

المركز الديمقراطي العربي

برلين - ألمانيا

# الإحصاء الوصفي والاستدلالي

DESCRIPTIVE AND INFERRENTIAL STATISTICS



الطبعة الأولى

2020

الأستاذ الدكتور  
علي أحمد السقاف  
Prof.Dr. Ali Ahmed Alsagf

أستاذ الإحصاء  
قسم الإحصاء والمعلوماتية

رقم التسجيل: VR.3383-6414.B

المركز الديمقراطي العربي

الإحصاء الوصفي والاستدلالي  
DESCRIPTIVE AND INFERRENTIAL STATISTICS



Democratic Arabic Center

Berlin – Germany

هذا الكتاب

هو ثمرة تجربتي في تدريس مساق الإحصاء الاستدلالي في جامعة عدن، كلية العلوم الادارية قسم الإحصاء والمعلوماتية لعشرة سنوات مضت.

ينقسم علم الإحصاء إلى فرعين أساسيين هما: الإحصاء الوصفي والإحصاء الاستدلالي. والهدف من الإحصاء الاستدلالي هو استنتاج خصائص المجتمع من خصائص عينة سحبته منه.

يختوي الإحصاء الوصفي على الأدوات المستخدمة لتلخيص ووصف البيانات الرقمية وذلك بغضون تسهيل تفسيرها. الإحصاء الاستدلالي يحتوي كذلك على أدوات يُمكن من خلالها اتخاذ القرارات حول المجتمع الإحصائي وذلك من واقع العينة الم抽取ة من هذا المجتمع.

This book

is the fruit of my experience teaching the so called subject inferential statistics at the University of Aden, Faculty of Administrative Sciences, Department of Statistics and Informatics, for the past ten years.

Statistics is divided into two main branches: Descriptive Statistics and Inferential Statistics. The aim of inferential statistics is to deduce the characteristics of a population from the characteristics of a sample drawn from it.

Descriptive statistics contain the methods used to summarize and describe numerical data in order to facilitate its interpretation. Inferential statistics includes those methods through which decisions are made about the statistical population, based on the reality of the sample drawn from it.



DEMOCRATIC ARABIC CENTER

Germany : Berlin 10315 Gensinger- Str : 112

<http://democraticac.de>

TEL: 0049-CODE

030-89005468/030-898999419/030-57348845

MOBILTELEFON: 0049174274278717

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

# الإحصاء الوصفي والاستدلالي

## Descriptive & Inferential Statistics

الأستاذ الدكتور:  
علي أحمد السقاف  
أستاذ الإحصاء



الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الناشر

المركز الديمقراطي العربي

للدراسات الاستراتيجية والسياسية والاقتصادية

ألمانيا / برلين

*Democratic Arabic Center*

*Berlin / Germany*

لا يسمح بإعادة إصدار هذا الكتاب أو أي جزء منه أو تخزينه

في نطاق استعادة المعلومات أو نقله بأي شكل من الأشكال، دون إذن مسبق خططي من الناشر.

جميع حقوق الطبع محفوظة: المركز الديمقراطي العربي برلين - ألمانيا

*All rights reserved No part of this book may by reproduced.*

*Stored in a retrieval system or transmitted in any from or by any means  
without prior permission in writing of the published*

المركز الديمقراطي العربي

للدراسات الاستراتيجية والسياسية والاقتصادية ألمانيا/برلين

*Berlin 10315 Gensingerstr :112*

*Tel : 0049-code Germany*

*54884375-030*

*91499898-030*

*86450098-030*

البريد الإلكتروني

*book@democraticac.de*

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف



رئيس المركز الديمقراطي العربي: أ. عمار شرعان

اسم الكتاب: الإحصاء الوصفي والاستدلالي

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

ضبط وتدقيق: د. سالم بن لباد

التصميم والإخراج: أ. د. بدرالدين شعباني

رقم تسجيل الكتاب: VR . 3383 - 6414 . B

عدد الصفحات: 174

الطبعة الأولى

سبتمبر 2020 م

## المحتويات

الصفحة	الموضوع
8-6	المحتويات
20-9	<p>الفصل الأول : مفاهيم علم الاحصاء، وظائفه وعلاقته بالعلوم الأخرى</p> <p>1.1: تعريف علم الاحصاء</p> <p>1.2: مفاهيم علم الاحصاء</p> <p>1.3: وظائف علم الاحصاء</p> <p>1.4: مجالات علم الاحصاء</p>
39-21	<p>الفصل الثاني : تصنیف البيانات الاحصائية وعرضها</p> <p>2.1: تصنیف البيانات</p> <p>2.2: عرض البيانات</p>
51-40	<p>الفصل الثالث: مقاييس التزعة المركزية</p> <p>3.1: الوسط الحسابي</p> <p>3.2: الوسط الهندسي</p> <p>3.3: الوسط التوافقي</p> <p>3.4: الوسيط</p> <p>3.5: المتوال</p>
63-52	<p>الفصل الرابع: مقاييس التشتت</p> <p>4.1: المدى</p> <p>4.2: نصف المدى الربيعي</p> <p>4.3: الانحراف المتوسط</p> <p>4.4: الانحراف المعياري</p>
75-64	<p>الفصل الخامس: الاحتمالات</p> <p>5.1: مفاهيم أساسية في الاحتمالات</p> <p>5.2: قواعد الاحتمالات</p>

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الصفحة	الموضوع
84-76	<p>الفصل السادس : الارتباط</p> <p>6.0.1: معامل ارتباط بيرسون</p> <p>6.0.2: معامل ارتباط الرتب (سييرمان)</p>
99-85	<p>الفصل السابع: الانحدار</p> <p>7.0.1: طريقة المربعات الصغرى</p> <p>7.0.2: معادلة الانحدار الخطي البسيط</p> <p>7.0.3: معامل التحديد</p>
113-100	<p>الفصل الثامن: التوزيعات الاحتمالية</p> <p>8.0.1: توزيع ذي الحدين</p> <p>8.0.2: توزيع بوسون</p> <p>8.0.3: التوزيع الطبيعي</p> <p>8.0.4: توزيع <math>t</math></p> <p>8.0.5: توزيع مربع كأي</p> <p>8.0.6: توزيع F</p>
135-114	<p>الفصل التاسع: التقدير</p> <p>9.0.1: خصائص التقدير الجيد</p> <p>9.0.2: تقدير المتوسط الحسابي لمجتمع معلوم التباين</p> <p>9.0.3: فتره الثقة للوسط الحسابي باستخدام توزيع t</p> <p>9.0.4: تقدر فتره الثقة للفرق بين متostein</p> <p>9.0.5: حدود الثقة للنسبة والفرق بين نسبتين</p>
165-136	<p>الفصل العاشر: اختبار الفرضيات</p> <p>10.0.1: مفهوم اختبار الفرضيات</p> <p>10.0.2: فرضيات اختبار الفروض</p> <p>10.0.3: تصنيف الاخطاء في اختبار الفرضيات</p> <p>10.0.4: تصنيف أنواع اختبار الفرضيات</p> <p>10.0.5: اختبار الفرضيات للمتوسطات والنسب</p>

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الصفحة	الموضوع
	10.6: تطبيقات على اختبار الفروض للمتوسطات والنسب 10.7: اختبار مربع كأي لجودة التوفيق والاستقلال 10.8: اختبار الفرضيات لأكثر من متواسطين (تحليل التباين)
170-166	الملاحق
173-171	المراجع

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف



# الفصل الأول

مفاهيم عالم الإحصاء  
وظائفه وعلاقته بالعلوم الأخرى



## الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

وردت كلمة الإحصاء في القرآن الكريم صراحةً من خلال استعارات مختلفة للفعل ( حصى ) في عدة أمكنة منها : **لَقَدْ أَحْصَاهُمْ وَعَدُهُمْ عَدًا** (سورة مريم 94) و **"إِنَّا نَحْنُ نُحْيِي الْمَوْتَىٰ وَنَكْتُبُ مَا قَدَّمُوا وَآثَارَهُمْ وَكُلُّ شَيْءٍ أَحْصَيْنَا فِي إِمَامٍ مُّبِينٍ** (سورة ياسين 12) وأيضاً **وَإِنْ تَعْدُوا نِعْمَةَ اللَّهِ لَا تُحْصُوهَا إِنَّ اللَّهَ لَغَفُورٌ رَّحِيمٌ** (النحل 18) **ثُمَّ بَعْثَانَاهُمْ لِنَعْلَمَ أَيُّ الْخَزِينَ أَحْصَى لِمَا لَبَثُوا أَمَدًا** **﴿الْكَهْفُ 12﴾** كما وردت في سورة الجادلة " يوم يبعثهم الله جميعاً فِينِيمِ بِمَا عَمِلُوا أَحْصَاهُ اللَّهُ وَنَسُوهُ وَاللَّهُ عَلَى كُلِّ شَيْءٍ شَهِيدٌ (سورة الجادلة 6)

في كل الآيات القرآنية المذكورة سلفاً ، فإن مفهوم الإحصاء يعني "العد" وقد استخدم منذ القدم في الإحصاءات التي تهم الحكومات والمؤسسات الادارية المختلفة للدول التي ظهرت في مراحل تاريخية مختلفة . واستخدم الإحصاء في حصر عدد السكان وعدد الجنود والأملاك والانتاج الزراعي والحيوانات وجميع الثروات الأخرى .

أن اصل كلمة إحصاء [ Statistics ] مكونة من مقطعين هما State وتعني الدولة و [Statistics] معناها المتعلقات . و الإحصاء بهذا المعنى يعني متعلقات الدولة . كلمة الإحصاء [أَتَ من الكلمة اللاتينية Statista } وتعني رجل الدولة الذي يجيد فن الحكم Statesman } و لقد استخدم هذه الكلمة البروفسور {Gottfried 1719-1772} الذي عرف الإحصاء بأنه " العلوم السياسية لبلدان متعددة " و كلمة الإحصاء ظهرت لأول مرة في الكتاب المشهور بعنوان

Elements of Universal Erudition " (Baran J.F.Von Bielfed 1770) فصول الكتاب بعنوان الإحصاء أحتجى تعريفاً " بأنه العلم الذي يعلمنا عن ماهية النظام السياسي للدول الحديثة"

الإحصاء هو فرع من الرياضيات التطبيقية . و الطرق الإحصائية وخاصة تلك المتعلقة بالاستدلال عن المجتمع من العينة تبني على نظرية الرياضيات حول الاحتمالات . ومن رواد نظرية الاحتمالات علماء الرياضيات من أمثال Karl ، Laplace ، James Bernoulli ، Gauss ، ) الذين أسهموا في تطوير نظرية الاحتمالات .

العلماء الذين لعبوا دوراً كبيراً في تطور علم الإحصاء هم الألماني فريديريك جاووس ( 1777 - 1858 ) ، والفرنسي لا بلاس ( 1749 - 1827 ) . وللعالم الإنجليزي كارل بيرسون ( 1857 - 1936 ) إسهامات كثيرة في علم الإحصاء منها تعريف معامل الارتباط ومعامل الارتباط

## الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الجزئي وتقديره واستخدام اختبار مربع كاي لاختبارات جودة التوفيق والاستقلالية . ويعتبر العالم الإحصائي رونالد فيشر ( 1890 - 1962 ) من الذين أضافوا الكثير لعلم الإحصاء ، وهو الذي وضع أساسيات علم تصميم التجارب وتحليل التباين وغيرها من الإسهامات في علم الإحصاء .

### 1.1 تعريف علم الاحصاء

اكتسب علم الاحصاء أهميته من إمكانية تطبيق نظرياته ، ومبادئه وأساليبه في كل المجالات التي يمكن التعبير عن ظواهره ببيانات يمكن تجميعها . فقد أصبح بالإمكان استخدام الأساليب الإحصائية وتطبيقاتها في مختلف العلوم.

الإحصاء كعلم ونتيجة لعلاقته بعلوم أخرى متعددة يعرف بطرق مختلفة طبقاً لاختلاف العلوم ومجالات الدراسة . وظهرت تعريفات متعددة من قبل العديد من الاحصائيين ويمكن ذكر بعض التعريفات على النحو الآتي :

i. الاحصاء هو العلم الذي يتعامل مع جمع ، تصنيف وتبويب الحقائق الرقيقة كأساس لتفسير ووصف ومقارنة الظواهر.

ii. علم الاحصاء هو علم التقديرات والاحتمالات

iii. الاحصاء يشير الى الطرق المستخدمة جمع، وتنظيم وتحليل وتفسير البيانات

بالرغم من الاختلافات الطفيفة في تعريف علم الاحصاء الا ان الاحصائيين يتفقون بكونه "علم جمع وتصنيف وتبويب وتفسير البيانات".

## • الاحصاء الوصفي والاستدلالي

I. الاحصاء الوصفي : يحتوي الاحصاء الوصفي الاساليب (الطرق) المستخدمة لتلخيص ووصف البيانات وذلك بغرض تسهيل تفسيرها. وهذه الاساليب يمكن ان تكون بيانياً [ graphical ] أو التحليل الحسابي ووضعها في جداول مناسبة .

II. خلاها اتخاذ القرارات حول المجتمع الاحصائي وذلك من واقع العينة المسحوبة من هذا المجتمع الاحصائي . وهذه القرارات يتم اتخاذها تحت شروط احتمالية. وتسمى وصف العينة وخصائصها بإحصائية العينة [ sample statistics ] بينما الخصائص التي تصف المجتمع تسمى معلم . [ Parameters ]

### 1.2 مفاهيم علم الاحصاء

## الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

### 1.2.1. العينة والمجتمع الاحصائي

• العينة : [ Sample ] هي جزء من المجتمع ، بحيث تكون ممثلة له تقييلاً جيداً . فمثلاً لو تحدثنا عن : طلاب كلية الآداب في جامعة عدن أو اشجار النخيل المشمرة في محافظة حضرموت ، أو موظفي البنك المركزي في محافظة عدن كجزء من موظفي القطاع العام في عدن .. فأنتا تشير إلى العينة . وخصائص العينة تسمى إحصائية [ Statistic ]

• المجتمع : [ Population ] كلمة مجتمع تستخدم من قبل الاحصائيين للإشارة إلى كل العناصر التي تم اختيارها للدراسة . مثلاً عندما نقول كل الطلاب في جامعة عدن أو كل اشجار النخيل المشمرة في اليمن أو كل الموظفين التابعين للقطاع العام في محافظة عدن . فأنتا تقصد المجتمع الاحصائي . وخصائص المجتمع تسمى معلمة [ Parameter ]

### 1.2.2. جمع البيانات

البيانات [ Data ] هي مجموعة من الحقائق والمشاهدات التي يتم جمعها من مجتمع إحصائي معين . ومن أمثلة البيانات: الاسم والسن والمهنة ومستوى التعليم، ومتوسط الدخل، الحالة الزوجية ... الخ

جمع البيانات يشكل الخطوة الأولى في البحث الاحصائي . ولا بد من العناية والدقة في عملية جمع البيانات الاحصائية لأنها تعتبر الاساس في التحليل الاحصائي وذلك لأن البيانات الخاطئة تنتج بالضرورة استنتاجات خاطئة وغير موثوق بها .

1.2.3 مصادر البيانات : حسب المصادر فإن البيانات الاحصائية تصنف إلى بيانات أولية وبيانات ثانوية

البيانات الأولية : بيانات تجمع في الأصل للبحث من قبل الباحث نفسه لغرض الدراسة التي يقوم بها . مثل هذه البيانات أصلية الصفة وتجمع عن طريق المسوحات العديدة التي تجرى من قبل الحكومة وبعض المؤسسات ومراسلي الابحاث . البيانات الأولية هي مستقى من المصدر الأول . على سبيل المثال اذا اراد احدهم دراسة الوضع الاقتصادي - الاجتماعي للسكان تحت خط الفقر في قرية معينة ، فإنه يجمع بيانات عن خلفية السكان ، التأهيل العلمي ، دخل الأسرة ، عدد المعالين ، الخ ، كل هذه المعلومات تسمى بيانات أولية . لا أنه الشخص الأول الذي قام بجمع هذه البيانات . البيانات الأولية

يمكن الحصول عليها من افراد المجتمع كله او جزء منه (عينة) بطريقة مباشرة (المقابلة) او غير مباشرة ، كالبريد والتلفون والانترنت (التواصل الاجتماعي)

## الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

• **البيانات الثانوية** : هي البيانات المنشورة او غير المنشورة ، كالكتب والتقارير والمحلاط . مثلاً الجهاز المركزي للإحصاء ، ونشراته تعتبر مصادر ثانية لمستخدمها ، وكذلك ما يؤخذ من السجل المدني ( حالات الوفيات والمواليد، الزواج والطلاق ) و كذلك منشورات المنظمات الدولية كالأمم المتحدة.

**1.2.4 طرق جمع البيانات :** جمع البيانات لأنواع المتعددة من البحث يمكن اجرائه من خلال الطريقتين التاليتين:

(i) طريقة الحصر الشامل [ census method ]

(ii) طريقة العينة [ sample method ]

. **الحصر الشامل** : كل مسح يحتوي عملية جمع البيانات المرغوبة من المجتمع الاحصائي والذي يتكون من مفردات ( اشخاص ، اشياء ... الخ ) . ويسمى المجتمع الكلي تحت الدراسة . اذا كان المطلوب دراسة سكان بلد ما ، يتطلب ذلك فحص واستجواب كل الاسر في مناطق الحضر والريف في ذلك البلد . واذا كان المطلوب دراسة الوضع الاقتصادي للعمال الزراعيين في مديرية ما من محافظة معينة من البلد ،، فأن قائمة المبحوثين تتضمن فقط العمال الزراعيين في تلك المديرية . أن مزايا طريقة الحصر الشامل هي الموثوقية والدقة لان كل مفردة من مفردات المجتمع هنا يتم دراستها . من جانب اخر فأن عيوب الحصر الشامل تمثل في ارتفاع تكاليف الحصر مقارنة بأسلوب العينة وطول الوقت المستخدم.

إن طريقة الحصر الشامل تستخدم في الحالات التالية:

i) اذا كان المجتمع محل الدراسة محدوداً

ii) عندما نريد درجة عالية من الدقة

iii) اذا كان موضوع الانفاق على الحصر الشامل والزمن المحدد له لا يشكل معوقاً

ii . **طريقة العينة** : عيوب طريقة الحصر الشامل تم معالجتها في طريقة العينة . وهنا يتم دراسة جزء من المجتمع، ويتم الاخذ بعين الاعتبار بيانات جزء من المجتمع، وبناء عليه فان الاستنتاجات حول المجتمع يتم استنباطها من العينة . والعينة يجب ان تمثل المجتمع تمثيلاً جيداً وتعكس صفات المجتمع . وفي طريقة العينة ، بدلاً من دراسة المفردات المكونة للمجتمع الاحصائي ككل ، يتم دراسة جزء من المفردات تسمى عينة . واذا كانت العينة ممثلة للمجتمع، فان أهم صفات المجتمع يمكن استنتاجها من تحليل العينة .

إن طريقة المعاينة تستخدم في الحالات الآتية:

## الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

- (i) اذا كان المجتمع محل البحث غير محدود
  - (ii) اذا كان المجتمع محل البحث يؤدي الى فنائه
  - (iii) اذا كان الجانب المالي يؤخذ بعين الاعتبار في عملية البحث
- الميزات الاساسية للعينة
- i. التمثيل : العينة يجب ان تختار بعناية بحيث تكون ممثلة للمجتمع الاحصائي تمثيلاً جديداً
  - i. الكفاية : حجم العينة يجب ان يكون كافياً ، خلافاً لذلك ، احتمال أنها لا تعكس صفات المجتمع
  - ii. الاستقلال : كل مفردة من مفردات العينة يجب ان يتم اختيارها بحيث تكون مستقلة عن الاخرى
  - iii. التجانس : يقصد بالتجانس بأن هناك لا توجد فروق بين المفردات المكونة للمجتمع وكذلك للعينة . اذا اخذت عينتان من نفس المجتمع يجب ان تعطي نفس النتيجة.
- ### 1.2.5. أنواع العينات

تقسم العينات الى نوعين اساسيين هما:

- العينة العشوائية [ Random Sampling ]
- العينة غير العشوائية [ Non-random sampling ]
- العينة العشوائية : تكون من الانواع الآتية :
  - i. العينة العشوائية البسيطة [ Random Simple Sampling ] هي مجموعة جزئية من المجتمع الاحصائي لها نفس الفرصة لاختيار كعينة من ذلك المجتمع ، أي يعني أن جميع أفراد المجتمع لهم فرصة في أن يختاروا، ويرجع ذلك إلى أن المجتمع متتجانس إذا اختيرت منه عينة وبأي طريقة تستطيع تمثيله وتظهر فيها جميع خصائصه وسماته . و من الجدير بالإشارة هنا بأن كلمة عشوائية لا تعني العفووية ، بل تعني اعطاء فرص متساوية لكل وحدة في المجتمع لأن تكون مختارة في العينة .
  - II. العينة الطبقية [ Stratified Sampling ] العينة الطبقية هي تصميم عينة أكثر كفاءة من العينة التي يتم الحصول عليها عن طريق استخدام أسلوب العينة العشوائية البسيطة ، و يستخدم هذا الأسلوب اذا كانت المجتمعات الاحصائية غير متتجانسة في المجتمع الاحصائي الواحد . في العينة الطبقية يتم تقسيم المجتمع الاحصائي الى مجموعة من المجتمعات الصغيرة تمثيل

### الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

بمقابل الوحدات فيما بينها . ثم يقسم حجم العينة المطلوب الى اعداد بنسب حجوم هذه المجتمعات . وكل عدد يمثل حجم عينة عشوائية جزئية توجد في وحدات ذلك المجتمع الصغير ومجموع هذه العينات يمثل العينة المطلوبة

لنفرض أنه مطلوب اختيار عينة مكونة من 200 طالب من مجتمع طلبة كلية العلوم الادارية في جامعة عدن البالغ مجموعهم 5000 طالب . بحيث تمثل جميع الطلبة بصورة متماثلة ، فإذا علمنا ان كلية العلوم الادارية تتكون من اربعة اقسام علمية وهي :

- قسم المحاسبة = 1800 (طالب)
- قسم ادارة الاعمال = 1600
- قسم الاحصاء = 1200
- قسم الادارة الصحية = 400
- أذن نصيب طلبة قسم المحاسبة في العينة =  $72 = 200 \times (5000 / 1800)$
- نصيب طلبة قسم الادارة في العينة =  $64 = 200 \times (5000 / 1600)$
- نصيب طلبة قسم الاحصاء في العينة =  $48 = 200 \times (5000 / 1200)$
- نصيب طلبة قسم الادارة الصحية =  $16 = 200 \times (5000 / 400)$

بعد ذلك نقوم باختيار 72 طالبا بصورة عشوائية من طلبة قسم المحاسبة وذلك بترقيم الطلبة من 1 الى 1800 ثم نختار 72 رقما عشوائيا والمكون من اربعة ارقام عشوائية . وكذلك بنفس الطريقة نقوم باختيار 64 طالبا من قسم الادارة و 48 طالبا من قسم الاحصاء و 16 طالبا من قسم الادارة الصحية .

وهكذا فان حجم العينة المختارة =  $200 = 16 + 48 + 64 + 72$

### III. العينة المنتظمة [ Systematic Sampling ]

تستخدم طريقة العينة المنتظمة عادة عندما توفر قائمة بالمفردات المكونة للمجتمع الاحصائي محل البحث . ويكون اختيار الوحدات منها على أساس تقسيم العدد الكلي للمجتمع على حجم العينة المطلوبة ، ومن ثم توزيع وحدات المجتمع الأصلي وبشكل متساوٍ ومنتظم على الرقم الناتج من ذلك التقسيم . مثلاً: إذا كان العدد الكلي للمجتمع هو (500) طالب وهو رقم يمثل عدد الطلبة في كلية ما، وكانت العينة المطلوبة هي (20) طالبا ، فيكون توزيع الوحدات الكلية الأساسية للمجتمع على الشكل الآتي:  $(20 \div 500 = 25)$  . وعلى هذا الأساس يحدد رقم العينة

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

- أي اسم الطالب الأول - بحيث يكون أقل من الرقم (25) وليكن (10) مثلاً .. وتظهر مفردات العينة على النحو الآتي:

235	210	185	160	135	110	85	60	35	10
485	460	435	410	385	360	335	310	285	260

### IV. العينة العنقودية [ Cluster Sampling ]

العينة العنقودية تختلف عن المعينة الطبقية في مبدأ العنايد . يجب أن تكون العنايد متباعدة في داخلها ، متجانسة فيما بينها أي عكس العينة الطبقية. شكل مشابه للعينة الطبقية. و يتم في هذه الطريقة تقسيم مجتمع البحث إلى مجموعات تسمى عنايد

[ Clusters ] سواء حسب التوزيع الجغرافي لمجتمع البحث أو بطرق مشابهة. هذه المجموعات تقسم إلى مجموعات إضافية و لهذا السبب أطلق على النوع بالعنقودي بسبب احتواء المجموعات على مجموعات . بعد هذا التقسيم ، يقوم الباحث باختيار بعض المجموعات المتحصل عليها بشكل عشوائي ، بحيث يتمأخذ جميع أفراد المجموعة المختارة لتصبح جزء في العينة و يتم جمع المعلومات من أفراد هذه المجموعات المختارة.

مثلا اذا اريد التعرف على النفط الاستهلاكي لسكان مدينة عدن فيما اذا كانوا يفضلون الاسماك أم اللحوم .. فانه في المرحلة الاولى يتم الاختيار العشوائي للمديريات والمرحلة الثانية الاختيار العشوائي للمراكيز ثم المرحلة الثالثة الاختيار العشوائي للأسر حسب مساكنهم والمرحلة الرابعة الاختيار العشوائي للأفراد من هذه الاسر . وتكون العينة المختارة ممثلة لسكان محافظة عدن باستخدام أسلوب العينة العنقودية .

#### 1.2.6 طرق جمع البيانات الاولية

البيانات الاولية يمكن الحصول عليها وذلك باستخدام الطرق التالية :

i. المقابلة الشخصية المباشرة : في هذه الطريقة يقوم الباحثون أو ممثلهم من العدادين بالمقابلة المباشرة للمبحوثين . و تتم عملية أخذ البيانات عن طريق الاستماراة الاحصائية والتي تحتوي على أسئلة محددة تغطي موضوع البحث.

ومن مميزات هذه الطريقة ، دقة البيانات التي يتم الحصول عليها وكفايتها . لكن عيوبها يتمثل في التكاليف العالية والزمن الكبير الذي تتطلبه . ويفترض في العدادين الذين يقومون بعملية استيفاء البيانات ان يكونوا مدربين تدريبا عاليا ولديهم خبرة في عملية المقابلات الى جانب عدم التدخل في الاجابات والتحيز في التأثير على المبحوثين والذي يمكن ان يعطي بيانات مضللة .

### الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

ii. المقابلة الشفوية غير المباشرة : لا تختلف هذه الطريقة عن المقابلة الشخصية المباشرة من حيث الاتصال المباشر بالمحوين للحصول على البيانات . وتكون العملية هنا باستخدام الهاتف كوسيلة اتصال ( وسائل التواصل الاجتماعي ) بدلاً من المقابلة الشخصية . وتكليف هذه الطريقة أقل بالمقارنة بالطريقة المباشرة و ايضاً الوقت المستخدم أقل لأنها تستخدم وسيلة اتصال اسرع .

iii. طريقة المراسلة: في طريقة المراسلة يقوم الباحث بأرسال الاستبانة التي تحتوي على الأسئلة المتعلقة بموضوع البحث عن طريق البريد العام و حالياً تستخدم وسائل الاتصال الرقمية كالإنترنت بشكل فعال.

طريقة المراسلة تتطلب درجة عالية من وضوح الأسئلة في الاستبيان وبساطتها وسهولة الإجابة عليها والأسئلة المركبة يتطلب ايضاحها بتعليمات ايضاحية . من عيوب طريقة المراسلة عدم ضمان مشاركة الجميع في استعادة الاستبيان مكتملاً ، وعدم الاهتمام بالموضوع ، وسقوط بعض الاستبيانات نتيجة لعدم استكمالها . وتكليف هذه الطريقة أقل بكثير من طريقة المقابلة الشخصية المباشرة و طريقة المقابلة باستخدام الهاتف .

IV. المشاهدة الشخصية : في هذه الطريقة يقوم الباحث بمراقبة الظاهرة وملحوظتها من أجل الحصول على البيانات والمعلومات عن الظاهرة موضوع الدراسة . وتستخدم هذه الطريقة بكثرة في عمليات الانتاج وجودتها والسيطرة النوعية والتي تتطلب مراقبة سير الانتاج وتدوين الملاحظات . وكذلك في مجال الطب حيث يقوم الطبيب بمراقبة حالات المريض بشكل متكرر ودوري وتسجيل الملاحظات حول حالاته ووضعه الصحي .

