د . جويدة عميرة

التحليل الإحصائم

فمه البحوث الإجتماعية





Seli

الناشر: [القاهرة]: جوانا للنشر والتوزيع، الناشر: 182 ص.: إيض. ، 24 سم.

المقدمة:

إن بداية ظهور علم الإحصاء ونشأته كانت مع ظهور التعدادات والإحصاءات التي كانت تهم الحكومات والمؤسسات الإدارية في الدول والمماليك.و كانت متمثلة في إحصاء السكان والجنود والحيوانات والأملاك و الممتلكات والغلال والمزارع.

ثم بدأ الإحصاء يتطور تدريجيا عبر العصور حتى نهاية القرن التاسع عشر وبداية القرن العشرين. أين شهد قفزة نوعية، إذ تطور تطورا هائلا بفضل جهود العديد من علماء الرياضيات، وأصبح اليوم علم مشترك لكافة الفروع والتخصصات العلمية الدقيقة منها والاجتماعية، ذلك لأنه العلم الذي يحاول تحليل و استخراج النتائج الرياضية من خلل دراسة الظواهر المختلفة.

إن الهدف من هذا الكتاب هو توضيح مختلف المراحل التي يمر بها البحث الإحصائي في العلوم الاجتماعية، وعليه فقد تضمن سبعة فصول:

الفصل الأول: خصصناه للجانب المنهجي وكمدخل للإحصاء الوصفي حيث بلورنا فيه تعريف الإحصاء ونشأته. كما صغنا فيه مصادر جمع البيانات الإحصائية وأساليب جمعها، كما تطرقنا إلى طرق اختبار العينات.

الفصل الثاني: ارتأينا فيه الحديث عن التوزيعات التكرارية باختلافها البسيطة و المزدوجة و المفتوحة،...الخ. وللاستفادة أكثر من هذا الفصل لاحظنا أنه لا بد من التطرق إلى كيفية مراجعة البيانات الإحصائية قبل تبويبها في الجداول الإحصائية.

الفصل الثالث: تطرقنا فيه إلى عرض البيانات الإحصائية في الجداول التكرارية وكيفية مقارنتها وقراءتها إحصائيا من جداول مزدوجة بسيطة ذات متغيرين مستقل وتابع، وجداول مركبة مضاعفة التقاطع.

كما تعرضنا في هذا الفصل إلى العرض البياني للبيانات الإحصائية في مختلف أنواع المتغيرات الكمية المتصلة، والمنفصلة وكذا المتغيرات الكيفية.

الفصل الرابع: تعرضنا فيه إلى مختلف مقاييس النزعة المركزية من متوسطات إحصائية منوال، وسيط، الربيعيات، المئينات، العشيرات،...الخ.

الفصل الخامس: شمل هو الآخر مثل الفصل الرابع أنواع المقاييس الإحصائية المستعملة في حالة الجداول البسيطة أي ذات متغير واحد، لكن في هذا الفصل تعرضنا إلى مقاييس التشتت أو التبعثر مثل المدى، الانحراف، المتوسط، التباين، والانحراف المعياري...الخ.

الفصل السادس: وفيه حددنا أهم معاملات الارتباط المستعملة في حالة الجداول المزدوجة، أي ذات متغيرين سواء كان كلاهما متغيرين الكميين معا، كمعامل بيرسون، والائتلاف أو كلاهما كيفيين معا كمامل كارل بارسون،أو أحدوهما كيفي والثاني كمي كمعامل الاقتران، التوافق، لامدا، فاي، سبيرمان،...الخ.

كما توقفنا في هذا الفصل على أشكال الانتشار، وكيفية رسم خطوط الانحدار في جداول بسيطة ومركبة.

الفصل السابع: وكان هذا الفصل فصلا ختاميا حيث رأينا أنه من واجبنا التعرض في مثل هذا الكتاب إلى معامل استقلالية الظواهر كا2.

وفي الأخير نأمل بهذا الجهد المتواضع أن نكون قد أفدنا طلابنا بالقليل مما تعلمناه في كيفية معالجة أي بحث إحصائي في البحوث الاجتماعية.

الفصل الأول ماهية علم الإحصاء

أو لا: مدخل للإحصاء

١- تعريف علم الإحصاء

٢- تاريخ نشأة علم الإحصاء

ثانيا: مصادر جمع البيانات الإحصائية

١ - البيانات الجاهزة

٢ - البيانات الميدانية

ثالثا: أساليب جمع البيانات الإحصائية

١- المسح أو الحصر الشامل

٢- المسح بالعينة

رابعا: طرق اختيار العينة

العينات العشوائية

٢- العينات الغير عشوائية

أولا: مدخل للإحصاء.

١ - تعريف علم الإحصاء.

يلعب الإحصاء دورا بارزا في البحوث الاجتماعية و الإنسانية، إذ يعد الأداة الرئيسية التي يستخدمها المخططون في تخطيطهم.

فالإحصاء غايته استقاء و تسجيل و تفسير المعلومات الكمية، التي يؤثر فيها عددا من الأسباب، فهو عملية جمع المشاهدات المحدودة أو غير المحدودة لدراستها و معرفة خصائصها و صفاتها و الإلمام بنتائجها، و ترتيب هذه النتائج بأشكال عددية حتى يتمكن المخططون من أخذ القرارات في النهاية.

فالإحصاء ما هو إلا أسلوب علمي ينظم التفكير، يعتمد على جمع الحقائق لظاهر معينة تكون محل الدراسة، و تسجيل الأعداد على هيئة بيانات و استخراج المقاييس اللازمة لإظهار النتائج و الاحتمالات بصورة سليمة و واضحة، و الكشف عن المؤثرات التي تتحكم بهذه النتائج و ايجاد العلاقة بينهما، لتوضيح الطرق الأنسب لحل المشكلة المراد دراستها.

ولقد ظهرت أهمية الإحصاء منذ نهاية القرن الثامن عشر مع تقدم مختلف العلوم في مختلف المحالات، حيث توجه بعض الباحثون في وضع القوانين و الاحتمالات و الخوض في ضبط العلاقات بين الأسباب و المسببات في مختلف الظواهر.

أ- الإحصاء لغويا:

كان استخدام الإحصاء عند نشوءه محصورا على الأعمال الخاصة بشؤون الدولة، كما يدل ذلك الأصل اللغوي لاسم هذا العلم statistique الذي هو مشتق من الكلمة اليونانية status أو الإيطالية statista و تعنى كلاهما الدولة السياسية. و معناه مجموعة الحقائق

الخاصة بشؤون الدولة. فمن الطبيعي إذا أن تكون الدولة أول من اهتم بجمع البيانات و ذلك لإدارة شؤون البلاد خاصة في معرفة عدد السكان لأغراض حربية و ضرائبية منا اشرنا اليها سابقا.

ب- الإحصاء في اللغة العربية:

الإحصاء في اللغة العربية يقصد به العد الشامل أو تعداد الأشياء و تصنيفها كعد عدد الواردات، عدد الطلبة...الخ.

ت- الإحصاء كعلم:

هو مجموعة من المناهج و الطرق العلمية المطبقة لاتخاذ أنسب حل لأي إشكال مطروح. و بعبارة أخرى الإحصاء هو مجموعة من المناهج و الطرق العلمية التي من خلالها يمكن للباحث جمع، تنظيم و تلخيص و كذا تحليل المعطيات، مما يسمح له في الأخير إعطاء استنتاج عام للبحث، و بالتالي أخذ موقف معين من الموضوع المدروس.

و كخلاصة الإحصاء هو فرع من فروع الرياضيات يهتم بتصميم التجارب على العينات، بتحليل البيان الإحصائي، و القيام باستقراءات حول مجتمع من القياسات بدءا من المعلومات التي تحويها العينة، فهو بهذا يهتم بتطوير و استخدام أساليب التصميم، التحليل و القيام باستقراء.

٢ - تاريخ نشأة الإحصاء.

تطور علم الإحصاء عبر سنوات طويلة، و ثم ذلك بفضل جهود كثيرة من عدة باحثين اشتغلوا في حقول مختلفة، و من دول عديدة كجاوس gauss من ألمانيا، لابلاس la من فرنسا، كتليه quetlet من فرنسا، كتليه quetlet من بلجيكا، جلتون galton من فرنسا، كتليه

ان فكرة الإحصاء قديمة ترجع إلى البعيد في تاريخ الإنسانية، و قام بتطبيق هذه الفكرة واستخدامها في التدابير السياسة قدماء الصيين منذ أربعة آلف سنة. حيث كانوا يلجئون لجداول تعدادية في زراعتهم، كانت أقرب ما يكون مفهومها لمفهوم الإحصاء في عصرنا الحاضر. كما عرف قدماء المصريين و الإغريق و الرومان و العرب الإحصاء في أوج حضارتهم، حيث أدخلوه في أعمالهم لاسيما العسكرية و الزراعية و السكانية. فمثلا نجد قدماء المصريين قاموا بتعداد سكانهم و ثروتهم واستخدموا النتائج في تنظيم مشروع بناء الأهرام، و كذلك عمل رمسيس الثاني تعدادا للسكان تمهيدا لعملية إقطاع الأراضي و توزيعها على السكان بطريقة عادلة.

لقد كان تطور الإحصاء في القديم تطورا بطيئا حتى القرن العشرين. أين شهد تطورا و تقدما سريعا و هائلا، فصدرت عنه عدة نظريات و قوانين. و كان هذا التطور ملازما لتطور نظرية الاحتمالات في الرياضيات، إذ لم يأخذ الإحصاء هذا الشكل الجديد إلا عبر إسهامات العديد من الخبراء كبسيلولي ليكا pacioli luca، كبلر patioli العديد من الخبراء كبسيلولي ليكا pacioli النوين قاموا بتطوير نماذج الاحتمالات عبر التاريخ وهائلات عبر التاريخ الحقيقي لنظرية الاحتمالات. كما لا ننسى إسهامات باسكال بلاز B.pascal، فرمات الحقيقي لنظرية الاحتمالات. كما لا ننسى إسهامات باسكال بلاز F.gauss و لابلاس المواود و فريدريك جاوس F.gauss و لابلاس المواود و المدريك المدين سنة ١٨٠٠-١٨٢٠.

لقد ظهر الاهتمام الكبير بتطبيق النظريات و الطرق الإحصائية في مجال العلوم الاجتماعية و الإنسانية على يد كيتليه عالم الفلك الاجتماعي، الذي بين إمكانية استخدام الاحتمالات و الإحصاء لوصف و تفسير الظواهر الاجتماعية و الاقتصادية، و قدم مساهمات هامة في الطرق الإحصائية في تنظيم إدارة الإحصاءات الرسمية، كما قدم طريقة القياس في الأنتروبولوجيا.

فحين قدم جالتون نظريته في تطبيق الطرق الإحصائية في علم النفس و وضع بذلك أساس علم القياس النفسي، واهتم كذلك كارل برسون K.pearsan و سبيرمان بدارسة الارتباط و الانحدار بين المتغيرات و كذا وضعوا أساس التحليل العاملي.

و من جهة أخرى اهتم فيشر fischer بالتقديرات و وضع بذالك نظريته حولها. شأنه شأن كارل برسون و نيمان neyman اللذان وضعا نظريتهما حول اختبار الفروض، لهذا يعد كل من الثلاثي (فيشر و كارل برسون و نيمان) من مؤسسي المنهج الاستقرائي في الإحصاء الذي يعرف حاليا بالاتجاه الكلاسيكي الذي يعتمد على البيانات المجمعة من العينات فقط.

و هكذا ارتبط علم الإحصاء بالعلوم المختلفة الأخرى زيادة عن علم الاجتماع و علم النفس، كعلم الفلك، علم الاقتصاد، علم السياسة، التجارة... الخ. و منذ هذا التاريخ أخذ هذا العلم سبله نحو الأبحاث المتنوعة و التخصصات المتشبعة. كالإحصاء الحيوي، الاجتماع الرياضي، علم النفس الرياضي، القياس النفسي، القياس التربوي، علم الاقتصاد الإحصائي، الإحصاء السكاني...الخ.

و أصبح مجال استعماله واسعا عند السياسيون الختبار آراء شعوبهم، و المخططون لوضع مشاريعهم، و الأطباء لمعرفة أنجع أدويتهم...الخ.

ثانيا: مصادر جمع البيانات الإحصائية.

ذكرنا في تعرف الإحصاء سابقا أن عمل الباحث يبدأ بجمع المعطيات الإحصائية، وهي الخطوة الأولى التي يقوم بها لأنها أساس بحثه. و منه فيمكن أن نعتبر هذه المرحلة من أهم المراحل التي يمر بها البحث الإحصائي، باعتبار أنه ليس لنتائج التحليل الإحصائي أية قيمة إذا لم تكن البيانات الإحصائية التي قام بتحليلها قد جمعت بشكل صحيح. و لذلك فمهما بذل من جهد و عناية في استخدام أحسن الأساليب الإحصائية لا يمكن أن تعوضه عن عدم صحة جمع البيانات التي اتخذت أساسا للدراسة الإحصائية. و يمكن الحصول على هذه البيانات من مصدرين أساسيين هما:

١ – البيانات الجاهزة / المصادر الغير مباشرة.

من خلال هذه البيانات يستطيع الباحث التعامل مع مادة سبق جمعها عن ظاهرة ما، و باستطاعته الرجوع إليها و أخذ المعلومات المراد التحقق منها، كسجلات التلاميذ في الثانوية و الجامعات، ملفات المرضى في المستشفيات، التقارير الرسمية التي تصدرها المؤسسات الصحية، التعليمية، الاقتصادية، الحكومية...الخ. و التي تحتوي على بيانات تتعلق بالسكان و نوعهم و حجمهم، مهنتهم و مستواهم التعليمي...الخ.

فمن خلال هذه البيانات يستطيع الباحث التعامل مع مادة سبق جمعها إلا أن هذا النوع من البيانات يعتريه نقصا كبيرا بحيث تجمع هذه البيانات عادة لأغراض مختلفة تماما عن أغراض الدراسة المراد البحث فيها.

لذلك فإنها لا تعطي المعلومات المطلوبة و الكافية لغرض الدراسة، كما أنه ليس لدى الباحث أية رقابة كافية على مدى صحة المعلومات.

فمثلا إذا كنا بصدد دراسة أسباب وفيات الأمهات، فمصدر الدراسة في هذه الحالة هو ملفات النساء المتوفيات. تلك الملفات تحتوي على بيانات سبق جمعها من طرف الأطباء. فنجد فيها بيانات حول سنهن، مدة حملهن، رتبة المولود، و تفصيلا شاملا عن التشخيص الطبي لسبب الوفاة...الخ. إلا أن الباحث في العوم الاجتماعية يحتاج معرفة بالإضافة إلى هذه المعلومات بيانات أخرى حول المحيط الاقتصادي والاجتماعي للأم المتوفية، مثلا مستواها التعليمي، مستواها المعيشي، دخل الأسرة، مكان السكن...الخ. و التي قد لا تتوفر في الغالب بهذه الملفات.

٢ - البيانات الميدانية / المصادر مباشرة.

كثيرا ما يجد الباحث في العلوم الاجتماعية والإنسانية بأن البيانات الإدارية غير ملائمة لغرض دراسته لأنها غير مكتملة و لا تجيبه عن تساؤلاته فيلجا في هذه الحالة إلى جمع البيانات بنفسه من ميدان بحثه فهي بيانات غير شاملة في الغالب لأنها تخص مجموعة صغيرة فقط من أفراد المجتمع الإحصائي: فيحصل على بيانات من مصدرها الأصلى ذلك عن طريق الاتصال بمفردات وحدته الإحصائية إما مباشرة من خلال توجيه

الأسئلة على مجتمع بحته، و إما عن طريق المقابلة الشخصية للبحوث أو عن طريق إرسال الاستمارات التي تحوي على مجموعة من الأسئلة التي تخدم أهداف البحث. لهذا فهناك عدة طرق يتم من خلالها جمع البيانات الإحصائية، هذه الطرق تختلف باختلاف موضوع البحث، و الإمكانيات المادية و البشرية المتاحة لدى الباحث.

ثالثا: أساليب جمع البيانات الإحصائية.

هناك أسلوبان أو طريقتين لجمع البيانات

١ - الأسلوب الأول / المسلح أو الحصر الشامل.

ويقصد به إدخال كل مفردات المجتمع الإحصائي المعني بالدراسة دون استبعاد أي فرد منه. تستعمل غالبا هذه الطريقة في المجتمعات الإحصائية مجهولة المعالم والتي تتطلب جمع بيانات شاملة عن كل فرد من أفراد مجتمع الدراسة حتى يتمكن من تحديد خصائصه و معالمه بكل دقة. إلا أن مثل هذا الأسلوب لجمع البيانات يحتاج إلى وقت وجهد كبيرين.

٢_ الأسلوب الثاني/ المسح بالعينة.

هو عملية جمع البيانات عن جزء ممثل للمجتمع الإحصائي يعرف اصطلاحا بالمجتمع الإحصائي المرجعي، فالعينة إذا هي جزءا من السكان المعنيين بالدراسة و البيانات التي تجمع عنها تنطبق على ذلك المجتمع، و هي تمثل نسبة مئوية منه. و قد نأخذ بأسلوب العينة في الأبحاث حتى نتغلب على الصعوبات و عيوب الحصر الشامل حيث يهدف هذا الأسلوب بدراسة عدد محدود من الأفراد المعنيين بالدراسة بصورة أفضل من خلال جمع معلومات دقيقة و كثيرة عن كل فرد و بالتالي يمكن التحصل على نتائج ذات دقة أفضل و بتكاليف أقل و وقت أقصر.

رابعا: طرق اختيار العينة.

يمكن تصنيف العينات إلى عينات عشوائية و غير عشوائية.

١- العينات العشوائية.

فالعشوائية هي التي يكون إطار معاينتها محددا و موجودا. و هي تلك العينات التي تسحب بأسلوب عشوائي لهذا فكل قوانين الاحتمالات تطبق عليها، و فيها يكون لكل فرد من أفراد الوحدة الإحصائية فرصة للظهور ضمنها ومن أنواعها نجد العينة العشوائية البسيطة، العينة المنتظمة، العينة الطبقية و العينة العنقودية...الخ.

٢- العينات الغير عشوائية.

و يدعى هذا النوع من العينات أحيانا بالعينات الشخصية ويتم الحصول على البيانات في هذا النوع من العينات بطريقة غير عشوائية، وبالتالي لا يمكن تطبيق قوانين الاحتمالات و الاستدلال الإحصائي عليها. و فيها يتعمد الباحث أن تكون عينته متكونة من وحدات معينة لاعتقاده أنها تمثل المجتمع الإحصائي الأصلي، لهذا عند استعمال هذا النوع من العينات أن نكون لى قدر كبير من التحفظ على النتائج المستخلصة في تعميمها. ومن أنواعها نجد عينة الحصص، عينة الكرة الثلجية و العينة العرضية...الخ.

الفصل الثاني

البيانات في علم الإحصاء

أولا: مراجعة و تبويب البيانات الإحصائية

ثانيا: التوزيعات التكرارية

١- بعض التعريفات الأساسية في الإحصاء

٢- تبويب التوزيع التكراري البسيط

٣- تبويب التوزيع التكراري المزدوج

٤- التوزيع التكراري المنتظم و غير المنتظم

٥- التوزيع التكراري المفتوح و المغلق

٦- التوزيع التكراري المتجمع

٧ - تمرينات محلولة حول الفصل الأول و الثاني.

أولا: - مراجعة و تبويب البيانات الإحصائية.

بعد الانتهاء من عملية جمع البيانات من الميدان تأتي المرحلة الثانية من مراحل البحث الإحصائي، و هي عملية فرز و مراجعة و تدقيق الاستمارات لتأكد من أن كل سؤال في الاستمارة قد أجيب عليه. كذلك لفحص ما إذا كانت المعلومات التي أذلي بها المبحوث خاطئة أو ناقصة أو متناقضة، ثم يقوم الباحث بإرجاعها إلى الميدان لتصحيحها أو إلغائها إن تعذر له ذلك.

و بعد الانتهاء من هذه المرحلة تأتي المرحلة الثانية و هي مرحلة الترميز المسبق للاستمارات. و فيها يقوم الباحث بوضع رموز عددية في الخانة المتروكة في هامش الاستمارة، ذلك الترميز يمثل رقم احتمال الإجابة في السؤال و كمثال على ذلك ترميز السؤالين التالين في الاستمارة:

			? ر	مستواك التعليمي	ً - ما هو	س ۱
٣	٥- جامعي 🛘	٤- ثانوي 🏻	- متوسط 🗵	' – ابتدائي 🗖 ۳–	أمي 🛘 ٢	-1
				حالتك المدنية ؟	ما هي .	س ۲
۲		٤- مطلق □	٣- أرمل □	۲- أعزب ⊠	منزوج□	-1

و بعد الانتهاء من هذه العملية أي ترميز الأسئلة. سؤالا بعد الآخر نقوم بإعطاء أرقاما تسلسلية للاستمار ات.

فالباحث بعد أن يجمع بيانات موضوع دراسته يستحيل عليه أن يستوعب هذه البيانات على ماهي ليه دون أن يضعها في صورة مبسطة يسهل معها دراستها. فيقوم بترميز الأسئلة ثم يقوم بتفريغها في جدول التفريغ البياني. بحيث يقسم هذا الجدول إلى صفوف و أعمدة فيتبث على العمود الأول أرقام الاستمارات أو المبحوثين و في الأعمدة المتبقية أرقام الأسئلة كما هو مبين في الجدول التالى:

س	س	س	س	س	رقم السؤال
ن	٤	٣	۲	,	رقم الاستمارة
					١
					4
					٣
					ن

إذا كان حجم العينة صغيرا يتم تفريغها يدويا على الجدول السابق، أما إذا كان حجمها كبيرا فيمكن الاستعانة بالآلات التي تعتمد على نظام البطاقات المثقبة سابقا و الأقراص الممغنطة و الأشرطة حاليا، مثلا باستعمال حزمة البرامج الجاهزة أو ما يسمى بالحقبة الإحصائية للعلوم الاجتماعية SPSS و هذا طبعا بعد تتقيح و تصحيح و إعطاء نماذج الإجابات.

ثانيا: التوزيعات التكرارية.

التوزيع التكراري هو عبارة عن توزيع البيانات المأخوذة عن ظاهرة معينة على الفئات. بحيث تقع كل مفردة في فئة واحدة فقط تكون متجانسة فيما بينها. أي مع المفردات الأخرى في نفس الفئة. أما إذا كان عدد البيانات صغيرا فإنه يمكننا بناء جدول تكراري بترتيب البيانات إما تصاعديا أم تنازليا حتى نصل إلى أعلى قيمة للبيان.

ولوضع البيانات في جدول تكراري، نرسم جدولا ذو ثلاث أعمدة، يمثل العمود الأول المتغير المدروس، العمود الثاني لوضع جدولة البيانات و العمود الثالث لوضع التكرارات.

ثم نعود إلى البيانات الأصلية من جدول التفريغ البياني و نأخذها واحدة تلوى الأخرى في ترتيب تصاعدي أم تتازلي في العمود الأول، و نضع علامة بالعمود الثاني في الجدول لكل مفردة أمام الفئة التي تنتمي إليها المفردة، و منعا لاختلاط العلامات ببعضها البعض، و تفاديا لصعوبة عدها عند الانتهاء من وضعها يستحسن أن نضعها في شكل مجموعات. كل منها متكونة من خمسة علامات أربعة عمودية و الخامسة تقطع الأربعة جميعها، فتصبح العلامات على شكل حزم IIII أو على شكل مربع و الخامسة تقطع المربع في النصف كل

خط في المربع يدل على مفردة. و بهذا يسهل عد المجموعات في النهاية.

و عند الانتهاء من عملية وضع العلامات / الجدولة يقوم الباحث بملأ العمود الأخير بعدد العلامات الموجودة في كل فئة. و في الأخير نقوم بجمعها كلها لنحصل على المجموع العام و هو التكرار الكلي الذي يمثل مجموع العينة.

١-بعض التعريفات الأساسية في الإحصاء.

- المتغير: المتغير هو عبارة عن صفة أو ميزة بإمكانها أن تأخذ على الأقل قيمتين أي تتغير من حالة إلى أخرى، و المتغير عبارة عن رمز مثل السن، المستوى التعليمي...الخ. و الذي يمكن أن يأخذ عدة قيم و التي تسمى بمجال المتغير.

و المتغير نظريا يمكنه أن يكون كمي و يأخذ جميع القيم بين حدي مدى التغير و يسمى هذا النوع متغيرات كمية مستمرة أو متصلة variables continues. مثل متغير السن، الوزن، الطول...الخ. فسن المبحوث يمكن أن يكون ١٩ سنة ٨ أشهر و ٤ أيام و طوله متر و ٧٥ سنتم.

و على العكس من ذلك يوجد نوع آخر من المتغيرات الكمية لا يمكن بطبيعتها أن تأخذ جميع القيم التي تقع في حدود مدى التغير. كعدد الأطفال في الأسرة الذي يأخذ القيم التالية: طفل، طفلين، ثلاث أطفال... الخ. أو عدد الغرف في البيت التي تأخذ القيم التالية: غرفة، غرفتين، ثلاث غرف... الخ.

أي أنه لا يمكن أن نتحصل على طفل و ربع في الأسرة مثلا، أو طفلين و نصف... الخوهذا النوع من المتغيرات يدعى بالمتغيرات الكمية المنفصلة.

كما يوجد نوع آخر من المتغيرات غير قابلة للقياس أي لا تخضع للتكميم تسمى بالمتغيرات الكيفية variables qualitatives.

أما من ناحية علاقة المتغيرات ببعضها البعض فهي تنقسم عادة إلى متغيرات حرة / مستقلة و هي المسببة في وجود الظاهرة، و متغيرات تابعة و هي نتيجة المتغيرات المستقلة أو هي الظاهرة المدروسة نفسها، وقد يكون تأثير المتغيرات المستقلة بالمتغيرات التابعة تأثيرا مباشرا أو تأثير بواسطة. و عليه فقد يكون لدينا متغيرات آخرى و هي عبارة عن متغيرات وسيطة حاملة لفعالية المتغيرات المستقلة نحو المتغيرات التابعة و تسمى بالمتغيرات الرائزة variables testes.

- التكرارت: يرمز لها برمز $\ddot{\mathbf{r}}$ أو $\dot{\mathbf{r}}$ و هي عدد المرات التي ظهرت فيها المفردات المصنفة ضمن مجال فئة معينة.
- الفئة: هي مجموعة من قيم المفردات المصنفة و المحصورة بين الحدين أدنى و أعلى. يسمان بحدي الفئة. وحد الفئة يختلف عن حد مجال التوزيع التكراري إذ أن الحد الأدنى له هو الحد الأول للفئة الأولى وحده الأعلى هو آخر حد للفئة الأخيرة.
 - مجال الفئة: هو الفرق بين أعلى و أدنى حد في الفئة.
- عدد الفئات: إذا كانت العينة أكثر من ١٠٠٠ وحدة إحصائية فنستخدم قاعدة سترجس sturges

عدد الفئات = ۱ + ۳,۳۲۲ لغ ن

حيث ن هو عدد العينة / حجم العينة

و على الباحث بعد ذلك تحديد طول الفئات عن طريق المعادلة التالية:

الفرق بين أكبر و أصغر قيمة في البيانات طول الفئة =

عدد الفئات

و بذلك تكون الفئات متساوية الطول و إذا حدث و نتج عن المعادلة السابقة كسورا عشرية فيجب تقريبها إلى رقم صحيح. مثلا نحصل على طول فئة يساوي ٥,٧٣ فلا بد في هذه الحالة من تقريبها إلى طول فئة مقدارها ٦. أما إذا وجدناها تساوي مثلا ٥،٤٣ فنقربها الى رقم ٥.

هذا يعني أن عملية التقريب تعتمد على العدد الذي يأتي بعد الفاصلة، فإذا كان أكبر من ٥ نقرب الرقم إلى الرقم اللحق له و إذا كان أقل من ٥ نحتفظ بالرقم الصحيح الذي هو قبل الفاصلة.

كما وضع ستر جس صيغة أخرى في مثل هذه الحالة و هى:

مثال: إذا كانت لدينا عينة تتألف من ٥٠ تكرار و أردنا تصنيفها بهذه الصيغة، نبحث أو لا عن اللوغاريتم العشري للعدد ٥٠ الذي يساوي ١,٦٩٩ و باستبدال الرموز بقيمتها نجد:

عدد الفئات =
$$\frac{1.699 \times 10}{3}$$
 + $\frac{1}{3}$ = $\frac{1.699 \times 10}{3}$ عدد الفئات = ۲

أما إذا كان حجم العينة أقل من ١٠٠٠ وحدة فحينئذ على الباحث استعمال قاعد بول pule

$$\sqrt{\sqrt{\dot{\upsilon}}}$$
 ۲,0 = عدد الفئات

حيث ن دائما تبقى تمثل حجم العينة.

ثم نقوم بالبحث عن طول الفئة كما في الطريقة السابقة.

و بما أن العدد الأمثل الفئات لا يرتبط فقط بحجم مفردات العينة فقط، بل كذلك بالمدى المطلق. و هو الفرق بين أعلى قيمة و أقلها في سلسلة البيانات الإحصائية. و الذي نختاره لهذه العينة، لهذا كلما كان صغيرا كلما زاد عدد الفئات و العكس صحيح.

فمثلا لدينا عينة متكون من ٣٠٠ وحدة إحصائية أصغر سن وجدناه عندها هو ٢٠ سنة و أكبر سن ٩٥ سنة.

فإن المدى المطلق لهذه للعينة هو ٩٥ - ٢٠ = ٧٥ سنة

فإذا أردنا أن نصنفها في ٨ فئات فإن مجال كل فئة سيكون مساويا إلى:

 $\frac{75}{8}$ = 9,77 سنة أي تقريبا 9 سنة. و بضرب هذا العدد أي مجال الفئات في عددها \times + \times

و هذا الرقم المتحصل عليه لا يغطي المدى المطلق لكل الفئات الذي يساوي ٧٥ سنة لذلك نختار تصنيف أخر و ليكن مثلا عدد الفئات متكون من ٧.

فمجال الفئة سيكون $\frac{75}{7} = 1.7,71 \approx 11$ سنة و بضرب هذا العدد بعدد الفئات نجد: $\times 7 = 7$ سنة.

أي أن ٧٧ سنة أكبر من ٧٥ سنة الذي يمثل المدى المطلق لذلك نأخذ هذا التصنيف. و بالتالي يكون تصنيف بيانات هذه العينة هو٧ فئات ذات الطول مجال كل فئة ١١ سنة كالتالي ٢٠- ٣٠، ٣١ - ٤١، ٤١ – ٥٠....الخ

و هنا يجب أن نفرق بين ما يعرف بالحدود الفعلية لكل فئة chaque classe و هي الأصغر قيمة نظرية و أكبرها لمتغيرات هذه الفئة بحيث تكون نهاية الفئة السابقة هي بداية الفئة التالية لها. فالحدود الفعلية لفئة ٢٠ – ٣٠ هي 1٩٫٥ – ٢٩٫٥ أي أن ١٩٫٥ هو الحد الفعلي الأدنى للفئة و ٢٩,٥ هو الحد الفعلي الأعلى للفئة.

- مركز الفئة: مركز الفئة هو مجموع حدي كل فئة تقسيم اثنين

$$75,0 = \frac{29.5 + 19.5}{2}$$
 فهو $79,0 - 19,0$ لفئة الفعلي للفئة الفعلي للفئة الفعلي الفئة الفغلي الفئة الفعلي الفئة الفغلي الفغلي الفؤلي ا

٢- تبويب التوزيع التكراري البسيط.

المثال الأول: التوزيع التكراري في حالة البيانات الكيفية.

لدينا البيانات التالية التي تبين توزيع ٤٠ مبحوث حسب مستواهم التعليمي المطلوب تلخيصها و تبويبها في جدول توزيع تكراري بسيط.

جامعي، ابتدائي، ابتدائي، أمي، ابتدائي، جامعي، ثانوي، ابتدائي، أمي، ثانوي، متوسط، ابتدائي، متوسط، متوسط، جامعي، ابتدائي، أمي، متوسط، أمي، ثانوي، أمي، متوسط، أمي، ثانوي، أمي، ثانوي، أمي، ثانوي، أمي، ثانوي، أمي، ابتدائي، جامعين ابتدائي، جامعين ابتدائي، أمي، أمي، أمي، أمي، أبتدائي، أمي، أبتدائي، ثانوي، أمي، ابتدائي.

التكرارات	الجدولة	المستوى
		التعليمي
11	I IIII IIII	أمي
١٢	II I III IIII	ابتدائي
٥	1111	ابتدائي متوسط
٧	II IIII	ثانو ي
٥	1111	ثان <i>و ي</i> جامعي
٤٠		المجموع

المثال الثاني: التوزيع التكراري في حالة البيانات الكمية البيانات التالية تبين سن ٨٠ مسن في دار العجزة و المطلوب تبويبها في جدول توزيع تكراري.

