ ـ عامل اللغة.

٢ ـ عامل الإدراك.

٣ ـ عامل سرعة الحركة.

٤ ـ العامل العددى.

٥ ـ العامل الكتابى.

٦ ـ عامل مهارة الأصابع.

٧ ـ عامل مهارة اليد.

٨ ـ عامل دقة التصويب إلى الهدف.

٩ ـ العامل المكانى.

١٠ ـ عامل القدرة المنطقية.

وفى سنة ١٩٤٨ قام «جليـفورد» ومعـاونوه بدراسات شاملة فى سـلاح الطيران الأمريكى أدت إلى تحليل القدرات الأولية التالية:

١ ـ الدقة.

٢ ـ التكامل.

٣ ـ تقدير الأطوال.

٤ ـ الذاكرة.

٥ ـ الميل إلى الرياضيات.

٦ ـ المعلومات الميكانيكية.

٧ ـ سرعة الإدراك.

٨ ـ الميل إلى المهنة (العمل كطيار).

٩ ـ القدرة على التخطيط.

١٠ ـ التناسق النفسحركى.

١١ ـ الدقة النفسحركية.

١٢ ـ السرعة النفسحركية.

١٣ ـ التفكير المنطقى.

١٤ ـ التصور البصرى المكانى.

١٥ ـ المهارة فى المواد الاجتماعية (الجغرافيا. . .إلخ).

١٦ ـ القدرة اللغوية.

١٧ ـ التصور.

وفى مقابل هذا نشر «ڤرنون» أهم دراسة له فى ميدان القدرات وكانت بحق علامة على الطريق فى فهم بناء وتكوين القدرات عند الإنسان، وقد اكتسبت هذه الدراسة أهمية خاصة فى بريطانيا والولايات المتحدة كذلك.

وقد أجرى «ڤرنون» هذه الدراسة فى الجيش البريطانى، وكانت النتائج التى توصل إليها لا تدع مجالا للشك فى وجود العامل العام؛ حيث وجد أن تباين هذا العامل يزيد فى المتوسط عن ضعف متوسط تباين القدرات أو العوامل الخاصة جميعا. ووجد ڤرنون كذلك أن الاختبارات المستخدمة تصنف فى مجموعتين من حيث العوامل هما:

١ ـ العوامل اللفظية والعددية والتعليمية.

٢ ـ العوامل العملية والميكانيكية والمكانية.

وعند التحليل وجد أن العوامل الأولى تعود وتصنف إلى:

١ ـ العوامل اللفظية. ٢ ـ العوامل العددية.

أما العوامل التعليمية فهى مشتركة بين هذين النوعين ١، ٢.

كما أن المجموعة الثانية تعود وتصنف إلى:

١ ـ العوامل الميكانيكية. ٢ ـ العوامل العملية (الأدائية).

٣ ـ عوامل خاصة بالتصور البصرى المكانى (ك).

ثالثا ـ تصور جيلفورد فى الذكاء والقدرات:

فيما بين سنة ١٩٤٥ ، ١٩٦٦ قام جليفورد ومجموعة من معاونيه بعدد من الدراسات والبحوث حول بناء القدرات الإنسانية. وانتهت هذه الدراسات إلى تصور خاص وصفه جيلفورد فى منطق جيد ومهارة فائقة. فقد تجنب جيلفورد الحديث عن العامل العام أو العوامل الطائفية حتى لا يدخل تصوره فى نطاق الخلاف بين ثرستون من جهة، ومدرسة سبيرمان من جهة أخرى، وإنما تحدث عن النشاط الذهنى أو النشاط العقلى عند الإنسان.

يصنف جيلفورد القدرات الإنسانية حسب المعايير التالية:

١ ـ العمليات السيكولوچية التى هى لب القدرة أو التكوين الذى يميز القدرة عن غيرها من القدرات وهذه هى: التعرف ـ التذكر ـ التقييم ـ الإنتاج الذهنى (التفكير) المتنوع ـ الإنتاج الذهنى (التفكير) المتقارب.

٢ ـ محتوى القدرة أو نوع المادة التى تحدد هذه القدرة مثل الرموز (الحروف والأرقام) أو الأشكال أو المعانى أو الأنشطة السلوكية.

٣ ـ تنظيم المادة أو المحتوى الذى يحدد شكل العلاقات السائدة بين مكونات هذا المحتوى حيث يكون هذا التنظيم على هيئة وحدات أو تصنيفات أو علاقات أو نظم منطقية أو تحويلات أو ضمنيات.

وبهذا يقول «جيلفورد» أن العمليات السيكولوچية الأساسية عددها خمسة، واحتمالات أنواع المادة أو المحتوى عددها أربعة. كما أن احتمالات التنظيم (Products) عددها ستة، وما دامت هذه العناصر مستقلة عن بعضها البعض فإنها سوف تنتج عددا كبيرا من القدرات يساوى ٥ × ٤ × ٦ = ١٢٠.

ولكن فى سنة ١٩٨٢ قسم جليفورد ومعاونوه محتوى الشكل إلى بصرى وسمعى، وبذلك أصبح عدد المحتويات خمسة بدلا من أربعة، وأصبح عدد العمليات ١٥٠ (٥ × ٥ × ٦) بدلا من ١٢٠ .

وفى سنة ١٩٨٩ حدث تعديل آخر فى نظرية جيلفورد، حيث قسم عملية التذكر إلى عمليتين هما: عملية التذكر التسجيلى وعملية ذاكرة الاحتفاظ، وبالتالى أصبحت العمليات السيكولوچية ست عمليات.

كان قد قام «جيلفورد» بناء على ما سبق بإعداد خمسة جداول مستقلة: جدول لكل عملية سيكولوچية أساسية يحدد فيه القدرات الناتجة عن المحتوى واحتمالات التنظيم، وبذلك تكون فى كل جدول من هذه الجداول ٢٤ قدرة حدد معظمها عن طريق عملية التحليل العاملى، وترك أمكنة خالية للقدرات التى لم يستطع أن يحددها. وأصبح عدد العوامل ١٨٠ (٦ × ٥ × ٦) بدلا من ١٥٠ أو ١٢٠.

ويمكن أن نعرض نموذجا افتراضيا لأحد هذه الجداول ولتكن العملية السيكولوجية الأساسية هى عملية التقييم (ى).

جدول القدرات الناتجة (عملية التقييم ى)

احتمالات المحتوى / احتمالات التنظيم	الشكل(*) (١) ك	الرمز (٢) م	المعنى (٣) ع	السلوك (٤) س
١. وحدات ح	ى ك ح	ى م ح	I	ى س ح
٢. مصنفات ص	ى ك ص	I	ى ع ص	ى س ص
٣. علاقات و	ى ك و	ى م و	ى ع و	I
٤. نظم منطقية ل	I	ى م ل	ى ع ل	I
٥. تحويلات ت	ى ك ت	I	I	ى س ت
٦. ضمنيات ن	ى ك ن	ى م ن	I	ى س ن

ولتوضيح ما فى هذا الجدول نفرض أن هناك العملية السيكولوجية (ى) استخدمها الفرد فى معالجة الرموز (م) على هيئة وحدات (ح) فإن القدرة الناتجة يرمز إليها بالرمز ى م ح.

ولذلك فإن القدرات التى يرمز إليها بمثل هذا الرمز هى القدرات التى تمكن جيلفورد ومعاونوه من اكتشافها واستخلاصها عن طريق عملية التحليل العاملى. أما الأماكن الخالية فقد أشار إليها جيلفورد بالرمز I بمعنى أنه لم يتمكن من استخلاص القدرة الناتجة والتى يمكن أن توضع فى هذا المكان من الجدول، ومن ثم ترك مكانها خاليا حتى يتم اكتشافها.

ولم تقف إسهامات جيلفورد فى موضوع الذكاء والقدرات عند هذا الحد بل تجاوزه إلى دراسة الأصالة والإبداع. فنجد جيلفورد يصف العمليات العقلية التى تتصل بالإبداع ـ كنشاط ذهنى متكامل لدى الفرد، وبناء على النتائج التى تراكمت لديه ـ على النحو التالى:

(*) حسب التصور الأساسى للنظرية.

١ ـ عامل الحساسية أو الاستعداد Readiness:

بمعنى حساسية الفرد الزائدة للمشكلات واستعداديته الدائمة للتواصل مع المثيرات الخارجية.

٢ ـ عامل إعادة الصياغة Redifintion:

بمعنى قدرة الفرد على إعادة وصف وتحديد المثير ـ أو المشكلة ـ بصور وأبعاد وأشكال مختلفة. وهذا العامل يتصل بعامل المعالجة الذهنية ويعتمد عليه.

٣ ـ عامل التحليل Analysis:

بمعنى قدرة الفرد على تحليل الكل إلى أكبر عدد ممكن من الجزئيات أو العناصر، ويعتمد هذا العامل على عوامل أخرى كثيرة، ربما كان أهمها عامل التفكير التحليلى.

٤ ـ عامل التاليف Synathesis:

بمعنى قدرة الفرد على تكوين أكبر عدد ممكن من الكليات من أقل عدد من العناصر أو الجزئيات.

٥ ـ عامل الطلاقة Fluency:

بمعنى كثرة الاستجابات وتتاليها واتصالها ببعضها البعض. ويفسر هذا العامل أيضا بمعنى «الخصوبة العقلية».

٦ ـ عامل تعدد الاستجابات أو التفكير المتنوع Divergent Thinking:

بمعنى تنوع الاستجابات التى يقدمها الفرد لمثير محدد، أى قدرة الفرد على تقديم حلول كثيرة متنوعة لمشكلة واحدة.

٧ ـ عامل المرونة Flexibility:

بمعنى قدرة الفرد على التكيف السريع مع المثيرات المختلفة المتباينة. وهذا يعنى بصورة ما القدرة على تعديل طريقة التفكير والمعالجة.

هذا فيما يختص بما قدمه جيلفورد فى ميدان الذكاء والقدرات.

وللتلخيص: فإننا نجد أن المدرسة البريطانية تبلورت عن النظرية الهرمية للقدرات والتى بنيت أساسا على العامل العام الذى اقترحه سبيرمان ثم تعديلات بيرت وتلاميذه.

كما نجد أيضا أن المدرسة الأمريكية تبلورت فى نظرية العوامل المتعددة التى اقترحها ثرستون والتى ساندها الكثير من زملائه وتلاميذه. ثم كان تصور جيلفورد هو أبرز إضافة إلى الفكر الأمريكى فى مجال الذكاء والقدرات بعد نظرية العوامل المتعددة.

رابعا ـ تصور جاردنر للذكاء:

فى سنة ١٩٨٣ اقترح هوارد جاردنر تصورا للذكاء الإنسانى أقرب ما يكون إلى التصورات السابقة والتى بنيت على منهج التحليل العاملى، ولكن جاردنر يقول ليس هناك ذكاء مفرد، بل إن هناك على الأقل ستة أنواع من الذكاء هى:

١ ـ الذكاء اللغوى، وهو ما يتصل بكل أنواع التعبير اللغوى والأداء اللفظى وغير ذلك.

٢ ـ الذكاء الرياضى المنطقى، وهو ما يدخل فى العمليات الرياضية والمنطقية وكل ما يتصل بها.

٣ ـ الذكاء المكانى Spatial، وهو يقترب فى هذا من العامل ك الذى اكتشفه القوصى فى دراسته من خلال النظرية الهرمية للقدرات والتى ميزت المدرسة الإنجليزية.

٤ ـ الذكاء الموسيقى، الذى يتصل بالقدرة على إدراك الأنغام والإيقاعات المختلفة.

٥ ـ الذكاء البدنى، وهو يفسر إمكانية تحكم الإنسان فى بدنه وجسمه من حيث الحركة والسكون والقدرة على تناول الأشياء فى مهارة، ويعطى بعض الأمثلة لهذا النوع من الذكاء مثل الراقصات والراقصين ولاعبى السيرك الذين يمكنهم التحكم فى حركاتهم بدرجة تفوق الآخرين. وكذلك لاعبو التنس أو المتخصصون فى جراحة المخ والأعصاب.

٦ ـ الذكاء الشخصى، ويتكون من عنصرين أساسيين هما:

أ ـ ذكاء الشخص مع نفسه Intrapersonal.

ب ـ ذكاء الشخص مع الآخرين Interpersonal.

فأما عن النوع الأول فهو قدرة الفرد على مراقبة إحساساته وانفعالاته، والتمييز بينهما ليسيطر على ردود أفعاله.

وأما عن النوع الثانى فهو القدرة على تفهم حاجات وانفعالات الآخرين من أجل تفاعل ناجح ومثمر.

ب ـ الفروق الفردية فى الذكاء والقدرات:

تعتبر الفروق الفردية هى الركيزة الأولى التى يقوم عليها موضوع القياس، وذلك كما أشرنا فى حديثنا عن المسلمات الرئيسية لنظرية القياس، ومما تجب الإشارة إليه

كذلك أنه عندما بدأ علم النفس بداية موضوعية حيث تبنى المنهج العلمى التجريبى فى أول مختبر لعلم النفس انشاه فونت Wundt فى مدينة لابيزج فى ألمانيا ـ كانت الفروق الفردية ـ فروق استجابات الأفراد للمثير الواحد ـ تعتبر أخطاء تجريبية يجب التخلص منها وتجاوزها إلى الوصول إلى قانون عام يصف استجابات الأفراد جميعا ومن الواضح أن هذا النوع من التفكير كان صياغة أخرى للتفكير فى ميدان الفيزياء والعلوم الطبيعية.

أما فى ميدان القياس النفسى أو العقلى فإن الفروق الفردية تعتبر هى موضوع الدراسة ومادة البحث، ولولا وجودها لما كانت هناك مقاييس أو اختبارات، إذ إن هذه المقاييس إنما وجدت لقياس هذه الفروق وتقديرها.

ويمكن أن نعرف الفروق الفردية على أنها الانحرافات أو الاختلافات الفردية عن المتوسط العام فى أى صفة من الصفات المشتركة بين مجموعة الأفراد.

وبناء على ذلك فإن الفروق الفردية هى اختلافات فى الدرجة ليست فى النوع، أى أنه ما دمنا نقول بضرورة أن تكون الصفة مشتركة بين مجموعة الأفراد، إذن نحن نبحث فى اختلافات الأفراد فى الذكاء مثلا أو القدرة العددية كصفة مشركة بينهم، ولكن لا نبحث فى اختلاف القدرة الميكانيكية عن القدرة الموسيقية.

ومفهوم الفروق الفردية من المفاهيم السابقة لمفاهيم الذكاء والقدرات، ومن هنا كانت أهميتها فى عملية الإعداد لقياس القدرات العقلية أو السمات الشخصية أو غير ذلك من الصفات التى تختلف فيما بينها من حيث الدرجة. ونحن سبق أن سلمنا فى أساسيات نظرية القياس أن الأفراد يختلفون فيما بينهم فى الذكاء والقدرات العقلية الأخرى، والسمات الشخصية كذلك، ونضيف الآن أن هذه الاختلافات أو الفروق بين عينة كبيرة من الأفراد تتوزع حسب المنحنى الاعتدالى؛ حيث نجد أن أدنى المستويات انتشارا من هذه الفروق الفردية هى المستويات المتطرفة ـ المستوى الأقل والمستوى الأعلى ـ فى حين أن أكثر المستويات انتشارا هو المستوى المتوسط.

كما نلاحظ أيضا أن هذه الفروق الفردية لها مجموعة من الخواص مثل المدى، حيث يختلف مدى الفروق الفردية فى الذكاء عند مجموعة من الأفراد عن مدى الفروق الفردية فى القدرة الاجتماعية (الميل الاجتماعى) عند نفس هذه المجموعة من الأفراد. ولقد دلت معظم الدراسات والبحوث الميدانية، وخاصة فى مجال علم نفس النمو أن أوسع مدى فى هذه الفروق يكون فى السمات الشخصية والمزاجية بوجه عام، يلى ذلك مدى الفروق فى الذكاء والقدرات العقلية والمعرفية، وأن أقل مدى فى هذه الفروق إنما يكون فى الخصائص الفيزيكية ـ الجسمانية بوجه عام مثل الطول والوزن وأبعاد الجمجمة وحدقة العين وطول الساقين وغير ذلك ـ.

وخاصيـة أخرى للفروق الفردية هى اختـلاف ثباتها من صفـة إلى صفة إذ إنه من المتوقع ألا تظل الفـروق الفردية بين مجـموعة من البـشر ثابتة كمـا هى لا تتغـير مـهـما تغيرت الظروف الـزمنية والمكانية. فنجد على سـبيل المثال أن الفروق الفـردية فـى مجال السمـات المزاجية والشخـصية قليلة الثـبات كثيـرة التغيـر، فى حين أن هذه الفروق فـى مجـال الذكاء والقدرات العـقلية أكثر ثباتاً، وخاصة بعـد تخطى مراحل النمو السريع فى فترة المراهقة.

وخاصية ثالثة لهذه الفروق الفردية هى أن لها تنظيـماً وترتيباً خاصاً متدرجاً يتصل بنوعية الصفة التى تظهر فيها هذه الفروق من حـيث العمومية أو الخصوصية. فنجد على سبـيل المثال أن الفـروق الفردية فى الـذكاء تأتى فى المقـدمة يليـها الفروق فـى القدرات الطائفية ثم الفـروق في القدرات الخاصة ثم النوعية وهكذا. ونجـد أيضاً مثل هذا التنظيم فى مجال السمات المزاجية أو الشخصية.

كمـا يجب أن نلاحظ أيضاً أن هناك مجـموعة من العـوامل التى تؤثر فى الفروق الفردية وفى مدى ظهـورها ووضوحها فى عينة ما . وربما كـان أم هذه العوامل هو عامل الوراثة الذى يمثل الخصائص التى يـرثها الفرد عن أصوله، وهذا يعنى بالنسبـة لهذه العينة أن ما يظهـر فهيـا من فروق فردية إنما يعـود - بناء على أهمية عـامل الوراثة - إلى عينة أخرى غير موجودة هى عينة الآباء والأمهات والجدود وغيرهم.

وكذلك عوامـل البيئة أو العوامـل الحضارية والثقافـية التى يتعرض لـها الفرد، أو مجـموعة من الأفـراد إذ إن مثل هذه العوامل تنتـقل مع الفرد من مكان إلى آخر. فـقد تكون هناك مجموعة من الفروق الفردية فى عـينة ما تحت ظروف حضارية خاصة تعود - أى هذه الفروق الفردية - إلى عوامل حضارية وبيئية أخرى.

وهناك عوامل أخرى تـعود إلى الجنس (ذكر أو أنثى) حيث يخـتلف مدى الفروق الفردية وخاصة فى النواحى العقلية عند الذكور عنه عند الإناث.

وكـذلك العمـر الزمنى له أثر واضح على الفـروق الفردية فى القـدرات العقليـة والمعرفية حيث تزداد هذه الفروق بزيادة العمر الزمنى عند الأفراد.

جـ - قياس الذكاء والقدرات:

بعد أن أشـرنا إلى مفاهيم الذكـاء والقدرات (أ) والفـروق الفردية (ب) يأتى الآن منطقياً مـوضوع قياس الذكاء والقـدرات. وهذا الموضوع له أهمية خاصـة فى ميدان علم النفس بعامة، وفى ميدان القياس النفسى بخاصة. وذلك لسببين أساسيين :

أولهما ـ أن قياس الذكـاء والقدرات سوف يؤدى بطبيعة الحال إلى معـرفة طبيعة ووظائف وبناء القدرات وعلاقـتها بالذكاء وببـعضها البعض، وخـاصة إذا كانت أدوات القياس المستخدمة ذات مواصفات تتفق والشروط الأساسية التى أشرنا إليها عند الحديث عن أدوات القياس.

وثانيهما ـ أن عـملية القياس هذه سوف تساعد المشتغلين بعلم النفس الإرشادى والتوجيه المهنى والتربوى والوظيفـى وعلم النفس الإكلينيكى فى اتخاذ القرارات بالنسبة لمن هم موضع قيـاس وتقويم. والحقيقـة أن هذه القرارات فى هذه الميادين تعتبـر حيوية سواء من الناحية العلمية النظرية أو العملية التطبيقية.

من أجل هذا نجد أن موضوع قـياس الذكاء والقدرات له جانبان على قـدر متساو من الأهميـة: الجانب النظرى حيث يشمل المـشاكل العامة التى تتـصل بمنهجية القـياس كـمذهب من مـذاهب علم النفس، والمشـاكل النوعـيـة التى تتصل بـعناصر القـدرات ومكوناتها.

والجانب الآخر هو الجـانب التطبيقى الذى يشـمل المشكلات التى تختص بالطرق والوسائل المستخدمة أو الممكنة لقياس الذكاء والقدرات.

فإذا عدنا إلى المشاكل العامـة التى تتصل بمنهجية القياس نجد مجمـوعة كبيرة من الأسئلة تطرح نفسها أمام الأخصائى أولها: ماذا نقيس؟ وما هى تلك القدرة أو الخاصية التى تسـتخدم أداة القـياس أو الاختـبار من أجل تقديرها؟ وهل هـذه الأداة تقيس تلك القدرة أم أنها تقيس مع هذه القدرة قدرات أخرى تختلط بالقدرة موضع القياس؟

هذه الأسئلة ـ وربما هناك الكثير غيـرها ـ يجوز أن تعرض للباحث أو الأخصائى فى أى فرع مـن فروع القيـاس: قيـاس الذكاء والقـدرات، قياس الشـخصـية، قـياس الاتجاهات، قـياس التحصـيل، وهكذا. ومن ثم كانت هذه الأسئـلة انعكاسا لمشكلات عامة تتصل بمنهجية عملية القياس.

فإذا أمكن أن نحـول هذه الأسئلة العامـة إلى أسئلة محددة ـ وفى ضـوء دراستنا لأدوات القيـاس فى الفصل الثـالث ـ لأصبـحت مشكلة قـياس الذكـاء والقدرات هى مشكلة القياس فى أى مـيدان آخر التى تتبلور أخيرا فى مفاهيم الصـدق والثبات بالنسبة للأدوات المستخدمة والتى أشرنا إليها بالتفصيل فى مكان آخر من هذا الكتاب.

وقد سبق أن قلنا: إن صدق الاختبار أو صحته يتلخص فى ثلاثة مفاهيم أساسية هى: قدرة الاختبار على أن يقيس ما هو مفروض أن يقيسه، وأن يقيس ما وضع لقياسه فقط وأن يـكون قادرا على أن يميـز بين القدرة التى يقـيسـها، والقدرات الأخـرى التى يحتمل أن تختلط بالقدرة التى يقيسها أو تتداخل معها؛ حيث سبق أن أوضحنا أن مقدار

تداخل العوامل (القدرات) مع بعضها البعض كبير إلى درجة يصعب معها كما يقول «ڤرنون» وغيره من رواد القياس النفسى أن نتصور أن هناك اختبارا واحدا يقيس قدرة واحدة أو عاملا واحدا فقط.

فإذا أخذنا اختبارا فى الذكاء على سبيل المثال لوجدنا أنه مكون من عدة بنود، وأن محتوى كل بند من هذه البنود يحتاج إلى وسط خاص به لينتقل فيه إلى المفحوص، وقد يكون هذا الوسط هو اللفظ (كما فى الاختبارات اللفظية) أو قد يكون العدد أو الشكل. ومن هنا يجب أن ندرك أهمية هذا الوسط فى تأثيره على استجابة المفحوص، الأمر الذى يجعلنا نأخذ فى حسابنا دائما أنه من المحتمل أن يقيس الاختبار أكثر من عامل فى وقت واحد. وفى اختبار للقدرة الرياضية - كمثال آخر - فإن الرقم ليس هو الوسط الوحيد فقط الذى يتصل عن طريقه الاختبار بالمفحوص، ولكن هناك اللفظ واللغة.

ومن هنا كان صحيحا ما أشرنا إليه سابقا من أنه من الصعب أن نتصور اختبارا واحدا يقيس عاملا واحدا فقط، وعليه لا نستطيع أن نزعم أنه توجد حتى الآن طريقة واضحة محددة لتنقية اختبار ما حتى يصبح مقياسا أصيلا لقدرة واحدة فقط. ولكن ما يمكن أن نقترحه - وهذه طريقة استخدمها المؤلف فى العديد من بحوثه - هو أن نستخدم منطق الإزالة أو العزل Eliminition عن طريق تقليل الأثر Least Effect ولتوضيح ذلك ففى اختبار القدرة الرياضية يقوم الباحث بتثبيت جميع العوامل الأخرى فيما عدا عامل القدرة الرياضية بعناصره ومهاراته، فإذا توقع الباحث أن يتداخل عامل اللغة فعليه إذن أن يجعل لغة الاختبار أبسط ما تكون لتصبح فى متناول كل مفحوص، وعليه يكون التباين فى هذه الحالة يعود إلى اختلاف الأفراد فى القدرة الرياضية فقط، حيث إنه ليس هناك اختلاف بينهم من حيث عامل اللغة.

أما المفهوم الثالث لصدق الاختبار، وكما سبقت الإشارة إليه أيضا أن يكون هذا الاختبار قادرا على التمييز بين طرفى القدرة التى يقيسها، بمعنى أن يكون المقياس مميزا بين هؤلاء الذين يجيدون هذه القدرة، وهؤلاء الذين لا يجيدونها فيكون بذلك حساسا عند طرفى هذه القدرة، وذلك كحد أدنى لصدق الاختبار. وعليه فكلما توافرت هذه الحساسية فى مناطق ما بين الطرفين كان الاختبار أكثر صحة وصدقا.

بالإضافة إلى هذه المفاهيم الثلاثة الخاصة بالصدق، والتى ناقشناها فيما سبق يمكن أن نضيف مدخلا آخر للحديث عن الصدق، وهو مدخل يعتمد على الربط بين الاختبار كأداة للقياس وبين الأهداف التى يجب أن تتحقق منه.

وهناك أهداف عديدة ومتنوعة يمكن تحقيقها عن طريق مقاييس أو اختبارات القدرات، وغالبا ما نجد هذه الأهداف تنتمى إلى بعض أو كل هذه النقاط:

١ ـ قد يكون هدف المقياس هو تقدير الوضع الراهن للفرد بالنسبة لأدائه فى القدرة موضع القياس. وهذا يتطلب استخدام الاختبار لقياس قدرة الفرد فى موقف واحد أو عدة مواقف، ومن ثم يمكن مقارنته بغيره من الأفراد من حيث الأداء على نفس القدرة.

٢ ـ قد يكون هدف المقياس هو التنبؤ بحالة الفرد مستقبلا من حيث هذه القدرة بالذات، أو ما يرتبط بها من أنشطة وسلوك، وذلك بناء على ما نحصل عليه حاليا من درجات على هذا الاختبار.

٣ ـ وقد يكون هدف المقياس هو معرفة (كمية القدرة) لدى الفرد بمعنى ألا يعتمد الاختبار فى قياسه للقدرة على مقارنة الفرد بالآخرين.

أما المشكلة الثانية التى تطرح نفسها بجانب مشكلة الصدق فهى موضوع ثبات درجات الاختبار، أو عدم تأثرها بالعوامل التى تعود إلى أخطاء الصدفة.

وموضوع الثبات فى مجال الذكاء والقدرات يجب أن ينظر إليه نظرة خاصة غير تلك التى يتبناها الأخصائى فى مجال سمات الشخصية والاتجاهات؛ ذلك لأنه سبق أن أوضحنا أن الفروق الفردية فى مجال القدرات العقلية والمعرفية أضيق مدى وأكثر ثباتا من الفروق الفردية فى مجال سمات الشخصية والاتجاهات. ومن ثم فإنه لا نتوقع أن يحدث شىء من التغير فى أداء الفرد فى اختبار للذكاء أو لإحدى القدرات العقلية الأخرى بنفس الدرجة التى يحدث بها هذا التغير فى مجال الاتجاهات والخصائص الشخصية. وبالتالى فإننا نتوقع كذلك أن تكون مقاييس الذكاء والقدرات أكثر ثباتا من أى مقاييس أخرى.

وهنا تصبح المسألة المهمة أمام مقاييس الذكاء والقدرات هى التعرف على مصادر أخطاء الصدفة من أجل التغلب عليها ومعالجتها للوصول بنتائج القياس إلى أعلى درجة ممكنة من الثبات ـ خاصة ونحن نعلم أن معامل ثبات الاختبار هو النسبة بين التباين الحقيقى إلى التباين العام لدرجات هذا الاختبار فى تطبيق ما. وأنه كلما زاد التباين الحقيقى وقل تباين الخطأ زاد معامل ثبات الاختبار أو ثبات درجاته. ويمكن أن نشير إلى بعض المصادر التى تعتبر سببا فى حدوث أخطاء الصدفة.

١ ـ التباين الذى يحدث فى استجابات المفحوصين بناء على أى تغيير فسيولوجى أو سيكولوجى يؤدى إلى تغير فى مستوى الجهد أو الدافعية أو الاستعداد.

ومثل هذا المصدر يعتبر ذا أثر كبير على ثبات درجات الاختبارات، وخاصة بين الأطفال والمراهقين الذين يتأثر أداؤهم بكثير من العوامل الفسيولوجية والسيكولوجية بدرجة أكبر من الأفراد البالغين.

٢ ـ التباين الذى يمكن أن يعود إلى اختلاف محتوى الاختبار والظروف التى تحيط بموقف التطبيق أو الإجراء، ومن ذلك التفاعل بين الفاحص والمفحوص، وخاصة فى الاختبارات الفردية التى يتم إجراؤها فى مقابلة شخصية، وطريقة عرض محتوى الاختبار وتعليماته، وهكذا.

٣ ـ التباين الذى يمكن إرجاعه إلى الاختلاف فى طريقة الإجراء والتطبيق، وهذا نوع من مصادر أخطاء الصدفة التى تقود إلى مصادر أخرى.

فقد تكون الطريقة التى تم به إجراء الاختبار فى المرة الأولى تختلف عن الطريقة التى يجرى بها فى المرة الثانية.

٤ ـ التباين الذى يعود إلى أخطاء فى الملاحظة أو أخطاء فى التصحيح أو أخطاء فى قراءة ومعالجة الدرجات.

لذلك فإنه يتحتم علينا أن نوجه عناية الباحث إلى حقيقة مهمة، وهى أن تعيين **معامل ثبات اختبارات الذكاء والقدرات إنما يعتمد بالدرجة الأولى على تعين وتحديد مصادر أخطاء الصدفة وتصنيفها.**

وهناك حقيقة أخرى هى أنه ليس هناك معامل ثبات خاص بالاختبار كما هى الحال أحيانا بالنسبة لمعامل الصدق، ولكن ما نسميه معامل ثبات الاختبار هو فى الواقع معامل ثبات درجات مجموعة أو عينة من الأفراد على هذا الاختبار، وبالتالى فإن معامل الثبات إنما يتعلق بالمجموعة أو العينة التى تجرى عليها الدراسة أكثر من تعلقه بالاختبار فى حد ذاته.

أما المشكلة الثالثة التى تطرح نفسها بجانب مشكلتى الصدق والثبات والتى يجب أن تنال الأهمية المناسبة من اهتمام الباحثين والمهتمين بأمر القياس في علم النفس، هى مشكلة آثار العوامل الحضارية والثقافية فى اختبارات الذكاء والقدرات.

والحقيقة أن حركة قياس الذكاء وبعض القدرات اتخذت شكلا مقارنا أوسع بكثير من أى حركة قياس أخرى. فقد ظهرت عدة دراسات ذات أهمية واضحة تقارن بين ذكاء المجتمعات المختلفة، وكان معظم هذه الدراسات قد قام للرد على سؤال معلن أحيانا وغير معلن فى كثير من الأحيان، وهو السؤال الخاص بعظمة وعلوية بعض الشعوب ودونية بعض الشعوب الأخرى من حيث الذكاء والقدرات العقلية الأخرى.

وبناء على هذه الدراسات وغيرها اقترحت مجموعة من الاختبارات تسمى الاختبارات الخالية من العوامل الحضارية Culture Free، والمقصود بمثل هذه الأدوات أن تكون خالية من أثر اللغة مثلا والمقومات الحضارية والثقافية الأخرى.

وهناك تعليق على هذه الاختبارات يرى أنه ما دام اختبار القدرة يقيس أداء معينا ـ وما دام هذا الأداء سوف يحدد وضع الفرد بالنسبة لهذه القدرة، وما دام هذا الأداء قد نمى وتتطور وتبلور من خلال عملية التعلم المقصود أو غير المقصود، وهى عملية تتم فى إطار حضارة معينة وثقافة محددة. وعليه فإن إطار الحضارة الذى يحدد أبعاد عملية التعلم واكتساب الخبرة سوف يحدد أيضا خصائص أداء الفرد أو خصائص تعبيره السلوكى عن قدرة ما ـ فطرية أو غير ذلك ـ وعليه يتحدد وضع الفرد بالنسبة لهذه القدرة أو تلك.

لذلك نرى أن الاختبارات الخالية من العوامل الحضارية هى أمر بعيد عن الواقع والحقيقة؛ لأنه من غير المعقول أن أجرد أداء الفرد وقدرته من الخصائص الثقافية والحضارية التى تمثل النسيج الأساسى لهذا الأداء وهذه القدرة.

ففى إحدى الدراسات الميدانية الأولية، والتى قام بها مصطفى فهمى وآخرون سنة ١٩٥٤ لدراسة مستوى النمو العقلى بين قبائل الشيلوك فى جنوب مصر، وجد أن الدرجة المتوسطة بين أطفال هذه القبائل فى أحد اختبارات الأداء فى الذكاء أقل من الدرجة المتوسطة بين الأطفال الأوربيين من نفس العمر الزمنى. كما وجد أيضا أنه فى اختبار آخر يشبه اختبارات بناء المكعبات حيث تغلب على وحداته الألوان الزاهية المتنوعة ـ وجد أن الدرجة المتوسطة بين هؤلاء الأطفال (قبائل الشيلوك) أعلى من الدرجة المتوسطة بين الأطفال الأوربيين.

وقد فسر الباحثون ذلك ـ وأيدهم كرونباخ ١٩٦٠ ـ بأن اللون، وخاصة الألوان الزاهية تلعب دورا مهما فى الحياة الثقافية والحضارية لهؤلاء القبائل لدرجة أن الألوان لها معانى خاصة ومدركات معينة، بل إن تدريج اللون الواحد يعنى أشياء مختلفة فى ذلك الإطار الحضارى، وهذا ما ساعد الأطفال على تناول وحدات هذا الاختبار فى شىء من الألفة يكون قد أسهم فى رفع الدرجة المتوسطة لهؤلاء الأطفال. هذا، وقد سبق الباحثين فى ذلك هاڤيج هرست ١٩٤٦.

كما أن هناك دراسات أخرى كانت تهدف إلى مقارنة ذكاء الشعوب والمجتمعات ـ وذلك باستخدام أدوات لفظية وغير لفظية ـ ولكن الفروق التى وجدت بين بعض المجتمعات والمجتمعات الأخرى كانت فروقا ضئيلة جدا، ولا تختلف كثيرا عن الفروق التى يمكن أن توجد بين بعض جماعات المجتمع الواحد.

نعود ونتفق فى ذلك مع رأى آنا أنستازى فى أن تلك الاختبارات الخالية من العوامل الحضارية قد فشلت؛ لأنها فى الأصل قامت على مفهوم خاطئ للقدرات العقلية، حيث أرادت أن تتعامل معها فى معزل عن الإطار الحضارى والثقافى الذى

يحدد نمط عملية التعلم واكتساب الخبرة، وهى تلك العملية المسئولة عن تنمية القدرة وتدريبها أو على الأقل التعبير عنها فى صورة أدائية.

ولهذا فقد تم اقتراح نوع آخر من الاختبارات يتفادى مثل هذه الأخطاء، وهى الاختبارات المتوازنة حضاريا Culture Fair Test، حيث ينشأ مفهوم القياس فى مثل هذه الاختبارات على أساس الاستفادة من الخبرات الحضارية والثقافية المشتركة بين المجتمعات المختلفة. إذ إنه ليس هناك شك فى وجود عوامل عريضة مشتركة تربط حضارة الإنسان فى كل مكان.

وعلى الأخصائى الذى يقوم ببناء هذا النوع من الاختبارات فى قياس الذكاء والقدرات أن يأخذ فى اعتباره عدة نقاط مهمة تتصل بتشابه عملية تتابع النمو العقلى فى هذه الحضارات والثقافات من حيث البناء أو علاقتها بالدافعية، وكذلك علاقة مقومات الحضارة مثل اللغة فى تكوين المدركات والمفاهيم.

هذا فيما يختص بالمشاكل النظرية الثلاث التى أردنا أن نعرض لها فيما سبق.

أما فيما يختص بالمشكلات التطبيقية فهى ذات علاقة بالطرق المختلفة لقياس الذكاء والقدرات، وهذا ما سوف نشير إليه عند استعراضنا لأنواع الاختبارات والمقاييس فى فقرات قادمة.

د ـ اختبارات الذكاء والقدرات:

فى الفقرات التالية سوف نستعرض بعض أنواع اختبارات الذكاء والقدرات المعروفة، والتى هى شائعة الاستخدام كما نشير أيضا إلى نماذج أخرى من أجل توضيح تصنيف أدوات القياس فى هذا المجال، وكذلك طرق الإجراء والتطبيق، وهو الموضوع الذى يتصل بالمشكلات التطبيقية التى أشرنا إليها فى آخر الفقرة السابقة.

وعند الحديث عن اختبارات الذكاء لا يمكن أن نترك الإشارة إلى أول اختبار صمم من أجل قياس الذكاء وهو اختبار بينيه وسيمون وكان ذلك فى سنة ١٩٠٥، حيث قرر وزير التعليم الفرنسى ـ بناء على اقتراح الفرد بينيه ـ تأليف لجنة من أجل دراسة أفضل الوسائل لتعليم الأطفال المتخلفين عقليا وغير القادرين على التعلم. وكان من بين توصيات هذه اللجنة ألا يحول طفل من مدرسة عادية ـ للتعليم العادى ـ إلى مدرسة للتعليم الخاص إلا بعد فحص طبى ونفسى للتأكد من حالته تماما. وكانت هذه التوصية هى نقطة البداية فى إعداد اختبار بينيه للذكاء.

والفرد بينيه أخصائى نفسى كتب الكثير فى نواح متعددة فى علم النفس منها عن سيكولوجية لاعبى الشطرنج وعمليتى التخيل والمحاكمة العقلية.

والاختبار الذى نشير إليه فى صورته الأصلية ١٩٠٥ يتألف من ٣٠ اختبارا (البند فى هذه الحالة يسمى اختبارا نظرا لتطبيقه بصورة مستقلة)، وقد درجت هذه الاختبارات (البنود) الثلاثون من حيث الصعوبة؛ حيث تبدأ بالأسهل وتنتهى بأكثرها صعوبة - فى سنة ١٩٠٨ وزعت هذه الاختبارات بناء على أعمار الأطفال من سن ٣ سنوات وحتى الثانية عشرة. ثم أدخلت بعض التعديلات الطفيفة على الاختبار فى سنة ١٩١١ ليصل مدى العمر من الثالثة حتى سن الرشد.

وربما كان أهم التعديلات والتنقيحات التى أجريت على هذا الاختبار ما قام به «ترمان» فى سنة ١٩١٦ تحت إشراف جامعة ستانفورد. فقد أدخل هذا التعديل مجموعة من التغييرات المهمة؛ بحيث يمكن القول أنها أدت إلى تكوين اختبار يختلف إلى حد كبير عن الصورة الأصلية التى أعدها سيمون وبينيه، حيث كان حوالى ثلث الاختبارات مقترحات جديدة، والبعض الآخر عدل تماما أو أعيد ترتيبه من حيث الفئة العمرية المناسبة، كما أن بعض الاختبارات استغنى عنها.

وقد قام «ترمان» ومعاونوه بتقنين الاختبار على عينة أمريكية قوامها ١٠٠٠ طفل، وحوالى ٤٠٠ من الراشدين.

وفى سنة ١٩٣٧ قام ترمان وميريل بتعديل آخر فى اختبار بينيه؛ حيث قاما بإعداد صورتين متكافئتين من الاختبار (الصورة ل والصورة م). وفى هذا التعديل أعيد تقنين الاختبار على عينة كبيرة من المجتمع الأمريكى. وقد بلغ حجم العينة أكثر من ثلاثة آلاف فرد بحيث شملت ١٠٠ طفل لكل فئة نصف سنة عمرية ابتداء من $1\frac{1}{2}$ حتى $5\frac{1}{2}$ سنة، ٢٠٠ طفل لكل فئة سنة عمرية من ٦ إلى ١٤ سنة، ١٠٠ فرد لكل فئة سنة عمرية من ١٥ سنة إلى ١٨ سنة، وكان العمر الزمنى لجميع أفراد العينة فى حدود شهر من هذه الفئات العمرية عند إجراء الاختبار. كما أنه يجب أن يلاحظ أن كل مجموعة اشتملت على عدد متساو من الإناث والذكور.

وفى سنة ١٩٦٠ قام الباحثان بتعديل آخر حيث تم اختيار (البنود) من الصورتين ل، م بناء على إجابات ما يزيد على أربعة آلاف فرد تتراوح أعمارهم بين $2\frac{1}{2}$ - ١٨ سنة ممن سبق لهم أخذ إحدى صورتى الاختبار أو كلتيهما فيما بين سنة ١٩٥٠ وسنة ١٩٥٤. وقد جمعت هذه العينة من ست ولايات ممثلة من الناحية الجغرافية الولايات المتحدة الأمريكية. وكان هدف هذا التعديل هو إعداد اختبار واحد من كلتا الصورتين، كما استخدمت هذه العينة الكبيرة فى معرفة تغير مستوى صعوبة الاختبارات، ولكن لم ينتج عن هذا أى إعادة فى التقنين. وعلى ذلك فإن معاملات الذكاء فى اختبار ١٩٦٠ (ل - م) اعتمدت على المعايير المشتقة فى ١٩٣٧.

وفى سنة ١٩٧٢ أعيد تقنين الاختبار حيث بقى محتوى الاختبار كما هو دون تعديل، أما المعايير فقد تم إعدادها بناء على أداء عينة مكونة من أكثر من ٢٠٠٠ فرد.

وعند مقارنة معايير ١٩٧٢ بمعايير ١٩٣٧ نجد أن الأولى قد أعدت بناء على أداء عينة أفضل من حيث التمثيل والاختيار والإعداد

وعلى العموم فإن من أهم إنجازات هذا الاختبار هو تحديد ما يسمى بالعمر العقلى للطفل؛ حيث نجد أن البند أو الاختبار الذى يجيب عليه بنجاح حوالى ٥٠ ٪ من أطفال عمر زمنى معين يصبح صالحا لقياس مستوى ذكاء ذلك العمر الزمنى، ومن ثم تحديد العمر العقلى. ويحسب هذا العمر العقلى بالنسبة لأى طفل باختباره فى أسئلة الأعمار المتتالية (قبل عمره الزمنى) حتى يصل إلى عمر يجيب فيه عن جميع الأسئلة إجابة صحيحة، ويسمى هذا العمر (العمر القاعدى للطفل).

بعد ذلك نقدم للطفل الاختبارات التى تلى هذا العمر القاعدى حيث تحسب الإجابة الصحيحة عن كل سؤال (أو اختبار) من الأسئلة بشهرين (ذلك لأن كل عمر زمنى ستة اختبارات أو أسئلة).

فإذا أجاب الطفل إجابات صحيحة عن جميع الأسئلة التى تخص عمر ٥ سنين، ثم بدأ يتعثر بعد ذلك. فإن العمر القاعدى له ٥ سنوات، ثم أجاب عن أربعة أسئلة إجابات صحيحة من أسئلة عمر ٦ سنوات وإجابتين صحيحتين عن أسئلة عمر ٧ سنوات، ولم يجب بعد ذلك أى إجابة صحيحة، فإن العمر العقلى لهذا الطفل يمكن حسابه على النحو التالى:

$$\text{العمر العقلى} = ٥ + \frac{(٤ \times ٢) + (٢ \times ٢)}{١٢} = ٦$$

وعليه فإن العمر العقلى لهذا الطفل = ٦ سنوات.

ومن الإنجازات الأخرى المهمة التى قدمها هذا الاختبار حساب ما يسمى بنسبة الذكاء أو معامل الذكاء I.Q وهى عبارة عن:

$$\frac{\text{العمر العقلى}}{\text{العمر الزمنى}} \times ١٠٠$$

وبناء على استخدامه لهذه النسبة أو المعامل قام تيرمان بتصنيف الذكاء إلى طبقات أو فئات على النحو التالى:

٧٠ فاقل	(ضعيف العقل)
٧٠ - ٨٠	(غبي - غبي جدا)
٨٠ - ٩٠	(أقل من المتوسط)
٩٠ - ١١٠	(متوسط الذكاء)
١١٠ - ١٢٠	(فوق المتوسط)
١٢٠ - ١٤٠	(ذكي - ذكي جدا)
١٤٠ +	(عبقرى)

وكما يقول «ترمان» يجب أن نكون حذرين عند الأخذ بهذا التنظيم فلا نقيم الحدود الفاصلة بين هذه الفئات بصورة قطعية.

ومن الإنجازات المهمة التى قدمها ترمان فى تعديل سنة ١٩٦٠ ما يسمى بنسبة الذكاء الانحرافية، وهذه النسب الانحرافية عبارة عن درجات مقننة ذات متوسط = ١٠٠، وانحراف معيارى = ١٦ (لاحظ أن هذه النسب الانحرافية ليست نسبا بالمعنى الصحيح، ولكنها درجات معيارية، وهى ليست كذلك نسبة بين العمر العقلى والعمر الزمنى. ولاحظ أيضا أن اختبار ١٦ كقيمة للانحراف المعيارى بنى على أن الانحراف المعيارى لاختبارات بينيه كان ١٦ فى المتوسط. كما أن بعض التوزيعات اختار الانحراف المعيارى يساوى ١٥).

بقى أن نشير إلى شىء مهم وهو أن اختبار بينيه الأصلى (١٩٠٥) طبق على مجموعة من ٥٩ طفلا فقط تتراوح أعمارهم بين الثالثة والحادية عشرة، وذلك من أجل إعداده وتقنينه.

كما نشير أيضا إلى أنه رغم التعديلات الكثيرة التى تناولت الاختبار إلا أن العمليات العقلية الأساسية التى يقيسها ما زالت كما هى: الحكم والفهم والمحاكمة العقلية.

أما الاختبار الآخر الذى نعرضه الآن فهو اختبار «وكسلر» لذكاء الراشدين، وهو اختبار فردى يستدعى تطبيقه إجراء مقابلة شخصية بين الفاحص والمفحوص شأنه فى ذلك شأن اختبار ستانفورد - بينيه، إلا أن هناك اختلافا بين الاختبارين. إذ إن الوحدات (أو الاختبارات) فى مقياس بينيه تعتبر وحدات مستقلة بذاتها وهى متدرجة (أى هذه الاختبارات) من حيث الصعوبة، وهذه صفة مميزة للاختبارات الفردية. أما فى حالة اختبار وكسلر فإن الاختبارات الفرعية مجمعة على أساس تشابه الوحدات أو البنود، وهى مرتبة من حيث الصعوبة داخل هذه الاختبارات الفردية، وهى فى هذا أقرب إلى الاختبارات الجمعية منها إلى الاختبارات الفردية.