### 1.2.6. الاستماراة الاحصائية (الاستبيان ) [ Questionnaire ]

أن فعالية ونجاح استخدام طريقة الاستبيان في جمع البيانات يعتمد على التصميم الجيد للاستماراة الاحصائية . ويجب ان توفر الشروط الآتية في الاستماراة الاحصائية (الاستبيان )

I. يجب ان تحتوي الاستبانة رسالة مرفقة تبين هوية الباحث والغرض من الاستبيان و ايضاً درجة سريتها وعدم افشاء المعلومات لأي جهة ما عدا الغرض الذي صممت لا جله وهي البحث العلمي فقط .

II. عدد الأسئلة في الاستماراة الاحصائية يجب ان تكون في الحد الأدنى . العدد المحدد لأسئلة الاستبانة يعتمد على موضوع واهداف البحث ، وفي حالة توسيع الأسئلة يجب تقسيمها الى محاور .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

III. اسئلة الاستماراة يجب ترتيبها منطقيا ، عدم القفز من محور الى اخر عشوائيا ثم العودة اليه مرة اخرى .

IV. الاسئلة يجب ان تكون قصيرة وسهلة الفهم للمبحوث . الا اذا كان المبحوث متخصصا في موضوع البحث ، خلافاً لذلك فأن المصطلحات الفنية والتخصصية يجب تجنبها .

V. الاسئلة الغامضة لا تحبذ في الاستماراة الاحصائية لأنها تؤدي الى اجابات خاطئة .

## 1.3. وظائف علم الاحصاء

أن أهم وظائف علم الاحصاء يمكن تلخيصه في الاتي :

I. التعبير عن الحقائق بصورة عددية واضحة ودقيقة بدلاً من عرضها ، والتعبير عنها بطريقة إنسانية .

II. تبسيط البيانات الإحصائية بعرضها في جداول أو رسومات بيانية ، وذلك لتسهيل فهمها وتحليلها .

III. يسهل عملية المقارنة بين الظواهر المختلفة ،

IV. يساعد في صياغة واختبار الفرضيات .

V. يساعد في عملية التنبؤ ببيانات مستقبلية.

VI. استخلاص النتائج واتخاذ القرارات المناسبة بدرجة عالية من الدقة

VII. يساعد في صياغة السياسات المناسبة .

## 1.4. مجالات علم الاحصاء

الاحصاء علم اساسي "كأداة تحليل لكل العلوم" لا يمكن الاستغناء عنه . لا يوجد علم من العلوم لا يستخدم الطرق الاحصائية ، أكانت في مجالات العلوم الاجتماعية أو العلوم الطبيعية المختلفة ، كالصناعة والتجارة والاقتصاد او الاحياء او النبات او، علم الفلك والفيزياء والكيمياء والتربيه والطب وعلم الاجتماع وعلم النفس وعلم الارصاد .

### 1.4.1 . الاحصاء والاعمال

النشاطات في مجال الاعمال يمكن حصرها في : الانتاج والمبيعات والمشتريات والمالية ،الطاقة الوظيفي ، والمحاسبة والتسويق وبحث الانتاج ومراقبة الجودة . بمساعدة الاساليب الاحصائية، فيما يتعلق ب المجالات الاعمال السالفة الذكر ، فإن الاساليب الاحصائية تستخدم بكثرة وذلك لوفرة المعلومات الكمية والتي يمكن الحصول عليها و هي ذات الاستخدام الهائل لصياغة السياسات المناسبة . والمعلومات يمكن ان تكون بصورة تقارير او محفوظة في اجهزة الكمبيوتر

### الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

أو سجلات أو ملفات . وقدرة المدير تتجلى في استخلاص المعلومات ذات العلاقة بالموضوع من البيانات واستخدامها في اتخاذ القرار . على سبيل المثال فإن بحوث التسويق في المنشآت الكبيرة تستخدم بيانات متعلقة بسلوك المستهلك للمساعدة لانتاج وتطوير منتجات جديدة . مدير الانتاج ينظر إلى بيانات مراقبة الجودة ليقرر متى يقوم بالتعديل في عمليات الانتاج والتصنيع . الجداول والخرائط الاحصائية تستخدم باستمرار من قبل مدراء المبيعات لتوفير الحقائق الرقمية . وبالمثل الاسعار بالنسبة للسلع يمكن تثبيتها ، والاحصاء يحتل اهمية كبيرة في ذلك . أساليب تحليل السلسل الزمنية والتنبؤات في الاعمال يساعد رجال الاعمال في التنبؤ بأرباحية وبدقة عالية تأثير الكم الهائل من المتغيرات .

#### 1.4.2. الإحصاء والاقتصاد

يهم الاقتصاد بالإنتاج وتوزيع الثروة وكذلك الاستهلاك والإدخار والاستثمار والدخل . البيانات الاحصائية والطرق الاحصائية تحتل أهمية كبيرة في فهم المشاكل الاقتصادية وصياغة السياسات الاقتصادية . الطرق الاحصائية ، إلى جانب أنها تساعد في صياغة السياسات المناسبة ، فإنها أيضاً تقييم تأثيراتها . على سبيل المثال " ماذا ننتج وكيف ولمن ننتج " هذه الأسئلة تحتاج كم هائلاً من البيانات الاحصائية . إحصائيات الانتاج تساعدنا في تعديل الطلب المقابل للعرض . واحصائيات الاستهلاك تمكنا من ايجاد الطريقة التي يمكن من خلالها مختلف طبقات السكان من انفاق مداخيلهم .

ومن العلوم الحديثة نسبياً التي لها علاقة وطيدة بالإحصاء واثرت تأثيراً ملحوظاً في علم الاقتصاد هو علم الاقتصاد القياسي [ Econometrics ] الذي يتضمن تطبيق الطرق الاحصائية في النظرية الاقتصادية ويستخدم بشكل واسع في البحوث الاقتصادية .

#### 1.4.3. الإحصاء والرياضيات

توجد علاقة ارتباط جوهرية بين الإحصاء والرياضيات . التطور الملحوظ في الطرق الاحصائية هو نتيجة لاستخدام مختلف فروع الرياضيات ، كالجبر والتفاضل والتكامل . أن نظرية الاحتمالات ترتبط ارتباطاً جوهرياً بالتحليل الاحصائي ولا يمكن مناقشة الإحصاء دون الاستيعاب الجيد لنظرية الاحتمالات .

#### 1.4.4. الإحصاء والعلوم الفيزيائية والطبيعية

### الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

العلوم الفيزيائية ، كعلم الفلك ، الجيولوجيا ، والفيزياء ، هي من المجالات التي استخدمت الطرق الاحصائية في فترات مبكرة واسهمت في تطوير هذه العلوم . وتستخدم الاساليب الاحصائية بكثافة في الوقت الراهن في الكيمياء والهندسة ، وعلم الارصاد .

الاساليب الاحصائية استخدمت في مجالات العلوم الطبيعية . فعلوم الاحياء والطب والحيوان والنبات تستخدم الطرق الاحصائية المختلفة بشكل مكثف مقارنة بالعلوم الفيزيائية . فثلا في الطب لكي يشخص الطبيب المرض يجب ان توفر لديه بيانات عن حالة المريض وال المتعلقة بضغط الدم ودقات القلب ودرجة الحرارة . وايضا للحكم على مدى فعالية عقار معين لمعالجة المريض فان التجارب يجب ان تجرى للتعرف على نجاح التجربة او فشلها وهذا يتطلب معرفة عدد الاشخاص الذين تعالجوا بعد تناولهم للعقار . في علم الاحياء يجب ان يعتمد على الاحصائيات لا جراء التجارب وذلك للتعرف على مدى تأثير النبات بدرجات الحرارة والتربة .

### 1.4.5. الاحصاء و البحث العلمي

علم الاحصاء اساسي ولا غنى عنه في البحوث العلمية . والتطور الهائل في المعرفة هي نتاج للتجارب التي اجريت باستخدام الاساليب الاحصائية . فثلا التجارب التي اجريت حول انتاج المحاصيل الزراعية والانواع المختلفة من الاسمدة والتربة او تربية الحيوانات طبقا لاختلاف انوع التغذية والبيئة، دائمآ ما يتم تصميمها واجراء التحليل وذلك باستخدام الطرق الاحصائية . والاساليب الاحصائية تستخدم بشدة في العلوم الطبيعية واثرت تأثيرا جليا في الطب والصحة العامة .

أن الاستخدام المكثف للأساليب الاحصائية في العلوم الطبيعية والاجتماعية أدى بروز فروع للعلوم الاحصائية تشكل مجالات فرعية منفصلة . الى جانب علم الاقتصاد القياسي الذي يدرس النظريات الاقتصادية وتطبيقاتها كميا و يستخدم ايضا في اثباتها فان هناك علوم فرعية اخرى برزت كالإحصاء الرياضي ، والاحصاء الاقتصادي ، الاحصاء التربوي ، الاحصاء الاجتماعي، والاحصاء الحيوي والاحصاء السكاني والاحصاء الجنائي . كل هذه الفروع تستخدم الاساليب الاحصائية وذلك بالارتباط بالمواضيع التي يتم دراستها في كل مجال من مجالات العلوم الطبيعية والاجتماعية .



## الفصل الثاني

### تصنيف البيانات الامثلية وعرضها



### الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

في الفصل الأول تم تعريف علم الاحصاء ، كما ورد في أدبيات الكثير من الاحصائيين بأنه " العلم الذي يتعامل مع "جمع ، تصنیف و تبویب ، و عرض البيانات الاحصائية و تحلیلها و تفسیرها " . و تم ايضا توضیح طرق جمع البيانات الاحصائية ومصادرها . وفي الفصل الثاني سیتم استعراض طرق تصنیف و تبویب و عرض البيانات الاحصائية.

#### 2.1. تصنیف البيانات

2.1.1: مراجعة البيانات : ما أن تنتهي عملية جمع البيانات، حتى تأتي مرحلة المراجعة، والتي تفحص فيها الاستمارات الإحصائية، وتدقق على أن تستبقى الاستمارات ذات الإجابة الصحيحة الكاملة، وتستبعد الاستمارات الناقصة، أو الاستمارات ذات الإجابات غير الصحيحة .

2.1.2 : جدوله البيانات : ومن اجل توفير الجهد والزمن عبر مراجعة البيانات ومعرفة مدى فائدتها للباحث ، وتوافقها مع أهداف البحث ، ثم منها عملية جدولتها . أي وضعها بأصغر حیّز ممكن ، و الترتيب الذي توضع فيه البيانات بعد فرزها وتنظيمها، يسمى بـ (الجدول) . والجدوال هنا تكون على أشكال مختلفة ومتعددة، إذ منها الجداول الأولية، ومنها الثانوية . وكل منها يصلح للاستخدام في حالات معينة إلا أنها جميعاً تهدف إلى إبراز البيانات وتوضیحها في حجم مكثف ومصغر.

2.1.3: تصنیف البيانات : يعد تصنیف البيانات من الخطوات المهمة في عملية التبویب وبعد الانتهاء من عملية جمع الاستمارات المعنية بالبيانات المطلوبة ومراجعة تأیي عملية فرز البيانات إلى مجاميع وأصناف صغيرة، توحدها قاعدة معينة كأن تشتراك كل مجموعة في بعض من الصفات أو الخصائص (الطول ، العمر ، الوزن ، الحالة الأسرية ، فئة الدخل ... الخ ) بحسب متطلبات البحث .

2.1.4 : تبویب البيانات : بعد اتمام تصنیف البيانات نبدأ بعملية تبویب البيانات ويقصد بتبویب البيانات ، عملية تصنیف وتفريغ البيانات في جداول . وللتبویب أساليب مختلفة، يأتي اختلافها بحسب طبيعة البيانات المراد تبویبها، وكذا الكيفية التي سوف تستخدم بها البيانات بعد تبویبها، ومن أنواع التبویب :

- **التبویب الجغرافي:** عبارة عن تجميع البيانات المصنفة وترتيبها في جداول على اساس ان كل جمع منها خاص بوحدة جغرافية معينة او تقسیم اداري معین.
- **التبویب الزمني:** عبارة عن تجميع البيانات المصنفة وترتيبها في جداول على اساس ان كل جمع منها يعود الى وحدة زمانية معينة كاليوم او الاسبوع او الشهر او السنة.

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

- التبويب النوعي : عبارة عن عملية تجميع البيانات وترتيبها في جداول خاصة على أساس أن كل جمٍ منها يشتراك بصفة معينة كالجنس ، الحالة الاجتماعية ، الحالة التعليمية ، الوظيفة . تجدول البيانات في هذا النوع من التبويب بحسب صفة النوع ، والنوع هنا يعبّر عن ظاهرة والصفقة محل الدراسة هنا تميّز بأنّها غير قابلة للقياس .

مثال (2.1) ضع البيانات النوعية (الوصفية) الآتية في جدول تكراري مناسب ، والبيانات تمثل عينة من درجات 50 طالبا في مساق الرياضيات لطلاب الثانوية العامة للعام الدراسي 2000/2001.

جيد جدا	راسب	راسب	جيد	مقبول	ممتاز	جيد جدا	جيد جدا	جيد	جيد
مقبول	جيد	جيد	جيد	جيد	جيد جدا	ممتاز	ممتاز	راسب	مقبول
ممتاز	راسب	راسب	ممتاز	جيد	جيد	ممتاز	جيد	مقبول	جيد جدا
جيد جدا	جيد	جيد	راسب	جيد	جيد جدا	جيد	جيد جدا	راسب	مقبول

لابد من مراجعة القواعد الآتية: ، تلخيصها عموديا وافقا بقصد تسهيل دراستها والاستفادة منها . و عند أعداد الجدول الاحصائي (نوعية) وبيانات الكمية (الجداول الاحصائي هو عملية تبويب للبيانات الكمية و(النوعية) كما اشرنا فيما سبق ،

- |  |                   |
|--|-------------------|
| <b>أ. يكون للجدول عنواناً واضحاً يعكس محتوياته</b><br><b>ب. لا بد من ترتيب الاعمدة والصفوف وترقيمها</b><br><b>ج. المعلومات الواردة في الجدول تكون حسب مع</b> | I.<br>II.<br>III. |
|--|-------------------|

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

وبالعودة الى المثال رقم (2.01) ، فان البيانات هي وصفية (نوعية ) والتي تمثل التحصيل العلمي للطلاب في مساق الرياضيات . ونلاحظ أن البيانات الواردة في المثال هي بيانات خام ، يصعب الاستفادة منها وعليه لابد من وضعها في جدول يسمى جدول التوزيع التكراري للبيانات الوصفية (أو النوعية ) ويتم تكوين الجدول كالتالي :

جدول (2.01) جدول التوزيع التكراري للبيانات الوصفة

النكرارات (عدد الطلاب)	علامات التفریغ	الصفات (تقديرات الطلاب)
6	/ //// \	ممتاز
9	//// //// \	جيد جدا
18	/// \\\ \\\ \\\	جيد
8		مقبول
9		راسب
50	-	المجموع

#### • تبويب البيانات الكمية

تبويب البيانات الكمية يشير الى تلك البيانات التي يمكن قياسها . ويتم تبويبها طبقا للصفات . مثل الوزن والطول ، الدخل ، المبيعات ، الارباح ، الانتاج .  
البيانات الكمية يتم عرضها في عدة جداول وهي :

- i. الجدول التكراري البسيط
- ii. الجدول التكراري ذو فئات
- iii. جدول تكراري متجمع صاعد
- iv. جدول تكراري متجمع هابط

مثال (2.02) البيانات الآتية تمثل ، عدد أطفال خمسين أسرة حسب اسمارة الاستبيان من واقع التعداد العام لبلد ما . المطلوب عرض هذه البيانات في جدول تكراري مناسب

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

4	3	1	2	4	5	1	2	2	3
1	1	2	3	3	2	1	2	0	3
5	5	3	4	1	2	3	0	3	2
5	6	0	1	3	4	5	6	3	4
4	3	2	1	0	2	1	3	4	5

الحل : نفرغ البيانات الخام اعلاه حسب الجدول التكراري أدناه

### جدول (2.2) الجدول التكراري لبيانات 50 أسرة

النسبة النسبي	النكرار	علامات التفريغ	عدد افراد الاسرة
0.08	4	////	0
0.18	9	//// //	1
0.20	10	/ //	2
0.24	12	// // //	3
0.14	7	// //	4
0.12	6	/ //	5
0.04	2	//	6
1.00	50	-	المجموع

- التكرار النسبي : يتطلب أحياناً معرفة نسبة جزء معين من الكل ، للموضوع محل الدراسة، وهذا يسهل عملية التحليل . ويسحب التكرار النسبي بقسمة التكرارات على حجم العينة .

$$\text{التكرار النسبي} = \frac{\text{النكرار}}{\text{حجم العينة}}$$

وفي المثال رقم 2.2 تم حساب التكرار النسبي في الجدول لعدد الاطفال في الاستبيان المكون من 50 أسرة

### • الجدول التكراري ذو فئات

مثال (2.3) تبين القيم التالية الدرجات النهاية خمسين طالباً جامعياً في امتحان مساق الاحصاء لطلاب المستوى الاول . المطلوب توزيع هذه الدرجات في جدول تكراري مناسب .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

74	50	76	62	78	88	57	73	80	65
79	67	65	78	76	65	85	71	75	62
75	95	60	79	83	71	61	89	78	96
57	68	74	69	77	94	72	82	78	66
74	55	87	95	78	75	63	98	72	61

الحل

من أجل تفريغ البيانات في المثال رقم (2.3) في جدول تكراري مناسب فأننا نستخدم الجدول التكراري ذو فئات ويتم تصميم هذا الجدول طبقاً للخطوات الآتية:

I. أيجاد المدى (Range) للبيانات الخام وذلك بطرح أدنى قيمة في البيانات من أعلى قيمة.

$$\text{المدى} = \text{أعلى قيمة} - \text{أدنى قيمة}$$

II . يوجد طول الفئة وذلك بقسمة المدى على عدد الفئات  
 $\text{طول الفئة} = \text{المدى} / \text{عدد الفئات}$

وإيجاد طول الفئة ، لابد ان نحدد أولاً عدد الفئات . وتحديد عدد الفئات يعتمد أساساً على خبرة الباحث و عدد المفردات . وعادة تستخدم الفئات بحيث تتراوح بين 5 و 20 ، أي لا تقل عن 5 ولا تزيد عن 20 .

وهناك قاعدة يمكن استخدامها لإيجاد عدد الفئات ، وهي قاعدة سترجس (Struges)

( Rule

$$K = 1 + 3.3 \log N$$

حيث أن:

$k$  = عدد الفئات

$N$  = عدد المفردات

$\log$  = لوغاريثم العدد

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

من ثم نوجد طول الفئة ( I ) طبقاً للقانون أدناه : حيث أن  $L = \text{الحد الأعلى للفئة} , S = \text{الحد الأدنى للفئة} , R = \text{المدى} .$

$$I = L - S / k$$

$$R = L - S$$

$$I = R / k$$

$$I = R / 1 + 3.322 \log N$$

III. بعد حساب طول الفئة فأنا نوجد الفئة الأولى وذلك بإضافة طول الفئة إلى أدنى قيمة في البيانات

نوجد الفئات الأخرى بشكل ثابعي إلى أن نصل إلى أعلى قيمة في البيانات الخام .  
بالعودة إلى المثال رقم ( 3 ) :  
I . نوجد المدى ( R )

$$R = L - S$$

$$= 98 - 50 = 48$$

Ii . نوجد طول الفئة من العلاقة :

$$I = R / k$$

$$K = 1 + 3.322 \log N$$

$$K = 1 + 3.322 \log (50)$$

$$K = 1 + 3.322 ( 1.6989 )$$

$$K = 1 + 5.6437 = 6.6437 \sim 7$$

$$I = /k = 44 / 7 = 6.2 = 6$$

لكن في مثالنا هذا نفترض أن عدد الفئات ( K )

$$I = 48 / 5 = 9.6 \quad ( k = 5 )$$

$$I = 10$$

Iii . الحد الأدنى للفئة = 50

طول الفئة = 10

أدنى الفئة الأولى = 60 = 10 + 50

ونحصل على الفئة الأولى = ( 60 - 50 )

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

ونضيف طول الفئة الى الاحد الاعلى للفئة الاولى ونحصل على الفئة الثانية

$$70 = 10 + 60 =$$

$$\text{أذن الفئة الثانية} = (70 - 60)$$

وتظهر الفئات بالصيغة التالية

60-50 ، 60-70 ، 70-80 ، 80-90 ، ..... وهكذا

ويظهر شكل جدول التوزيع التكراري ذي الفئات بالشكل الآتي:

جدول (2.0.3) جدول التوزيع التكراري ذي الفئات لدرجات 50 طالبا في مساق الاحصاء

التكرار	علامات التفريغ	الفئات
4	////	60 - 50
13	/// / / / / / / / / / / / /	70 - 60
21	/ / / / / / / / / / / /	80- 70
7	// / / /	90 - 80
5	/ / / /	- 90 100
50		المجموع

#### • التكرار النسبي Cumulative [Relative Frequency] و التكرار التراكمي [ frequency ]

- التكرار النسبي لتقدير يساوي تكراره مقسوماً على مجموع التكرارات.
  - التكرار التراكمي لتقدير يساوي عدد عناصر العينة الذين لهم ذلك التقدير على الأكثرب
  - التكرار التراكمي النسبي لتقدير يساوي تكراره التراكمي مقسوماً على مجموع التكرارات
- وبالعودة الى المثال رقم (3) يمكن احتساب التكرارات النسبية والتراكمية كالتالي

جدول (2.0.4) التكرارات النسبية والتراكمية

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الفئات	النراكي (f)	التكرار النسيي المؤوي (%)	التكرار النسيي	النراكي (النسبي)
60 - 50	4	8	0.08	8
70 - 60	13	26	0.26	34
80- 70	21	42	0.42	76
90 - 80	7	14	0.14	90
100 - 90	5	10	0.10	100
المجموع	50	100	1.00	-

• التكرار المتجمع الصاعد والهابط

يهم هذا النوع من التوزيعات بتحديد القيم التي تقل او تزيد عن قيمة معينة مقابل كل فئة من فئات التوزيع وتكون التوزيعات التكرارية المتجمعة نوعين هما:

► التكرار المتجمع الصاعد

يمكن الحصول على التكرار المتجمع الصاعد من خلال تجميع او تراكم تكرارات الجدول الاصلي بدء بتكرار الفئة الاولى وانتهاء بتكرار الفئة الاخيرة منه الى ان نحصل على مجموع التكرارات كتكرار متجمع صاعد

► التكرار المتجمع الهابط

يمكن الحصول على التكرار المتجمع النازل من خلال طرح تكرارات الجدول الاصلي من مجموع التكرارات على التوالي بدء بتكرار الفئة الاولى وانتهاء بتكرار الفئة الاخيرة منه الى ان نحصل على التكرار الاخير كتكرار متجمع نازل للفئة .

وبالعودة الى الجدول رقم ( 2.4 ) يمكن احتساب التكرار المجتمع الصاعد والهابط على النحو الآتي .

جدول ( 2.5 ) التوزيع التكراري ذو الفئات

الفئات	النراكي (f)	التكرار المجتمع الصاعد	النراكي
--------	-------------	------------------------	---------

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

50	4	4	60 - 50
46	17	13	70 - 60
33	38	21	80- 70
12	45	7	90 - 80
5	50	5	100 - 90
-	-	50	المجموع

## 2. عرض البيانات الاحصائية

فيما تقدم تم استعراض طرق تنظيم و تلخيص البيانات الاحصائية وعرضها جدولياً باستخدام الجداول التكرارية التي تعطي صورة شاملة و واضحة عن البيانات و توزيعاتها التكرارية . لكن عرض البيانات عن طريق الجداول التكرارية بيانياً يعطي صورة أوضح و ابسط عن الظاهرة المدروسة . والرسوم البيانية [ Graphs ] أكثر جاذبية لل العامة و تستخدم بكثرة في الدعاية والاعلان . و الرسوم البيانية لا تضيف شيئاً الى المعنى بالنسبة للبيانات ، و من وجهة نظر الاحصائيين والباحثين ليست مفيدة في التحليل الاحصائي . بالرغم من أنها تستخدم كثيراً من قبل الباحثين .

### ► القواعد الاساسية لانشاء الرسوم البيانية

- i. العنوان : يجب أن يحتوي الرسم البياني علينا مختصراً يعكس أهمية وغرض الرسم
- ii. مقياس الرسم : يجب أن يرسم الشكل البياني بمقياس رسم مناسب ودقيق شنائى او خماسي او عشري ( مثلاً : 5 ، 10 ، 15 ، أو 10 ، 20 ، 30 )

iii. الحاشية : أسفل الرسم البياني (في الحاشية) يجب أن تضاف ملاحظات إيضاحية

- iv. الادعائي الراسى والافقى : العمود الراسى والافقى يجب وصفه بوحدات القياس

### 2.2.1 . أنواع الرسوم البيانية

#### ► الاعمدة [ Bars ]

تستخدم الاعمدة في الرسوم البيانية غالباً . وتستخدم الاعمدة لعرض البيانات للتغيرات غير المتصلة أو النوعية . وعند استخدام الاعمدة لعرض البيانات يجب مراعاة الآتي:

- i. عرض الاعمدة يجب ان يكون ثابتاً
- ii. المسافة بين الاعمدة يجب ان تكون ثابتة وموحدة
- iii. الاعمدة يمكن ان تكون افقية او راسية

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

iv. عند إنشاء الأعمدة يمكن كتابة الرقم المقابل لرأس العمود (اختيارا )

وتوجد الانواع التالية من الأعمدة

► الأعمدة البسيطة

► الأعمدة المتلاصقة

► الأعمدة المجزأة

► المدرج التكراري [Histogram]

► المضلع التكراري [ Polygon ]

► المنحنى التكراري [ frequency curve ]

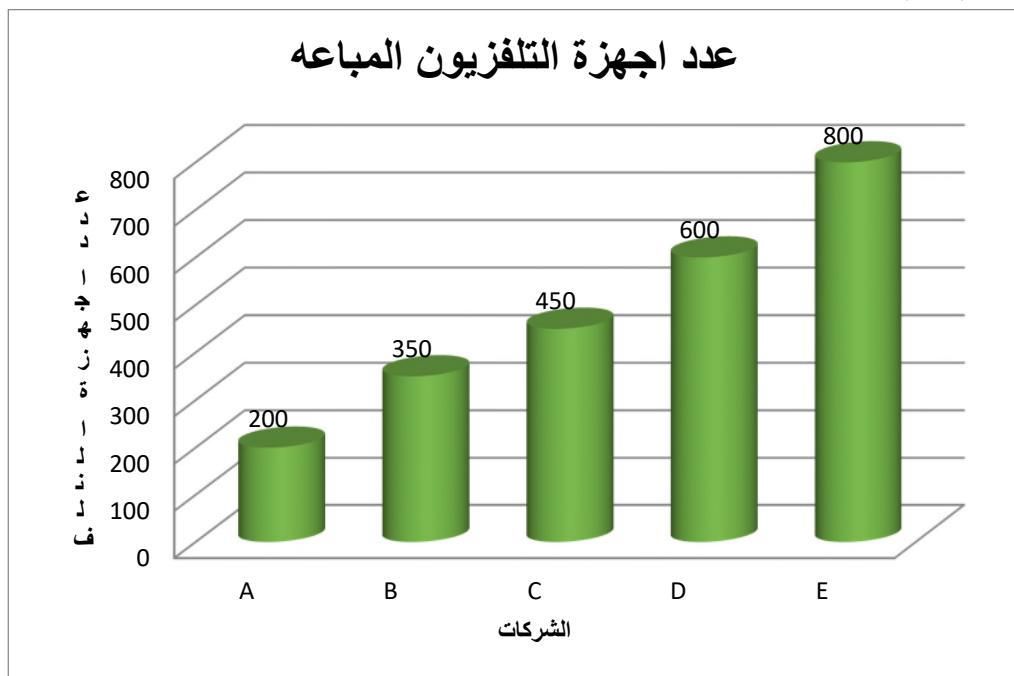
► المنحنى المتجمع التكراري الصاعد والهابط

مثال (2.4) : أعرض البيانات التالية بيانيا باستخدام الأعمدة البسيطة

E	D	C	B	A	الشركات
800	600	450	350	200	عدد أجهزة التلفزيون المباعة

شكل (2.1) : أجهزة التلفزيون المباعة

عدد أجهزة التلفزيون المباعة



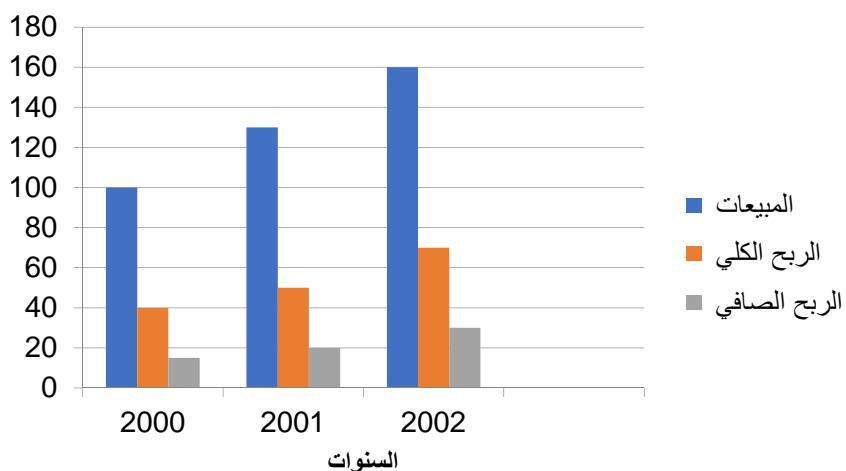
الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