٩٣	٧٦	۸۸	٦٢	٩.	٦٨	٨٢	٧٥	٨٤	٦٨
٧٥	٨٥	٥٩	٧١	٩٣	٦.	٧٣	۸۸	٧٩	٧٣
٧ ٢	٦٣	٧٨	90	٦٢	٧٤	۸٧	٧٥	٦٥	٦١
٦.	٦٨	٧٤	٦٩	٧٧	9 £	۷٥	۸۲	٧٨	77
٧١	۸۳	٧٩	٦.	90	٧٥	٦١	٨٩	٧٨	97
۷٥	٧١	٦٥	٧٦	٨٥	٧٨	٩٧	٦٧	٦٢	٧٩
٧٤	٥٣	٧٦	٦٢	٧٨	۸۸	٥٧	٧٣	۸۰	٦٥
٧٧	۸٥	۷٥	٧٦	٦٣	٧٢	۸١	٧٣	٦٧	٨٦

أول شيء نقوم به قبل التبويب هو ترتيب البيانات إما تصاعديا إما تنازليا، وليكن مثلا تصاعديا.

٦٢	٦٢	٦١	٦١	٦.	,	٦.	٥٩	٥٧	٥٣
٦٧	٦٧	٦٦	٦٥	٦٥	٦٥	٦٣	٦٣	٦٢	٦٢
٧٣	٧٢	٧٢	٧١	٧١	٧١	٦٩	٦٨	٦٨	٦٨
۷٥	۷٥	۷٥	۷٥	٧٤	٧٤	٧٤	٧٣	٧٣	٧٣
٧٨	٧٧	٧٧	٧٦	٧٦	٧٦	٧٦	۷٥	٧٥	٥٧
۸۲	۸١	۸۰	٧٩	٧٩	٧٩	٧٨	٧٨	٧٨	٧٨
۸۸	۸۸	۸٧	٨٦	٨٥	۸٥	۸٥	٨٤	۸۳	٨٢
٩٧	97	90	90	9 £	۹ ۳	٩٣	٩.	۸۹	۸۸

فإذا أردنا أن نصنفها إلى ٦ فئات مثلا فإن مجال كل فئة سيكون

$$\xi \Upsilon = 7 \times V \approx 7$$
و بضرب هذا العدد بعدد الفئات نجد $\xi \Upsilon = 7 \times V \approx 7$

التكرارات	الجدولة	فئات السن
١	1	. 0 – 70
١٣	III ## ##	۲۳ – ۵۷
١.	IIII IIII	٧٠ – ٦٤
۲٥	 	VV - V1
١٤	HH HH HH	Λ £ — Υ Λ
1.		91-10
٧	HH HH	۹۸-۹۲
۸۰	II HH	المجموع

ملاحظة: هناك بعض المتغيرات أين عدد فئاتها و أطوالها متفق عليه عالميا كسن خصوبة المرأة الذي يتراوح ما بين ١٩ – ٤٩ سنة.

و الذي يكون مقسما في فئات خماسية عددها V. وكذا تقسم وفيات الأطفال الرضع أين الفئة الأولى مداها ما بين V - V أيام، الفئة الثانية V - V يوما، والفئة الثالثة V - V يوما.

٣- تبويب التوزيع التكراري المزدوج.

إلى جانب عملية تفريغ البيانات السابق الإشارة إليها أي ذات متغير واحد فإنه يمكن تفريغ البيانات في جداول مزدوجة حيث تؤدي العملية السابقة إلى جدول بسيط ذو متغير واحد فقط.

و لإجراء عملية تفريغ البيانات في جدول مزدوج أي يربط بين متغيرين اثنين نقوم برسم جدول ذي أعمدة و صفوف، يوضع على العمود الأول صفات المتغير الأول بينما يختص العمود الأفقي بوضع قيم المتغير الثاني، ثم نقوم بعملية تفريغ البيانات بطريقة الحزم التي أشرنا إليها سابقا.

في مثل هذه الحالة لا يمكن اختصار البيانات بواسطة التوزيع التكراري العادي، حيث يكون لدينا نوعان من البيانات، فإذا حاولنا اختصار كل منها في توزيع خاص بها فسوف يكون لدينا توزيعان مختلفان منفصلان عن بعضها. الأمر الذي لا ساعدنا في دراسة العلاقة بين المتغيرين، لهذا نحاول تبويبها في جدول واحد هو جدول توزيع تكراري مزدوج.

فمثلا لدينا البيانات التالية حول سن المرأة المنجبة و مستواها التعليمي و نريد ربط العلاقة بينهما.

المستوى	السن	المستوى	السن	المستوى	السن	المستوى	السن	المستوى	السن
التعليمي		التعليمي		التعليمي		التعليمي		التعليمي	
جامعي	٣٦	أمي	47	ابتدائي	۳.	أمي	۲٥	ثانوي	۱۹
ثانوي	**	أمي	١٦	ٿانو ي	**	ابتدائي	٣٠	متوسط	۲.
ثانوي	١٨	متوسط	۲۳	أمي	۳.	متوسط	٣٢	ابتدائي	١٦
ابتدائي	10	متوسط	47	جامع <i>ي</i>	**	متوسط	٣٥	متوسط	۲.
جامعي	47	ٿانو ي	19	أمي	٣٥	متوسط	۲.	جامع <i>ي</i>	**
متوسط	٤.	جامع <i>ي</i>	٣.	ٿانو ي	* *	متوسط	44	ثانوي	70
		أمي	٤٩	أمي	٤٥	جامعي	٣٥		

عملية تفريغ البيانات في هذا الجدول المزدوج تكون على الشكل التالي:

المجموع	جامعي	ثانوي	متوسط	ابتدائي	أمي	المستوى
						السن
٦		III		II	I	19 - 10
ź		I	III			7 £ — 7 •
١.	II	III	III		II	79 — 70
٦	II		1	II	I	Ψ£ — Ψ·

ŧ	II		I		I	٣٩ – ٣ 0
1			ı			£ £ - £ .
۲					II	£9 — £0
٣٣	٦	٧	٩	٤	٧	المجموع

٣- التوزيع التكراري المنتظم والغير المنتظم.

في بعض الأحيان تكون البيانات منفصلة في جزء و مجملة في جزء آخر من المجموعة. و في مثل هذه الحالة لا يمكن عمل فئات متساوي، لأن بعض الظواهر يصبح معها استخدام الفئات غير المنتظمة أكثر ملاءمة لعرض الظاهرة، مثل ذلك دراسة ظاهرة وفيات الأطفال الرضع.

و بعبارة أخرى إذا كان مدى الفئات في التوزيع التكراري متساويا في جميع الفئات فإن التوزيع يكون منتظما والعكس صحيح، أي عندما لا تكون أطوال الفئات متساوية في جميع الفئات فنقول أنه توزيع غير منتظم.

مثال عن التوزيع التكراري المنتظم.

الجدول التالى يبين توزيع سن مجموعة من النساء المستعملات لوسائل منع الحمل.

التكرارات	السن
١.	19 - 10
١٦	Y £ - Y •
10	79 - 70
۳.	Ψ£ - Ψ·
١٨	79 - 70
10	£ £ - £ .
١.	19 - 10
111	المجموع

فطول الفئة في هذا الجدول هي ٥ في جميع الفئات و بالتالي فالجدول التكراري منتظم.

مثال عن التوزيع التكراري الغير منتظم. الجدول التالي يبين توزيع وفيات الأطفال الرضع

التكر ار ات	فئات السن
١٨	۰ – ۷ أيام
19	۸ – ۲۷ یوما
٣٣	۲۸ – ۳۲۵ یوما
٧٠	المجموع

في هذا الجدول نلاحظ أن فئاته غير متساوية الطول. فالفئة الأول طولها ٧ أيام والفئة الثانية طولها ٢٠ يوما و الأخيرة طولها ٣٣٨ يوما.

و في هذه الحالة أي حالة التوزيعات التكرارية الغير متساوية نحتاج إلى تعديل التكرارات أي نقوم بحساب التكرار المعدل وفق العلاقة التالية:

التكرار المعدل = تكرار الفئة الأصلية طول الفئة

و لتوضيح هذا نقوم بتعديل تكرارات الفئات السابقة في الجدول التالي.

التكرار	طول	التكرار	فئات السن
المعدل	الفئة	الأصلي	
۲,٥٧	٧	١٨	۰ – ۷ أيام
٠,٩٥	۲.	١٩	۸ – ۲۷ یوما
٠,٠٩	77	٣٣	۲۸ – ۳۲۵ یوما
		٧٠	المجموع

ملاحظة: في حالة الجداول الغير منتظمة نقوم إذا بتعديل التكرارات ثم نعمل بها في جميع المقاييس الإحصائية، ماعدا في حالة المتوسط الحسابي لأنه ما يهمنا فيه هو مركز الفئة وليس طولها.

٥- التوزيع التكراري المفتوح و المغلق.

التوزيع التكراري نوعان:

الأول: مغلق و هو ما عرف و حدد حدا فئتيه العليا و السفلى معا. و في هذا النوع من الجداول تكون العمليات الحسابية أسهل، لأننا نحتاج في الغالب إلى مراكز الفئات و يمكن حسابها منه، و مثل ذلك الجدولين السابقين.

ففي الجدول الذي يبين توزيع سن النساء المستعملات لوسائل الحمل منع الحمل، نجد أن الحد الأدنى للفئة الأولى في الجدول معين و معلوم و قدر بـ ١٥ سنة، كذلك الحد الأعلى في الفئة الأخيرة للجدول محدد و قدر بـ ٤٩ سنة.

الثاني: مفتوح و هو ما لم يتعين و يحدد حده الأعلى أو الأدنى أو كلاهما معا.

المثال الأول: جدول مفتوح من طرفه الأدنى.

الجدول التالي يبين مدة إقامة ٧٠ مريض بالمستشفى.

التكر ار ات	المدة
٣	<u>أقل من</u> ٥ أيام
٧	1 7
١٨	10 - 11
10	۲۰ – ۱۶
١٢	Y0 - Y1
10	۳۰ – ۲۲
٧.	المجموع

المثال الثاني: جدول مفتوح من طرفه الأعلى أين تكون نهاية الفئة الأخيرة للجدول غير محددة كمايلي:

التكر ارات	المدة
٣	0 - 1
٧	۱۰ – ۲
١٨	10 - 11
10	۲۰ – ۲۱
١٢	70 - 71
10	٢٦ يوما <u>فأكثر</u>
٧.	المجموع

المثال الثالث: جدول مفتوح من كلا طرفيه أي أن الفئة الأولى غير محددة و نهاية الفئة الأخيرة غير محددة هي الأخرى كما هو موضح فيما يلي:

التكرارات	المدة
٣	أقل من ٥ أيام
٧	1 7
١٨	10-11
10	7 17
1 7	70 - 71
10	أكثر من ٢٦ يوما
٧٠	المجموع

٦ - التوزيع التكراري المتجمع.

في بعض الأحيان نحتاج إلى معرفة عدد المفردات التي تساوي أو تزيد عن قيمة معينة. لهذا فالتوزيع التكراري البسيط لا يمكنه أن يجيبنا بسهولة و بشكل مباشر، و لكي نتمكن من الإجابة على تلك الأسئلة، لا بد من وضع التوزيع التكراري في شكل جديد سنطلق عليه التوزيع التكراري المتجمع.

و الفكرة الأساسية في التوزيع التكراري المتجمع هي تجميع التكرارات أمام الحد الأعلى لكل فئة. و في هذه الحالة يكون التوزيع التكراري متجمعا صاعدا حيث أن التكرارات في صعود مستمر. أو تجميع التكرارات أمام الحد الأدنى لكل فئة ابتداء من أسفل التوزيع و في هذه الحالة يكون التوزيع هابط/نازل حيث أن التكرارات في نزول مستمر.

مثال:الجدول التالي يوضح توزيع ١٢٠ مدخن حسب فئات السن ؟

- ما هو عدد المدخنين الأقل من ٧٩ سنة ؟
- ما هو السن الذي يقل عنه ربع $\frac{1}{4}$ أفراد العينة ؟
- ما هو عدد المدخنين الذين يتراوح سنهم ما بين ٨٠ ٩١ سنة ؟
 - ما نوع هذا التوزيع ؟

	ب المتجمع	ري البسيط	التوزيع التكرار		
تجمع النازل	التوزيع التكراري المتجمع النازل		التوزيع التكراري المتجمع الصاعد		
التكرار	الحدود الدنيا	المتكرار	الحدود العليا للفئات	المتكرارا	فئات السن
النازل	للقنات	الصاعد		ت	
١٢.	أكثر من ٤٤ سنة	۲	أقل من ٥٠ سنة	۲	٤٩ - ٤ ١
114	أكثر من ٥٠ سنة	٧	أقل من ٥٦ سنة	٥	00-0
118	أكثر من ٥٦ سنة	١٩	أقل من ٦٣ سنة	١٢	71 -0
1.1	أكثر من ٦٢ سنة	79	أقل من ٦٨ سنة	١.	۲۷ – ۲۰
۹١	أكثر من ٦٨ سنة	£ Y	أقل من ٧٤ سنة	١٣	۷۳ - ۲۷
٧٨	أكثر من ٧٤ سنة	1.1	أقل من ٨٠ سنة	٥٩	V9 -V
19	أكثر من ٨٠ سنة	١٠٨	أقل من ٨٦ سنة	٧	Λο - Λ
17	أكثر من ٨٦ سنة	117	أقل من ٩٢ سنة	٥	۹۱ -۸،
٧	أكثر من ٩٢ سنة	110	أقل من ٩٨ سنة	۲	9 / - 9
٥	أكثر من ٩٨ سنة	17.	أقل من ١٠٤ سنة	٥	1.4-9,
				17.	مجموع

الإجابة:

- عدد المدخنين الأقل من ٧٩ سنة هو ١٠١ مدخن.
- السن الذي يقل عنه $\frac{1}{4}$ أفراد العينة هو 77 سنة.
- عدد المدخنين الذين يتراوح عمرهم ما بين ٨٠- ٩١ سنة هو ١٢ مدخنا.
 - هذا التوزيع هو توزيع تكراري منتظم مغلق و مبوب.
 - ٧ تمرينات محلولة حول الفصل الأول و الثاني.

التمرين الأول:

يبين الجدول التالي توزيع ١٥٧ امرأة حسب الوسيلة التي تستعملها لتنظيم نسلها.

<u>5</u>	الوسيلة المستعملة
٩	الوسائل الكيميائية
٧٩	الوسائل الهرمونية
٤١	الوسائل الميكانيكية
47	الوسائل الطبيعية
104	المجموع

السؤال: ما نوع التوزيع و المتغير؟

الجواب: هذا التوزيع توزيع تكراري بسيط ذو متغير واحد فقط. و هو الوسيلة المستعملة لتنظيم النسل و هو متغير كيفي.

التمرين الثاني:

فيما يلي بيانات حول عدد الأطفال الأحياء و سن ٣٠ امرأة متزوجة في سن الإنجاب ١٩- ٤٩ سنة.

المطلوب:

١- عرض هذه البيانات؟

٢-ما هو نوع الجدول و المتغير؟

عدد الأطفال	السن	عدد الأطفال	السن	عدد الأطفال	السن	عدد الأطقال	السن
ź	٣٣	۲	**	۲	77	_	19
٥	٣٧	1	7 **	_	10	1	۱۸
٦	٤٠	١	70	_	17	1	70
1	70	۲	۲۸	1	۲.	٦	٤.
۲	۲۸	٣	79	1	۱۹	٧	٤٩
4	٣.	-	10	1	۲.	٦	20
		-	١٦	*	۲١	٣	٤.
		١	۲۸ -	1	19	1	۲.

الحل:

المجموع	۸ - ٦	۰ - ۳	٠ - ٢	عدد الأطفال	
					السن
٨			III I III -	١٩	- 10
٥			IIII	۲ ٤	- Y.
٩		I	III IIII	۲۹	_ Yo
۲		I	I	٣٤	- r.
1		I		٣٩	- 40

٣	II	I		££ - £.
۲	II			٤٩ – ٤٥
۳.	ź	ź	**	المجموع

٣

الجدول هو جدول تكراري مزدوج ذو متغيرين الأول مستقل و المتمثل في سن المرأة، و هو متغير كمي متغير كمي متغير كمي منفصل.

التمرين الثالث:

الجدول التالي يبين توزيع وفيات الأطفال الرضع في مستشفى ما؟

<u>5</u>	السن						
۲	۰ - ۷ أيام						
٥	۸ – ۲۸ یوم						
١٢	۲۸ – ۳۲۵ يوم						
٧٠	المجموع						

السورال: ما نوع الجدول و المتغير؟

الحل: الجدول بسيط ذو متغير واحد مبوب و مغلق و غير منتظم إذ أن الفئة الأولى طولها ٧ أيام.الفئة الثانية ٢٠ يوما.الفئة الثالثة ٣٣٧ يوما.

الفصل الثالث أساليب عرض البيانات الإحصائية

- أولا العرض ألجدولي
- ١ الجدول المزدوج
- ٢ الجدول المضاعف التقاطع
- ٣- شروط عرض الجدول الإحصائي.
 - ثانيا- العرض البياني
- ١- الرسومات البيانية في حالة المتغيرات الكمية
 - الخط البياني
 - السلاسل الزمنية
 - المدرج التكراري
 - المضلع التكراري
 - المنحنى التكراري
 - ٢ الرسومات البيانية في حالة المتغيرات الكيفية
 - المستطيل البياني
 - الرسومات الدائرية و أجزاؤها
 - الأعمدة البيانية
 - ثالثا- تمرينات محلولة حول الفصل الثالث

أولا - العرض ألجدولي.

بعد جمع البيانات الإحصائية و تبويبها كما رأينا تأتي مرحلة أخرى في البحث الإحصائي و هي عملية عرض هذه البيانات. إذ أن عرضها يتيح للقارئ أخذ فكرة سريعة عن الظاهرة المدروسة دون تعب أو جهد. و هناك طريقتين لعرض البيانات الإحصائية. إما بالعرض ألجدولي أو العرض البياني.

١- الجدول المزدوج:

يبنى الجدول الإحصائي بطريقة منظمة و ممنهجة. فقد يكون الجدول الإحصائي مشتملا على متغيرين فقط فيسمى بجدول بسيط التقاطع، أو مشتملا على ثلاث متغيرات فيسمى بجدول إحصائي مضاعف التقاطع. يوضع أحد المتغيرات عموديا عادة ما يكون المتغير المستقل و المتغير الثاني أفقيا وهو المتغير التابع.

وإذا كانت المتغيرات تشتمل على حد أدنى من القيم فالجدول التكراري المزدوج سيكون مشتملا على أربعة خانات مركزية هي خانات التقاطع، و أربعة خانات للتوزيع الهامشي خانتين أفقيتين للمتغير المستقل و خانتين عموديتين للمتغير التابع و خانة واحدة للمجموع العام. و هكذا يكون عدد الخانات في المجموع ٩ خانات في حالة أبسط جدول مزدوج.

إن الجدول الإحصائي لا بد أن يشتمل على كل التقاطعات الممكنة و التوزيعات الهامشية لأنها كلها ضرورية للتأويل الإحصائي، ثم أن لهذه الطريقة فائدة عملية إذ تسمح للباحث أن يكون ملما بكل المعطيات الضرورية للتحليل و بعد إتمام هذه العملية تأتي مرحلة أخرى هي:

قراءة الجدول إحصائيا:

بعد بناء الجدول حسب الهندسة المذكورة يبقى الجدول غير قابل للقراءة إلا إذا نسب. و تعتبر هذه العملية من الناحية المعرفية أعقد عملية في التحليل المتعدد المتغيرات، لأنها هي التي تحدد نهائيا الطريقة الوحيدة لقراءة الجداول المناسبة للفرضيات.

و توجد ثلاث إمكانيات للتنسيب:

لكن لا يهمنا عند تحليل الفرضيات التي تربط العلاقة بين متغيرين احدهم مستقل و الثاني تابع أن نقوم بالتنسيب انطلاقا من المجموع العام لأن ذلك يمحو نتائج التقاطع، فيبقى لنا إمكانية التنسيب الأفقي و العمودي. و يتم التنسيب الأفقي إذا كان المتغير المستقل عموديا و العكس صحيح فيكون التنسيب عموديا إذا كان المتغير المستقل أفقيا.

القاعدة: تنسيب الجدول يكون عكس وضع المتغير المستقل في الجدول

في حالة التنسيب الأفقي فان المقارنة تكون في نفس اتجاه المتغير المستقل أي بين خانة تقاطع (أج) و (ب ج) في المثال أدناه و تنطلق المقارنة في هذا الجدول انطلاقا من التوزيع الهامشي لنسب المتغير التابع أي بين ج(أب) و ك(أب) و هذا ما يسمى بالاتجاه العام للجدول كما هو موضح في الجدول التالي:

المجموع	살	E	المتغير التابع
			المتغير المستقل
ا(ج ك)	أك	اع	Í
ب(ع ك)	ب ك	ب ج	ب
(أب)(ج ك)	ك(أب)	ج(أب)	المجموع

مثال: كيفية تنسيب الجدول التكراري البسيط التقاطع.من الجدول التالي الذي يربط علاقة بين مكان إقامة المرأة بمدى استعمالها لوسائل منع الحمل.

وع	المجم	ستعمل	لا تستعمل		تس	استعمال وسائل منع
%	শ্ৰ	%	শ্ৰ	%	শ্ৰ	الحمل مكان الإقامة
1	٣٥	۲۸,۵۷	١.	٧١,٤٣	70	حظر
1	٤٥	11,11	٣٠	**,**	٥	ريف
1	۸٠	٥,	٤٠	٥,	٤٠	المجموع

٢ - الجدول المضاعف التقاطع.

يبدأ التحليل المتعدد المتغيرات لما يدخل على الجدول ذو التقاطع البسيط الذي انتهى بتبيان علاقة أولية بين متغيرين (متغير مستقل و متغير تابع) متغير جديد يسمى المتغير الرائز، و هو أيضا متغير نسبي افتراضي جديد يرمي إلى اختبار العلاقة الأولى و إلى تكميم إمكانية تأثيرها سلبيا أم إيجابيا بدخوله في الجدول.

نظريا يدخل على هندسة الجدول التكراري البسيط التقاطع تغير بحيث يصبح المتغير الرائز وسيط بين المتغير المستقل و المتغير التابع في العلاقة الأولى. بحيث تنقسم البنية الأولى للجدول إلى بنيتين على الأقل بسبب تضاعف خانات الجدول ذو التقاطع البسيط.

فإذا كان الجدول المضاعف التقاطع يكتفي في أبسط أشكاله أي أن كل من المتغير المستقل، الرائز و التابع يأخذون قيمتين فقط. فسيكون مشتملا بالضرورة على Λ خانات مركزية ذات التقاطع الثلاثي (م م، م ر، م ت). كما أن هذا الجدول كذلك يشترط فيه كي يكون مكتملا أن يشمل على الأربع خانات للجدول البسيط الأول و Λ خانات هامشية للمجاميع المتغيرات الثلاث و خانة واحدة للمجموع العام.

أما عن تنسيبه و قراءته و مقارنته فيتم طبقا للقاعدة المذكورة سابقا في الجدول التكراري البسيط التقاطع. كما هو موضح في الجدول التالي:

المجموع	م ت،	م ت،	م ت	
				م م + م ر
م، ر، ت، ت،	م، ر، ت،	م، ر، ت،	م ر ۱	ן קי
م، رب ت، ت،	م، ر، ت،	م، ر، ت،	م ۱۷	
م، ت،	م، ت،	م د ت د	م ر۲)	م مر (م در
م، ر، ت، ت،	م، ر، ت،	م۲ ر۱ ت۱	م ر،	7 9 7
مه ره ت، ت،	مه ره ت	مه ره ت،	م ر،	
م۲ ت ۲ ت	م، ت،(د، د،)	مه ت،(د، د،)	م ۱۷)	م م ۲ (م د ر
م ۱ (ت ۱ ت ۲) م ۲ (ت ۱ ت ۲)	ت م(م، م،)	ت،(م، م،)	العام	المجموع

مثال: كيفية تنسيب الجدول المضاعف التقاطع. نقف دائما عند المثال السابق و هو ربط العلاقة بين مكان إقامة المرآة و مدى استعمالها لوسائل منع الحمل، إلا أننا نضيف متغيرا آخر رائزا و هو مدى موافقتها على استعمال وسائل منع الحمل. فسيكون الجدول الجديد كمايلي:

موع	المج	ستعمل	لات	ىتعمل	تس	، لوسائل منع الحمل	الاستعمال
%	শ্ৰ	%	<u>15</u>	%	ڬ	و مدى الموافقة	مكان الإقامة
1	* *	٩,٠٩	۲	9 + , 9	۲	موافقة	حضر
1	١٣	71,01	٨	٣٨,٤	•	غير موافقة	
١	To	۲۸,۰۷	١.	۲ ۷۱,٤	۲	ع الحضريات	مجمو
				٣	٥		•
1	10	88,88	٥	44,4		موافقة	ريف
1	٣.	۸۳,۳۳	70	\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\	٥	غير موافقة	
١	٤٥	77,77	۳.	**,*	1	ع الريفيات	مجمو
				٣	٥		
1	۸۰	٥.	٤.	٥.	٤ .	مجموع	<u>(t</u>

إن النتائج المحتملة الممكن التوصل إليها من خلال إدخال متغيرا رائزا على الجدول البسيط التقاطع هي:

- إما زوال العلاقة الأولى بين المتغير المستقل و التابع تماما.
 - إما تخفيض قيمة العلاقة الأولى بين المتغيرين.
- إما عدم تغير العلاقة الأولى بين المتغيرين في الجدول البسيط التقاطع.
 - و إما ظهور علاقة جديدة.

و في مثالنا السابق لاحظنا في الجدول البسيط التقاطع، أنة أبرز علاقة أولية مفادها أن المرأة كلما كانت تقطن في منطقة حضرية إلا و زادت نسبة استعمالها لوسائل منع الحمل حيث قدرت بـ ٧١,٤٣% و العكس صحيح أي أنها كلما سكنت أو كانت تقطن منطقة ريفية كلما قلت نسبة استعمالها لوسائل منع الحمل حيث قدرت بنسبة ٦٦,٦٦%.

و عندما أدخلنا متغيرا ثالثا رائزا ألا و هو موقف المرآة من استعمال هذه الوسائل، عثرنا على علاقة جديدة مفاده أن:

الحضريات الموافقات على استعمال وسائل منع الحمل هن اللواتي تستعملنها فعلا بكثرة حيث بلغت نسبتهن ٩٠,٩١. فحين اللواتي لا توافقن منهن على استعمالها لا تستعملنها فعلا بنسبة ٦١,٥٤.

و نفس الملاحظة تذكر على اللواتي تقطن في مناطق الريفية فالموافقات منهن تستعملن وسائل منع الحمل بكثرة بنسبة 77,77% أما اللواتي لا توافقن عليها فلا تستعملنها بنسبة ٨٣.٣٣%.

و بهذا فنلاحظ ظهور علاقة جديدة مفادها أن موقف المرآة من استعمال وسائل منع الحمل هو المحدد على مدى إقبالها على استعمال وسائل منع الحمل و ليس مكان سكناها أو إقامتها.

٣- شروط عرض الجدول الإحصائي.

هناك مجموعة من الشروط يجب توافرها في الجدول الإحصائي منها:

- أن يكون للجدول عنوانا كاملا مختصرا معبرا عن ما يحويه الجدول من بيانات.
 - لا بد أن يكون لكل جدول رقم بحيث يسهل عملية الرجوع إليه مرة أخرى.
 - أن يذكر اسم المتغيرين على الصف و العمود.
 - أن تحدد الوحدات المستخدمة في الجدول مثلا:أيام، سنة، شهر، كلغ...الخ.
- إذا كانت هناك أي ملاحظات أو تفسيرات، مثلا في جدول لا يضم كل أفراد العينة كون بعضهم فقط معنيين بالمتغير المبوب، ففي هذه الحالة لا بد من وضع توضيح في الهامش. ففي المثال السابق أي في حالة الجدول البسيط المتقاطع كانت العينة متكونة من ٨٠ امرأة ٤٠ امرأة تستعمل وسائل منع الحمل و ٤٠ امرأة لا تستعمل وسائل منع

الحمل. و مثلا أردنا أن نضع جدول توزيع تكراري آخر لتبيين الوسائل المستعملة لتنظيم النسل. ففي هذه الحالة فالعينة ستكون ٤٠ امرأة مستعملة لوسائل منع الحمل فقط. لهذا لا بد من توضيح سبب انخفاض حجم العينة في هامش الصفحة أين توضع الإحالات المرجعية على أن يشار إلى هذه التفسيرات بدون أرقام لأن الأرقام توضع فقط للمراجع

المقتبس منها، و إنما في هذه الحالة نرمز لها مثلا برمز نجمة *.

ثانيا- العرض البياني.

من بين مهمات البحث الإحصائي عرض البيانات بشكل رسوم بيانية بعد تنظيمها في جداول معينة و مرتبة حسب الفرضيات التي افترضها الباحث في بداية بحثه، ذلك لأن الجداول التكرارية وحدها غير كافية لإعطاء معلومات سهلة التحليل و واضحة المعالم إلا بعد عرضها في رسوم بإمكانها أن تزيح الغموض عن التوزيع.

فالعرض البياني يبين لنا تطور الظاهرة المدروسة في زمن معين و في مكان معين بمجرد الملاحظة الأولى. فهي أحسن وسائل الإيضاح و أكثرها جاذبية في التعبير عن تغير و تطور الظاهرة المدروسة. فقد يجد بعض الناس صعوبة في فهم أو تتبع مجموعة من الأرقام في التوزيعات التكرارية، إذ لا يستهويهم العرض بالأرقام، لهذا نلجأ إلى استخدام الرسوم التوضيحية.

إلا أن هذه الرسومات البيانية المستخدمة تختلف باختلاف نوع البيانات أي المتغيرات و كذا نوع الجدول التكراري المراد عرضه. فأساليب العرض البياني اذا تتعدد و تتنوع حسب:

- طبيعة أو نوعية البيانات سواء أكانت مبوبة أو غير مبوبة.
 - الهدف من العرض البياني.
- حسب نوع المتغير لأن لكل نوع من أنواع المتغيرات رسومات توضيحية خاصة.

- * و يمكن عرض أهمية العرض البياني فيما يلي:
- الإفصاح عن خصائص الظاهرة المدروسة بصورة سريعة.
- إمكانية إجراء مقارنات بين توزيعات مختلفة كما في المدرج التكراري المتقابل و الأعمدة البيانية المزدوجة.
- استخلاص بعض المؤشرات الإحصائية في التوزيع التكراري دون استخدام الصيغ الرياضية.
 - * أما عن الشروط التي لا بد توفرها في الرسم البياني فهي:
- رسم محورين متعامدين متجانسين م س م ع، المحور م س يكون أفقيا يمثل الظاهرة المدروسة و المحور م ع يكون عموديا يمثل التكرارات. و يطلق على نقطة تقاطعهما نقطة الأصل أو نقطة الصفر، و تكون قيم المتغير المدروس (س) على يمين هذه النقطة موجبة و على يسارها سالبة. أما المحور م س فتكون القيم موجبة فوق نقطة الصفر و سالبة تحتها.
 - لا بد من وضع عنوان و رقم لكل رسم يستحسن أن يكون قبل الرسم البياني نفسه.
 - إذا كان الرسم يتطلب مفتاحا فيوضع هذا المفتاح.
- لا بد من ذكر سلم الرسم و لا يشترط مطلقا أن يعبر في الرسم عن كل وحدة في القيم بمسافة طولها ١ سنتمتر، بل قد نضطر في كثير من الأحيان إلى التعبير عن كل واحدة بجزء من السنتمتر، أو أكثر من السنتمتر، فاختيار الوحدات يتوقف على حيز الحجم الذي نرسم فيه، و القيم التي نريد تمثيلها.

و نعرض فيما يلى أهم الأشكال البيانية على أن نعقب ذلك بكيفية رسم كل واحد منها.

١ - الرسومات البيانية في حالات المتغيرات الكمية.

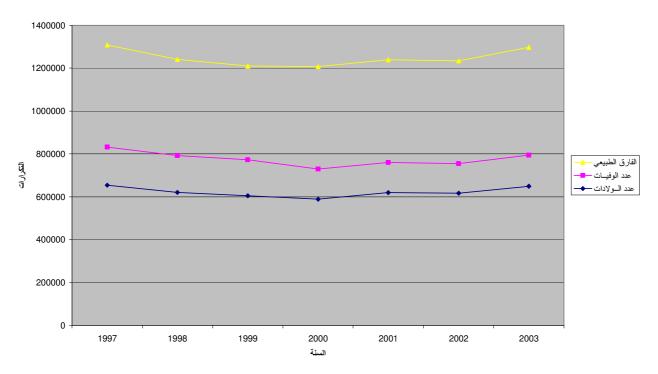
- الخط البياني:

يستخدم الخط البياني للتعبير عن التغير أو التطور لظاهرة ما خلال فترة زمنية محددة، أو لبيان العلاقة بين متغيرين أو أكثر، بحيث نمثل على المحور م س الأفقي الزمن و هو (المتغير المستقل) و على المحور م ع العمودي / الرأسي قيم الظاهرة (المتغير التابع) طبعا مع الاختيار الأنسب لمقياس الرسم.