ويتميز اختبار «وكسلر» بأنه يمكن أن يعطى نوعين من معاملات الذكاء أحدهما لفظى والآخر أدائى.

ويحتوى اختبار وكسلر على ١١ اختبارا فرعيا - تم إعداده - ١٩٥٥ - ستة من هذه الاختبارات الفرعية تختص بالنواحى اللغوية أو المقياس اللغوى، والخمسة الباقية تكون اختبارات الأداء، وذلك على النحو التالى:

الاختبارات اللغوية وهى:

١ - اختبار المعلومات: وتتكون من ٢٩ بندا تغطى معظم نواحى المعلومات العامة التى يمكن أن يلم بها البالغون فى حضارة ما.

٢ - اختبار الفهم: ويتكون من ١٤ بندا تتطلب الإجابة على أى بند فهم ومعرفة ما يمكن القيام به فى المواقف المختلفة.

٣ - اختبار الحساب: ويتكون من ١٤ بندا تقوم على أساس العمليات الحسابية الأولية أو الأساسية.

٤ - اختبار المتشابهات: ويتكون من ١٣ بندا تطلب من المفحوص تحديد المتشابه من الأشياء.

٥ - اختبار الذاكرة العددية: حيث يطلب من المفحوص إعادة بعض الأرقام بعد قراءتها عليه كما هى بصورة عكسية.

٦ - اختبار الحصيلة اللغوية: حيث يعرض على المفحوص مجموعة من الكلمات (٤٠ كلمة) ويطلب منه توضيح معنى كل كلمة.

اختبارات الأداء وهى:

١ - اختبار الرموز العددية.

٢ - اختبار إكمال الصور.

٣ - اختبار تكوين (بناء) المكعبات.

٤ - اختبار ترتيب الصور.

٥ - اختبار تجميع الأشياء.

وتم تقنين اختبار وكسلر على عينة مكونة من ١٧٠٠ فردا تمثل الذكور والإناث، وتشمل مستويات الأعمار المختلفة من ١٦ إلى ٦٤ سنة.

والاختبار الثالث هو اختبار وكسلر لذكاء الأطفال ويتكون من ١٢ اختبارا فرعيا (اثنان منها يمكن استخدامهما إذا سمح الوقت بذلك).

أما الاختبارات العشرة فهى:

اختبارات لغوية:

١ ـ اختبار المعلومات.

٢ ـ اختبار المتشابهات.

٣ ـ اختبار الحساب.

٤ ـ اختبار الحصيلة اللغوية.

٥ ـ اختبار الفهم.

اختبارات أداء:

١ ـ اختبار إكمال الصور.

٢ ـ اختبار ترتيب الصور.

٣ ـ اختبار تكوين (بناء المكعبات).

٤ ـ اختبار تجميع الأشياء.

٥ ـ اختبار المتاهات.

ويصلح هذا الاختبار للأطفال ما بين ٦ سنوات إلى حوالى ١٦ سنة، والاختبار الرابع هو اختبار «وكسلر» لذكاء أطفال ما قبل المدرسة ويصلح هذا الاختبار للأطفال ما بين سن أربع سنوات وحتى السادسة تقريبا. ويحتوى الاختبار على ١١ اختبارا فرعيا يطبق منها ١٠ فقط لحساب معامل ذكاء الطفل المفحوص.

والاختبارات الفرعية هى:

١ ـ اختبار المعلومات.

٢ ـ اختبار الحصيلة اللغوية.

٣ ـ اختبار الحساب.

٤ ـ اختبار المتشابهات.

٥ ـ اختبار الفهم.

٦ ـ اختبار بيت الحيوانات.

٧ ـ اختبار إكمال الصورة.

٨ ـ اختبار المتاهات.

٩ ـ اختبار الأشكال الهندسية.

١٠ ـ اختبار بناء المكعبات.

ومن الاختبارات الأخرى فى الذكاء أو القدرة الفطرية العامة.

- اختبارات المتاهات (بورتيوس سنة ١٩٢٤) وهو يتكون من مجموعة من المتاهات التى تقيس ذكاء الأفراد من سن الثالثة حتى سن الرشد، وهذه المتاهات متدرجة فى الصعوبة، ويسمح للفرد المفحوص بمحاولتين قبل أن تسجل عليه الإجابة الخاطئة.

- اختبارات تكملة الصور ولوحات الأشكال: حيث يعرض على المفحوص بعض الصور أو الأشكال المجزأة ويطلب منه تجميعها أو إكمالها لإعطاء الشكل أو الصورة فى هيئتها الأصلية

ويعتبر اختبار «بتنر» و«باترسون» من أكثر هذه الاختبارات شيوعا واستخداما.

- اختبار المصفوفات المتتابعة (رافن سنة ١٩٣٨).

وهناك اختباران تحت هذا العنوان أحدهما للأطفال من ٦ ـ ١١ سنة والآخر للبالغين حتى سن ٦٥.

ويتكون الاختبار من مجموعة من الاختبارات الفرعية كل منها يضم عددا من الأشكال أو الرسوم التى ينقصها جزء ما. ويقوم المفحوص باختيار هذا الجزء من بين مجموعة من الأشكال أو الرسوم تمثل احتمالات الإجابة بينها إجابة واحدة صحيحة. ويمكن تطبيق هذا الاختبار بصورة فردية أو جماعية. وقد تم تقنين هذا الاختبار على عينة مكونة من حوالى ١٤٠٠ من أطفال المدارس، ٢٦٠ من الجنود، ١٣٠٠ من النساء والرجال المدنيين.

- اختبار ألفا (الجيش الأمريكى) ويصلح لقياس ذكاء المجندين ممن يعرفون القراءة والكتابة. ويتكون من ثمانية أجزاء لكل منها تعليمات خاصة، وهى تقيس النواحى التالية:

الانتباه ـ المسائل الحسابية ـ التفكير اللغوى ـ المتشابهات ـ ترتيب الكلمات ـ إكمال المسلسلات العددية ـ العلاقات المنطقية ـ المعلومات العامة.

- اختبار بيتا (الجيش الأمريكى) ويصلح لقياس ذكاء المجندين الذين لا يعرفون القراءة والكتابة، ويتكون من سبعة أجزاء هى المتاهات ـ عد المكعبات ـ

تسلسل الرموز (بديل المسلسلات العددية) - ذاكرة الأشكال والأرقام المناظرة - تصحيح الأرقام - إكمال الصور - تقسيم الأشكال الهندسية.

كما أن هناك العديد من الاختبارات فى العالم العربى لقياس الذكاء منها اختبار الذكاء العالى واختبار الذكاء الإعدادى (د. السيد محمد خيرى)، واختبار الذكاء الجامعى (د. سعد عبد الرحمن) كما أن هناك صورة عربية على البيئة المصرية من اختبار ستانفورد بينيه (د. محمد عبد السلام، د. لويس كامل)، وسوف نعرض فيما يلى بعض نماذج البنود أو الأسئلة لمساعدة الأخصائى عند إعداد اختبارات الذكاء أو القدرة الفطرية العامة.

١ - نماذج من البنود اللغوية (من اختبار الذكاء الجامعى للمؤلف)

أ - فى كل سطر مما يأتى كلمة تختلف عن بقية الكلمات. ضع تحتها خطا:

بحيرة	جزيرة	واحة	نهر
بيروت	القاهرة	باريس	لندن
حذاء	مقص	جورب	سكين

ب - ادرس العلاقة بين الكلمات التالية. ثم أكمل بين القوسين بناء على هذه العلاقة:

المثال: - ساق (قاسم) قدم (ادرس العلاقة).

- يد (   ) أمين أكمل بين القوسين
- سقى (   ) حلو
- راق (   ) مرئ
- حب (   ) أمير

جـ - اكمل مسلسلات الحروف التالية

- أ . . .	ث .	خ . . .	ر . . .
- ب	ج	س	ف
- د		ع	. . .
- ق ل	ت ح	ن و	ش ض
- ك	ث	هـ	. . . .
- و	-	ل	. . . .
- ٢	٤	٦	٩
- ب	ح	ر	ـــــ
- ث	د	س	

٢ ـ نماذج من البنود العددية: (نفس المصدر)

أ ـ أكمل المسلسلات العددية التالية:

ـ ٢ ٥ ٧

٤ ٧ ٥

٣ ٦ ...

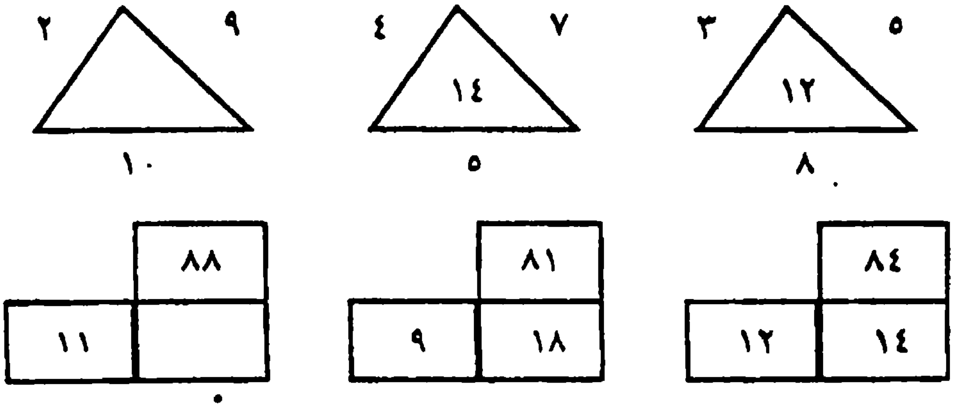
ـ ٧ ١٠ ٩ ١٢ ١١ ....

ـ $\frac{٤}{٧}$ $\frac{٦}{١٠}$ $\frac{٩}{١٥}$ $\frac{١٣}{...}$

ـ ٧٤ (٨٤) ٩٤

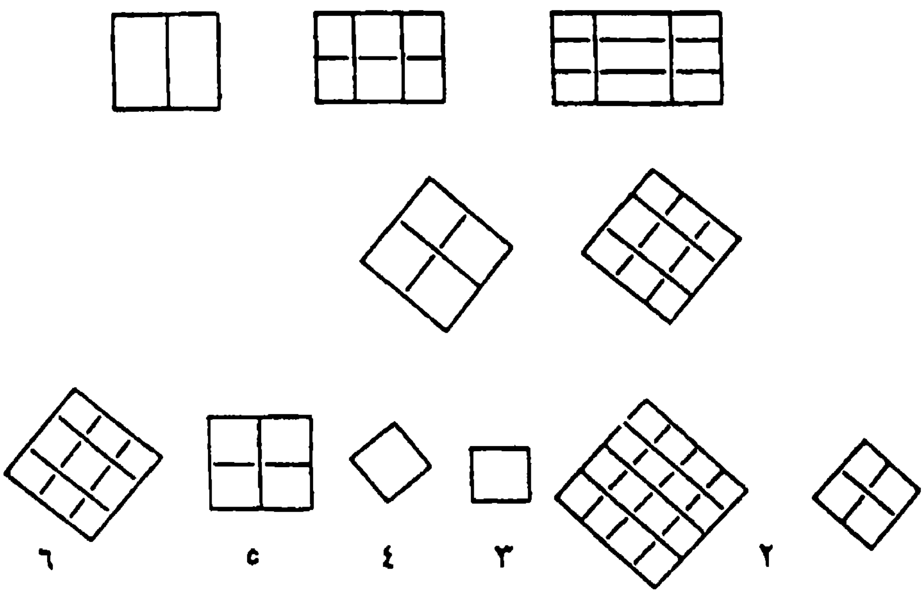
٦٦ ( ) ٣٤

ب اكمل الناقص فيما يلى:

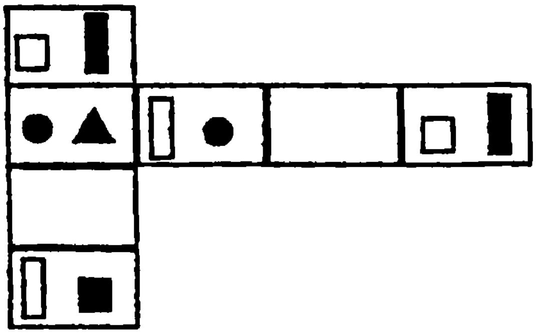


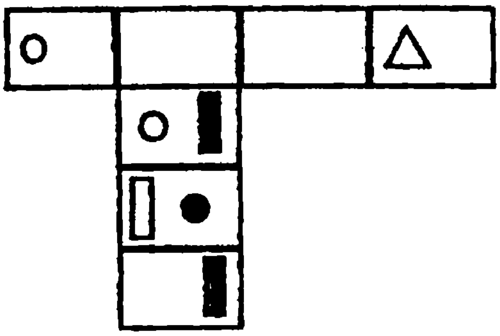
٣ ـ نماذج من بنود الأشكال: (نفس المصدر)

أ ـ أكمل مجموعة الأشكال التالية بشكل من الأشكال المرقمة (من ١ ـ ٦):



ب ـ أكمل مسلسلات الأشكال:





٤ ـ نماذج في الاستدلال:

أ ـ في لغة من لغات الشفرة يبدأ ترقيم الحروف الهجائية بالرقم ٣، وعند الكتابة بهذه اللغة يربع الرقم المناظر للحرف ثم يطرح من الناتج قيمة الرقم المناظر.

مثال: الكلمة (ابحث) تكتب بهذه الشفرة كما يلي: ٦ ـ ١٢ ـ ٤٢ ـ ٣٠

والآن استخدم هذه الشفرة في ترجمة ما يلي:

ـ احضر

ـ ٦ ـ ١٨٢ ـ ٤٦٢

ب ـ خالد عمره ٧ سنوات، وبعد ٣ سنوات يصبح عمره ضعف عمر أحمد، فكم يبلغ عمر أحمد الآن؟

ـ يوسف يجلس على يسار علي، وخالد يجلس على يسار يوسف، وفيصل يجلس على يمين علي، وسالم يجلس بين يوسف وعلي. فأين موقع سالم من المجموعة؟

ـ كل الهنود رحلوا مع العرب، وبعض العرب رحلوا مع الألمان، وكل الألمان رحلوا مع الروس.

فماذا عن رحيل الهنود مع الروس؟

وبالإضافة إلى اختبارات الذكاء كقدرة فطرية عامة، هناك أيضا مجموعة من الاختبارات التي تستخدم في قياس القدرات الخاصة، مثل القدرة اللغوية أو العددية أو الميكانيكية أو غير ذلك.

كما أن هناك ـ وهذا هو الشائع من حيث الاستخدام ـ بطاريات لقياس مجموعة من القدرات مثل اختبار شيكاجو للقدرات العقلية الأولية، وقد بني على ما اقترحه «ثرستون» من تصنيف للقدرات الأولية كما سبقت الإشارة إليه.

ومثال آخر هو اختبارات الاستعدادات التفاضلية الذى أعد أولا فى سنة ١٩٤٧، ثم عدل فى سنة ١٩٦٣ وسنة ١٩٧٣، وتستخدم هذه الاختبارات (البطارية) فى ميادين التوجيه التربوى والمهنى وتقيس الأبعاد التالية:

- القدرة اللغوية.
- المحاكمة العقلية.
- القدرة العددية.
- التفكير التجريدى.
- السرعة الكتابية والدقة.
- المعالجة الذهنية الميكانيكية.
- العلاقات المكانية.
- استخدام اللغة والهجاء.

ومثال ثالث هو البطارية العامة لاختبارات الاستعدادات التى صممت بواسطة مكتب التوظيف الأمريكى. وتغطى هذه البطارية النواحى التالية:

- القدرة العامة على التعلم (وتستنتج من درجات اللغة والمعالجة الرياضية والمعالجة المكانية).
- الاستعداد اللغوى.
- الاستعداد الرياضى (العددى).
- القدرة على التصور المكانى (معالجة الأشكال الهندسية).
- القدرة على إدراك الشكل أو الهيئة.
- الإدراك الكتابى.
- التوافق الحركى.
- مهارة أصابع اليد.
- مهارة اليد.

وهناك العديد من مثل هذه الاختبارات والبطاريات صممت وطورت حديثا فى مراكز البحوث الخاصة بتحليل القدرات أو الهيئات الاستشارية التى تهتم بعمليات التوجيه والإرشاد فى المجال التربوى أو المجال المهنى على وجه الخصوص، وكذلك المؤسسات التى تختص بقياس إنتاجية العمل وكفاءة العاملين.

د ـ تحليل اختبارات الذكاء والقدرات:

ربما كان أهم جزء فى دراسة اختبارات الذكاء والقدرات هو عملية تحليل هذه الاختبارات من أجل التعرف على بناء الأبعاد التى تقيسها.

وهذه العملية ـ عملية التحليل ـ هى التى تؤدى إلى بناء اختبارات ومقاييس صادقة وثابتة، إذ إنها ـ أى هذه العملية ـ توضح عناصر ومكونات القدرة. ومن ثم يمكن على الأقل اقتراح البنود والوحدات المناسبة

والحقيقة أن عملية التحليل هذه تعتمد على استخدام الرياضيات. الأمر الذى قد لا يكون مريحا بالنسبة للقارئ غير المتخصص فى الرياضيات أو العلوم الطبيعية ـ ولهذا فإننا سوف نهتم كثيرا بالمنطق الذى نعتمد عليه عملية التحليل، أما الخطوات الحسابية أو الرياضية فإن وجود أجهزة الحاسب الآلى سوف تساعد كثيرا على إتمامها، وتبقى عملية التفسير أو التحليل.

نعود ونقول: إن هدف عملية التحليل هو التعرف على مكونات الاختبارات ومكونات وعناصر الأبعاد التى تقيسها هذه الاختبارات. ولكن كيف السبيل إلى ذلك؟ لنأخذ المثال التالى:

إذا أردنا أن نعرف مكونات وعناصر أى مجتمع من المجتمعات البشرية مثلا فإننا نراقب سلوك أفراده وعاداتهم واتجاهاتهم وغير ذلك من المتغيرات التى لها صلة ببناء هذا المجتمع، ونحن فى هذا نعتمد دائما على ملاحظة وتسجيل أنواع السلوك التى يشترك فيها أكثر من فرد واحد، أو بمعنى آخر أنماط السلوك التى تربط بين مجموعة من الأفراد ونسجل هذا النمط على أنه أحد مكونات هذا المجتمع

كذلك نبحث فى ملامح أفراد المجتمع حتى نستخلص القدر المشترك من التشابه بين هؤلاء الأفراد من حيث لون البشرة مثلا أو لون الشعر أو طول القامة أو غير ذلك من الملامح الأخرى بشرط أن تكون مشتركة بين عدد كبير من أفراد هذا المجتمع حتى نقول: إن هذه صفة تمثل أحد مكوناته وخصائصه. وعليه يمكن إرجاع هذا العنصر (لون البشرة مثلا) إلى العوامل الجغرافية أو الوراثية أو أى مصدر آخر يساعد على تفسير وجود العنصر.

وبالمثل لو أنا نفحص نتائج مجموعة من الاختبارات بعد تطبيقها على مجموعة من الأفراد فإننا قد نلاحظ أن هناك تشابها بين نتائج بعض هذه الاختبارات مع البعض الآخر، ومن ثم نحاول أن نقول: إن هذا التشابه يمثل عنصرا مشتركا بين ما تقيسه هذه الاختبارات، كما نحاول أيضا بطبيعة الحال أن نرجع هذا التشابه إلى مصدر أو عامل يساعد على تفسير وجوده.

هذه التشابه أو الاختلاف يمكن أن يلاحظ من الناحية العامة وبطريقة كيفية، ولكن سبق أن تعرضنا فى مكان آخر من هذا الكتاب إلى طريقة كمية لمعرفة مدى التشابه بين درجات اختبار ودرجات اختبار آخر، أو مدى الارتباط والعلاقة بين هاتين المجموعتين من الدرجات، وقلنا إن الطريقة الممكنة هى حساب معامل الارتباط بين هذين التوزيعين من الدرجات.

ومعامل الارتباط الذى اقترحه بيرسون لقياس العلاقة بين متغيرين عندما تكون هذه العلاقة خطية يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$ر_{س.ص} = \frac{\text{مج س ص}}{\text{مج س}^{2} \times \text{مج ص}^{2}} \qquad \text{(راجع الفصل الأول)}$$

$$\text{أو } ر_{س.ص} = \frac{\text{مج [درجات زيتا (س) × درجات زيتا (ص)]}}{ن}$$

أو قد نلجأ إلى حساب معامل الارتباط الرباعى Tetrachoric عن طريق تصنيف الاستجابات (الدرجات فى جدول رباعى كما يلى: (مثال)

ص

س	فوق المتوسط	تحت المتوسط	المجموع
فوق المتوسط	١٢	٨	٢٠
تحت المتوسط	١٨	١٢	٣٠
المجموع	٣٠	٢٠	٥٠

ثم نعين قيمة المعامل من جداول خاصة.

وعلى العموم فنحن الآن على بينة من أن الخطوة الأولى والأساسية فى عملية التحليل - أى تحليل - هى حساب معامل الارتباط أو تحديد درجة التشابه أو العلاقة بين ما نلاحظه من درجات فى حالة الاختبارات أو من أنماط سلوكية فى حالة دراستنا لأى مجتمع من المجتمعات.

وسوف نستعرض فيما يلى مدخلين مختلفين لإجراء هذا التحليل وهما: تحليل التجمعات والتحليل العاملى.

أولا ـ تحليل التجمعات Cluster Analysis:

الخطوة الأولى فى هذه العملية هى حساب معاملات الارتباط البينية بين المتغيرات المختلفة. فإذا كان لدينا أربعة اختبارات فإن المعاملات البينية فى هذه الحالة سوف يكون عددها ستة ($\frac{ن (ن - ١)}{٢ \times ١}$) وهى $ر_{٢.١}$، $ر_{٣.١}$، $ر_{٤.١}$، $ر_{٣.٢}$، $ر_{٤.٢}$، $ر_{٤.٣}$

وبطبيعة الحال كلما زاد عدد المتغيرات زاد عدد المعاملات البينية

وبالنظر إلى جدول هذه المعاملات فقد نلاحظ تجمعا محددا من المتغيرات يمكن أن يلقى ضوءا على العوامل الكامنة وراء هذا التجمع، ويساعد على تفسيره. فإذا لاحظنا وجود مثل هذا التجمع أو غيره من التجمعات نلجأ إلى حساب ما يسمى معامل الانتماء B - Coefficient وهو عبارة عن النسبة بين متوسط معاملات الارتباط البينية داخل هذا التجمع إلى متوسط معاملات الارتباط بين المتغيرات داخل التجمع من جهة، والمتغيرات خارج التجمع من جهة أخرى.

$$\text{أى أن معامل الانتماء} = \frac{\text{متوسط معاملات الارتباط داخل التجمع}}{\text{متوسط معاملات الارتباط بين المتغيرات داخل وخارج التجمع}}$$

وهذا يعنى أنه إذا كانت هذه النسبة أو هذا المعامل = ١ (أى أن البسط = المقام) فإن المتغيرات داخل التجمع لا ترتبط ببعضها البعض أكثر من ارتباطها بالمتغيرات خارج التجمع. أو بمعنى آخر لا وجود لهذا التجمع إلا فى صورة افتراضية بحتة.

والطريقة التى سوف نشرحها لحساب معامل الانتماء هى من اقتراح «هولزينجر» وهارمون وقام بتطويرها «تايرون».

خطوات حساب معامل الانتماء Belonging Cofficient:

غالبا ما تكون نقطة البداية فى هذه العملية هى المتغيران اللذان يكون بينهما أعلى معامل ارتباط، وهما بداية التجمع ثم نستمر فى إضافة المتغيرات إليهما واحدا بعد الأخر حتى ينخفض معامل الانتماء، وهنا يتحدد التجمع.

أ ـ بناء على المصفوفة التالية يتم إعداد جدول خاص ترتب فيه معاملات الارتباط حسب قيمتها العددية:

(المصفوفة)

	١	٢	٣	٤	٥	٦
١		٠,٨	٠,٨	٠,٥	٠,٤	٠,٣
٢	٠,٨		٠,٧	٠,٤	٠,٤	٠,٣
٣	٠,٨	٠,٧		٠,٥	٠,٤	٠,٣
٤	٠,٥	٠,٤	٠,٥		٠,٦	٠,٤
٥	٠,٤	٠,٤	٠,٤	٠,٦		٠,٦
٦	٠,٣	٠,٣	٠,٣	٠,٦	٠,٦	
	٢,٨	٢,٦	٢,٧	٢,٤	٢,٤	١,٩

الجدول

	٠,٣	,٤	,٥	٠,٦	٠,٧	٠,٨
١	٦	٥	٤			٣،٢
٢	٦	٤،٥			٣	١
٣	٦	٥	٤		٢	١
٤		٢،٦	٣،١	٥		
٥			٣،٢،١	٦،٤		
٦	٣،٢،١	٤		٥		

من هذا الجدول يتضح أن معامل الارتباط بين الاختبار رقم ١ والاختبار رقم ٦ هو ٣,٠ (السطر الأول) ومعامل الارتباط بين الاختبار رقم ٤ والاختبار رقم ٦ أو ٢ هو ٤,٠ (السطر الرابع) وهكذا.

ب ـ يرسم جدول آخر يتكون من إحدى عشرة خانة لحساب معامل الانتماء على النحو التالى:

١ ـ فى الخانة الأولى توضع أرقام الاختبارات فى داخل التجمع، ويكون ذلك بالترتيب حيث نبدأ بأعلى معامل ارتباط، وهو فى حالتنا هذه ٨,٠، وهو

معامل الارتباط بين الاختبار رقم (١) والاختبار رقم (٢)، وكذلك بين (١)، (٣) وبين (٢)، (٣). وبناء على ذلك تضع فى الخانة الأولى (١ ، ٢) على أساس أنهما بداية التجمع

٢ ـ فى الخانة الثانية نضع مجموع معاملات الارتباط تحت الاختبار رقم (١) + مجموع معاملات الارتباط تحت الاختبار رقم (٢).

أى ٢,٨ + ٢,٦ = ٥,٤ (راجع المصفوفة السابقة).

٣ ـ نضع مجموع معاملات الارتباط تحت الاختبار المضاف إلى التجمع وبين الاختبارات داخل التجمع، وفى هذه الحالة أمامنا ١ ، ٢ فقط ومعنى ذلك أن مجموع معامل الارتباط بين ١ ، ٢ = ٠,٨ ولكن لنفرض أنه فى المحاولة التالية أضفنا الاختبار رقم (٣) إلى الاختبار رقم (٢) والاختبار رقم (١)، فهذا يعنى أن نجمع معامل ارتباط (ر ١.٣) + معامل ارتباط (ر ٢.٣) = ١,٥ أى (ر ١.٣ = ٠,٨ ، + ر ٢.٣ = ٠,٧).

٤ ـ فى الخانة الرابعة من الجدول نضع مجموع معاملات الارتباط بين الاختبارات داخل التجمع، ففى حالة الاختبارين ١ ، ٢ يكون مجموع المعاملات هو ٠,٨ (لأن ر ١.٢ = ٠,٨).

ولكن لنفرض أنه من المحاولات التالية أدخل الاختبار (٣) إلى التجمع فإنه يصبح مجموع المعاملات فى هذه الحالة هو:

ر ١.٢ + ر ١.٣ + ر ٢.٣

٠,٨ + ٠,٨ + ٠,٧ = ٢,٣

٥ ـ فى الخانة الخامسة نضع مجموع معاملات الارتباطات بين الاختبارات داخل التجمع من جهة وبين الاختبارات خارج التجمع من جهة أخرى، أى يكون المطلوب فى مثالنا هنا هو مجموع.

ر ١.٣ + ر ١.٤ + ر ٥ + ر ١.٦

وكذلك ر ٢.٣ + ر ٢.٤ + ر ٥ + ر ٢.٦

حيث إن الاختبارات داخل التجمع هى ١ ، ٢

والاختبارات خارج التجمع هى ٣، ٤، ٥، ٦

وتكون حصيلة الجمع هى ٣,٨ (راجع المصفوفة السابقة).

٦ ـ فى الخانة السادسة يوضع عدد الاختبارات داخل التجمع، وفى هذه الحالة تساوى ٢ أى ك = ٢.

٧ - فى الخانة السابعة يوضع عدد الارتباطات البينية فى التجمع بناء على القانون $\frac{\text{ك (ك - ١)}}{\text{١ × ٢}}$ (فى هذا المثال = ١).

٨ - فى الخانة الثامنة يوضع العدد المتبقى من معاملات الارتباطات البينية، أى تلك التى بين الاختبارات فى التجمع، وبين تلك التى ليست فى التجمع وتساوى ك (ن - ك) حيث ن هى العدد الكلى للاختبارات وهى ٦

∴ العدد المتبقى من المعاملات البينية فى هذا المثال = ٢ (٦ - ٢) = ٨

٩ - فى الخانة التاسعة نحسب متوسط معامل الارتباط داخل التجمع (اقسم العمود ٤ ÷ العمود رقم ٧) وتساوى فى هذه الحالة ٠,٨ ÷ ١ = ٠,٨ .

١٠ - يحسب فى هذه الخانة متوسط معاملات الارتباط بين الاختبارات داخل التجمع والاختبارات الأخرى (اقسم العمود رقم ٥ ÷ العمود ٨) وفى هذه الحالة يساوى ٣,٨ ÷ ٨ = ٠,٤٧٥ .

١١ - فى الخانة رقم ١١ يتم حساب معامل الانتماء لقسمة العمود رقم ٩ ÷ العمود ١٠. وفى هذه الحالة = ٠,٨ ÷ ٠,٤٧٥ = ١,٦٨، وهذا المعامل يعنى أن هناك تجمعا فعليا يبدأ بالاختبارين ١، ٢.

يمكن بعد ذلك إضافة الاختبارات الأخرى، وخاصة تلك التى لها معامل ارتباط عال أو قوى بأى من الاختبارين الآخرين. ونكرر نفس الخطوات السابقة فى الجدول الذى يمكن توضيحه فيما يلى:

(١) أرقام الاختبارات داخل التجمع	(٢) مجموع معاملات الارتباطات تحت ٠,٢	(٣) ر بين الاختبار المضاف واختبارات التجمع	(٤) مجموع ر داخل التجمع	(٥) مجموع ر من داخل وخارج التجمع	(٦) عدد الاختبارات داخل التجمع	(٧) عدد ر البينية	(٨) العدد المتبقى من ر	(٩) متوسط ر داخل التجمع (٤ ÷ ٧)	(١٠) متوسط ر من داخل التجمع وخارجه (٥ ÷ ٨)	(١١) معامل الانتماء (٩ ÷ ١٠)
٢،١	٥،١	,٨	,٨	٣,٨	٢	١	٨	,٨	,٤٧٥	١,٦٨
٣،٢،١	٨،١	١,٥	٢,٣	٣,٥	٣	٣	٩	,٨	,٤	٢

ثانيا ـ التحليل العاملى Factor Analysis:

«التحليل العاملى عملية رياضيــة لا يقبل عليها كثيرا دارس علم النفس، وخاصة إذا لم تكن خلفيته علمية رياضية» ـ والحقيقة أن هذا تصور غير صحيح؛ لأن أى عملية رياضية إذا لم تستند إلى منطق سفهوم وتصور واضح تصبح لا أكثر من عملــية حسابية عديمة الجــدوى ولا معنى لها. وإذا كان الأمـر هكذا فيما ســبق فكيف يكون الأمر الآن بعد دخول الحاسب الآلى والأدوات المتقدمة فى مجال علم النفس والقياس النفسى. فإنه من الممكن حاليا أن يقوم هذا الحاسب الآلى ـ بناء على برنامج مسبق ـ بجميع الخطوات الرياضيــة والحسابات اللازمــة لإتمام عملية التحليل العاملى فيــما عدا عملــية التفسير والتحليل والتعليل، وهى عــملية لا يقوم بها إلا العقل الإنســانى، ولا يقوم بها إلا فى وجود منطق مفهوم وتصور واضح.

ومن هنا كان الأمـر يتطلب منا حاليــا أن نناقش هذا المنطق ونحدد هذا التــصور حتى يتمكن القارئ ـ أو الدارس بمعنى أدق ـ أن يقوم بالتعليل والتفسير.

عمليــة التحليل العاملى عــملية تبحث عن الــعوامل المشتركــة بين مجمــوعة من الاختبارات، وهى بهذا عملية تميل إلى التبسيط، أى تصف العلاقة بين هذه الاختبارات فى أبسط صورها. فإذا أمكن أن نحدد عن طريق عملية التــحليل العاملى خمسة عوامل تربط عشرين اختبــارا على سبيل المثال فإنه من اليسير أن نعتمــد على خمسة أبعاد (التى تقابل العوامل) فــقط، ولا داعى أن نأخذ فى حسابنا عــشرين بعدا تبدو كــما لو كانت مختلفة.

ونعود إلى بعض أمــثلتنا السابقة: فــإذا أمكن أن نحدد لون البشرة وطول القــامة ولون العينين والملبــس كعوامل تربط جــماعة من الناس يعــيشون فى مكان واحــد، فإنه يمكن الاعتماد على هذه الأبعاد فى وصف العلاقة بين هؤلاء الأفراد، بدلا من أن نصف كل فرد على حدة، والمنطق الذى تعتمد عليه عــملية التحليل العاملى يمكن تبسيطه على النحو التالى:

١ ـ إذا كان هنــاك اختــاران يقيــسان نفس القــدرة فلابد أن نحــصل منهمــا بعد تطبيقهما على مجموعــة معينة على نفس النتائج. فإذا كنا نقيس طول قطعة من الخشب باستخدام مسطرة مدرجة بالسنتيمتر، ثم قسنا طول نفس القطعة باستخــدام مسطرة مدرجة بالبــوصة والقدم، فلابد أننا ســوف نحصل على نفس النتيجة ما دامت المسطرتان تقيسان شيئا واحدا هو طول قطعة الخشب.

وبالتالى فإذا كنا نقيس أطوال عشر قطع من الخشــب باستخدام المسطرة الأولى (ذات التدريج السنتيمترى)، ثم رتبنا الــقطع العشرة حســب الطول وعدنا وقسنا

أطوال هذه القطع بالمسطرة الثانية (المدرجة بواسطة البوصة والقدم) ثم رتبناها أيضا بناء على الطول فإننا سوف نحصل على نفس الترتيب سواء استخدمنا المسطوة الأولى أو المسطرة الثانية، وذلك لأننا نقيس شيئا واحدا أو خاصية واحدة. أما إذا كنا نقيس بعدين مختلفين (الطول والارتفاع مثلا) فليس بالضرورة أن نحصل على نفس النتائج كما فى الحالة السابقة.

٢ ـ إذا كان هناك اختباران يشتركان معا فى بعض القدرات التى يقيسها كل من هذين الاختبارين، فإن النتائج الى نحصل عليها من تطبيق هذين الاختبارين على مجموعة معينة سوف تتفق بقدر يتناسب مع مقدار اشتراك هذين الاختبارين فى هذه القدرة أو تلك.

٣ ـ وعلى هذا فإذا كانت نتائج الاختبار (أ) تتفق مع نتائج الاختبار (ب) إلى حد ما، وإذا كانت نتائج الاختبار (أ) تتفق مع نتائج الاختبار (حـ) أيضا إلى حد ما فإننا نتوقع أن تكون الاختبارات الثلاثة تقيس شيئا واحدا تقريبا، وعلى ذلك فإننا لابد أن نجد علاقة بين الاختبار (ب) والاختبار (حـ). فإذا لم نجد هذه العلاقة فإنه يمكن أن نفسر الحالة بأن نقول: إن الاختبار (ب) يرتبط بجزء من الاختبار (أ) والاختبار (حـ) يرتبط بجزء آخر من الاختبار (أ). فإذا كان الاختبار (ب) هو اختبار فى الذاكرة، والاختبار (حـ) هو اختبار فى الذكاء، فلابد إذن أن يكون الاختبار (أ) هو اختبار فى الذاكرة والذكاء، وهذا يعلل للعلاقة الموجودة بين الاختبارات الثلاث أ، ب، حـ.

هذه العلاقة ـ كما سبق أن أشرنا فى أكثر من مكان ـ تقاس بواسطة حساب معامل الارتباط، ونعود ونؤكد مرة أخرى أن الخطوة الأولى والأساسية فى عملية التحليل ـ سواء كانت تحليل تجمعات أو تحليلا عامليا ـ هى خطوة حساب معامل الارتباط.

٤ ـ وبناء على ما سبق نقول: إن الاختبار (١) يحتوى على عامل (أو قدرة) معين بدرجة تختلف عن درجة احتواء الاختبار (٢) على نفس العامل، وكذلك بالنسبة للاختبار (٣)، وتسمى درجة احتواء الاختبار لعامل معين درجة التشبع (سَ).

٥ ـ معامل الارتباط (العلاقة) بين الاختبار (١) والاختبار (٢) يساوى حاصل ضرب درجة تشبع الاختبار (١) بعامل معين (أ) × درجة تشبع الاختبار (٢) بنفس العامل. أى أن $\text{ر}_{١.٢} = (\text{سَ}^{١}_{\text{أ}} \times \text{سَ}^{٢}_{\text{أ}})$، وقياسا على ذلك فإن معامل الارتباط بين الاختبار (١) ونفسه = $(\text{سَ}^{١}_{\text{أ}})^{٢}$ أى $\text{سَ}^{١}_{\text{أ}} \times \text{سَ}^{١}_{\text{أ}}$

هذه النقاط الخمسة توضح فى تبسيط المنطق الذى تستند عليه عملية التحليل العاملى. ويمكن أن نوضح بعد ذلك العملية نفسها فنقول اعتمادا على ما سبق أن معامل الارتباط الذى نلاحظه بين اختبارين (طبعا معامل ارتباط موجب له دلالة إحصائية) إنما يدل على شيء مشترك بينهما أو عامل يربط بينهما. وبطريقة أخرى نقول إنه إذا طبقنا اختبارين على مجموعة أو عينة ما فإن معامل الارتباط بين نتائج الاختبارين يعتمد بطبيعة الحال على مدى وجود هذا العامل المشترك (القدرة) بين هذين الاختبارين، وبنفس المنطق إذا طبقنا مجموعة كبيرة من الاختبارات على عينة من الأفراد فإن العلاقات الناتجة أو معاملات الارتباط بين الاختبارات ببعضها البعض (تسمى معاملات الارتباط البينية) سوف تعتمد على مقدار تأثير العوامل المختلفة (عامل أو أكثر) على درجات كل اختبار من هذه الاختبارات. ولتوضيح ذلك لنأخذ المثال التالى:

لنفترض أن لدينا عددا من أنابيب المياه (صنابير مياه) ذات حجوم وأقطار مختلفة جميعها تتصل بمصدر للمياه يدفع الماء بانتظام ونريد الآن أن نعرف الوقت الذى يستغرقه كل صنبور من هذه الصنابير فى ملء إبريق بالماء (الاختبار الأول) كما نريد أن نعرف أيضا الوقت التى يستغرقه كل صنبور فى ملء دلو كبير بالماء (الاختبار الثانى)، وواضح بطبيعة الحال أن الصنبور الذى سوف يملأ الإبريق الصغير أسرع هو نفسه الصنبور الذى سوف يملأ الدلو الكبير أسرع، والصنبور الأبطأ فى ملء الإبريق الصغير يكون هو نفسه الأبطأ فى ملء الدلو الكبير. وعليه يمكن أن نقول: إن معامل الارتباط بين نتائج الاختبارين، الاختبار الأول (ملء الإبريق الصغير)، والاختبار الثانى (ملء الدلو الكبير) هو معامل تام موجب = ١,٠٠.

لنفترض الآن أنه أثناء ملء الإبريق والدلو هبت رياح شديدة ومتقطعة وغير ثابتة الاتجاه، فإنه من المتوقع بطبيعة الحال ألا يصل كل الماء إلى الإبريق أو الدلو لأن جزءا منه سوف تدفعه الريح إلى خارج هذين الإناءين، ولهذا لن يكون هناك معامل ارتباط تام موجب فى هذه الحال؛ لأن تأثير الريح غير ثابت، فهو يختلف فى حالة الإبريق عنه فى حالة الدلو. إذ إنه فى حالة الإبريق سوف يكون الفقد النسبى للمياه كبيرا (لأن الإبريق صغير). أما فى حالة الدلو فإن الفقد النسبى سوف يكون قليلا (لأن الدلو كبير). ونقصد بالفقد النسبى هو النسبة بين كمية المياه المفقودة إلى كمية المياه الموجودة فى الإناء.

لنفترض الآن أن الفقد النسبى فى حالة الإبريق الصغير هو ٥٠ ٪، وفى حالة الدلو هو ٣٠ ٪. وعلى ذلك فإن (عامل حجم الصنبور سوف يحدد سرعة ملء الدلو بمقدار ٧٠ ٪، كما أنه (نفس العامل) سوف يحدد سرعة ملء الإبريق الصغير بمقدار ٥٠٪.

ومعامل الارتباط فى هذه الحالة سوف يكون ٥٠ ٪ من الـ ٧٠ ٪ أى ٠,٥ × ٠,٧ = ٠,٣٥ ، وهو معامل الارتباط الذى يعود إلى (عامل) حجم الصنبور. أما ٠,٥ ، ٠,٧ فهما مقدار تشبع كل حالة (الاختبار الأول ملء الإبريق، والاختبار الثانى ملء الدلو) بهذا العامل (عامل حجم الصنبور).

بهذا نكون قد أوضحنا علاقة معامل الارتباط بين اختبارين بمقدار تشبع كل منهما بعامل معين.

ولنفترض الآن أن هناك أكثر من عامل (أ، ب) يؤثر على درجات اختبارين (١ ، ٢)، فإنه قياسا على ما سبق يكون معامل الارتباط بين هذين الاختبارين هو مجموع حواصل ضرب التشبعات أى أن:

$$\text{ر}_{\text{١.٢}} = (\text{ش}^{\text{١}}_{\text{أ}} \times \text{ش}^{\text{٢}}_{\text{أ}}) + (\text{ش}^{\text{١}}_{\text{ب}} \times \text{ش}^{\text{٢}}_{\text{ب}})$$ وهكذا.

وعليه فإن معامل الارتباط من الاختبار ونفسه = $\text{ر}_{\text{١.١}} = \text{ش}^{\text{٢}}_{\text{١أ}} + \text{ش}^{\text{٢}}_{\text{١ب}} + \text{ش}^{\text{٢}}_{\text{١جـ}}$.

العلاقة بين عدد الاختبارات وعدد العوامل:

قلنا فيما سبق أن عملية التحليل العاملى هى عملية البحث عن العوامل المشتركة بين مجموعة من الاختبارات، والآن يجب أن نعرف عدد العوامل التى يمكن الحصول عليها (أو البحث عنها) فى مجموعة محددة العدد من الاختبارات، وذلك حتى لا نستمر فى عملية التحليل الرياضى. وهناك معادلة يمكن تطبيقها لمعرفة عدد العوامل عندما نعرف عدد الاختبارات وهى:

عدد العوامل يساوى أو أقل من $\leq \frac{\text{١}}{\text{٢}} \left[(\text{٢ن} + \text{١}) - \sqrt{\text{٨ن} + \text{١}} \right]$

حيث ن هو عدد الاختبارات.

فإذا كان لدينا ٦ اختبارات فإن العوامل المتوقعة هى ٣ أو أقل كما يتضح فيما يلى:

$$\text{س} \leq \frac{\text{١}}{\text{٢}} \left[(\text{٢} \times \text{٦} + \text{١}) - \sqrt{\text{٨} \times \text{٦} + \text{١}} \right]$$

$$\frac{\text{١}}{\text{٢}} \left[\text{١٣} - \sqrt{\text{٤٩}} \right]$$

$$\frac{\text{١}}{\text{٢}} \left[\text{١٣} - \text{٧} \right]$$

$$\frac{\text{١}}{\text{٢}} \times \text{٦}$$

$$= \text{٣}$$

والجدول التالى يسهل عملية التعرف على عدد العوامل المتوقعة عندما نعرف عدد الاختبارات:

عدد الاختبارات ن	عدد العوامل س
٣	١
٥	٢
٦	٣
٨	٤
٩	٥
١٠	٦
١٢	٧
١٣	٨
١٤	٩
١٥	١٠

وهذا يعنى أنه إذا كان لدينا ١٥ اختبارا على سبيل المثال فإن **أقصى** عدد من العوامل يمكن أن نتوقعه هو ١٠ عوامل. ولكن قد يكون لدينا ثلاثة عوامل فقط ولا أكثر من ذلك.

خطوات حسابية فى التحليل العاملى.

سوف نصف فيما يلى الخطوات الحسابية الأساسية فى التحليل العاملى، وهى بسيطة إذ إنها تعتمد على عمليات الإضافة (الجمع والضرب). ولن تستخدم الأرقام فى المثال الذى سوف نستعرضه، بل سنحاول فهم كيفية الوصول إلى مقدار تشبع أى اختبار من الاختبارات بأى عامل من العوامل.

نفترض أن لدينا أربعة اختبارات ١، ٢، ٣، ٤ وهذه الاختبارات الأربعة مشبعة بعامل معين بمقدار **أ**، **ب**، **حـ**، **د** على التوالى. أى أن الاختبار (١) مشبع بدرجة (**أ**) من هذا العامل، والاختبار (٢) مشبع بدرجة (**ب**) من نفس العامل، والاختبار (٣) مشبع بدرجة (**حـ**) من العامل. والاختبار (٤) مشبع بدرجة (**د**).

الخطوة الأولى هى حساب معاملات الارتباط البينية للاختبارات الأربعة، وفى هذه الحالة سوف نعتمد على ما سبق أن أشرنا إليه من علاقة معامل الارتباط بين اختبارين بدرجة تشبع كل منهما بعامل معين.

والخطوة الثانية هى ترتيب معاملات الارتباط فى مصفوفة على النحو التالى:

	أ (١)	ب (٢)	جـ (٣)	د (٤)
أ (١)	أ٢	أ ب	أ جـ	أ د
ب (٢)	ب أ	ب٢	ب جـ	ب د
جـ (٣)	جـ أ	جـ ب	جـ٢	جـ د
د (٤)	د أ	د ب	د جـ	د٢

لاحظ أن درجات التشبعات أ، ب، جـ، د هى التى نريد أن نحدد قيمتها.

الخطوة الثالثة نجمع الأعمدة جمعا رأسيا أى فى حالة العمود الأول نحصل على أ٢ + ب أ + جـ أ + د أ.

وعندما نأخذ أ عامل مشترك نحصل على أ (أ + ب + جـ + د)

وبالمثل فى العمود الثانى نحصل على ب (أ + ب + جـ + د)

وبالمثل فى العمود الثالث نحصل على جـ (أ + ب + جـ + د)

وبالمثل فى العمود الرابع نحصل على د (أ + ب + جـ + د)

الخطوة الرابعة نجمع نواتج الجمع الرأسى جمعا أفقيا حيث نجمع أ (أ + ب + جـ + د) + ب (أ + ب + جـ + د) + جـ (أ + ب + جـ + د) + د (أ + ب + جـ + د).

فإذا أخذنا المقدار (أ + ب + جـ + د) عامل مشترك فإننا نحصل على (أ + ب + جـ + د) (أ + ب + جـ + د).