مثال (2.05) الجدول التالي يبين المبيعات والربح لشركة المنظفات للأعوام 2000-2002 . أستخدم الأعمدة المتلاصقة لعرض البيانات ( الف ريال )

الربح الصافي	الربح الكلي	المبيعات	الاعوام
15	40	100	2000
20	50	130	2001
30	70	160	2002

شكل 2.2 : مبيعات وارباح شركة المنظفات

### مبيعات وارباح شركة المنظفات

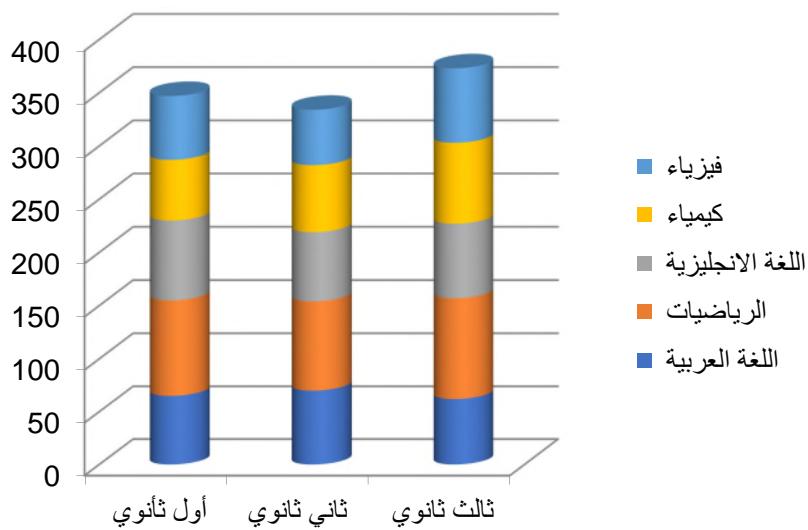


مثال (2.06) أستخدم الأعمدة المجزأة للبيانات التالية التي توضح درجات 15 طالبا في الامتحانات النهائية للصف الاول ثانوي وثاني ثانوي وثالث ثانوي

الصف	اللغة العربية	الرياضيات	اللغة الانجليزية	كيمياء	فيزياء
أول ثانوي	65	90	75	57	60
ثاني ثانوي	70	84	65	63	52
ثالث ثانوي	62	95	70	76	70

شكل 2.3 : توضح درجات 15 طالبا في الامتحانات النهائية للصف الاول ثانوي وثاني ثانوي وثالث ثانوي

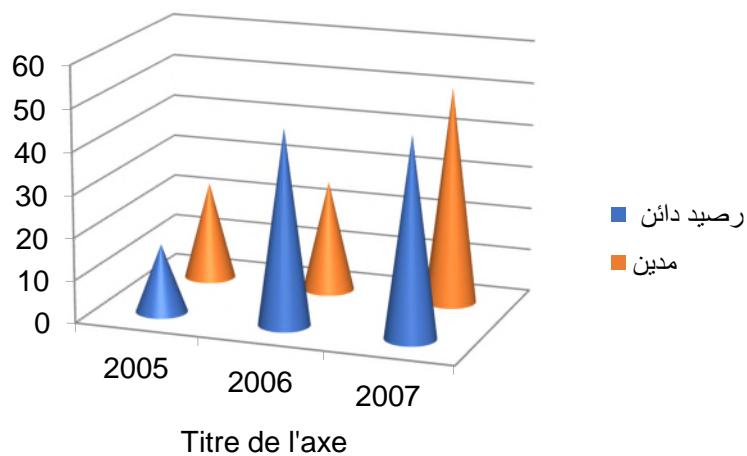
الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف



مثال (2.0.7) الجدول التالي يبين ميزان المدفوعات لاحد البلدان (مليار دولار) للأعوام 2005-2007. أستخدم الشكل المناسب لعرض البيانات (الاعمدة)

الاعوام	رصيد دائن	مدين
2005	16	23
2006	46	26
2007	47	51

شكل (2.0.4) ميزان المدفوعات لبلد ما (2005-2007)



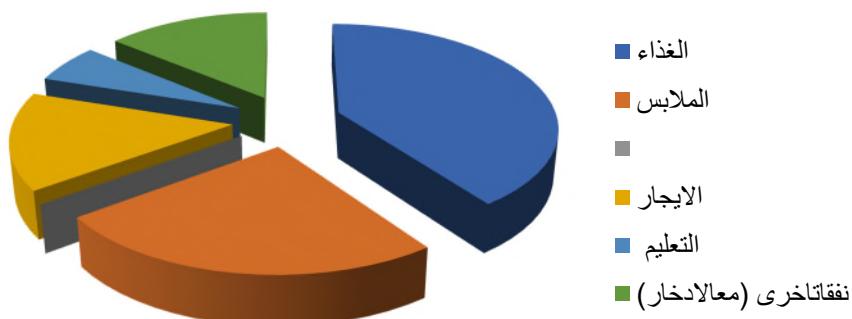
الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

مثال (2.8) أستخدم الدوائر ( pie diagram ) لعرض البيانات التالية لميزانية الأسرة (\$)

الاسرة B	الاسرة A	بنود الميزانية
500	400	الغذاء
420	250	الملابس
320	150	الإيجار
200	60	التعليم
160	140	نفقات أخرى (مع الأدخار)
1600	1000	الاجمالي

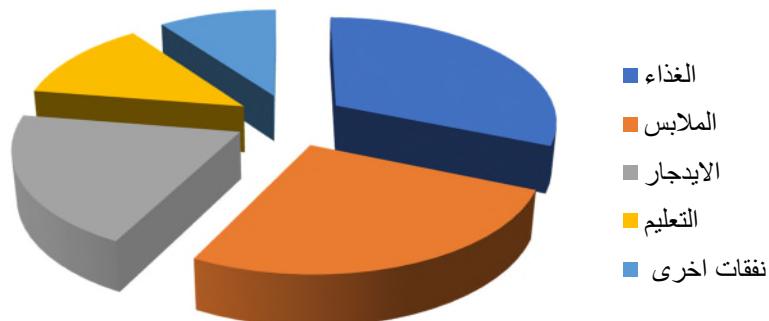
شكل (2.5) ميزانية الأسرة (A)

الاسرة A



شكل (2.6) ميزانية الأسرة (B)

الاسرة B



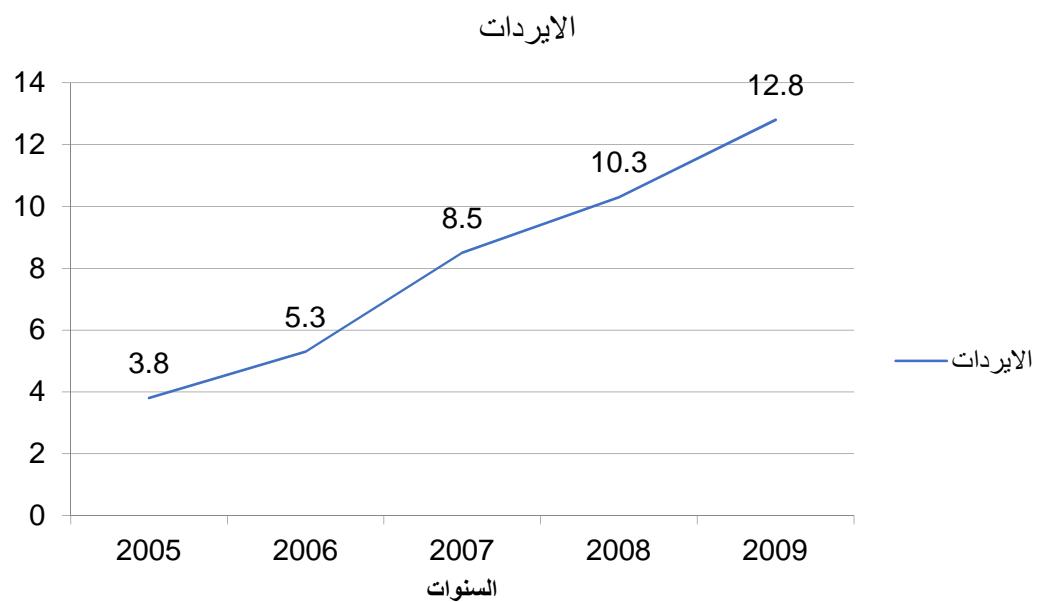
الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

النقط البياني

مثال (2.9) أستخدم الخطوط البيانية Line Graphs لعرض البيانات الآتية  
i . الجدول التالي يبين إيرادات شركة للصناعات الغذائية للأعوام 2005 - 2009 (مليون دولار )

السنوات	الإيرادات
2009	12.8
2008	10.3
2007	8.5
2006	5.3
2005	3.8

شكل (2.7) إيرادات شركة للصناعات الغذائية للأعوام 2005 - 2009 (مليون دولار )



(ii) أستخدم الخط البياني لعرض البيانات الآتية لإنتاج السيارات (الف سيارة) للأعوام 2008-2002

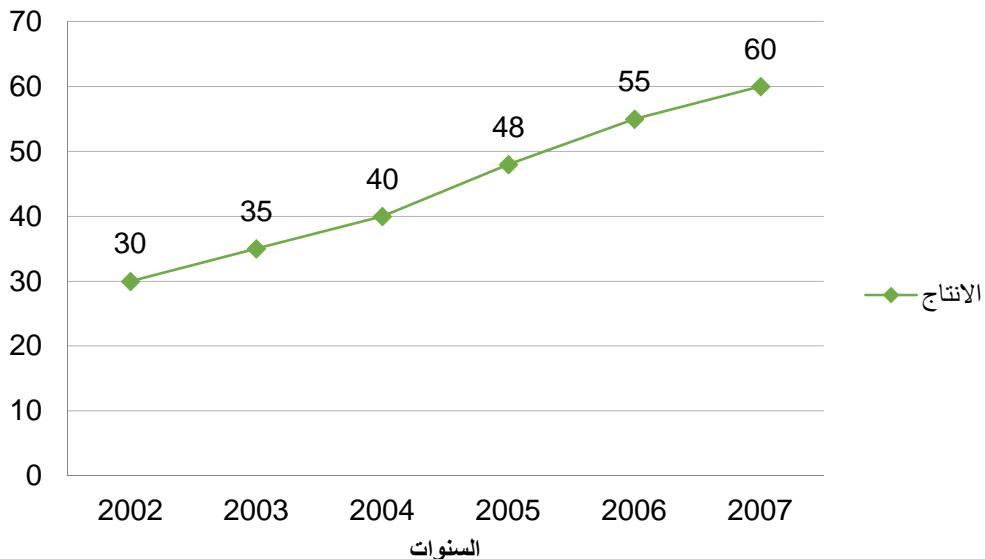
السنوات	الإنتاج
2007	60
2006	55
2005	48
2004	40
2003	35
2002	30

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

شكل (2.8) أنتاج السيارات (الف سيارة) للأعوام 2002-2008

الانتاج

الانتاج

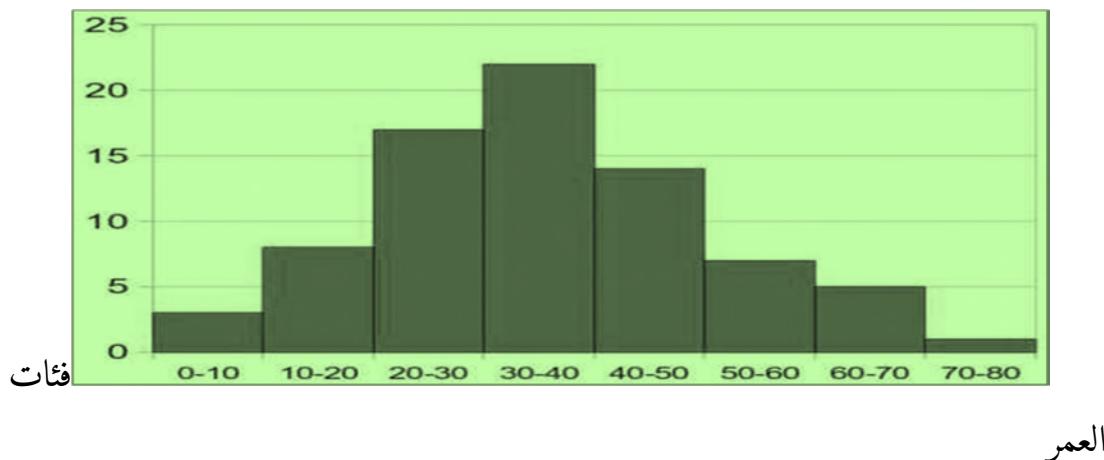


مثال (2.10) أعرض البيانات الآتية باستخدام المدرج التكراري (Histogram)

فئات العمر	عدد الاشخاص
-70 -60	1
-60 -50	5
-50 -40	7
-40 -30	14
-30 -20	22
-20 -10	17
-10 10-0	8
10-0	3

شكل (2.9) عدد الاشخاص حسب فئات العمر

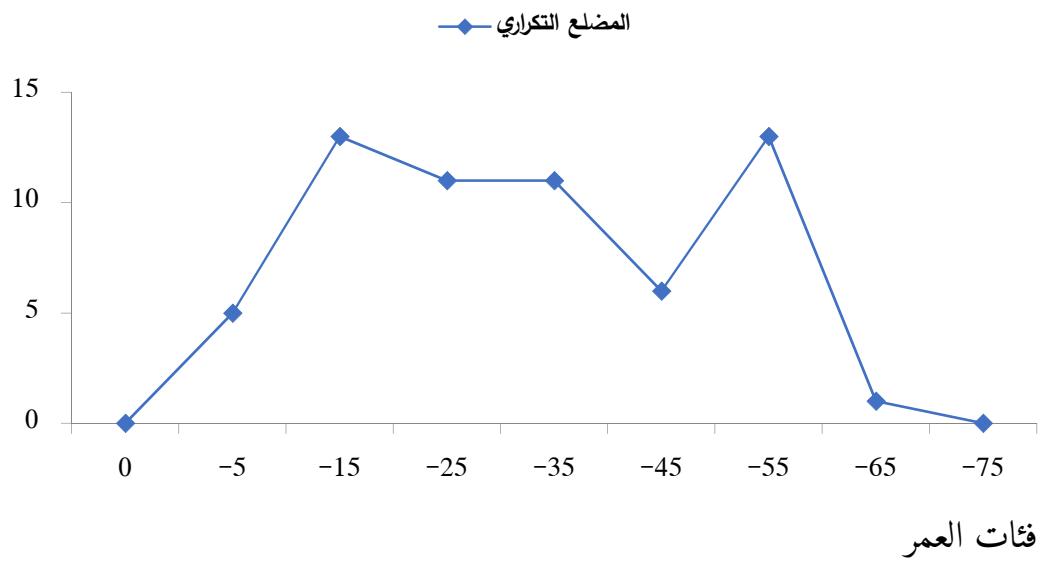
الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف  
الأشخاص



مثال (2.011) أعرض البيانات الآتية باستخدام المضلع التكراري

المجموع	-	-	-	-	-	-	-	فئات
	65	55	45	35	25	15	5	العمر
النكرار	1	13	6	11	11	13	5	التكرار

شكل (2.010) المضلع التكراري



الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

تمارين (الفصل الثاني)

1. الجدول أدناه يمثل درجات 52 طالبا في أعمال الفصل لطلاب المستوى الأول محاسبة في مساق مبادئ المحاسبة (الدرجة من 50) ، كلية العلوم الادارية.

- بوب البيانات في جدول تكراري مناسب
- أوجد التكرار النسيي والتكرار النسيي المئوي

4	3	1	2	4	5	1	2	2	3
1	1	2	3	3	2	1	2	0	3
5	5	3	4	1	2	3	0	3	2
5	6	0	1	3	4	5	6	3	4
4	3	2	1	0	2	1	3	4	5

2. الجدول أدناه يبين عدد السيارات المباعة في أحد المصانع لإنتاج السيارات خلال الفترة 2000-2005 ، أعرض البيانات باستخدام (أ) الأعمدة المنفردة (ب) الخلط البياني

الاعوام	عدد السيارات	المباعة
2004	1200	
2003	1700	
2002	1900	
2001	2800	
2000	2100	

3. أستخدم الدائرة ( pie diagram ) لعرض البيانات التالية

بنود الانفاق الشهري كنسبة من الدخل (%)	
20	الغذاء
12	المواصلات
15	الإيجار
25	التعليم
10	الصحة
18	نفقات أخرى
100	الاجمالي

4. من المجدول التكراري أدناه أرسم

► المدرج التكراري (Histogram)

► المضلعل التكراري (Polygon)

► المنحنى التكراري (Frequency curve)

الفئات	عدد الطالب (التكرار)
10 - 0	5
20-10	16
30-20	20
40-30	28
50-40	15
60-50	10
70-60	5
80-70	2

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف



# الفصل الثاني

## مقاييس النزعة المركزية



### الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

مقاييس النزعة المركزية تعني دراسة سلسلة من البيانات وفق اسس معينة للتعرف على بعض القيم المركزية التي تبين ميل مفردات السلسلة وزراعتها نحو تلك القيم المركزية . وهناك خمسة مقاييس ذات الاستخدام الشائع من قبل الاحصائيين والباحثين . وهذه المقاييس هي كالتالي:

#### 3.1 الوسط الحسابي (Arithmetic Mean)

الوسط الحسابي هو أحد مقاييس النزعة المركزية [Central Tendency Measure] اكثراها استخداما نظرا لسهولة احتسابه وتحديده رياضيا.

ويعرف الوسط الحسابي [The Mean] لمجموعة من القيم  $x_1, x_2, \dots, x_n$  بأنه حاصل قسمة مجموع تلك القيم على عددها . أي أن :

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_n}{n}$$

$$\bar{x} = \sum x / n$$

#### 1.1.1 حساب الوسط الحسابي للبيانات غير المبوبة [ un grouped data ]

مثال (3.01): البيانات الآتية تبين المرتب الشهري لعشرة موظفين في البنك (الف ريال يبني ) . أحسب الوسط الحسابي .

150	100	70	90	85	80	60	55	50	30
-----	-----	----	----	----	----	----	----	----	----

: الخل :

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_n}{n}$$

$$\bar{x} = \sum x / n$$

$$\bar{x} = \frac{30 + 50 + 55 + 60 + 80 + 85 + 90 + 70 + 100 + 150}{10}$$

$$= 770 / 10 = 77$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الوسط الحسابي لمرببات الموظفين في البنك = 77000 ريال

### 3.1.2: الوسط الحسابي للبيانات المبوبة [ Grouped Data ]

في حالة البيانات المبوبة فأنا نستخدم القانون الآتي لإيجاد الوسط الحسابي :

$$\bar{x} = \frac{\sum f_x}{\sum f}$$

مثال (3.2) : أحسب الوسط الحسابي للبيانات المبوبة الآتية لدرجات طلاب المستوى الاول ، كلية العلوم الادارية ، في مساق مبادئ المحاسبة .

الفئات										
(الدرجات)										
التكرار										
-90	-80	-70	-60	-50	-40	-30	-20	-10	-0	
100	90	80	70	60	50	40	30	20	10	
2	3	8	10	7	6	5	4	3	2	

الحل : تكون جدولًا يلخص خطوات الحل على النحو الآتي :

جدول (3.1) درجات طلاب المستوى الاول ، كلية العلوم الادارية ، في مساق مبادئ المحاسبة .

الفئات (درجات الطلاب)	التكرار	مركز الفئة	$Fx$
0 - 10	2	5	10
10-20	3	15	45
20-30	4	25	100
30-40	5	35	175
40-50	6	45	270
50-60	7	55	385
60-70	10	65	650

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

70-80	8	75	600
80-90	3	85	255
90-100	2	95	190
المجموع	50	-	2680

$$\bar{x} = \frac{\sum f x}{\sum f}$$

$$\bar{x} = 2680/50 = 53.6$$

### 3.2: الوسط الهندسي [ Geometric Mean ]

يعرف الوسط الهندسي لجودة من القيم بأنه الجذر التربيعي للحاصل ضرب هذه القيم ويرمز له بالرمز [ G ]  
أذا كان لدينا القيم :

$$x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$$

فأن الوسط الهندسي [ G ] يعطى بالقانون الآتي :

$$G = \sqrt[n]{x_1, x_2, x_3, \dots, x_n,}$$

ويمكن أيضا حساب الوسط الهندسي باستخدام اللوغاريتم باستخدام القانون الآتي :

$$\log G = 1/n [\log x_1 + \log x_2 + \log x_3 + \dots + \log x_n]$$

$$\log G = 1/n [\sum_{i=0}^n x_i]$$

$$G = \text{Anti log} [\log G]$$

مثال (3.3) : أوجد الوسط الهندسي للقيم الآتية " 3 ، 7 ، 8 ، 11 ، ... ، 11 "

$$G = \sqrt[n]{x_1, x_2, x_3, \dots, x_n,}$$

$$G = \sqrt[4]{3 \times 7 \times 8 \times 11}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$G = \sqrt[4]{1848}$$

$$G = 6.5$$

مثال (3.4) : أوجد الوسط الهندسي للبيانات الآتية :

215 ، 35 ، 75 ، 14 ، 112 ، 11 ، 169 ، 6

$$\text{Log } G = 1/n [ \sum_{i=0}^n x_i ]$$

$$G = \text{Antilog} [ 1/n \sum_{i=0}^n x_i ]$$

### جدول (3.2) حساب الوسط الهندسي عن طريق اللوغاریتم

X	$\text{Log}_{10} x$
6	0.7781
169	2.2279
11	1.0414
112	2.0492
14	1.1461
75	1.8750
35	1.3979
215	2.3324
$\sum \log_{10} x$	10.8066

$$\text{Log } G = 1/n [ \sum_{i=0}^n x_i ]$$

$$\text{Log } G = 10.8066/8 = 1.3508$$

$$G = \text{Antilog} (1.3508)$$

$$G = 22.43$$

### 3.3 : الوسط التواقي [ Harmonic Mean ]

يعرف الوسط التواقي لجامعة من القيم بأنه مقلوب الوسط الحسابي لمقلوب القيم ويرمز له بالرمز ( H )

$$H = \frac{(n)}{\sum_{i=1}^n 1/x_i}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

مثال (3.5) : أوجد الوسط التوافقي للبيانات الآتية : 20 ، 70 ، 50 ، 18 ، 30 ، 45 ،

66

$$H = \frac{(n)}{\sum_{i=1}^n 1/x_i}$$

$$H = \frac{7}{\frac{1}{20} + \frac{1}{70} + \frac{1}{50} + \frac{1}{18} + \frac{1}{30} + \frac{1}{45} + \frac{1}{66}}$$

$$H = \frac{7}{0.05 + 0.014 + 0.02 + 0.055 + 0.033 + 0.022 + 0.015}$$

$$H = \frac{7}{0.209} = 33.49$$

### 3.4 الوسيط [ Median ]

يعد الوسيط أحد مقاييس التوزعة المركزية . ويعرف بأنه القيمة المحددة التي تقسم مجموعة من القيم إلى نصفين متساوين . وتكون القيم التي قبله أصغر منه ، والتي تليه أكبر منه ، والعكس صحيح إذا رتبت القيم تنازليا .

#### ► حساب الوسيط

##### أولاً: في حالة البيانات الغير المبوبة

توجد حالتان لحساب الوسيط في حالة البيانات الغير مبوبة :

► إذا كان عدد القيم الغير المبوبة فرديا :

إذا كان لدينا قيم المشاهدات ،  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$  وكانت  $n$  فردية ،

فلاحساب الوسيط تتبع الخطوات الآتية .

I. نرتيب القيم تصاعديا أو تنازليا

II. نوجد ترتيب الوسيط من العلاقة الآتية :

$$\text{ترتيب الوسيط} = \frac{\text{عدد المفردات} + 1}{2}$$

$$\text{ترتيب الوسيط} = \frac{1 + n}{2}$$

III . نوجد قيمة الوسيط وهي المناظرة لترتيب الوسيط

إذا كان عدد القيم الغير المبوبة زوجيا :

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

ترتيب الوسيط إذا كان عدد القيم الغير المبوبة زوجيا يقع بين القيمة التي ترتيبها  $n/2$  والقيمة التي ترتيبها  $n/2 + 1$  . وقيمة الوسيط هي متوسط هاتين القيمتين .

ترتيب الوسيط الاول =  $n/2$

ترتيب الوسيط الثاني =  $\frac{n+2}{2} = 1 + n/2$

مثال (3.6) أوجد الوسيط للقيم الآتية

22 ، 12 ، 8 ، 6 ، 10 ، 3 ، 15 ، 20

الحل

- نرتتب القيم تصاعديا

، 20 ، 15 ، 12 ، 10 ، 8 ، 6 ، 3

- نوجد ترتيب الوسيط

بما أن القيم فردية فأأن ترتيب الوسيط :

ترتيب الوسيط =  $1 + n/2$

$4 = 2/8 = \frac{7+1}{2}$

- نوجد قيمة الوسيط وهي القيمة التي تناظر الترتيب الرابع = 10

مثال (3.7) : أوجد الوسيط للقيم الآتية :

26 ، 50 ، 41 ، 16 ، 5 ، 13 ، 9 ، 17 ، 22 ، 32

الحل

- نرتتب القيم تصاعديا

5 ، 9 ، 13 ، 16 ، 17 ، 22 ، 26 ، 32 ، 41 ، 50

بما أن القيم زوجية فأأن هناك وسيطين للقيم

- نوجد ترتيب الوسيط

ترتيب الوسيط الاول =  $5 = 2/10 = n/2$

ترتيب الوسيط الثاني =  $6 = 2/(2+10) = n+2/2$

نجد القيم المناظرة للترتيبين الخامس والسادس هما : 17 و 22

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\text{الوسيط} = \frac{19.5}{2 / 39} = \frac{2}{(22 + 17)}$$

▷ الوسيط للبيانات المبوبة

لحساب الوسيط للبيانات المبوبة نستخدم القانون الآتي :

$$\text{الوسيط} = \frac{\text{بداية الفئة الوسيطية} + \text{ترتيب الوسيط} - \text{النكرار السابق}}{\text{النكرار اللاحق} - \text{النكرار السابق}} \times \text{طول الفئة الوسيطية}$$

مثال (3.8) : أوجد الوسيط للبيانات التالية

-100 110	100-90	90-80	80-70	70-60	60-50	الفئات
10	25	47	12	6	0	النكرار

الحل

نكون الجدول التكراري المتجمع الصاعد ، كما هو مبين في الجدول الآتي :

جدول (3.3) فئات متجمعة صاعدة لحساب الوسيط

النكرار	الفئات	النكرار	الفئات	فئات متجمعة صاعدة	النكرار متجمع صاعد
0	60-50	0	60-50	أقل من 60	0
6	70-60	6	70-60	أقل من 70	6
→ 18	80-70	12	80-70	أقل من 80	→ 18
→ 65	90-80	47	90-80	أقل من 90	→ 65
90	100-90	25	100-90	أقل من 100	90

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

100	أقل من 110	10	110-100
-----	------------	----	---------

$$\text{نوجد ترتيب الوسيط} = \frac{\text{مجموع التكرارات}}{100} = \frac{2}{100} = 2$$

$$\text{الفئة الوسيطية} = (90 - 80)$$

$$\text{بداية الفئة الوسيطية} = 80$$

نبحث في العمود الاخير عن موقع 50 ، نجد أنها تقع بين ( 18 ، 65 )

$$\text{التكرار السابق} = 18$$

$$\text{التكرار اللاحق} = 65$$

$$\text{الوسيط} = \frac{\text{بداية الفئة الوسيطية} + \text{ترتيب الوسيط} - \text{التكرار السابق}}{\text{التكرار اللاحق} - \text{التكرار السابق}} \times \text{طول الفئة}$$

$$\text{الوسيط} = \frac{10 \times 18 - 50 + 80}{18 - 65}$$

$$10 \times \frac{32}{47} + 80 =$$

$$10 \times 0.68 + 80 =$$

$$6.8 + 80 =$$

$$86.8 =$$

3.6 : المنوال

Mode] [

المنوال هو القيمة الأكثر تكرار ( الأكثر شيوعا ) في مجموعة من البيانات .

أولاً : حساب المنوال من البيانات الغير المبوبة

مثال (3.9) : أوجد المنوال للقيم الآتية :

6 ، 11 ، 9 ، 13 ، 15 ،

: الحل

**الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف**

طبقاً لتعريف المنوال بأنه القيمة الأكثر تكراراً، من البيانات أعلاه، نجد أنه أيّاً من القيم لم تُتكرر وبالتالي لا يوجد منوال للقيم.