مثال: الجدول التالي يبين تطور عدد الولادات و الوفيات و الفارق الطبيعي بالألف في الجزائر ما بين ١٩٩٧ إلى ٢٠٠٣ و المطلوب تمثيلها بخط بياني.

الفارق الطبيعي	عدد الوفيات	عدد الـــولادات	
٤٧٦٠٠٠	1 ٧ ٨ • • •	702	1997
2 2 9	177	77	1991
244	17	7.0	1999
٤٧٨٠٠٠	1 2	٥٨٩٠٠٠	Y · · ·
٤٧٩٠٠٠	1 £ 1	719	۲۱
٤٧٩٠٠٠	184	717	۲۲
0.70	1 60	7 £ 9	۲۳

خط بياني يبين تطور عدد الولادات و عدد الوفيات وكذا الفارق الطبيعي في الجزائر مابين 1997-2003

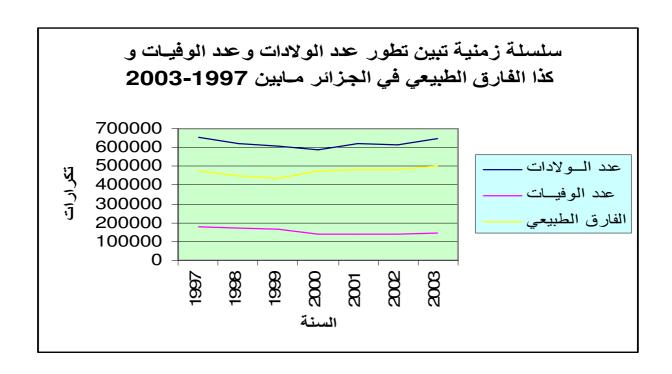


لرسم الخط البياني نقوم بوصل الثنائيات المركبة (س، ع) في المثال الساب (السنوات، التكرارات) بخطوط منكسرة وبهذا يختلف الخط البياني عن السلاسل الزمنية، إذ أن هذه الأخيرة نقوم بوصل النقاط فيها بخطوط منحنية أي بدون استعمال المسطرة.

السلاسل الزمنية: -

نستعمل السلاسل الزمنية في حالة المتغيرات الكمية المتصلة أي يكون تغيرها مع الزمن تغيرا متصلا، والسلسلة الزمنية تساعد بذلك في إظهار الاتجاه العام للظاهرة موضوع الدراسة، وفي هذا النوع من الرسومات تظهر قيمة الظاهرة في كل فترة بنقطة معينة على ارتفاع يمثل هذه القيمة ثم نصل هذه النقاط ببعضها البعض حسب تسلسلها الزمني بخط منحني. وبهذا تكون السلسلة الزمنية مشابهة للخطوط البيانية فقط هذه الأخيرة تكون متصلة بخطوط منكسرة.

ولنطبق على الجدول السابق الخاص بتطور وفيات والولادات والفارق الطبيعي في الجزائر ما بين ١٩٩٧- ٢٠٠٣ سلسلة زمنية.



نلاحظ من الرسم خط منعرج بين الصعود أحيانا و الهبوط أحيانا أخرى والسبب في ذلك هو أن الظاهرة الإحصائية لا تخضع في تغيراتها لقانون ثابت أو لعلاقة ثابتة. بل أنها تخضع لكثير من العوامل والمؤثرات، وهذه المؤثرات بعضها يحدث بشيء من الانتظام فيعطينا الاتجاه العام لنمو الظاهرة وبعضها يحدث بصورة عشوائية فيتسبب في هبوط وصعود السلسلة الزمانية.

المدرج التكرري: -

يستعمل في حالة المتغيرات الكمية المتصلة، وفي الجداول التكرارية المبوبة المغلقة، وهو عبارة عن مجموعة من المستطيلات موضوعة جنبا إلى جنب قاعدة كل منها تساوي طول الفئة التي يمثلها وارتفاعها يساوي التكرار المقابل للفئة، والمقارنة بين التكرارات تتم على أساس مقارنة مساحة المستطيلات حيث أن مجموع مساحة المستطيلات تعبر عن التكرار الكلي/ العينة، وتختلف طريقة العمل في حالة الفئات المتساوية عنها في حالة الفئات غير المتساوية.

وفي هذا الشكل نرسم محورين متعامدين متجانسين، حيث يأخذ المحور الأفقي عادة لتمثيل الفئات والمحور الرأسي لتمثيل التكرارات، ثم نقسم المحور الأفقي إلى أقسام متساوية بمقياس رسم مناسب بحيث يكفي لتمثيل جميع الفئات ونقوم بتدريج المحور الرأسي حسب مقياس رسم مناسب، ثم نرسم على كل فئة مستطيلا يتناسب مع التكرار الخاص بالفئة وتمتد قاعدة المستطيل على المحور الأفقي من أول الفئة إلى آخرها فنحصل بذلك على شكل مستطيلات متلاصقة.

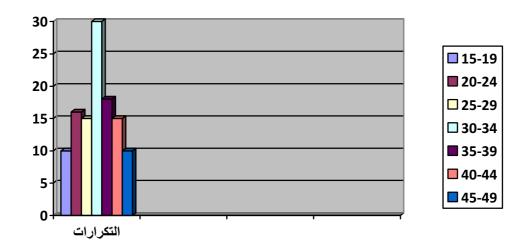
أ- المدرج التكراري في حالة الجداول التكرارية المنتظمة.

نرسم محورين متعامدين متجانس بحيث يمثل المحور العمودي التكرارات والمحور الأفقي على الفئات، ثم نمثل كل فئة بمستطيل قاعدته طول الفئة وارتفاعها تكرارها فنحصل على المدرج التكراري كما هو موضح في المثال التالي.

مثل: تمثيل التوزيع التكراري التالي الذي يبين توزيع مجموعة من النساء المستعملات لوسائل منع الحمل بمدرج تكراري.

التكــــرارات	الســـن
1.	19 - 10
١٦	7 £ - 7 •
10	44 - 40
۳.	Ψ£ — Ψ·
١٨	44 – 40
10	£ £ - £ .
1.	19 - 10
111	المجموع

مدرج تكراري يبين توزيع مجموعة من النساء المستعملات لوسائل منع الحمل حسب السن



ب- المدرج التكراري في حالة التوزيعات التكرارية الغير المنتظمة:

وفيه نمثل كل فئة بمستطيل قاعدته طول الفئة وارتفاعه تكرارها المعدل وللحصول على التكرار المعدل نقسم التكرارات الأصلية على طول كل فئة المقابلة لها حتى تكون مساحات المستطيلات معبرة عن التكرارات التي تمثلها.

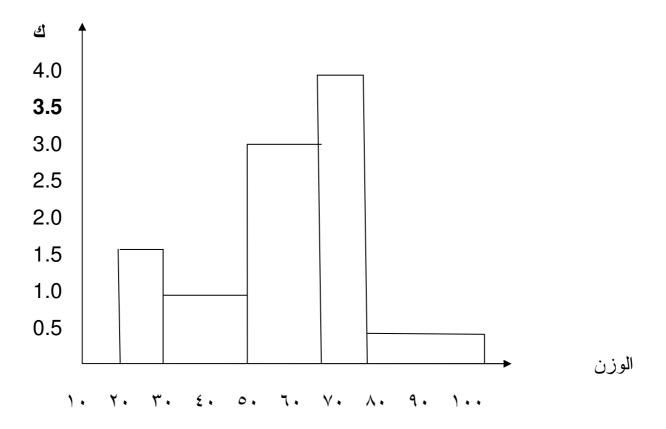
مثال: الجدول التالي يبين توزيع ١٥٠ مصاب بمرض السرطان حسب وزنهم والمطلوب تمثيلهم على مدرج تكراري.

التكسرارات	الفئات الوزن
10	Y - 1 ·
۲.	٤٠ – ٢٠
٦.	٦٠ — ٤٠
٤٠	٧٠ - ٦٠
10	1 · · - V ·
10.	المجموع

نلاحظ من خلال هذا الجدول أن فئاته غير متساوية لهذا فلابد من تعديل التكرارات كما نلاحظ:

التكرار	طول الفئـــة	<u>ئ</u>	الــوزن
المعدل			
1.0	10	۲.	۲۰ – ۱۰
١	۲.	۲.	٤٠ - ٢٠
٣	۲.	٦.	٦٠ - ٤٠
٤	1.	٤٠	٧٠ – ٦٠
0	٣٠	10	1
		110	المجمــوع

مدرج تكراري يبين توزيع أفراد العينة حسب وزنهمم



جـ - المدرج التكراري في حالة توزيعين مختلفيـــن.

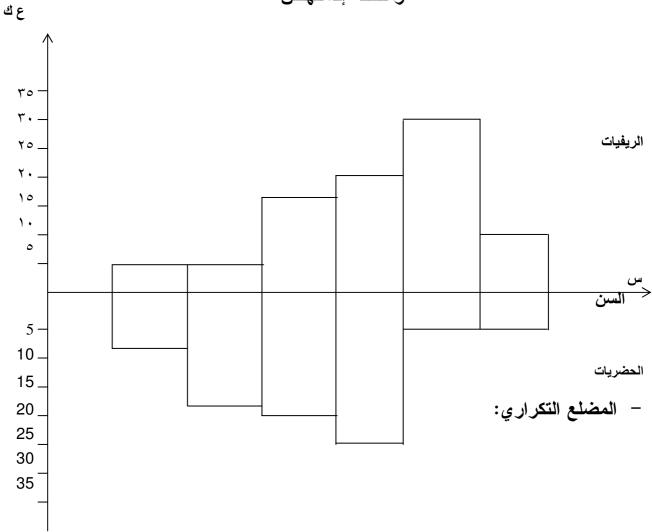
يمكن استخدام المدرج التكراري للمقارنة بين توزيعين مختلفين شريطة أن تكون العينة متساوية في كل التوزيعين وذلك باستخدام جهتي المحور الأفقي م س بحيث يرسم أحد المدرجين فوقه والآخر تحته.

مثال: الجدول التالي يبين لنا توزيع عينة من النساء المشتغلات في الحرف اليدوية حسب سنهن ومنطقة سكنهن والمطلوب تمثيلهن برسم مدرج تكراري.

الحضريات	الريفيسات	السن
٨	٣	Y0 - Y ·
19	ź	W Yo
۲.	16	70 - 7.
70	۲.	٤٠ – ٣٥
£	٣.	٤٥ – ٤٠

٤	٧	0 10
۸۰	۸۰	المجــموع

مدرج تكراري يبين توزيع عينة من النساء المشتغلات في الحرف اليدوية حسب سنهن ومنطقة إقامتهن

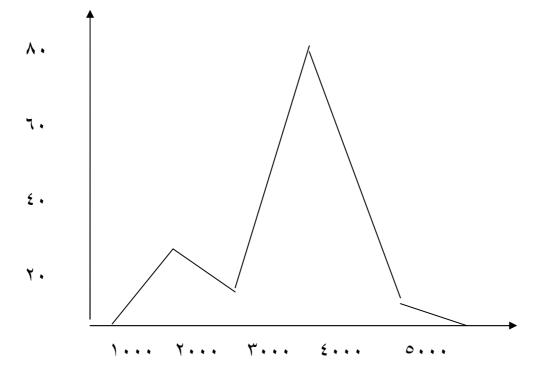


في هذا الشكل نقوم بتقسيم المحورين م س، م ع، كما في حالة المدرج التكراري تماما، ثم نحدد مراكز منصفات الفئات على المحور الأفقي ونرمز بنقطة في المستوي إحداثياتها الأفقية هي مراكز الفئات وإحداثياتها العمودية هي التكرارات المناظرة لها. ثم نصل بين هذه النقاط بمستقيمات أي أننا نستعمل المسطرة، فنحصل على المضلع التكراري وهذا باعتبار أن التكرارات في كل فئة تتجمع أو ترتكز عند مركز الفئة. ويستحسن غلق المضلع التكراري مع المحور الأفقي، وذلك بأن نفترض وجود فئة وهمية قبل الفئة الأولى بالجدول تساوي بقية الفئات في الطول وتكرارها يساوي صفرا. وفئة وهمية أخرى بعد آخر فئة في الجدول مساوية هي الأخرى في الطول لبقية الفئات وتكرارها يساوي صفرا كذلك.

فإذا رسمنا النقطتين الممثلتين اللتين تقعان على المحور م س عند مركز الفئتين وثم اليصالها بطرفي المضلع التكراري يتم قفله كما هو مبين في المثال التالي الذي يوضع وزن ٤٠ مولود عند و لادتهم.

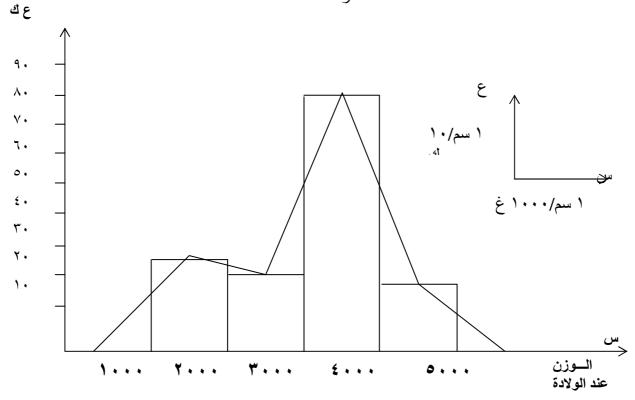
التكـــرارات	الوزن عند الولادة
70	Y 1
۲.	**** - ***
۸٠	٤٠٠٠ — ٣٠٠٠
10	o £
1 £ •	المجموع

مضلع تكراري يبين وزن ٤٠ امولود عند ولادتهم.



كما يمكننا رسم المضلع التكراري إبتداءا من المدرج التكراري وذلك بأخذ منتصفات القواعد العليا للمستطيلات في المدرج التكراري ونصلها بمستقيمات منكسرة فنحصل على مضلع تكراري كما هو مبين في الرسم التالي:

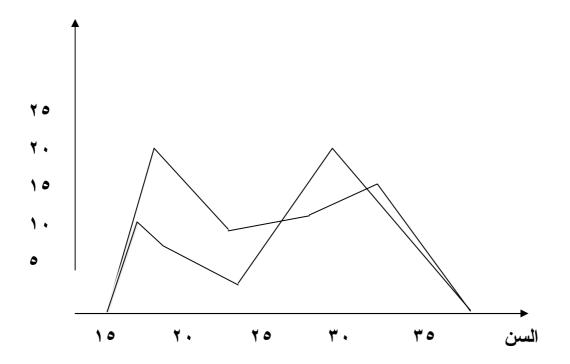
مدرج ومضلع تكراري يبين توزيع ١٤٠ مولود حسب وزنهم عند الــــولادة



كما يمكن رسم المضلع التكراري للمقارنة بين توزيعين مختلفين حيث تطبق نفس الطريقة السابقة في حالة توزيع تكراري الأحادي، لكن في هذه المرة تطبق مرتين وكمثال على ذلك لدينا الجدول التالي الذي يبين توزيع ١١٤ فرد حسب سنهم ورأيهم في ظاهرة التدخين أي هل هو مضر بالصحة أم لا.

, y	نعم	السرأي
١٣	۲.	7 10
٨	1 4	Y0 — Y.
٥	١ ٤	۳۰ – ۲٥
Y £	١٨	** - * •
٥,	٦ ٤	المجمـــوع

مضلع تكراري يبين توزيع أفراد عينة حسب سنهم ورأيهم في ظاهرة التدخين



- المنحنى التكراري:

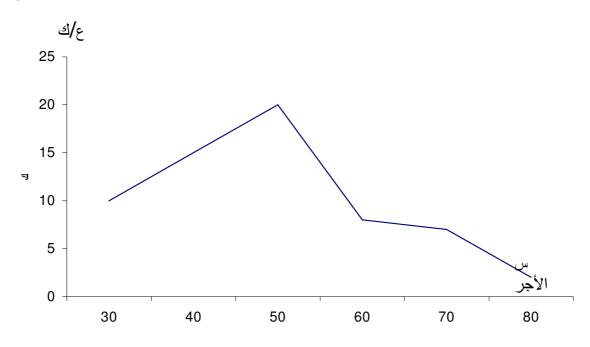
هناك طريقة أخرى لتمثيل التوزيعات التكرارية المغلقة ذات المتغيرات الكمية المتصلة في شكل هندسي واضح. وذلك برسم المنحنى التكراري الذي نحصل عليه بتمديد خطوط المضلع التكراري المنكسرة. ولرسم المنحنى التكراري نمثل بنقاط في المستوي إحداثياتها الأفقية هي مراكز الفئات وإحداثياتها العمودية هي التكرارات المناظرة لها، ثم نمدد هذه النقاط بخط منحني. كما أن المنحنى التكراري لا يغلق مع المحور السيني الأفقي كما هو الحال في المضلع التكراري.

مثال: يبين التوزيع التالي إيجار سكن الذي تدفعه ٦٢ أسرة في الأسبوع اليورو € والمطلوب تمثيله بالمنحنى التكراري.

التكـــرارات	فئات الإيـــجار
1.	٤٠ – ٣٠
١٥	o £.
۲.	٦٠ – ٥٠
٨	٧٠ – ٦٠

٧	۸٠ – ٧٠
۲	٩ ٠ - ٨ ٠
7.7	المجمـــوع

منحنى تكراري يبين توزيع ٦٢ أسرة حسب الإيجار السكن الذي تدفعه في الأسبوع



يختلف شكل المنحنى التكراري باختلاف نوع البيانات التي تزيد تمثيلها وكذا الأعراض الدراسة العملية، ويتم تصنف المنحنيات حسب مدى الإللتوائها فمنها المتماثلة والملتوية، وكذا حسب مدى تفرطحها، فمنها المفرطحة والمدببة وكذا حسب صيغتها الرياضية من أهمها التوزيع الطبيعي توزيع (ت) وتوزيع (كالم)... إلخ.

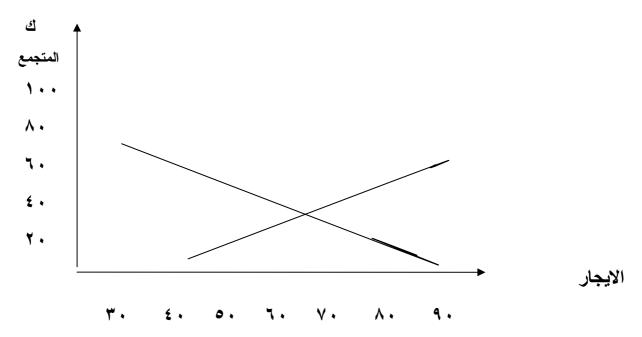
- المنحنى التكراري المتجمع:

نستخدم المنحنى التكراري المتجمع النازل والصاعد لتمثيل التكرارات المتجمعة الصاعدة والنازلة بيانيا. ويرسم بوضع نقاط إحداثياتها الأفقية تمثل الحدود العليا أم الدنيا للفئات (الحد الأعلى في المنحنى المتجمع الصاعد والحد الأدنى للفئة في حالة رسم المنحنى المتجمع النازل)، أما إحداثياتها العمودية أو الرأسية فتمثل التكرار المتجمع

النازل أم الصاعد، ثم نقوم بإيصال هذه النقاط باليد وليس بخطوط مستقيمة، كما هو مبين في المثال التالي:

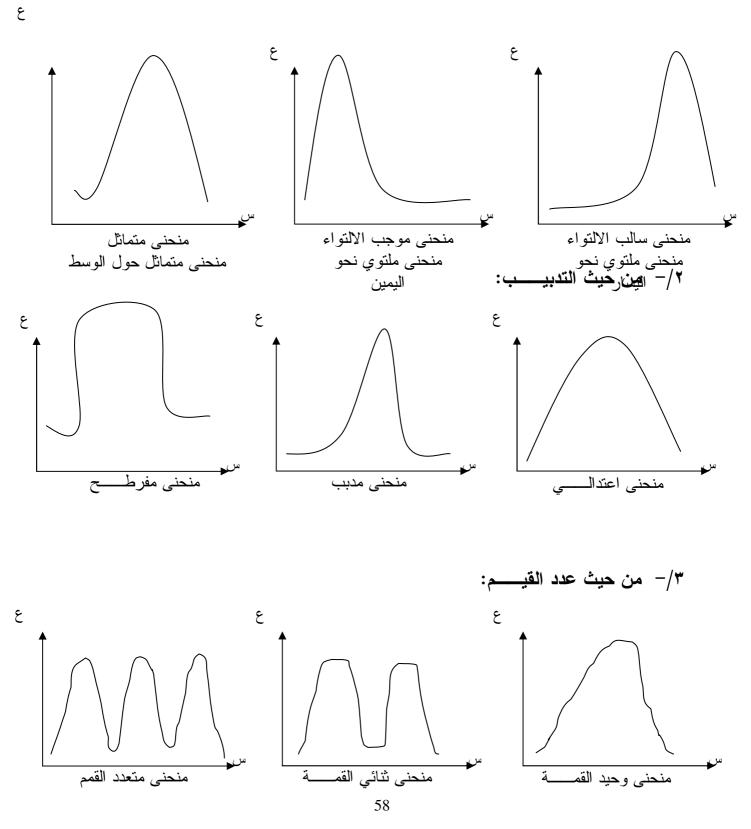
التكرار المتجمع	التكرار المتجمع	<u>†2</u>	فئات الأجر
النازل	الصاعد		
7.4	1.	١.	٤٠ – ٣٠
٥٢	70	10	0· - £·
**	ź o	۲.	٦٠-٥٠
١٧	٥٣	٨	٧٠ – ٦٠
٩	٦.	٧	۸٠ – ٧٠
۲	٦٢	۲	۹۰ – ۸۰
		٦ ٢	المجمــوع

منحنى تكراري متجمع نازل وصاعد يمثل توزيع ٦٢ أسرة حسب الإيجار الأسبوعي للسكن



أنواع المنحنيـــات: -

١/- من حيث الالتواء والتماثل:



. مطالعة ممتعة : محمد عموش .

٢ - الرسومات البيانية في حالة المتغيرات الكيفيــة:

- المستطيل البيانـــى:

يستعمل المستطيل البياني عندما يرغب الباحث تمثيل ظاهرة كيفية أو كمية لكن منفصلة، وهو أكثر الأشكال استعمالا وسهولة، وفيه يقوم برسم مستطيل عادة طوله ١٠ سم، ثم نقسمه إلى أقسام متساوية في الارتفاع وقاعدة كل منها عبارة عن القيمة المراد إظهارها على الرسم، والتي تحسب وفق القانون التالي:

مثال: بلغت وفيات الأطفال الرضع في مستشفى ما ١٠٠ حالة موز عين حسب الأسباب التالية والمطلوب تمثيلها برسم مستطيل بياني.

গ্ৰ	الأسباب
۲٥	اختناقات تنفسية
٤٠	الإصابة بالإسهال
۲.	ولادة قبل الأوان
10	أسباب متصلة بالقلب والأوعية
1	المجمـــوع

$$7,0 = 1. \times \frac{70}{1.0} = 1$$
حساب قاعدة الاختناقات التنفسية

$$\xi = 1. \times \frac{\xi}{1..} = 1$$
 حساب قاعدة الإصابة بالإسهال ξ

$$\Upsilon = 1. \times \frac{\Upsilon}{1..} = 1.$$
 حساب قاعدة الولادة قبل الأوان

$1.0 = 1. \times \frac{10}{1.0}$ حساب قاعدة الأسباب المتصلة بالقلب والأوعية = $\frac{10}{1.0}$

مستطيل بياني يبين توزيع أسباب ١٠٠ طفل متوفى بالمستشفى



- الرسومات الدائرية وأجزائها:

هي شكل من الرسومات البيانية المساحية تستخدم خاصة في حالة البيانات الكيفية التي يوجد فيها تفاوت كبير بين أرقامها، أين لا يمكن تمثيلها بمستطيل بياني أو أعمدة بيانية. وهي تستخدم عادة للمقارنة بين المكونات المختلفة لظاهرة معينة ببعضها البعض، كما تستخدم للمقارنة بين ظاهرتين أو أكثر، أو مقارنة ظاهرة واحدة بنوعيها خلال فترات زمنية متفاوتة لإظهار الاختلاف بين المجموع الكلي لقيم الظاهرة أو من ظاهرة إلى أخرى.

فهذا النوع من الرسومات من أفضل الطرق لتمثيل البيانات ذات الصفة المشتركة ونستطيع من خلالها أن نقارن أجزاء الدائرة ببعضها البعض.

أ- تمثيل البيانات بالدائسرة:

إذا كانت لدينا بيانات كيفية مقسمة إلى قيم، فيمكن تمثيلها بالمساحة الكلية للدائرة، حيث نقسم هذه الأخيرة إلى قطاعات تتلاقى في المركز بحيث تكون متناسبة مع المقادير الجزئية التي تكون في مجموعها المساحة الكلية للدائرة، ونميز هذه القطاعات عليها بألوان مختلفة.

أما عن خطوات تمثيل البيانات بدائرة نسبية فيكون كما يلى:

- تحويل البيانات الفرعية/ الجزئية إلى نسب مئوية من المجموع الكلى للبيان.

بما أن الزاوية المركزية /الكلية في الدائرة تقدر بـ ٣٦٠ فإن ١ % من مساحة الدائرة يمثله قطاع زاوي قدره ٣٦٦ لذلك يمكن تمثيل أجزاء المجموع الكلي بقطاعات مساحية كل منها عبارة عن النسبة المئوية للبيان الجزئي× ٣,٦. كما هو موضح في المثال التالي:

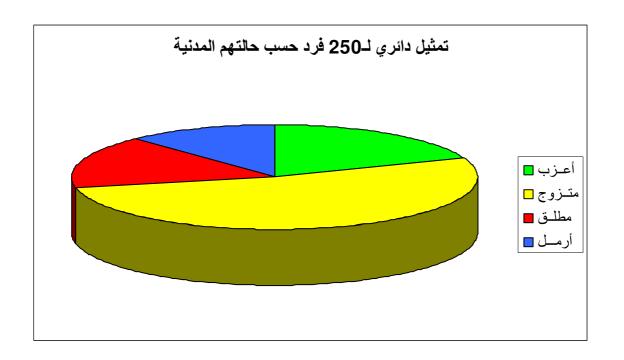
مثال: لدينا الجدول التالي الذي يبين توزيع ٢٥٠ فرد حسب حالتهم المدنية والمطلوب تمثيلهم بدائرة نسبية.

শ্ৰ	الحالة المدنية للفرد
٤٨	أعـــزب
١٣١	متـــزوج
٤١	مطلق
٣٠	أرمــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
۲٥.	المجموع

إذن فالخطوة الأولى لرسم الدائرة هي تحويل القيم الفرعية إلى نسب مئوية من المجموع الكلى مثلا:

ثم تحویل قیمة کل نسبة بیان جزئي إلى قطاع زاوي ذلك بضربه \times 7,7° مثلا 19,7 \times 7,7° مثلا 19,7 \times 7,1° حما هو مبین فی الجدول التالی:

تحويل النسب إلى درجات مئوية	النسبة	٤٩	لحالة المدنية
19.17 = ٣.7 × 19,7°	19.7	٤٨	أعزب
52.41 AA.7 £ = ٣.7 ×	52،4	131	متزوج
09£ = ٣.٦ × ١٦,£	١٦،٤	٤١	مطلق
£٣.٢. = ٣.٦ × ١٢,	17	٣٠	أرمل
77. = 7.7 × 1	1	۲٥.	المجموع



ب- تمثيل البيانات بنصف دائرة نسبيــــة.

إن شروط استعمال نصف دائرة مشابهة لشروط استعمال الدائرة النسبية الكلية ونفس الخطوات تتبع الفرق المتواجد بينهما فقط يمكن في أن النصف دائرة قطاعها الزاوي الكلي = 0.1 أي أن 1% من مساحة الدائرة يقابلها قطاع زاوي مقداره 0.1% كما هو مبين في المثال التالي:

تحويل النسب إلى درجات مئوية	النسبة	<u>ئ</u>	الحالة
			المدنية
7 £,07 = 1.A × 19.Y	19,7	٤٨	أعزب
9 £ , T Y = 1 . A × 52,4	52,4	131	متزوج
19,07 = 1.A × 17.£	١٦،٤	٤١	مطلق
Y1,7. = 1.A × 17	17	۳.	أرمل
1	1	۲٥.	المجموع

ج- تمثيل البيانات بربع دائــــرة:

التمثيل بربع دائرة هو الآخر يتبع نفس الشروط والخطوات المتبعة في الدائرة النسبية أو نصف الدائرة إلا أننا في هذه الحالة نجد أن مساحة الربع دائرة الكلية ١٠٠% يقابلها قطاع زاوي قدره ٩٠٠. إذ نجد كل ١% من مساحة الدائرة يقابلها قطاع زاوي في هذه الحالة مقدر بـ ٩٠٠، كما هو مبين في المثال التالي:

تحويل النسب إلى درجات مئوية	النسبة	<u> </u>	الحالة
			المدنية
17, P1 × P1, V	19.7	٤٨	أعزب
٤٧،١٦ = ٠،٩ ×52,4	52,4	131	متزوج
1 £ . \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	١٦،٤	٤١	مطلق
1 = × 17	17	٣٠	أرمل
9 =9 × 1	1	۲٥.	المجموع

- الأعمدة البيانيـــة:

تستعمل أشكال الأعمدة البيانية باختلافها في حالة المتغيرات الكمية المنفصلة أو المتغيرات الكيفية، وتستخدم للمقارنة بين قيم ظاهرة واحدة أو عدة ظواهر.

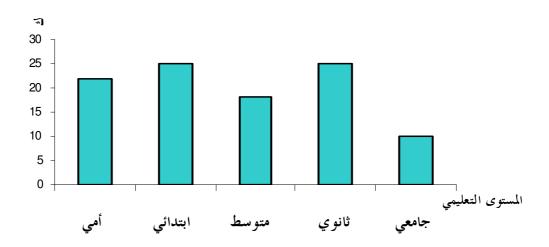
والأعمدة البيانية ما هي إلا أعمدة مستطيلات رأسية تتناسب ارتفاعاتها مع الأعداد التي تمثلها الأعمدة وتكون قواعدها متساوية في العرض، ويؤخذ المحور م س الأفقي لتمثيل المتغير أو الظاهرة المدروسة بينما نتبث على المحور العمودي م ع القيم المختلفة وهناك عدة أنواع من الأعمدة البيانية أهمها ما يلى:

أ- الأعمدة البيانية البسيطــة:

يستعمل هذا النوع من الأعمدة لتمثيل متغير واحد فقط، فهي تبين اختلاف قيم الظاهرة من زيادة ونقصان وفي محل هذه الحالة نقوم برسم محورين متعامدين متجانسين م س، م ع نثبت على المحور م س قيم المتغير وعلى المحور م ع التكرارات المقابلة لها، كما هو مبين في المثال التالي، الذي يبين توزيع مجموعة من المبحوثات حسب مستواهن التعليمي

<u>5</u> †	المستوى التعليمي
* *	أمـــــي
۲٥	ابتدائــــي
١٨	متوسـط
40	ثانـــوي
1.	جامعــــي
1	المجمـــوع

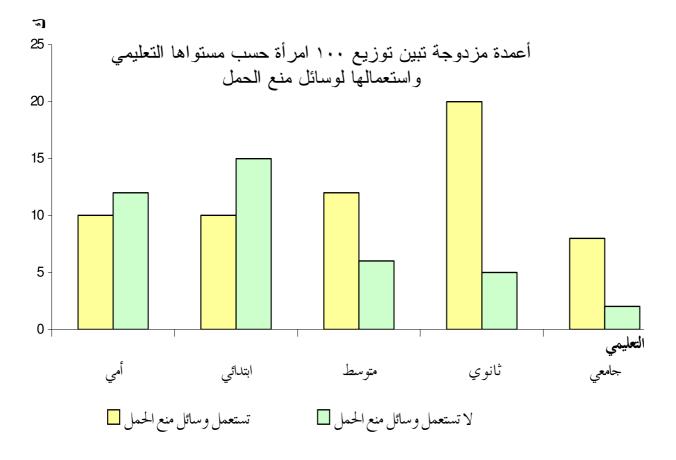
أعمدة بيانية تبين توزيع مجموعة من النساء حسب مستواهن التعليمي



ب __ الأعمدة البيانية المزدوجة:

يمكن للأعمدة البيانية أن تستخدم للمقارنة بين توزيعين أو أكثر بحيث يتلاصق كل عموديين متفقين في فئة معينة، على أن يستخدم لكل ظاهرة لون مختلف كما هو مبين في المثال التالي، الذي يوضح توزيع ١٠٠ امرأة حسب مستواهن التعليمي ومدى استعمالهن لوسائل منع الحمل.

