

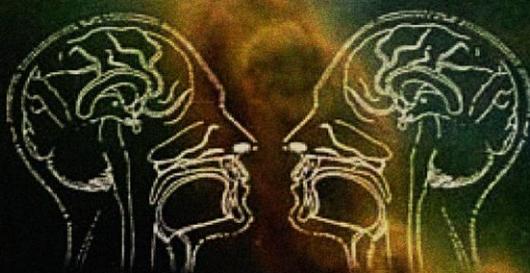
القياس النفسى

النظرية والتطبيق

٢٠٠٨

الدكتور

سعد عبد الرحمن



هيئة النيل العربية
للنشر والتوزيع



علي مولا

القياس النفسى

النظرية والتطبيق

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

الطبعة الخامسة

١٤٢٩هـ - ٢٠٠٨م



هبة النيل العربية للنشر والتوزيع

١٢ أش جول جمال - المهندسين - الجيزة - ج.م.ع

تليفاكس: ٢٢٠٣٦٢٠١ موبايل: ٠١٢/٢٢٢٨٧٢٤

e-mail: habanile@hotmail.com

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

الإهداء



إلى صاحب هذا الغرم، وصاحب هذا الثمر

إلى عبد العزيز الفوصي في جوار ربه.

أسفاذا وأثفا

ومعلما جليلا

أهدى هذا الجهد المتواضع

د. سعد عبد الرحمن

محتويات الكتاب

الصفحة

الموضوع

٣	الإهداء
١١	تقديم
١٣	مقدمة الطبعة الثالثة
١٤	مقدمة الطبعة الرابعة

الفصل الأول

القياس في علم النفس - مفاهيم أساسية

١٨	أولاً: معنى القياس
٢٢	ثانياً: المنطوق الرياضي
٢٥	ثالثاً: خواص الأرقام
٣٠	رابعاً: النزعة المركزية للأرقام
٤٥	خامساً: نزعة الأرقام إلى التشتت أو الانتشار
٥٤	ارتباط الأرقام
٦٣	تدريبات ومسائل
٦٦	المراجع

الفصل الثاني

نظرية القياس في علم النفس - المسلمات والمستويات

٦٩	المسلمات الرئيسية لنظرية القياس
٧٥	مستويات القياس في علم النفس
٧٦	مقياس التصنيف
٧٧	المعالجة الإحصائية لمستوى التصنيف
٨١	طريقة حساب χ^2
٩٠	كاي (كا ^٢ ذات الوزن)

٩٣	الارتباط فى مستوى التصنيف
٩٣	معامل الترافق
٩٤	معامل فائى
٩٨	اختبار ماكنمار لدلالة التغير
١٠٠	اختبار كوشران
١٠٢	مقياس الترتيب
١٠٣	المعالجة الإحصائية لمستوى الترتيب
١٠٣	تحويل الرتب إلى درجة على مقياس عشرى
١٠٧	اختبار وكلكوس للأرواح المتماثلة
١١٠	اختبار مان - ويتنى
١١٥	طريقة فريدمان لتحليل التباين (عن طريق الرتب)
١١٧	الارتباط فى مستوى الترتيب
١١٨	معامل سيرمان
١٢٠	معامل كندال للتوافق (و)
١٢٦	مستوى الوحدات (الفئات) المتساوية
١٣٠	المعالجة الإحصائية لمستوى الوحدات المتساوية
١٣١	إحصاءات الدلالة فى مستوى الوحدات المتساوية
١٣٧	حساب دلالة الفرق بين متوسطين
١٤٣	حساب دلالة الفرق من نسبتين مئويتين
١٤٦	حساب دلالة الفرق من معاملى ارتباط بيرسون
١٤٨	حساب دلالة الفرق بين أكثر من متوسطين
١٥٤	أوميجا ^٢
١٥٥	الارتباط فى مستوى الوحدات المتساوية
١٥٨	١ - معامل الارتباط ثنائى التسلسل Biserial
١٦٠	٢ - معامل الارتباط ثنائى التسلسل الخاص Point Biserial

١٦٣	٣ - معامل الارتباط الجزئي
١٦٥	٤ - معامل الارتباط المتعدد
١٦٦	٥ - مقياس النسبة
١٦٧	جداول إحصائية (ت، معامل فيشر)
١٦٨ - ١٦٩	جداول إحصائية دلالة معامل ارتباط بيرسون (ر)
١٧٠	المراجع

الفصل الثالث

أدوات القياس في علم النفس: التحليل والبناء

١٧٣	أنواع الأدوات
١٧٥	أداة القياس الجيدة
١٧٧	ثبات المقياس
١٨٠	الطرق التجريبية لتحديد معامل ثبات الاختبار
١٨٠	طريقة إعادة التطبيق
١٨١	طريقة الصور المتكافئة
١٨١	طريقة التجزئة النصفية
١٨٤	طريقة التناسق الداخلي
١٨٦	معامل ألفا والبناء الداخلي للاختبار
١٨٧	طريقة تحليل التباين
١٨٨	الجداول التقريبية لحساب معامل ثبات الاختبار
١٩٠	العوامل التي تؤثر في ثبات الاختبار
١٩٧	صدق المقياس
١٩٩	أنواع الصدق
٢٠١	طرق تحديد معامل صدق الاختبار
٢٠٩	العوامل التي تؤثر على صدق الاختبار
٢١٣	العلاقة بين الصدق والثبات

٢١٣	بنوع الاختبارات
٢١٩	تحليل البنود
٢٣٤	إعداد جداول المعايير
٢٤٤	المراجع

الفصل الرابع مقاييس الذكاء والقدرات

٢٤٩	مفاهيم الذكاء والقدرات
٢٦٥	الفروق الفردية في الذكاء والقدرات
٢٦٧	قياس الذكاء والقدرات
٢٧٣	اختبارات الذكاء والقدرات
٢٨٤	تحليل اختبارات الذكاء والقدرات
٢٨٦	تحليل التجمعات - حساب معامل الانتماء
٢٩٠	التحليل العاملي
٢٩٦	طرق التحليل العاملي
٢٩٦	طريقة سيرمان
٢٩٨	طريقة ثرستون
٣٠٦	طريقة فؤاد البهي
٣٠٩	تفسير عملية التحليل العاملي
٣١٣	المراجع

الفصل الخامس مقاييس الشخصية

٣١٧	مفاهيم عامة
-----	-------------

٣٢٧	قياس الشخصية عن طريق القوائم والاستثناءات
٣٤٧	بناء وتحليل استثناءات الشخصية
٣٥٤	بعض الطرق الخاصة لحساب صدق وثبات استثناءات الشخصية
٣٦١	قياس الشخصية عن طريق مقياس التدرج
٣٦٦	قياس الشخصية عن طريق التصنيفات ϕ - Sorts
٣٧٠	المراجع

الفصل السادس

مقاييس الاتجاهات النفسية

٣٧٤	معنى الاتجاه النفسى
٣٧٦	مكونات الاتجاه النفسى وعناصره
٣٧٧	عملية تكوين الاتجاه النفسى
٣٨٣	قياس الاتجاهات النفسية
٣٨٣	مقياس التباعد النفسى الاجتماعى
٣٨٤	مقياس ثرستون
٣٨٦	مقياس ليكرت
٣٩١	مقياس جوثمان
٣٩٥	طرق أخرى فى قياس الاتجاهات
٣٩٩	وجهة نظر أخرى فى قياس الاتجاهات
٤٠٠	المراجع

الفصل السابع

مقاييس العلاقات السوسيومترية

٤٠٣	طريقة مورينو
٤٠٥	بناء الاختبار السوسيومترى

٤٠٥	اختيار الموقف الاجتماعي
٤٠٥	صياغة السؤال السوسيو مترى
٤٠٦	إعداد التعليمات
٤٠٨	طريقة جاردز وتومبسون
٤١٠	تعديل الطريقة
٤١١	تحليل نتائج الاختبار السوسيو مترى
٤١١	حساب الدرجة السوسيو مترية
٤١٤	المصنوفة السوسيو مترية
٤١٧	المعاملات السوسيو مترية
٤٢٣	المراجع

فهرس الجداول

١٠٥	جداول Hull (تحويل النسب المئوية المعيارية إلى درجة عشرية)
١٠٩	جدول الدلالة الإحصائية Wilcoxon
١١٣ - ١١٤	جدول الدلالة الإحصائية (ى) مان ، ويتنى
١١٩	جدول الدلالة الإحصائية معامل سبيرمان (لترتب)
١٢٢ - ١٢٣	جدول الدلالة الإحصائية معامل كندال
١٢٥	جدول الدلالة الإحصائية كآ ، كبا
١٦١	جدول ارتفاعات المنحنى الاعندالى
١٦٧	جدول الدلالة الإحصائية T-test
١٦٨	جدول تحويل معامل بيرسون إلى معامل فيشر
١٦٩	جدول الدلالة الإحصائية لمعامل بيرسون
١٨٩	جداول ديدرش لمعامل الثبات
٢٢٥	جدول النسب المئوية ووحدات ع لحساب Δ
٢٢٩	جداول فلاجمان (صدق البند)
٢٤٢	جدول الدرجة التائية المعيارية

تقديم

أقدم هذا الكتاب لكل من يهتم بموضوعات القياس والتقويم فى علم النفس، وكل مشتغل بالاختبارات والمقاييس والتقويم، وبالذات فى مجال البناء والتحليل. وقد اهتمت 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 فرنون، وإدواردز بنفولد، وهارولد جيمس، كما كانت أيضاً أخطاء تلاميذى وحوارى معهم من أجل تصحيح هذه الأخطاء على مدى ما يزيد على ثلاثين عاماً 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 تفاصيل 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 السوسيو مترية.

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 زملائي وتلاميذى: أقدمه إلى زملائي بعد أن تلقيت عددا 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 أننى 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 تمعدت 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 أبنائي وبناتي دارسي علم النفس، وكذلك المهتمون بدراسة القياس والتقويم في العلوم السلوكية.

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

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

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

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

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

مقدمة الطبعة الخامسة



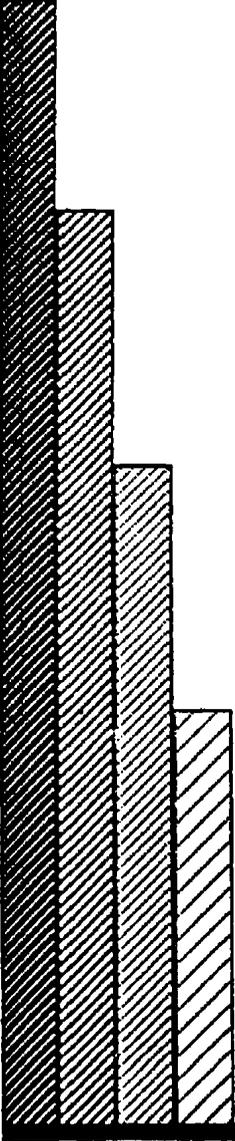
يسرني كثيراً أن أقدم لكل من يهتم بموضوع القياس النفسى الطبعة الخامسة حيث أضفت فيها الكثير من المعلومات استجابة لاسئلة تلاميذى والعديد من زملائى وخاصة فيما يتعلق بالأدوات الإحصائية اللازمة لعملية القياس فى العلوم السلوكية عامة وخاصة علم النفس التربوى والاجتماعى. أكرر شكرى وتقديرى لكل زملائى الذين قدموا 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 في 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 صورته 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 العائلى 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 وتحسيناً 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 أيضاً 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 حديثاً كما نتصور، ولكنه بدأ تقريباً مع بداية علم النفس كعلم أو قبل ذلك. فإذا كان علم النفس

كما نعلم هو التقدير الكمي لسلوك الافراد والمتغيرات التي 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 التي تقود إلى معرفة كنه عقل الإنسان ما هى إلا محاولات من هذا النوع أيضاً.

ولكن لن نستعرض هذه المحاولات - فقد سبق أن ناقشناها فى كتاب سابق^(١) - 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 التي 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 بقدره 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 لآى علم من العلوم الذى يؤدي 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 وأساسه 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 أيضاً 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 الا وهو الرقم.

(١) السلوك الإنسانى لتحليل 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. وبالتالي نتمكن من أن نحصل على أدق وصف للحدث أو الحالة أو الشيء. ولناخذ مثالا لذلك:

عندما نقول: «أحمد أطول من محمود»...

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

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

وهذه عبارة وصفية أخرى لها نفس دلالة العبارة السابقة، أى أن على أكثر طولاً 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.

والبسب 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 طولاً بمقدار: $180 - 160 = 20$ سم.

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

∴ على يفوق محمود طولاً بمقدار: $170 - 160 = 10$ سم.

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

∴ أحمد يفوق على طولاً بمقدار: $180 - 170 = 10$ سم.

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

هذه العملية هي عملية قياس، وقد اقتضت ما يلي:

أولا - قياس مقدار السمة التي يملكها كل من أحمد وعلى ومحمود ويشتركون جميعا فيها وهي سمة الطول. حيث قمنا بقياس وتقدير طول كل منهم مستخدمين في ذلك الأداة المناسبة.

ثانيا - قياس الفرق بين قدر السمة التي يملكها كل منهم عن طريق الطرح البسيط كما لاحظناه في الخطوة التالية لقياس طول كل منهم.

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

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

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

هل الذكاء الإنساني مثل الطول أو الوزن؟

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

أما الذكاء الإنساني فهو سمة يستدل عليها بأثرها وتأثيرها وليس بينائها أو كيانها - الأمر الذي 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 بحثا، وتصبح عملية القياس في هذه الحالة قد عبرت الخطوة الأولى إلى الخطوة الثانية مباشرة وعليه أصبحت عملية القياس النفسى هي عملية قياس الفروق بين الأفراد في سمة ما أكثر منها عملية قياس كمية ما يملكه كل فرد من هذه السمة أو تلك والتي يشتركون فيها ويراد تحديد الوضع النسبى لكل فرد منهم على هذه السمة.

وعليه فإنه من الافتراض البحث 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 فلإنه يمكن لنا أن نقول إن هذا المصباح أكثر قوة من ذلك المصباح في هذه الحجرة بالذات، وذلك دون أن نتعرض إلى كمية الكهرباء (القوة) التي يملكها كل مصباح ما دمنا لنا على علم بطبيعة الكهرباء .

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

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

أولهما : ذلك الاتجاه المبني على التجريب الطبيعي والذي أصبح أساس علم النفس التجريبي فيما بعد .

وثانيهما : الاتجاه الذي استخدم الاختبار أو المقياس لتقدير سمة عقلية أو نفسية خاصة، وربما كان هذا الاتجاه هو الذي كَوَّن النواة الأساسية للقياس النفسي كما هو اليوم . إذ إن استخدام الاختبار يعني الاهتمام بالخصائص العقلية والسمات النفسية؛ لأنها سوف تكون موضع القياس والتقدير، واستخدام الاختبار يعني أيضاً الاهتمام بالأدوات الإحصائية من أجل تحليل وتفسير نتائج هذه المقياس 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 التي اعتمد عليها القياس النفسي - وخاصة رياضيات الاحتمالات - لم تكن معروفة حتى سنة ١٦٠٠م إلا بالقدر الذي كان يمكن المقامر من التنبؤ بربحه أو خسارته أثناء مزاولته هذه اللعبة أو تلك . بل إن فريقاً من هؤلاء المقامرين راح يستشير المتخصصين في الرياضيات من أجل الإسهام في ابتداء قاعدة أو قانون يمكن عن طريقه أن يتنبأ المقامر بالربح أو الخسارة، ولكن لم ينجح الرياضيون في ذلك، وخاصة أنهم كانوا في شغل شاغل بالمكتشفات الجديدة - آنذاك - في ميدان الهندسة التحليلية ورياضيات التفاضل والتكامل .

وأخيراً شهد القرن السابع عشر أول دراسة جديّة في رياضيات الصدفة Math. of Chance حيث نشر برنولي 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، وفى 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 الأثروبومتري 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 والتدرج كوسائل فى قياس الخصائص الإنسانية.

وهكذا تبلور الاتجاه الأساسى للقياس النفسى بعد أن وضع جولتون وييرسون 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 شئ 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 تعبيراً عما نفترضه ونسلم بصحته فى العلاقة بين شيئين أو مجموعة من الأشياء. مثال ذلك:

نحن نسلم بصحة المنطوق التالي: $أ + ب = ب + أ$.

حيث أ شيء ما، ب شيء آخر.

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

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

والنتيجة واحدة في 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 $أ + ب \neq ب + أ$.

ومعنى هذا المسلم أنه يمكن لنا إضافة أ إلى ب، كما يمكن لنا أيضا إضافة ب

إلى أ ولكن النتيجة لا تكون واحدة في الحالتين. إذ إن ترتيب عملية الإضافة أصبح

يحتل الأهمية الأولى في علاقة أ مع ب. وليس كما هو الأمر في حالة المنطوق

السابق.

ومما هو معروف كذلك أنه إذا أردنا أن نبني نظاما منطقيا متكاملًا فلا بد أن يكون

هناك تناسق داخلي بين وحدات هذا النظام، وبالتالي فإنه إذا كان مثل هذا النظام مبنيًا

من مجموعة من المنطوقات الرياضية فلا بد 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 نستتبط 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

والتي تكون منها النظم الأساس.

ولنضرب لذلك مثلا 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 تكون 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. وبالتالي 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 نتعرض هذه المنطوقات فى شىء من التبسيط المناسب للقارئ.

المنطوق رقم (١) إما أن $أ = ب$ أو أن $أ \neq ب$ (لا تساوى ب) ومعنى ذلك أنه فى كل حالة من حالات القياس إذا وجدت الكميتان $أ$ ، $ب$ معا فلما 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 لا بد أن $ب = أ$ وهذا طبيعى، لأنه إذا سلمنا بالتساوى بين الكميتين فإن أيهما سوف تساوى الأخرى بالضرورة.

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

ويمكن توضيح معنى هذا المنطوق إذا أخذنا فى اعتبارنا جوارا 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 $ب$ لا بد 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 $ج$ إذن لا بد أن تكون $أ$ أكبر من $ج$.

أى أنه إذا كانت $أ < ب$ ، $ب < هـ$ ∴ $أ < هـ$.

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

فإذا كان معامل ذكاء الطفل ($أ$) أعلى من معامل ذكاء الطفل ($ب$) ومعامل ذكاء الطفل ($ب$) أعلى من معامل ذكاء الطفل ($هـ$) فإنه لا بد أن يكون معامل ذكاء الطفل ($أ$) أعلى من معامل ذكاء الطفل ($هـ$).

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 ($هـ$). فإذا حدث - وهذا محتمل - أن يهزم فريق الكرة ($هـ$) 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) $(أ + ب) + هـ = أ + (ب + هـ) = ب + (أ + هـ)$.

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

هذه المنطوقات التسعة يمكن أن تكون 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 الكمي لأى ظاهرة من الظواهر، وهذا التقدير

سوف يؤدي إلى المقارنة بين ظاهرة وأخرى، ومن ثم استنباط القواعد أو القانون الذي 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 جميعا « Class of All Classes » وهذا تعريف فيه الكثير من تجريد الفيلسوف الذي يرى دائما وأول ما يرى هياكل الأشياء وأساسياتها قبل أن يرى الشكليات الظاهرة لهذه الأشياء، ويمكن على أية حال أن نوضح ما يقصد إليه راسل - بقدر ما نفهمه نحن - عن طريق المثال التالي:

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

(أ) ٤ قطع من الطباشير.

(ب) ٤ أولاد.

(ج) ٤ قطع من الحلوى.

(د) ٤ ققط.

(هـ) ٤ أزهار.

فنحن نقول هنا أن (الصنف) المشترك بين (الأصناف) الخمسة السابقة هو الرقم ٤ حيث يمثل الخاصية المشتركة بين المجموعات أ، ب، ج، د، هـ - بغض النظر عن خصائص العناصر التي تشكل كل مجموعة على حدة. وبذلك يصبح الرقم ٤ هو صنف الأصناف أو رتبة الرتب.

وهناك مثال توضيحي آخر عندما نتكلم عن مجموعة من الأرقام مثل ١ - ٢ - ٣ - ٤ - ٥ ونقول: إن أى رقم منها له علاقة الرتبة بالأرقام الأخرى من نفس المجموعة، والرقم ٢ هو ضعف الوحدة أو الرقم ١ والرقم ٤ ضعف الرقم ٢ وأربعة أمثال الوحدة. وهكذا يمكن أن نجد علاقة ماثلة بين كل رقم وآخر من سلسلة الأرقام فى أى مجموعة من المجموعات، وبذلك يصبح كل رقم فى حد ذاته هو رتبة بقية الرتب أو بقية الأرقام، ومن ثم تصبح العلاقة من الأرقام جميعا كما يعبر عنها راسل بأن الرقم هو رتبة الرتب. وعليه يمكن أن نلخص خواص الأرقام كما تتطلبها عملية القياس على النحو التالي:

١ - خاصية التفرد بالذاتية.

٢ - خاصية الترتيب.

٣ - خاصية الإضافة.

١ - فالتفرد بالذاتية* هي خاصية تميز كل رقم عن رقم آخر، فلا بد أن يختلف الرقم ٩ عن الرقم ٧ في كل خواصه وخصائصه، وأولها أن الرقم ٩ يماثل الوحدة تسع مرات بينما الرقم ٧ يماثلها ٧ مرات فقط. ثم إن المفهوم الذي يدل عليه كل منهما لا بد أن يكون مختلفا عن الآخر. وبالتالي أصبحت هناك ذات متفردة أو ذات مفردة للرقم ٩ تختلف عن الذات المفردة للرقم ٧.

وبناء على هذه الخاصية - خاصية التفرد بالذاتية - يمكن أن نكون مقياسا يبدأ بأى رقم وينتهي بأى رقم ونحن على ثقة بأن كل وحدة من وحدات هذا المقياس تختلف تماما عن الوحدة الأخرى، كما يتضح مثلا في «المسطرة» التي نستخدمها في قياس الأطوال والمسافات، فإذا كانت تبدأ من الرقم (١) وتنتهى عند الرقم (٣٠) فنحن على ثقة بأن الوحدة الأولى تقيس ما طوله سنتيمتر واحد بينما الوحدة الأخيرة تدل على ما طوله ثلاثون سنتيمترا، ويعنى هذا أنه تختلف الوحدة الأولى عن الثانية عن الثالثة... حتى الأخيرة من حيث ما تدل عليه كل منها، أى من حيث المدرك والمفهوم والدلالة التطبيقية. كذلك إذا أردنا أن نكون مقياسا للاتجاه نحو موضوع ما فإننا نعتمد بالضرورة على هذه الخاصية - خاصية تفرد الرقم بالذاتية - فى اقتراحنا لهذا المقياس، مثال ذلك:

مكان المرأة الطبيعى هو المنزل ١ ٢ ٣ ٤ ٥ .

وهنا يدل الرقم ٥ على الموافقة المطلقة على محتوى هذه العبارة، والرقم ٤ على الموافقة، أما الرقم ٣ فيدل على عدم التأكد من الموقف حيال هذه العبارة، بينما يدل الرقم ٢ على الرفض أما الرقم ١ فيدل على الرفض المطلق لما جاء فى هذه العبارة. ومعنى ما سبق هو أننا وثقنا تماما من أن الرقم ١ يختلف عن الرقم ٢، ٣، ٤، ٥ ومن ثم أعطى كل رقم من هذه الأرقام معنى خاصا ومفهوما محددًا يختلف عما أعطى للرقم الآخر. وهذا ما يعطى لهذه العبارة (وحدة من وحدات المقياس) خاصية القياس أو التقدير.

ولو لم يتفرد كل رقم بذاته لما أمكن لأى مقياس من المقاييس أن تكون له خاصية القياس.

٢ - والخاصية الثانية للأرقام هي خاصية التنظيم بالترتبة والترتيب، وهي خاصية فى الحقيقة تعتمد على أن كل رقم له ذاتيته الخاصة به والتي تميزه عن الرقم الآخر، وتعتمد أيضا على أن كل رقم له علاقة متضاعفة مع الوحدة حيث نجد إن ٣ تزيد عن ٢ وأربعة تزيد عن ثلاثة، وخمسة تزيد عن أربعة 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 - وفى كل مرة هناك معيار خاص لترتيب هذه العناصر أو الأشياء: وهو معيار كمي يعتمد على مدى قرب أو بعد كل عنصر من وحدة خاصة - 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 تصاعدياً أو تنازلياً . 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 مثلاً أو الميل الاجتماعى أو غير ذلك من الخصائص .

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

٣ - والخاصية الثالثة للأرقام هى خاصية الإضافة* . وهى توضح أن عملية إضافة الأرقام بعضها إلى بعض لا بد أن تعطى من النتائج ما هو نسق متناسق كنظام رقمى فإن إضافة $5 + 4 = 9$ ، $7 + 6 = 13$.

وهذا يعنى أنه ما دام ٥ أصغر من ٧ ، ٤ أصغر من ٦ فإن حاصل جمع $5 + 4$ لا بد أن يكون أصغر من حاصل جمع $7 + 6$. وهذا نسق متناسق .

هذه هى النقطة الأولى . أما النقطة الثانية فهى أن المقصود بعملية الإضافة ليس عملية الجمع البسيط فقط مثل $3 + 4 = 7$ ولكن الحقيقة التى يجب أن يلم بها دارس القياس النفسى هى أن خاصية 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 $6 + 8$. وبذلك تتضح العلاقة بين عملية الجمع البسيط وخاصة الإضافة . وأما عن الطرح البسيط فنحن نتصورها دائماً على أنها علاقة سالبة بين رقمين مثل $8 - 2 = 6$ ، والحقيقة أنه يمكن إعادة صياغة هذه العملية البسيطة لتصبح $8 - 2 = 6 +$ أى أنها عملية جمع جبرى أو إضافة رقم موجب الإشارة هو $8 +$ إلى رقم سالب الإشارة هو $- 2$. وهذا يعنى أن عملية الطرح هى فى حقيقتها عملية جمع أو إضافة .

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

وبالمثل يمكن أن نوضح علاقة خاصة بالإضافة بكل من عمليتي الضرب والقسمة، فالضرب هو عملية جمع مركب أو متكرر فإن $4 + 4 + 4 + 4 + 4$ تساوي 20 وهي عبارة عن 4×5 .

وأما عملية التقسيم أو (القسمة) فهي عملية طرح مركبة أو متكررة، أو بمعنى آخر هي عملية مركبة خطواتها عبارة عن إضافة رقم موجب الإشارة إلى رقم آخر سالب الإشارة كما سبق أن أوضحنا.

فإذا أردنا تقسيم $36 \div 4$ نجد أن الناتج = 9 .

ويمكن ملاحظة خطوات هذه العملية كما يلي:

$$(1) \quad 36 + 4 = 40$$

$$(2) \quad 40 + 4 = 44$$

$$(3) \quad 44 + 4 = 48$$

$$(4) \quad 48 + 4 = 52$$

$$(5) \quad 52 + 4 = 56$$

$$(6) \quad 56 + 4 = 60$$

$$(7) \quad 60 + 4 = 64$$

$$(8) \quad 64 + 4 = 68$$

$$(9) \quad 68 + 4 = 72$$

عدد الخطوات تسع (9) وهو خارج القسمة.

من هنا يتضح صحة ما زعمناه سابقاً من أن خاصة بالإضافة التي تميز الأرقام هي في الحقيقة عبارة عن العمليات الحسابية الأساسية الأربع. ولكن ما معنى ذلك كله بالنسبة للقياس في علم النفس وما جدوى هذه المناقشة والتوضيحات في خواص الأرقام؟

لابد أنك طالعت بعض الاختبارات النفسية إن لم يكن للتخصص والدراسة من مقررات سابقة فقد يكون من أجل معرفة كيف يختبرون النفس الإنسانية، وليكن مثالنا اختباراً من اختبارات الشخصية حيث نجد أنه عادة ما يتكون من مجموعة من العبارات أو البنود قد يصل عددها أحياناً إلى أكثر من 200 أو 300 ، وأمام كل عبارة من تلك العبارات بعض الإجابات: اثنتين أو ثلاثة وكل إجابة لها دلالة معينة. ويقوم المفحوص كما هو معروف بقراءة الاختبار والإجابة 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 (السيط) 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
التي تتميز بها الأرقام، فلولا هذه الخاصية لما أمكن الحصول على درجة نهائية لآى
مفحوص على أى اختبار ولما أصبحت لكل اختبار وحدته البنائية الخاصة به حيث
يكون العبارة هى وحدة القياس وليس الاختبار.

ثالثا - النزعة المركزية للأرقام:

الأرقام التي نتعامل معها دائما فى القياس لها نزعتان أو تميل دائما إلى إحدى
هاتين إما إلى التمرکز Central Tendency وهذه نزعة أو ميل بقيسه 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 شيء
عام يربط هذه الأرقام معا شأنه فى ذلك شأن من يزور بلدا من البلاد لأول مرة حيث
بحده يتفكر فى وجوه أهالى هذا البلد محاولا أن يجد مجموعة من الملامح المشتركة
يبهم 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 واللامح جميعا.

ونفس الشيء يقال فى حالة دراسة الأرقام حيث نبحث عن «مركزة» هذه الأرقام
جميعا فى رقم متوسط يحمل خواصها ولامحها 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
أمانا الفرصة السانحة لعملين على جانب كبير من الأهمية:

١ - 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 وسيله إلى ذلك هو البحث عن الدرجة المتوسطة أو حساب الدرجة المتوسطة لهؤلاء التلاميذ.

٢ - بناء على الخطوة الأولى والتي 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)

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

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 :

$$\text{المتوسط} = \frac{\text{مجموع الدرجات}}{\text{عدد الافراد}} \quad \text{أو} \quad \text{م} = \frac{\text{مجموع س}}{\text{ن}}$$

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

∴ م = $\frac{1020}{30} = 34$ وهو متوسط درجات هذه المجموعة المكونة من ثلاثين تلميذاً.

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	- الفئة من	٢٤ - ٢٨	هناك	٨	تلاميذ
ب	- الفئة من	٢٩ - ٣٣	هناك	٧	تلاميذ
ج	- الفئة من	٣٤ - ٣٨	هناك	٤	تلاميذ
د	- الفئة من	٣٩ - ٤٣	هناك	٩	تلاميذ
هـ	- الفئة من	٤٤ - 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 - ٢٥ - ٢٦ - ٢٧ - 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 هي:

$$\text{مركز الفئة} = \frac{\text{الحد الاعظم للفئة} - \text{الحد الأدنى للفئة}}{2} + \text{الحد الأدنى للفئة}$$

$$\frac{23,5 - 28,5}{2} + 23,5 =$$

$$26 = 2,5 + 23,5 =$$

بعد حساب مراكز الفئات يصبح التنظيم السابق كما يلى:

جدول رقم (٢)

الفئة (ف)	التكرار (ك)	مركز الفئة (ا)	ك × ا
٢٨-٢٤	٨	٢٦	٢٠٨
٣٣-٢٩	٧	٣١	٢١٧
٣٨-٣٤	٤	٣٦	١٤٤
٤٣-٣٩	٩	٤١	٣٦٩
٤٨-٤٤	٢	٤٦	٩٢

١٠٣٠

مج

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

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

حيث ن هي عدد الحالات.

$$\therefore \text{م} = \frac{1030}{3} = 34,3 \text{ وهو يساوى تقريبا المتوسط الذى سبق أن حسبناه من}$$

الدرجات المتفرقة. ولكن هناك سؤال يقفز إلى ذهن القارئ: لماذا لم يكن المتوسط واحدا بالضبط فى الحالتين؟

لاحظ أنه في حالة جمع الأرقام في فئات عديدة كما سبق يفقدها استقلالها الذاتي وتعبيرها عن أشياء مختلفة، وبالتالي تم اختيار مركز الفئة كرقم متوسط يمثل كل الأرقام التي تحتويها الفئة. ومن هنا جاء عدم التطابق التام بين قيمتى المتوسط.

فعلى سبيل المثال يمكن أن نلاحظ في الفئة الأخيرة (٤٤ - ٤٨) أن المركز أو الرقم المتوسط فيها هو ٤٦ رغم أنه لا يوجد في الجدول الأصلي غير ٤٦ واحدة فقط ويشترك معها في 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 في الخطوات التالية:

١ - الخطوة الأولى هي أن نقوم بإعداد جدول التكرارات كما سبق بحيث يضم هذا الجدول مدى الفئة ومركز الفئة والتكرار، وذلك على النحو التالي:

الفئة	مركز الفئة	التكرار
٢٨ - ٢٤	٢٦	٨
٢٣ - ٢٩	٣١	٧
٣٨ - ٣٤	٣٦	٤
٤٣ - ٣٩	٤١	٩
٤٨ - ٤٤	٤٦	٢

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

٣ - الخطوة الثالثة هي أن نعين مقدار انحراف مركز كل فئة من الفئات التي تعلق هذه الفئة أو التي تليها على أن تكون وحدة هذا الانحراف هي 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

$$\text{هو } \frac{٣٦ - ٢٦}{٥} = ٢$$

حيث ٥ هي مدى الفئة.

ثم نجد الفئة الثانية ومركزها ٣١ ذات انحراف عن المتوسط المفترض

$$\text{يساوى} = \frac{36 - 31}{5} = 1 -$$

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

$$\text{هذه الحالة} = \text{صفر} \text{ حيث} = \frac{36 - 36}{5} = \text{صفر}$$

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

$$\text{كما يلى} = \frac{36 - 41}{5} = 1 +$$

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

$$\text{حيث} = \frac{36 - 46}{5} = 2 +$$

ثم نرصد هذه النتائج فى الجدول التالى:

جدول رقم (٢)

الفئة	مركز الفئة	التكرار (ك)	الانحراف عن المتوسط المفترض (أ)	مج ك أ
٢٨-٢٤	٢٦	٨	٢-	١٦-
٣٣-٢٩	٣١	٧	١-	٧-
٣٨-٣٤	٣٦	٤	صفر	صفر
٤٣-٣٩	٤١	٩	١+	٩+
٤٨-٤٤	٤٦	٢	٢+	٤+

١٠-

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

٥ - 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

$$1 \frac{2}{3} - 0 = 0 \times \frac{10}{3} =$$

٦ - نجمع هذا الرقم على المتوسط المفترض جمعا جبريا فينتج المتوسط الحقيقي أى

$$34,3 = 1 \frac{2}{3} - 36$$

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 - 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 أ	مج ك أ
٢٨ - ٢٤	٢٦	٨	٣ -	٢٤ -
٣٣ - ٢٩	٣١	٧	٢ -	١٤ -
٣٨ - ٣٤	٣٦	٤	١ -	٤ -
٤٣ - ٣٩	٤١	٩	صفر	صفر
٤٨ - ٤٤	٤٦	٢	١ +	٢ +

٤٠ -

رقم التصحيح (٥) = $\frac{40}{3} =$ ب

مقدار التصحيح = $6 \frac{2}{3} - 0 = 0 \times \frac{40}{3} =$ حيث $0 =$ مدى الفئة

المتوسط الحقيقى = $34,3 = 6 \frac{2}{3} - 41$

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.

(٥) رقم التصحيح هو (ب) ويساوى فى هذه الحالة $\frac{40}{3}$ - ثم يضرب فى (د) 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 في 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.

$$\text{وبذلك يصبح المتوسط العام هو: } 33,7 = \frac{35 \times 40 + 32 \times 30}{40 + 30}$$

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

$$\text{أى } \frac{32 + 35}{2} = 33,5 \text{ فهذا خطأ.}$$

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

$$\text{هو } = \frac{66 \times 40 + 62 \times 10}{40 + 10} = 65,2$$

$$\text{ولكنه لا يمكن أن يكون ٦٤ أى } \frac{66 + 62}{2} \text{ فهذا خطأ.}$$

وبذلك يصبح القانون الخاص بحساب المتوسط العام هو:

$$\frac{1م ١٥ + ٢م ٢٥ + \dots + ٥م ٥٥}{١٥ + \dots + ٥٥} = ٤م$$

حيث م ع = المتوسط العام، ١٥ حجم المجموعة الأولى، م ١ متوسط المجموعة الأولى، وهكذا.

حساب الدرجة الوسيطة Median Point.

الدرجة الوسيطة هي الدرجة التي 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 الوسيطة هي 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 أحدى.

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 الوسيطة فى هذه الحالة؟ الدرجة الوسيطة هنا هي ٩,٥ التى هي 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 الوسيطة سواء كان عدد الأرقام أحاديا أو زوجيا، وذلك إذا كانت هذه الأرقام متفرقة وليست متجمعة فى جدول

تكرارى، والقاعدة هي مكان الدرجة الوسيطة كما يلى = $\frac{1 + n}{2}$ والنتيجة هي رتبة أو مكان الدرجة الوسيطة وليست قيمتها العددية، ففى مثالنا الأول. بعد ترتيب الدرجات السبع ترتيبا تصاعديا. يمكن حساب أو معرفة مكان الدرجة الوسيطة كما يلى.

هذا المثال . $\frac{1 + 7}{2} = 4$. أى أن الدرجة الوسيطة هي الرابعة من حيث الترتيب وهي (٩) فى

وفى مثالنا الثانى نجد أن مكان الدرجة الوسيطة هو: $\frac{1 + 6}{2} = 3,5$ أى أن مكانها يأتى بعد ثلاثة أرقام ونصف الرقم وهي ٩,٥ ، وذلك تطبيقاً للقاعدة السابقة $\frac{1 + n}{2}$ حيث n هي عدد الأرقام فى السلسلة الرقمية .

هذا فيما يختص بحساب الدرجة الوسيطة عندما تكون الأرقام متفرقة .
ولكن ماذا عن طريقة حساب هذه الدرجة الوسيطة عندما تكون الأرقام فى تجمع تكرارى .

القاعدة المستخدمة لحساب الدرجة الوسيطة فى هذه الحالة هي :

$$\text{الدرجة الوسيطة} = \text{ح} + \frac{\text{ح} \cdot 0,5 - \text{مج } \text{ك}}{\text{ك}} \times \text{ي}$$

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

n عدد الدرجات التى تكون التجمع التكرارى أو عدد أفراد العينة

$\text{مج } \text{ك}$ مجموع الدرجات أو التكرارات التى تقع قبل الفئة التى نحتوى الدرجة الوسيطة .

ك هي عدد الدرجات أو التكرارات التى تحتويها الفئة التى تضم الدرجة الوسيطة .

ي هي مدى أو اتساع الفئة .

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

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

جدول رقم (٥)

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

٥٠ = ن

٥ = ي

من المنطقي أن تكون الدرجة الوسيطة هي النقطة التي تقع عند منتصف هذه الجماعة المكونة من ٥٠ فردا (أو أي عدد آخر)، ومعنى ذلك أن هذه الدرجة تقع عند الفرد رقم ٢٥,٥ عندما يتم ترتيب هذه الدرجات بناء على حجمها لاحظ $\frac{١+٥}{٢}$.

وهنا سوف نجمع عدد الأفراد في هذا الجدول حتى نصل إلى الشخص رقم ٢٥,٥ فتكون الدرجة الوسيطة تقع في الفئة التي تحتوي هذا الفرد.

وعندما نطبق ذلك على الجدول السابق نجد أن الفئة (١٧٤ - ١٧٠) تحتوي 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 في هذه الفئة (١٧٤ - ١٧٠) والتي حدما الأدنى ١٦٩,٥.

وعند تطبيق القاعدة السابقة:

$$\begin{aligned}
 & ٥ \times \frac{٢٠ - \frac{٥٠}{٢}}{٢} + ١٦٩,٥ = \text{الدرجة الوسيطة} \\
 & ٥ \times \frac{٢٠ - ٢٥}{١٠} + ١٦٩,٥ = \\
 & ٥ \times \frac{٥}{١٠} + ١٦٩,٥ = \\
 & \quad \quad \quad ١٧٢,٠ =
 \end{aligned}$$

أى أن الدرجة ١٧٢ هى الدرجة الوسيطة 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 الوسيطة تتوسط هذا التوزيع تقريبا . ولكن هذه ليست الحال دائما مع دارس القياس فلننظر إلى هذا المثال :

جدول رقم (٦)

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

$$n = 10$$

ونحاول الآن أن نحقق الخطوة الأولى ، وهى إيجاد الفئة التى تقع فيها الدرجة الوسيطة . وما هو معروف أنه ما دام عدد أفراد المجموعة = ١٠ فإن الدرجة الوسيطة تقع عند الفرد رقم ٥,٥ حيث $\frac{1+10}{2} = \frac{1}{2} \cdot 5$.

ولنبداً 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

لا بد أن توجد طريقة للتغلب على ذلك .

من الواضح أنه في حالة العد الأول أى ابتداء من أعلى الجدول سوف نجد أن الفئة التي يحتمل أن تقع فيها الدرجة الوسيطة هي (٦ - ٧). أى الفئة عند الـ ٥٠٪ مباشرة والتي حدها الأعلى ٧,٥ وهو الحد الأدنى للفئة (٨ - ٩). وأما في حالة العد الثانى أى من أسفل إلى أعلى فإن الدرجة الوسيطة هنا يحتمل أن تقع عند الفئة من ١٢ - ١٣ والتي حدها الأدنى ١١,٥ وهو الحد الأعلى للفئة من ١٠ - ١١.

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

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

جدول رقم (٧)

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

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 - ٩ والحد الأدنى للفئة ١٠ - ١٣ وتساوى فى كلتا الحالتين ٩,٥.

ويمكن تطبيق القانون السابق كما يلى:

$$\begin{aligned} \text{الوسيط} &= 9,5 + \frac{10 - 5}{2} \times 2 \\ &= 9,5 + \frac{5 - 5}{2} \times 2 \\ &= 9,5 \end{aligned}$$

بالإضافة إلى ما سبق يمكن أن تستخدم هذا القانون في حساب الإرباعي الأول (حيث يقع ٢٥ ٪ من أفراد العينة)، أو الثاني (حيث يقع ٥٠ ٪ من أفراد العينة) ومعنى ذلك أن الإرباعي الثاني هو نفسه الوسيط أو الإرباعي الثالث (حيث يقع ٧٥ ٪ من أفراد العينة) فعلى سبيل المثال يكون حساب الإرباعي الأول كما يلي

$$\text{الإرباعي الأول} = ح + \frac{ع - مج \text{ ن}}{ك} \times ي$$

حيث ح هي الحد الأدنى للفئة التي يقع فيها الإرباعي (عدد الافراد)
ع عدد أفراد العينة

مج ن - مجموع الدرجات أو التكرارات التي تقع قبل الفئة التي تحتوي الإرباعي الأول.

ك هي عدد الدرجات أو التكرارات التي تحتويها الفئة التي تضم الإرباعي الأول

ي هي مدى الفئة

وبنفس الطريقة يمكن حساب الإرباعي الثالث كما يلي

$$\text{الإرباعي الثالث} = ح + \frac{ع - مج \text{ ن}}{ك} \times ي$$

حساب المنوال Mode.

المنوال هو الدرجة كثيرة التكرار أو الحدوث في 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 هي أكثر الدرجات تكرارا في هذا التنظيم الرقمي، 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 المتوال لابد أن نحسب المتوسط أولا ثم نحسب الوسيط ثم نستنتج المتوال (التقريبى) من القانون التالى :

$$\text{المتوال} = 3\text{س} - 2\text{م} .$$

$$\text{حيث س} = \text{الوسيط} , \text{م} = \text{المتوسط} .$$

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

$$3 \times 173 - 8 \times 170 = 174 \text{ تقريبا} .$$

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

كيف يمكنك الاستفادة من هذه الأدوات الإحصائية.

يمكن للطالب أن يستفيد من المتوسط والوسيط والمتوال 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 مقياس 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 المتوال 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 - فى حالة المجموعات الصغيرة من الأعداد لا ننصح باستخدام المتوال؛ ذلك لأن التغير البسيط فى الرقم المتوالى يؤدي إلى تغير كبير فى دلالة هذا الرقم . فعلى سبيل المثال لو كانت لدينا هذه المجموعة من الأرقام :

$$(1, 1, 1, 3, 5, 7, 7, 8)$$

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

٢ - الوسيط أو الدرجة الوسيطة 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 - 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 ١ فإن المتوسط سوف يزيد أيضا بمقدار $\frac{1}{n}$ حيث n هى عدد الأرقام التى تضمها المجموعة . ونوضح ذلك، فإذا كان عندنا هذه المجموعة من الأرقام:

$$٢ - ٤ - ٦ - ٨ - ١٠ \quad (n = ٥)$$

$$\text{م (المتوسط)} = \frac{٣٠}{٥} = ٦$$

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

$$١٢ - ٤ - ٦ - ٨ - ١٠$$

$$\therefore \text{م فى هذه الحالة} = \frac{٤٠}{٥} = ٨$$

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

رابعا - نزعة الأرقام إلى التشتت أو الانتشار،

كما تميل الأرقام إلى التمرکز فإنها أيضا تميل إلى التشتت أو الانتشار والتباين - سبق أن أشرنا إلى ذلك - ومعنى هذا أن أى توزيع من الدرجات أو الأرقام له هاتان الصفتان: صفة التمرکز 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 التمرکز 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 الرقعى الأول والتوزيع الرقعى 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

٥	الفرد الأول
٨	الفرد الثانى
١١	الفرد الثالث

$$\bar{x} = \frac{١١ + ٨ + ٥}{٣} \text{ أى } ٨$$

المجموعة الثانية

١	الفرد الأول
٣	الفرد الثانى
٢٠	الفرد الثالث

$$\bar{x} = \frac{٢٠ + ٣ + ١}{٣} \text{ أى } ٨$$

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 $\bar{x} = ٨$.

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 قررنا الاستعانة بمقاييس التمرکز فقط.

وبطبيعة الحال لا بد 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 في المجموعة الأولى أن المتوسط يساوي ٨، ودرجة الفرد الأول = ٥ أى انحرفت عن هذا المتوسط بمقدار ثلاث وحدات (الفرق بين ٨، ٥) ودرجة الفرد الثاني = ٨ أى أنها لم تنحرف عن المتوسط (حيث إن الفرق بين ٨، ٨ يساوي صفراً). وأما درجة الفرد الثالث فهي ١١ أى انحرفت عن المتوسط بمقدار ثلاث وحدات (الفرق بين ٨، ١١).

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

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

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

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 في حسابنا. (لاحظ المقارنة بين كميتي الانحراف في المجموعتين)، والآن نعود إلى موضوع اتجاه الانحراف مرة أخرى:

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

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

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

ومعنى ذلك أن مجموع الانحرافات فى المجموعة الأولى يساوى مجموع الانحرافات فى المجموعة الثانية يساوى صفرا ($0 = 12 + 5 - 7 - 3 - 3 = 0$) 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 الثانية			المجموعة الأولى		
مربع الانحراف	الانحراف	الدرجة	مربع الانحراف	الانحراف	الدرجة
٤٩	٧ -	١	٩	٣ -	٥
٢٥	٥ -	٣	صفر	صفر	٨
١٤٤	١٢ +	٢٠	٩	٣ +	١١

٢١٨ = المجموع

١٨ = المجموع

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

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

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

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

وعلى هذا الأساس يمكن مقارنة المجموعات مختلفة العدد ما دنا 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 التربيعي:

$$\text{أى أن} \quad \sqrt{٦} = ٢,٤٥$$

$$\sqrt{٧٢,٧} = ٨,٥٣$$

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

$$\frac{\text{مجموع مربعات انحرافات الأرقام عن المتوسط}}{\text{عدد هذه الأرقام}} = \text{الانحراف المعياري لأي مجموعة من الأرقام}$$

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

$$= \frac{\text{مج (س - م)²}}{ن}$$

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

كيف يمكنك أن تصب الانحراف المعياري؟

١- حساب الانحراف المعياري من الدرجات الخام غير المتجمعة.

الدرجة الخام هي الدرجة التي تحصل عليها مباشرة بعد تطبيق أى اختبار من الاختبارات النفسية على مجموعة من الأفراد. والطريقة في هذه الحالة تعتمد على القانون السابق الذي تم استنتاجه مباشرة عند مقارنة المجموعتين كما أشرنا سابقا. وسوف نعرض المثال التالي من التجارب العملية حتى يتابع الطالب كيفية حساب الانحراف المعياري:

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

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

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

١٥٦ (مجموع مربع
الانحرافات)

مجموع ٢٦٠
م = ١٣

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

ملاحظة: قد تختلف هذه النتيجة في حالة استخدام الآلات الحاسبة الحديثة، وذلك لاعتمادها - أي هذه الآلات - على قانون يختلف عن هذا القانون بعض الشيء:

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

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

٢- حساب الانحراف المعياري من الدرجات المتجمعة في جدول تكراري.

سوف نعرض كيفية حساب الانحراف المعياري من الدرجات المتجمعة في جدول تكراري بالرجوع إلى الجدول رقم ٥ ص (٤٠).

ونستعيد هذا الجدول فيما يلي:

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
١٤٤-١٤٥	١	١٤٢	٦-	٦-	٣٦
١٤٩-١٤٥	٣	١٤٧	٥-	١٥-	٧٥
١٥٤-١٥٥	٢	١٥٢	٤-	٨-	٣٢
١٥٩-١٥٥	٤	١٥٧	٣-	١٢-	٣٦
١٦٤-١٦٥	٤	١٦٢	٢-	٨-	١٦
١٦٩-١٦٥	٦	١٦٧	١-	٦-	٦
١٧٤-١٧٥	١٠	١٧٢	صفر	صفر	صفر
١٧٩-١٧٥	٨	١٧٧	١	٨+	٨
١٨٤-١٨٥	٥	١٨٢	٢	١٠+	٢٠
١٨٩-١٨٥	٤	١٨٧	٣	١٢+	٣٦
١٩٤-١٩٥	٢	١٩٢	٤	٨+	٣٢
١٩٩-١٩٥	١	١٩٧	٥	٥+	٢٥

٣٢٢

١٢-

٥٠

$$\text{الانحراف المعياري } \sigma = \sqrt{\frac{\text{مج ك ل}^2}{n} - \bar{x}^2}$$

حيث σ = مدى الفئة.

$$\text{مج ك ل}^2 = \text{مجموع حاصل ضرب ك} \times \text{ل} \times \bar{x}$$

\bar{x}^2 = مربع معامل التصحيح (راجع معامل التصحيح (راجع طريقة حساب المتوسط) (ص ٣٦) (*)

$$\therefore \sigma = \sqrt{\frac{322}{50} - 0.58^2} = 12.63$$

(*) لاحظ الفرق بين معامل التصحيح ومقدار التصحيح.

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

مؤشرات أخرى لقياس تشتت الأرقام:

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

١- الانحراف الإرباعي:

الانحراف الإرباعي يدل على منتصف المسافة بين الإرباعي الأول والإرباعي

الثالث (المئين ٢٥ ٪ والمئين ٧٥ ٪). وعلى ذلك فإن الانحراف الإرباعي = $\frac{ب٣ - ب١}{٢}$

حيث ب١ هي الإرباعي الأول وتساوي:

$$ب١ = ع + \frac{١}{٤} (ن - مج ن) \times ي$$

$$ب٣ = ع + \frac{٣}{٤} (ن - مج ن) \times ي$$

(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 $\frac{٦}{٣} = ٢$ (مع إهمال الإشارة، كما نجد أن الانحراف المتوسط للمجموعة الثانية $\frac{٢٤}{٣} = ٨$ مع إهمال الإشارة).

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

خامسا - ارتباط الأرقام،

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

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

وما دامت الظاهرة تتحول من الوصف إلى الكم في حالة القياس فإن العلاقة بين هذه الظواهر يمكن أن تتحول من الوصف إلى الكم. وتحويل العلاقة بين الظواهر من حالة الوصف إلى حالة الكم يعني 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 في 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 = $\frac{22}{7}$ (3, 14) وهذه النسبة ثابتة بغض النظر عن كون الدائرة صغيرة أم كبيرة. فعندما يزيد القطر أو ينقص فإن المحيط يزيد أو ينقص بمقدار يساوي دائما $\frac{22}{7}$ (3, 14) مما طرأ على القطر من زيادة أو نقصان.

وهنا نقول: إن العلاقة بين طول المحيط وطول القطر علاقة موجبة كاملة وتساوي + 1 أي أن معامل الارتباط بين هذين المتغيرين (المحيط والقطر) تام موجب ويساوي + 1 لأن التغير يسير في اتجاه واحد في كلا المتغيرين.

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

المجموعة من الأفراد ورصدنا درجاتهم كذلك ثم لاحظنا ترتيب هؤلاء الأفراد فوجدنا أن الفرد الذى حصل على أعلى درجة فى اختبار الرياضيات هو نفسه الذى حصل على أعلى درجة فى اختبار معالجة الشكل الهندسى، ومن حصل على الدرجة التالية فى الاختبار الأول هو نفسه الذى حصل على الدرجة التالية فى الاختبار الثانى، وهكذا حتى نهاية المجموعة والدرجات.

فى هذه الحالة نقول: إن العلاقة بين درجات الأفراد فى اختبار الرياضيات 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 نريد أن نشير إلى نقطة هامة وهى أن معامل الارتباط التام الموجب (+ ١) يعنى التغير فى اتجاه واحد فى كلتا الظاهرتين مع بقاء الأوضاع النسبية لوحدات الظاهرة ثابتة، سواء كان هذا التغير فى اتجاه الزيادة أو اتجاه النقص.

وهناك أيضا علاقة تامة سالبة بين ظاهرتين، بمعنى أن التغير فى كلتا الظاهرتين مرتبط تماما، ولكن التغير فى إحدى هاتين الظاهرتين يسير فى اتجاه معاكس للتغير فى الظاهرة الأخرى.

ولتوضيح ذلك نحن نعرف أن 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 اختبارا فى القدرة الميكانيكية على نفس هذه المجموعة من الأطفال ورصدنا درجاتهم، ولاحظنا أن الطفل الذى يحتل المكانة الأولى فى اللغة العربية حصل على أقل درجة فى اختبار القدرة الميكانيكية، وأن الطفل الذى احتل المكانة الثانية فى اللغة العربية حصل على درجة تعلو أقل درجة فى القدرة الميكانيكية، وهكذا حتى نجد أن أقل درجة فى اللغة العربية تقابل أعلى درجة فى اختبار القدرة الميكانيكية، كما أن أعلى درجة فى اللغة العربية 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 العلاقات - وهو عدم وجود علاقة بين الظاهرتين - حيث نقول: إن معامل 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 في صورة مبسطة، وبالتالي يمكن للطالب أن يحسب معامل الارتباط بناء على هذا التعريف.

معامل الارتباط هو متوسط حاصل ضرب الدرجات المقننة (زيتا) لكلا

$$\text{المتغيرين} = \frac{\text{س} - \text{م}}{\text{ع}} = \text{حيث درجة زيتا}$$

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

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

عند تطبيق اختباري س، ص على مجموعة من خمسة أفراد كانت النتائج كما

يلي:

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 -
ج	٦٦	١٥٠	١,٣٤ -	١,٤٦ -
د	٧٠	١٨٠	٠,٤٥	٠,٧٣
هـ	٦٨	١٨٥	٠,٤٥ -	١,١

$$\text{س} = ٦٩ = \text{ع} = ٢,٢٤$$

$$\text{ص} = ١٧٠ = \text{ع} = ١٣,٦٩$$

لاحظ مرة أخرى أن الدرجة المقننة س أو ص هي درجات زيتا وتساوي $\frac{\text{الدرجة الخام} - \text{المتوسط}}{\text{الانحراف المعياري}}$ فعلى سبيل المثال في حالة الفرد (أ) نجد أنه حصل

على ٧٢ درجة في الاختبار الأول (المتوسط ٦٩ والانحراف المعياري ٢,٢٤) وعليه

$$\text{تصبح الدرجة المقننة زيتا} = \frac{٦٩ - ٧٢}{٢,٢٤} = ١,٣٤$$

والفرد (د) حصل على ١٨٠ درجة فى الاختبار الثانى (المتوسط ١٧٠ والانحراف

المعيارى ١٣,٦٩) وعليه تصبح الدرجة المقتنة ريتا = $\frac{١٨٠ - ١٧٠}{١٣,٦٩} = ٠,٧٣$ والآن

نستكمل البيانات السابقة بناء على التعريف السابق لمعامل الارتباط فنحصل على حاصل ضرب الدرجتين المتقابلتين:

الأفراد	درجة زيتا (س)	درجة زيتا (ص)	س × ص
أ	١,٣٤	صفر	صفر
ب	صفر	٠,٣٧ -	صفر
ج	١,٣٤ -	١,٤٦ -	١,٩٦
د	٠,٤٥	٠,٧٣	٠,٣٣
هـ	٠,٤٥ -	١,١	٠,٤٩ -

١,٨٠

المجموع

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

وهذا يعنى أن هناك معامل ارتباط موجب بين درجات الأفراد الخمسة فى كلا

الاختبارين ومقداره ٠,٣٦ . .

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

$$r_{س.ص} = \frac{\text{مجموع } س \times ص}{n \times ع \times ص}$$

حيث س هي انحرافات الدرجة س عن المتوسط .

ص هي انحرافات الدرجة ص عن المتوسط

ع س الانحراف المعياري لدرجات س .

ع ص الانحراف المعياري لدرجات ص .

n عدد أفراد المجموعة .

$$\text{أو رس. ص} = \frac{\text{مج س ص}}{\sqrt{\text{مج س}^2 + \text{مج ص}^2}}$$

$$\text{أو رس. ص} = \frac{\text{مج (درجات ريتا س } \times \text{ درجات ريتا ص)}}{n}$$

لا بد أن هناك أكثر من طريقة درستها في مقرر الإحصاء لحساب معامل الارتباط، كما يمكنك أيضا استخدام الآلات الحاسبة مباشرة لتعيين قيمة معامل الارتباط بين متغيرين. وما سبق أن شرحناه في 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 التالي:

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

والمطلوب أن يكون الارتباط أقوى من الاغتراب.

معامل نبات معامل الارتباط:

$$\text{الخطأ المعياري لمعامل الارتباط} = \frac{r - 1}{\sqrt{1 - n}}$$

إذا كان معامل الارتباط ٠,٤ والعينة عدد ٥٠

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

معامل الارتباط الحقيقي يقع بين

$$0,4 - 0,12 \times 1,96 = 0,16 \text{ (عند } 0,05)$$

$$0,4 + 0,12 \times 1,96 = 0,64 \text{ (عند } 0,05)$$

$$0,4 - 0,12 \times 2,58 = 0,09 \text{ (عند } 0,01)$$

$$0,4 + 0,12 \times 2,58 = 0,71 \text{ (عند } 0,01)$$

الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط،

النسبة الناتجة للتأكد من الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط:

$$t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$$

ويبحث في جداول (ت) حيث درجات الحرية = $n - 2$

نسبة الارتباط بين متغيرين (إيتا^٢)،

تحدثنا فيما سبق عن معامل الارتباط وعن العلاقة التي 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 هي العلاقة الخطية، أي تلك العلاقة التي يمكن أن يمثلها خط مستقيم في رسم بياني، ولا بد أنك درست هذا النوع من العلاقة في مقرر الإحصاء وعرفت أيضا أن هناك علاقة غير خطية يمكن أن توجد بين متغيرين. ولنأخذ مثلا يدل على ذلك.

نحن نعرف أن قدرة الفرد على قيادة الجماعات - أي 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، نعني زيادة القيادة الناجحة، ولكن إلى حد معين، حيث تصبح زيادة الميل إلى السيطرة سببا في فشل القيادة، ومن ثم تصبح العلاقة عكسية، أي 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، وفي مثل هذه الحالات يكون استخدام معامل الارتباط كما أشرنا إليه ليس في محله؛ ولذلك نستخدم ما يسمى بنسبة الارتباط إيتا^٢ لقياس هذا النوع من العلاقات غير الخطية.

والمثال التالي يوضح ما نقصد إليه:

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

سنوات العمر

٣٨	٣٤	٣٠	٢٦	٢٢	١٨	١٤	١٠
٨	٧	٨	٩	١١	٩	٨	٧
	٩	٩	١٠	١١	١٠	٩	٨
	١٠	٩	١١	١٢	١١	١٠	٩
		١٠		١٢	١٢	١١	٩
							١٠

الدرجات

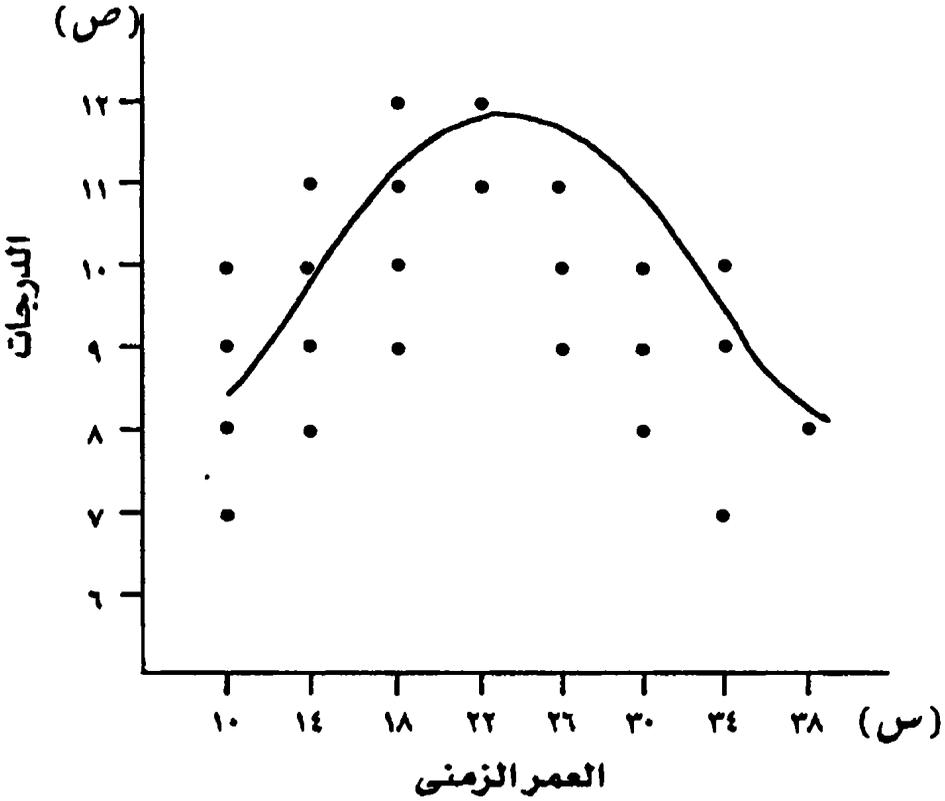
$$٨ \quad ٨,٦٧ \quad ٩,٠ \quad ١٠,٠ \quad ١١,٥ \quad ١٠,٥ \quad ٩,٥ \quad ٨,٦ = م$$

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

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 فى كل فئة والمتوسط العام لدرجات الاختبار.

ولكن كيف عرفنا أن العلاقة غير خطية أو جيودية. 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 بإعداد الجدول السابق من أجل حساب نسبة الارتباط بين الدرجات (ص) والعمر الزمني (س).

كيف نحسب نسبة الارتباط؟

القانون المستخدم لحساب نسبة الارتباط هو:

$$إيتا^2 = 1 - \frac{\text{مجم ع ب}}{\text{مجم ع ك}}$$

حيث ع ب هي التريعات البينية.

ع ك هي التريعات الكلية.

ولننظر الآن إلى الجدول السابق لترى كيفية الحساب:

١) بالنسبة لحساب مجم ع ب (التريعات البينية) نأخذ كل فئة على حدة ونربع الفرق بين كل درجة والمتوسط: $^2(8,6 - 8) + ^2(8,6 - 7) + ^2(8,6 - 10) + ^2(8,6 - 9) + ^2(8,6 - 9)$ هذا بالنسبة للفئات العمرية المختلفة ثم نجمع (يصبح الناتج ٢٤,٨٧).

ب) بالنسبة لحساب مج ع و (التريعات الكلية) نأخذ جميع الدرجات ونربع الفرق بين كل درجة والمتوسط العام (٩, ٦١) ونجمع مربعات الفروق على النحو التالي: $(9, 61 - 7)^2 + (9, 61 - 8)^2 + (9, 61 - 9)^2 + \dots$
 $0, 54, 68 = (9, 61 - 8)^2 +$

ج) بتطبيق القانون السابق:

$$0, 545 = \frac{24, 87}{04, 68} - 1$$

$$0, 454 = \text{س} \cdot \text{ص}^2$$

(لاحظ ص . س يعني أنه يمكن استنتاج قيمة ص من س وليس العكس) وهذا يعني أن قيمة إيتا^٢ ص . س تختلف عن قيمة إيتا^٢ س . ص .

لاحظ كذلك أن الأمر يختلف عن معامل الارتباط لأن

$$\text{س} \cdot \text{س} = \text{ص} = \text{ص} \cdot \text{س}$$

وهنا يمكن مقارنة إيتا^٢ مع $\text{س} \cdot \text{س}$ حيث نجد أن:

$$\text{إيتا}^2 - \text{س} \cdot \text{س} \text{ (أى الفرق بينهما لأن إيتا}^2 \text{ دائما أكبر من } \text{س} \cdot \text{س} \text{)}$$

يعتبر مقياسا جيدا لدرجة حيودية العلاقة.

الخلاصة:

في هذا الفصل تعرضنا لبعض المفاهيم الأساسية التي يحتاجها طالب القياس النفسى، وخاصة إذا لم يكن قد سبق له دراسة الرياضيات، وقد اعتمدنا على أن الطالب لا بد 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 المعياري، 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

أولاً - نقاط هامة.

$$(1) \quad 9 = 5 + س$$

$$\therefore س = 4$$

الرقم 5 هو طبعاً + 5 وعندما ننقله من يمين المعادلة إلى يسارها تتغير الإشارة الجبرية فيصبح - 5 أى + س = 9 - 5 = 4

$$(2) \quad 17 = 5 \cdot س$$

$$\therefore س = \frac{17}{5} = 3,4$$

5 س تعنى 5 × س أو $\frac{5 \cdot س}{1}$ وعند نقل الرقم 5 من يمين المعادلة إلى يسارها يتغير وضعه من بسط الكسر إلى مقامه، والعكس صحيح.

(3) أوجد قيمة س

$$9 = 7 - س, \quad 6 = \frac{س}{4}, \quad 12 = \frac{س}{3}$$

(4) أوجد قيمة المقدار

$$\frac{5ص}{ص(1-5)+1} \cdot 7 = 0,7$$

$$\frac{0,7 \times 5}{0,7(1-5)+1} \quad \therefore$$

الخطوة الأولى: التخلص من القوس أى 5 - 1 = 4

$$\frac{0,7 \times 5}{0,7 \times 4 + 1}$$

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

$$\frac{3,5}{2,8 + 1}$$

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

$$3,5 \\ \text{يصبح المقدار} = \frac{0,92}{3,8}$$

(5) أوجد قيمة المقدار التالي:

$$\frac{4 \text{ س}}{1 + (1 - 4) \text{ س}} \quad \text{حيث س } 6, 7, 8, 9$$

ثانيا - مسائل معلولة،

(1) أوجد المتوسط والوسيط للدرجات التالية:

78 87 68 72 91 84

الحل: يتم بترتيب الأرقام فيصيح:

91 87 84 78 72 68

تطبيق القانون $\frac{1+n}{2}$ لمعرفة مكان الوسيط (n = عدد الدرجات)

$$.3 \frac{1}{2} = \frac{1+6}{2} =$$

$$81 = \frac{84 + 78}{2} \text{ أى الوسيط يقع بين } 84, 78 \text{ ويساوى}$$

أى أن الدرجة الوسيطة هي 81

$$\text{ولحساب المتوسط} = \frac{\text{مجموع}}{n} = 80$$

(2) أوجد المتوسط والوسيط للتوزيعات التالية:

(هـ)

(ب)

(أ)

التكرار	الضفة	التكرار	الضفة	التكرار	الضفة
6	9-0	2	44-40	1	51-50
8	19-10	صفر	49-45	3	53-52
10	29-20	5	54-50	2	55-54
15	39-30	7	59-55	4	57-56
25	49-40	9	64-60	5	59-58
30	59-50	11	69-65	7	61-60
21	69-60	6	74-70	6	63-62
19	79-70	8	79-75	4	

١٤	٨٩-٨٠	٤	٨٤-٨٠	٣	٦٧-٦٦
٩	٩٩-٩٠	٢	٨٩-٨٥	٢	٦٩-٦٨
٥	١٠٩-١٠٠	٢	٩٤-٩٠	٢	٧١-٧٠

$$162 = n$$

الإجابة

$$\text{المتوسط} = 55,43$$

$$\text{الوسيط} = 55,17$$

$$56 = n$$

الإجابة

$$\text{المتوسط} = 67,36$$

$$\text{الوسيط} = 66,77$$

$$39 = n$$

الإجابة

$$\text{المتوسط} = 60,76$$

$$\text{الوسيط} = 60,79$$

(١) استخدم الطريقة المختصرة في حساب المتوسط.

$$(2) \text{ قانون الوسيط هو: } \bar{x} = \frac{\sum f \cdot x}{n} + c$$

(٣) هل يمكنك الاستفادة من هذا القانون في حساب الإرباعي الأول - الإرباعي

الثالث؟ (٤) هل يمكنك استخدام نفس القانون في حساب المئين ٦٠؟

ثالثا - تدريبات:

(١) احسب الانحراف المعياري لكل توزيع من التوزيعات الثلاثة أ، ب، ج، هـ

الموضحة سابقا.

احسب التباين (التباين = مربع الانحراف المعياري).

٢ - احسب معامل الارتباط = $r_{s \cdot v}$ في الحالات التالية:

(هـ)

(ب)

(أ)

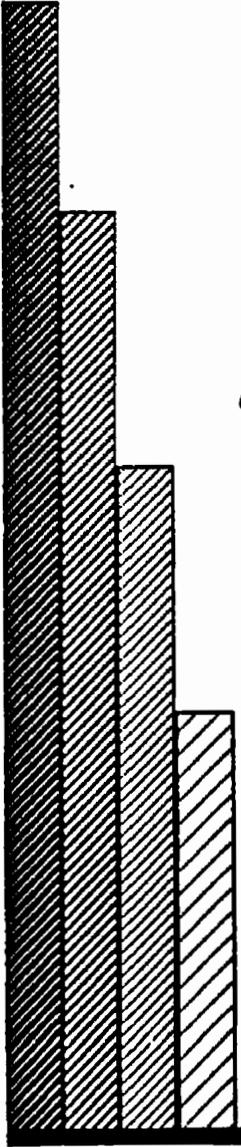
ص	س	الفرد	ص	س	الفرد	ص	س	الفرد
١٢	١٥	١	٤٠	١٥	١	٢٢	٥٠	١
١٤	١٤	٢	٤٢	١٨	٢	٢٥	٥٤	٢
١٠	١٣	٣	٥٠	٢٢	٣	٣٤	٥٦	٣
٨	١٢	٤	٤٥	١٧	٤	٢٨	٥٩	٤
١٢	١١	٥	٤٣	١٩	٥	٢٦	٦٠	٥
٩	١١	٦	٤٦	٢٠	٦	٣٠	٦٢	٦
١٢	١١	٧	٤١	١٦	٧	٣٢	٦١	٧
٨	١٠	٨	٤١	٢١	٨	٣٠	٦٥	٨
١٠	١٠	٩				٢٨	٦٧	٩
٩	١٠	١٠				٣٤	٧١	١٠
						٣٦	٧١	١١
						٤٠	٧٤	١٢

المراجع

- ١ - سعد عبد الرحمن : السلوك الإنساني تحليل وقياس المتغيرات - مكتبة الفلاح ط ٣ . 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 في علم النفس
(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، ولا بد أن تكون لهذه النظرية القدرة على التفسير والتعليل حتى تكون نظرية صالحة للاستعمال والتطبيق.

المسلمات الرئيسية لنظرية القياس:

أولاً - 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 المتتالية والمرتبة على هذه القابلية. (٣) فأداء الفرد عندما يتم قياسه أو تقديره فى مرحلة من مراحل يصبح الأمر بعد ذلك ممكناً للتنبؤ بالمرحل 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 جداً 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 في مواقف القدرة على تحمل المسؤولية، فإنه يصبح أيضا من الصعب العسير عزل هذا الأداء عن أدائه في ميادين القدرة اللغوية أو الذكاء كتمدرد فطرية عامة، أو أدائه في مواقف القدرة الاجتماعية أو الميل إلى التسلط والسيطرة أو الثبات الانفعالي أو غير ذلك.

(٥) ومن هذا يتضح أن مواقف التجريب أو مواقف القياس لابد أن تأخذ في 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 في اعتبارها أيضا.