**مثال (3.10) : أوجد المنوال**

8 ، 17 ، 5 ، 8 ، 12 ، 7 ، 13 ، 8

**الحل :**

القيمة الأكثر تكراراً (شيوعاً) هي 8

**مثال (3.11) : أوجد المنوال**

7 ، 10 ، 14 ، 16 ، 10 ، 3 ، 14 ، 10

**الحل :**

يوجد منوالان هما: 10 ، 14 لأنهما تكرراً أكثر

ثانياً : حساب المنوال للقيم المبوبة

توجد طرق متعددة لإيجاد المنوال في حالة البيانات المبوبة. نستخدم هنا طريقة الرافعة ويمكن إيجاد المنوال باستخدام القانون الآتي :

$$\text{المنوال} = \text{بداية الفئة المنوالية} + \frac{\text{طول الفئة}}{(\text{التكرار السابق} + \text{التكرار اللاحق})}$$

$$(\text{التكرار السابق} + \text{التكرار اللاحق})$$

### ► خطوات إيجاد المنوال

- I. نجد الفئة المنوالية وهي التي تقابل الفئة الأكثر تكراراً
- II. نحدد بداية الفئة المنوالية
- III. نحدد التكرار السابق والتكرار اللاحق لتكرار الفئة المنوالية
- IV. نطبق القانون لحساب المنوال

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

مثال (3.12) : أوجد المنوال من البيانات الآتية

المجموع	45-40	40-35	35-30	30-25	25-20	الفئات
50	4	10	21	12	3	التكرار

جدول (3.4) حساب المنوال للبيانات المبوبة

الفئات	التكرارات
25-20	3
30-25	12
35-30	21
40-35	10
45-40	4
المجموع	50

$$\text{المنوال} = \frac{\text{بداية الفئة المنوالة} + (\text{التكرار اللاحق})}{(\text{التكرار السابق} + \text{التكرار اللاحق})}$$

$$\text{المنوال} = 5 \times \frac{10}{(10+12)} + 30$$

$$\text{المنوال} = 2.27 + 30 = 22 / 50 + 30$$

### تمارين (الفصل الثالث)

1. احسب الوسط الحسابي والوسيط والمنوال من الجدول التكراري أدناه :

الفئات	التكرار	التكرار
10 - 13		8
13 - 16		15
16 - 19		27
19-22		51
22-25		75

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

25 - 28	54
28-31	36
31-34	18
34-37	9
37-40	7

2. البيانات أدناه تمثل درجات 52 طالبا في أعمال الفصل في مادة اللغة الانجليزية :

بوب البيانات في جدول تكراري ( طول الفئة = 5 ) .I

أوجد التكرار النسبي .II

أوجد الوسط الحسابي .III

19	18	15	35	32	30	5	12	21
17	8	18	19	18	30	36	42	21
35	37	30	39	25	24	26	28	28
8	17	19	21	24	10	16	15	35
18	17	12	21	29	30	31	19	
26	24	29	27	25	28	22	22	

3. أوجد الوسط الهندسي للبيانات التالية :

0.5 ، 12.75 ، 0.08 ، 0.22 ، 7 ، 38 ، 1462 ، 125

4. أوجد الوسط التوافقي للبيانات التالية ::

0.0009 ، 0.05 ، 0.08 ، 0.8 ، 5 ، 75 ، 475 ، 2574



## الفصل الرابع

### مقاييس التشتت



### الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

لاحظنا أهمية المتوسطات ، تم استعراضها في الفصل الثالث ، والتي تعطينا فكرة عامة عن مفردات البيانات المدروسة . لكن المتوسطات هي مقاييس النزعة المركزية للبيانات ولا تعطينا اي فكرة عن شكل توزيعاتها .

يقصد بالتشتت [ Dispersion ] لمجموعة من البيانات ، دراسة مدى التباعد أو التقارب لهذه البيانات عن وسطها الحسابي ، فكما كانت البيانات قريبة من وسطها الحسابي كانت هذه البيانات غير مشتتة وكما كانت البيانات بعيدة عن وسطها الحسابي كانت هذه البيانات مشتتة. يمكن لدينا المثال الآتي ، الذي يبين درجات مجموعتين من الطلاب في مساق الرياضيات :

69	68	66	66	63	63	63	62	60	60	A المجموعة
100	100	85	75	75	70	65	50	10	10	B المجموعة

نلاحظ أن مجموع الدرجات لكل من المجموعة A ، B على التوالي 640 . ومتوسط كل منها يساوي 64 . ان البيانات للمجموعة A محصورة بين 60 و 69 . بينما في بيانات المجموعة B ، طالبين لديهما رسوب وطالبين حصلا على درجة ممتاز ، أي أن البيانات تقع بين 10 و 100 . ونلاحظ أن بيانات المجموعة الاولى اقل تشتتا مقارنة بالمجموعة B . ولدراسة هذا النوع من عدم التجانس أو التشتت أو الاختلاف . نستخدم بعض المقاييس الاحصائية ، و يمكن استعراضها كالتالي :

4.1 [ Range ] : المدى

هو الفرق بين أكبر قيمة وأصغر قيمة  
المدى [ R ] = أكبر قيمة - أصغر قيمة

ويعد المدى من أبسط مقاييس التشتت واسهلها . ويعطي فكرة عامة من خلال أظهاره للمسافة الفاصلة بين طرفي السلسلة الاحصائية .

مثال (4.1) أوجد المدى لمجموعتي القيم التي تمثل درجات الطلاب في مادة الرياضيات

69 ، 60 ، 68 ، 66 ، 63 ، 63 ، 62 ، 66

60 ، 10 ، 85 ، 75 ، 70 ، 65 ، 0 ، 100 ، 100

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

نرتب البيانات تصاعدياً :

69	68	66	66	63	63	63	62	60	60	المجموعة الاولى
100	100	85	75	75	70	65	60	10	10	المجموعة الثانية

المدى = أكبر قيمة - أصغر قيمة

المجموعة الاولى (المدى) =  $60 - 69 = 9$

المجموعة الثانية (المدى) =  $90 - 10 = 80$

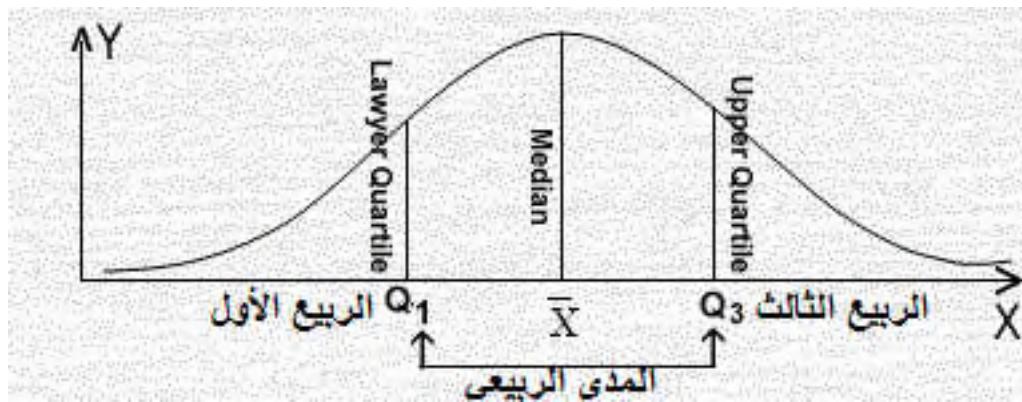
نلاحظ من المثالين أن المدى مرتبط بالقيمتين المتطرفتين . والمدى أكبر في قيمة المجموعة الثانية مقارنة بقيمة المجموعة الاولى . وهذا يعني أن القيم أكثر تشتتاً بالنسبة للمجموعة الثانية .

#### 4.2. نصف المدى الربيعي ( Semi-Inter Quartile Range)

نصف المدى الربيعي هو أحد مقاييس التشتت المطلق ويستخدم للتغلب على العيوب الموجودة في المدى وذلك لأنّه يبتعد عن القيم المتطرفة من الطرفين .

وهو متوسط الفرق بين الربعين الثالث والأول ويعرف أيضاً بالانحراف الربيعي ويرمز له بالرمز  $Q_2$  .

ولحساب نصف المدى الربيعي ترتيب البيانات تصاعدياً أو تنازلياً وتقسم إلى أربعة أقسام ، منهم منها نهاية الرابع الأول أو الأدنى (Lower Quartile) ويرمز له بالرمز  $Q_1$  أي يبتعد الرابع الأول وببداية الرابع الرابع أو الأعلى (Upper Quartile) ويرمز له بالرمز  $Q_3$  أي يبتعد الرابع الرابع وهو ما نحتاج لحسابه  $Q_3 - Q_1$  عند ربع القيم وثلاثة أرباع القيم كما يبيّنه الشكل الآتي:



الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

► خطوات حساب نصف المدى الريعي

٤. ترتيب القيم تصاعدياً أو تنازلياً

ii. إيجاد رتبة الربع الأول (الأدنى) و رتبة الربع الثالث (الأعلى) باستخدام العلاقة الآتية :

$$n+1 / 4 = \text{رتبة الربيع الأدنى}$$

$$3(n+1)/4 = \text{رتبة الربيع الاعلى}$$

iii. قیم ایجاد Q<sub>3</sub>، Q<sub>1</sub>

iv. نوجد الانحراف الريعي (نصف المدى الريعي) باستخدام القانون الآتي :

$$Q = (Q_3 - Q_1)/2$$

مثال (4.2) أُوجِد نصف المدى الريعي للبيانات الواردة في المثال (1) التي تمثل درجات مجموعتين من الطلاب في مساق الرياضيات .

بيانات المجموعة الأولى : 69 ، 60 ، 60 ، 68 ، 63 ، 63 ، 63 ، 63 ، 62 ، 66

بيانات المجموعة الثانية : 100 ، 100 ، 75 ، 75 ، 75 ، 75 ، 65 ، 0 ، 10 ، 60

## الحل : نرتّب البيانات تصاعدياً

69	68	66	66	63	63	63	62	60	60
100	100	85	75	75	70	65	60	10	10

بيانات المجموعة الأولى:

## رتبة الربيع الأدنى (المجموعة الأولى) :

$$= (n+1)/4 = (10+1)/4 = 11/4 = 2.75$$

رتبة الربيع الاعلى

$$= 3(n+1)/4$$

$$= 3(10+1)/4 = 33/4 = 8.25$$

قيمة الربع الاندی = قيمة الرقم الذي ترتبيه 2 + 0.75 ( قيمة الفرق بين الرقم الثاني والثالث )

$$Q_1 = 60 + 0.75 ( 62 - 60 ) = 60 + 1.5 = 61.5$$

قيمة الربع الاعلى = قيمة الرقم الذي ترتيبه الثامن + 0.25 ( الفرق بين القيمتين الثامن والتاسع )

$$Q_3 = 66 + 0.25 (86-66) = 66 + 0.5 = 66.5$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

نصف المدى الربعي ( الانحراف الربعي )  $Q$  :

$$Q = (Q_3 - Q_1)/2 = (66.5 - 61.5)/2 = 5/2 = 2.5$$

بالنسبة لبيانات المجموعة الثانية :

رتبة الربع الأدنى (المجموعة الثانية) :

$$= (n+1)/4 = (10+1)/4 = 11/4 = 2.75$$

رتبة الربع الاعلى

$$= 3(n+1)/4$$

$$= 3(10+1)/4 = 33/4 = 8.25$$

قيمة الربع الأدنى = قيمة الرقم الذي ترتيبه  $2 + 0.75 \times 0$  (قيمة الفرق بين الرقم الثاني والثالث)

قيمة الربع الاعلى = قيمة الرقم الذي ترتيبه الثامن  $+ 0.25 \times 0.25$  (الفرق بين الرقم الثامن والتاسع)

$$Q_1 = 10 + 0.75(60-10) = 10 + 0.75(50) = 10 + 37.5 = 47.5$$

$$Q_3 = 85 + 0.25(100-85) = 85 + 0.25(15) = 85 + 3.75 = 88.75$$

أدنى نصف المدى الربعي ( الانحراف الربعي ) =  $(Q)$

$$Q = (Q_3 - Q_1)/2 = (88.75 - 47.5)/2 = 20.6$$

► نصف المدى الربعي للبيانات المبوبة

مثال (4.3) أوجد نصف المدى الربعي ( الانحراف الربعي ) للبيانات المبوبة الآتية :

فئات الاعمار	عدد الاشخاص
100-80	11
80-60	20
60-40	15
40-20	10
20 - 0	4

الحل

التكرار المتجمع الصاعد

فئات الاعمار	عدد الاشخاص	تكرار متجمع صاعد
20 - 0	4	4
40-20	10	14
60-40	15	29
80-60	20	49
100-80	11	60

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\text{ترتيب الربع الادنى} = 15 = 4 / 60 = 4 / n$$

$$\text{ترتيب الربع الاعلى} = 45 = (4 / 60) \times 3 = (4 / n) \times 3$$

$$\text{الفئة التي تقابل التكرار} = (60 - 40) = 20$$

$$\text{قيمة الربع الادنى} = Q_1$$

$$Q_1 = \frac{L + N/4 - c.f \times i}{f}$$

$$Q_3 = \frac{L + 3N/4 - c.f \times i}{f}$$

$$Q_1 = \frac{40 + (15 - 14) \times 20}{15}$$

$$Q_1 = 40 + 1/15 (20)$$

$$Q_1 = 41.33$$

$$Q_3 = 60 + (45 - 29)/20 \\ = 60 + 16 = 76$$

$$Q = Q_3 - Q_1 / 2$$

$$Q = (76 - 41.33) / 2 = 17.33$$

$$\text{Coefficient of } Q = (Q_3 - Q_1) / (Q_3 + Q_1) \\ = (76 - 41.33) / 76 + 41.33 \\ = 34.67 / 117.33 = 0.29$$

معامل الانحراف الريبي = 0.29

#### 4.3. الانحراف المتوسط

الانحراف المتوسط أو متوسط الانحرافات هو ناتج مجموع القيمة المطلقة (الناتج الموجب)

للانحرافات القيم عن وسطها الحسابي مقسوما على عددها، ويرمز له بالرمز  $D_m$

ويحسب الانحراف المتوسط للبيانات الغير المبوبة باستخدام القانون الآتي :

$$D_m = \sum |X_i - \bar{X}| / n \quad i = 1, 2, 3, 4, \dots, n$$

حيث أن :

$X$  = قيم السلسلة

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$\bar{X}$  = الوسط الحسابي لهذه القيم

مثال (4.4) أحسب الانحراف المتوسط للقيم الآتية

34 ، 25 ، 23 ، 15 ، 13

الحل

.ii. نوجد أولاً الوسط الحسابي للقيم

$$\bar{X} = \sum X / n$$

$$= 110 / 5 = 22$$

نوجد انحرافات القيم عن الوسط الحسابي

.ii

X	X - $\bar{X}$	X - $\bar{X}$
13	-9	9
15	-7	7
23	1	1
25	3	3
34	12	12
$\Sigma$	0	32

.iii. نوجد الانحراف المتوسط

$$D_m = \sum | X_i - \bar{X} | / n$$

$$D_m = 32 / 5 = 6.4$$

مثال (4.5) أوجد الانحراف المتوسط من البيانات التالية التي تمثل التوزيع التكراري لدرجات 50 طالباً في مساق مبادئ الإدارة .

الدرجات	التكرارات
60 - 50	5
50 - 40	11
40 - 30	19
30 - 20	10
20- 10	4
10 - 0	1

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الخل

لحساب الانحراف المتوسط نستخدم القانون الآتي :

$$D_m = \sum f |X_i - \bar{X}| / \sum f$$

حيث أن :

$\sum f$  = مجموع التكرارات

جدول (4.1) حساب الانحراف المتوسط للبيانات المبوبة

الفئات	f	(X) مركز الفئة	f * X	X - $\bar{X}$	X - $\bar{X}$	f  X - $\bar{X}$
0 - 10	1	5	5	-30	30	30
10 - 20	4	15	60	-20	20	80
20 - 30	10	25	250	-10	10	100
30 - 40	19	35	665	0	0	0
40 - 50	11	45	495	10	10	110
50 - 60	5	55	275	20	20	100
$\sum$	50	-	1750	-	-	420

$$\bar{X} = \sum f X / \sum f$$

$$= 1750 / 50$$

$$= 35$$

$$D_m = \sum f |X_i - \bar{X}| / \sum f$$

$$= 420 / 50 = 8.4$$

#### • الانحراف المعياري [ Standard Deviation ]

1.4

يعتبر الانحراف المعياري من أهم مقاييس التشتت وأكثرها استخداماً ، نظراً لدقته ووصفه الصحيح لتشتت قيم الظاهرة المدروسة .

تعريف الانحراف المعياري : هو الجذر التربيعي للتبان ويرمز له بالرمز [ s ]

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

تعريف التباين [ Variance ] : هو متوسط مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابي ويرمز له بالرمز [  $s^2$  ]

حساب الانحراف المعياري  
لحساب الانحراف المعياري للبيانات الغير المبوبة نستخدم القانون الآتي :

$$S = \sqrt{\frac{\sum(X-\bar{X})}{n}}$$

لحساب الانحراف المعياري للبيانات المبوبة نستخدم القانون الآتي :

$$S = \sqrt{\frac{\sum f(X-\bar{X})}{\sum f}}$$

مثال ( 4.6 ) أوجد الانحراف المعياري للقيم الآتية :

22 ، 15 ، 13 ، 12 ، 8

الحل

جدول ( 4.2 ) حساب الانحراف المعياري للبيانات الغير المبوبة

X	X - $\bar{X}$	$(X - \bar{X})^2$
8	-6	36
12	-2	4
13	-1	1
15	1	1
22	8	64
$\sum X = 70$	$\sum (X - \bar{X}) = 0$	$\sum (X - \bar{X})^2 = 106$

$$\bar{X} = \sum X / n$$

$$= 70/5 = 14$$

$$S^2 = \sum (X - \bar{X})^2 / n$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$= 106/5 = 21.2 \longrightarrow [Variance]$$

$$\begin{aligned} S &= \sqrt{\sum (X - \bar{X})^2 / n} \\ &= \sqrt{106 / 5} = \sqrt{21.2} = 4.6 \longrightarrow \text{Standard deviation (S.D)} \end{aligned}$$

مثال (4.7) من المثال رقم (4.5) أوجد التباين والانحراف المعياري و معامل الاختلاف  
الخل

جدول (4.3) حساب التباين والانحراف المعياري للبيانات المبوبة

الفئات	f	( X ) مركز الفئة	f * X	X - $\bar{X}$	$(X - \bar{X})^2$	f $(X - \bar{X})^2$
0 - 10	1	5	5	-30	900	900
10 - 20	4	15	60	-20	400	1600
20 - 30	10	25	250	-10	100	1000
30 - 40	19	35	665	0	0	0
40 - 50	11	45	495	10	100	1100
50 - 60	5	55	275	20	400	2000
$\sum$	50	-	1750	-	-	6600

$$\bar{X} = \frac{\sum fX}{\sum f}$$

$$\bar{X} = 1750 / 50 = 35$$

$$S^2 = \sqrt{\frac{\sum f(X-\bar{X})^2}{\sum f}}$$

التباین

$$S^2 = 6600/50 = 132 \longrightarrow [ variance ]$$

الانحراف المعياري

$$S = \sqrt{6600/50} = \sqrt{132} = 11.48 \text{ (S.D)}$$

معامل الاختلاف يعطى بالقانون الآتي :

$$C.V = \frac{\sigma}{\bar{X}} \times 100$$

حيث أن :

= معامل الاختلاف ( coefficient of variation ) C.V

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$C.V = \frac{\sigma}{\bar{X}} \times 100$$

$$C.V = \frac{11.48}{35} \cdot 100 = 32.8$$

#### تمارين الفصل الرابع

(1) أوجد نصف المدى الربيعي (الانحراف الربيعي) ومعامل الانحراف الربيعي للبيانات المبوبة الآتية :

-70	-60	-50	-40	-30	-20	-10	-0	فئات
80	70	60	50	40	30	20	10	الاعمار
14	16	40	10	0	20	40	10	التكرار

(2) من البيانات أدناه

- I. بوب البيانات في جدول تكراري ( طول الفئة = 10 )
- II. أوجد الانحراف المتوسط
- III. أحسب التباين
- IV. أحسب الانحراف المعياري
- V. أوجد معامل الاختلاف

72	74	40	60	82	115	41	61	65	83
53	110	76	84	50	67	78	79	56	65
68	69	104	80	79	79	52	73	59	81
66	49	77	90	84	76	42	64	69	70
72	50	79	52	103	96	51	86	78	94

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

3. باستخدام معامل الاختلاف اي البيانات التالية اكثراً تناسقاً

A	32	28	47	63	71	39	10	60	96	14
B	19	31	48	53	67	90	10	62	40	80



## الفصل الخامس

[ Probabilities ] الاحتمالات



الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

### 1 : مفاهيم أساسية في الاحتمالات

تناول نظرية الاحتمالات الحوادث التي تحدث كنتيجة للصدفة أو نتائج أخذت من عينات أو نتيجة أجراء تجارب .

I. التجربة [ Experiment ] : هي العملية أو مجموعة الاجراءات التي تؤدي إلى نتيجة ما .

وكل تجربة تؤدي إلى نتيجة أو أكثر يمكن أن نسميها حوادث . ، اذا قمنا بأجراء تجربة فأن هناك نتيجتين ممكنتين ، الاولى هي أن النتيجة تكون مؤكدة و معروفة ، أي يمكن التنبؤ بالنتيجة بصورة مؤكدة . وتسمى الظاهرة في هذه الحالة احتمالية . ومثال على ذلك في تجربة رمي حجر النرد . اذا قمنا برمي حجر النرد مرة واحدة لا نستطيع أن نتنبأ بصورة مؤكدة بأن النتيجة ستكون ظهور الرقم 6 مثلا او الرقم 4 او 3 او غيرها . في دراسة الاحتمالات فأن اهتمامنا يتركز على التجارب الاحتمالية حيث لا تكون نتائج التجربة معروفة سلفا .

II. الحدث [ Event ] : عند أجراء تجربة لرمي حجر النرد مرة واحدة تظهر نتيجة واحدة من بين عدة نتائج ممكنة تسمى حدثا .

مثال (5.0.1) تجربة رمي حجر النرد مرة واحدة تظهر النتائج الممكنة التالية  
 $\{ 1, 2, 3, 4, 5 \}$

مثال (5.0.2) تجربة رمي قطعة النقود تظهر النتائج الممكنة التالية { صورة أو كتابة } وتسمي اي نتيجة من نتائج التجربتين أعلاه حدثا .

III. فضاء العينة [ Sample space] يمثل فضاء (فراغ) العينة مجموعة الاحداث الاولية للتجربة .

مثال (5.0.3) الفضاء العيني لتجربة رمي حجر النرد مرة واحدة هي  
 $\{ E_6, E_5, E_4, E_3, E_2, E_1 \}$

$E_1$	$E_2$	$E_3$
$E_4$	$E_5$	$E_6$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

IV. الاتحاد : يشير مصطلح الاتحاد "U" إلى العملية على المجموعات التي تستخدم في دمج مجموعتين للحصول على مجموعة جديدة تحوي عناصر

مثال (5.4) اذا رمي حجر النرد فأن الاحداث A ، B تمثل بما يلي :

$$A = \{ 4, 6, 2 \}$$

$$B = \{ 1, 2, 3 \}$$

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

V. التقاطع ( Intersection ) : هو مجموعة العناصر المشتركة بين مجموعتين. يُشار إلى تقاطع

المجموعتين بالرمز  $\cap$

في المثال ( 5.5 ) فان تقاطع A ، B

$$2 \}, 6, A = \{ 4$$

$$3 \}, 2, B = \{ 1$$

$$A \cap B = \{ 2 \}$$

[ Mutually Exclusive Events ] VI. الاحداث المتنافية

تكون الاحداث A و B احداثاً متنافية اذا كان التقاطع  $A \cap B$  لا يحتوي على اية احداث .

مثال (5.6) اذا كانت :

$$4 \}, A = \{ 3$$

$$9 \}, 8, B = \{ 7$$

$$A \cap B = \{ \emptyset \}$$

أحداث متنافية A ، B

VII. الاحداث المتماثلة : الاحداث المتماثلة هي الاحداث التي لها نفس الفرصة أو الاحتمال

في الظهور عند أجراء تجربة ما .

مثال (5.7) عند رمي قطعة النقود مرة واحدة ، حيث الحدين صورة أو كتابة ، تسمى احداثاً متماثلة لأن احتمال ظهور الصورة يساوي احتمال ظهور الكتابة وكل منها يساوي  $1/2$

مثال (5.8) عند رمي قطعة النرد مرة واحدة فان هناك ستة حالات تمثل الارقام الظاهرة على حجر النرد ، فان احتمال ظهور كل منها تساوي  $1/6$  ، وتسمى احداثاً متماثلة

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

## 1.2 : قواعد الاحتمالات

### 1. احتمال حدث منفرد

اذا كان الحدث A يمكن أن يحدث بطرق عددها  $n_A$  من بين نتائج متساوية الفرصة في الوقع عددها N . فأن احتمال A :

$$P(A) = n_A / N$$

حيث أن :

$$A = \text{احتمال وقوع الحدث } A$$

$$n = \text{عدد الطرق التي يمكن ان يقع بها } A$$

$$N = \text{العدد الكلي للنتائج المتساوية الفرصة في الظهور}$$

مثال (5.9) عند القاء قطعة النقود مرة واحدة فأن الصورة والكتابة يمثلان حدثان ناتجان لهما نفس قرصمة الوقع . أي أن :

$$P(H) = n_H / N = 1/2$$

$$P(T) = n_T / N = 1/2$$

$$P(H) + P(T) = 1$$

نتيجة •

أذا كانت  $P(A) = 0$  ، فأن الحدث A لا يمكن أن يقع . اذا كانت  $1 = P(A)$  فأن الحدث A مؤكد الوقع . وأذا رمزنا لاحتمال عدم وقوع الحدث A بالرمز '  $A'$  (فأن:

$$P(A) + P(A') = 1$$

وتتراوح قيمة  $P(A)$  بين 0 و 1

أي أن :

$$1 \leq P(A) \leq 1$$

مثال (5.10) عند القاء حجر نرد غير متخيّز مرة واحدة فأن هناك ستة نتائج متساوية الفرصة في الوقع وهي ، 1 ، 2 ، 3 ، 4 ، 5 ، 6 و من ثم فأن :

$$P(1) + P(2) + P(3) + P(4) + P(5) + P(6) = 1$$

$$P(1) = P(2) = P(3) = P(4) = P(5) = P(6) = 1/6$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

ويكون احتمال عدم ظهور الرقم 1

$$P(1') = 1 - P(1)$$

$$= 1 - 1/6 = 5/6$$

$$P(1) + P(1') = 1/6 + 5/6 = 6/6 = 1$$

## 2. قاعدة جمع الاحتمالات

تستخدم قاعدة جمع الاحتمالات لتحديد احتمال وقوع واحد من حدثين أو أكثر . ويتوقف حساب الاحتمال على طبيعة العلاقة بين الحوادث . فقد تكون الحوادث متنافية حيث لا توجد أمكانية لوقوع الحوادث معا ( اي لا توجد تقاطع ) أو غير متنافية عندما تكون هناك أمكانية لوقوعهما معا ( أي يوجد تقاطع )

### ➤ قاعدة الجمع للأحداث المتنافية

$$P(A \text{ أو } B) = P(A \cup B) = P(A) + P(B)$$

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



### ➤ قاعدة الجمع للأحداث الغير متنافية

$$P(A \text{ أو } B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$



## 3. قاعدة ضرب الاحتمالات

تعلق قاعدة الضرب باحتمال وقوع حدثين أو أكثر معا . ويختلف الاحتمال فيما اذا كانت الحوادث مستقلة أو غير مستقلة .

### ➤ قاعدة الضرب للأحداث المستقلة

يعتبر الحدثان A و B مستقلين اذا كان وقوع A غير مرتبط بأي طريقة بواقع B ، عندئذ الاحتمال المشترك للحدثين A و B هو :

$$P(A \text{ و } B) = P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$$

### ► قاعدة الضرب للأحداث الغير مستقلة

يعتبر الحدثان غير مستقلين إذا كان وقوع أحدهما من تبع بطريقة ما بوقوع الآخر . عندئذ

$$P(A \text{ و } B) = P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B/A)$$

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B/A)$$

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B/A)$$

والمعادلة تقرأ كالتالي : احتمال وقوع كلا من الحدين A و B يساوي احتمال وقوع الحدث A مضروبا في احتمال وقوع الحدث B اذا علم أن الحدث A قد وقع فعلا .