C !!	لا تستعمل وسائل منع	تستعمل وسائل منع	المستوى	
المجموع	الحمل	الحمل	التعليمي	
* *	١٢	١.	أمي	
70	10	١.	ابتدائي	
١٨	٦	١٢	متوسط	
70	٥	۲.	ثاتو ي	
١.	Y	٨	جامعي	
1	٤.	٦.	المجموع	



ج- الأعمدة البيانية المركبة النسبيـة:

في هذا النوع من الأعمدة نقوم بمقارنة ظاهرتين في نفس العمود على السواء، وذلك بتحويل نسب كل قيمة في الظاهرتين. وبالتالي يمكن مقارنة كميات هذه الظاهرة من ناحية النسب ونشير هنا أنه لا يمكن مقارنة كل عمود مع آخر، وإنما يمكن مقارنة الجزيئات ببعضها البعض من نفس العمود، أو مقارنة الجزء المعين من إحدى الظاهرتين من عمود بالآخر مثيله في العمود الثاني، ذلك بمعرفة الفرق بين نسبتيهما بالنسبة للمجموع العام للجدول، كما هو موضح في المثال التالي:

الجدول التالي يوضح تطور عدد الولادات والوفيات في منطقة ما بين ١٩٩٥ - ٢٠٠٥

عدد الوفيات	عدد الولادات	السنة
٧٥	۲	1990
٩.	١٨٥	1997
1	770	1997
٨٥	770	1997
۸۰	7 £ •	1999
1	190	۲
11.	۲۱.	71
1.0	770	77
90	۲٥.	۲٠٠٣
11.	۲۳.	Y • • £
1	740	70
1	740	70

المطلوب تمثيل العدد الإجمالي للولادات والوفيات المسجلة ما بين ١٩٩٥ و ٢٠٠٥ بنسب مئوية لمجموع الأحداث لكل سنة في رسم بياني.

الحل: تمثيل النسب المئوية لكل حدث يكون كالتالى:

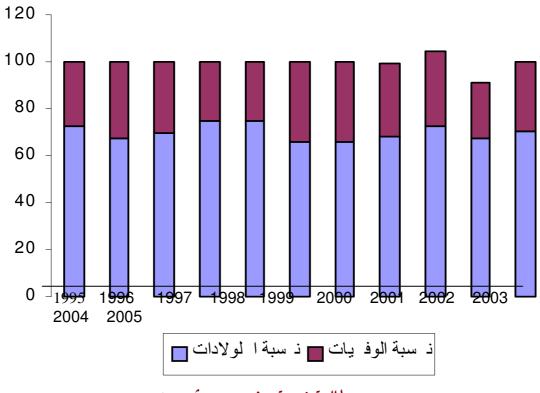
النسبة المئوية للولادات في ١٩٩٥ =
$$\frac{7.7}{100}$$
 = 100

النسبة المئوية للوفيات في ١٩٩٥ = ١٠٠ % - %

وبقية السنوات الأخرى نوفيها في الجدول الموالي:

نسبة الوفيات	نسبة الولادات	لسنة
۲۷,۳	٧٢,٧	1990
* Y , V	٦٧,٣	1997
٣٠,٨	٦٩,٣	1997
۲٥,٤	٧٤,٦	1997
۲٥,٠	٧٥,٠٠	1999
٣٣,٩	٦٦,١٠	۲٠٠٠
٣٤,٤	٦٥,٦٠	۲٠٠١
٣١,٤	٦٨,٢٠	۲٠٠٢
٣١,٨	٧٢,٥٠	۲۳
۲٣, ٤	٦٧,٦٠	۲٠٠٤
79,9	٧٠,١٠	70

أعمدة بيانية مركبة ومجزئة تبين تطور ظاهرة الولادات والوفيات ما بين ١٩٩٥-٥٠٠٠



. مطالعة ممتعة : محمد عموش . ٨

ثالثا - تمرينات محلولة حول الفصل الأول التمرين الأول:

من بين المتغيرات التالية عين المتصلة و المنفصلة منها.

- عدد الأسهم أو الحصص المباعة في البورصة.

هو متغير كمي منفصل.

- عدد الأطفال في الأسرة.

هو متغير كمي منفصل.

- عدد الحجر في البيت.

هو متغير كمي منفصل.

- سن العجزة الشيوخ في دار العجزة.

متغير كمي متصل.

- طول ١٠ رضع في المستشفى.

متغير كمي متصل.

- نوع المهنة.

متغير كيفي

التمرين الثاني:

صمم جدو لا ذو تقاطع مضاعف من عينة تساوي ١١٥٠ امرأة متزوجة. ابحث عن التقاطع بين نوع اسرتها و قيمته نووية و ممتدة و عمل المرأة المقسم التي تعمل و لا تعمل - و عدد أطفالها الذي قيمته، 1- π أطفال و π أطفال و هو المتغير التابع.

مع العلم أن عدد المقيمات في الأسر النووية اللواتي تعملن يقدر بـ ٣٠٠ امر أة.

عدد المقيمات في الأسر الممتدة اللواتي تعملن يقدر بـ ٢٠٠ امرأة.

عدد المقيمات في الأسر الممتدة اللواتي لا تعملن يقدر بـ ٤٥٠ امرأة.

عدد المقيمات في الأسر النووية اللواتي لا تعملن يقدر بـ ٢٠٠ امرأة.

و إذا كان عدد اللواتي لهن مابين ١- ٣ أطفال يقدر بـ ٦٥٠ امرأة تنتمي ٦٠٪ منهن إلى اللواتي تعملن و تنتمي نصفهن إلى المقيمات في الأسر النووية و أن نصف اللواتي لهن مابين ١- ٣ أطفال هن مقيمات في أسر نووية مهما كان وضعهن (تعمل، لا تعمل). الاسئلة:

١- حاول تركيب الجدول مكملا كل تقاطعاته.

٢- قراءة الجدول.

وع	المجم	أطفال	٦ - ٤	ا أطفال	۳ – ۱	عدد الأطفال	
%	<u>5</u>	%	শ্ৰ	%	<u>ئ</u>	العمل	نوع الأسرة و مدى
1	۳.,	40	1.0	٦٥	190	تعمل	نووية
1	۲.,	40	٧.	٦٥	14.	لا تعمل	
1	٥.,	40	1 7 0	٦٥	770	لن في أسر نووية	مجموع اللواتي تقط
1	۲.,	۲,٥	٥	97,0	190	تعمل	ممتدة
1	٤٥.	٧١,١١	٣٢.	۲۸,۸۹	14.	لا تعمل	
1	٦٥٠	٥,	770	٥,	770	الن في أسر الممتدة	مجموع اللواتي تقط
1	110.	٤٣,٤٨	٥.,	07,07	٦٥٠		المجموع

نلاحظ من خلال قراءتنا لهذا الجدول أن الاتجاه العام له يتجه نحو اللواتي لهن مابين 1-7 أطفال نسبة 27,77 مقابل 27,57 لهن مابين 3-7 أطفال.

و عند إدخالنا للمتغير المستقل ألا و هو الأصل نوع الأسرة لمعرفة تأثيره على عدد أطفالها نلاحظ أن نسبة كبيرة من اللواتي تقطن في أسر نووية لهن مابين ١- ٣ أطفال نسبة ٦٥٪ مقابل ٥٠٪ فقط من اللواتي تقطن في أسر ممتدة.

و عند إدخالنا للمتغير الثالث و هو المتغير الرائز و المتمثل في عمل المرأة لتفكيك أكثر العلاقة الأولى، نلاحظ أن اللواتي تقطن في أسر نووية لم يطرأ عليهن تغير يذكر بإدخال متغير عمل المرأة إذ بقيت نسبت 70% منهن لهن مابين 1-7 أطفال سواء كانت تعمل أم لا.

فحين اللواتي تقطن في الأسر الممتدة فنلاحظ أن العلاقة الأولى قد تغيرت، إذ أن اللواتي تعملن منهن 97,0 لهن مابين 1-7 أطفال مقابل 11,11 منهن و اللواتي لا تعملن لهن مابين 1-7 أطفال.

التمرين الثالث:

أراد باحث القيام بدراسة أسباب تواجد المسنين في دور العجزة، فوقف عند هذه البيانات الممثلة لأعمار هم:

ΥΓ, ΨΑ, ΣΓ, ΣΥ, ΥΡ, Υ·Ι, Λο, οΡ, ΥΑ, ΡΥ, Υ·Ι, ΡΓ, ΥΑ, ΣΑ, ΑΥ, ΑΓ, Ι·Ι, ΥΑ, Υο, ΨΑ, ·Α, οΑ, ἐ·Ι, ·Ρ, ΥΥ, ΥΑ, ΥΥ, οΑ, ο·Ι, ΥΑ, ΡΥ, ΡΡ, ἐΑ, ΓΥ, Ψ·Ι, ἐΓ, ΥΑ, ΥΡ, ΥΓ, ΡΑ, Α·Ι, ΥΡ, ΙΡ, ΓΡ, ·Υ, ΨΥ, ΡΡ, ·Α.

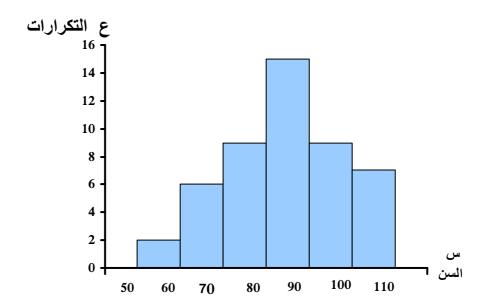
الأسئلة:

قم بتبویب هذه البیانات علی جدول توزیع تکراري ثم مثلها بیانیا بمدرج تکراري و مضلع تکراري، علی أن تبدأ الفئة الأولى بـ ٥٠ و عدد الفئات ٦ و طول الفئة ١٠.

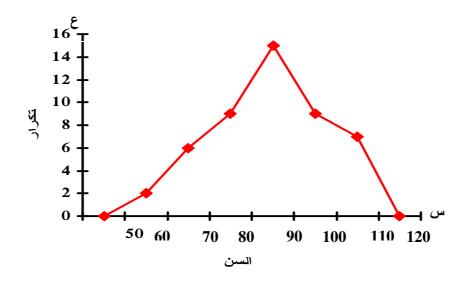
الحل: ١- تفريغ البيانات

التكرارت	الجدولة	السن
۲	II	٦٠ - ٥٠
٦	I IIII	٧٠ - ٦٠
٩	ши ши	۸ - ۷۰
10	шт шт-нн-нн	۹. – ۸.
٩	IIII IIII	١٠٠ – ٩٠
٧	II IIII	11. – 1
٤٨		المجموع

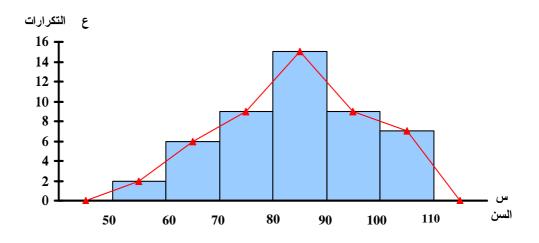
۲ رسم المدرج التكراري



۲ رسم المضلع التكراري
 مضلع تكرار يبين توزيع سن مجموعة من المسنين في دار العجزة



٣- رسم المضلع و المتدرج التكراري على نفس المعلم
 مضلع و مدرج تكراري يبين توزيع سن مجموعة من المسنين في دار العجزة.



التمرين الرابع:

الجدول التالي يبين توزيع مجموعة من العمال في مؤسسة ما حسب مستواهم التعليمي و المطلوب تمثيلهم بدائرة نسبية، و بالأعمدة البيانية و حلاقات.

التكرارات	المستوى التعليمي		
٤٥	أمي		
٤٠	ابتدائي		
٦.	متوسط		
٣٥	ثانوي		
۲.	جامعي		
۲.,	المجموع		

الحل:

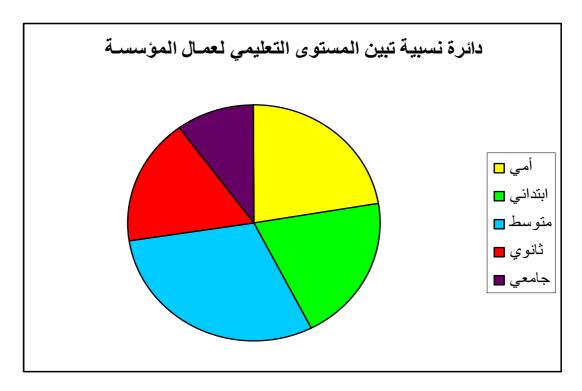
أ- التمثيل بالدائرة النسبية.

أولا: نقوم بتحويل القيم إلى نسب مئوية.

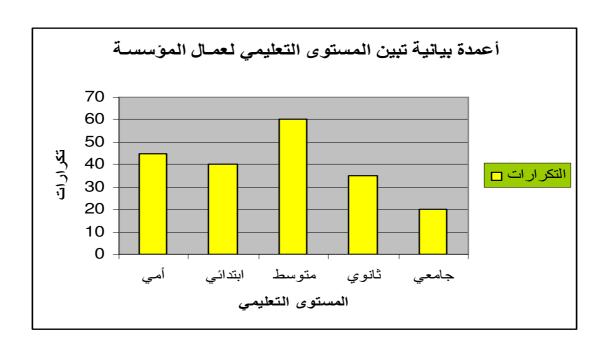
ثانيا: نقوم بتحويل النسب المئوية إلى در اجات مئوية كما هو مبين في الجدول التالي.

۳,٦ x	%	التكر ار ات	المستوى التعليمي
۸١	77,0	٤٥	أمي
٧٢	۲.	٤٠	ابتدائي
١٠٨	٣.	٦.	متوسط
٦٣	17,0	٣٥	ثانو ي
٣٦	١.	۲.	جامعي
٣٦.	١	۲٠٠	المجموع

أ- التمثيل بالدائرة النسبية



ب- التمثيل بالأعمدة.



الفصل الرابع مقاييس النزعة المركزية

أو لا- المتوسطات الإحصائية

١- المتوسط الحسابي

٢- الوسط الفرضيي

۲- المتوسط المرجـــح

٣- المتوسط الهندسي

٤- المتوسط الهندسي المرجع

٥- الوسط التوافقي

٦- الوسط التربيعي

ثانيا: الوسيط

ثالثا: المئينات

رابعا: الربيعـــات

خامسا: العشيرات

سادسا: المنوال

سابعا: العلاقة بين مقايس النزعة المركزية

ثامنا: خواص مقايس النزعة المركزيــة

أولا - المتوسطات الإحصائية.

إن وصف الجداول التكرارية وتحديد شكل المنحنيات التي تمثلها، وكذا المقارنة بين المنحنيات لمختلف المتغيرات في الظاهرة المراد دراستها، يتم باستخدام مقاييس خاصة وهي مقاييس النزعة المركزية، مقاس التبعثر والتشتت تم مقاييس الالتواء و التفرطح.

و كلمة نزعة مركزية تعني التمركز و التكثف حول رقم معين، حيث يلاحظ عامة أن قيم الظاهرة تميل دائما إلى التمركز عند قيمة معينة في التوزيع التكراري. لهذا فهناك مقاييس إحصائية تحاول تلخيص البيانات/قيم الظاهرة في رقم واحد يدل عليها ويرمز لها. هذا الرقم يوضح نزعة البيانات إلى التمركز حول فئة معينة، وكلما ابتعدنا عن هذه القيمة فإن عدد البيانات يبدأ في التناقص. ولهذا فهناك من الطرق ما توصلنا إلى تحديد هذا الرقم جبريا أو بالرسم وسوف نعرض فيما يلي أهمها:

١ - المتوسط الحسابي:

هو أشهر مقاييس النزعة المركزية الذي يقاس بجمع قيم كل عناصر المجموعة ثم قسمة النتيجة على عدد عناصر المجموعة، بمعنى آخر مجموع القياسات الخاصة بظاهرة معينة على عدد القياسات. ويعتبر المتوسط الحسابي أهم مقاييس النزعة المركزية وأكثرها استخداما، كما أنه يسهل حسابه.

أ- المتوسط الحسابي في حالة البيانات الغير مبوبة.

إن متوسط عدد من القيم هو خارج قسمة مجموع هذه القيم على عددها ويرمز للمتوسط الحسابي برمز X' ويمكن أن يكتب جبريا كالآتي:

$$\mathbf{X} = \frac{\sum \mathbf{X}}{\mathbf{N}} \qquad \frac{\partial}{\partial \mathbf{x}} = \mathbf{X}$$

فلنرمز لأي مفردة من مفردات مجموعة من القيم بالرمز س وإلى عدد القيم بالرمز ن فعندها يكون س، س، س، س، سوسطها، الحسابي و هكذا فان:

:مثال

:حساب المتوسط الحسابي للقيم التالية ٨، ٣، ٥، ١٢، ١٠ هو كالتالي

$$V.7 = \frac{mA}{\dot{o}} \frac{1. + 17 + m + o + \Lambda}{o} = \frac{mA}{\dot{o}} = \frac{mA}{\dot{o}}$$

في المتوسط الحسابي لابد أن يكون مجموع انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي مساوية لصفرا.

وبالتطبيق على المثال السابق نجد:

ب- المتوسط الحسابي في حالة البيانات المبوبة.

أما إذا كانت القيم/البيانات موزعة في جدول توزيع تكراري يحتوي على فئات فنحن هنالا نعرف قيمة كل حالة وإنما نعرف أن كل حالة تتحصر قيمتها بين رقمين هما الحد الأدنى والأعلى للفئة، لذلك علينا افتراض قيمة متساوية لكل أفراد الفئة الواحدة، وذلك

بأن نعطي كل حالة في الفئة قيمة هي مركز تلك الفئة ويحسب المتوسط الحسابي وفق القانون التالي:

مج التكرارية المقتوحة أي التي لا تتضمن الحد الأعلى أو الأدنى أو كلاهما في التوزيع التكرارية المقتوحة أي التي لا تتضمن الحد الأعلى أو الأدنى أو كلاهما في التوزيع التكراري فإنه من المستحيل التوصل إلى مراكز هذه الفئات لإيجاد المتوسط الحسابي و سوف نرى لاحقا كيف نصل إلى المتوسط الحسابي في مثل هذا النوع من الجداول.

مثال: الجدول التالي يبين توزيع ٦٠ مولودا حيا حسب مدة حمله بالأسبوع. والمطلوب حساب متوسط مدة الحمل لهؤلاء المواليد عن طريق المتوسط الحسابي.

عدد المواليــــــد	مدة الحمــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
٣	٣٠ – ٢٨
٥	** - *1
٣.	77 – 7 £
۲.	٣٩ – ٣٧
*	٤٢ – ٤٠
٦.	المجموع

لحساب المتوسط الحسابي في حالة البيانات المبوبة لابد من حساب منتصفات الفئات والتي تساوي

۲

ثم نقوم بحساب مجموع كل تكرار مضروبا في مركز الفئة المقابل له أي مجموع ك ×س كما هو مبين في الجدول التالي:

ك × س	س	عدد المواليد	مدة الحمل
		<u>(t)</u>	
۸٧	۲۹	٣	٣٠ – ٢٨
17.	44	٥	** - *1
1.0.	40	۳.	٣٦ — ٣٤
٧٦٠	٣٨	۲.	٣٩ – ٣٧
٨٢	٤١	۲	٤٢ – ٤٠
7179		٦,	المجموع

أي بالتقريب ٣٦ أسبوعا الموافقة لتسعة أشهر، أي أن الأغلبية من هؤلاء الأطفال ولدوا في أوانهم.

:٢- الوسط الفرضيي

أ- الوسط الفرضى في حالة البيانات الغير مبوبة.

إذا كانت القيم كبيرة فيمكن اختيار قيمة منها ككمية / أو قيمة ثابتة ونقوم بطرح القيم الأخرى منها بحيث نحصل على قيم متغير جديد يقسم على عدد القيم ويضاف إلى القيمة المختارة، فنحصل بذلك على المتوسط الحسابي.

الوسط الفرضي = الوسط الفرض + عدد القيم عن وسطها الفرضي عدد القيم عن وسطها الفرضي + مج ح
$$\frac{}{}$$
 مج ح $\frac{}{}$ اي $\frac{}{}$ س $\frac{}{}$ = $\frac{}{}$ الحرافات القيم عن وسطها الفرضي $\frac{}{}$

مثال: إيجاد المتوسط الحسابي للقيم التالية: ١٥٠٠، ١٨٦٠، ١٧٨٠، ١٤٥٠٠، ١٤٥٠٠، ١٩٥٠٠، المتوسط هي ١٤٥٠٠ ثم نطرح هذا الرقم من بقية القيم الأخرى فتحصل على ما يلي:

$$-120...) + (120... -174...) + (120... - 147...) + (120... - 10...)$$

$$= (120... - 19...) + (120...$$

$$.172... = 20... + ... + 77... + 21... + 0...$$

ثم نقسم على عدد المفردات أو القيم هذه النتيجة فنحصل على ٥ /١٢٤٠٠ = ٢٤٨٠. وبهذا يصبح المتوسط الحسابي = ٢٤٨٠ + ٢٤٨٠ = ١٢٩٨٥٠. و بالطريقة العادية نجد المتوسط الحسابي في هذا المثال يساوي:

.17910 =

وبهذا نرى أننا تحصلنا على نفس النتيجة في كلا الحالتين ويكون مجموع الانحراف عن الوسط دائما يساوى صفرا.

$$- 179 \wedge \cdot) + (1 \vee \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \wedge \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \wedge \cdot \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot)$$

$$= 7 \cdot 7 \cdot - 7 \cdot \wedge \cdot + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge \cdot) + (1 \cdot \wedge \cdot - 179 \wedge$$

.. = £ £ 7 . - £ £ 7 . +

ب- الوسط الفرضى في حالة البيانات المبوبة:

يمكن حساب المتوسط الحسابي بطريقة أخرى أسهل إذا كان الجدول هو توزيع تكراري منتظم أي تساوت فيه أطوال الفئات، بحيث يصبح طول الفئة هو القاسم المشترك وذلك لتبسيط العملية الحسابية، خاصة في حالة الجداول ذات الفئات العديدة أي التوزيعات التكرارية الطويلة.

وفي هذه الحالة نفترض أن الوسط الفرضي يساوي مركز فئة معينة، بحيث نحسب انحرافات بقية الفئات عن هذا الوسط الفرضي ويستحسن أن يكون هذا الوسط الفرضي المختار في وسط الجدول مقابل أكبر تكرار كلما أمكن ذلك وهذا لتسهيل العمليات الحسابية وبهذا فلوسط الفرضي في حالة البيانات المبوبة تساوي:

وبتطبيق هذا القانون على المثال السابق نجد الوسط الفرضي يكون مساويا إلى:

ك × ح	ζ	س	<u>5</u> 1	مدة الحمل
١٨ -	٦ -	79	٣	٣٠ – ٢٨
10 -	٣ -	٣٢	٥	77 - 71

•	•	٣٥	٣.	77 - 7 £
٦.	٣ +	٣٨	۲.	٣٩ – ٣٧
1 7	٦ +	٤١	۲	٤٢ — ٤٠
٣٩	•		٦.	المجموع

٣- الوسط الحسابي المرجسح.

أ - الوسط المرجح في حالة البيانات الغير مبوبة.

وهذا يستخدم عندما نفاضل بين مفردات توزيع أي ظاهرة في الأهمية، أي إذا علمنا أن بعض مفرداتها تكتسي أهمية بالنسبة للبحث على أخرى، حيث يرجح كل مفردة أو قيمة بأهميتها ويحسب وفق القانون التالى:

مثال: من تحقيق رصده فيه ١٠٠ عائلة وجد ٢٠ عائلة لديها ٤ أطفال ٤٠ لديهم ٥ أطفال، ٣٠ لديهم ٦ أطفال والباقي لديهم ٧ أطفال الموجح للأطفال هؤلاء الأسر هو:

اناة.
$$\frac{\circ \pi}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{\circ \pi}{1 \cdot \cdot \cdot}$$

٤- الوسط الحسابى بالطريقة المختصرة:

يمكننا كذلك حساب المتوسط الحسابي بطريقة مختصرة سهلة ولإيجاده نقوم مثل في الوسط الفرضي بحساب مراكز الفئات س ثم تحديد وسط فرضي أ والذي يكون مقابل لأكبر تكرارا من مراكز الفئات ثم نجد انحراف مراكز الفئات عن الوسط الفرضي ح وفي الأخير نجد الانحرافات المختصرة.

ثم نجد حاصل ضرب مجموع الانحرافات المختصرة في التكرار المقابل لها. وبهذا الوسط الحسابي بالطريقة المختصرة يساوي:

$$0 \times \frac{1 \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}}{1 \times \frac{1}{2}} \times \frac{1}{2} \times$$

وبتطبيق هذه المعادلة على المثال السابق أعلاه نجد أن متوسط مدة حمل هؤلاء المواليد بطريقته المختصرة كما يلى:

ح × ك	ζ	τ	J	<u>"</u>	শ্ৰ	مدة الحمل
۹ –	٣ -	٦ -	۲	79	٣	٣٠ – ٢٨
٧,٥ -	1.0 -	٣ -	۲	٣٢	0	WW — W1

•		•	۲	٣٥	٣.	٣٦ – ٣٤
٣.	1.0	٣ +	۲	٣٨	۲.	79 - 77
٦	٣	٦ +	۲	٤١	۲	٤٢ – ٤٠
19.0	•	•			٦.	المجموع

مج
$$\dot{\mathbf{z}} \times \dot{\mathbf{E}}$$
 س = أ+ \mathbf{E}

$$70.70 = 7 \times 19.0$$
 أسبوعا $70.70 = 7$

1 - A - 1 المتوسط الهندسي:

يستخدم المتوسط الهندسي في حالة المفردات التي تزيد بنسب ثابتة كما دراسة النمو السكاني والاقتصادي ... إلخ حيث يعتبر أنسب المتوسطات في حالة معدلات التغير ويحسب وفق المعادلة التاليـــة:

أ/- في حالة البيانات غير المبوبـــة:

مثـــال: بلغ عدد سكان الجزائر في سنة ١٩٩٠ ، ٢٥,٠٢٢,٠٠٠ نسمة وفي سنة ٢٥,٠٢٢ حوالي ٢٥,٠٠٠ نسمة. فعدد السكان في منتصف هذه الفترة أي في عام ١٩٩٧ كان:

$$\forall \wedge, \forall \gamma, \dots = (\forall \gamma) \dots (\forall \gamma) (\forall \gamma)$$

ب/- في حالة البيانات المبوبـــة:

يحسب المتوسط الهندسي عندما يكون لدينا جدول مبوب في فئات وفق العلاقة التالية:

مثـال: أحسب الوسط الهندسي للجدول التالي الذي يوضح معدل وفيات الأطفال الرضـع

ل ۸۰ دولة مثلا.

ك × لو س	لو س	<u>u</u>	ك	معدل وفيات الأطفال
				الرضع
٥،٨٨	1.17	10	٥	۲۰ – ۱۰
7.,97	1,79	40	10	٣٠ – ٢٠
۳۰،۸۸	1,05	٣٥	۲.	٤٠ – ٣٠
79,77	١،٦٥	٤٥	١٨	o £.
۳۸،۲۹	1.75	00	77	٦٠ - ٥٠
۱۲٥،۷۸			۸۰	المجمــوع

- 1 -9المتوسط الهندسي المرجــــح:

ويحسب وفق الصيغة التاليــــة:

$$\frac{\sum_{\mathbf{e}} \mathbf{e}_{1} \mathbf{e}_{2} \mathbf{e}_{3} \mathbf{e}_{4} \mathbf{e}_{5} \mathbf{e}_{5$$

$$\frac{\partial u}{\partial x} = \frac{\partial u}{\partial x}$$

متـــال: أوجد الوسط الهندسي المرجع للبيانات التاليــة:

عدد الوفيات المزايد الجدد (و)	عدد الــــولادات (س)	السنة
90	17.,	۲٠٠٠
٦.	10.,	71
٦٥	١٨٠,٠٠٠	77
٨٠	١٦٠,٠٠٠	7
٦٣	140,	۲٠٠٤

الحـــل:

و لو س	لو س	و	<u>u</u>
٤٩٦,٨٩	0,77	90	17.,
۲۱۰,۰۱۳	0,11	٦.	10.,
W£1,09	0,70	٦٥	۱۸۰,۰۰۰
٤١٦,٣٣	۲,0٠	۸٠	17.,
٣٣٠,٣١	0,7 £	٦٣	140,
1890,7		* 7*	
٨		, • • •	

١- ١٠ - الوسط التوافق

هو عبارة عن وسط يحسب معدلات زمنية وهو مقلوب الوسط الحسابي لمقلوبات قيم المتغير المدروس. ويعتبر أفضل المتوسطات لتمثيل المعدلات في التغير والسرعات وكذلك الأسعار والأثمان ... الخ.

ويحسب وفق الصيغ التاليــــة:

أ/- في حالة البيانات غير المبوبـــة:

وبعد هذا نقوم بتطبيق الصيغة التالية:

$$\frac{0}{\frac{1}{\omega}} = \frac{0}{\frac{1}{\omega} + \frac{1}{\omega} + \frac{1}{\omega}} = \frac{0}{\omega}$$

مثـال: لدينا البيانات التالية ٦، ٨، ١٣، ١٥ و المطلوب حساب متوسطها التوافقي.

9.1. =

ب/- في حالة البيانات المبوبـــة:

في هذه الحالة يتوجب علينا معرفة مراكز الفئات (س) لأننا سوف نقوم بحساب مقلوبات هذه المراكز أي $\frac{1}{m}$ ثم نقوم بضرب النتيجة في التكرار المقابل لها كما سنوضحه في المثال اللاحق عن المعادلة المطبقة لإيجاده فهي نحو التالي:

ك × ك	<u>۱</u> س	<u>"</u>	শ্ৰ	الْقَدُ ات
٩	٠،٤	۲،٥	10	0 - •
1,79	۳۱٬۰۳	٧,٥	١٣	1 0
١،٦	۰،۰۸	17.0	۲.	10 - 1.
۲،۱۰	۰٬۰٦	14.0	٣٥	7. – 10
۲،۰	٠,٠٤	77,0	٥	Y0 - Y.
11,09			۸۸	المجمــوع

$$\nabla \cdot \nabla \xi = \frac{\Delta + \frac{2}{\Delta}}{\Delta + \frac{2}{\Delta}} = \frac{\Delta + \Delta}{\Delta + \frac{2}{\Delta}}$$

$$= \frac{\Delta + \frac{2}{\Delta}}{\Delta + \frac{2}{\Delta}} = \frac{\Delta + \Delta}{\Delta + \frac{2}{\Delta}}$$

- 1 - 11 الوسط ألتربيعي:

الوسط ألتربيعي هو الجذر ألتربيعي للوسط الحسابي لمربعات قيم المتغير المدروس. أر- في حالة البيانات غير المبوبــــة:

$$\frac{\sum^{\prime} w}{\dot{\upsilon}} / = \frac{1}{2}$$

مشـــال: إيجاد الوسط ألتربيعي للقيم التاليــة: ٥، ٨، ١٧، ٢٠

ت = =

14.90 = 195.0 =

ب/- في حالة البيانات المبوبـــة:

متال: أوجد الوسط ألتربيعي للقيم التالية:

س` × ك	س ۲	س	<u>5</u>	الفئات
٦٧٥٠	770	10	٣.	Y · - 1 ·
10770	770	70	70	۳۰ – ۲۰
10970	1770	٣٥	١٣	٤٠ – ٣٠
٧٠٨٧٥	7.70	٤٥	٣٥	٥٠ – ٤٠
۳.۲٥.	٣.٢٥	00	١.	٦٠ – ٥٠
144540			117	المجمــوع

١١- ١- العلاقة بين المتوسطـــات:

لو قارنا بين مختلف أنواع المتوسطات السابقة الذكر نجد أن:

مثـال: أوجد المتوسط بمختلف الطرق للجدول التالي الذي يبين مدّة زواج ١٠٠٠ امرأة.

শ্ৰ	مدة الــــزواج
10	0 – 1
٣٢	9 – 0
١٨	۱۳ – ۹
77	17 – 18
١٣	71 - 17
1	المجمـــوع

$$\frac{1}{2}$$
 الوسط ألتربيعي: ث $-/1$

$$\frac{\Sigma}{\Sigma} = \frac{\Sigma}{\Sigma}$$
 المتوسط الحسابي: سَ = $\frac{\Sigma}{\Sigma}$

$$\sum = \frac{1}{\dot{0}}$$
 والوسط الهندسي: هـ = \sqrt{m} النام الهندسي: هـ = \sqrt{m} النام الهندسي: هـ = \sqrt{m} النام الهندسي: هـ = \sqrt{m}

$$\frac{\sum \pm \frac{2}{\sum \pm \sum \pm \frac{2}{2}}}{\sum \pm \frac{2}{2}} = \frac{2}{2}$$
 الوسط التوافقي: ق = $\frac{2}{2}$

ك. ١	١ - س	^۲ س. ڬ	س۲	ك.س	س	শ্ৰ	مـــدة الزواج
o	۰،	170	٩	٤٥	٣	10	0 – 1
٤،٥٧	1 2	١٥٦٨	٤٩	775	٧	٣٢	۹ — ٥
١،٦٤	٠،	Y 1 V A	17	197	11	١٨	۱۳ – ۹
1,57	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	٤٩٥٠	٥	٣٣.	10	77	17 – 18
۸۲۸۰	• 6	٤٦٩٣	۳٦	7 £ V	19	١٣	71 – 17
1 m.m		14015		1.22		1	المجموع

بالتعويض في القوانين السابقة نجد ت
$$=$$
 $\sqrt{\frac{18018}{1001}}$

ق =
$$\frac{1 \cdot \cdot}{17^{\circ}}$$
 ق = گ

- 2 الوسيط:

الوسيط هو القيمة التي تقسم مجموعة من القيم إلى قسمين متساويين أي أن تكون القيم الأكبر منها مساوية للقيم الأصغر منها بحيث تكون قيم المتغير مرتبة تصاعديا أو تتازليا، بمعنى آخر هو القيمة التي تقع في منتصف سلسلة مرتبة ترتيبا تصاعديا أو تتازليا بحيث يكون عدد المفردات الأصغر منها مساوية لعدد المفردات الأكبر منها.