والأمر ليس كذلك في القياس (الطبيعي) 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 في ضوء ما أثرنه سابقا، وبالتالي فإن هذه الأدوات لابد أن تتميز عن بعضها البعض كما تتميز أيضا عن الأدوات التي تستخدم في القياس الطبيعي أو القياس الكيميائي أو البيولوجي، ولابد كذلك أن يكون لهذه الأدوات رياضياتها الخاصة بها، ومنطقها المحدد الذي تستخدمه في المعالجة بل ومفاهيمها التي ترى من خلالها عملية القياس.

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

(١) وهذا يعني 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 الذي يؤثر بطبيعة الحال على الأداة المستخدمة في 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 بكم 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 الضروري أن تكون أداة القياس على درجة كبيرة من الحساسية لشدة العلاقة بين القدرة والأداء حتى تتمكن 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 - تأثير 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 التي أجريت في مختبرات علم النفس في بداية نموه وتطوره، وخاصة في مختبر (فونت) في ألمانيا حيث كانت التجارب تهدف إلى إيجاد صيغة عامة مشتركة، وقانون موحد لسوك الإنسان وأدائه، وعندما كان يلاحظ اختلاف أداء الفرد عند الاستجابة لنفس المثير كان يعتبر ذلك من باب الخطأ.

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

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

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

(١) وما 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.

ففي ميدان العلوم الطبيعية يكون أساس المعالجة لإحصائية أو الرياضية هو إيجاد القانون العام أو الصيغة الموحدة، في حين أنه في 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 في الحالتين.

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

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

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

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

رابعا - المسلم الرابع لنظرية القياس يأخذ في 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 التي تعود إلى الخطأ.

وهذا اعتراف واضح وصريح بوجود الخطأ كمكون من مكونات الدرجة التي 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 التي 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 تدرج مسطرة لقياس الأطوال بحيث توجد زيادة بمقدار $\frac{1}{2}$ سم فى هذا التدرج أصبح من السهل علينا معرفة الدرجة الحقيقية (الطول الحقيقى) لكل ما يراد قياس طوله بطرح $\frac{1}{2}$ سم من الدرجة الظاهرية أو القياس الظاهرى لطول شئ 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.

ج - 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 لا بد أن يكون عشوائيا. وهذه الأخطاء العشوائية هي التي 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 التي حصل عليها الفرد ودرجته الحقيقية التي تعبر عن قدرته الفعلية على البعد الذي يتم قياسه.

نقول: إن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + الدرجة التي تعود إلى الخطأ (العشوائي)

$$ك = ح + ف .$$

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

(٢) نقول أيضا: إن متوسط هذه الدرجات التي تعود إلى الخطأ العشوائي لا بد أن يساوى الصفر أى أن $م ف = صفر$ ، وذلك أيضا عندما يكون حجم العينة كبيرا.

(٣) نقول كذلك: إن معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية والدرجات التي تعود إلى الخطأ العشوائي لا بد أن يكون صفرا. أى أن:

$$ر ح \cdot ف = صفر$$

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 $ر ح \cdot ف = صفر$ ، يعنى أنه لا وجود لأى نوع من العلاقة بين الدرجات الحقيقية ودرجات الخطأ العشوائي.

(٤) نقول أيضا: إن درجات الخطأ العشوائي عند تطبيق مقياس ما على جماعة ما لا علاقة لها بدرجات الخطأ العشوائي عند تطبيق مقياس آخر (على نفس الجماعة)، أو بمعنى آخر نقول: إن $ر ح \cdot ف = صفر$ ، 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 - إن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + درجة الخطأ العشوائي.

٢ - متوسط درجات الخطأ = صفر.

٣ - 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 .
- ج - 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 التدرج فإن المقياس الناتج سوف يساعدنا فى معرفة الفرق بين درجات الحرارة إذا كان التدرج على ترمومتر أو فى معرفة وزن الأشياء إذا كان التدرج على ميزان وهكذا .

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

هذه المستويات هي:

أولاً - مقياس التصنيف (أو التسمية بالأرقام) 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 في حد ذاتها لا معنى لإجراء أى عمليات حسابية عليها مثل الجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة.

ولنأخذ المثال التالي لتوضيح الفكرة:

لنفترض أنه طلب من المعلم في أحد الفصول أن يصنف الأطفال بناء على لون القميص الذي 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 تحتوي على عدد من الأولاد يختلف عما تحويه المجموعة الأخرى.

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

وواضح كذلك أن عملية العد البسيط هي التي كونت المقياس، وبناء عليها تم تصنيف هؤلاء الأطفال بناء على لون القميص الذي يرتديه كل منهم.

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

حيث نجد على سبيل المثال :

٥	أولاد	يرتدون القميص الأبيض والحذاء الأسود	مجموعة رقم ١
٥	أولاد	يرتدون القميص الأبيض والحذاء البني	مجموعة رقم ٢
١٠	أولاد	يرتدون القميص الأصفر والحذاء الأسود	مجموعة رقم ٣
٥	أولاد	يرتدون القميص الأصفر والحذاء البني	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 البني	مجموعة رقم ٧

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

- 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 . وما يجب الإشارة إليه هو أن القاعدة التي يعتمد عليها هذا المقياس هي : قاعدة عدم إعطاء نفس الرقم للمجموعات المختلفة، وكذلك عدم إعطاء نفس المجموعة أرقاما مختلفة .

المعالجة الإحصائية لمستوى التصنيف.

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

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

(١) وفي البداية نقول: إن المعالجة الإحصائية المناسبة لهذا المستوى تقوم أيضا على فكرة العد البسيط والأداة الإحصائية هي χ^2 .

والأداة الإحصائية χ^2 تقوم على فكرة دلالة الفرق بين التكرارات المتوقعة والتكرارات الملاحظة.

ولتوضيح فكرة χ^2 فلنأخذ المثال التالي:

لنفترض أنك كنت في حاجة إلى من يصلح لك سيارتك وأنت لا تعلم ما فيها 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 - إما أن يأخذ ما أعطيته له لأن في تقديره أن هذا هو الأجر المناسب.

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

ج - أو أن يحتج عليك بشدة لأنك أعطيته أقل مما كان يتوقع بكثير حيث كان يتوقع أن يحصل على ١٠ جنيهات فأعطيته جنيها واحدا.

ففي الاحتمال الأول نجد أن الفرق بين ما كان يتوقعه وما حصل عليه منك كان قليلا (على سبيل المثال أعطيته ١٠ جنيهات ونصف أو ٩ جنيهات ونصف) ولهذا وجد أن الأجر مناسب دون أي انفعال من نوع ما.

وفي الاحتمال الثاني نلاحظ انفعاله الموجب لأن الفرق بين ما كان يتوقعه وما حصل عليه كان كبيرا. حيث توقع ١٠ جنيهات فحصل على عشرين، أي أن الفرق ١٠ جنيهات، وهو في تقديره مبلغ كبير بالنسبة إلى ما كان يتوقعه، أو عندما نستخدم التعبير الرياضى $\frac{1}{10} = 1$

وفي الاحتمال الثالث نلاحظ انفعاله السالب، لأن الفرق بين ما كان يتوقعه وما حصل عليه كان كبيرا أيضا فقد كان يتوقع ١٠ جنيهات وحصل على جنيه واحد أي كان الفرق ٩ جنيهات، وبالنسبة إلى ما كان يتوقع يكون في تقديره فرق كبير أي أن $\frac{9}{10} = 0.9$.

هذا هو المنطق الأصلي للأداة الإحصائية χ^2 حيث يقوم على دلالة الفرق بين المتوقع والملاحظ أو الحادث فعلا.

ومن أجل أن تقترب بصورة أدق إلى الموضوع لناخذ مثلا آخر:

لنفترض أننا قمنا بتصنيف رواد السوق في إحدى الجمعيات إلى ذكور وإناث، فوجدنا في السوق ١٨٠ شخصا منهم ٨٠ من الذكور، ١٠٠ من الإناث - هذا هو الملاحظ - 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) ولا بد أنك عرفت عنه شيئا في دراستك للإحصاء، إذ إنه - أي الفرض الصفري - يرى أنه لا يوجد فرق ذو دلالة بين متوسط مجموعتين، أو بمعنى أبسط فإن الفرض الصفري يرى ما يراه المبدأ القانوني «المتهم بريء 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:

الرجال	النساء	
٩٠	٩٠	التكرار المتوقع
٨٠	١٠٠	التكرار الملاحظ

حيث إن العدد الكلي هو ١٨٠ ونحن نفترض - أو نعتمد على الفرض الصفري - في القول فإن نصفهم من الذكور (٩٠) والنصف الآخر من الإناث (٩٠). ولنأخذ الآن مثلا 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 يبني 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:

الرجال	النساء	
٨١	٩	التكرار المتوقع
٦٠	٣٠	التكرار الملاحظ

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

وكانت نتائج هذا الاختبار كما يلي:

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؟

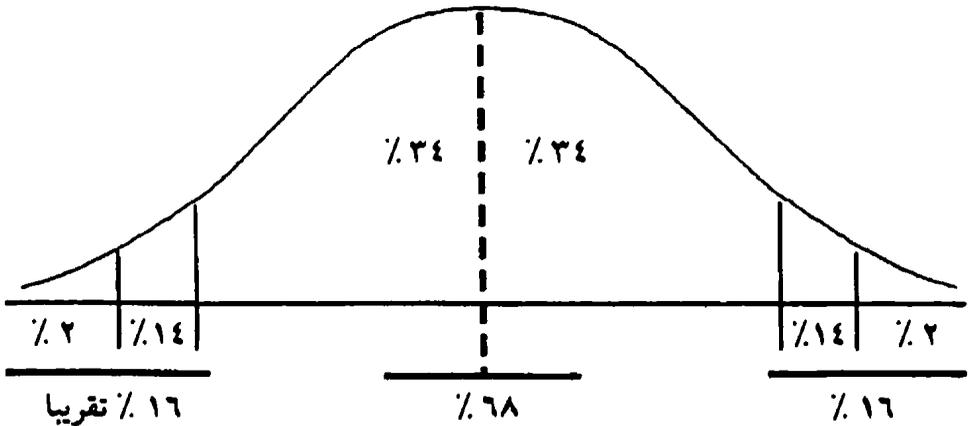
بناء على هذه المعلومات المتوافرة عن الاختبار والقدرة التي يقيسها والتي تقول بأن هذه القدرة تتوزع حسب المنحنى الاعتنالي فإنه:

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 الاعتنالي، وكيفية التوزيع:



نجد أن نسبة الأفراد حول المتوسط هي ٦٨٪ (٣٤٪ + ٣٤٪) أي ما يعادل ١٣٦ فرداً من مجموع ٢٠٠.

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

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

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

وللتلخيص فإن الفروض المستخدمة لحساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للأداة الإحصائية كا^٢ يمكن أن تكون:

أ - الفرض الصفري.

ب - الفرض المسبق.

ج - فرض المنحنى الاعتمالي.

وإلى هنا نكون قد عرفنا كيف نحصل على التكرارات المتوقعة - عن طريق أحد هذه الفروض الثلاثة - وكيف نحصل على التكرارات الملاحظة - عن طريق العد البسيط أو التصنيف - ويبقى الآن أن نعرف كيف نحسب كا^٢.

طريقة حساب كا^٢

القانون المستخدم لحساب كا^٢ هو:

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

أي أن كا^٢ = مجموع مربع الفرق بين التكرارات المتوقعة والملاحظة بالنسبة إلى التكرار المتوقع. (تذكر المثال الأول حيث نجد أن العامل الذي قام بإصلاح السيارة ينسب الفرق إلى ما كان يتوقعه).

ولنحاول الآن حساب قيمة كا^٢ في الأمثلة السابقة:

الرجال	النساء	
٩٠	٩٠	التكرار المتوقع
٨٠	١٠٠	التكرار الملاحظ

١٠+

١٠-

الفرق =

$$\chi^2_{2,2} = \frac{200}{90} = \frac{100}{90} + \frac{100}{90} = \frac{2(100+)}{90} + \frac{2(100-)}{90} = \chi^2_{\text{كا}}$$

الرجال	النساء	
٨١	٩	التكرار المتوقع
٦٠	٣٠	التكرار الملاحظ

$$\chi^2_{\text{الفرق}} = 21+ \quad 21- \quad =$$

$$\chi^2_{54,4} = \frac{441}{81} + \frac{441}{9} = \frac{2(21+)}{81} + \frac{2(21-)}{9} = \chi^2_{\text{كا}}$$

المستوى المتفوق	حول المتوسط	المستوى المتدنى	
٣٢	١٣٦	٣٢	التكرار المتوقع
٦٠	١٢٥	١٥	التكرار الملاحظ

$$\chi^2_{\text{الفرق}} = 28- \quad 11 \quad 17 =$$

$$\chi^2_{34,4} = \frac{2(28-)}{32} + \frac{2(11)}{136} + \frac{2(17)}{32} = \chi^2_{\text{كا}}$$

ولكن ما معنى:

أن قيمة $\chi^2_{2,2}$ في المثال الأول (أ) $2,2$.

وأن قيمة $\chi^2_{54,4}$ في المثال الثاني (ب) $54,4$.

وأن قيمة $\chi^2_{34,4}$ في المثال الثالث (ج) $34,4$.

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

فعندما نرجع إلى جداول $\chi^2_{\text{كا}}$ (انظر ص ١٢٢) عند درجة الحرية أو

الطلاقة Degree of Freedom ١ (لاحظ أن درجات الحرية = (الأعمدة - ١)

(الصفوف - ١) وفي هذه الأمثلة درجات الحرية = (١ - ٢) × (١ - ٢) = ١.

فإننا سوف نجد أن قيمة $\chi^2_{\text{كا}}$ 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 χ^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 χ^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 χ^2 في المثال الأول (أ) = ٢,٢ ، وهى أقل من القيمة المطلوبة عند مستوى ٠,٠٥ ، (٣,٨٤) وعلى ذلك نعتبر χ^2 في هذا المثال غير دالة إحصائيا وعليه يجب قبول الفرض الصفري ونقول: إنه ليس هناك ما يلفت النظر بالنسبة لعدد الرجال والنساء داخل السوق.

وفى مثالنا الثانى (ب) نجد أن قيمة χ^2 = ٥٤,٤ ، وهى أكبر من القيمة المطلوبة عند مستوى ٠,٠١ ، وبالتالي فإننا نعتبر أن χ^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 (ج) وجدنا أن χ^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 χ^2 كأداة إحصائية مناسبة لمعالجة نتائج مقاييس مستوى التصنيف . وما سبق كان نوعا من χ^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 :

النال الأول.

مجموعتان من الافراد عدد الاولى 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:

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

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 \times 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:

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

٩٥ (المجموع الكلى)

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

$$٥٢ \text{ (الجمع الرأسى)} \times ٤٤ \text{ (الجمع الأفقى)} = ٣٤,١$$

٩٥ (المجموع الكلى)

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

يلى:

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

٩٥

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

$$٥٢ (\text{الجمع الرأسى}) \times ٣.٦ (\text{الجمع الأفقى}) = ١٩,٧$$

٩٥

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

$$٦,٨ = \frac{١٥ \times ٤٣}{٩٥}$$

٩٥

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

$$٨,٢ = \frac{١٥ \times ٥٢}{٩٥}$$

٩٥

وعليه فإن الجدول يتحول إلى الصورة التالية:

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

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

$$\chi^2 = \frac{\sum (\text{الفرق})^2 / \text{المتوسط}}{\text{المتوسط}}$$

$$١٠,٦٧ = \frac{٢(١٦,٣ - ٢٢)^2}{١٦,٣} + \frac{٢(٢٤,١ - ٣٢)^2}{٢٤,١} + \frac{٢(١٩,٩ - ١٢)^2}{١٩,٩} + \frac{٢(٨,٢ - ٦)^2}{٨,٢} + \frac{٢(٦,٨ - ٩)^2}{٦,٨} + \frac{٢(١٩,٧ - ١٤)^2}{١٩,٧}$$

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).

$$\therefore \text{درجات الحرية} = (2 - 1)(3 - 1) = 2$$

وبالرجوع إلى جداول كا² نجد أن القيمة المطلوبة للدلالة عند مستوى 0.01 أقل مما حصلنا عليه (10.67) ومعنى ذلك أن هناك فرقا جوهريا بين النساء والرجال بالنسبة لخصائص الإدارة الناجحة كما توضحها الأرقام المشار إليها في الجدول.

المثال الثاني:

مجموعة مكونة من 80 خريجا من خريجي الجامعة تم تصنيفهم بناء على معيارين هما التفوق الأكاديمي والنجاح المهني. فحصلنا على البيانات الموضحة في الجدول:

المجموع	متفوق	غير متفوق	
21	11 (ب)	10 (أ)	ناجح مهنيا
59	13 (د)	46 (هـ)	غير ناجح
80	24	56	المجموع =

ويمكن بطبيعة الحال حساب التكرارات المتوقعة بنفس الطريقة التي أشرنا إليها في المثال الأول. ولكن في حالة جدول 2×2 أى جدول مكون من عمودين وصفين حيث درجات الحرية $= (2 - 1)(2 - 1) = 1$ يمكن استخدام قانون مباشر لحساب كا² على النحو التالي:

$$\text{كا}^2 = \frac{n \left(\frac{a}{p} - b - c - d \right)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}$$

حيث $n =$ عدد أفراد المجموعة

$$8,3 = \frac{80 \cdot (40 - 46 \times 11 - 13 \times 10)}{24 \times 56 \times 59 \times 21}$$

وذلك دون الحاجة إلى حساب التكرارات المتوقعة مع ملاحظة أن:

(أ) نشير إلى الخلية (أ) وفيها 10 أفراد (تكرارات).

(ب) نشير إلى الخلية (ب) وفيها 11 أفراد (تكرارات).

(ج) نشير إلى الخلية (هـ) وفيها 46 تكرارا.

(د) نشير إلى الخلية (د) وفيها 13 تكرارا.

ومن الواضح أيضا أن قيمة χ^2 هي ٨,٣ دالة عند مستوى أقل من ٠,٠١ (من مستويات الدلالة الإحصائية) ومعنى ذلك أن هناك علاقة بين التفوق الأكاديمي والنجاح المهني . إذ إن الفرض الصفري يرى أنه لا علاقة بين هاتين، ويجب رفض هذا الفرض ما دامت قيمة χ^2 دالة إحصائيا .

المثال الثالث.

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

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

يمكن حساب χ^2 بنفس الطريقة السابقة حيث:

$$\chi^2 = \frac{n \left(\frac{a}{r} - \frac{b}{c} \right)^2}{(a+b)(c+d)(r+c)(r+d)}$$

$$2,2 = \frac{90 \left(\frac{23}{45} - \frac{22}{50} \right)^2}{45 \times 45 \times 50 \times 40}$$

وقيمة χ^2 عند درجات الحرية (١) نجد أنها غير دالة إحصائيا، وبالتالي لا نستطيع أن نرفض الفرض الصفري، بل نقول: إنه لا فرق بين مجموع الإناث ومجموع الذكور في الأداء بالنسبة لاختبار الحساب.

المثال الرابع.

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

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

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

المجموع ٣٩٠ ٢٦ ١٨٣ ١٤٦ ٣٥

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

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

الجمع الكلى

ويمكن حساب χ^2 على النحو التالي:

$$\chi^2 = \frac{\sum \frac{(n_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}}{1} = \frac{(2 - 5.4)^2}{5.4} + \frac{(16 - 38)^2}{38} + \frac{(40 - 30.3)^2}{30.3} + \frac{(23 - 7.3)^2}{7.3} + \frac{(14 - 13.8)^2}{13.8} + \frac{(107 - 97.1)^2}{97.1} + \frac{(75 - 77.5)^2}{77.5} + \frac{(11 - 18.6)^2}{18.6} + \frac{(10 - 6.8)^2}{6.8} + \frac{(60 - 47.9)^2}{47.9} + \frac{(31 - 38.2)^2}{38.2} + \frac{(1 - 9.1)^2}{9.1}$$

و درجات الحرية = $(1 - 3)(1 - 4) = 6$.

وبالرجوع إلى جداول χ^2 نجد أن هذه القيمة (٦٩,١) ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠,٠١.

وعليه فلإننا نرفض الفرض الصفري (لا علاقة بين الطبقة الاجتماعية ونوعية الدراسة) ونرجع الفرض الآخر الذى يشير إلى وجود علاقة بين الطبقة الاجتماعية التى يتمى إليها الطالب ونوعية الدراسة التى يختارها فى مرحلة ما بعد الثانوية العامة.

المثال الخامس (طريقة أخرى لحساب كا^٢).

مجموعتان الأولى مكونة من ٣٨٠ رجلاً (أ) والثانية من ١٦٤ امرأة (ب) تم تصنيفهما بناء على الاستجابة لأحد بنود مقياس الاتجاهات (خمس نقاط) فحصلنا على البيانات الموضحة في الجدول التالي:

المجموع	٥	٤	٣	٢	١	
٣٨٠	= ٣٩	+ ٤١	+ ٢٤٧	+ ٢٦	+ ٢٧	المجموعة أ
١٦٤	= ١٥	+ ٨	+ ١١٠	+ ١٦	+ ١٥	المجموعة ب

$$٥٤٤ = ٥٤ + ٤٩ + ٣٥٧ + ٤٢ + ٤٢ = (أ + ب)$$

$$٤٩,٤٤ = \frac{٤,١٧ + ١,٣١ + ٣٣,٨٩ + ٦,١٠ + ٥,٣٦}{١ + ١} = \frac{٢}{أ + ب}$$

$$٥٠,٨٣ = أ + ب + ج + د + هـ$$

$$\text{الفرق} = ٥٠,٨٣ - ٤٩,٤٤ = ١,٣٩ \text{ (ف)}$$

$$(ل) \quad ٤,٧٥ = \frac{٢(٥٤٤)}{١٦٤ \times ٣٨٠} = \frac{٢(أ + ب)}{أ ب}$$

$$٦,٦ = ١,٣٩ \times ٤,٧٥ = كا^٢$$

$$\text{درجات الطلاقة} = (١ - ٥)(١ - ٢) = ٤.$$

وبالرجوع إلى جداول كا^٢ نجد أن الحد الأدنى للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠٥ هو ٩,٤٩ وأن قيمة كا^٢ التي حصلنا عليها أقل من ذلك، وبالتالي فليست لها دلالة إحصائية، ومن ثم نقول أنه ليس هناك فرق بين اتجاه الرجال والنساء، كما يوضح ذلك استجاباتهم للبند المشار إليه.

ولعلك تلاحظ أننا لم نحسب قيمة التكرارات المتوقعة ولم نطبق بالتالي القانون الذي أشرنا إليه سابقاً، لذلك سوف نوضح طريقة حساب كا^٢ في الخطوات التالية:

١ - تصنف استجابات المجموعتين أ، ب في جدول حسب الاستجابات ١، ٢، ٣، ٤، ٥... ن مثلاً.

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

٣- تحسب النسبة بين مربع (ب) إلى العدد الكلى تحت كل عمود

$$\left(\frac{15}{42} = 0,36 \right) \text{ تحت العمود (١) وكذلك العدد الكلى } \left(\frac{164}{544} = 0,30 \right)$$

٤- نوجد جمع $\frac{b^2}{b+1}$ للاستجابات (التصنيفات الخمسة فقط): (أ + ب + ج + د + هـ)

$$50,83 = 4,17 + 1,31 + 33,89 + 6,1 + 5,36$$

٥- يحسب الفرق (ف) بين $\frac{b^2}{b+1}$ للتصنيفات الخمسة، $\frac{b^2}{b+1}$ للعدد الكلى

$$1,39 = 49,44 + 50,83 = \text{ف}$$

٦- نوجد النسبة (ل) بين مربع العدد الكلى إلى حاصل ضرب عدد المجموعتين

$$4,75 = \frac{(b+1)^2}{ab}$$

$$7- \text{كا}^2 = \text{ف} \times \text{ل}$$

أحياناً تكون التكرارات في خلايا جدول الترافق قليلة وهنا يلجأ الباحث إلى اختبار فيشر

Fisher لدقة احتمال الدلالة ويمكن توضيحه بالمثال التالي : لاحظ الجدول 2×2

حيث أ، ب، ج د تكرارات ملاحظة (قليلة) وبالتالي

تحسب دلالة كا^٢ كما يلي "

$$\frac{!(b+1)!(c+d)!(a+c)!(b+d)!}{n! a! b! c! d!} =$$

ب	أ
د	ج

حيث ن هي مجموع التكرارات، ن! مضروب ن

وهكذا ونصح في هذه الحالة استخدام الحاسب الآلى.

$$\text{مستوى الدلالة } \alpha = \frac{110 \times 19 \times 110 \times 19}{18 \times 12 \times 12 \times 7 \times 119} =$$

٩	ب (٢)	أ (٧)
١٠	د (٨)	ج (٢)
١٩	١٠	٩

وهناك طريق أخرى لحساب اختبار (فيشر) أسهل من الناحية الحسابية وتستخدم في هذه

الحالة جداول خاصة :

	ب	أ
١٠ ل	٤	٦
٨ ل	٣	٥
١٨	٧	١١
	٢ع	١ع

وهنا نقوم بترتيب الجمع كما يلي ع_١(١١)، ع_٢(٧)، ل_١(١٠)، ل_٢(٨)

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

ويكشف في الجدول عن القيمة النظرية للمعامل (ف) عن طريق ع_١ ل_٢ ع_٢ ل_١

وفي حالة تجاوز قيمة ع_١ (١٨) يستخدم القانون التالي

$$د = \frac{ف ح - س}{ع}$$

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

$$= ف + \frac{ن}{٢} \text{ في حالة ف -}$$

س المتوسط ويساوي صفر

$$ع الانحراف المعياري = \sqrt{\frac{ع١ع٢ع٣ع٤ ل١ ل٢ ل٣ ل٤}{ن - ١}}$$

ويكشف عن قيمة (د) في جدول التوزيع الاعتدالي المعياري.

كاي (أو كا^٢ و X_w):

وهي كا^٢ ذات الوزن وهي نوع خاص من كا^٢، حيث يقوم الباحث بناء على فروض الدراسة بإعطاء أوزان محددة في خلايا جدول الترافق. وغالباً ما تكون هذه الأوزان (صفر) أو (١) فيضع الباحث الوزن (١) في الخلية التي يفترض أو يتوقع أن يزيد فيها التكرار الملاحظ عن التكرار المتوقع (وذلك بناء على فروض الدراسة) كما يضع الوزن (صفر) في الخلايا غير ذلك.

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

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

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

التكرار الملاحظ بدون أقواس ٩ في الخلية أ

الوزن المفترض إما ١ أو صفر.

وفي هذه الحالة عندما تكون الأوزان المفترضة هي صفر ، ١

تُحسب كإيا من المعادلة التالية

$$\text{كإيا} = \frac{\text{مج رج} - \text{مج دم}}{١٠٠ - \text{مج وم}}$$

حيث مج رج هي مجموع التكرارات الملاحظة للأوزان (١)

مج دم هي مجموع التكرارات المتوقعة للأوزان (١)

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

وعند وضع هذه التكرارات على هيئة نسبة مئوية تصبح:

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

(جاكوب كوهين ١٩٩٢).

ويكشف عنها في جدول كا^٢ عند درجة الحرية (١) للتأكد من دلالتها الإحصائية، بعد حساب كا^٢ المقابلة لها.

الارتباط في مستوى التصنيف (معامل الترافق)،

ما زالت الأداة الإحصائية التي نتحدث عنها هي كا^٢ إذ إن معامل الارتباط في هذا المستوى من القياس يمكن أن يشتق من هذه الأداة الإحصائية ويسمى معامل الترافق Contingency Coeff. أو C

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

ففي مثالنا السابق (المثال الرابع) حيث تم التصنيف في أربع طبقات اجتماعية وثلاث نوعيات للدراسة كانت كا^٢ = ٦٩,٢ وعدد أفراد المجموعة ٣٩٠، ومن ثم يمكن حساب معامل الترافق C على النحو التالي:

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

(لاحظ أنه يمكن معرفة الدلالة الإحصائية لمعامل الترافق عن طريق دلالة كا^٢ التي يشتق منها).

كما يمكن حساب معامل الترافق مباشرة كما يلي:

نستعيد الآن الجدول السابق بعد حساب التكرارات المتوقعة:

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

ويكون حساب معامل الترافق مباشرة على النحو التالي:

$$\frac{^2(١٠٧)}{٩٧,١} + \frac{^2(٧٥)}{٧٧,٥} + \frac{^2(١١)}{١٨,٦} + \frac{^2(٢)}{٥,٤} + \frac{^2(١٦)}{٣٨} + \frac{^2(٤٠)}{٣٠,٣} + \frac{^2(٢٣)}{٧,٣}$$

$$٤٥٩,٠٨ = \frac{^2(١٠)}{٦,٨} + \frac{^2(٦٠)}{٤٧,٩} + \frac{^2(٣١)}{٣٨,٢} + \frac{^2(١)}{٩,١} + \frac{^2(١٤)}{١٣,٨} +$$

= الجمع الكلى ك.

$$٠,٣٩ = \frac{\sqrt{٣٩٠ - ٤٥٩,٠٨}}{٤٥٩,٠٨} = \frac{\sqrt{C - K}}{K} = \text{معامل الترافق}$$

قوة معامل الترافق (C).

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

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

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

معامل الارتباط في مستوى التصنيف (معامل فاي ϕ).

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

أما عندما يتم تصنيف المتغيرين تصنيفا ثنائيا حقيقيا مثل ذكر أو أنثى، ١ أو صفر، وهكذا: فإننا نستخدم معامل فاي:

ولنأخذ المثال التالي:

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

سؤال رقم ٦

المجموع	١	صفر	
٩٠	٢٠ (ب)	٧٠ (أ)	صفر
١٣٥	٨٠ (د)	٥٥ (ج)	١

سؤال رقم ١٤

٢٢٥

١٠٠

١٢٥

المجموع

أي أن عدد الذين حصلوا على صفر في السؤالين رقم ٦، ١٤ هو ٧٠ (أ) والذين حصلوا على صفر في سؤال ١٤، درجة واحدة في سؤال ٦ هم ٢٠ (ب) والذين حصلوا على درجة واحدة في سؤال ١٤، صفر في سؤال ٦ هم ٥٥ (ج) والذين حصلوا على درجة واحدة في كلا السؤالين هم ٨٠ (د).

ويمكن حساب معامل فاي من القانون التالي:

$$\text{معامل فاي} = \frac{أ \times د - ب \times ج}{\sqrt{(أ+ب)(ج+د)(أ+ج)(ب+د)}}$$

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

كما يمكن أيضا حساب معامل فاي من قيمة كا^٢ - إذا كانت قد حُسبت من جدول ٢ × ٢ وتتوافر فيه الشروط السابقة (الثابتة الحقيقية في التصنيف) وذلك من القانون التالي:

$$\text{معامل فاي } \phi = \sqrt{\frac{كا^2}{n}}$$

حيث n = عدد الأفراد

وعلى هذا فإنه يمكن البحث عن الدلالة الإحصائية لمعامل فاي بتحويله إلى ϕ^2 كما
ثم الكشف عن الدلالة الإحصائية لقيمتها. وفي مثالنا هذا يمكن الحصول على قيمة ϕ^2 كما
يلي :

$$\phi^2 = \frac{N}{n} \times \phi^2 \quad (\text{بتربيع طرفي المعادلة السابقة...})$$

$$= \frac{225}{30,8} \times (0,37)^2 =$$

$$\text{حيث درجات الطلاقة أو الحرية} = 1$$

فتكون ϕ^2 واضحة عند مستوى أقل من 0,01 وعليه يكون معامل فاي دالا إحصائيا.
أى أن هناك علاقة فعلية بين الإجابة عن السؤال رقم 6 والسؤال رقم 14 فى مثالنا السابق.

معامل فاي ومعامل ارتباط بيرسون

يمكن اعتبار معامل فاي مساوياً في القيمة العددية لمعامل بيرسون إذا كان كلا المتغيرين
ثنائي حقيقي. ويمكن حساب أى من المعاملين من القانون التالي :

$$\phi \text{ أو } r = \frac{N_{ص} - N_{ص} \times N_{ص}}{\sqrt{N_{ص} \times N_{حص} \times N_{ص} \times N_{حص}}}$$

حيث $N_{ص}$ = نسبة من أجابوا إجابات صحيحة في المتغيرين س، ص

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

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

$N_{حص}$ = نسبة من أجابوا إجابة خاطئة في المتغير س

$N_{حص}$ = نسبة من أجابوا إجابة خاطئة في المتغير ص

كما فى المثال التالي :

$$\therefore 0,48 = \frac{0,12}{0,06} = \frac{0,50 \times 0,42 - 0,33}{\sqrt{0,50 \times 0,50 \times 0,58 \times 0,42}}$$

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

معامل دليل الاتفاق Index of Agreement

ويستخدم هذا المعامل في معالجة جدول التوافق C × 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 في الجدول التالي :

الإجابة على السؤال رقم (١٥)

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

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

حيث أ، ب، ج، د هي التكرارات في الخلايا الأربع
ن = العدد الكلي

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

$$= ٠,٣١$$

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

معامل كرامير Cramer

وهو معامل إحصائي يشبه إلى حد ما كل من معامل الترافق (C) ومعامل فاي ϕ المشتق من χ^2 .

وهذا المعامل تتراوح قيمته بين الصفر والوحدة ويستدل على مستوي دلالة الاحصائية بواسطة χ^2 المناظرة وبحسب من القانون التالي.

$$\text{معامل كرامير } K = \sqrt{\frac{\chi^2}{n(ص-1)}}$$

حيث χ^2 التي تحسب من جداول الترافق
ن عدد جميع الحالات
ص عدد الأعمدة أو الصفوف أيهما أقل

اختبار ماكنمار لدلالة التغير:

تستخدم هذه الأداة الإحصائية عندما يتم تصنيف مجموعة واحدة من الأفراد بناء على معيار التغير في 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، فيانه من المتوقع بعد مرور فترة زمنية مناسبة أن يحدث تعديل في سلوك الأطفال وأدائهم، كما أنه من المحتمل أيضاً أن تظل استجابات بعض الأطفال كما هي، ومن المحتمل كذلك أن يكون التعديل في اتجاه سلبي.

ومعنى ذلك أنه سوف يتم تصنيف هذه المجموعة أو العينة حسب التعديل واتجاهه أو عدم التغير، وذلك في جدول رباعى (2 × 2) كما يلي:

بعد التعرض للظروف التجريبية

ب	أ
د	ح

قبل التعرض

- للظروف

+ التجريبية

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

والمثال التالي يوضح استخدام هذه الأداة الإحصائية:

في تجربة على مجموعة من طلبة إحدى الكليات العسكرية وجد أن بعض هؤلاء الطلاب يصيب الهدف أثناء التدريب على إطلاق النار والبعض الآخر يخطئ الهدف بصورة واضحة. فتقرر تعريض هذه المجموعة لدروس نظرية في 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⁺ يخطئ الهدف⁻

ب ٥	أ ٢٦
د ٦	هـ ٨

قبل الدروس النظرية
يخطئ الهدف⁻ لا يخطئ الهدف⁺

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

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

ويمكن حساب معامل ماكنمار من القانون التالي:

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

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

(لاحظ أنه لم نأخذ في حسابنا سوى المنطقة أ، والمنطقة ب 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) في حين أنه في حالة اختبار ماكنمار ^{متشى سورالترية} كان عدد الأصناف اثنين
فقط .

ويبحث اختبار كوشران في علاقة ظروف التجريب باستجابات المفحوصين،
والمثال التالي يوضح استخدام هذا المعامل :

في 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 في الإجابة على السؤال .

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

(ج) تقديم السؤال بصورة مفاجئة وصيغة غير متوقعة .

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

والجدول التالي 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

٧٢

٣٤

= ٣

+ ١٦

+ ١٥

= المجموع

(٣ + ١٦ + ١٥)

ومن هذه البيانات يمكن تعيين ϕ من القانون التالي:

$$\phi = \frac{(ك - ١) [ك (أ١ + ب٢ + ج٣) - ل٤]}{(ك \times ل) - م}$$

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

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

ل = الجمع الكلي للإجابات الصحيحة تحت كل الأصناف (٣٤ في هذا المثال).

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

$$\therefore \phi = \frac{(٣ - ١) [٣ (١٥ + ١٦ + ٣) - ٣٤]}{(٣ \times ٧٢) - ٩٣} = ٠,٩٣$$

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

ل نجد أن ٠,٩٣ ، ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من ٠,٠١ ، وهذا يؤكد أن هناك

علاقة ذات دلالة إحصائية بين طريقة تقديم الاختبار للطالب واستجابته في هذا

الاختبار.

ثانيا - 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 لا بد

أن يتأثر - كمقياس - 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 يلي:

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

فإذا نظرنا إلى هذا المقياس وجدنا أن الفرد (أ) يحتل المرتبة الأولى، ولا بد أن نبدأ المقياس من هذه النقطة، أى من عند (أ) يليه (ب)، ثم (ج) وهكذا. ولا يمكن أن نبدأ مثلا من عند الفرد ج أو د.

كما نلاحظ شيئا آخر، وهو أن طول الفرد الأول ١٨٠ سم، والثاني ١٧٩ سم أى أن الفرق بينهما ١ سم، فى حين أن الفرق بين الثانى والثالث ٩ سم، والثالث والرابع ٧ سم، والرابع والخامس ١ سم.

أو بمعنى آخر أن المسافات بين الوحدات غير متساوية 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 مقياس الرتب، وهذا النوع من المقاييس كثير الاستخدام فى ميدان العلوم السلوكية، وخاصة فى ترتيب الأفراد حسب خصائص معينة مثل الخصائص الشخصية عند اختيار الأفراد لأعمال محددة، ويكون من السهل ومن المطلوب ترتيبهم لتعيين أفضلهم ثم الذى يليه فى الأفضلية وهكذا. كما يستخدم أيضا وعلى نطاق واسع فى عمليات الاختيار الاجتماعى (المقياس السوسيومترى - مورينو) عند تعيين الاختيارات بالرتبة حيث يكون الاختيار الأول هو الأفضل يليه الاختيار الثانى وهكذا. وحيث لا تكون للمسافة بين الاختيارات الأهمية الأولى، بل تكون الأهمية للوضع النسبى لهذه الاختيارات. كما يستخدم هذا النوع من المقاييس أيضا فى ترتيب المجموعات حسب خصائص مشتركة من أجل تمييز مجموعة على أخرى.

وما دام هذا المستوى متعدد الاستخدام فإن التعامل معه لا يقف عند حد ترتيب الوحدات؛ لأن هذا ليس هو هدف تكوين المقياس بل يتعدى ذلك إلى التطبيق 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 الخاصية أو السمة التى اتخذت أساسا للترتيب تخضع للمنحنى الاعتدالى من حيث التوزيع.

فإذا كانت المجموعة مرتبة حسب الطول وافترضنا أن الطول يتوزع فى المجتمع الأصيل الذى أخذنا منه هذه المجموعة حسب المنحنى الاعتدالى فإنه يمكن حساب الوحدات الكمية أو الدرجات المناظرة للرتب على النحو التالى:

الأفراد	الرتبة
أ	١
ب	٢
ج	٣
د	٤
هـ	٥

- الخطوة الأولى هي تحويل كل رتبة إلى نسبة مئوية معيارية (نسبة مئوية خاصة بالمنحنى الاعتدالي) وذلك بالقانون التالي:

$$\text{النسبة المئوية} = \frac{r - 0.5}{n} \times 100$$

حيث r هي الرتبة. n عدد أفراد المجموعة

$$\therefore \text{بالنسبة للرتبة ١ تكون النسبة المئوية هي } \frac{1 - 0.5}{5} \times 100 = 10\%$$

$$\text{بالنسبة للرتبة ٢ تكون النسبة المئوية هي } \frac{2 - 0.5}{5} \times 100 = 30\%$$

$$\text{بالنسبة للرتبة ٣ تكون النسبة المئوية هي } \frac{3 - 0.5}{5} \times 100 = 50\%$$

$$\text{وبالنسبة للرتبة ٤ تكون النسبة المئوية هي } \frac{4 - 0.5}{5} \times 100 = 70\%$$

$$\text{وبالنسبة للرتبة ٥ تكون النسبة المئوية هي } \frac{5 - 0.5}{5} \times 100 = 90\%$$

- الخطوة التالية هي استخدام جداول هـل Hull للحصول على الوحدة الكمية المناظرة للرتبة على هيئة درجة على مقياس عشري:

جدول (هـ) Hull لتحويل النسب المئوية المعيارية

إلى درجات على مقياس عشري

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

وعلى ذلك فإنه يمكن إيجاد الدرجات المقابلة للرتب في مثالنا السابق حيث نجد

أن:

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

ولنأخذ المثال التطبيقي التالي ليوضح أهمية تحويل الرتب إلى درجات على مقياس

عشري:

لنفترض أنه طلب من ثلاثة من الأساتذة ترتيب ستة طلاب بناء على قدرتهم التحصيلية العامة. قد وجد أن الأستاذ الأول رقم (١) قام بالتدريس لهم جميعاً فأمكن له أن يرتب الأفراد الستة، بينما الأستاذ الثاني (٢) لم يقم بالتدريس إلا لثلاثة منهم فقط فقام بترتيبهم، أما الأستاذ الثالث (٣) فقد قام بالتدريس لأربعة منهم وبالتالي قام بترتيبهم.

والآن هل يمكن توحيد هذه الرتب جميعاً؟

لنتظر إلى هذه البيانات:

		الطلاب					
		الأستاذ					
	و	هـ	د	ج	ب	أ	
	٦	٥	٤	٣	٢	١	١
	٣		١		٢		٢
	٤	٣		١		٢	٣

(هذه الأرقام تمثل الرتب التي أعطها الأساتذة للطلاب).

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

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

وهنا ومن أجل المقارنة لأبد من تحويل هذه الرتب إلى درجات على مقياس عشري باستخدام القانون السابق، والجدول السابق، مع العلم أن n (عدد أفراد المجموعة) سوف تختلف في كل حالة، وعليه نحصل على ما يلي:

الدرجات المقابلة للرتب في كل حالة

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

وبناء على عملية التحويل هذه وحساب مجموع الدرجات التي حصل عليها كل طالب، ثم إيجاد المتوسط يمكن إعادة ترتيبهم (أى توحيد الرتب) فيكون الطالب (أ) هو الأول، والطالب (ج) 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 التي 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 - سوف نشير إلى ذلك فيما بعد - كما أنه لا يمكن أن نهمل الدلالة التي نلاحظها من الأرقام والفروق بين هذه الأرقام.

ولناخذ المثال التالي لتوضيح الفكرة:

في برامج معسكرات إعداد القادة تعطى المحاضرات النظرية والتدريبات التطبيقية الخاصة بهذا الإعداد. وقد أراد الباحث أن يعرف أثر هذا التدريب في الإعداد القيادي للشباب فاختار ١٦ فردا رتبوا على هيئة ثنائيات متماثلة من حيث الذكاء والقدرة اللغوية وبعض خصائص الشخصية، وبالتالي 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:

الثنائي	درجة أ	درجة أ	الفرق	رتبة الفرق	الرتب ذات الإشارة الأقل عددا
أ	٨٢	٦٣	١٩	٧	
ب	٦٩	٤٢	٢٧	٨	
ج	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	

ت = ٤

حيث الفرد (أ) هو عضو الثنائي الذي حضر برنامج معسكر الإعداد، الفرد (أ) هو عضو الثنائي الذي لم يحضر الإعداد (لاحظ أن أ، أ فردان متماثلان) وبالرجوع إلى الجدول التالي نجد أن قيمة ت (مجموع الرتب ذات الإشارة الأقل عددا أي يوجد ٦ فروق بعلامة +، اثنان فقط بعلامة - ومجموعهما ٤) والتي تساوي ٤، $ت = ٨$ (عدد الثنائيات). فإذا كان قيمة ت تساوي الدرجة المدونة في الجدول أو أقل منها كانت ذات

دلالة إحصائية عند المستوى الموضح بالجدول . وفي مثالنا هذا نجد أن قيمة t ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠٥ ، وعليه فإن برامج التدريب ذات أثر في إعداد الفتى إعدادا قياديا .

جدول خاص بالدلالة الإحصائية

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

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

وأما إذا زاد عدد الثنائيات عن ٢٥ فإنه يتم تحويل T إلى توزيع (زيتا) Z ويبحث عن دلالتها الإحصائية في جداول Z الخاصة بالتوزيع الاعتنالي .
وتحول T إلى Z بالقانون التالي :

$$Z = \frac{T - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}}$$

(٣) ومن أهم الطرق الإحصائية المستخدمة في مقياس الرتب والتي يجب أن نلفت إليها انتباه القارئ اختبار مان - ويتنى **Mann - Whitney U - Test** للمقارنة بين متوسطي مجموعتين عندما يعامل كل منهما معاملة مقياس الترتيب .

ويعتمد هذا الاختبار على عدد الأفراد في كل مجموعة من المجموعتين المطلوب مقارنتهما . فإذا كان عدد الأفراد (أو الرتب) في المجموعة الكبيرة ٨ أو أقل اعتبرت العينة (صغيرة جدا) ، وتعالج بصورة مبسطة لحساب قيمة المعامل U والكشف عن دلالة الإحصائية . وغالبا ما نحتاج إلى مثل هذه المعالجة في علم النفس التجريبي حيث يكون من المطلوب المقارنة بين أداء مجموعتين (ضابطة وتجريبية) حيث يكون عدد المجموعة الضابطة ٤ ، وعدد المجموعة التجريبية ٥ (على سبيل المثال) - أي أن أكبر العددين أقل من ٨ .

ولتوضيح ذلك نفترض أن هذه البيانات توافرت عن درجات المجموعتين في أداء

ما :

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

المجموعة
التجريبية
(ج)

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

المجموعة
الضابطة
(ض)

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

١١٠ ٨٢ ٧٨ ٧٥ ٧٠ ٦٤ ٥٣ ٥١ ٤٥

ج ض ض ج ض ج ج ج ض

الخطوة التالية تقوم الدرجات التجريبية (ج) التي تسبق كل درجة ضابطة (ض) وذلك للحصول على U (ي).

$$\therefore U = 1 + 1 + 2 + 5 = 9.$$

لاحظ أن:

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

ثم نكشف عن الدلالة الإحصائية لقيمة $U = 9$ في 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 يلي:

(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 التالي:

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

$$19 =$$

مج رض

$$26 =$$

مج رج

ويصبح مجموع رتب الدرجات الضابطة $\mu = 19$ حيث $\sigma = 1 = 4$ أفراد.
مجموع رتب الدرجات التجريبية $\mu = 26$ حيث $\sigma = 2 = 5$ أفراد.
ثم نحسب قيمة من القانون التالي:

$$(1) \quad \mu - \frac{(1 + \sigma) \sigma}{2} + \sigma \sigma = \text{ى}$$

$$(2) \quad \mu - \frac{(1 + \sigma) \sigma}{2} + \sigma \sigma = \text{أوى}$$

$$\therefore \text{ى} = 19 - \frac{(1 + 4) 4}{2} + 5 \times 4 =$$

$$\text{قانون (1)} \quad 11 = 19 - 10 + 20 =$$

$$\text{أوى} = 26 - \frac{(1 + 5) 5}{2} + 5 \times 4 =$$

$$\text{قانون (2)} \quad 9 = 26 - 15 + 20 =$$

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

$$\text{ى} = 20 - \text{ى}$$

فإذا كانت $\text{ى} = 11$ كما سبق، فإنه يمكن التأكد كما يلي:

$$\text{ى} = 11 - 4 \times 5 =$$

$$= 11 - 20 = 9 \text{ ومعنى هذا أن } \text{ى} \text{ هي } 9 \text{ وأن } 11 \text{ هي } \text{ى}$$

وعندما نحصل على قيمة ى فإننا نبحث عن دلالتها الإحصائية في الجدول (التالي) علماً بأن ى تكون ذات دلالة إذا كانت تساوي الرقم الموجود بالجدول أو أقل منه. وذلك عند مستوى الدلالة الموضح في الجدول (0,05 أو 0,02) فإذا كانت $\sigma = 1$ ، $\sigma = 2$ ، $\sigma = 13$ ، $\text{ى} = 14$ ، وبالرجوع إلى الجدول نجد أن قيمة ى ليست بذات دلالة إحصائية عند مستوى 0,02، إذ إن القيمة المطلوبة 12 أو أقل، وبالرجوع إلى الجدول الآخر نجد أن ى لها دلالة إحصائية عند 0,05 حيث قيمتها = 14، والقيمة المطلوبة 16 أو أقل. أى أن الفرق بين متوسط المجموعتين ($\sigma = 1$ ، $\sigma = 2$) (13) دال إحصائياً عند مستوى 0,05.

جدول الدلالة الإحصائية لمعامل γ
القيم الدالة عند ٠,٠٢

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

لاحظ أن ٢٠ هي المجموعة ذات العدد الأكبر.
١٥ هي المجموعة ذات العدد الأصغر.

جدول الدلالة الإحصائية لمعامل γ
القيم الدالة عند 0.05

٢٠	١٩	١٨	١٧	١٦	١٥	١٤	١٣	١٢	١١	١٠	٩	$\frac{20}{10}$
												١
٢	٢	٢	٢	١	١	١	١	١	٠	٠	٠	٢
٨	٧	٧	٦	٦	٥	٥	٤	٤	٣	٣	٢	٣
١٣	١٣	١٢	١١	١١	١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٤
٢٠	١٩	١٨	١٧	١٥	١٤	١٣	١٢	١١	٩	٨	٧	٥
٢٧	٢٥	٢٤	٢٢	٢١	١٩	١٧	١٦	١٤	١٣	١١	١٠	٦
٣٤	٣٢	٣٠	٢٨	٢٦	٢٤	٢٢	٢٠	١٨	١٦	١٤	١٢	٧
٤١	٣٨	٣٦	٣٤	٣١	٢٩	٢٦	٢٤	٢٢	١٩	١٧	١٥	٨
٤٨	٤٥	٤٢	٣٩	٣٧	٣٤	٣١	٢٨	٢٦	٢٢	٢٠	١٧	٩
٥٥	٥٢	٤٨	٤٥	٤٢	٣٩	٣٦	٣٣	٢٩	٢٦	٢٣	٢٠	١٠
٦٢	٥٨	٥٥	٥١	٤٧	٤٤	٤٠	٣٧	٣٣	٣٠	٢٦	٢٣	١١
٦٩	٦٥	٦١	٥٧	٥٣	٤٩	٤٥	٤١	٣٧	٣٣	٢٩	٢٦	١٢
٧٦	٧٢	٦٧	٦٣	٥٩	٥٤	٥٠	٤٥	٤١	٣٧	٣٣	٢٨	١٣
٨٣	٧٨	٧٤	٦٧	٦٤	٥٩	٥٥	٥٠	٤٥	٤٠	٣٦	٣١	١٤
٩٠	٨٥	٨٠	٧٥	٧٠	٦٤	٥٩	٥٤	٤٩	٤٤	٣٩	٣٤	١٥
٩٨	٩٢	٨٦	٨١	٧٥	٧٠	٦٤	٥٩	٥٣	٤٧	٤٢	٣٧	١٦
١٠٥	٩٩	٩٣	٨٧	٨١	٧٥	٦٧	٦٣	٥٧	٥١	٤٥	٣٩	١٧
١١٢	١٠٦	٩٩	٩٣	٨٦	٨٠	٧٤	٦٧	٦١	٥٥	٤٨	٤٢	١٨
١١٩	١١٣	١٠٦	٩٩	٩٢	٨٥	٧٨	٧٢	٦٥	٥٨	٥٢	٤٥	١٩
١٢٧	١١٩	١١٢	١٠	٩٨	٩٠	٨٣	٧٦	٦٩	٦٢	٥٥	٤٨	٢٠

لاحظ أن γ هي المجموعة ذات العدد الأكبر.
 γ هي المجموعة ذات العدد الأصغر.

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

$$Z = \frac{y - \frac{2010}{2}}{\sqrt{\frac{(1+20+10)2010}{12}}}$$

(٤) وهناك طريقة رابعة تستخدم في حالة الاعتماد على الرتب، الترتيب من أجل البحث عن دلالة الفرق بين أكثر من متوسطين (لاحظ أن معامل y 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 التالي:

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

تلخص الطريقة المشار إليها في الخطوات التالية:

- ١ - تنظم الدرجات في جدول $k \times n$ حيث k (الأعمدة) طرق التدريب المختلفة (أ، ب، هـ)، n (الصفوف) هي المجموعات أو الأفراد.
- ٢ - يتم ترتيب الدرجات في الصفوف الأفقية.
- ٣ - نجمع الرتب في كل عمود من الأعمدة الثلاثة.
- ٤ - نحسب قيمة المعامل كما هو موضح فيما بعد:

طريقة	أ	ب	ح
المجموعة	١	٣	٢
	٢	٣	١
	١	٣	٢
	١	٢	٣
	٣	١	٢
	٢	٣	١
	٣	٢	١
	١	٣	٢
	٢	١	٣
	٣	١	٢
	٢	٣	١
	١	٣	٢
	٢	١	٣
	٣	٢	١
	٢	٣	١
	٢,٥	٢,٥	١

المجموع ٣١,٥ + ٣٥,٥ = ٢٣ = ٩٠

لاحظ أن هذه الأرقام تدل على رتب الدرجات التي حصل عليها كل فرد في اختبار الأداء الميكانيكي. أي أنه في حالة المجموعة الأولى وهي مكونة من ثلاثة أفراد: الفرد الأول تعرض للطريقة الأولى. والثاني للطريقة الثانية، والثالث للطريقة الثالثة في التدريب. وعند تطبيق اختبار الأداء الميكانيكي وجد أن الفرد الأول (الطريقة أ) كان ترتيبه الأول بالنسبة لمجموعته، والفرد الثاني (الطريقة ب) كان ترتيبه الثالث والفرد الثالث (الطريقة ح) كان ترتيبه الثاني. وقد سجل ذلك في جدول الرتب أمام كل مجموعة.

لاحظ كذلك أن في المجموعة ١٥ تقاسم الفرد الأول والثاني الرتبة الثانية والثالثة، ولذلك كان رتبة كل منهما ٢,٥.

الخطوة التالية لهذا الجدول هي إيجاد المجموع الرأسي للرتب تحت الطرق الثلاثة أ، ب، هـ. وكانت كما يلي: أ = ٣١,٥ ، ب = ٣٥,٥ ، هـ = ٢٣.

الخطوة الثالثة هي تطبيق القانون:

$$\text{معامل فريدمان (ف)} = \frac{12}{n \cdot k(k+1)} \text{ مع } (n-2) \cdot 3 \cdot (k+1).$$

حيث n = عدد المجموعات (الصفوف).

k = عدد الحالات (الأعمدة).

مع $(n-2)$ = مجموع مربعات الجمع الرأسي للرتب.

$$\therefore \text{ ف} = \frac{12}{(1+3) \cdot 3 \times 15} [2(23) + 2(35,5) + 2(31,5)]$$

$$- 14,7 = [(1+3) \cdot 15 \times 3] -$$

وبالرجوع إلى جداول الكشف عن الدلالة الإحصائية (ك٢) نجد أن هذه القيمة ١٤,٧ (درجات الطلاقة = $k-1$) تكاد تكون ذات دلالة عند ٠,١، ومعنى ذلك أن الفرق بين المتوسطات الثلاثة يحتمل أن يكون فرقا جوهريا.

الارتباط في مستوى الترتيب،

تعتبر معاملات الارتباط من الأدوات الإحصائية كثيرة الاستخدام بل ويعتمد عليها في تفسير الكثير من النتائج في ميدان القياس النفسى. وسوف نستعرض في الفقرات التالية بعض هذه المعاملات التى تستخدم في مستوى الترتيب.

(١) من المعاملات المألوفة معامل سبيرمان للرتب، ويستخدم هذا المعامل عندما يتم ترتيب المجموعة بناء على معيارين اثنين. ويعتمد حساب هذا المعامل على الفروق بين الرتب كما فى المثال التالى:

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

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

مجموع ف^٢ = ٥٢

وبتطبيق القانون:

$$\text{معامل ارتباط سيرمان } r = 1 - \frac{\text{مجموع ف}^2}{n(n-1)}$$

حيث مجموع ف^٢ = مجموع مربعات الفروق

n = عدد أفراد المجموعة.

$$r = 1 - \frac{52 \times 6}{12(12-1)} = 0,82$$

وتعتمد الدلالة الإحصائية لمعامل سيرمان للرتب على عدد المجموعة = n ، فإذا

كان العدد يتراوح بين ٤ - ٣٠ فردا أمكن الكشف عن الدلالة الإحصائية لقيمة معامل الارتباط من الجدول التالي:

جدول الدلالة الإحصائية لمعامل سبيرمان للرتب

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

وبالإضافة إلى هذا الجدول - ويشترط أن تكون $n = 10$ أو أكثر، فإنه يمكن الكشف عن الدلالة الإحصائية لمعامل سبيرمان للرتب بتحويله إلى r_s ثم الكشف عن قيمة r_s في الجداول الخاصة (إحصاء r_s للكشف عن دلالة الفرق بين متوسطين) وذلك باستخدام القانون التالي:

$$r_s = \sqrt{\frac{2 - n}{n - 1}}$$

وعليه يمكن تحويل المعامل السابق (٠,٨٢) إلى \bar{t} كما يلي:

$$\bar{t} = ٠,٨٢ = \frac{\sqrt{٢ - ١٢}}{٠,٨٢ - ١} = ٦,١١$$

وبالرجوع إلى جداول \bar{t} حيث درجات الطلاقة = ٠ = ٢ نجد أن قيمة \bar{t} وبالتالي قيمة معامل الارتباط دالة إحصائياً عند مستوى أقل من ١ .

(٢) ومن معاملات الارتباط الأخرى التي تستخدم في 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 في الحالة السابقة. فقد يتم ترتيب المجموعة بناء على الميل الاجتماعي، والميل إلى السيطرة والقدرة على تحمل المسؤولية بحيث يكون لكل فرد من أفراد المجموعة ثلاث رتب والمثال التالي يوضح كيفية حساب هذا المعامل.

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

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

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

(م) = $\frac{٦٣}{٦} = ١٠,٥$

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:

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

حيث س هي المجموع الكلى لمربعات الانحرافات عن المتوسط.
 ك عدد الاختبارات (أو المعايير).

ن عدد أفراد المجموعة.

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

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

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

٢ - نجمع الرتب رأسياً لكل فرد (٤، ١٠، ٦، ١٦، ١٦، ١١).

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

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

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

وهناك صيغة أخرى لحساب معامل كندال وهي كما يلي:

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

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 في ترتيب أفراد المجموعة، فإذا كانت n تتراوح بين ٣ - ٧ فإنه يمكن الرجوع إلى جداول فريدمان والتي أضاف إليها ريجل فيما بعد وهي كما يلي:

الجدول الأول (مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠٥)

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

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

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

الجدول الثاني (مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠١)

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

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

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

ففي مثالنا السابق حيث نجد أن $w = 0,78$ ، حيث $k = 3$ ، $n = 6$ ،
 $s = 123,5$ (المجموع الكلي لمربعات الانحرافات) فإنه بالرجوع إلى الجدول الثاني
نلاحظ أن قيمة s اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى $0,01$ هي $122,8$ في
حين أن قيمة s التي حصلنا عليها هي $123,5$ ، ومعنى هذا أن معامل التوافق (و)
الذي يساوي $0,78$ ذو دلالة إحصائية عند مستوى $0,01$ ، وهذا يعنى أننا نعتمد على
قيمة (س) في استخدام الجداول بحيث تكون القيمة التي حصلنا عليها تساوي القيمة
المسجلة في الجدول أو أكبر منها لتصبح ذات دلالة إحصائية.

هذا بالنسبة للعينة الصغيرة (أي n لا تزيد عن 7) أما إذا كانت n تزيد عن 7
فإننا نقوم بتحويل قيمة (و) إلى k^2 باستخدام القانون التالي:

$$k^2 = k(1 - n)$$

حيث k = عدد المعايير، n عدد أفراد الجماعة

فإذا فرضنا أنه في مثالنا السابق كان عدد أفراد المجموعة = 10، وقيمة $w =$
0,66، فإنه يمكن تحويل (و) إلى k^2 كما يلي:

$$k^2 = 3(1 - 10) = 0,66 = 17,82$$

وبالرجوع إلى جداول k^2 حيث درجات الطلاقة = $n - 1$ أي 9 نجد أن القيمة
17,82 دالة إحصائياً عند مستوى $0,05$ ، إذ إن القيمة المسجلة في الجدول (المطلوبة)
هي 16,92. وعليه فإن معامل كندال (و) والذي يساوي 0,66، دال إحصائياً عند
مستوى 0,05.

جداول كا^٢

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

ثالثا - مستوى الوحدات (الفئات) المتساوية Interval Scale .

هذا النوع من المقاييس يقترب كثيرا إلى المعنى (الكمي) للقياس أكثر من النوعين السابقين (التصنيف والترتيب) وفيه يفترض الباحث تساوى المسافات بين وحدات القياس (لاحظ أن الأمر لم يكن كذلك في حالة مقياس الرتب)، فعلى سبيل المثال نحن نفترض تساوى المسافات على الترمومتر (مقياس الحرارة)، وعلى البارومتر (مقياس الضغط الجوي)، كما يمكن أيضا أن نفترض تساوى المسافات بين وحدات مقياس (اختبار تحصيلي في اللغة الإنجليزية مثلا) عندما يطبق على مجموعة من الأطفال في فصل ما . ولكن ما يجب مناقشته وتوضيحه تماما هو: من أين يبدأ المقياس، أو بمعنى آخر (صفر المقياس).

في مقياس الحرارة (الترمومتر) اتفقنا على أن الصفر هو الدرجة التي يتجمد عندها الماء وأن درجة ١٠٠م هي الدرجة التي 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 $\frac{1}{10}$ درجة وهكذا . ولكن ما يجب أن نتبه 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 النسبي .

وعندما نأتى إلى اختبار تحصيلي أو اختبار في 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 نسبي). 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 في موضع الصفر إذ إن ذلك اختياري (درجة تجمد الماء والماء اختياري) وليست في النهاية العظمى للمقياس (درجة غليان الماء والماء كذلك اختياري). ولكن الأهمية في المسافات بين الوحدات حيث نفترض تساوي هذه المسافات، ومن ثم تكون كل وحدة على هذه المقياس تساوي الوحدة الأخرى. فالفرد الذي أجاب إجابة صحيحة على السؤال رقم (٢٠) مثلا في اختبار الذكاء تساوي إجابته إجابة صحيحة على السؤال رقم (٧٠) مثلا في هذا الاختبار.

كما نفترض شيئا آخر غير تساوي المسافات بالنسبة لمقياس الوحدات المتساوية: نفترض أن الخصائص أو الظواهر أو القدرات أو الأبعاد التي يطبق عليها هذا النوع من المقاييس تتوزع توزيعا اعتداليا بين أفراد العينة أو العينات التي يجرى عليها الاختبار.

وهذا يعني أن تلك الأبعاد أو القدرات أو الخصائص أو الظواهر يمكن أن تتبع ما سبق أن أشرنا إليه سابقا أو درسته في مقرر الإحصاء وهو المنحنى الاعتدالي.

وقد يكون من المفيد أن يعرف القارئ مصدر هذا المنحنى.

تقوم في الأصل فكرة هذا المنحنى الاعتدالي أو الطبيعي على نظرية الاحتمالات، وفي أبسط صور هذه النظرية نقول: إن احتمال حصولنا على (الصورة) في أحد وجهي قطعة من العملة عندما نلقيها عشوائيا دون قصد هو $\frac{1}{2}$ حيث إن لهذه القطعة من العملة وجهين. وكذلك عندما نلقى بالنرد (زهر الطاولة) عشوائيا وبدون قصد فإن احتمال حصولنا على الرقم ٥ (أو أي رقم آخر) هو $\frac{1}{6}$ 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 أي منهما = $\frac{1}{2}$.

والآن لنفترض أننا سنلقى قطعتين من النقود معا (أ، ب): فإن الاحتمالات هي:

<table style="border-collapse: collapse; margin: auto;"> <tr> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ب</td> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">أ</td> </tr> <tr> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ك</td> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ك</td> </tr> </table>	ب	أ	ك	ك	<table style="border-collapse: collapse; margin: auto;"> <tr> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ب</td> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">أ</td> </tr> <tr> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ص</td> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ك</td> </tr> </table>	ب	أ	ص	ك	<table style="border-collapse: collapse; margin: auto;"> <tr> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ب</td> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">أ</td> </tr> <tr> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ك</td> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ص</td> </tr> </table>	ب	أ	ك	ص	<table style="border-collapse: collapse; margin: auto;"> <tr> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ب</td> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">أ</td> </tr> <tr> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ص</td> <td style="border: 1px solid black; padding: 2px;">ص</td> </tr> </table>	ب	أ	ص	ص
ب	أ																		
ك	ك																		
ب	أ																		
ص	ك																		
ب	أ																		
ك	ص																		
ب	أ																		
ص	ص																		
٤	٣	٢	١																

أي أربعة احتمالات.

وعليه يكون احتمال:

$$\begin{aligned} \text{ص ص} &= \frac{1}{4} \\ \text{ص ك} , \text{ك ص} &= \frac{1}{2} = \left(\frac{1}{4} + \frac{1}{4} \right) \\ \text{ك ك} &= \frac{1}{4} \end{aligned}$$

ويمكن الحصول على هذه النتائج عندما نقول: إن (ص + ك)² حيث 2 هي عدد قطع النقود ثم نقوم بحل القوس السابق:

$$\begin{aligned} 1 \text{ ص} + 2 \text{ ك} + 1 \text{ ك}^2 \\ \text{أى أن احتمال ص}^2 \text{ (ص ص)} &= 1 \\ \text{احتمال ك}^2 \text{ (ك ك)} &= 1 \\ \text{احتمال ك ص} &= \frac{2}{4} \end{aligned}$$

∴ احتمال ص ص = $\frac{1}{4}$ (واحد فى الأربعة)

احتمال ك ص = $\frac{2}{4} = \frac{1}{2}$ (مرتين فى الأربعة)

احتمال ك ك = $\frac{1}{4}$ (مرة فى الأربعة).

وهذه هي نفس النتائج السابقة.

ولنستطرد ونقول: إننا إن ألقينا بعشر قطع من النقود مرة واحدة وعشوائيا وبدون قصد فإن الاحتمالات سوف تكون (ص + ك)¹⁰.

حيث 10 هي عدد قطع النقود، ص الصورة، ك للكتابة.

وبحل هذا القوس (تسمى ذات الحدين ولها طريقة رياضية معينة فى حلها) نحصل على النتائج التالية:

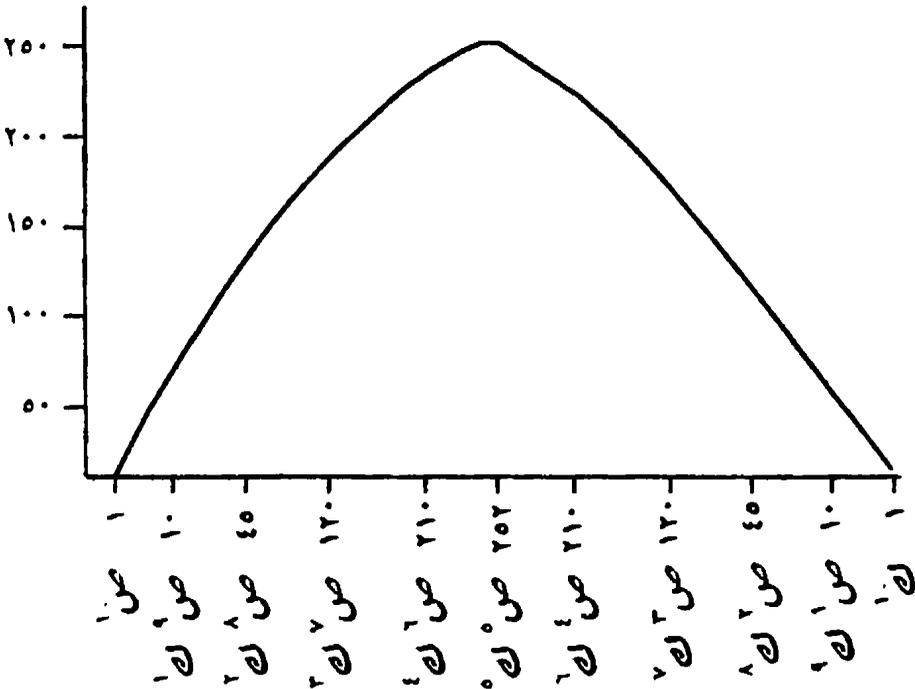
$$1 \text{ ص}^{10}$$

أى احتمال مرة واحدة فى جميع المحاولات للحصول على 10 صور معا (أى جميع قطع النقود تقع بحيث نحصل على الصورة منها جميعا) 10 ص⁹ ك¹.

أى عشرة احتمالات فى جميع المحاولات للحصول على 9 صور وواحدة كتابة وهكذا، كما يلى:

ص ^{١٠}	١
ص ^٩ ك ^١	١٠
ص ^٨ ك ^٢	٤٥
ص ^٧ ك ^٣	١٢٠
ص ^٦ ك ^٤	٢١٠
ص ^٥ ك ^٥	٢٥٢
ص ^٤ ك ^٦	٢١٠
ص ^٣ ك ^٧	١٢٠
ص ^٢ ك ^٨	٤٥
ص ^١ ك ^٩	١٠
ك ^{١٠}	١
<hr/>	
	١٠٢٤

فإذا أردنا أن نوضح نتائج هذه المحاولات (الاحتمالات) العشوائية برسم منحنى بياني للعلاقة بين كل من هذه الاحتمالات، وتكرار حدوثها فإننا سوف نحصل على المنحنى التالي:



- 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 الاعتدالي في وصف الظواهر المختلفة في الميادين التالية:
- أ - الإحصاء البيولوجي مثل نسبة الإناث إلى الذكور أو غير ذلك .
 - ب - الإحصاء الأثربومتري مثل الطول والوزن ومحيط الجمجمة وغير ذلك .
 - ج - الإحصاء الاجتماعي والاقتصادي للمواليد والوفيات والزيجات والأجور وما إلى ذلك .
 - د - الإحصاء النفسي والعقلي مثل الذكاء، والتعلم والإدراك وزمن الرجوع ودرجات التحصيل، وغير ذلك .

المعالجة الإحصائية لمستوى الوحدات التساوية.

في بداية الأمر نقول: إن هذا المستوى يقبل التعامل مع جميع الأدوات الإحصائية مع تحفظ بسيط سوف نوضحه في الفقرة التالية.

نقول أيضا: إنه بطبيعة الحال يمكن حساب المتوسط والانحراف المعياري (مقياس النزعة المركزية والتشتت) لوصف توزيع الأرقام أو الدرجات والتحفظ الذي أشرنا إليه هو عدم إمكانية حساب ما يسمى بمعامل التباين وهو عبارة عن النسبة المئوية للانحراف المعياري إلى المتوسط أي $\frac{\sigma}{\bar{x}} \times 100$ ؛ وذلك لأنه كما سبق أن أشرنا وضع الصفر غير محدد فإن أي إضافة إلى توزيع ما بين الأرقام سوف تزيد المتوسط ولكن الانحراف المعياري لن يتغير، ولنأخذ هذا المثال:

لنفرض أن لدينا هذا التوزيع:

- ١
- ٢
- ٣
- ٤
- ٥

فإن المتوسط = ٣ والانحراف المعياري = ١,٤ .

∴ معامل التباين = $\frac{1,4}{3} \times 100 = 46,7$.

وإذا أخذنا نفس التوزيع وغيرنا مكان الصفر، أو بمعنى آخر بدل أن نبدأ من ١ بدأنا من ٣ فأصبح التوزيع كما يلي:

٣
٤
٥
٦
٧

فإن المتوسط = ٥ والانحراف المعياري = ١,٤ .

ومن ثم يصبح معامل التباين = $\frac{1,4}{5} \times 100 = 28,00$.

وعليه فإننا نستخدم جميع الإحصاءات الممكنة والتي سوف نستعرضها في إيجاز فيما بعد ما عدا معامل التباين . (هذا المعامل ليس شائع الاستخدام).

إحصاءات الدلالة في مستوى الوحدات المتساوية.

تعتمد إحصاءات الدلالة في هذا المستوى من القياس على فهم ما يسمى بـ «الخطأ المعياري» للأداة الإحصائية: مثل المتوسط أو الانحراف المعياري أو غير ذلك . ويمكن تبسيط مفهوم الخطأ المعياري للمتوسط على سبيل المثال بأن نعرفه على أنه الانحراف المعياري لتوزيع من متوسطات العينات حول متوسط المجتمع الأصلي الذي أخذت منه هذه العينات .