أو بمعنى آخر (أ + ب + جـ + د)٢ أو جمع المجاميع.

وهذا المقدار يساوى مربع مجموع تشبعات الاختبارات الأربعة.

الخطوة الخامسة نحسب الجذر التربيعى لجمع المجاميع.

الخطوة السادسة نقسم كل جمع رأسى على الجذر التربيعى لجمع المجاميع حيث نحصل على مقدار تشبع كل اختبار بهذا العامل وهو المطلوب أى أن

$$\frac{\text{أَ}\ (\text{أَ} + \text{ب} + \text{جـ} + \text{د})}{(\text{أَ} + \text{ب} + \text{جـ} + \text{د})} \qquad \frac{\text{الجمع الرأسى تحت العمود الأول}}{\text{الجذر التربيعى لجمع المجاميع}}$$

وللتلخيص:

١ ـ احسب معاملات الارتباط التباين.

٢ ـ رتب هذه المعاملات فى مصفوفة.

٣ ـ اجمع الأعمدة جمعا رأسيا.

٤ ـ اجمع النواتج جمعا أفقيا (جمع المجاميع).

٥ ـ احسب الجذر التربيعى لجمع المجاميع.

٦ ـ اقسم كل جمع رأسى (خطوة رقم ٣) على الجذر التربيعى لتحصل على مقدار تشبع الاختبار بالعامل.

طرق التحليل العاملى:

سوف نستعرض فى الفقرات التالية بعض الطرق المستخدمة فى عملية التحليل العاملى، ونخص بالذات طريقة الجمع البسيط (بيرت)، أو الطريقة شبه المركزية (ثرستون) ثم الطريقة التقاربية (فؤاد البهى).

وعلى العموم فإن هاتين الطريقتين أو غيرهما تشتركان معا فى الخطوات الحسابية التى أشرنا إليها فى الفقرات السابقة، ولكنهما تختلفان فى بعض الأمور الدقيقة التى سوف تتضح للقارئ بسهولة أثناء الوصف والمناقشة. ومما يجب أن تتذكره دائما أن «تشارلس سبيرمان» كان أول من استعان بهذه الطريقة فى بحوثه المبكرة عن الذكاء (حوالى سنة ١٩٠٤) وهنا سوف نستعرض فى إيجاز ملامح الطريقة فى بدايتها الأولى: أى تلك التى استخدمها سبيرمان:

نظر الآن إلى مصفوفة معاملات الارتباط التالية: (أربعة اختبارات)

	١	٢	٣	٤
١		٠,٧٢	٠,٦٣	٠,٥٤
٢	٠,٧٢		٠,٥٦	٠,٤٨
٣	٠,٦٣	٠,٥٦		٠,٤٢
٤	٠,٥٤	٠,٤٨	٠,٤٢	

نلاحظ ما يلى:

١ ـ جميع معاملات الارتباط الموجودة فى المصفوفة موجبة، وهذا يعنى أن هناك عاملا ما يربط هذه الاختبارات الأربعة مع بعضها البعض.

٢ ـ المعاملات الأربعة الموجودة فى أعلى المصفوفة إلى اليسار تربطها علاقة النسبة والتناسب أى أن $\frac{٠,٦٣}{٠,٥٦} = \frac{٠,٥٤}{٠,٤٨}$

أو بصورة أخرى حاصل ضرب الطرفين = حاصل ضرب الوسطين.

أى $٠,٦٣ \times ٠,٤٨ = ٠,٥٦ \times ٠,٥٤$.

وهذه القاعدة تنطبق على أى أربعة معاملات ارتباط أخرى، وبناء على هذه القاعدة يمكن استنتاج معامل الارتباط غير الموجود فى أى رباعية (هكذا سماها سبيرمان، والحقيقة أنه كان أول من لفت الانتباه إلى هذه الخاصية).

أى أنه فى حالة حساب معامل الارتباط بين الاختبار الثانى ونفسه يمكن أن يتم ذلك كما يلى: $٠,٧٢ \times ٠,٥٦ = ٠,٦٣ \times \text{س}$.

$$\therefore \text{س} = \frac{٠,٥٦ \times ٠,٧٢}{٠,٦٣} = ٠,٦٤$$

وبالتالى يمكن حساب مقدار تشبع الاختبار الثانى بهذا العامل حيث يساوى الجذر التربيعى لمعامل الارتباط أى = $\sqrt{٠,٦٤} = ٠,٨$.

ونحصل على نفس النتيجة إذا استخدمنا رباعية أخرى مثل:

$$٠,٧٢ \times ٠,٤٨ = ٠,٥٤ \times \text{س}$$

$$\therefore \text{س} = \frac{٠,٤٨ \times ٠,٧٢}{٠,٥٤} = ٠,٦٤$$

$\therefore$ مقدار التشبع = $\sqrt{٠,٦٤} = ٠,٨$ وهكذا

وعلى ذلك فإنه يمكن أن تكون هناك معادلة معينة للحصول على مقدار تشبع أحد الاختبارات بأحد العوامل إذا عرفنا معامل ارتباط هذا الاختبار باختبارين آخرين:

لنفترض أن لدينا الاختبار ١ ، ٢ ، ٣ فتكون المعادلة:

$$\text{ش} = \frac{\text{ر}_{٢.١} \times \text{ر}_{٣.١}}{\text{ر}_{٣.٢}}$$

حيث ش هى مقدار تشبع الاختبار رقم (١) بالعامل

ر٢.١ معامل الارتباط بين الاختبار (١)، (٢)

ر٣.٢ معامل الرتباط بين الاختبار (٢)، (٣)

٣ ـ يلاحظ لذلك خاصية ثالثة، وهى خاصية الترتيب الهرمى لمعاملات الارتباط.
ففى السطر الأول أو العمود الأول نلاحظ أن المعاملات مرتبة على النحو التالى:

٠,٧٢ وهى تساوى ٠,٩ × ٠,٨

٠,٦٣ وهى تساوى ٠,٩ × ٠,٧

٠,٥٤ وهى تساوى ٠,٩ × ٠,٦

لاحظ ثبات المكون الأول (٠,٩) وتناقص المكون الثانى: ٠,٨ ، ٠,٧ ، ٠,٦
وخلاصة القول أن هذه الملامح قد لا تنطبق على مصفوفات معاملات الارتباط التى نحصل عليها من التطبيق العملى فى ميدان المقاييس والاختبارات. إذ إن معظم ما نحصل عليه يختلف تماما عن الصورة التى وصفناها فى تلك المصفوفة، والتى تعتبر مثالية إلى حد كبير. لذلك سوف نصف فيما يلى خطوات عملية التحليل العاملى بالطريقة شبه المركزية لثرستون:

طريقة ثرستون:

هذه الطريقة يمكن فهمها من المثال التالى:

لنفترض أن لدينا ستة اختبارات تم تطبيقها على مجموعة من الأفراد، ثم حسبت معاملات الارتباط البينية لتعطى المصفوفة التالية:

	١	٢	٣	٤	٥	٦
١		٠,٧٦	٠,٧٩	٠,٤٥	٠,٤١	٠,٣٤
٢	٠,٧٦		٠,٦٨	٠,٤٤	٠,٣٥	٠,٢٦
٣	٠,٧٩	٠,٦٨		٠,٤٩	٠,٣٩	٠,٣٢
٤	٠,٤٥	٠,٤٤	٠,٤٩		٠,٥٨	٠,٤٤
٥	٠,٤١	٠,٣٥	٠,٣٩	٠,٥٨		٠,٥٥
٦	٠,٣٤	٠,٢٦	٠,٣٢	٠,٤٤	٠,٥٥	

وعلى ذلك نلاحظ أن الخلايا القطرية ليست بها معاملات ارتباط حيث يقترح ثرستون أن تملأ هذه الخلايا بوضع أعلى معامل ارتباط يوجد فى الصف أو العمود الذى يقابل الاختبار. وهذا يعتمد على أن معامل الارتباط بين الاختبار ونفسه (وهو المعامل الذى يوضع فى الخلية القطرية) لابد أن يكون أعلى من ارتباط هذا الاختبار بأى اختبار آخر أو على الأقل يساويه، ومن ثم تصبح الخلايا القطرية كما يلى:

س١.١ = ٠,٧٩ وهو أعلى معامل ارتباط فى الصف الأفقى الأول

س٢.٢ = ٠,٧٦ وهو أعلى معامل ارتباط فى الصف الأفقى الثانى

س٣.٣ = ٠,٧٩ وهو أعلى معامل ارتباط فى الصف الأفقى الثالث

س٤.٤ = ٠,٥٨ وهو أعلى معامل ارتباط فى الصف الأفقى الرابع

س٥.٥ = ٠,٥٨ وهو أعلى معامل ارتباط فى الصف الأفقى الخامس

س٦.٦ = ٠,٥٥ وهو أعلى معامل ارتباط فى الصف الأفقى السادس

وعند ملء الخلايا القطرية فى المصفوفة القطرية وإجراء الخطوات الحسابية السابقة الإشارة إليها (الجمع الرأسى ثم الجمع الأفقى ثم الجذر التربيعى لجمع المجاميع) نحصل على ما يلى:

	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	٠,٧٩	٠,٧٦	٠,٧٩	٠,٤٥	٠,٤١	٠,٣٤
٢	٠,٧٦	٠,٧٦	٠,٦٨	٠,٤٤	٠,٣٥	٠,٢٦
٣	٠,٧٩	٠,٦٨	٠,٧٩	٠,٤٩	٠,٣٩	٠,٣٢
٤	٠,٤٥	٠,٤٤	٠,٤٩	٠,٥٨	٠,٥٨	٠,٤٤
٥	٠,٤١	٠,٣٥	٠,٣٩	٠,٥٨	٠,٥٨	٠,٥٥
٦	٠,٣٤	٠,٣٢	٠,٣٢	٠,٤٤	٠,٥٥	٠,٥٥

٣,٥٤ + ٣,٢٥ + ٣,٤٦ + ٢,٩٨ + ٢,٨٦ + ٢,٤٦ = ١٨,٥٥

$\sqrt{١٨,٥٥}$ = ٤,٣ تقريبا

وعند تقسيم الجمع الرأسى لكل عمود من الأعمدة على الجذر التربيعى للحصول على مقدار تشبع كل اختبار بالعامل المشترك بين هذه الاختبارات جميعا (العامل العام) نحصل على مقادير التشبعات التالية:

الاختبار	مقدار التشبع بالعامل الأول (العامل العام)
١	٠,٨٢
٢	٠,٧٦
٣	٠,٨١
٤	٠,٦٩
٥	٠,٦٧
٦	٠,٥٧

ونحن نعلم مقدما أن معامل الارتباط بين الاختبار (١) والاختبار (٢) فى ظل هذا العامل العام = حاصل ضرب مقدار تشبع الاختبار (١) بالعامل العام × مقدار تشبع الاختبار (٢) بالعامل العام أى $ر_{١.٢}$ = ٠,٨٢ × ٠,٧٦ = ٠,٦٢ ، كما أننا نعلم أن معامل الارتباط بين الاختبار ونفسه فى ظل هذاالعامل العام يساوى مربع مقدار تشبعه

بهـذا العـامل أى أن ر٣.٣ = $(٠,٨١)^{٢}$ = ٠,٦٦ وعلى هذا لو اسـتـخـدمنا هذه التشـبعات فى إعادة رسم العـلاقات بين هذه الاختبـارات الستة من جديد فـإننا سوف نحصل على جـدول آخر يسمى جـدول العامل العام، وهذا الجـدول يشمل معـاملات الارتباط بين الاختبارات فى ظل العامل العام.

(جدول العامل العام)

	٠,٨٢ (١)	٠,٧٦ (٢)	٠,٨١ (٣)	٠,٦٩ (٤)	٠,٦٧ (٥)	٠,٥٧ (٦)
(١) ٠,٨٢	٠,٦٧	٠,٦٢	٠,٦٦	٠,٥٧	٠,٥٥	٠,٤٧
(٢) ٠,٧٦	٠,٦٢	٠,٥٨	٠,٦٢	٠,٥٢	٠,٥١	٠,٤٣
(٣) ٠,٨١	٠,٦٦	٠,٦٢	٠,٦٦	٠,٥٤	٠,٥٤	٠,٤٦
(٤) ٠,٦٩	٠,٥٧	٠,٥٢	٠,٥٦	٠,٤٦	٠,٤٦	٠,٣٩
(٥) ٠,٧٦	٠,٥٥	٠,٥١	٠,٥٤	٠,٤٥	٠,٤٥	٠,٣٨
(٦) ٠,٥٧	٠,٤٧	٠,٤٣	٠,٤٦	٠,٣٨	٠,٣٨	٠,٣٣

وماذا بعد ذلك؟

لو أننا فحصنا المصفوفة الأصلية والجدول الحالى (جدول العامل العام) فسوف نجد فرقا واضحا بين الجدولين. حيث نجد على سبيل المثال أن معامل الارتباط بين الاختبار رقم (١) والاختبار رقم (٢) فى المصفـوفة هو ٠,٧٦ ، بينما نجد أن الارتباط بين (١)، (٢) فى جـدول العامل العـام هو ٠,٦٢ ، كذلك مـعامل الارتبـاط بين (١)، (٣) فى المصفـوفة الأصلية هو ٠,٧٩ بينـما نجد أن الارتبـاط بين هذين الاختبـارين في جدول العامل العام هو ٠,٦٦ .

هذه الفروق تعنى أن هناك عوامل أخرى غير العامل العام تربط هذه الاختبارات، وللوصول إلى هذه العوامل نطرح جـدول العامل العام من المصفوفـة الأصلية. ويسـمى الجدول الناتج مـن هذا الطرح جدول البواقى. ويـتم ذلك بطرح كل معامـل ارتباط فى جدول العامل العام من نظيره فى المصفوفة الأصلية. وتكون النتيجة كما يلى:

(جدول البواقى)

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
(١)	+٠,١٢	+٠,١٤	+٠,١٣	-٠,١٢	-٠,١٤	-٠,١٣
(٢)	+٠,١٤	+٠,١٨	+٠,٠٦	-٠,٠٨	-٠,١٦	-٠,١٧
(٣)	+٠,١٣	+٠,٠٦	+٠,١٣	-٠,٠٧	-٠,١٥	-٠,١٤
(٤)	-٠,١٢	-٠,٠٨	-٠,٠٧	+٠,١٠	+٠,١٢	+٠,٠٥
(٥)	-٠,١٢	-٠,١٦	-٠,١٥	+٠,١٢	+٠,١٣	+٠,١٧
(٦)	-٠,١٣	-٠,١٧	-٠,١٤	+٠,٠٥	+٠,١٧	+٠,٢٢

من هذا الجدول يتضح أن الارتباط بين الاختبارات الثلاثة الأولى (١)،(٢)، (٣) موجب،والارتباط بين الاختبارات الثلاثة الأخيرة (٤)، (٥)، (٦) موجب. أما الارتباط بين هذين التجمعين فهو سالب، وعليه نلاحظ أن هذا الجدول يمكن أن ينقسم إلى أربعة مناطق: الركن الأعلى الأيمن يمثل مصفوفة صغيرة موجبة للاختبارات (١)، (٢)، (٣).

والركن الأسفل الأيسر يمثل مصفوفة صغيرة موجبة للاختبارات (٤)،(٥)، (٦).

أما الركن الأيسر الأعلى والأيمن الأسفل فكلاهما سالب. ووضوح تجمع الاختبارات بهذه الطريقة يجعلنا لا نلجأ إلى تغير الإشارات الجبرية. أما إذا وجدنا أن الإشارات السالبة توجد فى الجدول بلا نظام فإننا نلجأ إلى تغيير الإشارة، وسوف نعطى مثالا لذلك فيما بعد.

والآن يمكن معالجة المصفوفتين الصغيرتين للحصول على مقدار تشبع كل اختبار من هذه الاختبارات بالعامل الثانى، وذلك كما يلى:

	(١)	(٢)	(٣)			(٤)	(٥)	(٦)
(١)	٠,١٢	٠,١٤	٠,١٣		(٤)	٠,١٠	٠,١٢	٠,٠٥
(٢)	٠,١٤	٠,١٨	٠,٠٦		(٥)	٠,١٢	٠,١٣	٠,١٧
(٣)	٠,١٣	٠,٠٦	٠,١٣		(٦)	٠,٠٥	٠,١٧	٠,٢٢
	٠,٣٩	٠,٣٨	٠,٣٢			٠,٢٧	٠,٤٢	٠,٤٤

= ١,٠٩ ، $\sqrt{١,٠٩}$ = ١,٠٤   = ١,١٣ ، $\sqrt{١,١٣}$ = ١,٠٦

لاحظ أننا قمنا بنفس الخطوات السابقة من الجمع الرأسى ثم الجمع الأفقى وحساب الجذر التربيعى لجمع المجاميع. والآن نستكمل الخطوات فنقسم الجمع الرأسى لكل عمود على الجذر التربيعى لجمع المجاميع لنحصل على مقدار تشبع كل اختبار بالعامل الثانى حيث نحصل على ما يلى:

الاختبار	درجة التشبع بالعامل الثانى
(١)	٠,٣٨
(٢)	٠,٣٧
(٣)	٠,٣١
(٤)	٠,٢٦
(٥)	٠,٤٠
(٦)	٠,٤٢

لاحظ أنه على الرغم من أن العامل العام (الأول) يجمع الاختبارات الستة معا نجد أن العامل الثانى فى حالة الاختبارات الثلاثة الأولى يختلف عن العامل الثانى فى حالة الاختبارات الثلاثة الأخيرة. وعلى ذلك يمكن تمثيل الاختبارات الستة على النحو التالى:

الاختبار	درجة التشبع بالعامل العام	درجة التشبع بالعامل الثانى
(١)	٠,٨٢	٠,٣٨
(٢)	٠,٧٦	٠,٣٧
(٣)	٠,٨١	٠,٣١
(٤)	٠,٦٩	٠,٢٦
(٥)	٠,٦٧	٠,٤٠
(٦)	٠,٥٧	٠,٤٢

وعلى هذا أننا نستطيع القول بأنه أمكن حتى الآن استخلاص عاملين من هذه الاختبارات الستة: قد نسمى الأول العامل العام، ونسمى الثانى العامل الخاص، وبالرجوع إلى الجدول الذى يوضح العلاقة بين عدد العوامل وعدد الاختبارات يمكن القول: إن عدد العوامل قد يصل إلى ثلاثة (الحد الأقصى لعدد العوامل) فإذا كنا نفكر أنه بعد العامل العام والعامل الخاص هناك احتمال لوجود عامل ثالث قد يكون هو العامل النوعى الذى يميز كل اختبار على حدة، فإنه يمكن حساب هذا العامل النوعى مباشرة من المعادلة التالية:

$$\sqrt{\text{١ - (مربع تشبع الاختبار بالعامل الأول + مربع تشبع الاختبار بالعامل الثانى)}}$$

$$\sqrt{\text{١ - (}\text{ش}^{٢}_{\text{أ}} + \text{ش}^{٢}_{\text{ب}}\text{)}}$$

ونحصل بذلك على المعلومات التالية:

الاختبار	العامل العام	العامل الخاص	العامل النوعى
(١)	٠,٨٢	٠,٣٨	٠,٤٣
(٢)	٠,٧٦	٠,٣٧	٠,٥٣
(٣)	٠,٨١	٠,٣١	٠,٥٠
(٤)	٠,٦٩	٠,٢٦	٠,٦٨
(٥)	٠,٦٧	٠,٤٠	٠,٦٣
(٦)	٠,٥٧	٠,٤٢	٠,٧١

وخلاصة القول، نكون قد وصلنا إلى العوامل الثلاثة التى يحتمل أن تكون ذات تأثير على درجات هذه الاختبارات الستة وهى العامل العام والعامل الخاص والعامل النوعى.

نعود الآن إلى موضوع الإشارات السالبة وكيفية تغيرها ولنأخذ المثال التالى:

لنفترض أن جدول البواقى لم يكن على الصورة التى وصفناها سابقا من حيث وضوح التجمعات، بل كان على الصورة الافتراضية التالية:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
(١)		+ ٠,١٢	- ٠,٠٥	- ٠,٠٩	+ ٠,١٢	- ٠,٠٨
(٢)	+ ٠,١٢		- ٠,٢٥	- ٠,١٥	+ ٠,٤٣	- ٠,١٦
(٣)	- ٠,٠٥	- ٠,٢٥		+ ٠,٢٨	- ٠,٢٤	+ ٠,٢٧
(٤)	+ ٠,٠٩	- ٠,١٥	+ ٠,٢٨		- ٠,١٥	+ ٠,١١
(٥)	+ ٠,١٢	+ ٠,٤٣	- ٠,٢٤	- ٠,١٥		- ٠,١٦
(٦)	- ٠,٠٨	- ٠,١٦	+ ٠,٢٧	+ ٠,١١	-٠,١٦	
	+ ٠,٠٢	- ٠,٠١	+ ٠,٠١	صفر	صفر	- ٠,٠٢

(لاحظ عدم وجود معاملات فى الخلايا القطرية لأنها لا تتغير إشارتها أبدا).

وعملية تغيير الإشارات هى أيضا عملية منطقية إذ إن الاختبار الذى يقيس الثبات الانفعالى إذا تغيرت إشارته الموجبة إلى إشارة سالبة أصبح يقيس عدم الاتزان الانفعالى، والاختبار الذى يقيس التفوق الدراسى، يمكن أن يقيس كذلك التخلف الدراسى فى حالة تعديل الإشارة.

وتبدأ عملية تعديل بالإشارة بالاختبار الذى له أعلى مجموع سالب، وهو فى هذه الحالة الاختبار رقم (٦) حيث نجد أن الجمع الرأسى له = - ٠,٠٢، وعلى ذلك تعدل جميع الإشارات فى الصف السادس والعمود السادس:

فإذا كان الصف السادس أو العمود السادس كما يلى:

- ٠,٠٨ - ٠,١٦ + ٠,٢٧ + ٠,١١ - ٠,١٦ = - ٠,٠٢ فإنه يصبح

+ ٠,٠٨ + ٠,١٦ - ٠,٢٧ - ٠,١١ + ٠,١٦ = + ٠,٠٢

ويقتضى هذا التعديل تعديلا آخر فى جمع الأعمدة والسطور حيث نقوم بالجمع من جديد بعد أول تعديل (فى اختبار رقم ٦)، وبالتالى يتم التعديل فى كل الأعمدة ويصبح على النحو التالى:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
قبل التعديل	+ ٠,٠٢	- ٠,٠١	+ ٠,٠١	صفر	صفر	- ٠,٠٢
بعد التعديل	+ ٠,١٨	+ ٠,٣١	- ٠,٥٣	- ٠,٢٢	+ ٠,٣٢	+ ٠,٠٢

(لاحظ أن العمود الثالث أصبح أعلى مقدار سالب وعليه يتم تعديل إشارته)

بعد التعديل الثانى + ٣٦,٠ + ٣١,٠ - ٥٣,٠ - ٢٢,٠ + ٣٢,٠ + ٠٢,٠

(لاحظ أن العمود الرابع أصبح أعلى مقدار سالب وعليه يتم تعديل إشارته)

بعد التعديل الثالث + ١٢,٠ + ٣١,٠ - ٥٣,٠ - ٠٨,٠ - ٥٤,٠ - ٣,٠

وبذلك يكون جدول البواقى قد تم تحويله إلى مصفوفة موجبة، ومن ثم يمكن متابعة الخطوات الأخرى فى حساب مقدار تشبع الاختبارات بالعامل الثانى. كما سبقت الإشارة إلى ذلك. ويجب أن نلاحظ أنه لابد أن نأخذ فى حسابنا تعديل الإشارات فى عملية تفسير النتائج.

طريقة فؤاد البهى:

يسمى «فؤاد البهى» طريقته بالطريقة التقاربية، وهى تتفق مع طريقة ثرستون فى كل خطواتها إلا أنها تختلف معها فى فكرة أساسية، وهذا ما يجب أن يسجل لفؤاد البهى. لقد لاحظنا أن ثرستون وضع فى الخلايا القطرية أكبر معامل ارتباط فى الصف أو العمود، ومن ثم استمر فى عمليات التحليل بناء على هذا. أما فؤاد البهى فإنه لا يملأ هذه الخلايا، بل يفترض أن هذه المعاملات تساوى جميعا الصفر. وعلى هذا يبدأ فى البحث عن القيمة الحقيقية لهذه المعاملات. وبعد أن يحصل على هذه القيم الحقيقية تتفق خطواته بعد ذلك مع خطوات ثرستون. والحقيقة أن هذه الطريقة أكثر دقة، وإن كانت تستلزم جهدا أكثر.

ويمكن أن نفهم الفكرة الأساسية لطريقة فؤاد البهى (الطريقة التقاربية) فى التحليل العاملى من المثال التالى:

لنفترض أن لدينا ستة اختبارات طبقت على مجموعة من الأفراد وحسبت معاملات الارتباطات البينية وحصلنا على المصفوفة التالية:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
(١)		٠,٤٨	٠,٣٦	٠,٤٠	٠,٥٨	٠,٣٠
(٢)	٠,٤٨		٠,٠٠	٠,١٦	٠,٧٢	٠,٠٨
(٣)	٠,٣٦	٠,٠٠		٠,٦٣	٠,٠٩	٠,٥٤
(٤)	٠,٤٠	٠,١٦	٠,٦٣		٠,٢٥	٠,٤٤
(٥)	٠,٥٨	٠,٧٢	٠,٠٩	٠,٢٥		٠,١٥
(٦)	٠,٣٠	٠,٠٨	٠,٥٤	٠,٤٤	٠,١٥	

٢,١٢ + ١,٤٤ + ١,٦٢ + ١,٨٨ + ١,٧٩ + ١,٥١ = ١٠,٣٦

$\sqrt{١٠,٣٦}$ = ٣,٢٢

(١) نقسم الجمع الرأسى لكل عمود على الجذر التربيعى لجمع المجاميع لنحصل على التشبع الافتراضى لكل اختبار فنحصل على ما يلى:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
ش أ	٠,٦٦	٠,٤٥	٠,٥٠	٠,٥٨	٠,٥٦	٠,٤٧

(٢) نربع هذه التشبعات ونحصل على المعاملات (الاشتراكيات) الافتراضية ونضعها فى المصفوفة، ونكرر الخطوة السابقة حيث نحصل على جمع جديد لكل عمود:

(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	
٢,٥٦ +	١,٦٤ +	١,٨٧ +	٢,٢٢ +	٢,١٠ +	١,٧٣	= ١٢,١٢

$\sqrt{١٢,١٢}$ = ٣,٤٨

(٣) نقسم الجمع الرأسى لكل عمود على الجذر التربيعى كما سبق، ونحصل على التشبع الافتراضى لكل اختبار كما يلى:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
ش ب	٠,٧٤	٠,٤٧	٠,٥٤	٠,٦٤	٠,٦٠	٠,٥٠

(٤) نربع هذه التشبعات ونحصل على المعاملات الافتراضية ونضعها فى المصفوفة (فى الخلايا القطرية الخالـية) ونكرر ما سبق حيث نحـصل على جمع جديد لكل عمود:

(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	
٢,٦٧ +	١,٦٦ +	١,٩١ +	٢,٢٩ +	٢,١٥ +	١,٧٦	= ١٢,٤٤

$\sqrt{١٢,٤٤}$ = ٣,٥٣

(٥) نقسم الجمع الرأسى لكل عمود على الجذر التربيعى كما سبق ونحصل على التشبع الافتراضى للمرة الثالثة:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
شَ م	٠,٧٦	٠,٤٧	٠,٥٤	٠,٦٥	٠,٦١	٠,٥٠

(٦) نربع التشبعات ونضع المعاملات الناتجة فى الخلايا القطرية، ونجمع من جديد لنحصل على:

(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	
٢,٧٠ +	١,٦٦ +	١,٩١ +	٢,٣٠ +	٢,١٦ +	١,٧٦	= ١٢,٤٩

$\sqrt{١٢,٤٩}$ = ٣,٥٣

(٧) نقسم الجـمع الرأسى لكل عـمود على الجذر التـربيعى الناتج نحـصل على تشبعات الاختبارات كما يلى:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
شَ ر	٠,٧٦	٠,٤٧	٠,٥٤	٠,٦٥	٠,٦١	٠,٥٠

قارن التشبعات (شَ م) فى الخطوة رقم (٥) بالتشبعات (شَ ر) فى الخطوة رقم (٧). هذا التطابق يعنى أن هذه هى القيم النهـائية لتشبـعات الاختبارات السـتة بالعامل الأول، ومن ثم مربعـاتها تصبح القيـم الحقيقـية لمعاملات الارتبـاط التى كان يجب أن توضع فى المصفوفة (الخلايا القطرية) منذ البداية:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
أى التشبعات النهائية هى	٠,٧٦	٠,٤٧	٠,٥٤	٠,٦٥	٠,٦١	٠,٥٠
والمعاملات الحقيقية هى	٠,٥٨	٠,٢٢	٠,٢٩	٠,٤٢	٠,٣٧	٠,٢٥

وعلى ذلك فإنه يمكن استكمال عملية التحليل العاملى على هذا الأساس فيحسب تشبعات الاختبارات فالعامل الثانى ثم الثالث وهكذا.

تفسير عملية التحليل العاملى:

سواء استخدمنا طريقة ثرستون أو طريقة فؤاد البهى أو غيرهما فإننا نحصل على تشبعات الاختبارات التى تجرى عليها عملية التحليل العاملى بالعوامل المختلفة.

والحقيقة أن الأساس الذى نعتمد عليه فى تفسير عملية التحليل هو البساطة والتناسق، بمعنى إمكانية تقديم تفسير بسيط مفهوم يتفق مع التفسيرات الأخرى ولا يتعارض معها.

وهنا تبدأ عملية التفسير بإجراء ما يسمى بعملية إدارة المحاور، حتى يكتسب العامل معنى سيكولوجيا يمكن تفسيره وتعليله، وعملية الإدارة هذه تعتمد على فكرة تحديد أهمية كل عنصر بالنسبة للعناصر الأخرى، أو تحديد مكانة عامل ما بالنسبة لمكانة عامل آخر. وتبنى هذه العملية على رسم بيانى لقيم تشبعات العامل الأول مع العامل الثانى ثم تدار المحاور الأساسية حتى تقع قيم التشبعات على المحاور الجديدة أو تقترب منها (هذا يعنى أن قيمة التشبع تصبح صفرا أو تقترب منه) وتختفى القيم السالبة للتشبعات. ولحساب القيم الجديدة للتشبعات نأخذ فى حسابنا اتجاه إدارة المحاور إذا كان مع اتجاه عقارب الساعة أو ضدها، وكذلك قيمة زاوية الإدارة، فإذا كانت الإدارة فى اتجاه عقارب الساعة فإن:

أ َ = جتا س × أ - جا س × ب

ب َ = جا س × أ - جتا س × ب

حيث أ َ تشبع العامل الأول بعد الإدارة   أ قبل الإدارة

حيث ب َ تشبع العامل الأول بعد الإدارة   ب قبل الإدارة

س زاوية الإدارة

أما إذا كانت الإدارة عكس اتجاه عقارب الساعة فإن:

أ′ = جتا س × أ + جا س × ب

ب′ = - جا س × أ + جتا س × ب

حيث جا، جتا النسب المثلثية لزاوية الإدارة.

وعلى العموم فإن هذه العملية قد تستغرق الكثير من الجهد والوقت بالنسبة للباحث، إلا أنه من المتوافر حاليا برامج لإدارة المحاور (متعامدة أو مائلة) عن طريق الحاسب الآلي.

وأخيرا، وبعد الحصول على قيم تشبعات العوامل بعد إدارة المحاور، وبعد إجراء جميع هذه العمليات الحسابية والرياضية، والتي يمكن أن تتم عن طريق الأدوات والآلات، وهي أكثر من متوافرة - يأتي دور البصيرة السيكولوجية في تفسير نتائج هذه العملية الرياضية وتسمية العوامل وإعطائها الدلالة السيكولوجية التي يمكن أن تضاف إلى رصيد المعرفة في علم النفس كما فعل «سبيرمان» و«بيرت» و«القوصي» و«ڤرنون» و«جيلفورد» و«ألكسندر» و«ستيفنسون» و«كلي» و«بيرسون» و«ثرستون» وهم في الحقيقة الذين وضعوا علامات على الطريق في مسيرة القياس النفسي، وفهم القدرات البشرية منذ أول القرن الحالي حتى الآن، ونريد أن تلفت نظر الطالب أن عملية التفسير يمكن أن تتم في ضوء عدة نقاط نلخصها فيما يلي:

١ - اختيار الاختبارات المناسبة لعملية التحليل العاملي من حيث العدد، إذ إن عدد الاختبارات له علاقة بعدد العوامل التي سيتوقعها الباحث كما سبق أن أشرنا إلى ذلك. وكذلك من حيث عدد الأبعاد التي يقيسها الاختبار إذ إن الاختبار الذي يقيس بعدا واحدا هو أبسط من اختبار آخر يقيس عدة أبعاد في وقت واحد، وربما كان الاختبار الأول مؤديا إلى سهولة عملية التحليل وتمييز العوامل أكثر مما يؤدي إلى ذلك الاختبار الذي يقيس أكثر من عامل في وقت واحد.

وكذلك من حيث الصعوبة والسهولة، فقد يكون الاختبار صعبا بحيث لا يكشف عن الفروق الفردية، وذلك لضيق التباين، وعليه لا يظهر القدرة المطلوب قياسها. وقد يكون الاختبار سهلا بحيث يصبح اختبارا للسرعة فلا يصل إلى المستوى المناسب للدلالة على القدرة.

٢ - عند تسمية العوامل يجب أن تتوافر لدى الباحث الخلفية السيكلوجية الكافية لفهم كل اختبار على حدة، وما يمكن أن يربط بين اختبار وآخر ووجه التقارب أو الاختلاف بين الاختبارات بعضها والبعض.

كما يجب أن يلاحظ الباحث أيضا أن الأداء - وهو ما يقيسه أى اختبار - هو التعبير السلوكى عن القدرة فى حين أن العامل هو التعبير الإحصائى عن هذه القدرة؛ لذلك فإنه من المحتمل أن نعبر بأكثر من عامل عن قدرة واحدة.

وعند إعطاء الأسماء للعوامل يجب أن نلاحظ عدد مرات وجود هذه العوامل فى الاختبارات المختلفة، وماذا تقيسه هذه الاختبارات؟ وما يتكرر فيها من خصائص قد تساعد على تحديد اسم العامل، وربما هذا ما قام به القوصى عند تسميته للعامل الخاص الذى أشار إليه بعامل التصور البصرى المكانى، حيث درس خصائص ومكونات الاختبارات المختلفة التى ظهر فيها هذا العامل.

٣ - قد نصل عن طريق التحليل العاملى إلى معرفة عدد من العوامل، ونحاول أن نعطى معنى وتفسيرا لكل عامل منهما، ولكن هناك بعض العوامل التى يمكن الحصول عليها رياضيا تكون عديمة المعنى.

ولتوضيح ذلك لنفرض أننا نقوم بتحليل الرقم ١٠ إلى عوامله الأولية حيث نجد إن:

١ × ٢ × ٥ = ١٠

فإذا كان الرقم (١٠) يدل على مساحة قطعة من الأرض؛ فإنه فى هذه الحالة يمكن أن يسمى الرقم (٥) الطول والرقم (٢) العرض ولا يكون هناك أى معنى للرقم (١).

أما إذا كان الرقم (١٠) يدل على حجم متوازى مستطيلات فإن الرقم (١) فى هذه الحالة يكون له معنى حيث يدل على الارتفاع لأن الحجم = الطول × العرض × الارتفاع.

فى حين أن المساحة = الطول × العرض.

وبالمثل فإنه قد نحصل على بعض العوامل، ولكن لا يكون لهما أى معنى سيكولوجى، وهذا ما يجب أن يؤخذ فى الاعتبار عند تفسير نتائج التحليل العاملى.

٤ - عند اختيار العينة أو المجموعة التى تستخدم من أجل إجراء عملية التحليل العاملى يجب أن يلاحظ الباحث تباين خلفية العينة إذ إنه عند التجانس الشديد تتعدد العوامل بصورة غير طبيعية أو يتحول العامل الخاص إلى عامل عام.

لماذا كانت العينة جميعها من طلبة قسم الرياضيات البحتة فى كلية العلوم على سبيل المثال فإن القدرة الرياضية سوف تتحول من عامل خاص أو طائفى إلى عامل عام.

وربما كانت العينة غير متجانسة الخلفية، ولكنها متجانسة الاستجابة، كما يحدث أحيانا فى مقاييس الاتجاهات، حيث نلاحظ تعدد العوامل وضيق التجمعات بالنسبة إلى وحدات المقياس. (فى حالة دراسة البناء العاملى للمقياس مثلا).

المراجع

1 - Butcher, H. J. Human Intelligence, Its Nature and Assessment, Methuen, 1968.

2 - Eysenck, H, The Messurement of Intelligence, M. T. P., 1973.

3 - Fruchter, Introduction to Factor Analysis, 1987.

4 - Rathus S. A, Psychology, 1993.

الفصل الخامس

مقاييس الشخصية

إن الدراسة العلمية للشخصية الإنسانية تعنى الاهتمام بثلاثة أبعاد رئيسية هى البناء والقياس والتنبؤ.

فأما موضوع البناء فإنه يعنى دراسة المكونات الرئيسية للشخصية الإنسانية وهو ما تهتم به الدراسات التى تدور حول المفاهيم النظرية لسمات الشخصية وتطوير الإطار النظرى لأبعادها وخصائصها. والحقيقة أن هذا الموضوع يعتبر من أهم وأدق الموضوعات فى دراسة الشخصية، فقد تعدى مرحلة التأمل والملاحظة إلى مرحلة الإجراء والميدانية، وخاصة عندما استخدم المشتغلون بهذا الموضوع منهج التحليل العاملى للوصول إلى المكونات العاملية للشخصية من خلال تحليل الاختبارات والمقاييس.

وفى هذا المجال - مجال بناء الشخصية- يظهر اتجاهان رئيسيان كان لهما أثر كبير فى مجال دراسة بناء وتنظيم الشخصية الإنسانية. أولهما اتجاه آيزنك، وثانيهما اتجاه كاتل.

والحقيقة أن الاهتمام بدراسة هذين الاتجاهين يرجع إلى أن الآراء التى بنيت على هذين الاتجاهين كانت أكثر أهمية من غيرها لأنها أى هذه الآراء- تبلورت بناء على منهج علمى موضوعى قام على الدراسة الكمية للشخصية.

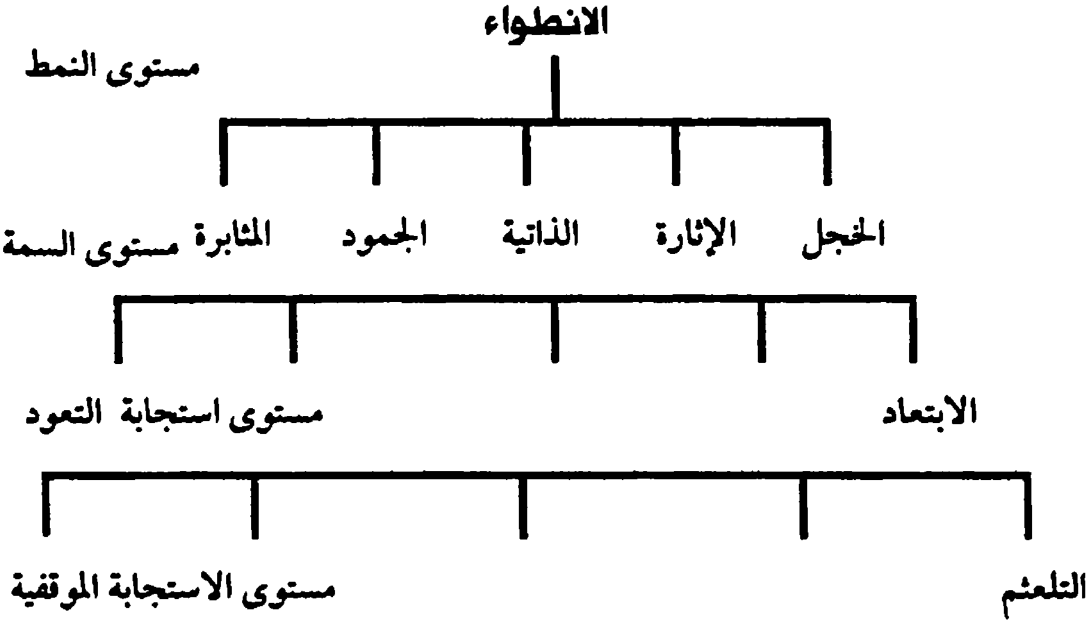
كما أننا نجد أن كلا الاتجاهين يختلف كل منهما عن الآخر ولكنهما غير متعارضين، فالاتجاه الأول وهو اتجاه آيزنك يفهم بناء الشخصية من خلال مفهوم النمط، أما الاتجاه الثانى وهو اتجاه كاتل فإنه يفهم بناء الشخصية من خلال مفهوم السمة.

وللتوضيح فإن وجهة نظر آيزنك تتلخص فى نظريته المعروفة بنظرية الأبعاد Dimensional theory وهى نظرية تترجم التقليد الإنجليزى فى منهج التحليل العاملى حيث يهدف هذا المنهج إلى استخلاص عامل واحد يسمى بالعامل العام تليه مجموعة أخرى من العوامل هى أقل عمومية وأهمية. وقد كانت دراسات آيزنك شاملة وعميقة حيث أجريت على حوالى عشرة آلاف فرد ومن ثم استخدم منهج التحليل العاملى ليستخلص عاملين فقط هما الانطواء والعصابية.

ثم يصف آيزنك النمط المنطوى من الشخصية بأنه على قدر كبير من الحذر والحيطة فى علاقاته وتعامله مع الآخرين والميل إلى الابتعاد عن التجمعات الاجتماعية وكذلك الميل إلى القلق والتوتر والاكتئاب. أما النمط المنبسط فإنه يميل إلى الحياة الاجتماعية والاندفاع الذى قد يصل فى بعض الأحيان إلى أعراض هيستيرية.

وفى دراسات أخرى لاحقة أضاف آيزنك بعداً ثالثا إلى الانطواء والعصابية هو عامل الذهانية. وعلى ذلك فقد أصبحت أبعاد الشخصية فى خط آيزنك أنماطًا ثلاثة.

ويرى آيزنك أن كل نمط من هذه الأنماط يليه فى الأهمية مجموعة من الخصائص تميزه عن غيره: حيث يكون النمط (مثل الانطواء) فى الدرجة الأولى من الأهمية يليه مستوى السمة أو الخاصية ثم مستوى الاستجابة المبنية على العادة أو التعود ثم مستوى الاستجابة النوعية التى تختص بموقف دون آخر. ويمكن تمثل ذلك كما يلى:



أما وجهة نظر «كاتل» فإنها تتلخص فى نظريته المعروفة بنظرية العوامل الطائفية Group Factors. وأهم المفاهيم التى تقوم عليها هذه النظرية هو مفهوم السمة trait وهو المفهوم الذى يقوم عليه تصور كاتل لبناء الشخصية الإنسانية.

ويرى كاتل السمة على أنها بناء عقلى ودالة للسلوك الظاهرى المنتظم المتكرر الحدوث. وقد تمكن كاتل من تحديد السمات الأصلية أو المصدرية Source traits التى يعتبرها الأساس الفعلى للبناء الكلى لشخصية الإنسان، وعليه فإن السمة الأصلية أو المصدرية تصبح هى المتغير المستقل الذى يحدد موضوع السلوك الظاهرى للفرد فى مواقف حياته اليومية بحيث تتناسق وحدات هذا السلوك فيبدو كما لو كان مستقلاً بذاته. وفى هذا يصبح مفهوم السمة المصدرية عند كاتل يشبه إلى حد كبير مفهوم القدرة من حيث علاقتها بسلوك متناسق مترابط منطقيا بحيث يبدو دائما كما لو كان كلا مستقلا بذاته.

ويستخدم كاتل مفهوما آخر هو مفهوم السمة السطحية أو الظاهرية Surface trait ليدل على ذلك التجمع السلوكى المتشابه الذى نلاحظه فى تفاعل الفرد مع عناصر البيئة الخارجية الذى يتأثر بعوامل التطوير والتغير. ويقول كاتل إن هذه السمات الظاهرية تنتج عن تفاعل السمات الأصلية مع مثيرات البيئة التى تحيط بالفرد، ولذلك فإن هذا النوع من السمات هو نتاج مؤقت أى أن ثباته واستقراره أمر نسبى.

ويعتقد كاتل أن منهج التحليل العاملى هو الطريق الوحيد للتمييز بين السمات الأصلية والسمات الظاهرية، وبذلك فإنه يمكن تجنب كثير من الأخطاء حيث اعتبر البعض بعض السمات الظاهرية سمات أصلية بنائية فى الشخصية.

ويرى كاتل أيضا - بناء على دراسات عاملية شاملة وعميقة أن هناك مجموعة محددة من السمات الأصلية المصدرية (عددها ١٦ - ٢١) تكون البناء الأساسى لشخصية الإنسان وهى:

الانبساط	⟷	الانعزالية
الذكاء العالى	⟷	الذكاء غير العالى
الثبات الانفعالى	⟷	عدم الثبات الانفعالى
السيطرة والتسلط	⟷	الخضوع والخنوع
كثرة الحركة	⟷	قلة الحركة
قوة الأنا الأعلى (الضمير)	⟷	ضعف الأنا الأعلى
الجرأة الاجتماعية	⟷	الخوف الاجتماعى
الليونة	⟷	الصلابة والشدة
الحذر والحيطة	⟷	سلامة الطوية
التخيلية	⟷	الواقعية
الحدة والدقة	⟷	عدم التكلف
الإحساس الدائم بالندم	⟷	الطمأنينة والارتياح
التقدمية	⟷	المحافظة
الاكتفاء بالذات	⟷	التعلق بالجماعة
الاهتمام بصورة الذات	⟷	الإهمال
شدة التوتر (الطاقة)	⟷	قلة التوتر (الطاقة)

وفى دراسة لاحقة وجد كاتل أن أهم هذه العوامل عاملان هما الانبساط الاجتماعى والقلق.

وقد يكون من المفيد هنا أن نوضح فى شىء من الإيجاز الاختلافات الرئيسية بين وجهتى نظر كاتل وآيزنك. وقد كان من المتوقع ألا يكون هناك خلاف بين الجانبين مادام

كلا الباحثين استخدم منهجًا واحدًا هو منهج التحليل العاملى، ولو أن هذا المنهج كان دائمًا مدعاة للخلاف بين وجهات النظر أكثر من الاتفاق بينها.

نجد أن كاتل يرى أن شخصية الإنسان تبنى من ١٦ عاملاً أساسيًا أهمها عاملان هما القلق والانبساط ولكن هذين العاملين ليس لهما علاقة بنمطية الشخصية ولكنهما عوامل كبقية العوامل الأخرى من حيث المستوى وإن كانا أكثر نشاطًا من حيث الوظيفة.