2 - 1 - الوسيط في حالة البيانات الغير مبوبــــة:

نقوم بترتيب البيانات تصاعديا أو تنازليا ثم نأخذ القيمة التي تقع في الوسط تماما إذا كان مجموع عدد البيانات زوجيا فإن الوسيط هو القيمة الناتجة عن جمع القيمتين اللتين تقعان في الوسط وقسمة النتيجة على اثنين.

متــال ١: في حالة عدد البيانات فرديـا.

إذا كانت أعمار تسعة أفراد هي ١٥، ٣٢، ٤٤، ٢٨، ٣٣، ١٧، ٣٠، ١٨، ١٨ فوسيط أعمارهم هو:

أولا: نقوم بترتيب القيم ترتيبا تصاعديا أو تنازليا، ثم نأخذ القيمة التي تقسم السلسلة إلى قسمين متساويين كما يلي: ١٥، ١٧، ٢٣، ٢٨، ٣٠، ٣٥، ٤٤.

فالوسيط هو السن ٢٨ سنة لأنه يقسم التوزيع إلى جزئيين متساويين ٤ أفراد قبله و٤ أفراد بعده.

وعلى هذا يصبح ترتيب الوسيط عندما يكون عدد القيم فرديا عبارة عن محصلة قسمة عدد الحالات / البيانات + 1 تقسيم ٢، ثم إذا حدث وتحصلنا على كسورا عشرية فسنقوم بتقريب الناتج إلى أقرب عدد صحيح لمعرفة ترتيب الوسيط.

. مطالعة ممتعة : محمد عموش .

وبالفعل أخذ الوسيط الرتبة الخامسة في السلسلة المرتبة تصاعديا السابقة.

مثـــال ٢: في حالة وجود بيانات زوجية العــدد

أما إذا كان العدد زوجيا فسوف تصبح هناك قيمتين للوسيط وعلينا أن نأخذ متوسطها.

ومثال ذلك إذا زدنا قيمة أخرى للمثال السابق وليكن فردا عاشرا سنه يبلغ ٣١ سنة فسيصبح الوسيط حينها ١٥، ١٧، ١٨، ٢٣، <u>٣٠، ٢٨، ٣٠، ٣</u>٢، ٣١، ٤٤. لهذا نحسبه أو بالأحرى نجده عن طريق أخذ المتوسط لهذين الوسطين أي:

و =
$$\frac{77 + 77}{7}$$
 = 79 سنــــة. أما عن رتبته فتساوي $= \frac{7}{7} + 1$ = 0.0 وبالفعل 79 سنة أخذ المرائبة $(0,0)$ في السلسلة المرتبة تصاعديا.

أما عن مرتبة القيم التي تدخل في حساب قيمة الوسيط فهي ن = $\frac{1}{2}$ = 0 مرتبة القيم التي تدخل في حساب قيمة الوسيط فهي ن = $\frac{1}{2}$ = 0 مرتبة و $\frac{1}{2}$ المرتبة و $\frac{1}{2}$ المرتبة السادسة.

- 2 - 2حساب الوسيط في حالة البيانات المبوبـــة:

أما إذا كانت المعطيات مرتبة في جدول تكراري ذو فئات فحساب الوسيط يكون أو لا بحساب رتبته.

حيث أن رتبة الوسيط تساوي رتبة الوسيط في حالة البيانات المبوب = $\frac{\dot{}}{\gamma}$ ثم نقوم بالبحث عن هذه الرتبة أما في التكرار المجتمع الصاعد أن النازل أم التكرار المجتمع النسبي الصاعد أم النازل ... الخ، لهذا فهناك عدة طرق الحساب الوسيط نذكر منها.

٢ - ٢ - ١ الطريقة الأولسى:

مثـــال: لدينا الجدول التالي الذي يبين وزن ١٠٠ مولود جديد والمطلوب حساب وسيط تلك الأوزان.

ای	الوزن عند الولادة بالغرام
٣	10 – 1
٦	7 – 10
١٢	70 7
١٨	W Yo
70	70 – 7
١٨	٤٠٠٠ – ٣٥٠٠
١.	ξο – ξ
٨	0 £0
1	المجمـــوع

الطريقة الأولىي:

ك المجتمع النسبي النازل	ك المجتمع النازل	التكر ار المجتمع النسبي	التكر ار النسبي	ك المجتمع الصاعد	গ্ৰ	الفئات
١	1	• • • • •	• • • • •	٣	٣	10
97	97	٠,٠٩	٠،٠٦	٩	٦	7 – 10
91	٩١	173.	۲۱،۰	71	١٢	70
٠،٧٩	٧٩	۰٬۳۹	۰٬۱۸	٣٩	١٨	W Yo
۱۲٬۰	٦١	٠،٦٤	۰،۲٥	٦٤	70	70 – 7
۰٬۳٦	٣٦	۲۸،۰	۰٬۱۸	٨٢	١٨	٤٠٠٠ – ٣٥٠٠
١٨	١٨	۰،۹۲	• () •	9 7	١.	٤٥٠٠ – ٤٠٠٠
٠,٠٨	٨	١	٠,٠٨	١	٨	0 50
					١	المجموع

أول شيء نقوم به لحساب الوسط هو إيجاد رتبته وفي هذا المثال نجدها تقدر بـ
$$\frac{0}{1} = \frac{1 \cdot 1}{1} = \frac{0}{1}$$

إذا ألقينا نظرة على التكرار المجتمع الصاعد نجد هذه الرتبة ضمتها فئة وزن ٣٠٠٠ – ٣٥٠٠ لوجود ٦٤ طفل، إذ أن التكرار المجتمع قبل هذه الفئة ٣٩ طفل في فئة - ٣٠٠٠ – ٣٠٠٠ غ أي أن ترتيب الوسط لا يغطي هذه الفئة بل يقع في الفئة - ٣٠٠٠ وبتطبيق القانون السابق لإيجاد الوسيط نجد أن

. . . ۳ + (٤٤، . × . . ٥) = ٢٢٣ غ.

٢ - ٢ - 2 الطريقة الثانيـــة:

وفي هذه الطريقة نقوم باستخدام التكرار المجتمع النازل بدل التكرار المجتمع الصاعد ويصبح بذلك القانون كالآتى:

الوسيط =

تكرار الفئة الوسطية

وبتطبيق القانون على المثال السابق نجد ويساوي

و
$$= 777 = 777$$

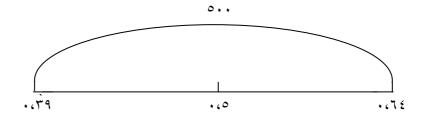
وهذه الطريقة تسمى بالطريقة النسبية لهذا فعند استعمالها لا بد من حساب التكرار النسبى وقانونها كالآتى:

وبتعويض هذه المعادلة على المثال السابق نجد:

$$\dot{\varepsilon} = (\cdot, \cdot) + (\cdot, \cdot) = (\cdot, \cdot, \cdot) = (\cdot, \cdot, \cdot) + (\cdot, \cdot) = (\cdot, \cdot, \cdot) = (\cdot, \cdot, \cdot)$$

٢ - ٢ - ٤ الطريقة الرابعــة:

وهي طريقة بيانية نسبيا وهي كالتالـــــي:



و = ۲۰۰۰ ـ

$$\omega = \frac{11.0 \times 0.00}{0.00} = 0.77 \dot{3}.$$

٢ - ٢ - ٥ الطريقة الخامســة:

وهي طريقة نسبية كذلك وتحسب وفق القانون التاليي:

٢ - ٢ - ٦ الطريقة السادسة:

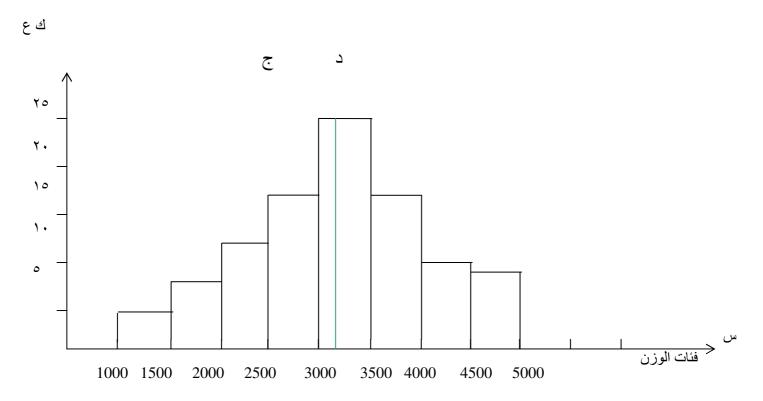
وهي طريقة تقريبية كذلك ويحسب الوسيط فيها كما يلي:

إن التكر ارات المجتمعة قبل الفئة الوسطية تساوي ٣٩.

إذن نأخذ ١١ طفل من ذوي وزن ٣٠٠٠ – ٣٥٠٠ والبالغ عددهم ٢٥ طفل ويصبح الوسيط بذلك يقدر بـ:

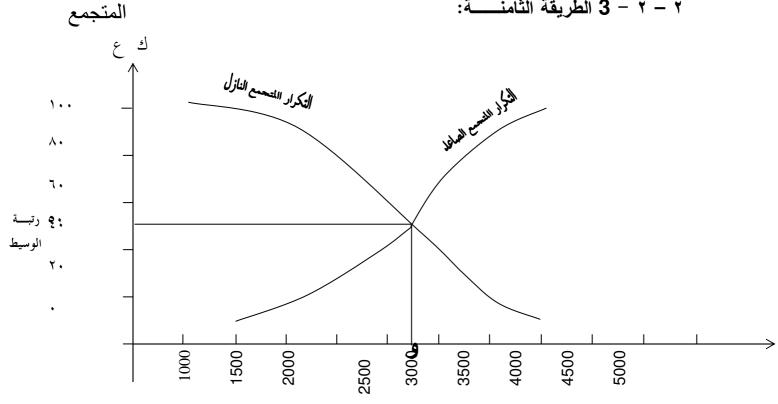
٢ - ٢ - ٧ الطريقة السابعة:

وهي عن طريقة رسم المدرج التكراري للبيانات كما يليي:



لدينا من الرسم أو = (أب) =
$$(0.0)$$
 = 0.0 الدينا من الرسم أو = 0.00 + 0.00 خ.

٢ - ٢ - 3 الطريقة الثامنــة:



كما توجد طرق أخرى لإيجاد الوسيط لكن هذه أهمها.

٢- ٣- ترتيب الوسيط عند الفئة التي لا تكرار لهـــا:

إذا صادفنا ترتيب الوسيط عند فئة منعدمة التكرار فمن الصعب الاستعانة بإحدى القوانين السالفة الذكر لهذا نقوم بحسابه كما يلــــــــــــى:

متـــال: لدينا الجدول التالي الذي يبين توزيع مجموعة من الأفراد حسب سنهم والمطلوب إيجاد الوسيط أي وسيط سنهم.

<u>1</u>	الســــن
٨	۲۰ – ۱۰
١٨	7. – 7.
٣٤	٤٠ - ٣٠
•	٥٠ – ٤٠
۲.	٦٠ – ٥٠
٨	٧ ٦.
١٦	۸. – ۲.
١٦	۹۰ – ۸۰
17.	المجمـــوع

لحساب الوسيط في هذه الحالة نقوم بحساب التكرار المجتمع الصاعد والنازل وطبعا نقوم بحساب رتبة الوسيط التي تساوي $\frac{\dot{}}{\dot{}}$ = $\frac{\dot{}}{\dot{}}$ = $\frac{\dot{}}{\dot{}}$

<u>3</u>	শ্ৰ	শ্ৰ	السن
الضابط	الصاعد		
17.	٨	٨	Y · -) ·
١١٢	77	١٨	r r.
9 £	٦.	٣٤	٤٠ – ٣٠
٦٠	٦٠	•	0 2.
٦٠	۸۰	۲.	7 0.
٤٠	٨٨	٨	٧٠ – ٦٠
٣٢	1.5	١٦	۸. – ۷.
١٦	17.	١٦	۹۰ – ۸۰
		17.	المجموع

نلاحظ من هذا الجدول أن التكرار المتجمع الصاعد يصل إلى . 7 عند فئة . 7 - . 3 وهي الفئة الوسيطة بما أن رتبة الوسيط هي . 7 إذن فتوجد ضمنها ثم يظل كما هو في الفئة التي تليها لأن تكرارها متساويا لصفر، إذن فالوسيط يقع في نهاية الفئة . 7 - . 3. وإذا ما نظرنا إلى التكرار المتجمع النازل فنجد أن رتبة الوسيط . 7 - . 3 عند الفئة التي تمتد أطرافها من . 6 - . 7 ثم يظل ثابتا في الفئة التي تسبقها، إذن فالوسيط يقع في بداية الفئة المنعدمة التكرار . 6 - . 7 أي أن ترتيب الوسيط بهذا يقع بين . 6 - . 7 وهي حدود الفئة المنعدمة التكرار لهذا فالوسيط في مثل هذه الحالة مركز الفئة التي لاتكرار لها أي أن الوسيط . 3 - . 6

۲

£0 =

٤- المئينات:

هو عبارة عن تقسيم مساحة المنحنى لتوزيع تكراري إلى مئة جزء متساوي فالمئين الأول م، هو القيمة التي يسبقها ١% من البيانات ويليها ٩٩% من القيم وهذا بافتراض أن البيانات مرتبة مسبقا ترتيبا تصاعديا والمئين الأربعون ٤٠ م.؛ هو القيمة التي يسبقها ٤٠% من البيانات ويليها ٦٠% وبالطبع بالافتراض أن هذه البيانات/القيم مرتبة ترتيبا تصاعديا.

المئين في حالة البيانات المبوبـــة:

ويحسب وفق المعادلة التالية في حالة التكرار المجتمع الصاعد

			1
ك النازل	ك الصاعد	<u>3</u>	السن
١٢٠	٨	٨	7. – 1.
117	۲٦	١٨	W Y.
9 £	٦.	٣٤	٤٠ – ٣٠
٦.	٧٨	١٨	ο. – ξ.
٤٢	۸.	۲	٦٠ – ٥٠
٤٠	٨٨	٨	٧٠ – ٦٠
٣٢	١٠٤	١٦	۸. – ۷.
١٦	١٢.	١٦	۹۰ – ۸۰
		14.	المجمـــو
			ع

٣.

٤ - الربيعيات:

يقصد بالربيعيات في التحليل الإحصائي هي تقسيم مساحة منحنى التوزيع التكراري إلى أربعة أجزاء متساوية، حيث يوجد ثلاث ربيعيات مرتبة من اليسار إلى اليمين وهـــى:

- الربيع الأول أو الأدنى م٥٠٠
- الربيع الثاني أو الوسيط م.٥٠
- الربيع الثالث أو الأعلى م٥٠٠

ففي بعض الأحيان نحتاج إلى معرفة القيمة إلي تقع عند ربع السلسلة الإحصائية الصاعد أم النازلة لمجموعة من البيانات مثلما نعمل في الوسيط أين كنا نبحث عن القيمة التي تقيم السلسلة الإحصائية إلى جزأين متساويتين.

تعریف الربیع الأدنی: هو القیمة التي یقل عنها ربیع القیم ویزید عنها 3/4 القیم ویمکن ایجاده بعد ترتیب البیانات تصاعدیا أم تنازلیا:

في حالة البيانات المبوبـــة:

ن

أما قيمته فتحسب وفق المعادلة التاليـة:

قيمة ر، =

وبتطبيق القانون على الجدول أعلاه نجد ر، تقدر بما يلي:

$$- \operatorname{cips}_{\xi} - \frac{i}{\xi} = \frac{i}{\xi}$$

ر = ۰۰ +
$$\frac{3}{7}$$
 × ۰۱ = ۱۰ × $\frac{3}{7}$ سنة $\frac{3}{7}$

الربيع الأعلى/ الثالث:

وهو القيمة التي يسبقها ثلاث أرباع القيم 3⁄4 ويليها الربع أي ربع القيم ويحسب كما يلى:

إن رتبة ر 7 في هذه الحالة تحسب وفق المعادلة التالية ر 7 وهناك حالتين لإيجاده مثـل ر 7 .

في حالة التكرار المتجمع الصاعد:

وبالتطبيق على المثال أعلاه نجد رتبة ر $= \frac{7 \times 7}{3} = 9$ = 9. إذن الفئة الربيعية الثالثة هي: ٧٠ – ٨٠.

$$V \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot = 1 \cdot \times \frac{\Lambda \Lambda - 9 \cdot}{\Lambda \Lambda - 1 \cdot 1 \cdot \cdot} + V \cdot = \pi$$
و بالتعویض في القانون نجد: ر σ

أي أن ٧٠،٠٩ من هؤلاء الأفراد يقل سنهم عن ٧٠،٠٩ سنة وأن ٢٥% منهم يزيد عن ٧٠،٠٩ سنة.

5 - العشيـــرات:

نقصد به تقسيم مساحة المنحنى لتوزيع التكراري إلى عشرة أقسام متساوية وكل قسم نسميه عشير، فمثلا العشير الرابع هو القيمة التي يسبقها ١٠/٤ من البيانات ويليها ١٠/٦ منها طبقا بافتراض دائما ترتيب البيانات تصاعديا.

في حالة البيانات المبوبة: ويحسب كما يلي:

أما قيمته فتحسب وفق المعادلة التاليـــة:

وبتطبيق القانون على المثال السابق نجد العشير الثالث مثلا يقدر بـ:

٦ - المنسوال:

المنوال لمجموعة من القيم هو القيمة الأكثر انتشارا أو الأكثر تكرارا وشيوعا بين القيم وهذا هو الأساس الذي بناءا عليه يعتبر المنوال وسطا ممثلا للقيم التي حسب لأجلها وعلى ذلك فإن تحديده يتوقف على تكرار القيم المجموعة الإحصائية ويتم إيجاد المنوال

حسابيا وعن طريق الرسم إلا أن قيمة المنوال قد لا توجد، وحتى وأن وجدت في بعض الأحيان قد لا تكون واحدة في السلسلة الإحصائية أو الجدول التكراري.

أ/ في حالة البيانات غير المبوبــــة:

إذا لم يتكرر أي من القيم فلا يوجد منوالا.

مثال ۱: لدينا البيانات التالية: ٣، ٥، ٨، ١٠، ١٢، ١٥، ١٦.

لا يوجد منوال لهذه القيم حيث أيا من القيم لم يتكرر أكثر من مرة.

مثال ۲: إذا تكرر أحد القيم فيكون منوال واحد فقط مثلا في السلسلة التالية ۲، ۲، ۵، ۷، ۹، ۹، ۹، ۹، ۱۱، ۱۱، ۱۲، ۱۸.

فالمنوال هو رقم ٩ لأنه هو الذي تكرر كثيرا ٣ مرات عن القيم الأخرى

مثال ٣: كما يمكن أن نأخذ السلسلة الإحصائية منوالين فأكثر كما هو مبين في المثال التالي: ٢، ٣، ٤، ٤، ٤، ٥، ٥، ٧، ٧، ٩.

إذا هذه السلسلة لديها منوالين هما ٤، ٧ ويسمى المنوال في هذه الحالة بالمنوال المزدوج. بالمنوال المردوج. بالميانات المبوبسة:

إن طريقة حساب المنوال في هذه الحالة تختلف عن كيفية استخراجه من البيانات المبوبة وهناك عدة طرق لحسابه من بينها ما يلى:

مثال: أوجد المنوال السن الأكثر شيوعا لعينة متكونة من ١٧٠ امرأة موزعة حسب سنها عند أول زواج.

ك	الســـن عنــد أول زواج
١.	11-10
۲.	71 – 11
70	75 - 71
٣٠	77 - 75
٤٠	٣٠ - ٢٧
۲.	TT - T.
١٨	٣٦ – ٣٣
٥	۳۹ – ۳۲
۲	٤٢ — ٣٩
1 ٧ ٠	المجمـــوع

الطريقة الأولىية:

باعتبار مركز الفئة ذات أكبر تكرار في الجدول التكراري، ومن الجدول السابق 77 السابق نلاحظ أن المنوال هذا التوزيع هو مركز الفئة 77 77 وهو بذلك: 77 سنة، وذلك لأن تكرارها هو أكبر تكرار في الجدول.

إذن قدر بـ ٤٠ امرأة متزوجة ما بين سن ٢٧ - ٣٠ سنة، والواضح أن هذه الطريقة هي تقريبية فهي تفترض تماثل التوزيع على جانبي مركز الفئة المنوالية.

الطريقة الثانيـــة:

وهي طريقة حسابية نستخدم من خلالها الصيغة التاليـــة:

مو =
$$i + \frac{2}{2} \times \sqrt{2}$$
 × ل

وبتطبيق هذا القانون على المثال السابق نجد المنوال يساوي:

الطربقة الثالثـــة:

وهي طريقة الفروق وواضع هذه الطريقة هو كار ل برسون وهي لا تختلف كثيرا عن سابقتها فهي تهتم بالفروق بين التكرارات أكثر مما تهتم بالتكرارات نفسها ذلك لأن الخطوة الأولى في هذه الطرقة تتحصر في إيجاد الفرق بين التكرارات الفئة المنوالية

والفئتين اللتين حولها، ووضع المنوال يتحدد في هذه الطرقة بالفرق بين تكرار الفئة المنوالية والتي حولها وبتالي يحسب المنوال بهذه الطريقة وفق لصيغة التالية:

مو = أ +
$$\frac{\dot{b}}{\dot{b}}$$
 × ل

نلاحظ أن المنوال محسوبا بكلتا الطريقتين الثانية والثالثة متساوي إلا أنه مع الطريقة الأولى لا يساويه وهذا ليس بغريب حيث أن الطريقة الأولى كما قلنا تقريبية وعدم الدقة أو التفاوت في النتيجة يرتفع كلما كان مدى الفئة طويلا.

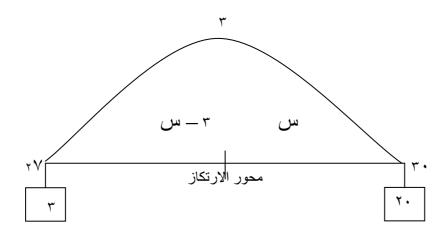
الطريقة الرابعة:

وهي طريقة الرافعة إذ أنها تنظر إلى الفئة المنوالية على أنها تمثل رافعة تتجاوزها قوة يعبر عنها بتكرار الفئة بعد المنوالية ومقاومة يعبر عنها بتكرار الفئة بعد المنوالية وعلى هذا يمكن تحديد موضع المنوال أو قيمته عند نقطة ارتكازها/ الرافعة، وبالنظر إلى المثال السابق يصبح المنوال يقدر بما يلى:

لما كان قانون الرافعة يساوي:

القوة \times ذراع = المقاومة \times ذراع

إذا فالمنوال = ۲۷ + ۲،۲ = ۲۸،۲ سنة

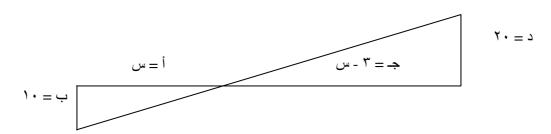


الطريقة الخامسـة:

وهي طريقة المحاور، ونستعملها لإيجاد المنوال بفرض أن قيمة المنوال تقع على بعد m من بداية الفئة وعلى بعد m – m من نهايتها بحيث يصبح المنوال m + m وبما

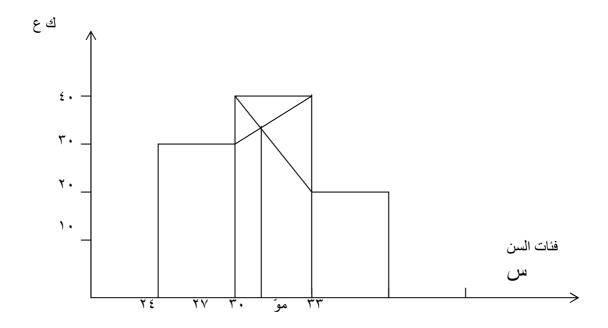
۲.

المنوال = ۲۷ + ۱ = ۲۸ سنة.



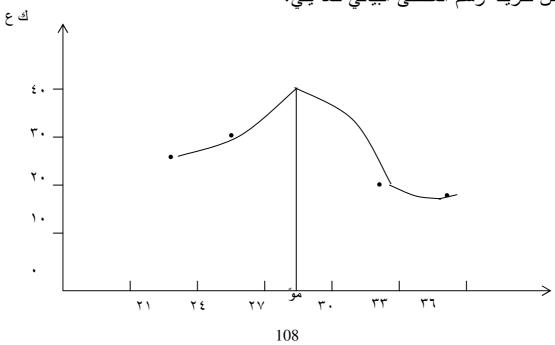
الطريقة السادســة:

وهي طريقة تستعمل عن طريقة الرسم المدرج التكراري كما يلي:



الطريقة السابعــة:

عن طريقة رسم المنحنى البياني كما يلي:



. مطالعة ممتعة : محمد عموش . ٨

إيجاد المنوال في حالة البيانات الكمية المفصلــــة:

إن أكبر تكرار يقابل المتغيرات المنفصلة في جدول تكراري هو المنوال كما نلاحظه من هذا الجدول الذي يبين عدد الأبناء لمجموعة من العائلات.

عدد العائلات	عدد الأبناء في العائلة
٣	•
Y	1
11	۲
١٤	٣
۲.	٤
١٦	O
1 ٢	٦
Y	٧
٩.	المجموع

وفي هذا الجدول ذوي أن المنوال فيه موجود عند القيمة ٤ أي أربعة أطفال في العائلة وعلى ذلك يكون المنوال ٤ مباشرة دون إجراء عمليات حسابية كما هو في حالة البيانات الكمية المتصلة فبمجرد ملاحظة التكرارات فأكبرها في التوزيع مثل ما هو في هذا الجدول ٢٠ عائلة القيمة التي تقابلها هو المنوال.

إيجاد المنوال من البيانات الكيفيـــة:

استجوبت عينة من عمال مؤسسة ما فكان توزيعهم حسب حالتهم المدينة كالآتي:

শ্র	الحالـة المدنيـــة
٣.	أعزب
٣.	متزوج
١٢	مطلق
١.	أرمل
٨٢	المجمـــوع

المنوال في هذا التوزيع هو القيمة التي تقابل أكبر تكرار وهم إذن العمال العزاب والمتزوجين إذن فهذا التوزيع يحتوي على منوال مزدوج.

المنوال في التوزيعات التكرارية الغير منتظمة:

إيجاد المنوال في التوزيعات التكرارية الغير منتظمة لابد من تعديل التكرارات ثم نطبق أي من الصيغ السالفة الذكر، كما هو مبين في المثال التالي: مثلاً أوجد المنوال من الجدول التالي الذي يبين مدة أقدميه العمال في مهنتهم في مؤسسة ما.

الفرق	<u>ك</u> س	س	শ্ৰ	الفئات
	۲،٥	۲	٥	17 - 1.
	٣	٤	١٢	17 - 17
	٤،٢٥	٤	١٧	7. – 17
٣،٧٥	٨	٥	٤٠	Y0 - Y.
0,9	۲،۱	١.	۲۱	70 - 70
			90	المجم <u>و</u> ع

يتضح من التوزيع هذا أن الفئة المنوالية هي: ٢٠ – ٢٥ لأنها مقابلة لأكبر تكرار معدل والمقدر بــ ٨

و لإيجاد المنوال يجب إعداد جدول مثل ما سبق لتعديل التكرارات ويصبح بعدها المنوال:

مو = الحد الأدنى للفئة المنوالية +
$$\frac{57}{100}$$
 × ل

مو = ۲۰ +
$$\frac{\gamma,\gamma_0}{\gamma,\gamma_0}$$
 × 0 = ۶۹،۱۲ سنة γ,γ_0

٧- العلاقة بين مقاييس النزعة المركزيـــة:

تكمن الإحصائيين من إيجاد علاقة تقريبية بين المتوسطات الثلاثة: المتوسط الحسابي، الوسيط المنوال وتستخدم هذه العلاقة عندما يتعذر استخراج إحداها كما يحدث عندما يراد إيجاد المتوسط الحسابي من الجدول التكرارية المفتوحة أين لا يمكنا معرفة مركز الفئة الأولى والأخيرة في الجدول مثلا.

وسوف نعرض فيما يلى طبيعة العلاقة التقريبية في الحالات التاليـــة:

١ – إذا كان التوزيع التكراري متماثلا تماما:

يكون التوزيع التكراري متماثلا تماما إذا كان المنحنى الذي يمثله يتماثل حول المحور الرأسي، أين يقسم المنحنى إلى جزئيين متطابقين، وهذا النوع من التوزيعات تنقص فيه التكرارات بالتماثل على جانبي أكبر تكرار فيه وهذا ما يسمى بالمنحنى الإعتدالي.

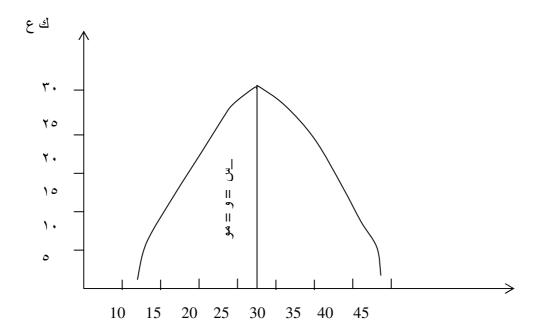
أحسب المتوسط الحسابي، الوسيط والمنوال وكذا قسم برسم المنحنى التكراري للجدول التالــــى:

শ্ৰ	الفئات ات
۲	10 -1.
10	7. – 10
۲.	Y0 - Y.
77	W Yo
۲.	۳٥ – ٣٠
10	٤٠ – ٣٥
۲	٤٥ – ٤٠
1	المجم وع

ك م نازل	ك م الصاعد	ك × س	<u>"</u>	٤	الفئات
١	۲	70	17.0	۲	10-1.
9.٨	١٧	٥،٢٢٢	14.0	10	7 10
۸۳	٣٧	٤٥.	77.0	۲.	Y0 - Y.
٦٣	٦٣	٧١٥	۲۷،٥	۲٦	۳۰ – ۲٥
٣٧	۸۳	٦٥,	۳۲،٥	۲.	70 - 7.
١٧	٩٨	0,770	٣٧،٥	10	٤٠ – ٣٥
۲	١	٨٥	٤٢،٥	۲	٤٥ – ٤٠
		۲۷۵۰		1	المجمـــو ع

$$7.$$
 المنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + $\frac{60}{100}$ + كل = $0 \times \frac{7.}{100}$ + كالمنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + $\frac{100}{100}$ + $\frac{100}{100}$ المنوال = $0 \times \frac{7.}{100}$ المنوال = $0 \times \frac{7.}{100}$ المنوال = $0 \times \frac{7.}{100}$

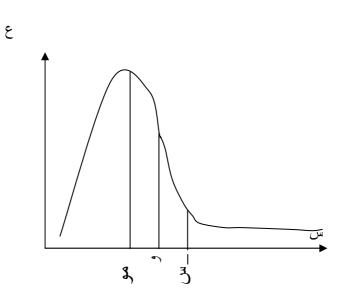
وفي هذه الحالة نجد أن المنحنى يتخذ شكلا اعتدا ليا كما وجدنا m = ne = e = 0.00 معنى هذا أن جميع مقاييس النزعة المركزية تنطبق على بعضها البعض وتتساوى جميعا في التوزيع التكراري المعتدل.



إذا كانت التوزيعات التكرارية قريبة من التماثل أو ملتوية بطريقة غير شديدة لاحظ أن بعض التكرارات لا تمثل توزيعا معتدلا حول قيمة متوسطة بل تتوزع بطريقة غير معتدلة في الجدول، وفي هذا النوع من الجداول تختلف قيم كل من الوسط/المتوسط الوسط والمنوال حسب نوع الالتواء الموجب والسالب.

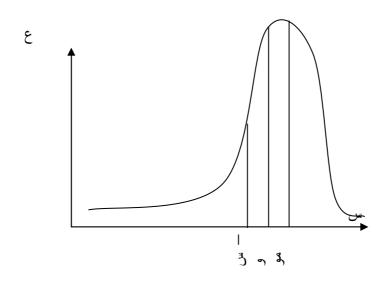
-/- عندما یکون التوزیع التکراري ملتویا التواء موجب -/-

في هذه الحالة يمتد الطرف الطويل للمنحنى إلى الجهة اليمنى ويصبح ترتيب مقاييس النزعة المركزية كما يلي المتوسط، الوسط، ثم المنوال أي أن س، و، مو.