بمعنى أنه لو أخذنا مجموعة من العينات من المجتمع الأصلي وعين متوسط كل عينة، واعتبرت هذه المتوسطات بمثابة درجات فلإن الانحراف المعياري في هذه الحالة يعتبر الخطأ المعياري لأي من هذه المتوسطات .

الخطأ المعياري للمتوسط م ع

يمكن حساب الخطأ المعياري للمتوسط من القانون التالي:

$$\frac{ع}{\sqrt{ن}} = ع م$$

حيث ع هي الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي الذي أخذت منه العينة .
ن هي عدد أفراد العينة .

ولكن من الناحية العملية نادرا ما يتوافر لدينا الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي، وبالتالي نستخدم الانحراف المعياري للعينة، وخاصة إذا كانت كبيرة العدد (في 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 هي ٣٠ عندما كان الانحراف المعياري ١٢.

إلى أى مدى يقترب هذا المتوسط من المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي الذى أخذت منه عينة الأطفال؟

للإجابة على هذا السؤال نحسب الخطأ المعياري للمتوسط.

$$e_s = \frac{12}{\sqrt{250}} = 0,76$$

أى أن هذا المتوسط قد يقترب أو يبتعد عن المتوسط الحقيقي بمقدار ٠,٧٦. ولذلك نكتب الخطأ المعياري هكذا: $0,76 \pm$.

وهذا يعنى أن المتوسط الحقيقي 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 (التي يقل عدد أفرادها عن ٣٠) فإننا نستخدم الانحراف المعياري للعينة بدلا من الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي كما فى الحالة السابقة تماما، ولكن فى حالة العينة الصغيرة نحسب الانحراف المعياري بطريقة أخرى.

$$\sqrt{\frac{\text{مجموع (س - م)²}}{n}} = \text{فقد سبق أن أوضحنا أن الانحراف المعياري}$$

حيث س هي الدرجة الخام، م المتوسط، n عدد أفراد العينة.

$$\sqrt{\frac{\text{مجموع (س - م)²}}{n-1}} = \text{ولكن فى حالة العينة الصغيرة يكون الانحراف المعياري}$$

الخطأ المعياري للوسيط ط ع

يمكن حساب الخطأ المعياري للوسيط من القانون التالي:

$$\text{ط ع} = \frac{\text{ع}}{\sqrt{ن}} \times 1,253 \quad (\text{حيث ع الانحراف المعياري}).$$

وفي مثالنا السابق يكون:

$$\text{ط ع} = \frac{12}{\sqrt{250}} \times 1,253 = 0,95 \pm$$

كما يمكن حساب الخطأ المعياري للوسيط بصورة أخرى:

$$\text{ط ع} = \frac{\text{ب ع}}{\sqrt{ن}} \times 1,858 \quad (\text{حيث ب ع هي الانحراف الإرباعي}).$$

مثال:

لنفترض أن الدرجة الوسيطة لدرجات مجموعة كبيرة من الطلاب عددها ٨٠٠

$$\text{هي } ٤,٩ \text{ بينما كان الانحراف الإرباعي } \frac{(\text{الإرباعي } ٢ - \text{الإرباعي } ١)}{٢} = ٤,٩.$$

كيف تقترب هذه الدرجة الوسيطة من الدرجة الوسيطة للمجتمع الأصلي؟

نحسب الخطأ المعياري للوسيط:

$$\text{ط ع} = \frac{٤,٩}{\sqrt{٨٠٠}} \times 1,858 = 0,32 \pm$$

الخطأ المعياري للانحراف المعياري،

يحسب الخطأ المعياري للانحراف المعياري من القانون التالي:

$$\text{ط ع} = \frac{\text{ع}}{\sqrt{ن}} \times 0,71$$

ففي مثال سابق حيث كان الانحراف المعياري ع = ١٢، وعدد أفراد العينة ٢٥٠

يمكن حساب الخطأ المعياري كما يلي:

$$\text{ط ع} = \frac{12}{\sqrt{250}} \times 0,71 = 0,38 \pm$$

الخطأ المعياري للانحراف الإرباعي،

الانحراف الإرباعي هو منتصف الفرق بين الإرباعي الثالث والإرباعي الأول. ويمكن حساب الخطأ المعياري في هذه الحالة كما يلي:

$$\text{ب.ع.ع.} = \frac{ع}{\sqrt{ن}} \times ,786$$

ومن ثم ففي المثال السابق مباشرة يمكن أن نحسب الخطأ المعياري كما يلي:

$$\text{ب.ع.ع.} = \frac{١٢}{\sqrt{٢٥٠}} \times ,786 = \pm ,٦٠$$

الخطأ المعياري للنسبة المئوية،

يحب الخطأ المعياري للنسبة المئوية من القانون التالي:

$$\text{أ.ع.} = \frac{\sqrt{\text{ص} \times \text{ع}}}{\sqrt{ن}}$$

حيث ص = نسبة من أجابوا إجابات صحيحة.

ع = نسبة من أجابوا إجابات خاطئة.

ن = العدد الكلي للعينة.

فإذا كانت نسبة الإجابات الصحيحة ٧٢٪ (٠,٧٢)، والإجابات الخاطئة ٢٨٪

(٠,٢٨)؛ فإن الخطأ المعياري للنسبة (لأى النسبتين):

$$\text{أ.ع.} = \frac{\sqrt{٠,٢٨ \times ٠,٧٢}}{\sqrt{٢٥٠}} = \pm ,٠٣$$

الخطأ المعياري لمعامل الارتباط،

يمكن حساب الخطأ المعياري لمعامل الارتباط سح من القانون التالي:

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

فلو كان معامل الارتباط بين متغيرين ٠,٧، عندما كان عدد المجموعة هو ١٥٠؛

فإن الخطأ المعياري لمعامل الارتباط:

$$0,04 = \frac{v(0,7) - 1}{\sqrt{1 - 100}} = \frac{1}{\sqrt{100}} = \frac{1}{10}$$

الخطأ المعياري للمقياس Measurement

عبارة عن الانحراف المعياري لدرجات الاختبار (المقياس) \times الجذر التربيعي للمقدار

(1 - معامل ثبات الاختبار)

$$\text{أى} = \frac{1}{\sqrt{1 - 100}}$$

الخطأ المعياري للتقدير : (درجات س، ص)

عبارة عن الانحراف المعياري لدرجات (ص) لأي درجة من درجات (س).

أو الانحراف المعياري لدرجات (س) لأي درجة من درجات (ص).

حيث الانحراف المعياري لدرجات (س) حول منحنى انحدار (س) على (ص) وبالمثل

الانحراف المعياري لدرجات (ص) حول منحنى انحدار (ص) على (س)

$$\therefore \text{الخطأ المعياري (س . ص)} = \frac{1}{\sqrt{1 - 100}} \times \frac{1}{\sqrt{1 - 100}} = \frac{1}{100}$$

حيث ع س، ع ص هما الانحراف المعياري لكل من التوزيع س، ص، ل س، ص معامل

الارتباط بين التوزيعين.

فعلى سبيل المثال لو أن التوزيع (س) عبارة عن درجات أطوال الآباء والتوزيع (ص)

عبارة عن درجات أطوال الأبناء فإن ع ص، ع س هي الانحراف المعياري لدرجات أطوال الأبناء

الذين أبائهم لهم نفس درجات الطول (الخطأ المعياري ص.س)، ع س، ع ص هي الانحراف

المعياري لدرجات أطوال الآباء الذين أبناؤهم لهم نفس الطول (الخطأ المعياري س.ص).

تعليق أخير:

سبق أن قلنا أن المدخل إلى إحصاءات الدلالة في مستوى الوحدات المتساوية هو فهم

الخطأ المعياري، وقد استعرضنا الخطأ المعياري لعدة أنواع من الأدوات الإحصائية المستخدمة.

ولكن كيف نستفيد من ذلك في موضوع الدلالة الإحصائية؟ وسوف نشير إلى الخطأ المعياري في حالة المتوسط كمثال.

نحن نعرف أن ٩٥٪ من الحالات في التوزيع الاعتدالي تقع بين $\pm ١,٩٦$ (مقدرة بوحدات الخطأ المعياري للمتوسط) أي $١,٩٦ م ع$ ، ونعرف أيضاً أن ٩٩٪ من هذه الحالات تقع بين $\pm ٢,٥٨ م ع$.

فإذا عدنا إلى مثالنا في حالة المتوسط حيث كان ٣٠ والخطأ المعياري $\pm ٠,٧٦$ ، فإنه يمكن أن نقول: إن الاحتمال كبير (٩٥٪) لهذا المتوسط (٣٠) ألا يتعد عن المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي أكثر من $\pm ١,٤٩$ ($٠,٧٦ \times \pm ١,٩٦$) أي أن الاحتمال قليل (٥٪) لهذا المتوسط (٣٠) أن يتعد عن المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي بأكثر من $\pm ١,٤٩$ ، كما يمكن أن نقول كذلك: إن الاحتمال كبير جداً (٩٩٪) لهذا المتوسط ألا يتعد عن المتوسط الحقيقي بأكثر من $\pm ١,٩٦$ ($٠,٧٦ \times \pm ٢,٥٨$) أي أن الاحتمال قليل (١٪) لهذا المتوسط (٣٠) أن يتعد عن المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي بأكثر من $\pm ١,٩٦$.

وربما يفسر هذا للقارئ معنى مستوى الدلالة الإحصائية ٠,٠٥، ٠,٠١، ٠، ويمكن أن نستطرد لتوضيح الفكرة.

فنقول: إننا على ثقة بمقدار ٩٥٪ أن المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي يقع بين $٢٨,٥١ (٣٠ - ١,٩٦ \times ٠,٧٦)$ ، $٣١,٤٩ (٣٠ + ١,٩٦ \times ٠,٧٦)$.

كما أننا على ثقة بمقدار ٩٩٪ أن المتوسط الحقيقي للمجتمع الأصلي الذي أخذت منه العينة يقع بين $٢٨,٠٤ (٣٠ - ٢,٥٨ \times ٠,٧٦)$ ، و $٣١,٩٦ (٣٠ + ٢,٥٨ \times ٠,٧٦)$.

لاحظ ما يأتي:

٠,٧٦ الخطأ المعياري للمتوسط.

$\pm 1,96$ وحدات الانحراف المعياري على قاعدة المنحنى الاعتنالي التي تضم ٩٥% من حالات التوزيع.

$\pm 2,58$ وحدات الانحراف على قاعدة المنحنى الاعتنالي التي تضم ٩٩% من حالات التوزيع.

حساب دلالة الفرق بين متوسطين - النسبة التائية.

في حالة الفروق بين المتوسطات نجد أن التوزيع التكرارى لها يميل إلى أن يأخذ شكل المنحنى الاعتنالي، 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 - ويتنى فى مستوى الترتيب للمقارنة).

أولا - عندما يكون عدد العينة كبيرا (أكثر من ٣٠).

١ - وعندما تكون العينتان غير مرتبطتين:

فى هذه الحالة نحسب الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين باستخدام القانون

التالى:

$$\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}} = \text{ف ع}$$

حيث s_1 تباين المجموعة (١). s_2 تباين المجموعة (٢).
 n_1 عدد المجموعة (١). n_2 عدد المجموعة (٢).

$$\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}} = \text{أو ف ع}$$

حيث s_1^2 مربع الخطأ المعياري للمتوسط الاول
 s_2^2 مربع الخطأ المعياري للمتوسط الثانى.

والقانون الأول يستخدم عندما لا تكون في حاجة لحساب الخطأ المعياري لكلا المتوسطين.

مثال:

عند تطبيق اختبار في الرياضيات على مجموعتين:

الانحراف المعياري	المتوسط	عددها	
$11,4 = \sqrt{ع}$	$32 = \sqrt{م}$	100	الأولى: بنات
$8,3 = \sqrt{ع}$	$35 = \sqrt{م}$	90	الثانية: أولاد

فهل الفرق بين المتوسطين جوهري أى له دلالة إحصائية؟

يمكن الإجابة على هذا السؤال كما يلي:

$$\frac{\sqrt{2(8,3)} + \sqrt{2(11,4)}}{90 + 100} = \frac{2\sqrt{ع}}{2\sqrt{م}} = \frac{\sqrt{ع}}{\sqrt{م}} = \frac{1,4}{1,3} = 1,07$$

$$2,14 = \frac{3}{1,4} = \frac{\text{الفرق بين المتوسطين}}{\text{الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين}} = \text{النسبة الحرجة أو النسبة الناتجة}$$

ونحن نعلم من المناقشة السابقة أن الحد الأدنى للدلالة الإحصائية عند مستوى 0,05 هو 1,96 وعند 0,01 هو 2,58، وحيث إن قيمة النسبة الحرجة 2,14 أى تزيد عن 1,96 (ولكنها أقل من 2,58).

∴ فإن الفرق بين المتوسطين له دلالة إحصائية عند مستوى 0,05 أى أن الأولاد (م = 35) تفوقوا على البنات (م = 32) بدرجة لها دلالة إحصائية.

٢ - عندما تكون العينتان مرتبطين:

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 التالي

الخطأ المعياري	الانحراف المعياري	المتوسط	حجم المجموعة	
$\sigma_1 = 0,75$ ع ^١	$\sigma_2 = 6$ ع ^١	$\mu_1 = 45$ ع ^١	$n = 64$	التطبيق الأول
$\sigma_2 = 0,63$ ع ^٢	$\sigma_3 = 5$ ع ^٢	$\mu_2 = 50$ ع ^٢	$n = 64$	التطبيق الثاني

الفرق بين

$$\text{المتوسطين} = 45 - 50 = 5$$

معامل الارتباط بين التطبيقين = $0,60$

ويحسب الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين من القانون التالي:

$$f = \sqrt{\frac{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2 \cdot \sigma_1 \cdot \sigma_2 \cdot r}{n}}$$

حيث σ_1 = الخطأ المعياري للمتوسط الأول.

σ_2 = الخطأ المعياري للمتوسط الثاني.

r = معامل الارتباط بين التوزيعين.

$$\therefore f = \sqrt{\frac{0,75^2 + 0,63^2 - 2 \cdot 0,75 \cdot 0,63 \cdot 0,6}{64}} = 0,079$$

وتصبح النسبة الناتجة (النسبة الحرجة) $= \frac{5}{0,079} = 63,3$

وبالرجوع إلى جداول t حيث درجة الطلاقة $= 64 - 1$ نجد أن هذه القيمة ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من $0,01$ وعليه يمكن أن نقول: إن المجموعة تغيرت إلى الأحسن (زاد المتوسط من 45 إلى 50 في التطبيق الثاني).

ملحوظة:

النسبة الحرجة هي النسبة الناتجة تحت ظروف معينة، وكل نسبة تائية هي نسبة حرجة، ولكن ليست كل نسبة حرجة هي نسبة تائية.

لاحظ أيضا انه بمقارنة القانون المستخدم فى هذه الحالة بالقانون المستخدم فى حالة المجموعات غير المرتبطة نجد فى الحالة الاخيرة $r = \frac{1}{2}$ = صفر، وبالتالي يصبح القانون كما هو:

$$f = \frac{m_1^2 + m_2^2}{n} = \frac{1^2 + 9^2}{10} = \frac{1 + 81}{10} = \frac{82}{10} = 8.2$$

ثانيا - عندما يكون عدد العينة صغيرا (أقل من ٣٠).

٢ - وعندما تكون العينتان غير مرتبطين:

فى هذه الحالة نستخدم القانون التالى لحساب النسبة التائية:

$$t = \frac{m_1 - m_2}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right) \frac{m_1^2 + m_2^2}{2 - (n_1 + n_2)}}}$$

حيث m_1 متوسط المجموعة الاولى m_2 متوسط المجموعة الثانية.

m_1^2 مجموع مربعات فروق الدرجات عن المتوسط فى المجموعة الاولى.

m_2^2 مجموع مربعات فروق الدرجات عن المتوسط فى المجموعة الثانية.

n_1 عدد أفراد المجموعة الأولى. n_2 عدد أفراد المجموعة الثانية.

ولنأخذ المثال التالى:

المجموعة (٢)

المجموعة (١)

ف _٢			ف _١	
٩	١٢		-١	١٦
١	١٤	-٢	٩	٩
٠	١٥	-٣	١	١١
١	١٦	-٤	١	١٣
٩	١٨	-٥	٩	١٥
			١٦	١٦

$$m_2 = 15 = \text{مجموع ف}_{٢} = 20$$

$$m_1 = 12 = \text{مجموع ف}_{١} = 52$$

$$1,74 = \frac{2}{\sqrt{\left(\frac{1}{5} + \frac{1}{6}\right) \frac{20 + 52}{2 - 5 + 6}}} = \therefore \bar{t}$$

وبالرجوع إلى جداول \bar{t} حيث درجات الطلاقة = $11 - 2 = 9$ نجد أن قيمة \bar{t} وهي 1,74 غير دالة إحصائياً؛ إذ إن الحد الأدنى للدلالة الإحصائية عند مستوى 0,05 هو 2,26.

٢ - عندما تكون العينتان مرتبطين:

في هذه الحالة نحسب قيمة \bar{t} بطريقة تسمى طريقة الفروق (لاحظ أن عدد العينة صغير والمتوسطين مرتبطان، ولناخذ المثال التالي لتوضيح الطريقة:

مجموعة مكونة من ١٢ طالباً أجرى عليهم اختبار في المهارة اليدوية قبل بدء التدريب وأعيد الاختبار مرة أخرى بعد نهاية فترة التدريب.

وكانت النتائج كما هي موضحة فيما يلي:

ف ^٢	انحراف الفرق عن المتوسط ف	الفرق ف (١) - (٢)	بعد التدريب (٢)	قبل التدريب (١)	
١٦	٤	١٢	٦٢	٥٠	١
١٠٠	١٠ -	٢ -	٤٠	٤٢	٢
٤	٢	١٠	٦١	٥١	٣
١	١	٩	٣٥	٢٦	٤
١٦٩	١٣ -	٥ -	٣٠	٣٥	٥
٤	٢	١٠	٥٢	٤٢	٦
٠	٠	٨	٦٨	٦٠	٧
٤	٢	١٠	٥١	٤١	٨
٣٦	٦	١٤	٨٤	٧٠	٩
٠	٠	٨	٦٣	٥٥	١٠
٤	٢	١٠	٧٢	٦٢	١١
١٦	٤	١٢	٥٠	٣٨	١٢

٣٥٤

٩٦

٦٦٨

٥٧٢

مجموع

$$\bar{t} = \frac{572 - 668}{12} = 8, \text{ أو } \bar{t} = \frac{96}{12} = 8 \text{ (متوسط الفروق)}$$

$$\text{الانحراف المعياري للفروق ع ف} = \sqrt{\frac{\text{مجم ف}^2}{1-n}} = \sqrt{\frac{354}{11}} = 5,67$$

$$\text{الخطأ المعياري لمتوسط الفروق ع م ف} = \frac{\text{ع ف}}{\sqrt{n}} = \frac{5,67}{\sqrt{12}} = 1,64$$

$$t = \frac{8 - \text{صفر}}{1,64} = \text{حيث صفر هو المتوسط حسب الفرض الصفرى}.$$

$$= 4,88,$$

وبالرجوع إلى جداول ت حيث درجات الطلاقة = 12 - 1 = 11 نجد أن قيمة ت وهي 4,88 ذات دلالة إحصائية عند مستوى أقل من 0,01 حيث إن الحد الأدنى للدلالة عند هذا المستوى هو 3,11 (أنظر الجدول).

وهناك طريقة أخرى يمكن تلخيصها في المثال التالي :

الدرجة القبليّة	الدرجة البحريّة	الفرق (ف)	ح ف	ح ² ف
22	60	38	2-	4
9	54	45	5	25
20	57	37	3-	9
20	59	39	1-	1
24	59	35	5-	25
9	55	46	6	36
13	55	42	2	4
11	57	46	6	36
18	56	38	2-	4
16	57	41	1	1
17	55	38	2-	4
17	58	41	1	1
21	54	33	7-	49
17	59	42	2	4
18	57	39	1-	1
		<u>600</u>		<u>204</u>

$$f = 40$$

$$t = \frac{M}{\sqrt{\frac{F}{n(n-1)}}} = \frac{40}{\sqrt{\frac{204}{14 \times 15}}} = \frac{40}{0,99}$$

$$\text{حيث } M = \frac{600}{15} = \text{متوسط الفروق}$$

$$F = \text{مجموع المربعات} = 204$$

ن عدد الحالات

حساب قوة الإحصاء ت :

يمكن حساب قوة الإحصاء ت أو بمعنى آخر قياس قوة التأثير عن طريق حساب

$$\text{إيتا}^2 = \frac{t^2}{t^2 + \text{درجات الحرية}}$$

$$\text{ثم نحول إيتا}^2 \text{ إلى } d \text{ حيث } d = \frac{\sqrt{\text{إيتا}^2}}{\sqrt{1 - \text{إيتا}^2}}$$

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 فهي متوسطة، وإذا زادت عن ٨,٠ تكون قوية. وعلى ذلك فنحن نرى أن قيمة إيتا^٢ التى تتراوح من ٠,٠١ وحتى ٠,١٥ هى قيمة قوية ويمكن الأخذ بها. كما يمكن حساب قيمة د مباشرة من ت بالمعادلة التالية.

$$d = \frac{t \times 2}{\sqrt{\text{درجات الحرية}}}$$

(رشدى فام ١٩٩٧) المجلة المصرية للدراسات النفسية

دلالة الفرق بين نسبتيين مئويتين :

يمكن حساب دلالة الفرق بين نسبتيين مئويتين غير مرتبطين كما في المثال التالى :

(*) لاحظ أن هناك إيتا^٢ أخرى وهى نسبة الارتباط ونعبر عن علاقة غير خطية (حيودية).

عند مقارنة أطفال الأسرة المستقرة بأطفال الأسر غير المستقرة في السلوك العدائي، وجد أن ٤١,٤٪ من أطفال الأسر المستقرة أي ١٤٤ طفلاً من ٣٤٨ يتصفون بالسلوك العدائي. كما وجد أيضاً أن ٥٠,٢٪ من أطفال الأسر غير المستقرة أي ١٣٣ طفلاً من ٢٦٥ يتصفون بنفس السلوك العدائي. فهل هناك فرق له دلالة إحصائية بين هاتين النسبتين؟

بطبيعة الحال سوف يكون الفرض الصفري هو بداية تعاملنا مع هذه المعالجة، أو بمعنى آخر سوف نفترض أنه ليس هناك أي فرق بين أطفال الأسر المستقرة، وأطفال الأسر غير المستقرة في لسلوك العدائي، وسوف نشير إلى ٤١,٤٪ بالرمز س١، ٥٠,٢ بالرمز س٢ وبالتالي يمكن حساب س وهي نتيجة ضم س١، س٢ كما يلي :

$$س = \frac{١٠ س١ + ٢٠ س٢}{١٠ + ٢٠} \text{ لاحظ أن ص} = ١ - س$$

$$٤٥,٢\% = \frac{٥٠,٢ \times ٢٦٥ + ٤١,٤ \times ٣٤٨}{٣٤٨ + ٢٦٥} \therefore ص = ٥٤,٨\%$$

$$\sqrt{\left(\frac{١}{٢٦٥} + \frac{١}{٣٤٨}\right) ٥٤,٨ \times ٤٥,٢} = \text{الخطأ المعياري للفرق بين النسبتين}$$

$$= ٤,٠٦\%$$

لحساب النسبة الحرجة نقسم الفرق بين النسبتين (٤١,٤ - ٥٠,٢).

أي س١ - س٢ = ٨,٨ على الخطأ المعياري للفرق بين النسبتين س، ص.

$$\therefore \frac{٨,٨}{٤,٠٦} = ٢,١٧ \text{ وهي دالة عن مستوى أقل من } ٠,٠٥ \text{ (عند } ١,٩٦ \text{ عند } ٠,٠٥)$$

(٠,٥٨ عند ٢,٠١).

أما في حالة البحث عن دلالة الفرق بين نسبتي مئويتين مرتبطتين فإنه يمكن توضيح ذلك بالمثال التالي :

«عند تطبيق اختبار ما على مجموعة من المفحوصين عددهم (٢٥٠)

أجاب (١٥٠) منهم على السؤال رقم (١٠) إجابة صحيحة أي (٦٠٪)

كما أجب 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 المعياري للفرق بين النسبتين (آخذين فى الاعتبار الفرض الصفري) وذلك

السؤال رقم (١٠)

من القانون التالى :

انظر الجدول

$$\sqrt{\frac{ب + ح}{ن}}$$

	×	✓	
	(ب)	(ا)	×
٥٠٪	١٠٪	٤٠٪	رقم ١٥
	(د)	(ح)	✓
٥٠٪	٣٠٪	٢٠٪	
	٤٠٪	٦٠٪	

حيث (ب) هى النسبة المتوية لمن أجب إجابة صحيحة على السؤال رقم (١٥) وأجاب إجابة خاطئة على السؤال رقم (١٠)، (ح) هى النسبة المتوية لمن أجب إجابة صحيحة على السؤال رقم ١٠ وأجاب إجابة خاطئة على السؤال رقم (١٥).

$$أى \sqrt{\frac{٠,٢ + ٠,١}{٢٥٠}} = ٠,٠٣٥$$

٢- نقسم الفرق بين النسبتين على الخطأ المعياري للفرق بينهما.

$$أى \frac{٠,١ - ٠,٢}{٠,٠٣٥} = ٢,٨٦ \text{ (دالة إحصائية عند أقل من } ٠,٠١ \text{)}$$

أما إذا لم يأخذ الباحث الفرض الصفري فى اعتباره فيمكن معالجة النتائج كما يلى :

$$١- \text{ الخطأ المعياري للفرق بين النسبتين} = \sqrt{ع١س١ + ع٢س٢ - ٢ع١س١ع٢س٢}$$

حيث ع١س١ هى مربع الخطأ المعياري للنسبة الأولى س١ ويحسب الخطأ المعياري من :

$$\sqrt{\frac{س١ \times ص١}{ن}}$$

ص١ هى المكمل إلى س١

ع^٢س^٢ هي مربع الخطأ المعياري للنسبة الثانية س_٢ ويحسب كما سبق

$$\sqrt{\frac{س٢ \times ص٢}{ن}}$$

ل معامل الارتباط بين س_١، س_٢ ويحسب عن طريق معامل (فاى)

٢- نقسم الفرق بين النسبتين على الخطأ المعياري للفرق بينهما.

كما يمكن للباحث أن يوحد متوسط النسبتين حيث تكون فى هذه الحالة ٥٥٪.

(٠.٦٠، ٠.٥٠) ويطبق القانون التالى :

$$\frac{خطأ\ المعيارى\ للفرق\ بين\ النسبتين}{\sqrt{ع٢س٢(١-ر٢س١س٢)}} = أى$$

$$\sqrt{\frac{٠,٤٥ \times ٠,٥٥ \times ٢}{٢٥٠}} = (٠,٤١ - ١) = ٠,٠٣٤$$

حيث ع^٢س^٢ هي مربع الخطأ المعياري لمتوسط النسبتين ، ٠,٤١ هي معامل (فاى) بعد حسابه من القانون الخاص.

ثم نقسم $\frac{٠,٦ - ٠,٥}{٠,٠٣٤} = \frac{٠,١}{٠,٠٣٤} = ٢,٩٤$ (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 معاملي ارتباط، وخاصة إذا كان الباحث يبحث فى دلالة

الفرق بين علاقتين لمجموعتين مختلفتين (غير مرتبطتين)، وذلك باتباع الخطوات التالية :

١- حساب الخطأ المعياري للفرق بين المعاملين بالمعادلة التالية :

$$\sqrt{\frac{١}{٣-ن} + \frac{١}{٣-ن}} = الخطأ\ المعيارى$$

حيث ن_١ = عدد المجموعة الأولى

ن_٢ = عدد المجموعة الثانية

فإذا كان معامل الارتباط في المجموعة الأولى ٠,٨٢ وفي الثانية ٠,٩٢، حيث $n_1 =$

٦٠، $n_2 = ٥٠$

$$\therefore \text{الخطأ المعياري} = \sqrt{\frac{1}{57} + \frac{1}{47}} = ٠,١٩٧$$

ب- يتم تحويل معامل الارتباط إلى معامل فيشر (Z) انظر الجدول ص (١٥٨).

$$\therefore ٠,٨٢ = ١,١٦ ، ٠,٩٢ = ١,٥٩$$

ج- تقسم الفرق بين معاملي فيشر (Z) على الخطأ المعياري للفرق بين المعاملين

$$\therefore \text{المعامل} = \frac{١,١٦ - ١,٥٩}{٠,١٩٧} = ٢,١٨$$

وهو دال عند ٠,٠٥

١,٩٦ عند ٠,٠٥

٢,٥٨ عند ٠,٠١

هذا بالنسبة لمعاملي ارتباط غير مرتبطين أما إذا كان المعاملان مرتبطين كما في حالة

٢,٠١، ٣,٠١ أى معامل الارتباط بين المتغير (١) والمتغير (٢) ثم معامل الارتباط بين المتغير

(١) والمتغير (٣) فيمكن حساب دلالة الفرق بين هذين المعاملين كما يلي : وباستخدام قانون

هوتلينج وبعد حساب ٣,٠١

$$F = \frac{(n-3) \left(\frac{r_{12} + r_{13} + r_{23}}{3} \right)^2}{(1 - r_{12}^2 - r_{13}^2 - r_{23}^2 + 2r_{12}r_{13}r_{23})}$$

حيث n عدد المجموعة التي طبق عليها الاختبارات الثلاثة وتكون درجات الحرية $n - 3$

فإذا كان عدد المجموعة (٢٠٠)

$$٢,٠١ = ٠,٥٥ ، ٣,٠١ = ٠,٤٥ ، ٣,٠١ = ٠,٦٠$$

وبتطبيق المعادلة السابقة نحصل على قيمة F :

$$\frac{(0,6 + 1) 197}{\sqrt{2[0,2025 - 0,3025 - 0,36(1)] + 2[(0,55 \times 0,45 \times 0,6)]}} = (0,45 - 0,55) =$$

$$1,91 = \frac{315,2}{0,864} \sqrt{0,1 =}$$

يكشف عن قيمة t في جداول t إحادية الطرف حيث تكون $1,91$ دالة إحصائية عند مستوى $0,05$ وبالتالي يكون الفرق بين $0,55$ ، $0,45$ 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.

في هذه الحالة يكون المطلوب هو مقارنة المتوسطات لمعرفة أثر الظروف التجريبية على

مجموعات مختلفة، ولناخذ المثال التالي للتوضيح :

لنفترض أن الباحث أراد أن يدرس تأثير عدة ظروف تجريبية مختلفة وعددها (٨) على أداء عدد من المجموعات (٨) في كل مجموعة ٦ أفراد في اختبار من الاختبارات العملية، وبالتالي لابد من المقارنة من متوسطات هذه المجموعات الثمانية (جميعها مأخوذ من مجتمع واحد، وتم التوزيع عشوائياً).

ويمكن رصد النتائج كما يلي :

ظروف التجريب (المجموعات)

ع	ز	و	هـ	د	م	ب	أ	
٥٥	٧٨	٧٥	٦٣	٧٨	٧٧	٧٣	٦٤	١
٦٦	٤٦	٩٣	٦٥	٩١	٨٣	٦١	٧٢	٢
٤٩	٤١	٧٨	٤٤	٩٧	٩٧	٩٠	٦٨	٣
٦٤	٥٠	٧١	٧٧	٨٢	٦٩	٨٠	٧٧	٤
٧٠	٦٩	٦٣	٦٥	٨٥	٧٩	٩٧	٥٦	٥
٦٨	٨٢	٧٦	٧٦	٧٧	٨٧	٦٧	٩٥	٦

المجموع الكلي =

الجاميع = 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 يعني ٨ مجموعات في كل مجموعة ستة أفراد تتعرض كل مجموعة لظرف تجريبي يختلف عن المجموعة الأخرى. والدرجات الموجودة في الجدول هي درجات المجموعات في الاختبار العملي تحت هذه الظروف التجريبية المختلفة.

لاحظ أيضا أنه تم حساب متوسط كل مجموعة: يعني $\frac{٤٣٢}{٦} = ٧٢$ هو متوسط المجموعة الأولى تحت الظروف التجريبية أ، $\frac{٤٦٨}{٦} = ٧٨$ ، وهو متوسط المجموعة الثانية تحت الظروف التجريبية ب. وهكذا.

لاحظ أيضا أنه تم حساب المجموع الكلي للجاميع = ٣٤٨٦. كما حسب أيضا المتوسط العام = ٧٢, ٦٣.

ولحساب النسبة الفائية هناك ثلاث خطوات رئيسية:

أ- حساب جمع المربعات Sums of Squares (تبع الخطوات التالية):

$$١ - \text{دليل التصحيح (د)} = \frac{\text{مربع جمع الجاميع}}{\text{العدد الكلي}} = \frac{٢(٣٤٨٦)}{٤٨} = \text{Correction Term}$$

(عدد الأفراد في جميع المجموعات)

$$= ٢٥٣١٧١$$

٢ - المجموع الكلى للمربعات = مجموع مربعات الدرجات (٤٨ درجة) - د

$$= (٢٦٤ + ٢٧٢ + ٢٦٨ + ٢٧٧ + \dots + ٢٧٠ + ٢٦٨) - د$$

$$= ٢٦٢٣٦٤ - ٢٥٣١٧١ = ٩١٩٣$$

٣ - مجموع المربعات بين المتوسطات

$$= \frac{٢(٤٣٢) + ٢(٤٦٨) + ٢(٤٩٢) + ٢(٥١٠) + ٢(٣٩٠) + ٢(٤٥٦) + ٢(٣٦٦) + ٢(٣٧٢)}{٦ \text{ (عدد الأفراد فى كل مجموعة)}}$$

$$= \frac{١٥٤ \cdot ١٨٨}{٦} - ٢٥٣١٧١ = ٣٥٢٧$$

٤ - مجموع المربعات داخل المجموعات (الظروف التجريبية) = (الفروق الفردية) = المجموع الكلى للمربعات (خطوة رقم ٢) - مجموع المربعات بين المتوسطات (خطوة رقم ٣).

$$= ٩١٩٣ - ٣٥٢٧ = ٥٦٦٦$$

ب - 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 ٨ × (٦ - ١) أو (٤٨ - ٨)	٥٦٦٦	١٤١,٧	١١,٩

$$\text{النسبة الفائية فى} = \frac{٥٠٣,٩}{١٤١,٧} = ٣,٥٦$$

(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 إحصائياً عند مستوى أقل من ٠,٠١ إذ إن القيمة عند

$$٠,٠٥ = ٢,٢٦، و٠,٠١ = ٣,١٤.$$

جـ - في حالة الدلالة الإحصائية لقيمة النسبة الفائية ف لا بد أن نبحت في

الدلالة بين كل متوسطين من المتوسطات الثمانية، وذلك باستخدام الأداة

الإحصائية t (أو النسبة الحرجة).

لاحظ أن أكبر الفروق موجودة بين متوسط المجموعة د والمجموعة ز

(٨٥ - ٦١).

وأصغر الفروق موجود بين متوسط المجموعة ح والمجموعة ز (٦٢ - ٦١).

لاحظ أيضاً أنه في حساب النسبة الحرجة أو النسبة التائية يمكنك أن تحسب الخطأ

المعياري لأي متوسط من المتوسطات الثمانية كما يلي:

$$\text{الخطأ المعياري لأي متوسط} = \frac{11,9}{\sqrt{6}} = ٤,٨٦.$$

حيث ١١,٩ هو الانحراف المعياري الموضح في الجدول السابق، ويساوي الجذر

التربيعي للتباين داخل المجموعات (١٤١,٧)، كما أنه يمكن حساب الخطأ المعياري

للفرق بين أي متوسطين كما يلي:

الخطأ المعياري للفرق بين أي متوسطين

$$\begin{aligned} \text{الانحراف المعياري} &= \sqrt{\frac{1}{25} + \frac{1}{15}} \\ &= 11,9 \sqrt{\frac{1}{6} + \frac{1}{6}} = 6,87 \end{aligned}$$

وبالتالي يمكن حساب t لكل متوسطين، والكشف عنها في 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 إحصائياً

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 - 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 - وللسهولة سوف نحسب النسبة الفائية لهذا التوزيع.

ونستعيد الجدول على النحو التالى:

بعد التدريب	قبل التدريب	
٦٢	٥٠	١
٤٠	٤٢	٢
٦١	٥١	٣
٣٥	٢٦	٤
٣٠	٣٥	٥
٥٢	٤٢	٦
٦٨	٦٠	٧
٥١	٤١	٨
٨٤	٧٠	٩
٦٣	٥٥	١٠
٧٢	٦٢	١١
٥٠	٣٨	١٢

٦٦٨

٥٧٢

مجموع

ثم نقوم بالخطوات الآتية على النحو التالى:

$$١ - \text{ دليل التصحيح } D = \frac{2(1240) - (668 + 572)^2}{24} = 64.66, 67$$

(*) فى بعض الأحيان لا تظهر دلالة لقيمة (D) ولكن يمكن وجود دلالة للفرق بين أكبر متوسط وأصغر متوسط.

$$2 - \text{المجموع الكلى للمربعات} = 250 + 272 + \dots + 242 + 250 = 68902$$

$$68902 - 64.66, 67 = 4885, 33$$

$$3 - \text{مجموع المربعات بين المتوسطات} = \frac{2(668) + 2(572)}{12 \text{ (عدد الأفراد في كل مجموعة)}} = 384$$

$$4 - \text{مجموع المربعات بين الأفراد}$$

$$= \frac{2(50 + 38) + \dots + 2(40 + 42) + 2(62 + 50)}{2}$$

لاحظ أن $2(62 + 50)$ هي مربع مجموع درجتى الفرد الأول فى التطبيقين وهكذا...

$$68391 - 64.66, 67 = 4324, 33$$

$$5 - \text{مجموع مربعات التفاعل} = 4885, 33 - (4324, 33 + 384) = 177$$

ويقصد بالتفاعل كل ما يتبقى بعد استبعاد أثر الظروف التجريبية والفروق الفردية من المجموع الكلى للمربعات. وبدل 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.

6 - تحليل التباين (بناء على ما سبق).

الانحراف المعيارى	التباين	مجموع المربعات	درجات الطلاقة	مصدر التباين
	384	384	1	بين التطبيقات
	393, 12	4324, 33	11	بين الأفراد
			(1 - 12)	
4, 01	16, 09	177	11	التفاعل
			(1-2)(1-12)	

$$\text{النسبة الفائية للتطبيقات} = \frac{384}{16, 09} = 23, 87$$

$$\text{النسبة الفائية للأفراد} = \frac{393, 12}{16, 09} = 24, 43$$

وبالرجوع إلى جداول ف حيث درجات الطلاقة بالنسبة للتطبيقات هي ١ ، ١١ نجد أن قيمة ف هي 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 هي ١١ ، ١١ نجد أن قيمة ف هي 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 في حالة البحث عن دلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة.

أوميغا^٢ 2ω

وهذه أداة إحصائية لقياس مدى الترابط بين تباين متغير بتباين متغير آخر.

وقياس هذا الترابط يمكن أن يعتبر دليلا على نسبة التباين في متغير القياس (التابع) التي 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 التي تعود إلى متغير الجنس يمكن حسابها من المعادلة التالية وذلك بعد حساب \bar{c} (دلالة الفرق بين متوسطين) وكانت دالة إحصائية فإن:

$$\text{أوميغا}^2 = \frac{1 - \bar{c}^2}{1 - \bar{c} + \bar{c} + \bar{c}^2}$$

$$\text{فإذا كانت } \bar{c} = 4,88 \quad \bar{c} = 12 \quad \bar{c} = 12$$

$$\text{فإن } 2\omega = \frac{1 - (4,88)^2}{1 - 12 + 12 + (4,88)^2} = 0,49$$

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 أوميغا^٢ 2ω تحسب فى هذه الحالة من المعادلة التالية:

$$\frac{(1 - \text{ك})(1 - \text{ف})}{(1 - \text{ك}) + (1 - \text{ف}) \times \text{ن}} = (2) \omega$$

حيث ك ظروف التجريب ن عدد الأفراد فى مجموعة واحدة

فإذا كانت ك = ٤ ، ف = ٦,٣٨ ، ن = ٥

$$\text{فإن } \omega^2 = \frac{(1 - 6,38)(1 - 4)}{5 \times 4 + (1 - 6,38)(1 - 4)} = 0,45$$

وهذا يعنى أن ٤٥٪ من التباين الكلى للمتغير التابع يعود إلى ظروف التجريب (وهى أربعة).

يمكن الاسترشاد بالقيم التالية لمعرفة مدى تأثير تباين المتغير التابع بتباين المتغير المستقل :

(ذكرى الشربى 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 على جداً.

وبناء على هذا يمكن للباحث أن يعيد النظر فى متغيرات الدراسة حيث يكون من المحتمل أن تكون هناك مجموعة من المتغيرات الوسيطة أو المتداخلة التى لم يحسب لها الباحث حساباً عند تصميم دراسته ومن ثم يمكن أن يحذف أو يضيف أو يثبت بعض المتغيرات أو أن يستخدم فكرة المجموعة (الصفيرية Buffering) إذا كانت هناك مجموعة ضابطة ومجموعة تجريبية.

الارتباط فى مستوى الوحدات المتساوية :

سبق أن أشرنا إلى حساب معامل الارتباط عند الحديث عن خصائص الأرقام،

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^٢ ودلالاتها على الارتباط بين متغيرين عندما تكون هذه العلاقة غير خطية.

وفي 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 s من v ، v من s حيث إن s ، v متغيران يرتبطان بمقدار r من s . فإذا أردنا أن نستنتج قيمة v من s فإننا نطبق المعادلة التالية :

$$v = r \cdot s \cdot \frac{v}{s} \times \frac{v}{s}$$

حيث v هى درجة v الانحرافية أى الانحراف عن متوسط v .

s هى درجة s الانحرافية أى الانحراف عن متوسط s .

v الانحراف المعياري لتوزيع v

s الانحراف المعياري لتوزيع s

r معامل الارتباط بين المتغيرين s ، v .

ففى حالة دراسة العلاقة بين المتغير (s) والمتغير (v) فى عينة كبيرة من الأفراد

وجدت النتائج التالية :

$$136 = s$$

$$66 = v$$

$$r = 0,7$$

وعليه يمكن استنتاج قيمة v من s بتطبيق القانون السابق كما يلى :

$$v = 0,7 \times \frac{3}{15} s$$

$$= 0,14 s$$

وهذا يعنى أنه إذا تغيرت قيمة s بمقدار ± 1 (عن المتوسط) فإن v سوف تتغير

بمقدار $\pm 14, 0$ ، (عن المتوسط)، وعلى ذلك فإنه يمكن القول بأن الدرجة $137 (136 + 1)$ على المتغير S غالباً ما تقابل الدرجة $14, 66 (66 + 14, 0)$ على المتغير S . كما يمكن أيضاً استنتاج قيمة S من S بتطبيق القانون التالي :

$$S = r_{S.S} \times \frac{E_S}{E_S} \times S$$

$$\text{أي أن } S = 0,7 \times \frac{15}{3} \times S$$

$$= 3,5 S$$

وهذا يعني أنه إذا تغيرت قيمة S بمقدار ± 1 (عن المتوسط) فإن قيمة S سوف تتغير بمقدار $\pm 3,5$ عن المتوسط، أي أن الدرجة $67 (66 + 1)$ على المتغير S غالباً ما تقابل الدرجة $139,5 (136 + 3,5)$ على المتغير S . ونشير هنا إلى معامل (بيتا) Beta Coef والذي يمكن حسابه في حالة استنتاج S من S أو استنتاج S من S .

الانحراف المعياري للمتغير التابع (S)
 حيث معامل بيتا = معامل الارتباط بين S ، S × $\frac{\text{الانحراف المعياري للمتغير المستقل (ص)}}{\text{الانحراف المعياري للمتغير التابع (س)}}$
 وذلك في حالة استنتاج (S) أو التنبؤ بقيمة (S) وهو المتغير التابع من المتغير المستقل (S) أو المتغير المتنبأ منه.

$$\therefore \text{بيتا } \beta = r_{S.S} \times \frac{E_S}{E_S}$$

$r_{S.S}$ معامل الارتباط بين S ، S

E_S الانحراف المعياري للمتغير المتنبأ به Predicted (التابع).

E_S الانحراف المعياري للمتغير المتنبأ منه Predicted From (المستقل)

فلو أخذنا المثال السابق وحسبنا معامل (بيتا) في حالة التنبؤ $D(S)$ من S (ص)

$$\therefore \text{المعامل } = 0,7 \times \frac{15}{3} = 3,5$$

وإذا عدنا وحسبنا (بيتا) في حالة استنتاج S من S (س)

$$\therefore \text{المعامل} = \frac{3}{15} \times 0,7 = 0,14$$

لاحظ العلاقة بين كلا المعاملين (بيتا) ومعامل الارتباط، حيث :

$$r_{\text{س.س}} = \text{بيتا س.س} \times \text{بيتا ص.س}$$

$$\therefore (0,7) = 0,14 \times 3,5 = 0,49$$

دليل الكفاءة التنبؤية

عبارة عن النسبة المئوية لخفض الخطأ في القيمة التنبؤية للمتغير (ص) عند ارتباطه

بالمتغير (س) :

$$\text{حيث } d = 100 \sqrt{1 - r^2}$$

فإذا كان المتغير (ص) عبارة عن درجات اختبار في الذكاء العام والمتغير (س) عبارة عن

درجات التحصيل الأكاديمي، ومعامل الارتباط بينهما $r_{\text{س.ص}} = 0,6$

فإنه من المحتمل أن نستخدم درجات (ص) في التنبؤ بالنجاح في المتغير (س) :

التحصيل الأكاديمي.

$$\therefore d = 100 \sqrt{1 - (0,36 - 1)} = 20\%$$

أى أنه يمكن خفض الخطأ في القيمة التنبؤية لدرجات اختبار الذكاء العام بمقدار 20%

عندما ترتبط بدرجات التحصيل الأكاديمي بمقدار 0,6

أما إذا كان معامل الارتباط 0,8

$$\text{فإن } d = 100 \sqrt{1 - (0,64 - 1)} = 40\%$$

وعليه فإن قيمة (د) تزيد مع زيادة معامل الارتباط بين المتغيرين.

أنواع أخرى من معاملات الارتباط:

١- معامل الارتباط ثنائي التسلسل Biserial :

عند معالجتنا الإحصائية لمقاييس من مقاييس الوحدات المتساوية نواجه في كثير من

الاحيان بمواقف تستدعي أن نبحث في العلاقة بين هذا النوع من المقاييس، ومقياس آخر

يمكن أن تصنف وحداته في صنفين، مثل إيجاد العلاقة بين درجات اختبار في الذكاء

(كمقياس من مقاييس الوحدات المتساوية)، ودرجات اختبار في التكيف الاجتماعي

(حيث يمكن أن تصنف المجموعة إلى متكيفين اجتماعياً وغير متكيفين). ومع ملاحظة

أنه إذا أمكن أن نفترض أن «التكيف الاجتماعي» 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 .

ولناخذ المثال التالى لتوضيح استخدام هذا المعامل :

لنفترض أننا طبقنا اختبارا فى القدرة الميكانيكية على مجموعة مكونة من ١٤٥ طالبا جامعيًا، 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 :

$$\text{معامل الارتباط ثنائى التسلسل} = \frac{r_{12} - r_{13} - r_{23}}{r_{12} \times r_{13} \times r_{23}}$$

حيث r_{12} متوسط المجموعة ذات التدريب السابق .

r_{23} متوسط المجموعة الأخرى .

r_{13} الانحراف المعياري للمجموعة الكلية .

r_{12} نسبة المجموعة المدربة إلى المجموعة الكلية .

r_{23} نسبة المجموعة الأخرى إلى المجموعة الكلية .

$r_{12} \times r_{13} \times r_{23}$ ارتفاع المنحنى الاعتدالى حيث تنقسم المجموعة الكلية إلى r_{12} ، r_{23} (يحصل عليها من الجدول) .

ونجهز البيانات كما يلى :

متوسط المجموعة الكلية (١٤٥ طالبا) = ٧١,٣٥

الانحراف المعياري للمجموعة الكلية = ٨,٨ ع

متوسط المجموعة المدربة (٢١ طالبا) = ٧٧ م

متوسط المجموعة الأخرى (١٢٤ طالبا) = ٧٠,٣٩ م

نسبة المجموعة الأولى إلى المجموع الكلى = $\frac{21}{145} = 0,145$. (النسبة المئوية ١٤,٥ %)

نسبة المجموعة الثانية إلى المجموع الكلى = $\frac{124}{145} = 0,855$. (النسبة المئوية ٨٥,٥ %)

$r_{12} \times r_{13} \times r_{23} = 0,228$

حيث تم الحصول عليها من الجدول (ب) بعد تصور المنحنى الاعتدالي حيث
 ٥٠٪ تمثل نصف المساحة الأعلى، وعليه نطرح ٥٠ - ١٤,٥ = ٣٥,٥ أى بطرح
 النسبة الأعلى (من المتوسط) - نسبة المدرين. وبناء على الناتج (٣٥,٥) نبحت فى
 الجدول لإيجاد ارتفاع المنحنى.

فى هذه الحالة نأخذ القيمة المتوسطة للقيمة المقابلة للنسبة ٣٥,٥، والقيمة المقابلة
 للنسبة ٣٦,٥.

$$\text{أى) } (٠,٢٢٨ = \frac{٠,٢٢٣ + ٠,٢٣٣}{٢}$$

$$\therefore \text{معامل الارتباط المطلوب} = \frac{٧٠,٣٩ - ٧٧}{٨,٨} \times \frac{٠,٨٥٥ \times ٠,١٤٥}{٠,٢٢٨} = ٠,٤١$$

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

$$\text{معامل الارتباط} = \frac{م - ١}{ع} \times \frac{ن - ١}{ي}$$

حيث م متوسط المجموعة الكلية = ٧١,٣٥، م متوسط المجموعة المدربة =

٧٧.

وبتطبيق القانون:

$$\therefore \text{معامل الارتباط} = \frac{٧١,٣٥ - ٧٧}{٨,٨} \times \frac{٠,١٤٥}{٠,٢٢٨} = ٠,٤١$$

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 الثنائى هو
 ثنائى حقيقى وقطعى مثل (نعم) أو (لا)، (١)، (٢) و(صح)، (خطأ) بحيث لا يمكن
 افتراض التوزيع الاعتدالى.

ولنأخذ المثال التالى:

لفترض 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 الاعتنالى 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 % - النسبة المئوية المدرجة)

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 الثاني متغير ثنائي حقيقي أو قطعي (صفر أو ١) أى لا يقبل افتراض التوزيع الاعتدالي؛ فإنه لحساب معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص.

وذلك بتطبيق القانون:

$$\text{معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص} = \frac{r_{12} - r_1 r_2}{\sqrt{p_1 \times p_2}}$$

حيث r_1 متوسط درجات الاختبار ككل للمجموعة الأولى (الناجحين فى السؤال رقم ٢٠).

r_2 متوسط درجات الاختبار ككل للمجموعة الثانية (غير الناجحين فى السؤال رقم ٢٠).

c الانحراف المعياري لدرجات المجموعة الكلية على الاختبار ككل.

n_1 نسبة الناجحين من السؤال رقم ٢٠ إلى العدد الكلى للأفراد.

n_2 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 في السؤال رقم ٢٠ (الحاصلين على ١) = ٩ (مجموعة ١).
عدد غير الناجحين في السؤال رقم ٢٠ (الحاصلين على صفر) = ٦ (مجموعة ٢).

$$١٢, ٣٣ = \frac{٢٠١}{٩} = (\text{متوسط المجموعة ١})$$

$$٢٠, ٣٣ = \frac{١٢٢}{٦} = (\text{متوسط المجموعة ٢})$$

$$١, ٨٢ = ١٤$$

$$٠, ٤ = \frac{٦}{١٥} = ٢ \text{ ن} \quad ٠, ٦ = \frac{٩}{١٥} = ١ \text{ ن}$$

وبتطبيق القانون :

$$\therefore \text{معامل الارتباط المطلوب} = \frac{٢٠, ٣٣ - ٢٢, ٣٣}{١, ٨٢} \times \sqrt{٠, ٤ \times ٠, ٦} = ٠, ٥٤$$

وهذا يوضح أن هناك علاقة قوية إلى حد واضح بين السؤال رقم ٢٠ والاختبار ككل.
يمكن أيضاً استخدام هذه الصيغة :

$$= \frac{٢٤ - ١٤}{٤} \times \sqrt{\frac{٢ \text{ ن} \times ١ \text{ ن}}{\text{ن} (١ - \text{ن})}}$$

حيث ن = عدد الإجابات الصحيحة

٢ ن = عدد الإجابات الخاطئة

$$\text{ن} = ١ \text{ ن} + ٢ \text{ ن}$$

٣- معامل الارتباط الجزئي :

في كثير من الأحيان ترتبط ظاهرتان ارتباطاً موجباً، ولا يكون هناك تعليل لهذا الارتباط سوى وجود ظاهرة ثالثة تربط بينهما.

فمعامل الارتباط بين الطول ودرجات الذكاء مثلاً في 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 الجزئي، ويمكن استخدام القانون التالي :

$$= \frac{٣٢٢٣١٠ - ٢١٠}{\sqrt{٣٢٢٣١٠^2 - ١} \sqrt{٣١٠^2 - ١}} = ٣٠٢١٠$$

حيث ٣٠٢١٠ هو معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٢ في حالة ثبات المتغير ٣.

٢١٠ معامل الارتباط بين المتغير ١ والمتغير ٢.

٣٢٢٣١٠ معامل الارتباط بين المتغير ٢ والمتغير ٣.

وبالمثل فإن

$$\frac{22 \cdot 21 - 31}{\sqrt{22^2 - 1} \sqrt{21^2 - 1}} = 2 \cdot 31$$

حيث 31 . 2 معامل الارتباط بين المتغير 1 والمتغير 3 في حالة ثبات المتغير 2.

$$\text{أو } \frac{31 \cdot 21 - 3 \cdot 22}{\sqrt{31^2 - 1} \sqrt{21^2 - 1}} = 1 \cdot 22$$

حيث 22 . 1 معامل الارتباط بين المتغير 2 والمتغير 3 في حالة ثبات المتغير 1.

ولنأخذ المثال التالي:

المتغير الأول (1) التفوق الدراسي.

المتغير الثاني (2) الذكاء العام.

المتغير الثالث (3) عدد ساعات الاستذكار في الأسبوع.

$$21 = 0,6 \quad 31 = 0,32 \quad 32 = 0,35$$

وعليه فإن الارتباط بين التفوق الدراسي والذكاء في حالة ثبات عدد ساعات

الاستذكار:

$$0,8 = \frac{0,35 - x \cdot 0,32 - 0,6}{\sqrt{2(0,35) - 1} \sqrt{2(0,32) - 1}} = 2 \cdot 21$$

ومعامل الارتباط بين التفوق الدراسي (1) وعدد ساعات الاستذكار (3) في حالة

ثبات درجة الذكاء العام:

$$0,71 = \frac{0,35 - x \cdot 0,6 - 0,32}{\sqrt{2(0,35) - 1} \sqrt{2(0,6) - 1}} = 2 \cdot 31$$

وبالمثل فإن معامل الارتباط بين الذكاء العام وعدد ساعات الاستذكار في حالة نبات التفوق الدراسي يساوى.

$$0,72 = \frac{0,32 \times 0,6 - 0,35}{\sqrt{(0,32)^2 - 1} \sqrt{(0,6)^2 - 1}} = 1,32$$

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 التالي لحساب العلاقة بين هذا المتغير التابع وهذه المتغيرات المستقلة:

$$\frac{r_{0.1}r_{0.2}r_{0.12} - r_{0.1}^2r_{0.2} + r_{0.1}^2r_{0.12}}{r_{0.2}^2 - 1} = r_{0.1}$$

حيث $r_{0.1}$ هو معامل الارتباط بين المتغير (١) وبين المتغيرين المستقلين (٢, ٣) معا، $r_{0.1}$ بين (٢, ١)، $r_{0.2}$ بين (٣, ٢)، $r_{0.1}$ بين (٣, ١).
والحقيقة أن حساب معاملات الارتباط الجزئية تؤدي إلى الانحدار المتعدد وحساب معامل الارتباط المتعدد والتنبؤ.

معامل الارتباط القانوني Canonical

يستخدم هذا المعامل في إيجاد العلاقة بين مجموعتين من المتغيرات (س، ص) بحيث تكون المجموعة الأولى «(س)» هي مجموعة تنبؤية بالنسبة للمجموعة الثانية (ص).
فعلى سبيل المثال يمكن أن نعتبر مجموعة سمات الشخصية أو خصائص الشخصية هي مجموعة تنبؤية بالنسبة لمجموعة أنماط السلوك التي تصدر عن الفرد في مواقف معينة.
ويحسب هذا المعامل عن طريق إيجاد الجذر التربيعي لنسبة مجموع المربعات بين المتغيرات إلى المجموع الكلي للمربعات.
ولنأخذ المثال التالي:

مجموعة أنماط السلوك (ص)

مجموعة سمات الشخص (س)

السيطرة	المسئولية	التعاون	الصورة	التنظيم	الانضباط	المرح	الافتناع
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

$$\text{الخطوة الأولى: حساب معامل التصحيح} = \frac{\sum (177)^2}{32} = 979$$

$$\text{الخطوة الثانية: حساب المجموع الكلي للمربعات} = 1198 - 979 = 219$$

$$\text{الخطوة الثالثة: حساب مج المربعات من المتغيرات} = 1038 - 979 = 59$$

$$\text{الخطوة الرابعة: معامل الارتباط القانوني} = \sqrt{\frac{59}{219}} = 0,52$$

$$17 + 22 + 13 + 23 + 24 + 24 + 21 + 33 = 177$$

$$32 = \text{عدد الدرجات في المجموعات الثمانية (} 8 \times 4 \text{)}$$

$$22 + 25 + \dots + 11 + 27 + 25 = 1198$$

$$217 + 222 + \dots + 224 + 221 + 233 = 1038$$

مقياس النسبة Ratio Scale:

وهذا النوع من المقاييس لا يستخدم حقيقة في العلوم السلوكية، نظراً لأن له صفراً مطلقاً (حقيقياً) وليس صفراً نسبياً كما سبق أن أوضحنا في مستوى الوحدات المتساوي من القياس. والصفير الحقيقي أو المطلق يعني أنعدام الظاهرة نهائياً، وهذا أمر لا يمكن التسليم به في قياس الظواهر السلوكية عامة، والنفسية على وجه الخصوص. ويستخدم هذا المستوى من القياس في العلوم الطبيعية مثل قياس الأطوال والأوزان، وغير ذلك من المتغيرات التي يمكن التسليم بانعدام وجودها عند نقطة ما.

ويمكن بهذا المستوى من القياس أن نحدد النسبة بين أي درجتين أو مقياسين بدقة تامة، إذ إن الوحدات متساوية تساويًا حقيقياً.

جدول ت للكشف عن الدلالة الإحصائية

قيمة ت عند مستوى الدلالة			درجات الطلاق	قيمة ت عند مستوى الدلالة			درجات الطلاق
٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥		٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	
٢,٨٠	٢,٤٩	٢,٠٦	٢٤	٦٣,٦٦	٣١,٨٢	١٢,٧١	١
٢,٧٩	٢,٤٨	٢,٠٦	٢٥	٩,٩٢	٦,٩٦	٤,٣٠	٢
٢,٧٨	٢,٤٨	٢,٠٦	٢٦	٥,٨٤	٤,٥٤	٣,١٨	٣
٢,٧٧	٢,٤٧	٢,٠٥	٢٧	٤,٦٠	٣,٧٥	٢,٧٨	٤
٢,٧٦	٢,٤٧	٢,٠٥	٢٨	٤,٠٣	٣,٣٦	٢,٥٧	٥
٢,٧٦	٢,٤٦	٢,٠٤	٢٩	٣,٧١	٣,١٤	٢,٤٥	٦
٢,٧٥	٢,٤٦	٢,٠٤	٣٠	٣,٥٠	٣,٠٠	٢,٣٦	٧
٢,٧٢	٢,٤٤	٢,٠٢	٣٥	٣,٣٦	٢,٩٠	٢,٣١	٨
٢,٧١	٢,٤٢	٢,٠٢	٤٠	٣,٢٥	٢,٨٢	٢,٢٦	٩
٢,٦٩	٢,٤١	٢,٠٢	٤٥	٣,١٧	٢,٧٦	٢,٢٣	١٠
٢,٦٨	٢,٤٠	٢,٠١	٥٠	٣,١١	٢,٧٤	٢,٢٠	١١
٢,٦٦	٢,٣٩	٢,٠٠	٦٠	٣,٠٦	٢,٦٨	٢,١٨	١٢
٢,٦٤	٢,٣٨	٢,٠٠	٧٠	٣,٠١	٢,٦٥	٢,١٦	١٣
٢,٦٤	٢,٣٨	١,٩٩	٨٠	٢,٩٨	٢,٦٢	٢,١٤	١٤
٢,٦٣	٢,٣٧	١,٩٩	٩٠	٢,٩٥	٢,٦٠	٢,١٣	١٥
٢,٦٣	٢,٣٦	١,٩٨	١٠٠	٢,٩٢	٢,٥٨	٢,١٢	١٦
٢,٦٢	٢,٣٦	١,٩٨	١٢٥	٢,٩٠	٢,٥٧	٢,١١	١٧
٢,٦٠	٢,٣٥	١,٩٧	٢٠٠	٢,٨٨	٢,٥٥	٢,١٠	١٨
٢,٥٩	٢,٣٤	١,٩٧	٣٠٠	٢,٨٦	٢,٥٤	٢,٠٩	١٩
٢,٥٩	٢,٣٤	١,٩٧	٤٠٠	٢,٨٤	٢,٥٣	٢,٠٩	٢٠
٢,٥٩	٢,٣٣	١,٩٦	٥٠٠	٢,٨٣	٢,٥٢	٢,٠٨	٢١
٢,٥٨	٢,٣٣	١,٩٦	١٠٠٠	٢,٨٢	٢,٥١	٢,٠٧	٢٢
٢,٥٨	٢,٣٣	١,٩٦	α	٢,٨١	٢,٥٠	٢,٠٧	٢٣

ملحوظة: لأن تكون نتيجة ت ذات دلالة إحصائية لابد أن تكون مساوية للقيمة

المسجلة في الجدول وأكبر منها .

جدول تحويل معامك ارتباط بيرسون
إلى معامك فيشر Z (المعامك اللوغاريتمي) ز

ز	ر	ز	ر	ز	ر	ز	ر
١,٥٠	,٩٠٥	,٨٥	,٦٩	,٥١	,٤٧	,٢٦	,٢٥
١,٥٣	,٩١٠	,٨٧	,٧٠	,٥٢	,٤٨	,٢٧	,٢٦
١,٥٦	,٩١٥	,٨٩	,٧١	,٥٤	,٤٩	,٢٨	,٢٧
١,٥٩	,٩٢٠	,٩١	,٧٢	,٥٥	,٥٠	,٢٩	,٢٨
١,٦٢	,٩٢٥	,٩٣	,٧٣	,٥٦	,٥١	,٣٠	,٢٩
١,٦٦	,٩٣٠	,٩٥	,٧٤	,٥٨	,٥٢	,٣١	,٣٠
١,٧٠	,٩٣٥	,٩٧	,٧٥	,٥٩	,٥٣	,٣٢	,٣١
١,٧٤	,٩٤٠	١,٠٠	,٧٦	,٦٠	,٥٤	,٣٣	,٣٢
١,٧٨	,٩٤٥	١,٠٢	,٧٧	,٦٢	,٥٥	,٣٤	,٣٣
١,٨٣	,٩٥٠	١,٠٥	,٧٨	,٦٣	,٥٦	,٣٥	,٣٤
١,٨٩	,٩٥٥	١,٠٧	,٧٩	,٦٥	,٥٧	,٣٧	,٣٥
١,٩٥	,٩٦٠	١,١٠	,٨٠	,٦٦	,٥٨	,٣٨	,٣٦
٢,٠١	,٩٦٥	١,١٣	,٨١	,٦٨	,٥٩	,٣٩	,٣٧
٢,٠٩	,٩٧٠	١,١٦	,٨٢	,٦٩	,٦٠	,٤٠	,٣٨
٢,١٨	,٩٧٥	١,١٩	,٨٣	,٧١	,٦١	,٤١	,٣٩
٢,٣٠	,٩٨٠	١,٢٢	,٨٤	,٧٣	,٦٢	,٤٢	,٤٠
٢,٤٤	,٩٨٥	١,٢٦	,٨٥	,٧٤	,٦٣	,٤٤	,٤١
٢,٦٥	,٩٩٠	١,٢٩	,٨٦	,٧٦	,٦٤	,٤٥	,٤٢
٢,٩٩	,٩٩٥	١,٣٣	,٨٧	,٧٨	,٦٥	,٤٦	,٤٣
		١,٣٨	,٨٨	,٧٩	,٦٦	,٤٧	,٤٤
		١,٤٢	,٨٩	,٨١	,٦٧	,٤٨	,٤٥
		١,٤٧	,٩٠	,٨٣	,٦٨	,٥٠	,٤٦

* في حالة ما تكون قيمة ر أقل من ٢٥ . يمكن اعتبارها مساوية لمعامك فيشر دون الحاجة إلى جداول التحويل

جداول الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط ()

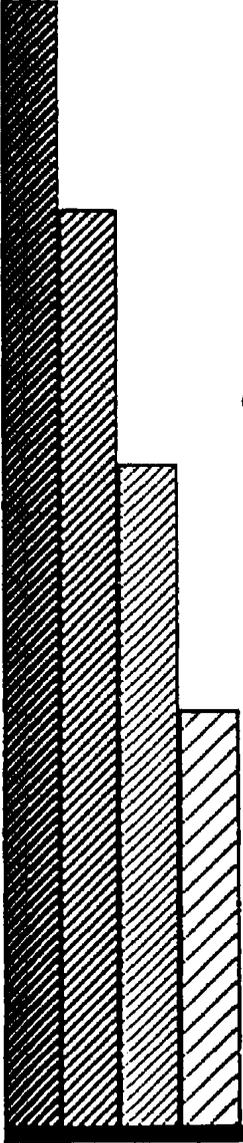
قيمة ر عند مستوى الدلالة		درجات الطلاق ٢-٠	قيمة ر عند مستوى الدلالة		درجات الطلاق ٢-٠
٠,٠١	٠,٠٥		٠,٠١	٠,٠٥	
٠,٤٩٦	٠,٣٨٨	٢٤	١,٠٠٠	٠,٩٧٧	١
٠,٤٨٧	٠,٣٨١	٢٥	٠,٩٩٠	٠,٩٥٠	٢
٠,٤٧٨	٠,٣٧٤	٢٦	٠,٩٥٩	٠,٨٧٨	٣
٠,٤٧٠	٠,٣٦٧	٢٧	٠,٩١٧	٠,٨١١	٤
٠,٤٦٣	٠,٣٦١	٢٨	٠,٨٧٤	٠,٧٥٤	٥
٠,٤٥٦	٠,٣٥٥	٢٩	٠,٨٣٤	٠,٧٠٧	٦
٠,٤٤٩	٠,٣٤٩	٣٠	٠,٧٩٨	٠,٦٦٦	٧
٠,٤٤١	٠,٣٤٥	٣٥	٠,٧٦٥	٠,٦٣٢	٨
٠,٤٣٣	٠,٣٠٤	٤٠	٠,٧٣٥	٠,٦٠٢	٩
٠,٤٢٧	٠,٢٨٨	٤٥	٠,٧٠٨	٠,٥٧٦	١٠
٠,٤٢٠	٠,٢٧٣	٥٠	٠,٦٨٤	٠,٥٥٣	١١
٠,٤١٥	٠,٢٥٠	٦٠	٠,٦٦١	٠,٥٣٢	١٢
٠,٤٠٩	٠,٢٣٢	٧٠	٠,٦٤١	٠,٥١٤	١٣
٠,٤٠٣	٠,٢١٧	٨٠	٠,٦٢٣	٠,٤٩٧	١٤
٠,٣٩٧	٠,٢٠٥	٩٠	٠,٦٠٦	٠,٤٨٢	١٥
٠,٣٩١	٠,١٩٥	١٠٠	٠,٥٩٠	٠,٤٦٨	١٦
٠,٣٨٥	٠,١٧٤	١٢٥	٠,٥٧٥	٠,٤٥٦	١٧
٠,٣٧٩	٠,١٥٩	١٥٠	٠,٥٦١	٠,٤٤٤	١٨
٠,٣٧٣	٠,١٣٨	٢٠٠	٠,٥٤٩	٠,٤٣٣	١٩
٠,٣٦٧	٠,١١٣	٣٠٠	٠,٥٣٧	٠,٤٢٣	٢٠
٠,٣٦١	٠,٠٩٨	٤٠٠	٠,٥٢٦	٠,٤١٣	٢١
٠,٣٥٥	٠,٠٨٨	٥٠٠	٠,٥١٥	٠,٤٠٤	٢٢
٠,٣٤٩	٠,٠٦٢	١٠٠٠	٠,٥٠٥	٠,٣٩٦	٢٣

المراجع

- ١ - أنور الشرقاوى وآخرون: اتجاهات معاصرة فى القياس والتقويم النفسى والتربوى . ١٩٩٦ .
- ٢ - أنور الشرقاوى: علم النفس المعرفى المعاصر ١٩٩٢ .
- ٣ - رمزية الغريب: التقويم والقياس النفسى والتربوى - مكتبة الانجلو المصرية ١٩٩٦ .
- ٤ - صفوت فرج: القياس النفسى ١٩٩٢ .
- ٥ - فؤاد البهى السيد: الإحصاء وقياس العقل البشرى - 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 في 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 الأسمى 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 سؤالاً، أو عشرين بنوداً إذ إن (العينة) الثانية أصدق تمثيلاً (للمجتمع الأسمى) من العينة الأولى.

وأداة القياس فى علم النفس كذلك يجب أن تبنى بطريقة علمية موضوعية وتحلل نتائجها وتعالج بطريقة علمية موضوعية أيضاً (٢) فعلى سبيل المثال لا يمكن أن نأخذ فى اعتبارنا الانطباع الذى تحدته 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 التي يمثلها ذلك السؤال أو البند. وبناء على ذلك فإن الأدوات التي سوف نتحدث عنها هي الاختبارات والاستفتاءات وما يمكن أن يشتق منهما.

ونعود مرة أخرى لنصنف الاختبارات النفسية على النحو التالي:

- اختبارات فردية، وهي الاختبارات التي تستخدم بصورة فردية حيث يتم تطبيقها عادة في 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 في بعض المواقف، والقيام بتسجيل هذه الملاحظة وتقييم هذا الأداء، ومن أمثلة الاختبارات الفردية اختبار بينيه في قياس الذكاء.

- اختبارات جماعية، وهي الاختبارات التي يمكن تطبيقها على مجموعة من الأفراد دفعة واحدة دون الحاجة إلى جلسة خاصة في مقابلة شخصية، وعلى ذلك فإن من المتوقع أن تكون تعليمات هذا النوع من الاختبارات بسيطة وواضحة، كما أن أداء الأفراد ليس من الداعي ملاحظته أو تقييمه أثناء تأدية الاختبار، بل يتم تقييم الأداء بعد الانتهاء من الاختبار ككل. ومن أمثلة الاختبارات الجماعية اختبارات التحصيل المدرسي، واختبار الذكاء العالي (السيد محمد خيرى)، واختبار الذكاء الجامعي للمؤلف.

- اختبارات الأداء **Performance**، وهي الاختبارات التي تتطلب القيام بعمل ما، أو أداء محدد لحل مشكلة معينة، وذلك مثل اختبارات الأداء في القدرة الميكانيكية ومعالجة الأشكال الهندسية - اختبارات بناء المكعبات أو الإزاحة - أو اختبارات القدرة الموسيقية، واختبارات التوافق الحركي وغير ذلك.

- اختبارات القلم والورقة **Paper & Pencil**، وهي الاختبارات التي لا يستدعى تنفيذها القيام بعمل يدوي، ولكنها تحتاج لتسجيل الاستجابات في صحيفة الإجابة، أو الاختبار باستخدام القلم بمعنى الإشارة إلى أو كتابة الإجابة الصحيحة.