مثال (5.11) اذا كان وعاء يحتوي على 10 كرات منها 3 بيضاء ، 4 صفراء ، 2 سوداء ، و واحدة حمراء . فما هي الاحتمالات التالية :

I. سحب كرة بيضاء

II. سحب كرة حمراء

III. سحب كرة سوداء أو صفراء

الحل

I. سحب كرة بيضاء

$$P(W) = n_w / N = 3/10$$

II. سحب كرة حمراء

$$P_R = n_R / N = 1/10$$

III. سحب كرة سوداء أو صفراء

تطبيق القاعدة 2 لا نها أحداث متنافية

$$P(A \text{ أو } B) = P(A \cup B) = P(A) + P(B)$$

$$P(A \cup B) = 2/10 + 4/10 = 6/10$$

مثال (5.12) الجدول أدناه لعينة من الطلاب في المستوى الأول في الجامعة ، أستخدم الجدول في تحديد الاحتمالات التالية :

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

I. احتمال ان يكون الطالب عمره 18 أو 19

II. احتمال أن الطالب عمره 19 سنة فأكثر

III. احتمال ان يقل عمر الطالب عن 19 سنة

الحدث	العمر	التكرار	الاحتمال
A	18	5	0.05
B	19	45	0.45
C	20	35	0.35
D	21	13	0.13
E	22	2	0.02
المجموع	-	100	1.00

I. احتمال ان يكون الطالب عمره 18 أو 19

$$P(a \text{ أو } b) = P(a \cup b) = P(a) + P(b) = 0.05 + 0.45 = 0.50$$

II. احتمال أن الطالب عمره 19 سنة فأكثر

$$\begin{aligned} P(b \text{ أو } c \text{ أو } d \text{ أو } e) &= P(b \cup c \cup d \cup e) \\ &= P(b) + P(c) + P(d) + P(e) \\ &= 0.45 + 0.35 + 0.13 + 0.02 \\ &= 0.95 \end{aligned}$$

III. احتمال ان يقل عمر الطالب عن 19 سنة = 0.05

وهو متمم الاحتمال :

$$1 - 0.95 = 0.05$$

مثال (5.13) يطلق راميان على هدف . فإذا علمنا أن احتمال إصابة الرامي الأول للهدف  $\frac{4}{7}$  ، وأن احتمال إصابة الرامي الثاني للهدف هو  $\frac{2}{3}$  . المطلوب :

I. ما هو احتمال اصابة الهدف مرتين

II. ما هو احتمال أن يصيب أحد الراميين الهدف

III. ما هو احتمال أن لا يصيب أي منهما الهدف

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

### الحل

I. ما هو احتمال اصابة الهدف مرتين  
بما ان الحدفين مستقلان فأن :

$$\begin{aligned} P(A \cap B) &= P(A) \cdot P(B) \\ &= 4/7 \cdot 2/3 = 8/21 \end{aligned}$$

II. ما هو احتمال أن يصيب أحد الراميين الهدف

$$\begin{aligned} P(A \cup B) &= P(A) + P(B) - P(A \cap B) \\ &= 4/7 + 2/3 - 8/21 = (12 + 14 - 8) / 21 = 18/21 \end{aligned}$$

III. احتمال أن لا يصيب أي منهما الهدف

$$\begin{aligned} P(A' \cap B') &= P(A \cup B)' .. \text{de Morgan's Law} \\ P(A' \cap B') &= P(A \cup B)' = 1 - P(A \cup B) \\ &= 1 - 18/21 = 3/21 \end{aligned}$$

### 4. الاحتمال الشرطي [ Conditional Probability ]

احتمال حدوث حدث ما وليكن A ، إذا علمنا أن الحدث B قد حدث فعلا يسمى بالاحتمال الشرطي . و يمكن صياغة الاحتمال الشرطي رياضيا كالتالي :

$$P(A/B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \dots \dots \dots \quad P(B) \neq 0$$

Or

$$P(B/A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} \dots \dots \dots \quad P(A) \neq 0$$

مثال (5.14) صندوق يحتوي على 3 كرات بيضاء و 5 سوداء . تم سحب كرتين عشوائيا ، واحدة تلو الأخرى بدون ارجاع . أوجد احتمال ان تكون الكرتان المسحبتان سوداويتين .

### الحل

احتمال سحب كرة سوداء في المحاولة الاولى ➤

$$\begin{aligned} P(A) &= n_A / N \\ &= 5 / 3+5 = 5/8 \end{aligned}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

► احتمال سحب كرة ثانية سوداء ، علماً أن الكرة الأولى المسحوبة سوداء

$$P(B/A) = 4 / 3+4 = 4/7$$

► احتمال أن الكرتين المسحوبتين سوداويتان

$$P(AB) = P(A) \cdot P(B/A)$$

$$= 5/8 \cdot 4/7 = 20/56 = 5/14$$

مثال (5.15) في امتحان القبول للطلاب في كلية العلوم الادارية ، 0.15 من الطلاب يرسبون في مساق الرياضيات و 0.25 في مساق اللغة الانجليزية و 0.10 منهم يرسبون في المقررين معاً . تم اختيار طالب بشكل عشوائي . المطلوب :

► إذا كان الطالب راسبًا في مساق الرياضيات ، فما هو احتمال أن يكون راسباً في اللغة الانجليزية

► إذا كان الطالب راسبًا في اللغة الانجليزية ، فما هو احتمال أن يكون راسباً في الرياضيات

► ما هو احتمال أن يكون الطالب راسبًا في أحد المساقين

الحل

نفرض أن :

$A$  = الطالب الراسبون في مساق الرياضيات

$B$  = الطالب الراسبون في مساق اللغة الانجليزية

$$P(A) = 0.25$$

$$P(B) = 0.15$$

$$P(A \cap B) = 0.10$$

• احتمال أن يكون الطالب راسبًا في مساق الرياضيات ، علماً بأنه راسب في اللغة الانجليزية

$$\begin{aligned} P(A/B) &= P(A \cap B) / P(B) \\ &= 0.10 / 0.15 = 2/3 = 0.66 \end{aligned}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

- احتمال ان يكون راسبا في مساق اللغة الانجليزية ، علما بأنه راسب في الرياضيات

$$P(B/A) = P(A \cap B) / P(A)$$

$$= 0.10 / 0.25 = 2/5 = 0.40$$

احتمال أن يكون راسبا في أحد المساقين :

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

$$= 0.25 + 0.15 - 0.10 = 0.30$$

5. نظرية بيز [ Bays Theorem ]

من قاعدة الضرب للأحداث غير المستقلة ، نجد أن :

$$P(B \cap A) = P(B) \cdot P(A/B)$$

بقسمة الطرفين على  $P(B)$

$$P(B \cap A) / P(B) = \frac{P(B) \cdot P(A/B)}{P(B)}$$

$$P(B \cap A) / P(B) = P(A/B)$$

$$P(A/B) = P(A \cap B) / P(B) \dots \{ P(A \cap B) = P(B \cap A) \}$$

$$P(A/B) = P(A) \cdot P(B) / P(B) \dots \{ P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B) \}$$

.....نظرية بيز { Bays Theorem }

مثال (5.16) أحدى المؤسسات البحثية لديها 200 باحث موزعين حسب المجدول أدناه

العمر	حاملو درجة البكالوريوس	حاملو درجة الماجستير	أجمالي
< 30	20	5	25
30- 40	45	5	50
40+	10	15	25
الاجمالي	75	25	100

### الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

اذا تم اختيار باحث عشوائيا من المؤسسة البحثية ، أوجد

I. احتمال ان الباحث لديه درجة البكالوريوس فقط

II. احتمال أن الباحث يحمل درجة الماجستير وعمره أكبر من 40 عاما

III. احتمال أن عمر الباحث أقل من 30 عاما ويحمل درجة البكالوريوس

الخل

نفرض ان الباحث يحمل درجة البكالوريوس فقط = a

الباحث لديه درجة الماجستير = b

الباحث اقل من 30 سنة = c

الباحث أكبر من 40 سنة = d

احتمال ان الباحث لديه درجة البكالوريوس فقط ➤

$$P(a) = 75/100 = 0.75$$

➢ احتمال أن الباحث يحمل درجة الماجستير وعمره أكبر من 40 عاما

$$P(b/d) = P(b \cap d) / P(d) = (15/100)/(25/100)$$

$$= 15/25 = 3/5$$

➢ احتمال أن عمر الباحث أقل من 30 عاما ويحمل درجة البكالوريوس

$$P(c/a) = P(c \cap a) / P(a)$$

$$= (20/100)/(75/100)$$

$$= 20/75 = 4/15$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

تمارين الفصل الخامس

1. إذا كان وعاء يحتوي على 10 كرات متماثلة باستثناء أن منها 5 حمراء ، 3 زرقاء ، 2 خضراء ، ما هو احتمال الحصول على :
- I. كرتان زرقاء من الوعاء ، عند السحب مرتين بدون ارجاع  
II. كرتان خضراء ، عند السحب مرتين بدون ارجاع  
III. كرتان زرقاء عند السحب مرتين مع الارجاع
1. اذا كان وعاء يحتوي على كرات 4 بيضاء ، 3 صفراء ، 2 سوداء ، وواحدة حمراء ، فما هي الاحتمالات التالية (بدون ارجاع )
- I. سحب كرة صراء ثم سوداء  
II. سحب كرة بيضاء ثم صفراء  
III. سحب كرة صفراء ثم سوداء ثم حمراء
2. يحتوي وعاء على 10 كرات متماثلة ، 5 حمراء ، 3 زرقاء ، 2 خضراء ، سُحبت كرة من الوعاء ، ما هو احتمال أن تكون ،
- (أ) حمراء  
(ب) زرقاء  
(ج) خضراء  
(د) ليست زرقاء  
(ه) ليست خضراء  
(و) خضراء او ليست خضراء  
(ز) ما هو احتمال سحب كرتين زرقاء في سحبتين متتاليتين مع الارجاع .
3. في احدى المناطق الزراعية وجد ان 40% من المزارع تستخدم الري بالتنقيط و 10% تستخدم البيوت البلاستيكية ، وهي نشاطات غير متنافية ، فاذا اختيرت أحدى المزارع ، ما هو احتمال انها تستخدم الري بالتنقيط أو البيوت البلاستيكية أو كلاهما .
4. حجر النرد رميته مرتين . أوجد احتمال الحصول على الرقم 4، 5 أو 6 في الرمية الاولى و 1، 2، 3، أو 4 في الرمية الثانية.



# الفصل السادس

## الارتباط Correlation



## الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

فيما سبق من الفصول ، تم تقديم الطرق الاحصائية المتعلقة بمتغير واحد [  $x$  ] وتوزيعه . و هناك العديد من المشكلات في الاحصاء تتضمن متغيرات متعددة . في بعض المشكلات الاقتصادية والاجتماعية تم دراسة عدة متغيرات لدراسة العلاقة بينهما . وفي البعض الآخر يتم الاهتمام بمتغير واحد و تم دراسة المتغيرات الأخرى بعلاقتها بهذا المتغير . و يعرف هذا النوع من الدراسات في الاحصاء بالارتباط .

تبرز مشكلات الارتباط عندما يتم التساؤل فيما اذا كانت هناك أية علاقة بين زوج من المتغيرات محل الدراسة . فثلا : التساؤل حول مدى العلاقة بين الطلب على سلعة معينة والسعر، أو بين التحصيل العلمي للطالب لمقرر الاحصاء والرياضيات ، أو بين نفقات الدعاية والاعلان وحجم المبيعات في شركة معينة أو بين الدخل والانفاق أو بين ممارسة الرياضة والانفاس من الوزن أو بين تعلم المرأة و عدد الاطفال التي تنجفهم .

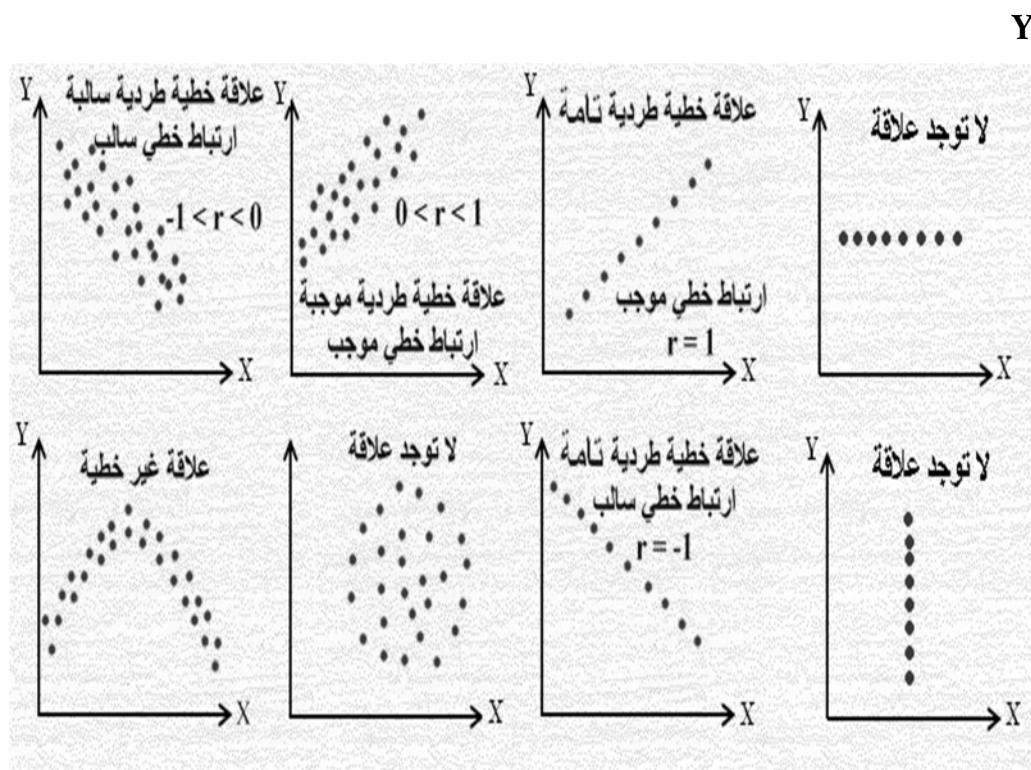
أن ظاهرة حركة متغيرين في انسجام مع بعض يسمى الارتباط . وحركة المتغيرين في انسجام وفي نفس الاتجاه تسمى ارتباط ايجابي . وعند ما يتحرك متغيرين بانسجام وفي الاتجاه المعاكس يسمى ارتباط سلبي . وعندما لا يتحرك المتغيران بانسجام مع بعض ، فإن هناك لا توجد علاقة ارتباط .

### الشكل الانتشاري

إذا أخذنا ( $x$  ،  $y$ ) كقيم متناظرة لمتغيرين وقمنا بتمثلها في مستوى الإحداثيات وحصلنا على الأشكال الانتشارية ، فلكل قيمة للمتغير  $x$  توجد قيمة تقابلها للمتغير  $y$  . فالمتغير الأول يعرف بالمتغير المستقل في حين الآخر يعرف بالمتغير التابع، الشكل المرفق هنا يعرف بلوحة الانتشار وكل نقطة هنا تمثل زوج مرتب بالصورة ( $x$ ،  $y$ ) .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

شكل 6.1 : الشكل الانتشاري بين المتغيرين X و Y



#### • معامل الارتباط

يعرف معامل الارتباط والذي يرمز له بالرمز [  $r$  ] بأنه مقياس كمي يقيس قوة ونوع الارتباط بين المتغيرين . وتتراوح قيمته بين ( + 1 و - 1 ) . وتدل إشارة المعامل الموجبة على العلاقة الطردية ، بينما الإشارة السالبة على العلاقة العكسية ، وعليه فإن قيمة معامل الارتباط تتراوح بين :

$$-1 \leq r \leq +1$$

6.1 : معادلة كارل بيرسون [ Karl Pearson ] لمعامل الارتباط هي كالتالي :

$$r = \frac{\sum(X-\bar{X})(Y-\bar{Y})}{\sqrt{\sum(X-\bar{X})^2 \sum(Y-\bar{Y})^2}}$$

$$X - \bar{X} = x$$

$$Y - \bar{Y} = y$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$r = \frac{\sum xy}{\sqrt{\sum x^2} \sqrt{\sum y^2}}$$

حيث أن :

$X, Y$  = قيم المتغيرين

$r$  = معامل ارتباط بيرسون

ويمكن حساب معامل الارتباط باستخدام الطريقة المباشرة .. وذلك باستخدام القانون الآتي :

$$r = \frac{N \sum XY - (\sum X)(\sum Y)}{\sqrt{N \sum X^2 - (\sum X)^2} \sqrt{N \sum Y^2 - (\sum Y)^2}}$$

اذا علم الانحراف المعياري للمتغيرين وكانت  $n$  عدد المشاهدات فأن معامل الارتباط يمكن كتابته بالصيغة الآتية :

$$r = \frac{\frac{1}{n} \sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sigma_x \sigma_y}$$

واذا كان يمكن عدم استخدام انحرافات القيم عن الوسط الحسابي فأن معامل الارتباط يظهر كالتالي:

$$r = \frac{\sum xy - \frac{\sum x \sum y}{n}}{\sqrt{\left\{ \sum x^2 - \frac{\sum x^2}{n} \right\} \left\{ \sum y^2 - \frac{\sum y^2}{n} \right\}}}$$

## 6.2 : معامل ارتباط الرتب [ Rank Correlation Coefficient ]

يستخدم معامل ارتباط الرتب (سيبرمان) اذا كان قياس المتغيرين ترتيبية.

اذا فرضنا ان المتغير  $x$  له الرتب  $R_x$  والمتغير  $y$  له الرتب  $R_y$  ، وان  $d$  ترمز للفرق بين الرتبتين أي أن  $[d = R_y - R_x]$  فأن معامل ارتباط سيبرمان للرتب يعطى بالعلاقة الآتية :

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum d^2}{n(n^2 - 1)}$$

حيث أن  $n$  هي عدد الازواج المرتبة

مثال (6.1) أوجد معامل بيرسون للارتباط من البيانات أدناه :

عمر الزوج (X)	عمر الزوجة (Y)
39	36
35	31
33	29
31	28
29	27
28	23
27	23
23	22
23	18
32	30
29	26
28	24
26	23
24	22
23	18

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الحل :

**جدول 6.1 : حساب معامل ارتباط بيرسون**

X	Y	$(X - \bar{X})$ x	$(Y - \bar{Y})$ y	$xy$	$(X - \bar{X})^2$ $x^2$	$(Y - \bar{Y})^2$ $y^2$
23	18	-8.2	-7.7	63.14	67.24	59.29
27	22	-4.2	-3.7	15.54	17.64	13.69
28	23	-3.2	-2.7	8.64	10.24	7.29
29	24	-2.2	-1.7	3.74	4.84	2.89
31	26	-0.2	0.3	-0.06	0.04	0.09
33	28	1.8	2.3	4.14	3.24	5.29
35	29	3.8	3.3	12.54	14.44	10.89
36	30	4.8	4.3	20.64	23.04	18.49
39	32	7.8	6.3	49.14	60.84	39.69
$\sum x$ $= 281$	$\sum Y$ $= 232$	-	-	177.46	201.56	163.91

$$\bar{X} = \sum X / n = 281 / 9 = 31.2$$

$$\bar{Y} = \sum Y / n = 232 / 9 = 25.7$$

$$r = \frac{\sum (X - \bar{X})(Y - \bar{Y})}{\sqrt{\sum (X - \bar{X})^2 \sum (Y - \bar{Y})^2}}$$

$$X - \bar{X} = x$$

$$Y - \bar{Y} = y$$

$$r = \frac{\sum xy}{\sqrt{\sum x^2 \sum y^2}}$$

$$r = \frac{177.58}{\sqrt{(201.56)(163.91)}} = \frac{177.58}{\sqrt{33037.7}} = \frac{177.46}{\sqrt{33037.7}} = \frac{177.46}{181.7627} = 0.9763 \approx 0.98$$

إذا علم الانحراف المعياري للمتغيرين وكانت n عدد المشاهدات فأن معامل الارتباط يمكن حسابه كالتالي :

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$r = \frac{\frac{1}{n} \sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sigma_x \sigma_y}$$

$$S_x = \sqrt{\sum (x - \bar{x})^2 / n}$$

$$= \sqrt{201.56/9} = \sqrt{22.35} = 4.72$$

$$S_y = \sqrt{\sum (y - \bar{y})^2 / n}$$

$$= \sqrt{163.91/9} = \sqrt{18.21} = 4.26$$

$$r = \frac{\frac{1}{n} \sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{\frac{1}{9}(177.46)}{(4.72)(4.26)} = \frac{19.717}{20.10} = 0.98$$

$$r = 0.98$$

مثال (6.2) : أحسب معامل الارتباط من البيانات الآتية

4	5	5	6	6	8	10	10	12	13	X
12	14	11	14	11	7	9	11	7	3	Y

### المحل

حساب معامل الارتباط باستخدام الطريقة المباشرة .. وذلك باستخدام القانون الآتي :

$$r = \frac{N \sum XY - (\sum X)(\sum Y)}{\sqrt{N \sum X^2 - (\sum X)^2} \sqrt{N \sum Y^2 - (\sum Y)^2}}$$

جدول 6.2 : حساب معامل الارتباط باستخدام الطريقة المباشرة

X	Y	XY	$X^2$	$Y^2$
13	3	39	169	9
12	7	84	144	49
10	11	110	100	121
10	9	90	100	81
8	7	56	64	49
6	11	66	36	121
6	14	84	36	196
5	11	55	25	121
5	14	70	25	196
4	12	48	16	144

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$\sum X = 79$	$\sum Y = 99$	$\sum XY = 702$	$\sum X^2 = 715$	$\sum Y^2 = 1087$
---------------	---------------	-----------------	------------------	-------------------

$$r = \frac{N \sum XY - (\sum X)(\sum Y)}{\sqrt{N \sum X^2 - (\sum X)^2} \sqrt{N \sum Y^2 - (\sum Y)^2}} =$$

$$= \frac{10(702) - (79)(99)}{\sqrt{10(715) - (79)^2} \sqrt{10(1087) - (99)^2}}$$

$$r = \frac{7020 - 7821}{\sqrt{7150 - 6241} \sqrt{10870 - 9801}} = \frac{-801}{\sqrt{909} \sqrt{1069}} = \frac{-801}{(30.14)(32.69)}$$

$$r = \frac{-801}{985.27} = -0.813$$

مثال (6.3) : اختيرت عينة من الطلاب في كلية الاقتصاد مكونة من 10 طلاب و كانت نتائجهم في امتحان مادتي الاقتصاد والرياضيات على النحو الآتي :  
أُوجد معامل ارتباط الرتب .

الاقتصاد	الرياضيات
78	84
36	51
98	91
25	60
75	68
82	62
90	86
62	58
65	53
39	47

### الحل

نرتب درجات الطلاب تصاعدياً لكلا المادتين بإعطاء الرتبة (1) لأدنى درجة في مادة الاقتصاد وهي الدرجة (25) وأعلى رتبة للدرجة (98) وهي الرتبة 10 . وبنفس الطريقة لمادة الرياضيات حيث تعطى الرتبة (1) لأدنى درجة وهي (47) وأعلى رتبة (10) لأعلى درجة وهي (91)

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

جدول 6.3 : حساب معامل ارتبط الرتب (سبيerman)

الاقتصاد X	الرياضيات Y	رتبة X	رتبة Y	رتبة (x) - رتبة (Y) D	$d^2$
39	47	3	1	2	4
65	53	5	3	2	4
62	58	4	4	0	0
90	86	9	9	0	0
82	62	8	6	2	4
75	68	6	7	-1	1
25	60	1	5	-4	16
98	91	10	10	0	0
36	51	2	2	0	0
78	84	7	8	-1	1
-	-	-	-	$\sum d = 0$	$\sum d^2 = 30$

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum d^2}{n(n^2 - 1)}$$

$$r_s = 1 - \frac{6(30)}{10(100 - 1)}$$

$$r = 1 - \frac{180}{990} = 1 - 0.1818 = 0.818$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

تمارين الفصل السادس

1. أحسب معامل بيرسون للارتباط من البيانات أدناه :

X	77	54	27	52	14	35	90	25	56	60
Y	35	58	60	40	50	40	35	56	34	42

2. البيانات التالية تبين اعمار الموظفين وعدد ايام الغياب المسجلة خلال شهر . أحسب معامل بيرسون للارتباط وفسر النتيجة

X	30	32	35	40	48	50	52	55	57	61
Y	1	0	2	5	2	4	6	5	7	8

(3) : اختيرت عينة من الطلاب في كلية الخدمة الاجتماعية مكونة من 12 طالبا وكانت نتائجهم في العمل الاجتماعي والعمل الميداني على النحو الآتي :  
أوجد معامل ارتباط الرتب .

	عمل اجتماعي	عمل ميداني
41	54	51
48	55	49
34	42	62
52	55	45
45		
47	60	47
50	59	52
40	47	65
55	62	52
62		



## الفصل السابع

[Regression]



الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

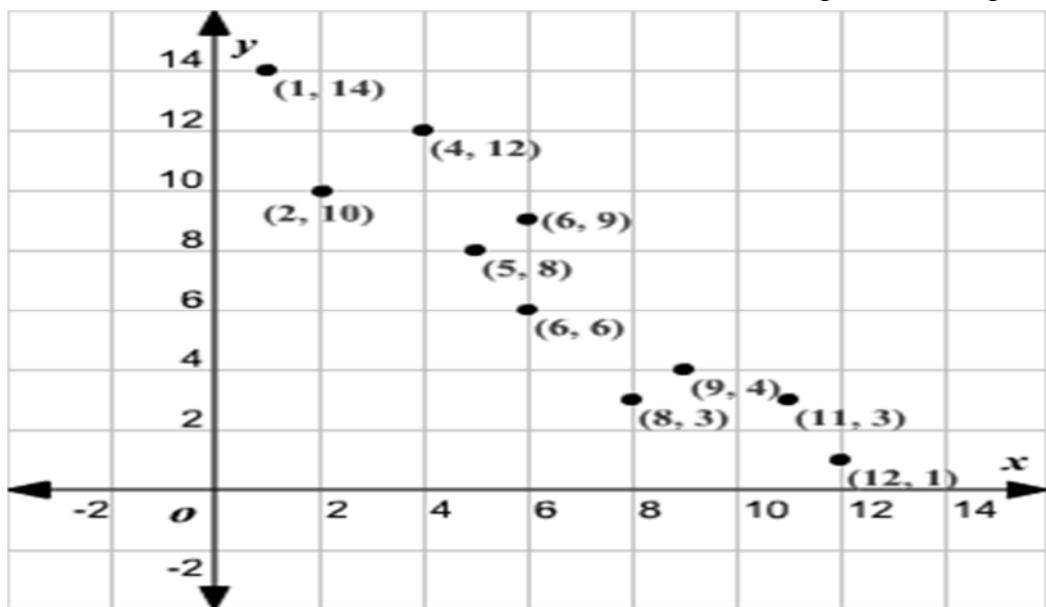
asherنا فيما تقدم بأن مشكلات الارتباط تبرز عندما يتم التساؤل فيما اذا كانت هناك أية علاقة بين زوج من المتغيرات أم لا . ويتم تقدير العلاقة عن طريق معامل الارتباط الذي يقيس قوة الارتباط بين متغيرين أو أكثر . لكن الارتباط لا يمكن من المساعدة في حل مشكلات التنبؤ أو التقدير .

في الانحدار يتم دراسة العلاقة بين متغيرين أو أكثر على أمل استخدام العلاقة المستجدة في المساعدة في التنبؤ أو التقدير بقيم أحد هذه المتغيرات .

و لتوضيح طريقة الانحدار الخطي البسيط والتنبؤ نفترض البيانات الآتية لقيم  $X$  و  $y$  وذلك لعينة من 10 مفردات :

<b>X</b>	8	2	11	6	5	4	12	9	6	1
<b>Y</b>	3	10	3	6	8	12	1	4	9	14

شكل الانتشار الذي يعكس العلاقة بين المتغيرين  $X$  و  $Y$  يبين في الشكل 7.1  
شكل 7.1 : شكل الانتشار بين المتغيرين  $X$  ،  $Y$



شكل (7.1) يوضح الشكل الانتشاري لهذه البيانات . و يتضح من الشكل ان العلاقة بين ( $x$ ) و ( $y$ ) علاقة خطية تقريريا . ولذلك فالخط المستقيم يمكن ان يوفق بين نقاط الانتشار وذلك

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

بغرض التنبؤ بقيم  $(Y)$  المقابلة لقيم  $(X)$  . ولأي قيمة مثلا  $x = 4$  فإن قيمة  $Y$  المتوقعة ستكون هي المسافة الراسية الممثلة على الخط المستقيم فوق قيمة  $X$  وبقراءة قيمة  $y$  المتوقعة والمناظرة لقيمة  $x = 4$  هي 12 تقريريا .

ولنفرض ان العلاقة بين  $X$  و  $Y$  هي علاقة خطية . ويعني ذلك انه اذا تكررت هذه التجربة عددا كبيرا من المرات  $(N)$  تحت ظروف واحدة وانه تم حساب متوسط قيم  $y$  المناظرة لكل قيمة  $x$  فأنا نحصل على مجموعة نقاط تقع تقريريا على خط مستقيم .