-/- عندما يكون التوزيع التكراري ملتويا التواء سالب -/-

في هذه الحالة يمتد الطرف الطويل إلى الجهة اليسرى ويصبح حينها ترتيب مقاييس النزعة المركزية كما يلي المنوال، الوسيط، المتوسط-أي أن مو، و، س.



٨ - خواص مقاييس النزعة المركزية التــــلاث:

٨-١- الوسط الحسابي أو المتوسط الحسابي:

- إن المجموع الجبري الانحرافات مجموعة من القيم عن وسطها الحسابي يساوي دائما صفرا.
 - .. = $\sum \bullet$
- يستغل في حساب المتوسط الحسابي جميع قيم التوزيع لذلك فهو أدق المتوسطات الثلاث وأكثر تباتا.
- يستخرج المتوسط الحسابي كذلك لاستعماله في معاملات أخرى كمقاس التشتت إلا أن عيوب تكمن في المتغيرات.
 - أنه لا يمكن استعماله في البيانات المتغيرات الكيفية.
 - لا يمكن حسابه في الجداول التكرارية المفتوحة.

• يتأثر بالقيم الشاذة، أي الكبيرة جدا أو الصغيرة جدا عن بقية قيم الجدول التكراري.

٨-٢- الوسيط أو الأوسط:

- إن قيمة الوسيط على العكس من الوسط الحسابي لا تتأثر بالقيم الشاذة لهذا في حالة وجود مثل هذه القيم يفضل استخدام الوسيط.
- يمكن حساب الوسيط من الجداول التكرارية المفتوحة لأننا في حسابه لا نحتاج لمعرفة مراكز الفئات مثل حالة المتوسط الحسابي.
 - يمكن إيجاد قيمة الوسيط من خلال الرسم البياني كالمنحني المتجمع الصاعد والنازل.
- إذا كان البحث يهتم بمعرفة ما إذا كانت قيمة معينة تقع في النصف العلوي أو السفلي من التوزيع.

٨-٣- المنصوال:

- يعتبر المنوال المقياس الوحيد الذي يمكن استعماله لإيجاد تمركز المتغيرات الكيفية.
- ويمتاز المنوال بسهولة حسابه وسرعته، ولما كان المنوال يدل على الدرجة الأكثر شيوعا لذلك فهو يصلح لمعالجة المشاكل التي تهدف إلى معرفة تركيز الظاهرة وموقعها وخاصة في النواحي الديموغرافية، إلا أن حساب المنوال يكون بطرق تقريبية وعموما يفضل المنوال في الحالات التالية.
- إذا أريد الحصول على معامل مركزي في أقصى وقت ممكن دون الاهتمام كثيرا بالدقة في حسابه إذا كان هدف الباحث معرفة القيمة التي يتفق عليها أغلب أفراد المجموعة / العينة.

تمرينات التمرين الأول:

أحسب متوسط أوزان ١٠٠ طالب التالي. بالطريقة العادية و عن طريق الوسط الفرضي.

التكرارات (ك)	الوزن بالكلغ
٥	٦٢ — ٦٠
١٨	۳۲ – ۲۵
٤٢	٦٨ — ٦٦
**	VI — 79
٨	V£ - VY
١	المجموع

الحل: إيجاد مراكز الفئات ثم مجموع مراكز الفئات مضروبا في التكرارات المقابلة لها.كما هو مبين في الجدول ثم الانحرافات عن مراكز الفئات.

ک × ح	۲	ك × س	س	<u>ئ</u>	الوزن بالكلغ
٣٠ -	٦ -	٣٠٥	٦١	٥	٦٢ – ٦٠
٥٤ -	۳ –	1107	٦٤	١٨	٦٥ – ٦٣
•	•	7115	٦٧	٤٢	٦٨ — ٦٦
۸١	٣+	1 1 9 .	٧.	77	٧١ – ٦٩
٤٨	٦+	०८६	٧٣	٨	V£ - VY
٤٥	•	7750		1	المجموع

$$\frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w}$$

$$\frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w}$$

$$\frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w}$$

$$\frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w}$$

$$\frac{\partial z}{\partial w} = \frac{\partial z}{\partial w$$

حدد متوسط مدة أقدميه السكن لـ ٧٠ عائلة في منطقة معينة، موزعين حسب الفئات التالية:

<u> </u>	المدة
٨	7 0.
١.	٧٠ – ٦٠
١٦	۸. – ۲.
10	۹ ۰ – ۸ ۰
١.	١ – ٩.
٨	17. – 1
٣	11 17.
٧٠	المجموع

الحل: حساب مراكز الفئات ثم ضربها في التكرار المقابل لها كما يلي:

<u>ك</u> × س	س	<u>5</u>	المدة
٤٤.	00	٨	٦٠ – ٥٠
٦٥,	70	١.	٧٠ – ٦٠
17	٧٥	١٦	۸٠ – ٧٠
1770	٨٥	10	۹۰ — ۸۰
90.	90	١.	١٠٠ – ٩٠
۸۸.	١١.	٨	17. – 1
٤٥.	10.	٣	11 17.
0) \$ 0		٧٠	المجموع

ملاحظة: نلاحظ أن الفئات في هذا الجدول غير متساوية و رغم هذا فلم نقم بتعديل التكرارات، لأنه ما بهمنا هو مركز الفئة و بالتالي سيكون متوسط مدة إقامة هؤلاء العائلات في تلك المنطقة هو كالتالى بالطريقة العادية:

سنة
$$\sqrt{70} = \frac{5845}{70} = \frac{(20 \times 4)}{(20 \times 4)} = \frac{-1}{2}$$
 سنة

المتوسط الحسابي المرجح =
$$\frac{a_5 \stackrel{\triangle}{\sim} \times e}{a_5}$$

متـــال: لدينا ثلاث مصالح للتوليد في ثلاث مستشفيات.

المصلحة الأولى: أ/- عدد النساء اللواتي وضعن عددهن ٢٠ عدد المتوفيات و ٠٠٠ المصلحة الثانية: ب/- عدد النساء اللواتي وضعن عددهن ٢٥ عدد المتوفيات و ٢٠٠ المصلحة الثالثة: ج/- عدد النساء اللواتي وضعن عددهن ٣٠ عدد المتوفيات و ٤٠٠ والمطلوب حساب المتوسط الحسابي المرجح.

ك × و		গ্ৰ		المصالـــــ
J ~ 2	و	J	ζ	
١	٥	۲.	ĺ	
٧٥	٣	70	Ļ	
17.	٤	٣.	T	
790	1 7		المجمــــ	
			وع	

التمرين الثالث:

أوجد وسيط مدة زواج ٢٠٠ زوج عن طريق التكرار المتجمع الصاعد.

<u>ئ</u>	المدة
٣١	٤ - ٠
٣٦	۸ – ٤
٤٠	۱۲- ۸
٦,	17 – 17
۲.	۲۰ – ۲۰
١٣	75 - 7.
۲.,	المجموع

الحل:

ك المتجمع الصاعد	ني	المدة
٣١	٣١	٤ - ٠
٦٧	٣٦	۸ – ٤
1.4	٤٠	۱۲- ۸
١٦٧	٦٠	17 - 17
YAY	۲.	۲۰ – ۱٦
۲	١٣	75 - 7.
	۲.,	المجموع

$$e_{0} = c e_{0} + \frac{(\dot{\upsilon})(\dot{\upsilon}) - \frac{\dot{\upsilon}}{2}}{2} + e_{0}$$

$$1.. = \frac{200}{2} = \frac{\dot{\sigma}}{2}$$
 الوسيط -1

.. الفئة الوسيطة ٨ – ١٢ لأنها تحتوي على تكرار ١٠٧

سنة
$$11, \forall = \xi \times \frac{67 - 100}{40} + \lambda = \xi$$
.

التمرين الرابع:

الجدول التالي يبين لنا توزيع مجموعة من المرضى في المستشفى مصابين بمرض السرطان حسب سنهم.و المطلوب حساب منوال السن عند هؤلاء المصابين حسب طريقة الفروق لكارل بارسون.

<u>છ</u>	السن
٣٢	۳۰ -۲۰
٤٠	٤٠ – ٣٠
٥,	٥. – ٤.
٣.	٦٠ – ٥٠
70	٧٠ – ٦٠
10	۸٠ – ٧٠
۲.	۹۰ – ۸۰
717	المجموع

$$J \times \frac{1}{2} \Delta + \Delta + 1 = \Delta$$
مو

نلاحظ أن أكبر تكرار في هذا التوزيع هو ٥٠ إذا الفئة المنوالية هي ٤٠ - ٥٠ و بتطبيق

القانون نجد مو
$$= 3.4 \times \frac{40-50}{(30-50)(40-50)}$$
 + غ $= 3.4 \times (30-50)$ سنة

الفصـــل الخامــــس مقاییس التشتت و التبعثر

أولا: المسدى

ثانيا: الانحراف المتوسط

ثالثا: التباين والانحراف المعياري

خامسا: مقاس الالتواء والتفرطح

سادسا: العلاقة بين المتوسطات الإحصائية ومقاييس التشتت

مقاييس التشتـــت:

تبين لنا مقاييس النزعة المركزية كما لاحظنا القيمة المركزية للتوزيع التكراري دون أن تظهر لنا كيف تتوزع وتنتشر قيم المتغير على هذه الكمية المركزية. فهي تلخص وتوصف مجموعة/ عينة بقيمة واحدة ولذلك فمعرفتها واجبة عند القيام بمقارنات بين قيم مجموعات مختلفة مثلا متوسط النساء المستعملات لوسائل منع الحمل مع متوسط النساء اللواتي لا تستعملن وسائل منع الحمل.

كذلك متوسط بين وفاة الذكور بسبب ما مقارنة بمتوسط سن وفيات الإناث بنفس السبب ... إلخ، لكن هل يكفي أن نأخذ هذه المقاييس لوصف قيم المجموعة وصفا كاملا. طبعا لأ، لأننا نحتاج إلى معرفة تباعد القيم عن بعضها البعض أي وصف درجة اختلاف مفردات/قيم كل من المجموعتين عن بعضها البعض أو بعبارة أخرى نصف درجة تشتتها.

فمثلا لدينا مجموعتان واحدة تنظم النسل والأخرى لا تنظم النسل حسب الطبقة الاجتماعية التي تنتمي إليها.

لا تنظــم	تنظيم	الطبقـــة
7 £	_	طبقة فقيرة
70	70	طبقة متوسطة
٦٠	70	طبقة مرتفعة

نلاحظ أن المتوسط الحسابي لكل من المجموعتين = ٢٥ فهل يمكننا أن نقول أن المجموعتين متجانستين حسب المستوى المعيشى أو الطبقى.

إن مجرد النظر لهذه البيانات ندرك أن قيم المجموعة الأولى وهي النساء اللواتي تنظمن نسلهن مبعثرة وغير متجانسة فيما بينها بينما المجموعة الثانية متقاربة جدا أي اللواتي لا تنظمن نسلهن لهذا في هذه الحالة لا بد من توضيح كيف تتوزع هذه القيم حول أوساطها، فهل هذه القيم تكون قريبة من حول المراكز أو بعيدة عنه ومعرفة درجة التباعد هذا سيكشف لنا جهة أخرى مهمة من خواص التوزيع، وهو ما يعبر عنه

بالتشتت. فمقياس التشتت يعطي فكرة سليمة عن صلاحية الوسط لتمثيل البيانات فالباحث يحتاج عادة إلى استخدام قيمة تعبر عن مدى تباعد القيم أو تقاربها في المجموعات التي يشملها البحث.

ويقصد بالتشتت هو تباعد القيم عن بعضها لكن هذا بدوره يحمل بطياته عدة تساؤلات لعدم تجانس البيانات في بعض أوقاته لذا اتفق على نقطة ثابتة لقياس التباعد أو التقارب عن هذه النقطة وهو المتوسط الحسابي خير ممثل لهذه النقطة حيث أن غالبية النقاط تكون قريبة نحو هذه النقطة وقد يكون هذا البعد كبيرا أي أن البيانات مبعثرة والتفاوت كبيرا بينها، أو قد يكون هذا البعد قليلا أي أن البيانات/القيم غير مبعثرة والتفاوت قليلا بينها، أو قد يكون هذا البعد متساوي أي لا يوجد تشتت أي تجانس الوحدات ومن أهم مقاييس التشتت تقوم بقياس مدى تجانس التوزيعات الإحصائية أو عدم تجانسها.

١ – المـــدى:

:أ/- المدى في حالة البيانات الغبر مبوبــة

وفيه نقوم بترتيب البيانات تصاعديا أم تنازليا ثم نقوم نقوم بحسابه وفق الصيغة التاليــــة:

المسدى = أكبر قيمسة – أصغر قيمسة

متـــال: لدينا عائلتين موزعتين حسب سن أفرادها

- العائلة الأولى: ١٠، ٨، ١٥، ٣٥، ٣٧
 - العائلة الثانية: ٢، ٨، ٣٤، ٠٤، ٥
- المدى عند العائلة الأولى هو: ۸، ۱۰، ۱۰، ۳۷ ۳۷ ۱۸ المدى عند العائلة الأولى هو

وعلى ضوء هذه القيم المتحصل عليها نلاحظ أن العائلة الثانية أكثر تشتتا من العائلة الأولى، هذا يعني أن مفردات الثانية أكثر تبعثرا من مفردات العائلة الأولى من ناحية سنهم.

وقد نحصل على بيانات تكون فيها بعض القيم متطرفة قيمة كبيرة جدا أو صغيرة جدا، لذا فإن قيمة المدى تتأثر بها ويكون البعد كبيرا لذا ينصح بحرف هذه القيم المتطرفة عن طريقة استخدام إحدى الصبغ التالية:

المدى المئين = المئين الأعلى - المئين الأدنى = المئين ٩٩ - المئين الأول = م٩٩ - م١

المدى العشيري = العشير التاسع - العشير الأول، ع $_{\rm P}$ - ع $_{\rm N}$

 $\frac{3_{P}-3_{C}}{4}$ نصف المدى العشيري = $\frac{3_{P}-3_{C}}{4}$

المدى الربيعي = الربيع الأعلى - الربيع الأدنى ر٥٠ - ر٥٥

مثـال: لدينا البيانات التالية التي بين علامات ٨ طلبة في مادة علم الإجتماع العام والمطلوب حساب، المدى المطلق ونصف المدى الربيعي، ١٥، ١٣، ١٠، ٨، ٦، ٦١، ١١، ١٢، ١٢

الحــل:

أو لا الترتيب التصاعدي للعلامات ٦، ٨، ١٠، ١١، ١٢، ١٣، ١٥، ١٦ المدى المطلق = أكبر قبمة - أصغر قبمة = ١٦ - ١٦ = ١٠

إيجاد نصف المدى الربيعي:

$$-$$
 رتبة الربيع الأدنى ر $\frac{67}{1.0} = \frac{10}{1.0}$ ($\frac{77}{1.0} = \frac{10}{1.0} = \frac{7}{1.0} = \frac{7}{1.$

القيم المناظرة للربيع الأدنى مه مهي الربيع الثاني والثالث من ١٠٠٨

قيمة الربيع الأدنى =
$$\frac{\Lambda + \Lambda}{\gamma}$$
 = ٩

القيم المناظرة للربيع الأعلى ره مهي الربيع السادس والسابع ١٥،١٣ ا

$$\frac{10+17}{7} = \frac{10+17}{7}$$
قيمة الربيع الأعلى

۲

٥

Y.0 =

ب/- المدى في حالة البيانات المبوبة:

أ)- نصف المدى الربيعي/ الإنحراف الربيعيي:

ويحسب وفق الصيغة الرياضية التالية:

مثـــال:

أوجد نصف المدى الربيعي للجدول التالي الذي يبين توزيع مجموعة من الأشخاص حسب مدة ترسيمهم في العمل.

ك الصاعد	س	اک	الفئات
٣	۲،٥	٣	٥ – ٠
11	٧,٥	٨	1 0
٣١	17,0	۲.	10 - 1.
٤٤	17,0	١٣	Y · — 10
٥,	77,0	٦	Y0 — Y.
٦.	۲۷،٥	١.	٣٠ – ٢٥
		٦.	المجمـــوع

$$m = (..0 -) - m.0 = 1$$
 المدى الفعلي المطلق

_ إيجاد نصف المدى الربيعي.

أولا لابد من إيجاد الربيع الأعلى ر٥٧

رتبة الربيع الأعلى =
$$\frac{40}{100} \times \frac{100}{100}$$
 اذن فموقعه في الفئة $-70 - 70$

ثانيا إيجاد الربيع الأدنى ر٢٥:

۱۰ رتبة الربيع الأدنى
$$= \frac{70}{1..}$$
 (٦٠) $= 0$ إذن فموقعه في الفئة ١٠ – ١٥ $- 10$ المناه الأدنى: روم $= 1.. + \frac{3}{33-11} \times 0 = 1..$

بتطبیق النتائج علی القانون السابق ذکره نجد أن نصف المدی الربیعی =
$$\frac{7.01-1000}{4}$$

2 - الإنحراف المتوسـط:

الإنحراف المتوسط هو مقياس من مقاييس التشتيت يقيس درجة الإنحراف عن المتوسط الحساب___.

أ_ في حالة البيانات غير المبوبــة:

$$\frac{|\Sigma| - |\Sigma|}{|\Sigma|} = \frac{|\Sigma| - |\Sigma|}{|\Sigma|}$$
 الإنحراف المتوسط = $\frac{|\Sigma| - |\Sigma|}{|\Sigma|}$

متـال: أوجد الإنحراف المتوسط للقيم التالية التي تبين مدة استعمال وسائل منع الحمل لخمسة نساء في سن الإنجاب ٥، ١٠، ٦، ٣، ١٥

ب)- في حالة البيانات المبوبة:

لإيجاد الإنحراف المتوسط في حالة البيانات المبوبة نتبع القانون التالية:

$$\Sigma$$
 احا \times ك Σ الإنحر اف المتوسط. أ. م Σ

مثال: أوجد الإنحراف المتوسط للبيانات التالية:

اح اك	احا	ك. س	س	<u>5</u> †	الفئات
٤٠,٢٦	17,57	٧,٥	۲،٥	٣	٥ – ٠
٦٧,٣٧	٨,٤٢	٦.	٧,٥	٨	1 0
٦٨,٤	٣, ٤ ٢	۲٥.	17.0	۲.	10-1.
۲٠,٥٤	1,01	777.0	17.0	١٣	7 10
89,81	٦,٥٨	170	77.0	٦	Y0 — Y.
110,0	11,01	770	۲۷،٥	١.	W Yo
801,41		900		٦.	المجموع

$$10,97 = \frac{900}{7.} = \frac{50}{45}$$
 = س

-/ التباين والإنحراف المعياري:

التباين هو مجموع مربعات الإنحرافات عن وسطها الحسابي مقسوما على حجم العينة وإنما الإنحراف المعياري فهو الجدر التربيعي للتباين.

أ)- في حالة البيانات غير المبوبة:

$$\frac{\overline{\zeta}}{\dot{\zeta}}$$
 التباین : ع = $\frac{\Sigma}{\dot{\zeta}}$ أما الإنحراف المعیاري: ع = $\frac{\Sigma}{\dot{\zeta}}$

مثـال: أوجد التباين والإنحراف المعياري للتوزيعين التاليين الذان يبين تنظيم نسل مجموعة من النساء حسب الطبقة الإجتماعية.

لا تنظيم	تنظيم النســل	الطبقة
۲ ٤	•	فقيرة
۲ ٤	70	متو سطــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
۲٦	0,	غنية/ مرتفعة
٧٥	٧٥	المجمــوع

أو لا حساب التباين والإنحراف المعياري للنساء المنظمات للنسل حسب الطبقة التي تتتمين إليها.

ح'	۲	ك	الطبقة
170	۲۰ –	•	طبقة فقيرة
*	•	70	طبقة متوسطة
170	Yo +	٥,	طبقةغنية/ مرتفعة
170.	•	٧٥	المجمــوع

ثانيا: حساب التباين والإنحراف المعياري للنساء الغير منظمات للنسل حسب الطبقة الإجتماعية المنتميات إليها.

3'	ζ	الخ	الطبقة
,	1 -	7 £	طبقة فقيرة
•	•	70	طبقة متوسطة
,	١ +	77	طبقةغنية/ مرتفعة
۲		۷٥	المجمــوع

ومن هنا نلاحظ أن المجموعة الثانية وهي النساء غير المنظمات للنسل أكثر انسجاما من المجموعة الأولى ومن النساء المنظمات للنسل وذلك لأن انحرافها كبير جدا عن الوسط وتقدر بـ ٢٠٠٤١ أما المجموعة الثانية فتقريبا انحرافها عن الوسط منعدما إذ قدرت بـ ٠٠٨٢.

ب)- في حالة البيانات المبوبــة:

التباین ع' =
$$\frac{Z - Z' \times E}{EZ}$$

التباین ع' = $\frac{Z - Z' \times E}{Z - Z' \times E}$

أما الإنحراف المعیاري ع = $\frac{Z - Z' \times E}{Z' \times E}$

مثال: أوجد الإنحراف المعیاري والتباین للجدول التالی:

ك	الفئاات
757	Yo — 10
۳۸۰	To - Yo
٥٣٠	٤٥ — ٣٥
0 £ Y	00 - 50
٤٦٤	70 — 00
771	٧٥ – ٥٥
111	۸٥ – ٧٥
77 £ 9	المجمـــوع

الحـــل:

ح' × ئك	ر ک	ζ	ك. س	س	<u>છ</u>	لفئات
7777 £ 9,77	791,79	۲۳،۳ –	ጎ ለጎ •	۲.	757	Yo — 10
١٠٠٩٦٢،٢	Y70,79	۱٦،٣ –	112	٣.	٣٨.	70 — Yo
۲۱،۳٥،۷	٣٩،٦٩	٦،٣ –	717	٤.	٥٣.	٤٥ — ٣٥
٧٤٨٨،٤٣	19,79	٣،٧	7770.	٥,	٥٤٧	00 – 50
۸۷۰۸۸٬۱٦	١٨٧،٦٩	۱۳،۷	7775.	٦٠	٤٦٤	٥٥ — ٥٥
10771749	٥٦١،٦٩	۲۳،۷	1 1 9 4 4	٧.	771	٥٥ – ٥٧
١٢٩٤٦٨،٦٦	1170,79	٣٣،٧	917.	۸۰	١١٤	۸٥ — ٧٥
۱۸،۰۱۹۹۷			١٢٧٤٠		۲7 £ 9	المجمسوع

المتوسط الحسابي
$$\bar{w} = \frac{\Sigma}{\sqrt{7759}} = \frac{\Sigma}{\sqrt{7759}} = \frac{\Sigma}{\sqrt{7759}}$$
 $\bar{z} = \frac{\Sigma}{\sqrt{759}} = \frac{\sqrt{7759}}{\sqrt{7759}} = \frac{\sqrt{7759}}{\sqrt{7759}}$

حساب التباین $\bar{z}' = \frac{\Sigma}{\sqrt{759}} = \frac{\Sigma}{\sqrt{7599}} = \frac{\Sigma}{\sqrt{77599}} = \frac{\Sigma}{\sqrt{775999}}$

حساب الإنحر اف المعیاري $\bar{z} = \sqrt{25}$

ويعتبر الإنحراف المعياري من أهم مقاييس التشتت المستخدمة في العلوم الإجتماعية كما أن الإنحراف المعياري يستعمل في عدة مؤثرات أخرى كالإرتباط وفي تحديد أشكال التوزيعات الإحصائية والإحتمالات... إلخ.

٤_ معامل الإختـلاف:

عبارة عن النسبة بين الإنحراف المعياري والمتوسط الحسابي ويعتبر من مقاييس التشتت النسبية، ويستعمل خاصة في المقارنة بين توزيعات إحصائية غير متجانسة عبر متجانسة عبر متباسب وفق الصيغة التالية: $\frac{3}{2}$ وفي المثال السابق أعلاه نجده يقدر $\frac{3}{2}$ = $\frac{17.73}{2}$

٥_ مقاييس الإلتواء والتفرط___:

هذا النوع من المقاييس يبين لنا ويحدد نوع شكل المنحنيات الممثلة للتوزيعات من حيث درجة تدبب قمة المنحنى أو إنبساطها ومن حيث تماثل الخط المنحنى حول محور القيمة المتوسطة للتوزيع وهذا الوصف يتم إستخدام إما معامل الإلتواء الذي يصف التوزيعات التكرارية من حيث التماثل ومقاييس التفرطح والذي يقوم بوصف التوزيعات التكرارية من حيث تدبب قمة المنحنى الذي يمثلها أو تفرطحها وإنبساطها.

٥_١_معامل الإلتـــواء:

إذا كان س > مو فإن الإلتواء يكون موجبا والعكس صحيح.

مثال: حساب معام الإلتواء للجدول السابق وجدنا: سَ = 7.77 ع = 17.77 مو = 7.77 مو = 7.77

٥_٢_العلاقة بين المتوسطات الإحصائية ومقاس التشتــت:

- نصف المدى الربيعي = ٠٠٨٤٥٠ من الإنحراف المتوسط

. مطالعة ممتعة : محمد عموس .

```
- نصف المدى الربيعي = ٥٤٧٤، من الإنحراف المعياري
                   - الإنحراف المتوسط = ١٩٧٩، من الإنحراف المعياري
                 - الإنحراف المعياري = ١،٤٨٣٠ من نصف المدى الربيعي
                  - الإنحراف المعياري = ١،٢٥٣٠ من الإنحراف المتوسط
                 - الإنحراف المتوسط = ١٠١٨٢٠ من نصف المدى الربيعي
                              معامل الإختلاف الربيعي = ر - ( \times )  عامل الإختلاف
                                _ الإنحراف المتوسط = الإنحراف المعياري
                                 _ الإنحراف الربيعي = \frac{3}{6} الإنحراف المعياري
                                      _ الإنحراف المتوسط عن الوسط الحسابي =
بيانات غير مبوبة
                           Σ (س - س)
بيانات
                                   Σ (س - و)
                                     _ الإنحراف المتوسط عن الوسيط =
بيانات غير مبوبة
                               <u>ک (س - و) ك</u>
بیانات مبوبــــة
                             \Sigma (س - مو) [ الإنحر اف المتوسط عن المنوال = \Sigma
      بيانات غير مبوبة
                             = (س - مو)ك
ک ک
       بيانات ميوبــــة
                                      معامل الإختلاف المتوسط = \frac{\dot{a}}{u}
```

ع <u>س</u> 134

معامل الإختلاف =
$$\times$$
 ١٠٠٠ إذا كان التوزيع التكراري مقفو \times مغلقا

التمرين الأول:

أوجد الانحراف المعياري للقيم التالية ٥، ٩، ١٢، ١٤.

ל'	۲	القيم
70	0 -=10	٥
1	1 -=1 • -9	٩
٤	Y+ =1 · -1 Y	١٢
١٦	£+=11£	١٤
٤٦	•	المجموع

$$1. = \frac{14+12+9+5}{4} = \frac{(\omega)_{\infty}}{\psi} = \frac{-\omega}{\psi}$$

$$\text{7.77} = \frac{46}{4} \sqrt{\frac{2c}{c}} \sqrt{\frac{2c}{c}} \sqrt{\frac{2c}{c}}$$

التمرين الثاني:

البيانات التالية تمثل درجات أو علامات طالب لمادتي الإحصاء و الرياضيات، و المطلوب حساب الانحراف المعياري للقيم المتغيرين و أيهما أكثر تشتتا؟ حساب التباين و معامل الاختلاف؟

المجموع	1 9 .	٩ ٠ - ٨ ٠	۸۷.	٧٠ - ٦٠	٦٥.	٥٤.	/
							الإحصاء
							الرياضيات
١٢	_	_	_	٤	٥	٣	0, -5,
١٧	_	_	۲	٦	٦	٣	70.
71	_	۲	0	٩	٤ -	١	٧٠ -٦٠
7 £	١	٨	١.	٥	_	_	۸۷.
١٦	٥	٦	٤	١	-	_	٩ • -٨ •
١.	٤	٤	۲	_	_	_	19.
1	١.	۲.	74	70	10	٧	المجموع

الحل: أو لا حساب التباين و الانحراف المعياري و كذا معامل الاختلاف لدرجات الرياضيات.

ك×ح'	כ'	۲	ك×س	س	<u>ئ</u>	درجات الرياضيات
77.7	٦٠٠,٢٥	7 £,0 -	٥٤.	٤٥	17	ο ξ.
7075,70	71.,70	1 £,0 -	980	٥٥	١٧	٦٥.
٤٢٤,٢٥	۲۰,۲٥	٤,٥ –	١٣٦٥	٦٥	71	٧٠ -٦٠
777	٣٠,٢٥	0,0	١٨٠٠	٧٥	7	۸۷.
٣٨٤٤	75.,70	10,0	۱۳٦٠	٨٥	١٦	٩٠ - ٨٠
٦٥٠٢,٤	701,70	70,0	90.	90	١.	19.
77770			٦٩٥٠		١	المجموع

$$15,97 = \frac{22275}{100} = \frac{(^2z \times 2)z}{(^2z \times 2)z}$$
 الانحراف المعياري لدرجات الرياضيات ع $=$ الانحراف

$$=$$
 ۱۰۰ × $\frac{14.92}{69.5}$ $=$ ۱۰۰ × $=$ $\frac{(\omega)(\omega)}{\omega}$ معامل الاختلاف لدرجات الرياضيات ω $=$ $\frac{(3)(\omega)}{\omega}$ $=$ $\frac{(3)(\omega)}{\omega}$ معامل الاختلاف لدرجات الرياضيات ω

ثانيا: حساب التباين، الانحراف المعياري، و كذا معادل الاختلاف لدرجات الإحصاء.

اك×ح	ح`	τ	ك×س	<u>"</u>	<u>15</u>	درجات الرياضيات
٤٨٧٨,٧٢	191,91	۲٦,٤ -	710	٤٥	١٢	02.
٤٠٣٤,٤	۲٦٨,٩٦	۱٦,٤ -	۸۲٥	00	١٧	70.
1.7,5	٤٠,٩٦	٦,٤ -	١٦٢٥	٦٥	۲۱	٧٠ -٦٠
۲۹۸,۰۸	17,97	٣,٦	1770	٧٥	۲ ٤	۸۷.
7799,7	182,97	۱۳,٦	17	٨٥	١٦	٩٠ -٨٠
००२१,२	००२,१२	۲۳,٦	90.	90	١.	19.
190.2			٧١٤٠		1	المجموع

$$V1, \xi = \frac{7140}{100} = \frac{(\omega \times \omega)_{os}}{(\omega)_{os}} = \frac{(\omega$$

$$190, \cdot \xi = \frac{19504}{100} = \frac{(^2 \times 3)_{o}}{(3)_{o}} = \frac{(^2 \times 3)_{o}}{(3)_{o}} = \frac{(^2 \times 3)_{o}}{(3)_{o}}$$
 التباين في نقاط / درجات الإحصاء

$$17,97 = \frac{22275}{100} = \frac{(^2z \times 2)_{70}}{(^2z \times 2)_{70}} = \frac{(^2z \times 2)_{70}}{(^2z \times 2)_{70}}$$
 الانحراف المعياري لدرجات الإحصاء ع

$$19, 9 = 1... \times \frac{13.63}{71.4} = \frac{\varepsilon^{\varepsilon}}{m}$$
 = الإحصاء الإحصاء الإحتال الإختلاف لدرجات الإحصاء

و من هنا نستنتج أن درجات الرياضيات هي أكثر تشتتا و كذا اختلافا و تغيرا من درجة الإحصاء.

الفصـــل الســادس تحليل الارتباط والانحدار

أولا: قياس الارتباط بين متغيرين - مستقل وتابع - كميين معا

1)- معامل ارتباط كارل بيرسون

٢)- معامل الائتلاف

ثانيا: قياس الارتباط بين متغيرين -مستقل وتابع كيفيين معا

أو أحدهما كيفي والثاني كمي

١)- معامل ارتباط سيبرمان

٢)- معامل ارتباط الاقتران

٣)- معامل ارتباط فآي

٤)- معامل التوافـــق

٥)- معامل ارتباط لامد

ثالثا: أشكال الانتشار

رابعا: الرسم البياني لخطوط الانحدار

الارتباط والانحدار:

كما تتبعنا في المقاس السابقة أنها تقيس متغير واحد فقط، كسن، المدة ... إلخ أما إذا كانت البيانات تتعلق بسلوك ظاهرتين أو متغيرين أو أكثر كالعدد الحقيقي للأطفال والعدد المتالي للأطفال في الأسرة أو عدد الأطفال الأحياء بالمستوى التعليمي للأم ... إلخ لمعرفة ما إذا كانت هناك علاقة بينهما وتحديد مقدارها ونوعها في حالة وجودها أي هل هي طردية بمعنى أن تغير الظاهرتين في اتجاه واحد وبالتالي إذا زادت قيمة إحدى الظاهرتين تميل الثانية أي قيم الظاهرة الثانية إلى الزيادة وإذا نقصت قيمة الظاهرة الأولى تميل قيمة الظاهرة الأخرى إلى النقصان، أو أن هذه العلاقة عكسية بمعنى أن تغير الظاهرتين في اتجاه مضاد وبالتالي فإذا زادت قيمة إحدى الظاهرتين تميل قيمة الظاهرة الأخرى إلى النقصان والعكس بالعكس.