والأمثلة على هذا النوع من الاختبارات كثيرة.

- الاختبارات اللفظية **Verbal**، وهي الاختبارات التي تعتمد على استخدام الرمز اللفظي سواء كان الحرف (اللغة) أو الرقم (الرياضيات).

- الاختبارات غير اللفظية **Nonverbal**، وهي الاختبارات التي تعتمد في تكوينها على الصور والأشكال، وتستخدم خاصة في حالات غير القادرين على القراءة.

ومن أمثلة هذه الاختبارات تلك التي تعتمد على الأشكال الهندسية أو الصور الناقصة أو الصور المختلفة وغير ذلك .

- اختبارات السرعة **Speed Tests**، وهي الاختبارات التي يكون المطلوب فيها معرفة أكبر عدد ممكن من الإجابات الصحيحة في زمن معين .

- اختبارات القوة **Power Tests**، وهي الاختبارات التي تهتم بقياس القدرة بغض النظر عن الزمن .

كما يمكن أيضا أن نضيف 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 $\sqrt{}$ أو \times ، ١ ، ٢ وهكذا) بمعنى ثنائية الإجابة، وتسمى الاختيار البسيط .

- استفتاء عديد الاختيار **Multiple Choice**، وهذا النوع من الاستفتاءات تكون الاستجابة لوحده عبارة عن اختيار واحد من عدة احتمالات (ثلاثة فأكثر)، ويعتبر هذا النوع من الاستفتاءات كثير الاستخدام سواء في ميادين القياس التحصيلي أو الشخصي أو غير ذلك .

- استفتاء قهري الاختيار **Forced Choice**، وهذا النوع أكثر دقة من النوعين السابقين، ويستخدم بالذات في ميدان قياس الشخصية، ووحداته عبارة عن مجموعة من مشيرات تفاضلية حيث يطلب من المفحوص اختيار الاستجابة بعد مقارنتها باستجابة أخرى، وهذا ما يسمى بأسلوب القهر في الاختيار .

أداة القياس الجيدة:

سوف نتعرض في إيجاز - يليه التفصيل - للشروط التي يجب أن تتوافر في أداة القياس حتى تكون جيدة ومناسبة للغرض الذي وجدت من أجله .

(١) سبق أن أشرنا في 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 .

وبما هو معروف أن العينة العريضة الجيدة التكوين هي الأصدق تمثيلا للمجتمع الأصلي، ولذلك فإن من الشروط الأساسية لأداة القياس أن تكون شاملة ممثلة لجميع مكونات القدرة أو الخاصية المطلوب قياسها . فإذا كان عندنا اختبار في 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 (معاني الكلمات) يتكون في معظمه من مفردات وكلمات ذات صلة بالعلوم الطبية أو الطبيعية، فإن هذا الاختبار لن يكون ممثلاً أبداً للحصيلة اللغوية ومفرداتها عند مجموعة مكونة تكويناً عشوائياً.

(٢) كما سبق أن أشرنا أيضاً عند الحديث عن أداة القياس قلنا: إنها - أي الأداة - يجب أن تبنى وتحلل بطريقة علمية موضوعية. وهذا يعني عدم تدخل العوامل الذاتية في 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، أي رصدت درجات الفرد أو المجموعة فإنها ستظل كما هي بغض النظر عن من قام بتطبيق هذه الأداة - ولذلك فإن موضوعية أداة القياس شرط آخر من الشروط التي يجب أن تتوافر في الأداة لتحقيق الغرض من بنائها واستخدامها.

ويمكن أن تكون الموضوعية أيضاً بمعنى اتصال الأداة بموضوع القياس فقط اتصالاً 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 بعداً ثالثاً في موضوع الشروط التي يجب أن تتوافر في أداة القياس، وهو يختص بمدى الوثوق بالدرجات التي نحصل عليها من تطبيق الأداة (الاختبار أو الاستفتاء) بمعنى أن هذه الدرجات أو النتائج يجب ألا تتأثر بالعوامل التي تعود إلى أخطاء الصدفة، بمعنى أنه إذا طبق اختبار في الذكاء مثلاً على طفل في أول أيام الأسبوع، وتحدد معامل ذكائه على أنه ١٢٠، وفي آخر الأسبوع عندما طبق هذا الاختبار على نفس الطفل تحدد معامل ذكائه على أنه ٩٠. ففي هذه الحالة لا نثق في نتائج هذا الاختبار. والثقة في نتائج الاختبار تسمى ثبات درجة الاختبار وهذا هو الشرط الثالث من شروط أداة القياس الجيدة.

ومعنى الثبات في صورة مختصرة هو ضمان الحصول على نفس النتائج تقريباً إذا أعيد تطبيق الاختبار على نفس المجموعة من الأفراد، وهذا يعني قلة تأثير عوامل الصدفة أو العشوائية على نتائج الاختبار، ومن هذا يمكن أن نستنتج العلاقة القوية بين وحدات الاختبار والأداء الحقيقي للفرد - 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 الضواحي. 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 - كما سبق أن أشرنا إلى ذلك - 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 r_{tt} أى معامل الارتباط بين الاختبار ونفسه.

٢ - بناء على المفهوم السابق فإن ثبات الاختبار يعنى أيضا دلالة الاختبار على الأداء الفعلى أو الأداء الحقيقى للفرد - 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

$$(١) \quad د ك = د ح + د خ$$

أى أن الدرجة الكلية = الدرجة الحقيقية + درجة الخطأ.

ويمكن أن نقول أيضا: إن

$$(٢) \quad د ك = د ح + د خ$$

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:

$$(٣) \quad د ك^٢ = د ح^٢ + د خ^٢ + ٢ د ح د خ$$

وبالقسمة على $د ح$ نحصل على:

$$(٤) \quad د ك^٢ = د ح^٢ + د خ^٢ + ٢ د ح د خ$$

التباين الكلى = التباين الحقيقى + تباين الخطأ + ٢ معامل الارتباط بين الحقيقى والخطأ. . . . ومن المسلمات الأساسية أن معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية ودرجات الخطأ = صفر، وبالتالي يصبح الحد الأخير من المعادلة = صفر.

(٥) ∴ التباين الكلى = التباين الحقيقى + تباين الخطأ

∴ يمكن أن نعود ونقول: إن معنى دلالة ثبات الاختبار على الأداء الحقيقى إنما هو الدلالة على التباين الحقيقى والارتباط به. ومن هذا يمكن أن نقول: إن معامل ثبات درجات الاختبار تساوى النسبة بين التباين الحقيقى إلى التباين العام أى أن:

$$\text{معامل الثبات} = \frac{\text{التباين الحقيقى}}{\text{التباين العام}} = \frac{\sigma^2_c}{\sigma^2_k}$$

ولنوضح ذلك بمثال مبسط:

عندما تذهب إلى السوق لتشتري صندوقاً من البرتقال من بائع معين، فإن وزن الصندوق ليس هو وزن ما تأكله من البرتقال فقط، ولكنه يشمل أيضاً قشر البرتقال والورق الذى يغلف البرتقال، والمادة المصنوع منها الصندوق.

وهذا ما يقابل التباين الكلى أو التباين العام (الوزن الكلى للصندوق)، أما وزن قشر البرتقال والورق المغلف للبرتقال والمادة المصنوع منها الصندوق - وهذا ما سوف نتخلص منه، وهو يختلف أيضاً من صندوق إلى آخر - فهو يقابل تباين الخطأ، أما وزن ما سوف تأكله من البرتقال فهو يقابل التباين الحقيقى.

وعليه فإنه كلما زادت نسبة وزن ما سوف تأكله من برتقال إلى نسبة وزن الصندوق ككل كنت مقتنعا تماماً بما دفعته من ثمن فى هذا الصندوق والعكس صحيح.

وبالمثل فإن درجات الاختبار التى ترتفع فيها نسبة المكون الحقيقى للتباين العام تكون أكثر ثباتاً من تلك الدرجات التى تقل فيها هذه النسبة.

وللتلخيص فإننا نقول: إن درجات الاختبار تعتبر ثابتة إذا ارتفعت نسبة المكون

$$\text{الحقيقى فى التباين العام لهذه الدرجات أى أن } \frac{\sigma^2_c}{\sigma^2_k} \text{ تكون أعلى ما يمكن بينما } \frac{\sigma^2_g}{\sigma^2_k} \text{ تكون أقل ما يمكن.}$$

٣ - أن تكون هناك علاقة قانونية بين وحدات الاختبار 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 هي المفاهيم الثلاثة الأساسية لثبات درجات الاختبار وهي:

- ١ - أن نحصل على نفس النتائج تقريبا عند إعادة التطبيق.
 - ٢ - أن يكون التباين الحقيقي أكبر ما يمكن بالنسبة للتباين العام، أو تباين الخطأ أقل ما يمكن.
 - ٣ - وجود العلاقة القانونية بين وحدات الاختبار.
- نتقل الآن إلى طرق تعيين معامل ثبات الاختبار:

١ - طريقة إعادة التطبيق Test - Retest Method.

تعتبر هذه الطريقة من أبسط الطرق وأسهلها في تعيين معامل ثبات الاختبار، وتتلخص هذه الطريقة في 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 التي تفصل التطبيقين قصيرة تدخلت عوامل الذاكرة والتعلم والتدريب في التأثير على نتائج التطبيق التالي، ومن ثم تتغير النتائج ويحصل أفراد المجموعة على درجات أعلى بوضوح من تلك التي حصلوا عليها في التطبيق الأول.

وإذا كانت الفترة الزمنية بين التطبيقين طويلة أدى ذلك إلى تغير المجموعة في نواحي كثيرة، وربما كان هذا التغير سلبا بحيث يحصل الأفراد في التطبيق الثاني على درجات أقل بوضوح من تلك التي حصلوا عليها في التطبيق الأول. فعلى سبيل المثال لو كان الاختبار المطلوب تعيين ثباته هو اختبار في 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 الثاني سوف يعطى نتائج ربما كانت أقل من نتائج التطبيق الأول. أما إذا قام المفحوصون بالتدريب فإن ذلك سوف يؤدي إلى العكس.

وعلى العموم فإن طريقة إعادة التطبيق لتعيين معامل ثبات الاختبارات التحصيلية، أو حتى اختبارات القدرات العقلية تحتاج إلى حذر وحيطة، وبالذات في تقدير الفترة الزمنية بين التطبيقين، وهذا التقدير يعتمد في غالبه على نوعية الاختبار والقدرة التي يقيسها.

بقى أن نقول: إن حساب معامل الارتباط بين التطبيقين يمكن أن يتم بطريقة بيرسون ثم يكشف عن دلالة الإحصائية في الجداول الخاصة بمعاملات الارتباط.

٢- 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 في الصورتين، ودرجة سهولة وصعوبة كل بند من البنود الواردة فيهما. بمعنى أن السؤال الأول في الصورة الأولى يتكافأ مع السؤال الأول في الصورة الثانية من حيث الصعوبة أو السهولة.

بالإضافة إلى ذلك فإن تكافؤ الصورتين يعنى تساوى معاملات الارتباط بين البنود (المعاملات البينية) في كليهما، وكذلك تساوى المتوسط والانحراف المعياري لكلا الصورتين.

وتعتبر هذه الطريقة معقولة ومقبولة إذا أخذ في الحسبان الفترة الزمنية التي تفصل بين تطبيق الصورتين على نفس المجموعة، وكذلك إعداد الصورتين إعداداً جيداً من حيث التطابق أو التماثل.

وعما يجب الإشارة إليه أنه إذا أحسن إعداد الصورتين من حيث التكافؤ الذي أشرنا إليه (المتوسط - الانحراف المعياري - معاملات الارتباط البينية - السهولة والصعوبة . . .) فإن معامل الثبات يكون عالياً جداً. أما إذا لم يتوافر بعض هذه الشروط أو أحدها فإن معامل الثبات ينخفض بطريقة ملحوظة.

ونشير هنا أيضاً إلى معامل بيرسون كمعامل الارتباط الذي يستخدم للحصول على معامل الثبات - بعد التأكد من مستوى الدلالة الإحصائية.

٢- 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 في مقابل النصف الثاني، أو قد تستخدم الأسئلة ذات الأرقام الفردية في مقابل الأسئلة ذات الأرقام الزوجية.

وهذا يعنى أنه بعد انتهاء تطبيق الاختبار مرة واحدة على مجموعة واحدة يمكن أن تحصل على مجموعتين من الدرجات: مجموعة من الدرجات تخص النصف الأول، والمجموعة الأخرى تخص النصف الثاني 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)،

$$\frac{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot 2}{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + 1} = 1.3$$

حيث 1.3 هو معامل ثبات الاختبار ككل،

$\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}$ هو معامل الارتباط بين نصفى الاختبار.

فعلى سبيل المثال إذا كان معامل الارتباط بين نصفى الاختبار هو 0.6، فإن معامل

ثبات الاختبار يساوى

$$0.75 = \frac{1.2}{1.6} = \frac{0.6 \times 2}{0.6 + 1} = 1.3$$

الحقيقة أن معادلة سبيرمان وبراون شائعة الاستخدام، وخاصة فى حالة اختبارات

التحصيل والقدرات تحت ظروف محددة.

معادلة رولون Rulon،

$$\frac{E^2}{E^2} - 1 = 1.3$$

حيث 1.3 = معامل ثبات الاختبار.

E^2 تباين الفرق بين درجات الأفراد فى النصف الأول ودرجاتهم من النصف

الثانى من الاختبار. (تباين الفرق بين درجات الأفراد فى نصفى الاختبار).

E^2 تباين الاختبار ككل.

فإذا كان تباين الفرق بين الدرجات هو ٥,٢٩، وتباين الاختبار ١٨,٤٩ فإن معامل ثبات الاختبار بهذه الطريقة يساوى .

$$١.٣ = ١ - \frac{٥,٢٩}{١٨,٤٩} = ٠,٧١$$

وتتلخص هذه الطريقة فى حساب تباين درجات الاختبار ككل (ع^٢ ر)، ثم نحسب تباين الفرق بين درجات الأفراد فى النصف الأول، ودرجاتهم فى النصف الثانى (ع^٢ ن) ثم نطبق القانون السابق. لاحظ أنه كما قل تباين الفرق بين الدرجات زاد معامل ثبات الاختبار.

معادلة جتمان Guttman.

$$١.٣ = ٢ \left(\frac{١٢ع + ٢٢ع}{ع^٢} - ١ \right)$$

حيث ١.٣ هو معامل ثبات الاختبار،

ع^٢ تباين درجات النصف الأول،

ع^٢ تباين درجات النصف الثانى،

ع^٢ تباين درجات الاختبار.

وفى هذه المعادلة يؤخذ فى الاعتبار احتمال اختلاف تباين درجات النصف الأول للاختبار عن تباين درجات النصف الثانى (الأمر الذى لا يتحقق فى حالة معادلة سيرمان وبراون).

فإذا كان تباين النصف الأول للاختبار هو ٥,٦ وتباين النصف الثانى هو ٣,٨ والتباين الكلى للاختبار هو ١٨,٦ فإن معامل ثبات الاختبار يساوى .

$$٠,٧٤ = ١ - \frac{٥,٦ + ٣,٨}{١٨,٦} = ١.٣$$

والحقيقة، أن استخدام طريقة التجزئة النصفية فى تعيين معامل ثبات الاختبار يشير عدة ملاحظات:

١ - قد يختلف النصف الأول عن النصف الثانى، وخاصة إذا أخذت البنود من (١ - ٥٠ مثلا) ثم من (٥١ - ١٠٠)، وهذا يعنى أن إجابات الأفراد فى النصف الثانى سوف تتأثر بعوامل الإجهاد والملل وضيق الوقت أكثر من إجابات الأفراد فى النصف الأول. وهذا ما يعطى نتائج لا يمكن الوثوق بها بدرجة كبيرة.

ب - 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).

ج - من الممكن تجزئة الاختبار إلى نصفين بعدة طرق مختلفة، فقد نأخذ البنود من ١ - ٥٠، ثم ٥١ - 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 - 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 - طريقة التماسق 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 التماسق 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 التماسق عاليا فيما بينها، والعكس صحيح.

ولتوضيح هذا المعنى لنفترض أن اختبارا فى القدرة الرياضية يتألف من عدة بنود جميعها تقيس عملية الضرب والقسمة، فإن التماسق بينها يكون أعلى من التماسق 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 التماسق الداخلى بين وحدات الاختبار هى معادلة كودر وريتشاردسون (رقم ٤٠).

فإذا كان متوسط درجات الاختبار ٢٦,٣ والانحراف المعياري هو ٦,٢، وعدد وحداته هي ٥٠ (علما بأن الإجابة الصحيحة تعطى درجة واحدة، والإجابة الخطأ تعطى صفرا) فكم يكون معامل ثباته.

$$\therefore r = \frac{(26,3 - 50) \cdot 26,3 - 38,44 \times 50}{(1 - 50) \cdot 38,44} = 10,3$$

والافتراض الذي يجب أن يتوافر في 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 وريشارد سون، وقد اقترحه كرونباخ ١٩٥١، نونك 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.

$$\text{ومعامل ألفا } \alpha = \frac{C}{1 - C} \times \frac{E^2 - \text{مجموع } E^2 \text{ ب}}{E^2}$$

$$\text{أو } \alpha = \frac{C}{1 - C} - 1 \times \frac{E^2 \text{ ب}}{E^2}$$

حيث $E^2 \text{ ب}$ هي مجموع تباين البنود أو الأسئلة، بمعنى أن يحسب تباين كل بند من بنود الاختبار (من درجات الأفراد في هذا البند) ثم يوجد مجموع هذه التباينات لتحصل على $E^2 \text{ ب}$ ، $C =$ عدد البنود، $E^2 \text{ ب}$ تباين الاختبار ككل.

ويستخدم هذا القانون في صورته العامة عندما تكون احتمالات الإجابة على الأسئلة ليست صفر، ١ (أى ليست ثنائية) فعلى سبيل المثال في 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 وريشارد سون المشار إليه سابقا يستخدم في حالة الإجابة الثنائية (٠، ١). أما إذا كان هناك احتمال الإجابة غير الثنائية (١، ٢، ٣ مثلا) فإن معامل ألفا يمثل معامل ثبات الاختبار في هذه الحالة.

٥ - طريقة تحليل التباين Analysis of Variance

وهذه طريقة أخرى لتعيين معامل ثبات الاختبار عن طريق تحليل التباين الذي سبق وصفه فى الفصل الثانى، والخاص بالتوسطات المرتبطة حيث يمكن مراجعة خطوات الطريقة.

والجدول التالى يمثل تحليل التباين للحصول على معامل ثبات أحد الاختبارات المكون من ٢٥٠ سؤالاً عند تطبيقه على ٣٣ طالبا من الجامعة.

التباين	مجموع المربعات	درجات الطلاقة	مصدر التباين
٠,٢٤٣	٢٠٠٢,٤٣	٨٢٤٩	الكلى (الأفراد والبنود)
٢,٣٩	٥٩٣,٨٢	٢٤٩	بين البنود
٢,٥٩	٨٢,٨٣	٣٢	بين الأفراد
٠,١٧	١٣٢٥,٧٨	٧٩٦٨	التفاعل (مكون الخطأ)

$$\text{معامل ثبات الاختبار} = \frac{\text{التباين بين الأفراد - تباين التفاعل}}{\text{التباين بين الأفراد}}$$

$$= \frac{٠,١٧ - ٢,٥٩}{٢,٥٩} = ١,٣$$

$$\therefore ٠,٩٣ =$$

ملحوظة: يقترح جاكسون (وهو الذى استخدم هذه الطريقة بعد جونسون وينمان) معامل ثبات من نوع آخر يسمى معامل الحساسية ويحسب عن طريق:

$$\text{معامل الحساسية} = \frac{\text{التباين بين الأفراد - تباين التفاعل}}{\text{تباين التفاعل}}$$

$$= \frac{٠,١٧ - ٢,٥٩}{٠,١٧} = ٣,٨$$

حيث يفسر هذا المعامل فى ضوء مستويات الدلالة الإحصائية على التوزيع الاعتنالى.

لاحظ: درجات الطلاقة ٨٢٤٩ هي (٣٣ × ٢٥٠) - ١.

درجات الطلاقة ٢٤٩ هي ٢٥٠ - ١.

درجات الطلاقة ٣٢ هي ٣٣ - ١.

درجات الطلاقة ٧٩٦٨ هي ٨٢٤٩ - (٣٢ + ٢٤٩).

وقد وصف هويت Hoyt هذه الطريقة (تحليل التباين) لحساب معامل التناسق الداخلى بدلا من معادلة كودر وريشارسون - ولو أن ذلك يمثل جهدا على الإحصائي - 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 البواقي أو التفاعل، حيث: جمع المربعات الكلى - (جمع مربعات البنود + جمع مربعات الأفراد) = جمع مربعات التفاعل.

لاحظ أن درجات الحرية بالنسبة للتفاعل هي (الصفوف - ١) (الأعمدة - ١).

وبذلك يصبح معامل الثبات أو معامل التباين الداخلى:
$$\frac{ع٢ - ع١}{ع٢}$$

حيث $ع٢$ التباين بين الأفراد $ع١$ التباين بين البنود.

٥ - الجداول التقريبية لمساب معامل ثبات الاختبار (ديدرش)

يقترح ديديرش Diederich جدولا تقريبا 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:

$$\text{الانحراف المعيارى} = \frac{\text{مجموع درجات السدس الأعلى} - \text{مجموع درجات السدس الأدنى}}{\frac{١}{٢} \text{ عدد الأفراد}}$$

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:

(٩)	(٨)	(٧)	(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)	
١٠٠	٩٠	٨٠	٧٠	٦٠	٥٠	٤٠	٣٠	٢٠	عدد بنود الاختبار (ن)
,٨٥	,٨٣	,٨١	,٧٨	,٧٥	,٦٩	,٦٢	,٤٨	,٢١	إذا كان ع = ١,٠ ن (عدد الأسئلة)
,٩٤	,٩٣	,٩٢	,٩١	,٩٠	,٨٨	,٨٤	,٨٠	,٦٨	إذا كان ع = ١,٥ ن (عدد الأسئلة)
,٩٧	,٩٧	,٩٧	,٩٦	,٩٥	,٩٤	,٩٢	,٩٠	,٨٤	إذا كان ع = ٢,٠ ن (عدد الأسئلة)

ولتوضيح استخدام هذا الجدول نأخذ المثال التالي:

لنفترض أن عدد بنود الاختبار ٤٠ والانحراف المعياري لدرجاته = ٤ (أى ع = ١,٠) فإن معامل الثبات المتوقع لهذا الاختبار هو ٠,٦٢، وإذا كان الانحراف المعياري لدرجاته ٨ (أى ع = ٢,٠) كان معامل الثبات المتوقع هو ٠,٩٢ (انظر الجدول تحت العمود الثالث). أما في حالة الاختبارات الصعبة حيث تقع الدرجة المتوسطة بين ٥٠٪، ٧٠٪ للإجابات الصحيحة (مثلاً $\frac{٥٨}{١٠٠}$ أو ما يساويها) فإننا نستخدم الجدول التالي:

(٩)	(٨)	(٧)	(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)	
١٠٠	٩٠	٨٠	٧٠	٦٠	٥٠	٤٠	٣٠	٢٠	عدد بنود الاختبار (ن)
,٧٧	,٧٤	,٧١	,٦٦	,٦١	,٥٣	,٤١	,٢١	-	إذا كان ع = ١,٠ ن (عدد الأسئلة)
,٩٠	,٨٩	,٨٨	,٨٦	,٨٤	,٨٠	,٧٥	,٦٧	,١٥	إذا كان ع = ١,٥ ن (عدد الأسئلة)
,٩٥	,٩٤	,٩٤	,٩٣	,٩٢	,٩٠	,٨٧	,٨٣	,٧٤	إذا كان ع = ٢,٠ ن (عدد الأسئلة)

لاحظ أن عند استخدام هذه الجداول فإننا نأخذ أقرب عدد إلى أعداد البنود أو الأسئلة، فإذا كان عدد الأسئلة مثلا ٧٧ فإننا نبحث تحت العمود رقم ٧. أى اعتبرنا عدد البنود ٨٠ كما نأخذ أيضا أقرب نسبة إلى نسبة الانحراف المعيارى إلى عدد البنود أو الأسئلة.

العوامل التى تؤثر فى ثبات درجات الاختبار،

هناك العديد من العوامل التى تؤثر فى ثبات درجات الاختبار بعضها يعود إلى الفرد نفسه مثل قدرة الفرد على أدائه نوعا معينا من المهارات التى تتصل بما يقيسه الاختبار وطريقته فى هذا الأداء، وفهمه لتعليمات 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 نشير إليها - وخاصة أنها تحتاج إلى معالجة إحصائية - يمكن أن نلخصها فيما يلى:

أولا - أثر طول الاختبار على ثباته،

نقصد بطول الاختبار عدد وحداته، وسبق أن تعرضنا - فى سياق الحديث عن تعريف الاختبار - لعدد الوحدات كعينة تمثل القدرة أو السمة التى يقيسها الاختبار، وكلما كانت العينة كبيرة (أى عدد الوحدات كثيرا) كان الاختبار أكثر دقة فى قياسه للقدرة.

وهنا يمكن أن نقول: إن العلاقة بين عدد وحدات الاختبار (طول الاختبار) ومعامل ثباته علاقة طردية، بمعنى أنه إذا زاد عدد الوحدات ارتفع معامل ثبات الاختبار. والطريقة المباشرة لتحديد هذه العلاقة هى معادلة سبيرمان وبراون فى صورتها الأصلية:

$$r_{xx} = \frac{r + n}{1 + n}$$

حيث r_{xx} معامل ثبات الاختبار بعد زيادة عدد وحداته.

r معامل ثبات الاختبار قبل زيادة عدد وحداته.

n هى النسبة بين عدد وحدات الاختبار بعد الزيادة إلى عدد وحدات الاختبار قبل الزيادة.

فإذا أخذنا المثال التالي 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 n النسبة بين عدد الوحدات بعد الزيادة

$$\text{إلى عدد الوحدات قبل الزيادة وهي } n = \frac{150}{50} = 3.$$

ويتطبيق المعادلة:

$$\frac{0,7 \times 3}{0,7(1-3) + 1} = 1,3$$

$$\therefore 0,88 = \frac{2,1}{2,4} =$$

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؟

في هذه الحالة يصبح عدد الوحدات $240 = 180 + 60$.

$$\text{وتصبح } n = \frac{240}{60} = 4$$

$$\therefore 0,86 = \frac{2,4}{2,8} = \frac{2,4}{1,8 + 1} = \frac{6 \times 4}{0,6(1-4) + 1} = 1,3$$

وواضح من استخدام هذه المعادلة أن المطلوب دائما هو معامل الثبات بعد الزيادة

١,٣. ولكن قد يكون من المطلوب أحيانا معرفة قيمة n 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:

$$n =$$

$$\frac{0,7 \times n}{0,7(1-n) + 1} = 1,3$$

$$\therefore 0,9 = \frac{0,7 \times n}{0,7(1-n) + 1}$$

$$\therefore 0,7 = 0,9 + (0,9 - 0,7) \cdot 0,7$$

$$0,7 = 0,9 + 0,63 - 0,42$$

$$0,7 = 0,63 - 0,27$$

$$0,7 = 0,27$$

$$0,7 = 0,27 \text{ تقريباً}$$

أى أنه إذا أردنا أن نرفع معامل ثبات الاختبار من 0,7 إلى 0,9 فإنه يجب أن يزيد عدد وحداته من 50 إلى 200 (0 = 0,9، 0 = 0,7) وهناك طريقة أسهل من الناحية الحسابية للحصول على قيمة 0 مباشرة، وذلك عن طريق المعادلة التالية:

$$0 = \frac{\text{معامل الثبات المطلوب} \times 1 - \text{المعامل الحالي}}{\text{معامل الثبات الحالي} \times 1 - \text{المعامل المطلوب}}$$

ويتطبيق هذه المعادلة على مثالنا السابق نحصل على ما يلي:

$$0 = \frac{0,9 - 1 \times 0,7}{0,9 - 1 \times 0,7} \text{ تقريباً}$$

وهناك طريقة أخرى لتحديد العلاقة بين طول الاختبار ودرجة ثباته تبنى على حقيقة مهمة وهي:

«إذا زاد طول الاختبار 0 مرة فإن التباين الحقيقي لدرجاته يزيد 0² مرة، ويزيد تباين الخطأ 0 مرة».

فإذا كان لدينا اختبار معامل ثباته 0,6 فإن هذا يعنى بناء على تعريفنا لمعامل ثبات الاختبار على أنه النسبة بين التباين الحقيقي والتباين العام لدرجاته وهى $\frac{6}{10}$ وأن النسبة بين تباين الخطأ والتباين العام لدرجاته هى $\frac{4}{10}$.

ويمكن القول إنه إذا كان معامل الثبات 0,6 فإن التباين الحقيقي 6 وتباين الخطأ 4 والتباين العام 10.

لفترض أن هذا الاختبار كان عدد وحداته 20 وأصبحت 40، فكم يصبح معامل ثباته.

بناء على الحقيقة السابقة فإن الاختبار زاد مرتين أى (0 = 2).

∴ سوف يزيد التباين الحقيقي 0² مرة أى 4.

∴ ويزيد تباين الخطأ 0² مرة أى 2.

∴ التباين الحقيقي ٦ يصبح ٢٤ (٤ × ٦)،
 والتباين الخطأ ٤ يصبح ٨ (٢ × ٤)،
 والتباين الكلي = ٣٢ (٨ + ٢٤).

$$\therefore \text{معامل الثبات بعد الزيادة} = \frac{\text{التباين الحقيقي}}{\text{التباين الكلي}} = \frac{24}{32} = 0,75$$

ويمكن مراجعة ذلك بمعادلة سيرمان وبراون:

$$0,75 = \frac{1,2}{1,6} = \frac{0,6 \times 2}{0,6(1-2) + 1} = 1,3$$

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 واعتماداً على الحقيقة السابقة نجد أنه ما دام معامل الثبات ٠,٧ فإن هذا يعني أن التباين الحقيقي هو ٧ وتباين الخطأ ٣ والتباين العام ١٠، وبما أن $n = 3$ فإن التباين الحقيقي سوف يزيد n^2 مرة أي ٩ أي ٩.

وتباين الخطأ سوف يزداد n مرة أي ٣.

$$\therefore \text{التباين الحقيقي كان } 7 \text{ يصبح } 9 \times 7 = 63$$

$$\text{تباين الخطأ كان } 3 \text{ يصبح } 3 \times 3 = 9$$

$$\text{التباين العام يصبح } 72,0$$

$$\therefore \text{معامل الثبات} = \frac{63}{72} = 0,88$$

(راجع المثال المناظر في حالة معادلة سيرمان وبراون).

ومثال آخر:

عدد وحدات الاختبار ٦٠

أضف إليها ١٨٠ أصبحت ٢٤٠

معامل الثبات هو ٠,٦

هذا يعني أن التباين الحقيقي ٦ وتباين الخطأ ٤

n في هذه الحالة = ٤

∴ التباين الحقيقى يزيد n^2 مرة أى ١٦ يصبح $١٦ \times ٦ = ٩٦$
 وتباين الخطأ يزيد n مرة أى ٤ يصبح $٤ \times ٤ = ١٦$
 التباين العام = ١١٢ .

∴ معامل ثبات الاختبار بعد الزيادة $\frac{٩٦}{١١٢} = ٠,٨٦$ ، (راجع المثال المناظر).

ثانياً - 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 ضعيفاً .

ومن هذا نرى أن ضيق المدى أو اتساعه يؤثر على معامل الارتباط، أو بمعنى آخر معامل ثبات الاختبار .

ولتوضيح مدى تأثير 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 المجموعة (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 .

$$r_{ss} = 1 - \frac{E^2}{S^2} (1 - r_{ss})$$

حيث r_{ss} . ص . ص معامل ثبات درجات الاختبار عندما يستخدم فى المجموعة أو الحالة (ص)،

E^2 ص تباين درجات الاختبار عندما يستخدم فى المجموعة أو الحالة (ص)،

ع^٢ س تباين درجات الاختبار عندما يستخدم فى المجموعة أو الحالة (س) (س . 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 لناخذ 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 من ١٦ إلى ٢٥) .

للإجابة على هذا السؤال تطبق المعادلة السابقة كما يلي :

$$ص . ص = ١ - \frac{١٦}{٢٥} (١ - ٠,٧) = ٠,٨١$$

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 ؟

$$٠,٨ = ١ - \frac{٢٤}{٣٦} (١ - ص . ص) = ٠,٧$$

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

تماماً، ويمكن التعبير عنها بالمعادلة التالية :

$$ص . ص = ص . ص . س \times \frac{ع^٢ س}{ع ص}$$

(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

$$ص \cdot ص = ٠,٧ \times \frac{١٦}{٢٥} = ٠,٤٥$$

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 الأسمى 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:

$$\frac{ع^2}{ع^2} = \frac{ر - ١}{ر - ١}$$

حيث $ع^2$ هى التباين الأصغر.

$ع^2$ هى التباين الأكبر

ر معامل الثبات الأكبر

ر معامل الثبات الأصغر.

ويمكن حل المثال الأول كما يلى:

$$\frac{١٦}{٢٥} = \frac{ر - ١}{٠,٧ - ١}$$

$$\therefore ر = ٠,٨١$$

ويمكن حل المثال الثاني كما يلي :

$$\frac{0,8 - 1}{\bar{r} - 1} = \frac{24}{36}$$

$$\therefore \bar{r} = 0,7$$

علاقة معامل الثبات بالخطأ المعياري لاداة القياس

تحدد هذه العلاقة عن طريق الانحراف المعياري لدرجات المجموعة التي يطبق عليها الاختبار، وذلك عن طريق المعادلة التالية :

$$\text{الخطأ المعياري} = \frac{\text{الانحراف المعياري} \times \sqrt{1 - \text{معامل الثبات}}}{\text{أى أن ع م ع} = \sqrt{1 - 0,8}}$$

فإذا كان معامل ثبات الاختبار 0,8 والانحراف المعياري لدرجات المجموعة (6).

$$\therefore \text{ع م ع} = 0,2 \sqrt{6} = 0,7$$

وبطبيعة الحال كلما قل الخطأ المعياري كان الاختبار أكثر دقة وذلك بالنسبة لذات الاختبار ولكن يمكن أن نتجاوز فنقول إنه يمكن مقارنة إختبار بآخر عن طريق قيمة الخطأ المعياري إذا تساوت الظروف.

ثالثاً - صدق المقياس Validity :

هناك عدة مفاهيم أساسية تتعلق بصحة الاختبار أو صدقه بمعنى أنه لا يكون الاختبار صادقاً إلا إذا توافر ما يلي :

- 1- أن يكون الاختبار قادراً على قياس ما وضع لقياسه. بمعنى أن يكون الاختبار ذا صلة وثيقة بالقدرة التي يقيسها. فالاختبار الذي 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 التي يقيسها والقدرات الأخرى التي 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 فلا بد أن يكون ملماً بهذه اللغة الصعبة مثل إلمامه بالرياضيات أو أكثر.

٣- أن يكون الاختبار قادراً على التمييز بين طرفي القدرة التي يقيسها. بمعنى أن يميز بين الأداء القوي والأداء المتوسط أو الأداء الضعيف. فإذا كانت درجات الاختبار جميعها تتقارب دل ذلك على صدق ضعيف لأنه أي الاختبار في حقيقة الأمر لم يقم بالمهمة الأساسية في عملية القياس، وهي عملية إظهار الفروق الفردية بين أعضاء العينة.

فعلى سبيل المثال إذا وضعت قطعة كبيرة من الحجر على ميزان وسجل الميزان ١٦ كيلوجراماً مثلاً، ثم وضعت قطعة صغيرة جداً من نفس الحجر، وسجل الميزان ١٥ كيلوجراماً مثلاً. فإننا نشك كثيراً في صدق هذا الميزان أو صحته.

وبالمثل فإن الاختبار الذي لا يميز بصورة واضحة بين طرفي القدرة التي يقيسها، ولا يظهر الفروق الفردية، فإنه اختبار ليس بصحيح أو صادق.

هذه هي المفاهيم الثلاثة الأساسية لصدق الاختبار، وربما كانت أيضاً الأساس الذي عليه يمكن أن نشير إلى أنواع الصدق والطرق المختلفة لتعيينه.

هناك شيء آخر يجب أن نشير إليه، هو أن هذا الصدق في مجمله إنما هو مفهوم نسبي. 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 - 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 يقبضه، 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 - الصدق الظاهرى (الأولى) Face Validity.

ويقوم هذا النوع من الصدق على فكرة مدى مناسبة الاختبار لما يقيس، ولن 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 يتسمى إليه هذا الاختبار أو ذاك. حيث يؤخذ فى الاعتبار التعليمات والزمن المحدد، ومدى اتفاهه مع إطار مجتمع الأفراد الذى صمم من أجله، والإمكانات المفروض توافرها من أجل التطبيق والتصحيح.

ج - 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 في مجال القدرة أو السمة التي يقيسها الاختبار.

د - الصدق التجريبي Experimental Validity.

وهو عبارة عن صدق الاختبار كما يعين تجريبيا، أو كما يعبر عنه بمعامل الارتباط بين الاختبار وبين محك خارجي تأكدنا من صحته. وقد يكون المحك الخارجي 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 - الصدق التنبؤي Predictive Validity.

وهو نوع من الصدق يعتمد على مدى قدرة الاختبار على التنبؤ بأنماط سلوك الفرد في موقف مستقبلي، وخاصة إذا كان هذا الموقف المستقبلي يتعلق بما يقيسه الاختبار. فإذا كانت دراسة الرياضيات أساسية بالنسبة للنجاح في دراسة الفيزياء أو الكيمياء أو الهندسة (كما ثبت ذلك بالخبرة مثلا) فإن اختبار القدرة الرياضية الذي يطبق على مجموعة من الطلاب الدارسين لهذه المواد يمكن أن يكون مؤشرا للتفوق في هذه الميادين إذا كان لهذا الاختبار صدق تنبؤي واضح.

و - الصدق العاملي Factorial Validity.

ويعتمد هذا النوع من الصدق على منهج التحليل العاملي الذي يقوم على تحليل مصنوفة معاملات الارتباط بين الاختيارات والمحكات المختلفة من أجل الوصول إلى العوامل التي أدت إلى إيجاد هذه المعاملات ^{والتي} وسوف نتعرض لهذا المنهج في شيء من التفصيل في مكان آخر من هذا الكتاب.

ز - الصدق الذاتي Intrinsic Validity.

وهو في 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 هي المحك الذي ينسب إليه صدق الاختبار. وكما سبق أن أوضحنا عند مناقشتنا للثبات من أن ثبات الاختبار هو في الواقع عبارة عن معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية عندما تتم إعادة الاختبار على نفس المجموعة، أو عندما نستطرد ونقول: إن الصدق الذاتي أو الحقيقي يعبر عما يحتويه الاختبار حقيقة من القدرة التي يقيسها خالية من أي أخطاء أو شوائب: بمعنى مقدار تشبع هذا الاختبار بما يقيسه حقيقة من قدرة. ونحن نعلم أن $س_٢ = س_١ \times س_٢$ (حيث $س_١$ ، $س_٢$ مقادير تشبعات)، وأن $س_٢ = س_١$.

يمكن أن نلخص العلاقة بين الصدق الذاتي والثبات بالمعادلة التالية:

$$\text{معامل الصدق الذاتي} = \sqrt{\text{معامل الثبات}}$$

فإذا كان معامل ثبات اختبار هو ٠,٨١، فإن معامل صدقه الذاتي وكذلك الحد الأقصى لمعامل الصدق التجريبي أو الصدق العاملي هو $\sqrt{0,81} = 0,9$ ، وهذا يعنى أن معامل الصدق الذاتي لاي 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 تعيين معامل صدق الاختبار مع ملاحظة أنه ليست كل هذه الطرق صالحة لكل أنواع الاختبارات، وهذا ما يجب أن يؤخذ فى الاعتبار.

١ - 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 - يقوم الباحث بإعداد البنود أو العبارات التى يحتمل أن تقيس السمة المطلوبة، ولتكن «القدرة على تحمل المسؤولية». وبطبيعة الحال. . وكما سنوضح فيما بعد - 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 - تطرح هذه البنود على مجموعة من الحكام المتخصصين - فى هذه الحالة يفترض أن يكون هؤلاء الحكام من الدارسين لعلم النفس عامة والشخصية الإنسانية على وجه الخصوص - ويستحسن أن يزيد عدد الحكام عن ٣٠.

ج - تجهز التعليمات التى تسبق البنود أو العبارات على النحو التالى:

«هذه مجموعة من العبارات (أو البنود) يحتمل أن تقيس ما نسميه بالقدرة على تحمل المسؤولية، بمعنى: إقبال الفرد على حمل المسؤولية ومثابرتة وتصميمه على أداء

عمله وإكماله حتى نهايته وفي الموعد المحدد. وجدية الفرد في نظرتهم لأمور الحياة اليومية واحترامه لكلمته، وكونه محل ثقة وتقدير في المجال المهني أو الاجتماعي.

وأمام كل عبارة من هذه العبارات تدرج من صفر إلى ١٠.

اقرأ العبارة جيدا فإذا كنت تجد أن هذه العبارة تقيس القدرة على تحمل المسؤولية 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.

واليك المثال التالي:

١ - يجب أن يكمل عمله حتى نهايته.

١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	٠
----	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---

٢ - غير مرتب أو منظم في عمله دائما.

١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	٠
----	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---

العبارة الأولى، وهي موجبة الاتجاه تقيس القدرة على تحمل المسؤولية، ولذلك وضعت دائرة حول ١٠ والعبارة الثانية وهي سالبة الاتجاه تقيس أيضا نفس القدرة، ولذلك وضعت دائرة حول ١٠ رغم اختلاف اتجاه العبارة في كل حالة.

د - تصنف آراء الحكام بالنسبة لكل عبارة وتحت التدرجات من ٠ - ١٠ وتحسب النسبة المئوية في كل خانة:

مثال:

العبارة رقم ١:

١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	٠	
٥	٧	٣	١٠	٣٠	١٠	٥	١٨	٥	٥	٢	عدد الحكام:
,٠٥	,٠٧	,٠٣	,١٠	,٣٠	,١٠	,٠٥	,١٨	,٠٥	,٠٥	,٠٢	نسبة الحكام:

(لاحظ أن العدد الكلي للحكام = ١٠٠)

هـ - نحسب درجة صدق كل عبارة باستخدام القانون التالي :

$$ق = ح + \frac{0,5 - مج}{ن} \times 1$$

حيث ق هي درجة صدق العبارة،

ح الحد الأدنى للفئة الوسيطة (الفئة التي يقع فيها الوسيط)،

مج ن مجموع النسب التي تقع قبل الفئة الوسيطة،

ن النسبة الوسيطة

وعند تطبيق القانون في مثالنا السابق نجد أن الفئة الوسيطة هي الفئة (٦) وبالتالي يحتمل

أن يكون الوسيط فيها :

$$\therefore ق = 0,5 + \frac{0,5 - 0,45}{0,3} = 0,67$$

وهكذا نحسب هذه الدرجة ق بالنسبة لكل عبارة وهي الدرجة التي تدل على صدق العبارة.

و - يتم ترتيب العبارات حسب الدرجة ق ترتيباً تنازلياً أي نبدأ بأعلى درجة وننتهي بأقل

درجة، ويقوم الباحث بأخذ الثلث الأعلى من العبارات ليكون منها الاختبار المطلوب.

وهناك طريقة أخرى تعتمد أيضاً على آراء الحكم، حيث يؤخذ في الاعتبار عدد الحكام

الذين اتفقوا على صدق العبارة وتسمى طريقة (لوش) Lawshe ونحسب من المعادلة التالية :

$$\text{درجة صدق العبارة} = \frac{م - 0,5}{ن}$$

حيث م عدد الحكام الذين اتفقوا على صدق العبارة ن عدد جميع الحكام.

فإذا افترضنا أن عدد الحكام (٢٠) واتفق (١٦) حكماً على صحة عبارة ما فإن

$$\text{درجة صدق هذه العبارة} = \frac{16 - 10}{20} = 0,3$$

وهذه الدرجة تمثل درجة صدق العبارة ويعتمد الحد الأدنى للدرجة المطلوبة على عدد

الحكام ويمكن ملاحظة ذلك من الجدول التالي :

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 أحادي الطرف (One Tailed)

ففي حالتنا هذه حيث عدد الحكام (٢٠) يصبح الحد الأدنى المطلوب للدرجة هو ٠,٤٢،

لتكون دالة عند مستوى ٠,٠٥،

٢- طريقة المحك الخارجى،

وتقوم هذه الطريقة على فكرة ارتباط الاختبار بمحك خارجى ثبت صدقه أو تاكدنا 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 أصلها 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 خارجى وليكن اختبارا آخر:

أ - 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 مناسباً لنفس المرحلة العمرية التى صمم من أجلها الاختبار، وطبيعة المجموعة التى سوف يطبق عليها.

ب - يتم تطبيق الاختبار المطلوب تعيين صدقه على العينة أولا ثم يتم بعد ذلك تطبيق الاختبار المحك - ومع ملاحظة الفترة الزمنية لتفادى عوامل الملل والإجهاد وغير ذلك.

ج - 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 الخارجى.

لذلك ينصح أحيانا باستخدام معادلة الانحدار - سبق الإشارة إليها - لحساب قدرة الاختبار على التنبؤ.

فإذا فرضنا أن درجات الاختبار هي (س) ودرجات المحك الخارجى هي (ص) ومعامل صدق الاختبار هو r_{sv} .

$$\therefore \text{ص} - r_{sv} \cdot \text{ع} = \frac{\text{ع} \cdot (\text{ص} - r_{sv} \cdot \text{ع})}{\text{ع} \cdot \text{ص}}$$

حيث r_{sv} الانحراف المعياري لدرجات الاختبار،

r_{sv} الانحراف المعياري لدرجات المحك الخارجى،

r_{sv} متوسط درجات الاختبار،

r_{sv} متوسط درجات المحك الخارجى.

ومن ثم يمكن استنتاج r_{sv} من r_{sv} . كما يمكن أيضا حساب الخطأ المعياري للانحدار كما يلي:

$$\text{ع} / \text{ص} = \sqrt{1 - r_{sv}^2} \cdot \text{ع} / \text{ص}$$

حيث r_{sv} الخطأ المعياري لاستنتاج قيمة r_{sv} من r_{sv} ،

r_{sv} الانحراف المعياري لدرجات المحك الخارجى،

r_{sv} 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 الخارجى والاختبار نفسه بحيث نحتاج إلى تعديل معامل الصدق التجريبي قبل أن نستخدمه فى معادلة الانحدار من أجل عملية التنبؤ. ويمكن تعديل معامل الصدق باستخدام المعادلة التالية:

$$r_{sv} = \frac{r_{sv}}{\sqrt{1 - r_{sv}^2}}$$

حيث r_{sv} معامل صدق الاختبار بعد التعديل،

r_{sv} معامل صدق الاختبار قبل التعديل (معامل الصدق التجريبي)،

س س معامل ثبات الاختبار،

ص ص معامل ثبات المحك الخارجى .

إذا كان معامل الصدق التجريبي 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)؟

$$\therefore \text{س س ص} = \frac{٠,٨١}{\sqrt{٠,٩٤ \times ٠,٨٨}} = ٠,٨٩$$

(راجع الصدق الذاتى والعلاقة بين الصدق والثبات).

٢ - 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 - 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 t .

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 - بطبيعة
الحال نحن نفترض صدق المحك الخارجى الذى يتم اختياره من أجل تعيين صدق
الاختبار - كما نفترض أيضا تكافؤ المحك الخارجى مع الاختبار من حيث البناء .

ب - 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 العاىلى أو المحك الخارجى، ولكنها تعطى مؤشرا سريعا عن مدى صدق الاختبار.

٤ - طريقة التحليل العاىلى.

سوف نتعرض بشىء من التفصيل لمنهج التحليل العاىلى 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 تشيع كل اختبار بالعاىل العام، والعوامل الأخرى المشتركة بين هذه الاختبارات جميعا.

ويدل مقدار تشيع الاختبار بالعاىل العام (مثلا) على صدقه بالنسبة لقياس هذا العاىل. وهكذا بالنسبة لبقية العوامل. فإذا كان تشيع الاختبار بالعاىل العام (الأول) = ٠,٨ فإن هذا الاختبار يعتبر صادقا فى قياسه لهذا العاىل العام ومعامل صدقه = ٠,٨.

٥ - 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 المثوية 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 ورع هؤلاء المتدربون بناء على أحكام الخبراء إلى: مستوى دون المتوسط (١)، ومتوسط (٢)، وفوق المتوسط (٣)، وجيد جدا (٤)، وممتاز (٥).

والجدول التالي يوضح فكرة التكرار المزدوج:

المجموع	(٥) ممتاز	(٤) جيد جدا	(٣) جيد	(٢) مقبول	(١) ضعيف	مستويات المحك
						فئات درجات الاختبار
٣٠		٤	١٠	١٢	٤	٤٩-٤٠
٦٠		٢	٢٨	٢٣	٧	٥٩-٥٠
١١٥	١٠	٢٥	٤٥	٢٨	١٠	٦٩-٦٠
٦٠	١٥	٢٥	١٤	٦	-	٧٩-٧٠
٣٠	٥	٢٠	٥	-	-	٨٩-٨٠
١٥	٥	١٠	-	-	-	٩٩-٩٠

وهذا الجدول يعنى أن الحاصلين على درجات فى الاختبار تقع بين ٤٠ - ٤٩ هم ٣٠ فردا يتوزعون حسب المحك الخارجى إلى ٤ دون المتوسط، و١٢ متوسط، و١٠ فوق المتوسط، و٤ جيد جدا، وصفر ممتاز. (السطر الاول) كما يعنى هذا الجدول أيضا أن الحاصلين على درجات فى الاختبار تقع بين ٩٠ - ٩٩ هم ١٥ فردا يتوزعون حسب المحك الخارجى 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:

المجموع	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)	مستويات المحك
						فئات درجات الاختبار
% ١٠٠		١٣	٣٤	٤٠	١٣	٤٩-٤٠
% ١٠٠		٣	٤٧	٣٨	١٢	٥٩-٥٠
% ١٠٠	٩	٢٢	٣٨	٢٢	٩	٦٩-٦٠
% ١٠٠	٢٥	٤٢	٢٣	١٠	-	٧٩-٧٠
% ١٠٠	١٧	٦٦	١٧	-	-	٨٩-٨٠
% ١٠٠	٣٣	٦٧	-	-	-	٩٩-٩٠

ومن هذا الجدول نجد أنه في فئة المتدربين الحاصلين على درجات بين ٥٠ - ٥٩ احتمال الحصول على تقدير جيد جدا في المهنة التي تتصل بهذا الاختبار هو ٣٪. بينما نجد أن هذا الاحتمال يصل إلى ٦٧٪ بالنسبة للحاصلين على درجات في الاختبار تقع بين ٩٠ - 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- 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 التجريبي للاختبار وصدقه الذاتى لا تتغير بزيادة طول الاختبار».

$$\text{أى أن } \frac{r_{ss} \cdot s}{\sqrt{r_{ss} \cdot s}} = \text{مقدار ثابت فى حالة اختبار ما.}$$

حيث $r_{ss} \cdot s$ معامل الصدق التجريبي للاختبار

(معامل الارتباط بين الاختبار والمحك الخارجى).

$r_{ss} \cdot s$ معامل ثبات الاختبار.

وهناك عدة حالات توضح علاقة طول الاختبار بصدقه مع ملاحظة أن معامل

الصدق هو معامل الارتباط بين الاختبار والمحك الخارجى:

أ - عندما يزيد طول الاختبار n مرة

ويزيد طول المحك الخارجى l مرة

فإن العلاقة بين طول الاختبار وصدقه يعبر عنها بالمعادلة الآتية:

٢٠٣

$$\frac{2.3}{2.15} = \frac{1.3 \left(\frac{1}{n} - 1 \right) + \frac{1}{n} \sqrt{2.3 \left(\frac{1}{l} - 1 \right) + \frac{1}{l}}}{1.3 \left(\frac{1}{n} - 1 \right) + \frac{1}{n}}$$

حيث 2.15 معامل صدق الاختبار بعد زيادته n مرة، وزيادة المحك l مرة.

2.3 معامل صدق الاختبار قبل الزيادة (أى معامل الارتباط بين الاختبار والمحك)،

1.3 معامل ثبات الاختبار.

2.3 معامل ثبات المحك الخارجى،

n ، l عدد مرات الزيادة.

فلو فرض أن معامل الصدق التجريبي لاختبار ما هو 0.8 ، ومعامل ثباته 0.9 ، بينما كان معامل ثبات المحك الخارجى 0.95 . فإذا زاد طول الاختبار 4 مرات، وزاد طول المحك مرتين. كم يكون معامل صدق الاختبار فى هذه الحالة.

للإجابة على هذا السؤال نطبق المعادلة السابقة حيث

0.8

$$\frac{0.8}{0.84} = \frac{0.9 \left(\frac{1}{4} - 1 \right) + \frac{1}{4} \sqrt{0.9 \left(\frac{1}{2} - 1 \right) + \frac{1}{2}}}{0.9 \left(\frac{1}{4} - 1 \right) + \frac{1}{4}}$$

لاحظ ارتفاع معامل الصدق من 0.8 إلى 0.84 فى حالة إطالة الاختبار 4 مرات والمحك الخارجى مرتين.

ب - عندما يزيد طول الاختبار n مرة

ويبقى طول المحك الخارجى كما هو

فإن العلاقة بين طول الاختبار ومعامل صدقه يمكن أن يعبر عنها بالمعادلة التالية:

$$\frac{2.3}{2.15} = \frac{1.3 \sqrt{n}}{1.3(1-n) + 1}$$

حيث $\rho_{.15}$ معامل صدق الاختبار بعد زيادة طولته n مرة،
 $\rho_{.3}$ معامل صدق الاختبار قبل الزيادة،
 $\rho_{.3}$ معامل ثبات الاختبار،
 n عدد مرات الزيادة.

لنفرض أن معامل صدق الاختبار هو 0.8 ، ومعامل ثباته 0.9 . فكم يصبح
معامل صدقه إذا زاد طولته 4 مرات؟
تطبق المعادلة السابقة:

$$\rho_{.15} = \frac{0.8 \times \sqrt{4}}{0.9(1-4) + 1} = 0.83$$

لاحظ ارتفاع معامل الصدق 0.8 إلى 0.83 في حالة زيادة طول الاختبار
 4 مرات.

ج - عندما يزيد طول الاختبار إلى ما لا نهاية
أى يصبح ثابتا تماما ($\rho_{.3} = 1$)

وفى هذه الحالة يصبح الصدق بعد الزيادة هو النسبة بين معامل الصدق القديم،
ومعامل الصدق الذاتى (الجذر التربيعى لمعامل الثبات) أى أن:

$$\frac{\rho_{.3}}{\sqrt{\rho_{.3}}} = \rho_{.3}$$

حيث $\rho_{.3} \propto$ معامل صدق الاختبار بعد الزيادة،
 $\rho_{.3}$ معامل صدق الاختبار قبل الزيادة،
 $\rho_{.3}$ معامل ثبات الاختبار.

ففى حالة الاختبار الذى معامل صدقه 0.91 ، ومعامل ثباته 0.95 . يصبح
معامل صدقه بعد زيادة إلى ما لا نهاية يساوى:

$$0.93 = \frac{0.91}{\sqrt{0.95}} = \rho_{.3}$$

د - عندما يزيد طول الاختبار إلى ما لا نهاية
ويزيد طول المحك إلى ما لا نهاية

$$\frac{2.3}{2.3 \times 1.3} = \infty \therefore$$

حيث ∞ معامل الصدق بعد الزيادة،

2.3 معامل الصدق قبل الزيادة،

1.3 معامل ثبات الاختبار،

2.3 معامل ثبات المحك.

فإذا كان معامل الصدق قبل الزيادة 0.8، و معامل ثبات الاختبار 0.9، ومعامل ثبات المحك 0.95.

$$\therefore \text{يكون معامل الصدق بعد الزيادة} = \frac{0.8}{0.95 \times 0.9} = 0.87$$

(راجع معادلة تعديل معامل الصدق التجريبي قبل استخدامه في معادلة الانحدار من أجل التنبؤ).

٢- أثر التباين على معامل صدق الاختبار.

سبق أن أوضحنا أن أحد المفاهيم المهمة لصدق الاختبار هو قدرته على أن يميز بين طرفي القدرة التي يقيسها، أو بمعنى آخر إظهار الفروق الفردية في 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 التي 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 هي زيادة التباين الحقيقي الذي يؤدي بدوره إلى إظهار الفروق الفردية، ويتناسب طرديا مع القيمة العددية لمعامل الصدق.

العلاقة بين الصدق والثبات

لا بد أن نتوقع أن تكون هناك علاقة أكيدة بين صدق الاختبار وثباته، وخاصة أن كلا المفهومين يبحث في مدى كفاءة الاختبار ومناسبته للمسلمات الرئيسية لنظرية القياس.

ومفهوم الثبات يبحث في مدى استقرار درجات الاختبار عندما تتغير الظروف الخارجية، بمعنى أن الثبات يختص بالاختبار ودرجاته. أما مفهوم الصدق فإنه يتجاوز الاختبار ودرجاته إلي معك خارجي، وذلك من أجل تعيين معامل صدق الاختبار سواء بصورة بسيطة مباشرة أي بحساب معامل الارتباط بين الاختبار والمحك، أو المقارنة الطرفية، أو بصورة أكثر تعقيداً عندما يستخدم منهج التحليل العاملي للوقوف على صدق الاختبار في ضوء تشبعه بالعوامل التي يقيسها.

وربما كانت الصعوبة الأساسية في عملية تعيين صدق الاختبار هي إيجاد المحك الخارجي المصدق أو المعتمد الذي يمكن الرجوع إليه دون شك أو تردد.

والاختبار الثابت - أي إذا كان معامل ثباته عالياً - هو اختبار أيضاً عالياً الصدق من الناحية النظرية - وخاصة إذا نظرنا إلى مفهوم الصدق الذاتي - ولكن قد يكون غير ذلك تماماً من الناحية العملية التطبيقية.

أما الاختبار الصادق - أي إذا كان معامل صدقه عالياً - فلا بد وأن يكون اختبار ثابت من الناحية النظرية والتطبيقية.

لاحظ ما يلي :

١- دليل الثبات لاختبار ما عبارة عن معامل الارتباط بين الدرجات الحقيقية والدرجات الكلية لهذا الاختبار = r_{xy} أي يساوي الجذر التربيعي لمعامل الثبات.

٢- النسبة بين معامل الصدق التجريبي ودليل الثبات لا تتغير مع زيادة طول الاختبار أي أن

$$\frac{r_{xy}}{\sqrt{r_{xx}}} = \text{مقدار ثابت}$$

وبالتالي فإن النسبة بين معامل الصدق التجريبي ومعامل الصدق الذاتي ثابتة

$$\frac{r_{xy}}{\sqrt{r_{xx}}} = \frac{r_{xy}}{\sqrt{r_{xx}}}$$

بناء الاختبارات Test Construction :

تعتبر عملية بناء أو تكوين الاختبارات من العمليات الفنية الأساسية التي يجب أن يلم بها ويتدرب عليها دارس القياس في علم النفس. ومن هنا أكتسبت هذه العملية أهمية خاصة في أي مقرر من مقررات القياس النفسي أو الاختبارات والمقاييس. وسوف نستعرض في الفقرات التالية أهم المفاهيم والأسس التي تبنى عليها هذه العملية ويمكن أن نعرض الخطوات الأساسية لبناء الاختبارات كما يلي :

١- تحديد القدرة (أو السمة) المطلوب قياسها :

إذ أن هذه هي الخطوة الأولى والتي سوف يحدد بناء عليها المحور الأساسي للاختبار. ففسي كثير من الأحيان يكون تحديد القدرة أو السمة مشكلة بالنسبة للباحث ذلك لأنه يريد أن يقيس مجموعة من الأنماط السلوكية التي قد تبدو مترابطة منطقياً.

ولكن ليس من السهل تحديد هذه السمة، أو تلك القدرة التي تجمع هذه الأنماط السلوكية مع بعضها البعض - 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 الانفعالي. فإننا نتوقع أن تكون جميع الأنماط السلوكية التي تضمها «القدرة اللغوية» مرتبطة منطقياً: فالكتابة والمفردات اللغوية والمرادفات والتصنيف اللغوي (الإعراب) والقراءة والتعبير وتذوق جمال اللغة... وغير ذلك يمكن أن نقول: إنها مجموعة من الأنماط السلوكية اللغوية ترتبط ببعضها البعض ارتباطاً منطقياً، أو ترتبط ببعضها البعض أكثر مما ترتبط بأنماط سلوكية أخرى.

وكذلك بالنسبة لسمة الثبات الانفعالي حيث نتوقع نفس الشيء من سلوك الاتزان، وقلة التوتر والقلق وعدم القابلية للإثارة السريعة وغير ذلك من الأنماط السلوكية المرتبطة بمفهوم الثبات الانفعالي.

ولهذا فإننا نعتبر الخطوة الأولى في بناء الاختبار هي «التحديد الجيد» للقدرة أو السمة المطلوب قياسها. إذ إن هذا التحديد الجيد سوف يؤدي بصورة منطقية إلى الخطوة التالية في بناء الاختبار.

٢- تعريف القدرة (أو السمة) تعريفاً إجرائياً.

ونقصد بالتعريف الإجرائي التعريف العملي أو الوظيفي الذي يمكن أن يستدل منه على العمليات السلوكية التي تتضمنها القدرة أو السمة، والذي يدل كذلك على وظيفتها.

فعندما نعرف القدرة اللغوية تعريفاً إجرائياً ونقول على سبيل المثال: إنها القدرة على التعبير شفاهة أو كتابة عن المفاهيم والمدرجات باستخدام التراكيب اللفظية الصحيحة المناسبة... إلخ. فإن هذا التعريف الإجرائي سوف يساعدنا على معرفة العمليات السلوكية اللغوية التي تشملها القدرة على التعبير عن الفكرة أو المفهوم أو المدرك مثل الوصف أو الرواية أو استخدام التركيب اللغوي الصحيح والمفردات المناسبة في مكانها المناسب أو غير ذلك.

وعندما نعرف سمة الميل الاجتماعي (أو القدرة الاجتماعية) تعريفاً إجرائياً فنقول: إنها الميل إلى الاجتماع بالآخرين وتكوين الصداقات في يسر وسهولة واجتذاب الاتجاهات الإيجابية من الآخرين، والاهتمام بالأمور الاجتماعية العامة وما إلى ذلك. فإن هذا التعريف سوف يساعدنا على معرفة العمليات السلوكية الاجتماعية التي تشملها القدرة الاجتماعية أو الميل الاجتماعي.

وبناء على ذلك فإن التعريف الإجرائي هو نوع من التحديد الجيد العملي أو الوظيفي للسمة أو القدرة، وسوف يؤدي منطقيا إلى الخطوة التالية في بناء الاختبار.

٣ - 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 لا بد أن تبنى على الخطوتين السابقتين وهما: التحديد والتعريف الإجرائي.

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 يشمل: المبادأة - وتنظيم الجماعات - وتوجيه أنشطة الآخرين وما إلى ذلك.

وعندما يتهى الباحث من تحليل القدرة أو السمة (وقد يكون ذلك بمساعدة المتخصصين فى مجال القدرة) والوصول إلى عناصرها الدقيقة، يمكنه أن يتقل إلى الخطوة التالية.

٤ - 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 يحدفون 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 يتقل 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 يكون منها الاختبار :

١ - بنود تعتمد على اختيار إجابة واحدة من إجابتين :

أى يكون هناك إجابتان محددتان أمام البند ، وعلى المفحوص أن يضع خطأ تحت الإجابة الصحيحة أو يضع دائرة حولها مثل :

- ١ - رأيت الولد مجتهد صح خطأ .
 ٢ - $\frac{64}{2} = 4 \times 8$ 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 الثنائي تتأثر بعوامل التخمين، ومن ثم يجب تصحيح الدرجة النهائية تصحيحاً إحصائياً كما ستعرض لذلك فيما بعد.

ب - بنود تعتمد على اختيار إجابة واحدة من عدة إجابات:

وهذه البنود أكثر الأنواع استخداماً وتسمى بنود الاختيار المتعدد Multiple Choice حيث توجد مجموعة من الإجابات، وعلى المفحوص أن يختار إحداها لتكون الإجابة الصحيحة مثل:

١ - يتكون الماء الثقيل من:

- أ - الأكسجين والهليوم .
 ب - الأكسجين والهيدروجين .
 ج - الأكسجين والديوتيريوم .
 د - الأكسجين والتروجين .
 هـ - الأكسجين وبخار الماء .
 أو ٢ - الجملة التي تأتي بعد الاسم الموصول تكون:
 أ - فى محل رفع دائماً .
 ب - تعرب إعراباً عادياً .
 ج - لا محل لها من الإعراب .
 د - تتبع إعراب الاسم الذى يأتى بعدها .
 هـ - تعتبر جملة اسمية صفة .

$$= 9 - 13 + 56 - 3 \text{ أو}$$

أ - (٧٥) .

ب - (٦٠) . د - (٦٦) .

ج - (٣٩) . هـ - (٧١) .

وهذا النوع من الوحدات أو البنود يتأثر كذلك بالتخمين، وعليه يجب أن تصحح الدرجات إحصائياً. ونشير إلى أنه كلما زاد عدد احتمالات الإجابة (خمسة في رقم ٣ مثلاً أ، ب، ج، د، هـ) قل أثر التخمين، ويقل أثره بصورة واضحة لا تستدعى التصحيح الإحصائي عندما يكون عدد الاحتمالات ستة أو أكثر ويبلغ أقصى مداه عندما يكون هناك احتمالان فقط (أ، ب) كما في النوع الأول.

ج - بنود تعتمد على الإكمال:

أى أن يكون البند أو السؤال يحتاج إلى إكمال حتى يكون صحيحاً مثل:

١ - عند احتراق السكر يتصاعد بخار الماء وغاز.....

٢ - $18 = \sqrt{4 \dots}$

٣ - النسبة بين قطر الدائرة ومحيطها تساوى.....

٤ - سمي الشاعر..... صناجة العرب، وسمى..... أمير الشعراء.

٥ - الجمل بعد المعارف..... وبعد النكرات.....

وهذا النوع لا تتأثر إجابته بعامل التخمين، ومن ثم لا يحتاج إلى تصحيح إحصائي لدرجته.

د - بنود المطابقة أو المقابلة:

حيث يطلب من المفحوص أن يطابق أو يقابل ما في العمود الأول (أ) مع ما في

(ب)	(أ)
١٠٨	6×4
٥٤	8×7
٢٤	12×9
٥٦	9×6
٣٦	
٤٢	

أو ٢ -

(ب)	(أ)
تقل عن كثافة الماء العادى	كثافة الماء عند درجة ٤م
أكثر من واحد	كتلة وحدة الحجم
تسمى الكثافة	كثافة الجليد
تساوى واحد	كتلة ١ سم ^٣ من الزئبق

ويتأثر هذا النوع من البنود بعامل التخمين، وتستدعى درجاته التصحيح الإحصائي.

٦ - تحليل البنود،

تأتى هذه الخطوة بعد عملية اقتراح البنود أو الوحدات، وبعد تجميع الاختبار فى صورته الأولى، وبعد إعداد التعليمات والأمثلة المحلولة لمساعدة المفحوصين. وتتم عملية تحليل البنود كما يلى:

أ - اختيار البنود:

يتم اختيار البنود التى سوف يحتوئها الاختبار عن طريق مجموعة من الخبراء المتخصصين فى ميدان القياس الذى يغطيه الاختبار سواء كان ذلك فى ميدان قياس الذكاء أو القدرات أو الخصائص الشخصية أو الميول المهنية أو غير ذلك من ميادين القياس الأخرى. وهذه عملية تمهيدية تساعد الباحث فى تجميع الاختبار فى صورته الأولى. ولا مانع بطبيعة الحال أن يعتمد الباحث على البنود أو الوحدات التى استخدمت فى اختبارات أخرى سابقة، وخاصة إذا كانت قد جربت أكثر من مرة.

ب - التصحيح الإحصائى لأثر التخمين على البنود:

سبق أن أوضحنا أن الوحدات أو البنود ثنائية الاختيار أو متعددة الاختيار تتأثر درجاتها بالتخمين أى عندما يقوم المفحوص بتخمين الإجابة الصحيحة.

ففى حالة الوحدات ثنائية الإجابة يجب أن يلاحظ الباحث أن يكون هناك توزيع متعادل للإجابة الصحيحة أى ٥٠ ٪ احتمال (صح)، ٥٠ ٪ احتمال (خطأ) كما يتم توزيع البنود عشوائيا مثل:

احتمال (٢)	احتمال (١)	البند
١٨	١٦	$\sqrt{16} \times 4$ - ١
٤٠	٢٤	22×5 - ٢
$\frac{1}{9}$	١٨	$\frac{1}{81} \times 9$ - ٣
٩	٢	$\frac{\sqrt{27}^3}{9} \times 6$ - ٤

وهنا، وفى هذا المثال وضعت دائرة حول الإجابة الصحيحة أى أن ١٦ هى إجابة البند الأول، ٤٠ هى إجابة البند الثانى، $\frac{1}{9}$ هى إجابة البند الثالث، ٢ هى إجابة البند الرابع.

فإذا خمن أحد المفحوصين بأن وضع دائرة حول جميع الاحتمالات في العمود الاول، فسوف يحصل على درجتين نتيجة التخمين، وليس نتيجة المعرفة الحقيقية، وعليه تصحح الدرجة كما يلي:

$$\begin{aligned} \text{الدرجة بعد التصحيح} &= \text{عدد الإجابات الصحيحة} - \text{عدد الإجابات الخاطئة} \\ &= 2 \text{ (إجابتان صحيحتان)} - 2 \text{ (إجابتان خاطئتان)} \\ &= \text{صفر} \end{aligned}$$

كما يمكن أن نقول أن الدرجة بعد التصحيح

$$\begin{aligned} &= \frac{\text{عدد الإجابات الصحيحة}}{\text{عدد الاحتمالات}} - \frac{\text{عدد الإجابات الخاطئة}}{\text{عدد الاحتمالات}} \\ \therefore \text{ص} - \frac{\text{خ}}{1 - \text{ن}} &= \\ &= 2 - \frac{2}{1 - 2} = \text{صفر} \end{aligned}$$

فإذا كان عدد الاحتمالات (احتمالات الإجابة) = 5، وذلك في اختبار يتكون من بنود الاختيار المتعدد، وكان عدد الإجابات الصحيحة لفرد ما 12، وإجاباته الخاطئة 8.

$$\begin{aligned} \therefore \text{الدرجة بعد التصحيح} &= \text{ص} - \frac{\text{خ}}{1 - \text{ن}} \\ &= 12 - \frac{8}{1 - 5} = 10 \end{aligned}$$

جـ - حساب دليل صعوبة البند (معامل السهولة - الصعوبة):

يمكن حساب معامل صعوبة البند عن طريق تعيين نسبة أفراد المجموعة الذين أجابوا عليه إجابة صحيحة، وبالتالي نسبة الذين أجابوا عليه إجابة خاطئة. ويمكن أن نقول: إن معامل سهولة البند يساوي نسبة الذين أجابوا عليه إجابة صحيحة أى أن:

$$\begin{aligned} \text{معامل السهولة} &= \frac{\text{عدد الإجابات الصحيحة}}{\text{ص} + \text{خ}} \\ \text{ومعامل الصعوبة} &= \frac{\text{عدد الإجابات الخاطئة}}{\text{ص} + \text{خ}} \end{aligned}$$

فإذا كان هناك أحد البنود في اختبار ما أجاب عليه ٣٦ فردا إجابة صحيحة، وكان عدد المجموعة كلها ٥٠ فردا (أى أن هناك ١٤ إجابة خاطئة).

$$\therefore \text{تصبح معامل سهولة البند} = \frac{36}{50} = 0,72$$

$$\text{ومعامل الصعوبة} = \frac{14}{50} = 0,28$$

$$\text{أو معامل الصعوبة} = 1 - 0,72 = 0,28$$

وفي الحقيقة يمكن أن نكتفى بأحد المعاملين بالنسبة للبند الواحد مثل معامل السهولة الذي يساوى نسبة الإجابات الصحيحة إلى الإجابات الكلية، فالبند الذي يجيب عليه ٩٠٪ إجابة صحيحة يعتبر من البنود السهلة، والبند الذي يجيب عليه ١٠٪ إجابة صحيحة يعتبر بندا صعبا.