### 7.1 طريقة المربعات الصغرى [ Least Square Method ]

كما اشرنا سلفاً بان العلاقة بين  $x$  ، و  $Y$  في الشكل (7.1) يمكن ان تكون خطية او علاقة غير خطية . و مشكلة التنبؤ الخططي تؤول الى مشكلة توفيق خط مستقيم لمجموعة من النقاط . احدى الطرق التي تستعمل لإيجاد ذلك الخط المستقيم هي طريقة المربعات الصغرى ، وتنلخص هذه الطريقة في أيجاد قيم معاملات المعادلة التي تجعل مجموع مربعات الاخطاء أصغر ما يمكن . ومعادلة خط المستقيم الذي يوفق البيانات في شكل الانتشار (7.1) يمكن كتابتها في الصورة:

$$Y = a + bx$$

حيث  $a$  ،  $b$  معلماتنا الخط المستقيم .

وحيث أن المشكلة هي حساب قيم المعلمتين  $a$  ،  $b$  ، حتى يمكن للخط المستقيم أن يوفق مجموعة النقاط ، لذلك فأن المسالة هي أحدى المسائل لحساب قيم المعلمات بطرق ذات كفاءة عالية . وعلى الرغم من وجود العديد من الطرق لاحتساب هذا التقدير الا أن أفضل هذه الطرق لمشكلات الانحدار هي طريقة المربعات الصغرى . و حيث ان الخط المطلوب سيستخدم لأغراض التنبؤ ، لذلك فمن المناسب أن يكون ذلك الخط من الدقة بحيث تكون اخطاء التنبؤ صغيرة جدا . والمقصود هنا بأخطاء التقدير هو الفروق بين القيمة المشاهدة و القيمة المناظرة لها .

وباستخدام طريقة المربعات الصغرى نستطيع الحصول على افضل الخطوط المستقيمة التي توفق النقاط (شكل 7.1) ، والمشكلة هي ان نحصل على افضل الخطوط بطريقة منظمة ورشيدة و هذا ما يقدمه مبدأ المربعات الصغرى .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

ونتلخص طريقة المربعات الصغرى في احتساب قيم تقديرية لمعامل معادلة خط الانحدار البسيط  
( $a$  ،  $b$ ) على أساس تصغير مجموع مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابي .  
المعادلة الخطية للانحدار البسيط هي :

$$Y = a + bx$$

فأن تقدير معلمتي المعادلة هي :

$$b = \frac{\sum xy}{\sum x^2} \quad \dots \dots (1)$$

$$a = \bar{y} - b \bar{x} \quad \dots \dots (2)$$

مثال (7.01) بالإشارة الى المثال المعطى في الشكل الانتشاري (7.01) أوجد معادلة الانحدار

$X$  على  $Y$

الحل

المجدول 7.1 يوضح خطوات الحسابات في طريقة المربعات الصغرى .

i	xi	yi	$X - \bar{X}$	$Y - Y^-$	$\frac{(x-X^-)(y-Y^-)}{xy}$	$\frac{(x-X^-)^2}{x^2}$
1	8	3	1.6	-4	-6.4	2.56
2	2	10	-4.4	3	-13.2	19.36
3	11	3	4.6	-4	-18.4	21.16
4	6	6	-0.4	-1	0.4	0.16
5	5	8	-1.4	1	-1.4	1.96
6	4	12	-2.4	5	-12	5.76
7	12	1	5.6	-6	-33.6	31.36
8	9	4	2.6	-3	-7.8	6.76
9	6	9	-0.4	2	-0.8	0.16
10	1	14	-5.4	7	-37.8	29.16
$\Sigma$	64	70	-	-	-131	118.4

$$\bar{x} = \sum x / n = 64/10 = 6.4$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\bar{y} = \sum y / n = 70 / 10 = 7$$

$$b = \frac{\sum xy}{\sum x^2} \quad \dots \dots (3)$$

$$b = \frac{-131}{118.4} = -1.1$$

$$a = \bar{y} - b \bar{x} \quad \dots \dots (4)$$

$$a = 7 - (-1.1)(6.4)$$

$$a = 7 + 7 = 14.$$

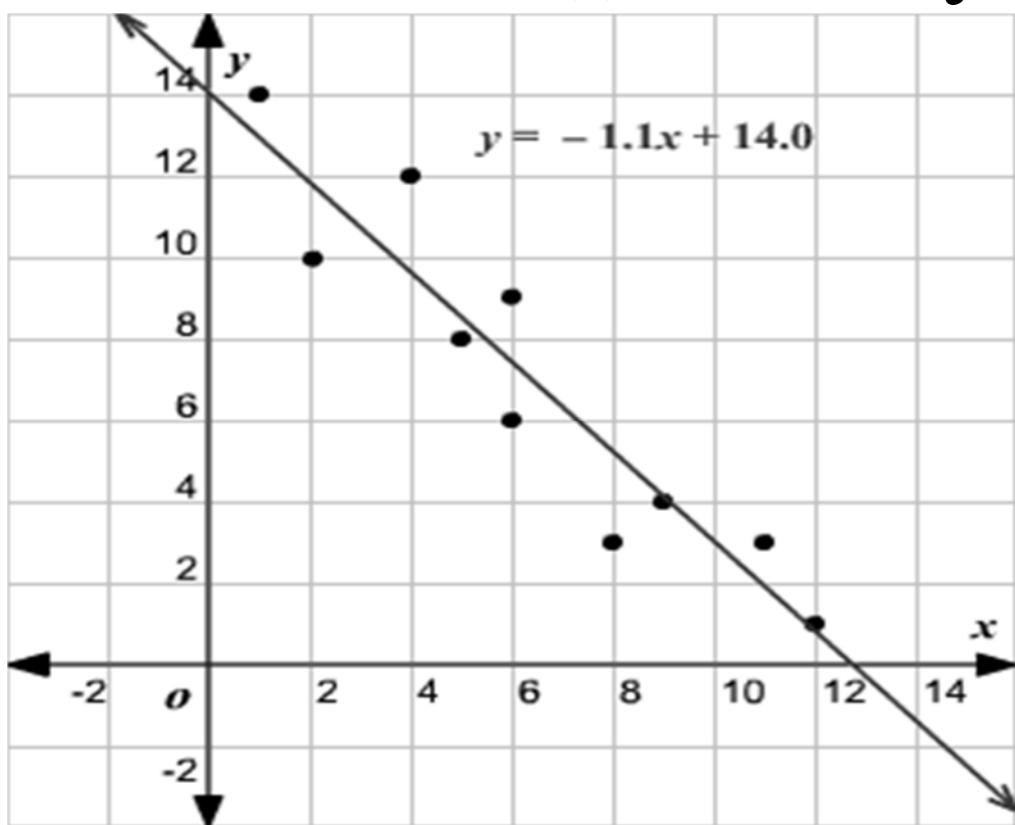
معادلة خط الانحدار :

$$y = a + bx$$

$$y = 14 - 1.1 x$$

والشكل البياني يوضح توفيق افضل معادلة الخط الانحدار Y على X

شكل 7.2 : معادلة خط الانحدار البسيط



الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

في معادلة خط الانحدار البسيط التي تعطى بالعلاقة :

$$Y_i = a + bX_i + e_i$$

حيث أن

$a$  و  $b$  = ثابت

$X$  = المتغير المستقل

$Y$  = المتغير التابع

$e_i$  = المتغير العشوائي ( حد الخطأ )

وتمثل  $a$  الجزء المقطوع من محور الصيادات ( قيمة  $y$  عندما تكون  $x = 0$  )

وتمثل  $b$  ميل الخط المستقيم ( أي الزيادة في  $y$  اذا زادت  $x$  بمقدار وحدة واحدة . )

ويمكن حساب قيمي  $b$  و  $a$  حسب القانونين :

$$b = \frac{N\sum XY - \sum X \sum Y}{N\sum X^2 - (\sum X)^2} \quad \dots \dots (3)$$

$$a = \bar{y} - b\bar{x} \quad \dots \dots (4)$$

واذا تم استخدام انحرافات القيم عن وسطها الحسابي فان تقدير قيمي  $b$  &  $a$  من خلال المعادلتين التاليتين :

$$b = \frac{\sum xy}{\sum x^2} \quad \dots \dots (5)$$

$$a = \bar{y} - b\bar{x} \quad \dots \dots (6)$$

حيث أن :

$$x = \bar{X} - X$$

$$y = \bar{Y} - Y$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

مثال ( 7.2 ) من البيانات أدناه ، قدر معادلة الانحدار Y على X و X على Y

X	35	25	29	31	27	24	33	36
Y	23	27	26	21	24	20	29	30

الحل :

جدول ( 7.2 ) تقدير معادلتي الانحدار

X	Y	$X^2$	$Y^2$	XY
35	23	1225	529	805
25	27	625	729	675
29	26	841	676	754
31	21	961	441	651
27	24	729	576	648
24	20	576	400	480
33	29	1089	841	957
36	30	1296	900	1080
$\sum X = 240$	$\sum Y = 200$	$\sum X^2 = 7342$	$\sum Y^2 = 5092$	$\sum XY = 6050$

$$b = \frac{N\sum XY - \sum X \sum Y}{N\sum X^2 - (\sum X)^2}$$

$$\bar{x} = \sum X / n = 240 / 8 = 30$$

$$\bar{Y} = \sum Y / n = 200 / 8 = 25$$

$$b = \frac{8(6050) - (240 \times 200)}{8(7342) - (240)^2} = \frac{48400 - 48000}{58736 - 57600} = \frac{400}{1136} = 0.352$$

$$a = \bar{y} - b \bar{x}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$a = 25 - (0.352)(30)$$

$$a = 25 - 10.56$$

$$a = 14.44$$

$$Y = a + bX$$

$$Y = 14.44 + 0.352 X$$

$$b = \frac{N\sum XY - \sum X \sum Y}{N\sum Y^2 - (\sum Y)^2}$$

$$\bar{x} = \sum X / n = 240/8 = 30$$

$$\bar{Y} = \sum Y / n = 200/8 = 25$$

$$b = \frac{8(6050) - (240 \times 200)}{8(5092) - (200)^2} = \frac{48400 - 48000}{40736 - 40000} = \frac{400}{736} = 0.543$$

$$a = \bar{X} - b \bar{y}$$

$$a = \bar{X} - (0.543)(25)$$

$$a = 30 - 13.575$$

$$a = 16.425$$

$$X = a + bY$$

$$X = 16.425 + 0.543 Y$$

مثال (7.3) : من البيانات أدناه حول درجات عشرة طلاب في المستوى الأول كلية العلوم الادارية في مساري الاقتصاد والاحصاء (الدرجة من 50) أوجد :

- I. معادلتي الانحدار  $Y$  على  $X$  و  $X$  على  $Y$
- II. معامل الارتباط بين درجات الاقتصاد ودرجات الاحصاء
- III. الدرجة المتوقعة في الاحصاء اذا كانت الدرجة في الاقتصاد = 30

32	34	38	29	36	31	32	35	28	25	درجات الاقتصاد
39	33	30	31	32	36	41	49	46	43	درجات الإحصاء

المحل

معادلة الانحدار :

$$Y = a + bx$$

$$X = a + by$$

$$b = \frac{\sum xy}{\sum x^2}$$

$$a = \bar{y} - b \bar{x}$$

جدول (7.3) تقدير معادلة الانحدار لدرجات الطلاب في مساري الاقتصاد والإحصاء

X	Y	$(X-\bar{X})$ x	$(Y-\bar{Y})$ y	$x^2$	$y^2$	xy
25	43	-7	5	49	25	-35
28	46	-4	8	16	64	-32
35	49	3	11	9	121	33
32	41	0	3	0	9	0
31	36	-1	-2	1	4	2
36	32	4	-6	16	36	-24
29	31	-3	-7	9	49	21
38	30	6	-8	36	64	-48
34	33	2	-5	4	25	-10
32	39	0	1	0	1	0
$\sum X = 320$	$\sum Y = 380$	0	0	$\sum x^2 = 140$	$\sum y^2 = 398$	$\sum xy = -93$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\bar{X} = \sum X / n = 320 / 10 = 32$$

$$\bar{Y} = \sum Y / n = 380 / 10 = 38$$

$$b = \frac{\sum xy}{\sum x^2}$$

$$b = \frac{-93}{140} = -0.664$$

$$a = \bar{y} - b \bar{x}$$

$$a = 38 - (-0.664)(32)$$

$$a = 38 + 21.248 = 59.248$$

$$Y = a + bX$$

$$Y = 59.248 - 0.664 X$$

$$X = a + by$$

$$b = \frac{\sum xy}{\sum y^2}$$

$$b = \frac{-93 \Sigma}{398} = -0.234$$

$$a = \bar{X} - b \bar{y}$$

$$a = 32 - (-0.234)(38)$$

$$a = 32 + 8.892 = 40.892$$

$$X = a + bY$$

$$X = 40.892 - 0.234 Y$$

$$r = \frac{\sum xy}{\sqrt{\sum x^2 \sum y^2}}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$r = \frac{-93}{\sqrt{(140)(398)}} = \frac{-93}{\sqrt{55720}} = \frac{-93}{236.05} = -0.394$$

$$Y = 59.248 - 0.664 X$$

$$Y = 59.248 - 0.664 (30)$$

$$Y = 59.248 - 19.92 = 39$$

مثال ( 7.4 ) البيانات التالية تمثل نفقات الدعاية والاعلان (  $X$  ) وحجم المبيعات (  $Y$  ) لشركة المطبات والعصائر . أوجد معادلة الانحدار  $Y$  على  $X$  ثم قدر حجم المبيعات اذا كانت نفقات الدعاية والاعلان 20 . وكذلك معامل الارتباط يرسون بين نفقات الدعاية والاعلان وحجم المبيعات .

900	500	600	1200	900	300	500	1100	$X$ (\$)
15000	10000	12000	25000	20000	8000	13000	25000	$Y$ (\$)

الحل : جدول ( 7.4 ) تقدير معادلة الانحدار حجم المبيعات (  $Y$  ) على نفقات الدعاية والاعلان (  $X$  )

$X$ \$ (100)	$Y$ \$ (1000)	$(X-\bar{X})$ $x$	$(Y-\bar{Y})$ $y$	$x^2$	$y^2$	$xy$
11	25	3.5	9	12.25	81	31.5
5	13	-2.5	-3	6.25	9	7.5
3	8	-4.5	-8	20.25	64	36
9	20	1.5	4	2.25	16	6
12	25	4.5	9	20.25	81	40.5
6	12	-1.5	-4	2.25	16	6
5	10	-2.5	-6	6.25	36	15
9	15	1.5	-1	2.25	1	-1.5
$\sum X = 60$	$\sum Y = 128$	0	0	$\sum x^2 = 72$	$\sum y^2 = 304$	$\sum xy = 14$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\bar{X} = \sum X / n = 60/8 = 7.5$$

$$\bar{Y} = \sum Y / n = 128/8 = 16$$

$$b = \frac{\sum xy}{\sum x^2}$$

$$b = \frac{141}{72} = 1.958$$

$$a = \bar{y} - b \bar{x}$$

$$a = 16 - (1.958)(7.5)$$

$$a = 16 - 14.685 = 1.315$$

$$Y = a + bX$$

$$Y = 1.315 + 1.958 X$$

اذا كانت نفقات الدعاية والاعلان  $X = 20$

$$Y = 1.315 + 1.958 X$$

$$Y = 1.315 + 1.958(20)$$

$$Y = 40.475 = \$ 40475$$

معامل الارتباط بيرسون

$$r = \frac{\sum xy}{\sqrt{\sum x^2 \sum y^2}}$$

$$r = \frac{141}{\sqrt{(72)(304)}} = \frac{141}{\sqrt{21888}} = \frac{141}{147} = 0.959$$

[ Coefficient of Determination ] : معامل التحديد 7.2

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

يعرف معامل التحديد بأنه عبارة عن نسبة التباين المفسر من التباين الكلي . ويرمز له بالرمز  $r^2$  . ويقيس معامل التحديد جودة التوفيق لخط الانحدار

Goodness of fit

$$\sum(Y_i - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum e_i^2$$

$$\text{التباين غير المفسر} = \text{التباين المفسر} + \text{التباين الكلي}$$

$$[\text{Total variation}] = [\text{Explained Variation}] + [\text{Unexplained Variation}]$$

$$SST = SSR + SSE$$

$$\sum(Y_i - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum e_i^2$$

$$\frac{\sum(Y_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} + \frac{\sum e_i^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2}$$

$$1 = R^2 + \frac{\sum e_i^2}{\sum y^2}$$

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum y^2}$$

مثال (7.5) من بيانات المثال رقم (7.4) حول نفقات الدعاية والاعلان (X) وحجم المبيعات (Y) (أوجد معامل التحديد .

الحل : جدول (7.5) تقدیر معامل التحدي لبيانات نفقات الدعاية والاعلان (X) وحجم المبيعات (Y)

X \$ (100)	Y \$(10 00)	(X- $\bar{X}$ ) x	(Y- $\bar{Y}$ ) y	$x^2$	$y^2$	$xy$	$\hat{Y}$	E Y- $\hat{Y}$	$e^2$
11	25	3.5	9	12.25	81	31.5	22.85 3	2.147	4.60 9

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

5	13	-2.5	-3	6.25	9	7.5	11.10 5	1.895	3.59 1
3	8	-4.5	-8	20.25	64	36	7.189	0.811	0.65 7
9	20	1.5	4	2.25	16	6	18.93 7	1.063	1.12 9
12	25	4.5	9	20.25	81	40.5	24.81 1	0.189	0.03 5
6	12	-1.5	-4	2.25	16	6	13.06 3	1.063	1.12 9
5	10	-2.5	-6	6.25	36	15	11.10 5	- 1.105	1.22 1
9	15	1.5	-1	2.25	1	-1.5	18.93 7	- 3.937	15.4 9
$\sum X = 60$	$\sum Y = 128$ 8	0	0	$\sum x^2 = 72$	$\sum y^2 = 304$	$\sum xy = 141$	128		27.8 61

$$\hat{Y} = 1.315 + 1.958 X$$

$$\hat{Y} = 1.315 + 1.958(11) = 1.315 + 21.538 = 22.853$$

$$\hat{Y} = 1.315 + 1.958(5) = 1.315 + 9.79 = 11.105$$

$$\hat{Y} = 1.315 + 1.958(3) = 1.315 + 5.874 = 7.189$$

$$\hat{Y} = 1.315 + 1.958(9) = 1.315 + 17.622 = 18.937$$

$$\hat{Y} = 1.315 + 1.958(12) = 1.315 + 23.496 = 24.811$$

$$\hat{Y} = 1.315 + 1.958(6) = 1.315 + 11.748 = 13.063$$

$$R^2 = 1 - \frac{\sum ei^2}{\sum y^2}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$R^2 = 1 - \frac{27.861}{304} = 1 - 0.0916 = 0.908$$

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} = \frac{\text{Explained Variation}}{\text{Total Variation}} = \frac{SSR}{SST}$$

### تمارين الفصل السابع

1. أوجد معادلة الانحدار من البيانات أدناه ، وقدر قيمة Y عندما تكون X = 75

99	96	90	81	78	72	69	66	63	60	X
72	70	73	78	79	82	80	84	87	85	Y

2. أوجد معادلة الانحدار Y على X ، و X على Y التي تبين درجات الطالب في مساق الاقتصاد (Y) ودرجات الطالب في مساق الاحصاء X من البيانات أدناه ، وقدر قيمة Y عندما تكون X = 75

32	34	38	29	36	31	32	35	28	25	X
39	33	30	32	32	36	41	49	46	43	Y

3. البيانات أدناه تعكس درجات 10 طلاب في الاحصاء X و الرياضيات Y

I. أحسب معامل الارتباط

II. قدر الدرجات في الرياضيات للطالب الذي حصل على 62 درجة في الاحصاء

57	69	64	60	56	57	58	58	55	56	X
66	68	66	70	68	65	70	67	67	68	Y

4. أحسب معادلة المربعات الصغرى لانحدار Y على X ثم قدر معامل التحديد  $R^2$  من البيانات

أدناه :

79	72	67	66	63	64	65	74	86	89	X
84	78	75	71	72	73	75	84	91	92	Y

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف



## الفصل الثامن

التوزيعات الاحتمالية

[ Probability Distributions ]



### الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

تلعب التوزيعات الاحتمالية دوراً مهماً في الاستدلال الإحصائي. ويتعلق بعض التوزيعات الاحتمالية بمتغيرات عشوائية منفصلة والبعض الآخر بمتغيرات عشوائية متصلة.

- المتغير العشوائي المنفصل: نقول عن متغير عشوائي أنه منفصل إذا كان فراغ العينة الذي يشكله المتغير يحوي عدداً متهياً قابلاً للعد من النقاط.

على سبيل المثال لا الحصر، فإن المتغيرات العشوائية التي تدل على عدد البكتيريا الموجودة في واحد مليمتر مكعب من الماء وعلى عدد الأطفال الذكور لدى العائلات التي تحوي ثلاثة أطفال هي متغيرات عشوائية منفصلة وذلك لأن مجموعة قيم المتغير العشوائي الأول يدل على عدد البكتيريا الموجودة في واحد مليمتر مكعب من الماء محدودة ويمكن أن تكون المجموعة  $\{0, 1, 2, \dots, n\}$  حيث  $n$  عدداً كبيراً. وأن مجموعة قيم المتغير العشوائي الثاني الذي يدل على عدد الأطفال الذكور لدى العائلات التي تحوي ثلاثة أطفال هي المجموعة المتهيّة  $\{0, 1, 2\}$ .

مثال (8.01) : يبين الجدول قانون التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي المنفصل  $X$  الذي يدل على عدد الطلاب الذين يدخلون مختبر الحاسوب دون تحضير مادة التطبيق.

5	4	3	2	1	0	$x$
0.09	?	0.4	0.3	0.1	0.01	$F(x)$

I. أوجد  $f(4)$

II. أوجد  $P(x < 3)$

III. أوجد  $P(x \geq 4)$

الخل

بما أن المتغير منفصل ، فإن احتمال كل قيمة من هذه القيم أكبر أو يساوي الصفر ومجموع الاحتمالات يساوي الواحد الصحيح .

$$\triangleright f(4) = ?$$

$$f(0) + f(1) + f(2) + \dots + f(5) = 1$$

$$0.01 + 0.1 + 0.3 + 0.4 + f(4) + 0.09 = 1$$

$$f(4) = 1.0 - 0.9$$

$$f(4) = 0.1$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\begin{aligned} \triangleright P(x \leq 3) &= P(x = 0) + P(x = 1) + P(x = 2) + P(x = 3) \\ &= f(0) + f(1) + f(2) + f(3) \\ &= 0.01 + 0.1 + 0.3 + 0.4 \\ &= 0.81 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \triangleright P(x < 3) \\ P(x < 3) &= P(x = 0) + P(x = 1) + P(x = 2) \\ &= 0.01 + 0.1 + 0.3 \\ &= 0.41 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \triangleright P(x \geq 4) &= P(x = 4) + P(x = 5) \\ &= 0.1 + 0.09 = 0.19 \end{aligned}$$

• المتغير العشوائي المتصل : نقول عن متغير عشوائي أنه متصل اذا كان يفترض أية قيمة في مجال ما أو في مجالات للأعداد الحقيقة وأن احتمال أن يأخذ المتغير قيمة معينة يساوي صفر . وهذا يعني ان مجموعة قيمه هي مجموعة غير قابلة للعد .

بما أن مجموعة المتغير العشوائي المتصل هي عبارة عن مجال او مجالات من الاعداد الحقيقة فإن مجموعة القيم هذه تشكل دالة احتمالية تصف سلوك هذا المتغير العشوائي المتصل ، أي نستطيع ان نعرف المتغير العشوائي المتصل رياضيا على النحو الاتي :

نقول عن المتغير العشوائي  $X$  بأنه متصل اذا وجدت دالة  $f_x$  [ غير سالبة معرفة ومتصلة على مجموعة الاعداد الحقيقة بحيث :

$$P(\alpha \leq X \leq \beta) = \int_{\alpha}^{\beta} f(x) dx$$

وذلك من أجل العددين الحقيقيين  $\alpha$  ،  $\beta$  ، حيث  $\alpha \leq \beta$

تسمى الدالة  $(x)$   $f$  بدالة الكثافة الاحتمالية للمتغير العشوائي المتصل و لسهولة الكتابة نرمز لها بالرمز  $(x)$   $f$  ونقول أن  $(x)$   $f$  هي دالة كثافة ، وان هذه الدالة تتصف بالخواص التالية :

$$f(x) \geq 0^I$$

$$\int_a^b f(x) dx = 1^{II}$$

مثال (8.2) دالة الكثافة الاحتمالية للمتغير  $x$  تعطى :

$$(f(x) = 0) \quad x < 1$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\begin{aligned} f(x) &= \frac{-3x^3}{8} + \frac{3x^2}{2} - \frac{9x}{8} \\ f(x) &= 0 \end{aligned} \quad \begin{aligned} 1 \leq x &\leq 3 \\ x &> 3 \end{aligned}$$

أثبت أن المساحة تحت المنحنى يساوي الواحد الصحيح

الحل :

المطلوب اثباته :

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^1 f(x) dx + \int_1^3 f(x) dx + \int_3^{\infty} f(x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^1 0 dx + \int_1^3 \left( \frac{-3x^3}{8} + \frac{3x^2}{2} - \frac{9x}{8} \right) dx + \int_3^{\infty} 0 dx$$

$$= \int_1^3 \left( \frac{-3x^3}{8} + \frac{3x^2}{2} - \frac{9x}{8} \right) dx$$

$$= \left| \left( \frac{-3x^4}{32} + \frac{x^3}{2} - \frac{9x^2}{16} \right) \right|_1^3$$

$$= \left( -\frac{3.81}{32} + \frac{3}{32} \right) + \left( \frac{27}{2} - \frac{1}{2} \right) + \left( -\frac{81}{16} + \frac{9}{16} \right)$$

$$= -7.5 + 13 - 4.5$$

$$= 13 - 12 = 1$$

أن دراسة المتغيرات العشوائية المتصلة والمنفصلة والتوزيعات الاحتمالية المصاحبة لها تساعدنا في الحصول على نتائج يمكن استخدامها في تقدير معالم المجتمع كذلك اختبارات الفروض المتعلقة باتخاذ القرارات .

ونستعرض فيما يلي عددا من التوزيعات الاحتمالية المهمة التي لها العديد من التطبيقات مثل توزيع ذي الحدين ، وتوزيع بواسون وذلك للمتغير العشوائي المنفصل والتوزيع الطبيعي وتوزيع ت وتوزيع ف للمتغير العشوائي المتصل .

#### 8.1: توزيع ذي الحدين [ Binomial Distribution ]:

التوزيع الاحتمالي الثنائي أو ذو الحدين هو توزيع لتجربة عشوائية لها ناتجين فقط أحدهما نجاح التجربة والآخر فشلها ويكون الشرط الأساسي أن احتمال النجاح لا يتأثر بتكرار التجربة. مثال على ذلك : رمي قطعة نقود، الإحصاءات أو الأسئلة التي تعتمد الإجابة لا أو نعم. خصائص التوزيع الثنائي ذي الحدين :

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

يتميز التوزيع الثنائي بعدة خصائص هي:

- I. تكون التجربة من أكثر من محاولة، إذا تكونت التجربة من محاولة واحدة، فإننا في تجربة توزيع برنولي.
- II. استقلال المحاولات عن بعضها البعض أي ثبات احتمال النجاح  $p$  ومن ثم احتمال الفشل.
- III. هذه المحاولات جميعاً متماثلة ومستقلة.
- IV. حاصل جمع احتمالي النجاح والفشل يساوي الواحد الصحيح  $[p+q = 1]$  [ عدد  $n$  مرات من التجربة ، الصيغة العامة للتوزيع ذي الحدين تعطى كالتالي :

$$p\{x\} = c_x^n p^x q^{n-x}$$

$$P(x) = {}^n C_x P^x (1 - P)^{n - x}$$

مثال ( 3 ) احتمال أن يكون لوالدين طفل ذو عينين زرقاء هو  $\frac{1}{4}$  فإذا كان في الأسرة 8 أطفال فما احتمال أن يكون لنصفهم على الأقل عيون زرقاء .  
الحل :

$$\text{احتمال النجاح } \{p\}^{\frac{1}{4}}$$

$$\text{احتمال الفشل } \{q\}^{\frac{3}{4}} = \frac{1}{4} - 1 = p - 1 = \frac{3}{4}$$

$$8 = n$$

ونحصل على احتمال أن يكون نصف عدد الأطفال على الأقل عيونهم زرقاء :

$$P \geq 4 = \{ p(4) + p(5) + p(6) + (7) + p(8) \}$$

$$P(x) = {}^n C_x P^x (1 - P)^{n - x}$$

$$P(4) = \frac{8!}{4!4!} \left(\frac{1}{4}\right)^4 \left(\frac{3}{4}\right)^4 = \frac{5670}{65536}$$

$$P(5) = \frac{8!}{5!3!} \left(\frac{1}{4}\right)^5 \left(\frac{3}{4}\right)^3 = \frac{1512}{65536}$$

$$P(6) = \frac{8!}{6!2!} \left(\frac{1}{4}\right)^6 \left(\frac{3}{4}\right)^2 = \frac{252}{65536}$$

$$P(7) = \frac{8!}{7!1!} \left(\frac{1}{4}\right)^7 \left(\frac{3}{4}\right)^1 = \frac{24}{65536}$$

$$P(8) = \frac{8!}{8!0!} \left(\frac{1}{4}\right)^8 \left(\frac{3}{4}\right)^0 = \frac{1}{65536}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\begin{aligned} P \geq 4 &= \{ p(4) + p(5) + p(6) + (7) + p(8) \\ &= \frac{5670}{65536} + \frac{252}{65536} + \frac{24}{65536} + \frac{1}{65536} \\ &= \frac{5947}{65536} = 0.090 \end{aligned}$$

### 8.2: توزيع بواسون : [Poisson Distribution]

يعتبر توزيع بواسون من التوزيعات الاحتمالية المنفصلة (المنقطعة) . ويستخدم في كثير من التطبيقات في العلوم الطبيعية والاقتصادية والاجتماعية . فاستخداماته تشمل علوم الفيزياء ودراسة الاحياء الدقيقة وبحوث العمليات والعلوم الادارية و الاقتصادية . فتوزيع بواسون كثير الاستخدام في تفتيش ومراقبة المنتوجات المصنعة وتصنيفها . وسمى بـتوزيع بواسون نسبة الى عالم الرياضيات الفرنسي سيمون بواسون .