وقد تنشأ مسألة تحليل الارتباط في كل مرة يتساءل الباحث فيها عنها إذا كانت هناك علاقة بين القيم التي يأخذها أحد المتغيرين أي المتغير المستقل والقيم التي يأخذها المتغير الثانى وهو المتغير التابع.

ومن الطبيعي أن الباحث في غالب الأحيان لا يكتفي بمعرفة ما إذا كانت هناك علاقة بين هذه المتغيرات بل أنه يرغب في معظم الأحيان تحديد مقدار هذه العلاقة ونوعها، في حالة وجودها. ونشير هنا أن وجود العلاقة أو الارتباط بين ظاهرتين أو متغيرين لا يعني بالضرورة وجود علاقة سببية أي أن إحدى الظاهرتين نتيجة الظاهرة الأخرى بل قد تكون نتيجة لعوامل خارجية خارجة عن نطاق المتغيرين موضوع الدراسة.

إن هذا الوصف الدقيق لنوعية العلاقة بين المتغيرات يدخل ضمن مجال الإحصاء الاجتماعي أي الوقوف على طبيعة العلاقة بين أكثر من متغير واحد وعن طريق هذا التفسير العددي يتسنى للباحث أن يصدر تنبؤات على الدراسة التي هو بصدد القيام بها

ويطلق على المعامل الذي يصف نوع العلاقة وقيمتها من المتغيرين معاملا الارتباط وقيمته تتحصر ما بين -١، +١.

وتعتبر دراسة الارتباط الإحصائي بين المتغيرات بالغ الأهمية في البحوث الاجتماعية لأنه يعطينا معيارا نستطيع من خلاله تقدير قيمة الفرضيات التي وضعناها أثناء الدراسة بحيث يمكننا من خلال دراسة الارتباط أن نثبت هذه الفرضيات أو ننفيها نفيا باثا.

وعند دراستنا للعلاقات بين المتغيرات المختلفة نجد أن بعضها يرتبط بأكثر من متغير واحد، مثل جداول الارتباط المركبة السالفة الذكر، في هذه الحالة أما أن نقوم بدراسة علاقة المتغير بجميع المتغيرات المرتبطة به دفعة واحدة وهذا ما يسمى بالارتباط الكلى، أو ندرس علاقة المتغير المستقل بالتابع فقط وهذا ما يسمى بالارتباط الجزئى.

وبصفة عامة فإن دراجات الارتباط أو مستوياته يمكن تحديدها على ضوء قيم معامل الارتباط التالية.

مدی الحکم علیه	قيمة معامل الارتباط
علاقة طردية كاملة بين المتغيرين	١ +
علاقة طردية قوية بين المتغيرين	من + ۲،۰۰۷ + ۹۹،۰
علاقة طردية متوسطة بين المتغيرين	من + ۲،۰،۶ من
علاقة طردية ضعيفة قليلا بين المتغيرين	من + ۲،۰۰۲ ؛۰۰
علاقة طردية ضعيفة للغاية بين المتغيرين	أقل من + ۰،۲
لا توجد علاقة بين المتغيرين	•
علاقة عكسية ضعيفة للغاية بين المتغيرين	أكثر من – ۰،۲
علاقة عكسية ضعيفة نوعا ما بين	من — ۲،۰۰۲ – ۵۰۰
المتغيرين	
علاقة عكسية متوسطة بين المتغيرين	من – ۲،۰۰۶ – ۲،۰۰
علاقة عكسية قوية بين المتغيرين	من — ۲،۰۰۷ – ۹۹،۰
علاقة عكسية كاملة بين المتغيرين	1 -

١_ قياس الارتباط بين متغيرين مستقل وتابع كميين معا:

١_١- معامل ارتباط كارل بيرسون:

نفرض أنه لدينا متغيرين المتغير الأول مستقل س والمتغير الثاني تابع ع ولدينا ن من الأزواج القيم (س، ع) حيث أن قيم س = س ،، س ،، س س س ن قيم ع هي: ع ،، ع ،، ع ن و هما متغيرين كميين معا.

فالعلاقة بين المتغيرين س، ع ستتوقف على قيم كل من المتغيرين ولذلك فلابد أن نستخدم هذه القيم لقياس علاقة الارتباط بينهما.

والارتباط يقيس العلاقة بين التغير في قيم س والتغير في قيم ع ولذلك فلابد لنا من إيجاد التغير في قيم كل من س، ع وأفضل طريقة لقياس هذا التغير هي إيجاد الفرق بين قيم كل متغير ووسطه في هذه الحالة.

ومعامل ارتباط كارل بيرسون يسد نقصا كبيرا في حالة استعمالنا لمعامل سبرمان عند وجود متغيرين كميين قابلين للقياس لكن في جداول غير مبوبة.

حيث يهتم هذا الأخير بالرتب وليس بالقيم نفسها، وحساب الارتباط بالرتب تقل دقته من حسابه على أساس القيم فزيادة القيم أو نقصها لا تتغير من قيمة المعامل على أساس الرتب مادامت هذه الزيادة أو النقصان لا تغير وضع القيمة بالنسبة لمجموعة بينما يتأثر معامل الارتباط بيرسون بأي تغير في أي قيم من قيم المتغيرين

أ- معامل كارل بيرسون في حالة البيانات غير المبوبــة:

ويحسب وفق القانون التالى:

أحسب معامل كارل برسون للبيانات التاليـــــة:

٤	س	
٧	١	
١٩	٣	
70	٤	
٤٣	٧	
٦١	١.	
110	۲٥	المجم وع

(س – سَ)(ع –	(ع –	(س – سَ	ع – عَ	س –	ع	س
عَ)	عَ) ٚ			سَ		
97	٥٧٦	١٦	71 -	٤ -	٧	١
۲ ٤	١٤٤	٤	17 -	۲ –	19	٣
٦	٣٦	١	٦ -	١ -	70	٤
7 £	١٤٤	٤	17	۲	٤٣	٧
10.	9	70	٣٠	٥	٦١	١.
٣.,	١٨٠٠	٥,			100	70

$$0 = \frac{70}{0} = \frac{\omega \Sigma}{0} = \omega$$

$$1 = \frac{100}{0} = \frac{\Sigma}{0} = \frac{\Sigma}{0}$$

بتعويض هذه المحاصيل في قانون ر نجد أن:

$$= \int \frac{|\Sigma|(\omega - \omega)(3 - 3)|}{|\Sigma|} \frac{1}{2|\Sigma|} = \int \frac{|\Sigma|}{|\Sigma|} \frac{1}{|\Sigma|} = \int \frac{|\Sigma|}{|\Sigma|} = \int \frac{$$

هذا يعني أن الارتباط قوي جدا وموجب/ طردي قريب من أن يكون كاملا بين المتغيريـــن.

ب) - في حالة البيانات المبوبة:

إذا كان لدينا مجموعتين كبيرتين من قيم ظاهرتين أو متغيرين كميين معا يتجاوز تكرارها الكلي ٥٠ وأردنا دراسة، الارتباط بين قيم المتغيرين فلابد من تبويب هذه البيانات في فئات ومن ثم أعداد جداول تكرارية مزدوجة من النوع المعروف ويحسب حينها معامل الارتباط بيرسون وفق العلاقة التالية.

$$\frac{\sum (w - e)(3 - e) - i \sum w \sum 3}{(w - e)(3 - e)} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{1}{2} \sum_{w \in S} \frac{1}{2} \sum_{w \in S} \frac$$

مثال: لنفرض أننا نرغب في إجراء دراسة تحليلية للارتباط بين عمر العامل وأجره الأسبوعي معطى بالا وروا ولإجراء هذه الدراسة أخذنا عينة عشوائية تتكون من ٩٠ عاملا وعاملة واعتبرنا العمر هو المتغير المستقل والأجر هو المتغير التابع وبعد أن حصلنا على البيانات التالية وهي قيم س، ع المبوبة في الجدول التالي والذي سوف نقوم بحساب معامل كارل برسون له.

المجموع	1 4.	۹۰ – ۸۰	۸. – ۷.	٧٠ – ٦٠	70.	ع ا
٧	-	_	,	٣	٣	W Y.
10	_	٥	٦	٤	_	٤٠ – ٣٠
۳.	٩	٥	10	1	-	o t.
۲.	۲	٨	٦	£	_	٦, - ٥,
١٨	_	۲	1.	£	۲	٧٠ – ٦٠
٩.	11	۲٠	٣٨	١٦	٥	المجموع

الحـــل:

١)- حساب ح س و ع س:

ح'س × ك	ح س × <u>ك</u>	ح س	س س	<u>ئ</u> س	فئات العمر
۲۸۰۰	15	۲. –	70	٧	٣٠ – ٢٠
10	10	١	٣٥	10	٤٠ — ٣٠
•	•	•	٤٥	٣.	٥٠ – ٤٠
۲٠٠٠	۲٠٠	١. +	00	۲.	7 0.
٧٢٠٠	٣٦.	۲. +	70	١٨	٧٠ – ٦٠
180	۲٧٠			٩٠	المجموع

من الجدول نجد أن ح
$$_{\text{w}} = \frac{5}{4} \times \frac{25}{4} \times \frac{25}{4} = 7$$

$$11.47 = \frac{\Sigma_{\omega} \times \Sigma_{\omega}}{11.47} = \frac{\Sigma_{\omega}}{11.47} = \frac{\Sigma_{\omega}}{11.$$

٢)- حساب ح ع، و ع ع:

ح'ع × ك	ع × ك	ح	سع	<u>ك</u> ع	فئات الأجر
7	١٠٠ –	۲۰ –	00	٥	7 0.
17	17	١. –	٦٥	١٦	٧٠ – ٦٠
•	•	•	٧٥	٣٨	۸٠ – ۲٠
٤٠٠٠	۲٠٠	١. +	٨٥	۲.	۹۰ – ۸۰
٤٤٠٠	77.	۲. +	90	11	1 9.
17	١٦٠			9.	المجمــوع

من الجدول نجد كذلك أن ح ع =
$$\frac{5 \times \frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} = \frac{7}{4}$$
 من الجدول نجد كذلك أن ح ع = $\frac{7}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}$ من الجدول نجد كذلك أن ح ع = $\frac{7}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1$

ثم بعد إيجاد قيم ح س، ح ع، ع س، ع ع يجري تنظيم جدول ارتباط على النحو التالي لإيجاد Σ ك (س - و) (ع - و).

		۲.	١.	•	1	۲۰ –	و ح	
مجموع	کك س	-9.	-A ·	_v .	-7.	-0.		ح س /
حواصل		1	٩.	۸.	٧.	٦.	ع	
الضرب								
							/	
							/	
							J.	
١٨٠٠	٧	_	=	0	٣	٣	- /·	۲. –
			=		٦	17	/ ٣.	
				1				
-	10	_	- 0	٦	٤	-	- *.	1
١٠٠			٥		٤٠٠		٤٠	
•	٣.	٩	٥	10	١	-	- £.	•
							٥,	
۸۰۰	۲.	۲	٨	٦	- £	-	- 0.	1.
		٤٠٠	۸.,		٤٠٠		٦.	
-	١٨	_	۲	١.	- £	- 7	- 7.	۲.
17			٤٠٠		۸	۸	٧.	
	٩.	11	۲.	۳۸	١٦	٥		
			_					
17		٤٠٠	٧٠٠		_	٤٠٠	مجموع	
					۲.,		حواصل	
					,		الضرب	
							,—,-	

$$-$$
 ۱۲۰۰ هي حاصل ضرب تکرار الفئة \times ح س \times ح ع أي π \times $(\pi$ $) = 1۲۰۰ مي حاصل خبر $\pi$$

والآن بمعلومة المحاصيل يمكن تطبيق القانون الخاص بمعامل كارل بيرسون

$$= \frac{\sum (\omega - e)(3 - e) - i z \omega z_{3}}{\sum (\omega - e)(3 - e) - i z \omega z_{3}} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)(3 - e)} = \frac{\sum (\omega - e)(3 - e)}{\sum (\omega - e)} = \frac{\sum (\omega - e)}$$

هذا يعني وجود علاقة طردية ضعيفة بين المتغيرين س، ع أي أن سن العامل ليس هو المحدد لأجره، فقد تكون هناك أسباب أخرى أو عوامل أخرى كالأقدمية في المهنة والشهادة لمتحصل عليها ... إلخ.

٢- معامل الائتلاف:

يوجد طريقة أخرى لقياس العلاقة بين ظاهرتين كميتين متغيرين كميين وذلك باستخدام معادلة وضعها بول هذه المعادلة تعطي لنا مقدار العلاقة بين المتغيرين وهذه المعادلة تسمى بمعامل الائتلاف ويرمز له بالرمز ل.

وتحسب وفق الصيغة التاليـــة:

حيث أن:

أ = عدد الحالات التي يكون فيها كل من المتغيرين المستقل والتابع فوق المتوسط الحسابي.

د = عدد الحالات التي يكون فيها كل من المتغيرين س ع تحت المتوسط الحسابي.

ج = عدد الحالات التي يكون فيها كل من قيم المتغير المستقل فوق المتوسط الحسابي وقيم عَ تحته.

ب = عدد الحالات التي يكون فيها كل قيم المتغير المستقل تحت المتوسط الحسابي وقيم المتغير التابع ع فوقه.

ولحساب هذا المعامل إذن نحتاج إلى حساب المتوسط الحسابي لكل من المتغير المستقل والتابع ثم نقوم بتحديد كل من أ، ب، ج، د وهذا ما سنلاحظه في المثال التالي.

مثـال: الجدول التالي يبين لنا توزيع نسبة الوفيات وعدد الإصابات بمرض ما خلال ستة سنوات

عدد المصابين	نسبة الوفـــاة		السنــوات	
٣٥.	[ئ	١٦	۲	
٦٠٠	ب	۲.	۲٠٠١	
۲٦.	[ى	١٣	77	
0	Í	٣٥	۲۳	
٤٢٠	<u>(5)</u>	١٣	۲٠٠٤	
٥٢٠	Í	٤٠	۲٥	
770.			المجمــوع	

$$\hat{\mathbf{z}} = \frac{\mathbf{z}}{\dot{\mathbf{z}}} = \frac{\mathbf{z}}{\dot{\mathbf{z}}} = \mathbf{z}$$

وبتطبيق القيم التالية في القانون نجدد:

$$\frac{7 \cdot 50}{10} = \frac{10}{10} = \frac{10}{10} = \frac{10}{10} = 10$$

وبهذا نلاحظ أن درجة الائتلاف بين نسبة المرض والوفاة قوية معنى هذا أن هذا المرض خطير ومميت.

٢_ قياس الارتباط بين متغيرين مستقل وتابع ترتيبيين معا:

١ – معامل ارتباط سيبرمان:

في كثير من الأحيان لا يستطيع الباحث تحديد قيم المتغير أثناء تغيره، ويصبح من السهل بالنسبة إليه ترتيب مراحل تغيره كأن يحدد أيهما الأول وأيهما الثاني وأيهما الأخير وفي هذه الحالة يستطيع الباحث ترتيب القيم المتعلقة بكل متغير أو ظاهرة وإيجاد العلاقة بين رتب المتغير الأول ورتب المتغير الثاني فإذا كانت هذه الرتب متفقة تماما كان الارتباط موجبا بصفة كاملة (+1) وإذا كان أحد المتغيرين أخذ ترتيبا تنازليا والثاني تصاعديا كان الارتباط بين المتغيرين سالبا (- 1) بصفة كاملة وطريقة إيجاد معامل سيبرمان تقوم على أساس أنه كلما كان الفرق بين رتب القيم المتقابلة، في المتغيرين كبيرا كلما قلت قيمة معامل الارتباط بين المتغيرين والعكس صحيح، لهذا كانت الخطوة الأولى في هذه الطريقة تشمل على إيجاد الفرق بين رتب القيم المتقابلة سوءا كانت مرتبة تصاعديا أم تنازليا معا، لكل من المتغير المستقل والتابع، وينتج عن هذه الفروق، قيم موجبة وأخرى سالبة الإشارة بحيث أن مجموع الفروق الموجبة يساوي مجموع الفروق السالبة، لهذا الإيجاد معامل ارتباط سيبرمان بين المتغيرين س،ع علينا من تربيع الفروق حتى تتحصل على الإشارات الموجبة فقط ويحسب معامل الارتباط لسبيرمان وفق العلاقة التاليـــــــة:

$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \sum_{$$

مثـال: الجدول التالي يبين تقدير ١٠ طلاب في مادتي الإحصاء والاقتصاد السكاني والمطلوب إيجاد درجة الارتباط بين النتائج المتحصل عليها في كلا المادتين.

ف ۲	ف	رتب ع	رتب	تقدير الاقتصاد	تقدير	رقــم
			<u>س</u>	السكاني ع	الإحصاء	الطالب
					س	
	٥ –	٦	١	جيد	ضعیف جدا	١
70		٦	0,0	جيد	مقبول	۲
.,٢٥	1.0	٨٥٥	١.	جيد جدا	ممتاز	٣
7,70	۲	٣,٥	0,0	مقبول	مقبول	٤

٤	۳،٥ –	٦	۲،0	ختر	ضعيف	٥
17,70	0,0	٣,٥	٩	مقبول	جید جدا	٦
٣٠،٢٥	۲ –	١.	٨	ممتاز	جيد	٧
٤	1,0	١	۲،٥	ضعیف جدا	ضعيف	٨
7,70	٣,٥	۲	0,0	ضعيف	مقبول	٩
٩	۳ –	٨,٥	0,0	جيد جدا	مقبول	1.
1.1,0	•	00	00			المجمو
						ع

أي أن هناك ارتباط طردي ضعيف نوعا مابين درجات الطلاب العشر في مادتين الإحصاء والاقتصاد السكاني بمعنى آخر بإمكان الطالب أن يكون قد رسب في مادة لكن نجح في المادة الأخرى.

ونفس الشيء فيما يخص التقدير الموالي له بما أننا قمنا بالترتيب التصاعدي للقيم وكانت بذلك تقدير مقبول هذا التقدير الذي اشترك فيه الطالب٢،٤، ٩ والعاشر وبنفس الطريقة نقوم بإعطاء رتب لهؤلاء الطلبة المشتركين في هذا التقدير ونحسب متوسطهم مثلا. نلاحظ أن الرتبة الأخيرة لتقدير ضعيف كانت ٣ إذا نواصل الترتيب فالطالب رقم ٢ يأخذ الرتبة ٤، الطالب ٣ يأخذ رؤتية ٥٠ الطالب ١٠ يأخذ رتبة ٦، الطالب ١٠ يأخذ رتبة ٧ ثم نحسب متوسط هذه الرتب أي:

وللتأكد من صحة وضع الترتيب المقابل لكل قيمة في رتب المتغيرين هناك وسيلة للتأكد من ذلك وهي أن يكون مجموع رتب المتغير المستقل تساوي مجموع رتب المتغير التائد من ذلك وهي أن يكون مجموع رتب المتغير التائد من أن أن المتعبد التابع ويساوي النتيجة المتحصل عليها من القانون التالي: $\frac{(i+1)}{(i+1)}$ وبتطبيق القانون على المثال السابق نجد عدد القيم ن = $\frac{1}{1}$

٣_ المعاملات المستعملة في حالة متغيرات كيفية أو كيفية مع كميـــة: أ_ معامل ارتباط الاقتران:

واضع هذا القانون يونع ونستعمله في حالة وجود توزيع تكراري مزدوج بسيط التقاطع أي أن كل من المتغير المستقل والتابع يحتويان على قيمتين فقط أي يكون الجدول مشتمثلا على ٤ خانات للتقاطع فقط وهو يستعمل عادة في حساب درجة العلاقة بين المتغيرات الكيفية. ويحسب وفق القانون التالي:

مثال: أوجد درجة الاقتران بين المتغيرين المستقل متمثل في عمل المرأة والتابع في مدى استعمالها لوسائل منع الحمل.

المجمـــوع	لا تستعمــــل	تستعمــــل	الإستعمال لوسائل
			منع المعميس ل
			العمــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
70	٥	۲.	تعمــــل
	Ļ	Í	
70	10	١.	لا تعمــــل
	٦	3	
٥,	۲.	٣.	المجمــوع

إذن فهناك اقتران قوي موجب بين عمل المرأة ومدى استعمالها لوسائل منع الحمل أي كلما كانت المرأة عاملة كلما زاد إقبالها على استعمال وسائل منع الحمل.

ب - معامل فآي:

يعتبر هذا المعامل حالة خاصة من الحالات التي يستخدم فيها معامل التوافق فهو لا يستخدم إلا في الحالات التي يقسم فيها كل من المتغيرين إلى قيمتين فقط ومن أمثالها الصفات ذكر، أنثى ... إلخ، لكن عند استخدامه نستعمل نسب مئوية فإذا أراد الباحث معرفة أثر الرأي في ظاهرة ما حسب الجنس يمكن استعمال معامل فآي لأن الرأي مقسم إلى نعم لا مثلا، والجنس، ذكر، أنثى.

ويحسب معامل فأي وفق الصفة التاليــــة:

$$\varphi = \frac{\psi - \frac{1}{\varepsilon}}{\sqrt{\frac{4}{2}}} = \varphi$$

مثال: أحسب معامل فآي للجدول التالي الذي يربط علاقة بين مكان سكن المبحوث برأيه في ظاهرة التدخين

المجمــوع	غير مضــــر	مضـــر	سلاراي
			مكان الإقامة
٤٦	77	۲.	حضر
٥٧	Y 9	4.4	ريف
١٠٣	00	٤٨	المجمـــوع

لحساب معامل فآي لابد من تحويل القيم إلى نسب مئوية بالنسبة لمجموع العام للعينة، وتصبح كما يلى في الجدول التالي:

المجمــوع	غیر مضر	مضـر	السرأي
			مكان الإقامة
٤٤،٦٦	70,75	19,27	خطر
<u>ش</u>	ب	Í	
00,72	۲۸،۱۰	۲۷٬۱۸	
يَ	د	E	
1	07,79	٤٦،٦٠	المجمـــوع
	ي		

أي أن هناك علاقة عكسية ضعيفة جدا تقريبا منعدمة، بين مكان الإقامة للمبحوث ورأيه فيما كان التدخين مفر بالصحة.

ج - معامل التوافــــق:

إذا كانت البيانات المطلوب دراسة العلاقة بينهما عبارة عن بيانات وصفية لكلا المتغيرين أو وصفية لأحدهما وكمية للمتغير الآخر اي المستقل والتابع وكانت مقدمة لنا على شكل أكثر من قيمتين لأحد المتغيرين أي لدينا على الأقل ستة خانات للتقاطع فإننا نستعمل معامل التوافق.

ولحساب معامل التوافق نتبع الخطوات التالية:

١. نربع تكرار كل فئة.

٢. نقسم مربع تكرار كل فئة على حاصل ضرب مجموع التكرارات الأفقية والرأسية للصف والعمود ثم نجمع خوارج القسمة ولنفرض أن المجموع = ج
 وبحسب معامل التوافق وفق القانون التالي:



متـال: في دراسة حول انتشار الأمية في منطقة ما وقفنا عند هذا الجدول الذي يبين توزيع مجموعة من الأفراد حسب سنهم ومستواهم التعليمي.المطلوب: حساب درجة التوافق بين المتغيرين

المجموع	جامع	ثانـــــ	متوسط	ابتدائسي	أمــــي	المستوى
	ي	وي				المستوى التعليمي
						السن
٦	_	-	۲	٤	-	10-1.
١٨	_	١	١.	1	٦	7. – 10
10	١	٣	٤	٦	١	۲۰ – ۲۰
٧	٣	۲	١	1	_	r ro
٤	١	۲	١	-	_	To - T.
٥,	0	٨	١٨	١٢	٧	المجموع

وبهذا تتحصر عملية الحصول على معامل التوافق في إيجاد مربع تكرار كل خلية تقاطع مقسوما على حاصل ضرب تكرار العمود × تكرار الصف كما يلى:

وبالتعويض بقيمة ج في القانون نجد أن معامل التوافق يقدر في هذا التوزيع بـ:

وبهذا نلاحظ أن درجة التوافق بين السن والمستوى التعليمي للمبحوث متوسطة.

د- معامل ارتباط لامـــد:

ويستخدم هذا المعامل في حالة وجود متغيرين إما كيفيين معا أو أحدهما كيفي والثاني كمي وواضع هذا القانون العالم جوتمان عام ١٩٤١.

ويحسب وفق الصيغة التالية:

$$\frac{2 - 2 - 2}{2 - 2} = \frac{2}{2}$$

حيث أن ك هو تكرار الفئة المنوالية لكل فئة من فئات المتغير المستقل ك ع هو عبارة عن الفئة المنوالية للتوزيع الهامشي لمتغير التابع ع.

ملاحظ ... أن كل من معامل التوافق و لامدا تتحصر قيمتهما بين ٠٠ +١.

مثال: الجدول التالي يربط علاقة بين الطبقة الاجتماعية التي تنتمي إليها المبحوثة بسنها عند أول زواج والمطلوب إيجاد درجة العلاقة الإرتباطية بين المتغير ين حسب معامل لامدا.

المجمــوع	طبقة	طبقة متوسطة	طبقة	الطبقة
	غنية		فقيرة	السن
٩.	١.	٣.	0.	۲۰ – ۲۰
٧٥	۲.	٤٠	10	W Y0
٦٦	70	١٨	١٣	۳۰ – ۳۰
771	٦٥	۸۸	٧٨	المجمـــوع

الحك المتغير التابع ع والمتغير المستقل الطبقة الاجتماعية (س)

ر_ أشكال الانتشار:

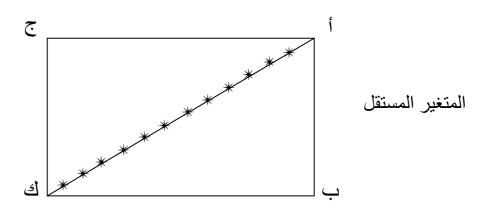
ولتوضيح كل ما جاء من أنواع وقيمة الارتباط نفترض إحدى الحالات التي يكون فيها الارتباط.

1 - موجب تماما أي الارتباط كلى ر

عندما يكون الارتباط يقدر بـ + ١ بين المتغير المستقل والمتغير التابع فإننا نلاحظ أن جميع التكرارات تكون متجمعة في خط مستقيم هو قطر الشكل أ أين يصل الركن أ والركن ك وذلك لأن جميع القيم الصغيرة في أحد المتغيرين تتبعها قيم صغيرة في

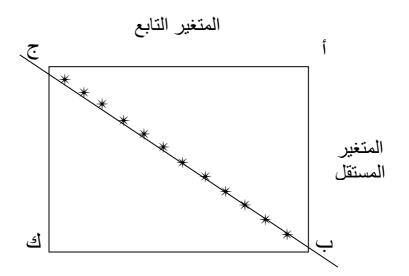
المتغير الآخر وكلما زادت وكبرت القيمة في أحد المتغيرين زادت وكبرت القيمة المقابلة لها في المتغير الآخر كما يوضحه الشكل – أ –

المتغير التابع

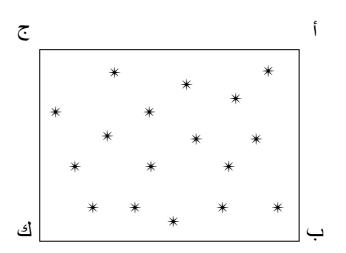


- سالب تماما أي الارتباط كلي سالب ر

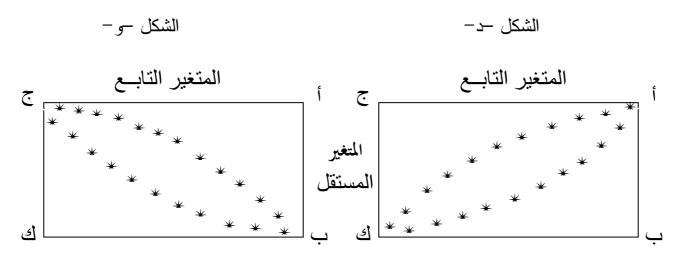
أما إذا كانت العلاقة تامة سالبة (-1) تجمعت التكرارات في القطر الذي يربط بين الركنين +1 بين عضيط الانتشار وذلك لأن القيم الصغيرة في أحد المتغيرين تقابلها القيم الكبيرة في المتغير الثاني. الشكل +1 +1



ج)- إما إذا كانت العلاقة صفرية أي منعدمة بين المتغيرين فإن نقط التكرارات تكون موزعة على الشكل دون أن تجد إتجاه عام لها في تجميعا كما هو الحال في الشكل - ج



د) وفي حالة العلاقة الجزئية سواء كانت موجبة مثل الشكل (ك) أو سالبة مثل الشكل (و) نجد انتشار التكرارات يتخذ اتجاها عاما إلا أن هذا الاتجاه يتبع عادة شكل بيضاوي وكلما اتسع الشكل قلت قيمة معامل الارتباط بين المتغيرين وكلما ضاق زادة قيمة معامل الارتباط حتى تصل أقصاها عندما يصبح الشكل خطا محددا. وكأن مجرد ملاحظة التوزيع في تخطيط الانتشار يفيد في معرفة العلاقة بين المتغيرين ونوعها، لكن الإحصاء الوصفي/ الاجتماعي لا يكتفي بهذا أي ملاحظة التوزيع ووصف العلاقة وصفا تقريبيا بل يهدف إلى قياس عددي لهذه العلاقة بإحدى المعاملات المذكورة سابقا.



ز _ الرسم البياني لخطوط الانحدار:

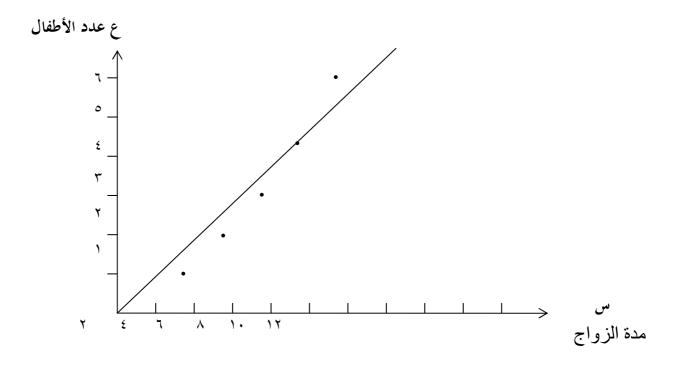
تعتبر طريقة الرسم البياني في كشف نوع العلاقة الإرتباطية بين متغيرين من أسهل الطرق وأوضحها وهي تتلخص بتمثيل القيم المتناظرة للظاهرتين في مستوى إحداثيتي م س، م ع، بحيث يتم تمثيل كل قيمتين متناظرتين بنقطة في المستوي ثم نصل بينها في حالة ما إذا وجد اتجاه عام لها يوحي بوجود علاقة وهذه النقاط تنتشر على المستوى بأشكال مختلفة مثلما لاحظنا أعلاه.

في حالة بيانات غير مبوبـــة:

مثـال: الجدول التالي يبين لنا مدّة الزواج وعدد الأطفال لـ ستة نساء والمطلوب تمثيلها بخط انحدار _____

عدد الأطفال	مدة الــــزواج
•	۲
١	٤
۲	٦
٣	٨
٤	١.
٦	١٢

فلو مثلنا هذه القيم على أساس أن مدة الزواج هي الظاهرة المؤثرة السببية أي كمتغير مستقل وعدد الأطفال هي ظاهرة تابعة فإننا نخصص محور السينات لقيم مدة الزواج $\frac{w}{3}$ والمحور م ع لعدد الأطفال وبهذا سيكون خط الانحدار هو



خطوط الانحدار في التوزيعات التكرارية المزدوجــة:

في مثالنا السابق عن العلاقة بين مدة الزواج وعدد الأطفال كانت كل قيمة من المتغير المستقل (س) تقابل قيمة واحدة فقط من قيم المتغير التابع (ع) غير أنه في كثير من الحالات تكون القيمة الواحدة للمتغير المستقل تقابل عدة قيم من المتغير التابع أي في حالة الجداول التكرارية المزدوجة حيث أنه مثلا قيمة س، تقابل ع،، ع،، ع،، ع، ع، ع،

فلو أردنا في مثل هذه الحالة تمثيل العلاقة بين س، ع فإن أسهل طريقة يمكن إتباعها هي أن نرصد كل قيمة من قيم المتغير التابع ع مع المتوسط الحسابي لجميع قيم المتغير المستقل (س) المرتبطة بهاو بالمثل نرصد كل قيمة من قيم المتغير المستقل س مع المتوسط الحسابي لجميع قيم المتغير ع المرتبطة بها وبالتالي تكون معادلة الانحدار في هذه الحالة.

$$\frac{w}{w} = (w - w) = \frac{3w}{33}$$

$$\frac{9w}{w} = (w - w) = (33)$$

$$\frac{9w}{w} = (w - w) = (33)$$

$$\frac{3w}{w} = (33)$$

$$\frac{3w}{w} = (33)$$

$$\frac{3w}{y} = (33)$$

مثال:

بتطبيق هذه القوانين على الجدول السابق المستعمل في حساب معامل كارل برسون نجد:

$$\begin{array}{lll}
\mathbf{ASILLE}: & \frac{\omega}{3} = (\omega - \omega) = \frac{3}{2} \\
\mathbf{ASILLE}: & \frac{\omega}{3} = (\omega - \omega) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(3 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

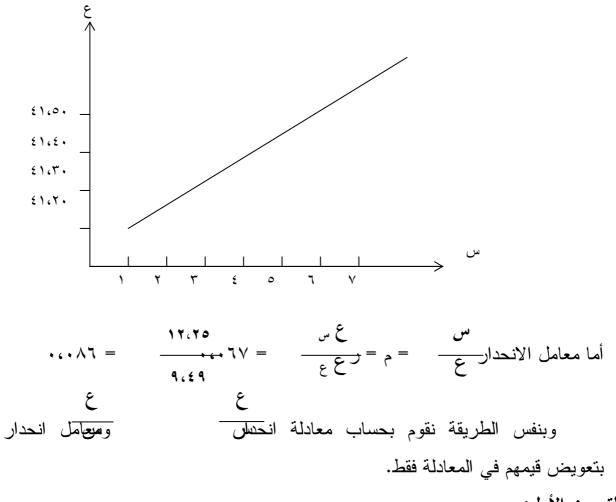
$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)$$

$$\begin{array}{lll}
(4 - 3) = (3 - 3)
\end{array}$$

$$\omega = 9 \cdot \cdot \cdot = -19 \cdot 7 + 18$$

$$\omega = 9 \cdot \cdot \cdot \cdot = -18$$

٦	٥	ź	٣	۲	١	س
٤١،	٤١،	٤١،	٤١،	٤١،	٤١،	ع
٦٣	0 £	٤١	٣٦	**	١٨	



التمرين الأول:

الجدول التالي يربط بين الطبقة الاجتماعية التي ينتمي إليها الطالب و موقفه من ظاهرة التدخين في الجامعة.