ويجب أن نتذكر تصحيح معامل السهولة - الصعوبة من أثر التخمين، وذلك

بالمعادلة التالية:

$$\text{معامل السهولة بعد التصحيح} = \frac{\text{ص} - \frac{\text{فح}}{1 - \text{ن}}}{\text{ص} + \text{فح}}$$

حيث ص عدد الإجابات الصحيحة،

فح 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.

$$\therefore \text{معامل السهولة بعد التصحيح} = \frac{70 - \frac{30}{1 - 4}}{30 + 70} = 0,6$$

(مع ملاحظة أن المعامل قبل التصحيح = ٧٠، ٠)

ولكن في 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 في الصورة التالية:

$$\text{معامل السهولة بعد التصحيح} = \frac{\text{ص} - \frac{\text{ح}}{\text{ع}}}{\text{ك} - \text{ع}}$$

حيث ح العدد الكلى للمجموعة، ع عدد احتمالات الإجابة،
 ك عدد الافراد 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.

$$\therefore \text{معامل السهولة بعد التصحيح} = \frac{120}{300 - 30} - 150 = 0,44$$

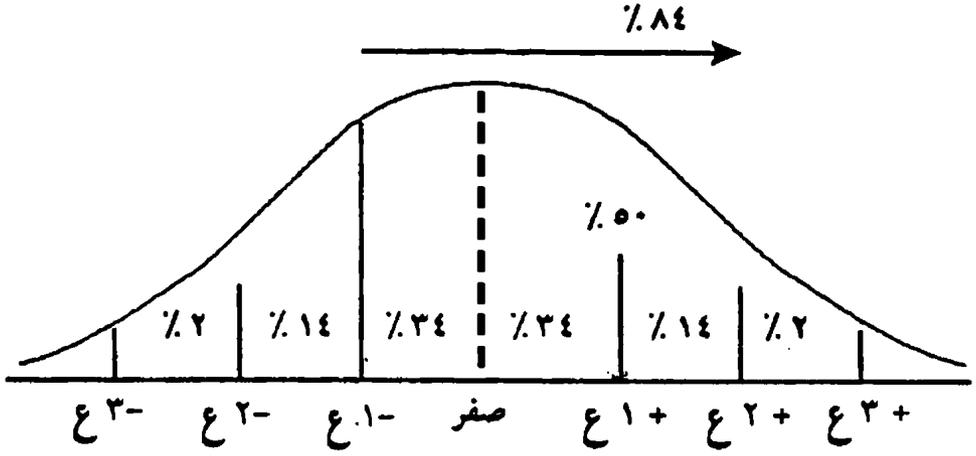
(لاحظ أنها نفس المعادلة السابقة إذ إن ح تضم الإجابات الصحيحة والخاطئة والمتروكة أو $\text{ح} = \text{ص} + \text{ع} + \text{ك}$)

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.

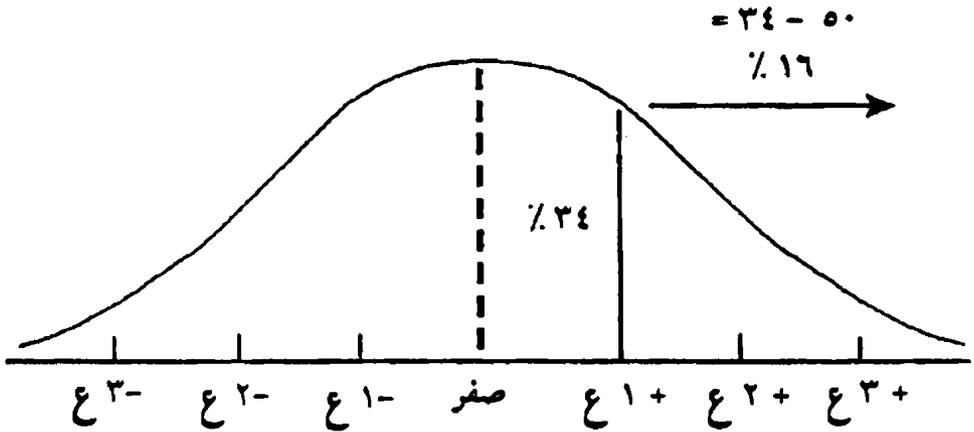
فإذا افترضنا أن القدرة التى يقيسها البند تتوزع توزيعا اعتداليا، فإنه يمكن التعبير عن درجة صعوبة/ سهولة البند بوحدة على مقياس للوحدات المتساوية، وذلك بالرجوع إلى جداول تكرارات المنحنى الاعتدالى.

فنحن نعلم أن حوالي ٣٤٪ من الحالات في التوزيع الاعتيادي على كلا الجانبين
(± ع١) - انظر الشكل



فإذا كان هناك بند من البنود أجاب عليه إجابة صحيحة ٨٤٪ من أفراد العينة، فإن هذا يعني أن ٥٠٪ فوق المتوسط، بالإضافة إلى ٣٤٪ الأقرب إلى هذه النسبة من النصف الثاني للمنحنى الاعتيادي أي $٨٤ = ٣٤ + ٥٠$ ، وعليه فإن هذا البند يقع عند (ع١-) أي وحدة انحراف معياري تحت المتوسط. أي 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 ع^١+ أو فوق المتوسط - 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 الاعتمالى 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:

$$\Delta = 13 + 4 \text{ س}$$

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:

$$\Delta = 13 + 4 \times -3 = 1$$

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)، وبالتالي عند تصحيح هذه القيمة فإننا نحصل على:

$$\Delta = 13 + 4 \times 3 = 25$$

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 :

$$\Delta = 13 + 4 \times \text{صفر}$$

$$13 =$$

وهذا يعنى أن وحدات Δ فى التعبير عن معامل سهولة / صعوبة البند تبدأ من ١ إلى

٢٥ بقيمة متوسطة مقدارها ١٣. (أنظر الجدول).

جدول معدل نسبة الإجابات الصحيحة (ص)

ونسبة الإجابات الخاطئة (خ) ووحدات الانحراف المعيارى المقابلة (س)

ص	خ	ص	خ	ص	خ	ص	خ	ص	خ	ص	خ
١,٢٣	٠,١١	٠,٨٩	٠,٧١	٠,٢٤	٠,٧٦	٠,٣٣	٠,٣٧	٠,٦٣	صفر	٠,٥٠	٠,٥٠
١,٢٨	٠,١٠	٠,٩٠	٠,٧٤	٠,٢٣	٠,٧٧	٠,٣٦	٠,٣٦	٠,٦٤	٠,٠٣	٠,٤٩	٠,٥١
١,٣٤	٠,٠٩	٠,٩١	٠,٧٧	٠,٢٢	٠,٧٨	٠,٣٩	٠,٣٥	٠,٦٥	٠,٠٥	٠,٤٨	٠,٥٢
١,٤١	٠,٠٨	٠,٩٢	٠,٨١	٠,٢١	٠,٧٩	٠,٤١	٠,٣٤	٠,٦٦	٠,٠٨	٠,٤٧	٠,٥٣
١,٤٨	٠,٠٧	٠,٩٣	٠,٨٤	٠,٢٠	٠,٨٠	٠,٤٤	٠,٣٣	٠,٦٧	٠,١٠	٠,٤٦	٠,٥٤
١,٥٦	٠,٠٦	٠,٩٤	٠,٨٨	٠,١٩	٠,٨١	٠,٤٧	٠,٣٢	٠,٦٨	٠,١٣	٠,٤٥	٠,٥٥
١,٦٥	٠,٠٥	٠,٩٥	٠,٩٢	٠,١٨	٠,٨٢	٠,٥٠	٠,٣١	٠,٦٩	٠,١٥	٠,٤٤	٠,٥٦
١,٧٦	٠,٠٤	٠,٩٦	٠,٩٦	٠,١٧	٠,٨٣	٠,٥٢	٠,٣٠	٠,٧٠	٠,١٨	٠,٤٣	٠,٥٧
١,٩٠	٠,٠٣	٠,٩٧	١,٠٠	٠,١٦	٠,٨٤	٠,٥٥	٠,٢٩	٠,٧١	٠,٢٠	٠,٤٢	٠,٥٨
٢,٠٦	٠,٠٢	٠,٩٨	١,٠٤	٠,١٥	٠,٨٥	٠,٥٨	٠,٢٨	٠,٧٢	٠,٢٣	٠,٤١	٠,٥٩
٢,٣٣	٠,٠١	٠,٩٩	١,٠٨	٠,١٤	٠,٨٦	٠,٦١	٠,٢٧	٠,٧٣	٠,٢٥	٠,٤٠	٠,٦٠
٣,٠٠	٠,٠٠	٠,٩٩٩	١,١٣	٠,١٣	٠,٨٧	٠,٦٤	٠,٢٦	٠,٧٤	٠,٢٨	٠,٣٩	٠,٦١
			١,١٨	٠,١٢	٠,٨٨	٠,٦٧	٠,٢٥	٠,٧٥	٠,٣١	٠,٣٨	٠,٦٢

مثال : لنفرض أن ص = ٠,٧ ، خ = ٠,٣

(عندما نزيد ص عن ٠,٥ فإن س تكون سالبة)

$$\therefore \Delta = 13 + 4 \times \text{س}$$

$$10,92 = 0,52 \times 4 + 13 =$$

وإذا كانت ص = ٣, ٠، خ = ٧, ٠
(عندما تقل ص عن ٥, ٠ تكون س موجبة)

$$\Delta \therefore ١٣ = ٠,٥٢ \times ٤ + ١٥,٠٨$$

لاحظ أن قيمة Δ تتراوح بين (١) منتهى السهولة، (٢٥) منتهى الصعوبة بحيث إذا

$$\text{تساوت ص، خ فإن } \Delta = ١٣ = ٤ \times \text{صفر} = ١٣$$

ويمكن حساب معامل صعوبة / سهولة البند بطريقة أخرى لاستدعى حساب النسبة المئوية للإجابة الصحيحة بين أفراد العينة ككل، ولكن يؤخذ الثلث الأعلى في مقابل الثلث الأدنى للعينة (غالباً ٢٧٪ الأعلى والأدنى حيث يمكن حساب معامل السهولة كما يلي :

$$\text{معامل السهولة} = \frac{ل + د}{ن}$$

حيث ل تدل على عدد الأفراد في الثلث الأعلى (أو الـ ٢٧٪ الأعلى) الذين أجابوا على البند إجابة صحيحة.

د تدل على عدد الأفراد في الثلث الأدنى (أو الـ ٢٧٪ الأدنى) الذين أجابوا على البند إجابة صحيحة.

ن عدد الأفراد في الثلث الأعلى أو الأدنى (أو الـ ٢٧٪)

ولتوضيح كيفية حساب معامل سهولة أحد البنود بهذه الطريقة نأخذ المثال التالي :

بعد تطبيق أحد الاختبارات على عينة عددها ١٠٠ ثم ترتيب الأفراد بناء على درجاتهم (في الاختبار) ترتيباً تنازلياً حيث بدأنا بأعلى درجة وانتهينا إلى أدنى درجة، وتم اختيار الـ ٢٧٪ الأعلى في مقابل الـ ٢٧٪ الأدنى لتعيين معامل سهولة / صعوبة البنود.

ففي حالة البند رقم ١٦ مثلاً أجاب عليه إجابة صحيحة من الفئة الأعلى ٢٠ فرداً، وأجاب عليه إجابة صحيحة من الفئة الأدنى ٤ أفراد. كم يكون معامل سهولة هذا البند؟

تطبق المعادلة السابقة حيث :

$$\begin{aligned} \text{معامل السهولة} &= \frac{٤ + ٢٠}{٢٧ \times ٢} \\ \text{إذ أن الفئة الأعلى أو الأدنى} & \text{ عددها ٢٧، العدد الكلي ١٠٠} \\ &= ٠,٤٤ \end{aligned}$$

$$\text{ومعامل الصعوبة} = \frac{23 + 7}{27 \times 2} = 0,56$$

$$\text{أو} = 1 - 0,44 = 0,56$$

وتعتبر هذه طريقة مختصرة وسريعة في 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 - 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 - حساب معامل تمييز البند (صدق البند):

يعتبر معامل تمييز البند أو قدرته على التمييز دليلا على صدقه، وخاصة إذا كان الأمر ينطوي على مقارنة طرفي القدرة التي يقيسها البند. وهناك طرق عديدة لحساب معامل التمييز، ولكن طريقة معامل الارتباط ثنائي التسلسل تعتبر هي الطريقة الدقيقة التي يمكن الاعتماد عليها (راجع الفصل الثاني): حيث معامل الارتباط ثنائي

$$\text{التسلسل} = \frac{23 - 13}{25 - 15} \times \frac{23 - 13}{25 - 15}$$

وقبل أن نشير إلى هذه الطريقة بالتفصيل هناك طريقة أخرى مختصرة وبسيطة يمكن استخدامها وتعطى نفس النتائج تقريبا، وتتلخص هذه الطريقة البسيطة في مقارنة الفئة الأعلى ٢٧ ٪ في مقابل الفئة الأدنى ٢٧ ٪ وتطبيق القانون التالي:

$$\text{معامل تمييز البند} = \frac{\text{ل} - \text{د}}{\text{ع}}$$

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،

ع عدد الأفراد في 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 ثنائي التسلسل فإن خطوات هذه الطريقة تكون على النحو التالي:

- ١ - نحسب نسبة الذين أجابوا إجابات صحيحة عن البند في الفئة الأعلى (معامل سهولة) ثم نصحح هذه النسبة من أخطاء التخمين.
- ٢ - نحسب نسبة الذين أجابوا إجابات صحيحة عن نفس البند في الفئة الأدنى (معامل سهولة) ثم نصحح هذه النسبة من أخطاء التخمين.
- ٣ - استخدام جداول فلانجان لإيجاد معامل التمييز مباشرة حيث تدل الأرقام الموجودة في الجدول على قيمة معامل الارتباط ثنائي 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) أي 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 هي ٠,١٨، حيث هي 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 في حالة ارتفاع معاملات التمييز.

ولكن نلفت انتباه القارئ إلى أن صدق الاختبار ككل يجب أن يحسب بعد تطبيقه على عينة أخرى غير تلك التي استخدمت في تعيين صدق الوحدات أو قدرتها على التمييز.

جدول فلانجان لتعيين درجة صدق البند (معامل تمييز البند)

الفئة الأعلى

٩٨	٩٤	٩٠	٨٦	٨٢	٧٨	٧٤	٧٠	٦٦	٦٢	٥٨	٥٤	٥٠	٤٦	٤٢	٣٨	٣٤	٣٠	٢٦	٢٢	١٨	١٤	١٠	٦	٢	
٩١	٨٨	٨٦	٨٤	٨٢	٨٠	٧٩	٧٧	٧٥	٧٣	٧٢	٧٠	٦٨	٦٦	٦٣	٦١	٥٨	٥٥	٥١	٤٨	٤٣	٣٧	٣٠	١٩	٠٠	٢
٨٨	٨٤	٨١	٧٨	٧٦	٧٣	٧١	٦٨	٦٦	٦٤	٦١	٥٩	٥٦	٥٣	٥٠	٤٧	٤٤	٤٠	٣٦	٣١	٢٦	١٩	١١	٠٠	٦	
٨٦	٨١	٧٧	٧٤	٧١	٦٨	٦٥	٦٣	٦٠	٥٧	٥٤	٥١	٤٨	٤٥	٤١	٣٨	٣٤	٣٠	٢٦	٢١	١٥	٠٨	٠٠	٠٠	١٠	
٨٤	٧٨	٧٤	٧٠	٦٧	٦٣	٦٠	٥٧	٥٤	٥١	٤٨	٤٥	٤٢	٣٨	٣٤	٣١	٢٧	٢٢	١٨	١٢	٠٧	٠٠	٠٠	٠٠	١٤	
٨٢	٧٦	٧١	٦٧	٦٣	٦٠	٥٦	٥٣	٤٩	٤٧	٤٣	٣٩	٣٦	٣٢	٢٨	٢٥	٢٠	١٦	١١	٠٦	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	١٨	
٨٠	٧٣	٦٨	٦٣	٦٠	٥٦	٥٢	٤٩	٤٥	٤٢	٣٨	٣٤	٣١	٢٧	٢٣	١٩	١٥	١٠	٠٦	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٢٢	
٧٩	٧١	٦٥	٦٠	٥٥	٥٥	٤٤	٤٤	٤١	٣٧	٣٣	٣٠	٢٦	٢٢	١٨	١٤	٠٩	٠٥	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٢٦	
٧٧	٦٨	٦٣	٥٧	٥٣	٤٩	٤٤	٤٠	٣٧	٣٣	٢٩	٢٥	٢١	١٧	١٣	٠٩	٠٤	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٣٠	
٧٥	٦٦	٦٠	٥٤	٤٩	٤٥	٤١	٣٧	٣٣	٢٩	٢٥	٢١	١٧	١٣	٠٩	٠٤	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٣٤	
٧٣	٦٤	٥٧	٥١	٤٧	٤٣	٣٧	٣٣	٢٩	٢٥	٢٠	١٦	١٣	٠٨	٠٤	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٣٨	
٧٢	٦١	٥٤	٤٨	٤٣	٣٨	٣٣	٢٩	٢٥	٢٠	١٦	١٢	٠٨	٠٤	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٤٢	
٧٠	٥٩	٥١	٤٥	٣٩	٣٤	٣٠	٢٥	٢١	١٦	١٢	٠٨	٠٤	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٤٦	
٦٨	٥٦	٤٨	٤٢	٣٦	٣١	٢٦	٢١	١٧	١٣	٠٨	٠٤	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٥٠	
٦٦	٥٣	٤٥	٣٨	٣٢	٢٧	٢٢	١٧	١٣	٠٨	٠٤	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٥٤	
٦٣	٥٠	٤١	٣٤	٢٨	٢٣	١٨	١٣	٠٩	٠٤	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٥٨	
٦١	٤٧	٣٨	٣١	٢٥	١٩	١٤	٠٩	٠٤	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٦٢	
٥٨	٤٤	٣٤	٢٧	٢٠	١٥	٠٩	٠٤	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٦٦	
٥٥	٤٠	٣٠	٢٨	١٦	١٠	٠٥	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٧٠	
٥١	٣٦	٢٦	١٨	١١	٠٦	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٧٤	
٤٨	٣١	٢١	١٢	٠٦	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٧٨	
٤٣	٢٦	١٥	٠٧	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٨٢	
٣٧	١٩	٠٨	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٨٦	
١٩	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٩٠	
٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٩٤	
٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٩٨	

الفئة الأدنى

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 يهين الفرصة لإعداد اختبار ثابت.

ويمكن حساب درجة ثبات البند بتطبيق المعادلة التالية:

$$\text{معامل الثبات (البند)} = \frac{C}{1 - C} \left(L - \frac{1}{C} \right)$$

حيث C عدد احتمالات الإجابة فى البند أو السؤال (الاختيارات)،

L أعلى تكرار نسبي فى هذه الاحتمالات.

فإذا كان لدينا أحد الأسئلة أو البنود الذى له خمسة احتمالات للإجابة وهى:

أ، ب، ج، 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 نسبي مثل:

التكرار النسبي	التكرار	على سبيل المثال	البند رقم (١٦)
٠,٠٧	٢٠	(أ)	الاحتمال
٠,١٧	٥٠	(ب)	الاحتمال
٠,١٣	٤٠	(ج)	الاحتمال
٠,٥٠	١٥٠	(د)	الاحتمال
٠,١٣	٤٠	(هـ)	الاحتمال

١,٠٠

٣٠٠

المجموع

∴ يكون في حالة هذا السؤال أعلى تكرار نسبي (ل) = 0,5 .

$$\therefore \text{درجة ثبات السؤال} = \frac{0}{1-0} (0,5 - \frac{1}{0})$$

$$= \frac{0}{4} \times 0,3 = 0,38 \text{ تقريبا}$$

وهناك طريقة أخرى لتعيين ثبات البند عن طريق إعادة تطبيق الاختبار وتسجيل نتائج الإجابات على البند في التطبيق الأول ثم التطبيق الثاني، وحساب معامل الارتباط الرباعي الذي يدل على درجة ثبات البند.

و - حساب الانحراف المعياري للبند:

يمكن حساب الانحراف المعياري للبند بعد حساب معامل السهولة والصعوبة من المعادلة التالية:

$$\sqrt{\text{معامل السهولة} \times \text{معامل الصعوبة}} = \text{الانحراف المعياري للبند}$$

فإذا كان معامل السهولة لأحد البنود = 0,7

∴ معامل الصعوبة = 0,3

$$\text{ويصبح الانحراف المعياري للبند هو } \sqrt{0,7 \times 0,3} = 0,46$$

ويكون تباين البند = 0,21 أي معامل السهولة × معامل الصعوبة، ويجب أن نوضح للقارئ أن أعلى قيمة للتباين هي 0,25، وهي حاصل ضرب معامل السهولة = 0,5 ومعامل الصعوبة = 0,5، وتباين البند أو السؤال يدل على تمييز هذا البند للفروق الفردية في القدرة التي يقيسها، فكلما ازداد التباين (أي اقترب من 0,25) كان البند أقدر على تمييز هذه الفروق الفردية وإظهارها، وهذا ما يجب أن يؤخذ في الاعتبار عند اختيار البنود.

ز - حساب علاقة البند بالاختبار ككل (التناسق الداخلي):

في بعض الأحيان يفكر الباحث في حساب معاملات الارتباط البينية لأسئلة الاختبار أو بنوده؛ من أجل تعيين التناسق الداخلي للاختبار، والحقيقة أن هذه عملية يجب أن يقوم بها الحاسب الآلي؛ لأنه عند حساب معاملات الارتباط البينية للاختبار مكون من 50 بنداً على سبيل المثال فإن هذا يعني حساب 1225 معامل ارتباط

$$(1225 = \frac{49 \times 50}{1 \times 2})$$

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 هي صفر، ١ - والمثال التالي يوضح الفكرة.

لنفترض أننا الاختبارات مكون من عشرين سؤالاً، والمطلوب تعيين مدى ارتباط كل بند من هذه البنود (الأسئلة) العشرين بالاختبار ككل. ولذلك سوف نتبع الخطوات التالية :

١- نحسب الانحراف المعياري لدرجات الاختبار ككل (وليكن ٣, ٢٤).

٢- نعين متوسط درجات الأفراد (في الاختبار ككل) الذين أجابوا إجابة صحيحة على البند (وليكن ١٢ = ٣٤, ٦).

٣- نعين متوسط درجات الأفراد (في الاختبار ككل) الذين أجابوا إجابة خاطئة على البند (وليكن ٢٢ = ٢٩, ٤).

٤- نعين معامل سهولة البند وليكن ١ = ٠, ٦، ومعامل صعوبة وليكن ٣ = ٠, ٤.

٥- نطبق القانون التالي :

$$\text{معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص} = \frac{22 - 12}{3} \times \frac{0,4 \times 0,6}{\sqrt{0,4 \times 0,6}} = 0,78$$

ويدل ذلك على ارتباط عال بين هذا البند ودرجات الاختبار ككل.

ولكن يجب أن نأخذ في اعتبارنا أثر التداخل بين البند وبقيّة بنود الاختبار Part-whole overlap لذلك لا بد أن نلجأ إلي تصحيح هذا المعامل ويمكن ذلك باستخدام القانون التالي مباشرة :

$$\text{معامل الارتباط الثنائي P.B.S.} = \left(\frac{r_{c-x}}{\sqrt{1 - r_{c-x}^2}} \right) \left(\frac{r_{n-x}}{\sqrt{1 - r_{n-x}^2}} \right)$$

حيث ن	عدد بنود الاختبار
ر	معامل الارتباط الثنائي قبل (التصحيح)
ع	الإنحراف المعياري للدرجات الاختبار
ص	نسبة الإجابات الصحيحة على البند، خ نسبة الإجابة الخاطئة

لنأخذ المثال التالي

اختبار مكون من (٨) بنود طبق على (١٠) أفراد

$$r = 0,51 \text{ (بين البند والاختبار ككل)}$$

تباين الدرجات = ٦

$$\text{ص (بالنسبة للبند)} = 0,8 \quad \text{ع} = 2,45$$

$$\text{مج ص خ (لجميع البنود)} = 1,72$$

$$0,44 = \left(\frac{0,16\sqrt{0,51} - 2,45 \times 0,51}{1,72 - 6\sqrt{0,51}} \right) \left(\frac{8}{7} \sqrt{0,51} \right) = \text{P.B.S.} \therefore$$

لاحظ ٠,٥١ قبل التصحيح ، ٠,٤٤ بعد التصحيح

لا بد 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 في اعتبارنا بعض الملاحظات

العملية من واقع الخبرة، ويمكن أن نشير إليها فيما يلي :

- يفضل اختيار البنود ذات الصيغة الواحدة، حتى يسهل ذلك التحليلات الإحصائية المطلوبة

في المراحل التالية.

- يجب اختيار البنود ذات درجة الصدق (التمييز) ودرجة الثبات العالية.

- يجب اختيار البنود ذات التباين 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 سهولة يتراوح بين ٠,٢٥ - ٠,٧٥ ، حوالى ٢٥ ٪ من البنود ذات معامل سهولة أكبر من ٠,٧٥ ، حوالى ٢٥ ٪ من البنود ذات معامل سهولة أقل من ٠,٢٥ .

٧- إعداد جداول المعايير.

وهذه خطوة أخرى من الخطوات المهمة فى بناء الاختبارات وإعدادها للاستخدام والتطبيق، إذ إن إعداد جداول المعايير يعتبر خطوة مكملة فى تقنين الاختبارات بعد تعيين معامل الصدق والثبات، كما يعتبر أيضا - وهذا مهم - إعدادا للاختبار للاستخدام فى مجموعات وعينات أخرى غير تلك المجموعة أو العينة التى استخدم فيها للمرة الأولى، وهذا يبرز أهمية إعداد جدول المعايير والدرجات المعيارية بالنسبة للاختبارات. وهناك عدة أنواع من المعايير أو الدرجات المعيارية نتعرض بعضها وكيفية حسابها فى الفقرات التالية:

أ - المعايير المئينية (الرتب المئينية) Percentiles:

المئينيات هى عبارة عن نقط معينة فى توزيع مستمر تقع تحتها (أو تسبقها) نسبة مئوية معينة من المجموعة أو العينة التى نتعامل مع درجاتها. ونشير الآن إلى الرتبة المئينية للفرد على أنها مكان الفرد على تدرج من ١٠٠ تؤهله له الدرجة التى يحصل عليها فى هذا التوزيع، ويمكن حساب الرتبة المئينية بطريقتين:

١ - من الجدول التكرارى:

- يتم تبويب الدرجات التى حصل عليها الأفراد فى الاختبار فى جدول تكرارات على النحو التالى. (مثال سابق):

الدرجات	التكرارات
١٤٠ - ١٤٤	١
١٤٥ - ١٤٩	٣
١٥٠ - ١٥٤	٢
١٥٥ - ١٥٩	٤
١٦٠ - ١٦٤	٤
١٦٥ - ١٦٩	٦
١٧٠ - ١٧٤	١٠
١٧٥ - ١٧٩	٨
١٨٠ - ١٨٤	٥
١٨٥ - ١٨٩	٤
١٩٠ - ١٩٤	٢
١٩٥ - ١٩٩	١

المجموع ٥٠

- إذا أردنا أن نعين الرتبة المثينة للفرد الذي حصل على الدرجة ١٦٣، فإننا نلاحظ أن هذه الدرجة تقع في فئة الدرجات ١٦٠ - ١٦٤ حيث يسبقها عشر درجات (٤ + ٢ + ٣ + ١).

نلاحظ كذلك أن هذه الفئة من الدرجات (١٦٠ - ١٦٤) يقع فيها ٤ درجات (انظر الجدول) وحيث إن مدى هذه الفئة = ٥
 $\therefore \frac{4}{5} = 0,8$ وهي 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 أي أن $0,8 \times 3,5 = 2,8$ درجة حقيقية.

تضاف الدرجات العشر التي سبقت هذه الفئة إلى هذه الدرجات الحقيقية

$\therefore 10 + 2,8 = 12,8$ (الكمية من العدد الكلي التي تقع قبل الدرجة ١٦٣).

$$\therefore \frac{12,8}{50} \times 100 = 25,6 = 26\%$$

أى أن الدرجة ١٦٣ يقابلها ٢٦ الرتبة المئينية.

وللتلخيص:

١ - نعين الفئة التى تقع فيها الدرجة المطلوب تعيين الرتبة المقابلة لها ونعين الحد الأدنى لها (ح).

٢ - نقسم تكرار الدرجات فى الفئة على المدى نحصل على (د).

٣ - نوجد الفرق بين الدرجة والحد الأدنى للفئة (س).

٤ - نوجد المقدار (س × د) + ح حيث ح مجموع التكرارات التى تسبق الفئة.

٥ - نحسب الرتبة المئينية من القانون التالى:

$$\text{الرتبة المئينية} = 100 \times \frac{\text{س} \times \text{د} + \text{ح}}{\text{ن}}$$

حيث ن العدد الكلى للمجموعة.

(احسب بنفس الطريقة الرتب المئينية للدرجات ١٥٢ ، ١٧٢ ، ١٨٧).

٢ - 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:

$$\text{الرتبة المئينية} = 100 - \frac{100 - \text{ر}}{\text{ن}}$$

حيث ر الرتبة، ن حجم العينة أو المجموعة، فإذا كان عدد المجموعة ٨٠ ورتبة الفرد هى ١٠ (العاشر) فإن الرتبة المئينية Percentile Rank المناظرة

$$= 100 - \frac{100 - (10 \times 100)}{80} = 88 \text{ تقريبا}$$

وإذا كان عدد الأفراد ١٠٠ والفرد يحتل الرتبة الأولى (١) تصبح الرتبة المئينية

$$\text{المناظرة هى} = 100 - \frac{100 - 1 \times 100}{100} = 99,8 \text{ تقريبا}$$

أما الفرد الذى يحتل الرتبة الأخيرة (١٠٠) فإن الرتبة المئينية المناظرة لرتبة

$$٠,٥ = \frac{٥٠ - (١٠٠ \times ١٠٠)}{١٠٠} - ١٠٠ =$$

ولهذا، فإننا نقول إنه فى الرتب المئينية لا يحصل أحد على الرتبة المئينية ١٠٠ أو الرتبة المئينية صفر (لاحظ حجم العينة ن).
ب - الدرجات المعيارية:

يمكن تحويل الدرجات الخام إلى درجات انحرافية بوحدة الانحراف المعيارى تسمى درجات زيتا (Z) ويمكن أن تحسب من القانون التالى:

$$\frac{م - س}{ع} = Z$$

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

$$٢,٥ = \frac{٣٠ - ٢٠}{٤} = Z$$

وإذا كانت الدرجة الخام ١٠ تصبح الدرجة المعيارية

$$٢,٥ - = \frac{٢٠ - ١٠}{٤} = Z$$

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 +

ع = ١

جـ - الدرجات المعيارية المعدلة : (الدرجة التائية)

اقترحت هذه الدرجة للتغلب على الإشارة السالبة والقيم الكسرية التى لوحظت فى درجات زيتنا. 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 = 10 والمتوسط

= 50، ومن ثم يصبح القانون:

$$س^- = \frac{10}{ع} (س - م) + 50$$

$$\text{أو } س^- = \frac{10(س - م)}{ع} + 50$$

وبمعنى آخر فإن درجة زيتنا $10 \times 50 +$ تساوى الدرجة المعيارية المعدلة - 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 المعياري ٢٠، ومتوسطه ١٠٠ وبذلك يتم تحويل الدرجات الخام إلى هذه الدرجات (المعايير) الخربية عن طريق القانون

$$س = \frac{٢٠}{ع} (س - م) + ١٠٠$$

حيث س هي الدرجة المعيارية الخربية

ع الانحراف المعياري للدرجات المعدلة أو المطلوبة = ٢٠

س الدرجة الخام،

م متوسط توزيع الدرجات الخام،

ع الانحراف المعياري للدرجات الخام.

وكذلك الدرجات المعيارية المعدلة (التائية) الجامعية C. E. E. B وهي نوع آخر

من هذه الدرجات متوسطة ٥٠ وانحرافه المعياري ١٠٠، وبذلك يصبح تحويل الدرجات الخام كما يلي:

$$س = \frac{١٠٠}{ع} (س - م) + ٥٠$$

(لاحظ أنه كلما زادت قيمة الانحراف المعياري في توزيع الدرجات المعدلة زادت

حساسية المقياس. فبدلاً من تقسيم قاعدة المنحنى إلى ١٠ أجزاء تنقسم إلى ٢٠ جزءاً أو ١٠٠ جزءاً).

د - الدرجات التائية المعيارية T - Scores

هذه الدرجات عبارة عن درجات اعتدالية مقننة محولة إلى توزيع متوسطه ٥٠،

وانحرافه المعياري ١٠ وهي بذلك تختلف عن الدرجات المعيارية المعدلة التي سبق الإشارة إليها إذ إنها تحول توزيع الدرجات الخام إلى توزيع اعتدالي.

ويمكن حساب هذه الدرجات على النحو التالي:

(١) يتم تجهيز الدرجات في جدول نكداي يضم الدرجات والتكرارات المقابلة

لها والتكرار التامكي، مثال

الدرجة التالية (٦)	النسبة المئوية % (٥)	التكرار التراكمي المعدل (٤)	التكرار التراكمي (٣)	التكرار (٢)	درجات الاختبار (١)
٧٤	٩٩,٢	٦١,٥	٦٢	١	١٠
٦٧	٩٥,٢	٥٩	٦١	٤	٩
٦١	٨٧,١	٥٤	٥٧	٦	٨
٥٦	٧٤,٢	٤٦	٥١	١٠	٧
٥٢	٥٩,٧	٣٧	٤١	٨	٦
٤٨	٤٢,٧	٢٦,٥	٣٣	١٣	٥
٤١	١٧,٧	١١	٢٠	١٨	٤
٢٩	١,٦	١	٢	٢	٣

عدد المجموعة ٦٢

ولتوضح هذا الجدول نجد أنه:

- في العمود رقم (١) سجلت درجات الاختبار (١٠، ٩، ٨، ...).
- في العمود رقم (٢) سجل التكرار أمام كل درجة أى أن عدد الذين حصلوا على ٩ هم ٤ وهكذا.
- في العمود رقم (٣) حسب التكرار التراكمي من الدرجة الأدنى إلى الأعلى - مثلاً أمام الدرجة ٥ وضع الرقم ٣٣، وهذا يعنى $٣٣ = ١٣ + ١٨ + ٢$ وهكذا حتى نصل إلى ٦٢ أمام الدرجة ١٠.

- في العمود رقم (٤) يتم تعديل التكرار التراكمي بمعنى أن يؤخذ التكرار التراكمي السابق، ويضاف إليه $\frac{1}{p}$ عدد التكرار الموجود أمام الدرجة. نجد أن أمام الدرجة (١٠) تكراراً تراكمياً معدلاً هو ٦١,٥ وهذه عبارة عن التكرار التراكمي السابق للدرجة (١٠) وهو ٦١ (أمام ٩) ويضاف إليه $\frac{1}{p}$ التكرار الموجود أمام الدرجة (١٠) وهو ١ أى $\frac{1}{p}$ ، وعليه يصبح التكرار التراكمي المعدل للدرجة (١٠) هو $٦١ + \frac{1}{p} = \frac{1}{p} + ٦١$.

وأمام الدرجة (٨) نجد أن التكرار التراكمى المعدل هو ٥٤ وهو عبارة عن التكرار السابق (أى الموجود أمام ٧) ومقداره ٥١ بالإضافة إلى $\frac{1}{4}$ التكرار الموجود أمام (٨) وهو ٦ أى ٣، فيصبح $٥٤ = ٣ + ٥١$ ، وهكذا بالنسبة لبقية لدرجات يمكن حساب التكرار التراكمى المعدل بنفس الطريقة التى أشرنا إليها.

- فى العمود رقم (٥) يحول هذا التكرار التراكمى المعدل إلى نسب مئوية.

$$\text{بحيث } \frac{٦١,٥}{٦٢} \times ١٠٠ = ٩٩,٢ \%$$

$$\frac{٣٧}{٦٢} \times ١٠٠ = ٥٩,٧ \%$$

وهكذا نحسب هذه النسب فى العمود رقم (٥)

بعد ذلك تحول هذه النسب المئوية إلى درجات تآ 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 الاعتنالى إلى ١١ قسما)

$$\therefore \text{الدرجة الجيمية} = \frac{٢}{ع} (س - م) + ٥$$

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 الاعتنالى إلى تسعة أقسام بحيث تكون الوحدة هى $\frac{1}{٣}$ ع .

ز - الدرجات السباعية المعيارية Staseven :

اقترح هذا النوع من الدرجات فؤاد البهى بحيث يقسم قاعدة المنحنى الاعتنالى 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)

الدرجة	النسبة	الدرجة	النسبة	الدرجة	النسبة
٦٦	٩٤,٥٢	٣٨	١١,٥١	١٠	,٠٠٣٢
٦٧	٩٥,٥٤	٣٩	١٣,٥٧	١١	,٠٠٤٨
٦٨	٩٦,٤١	٤٠	١٥,٨٧	١٢	,٠٠٧
٦٩	٩٧,١٣	٤١	١٨,٤١	١٣	,٠١١
٧٠	٩٧,٧٢	٤٢	٢١,١٩	١٤	,٠١٦
٧١	٩٨,٢١	٤٣	٢٤,٢٠	١٥	,٠٢٣
٧٢	٩٨,٦١	٤٤	٢٧,٤٣	١٦	,٠٣٤
٧٣	٩٨,٩٣	٤٥	٣٠,٨٥	١٧	,٠٤٨
٧٤	٩٩,١٨	٤٦	٣٤,٤٦	١٨	,٠٦٩
٧٥	٩٩,٣٨	٤٧	٣٨,٢١	١٩	,٠٩٧
٧٦	٩٩,٥٣	٤٨	٤٢,٠٧	٢٠	,١٣
٧٧	٩٩,٦٥	٤٩	٤٦,٠٢	٢١	,١٩
٧٨	٩٩,٧٤	٥٠	٥٠,٠٠	٢٢	,٢٦
٧٩	٩٩,٨١	٥١	٥٣,٩٨	٢٣	,٣٥
٨٠	٩٩,٨٦٥	٥٢	٥٧,٩٣	٢٤	,٤٧
٨١	٩٩,٩٠٣	٥٣	٦١,٧٩	٢٥	,٦٢
٨٢	٩٩,٩٣١	٥٤	٦٥,٥٤	٢٦	,٨٢
٨٣	٩٩,٩٥٢	٥٥	٦٩,١٥	٢٧	١,٠٧
٨٤	٩٩,٩٦٦	٥٦	٧٢,٥٧	٢٨	١,٣٩
٨٥	٩٩,٩٧٧	٥٧	٧٥,٨٠	٢٩	١,٧٩
٨٦	٩٩,٩٨٤	٥٨	٧٨,٨١	٣٠	٢,٢٨
٨٧	٩٩,٩٨٩٠	٥٩	٨١,٥٩	٣١	٢,٨٧
٨٨	٩٩,٩٩٢٨	٦٠	٨٤,١٣	٣٢	٣,٥٩
٨٩	٩٩,٩٩٥٢	٦١	٨٦,٤٣	٣٣	٤,٤٦
٩٠	٩٩,٩٩٦٨	٦٢	٨٨,٤٩	٣٤	٥,٤٨
		٦٣	٩٠,٣٢	٣٥	٦,٦٨
		٦٤	٩١,٩٢	٣٦	٨,٠٨
		٦٥	٩٣,٣٢	٣٧	٩,٦٨

ويجب أن نأخذ في اعتبارنا أن الدرجات المعيارية التي يستخدمها الباحث لا بد أن تكون عملية وسهلة التداول، ولهذا فإن أكثر المعايير المستخدمة انتشاراً هي الرتب المثنوية والدرجات المعيارية المعدلة (الثائية)، والدرجات الثائية المعيارية.

وللتلخيص فإن الخطوات الأساسية لبناء الاختبار هي:

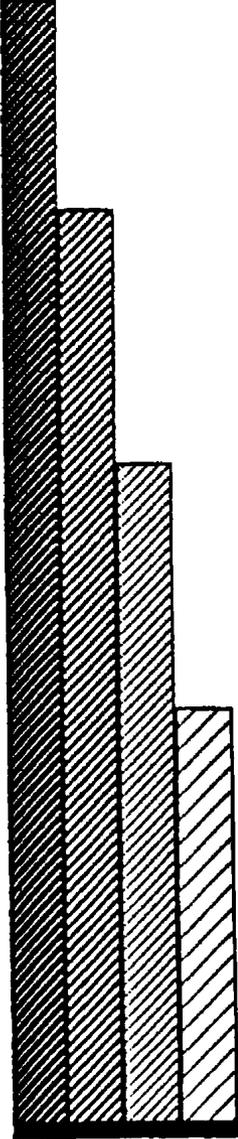
- ١ - تحديد القدرة أو السمة المطلوب قياسها.
 - ٢ - تعريف القدرة أو السمة تعريفاً إجرائياً.
 - ٣ - تحليل القدرة أو السمة تحليلاً إجهادياً.
 - ٤ - تحديد أوزان عناصر القدرة أو السمة.
 - ٥ - اقتراح البنود أو الوحدات.
 - ٦ - تحليل البنود: تصحيح أثر التخمين - دليل الصعوبة - القدرة على التمييز أو الصدق - الثبات - التباين - علاقة البند بالاختبار ككل.
 - ٧ - تقنين الاختيار: تعيين صدق الاختبار - وثباته - إعداد جداول المعايير.
- وهذه الخطوات كما سبق أن أشرنا تعتبر من المهارات الأساسية التي يجب أن يتدرب عليها دارس القياس النفسي جيداً، وبالذات النواحي التطبيقية منها.

المراجع

- ١ - فؤاد البهى السيد: علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى - دار الفكر العربى . ١٩٩٦
- ٢ - محمد خليفة بركات: علم النفس التعليمى : القياس النفسى والتربوى - 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 والقدرات دون أن نشير فى تقدير وثناء إلى تلك المدرسة التى تكونت فى أوربا فى أوائل هذا القرن من أجل دراسة القدرات الإنسانية 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 كانت هناك مجموعة من المفاهيم التى استمرت لفترة طويلة عن عقل الإنسان وتركيبه ووظيفته، وربما كان أهم هذه المفاهيم جميعاً مفهوم الملكات، أو قوى العقل على أنها المسئولة عن سلوك الإنسان، ومستوى 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 وغير ذلك ويعنى آخر أصبح لكل نمط من أنماط سلوك الإنسان ملكة خاصة به. وانتظمت هذه المعلومات والمعارف انتظاماً منطقياً لتكوّن ما يسمى بعلم دراسة «العقل والمخ» Phrenology وأساسياته أن مخ الكائن الحى - الإنسان طبعاً مقسم إلى عدة مناطق، وكل منطقة من هذه المناطق تقوم على خدمة ملكة من ملكات العقل التى أشرنا إلى بعض منها

وكان هناك مسلّم آخر وهو أن حجم هذه المنطقة هو الذى يدل على قوة الملكة التى تتصل بها، فإذا كان الحجم كبيراً كانت الملكة قوية، والعكس صحيح وكان من الواضح أن أياً من المشتغلين بهذا العلم لن يكون قادراً على تحديد حجم مناطق المخ داخلياً أو تشريحياً، ومن ثم أصبحت أبعاد الجمجمه من الخارج هى الدلالة على قوة الملكات بالمناطق المختلفة فى مخ الإنسان

وبناء على ذلك فقد أصبح علم دراسة العقل والمخ هو هى الحقيقة «دراسة» أبعاد جمجمة الإنسان للاستدلال على قواه العقلية والملكات التى تمثل هذه القوى، ومهد ذلك لعلم آخر هو علم القياس حيث كانت وسيلته «التمرس» فى وجه الفرد، وقسماته، وشكل جمجمته لإعطاء تصور كامل شامل عن قواه وقدراته

وسيطر مفهوم «الملكات» على تفكير المتخصصين فى مجالات التربية والفلسفه وعلم النفس، وما يتصل بها من معارف أخرى، إلا أنه لم يكن هناك أى معرفة كاملة واضحة عن طبيعة هذه الملكات وبساتنها وبذلك يمكن أن نضرب إن «مفهوم الملكات»

لم يكن له الموضوعية العلمية الكافية لأن ترتفع به إلى مستوى النظرية في علم النفس كعلم موضوعي، وعلى الرغم من هذا فقد كان لمفهوم الملكات مجموعة من التطبيقات التربوية في 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 في هذه الأثناء هو مفهوم «تدريب الملكات» حيث بنيت عليه جميع الأنشطة المدرسية والبرامج التعليمية. فأدخلت مادة التربية البدنية في 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 في دراسة الذكاء والقدرات نشير إلى (تصور) آخر كان له الكثير من الأنصار والمؤيدين سواء على مستوى الإنسان العادي 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، وهي 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 الخرافي فإن العمليات العقلية تصبح هي عمليات استقبال المعلومات والمواد العقلية ثم القيام (بتسكينها) في 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 في ثناياه عن الخبرات السابقة، ويظل يبحث إلى أن يجد خبرة سابقة تتشابه مع الخبرة الجديدة؛ حيث يتم استدعاؤها ويستخدمها في معالجة الخبرة الجديدة وتنظيمها.

وهناك تصورات أخرى عديدة لا تخرج من محتواها ومنهجها عن كونها تصورات استبطانية لم تقم على دليل تجريبي أو قياس موضوعي .

نعود الآن إلى تلك المدرسة العلمية الموضوعية التي تكونت في فرنسا وفي إنجلترا في بداية هذا القرن، ونحاول أن نصف الإطار العام الذي حدد نشاط هذه المدرسة، وخاصة في إنجلترا، على أن يكون هذا الوصف في مجموعة محددة متبلورة من المفاهيم حتى يسهل بعد ذلك فهم اتجاه حركة القياس العقلي واختبارات الذكاء والقدرات .

أ - مفاهيم الذكاء والقدرات،

تعددت المفاهيم المختلفة للذكاء والقدرات وإن كانت جميعها - أو بمعنى أدق جميع ما نختص به الآن - يهدف إلى تحديد موضوعي يؤدي إلى عملية قياس الذكاء . وهذه المفاهيم قد تعتمد على النواحي البنائية أو المظاهر الأداة لذكاء الإنسان وقدراته .

بعض المفاهيم يرى أن الذكاء يمكن أن يحدد في إطار التكوين التشريحي، والنشاط الفسيولوجي للجهاز العصبي، وخاصة مجموعة الخلايا التي تكون الطبقة العليا من المخ وتسمى طبقة القشرة Brain Cortex . فقد أجريت بعض التجارب (أيضا في 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 ضعاف العقول . وتتفق هذه النتائج أيضا مع أبحاث «شرنجتون»؛ حيث وجد أن خلايا قشرة المخ عند ضعاف العقول أقل من حيث العدد عنها في حالة العاديين .

كما أن هناك مدخلا آخر ضمن إطار هذا المفهوم حيث يمكن تفسير الذكاء عن طريق عدد الوصلات العصبية التي تصل بين خلايا المخ لتكوين الشبكة العصبية أو الألياف العصبية . وهذا ما أشار إليه ثورندايك ١٩٢٤؛ حيث يفترض أن نسبة الوصلات العصبية في حالة الشخص العبقري إلى الشخص العادي إلى ضعيف العقل كما يلي : (وذلك من حيث العدد)

العبقري : العادي : ضعيف العقل

٦٧ : ١٧ : ١

وحقيقة الأمر أن هذا الاتجاه في محاولة تفسير الذكاء في إطار مفاهيم فسيولوجية أو عصبية يقوى في الفترة الأخيرة من القرن العشرين، وخاصة فيما يتصل بنشاط الحامض النووي الخلوي (D. N. A) من حيث التزايد في خلايا قشرة المخ ثم تناقصه بعد ذلك .

وكذلك فيما يتصل بالنشاط الكهروكيميائي لخلايا المخ، وخاصة الطاقة الشوكية سريعة التحويل أو الطاقة التشعبية بطيئة التحويل، وهما نوعان من الطاقة الحيوية تخص الخلية العصبية بالإضافة إلى ذلك فإننا نتوقع بين لحظة وأخرى الإضافات الجديدة التي يقدمها المختصون في الفسيولوجيا العصبية فيما يختص بنشاط ووظيفة جهاز الإيقاظ متعدد الوظائف N. B. S أو جهاز التحويل غير النوعي، وهذا الجهاز عبارة عن تجمع خلوي في المخ يعتبر نشاطه وفعاليته أساساً لنشاط وفعالية خلايا قشرة المخ. . وهذه بدورها مسئولة عن النشاط العقلي للفرد

وهناك مفاهيم أخرى تدور حول المظاهر السلوكية للذكاء، أو ما يمكن أن يطلق عليه السلوك الذكي، حيث يمكن تفسير الذكاء في 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 في 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 بينه 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 الإبداعي الإنتاجي.

وفي 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 الذهني الذي يتميز بالنواحي التالية:

الصعوبة: بمعنى ارتفاع درجة النشاط الذهني الذي يدل على الذكاء، فوحدة الاختبار التي تدل على الذكاء المبكر فى سن مبكرة (الطفولة مثلاً) قد تدل على مجرد الأداء السريع فى سن الرشد أو البلوغ.

التعقيد: بمعنى عدد الأداءات التي يتمكن الفرد من القيام بها بنجاح فى مستوى معين من مستويات الصعوبة، ويمكن تفسير ذلك بعدد الوحدات أو البنود (من الاختبار) التي يستطيع المفحوص أن يجيب عليها إجابة صحيحة.

التجريد: بمعنى القدرة على التعميم واستنتاج القانون واستخدام الرمز العددي 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 توجيهها هادفاً من أجل الوصول إلى حالة الاتزان مع عناصر الموقف أو المشكلة.

القيم الاجتماعية، وهذه تدل على الجوانب الاجتماعية في السلوك الذكي 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 الانفعالي، وهذه نقطة تؤكد على كلية سلوك الفرد.

(١) والحقيقة أن بداية تحديد الإطار تحديداً واضحاً كانت عندما أشار «تشارلس سيرمان» (١٨٦٣ - ١٩٤٥) إلى مفهوم القدرة الفطرية العامة، وقد كان أول من استخدم طريقة التحليل العاملي (كمنهج رياضى) فى البحث عن مفهوم هذه القدرة وتكوينها وعلاقتها بالمتغيرات الأخرى؛ ولهذا فإن «سيرمان» 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 «سيرمان» بحثاً عن «الذكاء العام وموضوعية قياسه» وورد فى دراسته ما يلى:

«إن التجارب التى أجريت على مجموعات كثيرة من أطفال المدارس حيث تم استخدام منهج التحليل العاملي أوضحت أن كل فروع الأنشطة الذهنية تشترك جميعاً فى عامل واحد (أو مجموعة من العوامل) فى حين أن العناصر النوعية من الأنشطة تبدو متباينة فى كل حالة عن الحالة الأخرى. كما يتضح أيضاً 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 تشعبها بهذا العامل العام».

هذا ما ورد فى دراسة «سيرمان» وما سُمى بنظرية العاملين (العامل العام والعامل الخاص)، وما يمكن أن نستنتجه هو أن كل عمل أو نشاط عقلى لا بد أن يكون مشعباً بدرجة معينة بعامل الذكاء العام الذى صاغ «سيرمان» نظريته على أساس وجوده.

ومن أجل أن يؤكد «سبيرمان» أصالة ما توصل إليه لمجد أنه يقارن بين نظريته هذه وبين ثلاث نظريات سابقة له .

وهذه النظريات الثلاث أولها تؤكد وجود قدرة واحدة فقط، ولا وجود لشيء غيرها وهي (قدرة) الذكاء التي تسيطر على كل نشاط ذهني 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 نوعي يتعلق بكل موقف على حدة .

وبهذا نجد فعلا أن «سبيرمان» قد ميز بوضوح بين نظرية العاملين التي اقترحها، وبين الاتجاهات الثلاثة في فهم الذكاء والقدرات . ويمكن أن نتفق مع فرونون فيما قاله عن هذه النظريات بحيث لو أخذت كما هي نصا وحرفا لأصبح استخدامها في 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 «فرونون» السابقة هي إشارة ذكية؛ حيث صنف عمل نظرية العاملين في تفسير وجود عامل عام جدا هو الذكاء وعامل خاص جدا أو نوعي وهو ما يختص بالاختبار في حد ذاته . ولكن «سبيرمان» كان يقبل بصعوبة بالغة أن هناك قدرات طائفية أو قدرات خاصة مستقلة عن الذكاء العام - 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 عدده 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 العددي 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 أسماه 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 شئ والقدرة على الحركة شئ 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 (حوالي ١٠٠٠) سبعة اختبارات لفظية وثمانية اختبارات غير لفظية يفترض فيها جميعا أنها تقيس الذكاء. بمعنى العامل العام الذي أشار إليه «سيرمان» 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 جميعها ببعضها ببعض (١٥ اختبارا). بينما يقوم العنصر الثاني (عامل اللغة) بربط الاختبارات السبعة اللفظية. ولكنه - أي الباحث - لم يشر بالنفي 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«فرنون» وغيرهم. فقد كان أول من أشار بدقة ووضوح إلى ما سماه عامل التصور البصرى المكاني (العامل ك) وكان ذلك بناء على دراسته التي أجراها على مجموعة من أطفال المدرسة الابتدائية.

ووجد «القوصى» أن هناك مجموعة من التشعبات بالعامل العام تتساوى تقريبا مع تشعبات العامل (ك) ومن خلال التحليل المنطقي والبنائى لهذه الاختبارات (ذات التشعب 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 المكاني قدرة خاصة أو طائفية تختص بمجموعة من المواقف العملية المشابهة.

وأثناء ذلك - أى فى الثلاثينات من هذا القرن - كان «ثرستون» - وهو أحد رواد القياس النفسى الاجتماعى - 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 - ويتفق فى هذا مع «باترسون» و«إليوت» و«كيلى» - أن هناك مجموعة من العوامل المتعددة تقف جميعا على قدم المساواة فى الأهمية مع بعضها البعض - تقريبا - وسمى ما توصل إليه بنظرية العوامل المتعددة.

فإذا كانت نظرية العاملين (سبيرمان) يمكن أن تمثل على النحو التالي:

العامل الخاص	العامل العام	
١+	(+)	الاختبار الأول
٢+	(+)	الاختبار الثاني
٣+	(+)	الاختبار الثالث
٤+	(+)	الاختبار الرابع
٥+	(+)	الاختبار الخامس
٦+	(+)	الاختبار السادس

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«ستيفسون» و«القوصى» لنظرية سبيرمان كما يلي

العامل النوعى	العامل الخاص	العامل العام	
١+	١+	(+)	الاختبار الأول
٢+	١+	(+)	الاختبار الثاني
٣+	١+	(+)	الاختبار الثالث
٤+	٢+	(+)	الاختبار الرابع
٥+	٢+	(+)	الاختبار الخامس
٦+	٢+	(+)	الاختبار السادس

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 التالي :

العامل النوعي	العامل الخاص	العامل العام	
١ +	٢ ، ١ +	(لا وجود له في هذه النظرية)	الاختبار الأول
٢ +	٣ ، ٢ ، ١ +		الاختبار الثاني
٣ +	١ +		الاختبار الثالث
٤ +	٢ +		الاختبار الرابع
٥ +	٢ ، ١ +		الاختبار الخامس
٦ +	٣ ، ١ +		الاختبار السادس

وهذا يعني أن نظرية «ثرستون» لا تعترف بوجود العامل العام، ولكن هناك عوامل خاصة أو طائفية توجد في بعض الاختبارات دون البعض الآخر. فنجد مثلا أن الاختبار الأول يرتبط بالاختبار الثاني عن طريق عاملين هما (٢ ، ١) ولكنه يختلف عنه بالعامل (٣) الذي يربطه بالإضافة مع العامل (١) بالاختبار السادس. ونجد كذلك أن الاختبار الأول أيضا يرتبط مع الاختبار الثالث بالعامل (١) ولكن يختلف عنه بالعامل (٢) الذي 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 جلي يختلف عن تصور «سيرمان» و«ستيفنسون» و«القوصى» و«فرونون» و«ألكسندر» وغيرهم من أعضاء المدرسة الإنجليزية في توضيح مفهوم الذكاء والقدرات.

وهنا يمكن أن نسوق تعليقا على جانب من الأهمية وهو أنه كان من السائد أن التصور الذي قدمه «ثرستون» إنما يعود إلى طريقة التحليل العاملية التي استخدمها، وذلك فيما بين سنة ١٩٣٠ - سنة ١٩٣٥ إلى أن تمكن «ألكسندر» من إبطال هذا الزعم

السائد عندما قام بتطبيق عدد كبير من الاختبارات التي يفترض أنها تقيس الذكاء: منها ما هو لفظي ومنها ما هو غير لفظي على عينة كبيرة متنوعة من حيث التركيب؛ حيث تكونت من الأطفال بنين وبنات ومن المراهقين بالمدارس الثانوية ومن النساء البالغات. وحلل النتائج التي حصل عليها بنفس طريقة التحليل العاملي التي استخدمها «ثرستون» وتوصل إلى مجموعة من العوامل التي تؤيد نظرية «سبيرمان» بعد التعديل أي تعضد وجهة نظر «سيرل بيرت» و«القوصي» و«ستيفنسون» فوجد أنه بالإضافة إلى العامل العام هناك عامل خاص باللغة وعامل خاص بالأداء - القدرة العملية -.

وبناء على تجربته هذه قام «الكسندر» بتصميم اختباره المشهور في الأداء العملي والمكون من بناء المكعبات والقطع الخشبية والإزاحة. كما دعم «الكسندر» رأي «بيرت» فيما يختص بالقدرة الخاصة بالتحصيل المدرسي حيث لاحظ وجود عامل مستقل بالتحصيل المدرسي بين الاختبارات التي قام بتطبيقها على مجموعة من أطفال المدارس.

وعاود «ثرستون» معارضته لفكرة وجود العامل العام، وكان ذلك في سلسلة من المقالات العلمية حول القدرات الإنسانية، وكان ذلك حوالي سنة ١٩٣٨. وكان «ثرستون» يحلل نتائج ٥٦ اختبارا بعد تطبيقها على ٢٤٠ طالبا جامعيًا، وانتهى من تحليله إلى نتائج تتعارض تماما مع وجود العامل العام في نظرية «سبيرمان». وقال «ثرستون»: إنه لا وجود لمثل هذا العامل إنما هناك مجموعة من العوامل المتعددة سماها القدرات الأولية، وكانت كما يلي:

- ١ - عامل اللغة: أي ما يختص بتكوين وبناء اللفظ والتعبير.
- ٢ - عامل السيولة اللفظية: وهو ما يتصل بالقدرة على استدعاء الألفاظ والكلمات.
- ٣ - عامل العدد: أي ما يتصل بالمعالجة الرياضية والرموز الرقمية.
- ٤ - عامل الذاكرة الحفظية: أو ما يتصل بالاستظهار دون فهم أو مهارة عقلية.
- ٥ - عامل سرعة الإدراك: أي ما يتصل بعمليات الإدراك الحسي.
- ٦ - عامل التفكير الاستنباطي: أي ما يختص بعملية التحليل المنطقي للكليات من أجل الوصول إلى علاقة الأجزاء بعضها ببعض.
- ٧ - عامل التفكير الاستقرائي: أي ما يختص بعملية إيجاد العلاقات بين الجزئيات للوصول إلى معنى الكليات.
- ٨ - العامل المكاني: أو ما يختص بتصوير الأمكنة والأشكال، وهو العامل المناظر للعامل (ك) عند «القوصي».

وقد علق «فرون» على اكتشاف «ثرستون» تعليقا ذكيا للمرة الثانية حيث يوضح تعليقه ضمن الاسباب الشكلية التي جعلت «سييرمان» يعارض بشدة آراء ثرستون فيقول «فرون»: «إنه على الرغم من الاختلاف من حيث المحتوى وطريقة التحليل فإن هذه القدرات الثمانية تتشابه من حيث الأهمية والمكانة مع فكرة الملكات العقلية التي سادت خلال القرن التاسع عشر والتي ظل يحاربها «سييرمان» بشدة وعنف على مدى ثلاثين عاما.

وفي سنة ١٩٣٩ رد «سييرمان» على هجوم «ثرستون» بملاحظة أصيلة حيث أشار إلى أن مجرد النظر إلى مصفوفات معاملات الارتباط الأولى في 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 في دراسة «ثرستون». وكانت النتيجة فعلا كما توقع «سييرمان» حيث كان تباين العامل العام حوالي ٣١٪ - ذلك العامل الذي أنكر «ثرستون» وجوده - وتباين العوامل الخاصة جميعا حوالي ٢٤٪.

ويفسر أصحاب هذه الدراسة - «آيزنك» و «هولزينجر» و «هارمان» - ذلك بأن محتوى العوامل الخاصة التي يشيرون إليها تتشابه إلى حد كبير مع محتوى العوامل الثمانية التي سماها «ثرستون» القدرات الأولية.

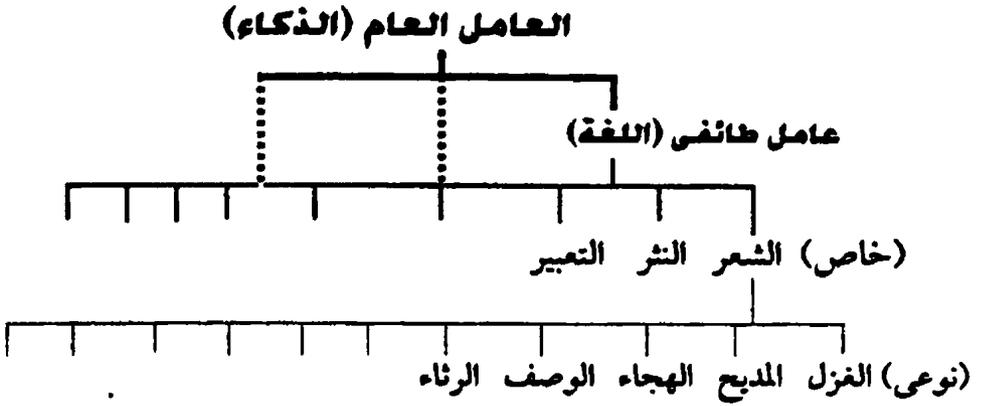
كما أنه يمكن القول بأن طريقة ثرستون في التحليل العاملية صحيحة ولا غبار عليها من الناحية الرياضية البحتة، كما أن طريقة «سييرمان» صحيحة أيضا، ولكن «ثرستون» لم يثبت عدم وجود العامل العام وكل ما قام به هو أن وزع هذا العامل بين العوامل الأولية التي أشار إليها.

وهكذا نجد أن حصاد هذا التعارض في الرأي بين المدرسة الإنجليزية والمدرسة الأمريكية والحوار الدائر بينهما أدى إلى بلورة حقيقية في ميدان الذكاء والقدرات والعلاقة بينهما. وجاءت هذه البلورة على النحو التالي.

أولا - وجهة النظر البريطانية.

والتي قادها «سييرمان» و«بيرت» و«ستيفنسون» و«القوصي» و«الكسندر» و«فرون» تلخصت فيما قدمه «بيرت» و«ستيفنسون» النظرية الهرمية للقدرات ومؤداها أن هناك ما يسمى بالعامل العام يأتي في المكان الأول في تنظيم القدرات، وذلك من حيث الأهمية والتأثير يليه ويأتي بعده من حيث الأهمية مجموعة منفصلة من العوامل تسمى العوامل الطائفية يلي كل عامل طائفي (أو قدرة طائفية) مجموعة من القدرات الخاصة، ويلي كل قدرة خاصة مجموعة أخرى تسمى القدرات النوعية أو العوامل النوعية

ويمكن تمثيل هذه النظرية على النحو التالي :



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 والثناء 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 «سيرمان» أو حتى لنظرية العوامل المتعددة التى قدمها ثرستون وسانده فيها عدد لا بأس به من العلماء الأمريكيين.

ويرى «فرنون» أيضا أن هذا الشكل التوضيحي 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 - وجهة النظر الأمريكية.

والتي 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 لما يسمى بالعامل العام الذى يربط هذه القدرات جميعا. كما أنه يلى كل قدرة من هذه القدرات المنفصلة - أو قدرة أولية - عامل نوعى يتصل بخاصية الموقف أو المقياس المستخدم.

والحقيقة أن وجهة النظر هذه انتشرت فى أمريكا نتيجة الدراسات الكثيرة المتنوعة؛ حيث أدت إلى تعديل مفهوم ومحتوى تلك القدرات الأولية الثمانية التى أشار إليها «ثرستون».

ففى سنة ١٩٤٥ ظهرت دراسة أجراها مجموعة من المتخصصين فى التحليل المهنى حيث استخدم فى هذه الدراسة حوالى ١٠٠ اختبار وعينة من الأفراد تزيد على ٢٠.

وقد أكدت نتائج هذه الدراسة وجود العوامل الأولية التالية:

- ١ - عامل اللغة.
- ٢ - عامل الإدراك.
- ٣ - عامل سرعة الحركة.
- ٤ - العامل العددي.
- ٥ - العامل الكتابي.
- ٦ - عامل مهارة الأصابع.
- ٧ - عامل مهارة اليد.
- ٨ - عامل دقة التصويب إلى الهدف.
- ٩ - العامل المكاني.
- ١٠ - عامل القدرة المنطقية.

وفى سنة ١٩٤٨ قام «جليفورد» ومعاونوه بدراسات شاملة فى سلاح الطيران الأمريكى أدت إلى تحليل القدرات الأولية التالية:

- ١ - الدقة.
- ٢ - التكامل.
- ٣ - تقدير الأطوال.
- ٤ - الذاكرة.
- ٥ - الميل إلى الرياضيات.

- ٦ - المعلومات الميكانيكية .
- ٧ - سرعة الإدراك .
- ٨ - الميل إلى المهنة (العمل كطيار) .
- ٩ - القدرة على التخطيط .
- ١٠ - التناسق النفسحركى .
- ١١ - الدقة النفسحركية .
- ١٢ - السرعة النفسحركية .
- ١٣ - التفكير المنطقى .
- ١٤ - التصور البصرى المكاني .
- ١٥ - المهارة فى المواد الاجتماعية (الجغرافيا . . الخ) .
- ١٦ - القدرة اللغوية .
- ١٧ - التصور .

وفى مقابل هذا نشر «فرنون» 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 «فرنون» هذه الدراسة فى الجيش البريطانى، وكانت النتائج التى توصل إليها لا تدع مجالاً للشك فى وجود العامل العام؛ حيث وجد أن تباين هذا العامل يزيد فى المتوسط عن ضعف متوسط تباين القدرات أو العوامل الخاصة جميعاً . ووجد فرنون كذلك أن الاختبارات المستخدمة تصنف فى مجموعتين من حيث العوامل هما:

- ١ - العوامل اللفظية والعددية والتعليمية .
 - ٢ - العوامل العملية والميكانيكية والمكانية .
- وعند التحليل وجد أن العوامل الأولى تعود وتصنف إلى:
- ١ - العوامل اللفظية . ٢ - العوامل العددية .
- أما العوامل التعليمية فهى مشتركة بين هذين النوعين ١ ، ٢ .
- كما أن المجموعة الثانية تعود وتصنف إلى:
- ١ - العوامل الميكانيكية . ٢ - العوامل العملية (الأدائية) .
 - ٣ - عوامل خاصة بالتصور البصرى المكاني (ك) .

ثالثا - تصور جيلفورد في الذكاء والقدرات.

فيما بين سنة ١٩٤٥، ١٩٦٦ قام جيلفورد ومجموعة من معاونيه بعدد من الدراسات والبحوث حول بناء القدرات الإنسانية. وانتهت هذه الدراسات إلى تصور خاص وصفه جيلفورد في منطق جيد ومهارة فائقة. فقد تجنب جيلفورد الحديث عن العامل العام أو العوامل الطائفية حتى لا يدخل تصوره في نطاق الخلاف بين ثرستون من جهة، ومدرسة سبيرمان من جهة أخرى، وإنما تحدث عن النشاط الذهني أو النشاط العقلي عند الإنسان.

يصنف جيلفورد القدرات الإنسانية حسب المعايير التالية:

- ١ - العمليات السيكلوجية التي هي لب القدرة أو التكوين الذي يميز القدرة عن غيرها من القدرات وهذه هي: التعرف - التذكر - التقسيم - الإنتاج الذهني (التفكير) المتنوع - الإنتاج الذهني (التفكير) المتقارب.
- ٢ - محتوى القدرة أو نوع المادة التي تحدد هذه القدرة مثل الرموز (الحروف والأرقام) أو الأشكال أو المعاني أو الأنشطة السلوكية.
- ٣ - تنظيم المادة أو المحتوى الذي 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 السيكلوجية 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 يساوي $5 \times 4 \times 6 = 120$.

ولكن في سنة ١٩٨٢ قسم جيلفورد ومعاونوه محتوى الشكل إلى بصرى وسمعى، وبذلك أصبح عدد المحتويات خمسة بدلا من أربعة، وأصبح عدد العمليات $150 (5 \times 5 \times 6)$ بدلا من ١٢٠.

وفي سنة ١٩٨٩ حدث تعديل آخر في نظرية جيلفورد، حيث قسم عملية التذكر إلى عمليتين هما: عملية التذكر التسجيلي وعملية ذاكرة الاحتفاظ، وبالتالي أصبحت العمليات السيكلوجية ست عمليات.

كان قد قام «جيلفورد» بناء على ما سبق بإعداد خمسة جداول مستقلة: جدول لكل عملية سيكلوجية أساسية يحدد فيه القدرات الناتجة عن المحتوى واحتمالات التنظيم، وبذلك تكون في كل جدول من هذه الجداول ٢٤ قدرة حدد معظمها عن طريق عملية التحليل العاملي، وترك أمكنة خالية للقدرات التي لم يستطع أن يحددها. وأصبح عدد العوامل ١٨٠ $(6 \times 5 \times 6)$ بدلا من ١٥٠ أو ١٢٠.

ويمكن أن نعرض نموذجاً افتراضياً لأحد هذه الجداول ولتكن العملية السيكولوجية الأساسية هي عملية التقييم (ي).

جدول القدرات الناتجة (عملية التقييم ي)

السلوك (٤)	المعنى (٣)	الرمز (٢)	الشكل(*) (١)	احتمالات المحتوى
س	ع	م	ك	احتمالات التنظيم
ي س ح	I	ي م ح	ي ك ح	١. وحدات ح
ي س ص	ي ع ص	I	ي ك ص	٢. مصنفات ص
I	ي ع و	ي م و	ي ك و	٣. علاقات و
I	ي ع ل	ي م ل	I	٤. نظم منطقية ل
ي س ت	I	I	ي ك ت	٥. تحويلات ت
ي س ن	I	ي م ن	ي ك ن	٦. ضمنيات ن

ولتوضيح ما في هذا الجدول نفرض أن هناك العملية السيكولوجية (ي) استخدمها الفرد في معالجة الرموز (م) على هيئة وحدات (ح) فإن القدرة الناتجة يرمز إليها بالرمز ي م ح .

ولذلك فإن القدرات التي يرمز إليها بمثل هذا الرمز هي القدرات التي تمكن جيلفورد ومعاونوه من اكتشافها واستخلاصها عن طريق عملية التحليل العاملية. أما الأماكن الخالية فقد أشار إليها جيلفورد بالرمز I بمعنى أنه لم يتمكن من استخلاص القدرة الناتجة والتي يمكن أن توضع في هذا المكان من الجدول، ومن ثم ترك مكانها خالياً حتى يتم اكتشافها.

ولم تقف إسهامات جيلفورد في موضوع الذكاء والقدرات عند هذا الحد بل تجاوزه إلى دراسة الأصالة والإبداع. فنجد جيلفورد يصف العمليات العقلية التي تتصل بالإبداع - كمنشآت ذهنية متكاملة لدى الفرد، وبناءً على النتائج التي تراكمت لديه - على النحو التالي:

(*) حسب التصور الأساسي للنظرية.

١ - عامل الحساسية أو الاستعداد **Readiness**:

بمعنى حساسية الفرد الزائدة للمشكلات واستعداديته الدائمة للتواصل مع المثيرات الخارجية .