أما آيزنك فيرى أن هناك ثلاثة أنماط رئيسية لشخصية الإنسان، وكل نمط يحتوى على الخصائص والسمات التى تميزه عن غيره. والخلاف هنا يعود إلى الاختلافات فى تفسير عملية التحليل العاملى وهذا متوقع دائمًا - كما يعود أيضا إلى أن دراسات آيزنك شملت مجموعات من العصابيين والذهانين بينما نجد أن دراسات كاتل قامت على مجموعات عادية طبيعية من الأفراد. كما يعود هذا الخلاف كذلك إلى أن آيزنك استخلص مجموعة من العوامل غير المرتبطة (متعامدة) orthogonal بينما نجد كاتل يستخلص مجموعة من العوامل المرتبطة (المائلة) oblique.

وهناك اختلاف آخر يجب أن نشير إليه وهو أن كاتل يعتقد أن بناء الشخصية الإنسانية يبدأ من أسفل إلى أعلى أى يبدأ من المستوى الأول الذى يساعد على التنبؤ بسلوك الفرد فى موقف ما ثم المستوى الثانى الذى يعتمد فى تكوينه على المستوى الأول. فى حين نجد أن آيزنك يرى أن بناء الشخصية يبدأ من أعلى إلى أسفل حيث يعطى الأهمية الكبرى للنمط الذى يمكن عن طريقه التنبؤ بسلوك الفرد فى موقف ما.

هذا فيما يختص بالموضوع الأول وهو موضوع البناء. أما فيما يتعلق بموضوع القياس وهو الموضوع الثانى ومحور اهتمامنا فى هذا الفصل من الكتاب.

وقبل الدخول إلى تفاصيل عملية القياس وأدوات القياس نحب أن نوضح فى شيء من التحديد بعض الأمور التى يجب أن يأخذها فى اعتباره الاخصائى سواء عند بناء أداة من أدوات قياس الشخصية أو عند استخدام هذه الأداة وتفسير نتائجها وتحليلها. **إذ إن معظم هذه الأمور تمثل نوعًا من الصعوبة يجب أن نشير إليه ونحدده:**

١- هناك صعوبة عامة فى موضوع القياس النفسى على وجه العموم: هى صعوبة الذاتية والموضوعية فى القياس، ولكن هذه الصعوبة تتضح وتتجسم فى حالة قياس خصائص الشخصية الإنسانية أكثر منها فى أى مجال آخر؛ ذلك لأنه فى حالة قياس الشخصية يتدخل عامل جديد له أثر واضح هو «ميل الفرد إلى أن يضع نفسه مكان الآخرين» Empathic tendency أو ميله إلى الإحساس بشعور الآخرين، وهذا ما يؤكد ذاتية الفاحص الذى يقوم ببناء المقياس أو تطبيقه وتحليل نتائجه وتفسيرها.

فقد يجد الفاحص بعض الاستجابات التى يميل إليها - ولو بصورة لا شعورية - عن طريق تفهم موقف المفحوص أو وضع نفسه فى مكانه، ومن ثم يعطيها من التفسير

أو التعليل ما لا يعطيها لها فاحص آخر لا يميل إلى هذه الاستجابات أو يميل إليها بدرجة مختلفة. وهذا ما يجعلنا نشير دائما إلى العوامل الذاتية فى قياس الشخصية على أنها عوامل تتصل بالفاحص عن طريق استخدامه لصورة ذاته ومفهومه عن نفسه - الذى يختلف من فرد إلى آخر -كإطار مرجعى يحكم به ويفسر فى نطاقه مع ملاحظة أن هذه الذاتية تختلف باختلاف الطريقة التى تستخدم فى قياس الشخصية، ففى استخدام طريقة الملاحظة المباشرة أو المقابلة الشخصية نجد بصورة عامة أن أثر العوامل الذاتية أعلى مما هو عليه فى حالات أخرى مثل استخدام طريقة التدريج على سبيل المثال.

٢ـ الصعوبة الثانية وهى صعوبة نوعية تميز ميدان قياس الشخصية عن ميادين القياس الأخرى. فإذا كانت الصعوبة الأولى هى ذاتية الفاحص - كما سبق أن أوضحنا- فإن هذه الصعوبة تتصل (بذاتية) المفحوص. ولتوضيح ما نرمى إليه نقول: إن هذه الصعوبة تتمثل فيما يسمى بميل المفحوص إلى المعايير الاجتماعية أو ما سماه إدواردز، سنة ١٩٥٧ بعامل الرغبة الاجتماعية Social dsirability variable حيث ناقشه فى كثير من دراساته وبحوثه وألقى عليه من الضوء ما يستحقه نظراً لأهميته وتأثيره فى قياس الشخصية وتقديرها.

وعامل (الرغبة) الاجتماعية أو الميل إلى المعايير الاجتماعية يتمثل فى قيام الفرد المفحوص بإظهار أحسن ما فيه، أو بمعنى آخر إعطاء الاستجابة التى يقبلها المجتمع ويرغب فيها سواء كانت هذه الاستجابة حقيقية واقعية أو افتراضية مثالية. وقد تمكن إدواردز من خلال دراسته وبحوثه أن يقلل من أثر هذا العامل على استجابة المفحوصين، وخاصة عند استخدام الاستفتاء - أو تقييم الذات - كطريقة لقياس الشخصية. إلا أن عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية لا يؤثر فقط على الاستجابات المكتوبة - المسجلة نظريًا - (فى حالة الاستفتاء) ولكن يؤثر كذلك على الاستجابات الأدائية كما فى حالة الملاحظة: فقد وجد أن المفحوص يتغير أداؤه إلى الأحسن - من وجهة نظر المجتمع - إذا أحس أن هناك من يلاحظه أو يقوم بتسجيل أنماط سلوكه. وعلى ذلك فإن ميل المفحوص إلى إعطاء الاستجابة المرغوبة اجتماعيا يعنى أن هذه الاستجابة لا تمثل الاستجابة الحقيقية التى كان يجب على المفحوص أن يقدمها.

٣- وهناك صعوبة ثالثة قد لا نعتبرها صعوبة مستقلة بذاتها ولكنها متفرعة من الصعوبة السابقة، وهى تتصل بميل الفرد إلى تفضيل استجابة معينة من بين عدة استجابات مرغوبة اجتماعيا. فقد يكون هناك عدة استجابات يعتقد الباحث أنها متساوية من حيث درجة التفضيل الاجتماعى سواء اعتمد الباحث فى ذلك على معالجة نظرية أو مستعينًا بالطرق التى وصفها إدواردز لتحديد درجة الاستجابة على مقياس عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية، ولكن نجد أن المفحوص له طريقته الخاصة فى تفضيل استجابة

على استجابة أخرى حتى لو كانت من نفس النوع ومن نفس الدرجة، وهذا ما يسميه روزنبرج بالقيمة الذاتية (أو قيمة الذات) حيث يستخدم كل فرد وسيلة تختلف عما يستخدمه الفرد الآخر من وسائل فى اختيار وتفضيل الاستجابة التى يتطلبها موقف معين.

وقد يبدو ذلك للوهلة الأولى كما لو كان خاصية تميز فرداً عن آخر، بل كما لو كان سمة من السمات الشخصية التى يجب أن تخضع للقياس والتقدير. ولكن عندما نفكر فى الأمر بصورة أكثر عمقًا نجد أنها ليست كذلك.

٤- وهناك موضوع آخر يتصل بقياس الشخصية من حيث التفاصيل ولكن إلى حد ما، وهو أن معظم خصائص الشخصية الإنسانية وسماتها ليست سهلة التحديد من حيث المعنى ودقائق المحتويات، أو على الأقل لا يمكن تحديدها بالدقة المطلوبة من أجل القياس والتقدير. وكذلك فإن هذه السمات والخصائص متداخلة فى بعضها البعض، بحيث يصعب على الأخصائى فى كثير من الأحيان أن يضع حدوداً فاصلة واضحة بين كل سمة وأخرى مهما كانت دقته وبراعته، بل إننا نجد بعض الباحثين حديثًا قد رضى بالأمر الواقع واستفاد منه حيث استخدم بعض الاختبارات التى تقيس كل عبارة فيها أكثر من خاصية شخصية فى وقت واحد. وهذا ليس حذقًا ومهارة بقدر ما هو قدرة على استخدام الاختبارات الموجودة على أفضل وجه ممكن.

فنحن على سبيل المثال قد نجد صعوبة فى توضيح الفرق بين سمة الانطواء مثلاً وأخرى مثل التردد أو بطء الاستجابة الاجتماعية. وكذلك ما يمكن أن نسميه حيوية ونشاطًا يسميه البعض الآخر عدوانية ويسميه فريق آخر ميلاً إلى التسلط والسيطرة أو جرأة ومخاطرة واستعراضية، وهكذا.

وعلى ذلك فإن ما يعنينا الآن هو موضوع تحديد معنى السمة ومحتوياتها ووضع خطوط فاصلة بينها وبين السمات الشخصية الأخرى، وهذا موضوع لا بد أن يأتى فى الدرجة الأولى من الأهمية عندما يفكر الباحث فى بناء مقياس الشخصية الإنسانية أيًا كان نوعه وطريقة تطبيقه.

٥- وهناك أمر يجب ألا نغفله بل نعترف به ونعطيه حقه من الأهمية وهو أن ظروف القياس- وخاصة فى ميدان الشخصية الإنسانية- ظروف اصطناعية سواء كانت وسيلة القياس هى الاستفتاء أو المقابلة الشخصية أو الملاحظة أو غير ذلك.

وهذا الاصطناع سوف يؤثر على دقة قياس السمة المفروض أن نقيسها كما تتأثر الخلية الحية عندما تؤخذ من جسم الكائن الحى من أجل دراسة خصائصها تحت المجهر.

وعلى الرغم من هذا فإننا نقول: إن عملية القياس بظروفها الراهنة عملية لا بد

منها إذ إنه لا يمكن للفاحص أن يلجأ إلى المواقف الطبيعية بصورة مطلقة لدراسة شخصية الإنسان وقياسها وتقديرها؛ لأن فى ذلك - أى فى استخدام المواقف الطبيعية بصورة مطلقة - الكثير من الذاتية وعدم الدقة.

٦- ومن الأمور التى يجب أن يهتم بها الأخصائى موضوعان أولهما أن السلوك الإنسانى ليس سهلاً بسيطًا - مهما كان يبدو كذلك - فيعزى إلى سمة شخصية واحدة بل إن سلوك الإنسان معقد متشابك من حيث الشكل والموضوع. وثانيهما هو أن السمة الشخصية عادة لا تكون وقفًا على إنتاج نمط واحد فقط من السلوك بل هى دائمًا عامل مشترك بين عدة أنماط سلوكية ذات صلة منطقية ببعضها البعض. فسمة الثبات الانفعالى على سبيل المثال ليست وقفًا فقط على سلوك الانفعال من حيث الحزن أو البكاء أو الفرح أو الابتهاج، ولكنها أيضًا ذات مسئولية مشتركة مع بعض السمات الأخرى فى النمط الاجتماعى الناجح من سلوك الإنسان مثل اشتراكها مع سمة السيطرة فى تكوين السلوك الزعامى الناجح.

٧- ومن الموضوعات التى يجب ألا تترك دون إشارة وتنبيه للباحث وبالذات فى ميدان قياس الشخصية موضوع صدق المقياس المستخدم حيث إن صدق الأداة - كما سبق أن أشرنا فى مكان أخر من هذا الكتاب - هو المحك الأساسى لاعتبار هذه الأداة أو تلك وسيلة قياس حقيقية.

ومشكلة الصدق فى مقاييس الشخصية هى مشكلة مفهوم وبناء أكثر منها مشكلة طريقة وأسلوب؛ ذلك لأن السؤال الذى يطرح نفسه فى اختبارات الشخصية ليس هو «ماذا يقيس هذا الاختبار؟» ولكنه «ما معنى السمة التى يحتمل أن يقيسها هذا الاختبار؟».

وبطبيعة الحال فإن من يستخدم مقاييس الشخصية بحكم طبيعة وهدف استخدامه لهذه المقاييس لا ينظر إلى العلاقة المباشرة بين الدرجة التى يعطيها الاختبار وبين الاختبار فى حد ذاته من حيث البناء والتكوين ،ولكنه يحاول دائمًا أن يفسر هذه الدرجة بما هو أبعد وأعمق من البناء الظاهرى للاختبار. ومن هنا يصبح الأساس فى مناقشة مسألة الصدق هو المفهوم أكثر منه بناء الاختبار فى حد ذاته. وإذا رجعنا إلى مفاهيم صدق الأدوات وجدناها كما يلى:

أ- قدرة الاختبار على قياس ما وضع لقياسه.

ب- قدرة المقياس على التميز بين السمة التى يقيسها والسمات الأخرى.

جـ- قدرة المقياس على التميز بين طرفى السمة التى يقيسها.

وهنا يتحدد موقف اختبارات الشخصية من حيث موضوع الصدق. فالسمة الشخصية كما أسلفنا يصعب تحديد محتوياتها بالدقة المطلوبة وبدرجة من الكفاءة التشريحية تساعد على توضيح دقائقها، كما أنه يصعب كذلك وضع خطوط وحدود

تفصل بين كل سمة شخصية وتميزها عن غيرها فى صورة واضحة محددة كما هو الحال فى ميدان القدرات العقلية مثلا، وهذا يمثل عجزا ملموسا فى معالجة موضوع الصدق أو الصحة فى اختبارات ومقاييس الشخصية.

وإذا أردنا أن نتناول الأمر من زاوية أخرى وهى وجهة نظر عملية التحليل العاملى كمنهج لتحديد صدق الاختبار وصحته كما أشرنا إلى ذلك فى مناقشتنا لاختبارات الذكاء والقدرات فإننا نقول إن صحة المقياس تعنى وجود عامل عام يجرى فى بنود الاختبار ويجمع بينها كما يجمع بين الاختبار واختبارات أخرى إكتسبت صفة المحك الخارجى، وبالنسبة إلى مقاييس الشخصية فإن الأمر يختلف إذ إن هذا العامل العام قد يكون:

أ- السمة الشخصية التى من المفروض أن يقيسها الاختبار أو تلك التى يقيسها فعلا.

ب- طريقة خاصة يتميز بها المفحوصون - المجموعة أوالعينة - عند الاستجابة لبنود الاختبار أو وحداته.

جـ- عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية Social desirability varible.

وهذه الاحتمالات الثلاثة متساوية من حيث فرصة حدوثها، ولو أردنا أن ندقق ونفاضل فرصة الحدوث لأى من هذه الاحتمالات لوجدنا أن الاحتمال الأول - بناء على مناقشتنا السابقة - أقل هذه الاحتمالات فرصة من حيث الحدوث.

ومن هنا كان الاتجاه قويا بين المشتغلين فى ميدان القياس عمومًا وقياس الشخصية على وجه الخصوص أن يصفوا صدق اختبارات الشخصية ومقاييسها فى إطار الصحة البنائية أو التكوينية، ويتضح ذلك من قول كرونباخ وميل «إن تعيين الصدق البنائى أو التكوينى للمقياس يعنى فحص الخلفية النظرية للاختبار، أو بمعنى آخر تعيين وتحديد (المعنى النفسى) للدرجة التى يعطيها الاختبار أو المقياس.

ويعنى الباحثان بذلك أنه لا بد من وجود رابطة من نوع ما بين معنى ومضمون وحدات الاختبار بحيث تتميز عن وحدات أخرى نفترض أنها ليس لها صلة بالسمة المطلوب قياسها.

ولكن هذا الاتجاه لا يقلل من الاتجاه التقليدى الذى يبحث فى صدق اختبارات الشخصية فى إطار مفاهيم صدق المحك بحيث يكون هذا المحك نوعًا آخر من الاختبارات أو مجموعة الملاحظات التنبؤية التى تصدر عن جماعة من المحكمين الخبراء، وفى هذه الحالة لا تزال صعوبة اختلاف مفاهيم السمات واردة وذات أثر.

٨ - والصعوبة الأخيرة التى نحب أن نشير إليها هى صعوبة درجة ثبات نتائج اختبارات الشخصية ومدى الوثوق بما نحصل عليه من درجات. ورغم أن هذه المشكلة واردة فى ميدان المقياس على وجه العموم إلا أنه فى مجال قياس الشخصية تتخذ هذه

المشكلة لونًا جديداً بالإضافة إلى أبعادها السابقة. فهناك حوار قوى من جانب كثير من المتخصصين فى مجال القياس النفسى يزعم أنه فى حالة قياس سمة من السمات الشخصية عن طريق اختبار أو استفتاء فإنما نقيس اتجاه الفرد نحو مجموعة الاستجابات الخاصة بهذه السمة أو تلك فى موقف معين وعلى ذلك فإن مثل هذا الاتجاه من المتوقع أن يكون قليل الثبات عرضة للتغير بعد فترة زمنية، ومن أجل ذلك فإن ما يمكن أن نعتبره عائداً إلى عوامل أخطاء الصدفة فى درجات أى اختبار من اختبارات الشخصية قد يكون من المحتمل دالة قابلية اتجاه الفرد نحو مجموعة الاستجابات للتغير وعدم الثبات.

كما يتفرع من ذلك نقطة هامة تتصل بضرورة أن نفرق بين استجابة الفرد للاختبار الذى يقيس سمة شخصية معينة وبين استجابة الفرد للمحتوى الحقيقى للاختبار. وهنا يمكن أن نقول إن استجابات الفرد للاختبار لا بد أن تكون قليلة الثبات لأنها تتعلق بشكل الاختبار أكثر من محتواه، أما استجابات الفرد للمحتوى الحقيقى فلابد أن تكون أكثر ثباتًا من النوع الأول. ومن هنا نقول إن عملية حساب معامل ثبات اختبار من اختبارات الشخصية أكثر صعوبة من محاولة تعيين معامل الثبات لأى اختبار فى مجال آخر.

ومما هو معروف أن الطرق المتفق عليها لحساب درجة ثبات نتائج الاختبار هى:

أ- إعادة التطبيق.

ب- طريقة الصور المتكافئة

جـ- طريقة التجزئة النصفية.

د- طريقة التناسق الداخلى.

فأما عن الطريقة الأولى الخاصة بإعادة التطبيق والطريقة الثانية طريقة الصور المتكافئة فقد يكون أيهما ممكنًا ولكن إلى حد ما، حيث يكون على سبيل المثال أمر إعداد صورة أخرى أو تجهيز العينة لتطبيق ثان من الأمور التى تمثل عبئًا على الفاحص والمفحوص معًا.

أما عن الطريقة الثالثة وهى طريقة التجزئة النصفية فهى طريقة مناسبة بشرط أن يلاحظ الأخصائى اتجاه وحدات الاختبار بالنسبة للإجابة (الصحيحة) والإجابة (الخاطئة) أما عن الطريقة الرابعة، وهى طريقة التناسق الداخلى فقد تكون أكثر هذه الطرق صلاحية للاستخدام فى حالة اختبارات الشخصية، وعلى الأخصائى أن يلاحظ كذلك اتجاه كل وحدة من وحدات الاختبار بالنسبة للإجابة (الصحيحة) والإجابة (الخاطئة) حيث إنه بناء على ذلك سوف يحسب تباين كل بند، ومن ثم تطبق معادلة كودر وريتشاردسون (رقم ٢٠) كما سبق أن أشرنا فى مكان آخر من الكتاب. هذا إذا كانت الإجابة ثنائية أى ١، صفر. أما إذا كانت الإجابة متعددة أى الاحتمال بين ٠، ١، ٢، ٣ أو مثل ذلك فإنه يتعين على الفاحص أن يستخدم معامل (الفا) كما سبق أن أوضحنا ذلك.

الصعوبات أو الأمور الثمانية التى أشرنا إليها فيما سبق لم نقصد بها أن نقول إن عملية قياس الشخصية هى عملية لا يمكن أن تتم بسهولة ولكن أردنا أن نوضح مجموعة من الأمور التى يجب أن يأخذها الأخصائى فى حسابه عند قياس الشخصية أو عند محاولته بناء إحدى الأدوات الخاصة بهذا القياس. وهذه الأمور منها ما هو نظرى بحيث يقوم على التصور الممكن لوظيفة أدوات القياس وبنائها وخصائصها ومنها ما هو تطبيقى مشتق من واقع الخبرة فى مجال التعامل مع أدوات القياس.

كان هذا فيما يختص بالموضوع الثانى وهو موضوع القياس. أما عن الموضوع الثالث وهو موضوع التنبؤ فإن الاهتمام الذى يجب أن يوليه الأخصائى لاختبارات الشخصية كأدوات تنبؤية يدخل غالبا بالأخصائى إلى الميادين التطبيقية من دراسات الشخصية مثل التوجيه المهنى أو الصناعى أو التربوى وكذلك التطبيقات العلاجية والاستشارية والاكلينيكية. وسوف نشير إلى موضوع التنبؤ فى عمومية لا تدخلنا إلى أى من هذه المجالات بالتفصيل كما لا تجعلنا نهمل التنبؤ القائم على عملية القياس فى أى منها.

والتنبؤ من العمليات العلمية التى تعتمد على عدة خطوات يمكن تلخيصها كما يلى:

١- قياس مجموعة من الأبعاد مثل خصائص الشخصية أو القدرات العقلية أوغير ذلك من الأبعاد التى تحدد سلوك الفرد فى مواقف محددة من نوع المواقف التى يحتمل أن يتعرض لها الفرد بعد اعداده للقيام بأداء معين.

٢- قياس العلاقة القائمة بين هذه الأبعاد من حيث الكم بمعنى الحصول على تقدير كمى محدد للعلاقة التى يحتمل أن تكون قائمة بين مجموعة الخصائص الشخصية أو القدرات أو الأبعاد الأخرى. كما يتطلب الأمر أيضا تحديد نوع واتجاه هذه العلاقة حتى نحصل على ما يشبه تصنيف هذه الأبعاد إلى متغيرات مستقلة وأخرى تابعة.

٣- استخدام الأدوات الإحصائية المناسبة (الانحدار) وكذلك جداول التنبؤ كما سبق الإشارة إليها فى مكان آخر من هذا الكتاب، وبناء على هذه الأدوات والجداول يمكن للأخصائى أن يقترح نموذجًا متوقعًا (أو يمكن التنبؤ به) لأداء الفرد فى موقف مستقبلى.

ومما يجب أن نشير إليه أن عملية التنبؤ هى فى واقع الأمر عملية إفادة بالنسبة لأداة القياس التى قامت على أساسها إذا إنها - أى عملية التنبؤ - يمكن أن تؤخذ كدليل على صدق الاختبار وصحته. ومن هذه الزاوية يجب أن ننظر إلى موضوع التنبؤ وكيف يمكن أن يقوم على أساس أداة أو مجموعة أدوات من أدوات القياس، كما يمكن أيضًا أن يكون وسيلة جيدة لإعادة النظر فى بناء أداة أو مجموعة أدوات من أدوات القياس إذا أخذ كدلالة من دلالات صدق الأداة.

ومن هذا ربما يكون الأمر واضحًا عندما قلنا أن الأبعاد الثلاثة الرئيسية للدراسة العلمية للشخصية الإنسانية هى البناء والقياس والتنبؤ.

قياس الشخصية عن طريق القوائم والاستفتاءات:

Inventories and Questionnaires

من الطرق الشائعة كثيرة الاستخدام فى ميدان قياس الشخصية الإنسانية طريقة الاستفتاء أو تقييم الذات. وفى هذه الطريقة يقوم الفرد بتقديم (تقرير) موضوعى عن ذاته وخصائصه عن طريق مفردات أو وحدات الاستفتاء أو الاختبار أو القائمة. كما تعتبر هذه الطريقة أيضًا من الطرق التى تعتمد عليها معظم الدراسات أوالبحوث التى تهتم بخصائص الشخصية كمتغير من متغيرات الدراسة.

ويمكن تصنيف الاستفتاءات أو القوائم حسب السهولة أو التعقيد بالنسبة لما تقيس من خصائص:

أ- استفتاءات أحادية السمة:

وهى تلك التى تقيس سمة شخصية واحدة، وتعتمد فى بنائها على نظرية تكوين الشخصية من سمات أو خصائص وليس أنماطًا محددة. وهى بهذا تعبر عن وجهة نظر معينة فى بناء الشخصية.

وهذا النوع من الاستفتاءات والقوائم يغطى العناصر والمكونات السلوكية لسمة من سمات الشخصية مثل القدرة الاجتماعية أو الثبات الانفعالى أو غير ذلك. ومن أمثلة هذه الاستفتاءات استفتاء وودورث لقياس القلق والاضطراب العاطفى. ومما يميز هذا الاستفتاء أن وحداته قد أخذت وطورت من واقع الخبرة العيادية والعلاجية فى علم النفس. ومن أمثلة هذه الوحدات:

١- هل تمتعت بطفولة سعيدة؟	نعم	لا
٢- هل تشعر بالخوف عندما تعبر جسرًا فوق النهر؟	نعم	لا
٣- هل هناك أحد من أسرتك يدمن المخدرات؟	نعم	لا
٤- هل تخشى أحيانًا أن تصاب بمرض عقلى؟	نعم	لا
٥- هل تشعر دائمًا أن هناك من يحاول إيذاءك؟	نعم	لا
٦- هل يحدث أن تمشى وأنت نائم؟	نعم	لا
٧- هل تعانى أحيانًا من اضطراب فى قوة الإبصار؟	نعم	لا
٨- هل تشعر دائمًا أنك فى صحة جيدة؟	نعم	لا

ومن الأمثلة الأخرى الجيدة استفتاء تايلور لقياس القلق الظاهرى. وهذا الاستفتاء يحلل القلق الظاهرى إلى عدة عناصر أهمها:

١- برودة الكفين والقدمين.

٢- تصبب العرق البارد.

٣- آلام المعدة (المغص).

٤- سرعة نبضات القلب.

٥- الإحساس الدائم بما يشبه الجوع.

٦- الشعور بالخوف من المجهول.

٧- فقدان النوم بسبب التفكير فى موضوع ما.

٨- فقدان الشهية.

٩- عسر الهضم والإسهال.

١٠- عدم القدرة على البقاء فى مكان واحد لمدة طويلة.

ويتضح فى هذا الاستفتاء (أو المقياس) الاتجاه إلى تحليل السمة المطلوب قياسها إلى مجموعة من العناصر البسيطة التى تدور حولها مفردات المقياس. ومن الأمثلة الأخرى مقياس (جوخ) فى المسئولية الاجتماعية حيث يتناول أبعاد هذه السمة الشخصية ويضعها فى مواقف إجرائية تقترب من مفاهيم ومدركات المفحوص. ومن أهم هذه المواقف هى:

١- المحافظة على المرافق العامة.

٢- مراعاة شعور الناس فى الأماكن العامة.

٣- المحافظة على نظافة الشوارع والمبانى.

٤- طاعة تعليمات شرطى المرور (أو التعليمات المرورية عامة).

٥- الالتزام بالإشارات المكتوبة فى المكاتب الحكومية أو غيرها أو المكتبات.

٦- الوفاء بالالتزامات نحو الآخرين.

وهناك مثال آخر هو مقياس (لارد) فى القدرة على تحمل المسئولية وهذا الاستفتاء يعتمد على أسلوب آخر غير الأسلوب البسيط الذى تكون فيه الاستجابة ثنائية مثل نعم - لا هو أسلوب آخر تكون فيه الاستجابة متعددة وليست ثنائية بمعنى أن يختار المفحوص استجابة واحدة من بين عدة استجابات مطروحة. فعلى سبيل المثال:

- ما هو موقفك من مسئولية ما؟

أ - أحاول أن أتجنبها.

ب- لا يهمنى أن أقبلها أو أرفضها.

جـ- أقبلها إذا فرضت على.

د - أحب أن أقبل هذه المسئولية.

هـ- ارحب جداً بتحمل هذه المسئولية.

وعلى المفحوص أن يعين استجابة واحدة من هذه الاستجابات الخمسة.

ومثال آخر هو مقياس الانطواء الاجتماعى الذى أعده فرايد وآخرون وهو عبارة عن مجموعة من التجمعات السلوكية التى تتصل بالعناصر التالية:

١- الإحساس بالخجل.

٢- أحلام اليقظة.

٣- الابتعاد عن المناسبات الاجتماعية.

٤- التردد والحركة البطيئة.

٥- عدم الميل إلى المبادأة فى الحديث.

٦- الإحساس بالذات.

٧- الشعور بالتعب والإجهاد بصورة شبه دائمة.

٨- الحرص على تجنب مواجهة المتاعب.

٩- الابتعاد عن الممارسة والتجريب فى الأمور الاجتماعية.

والحقيقة أن القوائم أوالاستفتاءات التى تقيس سمة شخصية واحدة تعتبر من المقاييس قليلة التداول إلا إذا كان المجال يتصل ببحث علمى يتطلب قياس هذه السمة دون غيرها؛ ولذلك سوف نتطرق إلى النوع الآخر من القوائم والاستفتاءات وهو:

ب-استفتاءات متعددة السمات:

وهذا النوع يقيس أكثر من سمة واحدة فى وقت واحد، ويضم عدداً كبيراً من البنود أو العبارات، ويهدف إلى تقدير شامل لشخصية الفرد من جوانب متعددة بحيث يمكن أن نحصل على ما يسمى تجاوزاً «درجة عامة للشخصية» وغالباً ما يستخدم هذا النوع من الاستفتاءات فى عمليات أبعد وأوسع من البحوث العلمية البحتة، حيث يستخدم فى مجالات التوجيه والإرشاد المهنى أو الوظيفى أوالصناعى وفى المجالات الإكلينيكية المختلفة.

ويمكن أن نميز بين نوعين من هذه الاستفتاءات التى تقيس أكثر من سمة:

١-استفتاء مركب من أكثر من استفتاء بسيط واحد أى من أكثر من استفتاء كل منها تقيس سمة واحدة، أو بمعنى آخر تجمع هذه العبارات جميعًا لتكون مقياساً مركبًا.

وهذا النوع من الاستفتاءات المركبة يمكن إعادة تصنيفه إلى استفتاءات بسيطة إذا أراد الباحث ذلك. كما أنه يمتاز أيضًا بسهولة التصحيح للحصول على درجة مباشرة للمفحوص.

وربما كان أبرز مثال من هذا النوع «قائمة مينيسوتا متعددة الأوجه M. M. P. I. وهو مقياس من إعداد هاثاواى وماكينلى، وترجم إلى العربية واستخدم فى كثير من الدراسات المتخصصة والدراسات العامة.

وهناك أكثر من صورة من هذا المقياس ولكن الصورة الشائعة الاستخدام تتكون من ٥٥٠ عبارة تغطى الكثير من النواحى السلوكية والاهتمامات والاتجاهات الاجتماعية بالإضافة إلى ١٦ عبارة مكررة وضعت لتيسير عملية تصحيح المقياس بالطريقة الآلية.

ولكل عبارة من العبارات ثلاث استجابات هى: صحيح، خطأ، لا أدرى. ويستغرق إجراء المقياس ما بين نصف ساعة إلى ساعتين وذلك حسب ظروف الفرد المفحوص.

وتقيس قائمة منيسوتا مجموعة من الخصائص الشخصية مثل هوس المرض والاكتئاب والميول الهيستيرية والانحراف النفسى المرضى والذكورة والأنوثة والبارانويا والهبوط النفسى والانفصام.

وقد بنى هذا المقياس عن طريق استخدام جماعات المحك Criterion grps. وهذه الفكرة تتلخص فى مقارنة استجابات أفراد مجموعة المحك باستجابات أفراد مجموعة أخرى تسمى المجموعة الضابطة، ومن ثم يتم اختيار البنود أو العبارات التى تميز بين أفراد المجموعتين لإعداد المقياس.

وللتوضيح فإن إحدى هذه المجموعات (المحك) على سبيل المثال تتألف من أفراد ذوى مشكلات واضحة تتعلق بالخوف من المرض والحرص الشديد على نواحى الصحة الجسدية، أو بمعنى آخر مجموعة من المصابين بهوس المرض تقارن استجاباتها لأسئلة المقياس باستجابات مجموعة أخرى يمكن أن تعتبر عادية من حيث هذه الأعراض، وعلى ذلك يتم اختيار العبارات التى تميز هذه المجموعة عن تلك وتسمى هذه العبارات بمقياس هوس المرض، وهكذا بالنسبة للمقاييس الفرعية الأخرى.

ويجب أن نشير إلى أن مجموعة العبارات الأصلية التى تكون منها المقياس الكلى (العام) قد أخذت من أوصاف الأعراض المرضية والاضطرابات الشخصية والتى يمكن أن توجد فى المراجع العلمية والسجلات المتخصصة فى ميادين الطب وعلم النفس الإكلينيكى. وبالإضافة إلى هذه العبارات التى تتصل بميدان علم النفس المرضى هناك عبارات أخرى أخذت من مصادر مختلفة تتصل بالاتجاهات الشخصية والاجتماعية وسمات الشخصية الأخرى.

ويشمل المقياس العام ١٤ مقياسًا فرعيًا: الأربعة الأولى منها تسمى عادة مقاييس الصدق أوالصحة، حيث تكون الدرجة العالية على أى من هذه المقاييس الأربعة بمثابة تقليل من صدق العشرة الباقية وتسمى المقاييس الإكلينيكية وهى:

١- مقياس هوس المرض.

٢- مقياس الاكتئاب.

٣- مقياس الهيستيريا.

٤- مقياس الانحراف السيكوباتى.

٥- مقياس الذكورة والأنوثة.

٦- مقياس البارانويا.

٧- مقياس الهبوط النفسى.

٨- مقياس الانفصام.

٩- مقياس الهيبومانيا (النشاط الزائد وسرعة الاستثارة).

١٠- مقياس الانطواء الاجتماعى.

وهنا يجب أن نلاحظ المصادر التى اشتقت منها العبارات أوالبنود والطريقة التى بها المقياس كما سبق أن أوضحنا.

ومن الأمثلة الأخرى فى هذا المجال قائمة كاليفورنيا النفسية C P I California Psychological Inv. التى تتألف من ٤٨٠ بندًا، وقد تم إعدادها بنفس الطريقة التى أعدت بها قائمة مينيسوتا متعددة الأوجه. مع وجود اختلاف من حيث تكوين مجموعات المحك التى يتم اختيار البنود على أساس اختلافات الاستجابات فيها عن مجموعات أخرى، ففى حالة قائمة مينيسوتا كانت مجموعات المحك من المجموعات ذات التشخيص المرضى، أما فى حالة قائمة كاليفورنيا فقد تم إعداد بعض هذه المجموعات بناء على تدريجات وآراء الآخرين. فعلى سبيل المثال كان يطلب من هؤلاء الآخرين تعيين الأفراد الذين يتميزون تمامًا عن غيرهم بالقدرة على تحمل المسئولية مثلاً، ومن ثم يعتبر هؤلاء الأفراد مجموعة المحك. وتتم مقارنة استجاباتهم باستجابات الأفراد الآخرين الذين لا يتميزون بهذه الدرجة من هذه القدرة. وتشمل قائمة كاليفورنيا ١٨مقياسًا فرعيًا هى:

١- مقياس السيطرة.

٢- مقياس المكانة.

٣- مقياس القدرة الاجتماعية.

٤- مقياس الحضور الاجتماعى.

٥- مقياس تقبل الذات.

٦- مقياس الشعور بالكيان الجيد.

٧- مقياس القدرة على تحمل المسئولية.

٨- مقياس التنشئة الاجتماعية.

٩- مقياس ضبط النفس.

١٠- مقياس التحمل والمجاراة (التسامح).

١١- مقياس الانطباع الجيد.

١٢- مقياس الإحساس بقوة الجماعة (الانتماء).

١٣- مقياس الإنجاز عن طريق المسايرة.

١٤- مقياس الإنجاز عن طريق الاستقلالية (الاعتماد على النفس).

١٥- مقياس الكفاءة العقلية.

١٦- مقياس العقلية السيكولوچية.

١٧- مقياس المرونة.

١٨- مقياس الأنوثة.

والحقيقة أن عدداً لا بأس به من مفردات هذه القائمة (حوالى ٢٠٠ بند) قد أخذ بصورة أو بأخرى من قائمة مينيسوتا ،ومن ثم فإن طريقة التصحيح لا تختلف كثيراً فى الحالتين.

ومن الأمثلة الأخرى مقياس كاتل (16 PF) الذى يقيس ستة عشر بعداً من أبعاد الشخصية، وله عدة صور، ولكن الصورة (أ) الأكثر استخداماً تتكون من ١٨٧ بنداً، ويمثل كل بعد من الأبعاد الستة عشر من ١٠ - ١٣ بنداً وقد طور هذا المقياس عن طريق منهج التحليل العاملى حيث كانت العوامل مرتبطة (أو مائلة) وليست مستقلة عن بعضها البعض (متعامدة)، وعلى هذا فإن الدرجات التى نحصل عليها من المقاييس الفرعية المختلفة ليست مستقلة عن بعضها البعض ولكنها مرتبطة، ولا بد أن يؤخذ هذا فى الاعتبار عن استخدام اختبار وتفسير درجاته.

والمقاييس الفرعية التى يتكون منها هذا المقياس هى:

١- مقياس القدرة العقلية.

٢- مقياس الثبات العاطفى.

٣- مقياس الاعتداد بالنفس.

٤- مقياس اليقظة والحذر.

٥- مقياس المحافظة.

٦- مقياس قوة الأنا الأعلى.

٧- مقياس الجرأة والإقدام.

٨- مقياس الواقعية (واقعى).

٩- مقياس الثقة فى الآخرين.

١٠- مقياس الميل العملى (غير خيالى).

١١- مقياس الاستقامة (غير الخبث).

١٢- مقياس الميل إلى التجريب والممارسة.

١٣- مقياس الاكتفاء الذاتى.

١٤- مقياس ضبط الذات.

١٥- مقياس التوتر.

١٦- مقياس الهدوء والخلو من عوامل الإثارة.

ومثال آخر هو مقياس جيلفورد وتسمرمان Guilford Zimmerman الذى يتكون من ٣٠٠ عبارة، ويشمل عشرة اختبارات فرعية، ومعظم هذه العبارات مأخوذ من اختبارات ومقاييس أخرى، وذلك فى محاولة لضم البنود أوالعبارات التى ترتبط مع بعضها البعض فى مقياس واحد، ولو أن الدرجات التى نحصل عليها من المقاييس الفرعية المختلفة لا ترتبط ببعضها البعض. وهذه المقاييس الفرعية هى:

١- مقياس النشاط العام.

٢- مقياس الممانعة

٣- مقياس السيطرة والتسلط.

٤- مقياس الميل الاجتماعى (القدرة الاجتماعية).

٥- مقياس الثبات الانفعالى.

٦- مقياس الموضوعية.

٧- مقياس العلاقات الطيبة.

٨- مقياس التفكير الجيد.

٩- مقياس العلاقات الشخصية.

١٠- مقياس الذكورة.

ومثال آخر هو قائمة موزلى للشخصية (M P I) Maudsley Personality Inventory وتتكون من ٤٨ بندًا، وتضم مقياسين فرعيين لقياس العصابية والانبساط الاجتماعى بين طلبة الجامعات، ونتائج المقاييس الفرعية غير مرتبطة (مستقلة عن بعضها البعض).

ومثال آخر هو قائمةإدواردز للشخصية (E P I) Edwards Personality Inventory وهذه القائمة تقيس عددًا كبيرًا من خصائص الشخصية التى تميز الفرد العادى عن غيره من الأفراد العاديين أيضًا.

وتتكون هذه القائمة من خمسة اختبارات فرعية، وكل اختبار يحتوى على ٣٠٠ بند. وتغطى القائمة جميعها ٥٣ سمة من السمات الشخصية المختلفة، وقد طورت هذه القائمة عن طريق منهج التحليل العاملى، ودرجاتها غير مرتبطة أى مستقلة عن بعضها البعض. وتستخدم هذه القائمة فى ميادين عديدة ومختلفة وخاصة ميادين الإرشاد والتوجيه فى مجالات الوظيفة والصناعة والمهنة بجانب الميادين الأكاديمية الأخرى من بحوث أو دراسات.

والاختبار الأول والثانى يغطى ١٤ مقياسا فرعيا والاختبار الثالث يشمل ١١ مقياسًا فرعيا والرابع يشمل ١٥ مقياسًا فرعيًا والخامس يضم ١٣ مقياسًا فرعيًا.

والاختبارات والمقاييس الفرعية كما يلى:

أ- الاختباران الأول والثانى وفيهما المقاييس الفرعية التالية:

١- مقياس التنظيم والترتيب.

٢- مقياس التوجه العقلى.

٣- مقياس المثابرة.

٤- مقياس الثقة بالنفس.

٥- مقياس الاهتمامات والميول الثقافية (الحضارية).

٦- مقياس الاهتمام بأن يكون محور انتباه الآخرين.

٧- مقياس الخلو من القلق.

٨- مقياس المسايرة

٩- مقياس القدرة الزعامية.

١٠- مقياس العطف على الآخرين.

١١- مقياس الاهتمام بإعطاء انطباع جيد عند الآخرين.

١٢- مقياس البحث عن خبرات جديدة.

١٣- مقياس الميل إلى الوحدة (العزلة).

١٤- مقياس الأهتمام بسلوك الآخرين.

ب ـ الاختبار الثالث ويشمل المقاييس الفرعية التالية:

١- مقياس القلق على ما يقوم به من عمل.

٢- مقياس تجنب مواجهة المشاكل.

٣- مقياس الميل إلى الكمال.

٤- مقياس شرود الذهن.

٥- مقياس الحساسية للنقد.

٦- مقياس الميل إلى الروتين.

٧- مقياس الميل إلى أن يتعاطف معه الآخرون.

٨- مقياس تجنب الحوار أو الجدل.

٩- مقياس القدرة على إخفاء المشاعر.

١٠- مقياس التأثر بالآخرين (بسهولة).

١١- مقياس الإحساس بأن الآخرين لا يفهمونه تمامًا.

جـ ـ الاختبار الرابع، ويشمل المقاييس الفرعية التالية:

١- مقياس الدافعية للنجاح.

٢- مقياس التأثر بالمكانة.

٣- مقياس البحث عن تحقيق الذات (اعتراف الآخرين به).

٤- مقياس كفاءة التخطيط للعمل.

٥- مقياس التعاون.

٦- مقياس التنافس.

٧- مقياس التوضيح والتحليل.

٨- مقياس الإحساس بالعلوية والعظمة.

٩- مقياس القدرة المنطقية.

١٠- مقياس المسئولية.

١١- مقياس التمركز حول الذات.

١٢- مقياس العلاقات الاجتماعية (تكوين الأصدقاء بسهولة).

١٣- مقياس استقلالية الرأى.

١٤- مقياس الاجتهاد فى العمل.

١٥- مقياس العناية بالمظهر.

د - الاختبار الخامس ويشمل المقاييس الفرعية التالية:

١- مقياس نقد الذات.

٢- مقياس نقد الآخرين.

٣- مقياس النشاط.

٤- مقياس الحديث عن الذات.

٥- مقياس الغضب.

٦- مقياس مساعدة الآخرين.

٧- مقياس الاهتمام بما يملكه.

٨- مقياس فهم الذات.

٩- مقياس مراعاة شعور الآخرين.

١٠- مقياس الاستقلالية.

١١- مقياس الخجل الاجتماعى.

١٢- مقياس المعلومات العامة.

١٣- مقياس الأخلاق الفاضلة.

وتختلف هذه القائمة عن غيرها من قوائم الشخص فى عدة اعتبارات أهمها أن هذه القائمة لا تحتوى أى عبارات يمكن أن تصنف على أنها تتصل بالأمور الشخصية البحتة أو التى تسبب الحرج للمفحوص مثل المسائل الدينية أو الصحية. وكذلك نجد أن عبارات هذه القائمة تساعد إلى حد كبير على موضوعية الاستجابة، بمعنى أن يطلب من المفحوص أن يقرر فيما يختص بآراء الآخرين فى وصفهم له. بالإضافة إلى ذلك فإن كل عبارة من عبارات هذه القائمة تختلف عن العبارات الأخرى (من المقاييس الفرعية الأخرى) فيما تقيسه، فلا يجوز تصحيح العبارة أكثر من مرة تحت أكثر من مقياس فرعى واحد كما يحدث فى بعض حالات القوائم الأخرى.

وقد اشتقت عبارات هذه القائمة من ثلاثة مصادر رئيسية هى:

- تحليل نتائج المقابلات الشخصية مع مجموعات من الأفراد حول الخصائص الشخصية لبعض الناس الذين يعرفونهم جيداً ويحتكون بهم دائمًا.

- ما كتب فى سجلات تاريخ حياة الأفراد أو مذكراتهم عن خبراتهم وتقييمهم لأنفسهم.

- ما كتب خصيصًا لوصف بعض الشخصيات وخصائصهم وسماتهم .

ومما تجب الإشارة إليه أن العدد الأصلى للعبارات كان حوالى ٢٨٠٠ عبارة.

ومثال آخر هو قائمة «بحوث الشخصية»

P R F the Personality Research Form

وهى ذات صورتين أ ، ب وكلاهما يقيس نفس الأبعاد، وكل صورة تتكون من ٣٠٠ عبارة وعدد الأبعاد أوالسمات التى تقيسها هو ١٥ بعداً، وهى كما يلى:

١- التحصيل والإنجاز.

٢- الانتماء.

٣- العدوانية.

٤- الاستقلالية.

٥- التسلط والسيطرة.

٦- الاحتمال والجلد.

٧- الاستعراضية.

٨- تجنب الأذى.

٩- الاندفاعية.

١٠- التنشئة.

١١- النظام.

١٢ - اللعب.

١٣- الاعتراف الاجتماعى.

١٤- التفهم.

١٥- الندرة (عدم التكرار).

وقد أضيف إلى ما سبق سبعة مقاييس أخرى هى:

١- الإحساس بالهبوط أو التدنى.

٢- التغير.

٣ - البناء المعرفى.

٤- الدفاعية.

٥- الحساسية والشعور.

٦-المؤازرة.

٧- الرغبة الاجتماعية.

ومثال آخر هو اختبار جيلفورد ومارتن حيث تم إعداده ليقيس عدة عوامل شخصية هى:

١- الانكماش الاجتماعى.

٢- التفكير الانطوائى.

٣- الاكتئاب.

٤- اللامبالاة.

٥- النشاط الاجتماعى.

٦- السيطرة والتسلط.

٧- اتجاهات الذكورة.

٨- الإحساس بالنقص.

٩- التوتر والقلق.

ومثال آخر هو اختبار (بويد) الذى صمم أساسًا ليقيس عشرين عنصراً من عناصر

الشخصية، ولكن (ڤرنون) أمكنه فيما بعد عن طريق منهج التحليل العاملى أن يضغط هذه العناصر العشرين إلى أربعة عناصر أساسية هى:

١- الميول العصابية.

٢- عدم القدرة على تحمل المسئولية.

٣- الاهتمام الزائد بالأمور البسيطة.

٤- اختلافات الجنس.

فيما سبق من فقرات استعرضنا مجموعة من القوائم والمقاييس والاستفتاءات المركبة التى تقيس أكثر من خاصية شخصية واحدة بحيث إن كلا من هذه الأدوات المركبة مكونة من مجموعة من المقاييس الفرعية أوالاستفتاءات أحادية السمة.

ونشير إلى الآن إلى نوع آخر من الاستفتاءات أو القوائم يزعم أصحابها أن العبارة الواحدة فى هذا الاستفتاء أو ذاك تقيس أكثر من سمة شخصية فى وقت واحد بناء على درجات مختلفة تعطى لاستجابات المفحوصين للعبارة.