- تعريف توزيع بواسون : نقول عن المتغير العشوائي المنقطع  $X$  ، أنه ينبع لتوزيع بواسون وسطه  $\lambda$  إذا كانت كثافته الاحتمالية معرفة بالعلاقة :

$$P(x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} \quad \dots \dots \dots , 2, 1, 0, f(x) = P(X = x)$$

الشروط الالزمه لتطبيق توزيع بواسون هي :

I. أن يكون هناك ناتجان متضادان ( الفشل أو النجاح )

II. يجب أن تكون الأحداث مستقلة

III. نتيجة كل تجربة أما ان الحادث ينجح أو يفشل

IV. حجم العينة  $[n]$  كبير جدا والاحتمال  $[p]$  صغير

مثال (8.4) أوجد احتمال أن يوجد 5 فيوزات معيبة على الاكثر في صندوق يحتوي على 200 فيوز . ومن التجارب معلوم ان 2% من هذه الفيوزات معيبة  $\{e^{-4} = 0.0183\}$

الحل

$$\text{عدد الفيوزات} = n = 200$$

$$\text{احتمال الحصول على فيوز معيب} = 0.02$$

$$\lambda = np$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$= 200 \times 0.02 = 4$$

نريد معرفة احتمال الحصول على 5 فيوزات معيبة على الأكثـر . وهي الاحتمالات للحصول على 0 ، 1 ، 2 ، 3 ، 4 او 5 فيوزات معيبة .

$$P(x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$$

$$\{ P(0) + P(1) + P(2) + P(3) + P(4) + P(5) \}$$

الاحتمال المطلوب هو

$$P = \{ P(0) + P(1) + P(2) + P(3) + P(4) + P(5) \}$$

$$= \frac{4^0}{0!} e^{-4} + \frac{4^1}{1!} e^{-4} + \frac{4^2}{2!} e^{-4} + \frac{4^3}{3!} e^{-4} + \frac{4^4}{4!} e^{-4} + \frac{4^5}{5!} e^{-4}$$

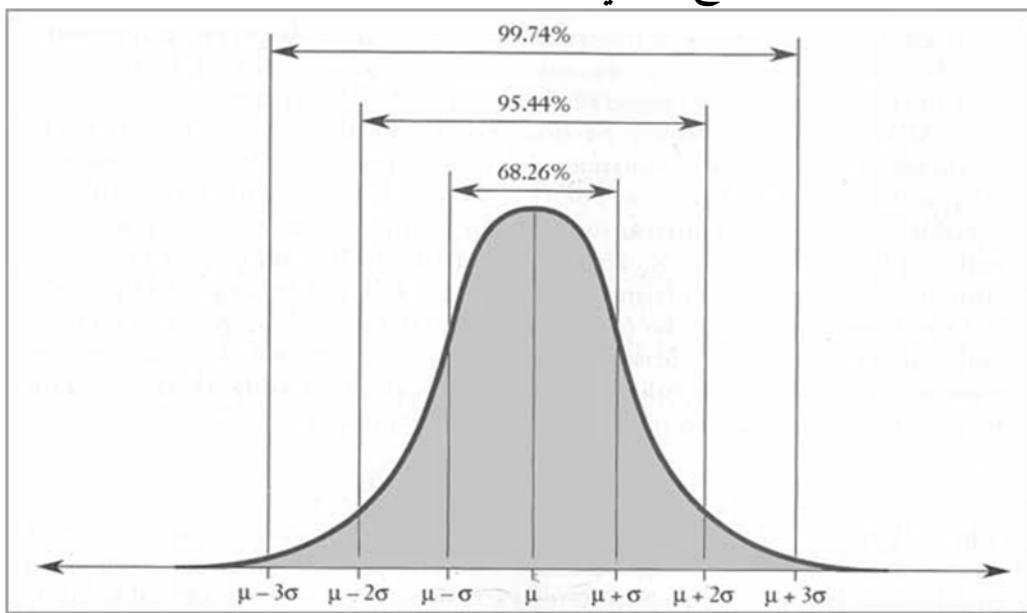
$$= e^{-4} \{ 1 + 4 + 8 + 32/3 + 32/3 + 128/15 \}$$

$$= 0.0183 (643/15) = 0.78$$

### 8.3: التوزيع الطبيعي [ Normal Distribution ]

يعتبر التوزيع الطبيعي من التوزيعات الاحتمالية المتصلة (المستمرة) . ويستخدم كثيراً في الواقع العملي . وشكل التوزيع يقترب من شكل الجرس . وهو متماثل (Symmetric) من حيث انتظام البيانات حول الوسط الحسابي .

شكل (8.1) منحنى التوزيع الطبيعي



- التوزيع الطبيعي

I. توزيع متصل له شكل الناقوس (الجرس)

II. تساوى فيه مقاييس النزعة المركزية الوسط والوسيط والمنوال.

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

III. متماثل حول وسطه (صفر)

IV. الانحراف المعياري له يساوي الواحد الصحيح.

V. طرفاً يمتدان إلى ملا نهاية دون أن يلتقيا المحور الأفقي . والمساحة المهمة هي تلك الواقعة بين  $\sigma - \mu$  و  $\mu + \sigma$  وهي 68.26 % من المساحة الكلية . وهذا يعني بأن 68.26 % من المشاهدات تقع بين  $\sigma - \mu$  و  $\mu + \sigma$  . والمساحة الواقعة بين  $\mu + \sigma$  و  $\mu + 2\sigma$  هي 95.45 % من المساحة الكلية . بينما المساحة الواقعة بين  $\mu + 2\sigma$  و  $\mu + 3\sigma$  هي 99.73 % من المساحة الكلية

VI. المساحة تحت المنحنى الطبيعي تساوي الواحد الصحيح.

- تعريف : نقول عن المتغير العشوائي المستمر(المتصل)  $X$  الذي متواسطة  $\mu$  وتباينه  $\sigma^2$  أنه يخضع للتوزيع الطبيعي ،أذا كانت كثافته الاحتمالية معرفة كلاً : :

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}},$$

[ Standard Normal Distribution ]

يقصد بالمنحنى الطبيعي المعياري تحويل القيم الخام الى قيم معيارية مجردة من وحدات القياس والتي يمكن الاستفادة منها في حالات المقارنة ومعرفة المناطق الواقعة تحت المنحنى الطبيعي

المعياري . والصيغة الرياضية الالازمة لحساب القيمة المعيارية ( Z ) هي كالتالي :

$$Z = \frac{x_i - \mu}{\sigma}$$

مثال ( 8.5 ) أوجد المساحة تحت منحنى التوزيع الطبيعي المعياري :

$$Z = 1.54$$

$$Z = -1.54$$

• الخطوات :

من جدول التوزيع الطبيعي المعياري لا يجاد (  $Z = 1.54$  ) نتحرك الى اسفل في عمود  $Z$  حتى نصل الى الصف 1.05 ونتحرك فيه حتى نصل الى العمود 0.04 وتقاطع الصف والعمود يعطينا القيمة المطلوبة وهي ( 0.4382 )

$$Z = -1.54 = ( 0.4382 )$$

مثال ( 8.6 ) أوجد المساحة تحت المنحنى الطبيعي المعياري الى يمين القيمة  $Z = 0.25$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الحل :

نوجد اولا  $Z = 0.25$  من جدول التوزيع الطبيعي وهي  $= 0.0987$  . ثم نطرح القيمة الناتجة من  $0.5000$  ( هي نصف مساحة المنحنى ) .  
أي ان المساحة الى يمين  $Z = 0.25$  هي :

$$0.5000 - 0.0987 = 0.4013$$

مثال ( 8.7 ) : أوجد المساحة تحت المنحنى الطبيعي الى يسار  $-1.60 = Z$   
بالبحث في جدول التوزيع الطبيعي فأن قيمة  $-1.60 = Z$  هي  $( 0.4452 )$   
والمساحة الى يسار  $-1.60 = Z$  يمكن ايجادها بطرح  $( 0.4452 - 0.5000 )$  من  
 $0.0548 = 0.4452 - 0.5000$   
أي أن المساحة الى يسار  $-0.160 = z$  هي  $( 0.0548 )$  أو  $5.48\%$

مثال ( 8.8 ) أوجد المساحة تحت المنحنى الطبيعي المعياري من  $z = 1.60$  الى  $z = 2.55$

اولا: نوجد المساحة تحت المنحنى  $z = 1.60$  وهي  $( 0.4452 )$   
ثانيا: نوجد المساحة تحت المنحنى  $z = 2.55$  وهي  $( 0.4946 )$   
أذن المساحة من  $z = 1.60$  الى  $z = 2.55$  هي :

$$\% 93.98 = 0.9398 = 0.4946 + 0.4452$$

مثال ( 8.9 ) : إذا كان عمر المصباح الكهربائي يتبع التوزيع الطبيعي بوسط حسابي  $= 100$  وانحراف معياري  $= 8$  . ما احتمال أن مصباحا اختياريا له عمر بين 110 و 120 ساعة احتراق .

الحل

المطلوب هو ايجاد :

$$P(110 < X < 120)$$

حيث أن :

$$X_1 = 110 , \quad X_2 = 120 \quad (\mu = 100 , \sigma = 8)$$

$$Z = \frac{x_i - \mu}{\sigma}$$

$$Z_1 = 110 - 100/8 = 1.25$$

$$Z_2 = 120 - 100/8 = 2.50$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

أي أن الاحتمال المطلوب هو المساحة بين  $Z_1 = 1.25$  و  $Z_2 = 2.50$  وبالبحث في جدول التوزيع الطبيعي المعياري نجد أن :

$$Z_1 = 1.25 = (0.3944)$$

$$Z_2 = 2.50 = (0.4938)$$

$$Z_2 - Z_1 = 0.4938 - 0.3944 = 0.0994 = 9.94\%$$

وهو الاحتمال المطلوب  $P(110 < X < 120) = 0.0994$

#### 8.4 . توزيع [ t ]

ينسب توزيع  $t$  إلى العالم الانجليزي جوست والذي اكتشفه عام 1908 . حيث نشر بحثاً ذكر فيه معادلة هذا التوزيع ونشره باسم مستعار ( Student ) واعتبره بهذا التوزيع من حينها سمي توزيع ستيفون ( student distribution )

تعريف : التوزيع الاحتمالي الذي يطلق عليه توزيع  $t$  هو من التوزيعات الاحتمالية المستمرة ( المتصلة )

وformulae كثافته لهذا التوزيع تأخذ الصيغة الآتية :

$$f(t) = c \left( 1 + \frac{t}{v} \right)^{-v+\frac{1}{2}} \quad \infty < t < \infty$$

حيث أن :

$v$  = درجات الحرية

$c$  = ثابت

والصيغة المعيارية لتوزيع  $t$  يعطي بالقانون الآتي :

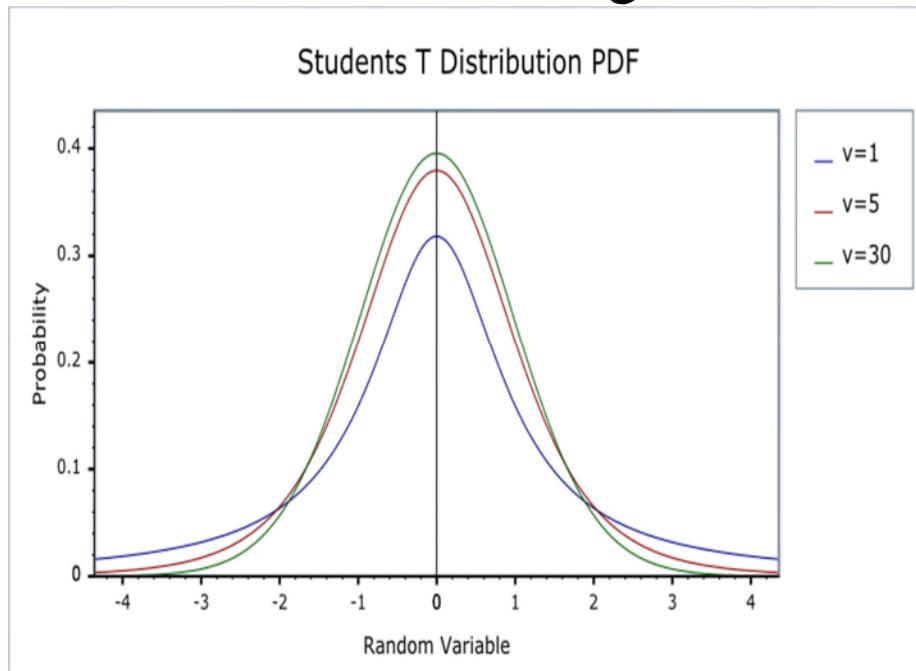
$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{s/n}}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

يشبه توزيع  $t$  التوزيع الطبيعي المعياري الا انه اكثر انخفاضا منه . ويعتمد منحنى توزيع  $t$  على معلمة هامة تحدد شكل المنحنى وهي درجات الحرية ، فعندما يزداد عدد درجات الحرية يقترب

توزيع  $t$  من التوزيع الطبيعي المعياري (شكل 8.2)

شكل (8.2) منحنى توزيع  $t$



### خواص توزيع $t$

- I. المساحة الكلية تحت منحنى توزيع  $t$  تساوي الواحد الصحيح
- II. يمتد طرفا المنحنى الى ما لا نهاية في الاتجاهين دون ان يلامس المحور الافقى
- III. منحنى توزيع  $t$  يشبه التوزيع الطبيعي المعياري فهو يشبه الناقوس (الجرس) ومتماثل حول الوسط الحسابي .

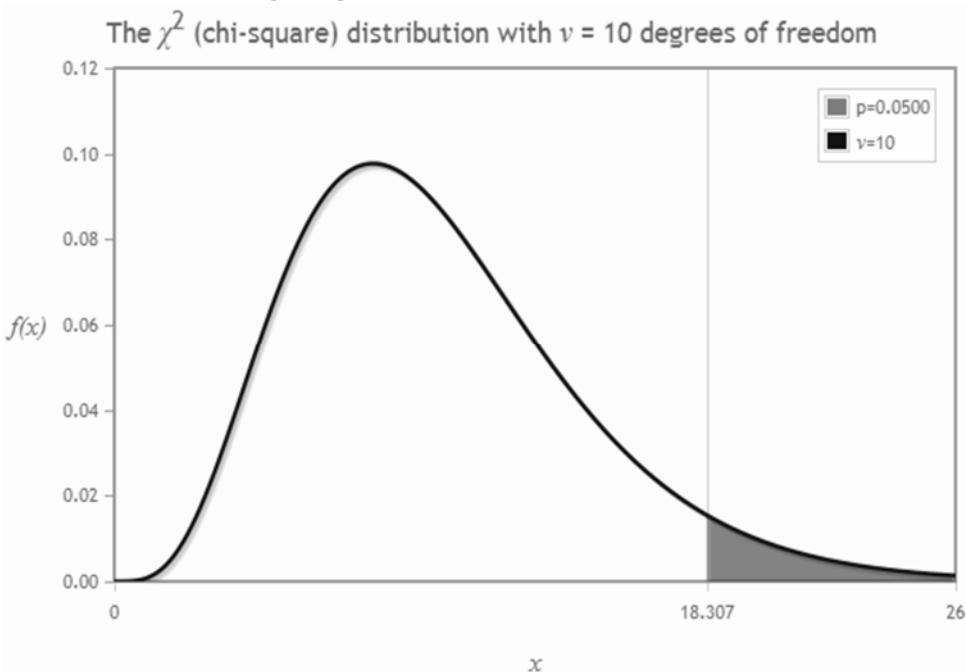
### 8.5 . توزيع مربع كاي ( $\chi^2$ )

التوزيع الاحتمالي مربع كاي من التوزيعات الاحتمالية المستمرة (المتعلقة) و دالة كثافته التوزيع تأخذ الشكل التالي:

$$F(\chi^2) = c(\chi^2)^{(v-2)/2} e^{-x^2/2}$$

- خواص مربع كاي
  - .I توزيع غير متماثل.
  - .II غير معروف في الجزء السالب من المستوى.
  - .III يبدأ من الصفر ويستمر إلى ما لا نهاية.
  - .IV متوج ناحية اليمين أي موجب الالتواء.

شكل ( 8.3 ) منحنى توزيع مربع كاي



## 8.6 . توزيع F

توزيع F (فيشر) من التوزيعات الاحتمالية الهاامة ويستخدم في اختبار الفرضيات.  
يعطى توزيع الكثافة الاحتمالية للمتغير العشوائي F بالقانون الاتي:

$$F > 0, f(F) = \frac{c_F^{(V_1-2)/2}}{(V_2 + V_1 F)^{V_1 + V_2/2}}$$

## خواص توزيع F

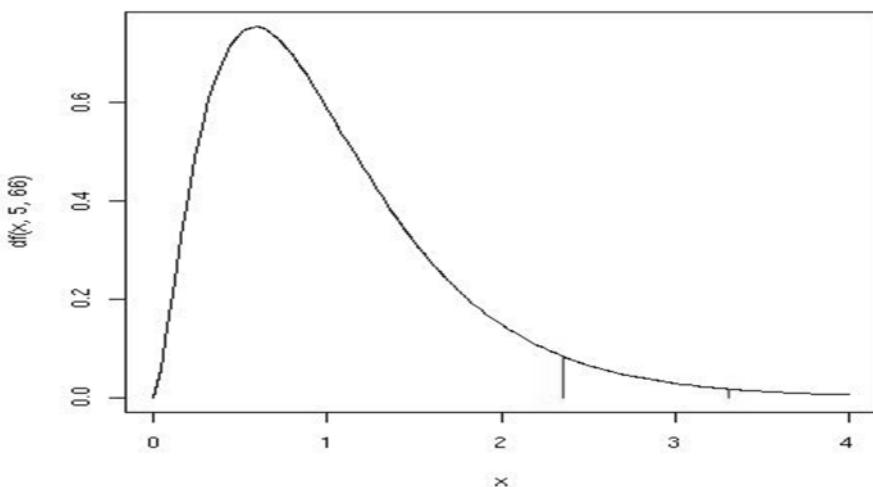
- I. المساحة الكلية تحت المنحنى تساوي الواحد الصحيح
- II. يعتمد توزيع F على معلمتين وهما درجة حرية البسط  $V_1$  ودرجة حرية المقام  $V_2$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

III. قيم  $F$  موجبة دائماً لا يمكن ان تكون سالبة  $[F \geq 0]$ . ويبدأ المنحنى من الصفر على المحور الافقى يمين الاتواه .

IV. منحنى توزيع  $f$  غير متماثل شبيه بمنحنى  $\chi^2$

شكل (8.4) منحنى توزيع  $F$



### ćمارين الفصل الثامن

1. أوجد المساحة تحت منحنى التوزيع الطبيعي المعياري :

- a)  $Z = \pm 1.64$  بين
- b)  $Z = \pm 1.96$  بين
- c)  $Z = \pm 2.58$  بين
- d)  $Z = 2.10$  و  $0.90$  بين
- e)  $Z = 0.90$  الى يسار
- f)  $Z = 2.10$  الى يمين

2. متغير عشوائي يتبع التوزيع الطبيعي مع  $\mu = 67$  و  $\sigma = 3$  ما هو احتمال ان هذا المتغير

يأخذ القيمة :

- (أ) بين 67 و 70
- (ب) بين 60 و 65

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

- ج) أقل من 60
- د) أكبر من 65

3. الوسط الحسابي لإوزان مجموعة كبيرة من الناس هو 180 رطلاً والانحراف المعياري . إذا كان الاوزان تبع التوزيع الطبيعي ، أوجد احتمال أن شخصاً تم اختياره عشوائياً من المجموعة سوف يزن :

- أ) بين 160 و 180 رطلاً
- ب) أعلى من 200 رطل
- ج) أقل من 150 رطل



## الفصل التاسع

### [ Estimation ] التقدير



## الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

أشرنا في الفصل الأول بأن علم الاحصاء ينقسم الى قسمين هما: الاحصاء الوصفي والاحصاء الاستدلالي . وذكرنا بأن الاحصاء الوصفي يحتوي الاساليب (الطرق) المستخدمة لتلخيص ووصف البيانات الرقمية وذلك بغرض تسهيل تفسيرها. وهذه الاساليب يمكن ان تكون رقمياً وحسابياً ويمكن وضعها في جداول مناسبة او بيانياً بحيث يسهل فهمها من خلال الاشكال والرسوم البيانية. والاحصاء الاستدلالي يحتوي تلك الاساليب (الطرق) والتي من خلالها نتمكن من اتخاذ القرارات حول المجتمع الاحصائي وذلك من واقع العينة المنسوبة من هذا المجتمع. وهذه القرارات يتم اتخاذها تحت شروط احتمالية . وتسمى وصف العينة وخصائصها بـ احصائية العينة [ sample statistics ] بينما الخصائص التي تصف المجتمع تسمى م [ Parameters ] والمدارف الاساسي من الاحصاء الاستدلالي (أو التحليلي) هو استنتاج خصائص المجتمع من خصائص عينة سحبته منه . فعند استخدام احصائية العينة [ statistics ] للاستدلال عن المجتمع الاحصائي ، لا نه لا نتوفر لدينا كل الحقائق عن المجتمع ، فنلجأ للبحث عن طريقة عملية نستطيع من خلالها الوصول الى حقائق عن المجتمع بدرجة من الموثوقية . وهذه الحقائق هي كمية لمعالم المجتمع [ parameters ] من خلال بيانات العينة المنسوبة من المجتمع عشوائياً .

وينقسم الاستدلال الاحصائي الى قسمين :

1. التقدير [ Estimation ]

2. اختبارات الفروض [ Hypothesis Testing ]

التقدير : هو تقدير معالم المجتمع الاحصائي ، والتي تكون في الغالب مجهولة ، ويراد الحصول على تقدیرات لها من بيانات العينة (فمثلًا تقدیر متوسط دخل الفرد في بلد معین من بيانات عينة لمداخيل افراد من المجتمع ، او تقدیر نمط الاستهلاك المنتجات اللحوم في مدينة معينة من عينة من سكان هذه المدينة ونمط استهلاکهم او تقدیر مستوى التحصیل العلمي لطلاب الجامعة من عينة من الطلاب ينتمون الى هذه الجامعة .. الخ ) . وتوجد طریقتان للتقدیر هما : التقدیر بنقطة

[ Point estimate ] والتقدیر بفترة [ Interval estimate ]

- التقدیر بنقطة : هو عبارة عن قيمة واحدة (عدد) يستخدم لتقدير المعلمة المجهولة للمجتمع الاحصائي . وهذا التقدیر عبارة عن نقطة (عدد) يسمى التقدیر النقطي .
- التقدیر بفترة : في تقدیر الفترة نحصل على مدى ( Range ) تحدد بحددين

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

( الحد الأعلى والحد الأدنى ) نحصل عليهما من العينة المنسوبة من المجتمع . وتقدير الفترة يحوى على أكثر من قيمة يصف فترة من القيم أو إطار يمكن أن تقع بينهما معلم المجتمع .

٩.١ : خصائص التقدير الجيد

### عدم التحيز [ Unbiased ]

أن الإحصائية تكون مقدراً غير متحيز للمعلمة عندما يكون متوسط توزيع المعاينة الإحصائية يساوي معلمة المجتمع المقابلة وألا فيسمى مقدراً متحيزاً . إن تقدير الوسط الحسابي  $\bar{X}$  للعينة المنسوبة عشوائياً من مجتمع مساوياً  $\mu$  الوسط الحسابي للمجتمع عندها يكون التقدير غير متحيز أي أن:

$$\bar{X} = \mu$$

$$E(\bar{X}) - \mu = 0$$

$$E(\bar{X}) = \mu$$

نقول أن  $X$  مقدر نقطة غير متحيز لمتوسط المجتمع  $\mu$ .

### • التوافق [ Consistency ]

يقال عن العينة مقدراً متواافقاً لمعلمة المجتمع المجهولة حال اقتراب متوسط توزيع معاينته من المعلمة المجهولة واقتراب تباين توزيع معاينته من الصفر كلما ازداد حجم العينة . إن المتوسط الحسابي  $\bar{X}$  مقدراً متسقاً لمتوسط المجتمع  $\mu$  كلما زاد اقتراب تباينه من الصفر و كلما زاد حجم العينة  $n$  وبالتالي يزداد الاقتراب من المعلمة نفسها.

### • الكفاءة [ Efficiency ]

إذا كان توزيع المعاينة لـإحصائيتين متساويتا الوسط الحسابي فالـإحصائية ذات التباين الأقل تسمى مقدر كفؤ والأخرى تسمى مقدر غير كفؤ والقيمة المقابلة لـإحصائية تسمى تقدير كفؤ أو غير كفؤ على الترتيب وكلاهما تقديران غير متحيزان للمعلمة، كما أن وبطبيعة الحال جميع الإحصائيات التي توزيع المعاينة لها له نفس الوسط الحسابي فالـإحصائية ذات التباين الأقل يسمى أحياناً التقدير الأكثر كفاءة.

### • الكفاية [ sufficiency ]

نقول للقدر كاف اذا استخدم معلومات إضافية من العينة لا يتصرف بها مقدر اخر وذلك لاستخلاص معلومات عن المجتمع المراد تقدير معالمه . وهذه الخاصية تشير الى المقدرة التي يمتلك بها الـإحصائيون في التعامل مع البيانات .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

- تقدير النقطة لمعالم المجتمع غالبا في المجتمع الاحصائي ، لا نعرف معالمه مثل الوسط الحسابي [  $\mu$  ] وتباعنه [  $\sigma^2$  ]. لا جل ذلك نجأ الىأخذ عينة من المجتمع . ونوجد الوسط الحسابي للعينة [  $\bar{x}$  ] . ونعتبره تقديرنا للوسط الحسابي للمجتمع . ونوجد تباعنة العينة [  $S^2$  ] ونعتبره تقديرنا لتباين المجتمع وتباعنته [  $\sigma^2$  ]. في كلتا الحالتين تكون قد اوجدنا تقديرنا لنقطة لمعلمات من معالم المجتمع.
- تقدير الفترة [ Interval Estimate ]
 

الغرض الاساسي من جمع البيانات بأسلوب المعاينة [ Sampling ] هو دراسة خصائص المجتمع وهذا يمكن فقط من خلال تقدير النقطة او تقدير الفترة . وتقدير الفترة يصف فترة من القيم والتي يمكن ان تقع ضمنه معالم المجتمع . وتقدير النقطة (يعطي قيمة واحدة للمعلمة ) بينما تقدير الفترة (يعطي قيمتين والذي يقدر ان تقع بينهما المعلمة ) . ويحدد تقدير الفترة بقيمتين ، القيمة العليا (الحد الاعلى ) والقيمة الدنيا (الحد الأدنى) .

أن تقدير الفترة يشير الى تقدير المعلمة لفترة عشوائية، تسمى فترة الثقة [ confidence Interval ]

وبمقارنة الطريقتين في التقدير نجد ان تقدير النقطة له الافضلية حيث أنه يعطي قيمة حقيقة للمعلمة . وهذه الميزة يمكن ان تكون ايضا من عيوب هذه الطريقة . حيث ان النقطة المنفردة على خط الاعداد الحقيقية لا توضح لنا مدى قرب القيمة المقدرة الى المعلمة المراد تقديرها . وايضا في الدراسات والابحاث العلمية لا يجذب ان تكون قيمة واحدة مؤكدة للمعلمة ويفضل ان تكون هناك درجات ثقة وتكون القيمة المقدرة ضمن اطار او فترة محددة تسمى فترة الثقة .