٢ - عامل إعادة الصياغة **Redifintion**:

بمعنى قدرة الفرد على إعادة وصف وتحديد المثير - أو المشكلة - بصور وأبعاد وأشكال مختلفة . وهذا العامل يتصل بعامل المعالجة الذهنية ويعتمد عليه .

٣ - 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 التحليلي .

٤ - عامل التاليف **Synathesis**:

بمعنى قدرة الفرد على تكوين أكبر عدد ممكن من الكليات من أقل عدد من العناصر أو الجزئيات .

٥ - عامل الطلاقة **Fluency**:

بمعنى كثرة الاستجابات وتاليها واتصالها ببعضها البعض . ويفسر هذا العامل أيضا بمعنى «الخصوبة العقلية» .

٦ - عامل تعدد الاستجابات أو التفكير المتنوع **Divergent Thinking**:

بمعنى تنوع الاستجابات التي يقدمها الفرد لمثير محدد، أى قدرة الفرد على تقديم حلول كثيرة متنوعة لمشكلة واحدة .

٧ - 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

والتي 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 والتي ساندتها الكثير من زملائه وتلاميذه . ثم كان تصور جيلفورد هو

أبرد إضافة إلى الفكر الأمريكى فى مجال الذكاء والقدرات بعد نظرية العوامل المتعددة .

رابعاً - تصور جاردنر للذكاء.

فى سنة ١٩٨٣ اقترح هوارد جاردنر تصورا للذكاء الإنسانى أقرب ما يكون إلى التصورات السابقة والتي بنيت على منهج التحليل العائلى، ولكن جاردنر يقول ليس هناك ذكاء مفرد، بل إن هناك على الأقل ستة أنواع من الذكاء هى:

١ - الذكاء اللفوى، وهو ما يتصل بكل أنواع التعبير اللفوى والأداء اللفظى وغير ذلك.

٢ - الذكاء الرياضى المنطقى، وهو ما يدخل فى العمليات الرياضية والمنطقية وكل ما يتصل بها.

٣ - الذكاء المكاني Spatial، وهو يقترب فى هذا من العامل لك الذى اكتشفه القوصى فى دراسته من خلال النظرية الهرمية للقدرات والتي ميزت المدرسة الإنجليزية.

٤ - الذكاء الموسيقى، الذى يتصل بالقدرة على إدراك الأنغام والإيقاعات المختلفة.

٥ - 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 السرك الذين يمكنهم التحكم فى حركاتهم بدرجة تفوق الآخرين. وكذلك لاعبو التنس أو المتخصصون فى جراحة المخ والأعصاب.

٦ - الذكاء الشخصى، ويتكون من عنصرين أساسيين هما:

أ - ذكاء الشخص مع نفسه Intrapersonal.

ب - 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 - 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 التجريبي في أول مختبر لعلم النفس أنشأه فونت Wundt في مدينة لايبزج في ألمانيا - كانت الفروق الفردية - فروق استجابات الأفراد للمثير الواحد - 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 في ميدان الفيزياء والعلوم الطبيعية .

أما في ميدان القياس النفسى أو العقلى فلإن 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 في أى صفة من الصفات المشتركة بين مجموعة الأفراد .

وبناء على ذلك فإن الفروق الفردية هى اختلافات في الدرجة ليست في النوع، أى أنه ما دمنا نقول بضرورة أن تكون الصفة مشتركة بين مجموعة الأفراد، إذن نحن نبحث في اختلافات الأفراد في الذكاء مثلا أو القدرة العديدة كصفة مشتركة بينهم، ولكن لا نبحث في اختلاف القدرة الميكانيكية عن القدرة الموسيقية .

ومفهوم الفروق الفردية من المفاهيم السابقة لمفاهيم الذكاء والقدرات، ومن هنا كانت أهميتها في 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 الاعتمالى؛ حيث نجد أن أدنى المستويات انتشارا من هذه الفروق الفردية هى المستويات المتطرفة - المستوى الأقل والمستوى الأعلى - 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، يلي ذلك مدى الفروق فى الذكاء والقدرات العقلية والمعرفية، وأن أقل مدى فى هذه الفروق إنما يكون فى الخصائص الفيزيائية - الجسمانية بوجه عام مثل الطول والوزن وأبعاد الجسممة وحادقة العين وطول الساقين وغير ذلك - .

وخاصية أخرى للفروق الفردية هي اختلاف ثباتها من صفة إلى صفة إذ إنه من المتوقع ألا تظل الفروق الفردية بين مجموعة من البشر ثابتة كما هي لا تتغير مهما تغيرت الظروف الزمنية والمكانية. فنجد على سبيل المثال أن الفروق الفردية في مجال السمات المزاجية والشخصية قليلة الثبات كثيرة التغير، في حين أن هذه الفروق في مجال الذكاء والقدرات العقلية أكثر ثباتاً، وخاصة بعد تخطى مراحل النمو السريع في فترة المراهقة.

وخاصية ثالثة لهذه الفروق الفردية هي أن لها تنظيماً وترتيباً خاصاً متدرجاً يتصل بنوعية الصفة التي تظهر فيها هذه الفروق من حيث العمومية أو الخصوصية. فنجد على سبيل المثال أن الفروق الفردية في الذكاء تأتي في المقدمة يليها الفروق في القدرات الطائفية ثم الفروق في القدرات الخاصة ثم النوعية وهكذا. ونجد أيضاً مثل هذا التنظيم في مجال السمات المزاجية أو الشخصية.

كما يجب أن نلاحظ أيضاً أن هناك مجموعة من العوامل التي تؤثر في الفروق الفردية وفي مدى ظهورها ووضوحها في عينة ما . وربما كان أم هذه العوامل هو عامل الوراثة الذي يمثل الخصائص التي يرثها الفرد عن أصوله، وهذا يعني بالنسبة لهذه العينة أن ما يظهر فيها من فروق فردية إنما يعود - بناء على أهمية عامل الوراثة - إلى عينة أخرى غير موجودة هي عينة الآباء والأمهات والجدود وغيرهم.

وكذلك عوامل البيئة أو العوامل الحضارية والثقافية التي يتعرض لها الفرد، أو مجموعة من الأفراد إذ إن مثل هذه العوامل تنتقل مع الفرد من مكان إلى آخر. فقد تكون هناك مجموعة من الفروق الفردية في عينة ما تحت ظروف حضارية خاصة تعود - أي هذه الفروق الفردية - إلى عوامل حضارية وبيئية أخرى.

وهناك عوامل أخرى تعود إلى الجنس (ذكر أو أنثى) حيث يختلف مدى الفروق الفردية وخاصة في النواحي العقلية عند الذكور عنه عند الإناث.

وكذلك العمر الزمني له أثر واضح على الفروق الفردية في القدرات العقلية والمعرفية حيث تزداد هذه الفروق بزيادة العمر الزمني عند الأفراد.

ج- قياس الذكاء والقدرات :

بعد أن أشرنا إلى مفاهيم الذكاء والقدرات (أ) والفروق الفردية (ب) يأتي الآن منطقياً موضوع قياس الذكاء والقدرات. وهذا الموضوع له أهمية خاصة في ميدان علم النفس بعامة، وفي ميدان القياس النفسي بخاصة. وذلك لسببين أساسيين :

أولهما - أن قياس الذكاء والقدرات سوف يؤدي بطبيعة الحال إلى معرفة طبيعة ووظائف وبناء القدرات وعلاقتها بالذكاء وبيعضها البعض، وخاصة إذا كانت أدوات القياس المستخدمة ذات مواصفات تتفق والشروط الأساسية التي أشرنا إليها عند الحديث عن أدوات القياس.

وثانيهما - أن عملية القياس هذه سوف تساعد المشتغلين بعلم النفس الإرشادي والتوجيه المهني والتربوي والوظيفي وعلم النفس الإكلينيكي في اتخاذ القرارات بالنسبة لمن هم موضع قياس وتقويم. والحقيقة أن هذه القرارات في هذه الميادين تعتبر حيوية سواء من الناحية العلمية النظرية أو العملية التطبيقية.

من أجل هذا نجد أن موضوع قياس الذكاء والقدرات له جانبان على قدر متساو من الأهمية: الجانب النظري حيث يشمل المشاكل العامة التي تتصل بمنهجية القياس كمذهب من مذاهب علم النفس، والمشاكل النوعية التي تتصل بعناصر القدرات ومكوناتها.

والجانب الآخر هو الجانب التطبيقي الذي يشمل المشكلات التي تختص بالطرق والوسائل المستخدمة أو الممكنة لقياس الذكاء والقدرات.

فإذا عدنا إلى المشاكل العامة التي تتصل بمنهجية القياس نجد مجموعة كبيرة من الأسئلة تطرح نفسها أمام الأخصائي أولها: ماذا نقيس؟ وما هي تلك القدرة أو الخاصية التي تستخدم أداة القياس أو الاختبار من أجل تقديرها؟ وهل هذه الأداة تقيس تلك القدرة أم أنها تقيس مع هذه القدرة قدرات أخرى تختلط بالقدرة موضع القياس؟

هذه الأسئلة - وربما هناك الكثير غيرها - يجوز أن تعرض للباحث أو الأخصائي في أي فرع من فروع القياس: قياس الذكاء والقدرات، قياس الشخصية، قياس الاتجاهات، قياس التحصيل، وهكذا. ومن ثم كانت هذه الأسئلة انعكاسا لمشكلات عامة تتصل بمنهجية عملية القياس.

فإذا أمكن أن نحول هذه الأسئلة العامة إلى أسئلة محددة - وفي ضوء دراستنا لأدوات القياس في الفصل الثالث - لأصبحت مشكلة قياس الذكاء والقدرات هي مشكلة القياس في أي ميدان آخر التي تبلور أخيرا في مفاهيم الصدق والثبات بالنسبة للأدوات المستخدمة والتي أشرنا إليها بالتفصيل في مكان آخر من هذا الكتاب.

وقد سبق أن قلنا: إن صدق الاختبار أو صحته يثلخص في ثلاثة مفاهيم أساسية هي: قدرة الاختبار على أن يقيس ما هو مفروض أن يقيسه، وأن يقيس ما وضع لقياسه فقط وأن يكون قادرا على أن يميز بين القدرة التي يقيسها، والقدرات الأخرى التي يحتمل أن تختلط بالقدرة التي يقيسها أو تتداخل معها؛ حيث سبق أن أوضحنا أن مقدار

تداخل العوامل (القدرات) مع بعضها البعض كبير إلى درجة يصعب معها كما يقول «فرنون» 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 لتقية 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 Elimination عن طريق تقليل الأثر Least Effect وتوضيح ذلك فى اختبار القدرة الرياضية يقوم الباحث بثبيت 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 مقياس أو اختبارات القدرات، وغالبا ما نجد هذه الأهداف تنتمى إلى بعض أو كل هذه النقاط:

١ - قد يكون هدف المقياس هو تقدير الوضع الراهن للفرد بالنسبة لأدائه فى القدرة موضع المقياس . 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 - 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 - 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 التغيير فى أداء الفرد فى اختبار للذكاء أو لإحدى القدرات العقلية الأخرى بنفس الدرجة التى يحدث بها هذا التغيير فى مجال الاتجاهات والخصائص الشخصية . وبالتالي 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 - 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 - التباين الذى يحدث فى استجابات المفحوصين بناء على أى تغيير فىسولوجى 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 - التباين الذي يمكن أن يعود إلى اختلاف محتوى الاختبار والظروف التي تحيط بموقف التطبيق أو الإجراء، ومن ذلك التفاعل بين الفاحص والمفحوص، وخاصة في الاختبارات الفردية التي يتم إجراؤها في مقابلة شخصية، وطريقة عرض محتوى الاختبار وتعليماته، وهكذا.

٣ - التباين الذي يمكن إرجاعه إلى الاختلاف في طريقة الإجراء والتطبيق، وهذا نوع من مصادر أخطاء الصدفة التي تقود إلى مصادر أخرى.

فقد تكون الطريقة التي تم به إجراء الاختبار في المرة الأولى تختلف عن الطريقة التي يجري بها في المرة الثانية.

٤ - التباين الذي يعود إلى أخطاء في الملاحظة أو أخطاء في التصحيح أو أخطاء في قراءة ومعالجة الدرجات.

لذلك فإنه يتحتم علينا أن نوجه عناية الباحث إلى حقيقة مهمة، وهي أن تعيين معامل ثبات اختبارات الذكاء والقدرات إنما يعتمد بالدرجة الأولى على تعيين وتحديد مصادر أخطاء الصدفة وتصنيفها.

وهناك حقيقة أخرى هي أنه ليس هناك معامل ثبات خاص بالاختبار كما هي الحال أحيانا بالنسبة لمعامل الصدق، ولكن ما نسميه معامل ثبات الاختبار هو في الواقع معامل ثبات درجات مجموعة أو عينة من الأفراد على هذا الاختبار، وبالتالي فإن معامل الثبات إنما يتعلق بالمجموعة أو العينة التي تجرى عليها الدراسة أكثر من تعلقه بالاختبار في حد ذاته.

أما المشكلة الثالثة التي تطرح نفسها بجانب مشكلتي الصدق والثبات والتي يجب أن نتال الأهمية المناسبة من اهتمام الباحثين والمهتمين بأمر القياس في علم النفس، هي مشكلة آثار العوامل الحضارية والثقافية في اختبارات الذكاء والقدرات.

والحقيقة أن حركة قياس الذكاء وبعض القدرات اتخذت شكلا مقارنا أوسع بكثير من أي 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 في 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 معيناً - وما دام هذا الأداء سوف يحدد وضع الفرد بالنسبة لهذه القدرة، وما دام هذا الأداء قد نُمى 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 أيضاً خصائص أداء الفرد أو خصائص تعبيره السلوكى عن قدرة ما - فطرية أو غير ذلك - 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، التى 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 أيضاً أنه فى اختبار آخر يشبه اختبارات بناء المكعبات حيث تغلب على وحداته الألوان الزاهية المتنوعة - وجد أن الدرجة المتوسطة بين هؤلاء الأطفال (قبائل الشيلوك) أعلى من الدرجة المتوسطة بين الأطفال الأوربيين.

وقد فسر الباحثون ذلك - وأيدهم كرونباخ ١٩٦٠ - بأن اللون، وخاصة الألوان الزاهية تلعب دوراً مهماً فى الحياة الثقافية والحضارية لهؤلاء القبائل لدرجة أن الألوان لها معانى خاصة ومدركات معينة، بل إن تدرج 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 هافيج هرست ١٩٤٦.

كما أن هناك دراسات أخرى كانت تهدف إلى مقارنة ذكاء الشعوب والمجتمعات - وذلك باستخدام أدوات لفظية وغير لفظية - ولكن الفروق التى وجدت بين بعض المجتمعات والمجتمعات الأخرى كانت فروقاً ضئيلة جداً، ولا تختلف كثيراً عن الفروق التى يمكن أن توجد بين بعض جماعات المجتمع الواحد.

نعود ونتفق فى ذلك مع رأى أنا 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 غلط عملية التعلم واكتساب الخبرة، وهى تلك العملية المسئولة عن تنمية القدرة وتدريبها أو على الأقل التعبير عنها فى صورة أداة.

ولهذا فقد تم اقتراح نوع آخر من الاختبارات يتفادى مثل هذه الأخطاء، وهى الاختبارات المتوارنة 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 - 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 - بناء على اقتراح ألفرد بينيه - 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 - للتعليم العادى - إلى مدرسة للتعليم الخاص إلا بعد فحص طبي 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 والمحكمة العقلية.

والاختبار الذي نشير إليه في صورته الأصلية ١٩٠٥ يتألف من ٣٠ اختباراً (البند في هذه الحالة يسمى اختباراً نظراً لتطبيقه بصورة مستقلة)، وقد درجت هذه الاختبارات (البند) الثلاثون من حيث الصعوبة؛ حيث تبدأ بالأسهل وتنتهي بأكثرها صعوبة - في سنة ١٩٠٨ وزعت هذه الاختبارات بناء على أعمار الأطفال من سن ٣ سنوات وحتى الثانية عشرة. ثم أدخلت بعض التعديلات الطفيفة على الاختبار في سنة ١٩١١ ليصل مدى العمر من الثالثة حتى سن الرشد.

وربما كان أهم التعديلات والتنقيحات التي أجريت على هذا الاختبار ما قام به «ترمان» في 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 التي أعدها سيمون وبينيه، حيث كان حوالي ثلث الاختبارات مقترحات جديدة، والبعض الآخر عدل تماماً 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، وحوالي ٤٠٠ من الراشدين.

وفي سنة ١٩٣٧ قام ترمان وميريل بتعديل آخر في اختبار بينيه؛ حيث قاما بإعداد صورتين متكافئتين من الاختبار (الصورة ل والصورة م). وفي هذا التعديل أعيد تقنين الاختبار على عينة كبيرة من المجتمع الأمريكي. وقد بلغ حجم العينة أكثر من ثلاثة آلاف فرد بحيث شملت ١٠٠ طفل لكل فئة نصف سنة عمرية ابتداء من $\frac{1}{2}$ حتى $\frac{1}{2}$ 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 الزمني لجميع أفراد العينة في حدود شهر من هذه الفئات العمرية عند إجراء الاختبار. كما أنه يجب أن يلاحظ أن كل مجموعة اشتملت على عدد متساو من الإناث والذكور.

وفي سنة ١٩٦٠ قام الباحثان بتعديل آخر حيث تم اختيار (البند) من الصورتين ل، م بناء على إجابات ما يزيد على أربعة آلاف فرد تتراوح أعمارهم بين $\frac{1}{2}$ - ١٨ سنة ممن سبق لهم أخذ إحدى صورتى الاختبار أو كليهما 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 في معرفة تغير مستوى صعوبة الاختبارات، ولكن لم ينتج عن هذا أى إعادة في التقنين. وعلى ذلك فإن معاملات الذكاء في اختبار ١٩٦٠ (ل - م) اعتمدت على المعايير المشتقة في 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 لاي 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 نحسب 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 :

$$\text{العمر العقلى} = \frac{(2 \times 2) + (2 \times 4)}{12} + 5 = 6$$

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 :

$$100 \times \frac{\text{العمر العقلى}}{\text{العمر الزمنى}}$$

وبناء على استخدامه لهذه النسبة أو المعامل قام تيرمان بتصنيف الذكاء إلى طبقات أو فئات على النحو التالى :

٧٠ فأقل	(ضعيف العقل)
٨٠ - ٧٠	(غبي - غبي جدا)
٩٠ - ٨٠	(أقل من المتوسط)
١١٠ - ٩٠	(متوسط الذكاء)
١٢٠ - ١١٠	(فوق المتوسط)
١٤٠ - ١٢٠	(ذكى - ذكى جدا)
+ ١٤٠	(عبقري)

وكما يقول «ترمان» يجب أن نكون حذرين عند الأخذ بهذا التنظيم فلا نقيم الحدود الفاصلة بين هذه الفئات بصورة قطعية.

ومن الإنجازات المهمة التي قدمها ترمان في تعديل سنة ١٩٦٠ ما يسمى بنسبة الذكاء الانحرافية، وهذه النسب الانحرافية عبارة عن درجات مقننة ذات متوسط = ١٠٠، وانحراف معياري = ١٦ (لاحظ أن هذه النسب الانحرافية ليست نسبا بالمعنى الصحيح، ولكنها درجات معيارية، وهي ليست كذلك نسبة بين العمر العقلي والعمر الزمني. ولاحظ أيضا أن اختبار ١٦ كقيمة للانحراف المعياري بنى على أن الانحراف المعياري لاختبارات بينيه كان ١٦ في المتوسط. كما أن بعض التوزيعات اختار الانحراف المعياري يساوي ١٥).

بقي أن نشير إلى شيء مهم وهو أن اختبار بينيه الأصلي (١٩٠٥) طبق على مجموعة من ٥٩ طفلا فقط تتراوح أعمارهم بين الثالثة والحادية عشرة، وذلك من أجل إعداده وتقنيته.

كما نشير أيضا إلى أنه رغم التعديلات الكثيرة التي تناولت الاختبار إلا أن العمليات العقلية الأساسية التي يقيسها ما زالت كما هي: الحكم والفهم والمحكمة العقلية.

أما الاختبار الآخر الذي نعرضه الآن فهو اختبار «وكسلر» لذكاء الراشدين، وهو اختبار فردي يستدعي تطبيقه إجراء مقابلة شخصية بين الفاحص والمفحوص شأنه في ذلك شأن اختبار ستانفورد - بينيه، إلا أن هناك اختلافا بين الاختبارين. إذ إن الوحدات (أو الاختبارات) في مقياس بينيه تعتبر وحدات مستقلة بذاتها وهي متدرجة (أي هذه الاختبارات) من حيث الصعوبة، وهذه صفة مميزة للاختبارات الفردية. أما في حالة اختبار وكسلر فلإن الاختبارات الفرعية مجمعة على أساس تشابه الوحدات أو البنود، وهي مرتبة من حيث الصعوبة داخل هذه الاختبارات الفردية، وهي في هذا أقرب إلى الاختبارات الجمعية منها إلى الاختبارات الفردية.

ويتميز اختبار «وكسلر» بأنه يمكن أن يعطى نوعين من معاملات الذكاء أحدهما لفظي والآخر أدائي.

ويحتوي اختبار وكسلر على ١١ اختبارا فرعيا - تم إعداده - ١٩٥٥ - ستة من هذه الاختبارات الفرعية تختص بالنواحي اللغوية أو المقياس اللغوي، والخمسة الباقية تكون اختبارات الأداء، وذلك على النحو التالي:

الاختبارات اللغوية وهي:

- ١ - اختبار المعلومات: وتتكون من ٢٩ بندا تغطي معظم نواحي المعلومات العامة التي يمكن أن يلم بها البالغون في حضارة ما.
- ٢ - اختبار الفهم: ويتكون من ١٤ بندا تتطلب الإجابة على أي بند فهم ومعرفة ما يمكن القيام به في المواقف المختلفة.
- ٣ - اختبار الحساب: ويتكون من ١٤ بندا تقوم على أساس العمليات الحسابية الأولية أو الأساسية.
- ٤ - اختبار التشابهات: ويتكون من ١٣ بندا تطلب من المفحوص تحديد التشابه من الأشياء.
- ٥ - اختبار الذاكرة العددية: حيث يطلب من المفحوص إعادة بعض الأرقام بعد قراءتها عليه كما هي بصورة عكسية.
- ٦ - اختبار الحصيلة اللغوية: حيث يعرض على المفحوص مجموعة من الكلمات (٤٠ كلمة) ويطلب منه توضيح معنى كل كلمة.

اختبارات الأداء وهي:

- ١ - اختبار الرموز الزائفة.
 - 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 استخدامها إذا سمح الوقت بذلك).

أما الاختبارات العشرة فهي:

اختبارات لغوية:

- ١ - اختبار المعلومات .
- ٢ - اختبار التشابهات .
- ٣ - اختبار الحساب .
- ٤ - اختبار الحصيلة اللغوية .
- ٥ - اختبار الفهم .

اختبارات أداء:

- ١ - اختبار إكمال الصور .
- ٢ - اختبار ترتيب الصور .
- ٣ - اختبار تكوين (بناء المكعبات) .
- ٤ - اختبار تجميع الأشياء .
- ٥ - اختبار المتاهات .

ويصلح هذا الاختبار للأطفال ما بين ٦ سنوات إلى حوالي 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 هي:

- ١ - اختبار المعلومات .
- ٢ - اختبار الحصيلة اللغوية .
- ٣ - اختبار الحساب .
- ٤ - اختبار التشابهات .
- ٥ - اختبار الفهم .
- ٦ - اختبار بيت الحيوانات .

٧ - اختبار إكمال الصورة .

٨ - اختبار المتاهات .

٩ - اختبار الأشكال الهندسية .

١٠ - اختبار بناء المكعبات .

ومن الاختبارات الأخرى فى الذكاء أو القدرة الفطرية العامة .

- اختبارات المتاهات (بورتوس 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 هيتها الأصلية

ويعتبر اختبار «بنتر» و«باترسون» من أكثر هذه الاختبارات شيوعا واستخداما .

- اختبار المصفوفات المتابعة (رافن سنة ١٩٣٨) .

وهناك اختباران تحت هذا العنوان أحدهما للأطفال من ٦ - 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 عية 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 النواحي التالية:

الاتناء - المسائل الحسابية - التفكير اللغوى - التشابهات - ترتيب الكلمات - إكمال المسلسلات العددية - العلاقات المنطقية - المعلومات العامة .

- اختبار بيتا (الجيش الأمريكى) ويصلح لقياس ذكاء المجندين الذين لا يعرفون القراءة والكتابة، ويتكون من سبعة أجزاء هى: انداهات - عمد المكعبات -

تسلسل الرموز (بديل المسلسلات العددية) - ذاكرة الأشكال والأرقام المناظرة -
تصحيح الأرقام - إكمال الصور - تقسيم الأشكال الهندسية.

كما أن هناك العديد من الاحساسات 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 البيثة المصرية من
اختبار ستانفورد بينيه (د. محمد عبد السلام، د. لويس كامل)، وسوف نعرض فيما
يلى بعض نماذج البنود أو الاسئلة نساعدة 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 خطأ:

بحيرة	حريرة	واحة	نهـر
بيروت	القاهرة	باريس	لسندن
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

- سقى () حله

- راقى () مرمى

- حب () أمير

ج - اكمل مسلسلات الحروف التالية

...	خ ...	ث .	أ ...
ف	س	ح	ب
...	ع		د
ش ض	ن و	ح	ق ل
....	هـ	ث	ك
....	ل	-	و
٩	٦	١	٢
-----	ر	ح	ب
	س	د	ث

٢ - نماذج من البنود العددية: (نفس المصدر)

أ - أكمل المسلسلات العددية التالية:

٧ ٥ ٢ -

٥ ٧ ٤

... ٦ ٣

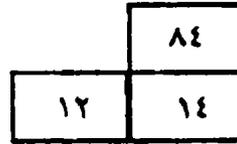
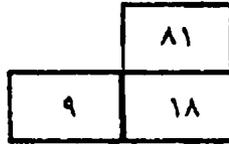
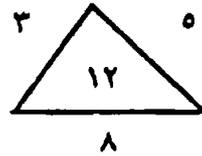
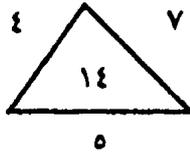
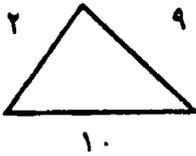
.... ١١ ١٢ ٩ ١٠ ٧ -

$\frac{13}{...}$ $\frac{9}{15}$ $\frac{6}{10}$ $\frac{4}{7}$ -

٩٤ (٨٤) ٧٤ -

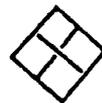
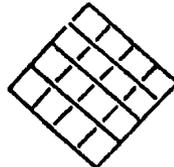
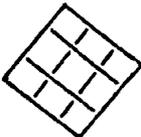
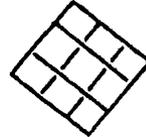
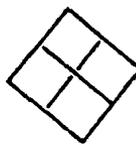
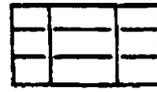
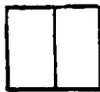
٣٤ () ٦٦

ب اكمل الناقص فيما يلي:



٣ - نماذج من بنود الأشكال: (نفس المصدر)

أ - أكمل مجموعة الأشكال التالية بشكل من الأشكال المرقمة (من ١ - ٦):



٦

٥

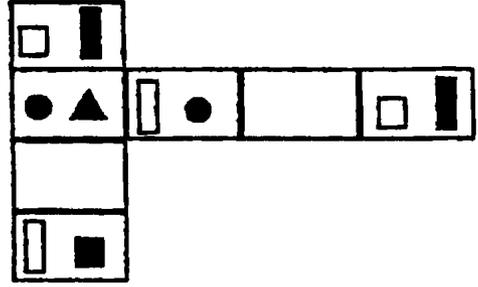
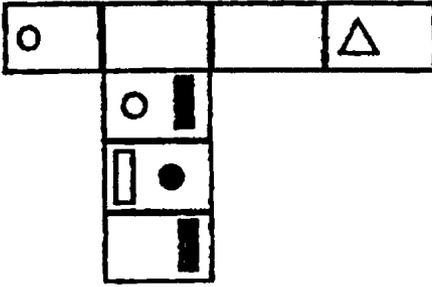
٤

٣

٢

١

ب - اكمل مسلسلات الاشكال :



٤ - نماذج في الاستدلال :

أ - فى 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 - ١٢ - ٤٢ - ٣٠
والآن استخدم هذه الشفرة فى ترجمة ما يلي:

- احضر

- ٦ - ١٨٢ - ٤٦٢

ب - خالد عمره ٧ سنوات، وبعد ٣ سنوات يصبح عمره ضعف عمر أحمد، فكم يبلغ عمر أحمد الآن؟

- يوسف يجلس على يسار على، وخالد يجلس على يسار يوسف، وفيصل يجلس على يمين على، وسالم يجلس بين يوسف وعلى. فأين موقع سالم من المجموعة؟

- 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 التى تستخدم فى قياس القدرات الخاصة، مثل القدرة اللغوية أو العددية أو الميكانيكية أو غير ذلك.

كما أن هناك - وهذا هو الشائع من حيث الاستخدام - بطاريات لقياس مجموعة من القدرات مثل اختبار شيكاجو للقدرات العقلية الأولية، وقد بنى على ما اقترحه «نرستون» 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 النواحي التالية:

- القدرة العامة على التعلم (وتستتج 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.

وهذه 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 نختص بقياس إنتاجية العمل وكفاءة العاملين.

د - تحليل اختبارات الذكاء والقدرات،

ربما كان أهم جزء في دراسة اختبارات الذكاء والقدرات هو عملية تحليل هذه الاختبارات من أجل التعرف على بناء الأبعاد التي تقيسها.

وهذه العملية - عملية التحليل - هي التي تؤدي إلى بناء اختبارات ومقاييس صادقة وثابتة، إذ إنها - أي هذه العملية - توضح عناصر ومكونات القدرة. ومن ثم يمكن على الأقل اقتراح البنود والوحدات المناسبة

والحقيقة أن عملية التحليل هذه تعتمد على استخدام الرياضيات. الأمر الذي قد لا يكون مريحا بالنسبة للقارئ غير المتخصص في الرياضيات أو العلوم الطبيعية - ولهذا فإننا سوف نهتم كثيرا بالمنطق الذي نستخدمه في عملية التحليل، أما الخطوات الحسابية أو الرياضية فإن وجود أجهزة الحاسب الآلي سوف تساعد كثيرا على إتمامها، وتبقى عملية التفسير أو التحليل.

نعود ونقول: إن هدف عملية التحليل هو التعرف على مكونات الاختبارات ومكونات وعناصر الأبعاد التي تقيسها هذه الاختبارات. ولكن كيف السبيل إلى ذلك؟ لنأخذ المثال التالي:

إذا أردنا أن نعرف مكونات وعناصر أي مجتمع من المجتمعات البشرية مثلا فإننا نراقب سلوك أفرادهم وعاداتهم وأنماطهم وغير ذلك من المتغيرات التي لها صلة ببناء هذا المجتمع، ونحن في هذا نستخدم دائما على ملاحظة وتسجيل أنواع السلوك التي يشترك فيها أكثر من فرد واحد، أو بمعنى آخر أنماط السلوك التي تربط بين مجموعة من الأفراد ونسجل هذا النمط على أنه أحد مكونات هذا المجتمع

كذلك نبحث في ملامح أفراد المجتمع حتى نستخلص القدر المشترك من التشابه بين هؤلاء الأفراد من حيث لون البشرة مثلا أو نون 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 أي مصدر آخر يساعد على تفسير وجود العنصر.

وبالمثل لو أننا نمحص 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 عسرا مشتركا بين ما تقيسه هذه الاختبارات، كما نحاول أيضا بطبيعة الحال أن نرجع هذا التشابه إلى مصدر أو عامل يساعد على تفسير وجوده.

هذا التشابه أو الاختلاف يمكن أن يلاحظ من الناحية العامة وبطريقة كمية، ولكن سبب أن نعرضاً في 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 هي حساب معامل الارتباط بين هذين التوزيعين من الدرجات.

ومعامل الارتباط الذي اقترحه بيرسون لقياس العلاقة بين متغيرين عندما تكون هذه العلاقة خطية يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$r = \frac{\text{مج س ص}}{\sqrt{\text{مج س ص} \times \text{مج ص ص}}}$$

(راجع الفصل الأول)

$$r = \frac{\text{مج [درجات زيتا (س) \times درجات زيتا (ص)]}}{n}$$

أو $r = \frac{\text{مج س ص}}{n}$

أو قد نلجأ إلى حساب معامل الارتباط الرباعي Tetrachoric عن طريق تصنيف الاستجابات (الدرجات في جدول رباعي كما يلي: (مثال)

ص

المجموع	تحت المتوسط	فوق المتوسط	
٢٠	٨	١٢	فوق المتوسط
٣٠	١٢	١٨	تحت المتوسط
٥٠	٢٠	٣٠	المجموع

س

ثم نعين قيمة المعامل من جداول خاصة.

وعلى العموم فنحن الآن على بينة من أن الخطوة الأولى والاساسية في عملية التحليل - أي تحليل - هي حساب معامل الارتباط أو تحديد درجة التشابه أو العلاقة بين ما نلاحظه من درجات في حالة الاختبارات أو من أنماط سلوكية في حالة دراستنا لأي مجتمع من المجتمعات

وسوف سنعرض فيما يلي مدخلين مختلفين لإجراء هذا التحليل وهما: تحليل التجمعات والتحليل العائلي

أولاً - تحليل التجمعات Cluster Analysis.

الخطوة الأولى في هذه العملية هي حساب معاملات الارتباط البينية بين المتغيرات المختلفة. فإذا كان لدينا أربعة اختبارات فإن المعاملات البينية في هذه الحالة سوف يكون

عددها ستة $\left(\frac{n(n-1)}{1 \times 2} \right)$ وهي ٢.٣ ، ٣.٣ ، ٤.٣ ، ٣.٣ ، ٤.٣ ، 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 يلقي 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.

$$\text{معدل معاملات الارتباط داخل التجمع} \\ \text{معدل معاملات الارتباط بين المتغيرات} \\ \text{داخل وخارج التجمع} = \text{معدل الانتماء}$$

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 في صورة افتراضية بحتة. والطريقة التي سوف نشرحها لحساب معامل الانتماء هي من اقتراح «هولزنجر» وهارمون وقام بتطويرها «تايرون».

خطوات حساب معامل الانتماء Belonging Coefficient.

غالباً ما تكون نقطة البداية في هذه العملية هي المتغيران اللذان يكون بينهما أعلى معامل ارتباط، وهما بداية التجمع ثم نستمر في إضافة المتغيرات إليهما واحداً بعد الآخر حتى ينخفض معامل الانتماء، وهنا يتحدد التجمع.

أ - بناء على المصفوفة التالية يتم إعداد جدول خاص ترتب فيه معاملات الارتباط حسب قيمتها العددية:

(المصفوفة)

٦	٥	٤	٣	٢	١	
٠,٣	٠,٤	٠,٥	٠,٨	٠,٨		١
٠,٣	٠,٤	٠,٤	٠,٧		٠,٨	٢
٠,٣	٠,٤	٠,٥		٠,٧	٠,٨	٣
٠,٤	٠,٦		٠,٥	٠,٤	٠,٥	٤
٠,٦		٠,٦	٠,٤	٠,٤	٠,٤	٥
	٠,٦	٠,٦	٠,٣	٠,٣	٠,٣	٦

١,٩ ٢,٤ ٢,٤ ٢,٧ ٢,٦ ٢,٨

الجدول

٠,٨	٠,٧	٠,٦	٠,٥	٠,٤	٠,٣	
٣,٢			٤	٥	٦	١
١	٣			٤,٥	٦	٢
١	٢		٤	٥	٦	٣
		٥	٣,١	٢,٦		٤
		٦,٤	٣,٢,١			٥
		٥		٤	٣,٢,١	٦

من هذا الجدول يتضح أن معامل الارتباط بين الاختبار رقم ١ والاختبار رقم ٦ هو ٠,٣ (السطر الأول) ومعامل الارتباط بين الاختبار رقم ٤ والاختبار رقم ٦ أو ٢ هو ٠,٤ (السطر الرابع) وهكذا.

ب - يرسم جدول آخر يتكون من إحدى عشرة خانة لحساب معامل الانتماء على النحو التالي:

١ - في الخانة الأولى توضع أرقام الاختبارات في داخل التجمع، ويكون ذلك بالترتيب حيث تبدأ بأعلى معامل ارتباط، وهو في حالتنا هذه ٠,٨، وهو

معامل الارتباط بين الاختبار رقم (١) والاختبار رقم (٢)، وكذلك بين (١)، (٣) وبين (٢)، (٣). وبناء على ذلك نضع فى الخانة الأولى (١، ٢) على أساس أنهما بداية التجمع

٢ - 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 - 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 نفترض أنه فى المحاولة التالية أضفنا الاختبار رقم (٣) إلى الاختبار رقم (٢) والاختبار رقم (١)، فهذا يعنى أن نجمع معامل ارتباط (٣. ٢) + معامل ارتباط (٣. ١) = ١,٥ أى (٣. ٢ = ٠,٨ + ٣. ١ = ٠,٧).

٤ - فى الخانة الرابعة من الجدول نضع مجموع معاملات الارتباط بين الاختبارات داخل التجمع، وفى حالة الاختبارين ١، ٢ يكون مجموع المعاملات هو ٠,٨ (لأن ٢. ١ = ٠,٨).

ولكن نفترض أنه من المحاولات التالية أدخل الاختبار (٣) إلى التجمع فإنه يصبح مجموع المعاملات فى هذه الحالة هو:

$$\begin{aligned} & ٢,٣ + ٣,٣ + ٣,٣ \\ & ٢,٣ = ٠,٧ + ٠,٨ + ٠,٨ \end{aligned}$$

٥ - 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 هذا هو مجموع.

$$٦,٣ + ٥,٣ + ٤,٣ + ٣,٣$$

$$\text{وكذلك } ٦,٣ + ٤,٣ + ٤,٣ + ٣,٣$$

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 - فى الخانة السادسة يوضع عدد الاختبارات داخل التجمع، وفى هذه الحالة

تساوى ٢ أى $٢ = ٢$.

٧ - فى الخانة السابعة يوضع عدد الارتباطات البينية فى التجمع بناء على القانون ك (ك - ١) (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 $٨ ÷ ٠,٨ = ١$ ،
 ١٠ - يحسب فى هذه الخانة متوسط معاملات الارتباط بين الاختبارات داخل التجمع والاختبارات الأخرى (اقسم العمود رقم ٥ + العمود ٨) وفى هذه الحالة يساوى $٨ ÷ ٣,٨ = ٢,١$

١١ - فى الخانة رقم ١١ يتم حساب معامل الانتماء لقسمه العمود رقم ٩ + العمود ١٠. وفى هذه الحالة $٨ = ٠,٨ ÷ ٠,٤٧٥ = ١,٦٨$ ، 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. وتكرر نفس الخطوات السابقة فى الجدول الذى يمكن توضيحه فيما يلى:

	(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)	(٧)	(٨)	(٩)	(١٠)	(١١)
أرقام الاختبارات داخل التجمع	٢,١	٨,١	١,٥	٢,٣	٣,٥	٣	٣	٨	٠,٨	٠,٤٧٥	١,٦٨
مجموع معاملات الارتباطات تحت ٢,١											
ربيع الاختبار المضاف واختبارات التجمع											
مجموع رداخل التجمع											
مجموع ر من داخل وخارج التجمع											
عدد الاختبارات داخل التجمع											
عدد رالبينية											
العدد المتبقى من ر											
متوسط ر داخل التجمع (٧ + ٤)											
متوسط ر من داخل التجمع وخارجه (٨ + ٥)											
معامل الانتماء (١٠ + ٩)											

ثانيا - التحليل العاىى Factor Analysis.

«التحليل العاىى عملىة رىاضىة لا يقبل عىلها كثرى؛ دارس علم النفس، و خاصة إذا لم تكن خلفىة علمىة رىاضىة» - والحقىة أن هذا تصور غير صحىح؛ لأن أى عملىة رىاضىة إذا لم تستند إلى منطق مفهوم وتصور واضح تصبىح لا أكثر من عملىة حسابىة عدىمة الجدىوى ولا معنى لها. وإذا كان الأمر هكذا فىما سبىق فكىف يكون الأمر الآن بعد دخول الحاسب الآلى والأدوات المتقدمة فى مجال علم النفس والقىاس النفسى. فإنه من الممكن حالىا أن يقوم هذا الحاسب الآلى - بناء على برنامج مسبىق - بجمىع الخطوات الرىاضىة والحسابات اللازمة لإتمام عملىة التحلىل العاىى فىما عدا عملىة التفسىر والتحلىل والتعللىل، وهى عملىة لا يقوم بها إلا العقل الإنسانى، ولا يقوم بها إلا فى وجود منطق مفهوم وتصور واضح.

ومن هنا كان الأمر يتطلب منا حالىا أن نناقش هذا المنطق ونحدد هذا التصور حتى يتمكن القارئ - أو الدارس بمعنى أدق - أن يقوم بالتعللىل والتفسىر.

عملىة التحلىل العاىى عملىة تبىح عن العوامل المشتركة بىن مجموعة من الاختبارات، وهى بهذا عملىة تمىل إلى التبسىط، أى تصف العلقىة بىن هذه الاختبارات فى أبسط صورها. فإذا أمكن أن نحدد عن طرىق عملىة التحلىل العاىى خمسة عوامل تربط عشرين اختبارا على سبىل المثال فإنه من السىر أن نعتمد على خمسة أبعاد (الذى تقابل العوامل) فقط، ولا داعى أن نأخذ فى حسابنا عشرين بعدا تبدو كما لو كانت مختلفة.

ونعود إلى بعض أمثلتنا السابقة: فإذا أمكن أن نحدد لون البشرة وطول القامة ولون العىنن والملبس كموامل تربط جماعمة من الناس يعىشون فى مكان واحد، فإنه بىمكن الاعتماد على هذه الأبعاد فى وصف العلقىة بىن هؤلاء الأفراد، بدلا من أن نصف كل فرد على حدة، والمنطق الذى تعتمد عىله عملىة التحلىل العاىى بىمكن تبسىطه عنى النحو التالى:

- ١ - إذا كان هناك اختباران بقىسان نفس القدرة فلا بد أن نحصل منهما بعد تطبىقهما على مجموعة معىنة على نفس النتائج. فإذا كنا نقىس طول قطعة من الخشب باستخدام مسطرة مدرجة بالسنتىمر، ثم قسنا طول نفس القطعة باستخدام مسطرة مدرجة بالبوصة والقدم، فلا بد أننا سوف نحصل على نفس النتيجة ما دامت المسطرتان بقىسان شىنا واحدا هو طول قطعة الخشب. وبالتالى فإذا كنا بقىس أطوال عشر قطع من الخشب باستخدام المسطرة الأولى (ذات التدرىح السنتىمرى)، ثم رتسنا القطع العشرة حسب الطول وعدنا وقسا

اطوال هذه القطع بالمسطرة الثانية (المدرجة بواسطة البوصة والقدم) ثم رتبناها أيضا بناء على الطول فإننا سوف نحصل على نفس الترتيب سواء استخدمنا المسطرة 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 في الحالة السابقة.

٢ - إذا كان هناك اختباران يشتركان معا في بعض القدرات التي يقيسها كل من هذين الاختبارين، فإن النتائج التي نحصل عليها من تطبيق هذين الاختبارين على مجموعة معينة سوف تتفق بقدر يتناسب مع مقدار اشتراك هذين الاختبارين في هذه القدرة أو تلك.

٣ - وعلى هذا فإذا كانت نتائج الاختبار (أ) تتفق مع نتائج الاختبار (ب) إلى حد ما، وإذا كانت نتائج الاختبار (أ) تتفق مع نتائج الاختبار (ج) أيضا إلى حد ما فإننا نتوقع أن تكون الاختبارات الثلاثة تقيس شيئا واحدا تقريبا، وعلى ذلك فإننا لا بد أن نجد علاقة بين الاختبار (ب) والاختبار (ج). فإذا لم نجد هذه العلاقة فإنه يمكن أن نفسر الحالة بأن نقول: إن الاختبار (ب) يرتبط بجزء من الاختبار (أ) والاختبار (ج) يرتبط بجزء آخر من الاختبار (أ). فإذا كان الاختبار (ب) هو اختبار في الذاكرة، والاختبار (ج) هو اختبار في الذكاء، فلابد إذن أن يكون الاختبار (أ) هو اختبار في الذاكرة والذكاء، وهذا يعلل للعلاقة الموجودة بين الاختبارات الثلاث أ، ب، ج.

هذه العلاقة - كما سبق أن أشرنا في أكثر من مكان - تقاس بواسطة حساب معامل الارتباط، ونعود ونؤكد مرة أخرى أن الخطوة الأولى والأساسية في عملية التحليل - سواء كانت تحليل تجمعات أو تحليلا عامليا - هي خطوة حساب معامل الارتباط.

٤ - 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 (س).

٥ - معامل الارتباط (العلاقة) بين الاختبار (١) والاختبار (٢) يساوى حاصل ضرب درجة تشبع الاختبار (١) بعامل معين (أ) \times درجة تشبع الاختبار (٢) بنفس العامل. أى أن $س_١ \times س_٢ = (س_١^٢ \times س_٢^٢)$ ، وقياسا على ذلك فإن معامل الارتباط بين الاختبار (١) ونفسه $= (س_١^٢)$ أى $س_١ \times س_١$

هذه النقاط الخمسة توضح في تبسيط المنطق الذي 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 شىء 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، وينفس المنطق إذا طبقنا مجموعة كبيرة من الاختبارات على عينة من الأفراد فإن العلاقات الناتجة أو معاملات الارتباط بين الاختبارات ببعضها البعض (تسمى معاملات الارتباط البيئية) 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 أحجام وأقطار مختلفة جميعها متصل بمصدر للمياه يدفع الماء بانتظام ونريد الآن أن نعرف الوقت الذى يستغرقه كل صنوبر من هذه الصنابير فى ملء إبريق بالماء (الاختبار الأول) كما نريد أن نعرف أيضا الوقت الذى يستغرقه كل صنوبر فى ملء دلو كبير بالماء (الاختبار الثانى)، وواضح بطبيعة الحال أن الصنوبر الذى سوف يملأ الإبريق الصغير أسرع هو نفسه الصنوبر الذى سوف يملأ الدلو الكبير أسرع، والصنوبر 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 الصنوبر 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 ٠,٧، ٠,٥ 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:

$$٢٠٣ = (س١١ × س١٢) + (س١ب × س٢ب) \text{ وهكذا.}$$

وعليه فإن معامل الارتباط من الاختبار ونفسه = ١٠٣ = س١١ + س١ب + س٢ب

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:

$$\text{عدد العوامل يساوى أو أقل من } \frac{1}{2} [(٢ + ن) - \sqrt{١ + ٨ن}]$$

حيث ن هو عدد الاختبارات.

فإذا كان لدينا ٦ اختبارات فإن العوامل المتوقعة هى ٣ أو أقل كما يتضح فيما

يلى:

$$\begin{aligned} \text{س} &\geq \frac{1}{2} [(٢ + ٦ \times ٢) - \sqrt{١ + ٦ \times ٨}] \\ &= \frac{1}{2} [١٣ - \sqrt{٤٩}] \\ &= \frac{1}{2} [١٣ - ٧] \\ &= ٦ \times \frac{1}{2} \\ &= ٣ \end{aligned}$$

والجدول التالي يسهل عملية التعرف على عدد العوامل المتوقعة عندما نعرف عدد الاختبارات:

عدد العوامل س	عدد الاختبارات ن
١	٣
٢	٥
٣	٦
٤	٨
٥	٩
٦	١٠
٧	١٢
٨	١٣
٩	١٤
١٠	١٥

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، هـ، 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 (هـ) من العامل، والاختبار (٤) مشبع بدرجة (د).

الخطوة الأولى هي حساب معاملات الارتباط البينية للاختبارات الأربعة، وفي هذه الحالة سوف نعلم على ما سبق أن أشرنا إليه من علاقة معامل الارتباط بين اختبارين بدرجة تشبع كل منهما بعامل معين.

والخطوة الثانية هي ترتيب معاملات الارتباط في مصفوفة على النحو التالي:

د (٤)	هـ (٣)	ب (٢)	أ (١)	
أ د	أ هـ	أ ب	أ ^٢	أ (١)
ب د	ب هـ	ب ^٢	ب أ	ب (٢)
ج د	ج هـ	ج ب	ج أ	ج (٣)
د ^٢	د هـ	د ب	د أ	د (٤)

لاحظ أن درجات التشبعات أ، ب، هـ، د هي التي نريد أن نحدد قيمتها. الخطوة الثالثة نجمع الأعمدة جمعا رأسيا أي في حالة العمود الأول نحصل على $أ + ب + هـ + د$.

وعندما نأخذ أ عامل مشترك نحصل على $أ (أ + ب + هـ + د)$

وبالمثل في العمود الثاني نحصل على $ب (أ + ب + هـ + د)$

وبالمثل في العمود الثالث نحصل على $هـ (أ + ب + هـ + د)$

وبالمثل في العمود الرابع نحصل على $د (أ + ب + هـ + د)$

الخطوة الرابعة نجمع نواتج الجمع الرأسى جمعا أفقيا حيث نجمع $أ (أ + ب + هـ + د)$

$+ هـ (أ + ب + هـ + د) + ب (أ + ب + هـ + د) + د (أ + ب + هـ + د)$.

فإذا أخذنا المقدار $(أ + ب + هـ + د)$ عامل مشترك فإننا نحصل على

$(أ + ب + هـ + د) (أ + ب + هـ + د)$.

أو بمعنى آخر $(أ + ب + هـ + د)^2$ 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

$$أ (أ + ب + هـ + د) \quad \text{الجمع الرأسى تحت العمود الأول}$$

$$\frac{أ (أ + ب + هـ + د)}{\text{الجذر التربيعى لجمع المجاميع}}$$

وللتلخيص:

- ١ - احسب معاملات الارتباط التباين .
- ٢ - رتب هذه المعاملات فى مصفوفة .
- ٣ - اجمع الأعمدة جمعا رأسيا .
- ٤ - اجمع النواتج جمعا أفقيا (جمع المجاميع) .
- ٥ - احسب الجذر التربيعى لجمع المجاميع .
- ٦ - اقسام 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 نتضح للقارئ بسهولة أثناء الوصف والمناقشة. وما يجب أن نتذكره دائما أن «تشارلس سييرمان» 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 سييرمان:

نظر الآن إلى مصفوفة معاملات الارتباط التالية: (أربعة اختبارات)

٤	٣	٢	١	
٠,٥٤	٠,٦٣	٠,٧٢		١
٠,٤٨	٠,٥٦		٠,٧٢	٢
٠,٤٢		٠,٥٦	٠,٦٣	٣
	٠,٤٢	٠,٤٨	٠,٥٤	٤

نلاحظ ما يلي:

١ - جميع معاملات الارتباط الموجودة في المصفوفة موجبة، وهذا يعني أن هناك عاملا ما يربط هذه الاختبارات الأربعة مع بعضها البعض.

٢ - المعاملات الأربعة الموجودة في أعلى المصفوفة إلى اليسار تربطها علاقة النسبة

$$\text{والتناسب أى أن } \frac{0,54}{0,48} = \frac{0,63}{0,56}$$

أو بصورة أخرى حاصل ضرب الطرفين = حاصل ضرب الوسطين.

$$\text{أى } 0,54 \times 0,56 = 0,48 \times 0,63$$

وهذه القاعدة تنطبق على أى أربعة معاملات ارتباط أخرى، وبناء على هذه

القاعدة يمكن استنتاج معامل الارتباط غير الموجود فى أى رباعية (هكذا سماها سيرمان، والحقيقة أنه كان أول من لفت الانتباه إلى هذه الخاصية).

أى أنه فى حالة حساب معامل الارتباط بين الاختبار الثانى ونفسه يمكن أن يتم

$$\text{ذلك كما يلى: } 0,72 \times 0,56 = 0,63 \times \text{س}$$

$$\therefore \text{س} = \frac{0,56 \times 0,72}{0,63} = 0,64$$

وبالتالى يمكن حساب مقدار تشبع الاختبار الثانى بهذا العامل حيث يساوى الجذر

$$\text{التربيعى لمعامل الارتباط أى } = \sqrt{0,64} = 0,8$$

ونحصل على نفس النتيجة إذا استخدمنا رباعية أخرى مثل:

$$0,72 \times 0,48 = 0,54 \times \text{س}$$

$$\therefore \text{س} = \frac{0,48 \times 0,72}{0,54} = 0,64$$

$$\therefore \text{مقدار التشبع} = \sqrt{0,64} = 0,8 \text{ وهكذا}$$

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:

$$\frac{٣.٣ \times ٢.٣}{٣.٣} = \text{س}$$

حيث س هي مقدار تشبع الاختبار رقم (١) بالعامل

٢.٣ معامل الارتباط بين الاختبار (١) ، (٢)

٣.٣ معامل الرباط بين الاختبار (٢) ، (٣)

٣ - يلاحظ لذلك خاصية ثالثة، وهي خاصية الترتيب الهرمي لمعاملات الارتباط.

ففي السطر الأول أو العمود الأول نلاحظ أن المعاملات مرتبة على النحو التالي:

٠,٧٢ وهي تساوي ٠,٩ × ٠,٨

٠,٦٣ وهي تساوي ٠,٩ × ٠,٧

٠,٥٤ وهي تساوي ٠,٩ × ٠,٦

لاحظ ثبات المكون الأول (٠,٩) وتناقص المكون الثاني: ٠,٨ ، ٠,٧ ، ٠,٦

وخلاصة القول أن هذه الملامح قد لا تنطبق على مصفوفات معاملات الارتباط التي نحصل عليها من التطبيق العملي في ميدان المقاييس والاختبارات. إذ إن معظم ما نحصل عليه يختلف تماما عن الصورة التي وصفناها في تلك المصفوفة، والتي تعتبر مثالية إلى حد كبير. لذلك سوف نصف فيما يلي خطوات عملية التحليل العاملية بالطريقة شبه المركزية ثرستون:

طريقة ثرستون،

هذه الطريقة يمكن فهمها من المثال التالي:

لنفترض أن لدينا ستة اختبارات تم تطبيقها على مجموعة من الأفراد، ثم حسب معاملات الارتباط البنية لتعطى المصفوفة التالية:

٦	٥	٤	٣	٢	١	
٠,٣٤	٠,٤١	٠,٤٥	٠,٧٩	٠,٧٦		١
٠,٢٦	٠,٣٥	٠,٤٤	٠,٦٨		٠,٧٦	٢
٠,٣٢	٠,٣٩	٠,٤٩		٠,٦٨	٠,٧٩	٣
٠,٤٤	٠,٥٨		٠,٤٩	٠,٤٤	٠,٤٥	٤
٠,٥٥		٠,٥٨	٠,٣٩	٠,٣٥	٠,٤١	٥
	٠,٥٥	٠,٤٤	٠,٣٢	٠,٢٦	٠,٣٤	٦

وعلى ذلك نلاحظ أن الخلايا القطرية ليست بها معاملات ارتباط حيث يقترح ثرستون أن تملأ هذه الخلايا بوضع أعلى معامل ارتباط يوجد في الصف أو العمود الذي يقابل الاختبار. وهذا يعتمد على أن معامل الارتباط بين الاختبار ونفسه (وهو المعامل الذي يوضع في الخلية القطرية) لابد أن يكون أعلى من ارتباط هذا الاختبار بأي اختبار آخر أو على الأقل يساويه، ومن ثم تصبح الخلايا القطرية كما يلي:

١.٣	=	٠,٧٩	وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقى الأول
٢.٣	=	٠,٧٦	وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقى الثانى
٣.٣	=	٠,٧٩	وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقى الثالث
٤.٣	=	٠,٥٨	وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقى الرابع
٥.٣	=	٠,٥٨	وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقى الخامس
٦.٣	=	٠,٥٥	وهو أعلى معامل ارتباط في الصف الأفقى السادس

وعند ملء الخلايا القطرية في المصفوفة القطرية وإجراء الخطوات الحسابية السابقة الإشارة إليها (الجمع الرأسى ثم الجمع الأفقى ثم الجذر التربيعى لجمع المجاميع) نحصل على ما يلي:

٦	٥	٤	٣	٢	١	
٠,٣٤	٠,٤١	٠,٤٥	٠,٧٩	٠,٧٦	٠,٧٩	١
٠,٢٦	٠,٣٥	٠,٤٤	٠,٦٨	٠,٧٦	٠,٧٦	٢
٠,٣٢	٠,٣٩	٠,٤٩	٠,٧٩	٠,٦٨	٠,٧٩	٣
٠,٤٤	٠,٥٨	٠,٥٨	٠,٤٩	٠,٤٤	٠,٤٥	٤
٠,٥٥	٠,٥٨	٠,٥٨	٠,٣٩	٠,٣٥	٠,٤١	٥
٠,٥٥	٠,٥٥	٠,٤٤	٠,٣٢	٠,٣٢	٠,٣٤	٦

$$١٨,٥٥ = ٢,٤٦ + ٢,٨٦ + ٢,٩٨ + ٣,٤٦ + ٣,٢٥ + ٣,٥٤$$

$$٤,٣ \approx \sqrt{١٨,٥٥}$$

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:

مقدار التشبع بالعامل الأول (العامل العام)	الاختبار
٠,٨٢	١
٠,٧٦	٢
٠,٨١	٣
٠,٦٩	٤
٠,٦٧	٥
٠,٥٧	٦

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 $٢,٣ = ٠,٧٦ \times ٠,٨٢ = ٠,٦٢$ ، كما أننا نعلم أن معامل الارتباط بين الاختبار ونفسه فى ظل هذا العامل العام يساوى مربع مقدار تشبعه

بهذا العامل أى أن $3.3 = 2(0.81) = 0.66$ وعلى هذا لو استخدمنا هذه التنبعات فى إعادة رسم العلاقات بين هذه الاختبارات الستة من جديد فإننا سوف نحصل على جدول آخر يسمى جدول العامل العام، وهذا الجدول يشمل معاملات الارتباط بين الاختبارات فى ظل العامل العام.

(جدول العامل العام)

٠,٥٧	٠,٦٧	٠,٦٩	٠,٨١	٠,٧٦	٠,٨٢	
(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)	
٠,٤٧	٠,٥٥	٠,٥٧	٠,٦٦	٠,٦٢	٠,٦٧	(١) ٠,٨٢
٠,٤٣	٠,٥١	٠,٥٢	٠,٦٢	٠,٥٨	٠,٦٢	(٢) ٠,٧٦
٠,٤٦	٠,٥٤	٠,٥٤	٠,٦٦	٠,٦٢	٠,٦٦	(٣) ٠,٨١
٠,٣٩	٠,٤٦	٠,٤٦	٠,٥٦	٠,٥٢	٠,٥٧	(٤) ٠,٦٩
٠,٣٨	٠,٤٥	٠,٤٥	٠,٥٤	٠,٥١	٠,٥٥	(٥) ٠,٧٦
٠,٣٣	٠,٣٨	٠,٣٨	٠,٤٦	٠,٤٣	٠,٤٧	(٦) ٠,٥٧

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 المصفوفة هو ٠,٧٦، بينما نجد أن الارتباط بين (١)، (٢) فى جدول العامل العام هو ٠,٦٢، كذلك معامل الارتباط بين (١)، (٣) فى المصفوفة الأصلية هو ٠,٧٩، بينما نجد أن الارتباط بين هذين الاختبارين فى جدول العامل العام هو ٠,٦٦.

هذه الفروق تعنى أن هناك عوامل أخرى غير العامل العام تربط هذه الاختبارات، وللوصول إلى هذه العوامل نطرح جدول العامل العام من المصفوفة الأصلية. ويسمى الجدول الناتج من هذا الطرح جدول البواقي. ويتم ذلك بطرح كل معامل ارتباط فى جدول العامل العام من نظيره فى المصفوفة الأصلية. وتكون النتيجة كما يلى:

(جدول البواقي)

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)	
٠,١٣-	٠,١٤-	٠,١٢-	٠,١٣+	٠,١٤+	٠,١٢+	(١)
٠,١٧-	٠,١٦-	٠,٠٨-	٠,٠٦+	٠,١٨+	٠,١٤+	(٢)
٠,١٤-	٠,١٥-	٠,٠٧-	٠,١٣+	٠,٠٦+	٠,١٣+	(٣)
٠,٠٥+	٠,١٢+	٠,١٠+	٠,٠٧-	٠,٠٨-	٠,١٢-	(٤)
٠,١٧+	٠,١٣+	٠,١٢+	٠,١٥-	٠,١٦-	٠,١٢-	(٥)
٠,٢٢+	٠,١٧+	٠,٠٥+	٠,١٤-	٠,١٧-	٠,١٣-	(٦)

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 تغيير الإشارات الجبرية. أما إذا وجدنا أن الإشارات السالبة توجد في الجدول بلا نظام فإننا نلجأ إلى تغيير الإشارة، وسوف نعطي مثالا لذلك فيما بعد.

والآن يمكن معالجة المصفوفتين الصغيرتين للحصول على مقدار تشبع كل اختبار

من هذه الاختبارات بالعامل الثاني، وذلك كما يلي:

(٦)	(٥)	(٤)		(٣)	(٢)	(١)	
٠,٠٥	٠,١٢	٠,١٠	(٤)	٠,١٣	٠,١٤	٠,١٢	(١)
٠,١٧	٠,١٣	٠,١٢	(٥)	٠,٠٦	٠,١٨	٠,١٤	(٢)
٠,٢٢	٠,١٧	٠,٠٥	(٦)	٠,١٣	٠,٠٦	٠,١٣	(٣)

$$٠,٤٤ \quad ٠,٤٢ \quad ٠,٢٧$$

$$٠,٣٢ \quad ٠,٣٨ \quad ٠,٣٩$$

$$١,٦ = \sqrt{١,١٣} \quad ,١,١٣ =$$

$$١,٤ = \sqrt{١,٩} \quad ,١,٩ =$$

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 نسمي الأول العامل العام، ونسمي الثاني العامل الخاص، وبالرجوع إلى الجدول الذي يوضح العلاقة بين عدد العوامل وعدد الاختبارات يمكن القول: إن عدد العوامل قد يصل إلى ثلاثة (الحمد الأقصى لعدد العوامل) فإذا كنا نفكر أنه بعد العامل العام والعامل الخاص هناك احتمال لوجود عامل ثالث قد يكون هو العامل النوعي الذي يميز كل اختبار على حدة، فإنه يمكن حساب هذا العامل النوعي مباشرة من المعادلة التالية:

$$1 - (\text{مربع تشيع الاختبار بالعامل الأول} + \text{مربع تشيع الاختبار بالعامل الثاني})$$

$$1 - (س_1^2 + س_2^2)$$

ونحصل بذلك على المعلومات التالية:

الاختبار	العامل العام	العامل الخاص	العامل النوعي
(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 التي يحتمل أن تكون ذات تأثير على درجات هذه الاختبارات الستة وهي العامل العام والعامل الخاص والعامل النوعي.

نعود الآن إلى موضوع الإشارات السالبة وكيفية تغيرها ولناخذ المثال التالي:

لنفترض أن جدول البواقي لم يكن على الصورة التي وصفناها سابقاً من حيث وضوح التجمعات، بل كان على الصورة الافتراضية التالية:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)	
- ,٠٨	+ ,١٢	- ,٠٩	- ,٠٥	+ ,١٢		(١)
- ,١٦	+ ,٤٣	- ,١٥	- ,٢٥		+ ,١٢	(٢)
+ ,٢٧	- ,٢٤	+ ,٢٨		- ,٢٥	- ,٠٥	(٣)
+ ,١١	- ,١٥		+ ,٢٨	- ,١٥	+ ,٠٩	(٤)
- ,١٦		- ,١٥	- ,٢٤	+ ,٤٣	+ ,١٢	(٥)
	- ,١٦	+ ,١١	+ ,٢٧	- ,١٦	- ,٠٨	(٦)

+ ,٠٢ - صفر صفر + ,٠١ - ,٠١ + ,٠٢

(لاحظ عدم وجود معاملات في الخلايا القطرية لأنها لا تتغير إشارتها أبدا).

وعملية تغيير الإشارات هي أيضا عملية منطقية إذ إن الاختبار الذي يقيس الثبات الانفعالي إذا تغيرت إشارته الموجبة إلى إشارة سالبة أصبح يقيس عدم الاتزان الانفعالي، والاختبار الذي يقيس التفوق الدراسي، يمكن أن يقيس كذلك التخلف الدراسي في حالة تعديل الإشارة.

وتبدأ عملية تعديل بالإشارة بالاختبار الذي له أعلى مجموع سالب، وهو في هذه الحالة الاختبار رقم (٦) حيث نجد أن الجمع الرأسي له = - ,٠٢ ، وعلى ذلك تعدل جميع الإشارات في الصف السادس والعمود السادس:

فإذا كان الصف السادس أو العمود السادس كما يلي:

$$- ,٠٨ - ,١٦ + ,٢٧ + ,١١ - ,١٦ = - ,٠٢$$

$$+ ,٠٨ + ,١٦ - ,٢٧ - ,١١ + ,١٦ = + ,٠٢$$

ويقتضى هذا التعديل تعديلا آخر في جمع الأعمدة والسطور حيث نقوم بالجمع من جديد بعد أول تعديل (في اختبار رقم ٦)، وبالتالي يتم التعديل في كل الأعمدة ويصبح على النحو التالي:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)	
- ,٠٢	صفر	صفر	+ ,٠١	- ,٠١	+ ,٠٢	قبل التعديل
+ ,٠٢	+ ,٣٢	- ,٢٢	- ,٥٣	+ ,٣١	+ ,١٨	بعد التعديل

(لاحظ أن العمود الثالث أصبح أعلى مقدار سالب وعليه يتم تعديل إشارته)

بعد التعديل الثاني $+ 0,36 - 0,31 - 0,53 - 0,22 + 0,32 + 0,02$

(لاحظ أن العمود الرابع أصبح أعلى مقدار سالب وعليه يتم تعديل إشارته)

بعد التعديل الثالث $+ 0,12 + 0,31 - 0,53 - 0,08 - 0,54 - 0,3$

وبذلك يكون جدول البواقي قد تم تحويله إلى مصفوفة موجبة، ومن ثم يمكن متابعة الخطوات الأخرى في حساب مقدار تشبع الاختبارات بالعامل الثاني. كما سبقت الإشارة إلى ذلك. ويجب أن نلاحظ أنه لا بد أن نأخذ في حسابنا تعديل الإشارات في عملية تفسير النتائج.

طريقة فؤاد البهي،

يسمى «فؤاد البهي» طريقته بالطريقة التقاربية، وهي تتفق مع طريقة ثرستون في كل خطواتها إلا أنها تختلف معها في فكرة أساسية، وهذا ما يجب أن يسجل لفؤاد البهي. لقد لاحظنا أن ثرستون وضع في الخلايا القطرية أكبر معامل ارتباط في الصف أو العمود، ومن ثم استمر في عمليات التحليل بناء على هذا. أما فؤاد البهي فإنه لا يملأ هذه الخلايا، بل يفترض أن هذه المعاملات تساوي جميعا الصفر. وعلى هذا يبدأ في 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 البهي (الطريقة التقاربية) في التحليل
العامل من المثال التالي:

نفترض أن لدينا ستة اختبارات طبقت على مجموعة من الأفراد وحسبت معاملات الارتباطات البينية وحصلنا على المصفوفة التالية:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)	
٠,٣٠	٠,٥٨	٠,٤٠	٠,٣٦	٠,٤٨		(١)
٠,٠٨	٠,٧٢	٠,١٦	٠,٠٠		٠,٤٨	(٢)
٠,٥٤	٠,٠٩	٠,٦٣		٠,٠٠	٠,٣٦	(٣)
٠,٤٤	٠,٢٥		٠,٦٣	٠,١٦	٠,٤٠	(٤)
٠,١٥		٠,٢٥	٠,٠٩	٠,٧٢	٠,٥٨	(٥)
	٠,١٥	٠,٤٤	٠,٥٤	٠,٠٨	٠,٣٠	(٦)

$$١٠,٣٦ = ١,٥١ + ١,٧٩ + ١,٨٨ + ١,٦٢ + ١,٤٤ + ٢,١٢$$

$$٣,٢٢ = \sqrt{١٠,٣٦}$$

(١) نقسم الجمع الرأسى لكل عمود على الجذر التربيعى لجمع المجاميع لنحصل على التشعب الافتراضى لكل اختبار فنحصل على ما يلى:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
٠,٤٧	٠,٥٦	٠,٥٨	٠,٥٠	٠,٤٥	٠,٦٦

س أ

(٢) نربع هذه التشعبات ونحصل على المعاملات (الاشتركيات) الافتراضية ونضعها فى الصفوفة، ونكرر الخطوة السابقة حيث نحصل على جمع جديد لكل عمود:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
١,٧٣	+٢,١٠	+٢,٢٢	+١,٨٧	+١,٦٤	+٢,٥٦

$$١٢,١٢ =$$

$$٣,٤٨ = \sqrt{١٢,١٢}$$

(٣) نقسم الجمع الرأسى لكل عمود على الجذر التربيعى كما سبق، ونحصل على التشعب الافتراضى لكل اختبار كما يلى:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
٠,٥٠	٠,٦٠	٠,٦٤	٠,٥٤	٠,٤٧	٠,٧٤

س ب

(٤) نربع هذه التشعبات ونحصل على المعاملات الافتراضية ونضعها في المصفوفة (في الخلايا القطرية الخالية) ونكرر ما سبق حيث نحصل على جمع جديد لكل عمود:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
١,٧٦	+ ٢,١٥	+ ٢,٢٩	+ ١,٩١	+ ١,٦٦	+ ٢,٦٧

١٢,٤٤ =

$$٣,٥٣ = \sqrt{١٢,٤٤}$$

(٥) نقسم الجمع الرأسى لكل عمود على الجذر التربيعى كما سبق ونحصل على التشعب الافتراضى للمرة الثالثة:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
٠,٥٠	٠,٦١	٠,٦٥	٠,٥٤	٠,٤٧	٠,٧٦

س ب

(٦) نربع التشعبات ونضع المعاملات الناتجة في الخلايا القطرية، ونجمع من جديد لنحصل على:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
١,٧٦	+ ٢,١٦	+ ٢,٣٠	+ ١,٩١	+ ١,٦٦	+ ٢,٧٠

١٢,٤٩ =

$$٣,٥٣ = \sqrt{١٢,٤٩}$$

(٧) نقسم الجمع الرأسى لكل عمود على الجذر التربيعى الناتج نحصل على تشعبات الاختبارات كما يلى:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
٠,٥٠	٠,٦١	٠,٦٥	٠,٥٤	٠,٤٧	٠,٧٦

س د

قارن التشعبات (س ب) في الخطوة رقم (٥) بالتشعبات (س د) في الخطوة رقم (٧). هذا التطابق يعنى أن هذه هي القيم النهائية لتشعبات الاختبارات الستة بالعامل الاول، ومن ثم مربعاتها تصبح القيم الحقيقية لمعاملات الارتباط التي كان يجب أن توضع في المصفوفة (الخلايا القطرية) منذ البداية:

(٦)	(٥)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
٠,٥٠	٠,٦١	٠,٦٥	٠,٥٤	٠,٤٧	٠,٧٦
٠,٢٥	٠,٣٧	٠,٤٢	٠,٢٩	٠,٢٢	٠,٥٨

أى التشعبات النهائية هي
والمعاملات الحقيقية هي

وعلى ذلك فإنه يمكن استكمال عملية التحليل العاملى على هذا الأساس
فيحسب تشعبات الاختبارات فالعامل الثانى ثم الثالث وهكذا.

تفسير عملية التحليل العاملى

سواء استخدمنا طريقة ثرستون أو طريقة فؤاد البهى أو غيرهما فإننا نحصل على
تشعبات الاختبارات التى تجرى عليها عملية التحليل العاملى بالعوامل المختلفة.

والحقيقة أن الأساس الذى نعتد 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 يكتب
العامل معنى سيكولوجيا يمكن تفسيره وتعليقه، 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 تشعبات العامل الأول مع العامل
الثانى ثم تدار المحاور الأساسية حتى تقع قيم التشعبات على المحاور الجديدة أو تقترب
منها (هذا يعنى أن قيمة التشعب تصبح صفرا أو تقترب منه) وتختفى القيم السالبة
للتشعبات. ولحساب القيم الجديدة للتشعبات 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:

$$أ' = جتا س \times أ - جا س \times ب$$

$$ب' = جا س \times أ - جتا س \times ب$$

أ قبل الإدارة

حيث أ' تشعب العامل الأول بعد الإدارة

ب قبل الإدارة

حيث ب' تشعب العامل الأول بعد الإدارة

س زاوية الإدارة

أما إذا كانت الإدارة عكس اتجاه عقارب الساعة فإن:

$$\hat{A} = \text{جتا س} \times \hat{A} + \text{جا س} \times \text{ب}$$

$$\hat{B} = - \text{جا س} \times \hat{A} + \text{جتا س} \times \text{ب}$$

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 الآلى.