وعلى ذلك فإن مثل هذا الاستفتاء ليس استفتاء مركبًا من عدة استفتاءات بسيطة ولكنه من ناحية الشكل استفتاء بسيط وكل عبارة من عباراته لها استجابة واحدة يختارها المفحوص، ولكن هذه الاستجابة لها أكثر من تفسير.

ومن أمثلة هذا النوع اختبار (بيرنرويتر) حيث يقيس هذا الاختبار أربع سمات شخصية هى:

١- الميول العصابية.

٢- الانطواء.

٣- السيطرة والتسليط.

٤- الاعتماد على النفس.

ويتألف هذا الاختبار من ١٢٥ عبارة تقيس كل عبارة منها الخصائص الشخصية الأربع المشار إليها. ولكل عبارة ثلاث استجابات مختلفة هى نعم - لا - غير متأكد. ويقوم الفرد المفحوص بقراءة كل عبارة واختيار استجابة واحدة فقط من هذه الاستجابات الثلاث. ولنأخذ المثال التالى على سبيل التوضيح:

العبارة	الاستجابة		
هل تراودك أحلام اليقظة كثيراً؟	نعم	لا	غير متأكد

ويتم تفسير استجابة المفحوص (وتصحيحها) أو إعطاؤها الدرجة كما يلى:

الاستجابة	السمة الشخصية			
	ميول عصابية	انطواء	سيطرة	اعتماد على النفس
نعم	+ ٥	+ ٣	- ١	+ ١
لا	- ٤	- ٤	+ ١	- ١
غير متأكد	- ٢	- ٢	+ ٢	+ ٢

وهذا يعنى أن الفرد المفحوص إذا كان اختباره للاستجابة (نعم) لهذا السؤال أى أن أحلام اليقظة تراوده كثيراً. فإن:

هذا الفرد عنده ميول عصابية موجبة. + ٥

هذا الفرد عنده ميل للانطواء. + ٣

هذا الفرد عنده ميل للخضوع (عكس السيطرة) - ١

هذا الفرد عنده ميل بسيط للاعتماد على النفس + ١

ثم نلاحظ أيضًا أنه يمكن تفسير استجابة الفرد لو أنه اختار (لا) - أى لا تراوده أحلام اليقظة - وذلك على النحو التالى:

هذا الفرد ليس عنده ميول عصابية - ٤

هذا الفرد عنده ميل للانبساط الاجتماعى - ٤

هذا الفرد عنده ميل بسيط للسيطرة + ١

هذا الفرد لا يميل كثيراً إلى الاعتماد على نفسه. - ١
(يميل إلى تكليف غيره بأعمال معينة)

وقد قام (بيرنرويتر) باختبار هذه الأوزان بناء على استخدام طريقة مقارنة طرفى السمة التى يقيسها بطرفى سمة مماثلة فى اختبارت وقوائم واستفتاءات أخرى.

وقد قام فريق من الباحثين المهتمين بهذا النوع من المقاييس بدراسة هذا الاختبار وتحليل نتائجه حيث اتضح أن عنصر الميول العصابية يقترب كثيراً من عنصر الانطواء حيث يبلغ معامل الارتباط بينهما حوالى ٩٣, ٠ واتضح كذلك أن عنصر السيطرة يرتبط ارتباطًا سالبًا بالميول العصابية والانطواء. حيث نحد أن معامل الإرتباط بين عنصر السيطرة والميول العصابية هو - ٨١, ٠ ومعامل الارتباط بين السيطرة والانطواء هو - ٦٧, ٠ واتضح كذلك أن خاصية الاعتماد على النفس تكاد تكون خاصية متميزة بذاتها ولو أنها ترتبط بعض الشيء بعنصر السيطرة ارتباطًا موجبًا، حيث نجد أن معامل

الارتباط بين الاعتماد على النفس والميول العصابية، والانطواء، والسيطرة هى على الترتيب: - ٠,٤١، - ٠,٣٢، + ٠,٥٨.

وقد قام فلاناجان - وهو أحد الدارسين النابهين فى القياس النفسى - بدراسة هذا الاختبار عن طريق استخدام منهج التحليل العاملى ومنهج تحليل التجمعات (سبق الإشارة إلى كل منهما) فوجد أن هذا الاختبار يقيس عنصرين فقط وليس أربعة كما يقول (بيرنروبتر) وهذان العنصران هما:

١- عنصر مركب من العصابية والانطوائية والاستسلام وعدم الاعتماد على النفس.

٢- عنصر القدرة الاجتماعية.

وبعد أن صنفنا استفتاءات الشخصية إلى استفتاءات تقيس سمة واحدة (أحادية السمة) وأخرى تقيس أكثر من سمة (متعددة السمات) نعود ونصنف هذه الاستفتاءات إلى:

١- الاستفتاءات (أو المقاييس) التحليلية **Rational**

٢- الاستفتاءات (أو المقاييس) التجريبية **Emperical**

مع ملاحظة أن الاختلاف بين هذين النوعين اختلاف أساسى من حيث طريقة البناء والتكوين، بالإضافة إلى الاختلاف فى أهداف عملية القياس فى كل منهما.

أما عن الاستفتاءات أوالمقاييس التحليلية فنجد أن الهدف الأساسى من بناء مثل هذا المقياس هو القياس الدقيق للفروق الفردية بالنسبة لسمة أو خاصية من خصائص الشخصية ذات الأهمية النظرية أو العلمية والتى لا يمكن قياسها بدقة بواسطة الطرق المتاحة.

ويتطلب بناء مثل هذا المقياس تحديد وتعريف السمة أوالخاصية المطلوب قياسها بصورة إجرائية بحيث تتضح طبيعة هذه السمة وبناؤها وتكوينها ومن ثم يمكن اقتراح البنود أوالعبارات التى تكون المقياس المطلوب.

ومن الواضح كذلك أنه عندما يتم تعريف السمة وتحديدها واقتراح البنود التى تكون المقياس أوالاستفتاء فإنه يأتى بعد ذلك سؤال على قدر كبير من الأهمية بالنسبة لهذا النوع من المقاييس، والسؤال هو: إلى مدى يختلف الأفراد الذين يمتلكون قدراً كبيراً من سمة معينة عن أولئك الذين يمتلكون قدراً بسيطاً من هذه السمة؟ وبمعنى آخر: ما هى أنواع السلوك أو ردود الأفعال التى تجعلنا نعتقد أن الفرد (أ) مثلا يمتلك قدراً

عاليًـا من هذه السمة أو الخـاصية أو بمعنـى آخر ما هى أنواع السلوك أو ردود الأفـعال أوالاستـجابات التى تميـز الفرد (أ) عن الفرد (ب) بفرض أن (أ) ينتمى إلى الذين يمتلكون قدرًا عاليًـا من هذه السمة والفرد (ب) من الذين لا يمتلكون هذا القدر من السمة.

وعليــه فـإنــه إذا تمكنا من تحـديد هذه الأنواع من الـسلوك وردود الأفـعـــال والاستجـابات فإننا نكون بذلك قد أعددنا العبـارات أوالبنود التى تصف الفرد (أ) ولا تصف الفـرد (ب) أو تصف الفـرد (ب) ولا تصف الفـرد (أ)؛ ومن ثم يمكننا بالتالى تحديد اتجـاه استجابة كل بند من حـيث قياسه لهذه الـسـمة: بمعنى: هل الإجابة (بنعم) على هذا البند سوف تمثل استجابة الأفراد مثل الفرد (أ) أو أن الأمر غير ذلك. والحقـيقة أنه فى حالة تحـديد السمة وتعـريفها بدقة ووضـوح سوف لا تكون هناك أى صعوبة فى تصنيف البنود أو العبارات حسب اتجـاه القياس. ومما يجب أن نشير إليه هو أن هذه المجمـوعة من البنود تسـمى «المجموعـة الأصلية لبنود القـياس» وعليهـا تجرى التطبيـقات الأولية أو الإجـراءات الاستطلاعيـة من أجل الوصول بالمقيـاس إلى صورته النهائية.

هذا فيما يختص بالاستفتاءات أوالمقاييس التحليلية. أما بخصوص الاستفتاءات أو المقاييس التجريبية فإنها تبنى من أجل الحـصول على درجات يمكن دراسة مدى ارتباطها بدرجات أخـرى على مقيـاس آخر أيًا كان هذا المقيـاس الآخر. وغالبًـا ما تكون هذه الدرجات الأخرى تمثل متغيرًا ثنائيًا أى تمثل مجمـوعة من الأفراد تتميز بخاصية أو سمة معينة، وتسمى مجموعة المحك؛ والمجموعة الأخرى تتألف من الأفراد الذين لا يتميزون بهذه السمة إطلاقًا وتسمى هذه المجموعة المجموعة الضابطة.

وتحديد هاتين المجمـوعتين (مجموعـة المحك والمجموعة الضابطة) يعـتبر الخطوة الأولى فى إعداد هذا المقياس التجريبى(*) إذا إنه بعد هذا التحديد يمكن للأخصائى أن يقوم باقتـراح العبارات أو البنود التى يعتقـد أنها تميز الأفراد فى المجمـوعة الضـابطة عن الأفراد فى مجموعة المحك.

وهنا يجب أن نقول إن المقاييس التجريبـية تختلف عن المقاييس التحليلية فى هذه الناحية، ففى حالة المقاييس التحليلية يعتبر مـحتوى البند وصياغته وكذلك مدى علاقته بالسمة التى يقيسها فى المرتبة الأولى من حـيث الأهمية، أما فى حالة المقاييس التجربية فإن الأخصائى لا يهـتم كثيرًا بمحتوى البند أوالعـبارة أو بكيفية الصيـاغة أو بمدى علاقة البند بالسـمة، ولكنه يهتم كثيرًا بقدرة البند أو العبارة على التميز بين المجموعة الضابطة

(*) Empirical

ومجموعة المحك. وعليه فإنه كلما زادت قدرة البند أو العبارة على هذا التميز كان البند صالحًا لأن يكون ضمن بنود هذا المقياس التجربى.

ونعود مرة ثالثة ونصنف استفتاءات الشخصية بناء على تكوينها من حيث التصميم وهنا نتعرف على ثلاثة أنواع:

١- الاستفتاء بسيط الاختيار: Simple choice Quest

وهذا النوع من الاستفتاءات أو القوائم أو المقاييس تكون الإجابة على وحداته ثنائية أى تكون بنعم أو لا، صحيح أو خطأ، ١ أو ٢، وهكذا بحيث لا يكون أمام المفحوص سوى استجابتين فقط وعليه أن يختار إحداهما، ومثل هذه المقاييس شائعة الاستخدام فى ميادين القياس المختلفة، وخاصة فى مجال قياس الشخصية أو الميول والاهتمامات أو استطلاع الرأى. وفى الواقع أن المفحوص يكون بين احتمالين لا ثالث لهما، وقد تكون هناك استجابة ثالثة هى الأقرب إلى تصوره والأكثر مطابقة لحالته الحقيقية - لذلك فقد يلجأ المفحوص إلى أن يترك الإجابة عن العبارة أو البند كلية.

هذا من ناحية، ومن ناحية أخرى فإن وجود احتمالين فقط سوف يشجع الفرد على اختيار الاستجابة (أو الاحتمال) التى تكون أكثر قبولاً من معايير المجتمع وقيمه السائدة. فإذا كانت هناك عبارة:

أعتبر نفسى متفوقًا دراسيًا   نعم   لا

فإذا طرحت هذه العبارة على مجموعة من التلاميذ فى فصل مدرسى يسوده جو التنافس العلمى الواضح فإن أغلبية التلاميذ سوف يختارون الاستجابة (نعم)؛ لأن هذه الاستجابة مرغوبة اجتماعيًا - فى حالة أن الفصل الدراسى هو مجتمع التلاميذ - وكذلك لأنها قريبة إلى المعايير السائدة فى هذا المجتمع. ذلك ما تكلم عنه إدواردز فى ١٩٥٧ وسماه عامل الرغبة الاجتماعية (الميل إلى المعايير الاجتماعية) Social desira-bility variable وسوف نناقشه فى مكان آخر من هذا الفصل فى شىء من التفصيل.

وهذا النوع من الاستفتاءات رغم سهولة تصميمه وتصحيحه وإعداد تعليماته وعباراته إلا أن ما يؤخذ عليه ما سبق أن أشرنا إليه من حيث حصر المفحوص بين احتمالين فقط وزيادة تأثير عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية على اختيار المفحوصين لاستجاباتهم.

٢- الاستفتاء عديد الاختيار: Multiple Choice Quest

وهذا هو النوع الثانى من استفتاءات الشخصية من حيث التصميم، وهو يختلف عن الاستفتاء بسيط الاختيار فى اعتبارين هما:

١- أنه يعطى حرية أكثر للاختيار، ففى هذه الحالة يختار المفحوص استجابة واحدة من بين ثلاثة أو أربعة استجابات حيث يختار ما يناسبه أو أقرب الاستجابات لحالته، لذلك فإنه من المتوقع ألا يترك المفحوص أحد الاسئلة أوالعبارات دون إجابة كما كان من الممكن أن يحدث فى النوع الأول.

٢- كما أنه أصبح من المحتمل أن يقل أثر عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية على اختيار المفحوص للاستجابة التى تناسبه، وقد يكون ذلك نتيجة مباشرة لعملية المقارنة بين الاستجابات لاختيار إحداها.

وهذا النوع من الاستفتاءات يتألف من عدد من العبارات أو البنود يتبع كلا منها عدد من الاستجابات يتراوح بين ثلاثة وخمسة ويقوم الفرد المفحوص باختيار استجابة واحدة من بينها.

والاستفتاء عديد الاختيار كثير الاستعمال وخاصة فى ميادين استطلاع الرأى، إذ غالبًا ما تكون احتمالات الرأى كثيرة ومتعددة.

٣- الاستفتاء قهرى الاختيار: Forced Choice Quest

وهذا نوع آخر من الاستفتاءات التى تقيس سمات الشخصية بناء على تصميم من نوع خاص يتغلب عن طريقه - إلى حد كبير - على أثر عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية (الرغبة الاجتماعية). وكما سبق أن أشرنا فإن إدواردز هو أول من ناقش هذا العامل فى كثير من التفصيل والتوضيح.

والفكرة الأساسية فى هذا الاستفتاء هى أن تعرض العبارة أو البند الذى يمثل وحدة الاستفتاء على المفحوص على هيئة مثير تفاضلى بحيث يقوم الفرد المفحوص بالمقارنة أو المفاضلة بين استجابتين كلتاهما على درجة واحدة تقريبًا من القرب أو البعد عن المعايير الاجتماعية التى يتميز بها المجتمع الذى ينتمى إليه المفحوص. وعلى الفرد المفحوص أن يختار أو يرفض إحدى هاتين الاستجابتين، وهو فى هذه الحالة يكون متأثرًا إلى حد كبير باتجاهه الشخصى نحو الموقف، وهذا ما هو مفروض أن يقيسه الاستفتاء.

ومن أمثله هذا النوع من الاستفتاءات «**مقياس إدواردز للتفضيل الشخصى**» وفى هذا المقيـاس تعرض البنود على هـيئة ثنائيـات ويطلب من المفحـوص أن يختـار إحدى العبارتين (أو البندين) التى يعتقد أنها أقرب مـا تكون إلى خصائصه الشخصية. ويتكون المقياس من ٢١٠ ثنائية (أى ٤٢٠ عبارة) ويقيس ١٥ بعدا من أبعاد الشخصية هى:

١- التحصيل والإنجاز.

٢- مراعاة شعور الآخرين.

٣- النظام والترتيب.

٤- الميول الاستعراضية.

٥- الاستقلالية الذاتية.

٦- الانتماء والتعاطف.

٧- التداخل الاجتماعى.

٨- المعاونة والمؤازرة.

٩- السيطرة.

١٠- الإحساس بالتدنى.

١١- التنشئة (التربية العامة).

١٢- التغير.

١٣- التحمل والجلد.

١٤- الميل إلى الجنس الآخر.

١٥- العداونية.

ومثـال آخر هو مـقيـاس جوردون للشـخـصيـة **Gordon Personal Prfole** ويقيس خمسة أبعاد مختلفة هى:

١- السيطرة والتلسط.

٢- القدرة على تحمل المسؤلية.

٣- الاتزان العاطفى.

٤- الميل الاجتماعى.

٥- الاعتبار الذاتى.

ويضاف إلى هذا المقياس مقياس آخر هو **«قائمة جوردون لقياس الشخصية» Gordon Personal inventory** وهى تقيس أربعة أبعاد أخرى وهى:

١- الحذر الاجتماعى.

٢- التفكير الإبداعى.

٣- العلاقات الشخصية.

٤- النشاط والحيوية.

ومثال آخر هو «اختبار الشخصية للبالغين» من إعداد المؤلف. ويقيس هذا الاختبار أربعة أبعاد من الأبعاد الأساسية للشخصية والتى تعتبر ذات أثر ودلالة فى الحياة اليومية للفرد وهذه الأبعاد هى:

١- التسلط والسيطرة (ط)

٢- القدرة الاجتماعية (ج)

٣- الثبات الإنفعالى (ع)

٤- تحمل المسئولية (م)

ويتألف هذا الاختبار من ٦٠ عبارة جمعت فى ١٥ رباعية بناء على درجة كل عبارة على مقياس عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية بحيث تمثل الرباعية الأبعاد الشخصية المشار إليها. ومن هذه العبارات اثنتان موجبتان أى قريبتان من المعايير الاجتماعية واثنتان سالبتان أى بعيدتان عن المعايير الاجتماعية - وذلك بناء على درجة العبارة - ويطلب من المفحوص اختيار إحدى العبارات الأربع أقرب ما تكون إلى شخصيته ثم يختار عبارة أخرى من العبارات الثلاث الباقية كأبعد ما تكون من شخصيته.

وللتلخيص فإن أنواع الاستفتاءات التى تقيس الشخصية - من حيث بناؤها (أى هذه الاستفتاءات) وتصميمها ثلاثة هى:

١- استفتاء بسيط الاختيار.

٢- استفتاء عديد الاختيار.

والحقيقة أن النوع الأخير هو أقربها إلى الدقة فى القياس، وذلك لأنه يقلل إلى حد كبير أثر عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية (الرغبة الاجتماعية) فى استجابات المفحوص، ولو أن هذا النوع من المقاييس يحتاج إلى جهد ودقة فى البناء والتحليل.

بناء وتحليل استفتاءات الشخصية:

تعتمد عملية تحليل نتائج استفتاءات الشخصية على بنائها وتكوينها وتصميمها، ومن ثم كانت مناقشة الموضوعين معًا أمرًا منطقيًا.

ونبدأ بالاستفتاء بسيط الاختيار وكما سبق أن قلنا أن هذا الاستفتاء يتكون من مجموعة من البنود أو العبارات التى تكون استجابتها ثنائى، أى أن هناك احتمالين يختار المفحوص أحدهما ليشير بذلك إلى الاستجابة التى تكون الأقرب إلى خصائصه الشخصية.

وعند بناء هذا النوع يجب على الأخصائى أن يأخذ فى اعتباره عدة خطوات:

١- تعريف السمة وتحديدها بصورة تتفق مع المنطق والموضوعية.

٢- تحليل السمة الشخصية تحليلاً دقيقًا إلى عناصرها الأولية إذا كان الفاحص يريد أن يبنى مقياسًا تحليليًا (Rational Scale) أو أن يقوم بجمع الأنماط السلوكية التى تميز جماعة عن جماعة أخرى إذا كان يريد أن يبنى مقياسًا تجريبيا (Empirical).

٣- عند إعداد البنود أو العبارات يجب ملاحظة صياغة البند واللغة المستخدمة وذلك من حيث كونها مناسبة وواضحة ومباشرة، (مع ملاحظة العبارات المنفية).

٤- من المتوقع أيضًا أن يقوم الأخصائى بإعداد العبارات بحيث تكون متوازنة من حيث الاستجابة (نعم أو لا، صح أو خطأ) بناء على اتجاه قياس السمة، بمعنى أن يكون نصف العبارات تقريبًا يمثل إجابة (نعم) الاتجاه الإيجابى للسمة والنصف الثانى غير ذلك. وتوزع العبارات بصورة متوازنة بعد ذلك.

٥- من المتوقع أيضًا أن يقوم الأخصائى بإعداد التعليمات الواضحة المختصرة التى تساعد المفحوص على الاستجابة للبنود أو العبارات دون عناء ومشقة.

وعند تصحيح الاستفتاء البسيط للحصول على درجات الأفراد المفحوصين يجب على الأخصائى أن يأخذ فى اعتباره ما يلى:

١- تحديد اتجاه القياس حتى يمكن معرفة معنى الاستجابة (نعم) ومعنى الاستجابة (لا) فقد تكون (نعم) فى الاتجاه الموجب (الصحيح) لقياس السمة الشخصية فى بعض العبارات وقد تكون العكس فى بعض العبارات الأخرى. والأمر كذلك بالنسبة للاستجابة (لا).

٢- بعد ذلك نتوقع من الأخصائى أن يحدد الأوزان المناسبة لكل من هاتين

الاستجابتين وذلك أيضًا فى إطار اتجاه القياس. وغالبًا ما تكون هذه الأوزان صفر، ١ أو فى بعض الحالات ١، ٢ بمعنى أن الاستجابة التى تكون فى الاتجاه الموجب لقياس السمة (سواء كانت نعم أو لا) تعطى + ١ أما الاستجابة التى تكون فى الاتجاه السالب لقياس السمة (سواء كانت نعم أو لا) تعطى صفرًا.

فإذا قلنا - جدلا - إن هناك إجابات صحيحة وإجابات خاطئة فإنه سوف يترتب على ذلك أن نسبة الإجابات الصحيحة + نسبة الإجابات الخاطئة = ١ أى أن ن١ + ن٢ = ١

٣- يمكن للأخصائى أن يعالج النتائج التى حصل عليها باستخدام (كا٢) - سبق الإشارة إلى ذلك - بناء على الفرض الذى يجده مناسبا لتحليل نتائجه، وغالبًا ما يكون الفرض الصغرى هو أول ما يعتمد عليه الأخصائى فى هذا التحليل. وقد يميل إلى الأخصائى إلى حساب بعض المعاملات التى يمكن أن تشتق من (كا٢) مثل معامل الترافق (C) أو معامل الارتباط الثنائى Φ

أما فى حالة الاستفتاء عديد الاختبار فقد يتطلب البناء والإعداد جهدًا أكثر مما يتطلبه الأمر فى حالة الاستفتاء البسيط، ففى هذه الحالة بالإضافة إلى الخطوات السابقة من حيث تعريف السمة الشخصية وتحديدها فى إطار المنطق والموضوعية وتحليلها أو جمع الأنماط السلوكية التى تميز جماعة عن جماعة أخرى، ومن ثم اقتراح العبارات أوالبنود - بالإضافة إلى ذلك يجب على الأخصائى أن يأخذ فى اعتباره ما يلى:

١- يجب مراعاة الدقة فى اختيار الاحتمالات المختلفة التى تمثل استجابات البند أو العبارة، وذلك من حيث التنوع وعدم التداخل، بمعنى ضرورة وجود (مسافة) كافية بين كل احتمال واحتمال آخر وذلك حتى يتمكن الفرد المفحوص من تحديد استجابته فى وضوح؛ لأنه إذا تداخلت الاحتمالات كان اختيار المفحوص لأى من هذه الاحتمالات لا يمثل اتجاهه الحقيقى نحو الموقف.

٢- ومن المتوقع أيضًا أن يكون عدد هذه الاحتمالات متساويا فى كل بند أو عبارة من عبارات المقياس - ومن الشائع أن يكون هذا العدد من ٣ إلى ٥ احتمالات.

٣- ومن المتوقع كذلك أن يقوم الأخصائى بإعداد التعليمات الواضحة المبوبة التى توضح للمفحوص كيفية اختيار أحد الاحتمالات الواردة بعد كل بند أو عبارة.

وعند تجهيز بيانات هذا الاستفتاء متعدد الاختيار من أجل الحصول على درجات الأفراد المفحوصين يجب على الأخصائى أن يأخذ فى حسابه بعض النقاط مثل ما يلى:

١. بطبيعة الحال تكون الخطوة الأولى هى تحديد اتجاه القياس كما يوضحه الاستفتاء وكما تحدده كل عبارة من عباراته

٢ يأتى بعد ذلك إلى عملية إعطاء الأوزان للاستجابات المختلفة حيث يجب على الأخصائى أن يعتمد على المسافة بين كل احتمال وبين هدف واتجاه القياس كما

يوضحه الاستفتاء وعباراته المختلفة. وهذه العملية - عملية إعطاء الأوزان - يمكن توضيحها بالمثال التالى:

لنفرض أن الهدف من إعداد استفتاء عديد الاختيار هو قياس سمة الاستقلالية الذاتية وكان لدينا إحدى العبارات كما يلى:

- إذا أردت أن تتخذ قراراً بشأن موضوع يهمك فإنك:

١- تتخذ هذا القرار بمفردك - بعد دراسة طبعًا.

٢- تتشاور مع بعض أصدقائك المقربين فقط لتتخذ هذا القرار.

٣- تتشاور مع أكبر عدد من معارفك لتتخذ هذا القرار.

وعندما يقوم الفاحص بإعطاء الأوزان لهذه الاحتمالات فإنه من المنطقى وبناء على هدف القياس فإن الاحتمال الأول - اتخاذ القرار بمفردك - سوف يكون له أعلى وزن فى هذا المثال: حيث يعطى (٣) مثلا.

والاحتمال الثانى يأتى فى المرتبة الثانية - استشارة الأصدقاء المقربين فقط - حيث يعطى الوزن (٢) مثلاً.

والاحتمال الثالث هو أقلها جميعا من حيث تمثيله لخاصة الاستقلالية الذاتية ومن ثم يعطى الوزن (١).

وقد تكون الأوزان غير ذلك حسب ما يرى الأخصائى عند التحليل فقد يكون الأفضل أن يعطى الأوزان ٢، ١، صفر.

ولنفرض الآن أن هدف عملية القياس ليس قياس الاستقلالية الذاتية ولكنه قياس الميل الاجتماعى أو الاختلاط بالآخرين، وكان لدينا نفس العبارة ونفس الاحتمالات الثلاثة فإن الأمر سوف يكون مختلفًا من حيث إعطاء الأوزان حيث نجد أن الاحتمال الأول يحصل على أقل الأوزان يليه الاحتمال الثانى ثم الثالث حيث يكون له الوزن الأعلى بين هذه الاحتمالات الثلاثة.

وهناك مدخل آخر لإعطاء الأوزان للاحتمالات المختلفة التى تأتى بعد كل عبارة ويمكن توضيح ذلك بالمثال التالى: سؤال من اختبار (لارد)، ما هو موقفك من مسئولية ما؟

١- أحاول أن أتجنبها.

٢- أقبلها إذا فرضت على.

٣- لا يهمنى أقبلها أو أرفضها.

٤- أميل إلى أن أقبل هذه المسئولية.

٥- أرحب جداً بقبول هذه المسئولية.

وفى هذا المثال نجد أن عملية إعطاء الأوزان تقوم على اعتبار الاستجابة الثالثة (رقم ٣) تمثل نقطة عدم الاهتمام بالقبول أوالرفض ولذلك يكون الوزن المناسب لها هو (الصفر). وبالتالى فإن الاتجاه الموجب هو قبول المسئولية وهذا يتمثل فى الاحتمال (رقم ٤) والاحتمال (رقم ٥) حيث نعطى الاحتمال الرابع + ١ والاحتمال الخامس + ٢.

ويصبح كذلك الاتجاه السالب - اتجاه تحاشى المسؤلية وعدم الإقبال عليها - يتمثل فى الاحتمال الثانى والاحتمال الأول حيث تكون الأوزان (- ١)، (- ٢) على الترتيب.

٣- نشير هنا إلى أن إعطاء الأوزان لاحتمالات عبارات الاستفتاء متعدد الاختيار قد يتم عن طريق استخدام الأوزان المستمرة مثل ٠. ١. ٢. ٣ أو الأوزان ثنائية التنظيم مثل + ٢ + ١ صفر - ١ - ٢ وهكذا. أما بخصوص الاستفتاء قهرى الاختيار فإن الأمر يختلف عن النوعين السابقين إذ إن المواصفات والشروط التى يجب أن تتوافر فى وحداته تتطلب الكثير من جهد الأخصائى ودقته.

وكما سبق أن أوضحنا فإن الاستفتاء قهرى الاختيار يقوم على أساس التقليل من أثر عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية الأمر الذى ناقشه (إدواردز) وذلك بتصنيف العبارات التى تتكون منها استفتاءات الشخصية إلى ثلاثة أنواع هى:

١- العبارة الموجبة Positive Statment: ويعرفها (إدواردز) بأنها العبارة التى يحب معظم الناس أن يصفوا أنفسهم بها، بل ويحرصون دائمًا أن تكون مثل هذه الصفة ضمن خصائصهم الشخصية.

ومثال لهذا النوع من العبارات: «شخص يحب الخير للناس جميعًا» أو «شخص محبوب اجتماعيًا» أو غير ذلك من العبارات التى تمثل صفات يرغب الفرد - فى إطار المعايير الاجتماعية - أن تكون صفاته وخصائصه.

٢- العبارة السالبة Negative Statment: وهى العبارة التى يرفض معظم الناس أن يصفوا أنفسهم بها، بل ويحرصون تمامًا أن ينكروا الصفات التى تدل عليها هذه العبارات - وذلك بطبيعة الحال فى إطار المعايير الاجتماعية السائدة فى المجتمع.

ومثال لهذا النوع من العبارات: «شخص لا يثق بنفسه» أو «شخص فاشل اجتماعيًا» أو غير ذلك من العبارات المماثلة.

٣- العبارة المحايدة Neutral Statment: وهى نوع من العبارات لا يهتم الفرد كثيراً بأن يصف أو لا يصف نفسه بها، ويكون اتجاهه نحوها محايداً مثل «شخص يحب رياضة المشى».

فإذا سلمنا بأن عبارة استفتاء الشخصية يجب أن تمثل موقفًا محددًا يعكس اتجاه الفرد المفحوص كان لا بد أن يتألف الاستفتاء من العبارات الموجبة والعبارات السالبة فقط دون العبارات المحايدة. وهذا فعلاً ما أشار به (أدواردز).

ومن ثم فإن الخطوة الأولى فى إعداد استفتاء قهرى الاختيار هى جمع العبارات الموجبة والسالبة - بعد المرور بالخطوات الأساسية من حيث تعريف السمة وتحديدها وتحليلها... إلخ - ويصبح الأمر بعد ذلك هو تحديد مدى اقتراب أو ابتعاد كل عبارة من هذه العبارات بالنسبة للمعايير الاجتماعية. أو بمعنى آخر فإنه يصبح من المطلوب تعيين درجة كل عبارة على مقياس عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية.

وهذه هى الخطوة الثانية حيث يقوم الأخصائى بإعداد العبارات الصحيحة (الصادقة) - سوف نوضح ذلك فيما بعد - والتى يرى أنها صالحة لقياس هذه السمة أو تلك، ثم يعرضها على مجموعة من الحكام (أفراد الجماعة). ويرى (إدواردز) أن عدد الحكام لا يؤثر كثيرًا على النتائج إذا إنه وجد أن عدد الحكام عندما يكون (١٠٠) فإن النتائج لا تتغير كثيراً عما إذا كان عدد الحكام (١١).

وتكون التعليمات التى تعطى للحكام على النحو التالى:

فيما يلى مجموعة من العبارات التى تصف سلوك الناس. ويعض هذه العبارات من النوع الذى يرغب معظم الناس فى وصف أنفسهم به. والبعض الآخر لا يحب أحد أن يصف نفسه به على الإطلاق. والبعض الثالث لا يهتم أحد بأن يصف نفسه به.

درج كل عبارة على مقياس من ١ إلى ٩ حسب المثال التالى:

العبارة	التدريج								
شخص يحبه الناس جميعًا	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩
شخص انتقامى بطبيعته (غير متسامح)	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩
شخص يحب قراءة القصص	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩

ويكون التدريج كما يلى:

التدريج	المعنى
١ -	بعيدة جدًا عن المعايير الاجتماعية (غير مرغوبة تمامًا)
٢ -	بعيدة عن المعايير الاجتماعية (غير مرغوبة)
٣ -	بعيدة عن المعايير الاجتماعية بدرجة معقولة
٤ -	بعيدة عن المعايير الاجتماعية بدرجة قليلة
٥ -	محايدة

٦ - قريبة من المعايير الاجتماعية بدرجة ما

٧ - قريبة من المعايير الاجتماعية بدرجة معقولة

٨ - قريبة من المعايير الاجتماعية (مرغوبة اجتماعيا)

٩ - قريبة جدًا من المعايير الاجتماعية (مرغوبة تماما اجتماعيا)

وبناء على هذا فقد أعطيت الدرجات التالية:

شخص يحبه الناس جميعًا	٩	(موجبة)
شخص انتقامى غير متسامح	١	(سالبة)
شخص يحب قراءة القصص	٥	(محايدة)

ويمكنك بطبيعة الحال إعطاء الدرجات من ١ إلى ٩.

وتكون **الخطوة الثالثة** بعد ذلك هى تصنيف آراء الحكام بالنسبة لكل عبارة من العبارات وذلك للحصول على نسبة الحكام أمام كل تدريج وذلك كما يلى: (مثال افتراضى).

التدريج	عدد الحكام	النسبة
١	٥	,٠٥
٢	٥	,٠٥
٣	١٠	,١٠
٤	١٠	,١٠
٥	١٠	,١٠
٦	٣٠	,٣٠
٧	١٥	,١٥
٨	٥	,٠٥
٩	١٠	,١٠
العدد الكلى للحكام ١٠٠		

وتكون **الخطوة الرابعة** هى حساب درجة العبارة على مقياس عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية وذلك باستخدام القانون التالى:

$$\text{و} = \text{ح} + \frac{\text{٠,٥} - \text{مج ن}}{\text{ن و}} \times \text{ى}$$

حيث و هى الدرجة المطلوبة

ح الحد الأدنى للفئة التى تحتوى الوسيط (وهى هنا = ٦)

مج ن مجموع النسب التى تسبق الفئة الوسيطية (التى تحتوى الوسيط)

ن و نسبة الحكام فى الفئة الوسيطية

ى مدى الفئة (تساوى ١ دائمًا فى هذه الحالة)

$$\therefore \text{و} = \text{٥,٥} + \frac{\text{٠,٥} - \text{٠,٤٠}}{\text{,٣}} \times \text{١} = \text{٥,٨٣}$$

والخطوة الخامسة هى أن يقوم الأخصائى بجمع العبارات التى تتقارب درجاتها معًا على هيئة ثنائيات أو رباعيات، وذلك كما سبق أن أوضحنا فيما أعطيناه من أمثلة. ففى اختبار الشخصية للبالغين الذى أعده المؤلف نجد أن الرباعيات قد جمعت بناء على درجة كل عبارة على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية كما يلى:

الرباعية الأولى (tetrad)

العبارة	الدرجة على مقياس الميل للمعايير الاجتماعية
شخص ذو كلمة مسموعة (له نفوذ)	٧,٧
شخص يتأثر كثيراً بكلام الناس	٣,٨
شخص هادئ الأعصاب غالبًا	٧,٦
شخص لا يميل إلى أن يتعرف على أحد	٣,٧

وعند تصحيح هذا النوع من الاستفتاء للحصول على درجات الأفراد المفحوصين يجب على الأخصائى أن يلاحظ ما يلى:

١- إذا كان الاستفتاء يتكون من ثنائيات فإن الأمر سوف يكون سهلاً لأن المفحوص عليه أن يختار العبارة التى تصفه من عبارتين متقاربتين فى الدرجة على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية. وسوف يتم التصحيح بإعطاء الاستجابة الصحيحة

+ ١ (وهى الاستجابة التى تكون فى الاتجاه الإيجابى للسمة) وإعطاء الوزن (صفر) للإجابة الخاطئة.

أما إذا كان الاستفتاء مكونا من رباعيات كما فى مثالنا السابق وكان على المفحوص أن يختار أقرب العبارات إلى شخصيته. ويعين كذلك أبعد العبارات عنها فسوف يكون لدينا الصورة التالية:

	أقرب + ١	أبعد - ١
١- العبارة الأولى مرغوبة اجتماعياً (+)	١+	- ١
٢- العبارة الثانية غير مرغوبة اجتماعياً (-)	١-	+ ١
٣- العبارة الثالثة مرغوبة اجتماعياً (+)	١-	+ ١
٤- العبارة الرابعة غير مرغوبة اجتماعياً (-)	١-	+ ١

ففى حالة اختيار العبارة الأولى كأقرب ما تكون إلى شخصية المفحوص فإنه يعطى الدرجة + ١ (وهى حاصل ضرب رمز العبارة + × رمز قمة العمود + ١ أقرب) ولكن إذا اختار المفحوص هذه العبارة كأبعد ما تكون عن شخصيته فإنه يعطى الدرجة - ١ (وهى حاصل ضرب رمز العبارة + × رمز العمود - ١ أبعد) وهكذا مع بقية العبارات. ومن ثم تصبح الدرجة النهائية للمفحوص هى المجموع الجبرى للدرجات التى حصل عليها فى رباعيات الاختبار ككل.

بعض الطرق الخاصة لحساب صدق وثبات استفتاءات الشخصية:

سوف نستعرض فى الفقرات التالية بعض الطرق التى يفضل أن تستخدم فى مجال تعيين صدق وثبات استفتاءات الشخصية؛ ذلك لأنها مناسبة أكثر من غيرها وذلك من واقع خبرة المشتغلين بالقياس فى هذا المجال.

أولاً - فيما يختص بالصدق: فإننا نقول إن العبارة الصحيحة أو البند الصحيح هو البند الذى يقيس السمة الشخصية المطلوبة بغض النظر أجاب عليه المفحوص بالرفض أو الموافقة، أو بمعنى آخر هو ذلك البند الذى يقيس السمة الشخصية فى أى من اتجاهيها - وكذلك يمكن أن نقول إن البند الصحيح هو ذلك البند الذى يميز بين فردين يختلفان فعلاً عن بعضهما البعض فى هذه السمة اختلافًا سلوكيًا كما يمكن أن نقول أيضًا إن البند الصحيح أو الصادق هو ذلك البند الذى يقيس سمة معينة دون غيرها.

فالعبارة التى تقول «أحب أن أكمل عملى حتى النهاية» من المفروض أنها تقيس القدرة على تحمل المسئولية فلا بد أن تكون كذلك حتى تكون صحيحة وصادقة، ولا بد أيضًا أن نميز بين الفرد الذى يستطيع أن يتحمل المسئولية والفرد الذى لا يستطيع وذلك

بأن تختلف استجابة كل منهما لهذه العبارة، ولا بد أيضًا أن تقيس هذه العبارة القدرة على تحمل المسئولية فقط دون أى سمة أخرى فلا تقيس مثلاً سمة الاستقلالية الذاتية بجانب قياسها للقدرة على تحمل المسئولية وإلا أصبحت غير صحيحة. وهذا نقد صحيح ويمكن أن يوجه إلى الاختبارات أو الاستفتاءات التى يقول أصحابها أن عباراتها أو بنودها تقيس أكثر من سمة شخصية فى وقت واحد مثل اختبار (بيرنرويتر) الذى أشرنا إليه سابقًا.

ومن الواضح طبعًا أن العبارات الصحيحة الصادقة لا بد أن تكون استفتاء صادقًا أيضًا، وعليه فإنه يمكن تعيين معامل صدق الاستفتاء عن طريق حساب صدق العبارة أو البند.

والطريقة التى نحن بصدد وصفها الآن تقوم على مفهوم الصحة البنائية أو الصدق التكوينى، وقد ناقش فكرة هذه الطريقة كرونباخ وميل سنة ١٩٥٥ وأعاد عرضها فرنون ١٩٦٤ وقد قام المؤلف بتعديلها وتطبيقها فى تعيين صحة عبارات اختبارات الشخصية سنة ١٩٦٦، وتتلخص هذه الفكرة فى الاستعانة بالمحتوى التكوينى للسمة الشخصية المطلوب قياسها ومدى ارتباط هذا المحتوى ببعضه البعض بمعنى أن يقوم الاخصائى بحساب مدى الترابط بين العناصر والمكونات الأساسية للسمة الشخصية أو بمعنى آخر يقوم الفاحص بإيجاد المعنى السيكولوجى لدرجات الاستفتاء عندما يقيس هذه السمة.

وقد كان تعديل المؤلف لهذه الفكرة يعتمد على أن الفرد المفحوص إنما يكون مفهومه عن ذاته وخصائص شخصيته عن طريق التفاعل الاجتماعى بينه وبين أعضاء الجماعة التى ينتمى إليها. وأن مفهوم السمة الشخصية وتكوينها ومحتواها إنما تحدده طبيعة هذا التفاعل ونوعيته ومداه. ومما يؤيدنا فيما نذهب إليه أن مفاهيم السمات الشخصية نسبية وليست مطلقة، فأنماط السلوك التى يسميها مجتمع معين «قدرة اجتماعية» قد لا يعطيها نفس التسمية مجتمع آخر بل قد ينظر إليها نظرة عدم تقدير واستحسان. فعلى سبيل المثال نجد أن بعض المجتمعات الأوربية ينظرون إلى سلوك المجاملة عند بعض المجتمعات العربية - وهو دليل على القدرة الاجتماعية - على أنه سلوك يتصل بعدم الاتزان الانفعالى.

وبناء على ذلك فقد اعتمد المؤلف على فكرة اشتقاق السمة من البيئة بكل مقوماتها الثقافية والحضارية والاجتماعية والمادية، فسمة الثبات الانفعالى مثلاً فى المجتمع العربى يمكن الاستدلال على محتواها من الأنماط الحضارية والثقافية السائدة، حيث يكون دليلها الاتزان والوقار وضبط النفس فى مواقف الحزن والفرح وعدم القلق

وقلة التوتر وقوة الأعصاب، وما إلى ذلك من الصفات والنعوت التى يمكن أن تتردد كثيراً فى الإطار الثقافى للمجتمع. ويمكن شرح وتوضيح هذه الطريقة آخذين خاصية التسلط والسيطرة كمثال:

١- يقوم الأخصائى باقتراح عدد كبير من البنود أو العبارات التى يعتقد أنها تقيس خاصية التسلط والسيطرة وذلك بناء على مفهوم هذه الخاصية ومحتواها والأنماط السلوكية التى تتعلق بها. ويجب عليه أن يلاحظ الشروط الأساسية التى يجب أن تتوافر فى البنود والعبارات من حيث اللغة والصياغة وغير ذلك.

٢- تعرض هذه العبارات على مجموعة من الأخصائيين للقيام بدور الحكام فى تحديد مدى صدق العبارة. وكلما كان عدد هؤلاء الحكام كبيراً كانت النتائج أقرب إلى الصحة وأدق. وتكون التعليمات كما يلى:

«هذه هى مجموعة من العبارات التى يحتمل أن تقيس سمة التسلط والسيطرة بمعنى ميل الفرد إلى القيام بالأدوار النشطة الفعالة فى المواقف الاجتماعية وثقته بنفسه وتأكده من قدراته وإحساسه بالأمن فى علاقاته مع الآخرين وميله كذلك إلى اتخاذ القرارات الهامة دون معونة من أحد، وتوجيه نشاط الجماعة وقيادتها. وبعد كل عبارة سوف تجد تدريجياً من صفر إلى ١٠، فإذا كنت تعتقد أن هذه العبارة تقيس فعلاً وبكل تأكيد خاصة التسلط والسيطرة فأعطها الدرجة (١٠) بغض النظر عن اتجاه العبارة سواء كان موجبًا أو سالبًا. وإذا كنت تعتقد أن العبارة لا تقيس هذه السمة إطلاقًا فأعطها الدرجة (صفر) بغض النظر أيضًا عن اتجاه العبارة. وهكذا أعط كل عبارة درجة بين (صفر) و (١٠) حسب قدرة العبارة من وجهة نظرك على قياس سمة التسلط والسيطرة. وإليك المثال التالى:

العبارة رقم (١)

شخص يتبع رأى الناس دون تفكير

٠ ١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨ ٩ (١٠)

العبارة رقم (٢)

شخص يثق دائمًا فى قدراته

١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨ ٩ (١٠)

فكل من العبارتين تقيس سمة التسلط والسيطرة تمامًا - وذلك من وجهة نظر الحكم الذى قام بالتدريج - ولذلك أعطيت العبارة الأولى (١٠) وكذلك العبارة الثانية رغم أن العبارة الأولى تقيس السمة فى الاتجاه السالب والثانية تقيسها فى الاتجاه الموجب.

٣- بعد أن يحصل الأخصائى على استجابات الحكام يتم تصنيف هذه الآراء وحسب نسبة الحكام أمام كل تدريج ومن ثم يطبق القانون

$$\text{و} = \text{ع} + \frac{\text{٠,٥} - \text{مج ن}}{\text{ن}_\text{ر}} \times \text{١}$$

(راجع حساب درجة العبارة على مقياس الميل للمعايير الاجتماعية) وتدل و فى هذه الحالة على مدى قدرة العبارة على قياس هذه السمة من وجهة نظر الحكام المتخصصين وتعتبر دليلاً على صدق العبارة. (راجع طريقة Lawshe).

وهناك طرق أخرى يمكن استخدامها لحساب صدق استفتاءات الشخص غير الطريقة التى سبق وصفها مثل حساب معامل الارتباط بين الدرجات التى نحصل عليها من الاستفتاء والملاحظات أو الدرجات التى نحصل عليها من محك خارجى صحيح. وهذا المحك الخارجى يمكن أن يكون:

١- استفتاء آخر يقيس نفس السمة بشرط أن يكون قد ثبتت صحته.

٢- ملاحظات المشرفين على الأفراد المطلوب قياس سمة من سماتهم الشخصية بشرط أن يكون هؤلاء المشرفون فى وضع يسمح لهم بالحكم على سلوك هؤلاء الأفراد.

٣- ملاحظات الزملاء أوالمخالطين أوالمتعاملين مع هؤلاء الأفراد.

كما يمكن أيضًا تعيين صدق الاستفتاء باستخدام طريقة التحليل العاملى على نمط ما قام به كاتل وفرنون. وإن كان هناك بعض التحفظ على هذه الطريقة فى هذا المجال بالذات (استفتاءات الشخصية) وهو أنه من المحتمل أن يكون العامل العام أو العامل المشترك بين عبارات الاستفتاء أو بين الاستفتاءات المختلفة ليس هو السمة الشخصية التى نفترض أن الاستفتاء يقيسها بل قد يكون عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية أو عامل آخر يتصل بنظام استجابة الأفراد لعبارات الاستفتاء كأن يكون هناك اتجاه مسبق قبل قيام الأفراد المفحوصين بالاستجابة لمثل هذا الاستفتاء.