المجموع	حيادي	غير موافق	موافق	الرأي
				الطبقة
70	١٦	٤	٥	الطبقة الفقيرة
٤٦	17	١٦	١٨	الطبقة المتوسطة
٦٧	١٤	70	۲۸	الطبقة الغنية
١٣٨	٤٢	٤٥	01	المجموع

ما هو شكل انتشار هذه الجداول التكرارية؟

<u>الحل:</u>

نلاحظ في هذا الجدول أن قيم المتغير المستقل تميل إلى الارتفاع و العكس اتخذته قسم المتغير التابع إذ أخذت في الانخفاض، و هذا يدل على أن الارتباط سيكون عكسي بين المتغيرين (الطبقة الاجتماعية و الرأي) هذا من جهة و من جهة أخرى نلاحظ أن الخط المستقيم المائل الذي يمر على أكبر قيم للتقاطع ينحدر من أعلى اليسار إلى أسفل اليمين دليل على وجود ارتباط عكسي قوي بين المتغيرين.

التمرين الثاني:

أراد باحث في علم النفس الاجتماع دراسة تأثير المعالجة من تعاطي المخدرات. و نتائجها.فوقف عند هذه الجدول.

النتيجة	شفيوا	لم يشفو	المجموع
العلاج			
عولجوا	110	70	١٤٠
لم يعالجوا	٣٥	170	۲۱.
المجموع	10.	۲	٣٥.

ما هي العلاقة بين العلاج و نتيجته؟

<u>الحل:</u>

نلاحظ أن هذا الجدول يحتوي على متغيرين فقط و كلا المتغيرين يحتويان على قيمتين فقط إذا فأحسن معامل لقياس درجة الارتباط بينهما هو معامل الاقتران:

$$\cdot$$
, ۹ \ $=\frac{19250}{21000} = \frac{(35)(25) - (175)(115)}{(35)(25) + (175)(115)} = \frac{(\varepsilon)(-) - (2)(f)}{(\varepsilon)(-) + (2)(f)} = \dot{\omega}$

أي هناك اقتران قوي بين العلاج و نتيجته أي أنه كلما تقدم المرضى / متعاطي المخدرات الرائز عن العلاج كلما كانت نتيجة ذلك حسنة أي التخلي عنها و العكس صحيح.

التمرين الثالث:

الجدول التالي يبين لنا سنة الولادات المتوئمة و عدد الولادات في مستشفى حسب الأشهر.

عدد الولادات	نسبة الولادات الموئمة!	الشهور
۲	٥	جانفي
1	١٢	فيفر ي
70.	٣	مارس
۲	٨	أفريل
٣٠٠	۲	ماي
٣١٠	٤	جوان
۲	٣	جويلية
۲۱.	1	أوت
٣٦.	٤	سبتمبر
٤٠٠	٥	أكتوبر
٣٢٠	٧	نوفمبر
٤٠٠	٨	دیسمبر

ما هي درجة العلاقة بين نسبة الولادات المتوئمة و عدد الولادات في هذا المستشفى؟ الحل: يمكن حل هذا التمرين بمعامل الاختلاف.

$$0,1 \lor = \frac{(\omega)_{z\omega}}{\dot{z}} = \overline{\omega}$$

$$1 \lor \cdot , \land \Upsilon = \frac{(\omega)_{z\omega}}{\dot{z}} = \overline{\omega}$$

$$\xi = 2 \cdot , \Upsilon = \xi \cdot , \xi = \psi \cdot , \Upsilon = 1$$

$$0 = \frac{0}{5.66} = \frac{(2)(4) \lor - (4)(2) \lor}{(4)(2) \lor (4)(2) +} = \mathcal{J}$$

أي أن درجة الاختلاف بين نسبة الولادات المتوئمة و عدد الولادات منعدمة، فلا توجد علاقة في توزيعهما عبر أشهر السنة.

التمرين الرابع:

أحسب معامل ارتباط الرتب لسبران للبيانات التالية:

٦٥	٩.	٨٢	٧٥	۸۲	٦٥	٧٥	٧٥	س
٨٩	٨٩	٦٩	٨٨	٥,	٥٦	٥٦	٦٩	ع

<u>الحل:</u>

ف'	ف	رتب ع	رتب س	3	س
٠,٢٥	٠,٥ -	٤,٥	٤	٦٩	٧٥
7,70	١,٥ -	۲,٥	٤	۲٥	٧٥
1	١,٠ -	۲,٥	١,٥	۲٥	٦٥
٣٠,٢٥	0,0	١	٦,٥	٥,	۸۲
٤	۲ –	٦	٤	٨٨	٧٥
٤	۲	٤,٥	٦,٥	٦٩	۸۲
٠,٢٥	٠,٥	٧,٥	٨	٨٩	٩.
٣٥	٦ -	٧,٥	10	٨٩	٦٥
٧٨	٠	٣٦	٣٦		المجموع

يعنى هذا أن هناك ارتباط ضعيف للغاية تقريبا منعدما بين المتغيرين س،ص.

للتأكد من صحة وضع الترتيب المقابل لكل قيمة لرتب المتغيرين تقوم الرتب في كلا المتغيرين متساوى = ٣٦.

و يساوي النتيجة المتحصل عليها من القانون التالي $\frac{(i+i)}{2}$ و بالتطبيق $\frac{(1+8)8}{2}$ الترتيب صحيح في الجدول.

التمرين الخامس:

الجدول التالي يوضح تصرفات الأمهات اتجاه أطفالهن المصابين بإسهال حسب المستوى التعليمي.

و المطلوب حساب قيمة الارتباط بين تصرف الأم و مستواها التعليمي.

المجموع	ثانو ي+ ج امعي	متوسط	ابتدائي	أمي	المستوى التعليمي
					التصرف
V £	١٨	70	70	٦	كشف طبي
١٦	٦	٥	٤	١	دواء
**	٥	٨	٨	٥	محاليل تقليدية
٣٨	11	١٣	17	۲	محاليل تقليدية+كشف طبي
١٦	٣	٥	٧	١	محاليل + دواء
1 7 .	٤٣	٥٦	٥٦	1,0	المجموع

$$\frac{1-\varepsilon}{|\mathbf{L}\mathbf{L}|} = \frac{1-\varepsilon}{\varepsilon}$$

•,
$$\xi r = \frac{1}{74} \left(7.53 + 11.16 + 11.16 + 2.4 \right) = \frac{1}{74} \left[\frac{{}^{2}(18)}{43} + \frac{{}^{2}(25)}{56} + \frac{{}^{2}(26)}{56} + \frac{{}^{2}(6)}{15} \right] = \sqrt{2}$$

$$\text{,,,} = \frac{1}{16} \left(0.84 + 0.45 + 0.28 + 0.07 \right) = \frac{1}{16} \left[\frac{{}^{2}(6)}{43} + \frac{{}^{2}(5)}{56} + \frac{{}^{2}(4)}{56} + \frac{{}^{2}(11)}{15} \right] = \text{ye}$$

$$\cdot, \forall v = \frac{1}{26} \left(0.58 + 1.14 + 1.14 + 1.67 \right) = \frac{1}{26} \left[\frac{{}^{2}(5)}{43} + \frac{{}^{2}(8)}{56} + \frac{{}^{2}(8)}{56} + \frac{{}^{2}(5)}{15} \right] = r \in$$

•,
$$\Upsilon \Upsilon = \frac{1}{38} \left(2.81 + 3.02 + 2.75 + 0.27 \right) = \frac{1}{38} \left[\frac{{}^{2}(11)}{43} + \frac{{}^{2}(13)}{56} + \frac{{}^{2}(12)}{56} + \frac{{}^{2}(2)}{15} \right] = \frac{1}{25}$$

$$\cdot, \gamma = \frac{1}{16} \left(0.21 + 0.45 + 0.87 + 0.07 \right) = \frac{1}{16} \left[\frac{{}^{2}(3)}{43} + \frac{{}^{2}(5)}{56} + \frac{{}^{2}(7)}{56} + \frac{{}^{2}(1)}{15} \right] = 0$$

$$1, \cdot \pi = ., 1 + ., 17 + ., 17 + ., 17 + ., 17$$
مجموع ج

$$\bullet$$
, \vee = $\frac{903}{1.03}$ = $\frac{\overline{1-\varepsilon}}{\varepsilon}$ = $\frac{\overline{1-\varepsilon}}{\varepsilon}$ = $\frac{\overline{1-\varepsilon}}{\varepsilon}$ • •

هذا يعني أن هناك توافق ضعيف جدا بين تصرف الأم اتجاه الرضيع عند الإجابة بالإسهال و مستواها التعليمي أي مهما اختلف مستواها التعليمي إلا و أخذته إلى الطبيب.

الفصــــل الســــابع المحـــابع المحتبـــار كـــا۲

أولا: إختبار كـــا

ثانیا: تصحیح یانسس

اختبار کا ۱

إن الباحث الاجتماعي عند معرفته بتوزيع كا⁷، ويضعه تحت تصرفه فله جانب كبير من الأهمية وتستعمل هذه الأداة بصورة رئيسية لاختبار الفرضيات التي تقوم على أساس مقارنة مجموعة من التكرارات النظرية مع مجموعة من التكرارات الفعلية لتقيم الفرق بينهما لمعرفة ما إذا كان هذا الفرق فرقا ظاهريا نتيجة قوى الحظ والصدفة أم أنه فرق حقيقي نتيجة قوى أخرى غير قوى الحظ والصدفة فإذا وجد أن هذا الفرق كان فرقا ظاهريا بمستوى دلالة معين نقبل فرضية العدم أما إذا وجد أن هناك فرقا حقيقيا بمستوى دلالة معين يرفض فرضية العدم، وهذا وأن إحدى مزايا هذا الاختبار الرئيسية أنه لا يتضمن أية افتراضات حول شكل توزيع المجتمع الإحصائي، وعليه فيمكن اختبار العلاقة بين المستوى التعليمي للمرأة وعدد أبنائها، أو العلاقة بين العقم والطلاق ... إلخ. ومن أجل اختبار استقلالية الظواهر نقوم بتصنيف البيانات في جدول خاص كما سوف نرى في المثال التالي.

مثـال: الجدول التالي يربط علاقة بين الحالة المدنية للشخص ومدى ادخاره ونريد معرفة هل ادخار المبحوث مستقل عن كونه متزوج أم لا.

المجمـــ	غير	مدخـــــ	الادخار
_وع	مدخـــر	ر	
			الحالة المدنية
1040	770	90.	متزوج
٣٧٥	170	۲0.	أعزب
190.	٧٥,	17	المجموع

1- نقوم بتحديد فرضية العدم: وفي هذا المثال ليس هناك علاقة بين الحالة المدنية والإيجار للشخص المبحوث.

٢- تحديد مستوى الدلالة: ونسبته في الغالب ١% أو ٥% في العلوم الاجتماعية.

٣- تحديد التكرارات النظرية: وذلك بأن نعد جدول توافق نظري حيث نفترض أن المجاميع فيه متساوية ويحسب وفق القانون التالي.

وبتطبيق هذا القانون على الجدول أعلاه نجد:

$$179.77$$
 = $\frac{17.0 \times 1970}{190.}$ = $\frac{170.000}{190.000}$

$$\frac{17.0 \times 770}{190.} = \frac{17.0 \times 770}{190.}$$

$$188.77 = \frac{700 \times 700}{1900} = 188.77$$
 كَ الْغَيْرِ مَدْخُرُونَ الْعَــزَابِ = $\frac{1900}{1900}$

4- حساب كا المحسوبة: وتحسب وفق القانون التالي:

 (র – ন)	(গ্ৰ – গ্ৰ)	গ্র — গ্র	গ্ৰ	গ্ৰ
۰٬۳۸	779,79	19.78 -	979,77	90.
١،٦٠	779,79	19.78	7777	۲٥,
۱۲٬۰	779,79	19.78	٦٠٥،٧٧	770
7,07	779.79	19.78	1	170
0(10				المجمــوع

o - الخطوة المتبقية هي معرفة درجة الحرية ثم الكشف في جدول كا علما إذا كانت قيمة كا الهذه القيمة لدرجة الحرية ذات دلالة إحصائية عند نسبة o أو o أو o مثلا. ودرجة الحرية تحسب وفق القانون التالي: (عدد الصفوف - o) (عدد الأعمدة - o) أي o (o) o) o (o) o (o) o) o (o) o) o (o) o) o (o) o) o0 (o0) o0) o1) o1) o1) o1) o1) o1) o2) o2) o3) o3) o3) o4) o3) o4) o4) o4) o5) o5) o6) o6) o6) o7) o8) o8) o9) o

7 عند درجة حرية كا 7 1 الجدولة نجدها من الجدول الموضوع في نهاية الكتاب = 7 عند نسبة 9.

V- القرار والمقارنية: إذا قارنا بين قيمة كا المحسوبة = 0.00 مع كا الجد ولية من أجل مستوى دلالة 0% والتي قدرت بـ 0% الجد ولية 0% والتي قدرت بـ 0% الفروق بين التكرارات النظرية والتكرارات الفعلية هي فروق جو هرية وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقول أن هناك العلاقة بين الحالة المدنية للمبحوث وادخاره الشهري.

ملاحظـــة:

- إذا كانت كا الجد ولية > من كا المحسوبة نستنتج أن هناك فروق بين التكرارات النظرية والتكرارات الفعلية وهي فروق ظاهرية راجعة للصدفة وبالتالي نقبل فرضية العدم والاستقلال أي لا توجد علاقة بين المتغيرين.
- أما إذا كانت كا الجد ولية < من كا المحسوبة نستنتج أن هناك فروق جوهرية ونرفض فرضية العدم أو الاستقلال ونقول أن هناك علاقة بين المتغيرين.

تصحيح يانـــس Yets:

يقوم هذا التصحيح على أساس إنقاص (٠،٥) من الفرق بين التكرارات النظرية والتكرارات الفعلية الشيء الذي يؤدي إلى زيادة احتمال أن يكون كاللمحسوبة ناتجة لقوى الحظ والصدفة. لكن هذا الإنقاص شرط أن يكون بالقيمة المطلقة ويستخدم كالله

المصحح إذا كان الفرق بين التكرارات النظرية والفعلية ك - ك ويصبح بذلك قانون اختبار كا المصحح كالتالي:

وبتطبيق هذا القانون على المثال السابق نجد كا المصحح يقدر بـ:

(((। । র – র ।)	– । এ – এ।)	· (০ —) গ্ৰ — গ্ৰ)	<u>থ – এ</u>	গ্র	<u> </u>
	(•••				
গ্ৰ					
۰،۳٦	۲۰۰،۸۱	١٨،٧٣	19,77 -	979,78	90.
1,07	٣٥٠،٨١	١٨،٧٣	19,77	7777	۲0.
٠,٥٨	٣٥٠،٨١	١٨،٧٣	19,77	٦٠٥،٧٧	770
۲،٤٨	٣٥٠،٨١	١٨،٧٣	19,77	1 £ £, 7 °°	170
٤،٨٩					المجموع

نفس الملاحظة تذكر بعد تصحيح كا أين وجدنا كا المحسوبة > كا الجد ولية أي أن الفروق بين التكرارات النظرية والفعلية هي فروق جوهرية وبالتالي نرفض فرضية العدم، أي توجد علاقة بين الحالة المدنية للشخص ومدى ادخاره.

حالة خاصـــة:

وهو نموذج خاص من اختبار كالله ونطلق عليه فحص انحراف نتائج الملاحظة التجريبية عن المتوقعة أي في حالة وجود صف واحد.

مثـــال: هذا الجدول أخد من دراسة ميدانية لباحث يبحث عن العلاقة بين تغيب العمال حسب مكان عملهم أثناء الورديات.

المجموع	فلاح	تاجر	في	في قطاع	في	في	عامل	مكان
			القطاع	الخدمات	القطاع	قطاع	بالبلدية	العمل
			التقليدي		الصناعي	البناء		
٦٢٨	1 60	١٣٨	110	٩.	٣٣	٣٨	7.9	عـدد
								الأيسا
								م

هنا نفترض أن النتائج تتوزع باحتمالات متساوية وهذه الحالة موجودة في اختبار كا 7 أي تكون عدد الأيام المغيبة متساوية لحالات مكان العمل أي $\frac{77}{V}$ = 180 وهذا ما نسميه بالتكر ارات النظرية ك.

(선 _ 선기	_	_	_	<u>ئ</u>
	'(선 — 전)	(살 - 살)	<u>45</u>	
٤،٧٨	٤٢٨،٩٠	_	۸۹،۷۱	٦ ٩
		۲۰،۷۱		
۲۹،۸۰	7777.97	_	۸۹،۷۱	٣٨
		01.71		
٣٥،٨٥	771767	-	۸۹،۷۱	٣٢
		٥٦،٧١		
9	۰،۰۸٤	۰،۲۹	۸۹،۷۱	٩.
٧،١٣	789,01	70,79	۸۹،۷۱	١١٥
Y0,99	7771.97	٤٨،٢٩	۸۹،۷۱	۱۳۸
۸۹،۷۱	۳٠٥٦،٩٨	00,79	۸۹،۷۱	١٤٥
194,42				

كما يمكننا استعمال تصبح ينس في هذا المثال لزيادة احتمال أن تكون كا المحسوبة ناتجة عن قوى الحظ والصدفة.

2جدول کا

59,703	58,302	56,893	55,476	54,052	52,620	51,179	49,728	48,268	46,797	45,315	43,820	42,312	40,790	39,252	37,697	36,123	34,528	32,909	31,264	29,588	27,877	26,125	24,322	22,457	20,515	18,467	16,366	13,815	10,827	0,001
47,962	49,693	48,278	46,963	45,642	44,314	42,980	41,638	40,289	38,932	37,566	36,191	34,805	33,409	32,000	30,578	29,141	27,688	26,217	24,725	23,209	21,666	20,090	18,475	16,812	15,086	13,277	11,345	9,210	6,635	10,0
47,962	46,693	45,419	44,140	42,856	41,566	40,270	38,968	37,659	36,343	35,020	33,687	32,346	30,995	29,633	28,259	26,873	25,472	24,054	22,618	21,161	19,679	18,168	16,622	15,033	13,388	11,668	9,837	7,824	5,412	0,02
43,773	42,557	41,337	40,113	38,885	37,652	36,415	35,172	33,924	32,671	31,410	30,144	28,869	27,587	26,296	24,996	23,685	22,362	21,026	19,675	18,307	16,919	15,507	14,067	12,592	11,070	9,488	7,815	5,991	3,841	0,05
40,256	39,087	37,916	36,741	35,563	34,382	33,196	32,007	30,813	29,615	28,412	27,204	25,989	24,769	23,542	22,307	21,064	19,812	18,549	17,275	15,987	14,684	13,362	12,017	10,645	9,236	7,779	6,251	4,605	2,706	0,10
36,250	35,139	34,027	32,912	31,795	30,675	29,553	28,429	27,301	26,171	25,038	23,900	22,760	21,615	20,465	19,311	18,151	16,985	15,812	14,631	13,442	12,242	11,030	9,803	8,558	7,289	5,989	4,642	3,219	1,642	0,20
33530	32,461	31,391	30,319	29,246	28,172	27,096	26,018	24,939	23,858	22,775	21,689	20,601	19,511	18,418	17,322	16,222	15,119	14,011	12,899	11,781	10,656	9,524	8,383	7,231	6,064	4,878	3,665	2,408	1,074	0£'0
26,336	28,336	27,336	26,336	25,336	24,337	23,337	22,337	21,337	20,337	19,337	18,338	17,338	16,338	15,338	14,339	13,339	12,340	11,340	10,341	9,342	8,343	7,344	6,346	5,348	4,351	3,357	2,366	1,386	0,455	0,50
20,599	19,768	18,939	18,114	17,292	16,473	15,659	14,848	14,041	13.240	12,443	11,651	10,865	10,085	9,312	8,547	7,790	7,042	6,304	5,578	4,865	4,168	3,490	2,833	2,204	1,610	1,064	0,584	0,211	0,0158	0,90
7.	44	۲ >	44	4 1	٦ 0	1 12	11	11	3	٠.	14	1>	14	14	10	1 8	17	11	1)	·	ه	>	<	1.	o		1	4	,	α در کار کار در کار کار در کار کار در کار کار در کار کار در کار کار در کار کار کار در کار کار کار در کار کار کار در کار کار کار کار کار کار کار کار کار کا

تمرينات:

التمرين الأول:

ليكن الجدول التالي الذي يوضح توزيع مجموعة متكونة من ١٤١ حسب الجنس والرأي في موقف ما.والمطلوب إيجاد كا عند نسبة ٥٪.

المجموع	أرفض	أرفض	¥	موافق	موافق	
	جدا		أ د ر ي		جدا	كالرأي
						الجنس
۸۸	٥	47	١٣	٣٧	٥	ذكور
٥٢	٥	۲.	٨	1 1	٣	إناث
1 £ 1	١.	٤٨	۲۱	٥٤	٨	
						المجموع

الحل:

$$\xi, 99 = \frac{8 \times 88}{141} = 199$$

$$\eta, 700 = \frac{54 \times 88}{141} = 34$$

$$\eta, 100 = \frac{21 \times 88}{141}$$

$$100 \times 88 = 100$$

$$100 \times 80 = 100$$

$$100 \times 80$$

$$\frac{100}{141}: حساب $\frac{100}{141}$ النظرية فيما يخص الإناث: مو افق جدا $\frac{8 \times 53}{141} = 7.7$ مو افق $\frac{54 \times 53}{141} = \frac{54 \times 53}{141}$ لأ أدري $\frac{21 \times 53}{141} = \frac{48 \times 53}{141}$ أرفض جدا $\frac{10 \times 53}{141} = \frac{10 \times 53}{141}$ أرفض جدا $\frac{10 \times 53}{141} = \frac{10 \times 53}{141}$$$

(0.5 - (3 - 3))	_ <u>এ</u> _ধ)	اك - ك	<u></u>	ك	<u>15</u>
<u> </u>	۲(۰,۰	٠,٥			
٠,٠٥	٠,٧٤	٠,٤٩ -	٠,٠١	٤,٩٩	٥
٠,٢٣	٧,٨٤	۲,۸	٣,٣	٣٣,٧٠	٣٧
٠,٠١	٠,١٦	٠,٤	•,11 -	17,1.	١٣
٠,٠٧	۲,۱۳	١,٤٦	١,٩٦ —	79,97	7.
٠,٠٩	٠,٥٥	٠,٧٤	۱,۲٤ —	٦,٢٤	٥
٠,٠٨	٠,٢٤	٠,٤٩	•,• \ -	٣,٠١	٣
٠,٣٩	٧,٨٤	۲,۸	٣,٣	۲۰,۳۱	١٧
٠,٠٢	٠,١٦	٠,٤	٠,١	٧,٩٠	٨
٠,١٢	7,17	١,٤٦	1,97	١٨,٠٤	۲.
.,10	٠,٥٥	٠,٧٤	1,7 £	٣,٧٦	٥

أي أن الفروق ظاهرية بين التكرارات الفعلية و النظرية و بالتالي راجع ذلك للصدفة أي نقبل فرضية الاستقلال فلا توجد علاقة بين النسب و الموقف.

التمرين الثاني:

لنفرض أن طالبا أراد معرفة رأي ٤٣ امرأة عاملة في مؤسسة معينة و هي عينة عشوائية.و عند سؤال كل واحدة منهن حول مدى موافقتها على تنظيم النسل وجد ٣٠ امرأة توافقن على ذلك و ١٣٧ لا توافق.

و السؤال هل يمكن أن تكون هذه التكرارات ناشئة من مجتمع إحصائي حيث الآراء مقسمة حول هذا الموضوع بشكل متساوي.

الحل:

إن فرصة العدم في هذه الحالة هي أن الآراء مقسمة ٥٠٪ توافق و٥٠٪ لا توافقن، علما أن هذه الفرضية قد أخذت بصورة تحكيمية (أي بتساوي) إن التكرارات النظرية أو

$$1,0 = \frac{43}{2}$$
 المتوقعة $\frac{2}{2}$ هي

$\frac{2\left(0.5 - \left(3 - 3\right)\right)}{3}$	। <u>ड</u> – ध।) [*] (·,० –	- <u>ड</u> ि - ड •,०	<u>-</u> - 4	<u> </u>	শ্র
۲,۹۸	٦٤	٨	۸,٥	۲۱,0	٣٠
٤,٩٢	٦٤	٨	۸,٥ -	۲۱,0	١٣
0,79					٤٣

درجة الحرية = (عدد الأعمدة - ۱) = (1 - 1) = ۱ کا الجدولیة عند درجة حریة ۱ نسبة 0 = 1 + 1 الجدولیة عند درجة حریة ۱ نسبة 0 = 1 + 1 الجدولیة عند درجة حریة ۱

٠٠٠ كا المحسوبة ٥,٦٩ > كا الجدولية ٣,٨٤١

و بهذا فإننا لا نستطيع الثقة بالفرضية القائلة بانقسام آراء هؤلاء النساء بنسبة ٠٥٪ توافقن عليه. وسائل منع الحمل و ٠٠٪ منهن لا توافقن عليه.

التمرين الثالث:

لنفرض أن إعارة الكتب بمكتبة علم الاجتماع في الأسبوع كانت كالأتي:

عدد الكتب	الأيام
٦.	السبت
٤٠	الأحد
٥,	الاثنين
۸.	الثلاثاء
٩.	الأربعاء
1	الخميس
٤٢٠	المجموع

فهل يوجد فرق بين عدد الكتب المعارة في أيام الأسبوع في هذه المكتبة عند نسبة ٥٪. الحل:

$$0=(1-7)=(1-1)=0$$
 الحرية (عدد الصفوف $0=(1-7)=0$) المناب درجة الحرية $0=(1-7)=0$ النظرية $0=(1-7)=0$

	-। <u>ड</u> - ध)	- <u>এ</u> - এ	<u> </u>	ك	<u>ك</u>
<u> </u>	^۲ (٠,٥	٠,٥			
1,79	9.,70	9,0	١	٧.	٦.
17,58	۸٧٠,٢٥	۲۹,٥	٣. –	٧.	٤٠
0,57	٣٨٠,٢٥	19,0	۲. –	٧.	٥,
1,79	9.,70	۹,٥	١.	٧٠	٨٠
0,57	٣٨٠,٥	19,0	۲.	٧٠	٩.
٣٨,٣٢	۸٧٠,٢٥	۲۹,٥	٣.	٧.	١.
					•

كا الجدولية عند درجة حرية ٦ و نسبة ٥% عند درجة

 7 الجدولية 7 من كا المحسوبة 7 المحسوبة 7

إذن هناك فرق جوهري بين التكرارات الفعلية و النظرية فنرفض فرضية العدم أي هناك علاقة بين المتغيرين.فلا يوجد استقلال بين عدد الكتب المعارة في اليوم حسب أيام الأسبوع.

التمرين الرابع:

لدينا الجدول التالي الذي يمثل العلاقة بين الأصل الجغرافي و الحالة المدنية للأفراد. اختبر فرضية الاستقلال أي أنه ليس هناك علاقة بين الأصل الجغرافي و الحالة المدنية عند نسبة 1٪.

المجموع	متزوج	مطلق	أعزب	الحالة المدنية الأصل
٤٩	٤٢	٣	٤	ريفي
٣٥	77	_	١٢	حضري
٨٤	٦٥	٣	١٦	المجموع

الحل:

$$9, \text{٣٣} = \frac{49 \times 16}{84} = 13$$

$$1, \forall 0 = \frac{49 \times 3}{84} = \text{add}$$

$$\text{mv,91} = \frac{49 \times 55}{84} = \text{nite}$$
متزوج

ثانيا_ حساب الله النظرية بالنسبة للحضريين

$$7,77 = \frac{35 \times 16}{84} = 13$$

$$= (1 - 1)(1 - 1) = (1 - 1)(ن - 1) = (1 - 1) = 1$$
 ثالثا _ حساب أن درجة الحرية = (ن ۱ - ۱)(ت

² (0.5 – (غ – غ))	- 절 - 살)	_ <u>এ</u> _ এ	_ <u>5</u> 1	<u>\(\frac{\dagger}{\dagger} \)</u>	ئى
<u> </u>	۲(۰,۰	٠,٥	<u>E</u>		
۲,٥	77,77	٤,٨٣	0,777 -	9,77	٤
٠,٣٢	٠,٥٦	٠,٧٥	1,70	1,70	٣
٠,٣٤	17,19	٣,٥٧	٤,٠٩	٣٧,٩١	٤٢
٣,٥٢	77,57	٤,٨٤	0,72	7,77	١٢
٠,٤٥	٠,٥٦	٠,٧٥	1,70 -	1,70	_
٠,٤٧	17,77	٣,٥٨	٤,٠٨ -	۲٧,٠٨	78
٧,٦					

عند درجة حرية = Υ و نسبة دلالة 1 كا الجدولية = 4,71.9

- ٠٠٠ كا الجدولية ٩,٢١٠ < كا المحسوبة ٧,٦
- • فالفروق جو هرية و بالتالي نرفض فرضية العدم أي توجد علاقة بين الأصل الجغرافي و الحالة المدنية للشخص.

قائمة المراجع:

١- المراجع باللغة العربية:

- ١- أبو عبانة فتحي محمد. مدخل إلى التحليل الإحصائي في الجغرافيا البشرية، دار
 النهضة العربية، بيروت، ١٩٨٦,
- ٢- جلاطو جيلالي. الإحصاء مع تمارين ومسائل محلولة، ديوان المطبوعات الجامعية،
 الجزائر، , ١٩٩٩
- ٣- حليمي عبدالقادر. مدخل إلى الإحصاء، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر،
 ١٩٩٤.
- ٤- خاطر أحمد مصطفى و آخرون. التحليل الإحصائي للبحوث في الخدمة الاجتماعية،
 المكتب الجامعي الحديث، الإسكندرية، ,٩٩٨
- ٥- زايد مصطفى. الإحصاء ووصف البيانات، مطبعة الشريف، السعودية، ط٢،
 ١٩٨٨,
- ٦- عوض منصور وآخرون. أساسيات علم الإحصاء الوصفي، دار صفاء للنشر
 والتوزيع، عمان، ط١، ,٩٩٩
 - ٧- غريب محمد سيد أحمد. الإحصاء و القياس في البحث الاجتماعي، ,١٩٩١
- ٨- عوض منصور، هبري عزام، مبادئ الإحصاء، دار صفاء للطباعة والنشر
 والتوزيع، عمان، الطبعة١، ٢٠٠٠,
 - ٩- كنجو أنيس. الإحصاء، مؤسسة الرسالة، بيروت، الجزء الأول، ١٩٨٢,
- ١٠ مهدلي محمد محمود. تطبيقات علم الإحصاء في العلوم الاجتماعية، الاسكندرية،
 ٢٠٠٢,
- 11- كلاس محمد. محاضرات في الإحصاء التطبيقي، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، ,١٩٩٣

٧- المراجع باللغة الفرنسية:

1- Hamdani Hocine. Statistique descriptive et expression graphique, OPU, Alger, 1988.

- 2- Murray R. Spiegel. Théorie et applications de la statistique, imprimerie Louis- jean, Paris, 1972.
- 3- Vandeschcrick christophe, jwantelet jean- marie. De la statistique descriptive aux mesures des inégalités université catholique de Pouvain la neuve, Belgique, 2003.