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، وهى أكثر من متوافرة - يأتى دور البصيرة السيكولوجية فى تفسير نتائج هذه العملية الرياضية وتسمية العوامل وإعطائها الدلالة السيكولوجية التى يمكن أن تضاف إلى رصيد المعرفة فى علم النفس كما فعل «سيرمان» و«بيرت» و«القوصى» و«ثرون» و«جيلفورد» و«الكسندر» و«ستيفنسون» و«كلى» و«بيرسون» و«ثرستون» وهم فى الحقيقة الذين وضعوا علامات على الطريق فى مسيرة القياس النفسى، وفهم القدرات البشرية منذ أول القرن الحالى حتى الآن، ونريد أن نلفت نظر الطالب أن عملية التفسير يمكن أن تتم فى ضوء عدة نقاط نلخصها فيما يلى:

١ - اختيار الاختبارات المناسبة لعملية التحليل العاملى من حيث العدد، إذ إن عدد الاختبارات له علاقة بعدد العوامل التى سيتوقعها الباحث كما سبق أن أشرنا إلى ذلك. وكذلك من حيث عدد الأبعاد التى يقيسها الاختبار إذ إن الاختبار الذى يقيس بعدا واحدا هو أبسط من اختبار آخر يقيس عدة أبعاد فى وقت واحد، وربما كان الاختبار الأول مؤديا إلى سهولة عملية التحليل وتمييز العوامل أكثر مما يؤدي إلى ذلك الاختبار الذى يقيس أكثر من عامل فى 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 السيكولوجية 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 المكائى، 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:

$$1 \times 2 \times 5 = 10$$

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 لها 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.

لإذا كانت العينة جميعها من طلبة قسم الرياضيات البحتة فى كلية العلوم على سبيل المثال فإن القدرة الرياضية سوف تتحول من عامل خاص أو طائفى الى عامل عام.

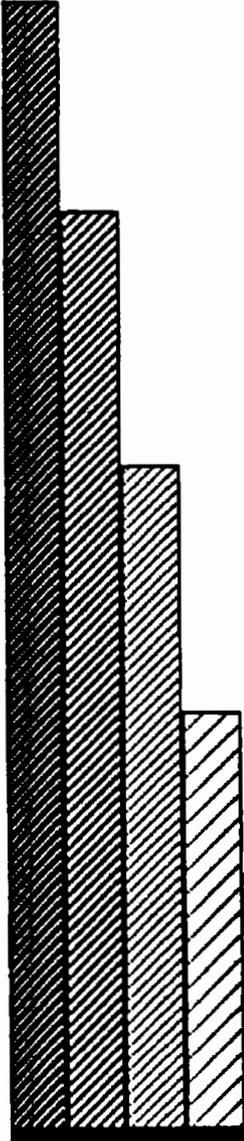
وربما كانت العينة غير متجانسة الخلفية، ولكنها متجانسة الاستجابة، كما يحدث أحيانا فى مقاييس الاتجاهات، حيث نلاحظ تعدد العوامل وضيق التجمعات بالنسبة إلى وحدات المقياس. (فى حالة دراسة البناء العاملى للمقياس مثلا).

المراجع

- 1 - Butcher, H. J. Human Intelligence, Its Nature and Assessment, Methuen, 1968.
- 2 - Eysenck, H, The Measurement 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 هي 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.

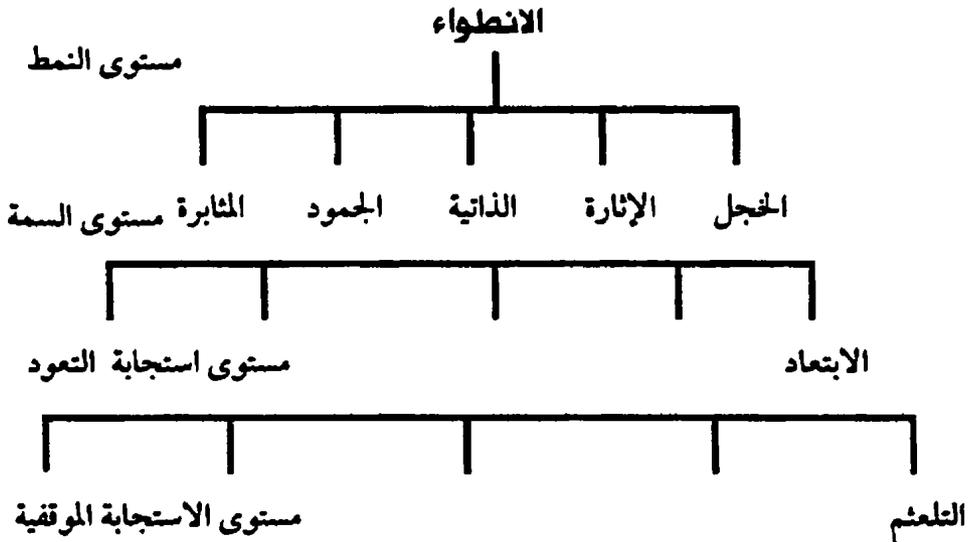
كما أننا نجد أن كلا الاتجاهين يختلف كل منهما عن الآخر ولكنهما غير متعارضين، فالاتجاه الأول وهو اتجاه آيزنك يفهم بناء الشخصية من خلال مفهوم النمط، أما الاتجاه الثانى وهو اتجاه كاتل فإنه يفهم بناء الشخصية من خلال مفهوم السمة.

وللتوضيح فإن وجهة نظر آيزنك تتلخص فى نظريته المعروفة بنظرية الأبعاد و 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 والحيطه 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 هستيرية.

وفى دراسات أخرى لاحقة أضاف آيزنك بعداً ثالثاً إلى الانطواء والعصابية هو عامل الذهانبة. وعلى ذلك فقد أصبحت أبعاد الشخصية فى خط آيزنك أنماطاً ثلاثة.

ويرى آيزنك أن كل نمط من هذه الأنماط يليه في الأهمية مجموعة من الخصائص تميزه عن غيره: حيث يكون النمط (مثل الانطواء) في الدرجة الأولى من الأهمية يليه مستوى السمة أو الخاصية ثم مستوى الاستجابة المبنية على العادة أو التعود ثم مستوى الاستجابة النوعية التي تختص بموقف دون آخر. ويمكن تمثل ذلك كما يلي:



أما وجهة نظر «كاتل» فإنها تتلخص في نظريته المعروفة بنظرية العوامل الطائفية Group Factors. وأهم المفاهيم التي تقوم عليها هذه النظرية هو مفهوم السمة trait وهو المفهوم الذي يقوم عليه تصور كاتل لبناء الشخصية الإنسانية.

ويرى كاتل السمة على أنها بناء عقلي ودالة للسلوك الظاهري المنتظم المتكرر الحدوث. وقد تمكن كاتل من تحديد السمات الأصلية أو المصدرية Source traits التي يعتبرها الأساس الفعلي للبناء الكلي لشخصية الإنسان، وعليه فإن السمة الأصلية أو المصدرية تصبح هي المتغير المستقل الذي يحدد موضوع السلوك الظاهري للفرد في مواقف حياته اليومية بحيث تتناسق وحدات هذا السلوك فيبدو كما لو كان مستقلاً بذاته. وفي هذا يصبح مفهوم السمة المصدرية عند كاتل يشبه إلى حد كبير مفهوم القدرة من حيث علاقتها بسلوك متناسق مترابط منطقياً بحيث يبدو دائماً كما لو كان كلاً مستقلاً بذاته.

ويستخدم كاتل مفهومًا آخر هو مفهوم السمة السطحية أو الظاهرية Surface trait ليدل على ذلك التجمع السلوكي المتشابه الذي نلاحظه في تفاعل الفرد مع عناصر البيئة الخارجية الذي يتأثر بعوامل التطوير والتغير. ويقول كاتل إن هذه السمات الظاهرية تنتج عن تفاعل السمات الأصلية مع مثيرات البيئة التي تحيط بالفرد، ولذلك فإن هذا النوع من السمات هو نتاج مؤقت أي أن ثباته واستقراره أمر نسبي.

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 (عددتها 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 الانا الأعلى (الضمير)	↔	ضعف الانا الأعلى
الجرأة الاجتماعية	↔	الخوف الاجتماعى
اليونة	↔	الصلابة والشدة
الحذر والحيلة	↔	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 وأيزنك. وقد كان من المتوقع ألا يكون هناك خلاف بين الجانبين مادام

كلا الباحثين استخدم منهجاً واحداً هو منهج التحليل العاملى، ولو أن هذا المنهج كان دائماً مدعاة للخلاف بين وجهات النظر أكثر من الاتفاق بينها.

نجد أن كاتل يرى أن شخصية الإنسان تبنى من ١٦ عاملاً أساسياً أهمها عاملان هما القلق والانبساط ولكن هذين العاملين ليس لهما علاقة بنمطية الشخصية ولكنهما عوامل كبقية العوامل الأخرى من حيث المستوى وإن كانا أكثر نشاطاً 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 دائماً - كما يعود أيضاً إلى أن دراسات آيزنك شملت مجموعات من العصبيين والذهائين 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 شىء من التحديد بعض الأمور التى يجب أن يأخذها فى اعتباره الأخصائى سواء عند بناء أداة من أدوات قياس الشخصية أو عند استخدام هذه الأداة وتفسير نتائجها وتحليلها. إذ إن معظم هذه الأمور تمثل نوعاً 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 في 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، وفى استخدام طريقة الملاحظة المباشرة أو المقابلة الشخصية نجد بصورة عامة أن أثر العوامل الذاتية أعلى مما هو عليه فى حالات أخرى مثل استخدام طريقة التدرج على سبيل المثال.

٢- 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 نظرياً - (فى حالة الاستفتاء) ولكن يؤثر كذلك على الاستجابات الأدائية كما فى حالة الملاحظة: فقد وجد أن المفحوص يتغير أداءه إلى الأحسن - من وجهة نظر المجتمع - إذا أحسن أن هناك من يلاحظه أو يقوم بتسجيل أنماط سلوكه. وعلى ذلك فإن ميل المفحوص إلى إعطاء الاستجابة المرغوبة اجتماعياً 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 اجتماعياً. فقد يكون هناك عدة استجابات يعتقد الباحث أنها متساوية من حيث درجة التفضيل الاجتماعى سواء اعتمد الباحث فى ذلك على معالجة نظرية أو مستعينة 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 في اختيار وتفضيل الاستجابة التي يتطلبها موقف معين .

وقد يبدو ذلك للوهلة الأولى كما لو كان خاصية تميز فرداً عن آخر، بل كما لو كان سمة من السمات الشخصية التي يجب أن تخضع للقياس والتقدير. ولكن عندما نفكر في الأمر بصورة أكثر عمقاً 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 في بعضها البعض، بحيث يصعب على الأخصائي في كثير من الأحيان أن يضع حدوداً فاصلة واضحة بين كل سمة وأخرى مهما كانت دقته وبراعته، بل إننا نجد بعض الباحثين حديثاً قد رضوا بالأمر الواقع واستفاد منه حيث استخدم بعض الاختبارات التي تقيس كل عبارة فيها أكثر من خاصية شخصية في وقت واحد. وهذا ليس حذقاً ومهارة بقدر ما هو قدرة على استخدام الاختبارات الموجودة على أفضل وجه ممكن.

فتحن على سبيل المثال قد نجد صعوبة في توضيح الفرق بين سمة الانطواء مثلاً وأخرى مثل التردد أو بطء الاستجابة الاجتماعية. وكذلك ما يمكن أن نسميه حيوية ونشاطاً يسميه البعض الآخر عدوانية وسميه فريق آخر ميلاً إلى التسلط والسيطرة أو جراءة ومخاطرة واستعراضية، وهكذا.

وعلى ذلك فإن ما يعيننا الآن هو موضوع تحديد معنى السمة ومحتوياتها ووضع خطوط فاصلة بينها وبين السمات الشخصية الأخرى، وهذا موضوع لا بد أن يأتي في الدرجة الأولى من الأهمية عندما يفكر الباحث في بناء مقياس الشخصية الإنسانية أياً كان نوعه وطريقة تطبيقه.

٥- وهناك أمر يجب ألا نغفله بل نعترف به ونعطيه حقه من الأهمية وهو أن ظروف القياس - وخاصة في ميدان الشخصية الإنسانية - ظروف اصطناعية سواء كانت وسيلة القياس هي 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 الحي 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 في 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 بسيطاً - 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 وقفاً على إنتاج نمط واحد فقط من السلوك بل هى دائماً عامل مشترك بين عدة أنماط سلوكية ذات صلة منطقية ببعضها البعض. فسمه الثبات الانفعالى على سبيل المثال ليست وقفاً فقط على سلوك الانفعال من حيث الحزن أو البكاء أو الفرح أو الابتهاج، ولكنها أيضاً 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 وتنبية للباحث وبالذات فى ميدان قياس الشخصية موضوع صدق المقياس المستخدم حيث إن صدق الأداة - كما سبق أن أشرنا فى مكان آخر 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 يحتتمل 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 دائماً 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 التمييز بين السمة التى يقيسها والسمات الأخرى.

هـ - قدرة المقياس على التمييز 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 التشرىحية تساعد على توضيح دقائقها، كما أنه يصعب كذلك وضع خطوط وحدود

تفصل بين كل سمة شخصية وتميزها عن غيرها في صورة واضحة محددة كما هو الحال في ميدان القدرات العقلية مثلاً، وهذا يمثل عجزاً ملموساً في معالجة موضوع الصدق أو الصحة في اختبارات ومقاييس الشخصية.

وإذا أردنا أن نتناول الأمر من زاوية أخرى وهي وجهة نظر عملية التحليل العاملى كمنهج لتحديد صدق الاختبار وصحته كما أشرنا إلى ذلك في 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 فعلاً.

ب- طريقة خاصة يتميز بها المفحوصون - المجموعة أو العينة - عند الاستجابة لبنود الاختبار أو وحداته.

ج- عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية Social desirability variable.

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 عموماً 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 نوعاً 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 لوثاً جديداً بالإضافة إلى أبعادها السابقة. فهناك حوار قوى من جانب كثير من المتخصصين في 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 عائدًا 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 فلا بد 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

ج- 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 (ألفا) كما سبق أن أوضحنا ذلك.

الصعوبات أو الأمور الثمانية التي أشرنا إليها فيما سبق لم نقصد بها أن نقول إن عملية قياس الشخصية هي عملية لا يمكن أن تتم بسهولة ولكن أردنا أن نوضح مجموعة من الأمور التي يجب أن يأخذها الأخصائي في حسابه عند قياس الشخصية أو عند محاولته بناء إحدى الأدوات الخاصة بهذا القياس. وهذه الأمور منها ما هو نظري بحيث يقوم على التصور الممكن لوظيفة أدوات القياس وبنائها وخصائصها ومنها ما هو تطبيقي مشتق من واقع الخبرة في مجال التعامل مع أدوات القياس.

كان هذا فيما يختص بالموضوع الثاني وهو موضوع القياس. أما عن الموضوع الثالث وهو موضوع التنبؤ فإن الاهتمام الذي يجب أن يوليه الأخصائي لاختبارات الشخصية كأدوات تنبؤية يدخل غالباً بالأخصائي إلى الميادين التطبيقية من دراسات الشخصية مثل التوجيه المهني أو الصناعي أو التربوي وكذلك التطبيقات العلاجية والاستشارية والأكاديمية. وسوف نشير إلى موضوع التنبؤ في 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 التي تعتمد على عدة خطوات يمكن تلخيصها كما يلي:

١- قياس مجموعة من الأبعاد مثل خصائص الشخصية أو القدرات العقلية أو غير ذلك من الأبعاد التي تحدد سلوك الفرد فى مواقف محددة من نوع المواقف التي 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 التي يحتمل أن تكون قائمة بين مجموعة الخصائص الشخصية أو القدرات أو الأبعاد الأخرى. كما يتطلب الأمر أيضاً 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 للأخصائي أن يقترح نموذجاً متوقعاً (أو يمكن التنبؤ به) لأداء الفرد فى موقف مستقبلي.

ومما يجب أن نشير إليه أن عملية التنبؤ هي فى واقع الأمر عملية إفادة بالنسبة لأداة القياس التي 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 أيضاً 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 الامر واضحًا عندما قلنا أن الأبعاد الثلاثة الرئيسية للدراسة العلمية للشخصية الإنسانية هي البناء والقياس والتنبؤ.

قياس الشخصية عن طريق القوائم والاستفتاءات،

Inventories and Questionnaires

من الطرق الشائعة كثيرة الاستخدام في ميدان قياس الشخصية الإنسانية طريقة الاستفتاء أو تقييم الذات. وفي هذه الطريقة يقوم الفرد بتقديم (تقرير) موضوعي عن ذاته وخصائصه عن طريق مفردات أو وحدات الاستفتاء أو الاختبار أو القائمة. كما تعتبر هذه الطريقة أيضاً من الطرق التي تعتمد عليها معظم الدراسات والبحوث التي تهتم بخصائص الشخصية كمتغير من متغيرات الدراسة.

ويمكن تصنيف الاستفتاءات أو القوائم حسب السهولة أو التعقيد بالنسبة لما تقيس من خصائص:

أ- استفتاءات أهادية السمة،

وهي تلك التي تقيس سمة شخصية واحدة، وتعتمد في بنائها على نظرية تكوين الشخصية من سمات أو خصائص وليس أنماطاً محددة. وهي بهذا تعبر عن وجهة نظر معينة في بناء الشخصية.

وهذا النوع من الاستفتاءات والقوائم يغطي العناصر والمكونات السلوكية لسمة من سمات الشخصية مثل القدرة الاجتماعية أو الثبات الانفعالي أو غير ذلك. ومن أمثلة هذه الاستفتاءات استفتاء وودورث لقياس القلق والاضطراب العاطفي. وما يميز هذا الاستفتاء أن وحداته قد أخذت وطورت من واقع الخبرة العيادية والعلاجية في علم النفس. ومن أمثلة هذه الوحدات:

- ١- هل تمتعت بطفولة سعيدة؟ نعم لا
- ٢- هل تشعر بالخوف عندما تعبر جسراً فوق النهر؟ نعم لا
- ٣- هل هناك أحد من أسرتك يدمن المخدرات؟ نعم لا
- ٤- هل تخشى أحياناً أن تصاب بمرض عقلي؟ نعم لا
- ٥- هل تشعر دائماً أن هناك من يحاول إيذاءك؟ نعم لا
- ٦- هل يحدث أن تمشي وأنت نائم؟ نعم لا
- ٧- هل تعاني أحياناً من اضطراب في قوة الإبصار؟ نعم لا
- ٨- هل تشعر دائماً أنك في صحة جيدة؟ نعم لا

ومن الأمثلة الأخرى الجيدة استفتاء تايلور لقياس القلق الظاهري . وهذا الاستفتاء يحلل القلق الظاهري 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 والمباني .
- 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 ان أقبلها أو أرفضها .

هـ - أقبلها إذا فرضت على .

د - أحب أن أقبل هذه المسئولية .

لهـ - أرحب جداً بتحمل هذه المسئولية .

وعلى المفحوص أن يعين استجابة واحدة من هذه الاستجابات الخمسة .

ومثال آخر هو مقياس الانطواء الاجتماعي الذي أعده فرايد وآخرون وهو عبارة

عن مجموعة من التجمعات السلوكية التي تتصل بالعناصر التالية:

١- الإحساس بالخجل .

٢- أحلام اليقظة .

٣- الابتعاد عن المناسبات الاجتماعية .

٤- التردد والحركة البطيئة .

٥- عدم الميل إلى المبادأة في الحديث .

٦- الإحساس بالذات .

٧- الشعور بالتعب والإجهاد بصورة شبه دائمة .

٨- الحرص على تجنب مواجهة المتاعب .

٩- الابتعاد عن الممارسة والتجريب في الأمور الاجتماعية .

والحقيقة أن القوائم أو الاستفتاءات التي تقيس سمة شخصية واحدة تعتبر من

المقاييس قليلة التداول إلا إذا كان المجال يتصل ببحث علمي 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 في 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 في عمليات أبعاد وأوسع من البحوث العلمية البحتة، حيث

يستخدم في مجالات التوجيه والإرشاد المهني أو الوظيفي أو الصناعي وفي المجالات

الإكلينيكية المختلفة.

ويمكن أن نميز بين نوعين من هذه الاستفتاءات التي تقيس أكثر من سمة:

١- استفتاء مركب من أكثر من استفتاء بسيط واحد أي من أكثر من استفتاء كل

منها تقيس سمة واحدة، أو بمعنى آخر تجمع هذه العبارات جميعاً لتكون مقياساً مركباً.

وهذا النوع من الاستفتاءات المركبة يمكن إعادة تصنيفه إلى استفتاءات بسيطة إذا أراد الباحث ذلك . كما أنه يمتاز أيضاً 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 هاناواي وماكينلي، وترجم إلى العربية واستخدم في كثير من الدراسات المتخصصة والدراسات العامة.

وهناك أكثر من صورة من هذا المقياس ولكن الصورة الشائعة الاستخدام تتكون من ٥٥٠ عبارة تغطي الكثير من النواحي السلوكية والاهتمامات والاتجاهات الاجتماعية بالإضافة إلى ١٦ عبارة مكررة وضعت لتيسير عملية تصحيح المقياس بالطريقة الآلية . ولكل عبارة من العبارات ثلاث استجابات هي : صحيح، خطأ، لا أدري . ويستغرق إجراء المقياس ما بين نصف ساعة إلى ساعتين وذلك حسب ظروف الفرد المفحوص .

وتقيس قائمة مينيسوتا مجموعة من الخصائص الشخصية مثل هوس المرض والاكئاب والميول الهيستيرية والانحراف النفسى المرضى والذكورة والانوثة 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 نواحي الصحة الجسدية، أو بمعنى آخر مجموعة من المصابين بهوس المرض تقارن استجاباتها لاسئلة 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 الإكلينيكي . 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 مقياساً فرعياً: الأربعة الأولى منها تسمى عادة مقياس الصدق أو الصحة، 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 الهستيريا .
- ٤- مقياس الانحراف السيكوباتى .
- ٥- مقياس الذكورة والانوثة .
- ٦- مقياس البارانويا .
- ٧- مقياس الهبوط النفسى .
- ٨- مقياس الانقسام .
- ٩- مقياس الهيومانيا (النشاط الزائد وسرعة الاستثارة) .
- ١٠- مقياس الانطواء الاجتماعى .

وهنا يجب أن نلاحظ المصادر التى اشتقت منها العبارات أو البنود والطريقة التى بها المقياس كما سبق أن أوضحنا .

ومن الامثلة الأخرى فى هذا المجال قائمة كاليفورنيا النفسية C P I California Psychological Inv. التى تتألف من ٤٨٠ بنداً، 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 تماماً 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 ١٨ مقياساً فرعياً 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 والمجاعة (التسامح) .
- ١١- مقياس الانطباع الجيد .
- ١٢- مقياس الإحساس بقوة الجماعة (الانتماء) .
- ١٣- مقياس الإنجاز عن طريق المسيرة .
- ١٤- مقياس الإنجاز عن طريق الاستقلالية (الاعتماد على النفس) .
- ١٥- مقياس الكفاءة العقلية .
- ١٦- مقياس العقلية السيكولوجية .
- ١٧- مقياس المرونة .
- ١٨- مقياس الانوثة .

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 التي يتكون منها هذا المقياس هي:

- 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 الحث) .
- 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 أو العبارات 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 هي:

- ١- مقياس النشاط العام .
- ٢- مقياس الممانعة
- ٣- مقياس السيطرة والتسلط .
- ٤- مقياس الميل الاجتماعى (القدرة الاجتماعى) .
- 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 بنداً، وتضم مقياسين فرعيين لقياس العصابية والانبساط الاجتماعى بين طلبة الجامعات، ونتائج المقاييس الفرعية غير مرتبطة (مستقلة عن بعضها البعض).

ومثال آخر هو قائمة إدواردز للشخصية (E P I) Edwards Personality Inventory وهذه القائمة تقيس عدداً كبيراً من خصائص الشخصية التى تميز الفرد العادى عن غيره من الأفراد العاديين أيضاً.

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 مقياساً فرعياً والاختبار الثالث يشمل ١١ مقياساً فرعياً والرابع يشمل ١٥ مقياساً فرعياً والخامس يضم ١٣ مقياساً فرعياً. والاختبارات والمقاييس الفرعية كما يلى:

١- 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 المسيرة
- 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 الاهتمام بسلوك الآخرين.

ب- 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 مع الآخرين.
- 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.

ج- 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 التمرکز حول الذات .
- ١٢- مقياس العلاقات الاجتماعية (تكوين الأصدقاء بسهولة) .
- ١٣- مقياس استقلالية الرأي .
- 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 في 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 دائماً.
- ما كتب فى سجلات تاريخ حياة الأفراد أو مذكراتهم عن خبراتهم وتقييمهم لأنفسهم.

- ما كتب خصيصاً لوصف بعض الشخصيات وخصائصهم وسماتهم .
- ومما تجب الإشارة إليه أن العدد الأصى 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 أو السمات 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 الاجتماعي .
- ١٤- التفهم .
- ١٥- الندرة (عدم التكرار) .

وقد أضيف إلى ما سبق سبعة مقاييس أخرى هي :

- ١- الإحساس بالهبوط أو التدنى .
- ٢- التغيير .
- ٣ - البناء المعرفي .
- ٤- الدفاعية .
- ٥- الحساسية والشعور .
- ٦-المؤازرة .
- ٧- الرغبة الاجتماعية .

ومثال آخر هو اختبار جيلفورد ومارتن حيث تم إعداده لقياس عدة عوامل شخصية هي :

- ١- الانكماش الاجتماعي .
- ٢- التفكير الانطوائى .
- ٣- الاكتئاب .
- ٤- اللامبالاة .
- ٥- النشاط الاجتماعي .
- ٦- السيطرة والتسلط .
- ٧- اتجاهات الذكورة .
- ٨- الإحساس بالنقص .
- ٩- التوتر والقلق .

ومثال آخر هو اختبار (بويد) الذى صمم أساساً لقياس عشرين عنصراً من عناصر

الشخصية، ولكن (فرونون) أمكنه فيما بعد عن طريق منهج التحليل العاملي أن يضغط هذه العناصر العشرين إلى أربعة عناصر أساسية هي:

١- الميول العصائية.

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 التي تقيس أكثر من خاصية شخصية واحدة بحيث إن كلا من هذه الأدوات المركبة مكونة من مجموعة من المقاييس الفرعية أو الاستفتاءات أحادية السمة.

ونشير إلى الآن إلى نوع آخر من الاستفتاءات أو القوائم يزعم أصحابها أن العبارة الواحدة في هذا الاستفتاء أو ذلك تقيس أكثر من سمة شخصية في وقت واحد بناء على درجات مختلفة تعطى لاستجابات المفحوصين للعبارة.

وعلى ذلك فإن مثل هذا الاستفتاء ليس استفتاء مركباً 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 (بيرنرويتز) حيث يقيس هذا الاختبار أربع سمات شخصية هي:

١- الميول العصائية.

٢- الانطواء.

٣- السيطرة والتسلط.

٤- الاعتماد على النفس.

ويتألف هذا الاختبار من ١٢٥ عبارة تقيس كل عبارة منها الخصائص الشخصية الأربع المشار إليها. ولكل عبارة ثلاث استجابات مختلفة هي نعم - لا - غير متأكد. ويقوم الفرد المفحوص بقراءة كل عبارة واختيار استجابة واحدة فقط من هذه الاستجابات الثلاث. ولناخذ المثال التالي على سبيل التوضيح:

الاستجابة

العبارة

هل تراودك أحلام اليقظة كثيراً؟

نعم لا غير متأكد

ويتم تفسير استجابة المفحوص (وتصحيحها) أو إعطاؤها الدرجة كما يلي:

الاستجابة

السمة الشخصية

اعتماد على النفس	سيطرة	انطواء	ميل عصابية	
١ +	١ -	٣ +	٥ +	نعم
١ -	١ +	٤ -	٤ -	لا
٢ +	٢ +	٢ -	٢ -	غير متأكد

وهذا يعنى أن الفرد المفحوص إذا كان اختباره للاستجابة (نعم) لهذا السؤال أى أن أحلام اليقظة تراوده كثيراً. فإن:

٥ + هذا الفرد عنده ميل عصابية موجبة.

٣ + هذا الفرد عنده ميل للانطواء.

١ - هذا الفرد عنده ميل للخضوع (عكس السيطرة)

١ + هذا الفرد عنده ميل بسيط للاعتماد على النفس

ثم نلاحظ أيضاً أنه يمكن تفسير استجابة الفرد لو أنه اختار (لا) - أى لا تراوده أحلام اليقظة - وذلك على النحو التالى:

٤ - هذا الفرد ليس عنده ميل عصابية

٤ - هذا الفرد عنده ميل للانبطاج الاجتماعى

١ + هذا الفرد عنده ميل بسيط للسيطرة

هذا الفرد لا يميل كثيراً إلى الاعتماد على نفسه.

١ - (يميل إلى تكليف غيره بأعمال معينة)

وقد قام (بيرنرويتز) باختبار هذه الأوزان بناء على استخدام طريقة مقارنة طرفى السمة التى يقيسها بطرفى سمة مماثلة فى اختبارات 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 ٠,٩٣. واتضح كذلك أن عنصر السيطرة يرتبط ارتباطاً سالباً بالميل العصابية والانطواء. حيث نجد أن معامل الارتباط بين عنصر السيطرة والميول العصابية هو - ٠,٨١. ومعامل الارتباط بين السيطرة والانطواء هو - ٠,٦٧. واتضح كذلك أن خاصية الاعتماد على النفس تكاد تكون خاصة متميزة بذاتها ولو أنها ترتبط بعض الشيء بعنصر السيطرة ارتباطاً موجباً، حيث نجد أن معامل

الارتباط بين الاعتماد على النفس والميول العصائية، والانطواء، والسيطرة هي على الترتيب: - ٤١، ٤٠ - ٣٢، ٤٠، ٥٨ .

وقد قام فلانجان - وهو أحد الدارسين النابيين في 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 (بيرنروتر) وهذان العنصران هما:

١- عنصر مركب من العصائية والانطوائية والاستسلام وعدم الاعتماد على النفس .

٢- عنصر القدرة الاجتماعية .

ويعد 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 أو المقاييس 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 والتي لا يمكن قياسها بدقة بواسطة الطرق المتاحة .

ويتطلب بناء مثل هذا المقياس تحديد وتعريف السمة أو الخاصية المطلوب قياسها بصورة إجرائية بحيث تتضح طبيعة هذه السمة وبنائها وتكوينها ومن ثم يمكن اقتراح البنود أو العبارات التي تكون المقياس المطلوب .

ومن الواضح كذلك أنه عندما يتم تعريف السمة وتحديدتها واقتراح البنود التي تكون المقياس أو الاستفتاء فإنه يأتى بعد ذلك سؤال على قدر كبير من الأهمية بالنسبة لهذا النوع من المقاييس، والسؤال هو: إلى مدى يختلف الأفراد الذين يمتلكون قدرًا كبيرًا من سمة معينة عن أولئك الذين يمتلكون قدرًا بسيطًا من هذه السمة؟ وبمعنى آخر: ما هي أنواع السلوك أو ردود الأفعال التي تجعلنا نعتقد أن الفرد (أ) مثلاً يمتلك قدرًا

عاليًا من هذه السمة أو الخاصية أو بمعنى آخر ما هي أنواع السلوك أو ردود الأفعال أو الاستجابات التي تميز الفرد (أ) عن الفرد (ب) بفرض أن (أ) ينتمي إلى الذين يمتلكون قدرًا عاليًا من هذه السمة والفرد (ب) من الذين لا يمتلكون هذا القدر من السمة.

وعليه فإنه إذا تمكنا من تحديد هذه الأنواع من السلوك وردود الأفعال والاستجابات فإننا نكون بذلك قد أعدنا العبارات أو البنود التي تصف الفرد (أ) ولا تصف الفرد (ب) أو تصف الفرد (ب) ولا تصف الفرد (أ)؛ ومن ثم يمكننا بالتالي تحديد اتجاه استجابة كل بند من حيث قياسه لهذه السمة: بمعنى: هل الإجابة (بنعم) على هذا البند سوف تمثل استجابة الأفراد مثل الفرد (أ) أو أن الأمر غير ذلك. والحقيقة أنه في حالة تحديد السمة وتعريفها بدقة ووضوح سوف لا تكون هناك أى صعوبة في تصنيف البنود أو العبارات حسب اتجاه القياس. وبما يجب أن نشير إليه هو أن هذه المجموعة من البنود تسمى «المجموعة الأصلية لبنود القياس» وعليها تجرى التطبيقات الأولية أو الإجراءات الاستطلاعية من أجل الوصول بالقياس إلى صورته النهائية.

هذا فيما يختص بالاستفتاءات أو المقاييس التحليلية. أما بخصوص الاستفتاءات أو المقاييس التجريبية فإنها تبنى من أجل الحصول على درجات يمكن دراسة مدى ارتباطها بدرجات أخرى على مقياس آخر أيًا كان هذا المقياس الآخر. وغالبًا ما تكون هذه الدرجات الأخرى تمثل متغيرًا ثنائيًا أى تمثل مجموعة 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 المجموعتين (مجموعة المحك والمجموعة الضابطة) يعتبر الخطوة الأولى في إعداد هذا المقياس التجريبي (*) إذا إنه بعد هذا التحديد يمكن للأخصائي أن يقوم باقتراح العبارات أو البنود التي يعتقد أنها تميز الأفراد في المجموعة الضابطة عن الأفراد في مجموعة المحك.

وهنا يجب أن نقول إن المقاييس التجريبية تختلف عن المقاييس التحليلية في هذه الناحية، ففي حالة المقاييس التحليلية يعتبر محتوى البند وصياغته وكذلك مدى علاقته بالسمة التي يقيسها في المرتبة الأولى من حيث الأهمية، أما في حالة المقاييس التجريبية فإن الأخصائي لا يهتم كثيرًا بمحتوى البند أو العبارة أو بكيفية الصياغة أو بمدى علاقة البند بالسمة، ولكنه يهتم كثيرًا بقدرة البند أو العبارة على التمييز بين المجموعة الضابطة

Empirical (*)

ومجموعة المحك . وعليه فإنه كلما زادت قدرة البند أو العبارة على هذا التمييز كان البند صالحاً لأن يكون ضمن بنود هذا المقياس التجريبي .

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 تصويره 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 متفوقاً دراسياً 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 اجتماعياً - 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 desirability 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، وفى 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 أو العبارات 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 عبارات 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 غالباً 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 تقريباً 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 متأثراً إلى حد كبير باتجاهه الشخصى نحو الموقف، وهذا ما هو مفروض أن يقيسه الاستفتاء.

ومن أمثله هذا النوع من الاستفتاءات «مقياس إدواردز للتفضيل الشخصي» وفي هذا المقياس تعرض البنود على هيئة ثنائيات ويطلب من المفحوص أن يختار إحدى العبارتين (أو البندين) التي يعتقد أنها أقرب ما تكون إلى خصائصه الشخصية. ويتكون المقياس من ٢١٠ ثنائية (أي ٤٢٠ عبارة) ويقاس ١٥ بعدا من أبعاد الشخصية هي:

- ١- التحصيل والإنجاز.
- ٢- مراعاة شعور الآخرين.
- ٣- النظام والترتيب.
- ٤- الميول الاستعراضية.
- ٥- الاستقلالية الذاتية.
- ٦- الانتماء والتعاطف.
- ٧- التداخل الاجتماعي.
- ٨- المعاونة والمؤازرة.
- ٩- السيطرة.
- ١٠- الإحساس بالتدنى.
- ١١- التنشئة (التربية العامة).
- ١٢- التغيير.
- ١٣- التحمل والجلد.
- ١٤- الميل إلى الجنس الآخر.
- ١٥- العداونية.

ومثال آخر هو مقياس جوردون للشخصية **Gordon Personal Profile** ويقاس خمسة أبعاد مختلفة هي:

- ١- السيطرة والتلسط.
- ٢- القدرة على تحمل المسؤولية.
- ٣- الاتزان العاطفي.
- ٤- الميل الاجتماعي.

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 والتي 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 سالتان 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 في القياس، وذلك لأنه يقلل إلى حد كبير أثر عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية (الرغبة الاجتماعية) في استجابات المفحوص، ولو أن هذا النوع من المقاييس يحتاج إلى جهد ودقة في البناء والتحليل.

بناء وتحليل استفتاءات الشخصية:

تعتمد عملية تحليل نتائج استفتاءات الشخصية على بنائها وتكوينها وتصميمها، ومن ثم كانت مناقشة الموضوعين معاً أمراً منطقياً.

ونبدأ بالاستفتاء بسيط الاختيار وكما سبق أن قلنا أن هذا الاستفتاء يتكون من مجموعة من البنود أو العبارات التي تكون استجابتها ثنائي، أى أن هناك احتمالين يختار المفحوص أحدهما ليشير بذلك إلى الاستجابة التي تكون الأقرب إلى خصائصه الشخصية.

وعند بناء هذا النوع يجب على الأخصائي أن يأخذ في اعتباره عدة خطوات:

- ١- تعريف السمة وتحديدتها بصورة تتفق مع المنطق والموضوعية.
 - ٢- تحليل السمة الشخصية تحليلاً دقيقاً إلى عناصرها الأولية إذا كان الفاحص يريد أن يبنى مقياساً تحليلاً (Rational Scale) أو أن يقوم بجمع الأنماط السلوكية التي تميز جماعة عن جماعة أخرى إذا كان يريد أن يبنى مقياساً تجريبياً (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 أيضاً أن يقوم الأخصائي بإعداد العبارات بحيث تكون متوازنة من حيث الاستجابة (نعم أو لا، صح أو خطأ) بناء على اتجاه قياس السمة، بمعنى أن يكون نصف العبارات تقريباً يمثل إجابة (نعم) الاتجاه الإيجابي للسمة والنصف الثاني غير ذلك. وتوزع العبارات بصورة متوازنة بعد ذلك.
 - ٥- من المتوقع أيضاً أن يقوم الأخصائي بإعداد التعليمات الواضحة المختصرة التي تساعد المفحوص على الاستجابة للبنود أو العبارات دون عناء ومشقة.
- وعند تصحيح الاستفتاء البسيط للحصول على درجات الأفراد المفحوصين يجب على الأخصائي أن يأخذ في اعتباره ما يلي:

١- تحديد اتجاه القياس حتى يمكن معرفة معنى الاستجابة (نعم) ومعنى الاستجابة (لا) فقد تكون (نعم) في الاتجاه الموجب (الصحيح) لقياس السمة الشخصية في بعض العبارات وقد تكون العكس في بعض العبارات الأخرى. والأمر كذلك بالنسبة للاستجابة (لا).

٢- بعد ذلك نتوقع من الأخصائي أن يحدد الأوزان المناسبة لكل من هاتين

الاستجابتين وذلك أيضاً في إطار اتجاه القياس. وغالباً ما تكون هذه الأوزان صفر، ١ أو في بعض الحالات ١، ٢ بمعنى أن الاستجابة التي تكون في الاتجاه الموجب لقياس السمة (سواء كانت نعم أو لا) تعطى + ١ أما الاستجابة التي تكون في الاتجاه السالب لقياس السمة (سواء كانت نعم أو لا) تعطى صفرًا.

فإذا قلنا - جدلاً - إن هناك إجابات صحيحة وإجابات خاطئة فإنه سوف يترتب على ذلك أن نسبة الإجابات الصحيحة + نسبة الإجابات الخاطئة = ١ أي $١ = ٢ + ١$

٣- يمكن للأخصائي أن يعالج النتائج التي حصل عليها باستخدام (كأ) - سبق الإشارة إلى ذلك - بناء على الفرص الذي يجده مناسباً لتحليل نتائجه، وغالباً ما يكون الفرض الصغرى هو أول ما يعتمد عليه الأخصائي في هذا التحليل. وقد يميل إلى الأخصائي إلى حساب بعض المعاملات التي يمكن أن نشق من (كأ) مثل معامل الترافق (C) أو معامل الارتباط الثنائي Φ

أما في حالة الاستفتاء عديد الاختبار فقد يتطلب البناء والإعداد جهداً أكثر مما يتطلبه الأمر في حالة الاستفتاء البسيط، ففي هذه الحالة بالإضافة إلى الخطوات السابقة من حيث تعريف السمة الشخصية وتحديد ما في إطار المنطق والموضوعية وتحليلها أو جمع الأنماط السلوكية التي تميز جماعة عن جماعة أخرى، ومن ثم اقتراح العبارات أو البنود - بالإضافة إلى ذلك يجب على الأخصائي أن يأخذ في اعتباره ما يلي:

١- يجب مراعاة الدقة في اختبار الاحتمالات المختلفة التي 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 في وضوح؛ لأنه إذا تداخلت الاحتمالات كان اختيار المفحوص لأي من هذه الاحتمالات لا يمثل اتجاهه الحقيقي نحو الموقف.

٢- ومن المتوقع أيضاً أن يكون عدد هذه الاحتمالات متساوياً في كل بند أو عبارة من عبارات المقياس - ومن الشائع أن يكون هذا العدد من ٣ إلى ٥ احتمالات.

٣- ومن المتوقع كذلك أن يقوم الأخصائي بإعداد التعليمات الواضحة المبوية التي 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 الأخصائي أن يأخذ في حسابه بعض النقاط مثل ما يلي:

١. بطبيعة الحال تكون الخطوة الأولى هي تحديد اتجاه القياس كما يوضحه الاستفتاء وكما تحدده كل عبارة من عباراته

٢. تأتي بعد ذلك إلى عملية إعطاء الأوزان للاستجابات المختلفة حيث يجب على الأخصائي أن يعتمد على المسافة بين كل احتمال وبين هدف واتجاه القياس كما

يوضحه الاستفتاء وعباراته المختلفة . وهذه العملية - عملية إعطاء الأوزان - يمكن توضيحها بالمثال التالي :

لنفرض أن الهدف من إعداد استفتاء عديد الاختيار هو قياس سمة الاستقلالية الذاتية وكان لدينا إحدى العبارات كما يلي :

- إذا أردت أن تتخذ قراراً بشأن موضوع يهمك فإنك :

١- تتخذ هذا القرار بمفردك - بعد دراسة طبعاً .

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 المنطقي وبناء على هدف القياس فإن الاحتمال الأول - اتخاذ القرار بمفردك - سوف يكون له أعلى وزن في هذا المثال : حيث يعطى (٣) مثلاً .

والاحتمال الثاني يأتي في المرتبة الثانية - استشارة الأصدقاء المقربين فقط - حيث يعطى الوزن (٢) مثلاً .

والاحتمال الثالث هو أقلها جميعاً من حيث تمثيله لخاصة الاستقلالية الذاتية ومن ثم يعطى الوزن (١) .

وقد تكون الأوزان غير ذلك حسب ما يرى الأخصائي عند التحليل فقد يكون الأفضل أن يعطى الأوزان ٢ ، ١ ، صفر .

ولنفرض الآن أن هدف عملية القياس ليس قياس الاستقلالية الذاتية ولكنه قياس الميل الاجتماعي أو الاختلاط بالآخرين ، وكان لدينا نفس العبارة ونفس الاحتمالات الثلاثة فإن الأمر سوف يكون مختلفاً من حيث إعطاء الأوزان حيث نجد أن الاحتمال الأول يحصل على أقل الأوزان يليه الاحتمال الثاني ثم الثالث حيث يكون له الوزن الأعلى بين هذه الاحتمالات الثلاثة .

وهناك مدخل آخر لإعطاء الأوزان للاحتتمالات المختلفة التي تأتي بعد كل عبارة ويمكن توضيح ذلك بالمثال التالي : سؤال من اختبار (لارد) ، ما هو موقفك من مسئولية ما ؟

١- أحاول أن أتجنبها .

٢- أقبلها إذا فرضت على .

٣- لا يهمني 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 أو الرفض ولذلك يكون الوزن المناسب لها هو (الصفر). وبالتالي فإن الاتجاه الموجب هو قبول المسئولية وهذا يتمثل فى الاحتمال (رقم ٤) والاحتمال (رقم ٥) حيث نعطي الاحتمال الرابع + ١ والاحتمال الخامس + ٢ .

ويصبح كذلك الاتجاه السالب - اتجاه تحاشي المسئولية 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 قهري 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 قهري 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 دائماً أن تكون مثل هذه الصفة ضمن خصائصهم الشخصية .

ومثال لهذا النوع من العبارات : «شخص يحب الخير للناس جميعاً» أو «شخص محبوب اجتماعياً» 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 تماماً 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 اجتماعياً» 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 موقفاً محدداً يعكس اتجاه الفرد المفحوص كان لا بد أن يتألف الاستفتاء من العبارات الموجبة والعبارات السالبة فقط دون العبارات المحايدة. وهذا فعلاً ما أشار به (أردوز).

ومن ثم فإن الخطوة الأولى في إعداد استفتاء قهري الاختيار هي جمع العبارات الموجبة والسالبة - بعد المرور بالخطوات الأساسية من حيث تعريف السمة وتحديدتها 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 هي الخطوة الثانية حيث يقوم الأخصائي بإعداد العبارات الصحيحة (الصادقة) - سوف نوضح ذلك فيما بعد - والتي يرى أنها صالحة لقياس هذه السمة أو تلك، ثم يعرضها على مجموعة من الحكام (أفراد الجماعة). ويرى (إردوز) أن عدد الحكام لا يؤثر كثيراً على النتائج إذا إنه وجد أن عدد الحكام عندما يكون (١٠٠) فإن النتائج لا تتغير كثيراً عما إذا كان عدد الحكام (١١).

وتكون التعليمات التي تعطى للحكام على النحو التالي:

فيما يلي مجموعة من العبارات التي تصف سلوك الناس. وبعض هذه العبارات من النوع الذي يرغب معظم الناس في 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 التالي:

العبارة	التدرج
شخص يحبه الناس جميعاً	١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨ ٩
شخص انتقامي 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 التدرج كما يلي:

التدرج	المعنى
١ -	بعيدة جداً عن المعايير الاجتماعية (غير مرغوبة تماماً)
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 جداً من المعايير الاجتماعية (مرغوبة تماماً اجتماعيا)

وبناء على هذا فقد أعطيت الدرجات التالية :

شخص يحبه الناس جميعاً	٩	(موجبة)
شخص انتقامي غير متسامح	١	(سالبة)
شخص يحب قراءة القصص	٥	(محايدة)

ويمكنك بطبيعة الحال إعطاء الدرجات من ١ إلى ٩ .

وتكون الخطوة الثالثة بعد ذلك هي تصنيف آراء الحكام بالنسبة لكل عبارة من العبارات وذلك للحصول على نسبة الحكام أمام كل تدرج وذلك كما يلي : (مثال افتراضي).

النسبة	عدد الحكام	التدرج
٠,٥	٥	١
٠,٥	٥	٢
٠,١٠	١٠	٣
٠,١٠	١٠	٤
٠,١٠	١٠	٥
٠,٣٠	٣٠	٦
٠,١٥	١٥	٧
٠,٥	٥	٨
٠,١٠	١٠	٩
العدد الكلي للحكام ١٠٠		

وتكون الخطوة الرابعة هي حساب درجة العبارة على مقياس عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية وذلك باستخدام القانون التالي :

$$و = ع + \frac{٥ - مج ن}{ن} \times ي$$

حيث و هي الدرجة المطلوبة

ع الحد الأدنى للفئة التي تحتوى الوسيط (وهي هنا = ٦)

مج ن مجموع النسب التي تسبق الفئة الوسيطة (التي تحتوى الوسيط)

ن ر نسبة الحكام فى الفئة الوسيطة

ي مدى الفئة (تساوى ١ دائماً فى هذه الحالة)

$$\therefore و = ٥,٥ + \frac{٥ - ٠,٤}{٣} \times ١ = ٥,٨٣$$

والخطوة الخامسة هي أن يقوم الأخصائى بجمع العبارات التي تتقارب درجاتها معاً على هيئة ثنائيات أو رباعيات، وذلك كما سبق أن أوضحنا فيما أعطيناه من أمثلة. ففي اختبار الشخصية للبالغين الذى أعده المؤلف نجد أن الرباعيات قد جمعت بناء على درجة كل عبارة على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية كما يلي:

الرباعية الأولى (tetrad)

الدرجة على مقياس الميل للمعايير الاجتماعية	العبارة
٧,٧	شخص ذو كلمة مسموعة (له نفوذ)
٣,٨	شخص يتأثر كثيراً بكلام الناس
٧,٦	شخص هادئ الأعصاب غالباً
٣,٧	شخص لا يميل إلى أن يتعرف على أحد

وعند تصحيح هذا النوع من الاستفتاء للحصول على درجات الأفراد المفحوصين يجب على الأخصائى أن يلاحظ ما يلي:

١- إذا كان الاستفتاء يتكون من ثنائيات فإن الأمر سوف يكون سهلاً لأن المفحوص عليه أن يختار العبارة التي تصفه من عبارتين متقاربتين فى الدرجة على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية. وسوف يتم التصحيح بإعطاء الاستجابة الصحيحة

+ ١ (وهي الاستجابة التي تكون في الاتجاه الإيجابي للسمة) وإعطاء الوزن (صفر) للإجابة الخاطئة.

أما إذا كان الاستفتاء مكوناً من رباعيات كما في مثالنا السابق وكان على المفحوص أن يختار أقرب العبارات إلى شخصيته. ويعين كذلك أبعد العبارات عنها فسوف يكون لدينا الصورة التالية:

أبعد - ١	أقرب + ١	
١ -	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 (-)

ففي حالة اختيار العبارة الأولى كأقرب ما تكون إلى شخصية المفحوص فإنه يعطى الدرجة + ١ (وهي حاصل ضرب رمز العبارة + × رمز قيمة العمود + ١ أقرب) ولكن إذا اختار المفحوص هذه العبارة كأبعد ما تكون عن شخصيته فإنه يعطى الدرجة - ١ (وهي حاصل ضرب رمز العبارة + × رمز العمود - ١ أبعد) وهكذا مع بقية العبارات. ومن ثم تصحح الدرجة النهائية للمفحوص هي المجموع الجبري للدرجات التي حصل عليها في رباعيات الاختبار ككل.

بعض الطرق الخاصة لحساب صدق وثبات استفتاءات الشخصية:

سوف نستعرض في الفقرات التالية بعض الطرق التي يفضل أن تستخدم في مجال تعيين صدق وثبات استفتاءات الشخصية؛ ذلك لأنها مناسبة أكثر من غيرها وذلك من واقع خبرة المشتغلين بالقياس في هذا المجال.

أولاً - فيما يختص بالصدق: فإننا نقول إن العبارة الصحيحة أو البند الصحيح هو البند الذي يقيس السمة الشخصية المطلوبة بغض النظر أجاب عليه المفحوص بالرفض أو الموافقة، أو بمعنى آخر هو ذلك البند الذي يقيس السمة الشخصية في أي من اتجاهيها - وكذلك يمكن أن نقول إن البند الصحيح هو ذلك البند الذي يميز بين فردين يختلفان فعلاً عن بعضهما البعض في هذه السمة اختلافاً سلوكياً كما يمكن أن نقول أيضاً إن البند الصحيح أو الصادق هو ذلك البند الذي يقيس سمة معينة دون غيرها.

فالعبرة التي نقول «أحب أن أكمل عملي حتى النهاية» من المفروض أنها تقيس القدرة على تحمل المسئولية فلا بد أن تكون كذلك حتى تكون صحيحة وصادقة، ولا بد أيضاً أن تميز بين الفرد الذي يستطيع أن يتحمل المسئولية والفرد الذي لا يستطيع وذلك

بأن تختلف استجابة كل منهما لهذه العبارة، ولا بد أيضاً 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 التي يقول أصحابها أن عباراتها أو بنودها تقيس أكثر من سمة شخصية في وقت واحد مثل اختبار (بيرنرويتز) الذي أشرنا إليه سابقاً.

ومن الواضح طبعاً أن العبارات الصحيحة الصادقة لا بد أن تكون استفتاء صادقاً أيضاً، وعليه فإنه يمكن تعيين معامل صدق الاستفتاء عن طريق حساب صدق العبارة أو البند.

والطريقة التي نحن بصدد وصفها الآن تقوم على مفهوم الصحة البنائية أو الصدق التكويني، وقد ناقش فكرة هذه الطريقة كرونباخ وميل سنة ١٩٥٥ وأعاد عرضها فرونو ١٩٦٤ وقد قام المؤلف بتعديلها وتطبيقها في تعيين صحة عبارات اختبارات الشخصية سنة ١٩٦٦، وتتلخص هذه الفكرة في الاستعانة بالمحتوى التكويني للسمة الشخصية المطلوب قياسها ومدى ارتباط هذا المحتوى ببعضه البعض بمعنى أن يقوم الاختصاصي بحساب مدى الترابط بين العناصر والمكونات الأساسية للسمة الشخصية أو بمعنى آخر يقوم الفاحص بإيجاد المعنى السيكولوجي 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 الاجتماعي بينه وبين أعضاء الجماعة التي ينتمي إليها. وأن مفهوم السمة الشخصية وتكوينها ومحتواها إنما تحدده طبيعة هذا التفاعل ونوعيته ومداه. وما يؤيدنا فيما نذهب إليه أن مفاهيم السمات الشخصية نسبية وليست مطلقة، فأنماط السلوك التي 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 الانفعالي.

وبناء على ذلك فقد اعتمد المؤلف على فكرة اشتقاق السمة من البيئة بكل مقوماتها الثقافية والحضارية والاجتماعية والمادية، فسمت الثبات الانفعالي مثلاً في المجتمع العربي يمكن الاستدلال على محتواها من الأنماط الحضارية والثقافية السائدة، حيث يكون دليلها الاتزان والوقار وضبط النفس في مواقف الحزن والفرح وعدم القلق

وقلة التوتر وقوة الأعصاب، وما إلى ذلك من الصفات والنوعت التي يمكن أن تتردد كثيراً في الإطار الثقافي للمجتمع. ويمكن شرح وتوضيح هذه الطريقة آخذين خاصية التسلط والسيطرة كمثال:

١- يقوم الأخصائي باقتراح عدد كبير من البنود أو العبارات التي يعتقد أنها تقيس خاصية التسلط والسيطرة وذلك بناء على مفهوم هذه الخاصية ومحتواها والأنماط السلوكية التي تتعلق بها. ويجب عليه أن يلاحظ الشروط الأساسية التي يجب أن تتوفر في البنود والعبارات من حيث اللغة والصياغة وغير ذلك.

٢- تعرض هذه العبارات على مجموعة من الأخصائيين للقيام بدور الحكام في تحديد مدى صدق العبارة. وكلما كان عدد هؤلاء الحكام كبيراً كانت النتائج أقرب إلى الصحة وأدق. وتكون التعليمات كما يلي:

«هذه هي مجموعة من العبارات التي يحتمل أن تقيس سمة التسلط والسيطرة بمعنى ميل الفرد إلى القيام بالأدوار النشطة الفعالة في المواقف الاجتماعية وثقته بنفسه. وتأكده من قدراته وإحساسه بالأمن في علاقاته مع الآخرين وميله كذلك إلى اتخاذ القرارات الهامة دون معونة من أحد، وتوجيه نشاط الجماعة وقيادتها. وبعد كل عبارة سوف تجهد تدريجياً من صفر إلى ١٠، فإذا كنت تعتقد أن هذه العبارة تقيس فعلاً ويكفل تأكيد خاصية التسلط والسيطرة فأعطها الدرجة (١٠) بغض النظر عن اتجاه العبارة سواء كان موجباً أو سالباً. وإذا كنت تعتقد أن العبارة لا تقيس هذه السمة إطلاقاً فأعطها الدرجة (صفر) بغض النظر أيضاً 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 التالي:

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 دائماً في قدراته

٠ ١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨ ٩ (١٠)

فكل من العبارتين تقيس سمة التسلط والسيطرة تماماً - وذلك من وجهة نظر الحكم الذي قام بالتدريج - ولذلك أعطيت العبارة الأولى (١٠) وكذلك العبارة الثانية رغم أن العبارة الأولى تقيس السمة في الاتجاه السالب والثانية تقيسها في الاتجاه الموجب.

٣- بعد أن يحصل الأخصائي على استجابات المحكام يتم تصنيف هذه الآراء وحسب نسبة المحكام أمام كل تدريج ومن ثم يطبق القانون

$$U = C + \frac{0,5 - \text{مجم } C}{C} \times 1$$

(راجع حساب درجة العبارة على مقياس الميل للمعايير الاجتماعية) وتدل U في هذه الحالة على مدى قدرة العبارة على قياس هذه السمة من وجهة نظر المحكام المتخصصين وتعتبر دليلاً على صدق العبارة. (راجع طريقة Lawshe).

وهناك طرق أخرى يمكن استخدامها لحساب صدق استفتاءات الشخص غير الطريقة التي سبق وصفها مثل حساب معامل الارتباط بين الدرجات التي نحصل عليها من الاستفتاء والملاحظات أو الدرجات التي نحصل عليها من محك خارجي صحيح. وهذا المحك الخارجي 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 في وضع يسمح لهم بالحكم على سلوك هؤلاء الأفراد.
- ٣- ملاحظات الزملاء أو المخالطين أو المتعاملين مع هؤلاء الأفراد.

كما يمكن أيضاً تعيين صدق الاستفتاء باستخدام طريقة التحليل العاملي على غمط ما قام به كاتل وقرنون. وإن كان هناك بعض التحفظ على هذه الطريقة في 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 التي 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 وهي طريقة استخدام معامل الارتباط ثنائي التسلسل الخاص Point biserial. (سبق الإشارة إليه في الفصل الثاني) والمثال التالي يوضح كيفية الاستخدام:

لنفترض أن لدينا استفتاء مكوناً من ١٥ عبارة طبق على مجموعة ضابطة (عددها ١٠٠) ومجموعة المحك (وعددتها ١٠٠) وهي المجموعة التي تميز بهذه الخاصية الشخصية). وكانت النتائج موضحة كما يلي:

	مجموعة المحك (التكرار)	المجموعة الضابطة (التكرار)	الدرجات
	١	—	١٥
	٣	—	١٤
	٦	—	١٣
	٦	—	١٢
	٨	١	١١
	١٦	١	١٠
	١٦	٢	٩
	١٦	٧	٨
	١١	١٢	٧
	١٢	٢٠	٦
	٣	٢٥	٥
	١	٢٠	٤
	١	٥	٣
	—	٤	٢
	—	٢	١
	—	١	صفر
العدد الكلي ن = ٢٠٠	١٠٠ = ٢ ن	١٠٠ = ١ ن	
م (الكلي) = ٧,١٣٥	٨,٩٨ = ٢ م	٥,٢٩ = ١ م	

ويتطبق القانون
المعامل =

$$\frac{\frac{٢٠}{٣} - \frac{٢٠}{١}}{\frac{٢٠}{١} \times \frac{١٠}{١} \sqrt{ع}}$$

حيث n_1 هي المجموعة الضابطة
 n_2 هي مجموعة المحك، n هي العدد الكلي،
 σ هي الانحراف المعياري لدرجات المجموعتين. ونفترض أنه ٢,٨٤ والمتوسط الكلي
 ٧,١٣٥ وبالتعويض في القانون السابق نحصل على

$$\sigma = \frac{3,57 - 4,49}{1,42} = \frac{7,135 \times \frac{100}{200} - \frac{898}{200}}{\frac{100}{200} \times \frac{100}{200}} \sqrt{2,84}$$

كما يمكن أيضاً استخدام معامل Φ فاي علي النحو التالي :

المجموع	مجموعة المحك	المجموعة الضابطة	فوق المتوسط
٨٣	٧٢	١١	
١١٧	٢٨	٨٩	تحت المتوسط
200	100	100	

$$\sigma = \frac{(28 \times 11) - (89 \times 72)}{\sqrt{100 \times 100 \times 117 \times 83}} = \Phi \text{ فاي معامل}$$

ويمكن حساب دلالة Φ الاحصائية إما عن طريق كاي^٢ المناظرة

حيث $K^2 = n \times \Phi^2$ ويكشف بعد ذلك في جداول كاي^٢

أو عن طريق علاقة Φ بالمنحنى الاعتمالي حيث قيمة Φ المطلوبة عند مستوى دلالة

٠,٠٥ هي

$$\Phi_{0,05} = \frac{1,96}{n}$$

كما أن القيمة المطلوبة

$$\frac{2,58}{\sqrt{n}} = \Phi_{0,01} \text{ هي } \sigma = 0,01 \text{ عند مستوى } 0,01$$

حيث n هي العدد الكلي

$$\text{فى هذه الحالة تصبح } \Phi = 0,00 = \frac{1,96}{\sqrt{200}} = 0,14$$

$$\Phi = 0,01 = \frac{2,58}{\sqrt{200}} = 0,18$$

ثانياً - فيما يختص بالثبات :

يعتبر مفهوم التناسق الداخلى فى ميدان استفتاءات الشخصية ملازماً لمفهوم ثبات هذه الاستفتاءات. إذ إن التناسق الداخلى بين وحدات الاستفتاء أو بنوده يدل على مدى ارتباط هذه البنود ببعضها البعض. وهذا الارتباط من ناحية أخرى يدل على أن ثبات الاستفتاء من المتوقع أن يكون تأثر كل بند من البنود بالعوامل التى تعود إلى أخطاء الصدفة مختلفاً عن تأثر البند الآخر بنفس العوامل، ومن ثم فإن الارتباط بين البنود من المحتمل جداً أن يعود بصورة أكبر إلى التباين الحقيقى للبنود وليس إلى تباين الخطأ.

وعلى ذلك فإن طريقة التناسق الداخلى أو التكافؤ المنطقى تعتبر أصلح الطرق تقريباً لحساب معامل ثبات استفتاءات الشخصية على وجه الخصوص .
وتعتمد هذه الطريقة على معادلة كودر وريشاردسون رقم ٢٠ وهى :

$$١.٢ = \frac{ع^٢ - مج ص فغ}{ع^٢} \times \frac{ن}{١ - ن}$$

حيث ١.٢ = معامل ثبات الاستفتاء

ن = عدد بنود الاستفتاء

ص = نسبة الذين أجابوا إجابات صحيحة (فى اتجاه السمة) عن كل بند

فغ = نسبة الذين أجابوا إجابات خاطئة (عكس اتجاه السمة) عن كل بند

ع^٢ = تباين درجات الاستفتاء

ويجب أن يلاحظ أن ص × فغ = 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 فغ) = ١٢,٤٣

$$\therefore \text{يصبح معامل التناسق الداخلى} = \frac{٧٢,٢٥ - ١٢,٤٣}{٧٢,٢٥} \times \frac{٦٠}{٥٩} = ٠,٨٤$$

أما إذا كانت إجابات البنود ليست صفراً، ١ ولكنها مثلاً ١، ٢، ٣، ٤ ففى هذه الحالة نستخدم معامل ألفا، وهو صورة معدلة من القانون السابق حيث يصبح على النحو التالى :

$$\text{معامل } \alpha = \frac{ع^٢ - مج ع١ ع٢ \dots ع٢٠ ع٢٠}{ع^٢} \times \frac{ن}{١ - ن}$$

حيث مج ع ٢١ 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 التدرج 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 التدرج أو استخدام مقاييس التدرج 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 التدرج تعتمد على أن يقوم الآخرون بإعطاء هذه الصورة وهذا الوصف عن شخصية الفرد المطلوب تقدير شخصيته .

والأساس فى استخدام مقاييس التدرج هو مدى معرفة زملاء الفرد له وتعاملهم معه وقدرتهم على الحكم عليه من خلال تفسيراتهم لأنماط سلوكه وفهمهم لدوافعه وأهدافه - لذلك كان من الضروري 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 التدرج يمكن أن نستعرضها فيما يلى :

١- مقاييس التدرج بالرتب: Rank order rating scale

يمكن استخدام مقياس التدرج بالرتب بأسلوبين مختلفين :

أولهما: هو أسلوب الترتيب البسيط وهو من أبسط أساليب التدرج ويستخدم عندما يكون عدد الأفراد المطلوب ترتيبهم قليلاً بحيث لا يزيد عن (٧ - ١٠) ويطلب من المدرج أى عضو الجماعة الذى يقوم بعملية التدرج أن يقوم بترتيب الأفراد الآخرين بالنسبة إلى سمة شخصية معينة مثل سمة الثبات الانفعالى مع ملاحظة ضرورة أن تكون التعليمات واضحة وتشمل توضيحاً لأنماط السلوك التى تتعلق بسمة الثبات الإنفعالى مثل كثرة البكاء أو القلق الدائم أو غير ذلك من الصفات الظاهرة التى يستطيع أن يميزها بسهولة عضو الجماعة الذى يقوم بعملية التدرج . ويتم الترتيب ابتداءً بأعلى

الأفراد من حيث الاتزان الانفعالي وينتهي بأقلهم من حيث الاتزان الانفعالي. وما 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. وفي هذه الحالة يؤخذ متوسط الرتب الذي يمكن تحويله إلى درجة على مقياس عشرى. والمثال التالي يوضح هذا الأسلوب:

لنفترض أن عملية التدريج قد أجريت في جماعة عددها ستة أفراد حيث طلب من كل فرد أن يقوم بتدريج (ترتيب) الآخرين حسب القدرة على تحمل المسئولية فكانت نتائج الترتيب كما يلي:

الأفراد	أ	ب	ج	د	هـ	و
أ		١	٥	٣	٢	٤
ب	٢		٣	٥	٤	١
ج	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 أيضاً 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؟

(وضع علامة √ أمام الفرد)

أ أو ب
أ أو هـ
أ أو د
أ أو هـ
أ أو و
ب أو هـ
ب أو د
ب أو هـ

وهكذا بالنسبة لبقية الأزواج المحتملة.

٢- مقياس التدرج الرقمية، Numerical Rating Scale

ويعتمد هذا المقياس على التقييم فى حساب درجة الفرد بالنسبة لآى سمة من السمات الشخصية، ويتم ذلك عن طريق استخدام تدرج رقمى خاص يكون غالباً مكوناً 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 التدرج. ولكن مما هو متعارف عليه أن تكون التعليمات متصلة ووحدة التدرج ليست هى السمة الشخصية كاملة، ولكن الوحدة هى عنصر السمة أو إحدى مكوناتها.

والمثال التالى يوضح ذلك:

لنفرض أن الأخصائى يريد تدرج مجموعة من الأفراد بالنسبة لخاصية الثبات الانفعالى كسمة شخصية لذلك سوف تكون تعليمات التدرج كما يلى:

«المطلوب منك أن تقوم بتدرج كل فرد من أفراد مجموعتك على التقييم الذى يلى كل عبارة من العبارات التالية - فإذا كنت ترى أن سلوك الفرد الذى تقوم بتدرجه يطابق تماماً مضمون العبارة ضع دائرة حول الرقم (٥). وإذا وجدت العكس ضع حول الرقم (١) وهكذا يمكن تدرج 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 . وتصيح الدرجة العامة للفرد هى مجموع أو متوسط التدرجات التى يحصل عليها .

٣- مقياس التدرج التحليلى ، Analytical Rating Scale

يختلف هذا المقياس عن المقياس السابق (مقياس التدرج الرقى) فيما يلى :

أ- فى هذا المقياس لا يكتفى بتحليل السمة إلى عناصر فقط ولكن يعطى لكل عنصر من هذه العناصر وزناً خاصاً يتناسب مع أهميته فى تكوين السمة الشخصية .

ب- تعطى هذه الأوزان بناء على قرارات مجموعة مدربة من الحكام الاختصاصيين 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 .

هـ- تؤخذ هذه الأوزان فى الاعتبار عند حساب الدرجة النهائية للفرد حيث يتم حسابها كما فى المقياس الرقى إلا أنه فى هذه الحالة تصبح درجة الفرد هى تكرار العنصر × وزنه .

٤- مقياس التدرج 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 التدرج ، 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 أو غيرها ويمثل من وجهة نظرك أقل الناس ميلاً للتسلط والسيطرة - اكتب اسمه عند رقم (١) .

والآن يمكنك أن تقوم بتدرج أفراد جماعتك بين الفردين اللذين يمثلان بداية ونهاية التدرج» .

وتم حساب درجة المفحوص كما سبق فى حالة التدرج الرقى 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 في فئات متتالية تبدأ من العبارة الأبعد عن شخصية الفرد المفحوص وتنتهي بالعبارة الأقرب إلى شخصية الفرد، وذلك من حيث الوصف في إطار سمة من السمات المطلوب قياسها أو تقديرها. ويلاحظ أن عدد العبارات التي يصنفها الفرد في كل فئة من هذه الفئات المتتابعة يكون محدداً بصورة ما بحيث يكون توزيع العبارات جميعها على الفئات توزيعاً يقترب من التوزيع الاعتمالي. وتعطى الأوزان لهذه العبارات بناء على الأوزان أو الدرجات التي تعطى للفئات التي صنف فيها هذه العبارات. فإذا كان لدينا ١١ فئة على سبيل المثال فلإن العبارات التي توضع أو تصنف في الفئة الأولى - وهي الأبعد عن شخصية الفرد من حيث الوصف - سوف تعطى الدرجة ١ بينما نجد أن تلك العبارات التي توضع أو تصنف في الفئة الأخيرة أو الأقرب إلى شخصية الفرد من حيث الوصف سوف تعطى الدرجة ١١، وبالتالي فإن بقية العبارات سوف تحصل على درجات بين ١، ١١.

ويناقد ستيفنسون أنواع العبارات في هذا النوع من التصنيف حيث يقول إن هناك مجموعة من العبارات منظمة Structured ومجموعة أخرى غير منظمة Unstructured.

فمجموعة العبارات غير المنظمة هي العبارات التي لم يتم تقسيمها إلى مجموعات فرعية صغيرة. وعلى ذلك فمجموعة العبارات التي أعدت لقياس سمة شخصية واحدة فقط تعتبر مجموعة غير منظمة.

أما المجموعات المنظمة من العبارات فهي تلك المجموعات التي تحتوى على مجموعتين فرعيتين على الأقل من العبارات بشرط تساوى عدد العبارات في 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 أيضاً أن يكون لدينا تنظيم أكثر تعقيداً حيث يكون هناك ١٠٠ عبارة 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 السلوكي. وهكذا قد يكون لدينا أنواع أخرى أكثر تقسيماً وبالتالي أكثر تعقيداً.

كما يناقش ستيفنسون أيضاً 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 (التي تقيس سمة واحدة فقط)

فإنه يتم تحليل البيانات (الدرجات) عن طريق حساب معامل الارتباط بين درجات العبارات، وهذا التصنيف المركب الذي يشق من تصنيفات مجموعة من الحكماء لعدد من البنود في إطار قياس سمة شخصية معينة. فعلى سبيل المثال لنفرض أن الباحث قام بإعطاء مجموعة من الأخصائيين النفسيين عدداً من العبارات ليقوموا بتصنيفها وفقاً لوصفها لشخصية مريض العصاب. فإذا كان هناك اتفاق بين الأخصائيين في عملية التصنيف هذه فإن معامل الارتباط بين أحكامهم سوف يكون موجباً، وعلى ذلك فإن الدرجة المتوسطة لكل عبارة يمكن حسابها، وهذه المتوسطات هي التي تكون ذلك التصنيف المركب. أما بالنسبة للعبارات المنظمة كما في حالة العبارات التي تقيس السيطرة والعبارات الأخرى التي تقيس الخضوع فإن درجة السيطرة سوف تكون هي مجموع الأوزان التي تعطى للعبارات التي تقيس السيطرة كما أن درجة الخضوع سوف تكون مجموعة الأوزان التي تعطى للعبارات التي تقيس الخضوع.

ويناقش إدواردز علاقة عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية بمتوسطات هذه الدرجات - سواء في 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. وفي حالة هذا التصنيف بالذات (Q - Sorts) فإن متوسط البند يكون هو مجموع الأوزان التي تعطى للبند مقسوماً على العدد الكلي للأفراد.