وهناك طرق أخرى يمكن عن طريقها تعيين صدق استفتاءات الشخصية وخاصة المقاييس التجريبية وهى طريقة استخدام معامل الارتباط ثنائى التسلسل الخاص Point biserial .(سبق الإشارة إليه فى الفصل الثانى) والمثال التالى يوضح كيفية الاستخدام:

لنفترض أن لدينا استفتاء مكونًا من ١٥ عبارة طبق على مجموعة ضابطة (عددها ١٠٠) ومجموعة المحك (وعددها ١٠٠ وهى المجموعة التى تتميز بهذه الخاصية الشخصية). وكانت النتائج موضحة كما يلى:

الدرجات	المجموعة الضابطة (التكرار)	مجموعة المحك (التكرار)	
١٥	—	١	
١٤	—	٣	
١٣	—	٦	
١٢	—	٦	
١١	١	٨	
١٠	١	١٦	
٩	٢	١٦	
٨	٧	١٦	
٧	١٢	١١	
٦	٢٠	١٢	
٥	٢٥	٣	
٤	٢٠	١	
٣	٥	١	
٢	٤	—	
١	٢	—	
صفر	١	—	
	ن١ = ١٠٠ م١ = ٥,٢٩	ن٢ = ١٠٠ م٢ = ٨,٩٨	العدد الكلى ن = ٢٠٠ م (الكلى) = ٧,١٣٥

وبتطبيق القانون

$$\text{المعامل} = \frac{\frac{\text{ن}_2}{\text{ن}} - \frac{\text{ن}_2}{\text{ن}}\ \text{م}}{\text{ع}\sqrt{\frac{\text{ن}_1}{\text{ن}} \times \frac{\text{ن}_2}{\text{ن}}}}$$

حيث $ن_1$ هى المجموعة الضابطة

$ن_2$ هى مجموعة المحك، ن هى العدد الكلى،

ع هى الانحراف المعيارى لدرجات المجموعتين. ونفترض أنه ٢,٨٤ والمتوسط الكلى ٧,١٣٥ وبالتعويض في القانون السابق نحصل على

$$= \frac{\frac{٨٩٨}{٢٠٠} - \frac{١٠٠}{٢٠٠} \times ٧,١٣٥}{٢,٨٤ \sqrt{\frac{١٠٠}{٢٠٠} \times \frac{١٠٠}{٢٠٠}}} = \frac{٤,٤٩ - ٣,٥٧}{١,٤٢} = ٠,٦٥$$

كما يمكن أيضاً استخدام معامل Φ فاى علي النحو التالى :

	المجموعة الضابطة	مجموعة المحك	المجموع
فوق المتوسط	١١	٧٢	٨٣
تحت المتوسط	٨٩	٢٨	١١٧
	١٠٠	١٠٠	٢٠٠

$$\text{ويصبح معامل فاى } \Phi = \frac{(٧٢ \times ٨٩) - (١١ \times ٢٨)}{\sqrt{٨٣ \times ١١٧ \times ١٠٠ \times ١٠٠}} = ٠,٦٢$$

ويمكن حساب دلالة Φ الاحصائية إما عن طريق $كا^2$ المناظرة

حيث $كا^2 = ن \times \Phi^2$ ويكشف بعد ذلك فى جداول $كا^2$

أو عن طريق علاقة Φ بالمنحنى الاعتدالى حيث قيمة Φ المطلوبة عند مستوى دلالة ٠,٠٥ هى

$$\Phi_{٠,٠٥} = \frac{١,٩٦}{ن}$$ ، كما أن القيمة المطلوبة

عند مستوى ٠,٠١ هى $$\Phi_{٠,٠١} = \frac{٢,٥٨}{\sqrt{ن}}$$

حيث ن هى العدد الكلى

ففى هـذه الحالة تصـبح $\Phi_{0,05} = \frac{1,96}{\sqrt{200}} = 0,14$

، $\Phi_{0,01} = \frac{2,58}{\sqrt{200}} = 0,18$

ثانياً - فيما يختص بالثبات :

يعتبر مفهـوم التناسق الداخلى فى ميدان استفتاءات الشخصيـة ملازماً لمفهوم ثبات هذه الاستفتـاءات. إذ إن التناسق الداخلى بين وحدات الاستفتاء أو بنوده يدل على مـدى ارتباط هذه البنود ببعضهـا البعض. وهذا الارتباط من ناحية أخرى يدل على أن ثبات الاسـتفتاء من المتوقع أن يكـون تأثر كل بند من البنود بالعوامل التى تعـود إلى أخطاء الصدفـة مختلفاً عن تأثر البند الآخـر بنفس العوامل، ومن ثم فـإن الارتباط بين البنود من المحـتمل جـداً أن يعود بصورة أكبر إلى التباين الحقيقى للبنود وليس إلى تباين الخطأ.

وعلى ذلك فإن طريقة التناسق الداخلى أو التكافؤ المنطقى تعتبر أصلح الطرق تقريبًا لحساب معامل ثبات استفتاءات الشخصية على وجه الخصوص.

وتعتمد هذه الطريقة على معادلة كودر وريتشاردسون رقم ٢٠ وهى:

$$ر_{١٠} = \frac{ن}{ن - ١} \times \frac{ع^٢ - مج\ ص\ خ}{ع^٢}$$

حيث $ر_{١٠}$ = معامل ثبات الاستفتاء

ن = عدد بنود الاستفتاء

ص= نسبة الذين أجابوا إجابات صحيحة (فى اتجاه السمة) عن كل بند

خ = نسبة الذين أجابوا إجابات خاطئة (عكس اتجاه السمة) عن كل بند

$ع^٢$= تباين درجات الاستفتاء

ويجب أن يلاحظ أن ص × خ = تباين كل بند على حدة (حيث الإجابة ثنائية صفر، ١) وللتوضيح نفترض المثال التالى:

فى إحدى التجارب طبق استفتاء لقياس الشخصية يتكون من ٦٠ عبارة حيث كان عدد الأفراد ٨٥ وحصلنا على ما يلى:

التباين العام لدرجات الاختبار $ع^٢$ = ٧٢,٢٥

مجموع تباين البنود (مج ص خ) = ١٢,٤٣

$$\therefore \text{يصبح معامل التناسق الداخلى} = \frac{٦٠}{٥٩} \times \frac{٧٢,٢٥ - ١٢,٤٣}{٧٢,٢٥} = ٠,٨٤$$

أما إذا كانت إجابات البنود ليست صفرا، ١ ولكنها مثلاً ١ ، ٢ ، ٣، ٤ ففى هذه الحالة نستخدم معامل ألفا، وهو صورة معدلة من القانون السابق حيث يصبح على النحو التالى:

$$\text{معامل } \alpha = \frac{ن}{ن - ١} \times \frac{ع_ك^٢ - مج\ ع_ب{}^٢{}_١ \cdots\cdots ن}{ع_ك^٢}$$

حيث مج ع^{١}٢ . . . . ن هو مجموع تباين البنود من البند رقم ١ حتى البند رقم ن أى علينا أن نحسب تباين كل بند على حدة ثم نحسب المجموع (سبق الإشارة).

قياس الشخصية عن طريق مقاييس التدريج Rating Scales

يقول آيزنك أنه إذا كان معظم دراسات الشخصية فى أمريكا قد بنيت على استخدام طريقة الاستفتاء أو تقييم الذات فإن معظم هذه الدراسات فى إنجلترا قامت على طريقة التدريج أو استخدام مقاييس التدريج فى قياس الشخصية.

وإذا كانت طريقة الاستفتاء تعتمد على استجابات الفرد المفحوص لمجموعة من العبارات ليصف نفسه ويعطى صورة عن ذاته وخصائصه وسماته فإن طريقة التدريج تعتمد على أن يقوم الآخرون بإعطاء هذه الصورة وهذا الوصف عن شخصية الفرد المطلوب تقدير شخصيته.

والأساس فى استخدام مقاييس التدريج هو مدى معرفة زملاء الفرد له وتعاملهم معه وقدرتهم على الحكم عليه من خلال تفسيراتهم لأنماط سلوكه وفهمهم لدوافعه وأهدافه - لذلك كان من الضرورى أن يأخذ الأخصائى فى حسابه عدة نقاط هى:

١- معرفة مدى عضوية الفرد فى الجماعة وعمق اشتراكه فى نشاطها والفترة الزمنية التى مضت على انضمام الفرد لهذه الجماعة.

٢- معرفة نوعية علاقة الفرد ببقية أفراد الجماعة وتأثره بهم وتأثيره فيهم.

٣- معرفة درجة هذه العلاقة من حيث الموضوعية والذاتية.

وهناك عدة أنواع من مقاييس التدريج يمكن أن نستعرضها فيما يلى:

١- مقاييس التدريج بالرتب: Rank order rating scale

يمكن استخدام مقياس التدريج بالرتب بأسلوبين مختلفين:

أولهما: هو أسلوب الترتيب البسيط وهو من أبسط أساليب التدريج ويستخدم عندما يكون عدد الأفراد المطلوب ترتيبهم قليلاً بحيث لا يزيد عن (٧ - ١٠) ويطلب من المدرج أى عضو الجماعة الذى يقوم بعملية التدريج أن يقوم بترتيب الأفراد الآخرين بالنسبة إلى سمة شخصية معينة مثل سمة الثبات الانفعالى مع ملاحظة ضرورة أن تكون التعليمات واضحة وتشمل توضيحًا لأنماط السلوك التى تتعلق بسمة الثبات الإنفعالى مثل كثرة البكاء أوالقلق الدائم أو غير ذلك من الصفات الظاهرة والتى يستطيع أن يميزها بسهولة عضو الجماعة الذى يقوم بعملية التدريج. ويتم الترتيب ابتداء بأعلى

الأفراد من حيث الاتزان الانفعالى وينتهى بأقلهم من حيث الاتزان الانفعالى. ومما هو واضح أنه لن يكون المدرج فرداً واحداً بل مما هو متوقع أن يقوم كل فرد بتدريج الآخرين من أعضاء الجماعة، وعليه سوف تتعدد الرتب بالنسبة للفرد الواحد. وفى هذه الحالة يؤخذ متوسط الرتب الذى يمكن تحويله إلى درجة على مقياس عشرى. والمثال التالى يوضح هذا الأسلوب:

لنفترض أن عملية التدريج قد أجريت فى جماعة عددها ستة أفراد حيث طلب من كل فرد أن يقوم بتدريج (ترتيب) الآخرين حسب القدرة على تحمل المسئولية فكانت نتائج الترتيب كما يلى:

الأفراد	أ	ب	جـ	د	هـ	و
أ		١	٥	٣	٢	٤
ب	٢		٣	٥	٤	١
جـ	١	٢		٥	٤	٣
د	٢	١	٣	٤		٥
هـ	٤	٤	٤	٤		٤
و	١	٣	٢	٤	٥	
متوسط الرتب	١,٦	١,٦	٢,٦	٤,٢	٤,٠	٣,٢

بعد ذلك يتم تحويل متوسط الرتب هذه إلى درجة على مقياس عشرى إذا أراد الأخصائى ذلك. (راجع الفصل الثانى).

وثانيهما: هو أسلوب الترتيب بالمقارنة الزوجية وهو أسلوب بسيط أيضًا ويقوم على أساس مقارنة كل فردين من أفراد المجموعة ببعضهما البعض بالنسبة لسمة من السمات الشخصية، ويتطلب ذلك أن يكون عدد أفراد المجموعة قليلاً يسمح بهذه المقارنة الزوجية. ومثال ذلك: أيهما أقدر على تحمل المسئولية؟

أ أو ب (وضع علامة √ أمام الفرد)
أ أو جـ
أ أو د
أ أو هـ
أ أو و
ب أو جـ
ب أو د
ب أو هـ وهكذا بالنسبة لبقية الأزواج المحتملة.

٢- مقياس التدرج الرقمي، Numerical Rating Scale

ويعتمد هذا المقياس على الترقيم فى حساب درجة الفرد بالنسبة لأى سمة من السمات الشخصية، ويتم ذلك عن طريق استخدام تدريج رقمى خاص يكون غالبًا مكونًا من خمسة نقاط هى ١، ٢، ٣، ٤، ٥ أو -٢، -١، صفر، + ١، + ٢. ويطلب من المدرج أن يقوم بإعطاء الدرجة المناسبة للفرد على هذا التدريج. ولكن مما هو متعارف عليه أن تكون التعليمات متصلة ووحدة التدريج ليست هى السمة الشخصية كاملة، ولكن الوحدة هى عنصر السمة أو إحدى مكوناتها.

والمثال التالى يوضح ذلك:

لنفرض أن الأخصائى يريد تدريج مجموعة من الأفراد بالنسبة لخاصية الثبات الانفعالى كسمة شخصية لذلك سوف تكون تعليمات التدريج كما يلى:

«المطلوب منك أن تقوم بتدريج كل فرد من أفراد مجموعتك على الترقيم الذى يلى كل عبارة من العبارات التالية - فإذا كنت ترى أن سلوك الفرد الذى تقوم بتدريجه يطابق تمامًا مضمون العبارة ضع دائرة حول الرقم (٥). وإذا وجدت العكس ضع حول الرقم (١) وهكذا يمكن تدريج تقييمك بالنسبة لسلوك الفرد.

١- سريع الغضب ١ ٢ ٣ ٤ ٥
٢- هادئ الأعصاب
٣- متزن الحديث
٤- سريع التأثير

٥- مضطرب فى علاقاته مع الآخرين

٦- لا يستطيع التحكم فى سلوكه.

وهكذا بحيث تمثل هذه العبارات عناصر الخاصية الشخصية. وتصبح الدرجة العامة للفرد هى مجموع أو متوسط التدريجات التى يحصل عليها.

٣- مقياس التدريج التحليلى: Analytical Rating Scale

يختلف هذا المقياس عن المقياس السابق (مقياس التدريج الرقمى) فيما يلى:

أ- فى هذا المقياس لا يكتفى بتحليل السمة إلى عناصر فقط ولكن يعطى لكل عنصر من هذه العناصر وزنًا خاصًا يتناسب مع أهميته فى تكوين السمة الشخصية.

ب- تعطى هذه الأوزان بناء على قرارات مجموعة مدربة من الحكام الأخصائيين بشأن تحليل السمة وترتيب عناصرها من حيث الأهمية - فمثلاً قد يرى الحكام أن عنصر الثقة بالنفس والاعتداد بها يأتى قبل عنصر ميل الفرد إلى العمل القيادى، وذلك بالنسبة لسمة السيطرة.

جـ- تؤخذ هذه الأوزان فى الاعتبار عند حساب الدرجة النهائية للفرد حيث يتم حسابها كما فى المقياس الرقمى إلا أنه فى هذه الحالة تصبح درجة الفرد هى تكرار العنصر × وزنه.

٤- مقياس التدريج المرجعى : Reference Rating Scale

يمتاز هذا المقياس بالتعليمات النوعية التى تعطى للمدرج والتى تعتمد على فكرة الإطار المرجعى العام الذى يتكون عند المدرج قبل أن يقوم بعملية التدريج، وهذه التعليمات ما يلى:

«المطلوب منك أن تتذكر الشخص الذى قابلته فى حياتك سواء فى هذه الجماعة أو غيرها من الجماعات والذى يمثل من وجهة نظرك أكثر الناس ميلاً إلى التسلط والسيطرة - اكتب اسمه عند رقم (٥). وتذكر الآن الشخص الذى قابلته فى حياتك سواء فى هذه الجماعة أوغيرها ويمثل من وجهة نظرك أقل الناس ميلاً للتسلط والسيطرة - اكتب اسمه عند رقم (١).

والآن يمكنك أن تقوم بتدريج أفراد جماعتك بين الفردين اللذين يمثلان بداية ونهاية التدريج».

ويتم حساب درجة المفحوص كما سبق فى حالة التدريج الرقمى حيث تكون الدرجة النهائية للفرد هى مجموع أو متوسط ما حصل عليه من درجات.

قياس الشخصية عن طريق التصنيفات، Q - Sorts

صاحب فكرة هذا التصنيف هو ستيفنسون (١٩٥٣) حيث كان يطلب من المفحوصين أن يصفوا أنفسهم وخصائصهم عن طريق تصنيف مجموعة من البنود أو العبارات فى فئات متتالية تبدأ من العبارة الأبعد عن شخصية الفرد المفحوص وتنتهى بالعبارة الأقرب إلى شخصية الفرد، وذلك من حيث الوصف فى إطار سمة من السمات المطلوب قياسها أو تقديرها. ويلاحظ أن عدد العبارات التى يصنفها الفرد فى كل فئة من هذه الفئات المتتابعة يكون محدداً بصورة ما بحيث يكون توزيع العبارات جميعها على الفئات توزيعًا يقترب من التوزيع الاعتدالى. وتعطى الأوزان لهذه العبارات بناء على الأوزان أو الدرجات التى تعطى للفئات التى صنفت فيها هذه العبارات. فإذا كان لدينا ١١ فئة على سبيل المثال فإن العبارات التى توضع أو تصنف فى الفئة الأولى - وهى الأبعد عن شخصية الفرد من حيث الوصف - سوف تعطى الدرجة ١ بينما نجد أن تلك العبارات التى توضع أو تصنف فى الفئة الأخيرة أو الأقرب إلى شخصية الفرد من حيث الوصف سوف تعطى الدرجة ١١، وبالتالى فإن بقية العبارات سوف تحصل على درجات بين ١، ١١.

ويناقش ستيفنسون أنواع العبارات فى هذا النوع من التصنيف حيث يقول إن هناك مجموعة من العبارات منظمة Structured ومجموعة أخرى غير منظمةUnstructured.

فمجموعة العبارات غير المنظمة هى العبارات التى لم يتم تقسيمها إلى مجموعات فرعية صغيرة. وعلى ذلك فمجموعة العبارات التى أعدت لقياس سمة شخصية واحدة فقط تعتبر مجموعة غير منظمة.

أما المجموعات المنظمة من العبارات فهى تلك المجموعات التى تحتوى على مجموعتين فرعيتين على الأقل من العبارات بشرط تساوى عدد العبارات فى كل مجموعة فرعية. فعلى سبيل المثال لو كان لدينا ٥٠ عبارة لقياس التسلط والسيطرة، ٥٠ عبارة لقياس الخضوع والتبعية فإن هذا هو أبسط نوع من أنواع العبارات المنظمة.

ويمكن أيضًا أن يكون لدينا تنظيم أكثر تعقيداً حيث يكون هناك ١٠٠عبارة تقسم أولاً إلى ٥٠ عبارة تقيس الاستقلالية الذاتية، ٥٠ عبارة تقيس الاعتماد على الآخرين، ثم يقسم كل ٥٠ عبارة إلى ٢٥ عبارة تتصل بالإحساس والشعور، ٢٥ عبارة تتصل بالتعبير السلوكى. وهكذا قد يكون لدينا أنواع أخرى أكثر تقسيمًا وبالتالى أكثر تعقيداً.

كما يناقش ستيفنسون أيضًا مفهوم التصنيف المركب Composite Sorts حيث يقول إن هناك درجة لكل عبارة / لكل فرد من الأفراد الذين يقومون بوصف أنفسهم بهذا النوع من التصنيف. فبالنسبة للعبارات غير المنظمة (التى تقيس سمة واحدة فقط)

فإنه يتم تحليل البيانات (الدرجات) عن طريق حساب معامل الارتباط بين درجات العبارات، وهذا التصنيف المركب الذى يشتق من تصنيفات مجموعة من الحكام لعدد من البنود فى إطار قياس سمة شخصية معينة. فعلى سبيل المثال لنفرض أن الباحث قام بإعطاء مجموعة من الأخصائيين النفسيين عدداً من العبارات ليقوموا بتصنيفها وفقًا لوصفها لشخصية مريض العصاب. فإذا كان هناك اتفاق بين الأخصائيين فى عملية التصنيف هذه فإن معامل الارتباط بين أحكامهم سوف يكون موجبًا، وعلى ذلك فإن الدرجة المتوسطة لكل عبارة يمكن حسابها، وهذه المتوسطات هى التى تكون ذلك التصنيف المركب. أما بالنسبة للعبارات المنظمة كما فى حالة العبارات التى تقيس السيطرة والعبارات الأخرى التى تقيس الخضوع فإن درجة السيطرة سوف تكون هى مجموع الأوزان التى تعطى للعبارات التى تقيس السيطرة كما أن درجة الخضوع سوف تكون مجموعة الأوزان التى تعطى للعبارات التى تقيس الخضوع.

ويناقش إدواردز علاقة عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية بمتوسطات هذه الدرجات - سواء فى حالة العبارات المنظمة أو غير المنظمة - فيقول إنه عندما يقوم الأفراد بوصف أنفسهم على مقياس للشخصية حيث تكون الإجابة نعم أو لا على أى عبارة من عبارات المقياس، فإن نسبة الذين يجيبون على البند إجابة صحيحة تعتبر متوسط البند، وقد وضح أن متوسطات البنود ترتبط بعلاقة خطية مع درجات هذه البنود على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية. وفى حالة هذا التصنيف بالذات (Q - Sorts) فإن متوسط البند يكون هو مجموع الأوزان التى تعطى للبند مقسومًا على العدد الكلى للأفراد.

وبطبيعة الحال فإنها من المعقول أن يكون هناك علاقة خطية أيضًا بين متوسطات البنود فى هذا التصنيف ودرجات البنود على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية. وقد قام إدواردز بدراسة هذه العلاقة فى سنة ١٩٥٥ حيث استخدم ١٣٥ عبارة فى مجموعة التصنيف، وكانت عينة المفحوصين مؤلفة من ٥٠ من الذكور، ٥٠ من الإناث. وقام المفحوصون بوصف أنفسهم عن طريق تصنيف هذه العبارات فى ١١ فئة، وبالتالى كانت تكرارات العبارات كما يلى:

الفئات	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١
التكرار	٥	٧	٨	١٤	٢٠	٢٧	٢٠	١٤	٨	٧	٥

كما كانت الأوزان التى أعطيت للعبارات هى من ١ - ١١ كما سبق أن أوضحنا.

ثم حسبت بعد ذلك متوسطات البنود (المجموع الكلى للأوزان + العدد الكلى للعينة) وبناء عليه حسب معامل الارتباط بين هذه المتوسطات ودرجات البنود على

مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية حيث وجد أن معامل الارتباط (معامل بيرسون) لمجموعة الذكور = ٨٤, ٠ ولمجموعة الإناث = ٨٧, ٠

وهناك دراسة أخرى هامة فى مجال تصنيف ستيفنسون قام بها كوجان وآخرون سنة ١٩٥٧ حيث تم إعداد مجموعة من العبارات تقيس ٢٥ سمة من السمات الشخصية، ولكل سمة من هذه السمات مجموعة من العبارات. وعند تحليل البيانات اعتمد الباحثون على درجات كل متغير من هذه المتغيرات الخمسة والعشرين بدلاً من الاعتماد على درجة كل عبارة على حدة. ثم قام بعد ذلك عدد من الأخصائيين النفسيين بتصنيف العبارات فى فئات كما سبق توضيحه ولكن كان التوزيع ليس اعتداليًا تمامًا بل كان شبه اعتدالى، وذلك فى إطار عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية وليس وصف أو قياس الشخصية. وتم حساب المتوسطات للحصول على درجة الميل إلى المعايير الاجتماعية بالنسبة لكل متغير من هذه المتغيرات الخمسة والعشرين.

ثم قام الأخصائيون النفسيون بعد ذلك بإعادة تصنيف العبارات فى فئات تتراوح بين تدريجات المرض النفسى - والصحة النفسية. وعليه أمكن الحصول على درجة متوسطة لكل سمة أو متغير من هذه المتغيرات الخمسة والعشرين على هذا البعد (المرض النفسى - الصحة النفسية).

وبعد تطبيق هذا التصنيف على مجموعتين من الأفراد (٢٤ من مرضى العصاب، ٢٤ من طلبة الجامعة كمجموعة ضابطة) قام الأخصائى النفسى بإجراء مقابلة مكثفة مع أفراد العينة، ومن ثم قام بوصفهم بناء على هذه العبارات. وبعد ذلك قام أخصائى نفسى آخر بتقدير شخصيات أفراد العينة بناء على تصنيف آخر.

ويمكن تلخيص هذه التجربة فى الجدول التالى:

نوع التصنيف	المجموعة التجريبية: الميل إلى المعايير الاجتماعية	المجموعة التجريبية: الصحة النفسية	المجموعة الضابطة: الميل إلى المعايير الاجتماعية	المجموعة الضابطة: الصحة النفسية
وصف الذات	٠,٦٧	٠,٥٩	٠,٨٥	٠,٩٠
وصف الأخصائى الأول	-٠,٤٥	-٠,٥٣	٠,٧٦	٠,٨١
وصف الأخصائى الثانى	-٠,٥٤	-٠,٥٨	٠,٥٣	٠,٦٥

(حيث توضح الأرقام معاملات الارتباط بين نوع التصنيف والميل إلى المعايير الاجتماعية وبعد الصحة النفسية فى كل حالة).

ويتضح من هذا الجدول أن متوسط الدرجات فى حالة المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة يرتبط ارتباطًا موجبًا مع بعد الصحة النفسية. وكذلك عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية وذلك بالنسبة إلى تصنيف وصف الذات. ولكن الأمر يختلف فى المجموعة التجريبية عن المجموعة الضابطة فيما يختص بمعاملات الارتباط المناظرة بالنسبة لتقديرات الأخصائى الأول والأخصائى الثانى، ففى المجموعة التجريبية يكون اتجاه العلاقة سالبًا بينما نجد أن هذا الاتجاه موجب فى حالة المجموعة الضابطة.

ومما يجب أن نشير إليه من أجل التمييز بين مقاييس التدريج العادية التى سبق وصفها وطريقة ستيفنسون فى التصنيف Q - Sorts هو أنه فى هذا التصنيف يطلب من المفحوص وصف شخصيته بتصنيف العبارة فى فئات معينة (من ١ إلى ١١) مع تحديد عدد العبارات التى تصنف فى كل فئة حتى توزع العبارات توزيعا اعتداليًا. أما فى حالة مقاييس التدريج فإن الفرد يقوم بتدريج نفسه أو غيره دون أى قيود من هذا النوع.

المراجع:

1- Edwards, A.l. The measurement of personality traits by scales and inventories, Holt, Rinehard, Winston, 1970.

2- Borgatta, E, Handbook of personality, theory and ressearch, Rand mcnally, 1968.

3- Eysenck, H, the structure of Human personality, Methuen. 1959.

4- Stagner, R, psychology of personality Mcgraw Hill, 1961.

الفصل السادس

مقاييس الاتجاهات النفسية

سوف نناقش فى هـذا الفصل موضـوعًا من أهم الموضوعـات التى ترتبط بسلوك الإنسان، وسوف تكون المناقشة من الناحية الكمية أى فيما يتصل بالقياس. هذا الموضوع هو الاتجاهات النفسية عامة ومقاييس وقياس هذه الاتجاهات على وجه الخصوص.

والاتجاهات النفسية كموضوع يحتل أهمـية واضحة فى مجال علم النفس عمومًا وعلم النفس الاجـتماعى على وجـه الخصوص. وذلك للصلة المـتميـزة بين الاتجاهات وسلوك الفرد فى مواقف حياته الـيومية وعليه فإن دراسة الاتجاهات النفسـية تحتل أهمية أكاديمية بحتة بقدر ما تحتل أهميـة تطبيقية. وقد تزايدت هذه الأهمية فى الأونة الأخيرة بحيث إن الكثيرين من المهتمين بدراسة الاتجـاهات النفسية يقولون إن موضوع الاتجاهات هو محور علم النفس والدراسات السلوكية مهما تعددت أنواعها.

فهناك زعم أنه عندما نقوم بقياس شخصية الفـرد مستخدمين فى ذلك الاستفتاء أو الاختـبار لقياس خـاصية الثـبات الانفعـالى أو القدرة على تحمل المسـؤلية فنحن فى الحقيـقة نقيس اتجاه الفرد نحـو خاصية الثبـات الانفعالى أو خاصيـة القدرة على تحمل المسؤلية كما توضحـهما المواقف المسجلة فى الاختبار أوالاستفتـاء. كما أنه لو استخدمنا أسلوب الملاحظة لنفس الغرض - أى من أجل قياس شخصيـة الفرد - فإننا فى الحقيقة نلاحظ اتجاهات الفرد نحو عناصر البيئة الخارجية كما يعبر عنها بسـلوكه وتفاعله مع هذه العناصر والمكونات.

وهناك من يقول أيضًا إن الاتجاهات النفـسية فى مجموعها هى الدافعـية أوالقيمة التى تعتـبر المحـرك الأصلى للأفراد تجـاه الأهداف، وعلى ذلك فإن الاتجاه النـفسى هو المحك الذى يستـخدمه الـفرد فى إصدار الحكم أو القـرار بالنسبة لجـميع المثـيرات التى يتعرض لها فى حياته اليومية، ويبدو للوهلة الأولى أن هذا القول خلط ومغالطة ظاهرية حيث تـتداخل الاتجاهات فى الدافعيـة والقيم، ولكن إذا وفقنا فى عمليـة التحليل وفى إطار ما هو متـوافر من نظريات سلوكية حتى الآن نجـد أن من الصعب أن نضع الحدود الفاصلة القاطعـة بين الاتجاه النفسى والقيمة من الناحـية الإجرائية التطبيقـية، ولكن قد يكون ذلك ممكنًا من ناحية النظرية والمفهوم حيث تتطلب ذلك الضرورة الأكاديمية فقط.

وهناك من يقـول أيضـا إن الاتجاهات النفـسـية هى الأسـاس الحـركى الدينامى للجماعات وبالتالى إيجاد شـبكة العلاقات الاجتماعية وما فيها من قـيم ومعايير وتقاليد ونماذج حضارية وثقافية مختلفة(*).

(*) انظر علم النفس الاجـتمـاعى: رؤية معـاصرة، دار الفكر العـربى ١٩٩٩، فؤاد الـبهى الـسـيد، سـعد عبدالرحمن.

معنى الاتجاه النفسى

الاتجاه النفسى هو تركيب عقلي نفسى أحدثته الخبرة الحادة المتكررة. ويتميز هذا التركيب بالثبات والاستقرار النسبى. وبمعنى آخر يمكن أن نقول إن الاتجاه النفسى هو حالة عقلية نفسية لها خصائص ومقومات تميزها عن الحالات العقلية والنفسية الأخرى التى يتناولها الفرد فى حياته وتفاعله مع الأفراد الآخرين - وهذه الحالة تدفع بالفرد إلى أن ينحو إلى أو ينحو عن مواقف وعناصر البيئة الخارجية. وتوضيحاً لذلك فإن هذه الحالة العقلية النفسية أو الاتجاه النفسى يصبح الإطار المسبق الذى يستخدمه الفرد فى إصدار أحكامه وتقييمه بالنسبة لما يتعامل معه من مواقف، فهى حالة (مع) أو (ضد). ويمكن أن نلاحظ ذلك فى اقتراب وحب شعب لشعب آخر أو كراهية جماعة لجماعة أخرى والتعصب ضدها، وكذلك حب الفرد لنوع خاص من الملبس وكراهيته لنوع آخر أو إقباله بعاطفة ورغبة على نمط خاص من أنماط الحياة وأعراضه فى انفعال وضجر عن نمط آخر. وهكذا.

ويقول ثرستون - وهو رائد فى مجال قياس الاتجاهات النفسية - أن الاتجاه النفسى هو تعميم لاستجابات الفرد تعميمًا يدفع بسلوكه بعيدًا أو قريبًا من مدرك معين.

وعلى هذا فإنه يمكن القول بأن ثرستون يؤكد أولوية الدافعية على الاتجاهات أو بمعنى آخر أصبحت الاتجاهات من وجهة نظر ثرستون هى حصيلة التعميم الموجب أو السالب لاستجابات الفرد، وهذه الاستجابات تتحكم فيها إلى حد كبير قوى الدافعية وشحناتها بدرجاتها المتفاوتة المختلفة.

ويرى توماس أن الاتجاه النفسى هو موقف تجاه إحدى القيم الاجتماعية أو المعايير العامة السائدة فى البيئة الخارجية للفرد. فموقف الفرد من قيمة الصدق أو الأمانة أو الشجاعة أو غير ذلك هو فى واقعه اتجاه نفسى وموقفه من معايير الحلال والحرام هو أيضًا فى واقعه اتجاه نفسى.

وبذلك نجد أن توماس فرق بوضوح بين الاتجاه النفسى والقيمة، وكذلك بين الاتجاه والمعيار، ولكنه حدد وضع الاتجاه النفسى بأنه المتغير التابع أو النتيجة فى حين أن القيمة أو المعيار كان لها وضع المتغير المستقل أو السبب، وبمعنى آخر فلا يمكن أن يكون هناك اتجاه إلا إذا كانت هناك قيمة وكان هناك معيار وعلى ذلك فقد قدم توماس القيمة والمعيار على الاتجاه النفسى.

ونجد أن بوجاردس - وهو من أوائل الدراسين النابهين فى ميدان الاتجاهات النفسية - قد حدد وجود الاتجاه النفسى والقيمة الاجتماعية والمعايير العامة فى إطار البيئة الاجتماعية بما تحتويه من قوى ومقومات وضغوط وديناميات متباينة متعددة. فيرى أن

الاتجاه النفسى هو عبارة عن ميل الفرد الذى يدفع بسلوكه تجاه عناصر هذه البيئة قريبًا منها أو بعيدًا عنها متأثرًا فى ذلك بالمعايير والنظم الموجبة أوالسالبة التى تفرضها هذه البيئة.

وعليه فإن الاتجاه النفسى - من وجهة نظر بوجاردس - هو حصيلة الضغوط الاجتماعية التى تبذلها عناصر البيئة الخارجية على الفرد، وذلك فى إطار المعايير والعادات والتقاليد التى تمثل هذه القوى وهذه الضغوط المختلفة. أما ألبورت - وهو رائد متميز فى مجال الاتجاهات النفسية - فإنه يصف الاتجاه النفسى بأنه حالة من التهيؤ والتأهب العقلى العصبى التى تحددها مجموعة الخبرات المتكررة بحيث تستطيع حالة التأهب هذه أن توجه سلوك الفرد نحو المثيرات التى تتضمنها مواقف البيئة.

ومن الواضح أن حالة التأهب أو التهيؤ العقلى العصبى هذه قد تكون قصيرة المدى غير ثابتة، وقد تكون عميقة ذات مدى بعيد.

ففى الحالة الأولى عندما تكون حالة التأهب لحظية نجد أنها تنتج من تفاعل مؤقت بين الفرد وعناصر البيئة مثل اتجاه الجائع نحو الطعام لحظة إحساسه بالجوع.

أما عندما تكون حالة التأهب عميقة بعيدة المدى فإنها تكون حصيلة تفاعل دائم ومستمر مع مكونات البيئة الخارجية، مثل اتجاه الفرد نحو شعب من الشعوب أو اتجاه الفرد نحو صديق له حيث إن هذا الاتجاه ثابت نوعًا ما، ومثل ذلك اتجاه شعوب العالم الثالث نحو الشعوب الصناعية. ويقول نيوكمب إن مفهوم الاتجاه النفسى يقوم على عنصرين أساسيين:

أولهما: أن الاتجاه النفسى يجب أن يمثل قنطرة إدراكية معرفية بين حالة الفرد النفسية وبين سلوكه وتعامله مع عناصر البيئة.

وثانيهما: أنه بناء على النقطة الأولى يجب أن نفهم الاتجاه النفسى ونتعرف عليه من خلال الأنماط السلوكية للأفراد.

وبذلك يرى نيوكمب أن الاتجاه النفسى هو تنظيم خاص للعمليات السيكلوچية وهذا التنظيم يمكن الاستدلال عليه من سلوك الفرد وذلك بالنسبة لمدركات نوعية فى بيئته الخارجية. وهذا التنظيم كذلك إنما هو حصيلة الخبرة السابقة للإنسان.

ونجد نيوكمب كذلك يفرق بين الدوافع والاتجاهات على النحو التالى:

(أ) تبدو الدوافع وترتبط بالحالات التى ينشط فيها الفرد ويسعى لتحقيق أهدافه وأغراضه. أما الاتجاهات فهى تتعلق بالفرد فى جميع حالاته، ومن ثم فإن الاتجاهات لها صفة الدوام والاستمرار النسبى.

(ب) والاتجاهات كذلك أكثر شمولاً وعمومية من الدوافع - غير أن بعض الدوافع التى تكون لها صفة الشمول يصبح من الصعب تمييزها عن الاتجاهات. ومن هنا يمكن القول بأن الاتجاهات النفسية هى حصيلة تفاعل الفرد مع المثيرات المتنوعة التى تنجم عن البيئة بأنماطها ونماذجها الثقافية والحضارية الموروثة عن الأجيال السابقة.

مكونات الاتجاه النفسي وعناصره:

يمكن أن نقول إن الاتجاه النفسى يتكون من أربعة عناصر أساسية تتفاعل مع بعضها البعض لتعطى الشكل العام للاتجاه. وهذه العناصر قد تكون لها الصفة التشريحية بمعنى أنها تفترض من أجل توضيح مكونات الاتجاه، إلا أنها ذات ضرورة من أجل عملية قياس الاتجاه النفسى وللتفريق بين الاتجاه ومتغيرات أخرى مثل الرأى والعقيدة وغير ذلك - ويمكن أن نشير إلى مكونات الاتجاه فيما يلى:

(أ)**المكون الإدراكي:** وهو مجموع العناصر التى تساعد الفرد على إدراك المثير الخارجى (أو الموقف الاجتماعى) أو بمعنى آخر الصيغة الإدراكية التى يحدد عن طريقها الفرد هذا الموقف الاجتماعى أو ذاك. وقد يكون ذلك الإدراك حسيًا عندما تتكون الاتجاهات نحو الماديات أو ما هو ملموس منها وقد يكون الإدراك اجتماعيًا - وهوالصيغة الغالبة - عندما تكون الاتجاهات نحو المثيرات الاجتماعية والأمور المعنوية. ولذلك وبناء على مفاهيم الإدراك الاحتماعى تتدخل مجموعة كبيرة من المتغيرات فى هذا المكون الإدراكى مثل صورة الذات ومفهوم الفرد عن الأخرين وأبعاد التشابه والتطابق والتميز.

ويعتبر هذا المكون الإدراكى من أهم مكونات الاتجاه النفسى إذ إنه يمثل الأساس العام لبقية المكونات.

(ب)**المكون المعرفي:** وهو عبارة عن مجموع الخبرات والمعارف والمعلومات التى تتصل بموضوع الاتجاه والتى آلت إلى الفرد عن طريق النقل أوالتلقين أو عن طريق الممارسة المباشرة. كما يضاف إلى ذلك رصيد المعتقدات والتوقعات. وعليه فإن قنوات التواصل الثقافية والحضارية تكون مصدراً رئيسياً فى تحديد هذا المكون المعرفى إذ إنها تقوم بنقل الخبرات من جماعة إلى جماعة ومن جيل إلى آخر، كما تسهم أيضًا فى نشر وتوزيع المعارف والمعلومات. والمصدر الرئيسى الآخر فى تحديد هذا المكون المعرفى هو مؤسسات التربية والتنشئة التى يتعرض من خلالها الفرد للخبرات المباشرة.

(ج) **المكون الانفعالي:** يعتبر المكون الانفعالى للاتجاه هو الصفة المميزة له والتى تفرق بينه وبين الرأى. فشحنة الانفعال المصاحبة للاتجاه هى ذلك اللون الذى بناء على عمقه ودرجة كثافته يتميز الاتجاه القوى عن الاتجاه الضعيف كما يتميز الاتجاه عمومًا عن المفاهيم الأخرى مثل الرأى والرأى العام والعقيدة والميل والاهتمام.

(د)**المكون السلوكي:** وهو مجموع التعبيرات والاستجابات الواضحة التى يقدمها الفرد فى موقف ما نحو مثير معين. ومن الترتيب المنطقى أن الإنسان يأتى بسلوك معين تعبيراً عن إدراكه لشىء ما ومعرفته ومعلوماته عن هذا الشىء وعاطفته وانفعاله نحو هذا الشىء. ولذلك فإن المكون السلوكى للاتجاه النفسى هو نهاية المطاف. فعندما تتكامل جوانب الإدراك وأبعاده ويكون الفرد بناء على ذلك رصيداً من الخبرة والمعرفة والمعلومات التى تساعد فى تكوين العاطفة أو الانفعال يقوم الفرد بالنزوع أوالسلوك أو تقديم الاستجابة التى تتناسب مع هذا الانفعال وهذه الخبرة وهذا الإدراك.

عملية تكوين الاتجاه النفسي:

يتكون الاتجاه النفسى عند الفرد ويتطور من خلال التفاعل المتبادل بين هذا الفرد وبيئته بكل ما فيها من خصائص ومقومات. وتكوين الاتجاه النفسى بغض النظر عن كونه سالبًا أو موجبًا إنما هو دليل على نشاط الفرد وتفاعله مع البيئة.

ويمر تكوين الاتجاه النفسى بثلاث مراحل هى:

أ- المرحلة الإدراكية المعرفية: وهى المرحلة التى يدرك فيها الفرد المثيرات التى تحيط به ويتعرف عليها، ومن ثم تتكون لديه الخبرات والمعلومات التى تصبح إطاراً معرفيًا لهذه المثيرات والعناصر.

ب- المرحلةالتقييمية: وهى مرحلة يقوم فيها الفرد بتقييم حصيلة تفاعله مع هذه المثيرات والعناصر - ويستند فى عملية التقييم هذه إلى ذلك الإطار الإدراكى المعرفى بما فيه من متغيرات موضوعية مثل خصائص الأشياء ومقوماتها، ومن متغيرات ذاتية مثل تلك التى أشرنا إليه فى الجانب الاجتماعى من الإدراك مثل صورة الذات، وأبعاد التطابق والتشابه والتمييز وهى جميعها تعتمد على ذاتية الفرد وأحاسيسه ومشاعره.

حـ - المرحلة التقريرية: وهى مرحلة التقرير أو إصدار الحكم بالنسبة لعلاقة الفرد مع عنصر من عناصر البيئة، فإذا كان ذلك الحكم موجبًا تكون الاتجاه الموجب لدى الفرد والعكس صحيح.

قياس الاتجاهات النفسية:

عند الحديث عن قياس الاتجاهات النفسية لا بد أن نشير إلى عدة نقاط رئيسية لا نريد أن نسميها مشكلات أو عقبات، ولكن من الأفضل أن نعرفها على أنها مجموعة من الحقائق الهامة التى يجب على أخصائى القياس أن يأخذها فى اعتباره:

١- إن عملية قياس الاتجاه النفسى ليست فى عمومية قياس الذكاء أو القدرات بل هى أقرب إلى النوعية والخصوصية مثل مقاييس الشخصية ومن ثم فإن إعداد المقياس يتطلب الاعتماد على خصائص الجماعة ونوعية المواقف التى تتصل بالاتجاه، وهنا يتطلب الأمر الاتصال بأفراد الجماعة عن طريق المقابلات الشخصية لمعرفة أبعاد الاتجاه ومحدداته والمتغيرات التى ترتبط به بل وما هو أهم من ذلك جميعًا وهو معرفة ماذا نريد أن نقيس. إذ إن هذه العملية التمهيدية تقود إلى تحديد الاتجاه النفسى تحديدًا واضحًا. ولتوضيح ذلك نقول إن هناك الكثير من الدراسات فى مجال قياس الاتجاهات تدور حول «قياس اتجاه الطلاب مثلاً نحو مادة الرياضيات أو اللغة الانجليزية أو غير ذلك من المواد الدراسية. ونجد أن المقياس قد جهز بطريقة ما لتوضيح مدى تقبل أو عدم تقبل الطلاب أو غيرهم لهذه المواد الدراسية. ولو أن القائم على إعداد هذا المقياس قد بدأ دراسته بدراسة استطلاعية كأن يجرى بعض المقابلات الشخصية عن موضوع الاتجاه أو بتطبيق بعض الأسئلة مفتوحة النهاية. Open ended quest لكان بناء مقياس الاتجاه قد تغير بصورة أو بأخرى. ذلك؛ لأن الباحث افترض أن الطلاب إما (يميلون) إلى هذه المادة الدراسية أو (يعرضون) عنها ولكن قد توضح البيانات الأولية أن الاتجاه يتدرج من التقبل الضعيف إلى التقبل القوى ولكن لا يتدرج من الرفض إلى القبول. وهكذا بالنسبة لما قد توضحه البيانات الأولية التى تجمع عن طريق المقابلة الشخصية أو الأسئلة مفتوحة النهاية.

وعن طريق هذه البيانات الأولية أيضًا يتمكن الأخصائى من جمع عدد كبير من التعبيرات والجمل والتعليقات والصيغ اللفظية التى قد تصلح تمامًا لتكوين وحدات وبنود مقياس الاتجاه.

٢- من الأمور التى يجب أن يهتم بها الأخصائى فى مجال قياس الاتجاهات ما يتعلق بإعداد مجموعة البنود أو العبارات، أو ما يسمى حاليًا «بنك الأسئلة أو البنود» وهذه العملية تتطلب جمع كل العبارات التى تتصل بموضوع الاتجاه فى صيغ مختلفة ثم إعدادها فى صورة يمكن استخدامها، بمعنى أن يتوافر فى كل عبارة أو بند المفهوم المحدد الذى يثير اهتمام المفحوص ويدعوه إلى أن يستجيب لمضمونه وما يهدف إليه. ويجب أن يلاحظ الأخصائى كذلك أن كثيرًا من مقاييس الاتجاهات تفشل نتيجة إعداد خاطئ لبنك البنود وبخاصة عندما يعتمد فى إعدادها على مجرد تكوين نظرى يعتقد الأخصائى أنه صحيح ومناسب. ولذلك ننصح أن يتم إعداد هذا البنك من واقع استجابات أفراد الجماعة فى مقابلة شخصية أو لاسئلة مفتوحة النهاية. فعبارة المقياس هى وحدته البنائية التى يجب أن يتم إعدادها بدقة حتى يصبح المقياس دقيقًا. وهذه العبارة غالبًا ما تكون

فى صيغة تقريرية مثل «المكان الطبيعى للمرأة هو البيت» أو «الرجال أكثر ذكاء من النساء». كما أن العبارة أوالبند يجب أن يغلب عليها اللون العاطفى أو الانفعالى حتى تمثل مثيراً يتحدى استجابة المفحوص، فعلى سبيل المثال لا نقول:

«الناس فى هذا المكان مشغولون دائمًا عنى» ولكن من الأوفق أن نقول «أشعر وكأننى شخص غير مرغوب فيه فى هذا المكان» وذلك؛ لأن الإحساسات والمشاعر تملأ العبارة الثانية والأمر ليس كذلك بالنسبة للعبارة الأولى.

٣- هناك أيضًا ما يجب أن نلفت انتباه الأخصائى إليه وهو نتائج استجابة المفحوصين لوحدات المقياس. هذه الاستجابة يمكن أن تعتبر دليلاً على نجاح المقياس أو فشله. لذلك يجب أن يلاحظ الأخصائى ما يلى كعلامات غير مشجعة أو توحى إليه بضرورة إعادة النظر فى المقياس:

- ميل المفحوصين إلى المراوغة واللف والدوران بالنسبة لعبارات المقياس حيث تكثر استفساراتهم حول معناها وما نقصد إليه.

- ميل المفحوصين إلى تعديل العبارات وتغيير معناها وإعادة صياغتها أو استبدال ألفاظها.

- اقتراح بعض المفحوصين بإضافة عبارات جديدة إلى المقياس أو حذف بعض العبارات. وخاصة العبارات التى يقولون عنها أنها غير مألوفة.

- كثرة الاستجابات المحايدة (لا أدرى - لا أعرف - لم أكون رأيًا وهكذا).