وبطبيعة الحال فإنها من المعقول أن يكون هناك علاقة خطية أيضاً بين متوسطات البنود في هذا التصنيف ودرجات البنود على مقياس الميل إلى المعايير الاجتماعية. وقد قام إدواردز بدراسة هذه العلاقة في سنة ١٩٥٥ حيث استخدم ١٣٥ عبارة في مجموعة التصنيف، وكانت عينة المفحوصين مؤلفة من ٥٠ من الذكور، ٥٠ من الإناث. وقام المفحوصون بوصف أنفسهم عن طريق تصنيف هذه العبارات في ١١ فئة، وبالتالي كانت تكرارات العبارات كما يلي:

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 التي أعطيت للعبارات هي من ١ - ١١ كما سبق أن أوضحنا. ثم حسبت بعد ذلك متوسطات البنود (المجموع الكلي للأوزان + العدد الكلي 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 = ٠,٨٤، ولمجموعة الإناث = ٠,٨٧.

وهناك دراسة أخرى هامة في 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 في فئات كما سبق توضيحه ولكن كان التوزيع ليس اعتدالياً تماماً بل كان شبه اعتدالي، وذلك في 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 في فئات تتراوح بين تدريجات المرض النفسي - والصحة النفسية. وعليه أمكن الحصول على درجة متوسطة لكل سمة أو متغير من هذه المتغيرات الخمسة والعشرين على هذا البعد (المرض النفسي - الصحة النفسية).

وبعد تطبيق هذا التصنيف على مجموعتين من الأفراد (٢٤ من مرضى العصاب، ٢٤ من طلبة الجامعة كمجموعة ضابطة) قام الأخصائي النفسي بإجراء مقابلة مكثفة مع أفراد العينة، ومن ثم قام بوصفهم بناء على هذه العبارات. وبعد ذلك قام أخصائي نفسي آخر بتقدير شخصيات أفراد العينة بناء على تصنيف آخر.

ويمكن تلخيص هذه التجربة في الجدول التالي:

المجموعة الضابطة		المجموعة التجريبية		نوع التصنيف
الصحة النفسية	الميل إلى المعايير الاجتماعية	الصحة النفسية	الميل إلى المعايير الاجتماعية	
٠,٩٠	٠,٨٥	٠,٥٩	٠,٦٧	وصف الذات
٠,٨١	٠,٧٦	٠,٥٣-	٠,٤٥-	وصف الأخصائي الأول
٠,٦٥	٠,٥٣	٠,٥٨-	٠,٥٤-	وصف الأخصائي الثاني

(حيث توضح الأرقام معاملات الارتباط بين نوع التصنيف والميل إلى المعايير الاجتماعية وبعد الصحة النفسية في كل حالة).

ويتضح من هذا الجدول أن متوسط الدرجات في حالة المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة يرتبط ارتباطاً موجباً مع بعد الصحة النفسية. وكذلك عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية وذلك بالنسبة إلى تصنيف وصف الذات. ولكن الأمر يختلف في المجموعة التجريبية عن المجموعة الضابطة فيما يختص بمعاملات الارتباط المناظرة بالنسبة لتقديرات الأخصائى الأول والأخصائى الثانى، ففي المجموعة التجريبية يكون اتجاه العلاقة سالباً بينما نجد أن هذا الاتجاه موجب في حالة المجموعة الضابطة.

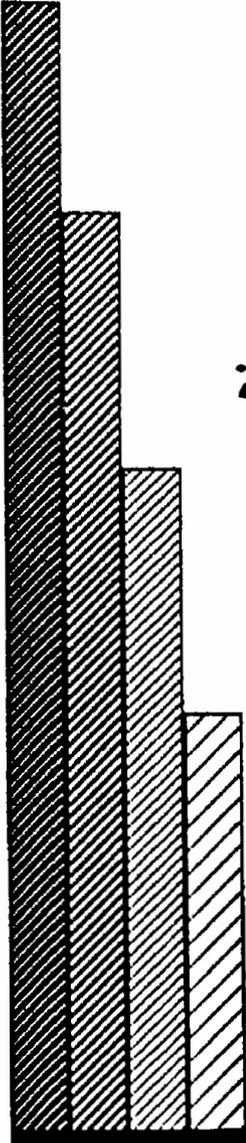
ومما يجب أن نشير إليه من أجل التمييز بين مقاييس التدرج العادية التى سبق وصفها وطريقة ستيفنسون فى التصنيف Q - Sorts هو أنه فى هذا التصنيف يطلب من المفحوص وصف شخصيته بتصنيف العبارة فى فئات معينة (من ١ إلى ١١) مع تحديد عدد العبارات التى تصنف فى كل فئة حتى توزع العبارات توزيعاً اعتدالياً. أما فى حالة مقاييس التدرج فإن الفرد يقوم بتدرج نفسه أو غيره دون أى قيود من هذا النوع.

المراجع:

- 1- Edwards, A.I. 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 في هذا الفصل موضوعاً من أهم الموضوعات التي 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 أهمية واضحة فى مجال علم النفس عموماً وعلم النفس الاجتماعى على وجه الخصوص. وذلك للصلة المتميزة بين الاتجاهات وسلوك الفرد فى مواقف حياته اليومية وعليه فإن دراسة الاتجاهات النفسية تحتل أهمية أكاديمية بحتة بقدر ما تحتل أهمية تطبيقية. وقد تزايدت هذه الأهمية فى الآونة الأخيرة بحيث إن الكثيرين من المهتمين بدراسة الاتجاهات النفسية يقولون إن موضوع الاتجاهات هو محور علم النفس والدراسات السلوكية مهما تعددت أنواعها.

فهناك زعم أنه عندما نقوم بقياس شخصية الفرد مستخدمين فى ذلك الاستفتاء أو الاختبار لقياس خاصية الثبات الانفعالى أو القدرة على تحمل المسؤولية فنحن فى الحقيقة نقيس اتجاه الفرد نحو خاصية الثبات الانفعالى أو خاصية القدرة على تحمل المسؤولية كما توضحهما المواقف المسجلة فى الاختبار أو الاستفتاء. كما أنه لو استخدمنا أسلوب الملاحظة لنفس الغرض - أى من أجل قياس شخصية الفرد - فإننا فى الحقيقة نلاحظ اتجاهات الفرد نحو عناصر البيئة الخارجية كما يعبر عنها بسلوكه وتفاعله مع هذه العناصر والمكونات.

وهناك من يقول أيضاً إن الاتجاهات النفسية فى مجموعها هى الدافعية أو القيمة التى تعتبر المحرك الأسمى للأفراد تجاه الأهداف، وعلى ذلك فإن الاتجاه النفسى هو المحك الذى يستخدمه الفرد فى إصدار الحكم أو القرار بالنسبة لجميع المثيرات التى يتعرض لها فى حياته اليومية، ويبدو للوهلة الأولى أن هذا القول خلط ومغالطة ظاهرية حيث تتداخل الاتجاهات فى الدافعية والقيم، ولكن إذا وفقنا فى عملية التحليل وفى إطار ما هو متوافر من نظريات سلوكية حتى الآن نجد أن من الصعب أن نضع الحدود الفاصلة القاطعة بين الاتجاه النفسى والقيمة من الناحية الإجرائية التطبيقية، ولكن قد يكون ذلك ممكناً من ناحية النظرية والمفهوم حيث تتطلب ذلك الضرورة الأكاديمية فقط.

وهناك من يقول أيضاً إن الاتجاهات النفسية هى الأساس الحركى الدينامى للجماعات وبالتالي إيجاد شبكة العلاقات الاجتماعية وما فيها من قيم ومعايير وتقاليده ونماذج حضارية وثقافية مختلفة(*) .

(*) انظر علم النفس الاجتماعى: رؤية معاصرة، دار الفكر العربى ١٩٩٩، فؤاد الجبهى السيد، سعد عبدالرحمن.

معنى الاتجاه النفسى

الاتجاه النفسى هو تركيب عقلى 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 الملابس 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 بعيداً أو قريباً 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 أيضاً 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. فىرى أن

الاتجاه النفسى هو عبارة عن ميل الفرد الذى يدفع بسلوكه تجاه عناصر هذه البيئة قريباً منها أو بعيداً عنها متأثراً فى ذلك بالمعايير والنظم الموجبة أو السالبة 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 البورت - 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 .

فى 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 نوعاً 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 الانماط السلوكية للأفراد .

وبذلك يرى نيوكمب أن الاتجاه النفسى هو تنظيم خاص للمعمليات السيكلوجية وهذا التنظيم يمكن الاستدلال عليه من سلوك الفرد وذلك بالنسبة لمدرجات 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 النفسى .

(ب) والاتجاهات كذلك أكثر شمولاً وعمومية من الدوافع - غير أن بعض الدوافع التي تكون لها صفة الشمول يصبح من الصعب تمييزها عن الاتجاهات. ومن هنا يمكن القول بأن الاتجاهات النفسية هي حصيلة تفاعل الفرد مع المثيرات المتنوعة التي تنجم عن البيئة بأتماطها ونماذجها الثقافية والحضارية الموروثة عن الأجيال السابقة.

مكونات الاتجاه النفسي وعناصره:

يمكن أن نقول إن الاتجاه النفسي يتكون من أربعة عناصر أساسية تتفاعل مع بعضها البعض لتعطي 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 النفسي وللتفريق بين الاتجاه ومتغيرات أخرى مثل الرأي والعقيدة وغير ذلك - ويمكن أن نشير إلى مكونات الاتجاه فيما يلي:

(أ) المكون الإدراكي: وهو مجموع العناصر التي تساعد الفرد على إدراك المثير الخارجي (أو الموقف الاجتماعي) أو بمعنى آخر الصيغة الإدراكية التي يحدد عن طريقها الفرد هذا الموقف الاجتماعي أو ذلك. وقد يكون ذلك الإدراك حسياً عندما يتكون الاتجاهات نحو الماديات أو ما هو ملموس منها وقد يكون الإدراك اجتماعياً - وهو الصيغة الغالبة - عندما تكون الاتجاهات نحو المثيرات الاجتماعية والأمور المعنوية. ولذلك وبناء على مفاهيم الإدراك الاجتماعي تتدخل مجموعة كبيرة من المتغيرات في هذا المكون الإدراكي مثل صورة الذات ومفهوم الفرد عن الآخرين وأبعاد التشابه والتطابق والتمييز.

ويعتبر هذا المكون الإدراكي من أهم مكونات الاتجاه النفسي إذ إنه يمثل الأساس العام لبقية المكونات.

(ب) المكون المعرفي: وهو عبارة عن مجموع الخبرات والمعارف والمعلومات التي تتصل بموضوع الاتجاه والتي آلت إلى الفرد عن طريق النقل أو التلقين أو عن طريق الممارسة المباشرة. كما يضاف إلى ذلك رصيد المعتقدات والتوقعات. وعليه فإن قنوات التواصل الثقافية والحضارية تكون مصدراً رئيسياً في تحديد هذا المكون المعرفي إذ إنها تقوم بنقل الخبرات من جماعة إلى جماعة ومن جيل إلى آخر، كما تسهم أيضاً في نشر وتوزيع المعارف والمعلومات. والمصدر الرئيسي الآخر في تحديد هذا المكون المعرفي هو مؤسسات التربية والتنشئة التي يتعرض من خلالها الفرد للخبرات المباشرة.

(ج) المكون الانفعالي: يعتبر المكون الانفعالي للاتجاه هو الصفة المميزة له والتي تفرق بينه وبين الرأي. فشحنة الانفعال المصاحبة للاتجاه هي ذلك اللون الذي بناء على عمقه ودرجة كثافته يتميز الاتجاه القوي عن الاتجاه الضعيف كما يتميز الاتجاه عمومًا عن المفاهيم الأخرى مثل الرأي والرأي العام والعقيدة والميل والاهتمام.

(د) المكون السلوكي: وهو مجموع التعبيرات والاستجابات الواضحة التي يقدمها الفرد في موقف ما نحو مشير معين. ومن الترتيب المنطقي أن الإنسان يأتي بسلوك معين تعبيراً عن إدراكه لشيء ما ومعرفته ومعلوماته عن هذا الشيء وعاطفته وانفعاله نحو هذا الشيء. ولذلك فإن المكون السلوكي للاتجاه النفسي هو نهاية المطاف. فعندما تتكامل جوانب الإدراك وأبعاده ويكون الفرد بناء على ذلك رصيذاً من الخبرة والمعرفة والمعلومات التي تساعد في تكوين العاطفة أو الانفعال يقوم الفرد بالتزوع أو السلوك أو تقديم الاستجابة التي تتناسب مع هذا الانفعال وهذه الخبرة وهذا الإدراك.

عملية تكوين الاتجاه النفسي:

يتكون الاتجاه النفسي عند الفرد ويتطور من خلال التفاعل المتبادل بين هذا الفرد وبيئته بكل ما فيها من خصائص ومقومات. وتكوين الاتجاه النفسي بغض النظر عن كونه سالباً أو موجباً إنما هو دليل على نشاط الفرد وتفاعله مع البيئة.

ويمر تكوين الاتجاه النفسي بثلاث مراحل هي:

أ- المرحلة الإدراكية المعرفية: وهي المرحلة التي يدرك فيها الفرد المثيرات التي تحيط به ويتعرف عليها، ومن ثم تتكون لديه الخبرات والمعلومات التي تصبح إطاراً معرفياً لهذه المثيرات والعناصر.

ب- المرحلة التقييمية: وهي مرحلة يقوم فيها الفرد بتقييم حصيلة تفاعله مع هذه المثيرات والعناصر - ويستند في عملية التقييم هذه إلى ذلك الإطار الإدراكي المعرفي بما فيه من متغيرات موضوعية مثل خصائص الأشياء ومقوماتها، ومن متغيرات ذاتية مثل تلك التي أشرنا إليه في الجوانب الاجتماعية من الإدراك مثل صورة الذات، وأبعاد التطابق والتشابه والتمييز وهي جميعها تعتمد على ذاتية الفرد وأحاسيسه ومشاعره.

ج- المرحلة التقريرية: وهي مرحلة التقرير أو إصدار الحكم بالنسبة لعلاقة الفرد مع عنصر من عناصر البيئة، فإذا كان ذلك الحكم موجباً 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 التي يجب على أخصائي القياس أن يأخذها في اعتباره:

١- إن عملية قياس الاتجاه النفسى ليست فى عمومية قياس الذكاء أو القدرات بل هى أقرب إلى النوعية والخصوصية مثل مقياس 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 جميعاً وهو معرفة ماذا نريد أن نقيس. إذ إن هذه العملية التمهيدية تقود إلى تحديد الاتجاه النفسى تحديداً واضحاً. 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 أيضاً يتمكن الأخصائى من جمع عدد كبير من التعبيرات والجمل والتعليقات والصيغ اللفظية التى قد تصلح تماماً 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 حالياً «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 كثيراً من مقياس 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 دقيقاً. وهذه العبارة غالباً ما تكون

فى صيغة تقريرية مثل «المكان الطبيعى للمرأة هو البيت» أو «الرجال أكثر ذكاء من النساء». كما أن العبارة أو البند يجب أن يغلب عليها اللون العاطفى أو الانفعالى حتى تمثل شيئاً يتحدى استجابة المفحوص، فعلى سبيل المثال لا نقول:

«الناس فى هذا المكان مشغولون دائماً 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 أيضاً ما يجب أن نلفت انتباه الأخصائى إليه وهو نتائج استجابة المفحوصين لوحداث 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 الفاظها.

- 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 رأياً وهكذا).

- عدم تممس المفحوصين إلى الاستمرار فى الاستجابة لبنود المقياس.

٤- من المفروض كذلك أن تكون وحدات المقياس حقيقة وليست افتراضية، فالمللوب 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 أيضاً 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 غالباً ما تكون لا علاقة لها بمحتوى بنود المقياس.

وربما كان أهم هذه النسق ما أشرنا إليه سابقاً فى مجال الشخصية وسميائه عامل الميل إلى المعايير الاجتماعية أو الرغبة 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 المسابرة aquiescence أو الإذعان للغالبية من آراء واتجاهات الجماعة كما يحسها الفرد ويستشعرها. وغالبًا ما تكون هذه المسابرة نحو الموافقة أكثر منها نحو الرفض، وخاصة إذا كانت العبارة أو البنود فى صياغة أقرب إلى العمومية المقبولة التى لا تقترب من النواحي 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 تحدته نسق الاستجابة هذه.

٦- مما ينصح به كذلك أن يهتم الأخصائى بتجانس الاتجاه أو أن يقيس بعداً واحداً 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 السيكولوجية 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 تتبع افتراضنا للخطية والتساوى بتفسير سيكولوجى واضح يعطى معنى قاطعاً لهذه الدرجات: وعليه يمكن أن نعلل للاختلافات بين درجات أفراد المجموعة. كما يمكن أيضاً 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 كثيراً فى هذه الناحية (راجع مستويات القياس).

٨- ربما يكون من غير اللازم أن نؤكد خاصية هامة للمقياس على وجه العموم وهي خاصية الثبات. وقد سبق أن أشرنا إليها على أنها درجة خلو نتائج أو درجات المقياس من الأخطاء التي تعود إلى عوامل الصدفة، وهذا يعنى أنه إذا كان المقياس ثابتاً فإننا سوف نحصل دائماً على نفس النتائج تقريباً 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 حركياً 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 وريشاردسون 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 سابقاً فى مقياس 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 مقياس الاتجاهات لا تزال - رغم استخدام منهج التحليل العائلى فى بعض الحالات - مفتوحًا ويتطلب المزيد من الدراسات الميدانية.

١٠- وخاصة أخيرة قد يكون من الصعب على الاختصاصى تحقيقها عملياً 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 جراماً. 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 سابقاً الأعراض رقم ١ ثم ٢ ثم ٣ ثم ٤ حتى يصل إلى الأعراض 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؟

فى حالة مقياس 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 سؤالاً 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 مقياس الاتجاهات يحتاج إلى الكثير من الدراسات والبحوث لقلتها فيه وحاجته الشديدة إليها.

بعد استعراضنا للنقاط العشرة التى أشرنا إليها سابقاً على أنها حقائق هامة يجب على الاختصاصى فى ميدان قياس الاتجاهات النفسية أن يأخذها فى اعتباره، نحاول الآن أن نعرض لأهم أنواع الطرق المعروفة لقياس الاتجاهات النفسية:

أولاً: 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)

يطردون من بلدى	تزيارة (بلدى)	المواطنة فى بلدى	زملاء فى العمل	جيران	أصدقاء شخصيون	المصاهرة	
٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	الكنديون
٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	الصينيون
٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	الإنجليز
٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	الفرنسيون
٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	الألمان
٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	الهنود

وواضح من هذا المقياس أنه يقيس بوضوح اتجاه التعصب العنصرى ، كما يتضح أيضاً 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 أيضاً فى هذا النوع من المقاييس أن تساوى الفئات أو الوحدات 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 تساوى 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 في 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.

ثانياً - مقياس ثرستون:

اهتم ثرستون بصورة واضحة بتساوى المسافات بين وحدات المقياس، وقد كان اهتمامه مبنياً على التجارب التى أجريت فى ميدان علم النفس الفيزيائى psychophysics 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 أيضاً. 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 زوجاً من العبارات

$$\frac{n(n-1)}{1 \times 2} \quad \text{حيث } n \text{ عدد العبارات}$$

وهذا العدد - عشرون عبارة - هو العدد المعتاد فى مثل حالات قياس الاتجاهات وعلى ذلك فقد طور ثرستون طريقة أخرى تستهلك جهداً 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 اتجاهها نفسياً مسجداً

يتكون مقياسه من إحدى عشرة نقطة تبدأ من الاتفاق الكامل وتنتهي بالرفض الكامل مروراً بنقطة متوسطة محايدة. ويطلب من الحكام قراءة كل عبارة بدقة ثم تصنيفها في إحدى هذه الفئات الإحدى عشرة: بحيث تكون الفئة رقم (١) تضم تلك العبارات المقبولة جداً (اتفاق كامل) والفئة رقم (١١) تضم العبارات غير المقبولة إطلاقاً (الرفض الكامل)، وذلك بغض النظر عن الرأي الشخصي للحكم بالنسبة لكل بند، ولكن يتم التصنيف حسب محتوى العبارة ومعناها وعلاقتها بالاتجاه الذي من المفروض أن يقبّه.

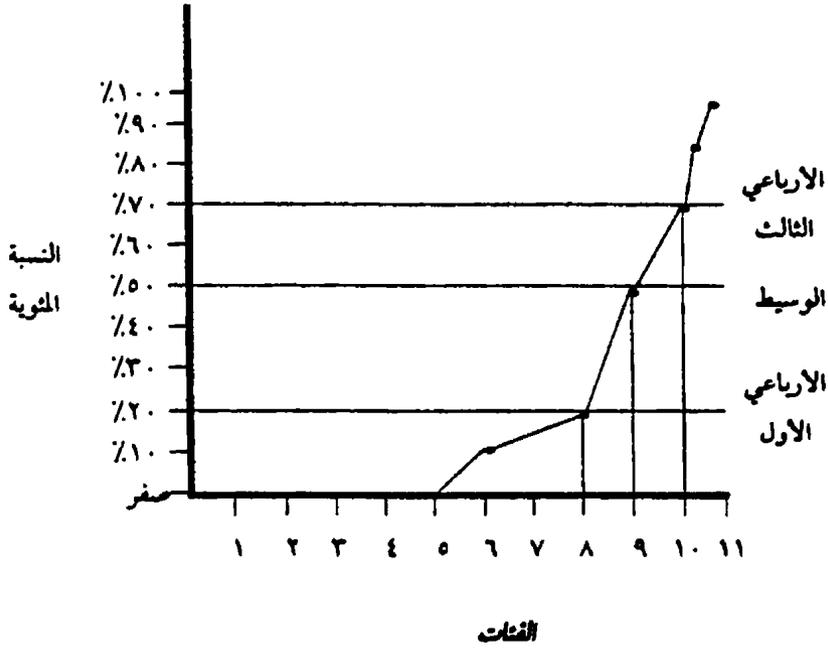
وعند تحليل استجابات مجموعة الحكام لهذه البنود أو العبارات سوف نأخذ في اعتبارنا (تشتت) هذه الاستجابات، فكلما زاد هذا التشتت دل ذلك على غموض العبارة وعدم صلاحيتها لمقياس الاتجاه. ويمكن الكشف عن هذا التشتت عن طريق التباين أو الانحراف المعياري أو المدى الأرباعي وإن كان هذا الأخير هو أسهل هذه الأدوات وأسرعها كما أنه يسهل معرفة الدرجة الوسيطة التي نحتاجها - كما سبق أن أوضحنا - لتحديد درجة البند أو العبارة على أي نوع من أنواع المقاييس.

ويمكن استنتاج الوسيط والمدى الأرباعي من المنحنى التكراري المتجمع وذلك على النحو التالي:

١- تصف استجابات الحكام بالنسبة لكل بند كما في الجدول التالي:

(مثال توضيحي):

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 لاحد البنود)

الوسيط = ٩

الاتحراف أو المدى الأرباعى = $\frac{1}{2}$ (الأربعى الثالث - الأرباعى الأول)

ثالثاً: مقياس ليكرت:

يعتبر مقياس ليكرت من المقاييس كثيرة الاستخدام فى ميدان قياس الاتجاهات النفسية؛ ذلك لأنها لا تستهلك ذلك الجهد أو الوقت الذى تستهلكه طريقة ثرستون. وبالإضافة إلى ذلك فإن مقياس ليكرت يرتبط ارتباطاً موجباً مع مقياس ثرستون، ويعنى آخر يمكن أن نحصل على نفس النتائج تقريباً عند استخدام كلا المقياسين ومن هنا كان مقياس ليكرت أكثر استخداماً وشيوعاً 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 الأحكام من أجل تصنيف العبارات أو البنود إذ إن كل عبارة من هذه العبارات مدرجة ذاتياً ابتداءً من الموافقة الكاملة إلى الرفض المطلق وذلك على مقياس ذى خمس نقاط هى:

أوافق جداً - أوافق - غير متأكد - أرفض - أرفض تماماً.

وهذه النقاط الخمس تعطى أوزاناً: 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 التي يرى الأخصائي أنها ذات علاقة بموضوع الاتجاه. وهنا يجب أن نشير إلى ضرورة التدقيق عند اختيار العبارات أو البنود. إذ إنه مهما كانت دقة الأخصائي وقدرته على التحليل الإحصائي فإنه لن يستطيع معالجة نتائج أحد مقاييس الاتجاهات الذي لم يحسن اختيار وحداته البنائية. ونحن نتوقع بطبيعة الحال أن يقوم الأخصائي بتحليل الاتجاه قبل اختيار البنود أو العبارات إذ إن عملية تحليل الاتجاه سوف تساعد الأخصائي على اختيار العبارات التي تتعلق بكل عنصر من عناصر الاتجاه النفسي. ونقترح على الأخصائي أن يلاحظ العبارة من حيث الشكل والبناء بحيث تكون العبارة تقريرية مثل «الأب هو المسئول الوحيد عن تربية الأطفال» وأيضاً نقترح على الأخصائي أن يختار العبارة التي تقبل التدرج بحيث تتراوح الآراء حولها بين الموافقة الكاملة والرفض الكامل. وكذلك العبارة التي تمثل موقفاً أو مشيراً يتحدى الفرد ويتنزع منه الاستجابة التي تدل على اتجاهه فعلاً. أو بمعنى آخر تلك العبارة الحدية التي تستدعي استجابة من نوع خاص. ويمكن للأخصائي أن يختار هذه العبارات من الحوار المتداول بين الناس ومن الشعارات أو ما يكتب في الجرائد اليومية أو من تحليل المحتوى لاستجابات الأفراد لأسئلة مفتوحة النهاية. وهذه الطريقة في جمع العبارات أو البنود سوف تساعد الأخصائي على الاقتراب ما أمكن بالمقياس إلى حقيقة الاتجاه النفسي المطلوب قياسه.

وفيما يختص بمقياس ليكرت الذي نحن بصدد الآن فإنه من المستحسن ألا تكون العبارات من النوع المحايد الذي يمثل الرأي أكثر من تمثيله للاتجاه، بل يجب أن تكون العبارة من النوع الذي يصاحب استجابته شحنة انفعالية من درجة ما.

٢- يتم بعد ذلك إجراء التطبيق التمهيدي لتجريب البنود، وقد يحتاج الأخصائي في هذه المرحلة إلى عينة في حدود المائة. ويطلب من أفراد العينة الاستجابة لكل بند بأن يعين الاحتمال الذي يناسبه من (الاحتمالات) الخمسة السابقة الإشارة إليها. وليس فقط مجرد الموافقة أو عدم الموافقة. ويمكن توضيح ذلك في المثال التالي:

لا اوافق أبداً	لا اوافق	غير متأكد	اوافق	اوافق جداً	العبارة
	√ √	√	√		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 (تصحیح الإجابات)؛ ولأن يقوم بذلك عليه أن يحدد أولاً معنى الدرجة العظمى للمقياس فإذا كانت الدرجة الكبيرة تعنى اتجاهاً إيجابياً 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 تماماً 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 تحتل 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 مقياساً مكوناً 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 للدرجات أحد المفحوصين هو ٣٥ مثلاً دل ذلك على أن اتجاه هذا المفحوص ما يقبضه 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 المثالي لتحليل البنود واختيارها هو إيجاد معامل الارتباط بين كل بند من بنود المقياس ومحك خارجي 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 الشيء وبمعنى آخر يمكن أن نزع 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 :

الدرجة الكلية - درجة البند (٥)	درجة البند رقم (٥)	الدرجة الكلية	الفرد المبحوث
٤٠	٥	٤٥	أ
٣٧	٥	٤٢	ب
٣١	٤	٣٥	ج
٣١	٤	٣٥	د
١٩	١	٢٠	هـ
٣٥	٤	٣٩	و
٣٠	٣	٣٣	ز
٣٦	٤	٤٠	ح
٢١	١	٢٢	ط
٢٥	٢	٢٧	ى

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 شيئاً على جانب كبير من الأهمية وهو أنه فى حالة تحليل البنود من المفروض أن تكون عينة المفحوصين كبيرة (حوالى ١٠٠) وكذلك عدد البنود كبيراً 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 داخلياً أى تلك التى تقيس شيئاً واحداً يحتمل كثيراً أن يكون هو الاتجاه المطلوب قياسه. وكل عبارة أو بند من هذه البنود يتبعه تدرج من ٥ - ١ حيث تدل (٥) على الموافقة الكاملة، (١) على الرفض المطلق مع ملاحظة اتجاه العبارة إذا كانت سالبة أو موجبة، والذي 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 جداً تكاد أن تتساوى، وهنا يجب على الأخصائى أن يشك فى مقياسه من حيث إنه يقيس شيئاً واحداً.

ولكن هناك أيضاً ميزتين هامتين لمقياس ليكرت، أولاهما أن هذا المقياس يعطى تقديراً دقيقاً لمدى موافقة أو رفض المفحوص لموضوع ما بناء على التدرج الذى يتبع كل بند من بنود هذا المقياس.

والثانية هي 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 .

رابعاً - مقياس جوتمان،

يقوم هذا النوع من المقاييس على فكرة التدرج التراكمى أو التدرج 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 أيضاً 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 وغالباً ما تكون حوالى ٩٠٪ 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									
الدرجة الكلية	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	الأفراد
٦		√		√	√	√	√	√	١
٤	√	√		√				√	٢
٥	√	√		√			√	√	٣
٢		√		√					٤
٣		√		√				√	٥
٤	√	√		√				√	٦
٧	√	√	√	√	√		√	√	٧
٤		√		√	√			√	٨
٧	√	√	√	√	√		√	√	٩
٦	√	√		√	√		√	√	١٠
١	√								١١
١			√						١٢
٦	√	√		√	√		√	√	١٣
٤	√	√		√				√	١٤
٣		√		√				√	١٥
	٩	١٣	٣	١٣	٦	١	٦	١٢	

لاحظ أن درجة الفرد هي عبارة عن مجموع الإجابات بنعم على عبارات المقياس.

وسوف نقوم الآن بترتيب المفحوصين بناء على هذه الدرجة، وذلك موضح في الجدول التالي:

العبارات								
الدرجة الكلية	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١ الأفراد
٧	√	√	√	√	√		√	√
٧	√	√	√	√	√		√	√
٦	√	√		√	√		√	√
٦		√		√	√	√	√	√
٦	√	√		√	√		√	√
٥	√	√		√			√	√
٤	√	√		√				√
٤	√	√		√				√
٤		√		√	√			√
٤	√	√		√				√
٣		√		√				√
٣		√		√				√
٢		√		√				
١	√							
١			√					
	٩	١٣	٣	١٣	٦	١	٦	١٢

وتأتى الخطوة الثالثة بعد ذلك، وهى ترتيب البنود حسب درجاتها كما يلى:

العبارات								
الأفراد ٧	٥	١	٨	٢	٤	٦	٣	الدرجة
✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓		٧
✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓		٩
✓	✓	✓	✓	✓	✓			١٠
✓	✓	✓		✓	✓	✓	✓	١
✓	✓	✓	✓	✓	✓			١٣
✓	✓	✓	✓	✓				٣
✓	✓	✓	✓					٢
✓	✓	✓	✓					٦
✓	✓	✓			✓			٨
✓	✓	✓	✓					١٤
✓	✓	✓						٥
✓	✓	✓						١٥
✓	✓							٤
			✓					١١
				•		✓		١٢

ومن هذا الجدول الأخير يمكن أن نقول أنه إذا كانت درجة الفرد = ٣ فإن هذا
يعنى إجابة موجبة بالنسبة للعبارات ٧ ، ٥ ، ١ (فى حالة الفرد رقم ٥ والفرد رقم ١٥)
وليس أى ثلاث عبارات أخرى من عبارات المقياس - كما أن الدرجة ٦ تعنى الموافقة
على العبارات رقم ٧ ، ٥ ، ١ ، ٨ ، ٢ ، ٤ (فى حالة الأفراد رقم ١٠ ، ١ ، ١٣) وليس
أى ست عبارات من عبارات المقياس.

وبالتالى فإننا نلاحظ خاصية التدرج التراكمى بوضوح فى هذا المثال كما نلاحظ
أيضاً أن هناك بعض العبارات قد خرجت عن نمط هذا التدرج مثل العبارات رقم ٨ ،
٤ ، ٣ ، ويشار إلى ذلك «بالاخطاء» 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 \times عدد الأفراد أى أنه فى هذه الحالة :

$$= 1 - \frac{4}{10 \times 8} = 0,97 \text{ تقريباً.}$$

والحقيقة أن النقد الذى يوجه إلى هذه الطريقة ينصب كلية على الجهد الذى يبذله الأخصائى فى عملية قد تكون مهمة، ولكنها ليست لازمة تماماً كما يرى ذلك عدد كبير من المشتغلين بقياس الاتجاهات.

خامساً - طرق أخرى فى قياس الاتجاهات.

سوف نستعرض فى الفقرات التالية مجموعة من الطرق قد لا تكون كثيرة الاستخدام مثل ما سبقت دراسته وخاصة مقياس 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 يجب 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 \checkmark أمام النشاط الذى يجب أن يمارسه وعلامة \times أمام النشاط الذى لا يميل إليه: وذلك كما يلى:

- ضع علامة \checkmark أمام أحب الأنشطة إليك
- ضع علامة \times 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 الأخصائي بحساب درجة كل موضوع على حدة من هذه المواضيع العشرة، وذلك بإعطاء العلامة $\sqrt{\text{الدرجة} + 1}$ والعلامة $\times \text{الدرجة} - 1$ وتكون الدرجة النهائية لكل موضوع هي الجمع الجبري للدرجات كما نرى ذلك فيما يلي:

الأفراد						
الموضوع	١	٢	٣	٤	٥	الدرجة
١	$\sqrt{\quad}$	\times	\times	$\sqrt{\quad}$	\times	١ -
٢	$\sqrt{\quad}$	\times	\times	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	١ +
٣	$\sqrt{\quad}$	\times	\times	$\sqrt{\quad}$	\times	١ -
٤	\times	\times	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	١ +
٥	\times	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	٣ +
٦	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	٥ +
٧	\times	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	\times	\times	١ -
٨	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	$\sqrt{\quad}$	\times	\times	١ +
٩	$\sqrt{\quad}$	\times	$\sqrt{\quad}$	\times	$\sqrt{\quad}$	١ +
١٠	$\sqrt{\quad}$	\times	$\sqrt{\quad}$	\times	$\sqrt{\quad}$	١ +

ويتضح من هذا الجدول أن الموضوع رقم (٦) (أعمال النجارة) هو أحب هذه الموضوعات إلى الأطفال يليه الموضوع رقم (٥) وهكذا.

والطريقة الثانية التي نشير إليها هي طريقة التصنيف، وهي أيضا طريقة سهلة وتصلح لقياس اتجاهات الأطفال وخاصة في المدارس الابتدائية وتعتمد هذه الطريقة على

فكرة الطريقة السوسيومترية حيث يمكن للأخصائي أن يدرس اتجاهات الأطفال نحو بعضهم البعض كما في المثال التالي:

اكتب أسماء زملائك في الفصل وفقاً للتنظيم التالي:

١- أصدقاؤك المقربون جداً هم: (اكتب حسب الترتيب).

.....

.....

.....

٢- أصدقاؤك الذين تميل إلى الاختلاط بهم هم:

.....

.....

٣- زملاؤك الذين لا تميل إلى الاختلاط بهم كثيراً هم:

.....

.....

.....

٤- زملاؤك الذين لا ترى مانعاً من وجودهم معك في الفصل هم:

.....

.....

.....

٥- زملاؤك الذين لا تميل إلى صحبتهم هم:

.....

.....

.....

٦- زملاؤك الذين تكره صحبتهم هم:

.....

.....

.....

٧- رملأؤك الؤلن تكره وؤوءهم معك فى الفصمل هم :

.....
.....

وواضح فى هؤا المائل الؤرؤ الاسئلة على نمط مقلاس الؤباعء النفسى الاجلماعى .
وعلى ذلك يمكن للأخصائى أن الؤرس الالؤاء النفسى للأفرال كما الؤوضحه هؤا النوع
من المقلاس، وذلؤك بأن يعلبر أقل مسافاا الؤباعء هى (١) وأكبر مسافاا الؤباعء هى
(٧)، فالفرء الؤى الؤظهر اسمه فى السؤال الأول يعطى الؤرؤة (١) بلنما يعطى الفرء
الؤى الؤظهر اسمه فى السؤال السابع الؤرؤة (٧) .

ولنالؤ المائل الالؤى لنوضح ذلك :

لنفرؤ أن الؤفل (أ) ظهر اسمه ءمس مرالا فى السؤال الأول وثمانى مرالا
فى السؤال الالؤى، ١٠ مرالا فى السؤال الالؤ ومرة واحدة فى السؤال السابع الؤكون
الؤرؤة الؤفل (أ) كما الؤلى :

$$٥ = ١ \times ٥$$

$$١٦ = ٢ \times ٨$$

$$٣٠ = ٣ \times ١٠$$

$$٧ = ٧ \times ١$$

٥٨

ءلء الؤكون الالؤة الصفرى هى ١×٧ ءلء ٧ عءء أفرال الؤماعه، والالؤة
العظمى ٧×٧ .

وهناك طرلؤة الالؤة يمكن وصفها هى الطرلؤة الإسقاطلؤة فى الؤرؤة الالؤاءاا
(وللس مقلاس الالؤاءاا) ومما هو معلروف أن الملئر الإسقاطلى مملر ءامض بلءمل أكثر
من الؤسفر ملل إءمال الؤمل أو الؤعللق على الصور سواء كانت لؤءة ورسوما أو بقعا
للءبر أو ءلر ذلك . والءقلؤة أن هؤه الطرلؤة قء الؤكون طرلؤة للؤرؤة والؤلللل أكثر
منها طرلؤة للمقلاس والؤقلر .

وجهة نظر أخرى في قياس الاتجاهات،

بعد أن استعرضنا هذه الطرق المختلفة لقياس الاتجاهات سوف نلقى نظرة مرة أخرى على طريقة ليكرت وهى الطريقة الأكثر شيوعاً واستخداماً فى مجال قياس الاتجاهات.

نقول إن هذه الطريقة تستخدم التدرج الرقى لتعبر عن

موافق جداً	موافق	لا رأى	أرفض	أرفض تماماً
٥	٤	٣	٢	١

ونحن نقول إن الاتجاه النفسى عبارة عن الاستعداد العقلى والنفسى الذى يدفع بالفرد قريباً أو بعيداً عن أى عنصر من عناصر البيئة. وهذا يعنى أن الموافق جداً والموافق لديه اتجاه موجب بينما الراض والراض جداً 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 لا بد من إيجاد طريقة بديلة للتعبير الرقى عن الاتجاه بحيث إن من ليس لديه اتجاه يعطى (صفرًا) ثم بتدرج الاتجاه بعد ذلك.

لا أدرى	أرفض	أوافق	أرفض تماماً	أوافق تماماً
صفر	١	٢	٣	٤

وهذه مجرد وجهة نظر تحتمل المناقشة والتجريب حتى يمكن الحصول على تعبير (*) رقى يوضح تماماً وجود وشدة الاتجاه النفسى عند الفرد.

(*) يقوم المؤلف حالياً بتجريب وجهة النظر هذه فى مجموعة من البحوث الميدانية حول الاتجاهات النفسية.

المراجع:

١ - سعد عبد الرحمن، أسس القياس النفسى الاجتماعى القاهرة الحديثة

١٩٦٧

٢ . سعد عبد الرحمن، السلوك الإنسانى تحليل وقياس المتغيرات الفلاح ١٩٨٣ .

3- Eagly, A, and Chaiken, S, The Psychology of attitudes, 1993.

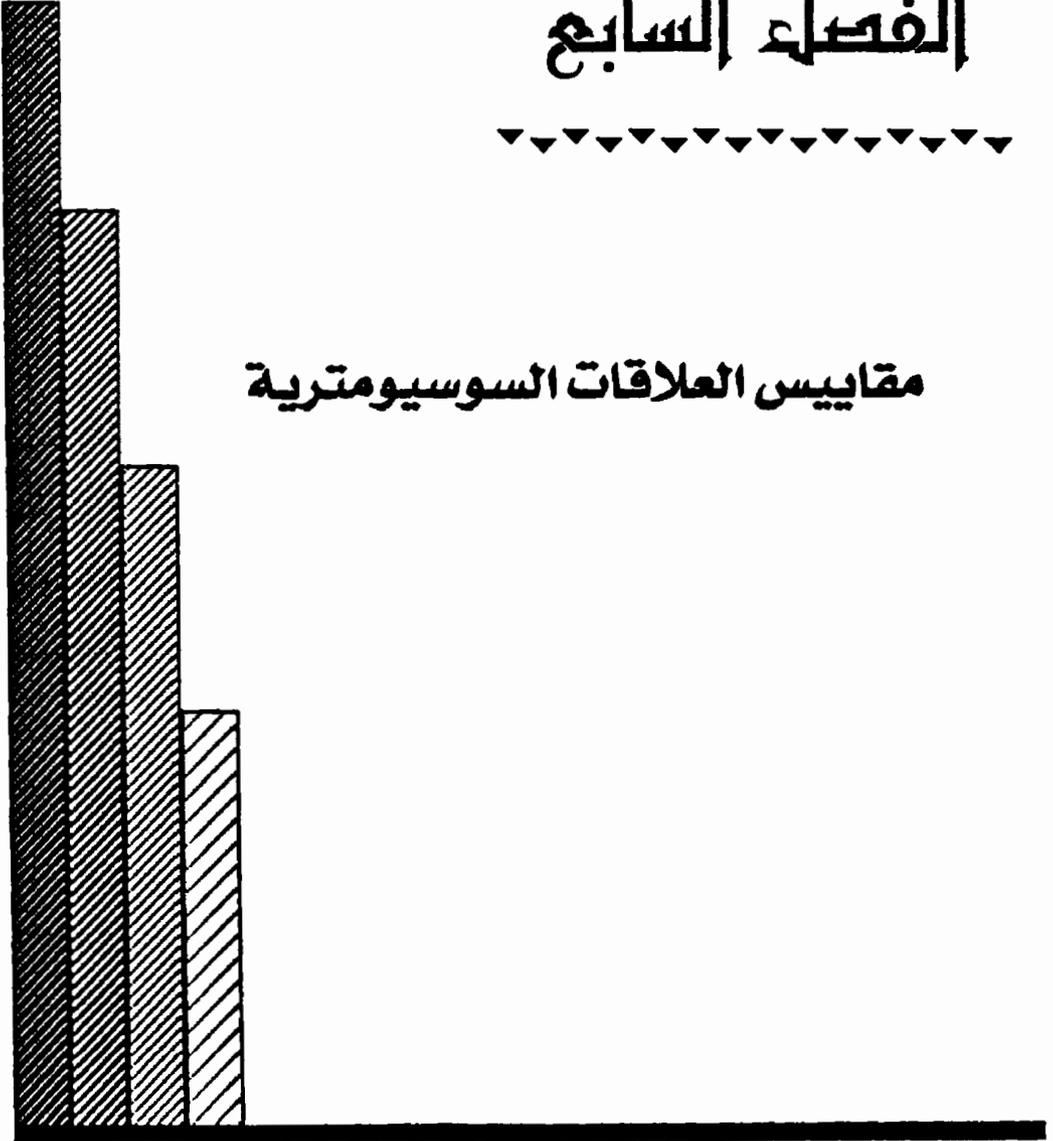
4- Oppenheim, A, Questionnaire design and attitude measurement, Heinemann 1970.

5- Wright, B, and Masters, G, Rating Scale analysis, 1982.

6- Wright, B, and stone, Best test design, 1979.

الفصل السابع

مقاييس العلاقات السوسيو مترية



عندما نتحدث عن العلاقات السوسيو مترية 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. وبالتالي فإنه عند قياس هذه العلاقات فإنما نقيس فى الواقع دالة هذه المتغيرات السابق الإشارة إليها. وربما كانت هذه هى العلاقة بين القياس النفسى والقياس السوسيو مترى.

وحقيقة الأمر أن بداية الدراسات السوسيو مترية كانت لا توضح هذه العلاقة بين القياس النفسى والقياس السوسيو مترى 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 السوسيو مترية، وسميت هذه الأداة بالاختبار السوسيو مترى.

وهذا الاختبار هو الطريقة المستخدمة حتى الآن لتقديركم ونوعية العلاقات السوسيو مترية 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 السوسيو مترية التى يقيسها الاختبار 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 السوسيو مترى.

والاختبار السوسيو مترى 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 أو المواقف الاجتماعية تطلب من الفرد عضو الجماعة أن يقوم بتحديد اختياره أو رفضه لبعض أعضاء الجماعة التى يتمنى إليها بناء على معايير ومواصفات هذا الموقف الاجتماعى. ويكون هذا الاختبار أو الرفض على هيئة ترتيب خاص يبدأ بالافضل

ويتهى بالاقبل من حيث التفضيل أما فى حالة الرفض فيبدأ بأكثر الافراد رفضاً ويتهى بالاقبل من حيث الرفض .

وقد اشترط مورينو عدة شروط ليصبح الاختبار السوسيومترى صالحاً للتطبيق والتحليل، وهذه الشروط هى :

١- **سرية استجابات المفوضين**، يجب أن يطمئن المفوض إلى سرية الاستجابة من حيث الاختيار أو الرفض وعلى ذلك فعلى الأخصائى أن يكون حريصاً كل الحرص ليؤكد هذا المعنى بالنسبة لافراد الجماعة قبل إجراء الاختبار وفى اثنائه .

٢- **وضع 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 عاماً شاملاً يحتمل أكثر من تأويل بل يجب أن يكون دقيقاً نوعياً واضحاً .

٤- **طبيعة الموقف الاجتماعى**، بمعنى أنه يجب أن يكون الموقف الاجتماعى حقيقياً وله صلة واضحة بالحياة اليومية لأعضاء الجماعة ومشتقاً من طبيعة وواقع الأنشطة المختلفة التى يمارسها الأفراد . وعلى هذا فإنه من المستحسن أن يقوم الأخصائى بدراسة أنواع المواقف الاجتماعىة ليعرف أيا منها على صلة بالحياة اليومية للجماعة . وذلك قبل اقتراح أسئلة الاختبار السوسيومترى . وعلى ذلك فإن السؤال السوسيومترى لن يكون افتراضياً حيث لن يبدأ بكلمة (لو) أو (إذا) الأمر الذى يعطى للمفوض فرصة للشك فى جدية الموقف .

٥- **هوية الاختيار أو الرفض**، أى يترك الاختيار أو الرفض دون تحديد للعدد حيث يختار الفرد أو يرفض 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 - صالحاً للتطبيق والتحليل . وقد التزم بهذه الشروط مجموعة لا بأس بها من الباحثين والمشتغلين بالقياس السوسيومترى، كما أنه خرج عن هذه الشروط عدد لا

بأس به من هؤلاء المتخصصين، وبالذات فيما يتعلق بموضوع إطلاق حرية الاختبار أو الرفض من حيث العدد فنجد بعض الباحثين يميل إلى تحديد عدد الاختبارات حتى يمكنه متابعة التحليل الإحصائي 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 الاجتماعي:

وهذه هي الخطوة الأولى في إعداد الاختبار السوسيومترى؛ لأن الموقف الاجتماعي سوف يعبر عنه سؤال سوسيومترى، وهذا السؤال هو وحدة الاختبار. وعلى الإحصائي أن يكون دقيقاً في عملية الاختيار؛ إذ إن هذا الموقف سوف يختلف من جماعة إلى أخرى فالمواقف الاجتماعية في جماعة المصنع سوف تختلف بطبيعة الحال عن المواقف الاجتماعية في جماعة المدرسة. وهنا نؤكد ما سبق أن أشرنا إليه وهو ضرورة قيام الإحصائي بدراسة أنواع المواقف الاجتماعية التي يتكرر حدوثها في الحياة اليومية للجماعة ويختار منها المواقف التي يمكن أن تكون لها صفة الاختيار (أي تلك التي تحتمل الاختيار) بحيث تكون استجابة الفرد تعبيراً حقيقياً عن اختيار وليس عن إلزام أو توجيه أو إحياء. وذلك حتى تظهر العلاقات الحقيقية داخل الجماعة، وهذا هو المطلوب قياسه.

٢- صياغة السؤال السوسيومترى

تعتبر عملية صياغة السؤال السوسيومترى من أهم خطوات بناء الاختبار؛ وذلك لأن اللغة واللفظ لهما أثر كبير في استجابة المفحوصين أفراد الجماعة ومن ثم كان من أهم ما يقوم به الإحصائي هو اختيار اللغة المناسبة واللفظ المناسب للموقف الاجتماعي وهناك عدة نقاط يجب أن تؤخذ في الاعتبار وهي:

(أ) مناسبة اللغة لمستوى العمر الزمني لأفراد الجماعة الذين سوف يأخذون هذا الاختبار.

(ب) استخدام اللفاظ ذات المفاهيم المحددة الواضحة بحيث يصبح السؤال في مجموعه واضحاً من حيث المعنى والتركييب.

(ج) ملاحظة أن تكون صياغة السؤال دقيقة ومباشرة بحيث تدل على الموقف الاجتماعي 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 التي يمارسها الأفراد سواء إذا كانت أنشطة اجتماعية أو إنتاجية أو غير ذلك من الأنشطة التي تؤثر في 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 في إعداد إجابته على كل سؤال، ومن ثم كان على الأخصائي أن يأخذ في اعتباره ما يلي:

أ- أن تكون التعليمات سهلة وبسيطة ودقيقة يمكن فهمها دون تعقيد وبالذات فيما يختص بمعايير الاختيار وترتيب اختيارات الفرد.

ب- أن تكون التعليمات ذات طبيعة توضيحية محايدة بمعنى ألا يكون فيها إيهاء باختيار فرد معين أو رفض فرد معين.

هـ- 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 توضيحاً ملزماً للفرد المفحوص حتى لا يترك بعض الأسئلة دون إجابة عليها أو يجيب عليها في صيغة ناقصة.

ونعود فنقول إنه عندما يقوم الأخصائي باختيار الموقف الاجتماعى وصياغة السؤال السوسيومترى وإعداد التعليمات يكون الاختبار السوسيومترى صالحاً للتطبيق.

ونستعرض فيما يلي 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 يؤدي 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 الذي 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 التي 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 الذي تحب أن تدخر معه بعض نقودك. (إذا كان العدد أكثر من واحد اكتب الأسماء حسب أفضلية الترتيب).

..... (١) الاختيار الأول

..... (٢) الاختيار الثاني

..... (٣) الاختيار الثالث

..... (٤) الاختيار الرابع

..... (٥) الاختيار الخامس ... وهكذا

نموذج (٣)

اكتب اسم زميلك من الفصل الذي تحب أن تقضى معه أوقات فراغك. (إذا كان العدد أكثر من واحد اكتب الأسماء حسب أفضلية الترتيب).

..... (١) الاختيار الأول

..... (٢) الاختيار الثاني

..... (٣) الاختيار الثالث

..... (٤) الاختيار الرابع

..... (٥) الاختيار الخامس ... وهكذا

نموذج (٤)

اكتب اسم زميلك من الفصل الذي تحب أن تشترك معه في رحلة علمية. (إذا كان العدد أكثر من واحد اكتب الأسماء حسب أفضلية الترتيب).

..... (١) الاختيار الأول

..... (٢) الاختيار الثاني

..... (٣) الاختيار الثالث

..... (٤) الاختيار الرابع

..... (٥) الاختيار الخامس . . . وهكذا .

يلاحظ في هذه النماذج الثلاثة أنها من حيث البناء أو التعليمات تنفق إلى حد واضح مع متطلبات الاختبار السوسيومترى فنجد أن المواقف الاجتماعية محددة وواضحة . . كما أن التعليمات مكررة في كل سؤال .

هذا فيما يختص باقتراحات مورينو أو الهيكل العام لطريقة مورينو في القياس السوسيومترى . . وقد ظلت هذه الطريقة لفترة طويلة من الزمن دون منافس بل إن جميع التفرعات والآراء في القياس السوسيومترى بنيت على هذه الطريقة واعتبرت أساساً لها .

وفي سنة ١٩٥٦ ظهر رأى جديد حملة جاردنر وتومبسون في صورة طريقة جديدة - أو على الأقل تختلف عن طريقة مورينو - في 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 يلي :

١- وجود إطار مرجعى يعتمد عليه الفرد عضو الجماعة عند تحديده لاختياراته (أو رفضه) وبمعنى أدق وجود جماعة ما تمثل إطار مرجعياً يستخدمه الفرد عند اختياره أو رفضه . وهذا أمر لا يتوافر في 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 .

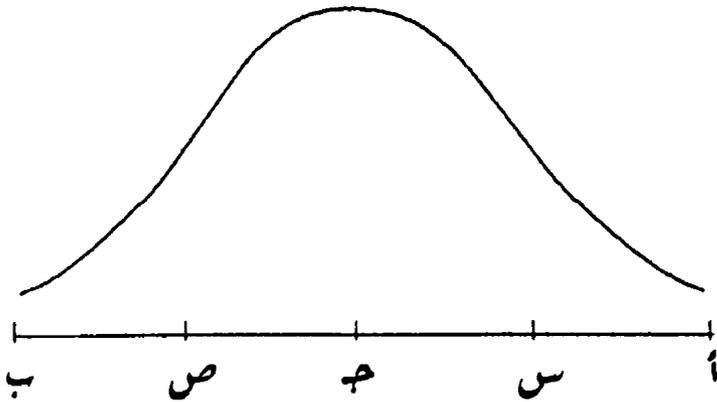
٥- وهذا يعنى أن الفرد سوف يختار من الجماعة المرجعية أفراداً لتحديد معايير اختياراته الفعلية من جماعته الصغيرة .

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 رسماً بيانياً 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 للذهن المفحوص.

٢- يسأل الأخصائى الفرد عضو الجماعة أن يعين اسم الشخص الذى قابله فى حياته ومن بين الناس جميعاً الذين تعرف عليهم والذى يرغب فى أن يتعاون معه فى عمل ما. ويكتب اسمه فى أقصى اليمين من خط مستقيم بمثل المقياس وليكن الفرد (أ) ثم يطلب منه أن يعين اسم الشخص الذى قابله فى حياته وفى أى جماعة من الناس ولا يجب إطلاقاً 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) وأخيراً 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 وبالتالي يمكن للأخصائى أن ينتقل إلى الخطوة التالية:

٣- يطلب الأخصائي من المفحوص أن يحدد اختياراته من الجماعة الصغيرة التي ينتمي إليها في ضوء هذا المنحنى، وهذا المقياس، بأن يضع اختياراته في الأماكن المناسبة من أ، س، هـ، ص، ب . .

وعلى الرغم من الجهد والمشقة التي يبذلها الأخصائي في إعداد هذا المقياس فإن الدرجات السوسيومترية المشتقة من هذه الطريقة أكثر دقة من تلك التي تشتق من طريقة مورينو .

ولكن هناك ما يمنع أن تكون هذه الطريقة هي الطريقة المثلى في القياس السوسيومترى مثل :

١- أنها تعتمد على أسلوب المقابلة الشخصية بين الأخصائي والمفحوص وهذا ما يجعلها تتخذ صيغة الاختبارات الفردية وما يؤخذ عليها من بذل الجهد والوقت - في حين أن طريقة مورينو تعتبر اختباراً جمعياً .

٢- أنها تعتمد كذلك على أن يكون المفحوص على درجة من الوعي والتفهم بحيث يكون على دراية بمعنى المنحنى الاعتدالي أو على الأقل عنده الاستعداد ليفهم ذلك وكيفية تطبيقه على الظواهر العامة .

٣- تعتمد هذه الطريقة كذلك في كيفية حساب الدرجات السوسيومترية على أساليب رياضية ليست في متناول الأخصائي العادي .

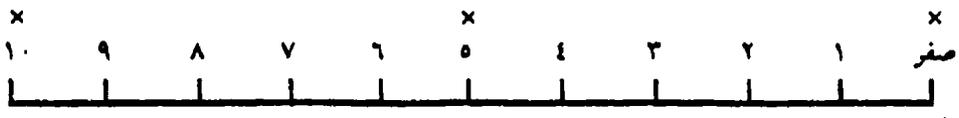
وعلى ذلك فقد اقترح المؤلف تعديلاً لهذه الطريقة سنة ١٩٦٤ بحيث يبسطها بعض الشيء ويتعد بها عن التعقيدات التي كانت تؤخذ عليها عند مقارنتها بطريقة مورينو كطريقة جمعية وفي متناول الباحث العادي .

ويتلخص التعديل الذي اقترحه المؤلف فيما يلي :

استغنى نهائياً عن أسلوب المقابلة الشخصية والمنحنى الاعتيادي وبذلك أمكن إجراء هذه الطريقة في صورة جمعية دون جهد ومشقة. وعدلت التعليمات لتصبح كما يلي :

«أمامك خط مقسم من صفر إلى ١٠ .وعليك أن تذكر اسم الشخص الذي قابلته في حياتك كلها داخل هذه الجماعة أو خارجها أو في أى مكان والذي لا تحب إطلاقاً في أن يتعاون معك في (هذا العمل). اكتب اسمه عند (صفر). وكذلك تذكر اسم الشخص الذي قابلته في حياتك كلها داخل هذه الجماعة أو خارجها أو في أى مكان والذي تحب تماماً أن يتعاون معك في (هذا العمل). اكتب اسمه عند الرقم (١٠). وبالمثل اكتب اسم الشخص الذي يتوسط هذين الفردين عند الرقم (٥).

بعد ذلك حدد اختياراتك الفعلية من جماعتك الصغيرة في المكان المناسب على هذا المقياس» .



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 لفظياً 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 شيئاً 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 الشيء.

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

- الاختبار الثانى يعطى الوزن ٤
الاختبار الثالث يعطى الوزن ٣
الاختبار الرابع يعطى الوزن ٢
الاختبار الخامس يعطى الوزن ١

ومن ثم تحسب الدرجة كما يلى:

الدرجة السوسيومترية	درجات الاختبار	عضو الجماعة
١٤	٤ + ٥ + ٥ -١
١٠	٥ + ١ + ٤ -٢
٥	٣ + ١ + ١ -٣

هذا بالنسبة لسؤال سوسيومترى واحد، ولكن فى حالة 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.

$$١٧ = \frac{١٢ + ٢٠ + ١٨ + ٢٥ + ١٠}{٥} = \text{كانت الدرجة النهائية}$$

أما إذا أردنا أن نوضح كيفية حساب الدرجة السوسيومترية عند استخدام طريقة جاردنر وتومسون 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:

الرتبة	الفرد
٩	أ
٨	ب
٧	س
٦	ص

٤
٣
١

ع
ل
هـ

لاحظ أن هذه الرتب هي عبارة عن الدرجات التي حصل عليها الافراد على المقياس السابق الإشارة إليه كما أن الرتبة الكبيرة تدل على الاختيار بينما تدل الرتب الصغيرة على الرفض (قارن طريقة مورينو).

تحويل هذه الرتب (أو الدرجات) بعد ذلك إلى نسبة مئوية معيارية باستخدام القانون التالي:

$$\text{النسبة المئوية المعيارية} = \frac{r - 0,5}{n} \times 100$$

حيث r هي الرتبة (أو الدرجة)

n عدد أعضاء الجماعة - على المقياس - بالإضافة إلى الثلاثة الذين يمثلون الإطار المرجعي.

وبعد الحصول على هذه النسبة تحول إلى درجة على مقياس عشري وتكون هي الدرجة السوسيومترية للفرد. (راجع مستوى الترتيب - الفصل الثاني) والمثال التالي يوضح ذلك:

الدرجة على مقياس عشري	النسبة المئوية المعيارية	الرتبة	الفرد
٧,٠٠	٨٥	٩	أ
٦,٣	٧٥	٨	ب
٥,٨	٦٥	٧	س
٥,٣	٥٥	٦	ص
٤,٣	٣٥	٤	ع
٣,٧	٢٥	٣	ل
١,٨	٥	١	هـ

ثانياً - المصفوفة السوسيومترية،

المصفوفة السوسيومترية هي تمثيل جدولي للاختيارات الاجتماعية في جماعة ما وقد كان فورسيث وكاتز أول من فكر في إعداد جدول $n \times n$ لتمثيل العلاقات السوسيومترية في الجماعات، وسمى هذا الجدول بالمصفوفة السوسيومترية وسوف نستعرض في هذا المجال ثلاثة أنواع من هذه المصفوفات وهي:

١- المصفوفة البسيطة،

وهي عبارة عن جدول بياني 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 في المربع المحصور بين الفرد الذي يعطى الاختيار والفرد الذي يتلقى الاختيار وذلك كما يلي:

الأفراد حيث يتلقون الاختيار

	١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	
١								•			١
٢							•				٢
٣									•		٣
٤						•					٤
٥					•						٥
٦									•		٦
٧									•		٧
٨											٨
٩		•									٩
١٠			•								١٠

الأفراد حيث يعطون الاختيار

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 في هذه المصفوفة مثل العلاقات المزدوجة أى الاختيار المتبادل بين فردين

من أفراد المجموعة أو العلاقة المركزية حيث تتجمع الاختيارات عند أحد أفراد الجماعة لتدل على رعامته للمجموعة، أو العلاقة من جانب واحد حيث يعطى الفرد اختياراً لفرد آخر ولكنه لا يتلقى أى اختيار.

٢- المصفوفة المركبة.

وهذه المصفوفة تعطى معلومات أكثر حيث يمكن رؤية ومعرفة الاختيارات السوسيومترية من جميع الطبقات، وعلى ذلك يمكن حساب الدرجة السوسيومترية للفرد مباشرة عن طريق ترجمة الاختيارات التي يحصل عليها إلى أوزان، كما يمكن أيضاً تتبع العلاقات السوسيومترية المختلفة. والمثال التالي يوضح المصفوفة المركبة:

أفراد الجماعة حيث يتلقون الاختبار

	١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	
١											١
٢			٢				٣				٢
٣					١		٢	١		٣	٣
٤				١	٢					٣	٤
٥	٤		٣				٢	١			٥
٦			٢			٣				١	٦
٧					٣		١	٢			٧
٨							٢		٣	١	٨
٩			٢	٣	١						٩
١٠						٢		١			١٠

أفراد الجماعة حيث يعطون الاختبار

فالأرقام فى داخل المصفوفة تدل على طبقة الاختيار فعلى سبيل المثال نجد أن الفرد رقم (٢) يختار الفرد رقم (٣) فى المكان الأول، والفرد رقم (٤) فى المكان الثانى والفرد رقم (٨) فى المكان الثالث والفرد رقم (٥) فى المكان الرابع والفرد رقم (١) فى المكان الخامس.

كما يمكن أيضاً أن نقول إن الفرد رقم (٦) على سبيل المثال قد تلقى اختيارين من الطبقة الأولى (من الفرد رقم (١)، رقم (٩) وثلاثة اختيارات من الطبقة الثانية (من الأفراد ٣، ٤، ١٠) واختياراً واحداً من الطبقة الثالثة (من الفرد رقم (٧)).

٢- المصفوفة ذات المحك.

وهذه المصفوفة تساعد إلى حد واضح في 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 في 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 عمودي بعد الفرد الذى حصل على الدرجة المتوسطة كما فى المثال التالى:

الأفراد حيث يتلقون الاختبار

١٠٠	فوق	٦٠	تحت	١	الأفراد حيث يعطون الاختبار
				تحت	
				٦٠	
				فوق	
				١٠٠	

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 (ج) 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 كاً للتأكد من علاقة الاختيارات السوسيومترية بالملحك أو السمة الشخصية التي يتم على أساسها ترتيب أفراد المجموعة، مع ملاحظة أنه في حالة حساب التكرارات المتوقعة في هذه المساحات الأربعة (أ، ب، هـ، د) نقول إن الجماعة الكلية ن وجماعة تحت المتوسط هي ن_١ وجماعة فوق المتوسط هي ن_٢:

$$\frac{n_1^2}{n} \text{ فتكون التكرارات المتوقعة في المساحة (أ) هي:}$$

$$\frac{n_1 \times n_2}{n} \text{ فتكون التكرارات المتوقعة في المساحة ب أو هـ:}$$

$$\frac{n_2^2}{n} \text{ فتكون التكرارات المتوقعة في المساحة د هي:}$$

كما يجب أن نلاحظ أيضاً أن كاً سوف تحسب مرتين مرة لجماعة تحت المتوسط والثانية لجماعة فوق المتوسط: حيث يكون المطلوب هو تحديد العلاقة بين توزيع درجات الملحك والاختيارات السوسيومترية في الحالتين.

ثالثاً، 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 التي تتعرض لها الجماعات المختلفة بصورة دائمة ويمكن الإشارة إلى هذه المعاملات فيما يلي:

١- معامل التأثير،

يستخدم هذا المعامل لمقارنة المكانة السوسيومترية لفردين أو أكثر حيث إن هذا المعامل هو عبارة عن النسبة بين عدد الاختيارات الفعلية التي يحصل عليها الفرد وبين الحد الأقصى للاختيارات التي يفترض أن يحصل الفرد، أو بمعنى آخر نجد أن

$$\text{معامل التأثير} = \frac{n}{1 - n}$$

حيث ن^٠ هذ عدد الاختيارات الفعلية التي حصل عليها الفرد

ن عدد أفراد الجماعة. (لذلك فإن الحد الأقصى هو ن - ١) ويطيعة الحال يمكن أن يكون للفرد أكثر من معامل تأثير في الجماعة الواحدة؛ لأن هذا المعامل يحسب في حالة كل موقف سوسيومترى على حدة. وتتراوح قيمة هذا المعامل بين الصفر والواحد الصحيح. ويستخدم هذا المعامل عندما يريد الأخصائي إدماج عدد من الجماعات الصغيرة أو اختيار بعض الزعامات أو غير ذلك.

٢- معامل التفاعل النفسى الاجتماعى.

يستخدم هذا المعامل لمقارنة الجماعات ببعضها البعض من حيث كثافة العلاقات السوسيومترية كما يستخدم أيضاً لدراسة مراحل نمو الجماعة الواحدة على فترات مختلفة. وبذلك يمكن أن نعتبر هذا المعامل مقياساً للنشاط السوسيومترى والنمو الاجتماعى داخل الجماعة.

$$\text{معامل التفاعل النفسى الاجتماعى} = \frac{\text{م ج ع}}{\text{ن (ن - ١)}}$$

حيث م ج ع هى المجموع الكلى للعلاقات الفعلية، ومن جميع الطبقات (مستويات الاختيار) داخل الجماعة، ن = عدد أفراد الجماعة، ويعنى 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 فرداً وعدد العلاقات فى داخل هذه الجماعة = ٥٠٠ مثلاً، وهذا هو العدد الفعلى للعلاقات فى حين أن الحد الأقصى لعدد العلاقات لا بد أن يكون ٤٩ × ٥٠ (حيث يمكن لكل فرد من أفراد الجماعة أن يختار كل بقية المجموعة)

$$\therefore ٢ = \frac{٥٠٠}{٤٩ \times ٥٠}$$

وتزيد قيمة هذا المعامل بزيادة العدد الفعلى للعلاقات السوسيومترية داخل الجماعة. وتتراوح قيمته بين الصفر والواحد الصحيح.

٢- معامل نبوت الجماعة.

يستخدم هذا المعامل عند البحث فى مدى تكامل الجماعة ومقاومة بنائها لعوامل

التعريف الاجتماعية أو الضغوط التي تبذل من أجل تعديل تكوينها. وما هو معروف أن أى جماعة اجتماعية هي عبارة عن تنظيم غير مغلق، أى يسمح بدخول أفراد جدد وخروج آخرين ولكن هناك أيضاً مفاهيم التكامل والاستقرار بالنسبة لهذا النوع من الجماعات.

$$\frac{2}{b + c} = \text{معامل ثبوت الجماعة}$$

حيث c هي عدد الأفراد الذين قاوموا التغيير، أو بمعنى آخر لم يخرجوا من الجماعة.

c هي عدد أفراد الجماعة قبل التغيير.

b هي عدد أفراد الجماعة بعد التغيير.

فإن فرضنا أن هناك جماعة مكونة من 5 فرداً خرج منها 20 وانضم إليها 40

فإن:

عدد الذين قاوموا التغيير = 30

عدد الجماعة قبل التغيير = 50

عدد الجماعة بعد التغيير = 70

$$\therefore \text{معامل الثبوت} = \frac{30 \times 2}{70 + 50} = \frac{60}{120} = 0,5$$

وتبلغ قيمة هذا المعامل الحد الأقصى (الوحدة) عندما تظل الجماعة كما هي أى لا يخرج منها أحد ولا ينضم إليها أحد:

$$\text{معامل الثبوت للجماعة السابقة} = \frac{50 + 2}{50 + 50} = \frac{52}{100} = 0,52$$

كما تبلغ قيمة هذا المعامل الحد الأدنى (صفر) عندما يخرج جميع الأفراد من الجماعة ولا ينضم إليها أحد حيث يصبح

$$\text{المعامل} = \frac{2 \times \text{صفر}}{\text{صفر} + 50} = \text{صفر}$$

٤- معامل التماسك الداخلى للجماعة.

ويستخدم هذا المعامل فى تقدير وقياس العلاقة بين جماعتين ، أو بمعنى آخر دراسة العلاقات السوسيو مترية 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

$$\text{ومعامل تماسك الجماعة} = \frac{م (د + أ)}{ن هـ}$$

حيث م هى عدد أفراد الجماعة الخارجية الذين يستقبطون الاختبارات الآتية من الجماعة الداخلية (وذلك يوضح تأثير الجماعة الخارجية على الداخلية).

د هى عدد العلاقات الداخلية (العلاقات السوسيو مترية 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 يستقبطون الاختبارات الآتية من الجماعة الداخلية يساوى ١٠ .

$$\text{ويكون معامل التماسك الداخلى للجماعة} = \frac{(٢٠ + ١٢٠) ١٠}{٣٠ \times ٥٠} = \frac{١٤٠٠}{١٥٠٠} = ,٩٣$$

٥- معامل جاذبية الجماعة،

تعتمد فكرة هذا المعامل على العلاقة بين نسبة الاهتمام ونسبة التأثير لجماعة ما .

$$\frac{\text{العدد الفعلي للاختيارات داخل الجماعة}}{\text{عدد الجماعة الداخلية}} = \frac{\text{ص}}{\text{ن}}$$

حيث نجد أن نسبة الاهتمام =

$$\frac{\text{عدد الاختيارات الآتية من الخارج}}{\text{عدد الجماعة الخارجية}} = \frac{\text{ص}'}{\text{ن}'}$$

كما أن نسبة التأثير =

(لاحظ أن ن هي عدد أفراد الجماعة الداخلية، $\text{ن}'$ عدد أفراد الجماعة الخارجية) وبالتالي فإن معامل جاذبية الجماعة هو مجموع هاتين النسبتين .

$$= \frac{\text{ن ص} + \text{ن}' \text{ص}'}{\text{ن} + \text{ن}'}$$

وللتأكد من الدلالة الاحصائية لهذا المعامل - كما اقترحه المؤلف سنة ١٩٦٣ - فقد اعتمد على فكرة الدلالة الاحصائية للفرق بين معامليين حيث نحسب القيمة المتوقعة لهذا المعامل من القانون التالي:

$$\frac{\text{ن} \cdot \text{ن}'}{\text{ن} + \text{ن}'} = \text{القيمة المتوقعة}$$

حيث ن هي العدد الكلي للمجموعتين (الداخلية والخارجية)

$\text{ن}'$ هي عدد الجماعة الداخلية .

كما يحسب الخطأ المعياري لهذا المعامل من القانون التالي:

$$\sqrt{\left(\frac{\text{ن}}{(\text{ن} + \text{ن}') \cdot \text{ن}'} \cdot \frac{\text{ن}'}{\text{ن} + \text{ن}'} \right) \cdot \frac{\text{ن}'}{\text{ن} + \text{ن}'}}$$

بعد ذلك نقسم الفرق بين القيمة المتوقعة والقيمة الحقيقية له على قيمة الخطأ
المعياري، وعليه يقارن الناتج بمستوى الدلالة الإحصائية حيث تكون القيمة ١,٩٦ عند
٠,٠٥ ، ٢,٥٨ عند ٠,٠١ .

المراجع:

١- سعد عبد الرحمن، السلوك الإنساني تحليل وقياس المتغيرات مكتبة الفلاح
١٩٨٣،

٢ - فؤاد البهي، سعد عبد الرحمن، علم النفس الاجتماعي رؤية معاصرة
١٩٩٩ دار الفكر العربي.

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 الإبداع	٩٧ / ١١٢٨
I. S. B. N الترقيم الدولى	977 - 10 - 1064 - 6

القياس النفسي ▶

النظرية والتطبيق