- عدم تحمس المفحوصين إلى الاستمرار فى الاستجابة لبنود المقياس.

٤- من المفروض كذلك أن تكون وحدات المقياس حقيقية وليست افتراضية، فالمطلوب هو أن يعبر المفحوص عما يشعر به فعلاً وبما يقوم به حقيقة وليس عما يجب أن يكون أو من المحتمل أن يحدث. وهذا يعتمد فى حقيقة الأمر على كيفية صياغة البند أو العبارة وكذلك على مدى ارتباطها بواقع الجماعة ومواقف الحياة اليومية فيها.

٥- من المحتمل أيضًا أن يكون هناك ما يسمى بنسق الاستجابة «Responce set» يؤثر على استجابات المفحوصين بالنسبة لمقياس الاتجاه. وهذا النسق هو ميل معظم المفحوصين للإجابة على بنود المقياس بطريقة معينة غالبًا ما تكون لا علاقة لها بمحتوى بنود المقياس.

وربما كان أهم هذه النسق ما أشرنا إليه سابقًا فى مجال الشخصية وسميناه عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية أوالرغبة الاجتماعية. حيث نلاحظ أن معظم المفحوصين يختارون الاستجابة التى تدل على اتجاه مقبول من الناحية الاجتماعية مثل ما يحدث عند قياس اتجاهات الأمريكيين نحو «السامية».

وهناك نسق آخر هو نسق المسايرة aquiescence أو الإذعان للغالبية من أراء واتجاهات الجماعة كما يحسها الفرد ويستشعرها. وغالبًا ما تكون هذه المسايرة نحو الموافقة أكثر منها نحو الرفض، وخاصة إذا كانت العبارة أو البنود فى صياغة أقرب إلى العمومية المقبولة التى لا تقترب من النواحى الشخصية أو الفردية فى الجماعة.

وقد تكون هناك نسق أخرى تقوم على التعصب والتسلط وعدم المرونة وتؤثر على إجابات المفحوصين بطريقة قد تكون بعيدة عن محتوى عبارات أو بنود مقياس الاتجاه.

وما يجب أن يأخذه الأخصائى فى اعتباره إن إعداد عبارات مع الاتجاه وأخرى ضد الاتجاه لا يحل مشكلة تأثير هذه النسق على الإجابات إذ إن هذه النسق لا تتصل بمحتوى بنود المقياس، وإن كان هذا يساعد على قياس هذه النسق واستخلاص البنود ذات الصلة الوثيقة بها كما فعل إدواردز فى بعض اختبارات الشخصية. والحقيقة أن هذا الميدان - وخاصة فى مجال الاتجاهات النفسية - يحتاج إلى الكثير من البحوث والدراسات الميدانية لتوضيح الغموض الذى تحدثه نسق الاستجابة هذه.

٦- مما ينصح به كذلك أن يهتم الأخصائى بتجانس الاتجاه أو أن يقيس بعدًا واحدًا فقط، وهذه تسمى بخاصية أحادية البعد للمقياس Unidimensionality فبالإضافة إلى منطقية العلاقة بين الوحدات أو البنود كما يستدل عليها الأخصائى المدرب يمكن الاستعانة بحساب معاملات الارتباط البينية للبنود - مع ملاحظة اتجاه العبارات - للاستدلال بها على هذه الخاصية التى يجب أن يعتبرها الأخصائى إحدى المواصفات الأساسية فى مقياس الاتجاه.

٧- ومن الخصائص التى يجب أن تتوافر فى مقياس الاتجاه ويجب أن يلاحظه الأخصائى هى خاصية الخطية linearity وتساوى الوحدات أو الفئات Equal intervals وهذا يعنى أن مقياس الاتجاه يجب أن يتمشى مع النموذج الخطى لتوزيع الوحدات، كما يجب أن تكون هذه الوحدات متساوية كذلك.

ومما يجب أن يؤخذ فى الاعتبار كذلك الدلالة السيكلوجية لهذه الوحدات أو الفئات. فنحن نفترض الخطية وتساوى الوحدات فى مقياس الاتجاه ولكن يجب أن نكون على ثقة من معنى الدرجات التى نحصل عليها من هذا المقياس، أو بمعنى آخر لا بد أن نتبع افتراضنا للخطية والتساوى بتفسير سيكلوجى واضح يعطى معنى قاطعًا لهذه الدرجات: وعليه يمكن أن نعلل للاختلافات بين درجات أفراد المجموعة. كما يمكن أيضًا مقارنة الوحدات فى مقياسين مختلفين لاتجاه واحد.

وإذا تعذر الأمر فى استخدام فرض تساوى الوحدات فإنه يمكن للأخصائى أن يلجأ إلى فكرة مقياس الرتب الذى قد يساعد كثيرًا فى هذه الناحية (راجع مستويات القياس).

٨- ربما يكون من غير اللازم أن نؤكد خاصية هامة للمقياس على وجه العموم وهى خاصية الثبات. وقد سبق أن أشرنا إليها على أنها درجة خلو نتائج أو درجات المقياس من الأخطاء التى تعود إلى عوامل الصدفة، وهذا يعنى أنه إذا كان المقياس ثابتًا فإننا سوف نحصل دائمًا على نفس النتائج تقريبًا كلما استخدمنا هذا المقياس فى هذه المجموعة.

ولكن الصعوبة التى يجب أن نعترف بها ترتبط بخصائص الاتجاه نفسه كمفهوم حيث إنه من المتوقع أن يكون الاتجاه النفسى حركيًا غير ثابت يتغير ربما من لحظة إلى أخرى؛ وليس معنى هذا أنه يتغير من السلبية إلى الإيجابية بل قد تتغير درجته فى نفس الاتجاه السلبى أو الإيجابى. وعلى ذلك فإنه لا يمكن تفسير معامل ثبات مقياس الاتجاه فى حدود مفهوم تقارب النتائج فى حالة إعادة التطبيق، ومن ثم لا بد أن نلجأ إلى مفهوم آخر من مفاهيم التناسق الداخلى. هذا المفهوم يساعد على البحث فى ثبات درجات مقياس الاتجاه النفسى باستخدام معامل ألفا أو معادلة كودر وريتشاردسون رقم ٢٠ - وقد سبقت الإشارة إلى ذلك فى موضع آخر من هذا الكتاب. (راجع ثبات الاختبار).

ولا بد أن نكرر هنا أن المعامل الذى نحصل عليه من تطبيق هذه المعادلة يعتبر من حيث القيمة العددية أقل معاملات الثبات، ولذلك يمكن تعضيد هذه الطريقة باستخدام التجزئة النصفية للحصول على معامل ثبات المقياس.

٩- الخاصية الأخرى الملازمة للخاصية السابقة هى خاصية الصدق التى يجب أن تتوافر بالضرورة فى أى مقياس كما سبق أن أشرنا إلى ذلك.

وقد تكون الصعوبة الأولى التى نشير إليها هى صعوبة أساسية تتصل بقدرة المقياس اللفظى على أن يدل فعلاً على سلوك له علاقة بموضوع الاتجاه النفسى إذا مارس الفرد الموقف فى صورة مباشرة. وهناك العديد من الدراسات التى تدعو إلى الشك فى قدرة المقياس اللفظى على ذلك.

لذلك قد يلجأ الأخصائى إلى إحدى طريقتين للتأكد من صحة مقياس الاتجاه: الأولى وهى التى وصفناها سابقًا فى مقاييس الشخصية وسميناها طريقة استطلاع آراء الحكام. حيث يعرض الفاحص البنود أو الوحدات على مجموعة من الحكام المدربين المتخصصين ليحكموا على مدى علاقة كل بند من هذه البنود بموضوع الاتجاه ثم تعالج النتائج كما سبق شرحه.

والطريقة الثانية هى أن يلجأ الباحث إلى استخدام مجموعات المحك بناء على مفهوم الصدق على أنه القدرة على التمييز بين طرفى الاتجاه. حيث يتم تطبيق المقياس

على مجموعة تتصف تمامًا بجميع خصائص الاتجاه مثل جماعات التعصب العنصرى أو الدينى أو السياسى (مجموعة المحك) فى مقابل مجموعة أخرى عادية بعيدة عن خصائص هذا الاتجاه (المجموعة الضابطة). ويتم تعيين صدق المقياس بناء على قدرته على التمييز بين هاتين المجموعتين.

وعلى العموم نستطيع أن نقول إن موضوع صدق مقاييس الاتجاهات لا تزال - رغم استخدام منهج التحليل العاملى فى بعض الحالات - مفتوحًا ويتطلب المزيد من الدراسات الميدانية.

١٠- وخاصية أخيرة قد يكون من الصعب على الأخصائى تحقيقها عمليًا وهى تتصل بمعنى تراكم واستمرارية درجات مقياس الاتجاهات. ولتوضيح ذلك لنفرض أنه عند تحديد وزن كتلة من الحجر أشار الميزان إلى الرقم ١٥٠ فهذا يعنى أن وزن هذه القطعة هو ١٥٠ كيلو جراما. وعند قراءة هذا الرقم نعرف أن وزن هذه القطعة تعدى الـ ١٥٠ رقمًا ليصل إلى علامة ١٥٠. وكذلك قطعة الخشب التى طولها ٤٠ سم لا بد أنها تعدت العلامات الأربعين الأولى لتصل إلى هذا الرقم.

وكذلك المريض الذى يعانى من مرض ما وظهرت عليه الأعراض رقم (٥) مثلاً فمعنى ذلك أنه لا بد أنه قد ظهرت عليه سابقًا الأعراض رقم ١ ثم ٢ ثم ٣ ثم ٤ حتى يصل إلى الاعراض رقم (٥).

فهل يمكن عندما نعرف درجة الفرد على مقياس الاتجاه نستطيع أن نحدد وضعه بالنسبة لموضوعه؟ أو بمعنى آخر هل يمكن أن نعرف أى العبارات التى أجاب عليها الفرد بالإيجاب وأيها أجاب عليها بالرفض؟

ففى حالة مقاييس الذكاء المتدرجة يمكن تحقيق ذلك، فعندما نعرف درجة الفرد على الاختبار نستطيع أن نقرر أى الأسئلة أجاب عليها إجابات صحيحة وأيها أجاب عليها إجابات خاطئة. فإذا كانت درجة الفرد ٤٠ من ٥٠ يمكن أن نقول أنه أجاب إجابات صحيحة عن الأربعين سؤالا وإجابات خاطئة عن العشرة الباقية (حيث إنه لا يمكن للمفحوص أن يجيب عن سؤال ما إلا إذا أجاب إجابة صحيحة عن السؤال الذى يسبقه). مثل هذا الموضوع فى مقاييس الاتجاهات يحتاج إلى الكثير من الدراسات والبحوث لقلتها فيه وحاجته الشديدة إليها.

بعد استعراضنا للنقاط العشرة التى أشرنا إليها سابقا على أنها حقائق هامة يجب على الأخصائى فى ميدان قياس الاتجاهات النفسية أن يأخذها فى اعتباره، نحاول الآن أن نعرض لأهم أنواع الطرق المعروفة لقياس الاتجاهات النفسية:

أولا: مقياس التباعد النفسى الاجتماعى: Social distance Scale

وصف هذا المقياس بوجاردس فى سنة ١٩٢٥ وقد عدل بعد ذلك أكثر من مرة واستخدم كثيراً. ويمكن توضيحه فى النموذج التالى:

التعليمات:

بناء على إحساساتك ومشاعرك وللوهلة الأولى صنف هذه المجموعات العنصرية بناء على واحدة أو أكثر من التصنيفات الموضحة أدناه: (وضع دائرة حول الرقم)

	المصاهرة	أصدقاء شخصيون	جيران	زملاء فى العمل	المواطنة فى بلدى	لزيارة (بلدى)	يطردون من بلدى
الكنديون	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الصينيون	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الإنجليز	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الفرنسيون	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الألمان	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الهنود	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧

وواضح من هذا المقياس أنه يقيس بوضوح اتجاه التعصب العنصرى ،كما يتضح أيضًا أن التصنيفات السبعة التى تكون البناء الأساسى لهذا المقياس تبدو معقولة ومتفقة إلى حد ما مع النقاط الأساسية العشرة التى سبق سردها فى الفقرات السابقة.

ولكن قد يؤخذ على هذا النوع من المقاييس صعوبة التعليمات التى قد لا تساعد المفحوص على الاستجابة بصورة مبسطة، ولذلك يلاحظ أن معظم الاستجابات تأتى فى المنطقة المتوسطة من هذه التصنيفات حيث تدل على القبول المتوسط بين الرفض الكامل والتقارب الكامل. وبمعنى آخر نجد أن معظم الاستجابات تجمعت عندا لرقم ٤.

ونلاحظ أيضًا فى هذا النوع من المقاييس أن تساوى الفئات أوالوحدات غير وارد إذ إنه ليس من المعقول أن تكون المسافة بين قبول هذه الجماعة العنصرية أو تلك كمواطنين، وقبولهم كزائرين فقط تساوى المسافة بين قبولهم كزائرين وطردهم من البلاد، أى أنه ليس من المعقول أن تتساوى المسافة بين التصنيف رقم ٥ والتصنيف رقم

٦ مع المسافة بين رقم ٦، ورقم ٧. وبناء على ذلك نتوقع أن تكون هناك صعوبات من نوع خاص فى حساب الدرجات على هذا المقياس.

وعلى الرغم من ذلك فقد استخدم مقياس التباعد النفسى الاجتماعى فى أكثر من دراسة وثبتت قدرته وفاعليته، وقد عاد بوجاردس وقام بعدة تعديلات فى هذا المقياس بهدف تبسيط التعليمات وضبط عملية حساب الدرجات. وقد استخدم كيرسن المقياس بعد التعديل فى مجموعة الدراسات المتتالية.

ثانيًا - مقياس ثرستون:

اهتم ثرستون بصورة واضحة بتساوى المسافات بين وحدات المقياس، وقد كان اهتمامه مبنيًا على التجارب التى أجريت فى ميدان علم النفس الفيزيائى psychopysics من أجل إيجاد مقاييس ذات وحدات متساوية لقياس خصائص الأفراد وخاصة الفيزيكية مثل الوزن أو الطول وما إلى ذلك، حيث إنه كلما كان الفرق الحقيقى بين وزن عنصرين ضئيلاً كان عدد الناس الذين يميزون هذا الفرق ضئيلاً أيضًا. وقد فكر ثرستون بنفس الطريقة عند تصميمه لمقياس يقيس اتجاهات الناس نحو موضوع ما. فقد بدأ محاولته بأن طلب من الأفراد المفحوصين بأن يقارنوا عبارات مقياس الاتجاه على هيئة أزواج ثم يقرر الفرد أى العبارتين أكثر إيجابية أو أكثر سلبية فى التعبير عن الاتجاه. ولكن هذه الطريقة- التى عرفت فيما بعد بطريقة المقارنة الزوجية - تصبح صعبة التطبيق وخاصة إذا أصبح عدد العبارات عشرين مثلاً، ففى هذه الحالة سوف يقوم الفرد بفحص ١٩٠ زوجًا من العبارات

$$\frac{ن(ن - ١)}{٢ \times ١}$$ حيث ن عدد العبارات

وهذا العدد - عشرون عبارة - هو العدد المعتاد فى مثل حالات قياس الاتجاهات وعلى ذلك فقد طور ثرستون طريقة أخرى تستهلك جهدًا من المفحوص أقل من طريقة المقارنة الزوجية وهى طريقة الفئات المتساوية (المفترضة).

وتتلخص هذه الطريقة فى جمع عدد كبير من العبارات أو البنود التى يفترض أنها تقيس الاتجاه المطلوب قياسه، ويفضل أن يتراوح عدد هذه العبارات بين ١٠٠ - ١٥٠ عبارة ويتم عرضها على حوالى ٤٠ - ٦٠ من الحكام المدربين وفى نفس الوقت يمثلون الجماعة التى يطبق عليها مقياس الاتجاه. وتجهز العبارات بأن تكتب كل عبارة على بطاقة مستقلة وتوضح التعليمات للحكام بأن هذه العبارات إنما تقيس اتجاها نفسيًا محددًا

يتكون مقياسه من إحدى عشرة نقطة تبدأ من الاتفاق الكامل وتنتهى بالرفض الكامل مروراً بنقطة متوسطة محايدة. ويطلب من الحكام قراءة كل عبارة بدقة ثم تصنيفها فى إحدى هذه الفئات الإحدى عشرة: بحيث تكون الفئة رقم (١) تضم تلك العبارات المقبولة جداً (اتفاق كامل) والفئة رقم (١١) تضم العبارات غير المقبولة إطلاقًا (الرفض الكامل)، وذلك بغض النظر عن الرأى الشخصى للحكم بالنسبة لكل بند، ولكن يتم التصنيف حسب محتوى العبارة ومعناها وعلاقتها بالاتجاه الذى من المفروض أن تقيسه.

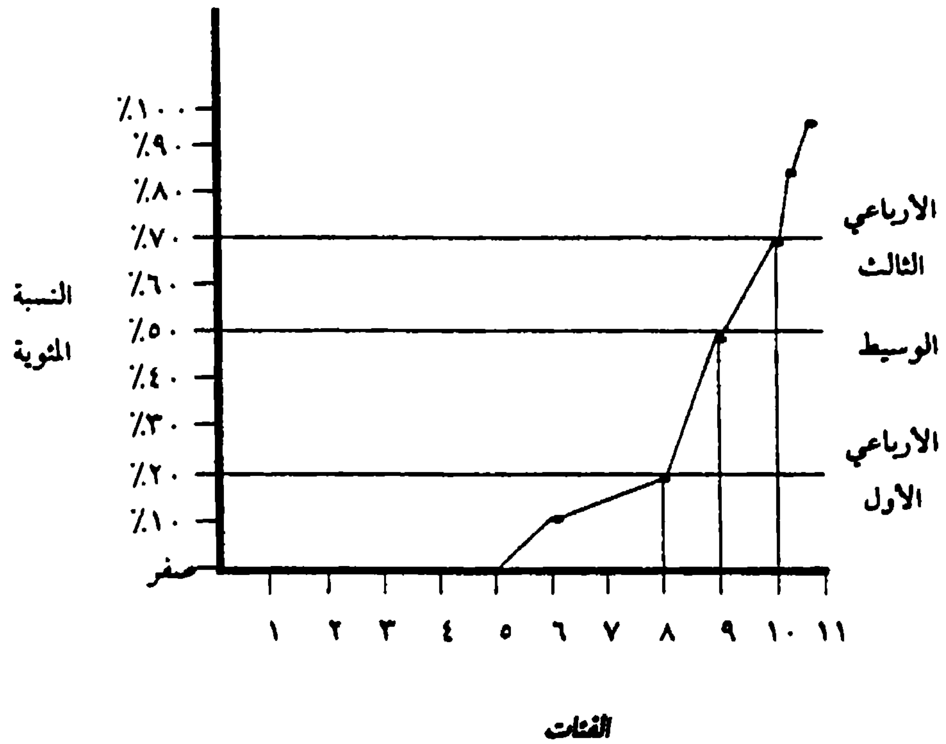
وعند تحليل استجابات مجموعة الحكام لهذه البنود أوالعبارات سوف نأخذ فى اعتبارنا (تشتت) هذه الاستجابات، فكلما زاد هذا التشتت دل ذلك على غموض العبارة وعدم صلاحيتها لمقياس الاتجاه. ويمكن الكشف عن هذا التشتت عن طريق التباين أو الانحراف المعيارى أو المدى الأرباعى وإن كان هذا الأخير هو أسهل هذه الأدوات وأسرعها كما أنه يسهل معرفة الدرجة الوسيطية التى نحتاجها - كما سبق أن أوضحنا - لتحديد درجة البند أو العبارة على أى نوع من أنواع المقاييس.

ويمكن استنتاج الوسيط والمدى الأرباعى من المنحنى التكرارى المتجمع وذلك على النحو التالى:

١- تصف استجابات الحكام بالنسبة لكل بند كما فى الجدول التالى:

(مثال توضيحى):

الاستجابة	التكرار	النسبة المئوية	النسبة المئوية المتجمعة
١	٠		
٢	٠		
٣	٠		
٤	٠		
٥	٠		
٦	٢	٤٪	٤٪
٧	٢	٤٪	٨٪
٨	١٠	٢٠٪	٢٨٪
٩	١١	٢٢٪	٥٠٪
١٠	١٥	٣٠٪	٨٠٪
١١	١٠	٢٠٪	١٠٠٪
	٥٠	١٠٠٪	



(المنحنى التكرارى المتجمع لأحد البنود)

الوسيط = ٩

الأنحراف أوالمدى الأرباعى = $\frac{١}{٢}$ (الأرباعى الثالث - الأرباعى الأول)

ثالثا: مقياس ليكرت:

يعتبر مقياس ليكرت من المقاييس كثيرة الاستخدام فى ميدان قياس الاتجاهات النفسية؛ ذلك لأنها لا تستهلك ذلك الجهد أوالوقت الذى تستهلكه طريقة ثرستون. وبالإضافة إلى ذلك فإن مقياس ليكرت يرتبط ارتباطًا موجبًا مع مقياس ثرستون، وبمعنى آخر يمكن أن نحصل على نفس النتائج تقريبًا عند استخدام كلا المقياسين ومن هنا كان مقياس ليكرت أكثر استخدامًا وشيوعًا فى ميدان الاتجاهات.

وأول ما يميز مقياس ليكرت هو الاهتمام بأن جميع وحدات المقياس تقيس نفس الاتجاه. كما أن مقياس ليكرت لا يستدعى استخدام مجموعة من الحكام من أجل تصنيف العبارات أوالبنود إذ إن كل عبارة من هذه العبارات مدرجة ذاتيًا ابتداء من الموافقة الكاملة إلى الرفض المطلق وذلك على مقياس ذى خمس نقاط هى:

أوافق جدا - أوافق - غير متأكد - أرفض - أرفض تمامًا.

وهذه النقاط الخمس تعطى أوزانًا: ٥، ٤، ٣، ٢، ١، أو ٤، ٣، ٢، ١، ٠

وعند إعداد مقياس ليكرت لقياس اتجاه ما يمكن اتباع الخطوات التالية:

١- يتم تجميع عدد مناسب من العبارات التى يرى الأخصائى أنها ذات علاقة بموضوع الاتجاه. وهنا يجب أن نشير إلى ضرورة التدقيق عند اختيار العبارات أو البنود. إذ إنه مهما كانت دقة الأخصائى وقدرته على التحليل الأحصائى فإنه لن يستطيع معالجة نتائج أحد مقاييس الاتجاهات الذى لم يحسن اختيار وحداته البنائية. ونحن نتوقع بطبيعة الحال أن يقوم الأخصائى بتحليل الاتجاه قبل اختيار البنود أو العبارات إذ إن عملية تحليل الاتجاه سوف تساعد الأخصائى على اختيار العبارات التى تتعلق بكل عنصر من عناصر الاتجاه النفسى. ونقترح على الأخصائى أن يلاحظ العبارة من حيث الشكل والبناء بحيث تكون العبارة تقريرية مثل «الأب هو المسئول الوحيد عن تربية الأطفال» وأيضا نقترح على الأخصائى أن يختار العبارة التى تقبل التدريج بحيث تتراوح الآراء حولها بين الموافقة الكاملة والرفض الكامل. وكذلك العبارة التى تمثل موقفًا أو مثيراً يتحدى الفرد وينتزع منه الاستجابة التى تدل على اتجاهه فعلاً. أو بمعنى آخر تلك العبارة الحدية التى تستدعى استجابة من نوع خاص. ويمكن للأخصائى أن يختار هذه العبارات من الحوار المتداول بين الناس ومن الشعارات أو ما يكتب فى الجرائد اليومية أو من تحليل المحتوى لاستجابات الأفراد لأسئلة مفتوحة النهاية. وهذه الطريقة فى جمع العبارات أو البنود سوف تساعد الأخصائى على الاقتراب ما أمكن بالمقياس إلى حقيقة الاتجاه النفسى المطلوب قياسه.

وفيما يختص بمقياس ليكرت الذى نحن بصدده الآن فإنه من المستحسن الا تكون العبارات من النوع المحايد الذى يمثل الرأى أكثر من تمثيله للاتجاه، بل يجب أن تكون العبارة من النوع الذى يصاحب استجابته شحنة انفعالية من درجة ما.

٢- يتم بعد ذلك إجراء التطبيق التمهيدى لتجريب البنود، وقد يحتاج الأخصائى فى هذه المرحلة إلى عينة فى حدود المائة. ويطلب من أفراد العينة الاستجابة لكل بند بأن يعين الاحتمال الذى يناسبه من (الاحتمالات) الخمسة السابقة الإشارة إليها. وليس فقط مجرد الموافقة أو عدم الموافقة. ويمكن توضيح ذلك فى المثال التالى:

العبارة	اوافق جداً	اوافق	غير متأكد	لا اوافق	لا اوافق ابداً
الأطفال هم سبب استقرار الحياة الزوجية			√		
الأطفال مبعث بهجة وسرور		√			
من الصعب التعامل مع الأطفال				√	
رعاية الأطفال أمر شاق				√	
تعليم الأطفال عملية ممتعة		√			

ومن هذا يتضح أن كل فرد من أفراد العينة عليه أن يستجيب لكل بند بإعطاء إشارة معينة تحت أى نقطة من هذا النقاط الخمسة.

٣- يقوم الأخصائى بعد ذلك بإعطاء الدرجات المناسبة لاستجابات أفراد العينة (تصحيح الإجابات)؛ ولأن يقوم بذلك عليه أن يحدد أولاً معنى الدرجة العظمى للمقياس فإذا كانت الدرجة الكبيرة تعنى اتجاهًا إيجابيًا كان عليه أن يعطى الدرجة (٥) للموافقة الكاملة والدرجة (١) للرفض المطلق للعبارات الموجبة، وأن يعطى الدرجة (١) للموافقة الكاملة والدرجة (٥) للرفض المطلق للعبارات السالبة. وقد يجد الأخصائى فى بعض الحالات أن هناك عبارة أو أكثر لا يستطيع تحديد اتجاهها تمامًا بمعنى هل هى سالبة أم موجبة. وفى هذه الحالة يمكنه أن يدرجها بأى من الطريقتين على أن يتابع معاملات الارتباط بين هذه العبارات وبقية العبارات ليتأكد من اتجاه العبارة.

ونعود ونقول إن هذه صعوبة أساسية يواجهها الأخصائى فى ميدان قياس الاتجاهات، وبالذات بالنسبة للعبارات التى تحتمل التأويل هل هى سالبة أو موجبة ولذلك يصبح من الأفضل التدقيق فى اختيار العبارات منذ البداية حتى لا نواجه مثل هذه الصعوبات بعد إعداد المقياس.

ولتوضيح ذلك لنفرض أن لدينا مقياسًا مكونًا من عشر عبارات فإنه من المتوقع إذن أن تكون الدرجة العظمى هى ٥٠ (١٠ × ٥) بينما تكون أقل الدرجات هى ١٠ (١ × ١٠). وإذا كان المجموع الكلى لدرجات أحد المفحوصين هو ٣٥ مثلاً دل ذلك على أن اتجاه هذا المفحوص ما يقيسه هذا المقياس إنما هو أقرب إلى الإيجابية منه إلى السلبية.

نأتى الآن إلى نقطة أخرى هامة تتطلب الشرح والتوضيح، وهى عملية تحليل البنود فى مقياس ليكرت لاختيار أفضل العبارات للمقياس. وخاصة أن العبارات المختارة سوف تكون ذات وزن واحد، أى ليست كما هى الحال فى مقياس ثرستون حيث

يختلف وزن العبارات. وبطبيعة الحال فإن الوضع المثالى لتحليل البنود واختيارها هو إيجاد معامل الارتباط بين كل بند من بنود المقياس ومحك خارجى دقيق يمكن الوثوق به. ولكن من الوجهة العملية مثل هذا المحك الخارجى فى حالة مقاييس الاتجاهات يمكن القول بأنه من الصعب أن يوجد، ولذلك فإن أفضل الطرق المعروفة حتى الآن هى الطريقة التى تقوم على افتراض أن مجموعة البنود التى تكون المقياس والتى تم اختيارها بدقة وعناية هى أفضل مقياس للاتجاه الذى نقيسه. ومن ثم فإن هذه البنود إذا كانت متناسقة فيما بينها دل ذلك على أنها تقيس نفس الشىء وبمعنى آخر يمكن أن نزعم صحة أو صدق المقياس.

وإذا سلمنا بذلك يمكن أن تكون طريقة التناسق الداخلى فى تحليل البنود هى عبارة عن حساب معامل الارتباط بين كل بند من البنود والدرجة الكلية للمقياس باستثناء درجة هذا البند. لاحظ أن كل بند من البنود سوف يقابله مجموعة مختلفة من الدرجات الكلية، ولكن هذا سوف لا يؤثر كثيراً على إتمام عملية البحث فى التناسق الداخلى للبنود. وبطبيعة الحال كلما كان معامل الارتباط كبيراً دل ذلك على صلاحية البند.

ولنوضح هذه الطريقة بالمثال التالى: لنفرض أننا نريد أن نحلل البند رقم (٥) مثلاً فى أحد مقاييس ليكرت للاتجاهات عندما طبق على مجموعة من (عشرة أفراد). والجدول التالى يوضح البيانات:

الفرد المفحوص	الدرجة الكلية	درجة البند رقم (٥)	الدرجة الكلية - درجة البند (٥)
أ	٤٥	٥	٤٠
ب	٤٢	٥	٣٧
جـ	٣٥	٤	٣١
د	٣٥	٤	٣١
هـ	٢٠	١	١٩
و	٣٩	٤	٣٥
ز	٣٣	٣	٣٠
حـ	٤٠	٤	٣٦
ط	٢٢	١	٢١
ى	٢٧	٢	٢٥

وبحساب معامل الارتباط بين البند رقم (٥) وبقية المقياس (الدرجة الكلية باستثناء درجة البند رقم (٥) نجد أن هذا المعامل حوالى ٠,٩٧ وهو معامل الارتباط يمكن الاعتماد عليه لإبقاء البند رقم (٥) فى بناء الاختبار. ولكن عندما يقل معامل الارتباط عن ٠,٧ فإننا ننصح الأخصائى أن يستبدل هذا البند؛ لأن احتمال عدم صلاحيته أكثر فى هذه الحالة.

كما يجب أن نوضح شيئًا على جانب كبير من الأهمية وهو أنه فى حالة تحليل البنود من المفروض أن تكون عينة المفحوصين كبيرة (حوالى ١٠٠) وكذلك عدد البنود كبيرا أى لا يقل عن خمسين، وذلك حتى نعطى لأنفسنا الفرصة للتخلص من العبارات أو البنود التى نشك فى صلاحيتها. وعلى ذلك فإن الصورة النهائية للمقياس سوف تتألف من البنود المترابطة أو المتناسقة داخليًا أى تلك التى تقيس شيئًا واحدًا يحتمل كثيراً أن يكون هو الاتجاه المطلوب قياسه. وكل عبارة أو بند من هذه البنود يتبعه تدريج من ٥ - ١ حيث تدل (٥) على الموافقة الكاملة، (١) على الرفض المطلق مع ملاحظة اتجاه العبارة إذا كانت سالبة أو موجبة، والذى عليه يتوقف حساب الدرجة النهائية لاتجاه الفرد المفحوص.

وعند الحديث عن ثبات درجات مقياس ليكرت يمكن أن نشير إلى طريقة التناسق الداخلى السابق الحديث عنها فى تعيين معاملات الثبات والتى تتخذ صورة معامل ألفا نظراً لاحتمال تعدد الاستجابات على البند الواحد. ومن أهم الانتقادات التى توجه إلى مقياس ليكرت هو أن نفس الدرجة الكلية على هذا المقياس يمكن أن يحصل عليها أكثر من مفحوص بطرق مختلفة. فقد يكون هناك درجتان كليتان متساويتان ولكنهما مختلفتان من حيث المعنى والتفسير، ولمعالجة هذا فإن على الأخصائى أن يتفحص نظام الاستجابة قبل أن يعتمد على الدرجة الكلية للمفحوص.

ونقد آخر يوجه إلى هذه الطريقة وهو أن الدرجة (٣) أى التى تفترض أن المفحوص غير متأكد من استجابته لا يمكن اعتبارها نقطة محايدة إذ إنه يمكن تفسيرها على أنها استجابة فاترة نحو الموضوع، أو أنه ليس لدى المفحوص أى سابق خبرة أو معلومة عن الموضوع المطلوب أن يقيس اتجاهه نحوه. وكثرة الاستجابات من هذا النوع لابد أن تلفت نظر الأخصائى، وكذلك إذا كانت الاستجابات الموجبة جداً والاستجابات السالبة جدًا تكاد أن تتساوى، وهنا يجب على الأخصائى أن يشك فى مقياسه من حيث إنه يقيس شيئًا واحدًا.

ولكن هناك أيضًا ميزتين هامتين لمقياس ليكرت، أولاهما أن هذا المقياس يعطى تقديراً دقيقًا لمدى موافقة أو رفض المفحوص لموضوع ما بناء على التدريج الذى يتبع كل بند من بنود هذا المقياس.

والثانية هى أنه من الممكن أن يحتوى المقياس على مجموعة من البنود أو العبارات المختلفة من حيث المضمون أو المعنى بحيث تسمح بالقيام بتحليلات أكثر دقة لمعنى الاتجاه النفسى موضوع القياس.

رابعًا - مقياس جوتمان:

يقوم هذا النوع من المقاييس على فكرة التدريج التراكمى أو التدريج المتجمع للاستجابات، بمعنى أنه يمكن لنا من خلال هذه الطريقة أن نعرف أى البنود أجاب عليها المفحوص وذلك فى حدود ٩٠٪ من الثقة أى باحتمال ١٠٪ من الخطأ بالنسبة للعينة ككل.

ويمكن القول كذلك بأن بنود مقياس جوتمان لها خاصية الترتيب والتراكم، فعلى سبيل المثال إذا قمنا بترتيب العمليات الحسابية مثلاً بناء على صعوبتها كما يلى: الجمع - الضرب - حساب الجذر التربيعى.

فهذا يعنى أن من يستطيع إجراء عمليات الضرب يستطيع إجراء عمليات الجمع وأن من يستطيع إجراء عمليات حساب الجذر التربيعى يستطيع أن يقوم بعمليات الضرب والجمع.

وإذا أخذنا مقياس التباعد النفسى الاجتماعى (بوجاردس) يمكن أيضًا أن نقوم بترتيب عبارات هذا المقياس من حيث القرب الكامل للمجموعة التى هى موضوع هذا القياس. فمن يوافق على مصاهرة هؤلاء لابد أن يوافق على بقية المواقف من صداقة وسكنى بالجوار وزمالة بالعمل وهكذا- مع ملاحظة أن تكون جميع المواقف فى اتجاه واحد ومتدرجة.

ويقول جوتمان إن طريقة التحليل التراكمى المتدرج Scalogram analysis سوف تساعد الأخصائى على الحصول على مجموعة من البنود ذات درجة عالية من خاصية التراكم المتدرج Reproducibility وغالبًا ما تكون حوالى ٩, ٠ أو أعلى من ذلك.

ويمكن توضيح طريقة التحليل التراكمى المتدرج كما يلى:

لنفترض أننا قمنا بتطبيق مقياس التباعد النفسى الاجتماعى على مجموعة كبيرة من الأفراد، وسوف نوضح استجابات الأفراد الـ ١٥ الأول فى الجدول التالى:

	العبارات								
الأفراد	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	الدرجة الكلية
١	√	√	√	√	√		√		٦
٢	√				√		√	√	٤
٣	√	√			√		√	√	٥
٤					√		√		٢
٥	√				√		√		٣
٦	√				√		√	√	٤
٧	√	√		√	√	√	√	√	٧
٨	√			√	√		√		٤
٩	√	√		√	√	√	√	√	٧
١٠	√	√		√	√		√	√	٦
١١								√	١
١٢						√			١
١٣	√	√		√	√		√	√	٦
١٤	√				√		√	√	٤
١٥	√				√		√		٣
	١٢	٦	١	٦	١٣	٣	١٣	٩	

لاحظ أن درجة الفرد هى عبارة عن مجموع الإجابات بنعم على عبارات المقياس.

وسوف نقوم الآن بترتيب المفحوصين بناء على هذه الدرجة، وذلك موضح فى الجدول التالى:

العبارات									
الأفراد	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	الدرجة الكلية
٧	√	√		√	√	√	√	√	٧
٩	√	√		√	√	√	√	√	٧
١٠	√	√		√	√		√	√	٦
١	√	√	√	√	√		√		٦
١٣	√	√		√	√		√	√	٦
٣	√	√			√		√	√	٥
٢	√				√		√	√	٤
٦	√				√		√	√	٤
٨	√			√	√		√		٤
١٤	√				√		√	√	٤
٥	√				√		√		٣
١٥	√				√		√		٣
٤					√		√		٢
١١								√	١
١٢						√			١
	١٢	٦	١	٦	١٣	٣	١٣	٩	

وتأتى الخطوة الثالثة بعد ذلك، وهى ترتيب البنود حسب درجاتها كما يلى:

العبارات									
الأفراد	٧	٥	١	٨	٢	٤	٦	٣	الدرجة
٧	√	√	√	√	√	√	√		٧
٩	√	√	√	√	√	√	√		٧
١٠	√	√	√	√	√	√			٦
١	√	√	√		√	√		√	٦
١٣	√	√	√	√	√	√			٦
٣	√	√	√	√	√				٥
٢	√	√	√	√					٤
٦	√	√	√	√					٤
٨	√	√	√			√			٤
١٤	√	√	√	√					٤
٥	√	√	√						٣
١٥	√	√	√						٣
٤	√	√							٢
١١				√					١
١٢							√		١

ومن هذا الجدول الأخيـر يمكن أن نقول أنه إذا كانت درجـة الفرد = ٣ فإن هذا يعنى إجابة موجبة بالنسبـة للعبارات ٧، ٥، ١ (فى حالة الفرد رقم ٥ والفرد رقم ١٥) وليس أى ثلاث عبـارات أخرى من عبارات المقيـاس - كما أن الدرجة ٦ تعنـى الموافقة على العبارات رقم ٧، ٥، ١، ٨، ٢، ٤ (فـى حالة الأفراد رقم ١٠، ١، ١٣) وليس أى ست عبارات من عبارات المقياس.

وبالتالى فإننا نلاحظ خاصية التدريج التراكمى بوضوح فى هذا المثال كما نلاحظ أيضًا أن هناك بعض العبـارات قد خرجت عن نمط هذا التدريج مـثل العبارات رقم ٨، ٤، ٣، ويشار إلى ذلك «بالأخطاء» ومن ثم فإنه يمكن حساب معامل هذه الخاصية من المعادلة:

$$= 1 - \frac{\text{عدد الأخطاء}}{\text{عدد الاستجابات}}$$

حيث عدد الاستجابات هو حاصل ضرب عدد البنود × عدد الأفراد أى أنه فى هذه الحالة :

$$= 1 - \frac{4}{8 \times 15} = 0,97 \text{ تقريبًا.}$$

والحقيقة أن النقد الذى يوجه إلى هذه الطريقة ينصب كلية على الجهد الذى يبذله الأخصائى فى عملية قد تكون مهمة، ولكنها ليست لازمة تمامًا كما يرى ذلك عدد كبير من المشتغلين بقياس الاتجاهات.

خامسًا - طرق أخرى فى قياس الاتجاهات:

سوف نستعرض فى الفقرات التالية مجموعة من الطرق قد لا تكون كثيرة الاستخدام مثل ما سبقت دراسته وخاصة مقاييس ليكرت.

والطريقة الأولى التى تشير إليها تسمى طريقة الانتخاب، وتمتاز هذه الطريقة بسهولة الإجراءات والتصحيح كما أنها تيسر عملية فهم الاتجاهات الجمعية السائدة فى مجتمع ما.

فعلى سبيل المثال قد يحب الأخصائى أن يقيس اتجاهات أطفال المجتمع المدرسى تجاه مجموعة من الأنشطة وبناء على ذلك تقوم إدارة المدرسة بتخطيط هذه الأنشطة من جديد. لذلك يمكن حصر أنواع الأنشطة وعرضها على الأطفال مع تعليمات بوضع علامة √ أمام النشاط الذى يحب أن يمارسه وعلامة × أمام النشاط الذى لا يميل إليه: وذلك كما يلى:

ضع علامة √ أمام أحب الأنشطة إليك

ضع علامة × أمام الأنشطة التى لا تحبها.

١- كرة القدم

٢- قراءة الكتب.

٣- الرسم بالألوان.

٤- عزف الموسيقى.

٥- لعب الشطرنج.

٦- أعمال النجارة.

٧- الطباعة.

٨- قراءة القصص.

٩- التمثيل.

١٠ - أعمال الزراعة.

بعد ذلك يقوم الأخصائى بحساب درجة كل موضوع على حدة من هذه المواضيع العشرة، وذلك بإعطاء العلامة √ الدرجة + ١ والعلامة × الدرجة -١ وتكون الدرجة النهائية لكل موضوع هى الجمع الجبرى للدرجات كما نرى ذلك فيما يلى:

	الأفراد					
الموضوع	١	٢	٣	٤	٥	الدرجة
١	√	×	×	√	×	١ -
٢	√	×	×	√	√	١ +
٣	√	×	×	√	×	١ -
٤	×	×	√	√	√	١ +
٥	×	√	√	√	√	٣ +
٦	√	√	√	√	√	٥ +
٧	×	√	√	×	×	١ -
٨	√	√	√	×	×	١ +
٩	√	×	√	×	√	١ +
١٠	√	×	√	×	√	١ +

ويتضح من هذا الجدول أن الموضوع رقم (٦) (أعمال النجارة) هو أحب هذه الموضوعات إلى الأطفال يليه الموضوع رقم (٥) وهكذا.

والطريقة الثانية التى نشير إليها هى طريقة التصنيف، وهى أيضا طريقة سهلة وتصلح لقياس اتجاهات الأطفال وخاصة فى المدارس الابتدائية وتعتمد هذه الطريقة على

فكرة الطريقة السوسيومترية حيث يمكن للأخصائى أن يدرس اتجاهات الأطفال نحو بعضهم البعض كما فى المثال التالى:

اكتب أسماء زملائك فى الفصل وفقًا للتنظيم التالى:

١- أصدقاؤك المقربون جدًا هم: (اكتب حسب الترتيب).

. . . .

. . . .

. . . .

٢- أصدقاؤك الذين تميل إلى الاختلاط بهم هم:

. . . .

. . . .

٣- زملاؤك الذين لا تميل إلى الاختلاط بهم كثيرًا هم:

. . . .

. . . .

. . . .

٤- زملاؤك الذين لا ترى مانعًا من وجودهم معك فى الفصل هم:

. . . .

. . . .

. . . .

٥- زملاؤك الذين لا تميل إلى صحبتهم هم:

. . . .

. . . .

. . . .

٦- زملاؤك الذين تكره صحبتهم هم:

. . . .

. . . .

. . . .

٧- زملاؤك الذين تكره وجودهم معك فى الفصل هم:

....

....

وواضح فى هذا المثال تدرج الأسئلة على نمط مقياس التباعد النفسى الاجتماعى. وعلى ذلك يمكن للأخصائى أن يدرس الاتجاه النفسى للأفراد كما يوضحه هذا النوع من المقاييس، وذلك بأن يعتبر أقل مسافات التباعد هى (١) وأكبر مسافات التباعد هى (٧)، فالفرد الذى يظهر اسمه فى السؤال الأول يعطى الدرجة (١) بينما يعطى الفرد الذى يظهر اسمه فى السؤال السابع الدرجة (٧).

ولنأخذ المثال التالى لنوضح ذلك:

لنفترض أن الطفل (أ) ظهر اسمه خمس مرات فى السؤال الأول وثمانى مرات فى السؤال الثانى، ١٠ مرات فى السؤال الثالث ومرة واحدة فى السؤال السابع تتكون درجة الطفل (أ) كما يلى:

٥ × ١ = ٥

٨ × ٢ = ١٦

١٠ × ٣ = ٣٠

١ × ٧ = ٧

٥٨

حيث تكون النهاية الصغرى هى ن × ١ حيث ن عدد أفراد الجماعة، والنهاية العظمى ن × ٧.

وهناك طريقة ثالثة يمكن وصفها هى الطريقة الإسقاطية فى دراسة الاتجاهات (وليس قياس الاتجاهات) وبما هو معروف أن المثير الإسقاطى مثير غامض يحتمل أكثر من تفسير مثل إكمال الجمل أو التعليق على الصور سواء كانت لوحة ورسوما أو بقعا للحبر أوغير ذلك. والحقيقة أن هذه الطريقة قد تكون طريقة للدراسة والتحليل أكثر منها طريقة للقياس والتقدير.

وجهة نظر أخرى فى قياس الاتجاهات:

بعد أن استعرضنا هذه الطرق المختلفة لقياس الاتجاهات سوف نلقى نظرة مرة أخرى على طريقة ليكرت وهى الطريقة الأكثر شيوعًا واستخداما فى مجال قياس الاتجاهات.

نقول إن هذه الطريقة تستخدم التدريج الرقمى لتعبر عن

موافق جدًا	موافق	لا رأى	أرفض	أرفض تماما
٥	٤	٣	٢	١

ونحن نقول إن الاتجاه النفسى عبارة عن الاستعداد العقلى والنفسى الذى يدفع بالفرد قريبًا أو بعيدًا عن أى عنصر من عناصر البيئة. وهذا يعنى أن الموافق جدًا والموافق لديه اتجاه موجب بينما الرافض والرافض جدًا لديه اتجاه سالب. ولكن إذا أخذنا الأرقام فى حسابنا نجد أن من لا رأى له أى من ليس لديه أى اتجاه محدد سوف يحصل على درجة أعلى من الشخص الذى لديه اتجاه سالب أى (٣) لمن ليس لديه اتجاه، (١) لمن لديه اتجاه حتى وإن كان سالبا، ولهذا لابد من إيجاد طريقة بديلة للتعبير الرقمى عن الاتجاه بحيث إن من ليس لديه اتجاه يعطى (صفرًا) ثم يتدرج الاتجاه بعد ذلك.

لا أدرى	أرفض	أوافق	أرفض تماما	أوافق تماما
صفر	١	٢	٣	٤

وهذه مجرد وجهة نظر تحتمل المناقشة والتجريب حتى يمكن الحصول على تعبير(*) رقمى يوضح تماما وجود وشدة الاتجاه النفسى عند الفرد.

(*) يقوم المؤلف حاليا بتجريب وجهة النظر هذه فى مجموعة من البحوث الميدانية حول الاتجاهات النفسية.

المراجع:

١ - سعـد عبـد الرحمن، أسس الـقياس النـفسى الاجتـماعى الـقاهرة الحديـثة ١٩٦٧

٢ - سعد عبد الرحمن، السلوك الإنسانى تحليل وقياس المتغيرات الفلاح ١٩٨٣ .

3- Eagly, A, and Chaiken, S, The Pschology of attitudes, 1993.

4- Oppenheim, A, Questionnaire design and attitude measurement, Heinemann 1970.

5- Wright, B, and Masters, G, Rating Scale analysis, 1982.

6- Wright, B, and stone, Best test design, 1979.

الفصل السابع

مقاييس العلاقات السوسيومترية

عندما نتحدث عن العلاقات السوسيومترية فى أى جماعة من الجماعات فإننا نقصد تلك العلاقات التى يمكن قياسها وتقنينها. وواضح بلا شك أن مثل هذه العلاقات إنما تنتج عن سلوك ذى خلفية سيكلوجية متعددة المتغيرات، مثل الدوافع والاتجاهات والقيم وصورة الذات وما إلى ذلك. وبالتالى فإنه عند قياس هذه العلاقات فإنما نقيس فى الواقع دالة هذه المتغيرات السابق الإشارة إليها. وربما كانت هذه هى العلاقة بين القياس النفسى والقياس السوسيومترى.

وحقيقة الأمر أن بداية الدراسات السوسيومترية كانت لا توضح هذه العلاقة بين القياس النفسى والقياس السوسيومترى إذ أن مورينو وهو أول من أشار إلى هذا النوع من الدراسات كان يهتم كثيراً بقياس العلاقات الاجتماعية فى الجماعة دون أن يرجع أى تفسير من هذا القياس إلى عوامل سيكلوجية محددة.

وقد استخدم مورينو ولندبرج وساندرسون وغيرهم أداة لقياس هذه العلاقات الاجتماعية أو السوسيومترية، وسميت هذه الأداة بالاختبار السوسيومترى.

وهذا الاختبار هو الطريقة المستخدمة حتى الآن لتقديركم ونوعية العلاقات السوسيومترية التى تسود جماعة ما. ويجب أن نشير فى هذا المجال إلى أن الجماعة المقصودة هى الجماعة غير التقليدية التى تنشأ فيها العلاقات نتيجة التفاعل الحر المباشر بين الأفراد دون قيد من نوع ما أو إطار مسبق يصوغ العلاقات الاجتماعية فى قالب خاص. ومعنى ذلك أن العلاقات السوسيومترية التى يقيسها الاختيار سوف تكون هى علاقات الأفراد فى تلك الجماعات غير التقليدية مثل جماعات الأصدقاء وتلاميذ الفصول الدراسية وعمال المصانع، وغير ذلك. أما الجماعات التقليدية مثل الجنود فى وحدة من وحدات الجيش أو الشرطة أو طلبة الكليات العسكرية أو علاقة المدرسين بالطلاب فهذه يجب أن تستثنى من هذا القياس السوسيومترى.

والاختبار السوسيومترى يجب أن يوضح البناء الداخلى للجماعة وتفرعاتها المتنوعة، كما يوضح كذلك المكانات الاجتماعية المختلفة مثل الزعامات المتنافسة أو المستقرة والعزلة الاجتماعية والرفض الاجتماعى وغير ذلك مما نتوقع حدوثه فى جماعة دينامية حية، وهذا الاختبار فى صورته الأولى كما اقترحه مورينو يتكون من مجموعة من الأسئلة أوالمواقف الاجتماعية تطلب من الفرد عضو الجماعة أن يقوم بتحديد اختياره أو رفضه لبعض أعضاء الجماعة التى ينتمى إليها بناء على معايير ومواصفات هذا الموقف الاجتماعى. ويكون هذا الاختيار أو الرفض على هيئة ترتيب خاص يبدأ بالأفضل

وينتهى بالأقل من حيث التفضيل أما فى حالة الرفض فيبدأ بأكثر الأفراد رفضًا وينتهى بالأقل من حيث الرفض.

وقد اشترط مورينو عدة شروط ليصبح الاختبار السوسيومترى صالحا للتطبيق والتحليل، وهذه الشروط هى:

١- **سرية استجابات المفحوصين**: يجب أن يطمئن المفحوص إلى سرية الاستجابة من حيث الاختيار أو الرفض وعلى ذلك فعلى الأخصائى أن يكون حريصا كل الحرص ليؤكد هذا المعنى بالنسبة لأفراد الجماعة قبل إجراء الاختبار وفى اثنائه.

٢- **وضوح حدود جماعة الاختيار**: وهذا يعنى أنه لابد أن يقوم الأخصائى بتوضيح حدود الجماعة التى يختار منها الفرد كأن تكون جماعة الفصل المدرسى أو جماعة المدرسة ككل أو أى جماعة أخرى. وذلك يمكن توضيحه فى نص السؤال السوسيومترى.

٣- **نوعية الموقف الاجتماعى**: وهذا يعنى ضرورة تحديد الموقف الاجتماعى الذى يطلب من الفرد عضو الجماعة أن يحدد اختياره أو رفضه فى إطاره فلا يكون الموقف عامًا شاملاً يحتمل أكثر من تأويل بل يجب أن يكون دقيقًا نوعيًا واضحًا.

٤- **طبيعة الموقف الاجتماعى**: بمعنى أنه يجب أن يكون الموقف الاجتماعى حقيقيًا وله صلة واضحة بالحياة اليومية لأعضاء الجماعة ومشتقا من طبيعة وواقع الأنشطة المختلفة التى يمارسها الأفراد. وعلى هذا فإنه من المستحسن أن يقوم الأخصائى بدراسة أنواع المواقف الاجتماعية ليعرف أيا منها على صلة بالحياة اليومية للجماعة. وذلك قبل اقتراح أسئلة الاختبار السوسيومترى. وعلى ذلك فإن السؤال السوسيومترى لن يكون افتراضيًا حيث لن يبدأ بكلمة (لو) أو (إذا) الأمر الذى يعطى للمفحوص فرصة للشك فى جدية الموقف.

٥- **حرية الاختيار أو الرفض**: أى يترك الاختيار أو الرفض دون تحديد للعدد حيث يختار الفرد أو برفض أى عدد يشاء من أفراد الجماعة. وهذا أمر قد يجعل مهمة الأخصائى أصعب قليلاً عند تحليل نتائج الاختبار وحساب الدرجة السوسيومترية للأفراد.

٦- **أهمية الاختيارات**: يجب أن يلاحظ الأفراد أعضاء الجماعة أهمية اختياراتهم أو رفضهم وذلك عند إعادة تنظيم الجماعة أو عند قيام هذه الجماعة بأى نشاط اجتماعى جمعى.

هذه هى الشروط التى اقترحها مورينو حتى يصبح الاختبار السوسيومترى - من وجهة نظره - صالحًا للتطبيق والتحليل. وقد التزم بهذه الشروط مجموعة لا بأس بها من الباحثين والمشتغلين بالقياس السوسيومترى، كما أنه خرج عن هذه الشروط عدد لا

باس به من هؤلاء المتخصصين، وبالذات فيما يتعلق بموضوع إطلاق حرية الاختبار أوالرفض من حيث العدد فنجد بعض الباحثين يميل إلى تحديد عدد الاختبارات حتى يمكنه متابعة التحليل الأحصائى لنتائج الاختبار السوسيومترى بصورة أسهل وأدق.

بناء الاختبار السوسيومترى:

يمكن أن يتم بناء اختبار سوسيومترى صالح للاستخدام والتطبيق إذا توفرت الخطوات الثلاث التالية:

١- اختيار الموقف الاجتماعى:

وهذه هى الخطوة الأولى فى إعداد الاختبار السوسيومترى؛ لأن الموقف الاجتماعى سوف يعبر عنه سؤال سوسيومترى، وهذا السؤال هو وحدة الاختبار. وعلى الأخصائى أن يكون دقيقًا فى عملية الاختيار؛ إذ إن هذا الموقف سوف يختلف من جماعة إلى أخرى فالمواقف الاجتماعية فى جماعة المصنع سوف تختلف بطبيعة الحال عن المواقف الاجتماعية فى جماعة المدرسة. وهنا نؤكد ما سبق أن أشرنا إليه وهو ضرورة قيام الأخصائى بدراسة أنواع المواقف الاجتماعية التى يتكرر حدوثها فى الحياة اليومية للجماعة ويختار منها المواقف التى يمكن أن تكون لها صفة الاختيار (أى تلك التى تحتمل الاختيار) بحيث تكون استجابة الفرد تعبيرًا حقيقًا عن اختيار وليس عن إلزام أو توجيه أو إيحاء. وذلك حتى تظهر العلاقات الحقيقية داخل الجماعة، وهذا هوالمطلوب قياسه.

٢- صياغة السؤال السوسيومترى

تعتبر عملية صياغة السؤال السوسيومترى من أهم خطوات بناء الاختبار؛ وذلك لأن اللغة واللفظ لهما أثر كبير فى استجابة المفحوصين أفراد الجماعة ومن ثم كان من أهم ما يقوم به الأخصائى هو اختيار اللغة المناسبة واللفظ المناسب للموقف الاجتماعى وهناك عدة نقاط يجب أن نؤخذ فى الاعتبار وهى:

(أ) مناسبة اللغة لمستوى العمر الزمنى لأفراد الجماعة الذين سوف يأخذون هذا الاختبار.

(ب) استخدام الألفاظ ذات المفاهيم المحددة الواضحة بحيث يصبح السؤال فى مجموعه واضحًا من حيث المعنى والتركيب.

(جـ) ملاحظة أن تكون صياغة السؤال دقيقة ومباشرة بحيث تدل على الموقف الاجتماعى دون احتمالات للتأويل.

(د) ملاحظة أن تكون العبارات المستخدمة مأخوذة من واقع لغة الحياة اليومية للجماعة، إذ أن هذه اللغة تختلف من جماعة إلى أخرى حسب نوعها وطبيعة العلاقات

فيها ودرجة الأنشطة التى يمارسها الأفراد سواء إذا كانت أنشطة اجتماعية أو إنتاجية أوغير ذلك من الأنشطة التى تؤثر فى شبكة العلاقات الاجتماعية السائدة بين الأفراد.

٢- إعداد تعليمات الاختبار السوسيومترى:

تعتبر التعليمات بالنسبة للاختبار السوسيومترى أكثر من هامة وذلك؛ لأن الفرد المفحوص يعتمد كثيراً على هذه التعليمات فى إعداد إجابته على كل سؤال، ومن ثم كان على الأخصائى أن يأخذ فى اعتباره ما يلى:

أ- أن تكون التعليمات سهلة وبسيطة ودقيقة يمكن فهمها دون تعقيد وبالذات فيما يختص بمعيار الاختيار وترتيب اختيارات الفرد.

ب- أن تكون التعليمات ذات طبيعة توضيحية محايدة بمعنى ألا يكون فيها إيحاء باختيار فرد معين أو رفض فرد معين.

جـ- أن يكون لكل سؤال سوسيومترى تعليماته الخاصة به، وذلك بالإضافة إلى تعليمات الاختبار ككل. وربما كانت هذه النقطة على جانب كبير من الأهمية إذ إن تكرار التعليمات يعتبر توضيحًا ملزمًا للفرد المفحوص حتى لا يترك بعض الأسئلة دون إجابة عليها أو يجيب عليها فى صيغة ناقصة.

ونعود فنقول إنه عندما يقوم الأخصائى باختيار الموقف الاجتماعى وصياغة السؤال السوسيومترى وإعداد التعليمات يكون الاختبار السوسيومترى صالحًا للتطبيق.

ونستعرض فيما يلى بعض نماذج من الأسئلة السوسيومترية مع إبداء بعض الملاحظات عليها من أجل التوضيح.

نموذج (١):

اكتب اسم زميلك من الفصل الذى تحب أن تستذكر دروسك معه (إذا كان العدد أكثر من واحد اكتب الأسماء حسب أفضلية الترتيب).

(١) الاختيار الأول ....

(٢) الاختيار الثانى ....

(٣) الاختيار الثالث ....

(٤) الاختيار الرابع ....

(٥) الاختيار الخامس وهكذا ....

ويلاحظ فى هذا النموذج ما يلى:

أ- عمومية الموقف السوسيومترى (استذكار الدروس) وقد يؤدى هذا إلى صعوبة الاستجابة أو أن تكون غير كاملة أو يترك المفحوص الإجابة على هذا السؤال. لأنه قد

يختار فرداً معيناً لاستذكار دروس الرياضيات معه بينما يختار فرداً آخر لاستذكار دروس الجغرافيا والتاريخ وغير ذلك. وقد يفهم المفحوص السؤال بعمومية فيختار الفرد الذى يستذكر معه دروسه لا من أجل الاستفادة العلمية - وقد يكون ذلك هو القصد من السؤال - ولكن من أجل الرفقة والإحساس بالأمن والطمأنينة.

ب- يلاحظ كذلك أن تعليمات السؤال تتفق مع الشروط العامة التى اقترحها مورينو مع التأكيد على ترتيب الاختيار حسب الأفضلية وهذه خاصية ضرورية من أجل حساب الدرجة السوسيومترية عند تحليل نتائج الاختبار السوسيومترى.

نموذج (٢):

اكتب اسم زميلك من الفصل الذى تحب أن تدخر معه بعض نقودك. (إذا كان العدد أكثر من واحد اكتب الأسماء حسب أفضلية الترتيب).

. . . . (١) الاختيار الأول

. . . . (٢) الاختيار الثانى

. . . . (٣) الاختيار الثالث

. . . . (٤) الاختيار الرابع

. . . . (٥) الاختيار الخامس. . . وهكذا

نموذج (٣):

اكتب اسم زميلك من الفصل الذى تحب أن تقضى معه أوقات فراغك. (إذا كان العدد أكثر من واحد أكتب الأسماء حسب أفضلية الترتيب).

. . . . (١) الاختيار الأول

. . . . (٢) الاختيار الثانى

. . . . (٣) الاختيار الثالث

. . . . (٤) الاختيار الرابع

. . . . (٥) الاختيار الخامس. . . وهكذا

نموذج (٤):

اكتب اسم زميلك من الفصل الذى تحب أن تشترك معه فى رحلة علمية. (إذا كان العدد أكثر من واحد اكتب الأسماء حسب أفضلية الترتيب).

. . . . (١) الاختيار الأول

. . . . (٢) الاختيار الثانى

. . . . (٣) الاختيار الثالث
. . . . (٤) الاختيار الرابع
. . . . (٥) الاختيار الخامس. . . وهكذا .

يلاحظ فى هذه النماذج الثلاثة أنها من حيث البناء أو التعليمات تتفق إلى حد واضح مع متطلبات الاختبار السوسيومترى فنجد أن المواقف الاجتماعية محددة وواضحة. . كما أن التعليمات مكررة فى كل سؤال.

هذا فيما يختص باقتراحات مورينو أو الهيكل العام لطريقة مورينو فى القياس السوسيومترى. . وقد ظلت هذه الطريقة لفترة طويلة من الزمن دون منافس بل إن جميع التفرعات والآراء فى القياس السوسيومترى بنيت على هذه الطريقة واعتبرت أساسًا لها.

وفى سنة ١٩٥٦ ظهر رأى جديد حمله جاردنر وتومبسون فى صورة طريقة جديدة - أو على الأقل تختلف عن طريقة مورينو - فى القياس السوسيومترى.

وقد تبلورت هذه الطريقة بعد مناقشة متعددة الجوانب لطريقة مورينو وقد اتصفت هذه المناقشة بالموضوعية والعمق حيث عرض الباحثان لكل ما يمكن أن يحسب لطريقة مورينو أو يحسب عليها.

وقد قامت الطريقة الجديدة على عدة أسس يمكن توضيحها فيما يلى:

١- وجود إطار مرجعى يعتمد عليه الفرد عضو الجماعة عند تحديده لاختياراته (أو رفضه) وبمعنى أدق وجود جماعة ما تمثل إطار مرجعيا يستخدمه الفرد عند اختياره أورفضه. وهذا أمر لا يتوافر فى طريقة مورينو التى تعتمد على الاختيار الموقفى المباشر.

٢- ضرورة أن يعتمد هذا الإطار المرجعى أو يتعلق بحاجة نفسية عند الفرد يتم إشباعها فى موقف اجتماعى. وبمعنى آخر يجب أن يكون موقف الاختيار ذا دلالة من الناحية السيكولوجية، وكذلك موقف الرفض.

٣- من أهم مواصفات الجماعة التى تمثل ذلك الإطار المرجعى أن تكون أكبر وأكثر شمولاً من الجماعة التى ينتمى إليها الفرد المفحوص، ولكنها تتشابه معها فى خصائصها.

٤- ومن أهم وظائف هذه الجماعة المرجعية أن تحدد اختيار الفرد المفحوص فى بدايته ونهايته وذلك بالنسبة للجماعة الفعلية التى ينتمى إليها ويختار منها.

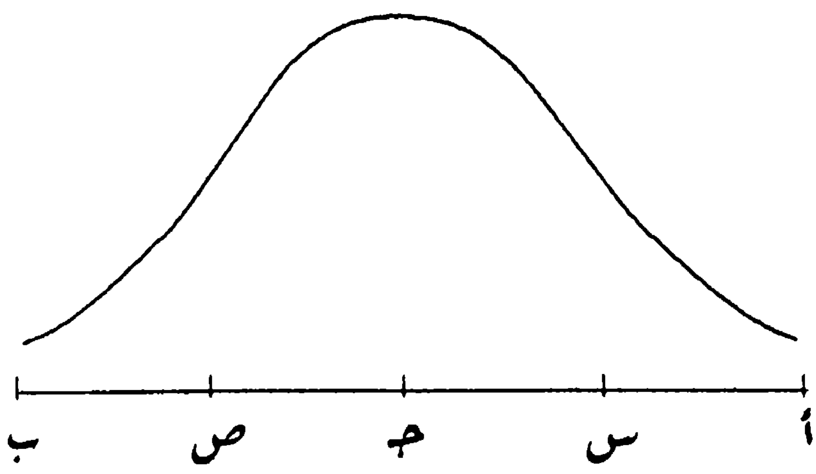
٥- وهذا يعنى أن الفرد سوف يختار من الجماعة المرجعية أفرادًا لتحديد معايير اختياراته الفعلية من جماعته الصغيرة.

ولتوضيح الأمر فإن الطريقة المثلى فى القياس السوسيومترى - من وجهة نظر جاردنر وتومبسون هى استخدام جماعة مرجعية كبيرة لصناعة المقياس السوسيومترى الذى يتم على أساسه الاختيار فى جماعات الصغيرة.

ويمكن تلخيص خطوات هذه الطريقة فيما يلى:

١- يقوم الأخصائى بإجراء مقابلة شخصية مع كل مفحوص على حدة يعرض عليه فيها رسمًا بيانيًا يوضح المنحنى الاعتدالى ويشرح له بالتبسيط معنى هذا المنحنى حيث يكون طرفا الظاهرة ممثلين عند نهايتى المنحنى ومتوسطها عند قمته. ويمكن للأخصائى أن يعطى للمفحوصين بعض الأمثلة من الحياة العامة أو من الخصائص البشرية مثل الطول أو الوزن أو غير ذلك من أجل تقريب مفهوم المنحنى لذهن المفحوص.

٢- يسأل الأخصائى الفرد عضو الجماعة أن يعين اسم الشخص الذى قابله فى حياته ومن بين الناس جميعًا الذين تعرف عليهم والذى يرغب فى أن يتعاون معه فى عمل ما. ويكتب اسمه فى أقصى اليمين من خط مستقيم يمثل المقياس وليكن الفرد (أ) ثم يطلب منه أن يعين اسم الشخص الذى قابله فى حياته وفى أى جماعة من الناس ولا يجب إطلاقا أن يتعاون معه فى هذا العمل، ويكتب اسمه فى أقصى اليسار، وليكن الفرد ب وبنفس الطريقة يتم اختيار الفرد الذى يتوسط المسافة بين أ ، ب وليكن (هـ) ثم الفرد الذى يتوسط المسافة بين أ ، هـ وليكن (س) وأخيرًا الفرد الذى يتوسط المسافة بين هـ ، ب وليكن (ص).



ويتم ذلك كله فى المقابلة الشخصية بين الأخصائى وكل مفحوص على حدة وعلى ذلك فإن المقياس السوسيومترى يكون قد تم بناؤه وبالتالى يمكن للأخصائى أن ينتقل إلى الخطوة التالية:

٣- يطلب الأخصائى من المفحوص أن يحدد اختياراته من الجماعة الصغيرة التى ينتمى إليها فى ضوء هذا المنحنى، وهذا المقياس، بأن يضع اختياراته فى الأماكن المناسبة من أ، س، حـ، ص، ب.

وعلى الرغم من الجهد والمشقة التى يبذلهـا الأخصائى فى إعداد هذا المقياس فإن الدرجات السوسيومترية المشتقـة من هذه الطريقة أكثر دقة من تلك التى تشتق من طريقة مورينو.

ولكن هناك مـا يمـنع أن تكون هذه الطريقـة هى الطريـقـة المثلى فى القـيـاس السوسيومترى مثل:

١- أنها تعتمد على أسلوب المقابلة الشخصية بين الأخصائى والمفحوص وهذا ما يجعلها تتخذ صـيغة الاختبارات الفردية وما يؤخذ علـيها من بذل الجهد والوقت - فى حين أن طريقة مورينو تعتبر اختباراً جمعيا.

٢- أنها تعـتمد كذلك على أن يكون المـفحوص على درجة من الوعى والتـفهم بحيث يكون على دراية بمـعنى المنحنى الاعتدالى أو على الأقل عنده الاسـتعداد ليـفهم ذلك وكيفية تطبيقه على الظواهر العامة.

٣- تعتمـد هذه الطريقة كذلك فى كيفيـة حساب الدرجات السوسيـومترية على أساليب رياضية ليست فى متناول الأخصائى العادى.

وعلى ذلك فقـد اقترح المؤلف تعديلاً لهـذه الطريقة سنة ١٩٦٤ بحيث يبـسطها بعض الشىء ويبتـعد بها عن التعقـيدات التى كانت تؤخذ عليـها عند مقارنتـها بطريقة مورينو كطريقة جمعية وفى متناول الباحث العادى.

ويتلخص التعديل الذى اقترحه المؤلف فيما يلى:

استـغنى نهائيًا عن أسلوب المقـابلة الشخصـية والمنحنى الاعتـيادى وبذلك أمكن إجراء هذه الطريقة فى صورة جمـعية دون جهد ومشقة. وعدلت التعليمـات لتصبح كما يلى:

«أمامك خط مقسم من صفر إلى ١٠ وعليك أن تتذكر اسم الشخص الذى قابلته فى حياتك كلهـا داخل هذه الجماعة أو خارجـها أو فى أى مكان والذى لا تحب إطلاقًا فى أن يتعـاون معك فى (هذا العمـل). أكتب اسمـه عند (صفر). وكـذلك تذكر اسم الشخص الذى قـابلته فى حياتك كلهـا داخل هذه الجماعة أو خارجـها أو فى أى مكان والذى تحب تمامًـا أن يتعاون مـعك فى (هذا العمـل). اكتب اسمـه عند الرقم (١٠). وبالمثل اكتب اسم الشخص الذى يتوسط هذين الفردين عند الرقم (٥).

بعد ذلك حدد اختـياراتك الفعلية من جماعتك الصـغيرة فى المكان المناسب على هذا المقياس».

×					×					×
صفر	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠

وتحسب الدرجة السوسيومترية فى هذا الحالة بناء على الرتبة المتوسطة التى حصل عليها كل فرد من أعضاء الجماعة ثم تحويلها إلى نسبة مئوية معيارية ثم إلى درجة مقياس عشرى.

تحليل نتائج الاختبار السوسيومترى:

يجب على الأخصائى أن يضع فى المرتبة الأولى من الأهمية قبل التفكير فى تحليل نتائج الاختبار السوسيومترى قضيتين أساسيتين هما:

أ- قضية صدق الاختبار السوسيومترى أو بمعنى آخر الإجابة على سؤال يقول هل يقيس السؤال السوسيومترى ما هو مفروض أن يقيسه؟ أم أن الأمر لا يتعدى كونه اختياراً لفظيًا فقط؟

والحقيقة أن الإجابة على هذا السؤال ليست سهلة؛ لأن المعلومات المتوافرة لدينا حتى الآن لا تكفى فالدراسات فى مجال صدق الدرجات السوسيومترية قليلة جداً، وربما كان ذلك لأن الأهتمام بالاختبار السوسيومترى يتجه إلى كونه وسيلة دراسية بيانية أكثر منها وسيلة للقياس والتقدير.

ب- والقضية الثانية ثبات الدرجات السوسيومترية. فطريقة إعادة تطبيق المقياس لا تعنى شيئًا وذلك؛ لأن اختيارات الأفراد من أى جماعة من الجماعات تتغير من حين لآخر. وتصبح طريقة التناسق الداخلى هى الطريقة التى يفكر فيها الأخصائى لتعيين ثبات الاختبار السوسيومترى. ولكن عليه - أى الأخصائى - أن يسأل نفسه أولاً: إذا كانت هذه الطريقة تعتمد على الاتساق بين وحدات المقياس - فماذا يتناسق مع ماذا؟ وخاصة أن أسئلة الاختبار السوسيومترى من المفروض أنها لا تقيس نفس الشىء.

لذلك نعتقد أن هاتين القضيتين ما زالتا مفتوحتين للنقاش والبحوث والدراسات الميدانية التى سوف تكون ذات أهمية وفائدة فى هذا الميدان.

ونعود مرة أخرى إلى أساليب تحليل نتائج الاختبار السوسيومترى:

أولاً: حساب الدرجة السوسيومترية:

تحسب الدرجة السوسيومترية للفرد عن طريق جمع تكرارات أوزان الاختيارات التى حصل عليها فى الأسئلة السوسيومترية التى يتألف منها الاختبار. وذلك فى طريقة مورينو. فإذا كان الحد الأقصى للاختيارات - كما يحدده أفراد الجماعة - هو خمسة مثلاً فيكون:

الاختيار الأول يعطى الوزن ٥

الاختيار الثانى يعطى الوزن ٤

الاختيار الثالث يعطى الوزن ٣

الاختيار الرابع يعطى الوزن ٢

الاختيار الخامس يعطى الوزن ١

ومن ثم تحسب الدرجة كما يلى:

عضو الجماعة	درجات الاختبار	الدرجة السوسيومترية
١-	٥ + ٥ + ٤	١٤
٢-	٤ + ١ + ٥	١٠
٣-	أ + ١ + ٣	٥

هذا بالنسبة لسؤال سوسيومترى واحد، ولكن فى جالة ما إذا أراد الأخصائى أن يحسب الدرجة السوسيومترية للفرد فى الاختبار الكلى فعليه أن يحسب متوسط درجات الفرد فى أسئلة الاختبار. فإذا تكون الاختبار من خمسة أسئلة وكانت درجة الفرد فى السؤال الأول ١٠ والثانى ٢٥ والثالث ١٨ والرابع ٢٠ والخامس ١٢.

$$\text{كانت الدرجة النهائية} = \frac{١٠ + ٢٥ + ١٨ + ٢٠ + ١٢}{٥} = ١٧$$

أما إذا أردنا أن نوضح كيفية حساب الدرجة السوسيومترية عند استخدام طريقة جاردنر وتومبسون بعد التعديل فإن ذلك يتم على النحو التالى:

١- يقوم الأخصائى بترتيب الأفراد فى كل سؤال سوسيومترى بناء على الدرجة المناظرة على المقياس الذى سبق توضيحه (خط مقسم من صفر إلى ١٠) وذلك على النحو التالى:

الفرد	الرتبة
أ	٩
ب	٨
س	٧
ص	٦

ع	٤
ل	٣
هـ	١

لاحظ أن هذه الرتب هى عبارة عن الدرجات التى حصل عليها الأفراد على المقياس السابق الإشارة إليه كما أن الرتبة الكبيرة تدل على الاختيار بينما تدل الرتب الصغيرة على الرفض (قارن طريقة مورينو).

تحول هذه الرتب (أو الدرجات) بعد ذلك إلى نسبة مئوية معيارية باستخدام القانون التالى:

$$\text{النسبة المئوية المعيارية} = \frac{ر - ٠,٥}{ن} \times ١٠٠$$

حيث ر هى الرتبة (أو الدرجة)

ن عدد أعضاء الجماعة - على المقياس - بالإضافة إلى الثلاثة الذين يمثلون الإطار المرجعى.

وبعد الحصول على هذه النسبة تحول إلى درجة على مقياس عشرى وتكون هى الدرجة السوسيومترية للفرد. (راجع مستوى الترتيب - الفصل الثانى) والمثال التالى يوضح ذلك:

الفرد	الرتبة	النسبة المئوية المعيارية	الدرجة على مقياس عشرى
أ	٩	٨٥	٧,٠٠
ب	٨	٧٥	٦,٣
س	٧	٦٥	٥,٨
ص	٦	٥٥	٥,٣
ع	٤	٣٥	٤,٣
ل	٣	٢٥	٣,٧
هـ	١	٥	١,٨

ثانيًا - المصفوفة السوسيومترية:

المصفوفة السوسيومترية هى تمثيل جدولى للاختيارات الاجتماعية فى جماعة ما وقد كان فورسيث وكاتز أول من فكر فى إعداد جدود ن× ن لتمثيل العلاقات السوسيومترية فى الجماعات، وسمى هذا الجدول بالمصفوفة السوسيومترية وسوف نستعرض فى هذا المجال ثلاثة أنواع من هذه المصفوفات وهى:

١- المصفوفة البسيطة:

وهى عبارة عن جدول بيانى يوضح اختيار فرد لفرد آخر من الجماعة وذلك عن طريق وضع أفراد الجماعة حيث يعطون الاختيارات على يمين الجدول بينما يوضع نفس الأفراد حيث يتلقون هذه الاختيارات على قمة الجدول. ويوضح الاختيار بوضع إشارة فى المربع المحصور بين الفرد الذى يعطى الاختيار والفرد الذى يتلقى الآختيار وذلك كما يلى:

الأفراد حيث يتلقون الاختبار

الأفراد حيث يعطون الاختيار	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
١			●							
٢				●						
٣		●								
٤					●					
٥						●				
٦		●								
٧		●								
٨										
٩								●		
١٠							●			

وواضح أن هذه المصفوفة توضح الاختيارات السوسيومترية من طبقة واحدة فقط أى من المستوى الأول مثلاً أو الثانى أو غير ذلك، ويمكن ملاحظة بعض أنواع العلاقات السوسيومترية فى هذه المصفوفة مثل العلاقات المزدوجة أى الاختيار المتبادل بين فردين

من أفراد المجموعة أو العـلاقة المركزية حيث تتجمع الاختيارات عند أحـد أفراد الجماعة لتدل على زعامـته للمجموعة، أو العـلاقة من جانب واحد حيث يعطى الفـرد اختياراً لفرد آخر ولكنه لا يتلقى أى اختيار.

٢- المصفوفة المركبة:

وهذه المصفـوفة تعطى مـعلومات أكـثر حيث يـمكن رؤية ومعرفـة الاختـيارات السوسيـومترية من جمـيع الطبقات، وعلى ذلك يمكن حسـاب الدرجة السوسيـومترية للفرد مبـاشرة عن طريق ترجمة الاختـيارات التى يحصل عليهـا إلى أوزان، كما يمكن أيضًا تتبع العلاقات السـوسيومترية المختلفة. والمثال التالى يوضح المصفوفة المركبة:

أفراد الجماعة حيث يتلقون الاختيار

أفراد الجماعة حيث يعطون الاختيار

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
١				٣		١		٢		٤
٢	٥		١	٢	٤			٣		
٣		٣		١		٢				
٤	٤	٣				٢	١			
٥			١	٢				٣		٤
٦		١			٣			٢		
٧			٢	١		٣				
٨	١	٣		٢						
٩						١	٣	٢		
١٠			١		٢					

فالأرقام فـى داخل المصفوفة تدل على طبـقة الاختيـار فعلى سبيل المـثال نجد أن الفرد رقم (٢) يختار الفـرد رقم (٣) فى المكان الأول، والفرد رقم (٤) فى المكان الثانى والفرد رقم (٨) فى المكان الثالث والفـرد رقم (٥) فى المكان الرابع والفرد رقم (١) فى المكان الخامس.

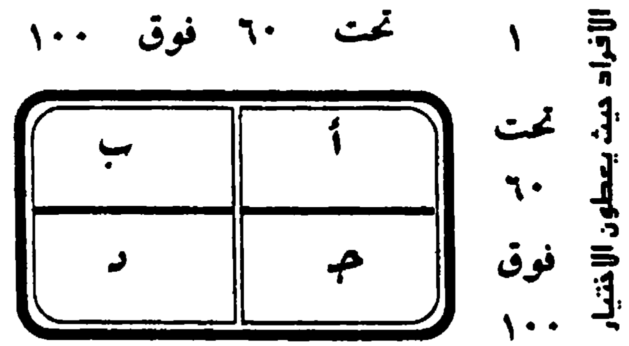
كما يمكن أيضـًا أن نقول إن الفرد رقم (٦) على سبيل المثال قد تـلقى اختيارين من الطبقة الأولى (من الفرد رقم (١)، رقم (٩) وثلاثة اختيارات من الطبقة الثانية (من الأفراد٣، ٤، ١٠) واختياراً واحدًا من الطبقة الثالثة (من الفرد رقم ٧).

٣- المصفوفة ذات المحك

وهذه المصفوفة تساعد إلى حد واضح فى فهم المحددات الشخصية للاختيارات السوسيومترية. وبناء هذه المصفوفة لا يختلف عن بناء المصفوفات السابقة. إلا أن وضع الجماعة على الحافة اليمنى للمصفوفة أو على قمتها يتم حسب ترتيب هؤلاء الأفراد فى محك أو معيار خاص قد يكون الذكاء مثلاً أو القدرة الاجتماعية أو أى سمة شخصية أخرى. ويبدأ ترتيب الأفراد بأدنى درجات المحك، بمعنى أن الفرد رقم (١ هو الفرد الحاصل على أقل درجة من الذكاء أو القدرة الاجتماعية أو غير ذلك من السمات الشخصية، وأن الفرد الحاصل على رقم (١٠٠) مثلاً - إذا كانت الجماعة مكونة من مائة فرد هو الفرد الحاصل على أعلى درجة.

وتقسم المصفوفة إلى أربع مساحات بوضع خط عمودى بعد الفرد الذى حصل على الدرجة المتوسطة كما فى المثال التالى:

الأفراد حيث يتلقون الاختبار



فالمساحة (أ) هى المساحة التى تحتوى على اختيارات الأفراد تحت المتوسط فيما بينهم فالفرد رقم (٥٠) مثلاً نختار الفرد رقم (٤١) وكلاهما تحت المتوسط حيث إن الفرد المتوسط هو الفرد رقم (٦٠).

والمساحة (ب) تحتوى على اختيارات الأفراد تحت المتوسط من بين الأفراد فوق المتوسط حيث يختار الفرد رقم (٤٠) مثلاً وهو تحت المتوسط الفرد رقم (٩٦) وهو فوق المتوسط.

والمساحة (حـ) تحتوى على اختيارات الأفراد فوق المتوسط من بين الأفراد تحت المتوسط حيث يختار الفرد رقم (٨٠) مثلاً وهو فوق المتوسط الفرد رقم (٣٣) وهو تحت المتوسط.

والمساحة (د) تحتوى على اختيارات الأفراد فوق المتوسط فيما بينهم حيث يختار الفرد رقم (٩٠) الفرد رقم (٨٢) وكلاهما فوق المتوسط.

وهذه المصفوفة كما اقترحها المؤلف (سنة ١٩٦١) يمكن معالجتها احصائياً باستخدام كا^{٢} للتأكد من علاقة الاختيارات السوسيومترية بالمحك أوالسمة الشخصية التى يتم على أساسها ترتيب أفراد المجموعة، مع ملاحظة أنه فى حالة حساب التكرارات المتوقعة فى هذه المساحات الأربعة (أ، ب، جـ، د) نقول إن الجماعة الكلية ن وجماعة تحت المتوسط هى $ن_{١}$ وجماعة فوق المتوسط هى $ن_{٢}$:

فتكون التكرارات المتوقعة فى المساحة (أ) هى: $\frac{ن^{٢}_{١}}{ن}$

فتكون التكرارات المتوقعة فى المساحة ب أو جـ: $\frac{ن_{١} \times ن_{٢}}{ن}$

فتكون التكرارات المتوقعة فى المساحة د هى: $\frac{ن^{٢}_{٢}}{ن}$

كما يجب أن نلاحظ أيضاً أن كا^{٢} سوف تحسب مرتين مرة لجماعة تحت المتوسط والثانية لجماعة فوق المتوسط: حيث يكون المطلوب هو تحديد العلاقة بين توزيع درجات المحك والاختيارات السوسيومترية فى الحالتين.

ثالثا: المعاملات السوسيومترية:

تعتبر المعاملات السوسيومترية محاولة أخرى لمعالجة الاختيارات السوسيومترية معالجة كمية. وهناك عدد من المعاملات يعطى مؤشرات جيدة ويمكن الوثوق بها عند دراسة العديد من المواقف الاجتماعية التى تتعرض لها الجماعات المختلفة بصورة دائمة ويمكن الإشارة إلى هذه المعاملات فيما يلى:

١- معامل التأثير:

يستخدم هذا المعامل لمقارنة المكانة السوسيومترية لفردين أو أكثر حيث إن هذا المعامل هو عبارة عن النسبة بين عدد الاختيارات الفعلية التى يحصل عليها الفرد وبين الحد الأقصى للاختيارات التى يفترض أن يحصل الفرد، أو بمعنى آخر نجد أن

$$\text{معامل التأثير} = \frac{ن'}{ن - ١}$$

حيث ن َ هذ عدد الاختيارات الفعلية التى حصل عليها الفرد

ن عدد أفراد الجماعة. (لذلك فإن الحد الأقصى هو ن ـ ١)

وبطبيعة الحال يمكن أن يكون للفرد أكثر من معامل تأثير فى الجماعة الواحدة؛ لأن هذا المعامل يحسب فى حالة كل موقف سوسيومترى على حدة. وتتراوح قيمة هذا المعامل بين الصفر والواحد الصحيح.

ويستخدم هذا المعامل عندما يريد الأخصائى إدماج عدد من الجماعات الصغيرة أواختيار بعض الزعامات أو غير ذلك.

٢- معامل التفاعل النفسى الاجتماعى:

يستخدم هذا المعامل لمقارنة الجماعات ببعضها البعض من حيث كثافة العلاقات السوسيومترية كما يستخدم أيضًا لدراسة مراحل نمو الجماعة الواحدة على فترات مختلفة. وبذلك يمكن أن نعتبر هذا المعامل مقياسًا للنشاط السوسيومترى والنمو الاجتماعى داخل الجماعة.

$$\text{ومعامل التفاعل النفسى الاجتماعى} = \frac{\text{مج ع}}{\text{ن (ن - ١)}}$$

حيث مج ع هى المجموع الكلى للعلاقات الفعلية، ومن جميع الطبقات (مستويات الاختيار) داخل الجماعة، ن = عدد أفراد الجماعة، وبمعنى آخر فإن هذا المعامل هو النسبة بين مجموع العلاقات الفعلية الموجودة داخل الجماعة والحد الأقصى لعدد العلاقات السوسيومترية كما يفترض أن تكون. حيث يمكن ملاحظة أن ن (ن-١) هى عبارة عن هذا الحد الأقصى. ولتوضيح ذلك لنفرض أن جماعة ما مكونة من ٥٠ فردًا وعدد العلاقات فى داخل هذه الجماعة = ٥٠٠ مثلاً، وهذا هوالعدد الفعلى للعلاقات فى حين أن الحد الأقصى لعدد العلاقات لا بد أن يكون ٥٠ × ٤٩ (حيث يمكن لكل فرد من أفراد الجماعة أن يختار كل بقية المجموعة)

$$\text{ويصبح معامل التفاعل النفسى الاجتماعى فى هذه الحالة} = \frac{٥٠٠}{٥٠ \times ٤٩} = ٠,٢$$

وتزيد قيمة هذا المعامل بزيادة العدد الفعلى للعلاقات السوسيومترية داخل الجماعة. وتتراوح قيمته بين الصفر والواحد الصحيح.

٣- معامل ثبوت الجماعة:

يستخدم هذا المعامل عند البحث فى مدى تكامل الجماعة ومقاومة بنائها لعوامل

التعرية الاجتماعية أو الضغوط التى تبذل من أجل تعديل تكوينها. ومما هو معروف أن أى جماعة اجتماعية هى عبارة عن تنظيم غير مغلق، أى يسمح بدخول أفراد جدد وخروج آخرين ولكن هناك أيضًا مفاهيم التكامل والاستقرار بالنسبة لهذا النوع من الجماعات.

$$\text{ومعامل ثبوت الجماعة} = \frac{\text{٢و}}{\text{ن + ب}}$$

حيث و هى عدد الأفراد الذين قاوموا التغيير، أو بمعنى آخر لم يخرجوا من الجماعة.

ن هى عدد أفراد الجماعة قبل التغيير.

ب هى عدد أفراد الجماعة بعد التغيير.

فإن فرضنا أن هناك جماعة مكونة من ٥ فرداً خرج منها ٢٠ وانضم إليها ٤٠ فإن:

عدد الذين قاوموا التغيير = ٣٠

عدد الجماعة قبل التغيير = ٥٠

عدد الجماعة بعد التغيير = ٧٠

$$\therefore \text{معامل الثبوت} = \frac{\text{٢ × ٣٠}}{\text{٥٠ + ٧٠}} = \frac{\text{٦٠}}{\text{١٢}} = \text{٥,}$$

وتبلغ قيمة هذا المعامل الحد الأقصى (الوحدة) عندما تظل الجماعة كما هى أى لا يخرج منها أحد ولا ينضم إليها أحد:

$$\text{معامل الثبوت للجماعة السابقة} = \frac{\text{٢ + ٥٠}}{\text{٥٠ + ٥٠}} = \frac{\text{١٠٠}}{\text{١٠٠}} = \text{١}$$

كما تبلغ قيمة هذا المعامل الحد الأدنى (صفر) عندما يخرج جميع الأفراد من الجماعة ولا ينضم إليها أحد حيث يصبح

$$\text{المعامل} = \frac{\text{٢ × صفر}}{\text{٥٠ + صفر}} = \text{صفر}$$

٤- معامل التماسك الداخلى للجماعة.

ويستخدم هذا المعامل فى تقدير وقياس العلاقة بين جماعتين، أو بمعنى أخر دراسة العلاقات السوسيومترية داخل جماعة ما عندما تقع تحت تأثير جماعة أخرى. ومن أجل أن نميز بين الجماعتين فإننا نشير إلى إحدى هاتين الجماعتين على أنها جماعة داخلية وهى التى نقيس مدى تماسكها الداخلى والأخرى جماعة خارجية وهى صاحبة التأثير على الأولى

$$\text{ومعامل تماسك الجماعة} = \frac{\text{م}\ (\text{د} + \text{أ})}{\text{ن هـ}}$$

حيث م هى عدد أفراد الجماعة الخارجية الذين يستقطبون الاختيارات الآتية من الجماعة الداخلية (وذلك يوضح تأثير الجماعة الخارجية على الداخلية).

د هى عدد العلاقات الداخلية (العلاقات السوسيومترية الفعلية فى الجماعة الداخلية).

أ عدد العلاقات التى تدخل إلى الجماعة الداخلية آتية من الجماعة الخارجية.

ن عدد أفراد الجماعة الداخلية

هـ عدد العلاقات التى تخرج من الجماعة الداخلية متجهة إلى الجماعة الخارجية.

والمثال التالى يوضح استخدام هذا المعامل:

لنفترض أن الجماعة (أ) وهى الجماعة الداخلية تتكون من ٥٠ فرداً وعدد العلاقات الداخلية بها ١٢٠ وعدد العلاقات المتجهة إلى الجماعة الخارجية ٣٠ وعدد العلاقات الآتية إليها من الخارج ٢٠ وعدد الأفراد من الجماعة الخارجية الذين يستقطبون الاختيارات الآتية من الجماعة الداخلية يساوى ١٠.

$$\text{ويكون معامل التماسك الداخلى للجماعة} = \frac{١٠\ (١٢٠ + ٢٠)}{٥٠ \times ٣٠} = \frac{١٤٠٠}{١٥٠٠} = ٩٣,$$

٥- معامل جاذبية الجماعة،

تعتمد فكرة هذا المعامل على العلاقة بين نسبة الأهتمام ونسبة التأثير لجماعة ما.

$$\text{حيث نجد أن نسبة الأهتمام} = \frac{\text{العدد الفعلى للاختيارات داخل الجماعة}}{\text{عدد الجماعة الداخلية}} = \frac{\text{ص}}{\text{ن}}$$

$$\text{كما أن نسبة التأثير} = \frac{\text{عدد الاختيارات الآتية من الخارج}}{\text{عدد الجماعة الخارجية}} \quad \frac{\text{ص}'}{\text{ن}'}$$

(لاحظ أن ن هى عدد أفراد الجماعة الداخلية، ن' عدد أفراد الجماعة الخارجية)

وبالتالى فإن معامل جاذبية الجماعة هو مجموع هاتين النسبتين.

$$= \frac{\text{ن ص}' + \text{ص ن}'}{\text{ن ن}'}$$

وللتأكد من الدلالة الأحصائية لهذا المعامل - كما اقترحه المؤلف سنة ١٩٦٣ - فقد اعتمد على فكرة الدلالة الاحصائية للفرق بين معاملين حيث نحسب القيمة المتوقعة لهذا المعامل من القانون التالى:

$$\text{القيمة المتوقعة} = \frac{٢\,\text{ن}_١}{\text{ن} - ١}$$

حيث ن هى العدد الكلى للمجموعتين (الداخلية والخارجية)

$\text{ن}_١$ هى عدد الجماعة الداخلية.

كما يحسب الخطأ المعيارى لهذا المعامل من القانون التالى:

$$\sqrt{\frac{\text{ن}_١}{\text{ن} - ١} \cdot \left(\frac{\text{ن}_١}{\text{ن} - ١} \cdot \frac{\text{ن}}{\text{ن}_١(\text{ن} - \text{ن}_١)} \right)}$$

بعد ذلك نقسم الفـرق بين القيمة المتوقـعة والقيمة الحـقيقية له على قـيمة الخطأ المعيارى، وعليه يقارن الناتج بمستوى الدلالة الإحـصائية حيث تكون القيمة ١,٩٦ عند ٠٥, ، ٢,٥٨ عند ٠١, .

المراجع:

١- سعد عبـد الرحمن، السلوك الإنسانى تحليل وقياس المتغيـرات مكتبة الفلاح ١٩٨٣,

٢ - فؤاد البـهى، سعد عـبد الرحـمن، علم النفس الاجتـماعى رؤية معـاصرة ١٩٩٩ دار الفكر العربى.

3- Gardner, E, and Thompson, G., Social relations and morale in small groups Appleton Century Crofts, 1956.

4- Goldstein, J. H. Social Psychology Academic Press, 1990.

5 - Sheppard, B. H and others, the theory of reasoned action: A meta Analysis, 1988.

6 - Tourangeau, R, Attitude Structure and belief accessibility, 1991.

كتب للمؤلف:

١- أسس القياس النفسى الاجتماعى

٢- السلوك الإنسانى تحليل وقياس المتغيرات

٣- القياس النفسى

٤- القياس النفسى: النظرية والتطبيق

٥- علم النفس الاجتماعى: رؤية معاصرة

٦ - الاستعداد لتعلم القراءة - تنميته وقياسه.

٧ - الاستعداد لتعلم الكتابة - تنميته وقياسه.

٨- الاختبارات والمقاييس مترجم

٩- التعليم فى اليابان مترجم

رقم الإيداع	١١٢٨/ ٩٧
I. S. B. N الترقيم الدولى	977 - 10 -1064- 6