**9.2: تقدير الوسط الحسابي لمجتمع معلوم التباعين**

نظريّة : تنص نظرية النهاية المركزية [ Central Limit Theorem ] ، بأنّه إذا كان لدينا مجتمع وسطه الحسابي  $\mu$  وتباعنه  $\sigma^2$  وسجينا منه كل العينات العشوائية المتاحة ، فتوزيع المعاينة للوسط الحسابي  $\bar{x}$  سيكون توزيعا قريبا من التوزيع الطبيعي بوسط قدره  $\mu$  وتباعين قدره  $\sigma^2/n$  . ويمكن صياغة ذلك رياضيا كالتالي :

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$X \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

• الادلة

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

نفترض ان لدينا مجتمع (N) وسحبنا منه عدد من العينات من نفس الحجم (n) ، فأن الاوساط الحسابية لهذه العينات هي :

$$\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}_3, \dots, \bar{x}_n$$

و و سط الاوساط يعطى كالتالي :

$$\mu_{\bar{x}} = \frac{\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}_3, \dots, \bar{x}_n}{n}$$

$$\mu_{\bar{x}} = \frac{\sum \bar{x}}{n} = \mu$$

حيث أن :

$\mu_{\bar{x}}$  = وسط الاوساط الحسابية

n = عدد العينات

$\mu$  = الوسط الحسابي للمجتمع

$\bar{x}$  = الوسط الحسابي للعينة

واذا سحبنا عينات عددها n من مجتمع حجمه (N) فأن الوسط الحسابي لهذه العينات ينتمي الى هذا المجتمع ويساوي  $\mu$  وهذا هو المطلوب اثباته اولاً .

كما ان مربع الانحرافات للأوساط الحسابية عن الوسط الحسابي يعطى :

$$(\bar{x}_1 - \mu)^2, (\bar{x}_2 - \mu)^2, (\bar{x}_3 - \mu)^2, \dots, (\bar{x}_n - \mu)^2$$

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = (\bar{x} - \mu)^2 / n$$

حيث أن :

$\sigma_{\bar{x}}^2$  = تباين الوسط الحسابي

$\bar{x}$  = الوسط الحسابي

$\mu$  = الوسط الحسابي للمجتمع

n = عدد العينات

$$\begin{aligned} \sigma_{\bar{x}}^2 &= \frac{\sum (\bar{x} - \mu)^2}{n} = \frac{\sum \left( \frac{\sum x - \sum \bar{x}}{n} \right)^2}{n} = \frac{\sum \sum (x - \bar{x})^2}{n^2} = \frac{\sum \{ \sum (x - \bar{x})^2 \}}{n^2 \cdot n} \\ &= \frac{\sum \{ n(x - \bar{x})^2 \}}{n^2 \cdot n} \\ &= \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n^2} = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n} = \frac{\sigma^2}{n}, \quad (\sigma^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n}) \end{aligned}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \quad [ \text{وهو المطلوب الثاني} ]$$

أي ان :

$$\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

وهو المطلوب اثباته  
قدير الوسط الحسابي لجتمع معلوم التباين

$$\therefore \bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

$$\therefore \sigma_{\bar{x}}^2 = \sigma^2/n$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad \dots (\text{standard error ..SE})$$

أذا كانت :

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

فأن :

$$Z = \frac{x-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

أما بالنسبة لمتوسط العينة

$$\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$$

$$Z_{\alpha/2} = \frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

$$Z_{\alpha/2} = \frac{\bar{x}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}$$

بضرب الطرفين في الوسطين

$$Z_{\alpha/2} \cdot \sigma/\sqrt{n} = \bar{x} - \mu$$

$$\mu = \bar{x} - Z_{\alpha/2} \cdot \sigma/\sqrt{n} \quad \dots \quad \bar{x} > \mu$$

$$\mu = \bar{x} + Z_{\alpha/2} \cdot \sigma/\sqrt{n} \quad \dots \quad \bar{x} < \mu$$

ومن المعادلين اعلاه :

$$\boxed{\bar{x} - Z_{\alpha/2} \cdot \sigma/\sqrt{n} < \mu < \bar{x} + Z_{\alpha/2} \cdot \sigma/\sqrt{n}}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

هذا هو قانون تقدير الفترة للوسط الحسابي معلوم التباين

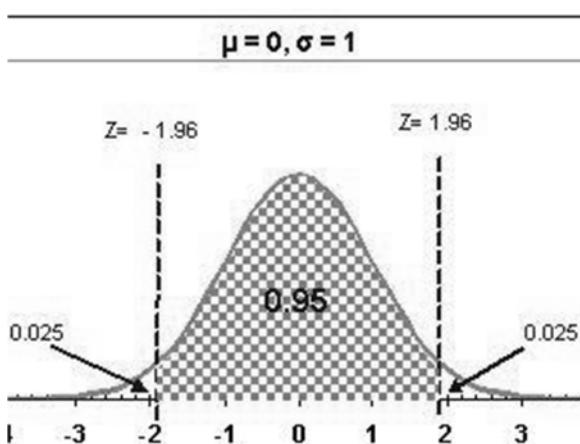
$$[ Z_{\alpha/2} ]$$

$Z_{\alpha/2}$  هي القيمة المعيارية للوسط الحسابي للعينة . وتحدد قيمتها بمقدار مستوى الثقة التي نضعها في التقدير الإحصائي . ومستوى الثقة هو مقدار الاحتمال . فإذا كانت ثقتنا في التقدير 95% فإن الاحتمال :

$$P = 1 - \alpha = 0.95$$

$$\alpha = 1 - 0.95 = 0.05$$

حيث إن  $\alpha$  هي مستوى المعنوية



حيث أن المنحنى متماثل فإن المساحة على جانبي المنحنى متساوي

$$[ Z 0.025 = Z_{\alpha/2} ]$$

$$0.5 - 0.025 = 0.475$$

ومن جدول التوزيع الطبيعي المعياري ، جدول Z، نجد أن  $Z 0.025$  هي المقابلة لمساحة 0.475 اي أن :

$$Z 0.025 = 0.475 = 1.96$$

وذلك باحتمال 95%

$$\bar{x} - 1.96 \cdot \sigma/\sqrt{n} < \mu < \bar{x} + 1.96 \cdot \sigma/\sqrt{n}$$

هذا القانون يستخدم لا يجاد فترة الثقة باحتمال 95% للوسط الحسابي للمجتمع معلوم التباين .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

ويمكن كتابة القانون اعلاه بصيغة رياضية افضل :

$$\mu = \bar{x} + 1.96 \cdot \sigma/\sqrt{n}$$

حيث أن :

$$\text{الحد الأعلى لفترة الثقة} = \bar{x} + 1.96 \cdot \sigma/\sqrt{n}$$

$$\text{الحد الأدنى لفترة الثقة} = \bar{x} - 1.96 \cdot \sigma/\sqrt{n}$$

واذا كان المجتمع طبيعي وسطه الحسابي  $\mu$  وتبينه  $\sigma^2$  مجهولان . وكانت  $\bar{x}$  الوسط الحسابي للعينة و  $S^2$  تبينها و  $n$  حجم العينة ( $n > 30$ ) . وفترة الثقة للوسط الحسابي تعطى بالقانون الآتي :

$$\bar{x} - Z_{\alpha/2} \cdot s/\sqrt{n} < \mu < \bar{x} + Z_{\alpha/2} \cdot s/\sqrt{n}$$

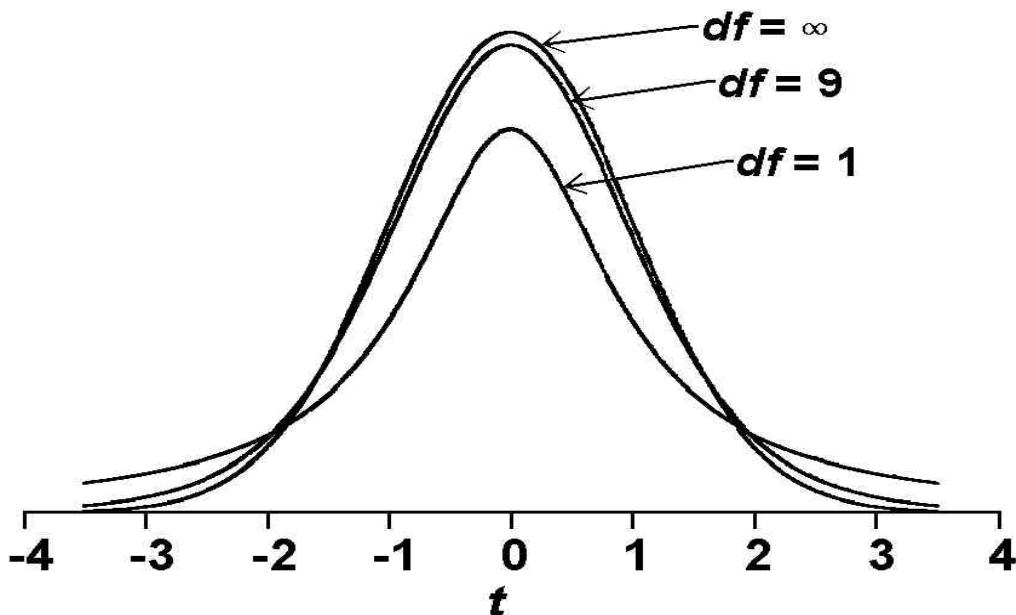
أي أن :

$$\mu = \bar{x} + 1.96 \cdot s/\sqrt{n}$$

٩.٣ : فترات الثقة للوسط الحسابي باستخدام توزيع [  $t$  ] : عندما يكون التوزيع طبيعي ولكن التباين  $\sigma^2$  مجهول و  $n < 30$  فإننا نستخدم توزيع  $t$  . هذا التوزيع متماثل حول المتوسط . ولكنه أكثر تفلطاً بالمقارنة مع التوزيع الطبيعي المعياري . ولهذا جزء كبير من مساحته تقع عند الاطراف . بينما يوجد توزيع طبيعي معياري واحد ، فان هناك توزيع  $t$  مختلفاً لكل حجم من العينة وبدرجات حرية مختلفة .. لكن كلما زاد حجم العينة فإن توزيع  $t$  يقترب من التوزيع الطبيعي المعياري عندما تكون  $n \geq 30$  ، وعندئذ فإن توزيع  $t$  يقترب من التوزيع الطبيعي . حتى يتساوايا .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

شكل 9.1 : توزيع  $t$



وتعطى قيم  $t$  في جدول توزيع  $t$  تحت درجات حرية مختلفة . ودرجات الحرية  $df$  تعطى بالعلاقة :

$$df = n-1$$

درجات الحرية هي حجم العينة ناقصا واحد . و اذا كانا نزيد تقدير معلمة واحدة  $\mu$  ، وفترة الثقة للوسط الحسابي للمجتمع المجهول باستخدام توزيع  $t$  تعطى بالعلاقة

$$\bar{x} - t_{\alpha/2} \cdot s/\sqrt{n} < \mu < \bar{x} + t_{\alpha/2} \cdot s/\sqrt{n}$$

أي أن :

$$\mu = \bar{x} \pm t_{\alpha/2} \cdot s/\sqrt{n}$$

#### • أمثلة على المتوسطات

مثال (9.1) : إذا كان الانحراف المعياري لإنتاج اشجار البرتقال في مزرعة يساوي 7 كغ . ، اختيرت عينة عشوائية كبيرة من 36 شجرة و وجد أن متوسط إنتاج الشجرة 20 كغ . فما هي فترة الثقة لمتوسط المجتمع عند مستوى الثقة 90 % .

### الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الحل : فترة الثقة لمتوسط المجتمع معلوم التباين يعطى بالقانون الآتي :

$$\mu = \bar{x} + z_{\alpha/2} \cdot \sigma / \sqrt{n}$$

$$z_{\alpha/2} = Z_{0.05} = 1.64$$

$$\mu = \bar{x} + 1.64 \cdot \sigma / \sqrt{n}$$

$$= 20 + 1.64 \cdot 7 / \sqrt{36}$$

$$= 20 + (1.64 \times 1.167)$$

$$= 20 + 1.913 = 21.913$$

وبذلك فإن فترة الثقة لمتوسط المجتمع لإنتاج اشجار البرتقال عند مستوى ثقة 90% تساوي ( 18.09 - 21.913 ) . أي أنها واثقون بنسبة 90% بأن متوسط الاتاج لشجرة البرتقال يقع ضمن الفترة [ 18.09 - 21.91 ] ( كغ )

مثال ( 9.2 ) اختيرت عينة عشوائية من 64 عبوة لمسحوق الصابون فإذا تبين أن متوسط وزن العبوة في العينة هو 2.95 كغ . حسب الانحراف المعياري من العينة ووجد أنه يساوي 0.3 كغ . فما هي حدود الثقة للمتوسط الحقيقي للمجتمع عند مستوى ثقة 95%

الحل :

حيث إن العينة كبيرة  $\leq 30$

عند مستوى ثقة 95% (مستوى المعنوية  $\alpha = 0.05$ )

$$1.96 = z_{0.025} = z_{\alpha/2}$$

$$\mu = \bar{x} + 1.96 \cdot \sigma_{\bar{x}}$$

$$\mu = \bar{x} + 1.96 \cdot s / \sqrt{n}$$

$$= 2.95 + 1.96 \cdot 0.3 / \sqrt{64}$$

$$= 2.95 + (1.96 \times 0.0375)$$

$$\mu = 2.95 + 0.0735$$

أي أنها واثقون بنسبة 95% بأن متوسط وزن عبوة الصابون تقع في الفترة

( 2.87 - 3.02 ) ( كغ )

مثال ( 9.3 ) : عينة عشوائية من 25 مفردة بمتوسط 80 ، أخذت من مجتمع توزيعه طبيعي ، بانحراف معياري 30 . أوجد فترات الثقة الآتية لوسط المجتمع غير المعلوم .

I . 90%

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

%95 .II

%99 .III

.IV. فسر النتائج

الحل : حيث أن  $\sigma$  معلومة ، فأنتا تستخدم التوزيع الطبيعي المعياري .

• عند مستوى ثقة %90

$$\begin{aligned}\mu &= \bar{x} + z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{x}} \\ \mu &= \bar{x} + 1.64 \cdot \sigma_{\bar{x}} \\ \mu &= \bar{x} + 1.64 \cdot \sigma / \sqrt{n} \\ &= 80 + 1.64 \cdot 30 / \sqrt{25} \\ &= 80 + 1.64 \times 6 \\ &= 80 + 9.84\end{aligned}$$

أي أن الوسط الحسابي للمجتمع  $\mu$  يقع بين 70.16 و 89.84 وذلك عند مستوى ثقة

%90

• عند مستوى ثقة %95

$$\begin{aligned}\mu &= \bar{x} + 1.96 \cdot \sigma / \sqrt{n} \\ &= \bar{x} + 1.96 \cdot 30 / \sqrt{25} \\ &= 80 + 1.96 \times 6 \\ &= 80 + 1.96 \times 6 \\ &= 80 + 11.76\end{aligned}$$

أي أن الوسط الحسابي للمجتمع  $\mu$  يقع في الفترة 68.24 - 91.76 وذلك عند مستوى

ثقة %95

• عند مستوى ثقة %99

$$\begin{aligned}\mu &= \bar{x} + 2.58 \cdot \sigma / \sqrt{n} \\ &= 80 + 2.58 \cdot \left( \frac{30}{\sqrt{25}} \right) \\ &= 80 + 2.58 \times 6 \\ &= 80 + 15.48\end{aligned}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

أي أن الوسط الحسابي للمجتمع يقع في الفترة ( 64.52 - 95.48 ) وذلك عند مستوى ثقة 99%

- النتائج أعلاه ، تشير الى أنه مع زيادة درجة الثقة فإن حجم فترة الثقة يزداد أيضا ( اي أن هناك علاقة طردية بين درجة الثقة وفترة الثقة ) ويصبح التقدير أقل دقة . ولكن درجة الثقة المرتبطة بفترة ثقة ضيقة جدا قد تكون منخفضة بدرجة تفقد معها المعنى . وجرت العادة كتقليد بأن فترات الثقة الأكثر استخداما هي 90% ، 95% و 99%

مثال ( 9.4 ) اختيرت عينة عشوائية من 25 عبوة مسحوق تنظيف ووجد أن متوسط وزن العبوة في العينة هو 2.95 كغ وأحسب الانحراف المعياري من العينة وجد أنه 0.30 . فما هي حدود الثقة للمتوسط الحقيقي لوزن العبوة عند مستوى ثقة 95% على افتراض أن توزيع عبوات مسحوق التنظيف طبيعي .

الحل

بما أن العينة صغيرة  $< 30$  وعن مستوى ثقة 95% ، فإن مستوى المعنوية  $\alpha = 0.05$

$$t_{0.025} = t_{\alpha/2}$$

:  $df = n-1 = 25-1 = 24$

( من جدول توزيع  $t$  قيمة  $t_{\alpha/2} = 2.064$  )

$$\begin{aligned}\mu &= \bar{x} + t_{\alpha/2} \cdot s / \sqrt{n} \\ &= \bar{x} + 2.064 \cdot 0.30 / \sqrt{25} \\ \mu &= 2.95 + 0.124\end{aligned}$$

إن فترة الثقة هي  $( 3.074 - 2.83 )$  عند مستوى ثقة 95% أي أن :  $3.074 > \mu > 2.83$

مثال ( 9.5 ) سُحبَت عينة عشوائية مكونة من 9 مصابيح كهربائية بمتوسط عمر 300 ساعة احتراق وانحراف معياري 45 ساعة من شحنة كهربائية كبيرة من المصايبح معروف ان عمر تشغيلها يتبع التوزيع الطبيعي . أوجد فترة الثقة 90% لوسط عمر التشغيل غير المعلوم .

الحل : عند درجة حرية :  $df = n-1 = 9-1 = 8$

( من جدول توزيع  $t$  قيمة  $t_{0.05} = 1.860$  )

$$\mu = \bar{x} + t_{\alpha/2} \cdot s / \sqrt{n}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\mu = 300 + \frac{1.860 \times 45}{\sqrt{9}} \\ \mu = 300 + 27.9$$

أن فترة الثقة هي ( 328 - 272 ) عند مستوى ثقة 90%  
 أي أن :  $\mu > 272 > 328$  عند مستوى ثقة 90%

مثال (9.6) يرغب مدير مصنع في تقدير متوسط عدد الدقائق التي يأخذها العامل لإنجاز عملية صناعية معينة في حدود ( 3 + 3 ) دقائق وبدرجة ثقة 90%. ويعلم المدير من خبرته الماضية أن الانحراف المعياري هو 15 دقيقة. ما هو الحد الأدنى للعينة المطلوبة.

الحل :

$$Z_{\alpha/2} = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma_{\bar{x}}}$$

$$Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{x}} = \bar{x} - \mu$$

$$1.64 \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \bar{x} - \mu$$

$$1.64 \cdot \frac{15}{\sqrt{n}} = 3$$

$$3 \cdot \sqrt{n} = 1.64 \times 15$$

$$\sqrt{n} = \frac{1.64 \times 15}{3} = 8.20$$

$$\sqrt{n} = 8.20$$

$$n = 67.24 \sim 68$$

$$n = 68 \quad \dots \quad (\text{حجم العينة المطلوبة})$$

ملحوظة : المتوسط الحقيقي = متوسط العينة + حجم الخطأ

$$\mu = \bar{x} + \text{حجم الخطأ}$$

مثال (9.7) يراد تقدير متوسط الانفاق الشهري من الوقود في حدود  $\pm 1.495$  والانحراف المعياري 10. ما هو حجم العينة اللازم عند مستوى ثقة 95%.

الحل :

$$\bar{x} - \mu = Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{x}}$$

$$\bar{x} - \mu = Z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$1.495 = 1.96 \cdot \frac{10}{\sqrt{n}}$$

$$\sqrt{n} \cdot 1.495 = 19.6$$

$$\sqrt{n} = \frac{19.6}{1.495}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$n = [19.6/1.495]^2$$

$$n = 171.9 = 172$$

مثال (9.8) إذا كان الانحراف المعياري لإنتاج اشجار البرتقال في مزرعة كبيرة يساوي 7 كغ ، اختيرت عينة عشوائية من 36 شجرة للتعرف على متوسط الإنتاجية للشجرة . فما هو احتمال أن يكون المتوسط في حدود  $(\bar{x} \pm 2\sigma)$  من المتوسط الحقيقي للإنتاجية

الحل:

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{7}{\sqrt{36}} = 1.167$$

$$Z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma_{\bar{x}}}$$

$$Z = \frac{(\mu - 2) - \mu}{1.67} = \dots \quad (\bar{x} = \mu - 2)$$

$$Z = \frac{(\mu - 2) - \mu}{1.67} = \frac{-2}{1.67} = -1.71$$

والمساحة المقابلة لقيمة  $(z = -1.71)$  في جدول التوزيع الطبيعي المعياري هي  $z=0.4564$

$$Z = \frac{(\mu + 2) - \mu}{1.67} = \dots \quad (\bar{x} = \mu + 2)$$

$$Z = \frac{(\mu + 2) - \mu}{1.67} = \frac{+2}{1.67} = +1.71$$

وفي جدول التوزيع الطبيعي المعياري هي  $(z = +1.71)$  والمساحة المقابلة لقيمة  $z=0.4564$

$$\text{مجموع المساحتين} = 0.913 = 0.4565 + 0.4564$$

(0.913) يمثل احتمال أن يكون المتوسط في حدود  $(\bar{x} \pm 2\sigma)$  من المتوسط الحقيقي وهو متوسط إنتاجية شجرة البرتقال.

مثال (9.9) أذكر أي توزيع ينبغي استخدامه لا يجاد قтратات الثقة للوسط غير المعلوم للمجتمع من عينة عشوائية مأخوذة من المجتمع في الحالتين التاليتين :

►  $n = 64$  ،  $s = 8$

►  $n = 20$  ،  $s = 10$  ،  $\mu = 10$  (المجتمع لا يتبع التوزيع الطبيعي)

► {يترك الحل للطالب}

• معامل التصحيح

لعينات عشوائية ذات الحجم  $n$  مأخوذة من مجتمع له متوسط  $\mu$  وانحراف معياري  $\sigma$  فإن  $\bar{x}$  تكون متساوية لمتوسط المجتمع  $\mu$  وانحراف المعياري يعطى بالقانون الآتي :

$$\mu_{\bar{x}} = \mu$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \dots \text{(1)} \quad \text{or} \quad \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \dots \text{(2)}$$

حيث تستخدم معادلة (2) للمجتمعات المحدودة ذات الحجم  $N$  عندما تكون  $n \geq 0.05$

ويسمى المقدار  $\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$  ... معامل التصحيف و  $\sigma_{\bar{x}}$  يسمى الخطأ المعياري

مثال (٩.١٠) افترض أن المجتمع يتكون من 1000 عنصر بوسط حسابي 20 وحدة وانحراف معياري 14 وحدة . أوجد الوسط الحسابي والانحراف المعياري لعينة جمها

. 36

الحل

$$\mu_{\bar{x}} = \mu = 20$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{12}{\sqrt{36}} = 2$$

لو كانت  $n$  تساوى 64 بدلاً من 36 (بحيث  $N > 0.05 n$ ) ، فإن

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} = \frac{14}{\sqrt{64}} \sqrt{\frac{1000-64}{1000-1}} = \frac{14}{8} \sqrt{\frac{936}{999}} = (1.75)(0.9679) = 1.69$$

بدلاً من  $\sigma_{\bar{x}} = 1.75$  بدون معامل التصحيف للمجتمعات المحدودة .

مثال (٩.١١) جمعية خدمة المجتمع تريد تقدير الدخل السنوي ( 700 ) أسرة تقطن احدى الاحياء الشعبية المقسمة الى اربعة قطاعات . أخذت عينة عشوائية بسيطة جمها 50 بوسط حسابي 5000 \$ و انحراف معياري  $s = 950$  . الجمعية طلبت من مندوبيها تقدير الفترة للدخل السنوي للأسرة ( عددها 700 ) بحيث انها واثقة بدرجة ثقة 90% بأن متوسط دخل المجتمع يقع في تلك الفترة .

الحل :

بما أن :

$$n > 0.05$$

إذا :

$$\bar{x} - \mu = Z_{\alpha/2} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{950}{\sqrt{50}} \cdot \sqrt{\frac{700-50}{700-1}}$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{950}{7.07} \cdot \sqrt{\frac{650}{699}} = (134.37)(0.9643) = 129.57$$

الخطأ المعياري ..... 129.57

$$\mu = \bar{x} + Z_{\alpha/2} \cdot \sigma_{\bar{x}}$$

$$\mu = \bar{x} + (1.64)(129.57)$$

$$\mu = 5000 + (1.64)(129.57)$$

$$\mu = 5000 + 212.50$$

الحد الأعلى للفترة ..... 5212.5

$$\mu = 5000 - 212.50$$

الحد الأدنى للفترة .....

$$\mu = \{ 4778.5 - 5012.5 \}$$

بدرجة ثقة 90% فإن متوسط الدخل السنوي (700) أسرة يقع بين 4778.5 \$ و 5012.5 \$

.

#### ٩.٤ : تقدير فترة الثقة لفرق بين متواسطين

إذا كان لدينا مجتمعين مستقلين كل منهما يتوزع احتمالي معين ، متوسط المجتمع الأول  $\mu_1$  وتبابنه  $\sigma_1^2$  ، ومتوسط المجتمع الثاني  $\mu_2$  وتبابنه  $\sigma_2^2$  ، وإذا كان اهتماماً يتركز على الفرق بين متواسطي المجتمعين ( $\mu_2 - \mu_1$ ) ، فإننا نختار عينتين عشوائيتين مستقلتين  $n_1$  من المجتمع الأول وأخرى  $n_2$  من المجتمع الثاني ونحسب كلاً من المتوسط الحسابي والتباين للعينة الأولى  $\bar{x}_1$  ،  $s_1^2$  ، ثم نحسب كلاً من المتوسط الحسابي والتباين للعينة الثانية  $\bar{x}_2$  ،  $s_2^2$  .

نحسب فترة الثقة لفرق بين المتواسطين عند مستوى ثقة معين وفق المعادلة الآتية :

$$\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \quad \mu_1 - \mu_2 = \bar{x}_1 - \bar{x}_2 + z_{\alpha/2}$$

حيث يمثل المقدار  $\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$  ( الخطأ المعياري لفرق بين متواسطين ) . وإذا لم تكن قيم

التباين معلومة للمجتمعين ، نستخدم قيم التباين  $s_1^2$  ،  $s_2^2$  المحسوبة من العينات حيث تعتبر تقديرها

جيداً إذا كان حجم العينات كبيرة ( $n \geq 30$ ) .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

مثال (٩.١٢) اختيرت عينة عشوائية من المجتمع الأول بحجم ١٤٤ مفردة ، ووُجِدَ أن المتوسط يساوي ٦٥ والتباين ٢٥ . واختيرت من المجتمع الثاني مستقلة عن الأول بحجم ١٠٠ و وُجِدَ أن المتوسط يساوي ٦٠ والتباين ١٦ . فإذا كانت قيم التباين غير معروفة للمجتمعين وكانت العينات مستقلة . أحسب فترة الثقة للفرق بين متوسطي المجتمعين وذلك عند مستوى ثقة ٩٥٪ .

الحل :

بما أن :

$$\begin{aligned} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} & \quad \mu_1 - \mu_2 = (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm Z_{\sigma/2} \\ \mu_1 - \mu_2 = (60 - 65) & \pm 1.96 \sqrt{\frac{25}{144} + \frac{16}{100}} \\ & = 5 \pm 1.96 (0.5775) \\ & = 5 \pm 1.1319 \end{aligned}$$

أي أن فترة الثقة للفرق بين متوسطي المجتمعين عند مستوى ثقة ٩٥٪ هي :

$$3.8681 \leq \mu_1 - \mu_2 \leq 6.1319$$

#### • حدود الثقة لفرق بين متوسطين / عينات صغيرة

يتطلب تقدير فترة الثقة لفرق بين متوسطين لعينات صغيرة ( $n < 30$ ) توفر الشروط التالية :

I. توزيع مجتمعي الدراسة طبيعي (  $n_1, n_2$  )

II. العينات مستقلة

III. التباين أو الانحراف المعياري غير معروف للمجتمعين ولكنه (يفترض) متساوٍ للمجتمعين ( $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ) ولذلك يستخدم التباين من العينتين كتقدير للمجتمعين

نحسب فترة الثقة لفرق بين المتوسطين عند مستوى ثقة ( $1-\alpha$ ) بالمعادلة الآتية :

$$\begin{aligned} \sqrt{\frac{s^2}{n_1} + \frac{s^2}{n_2}} & \quad \mu_1 - \mu_2 = (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm t_{\sigma/2} \\ \sqrt{\frac{s^2}{n_1} + \frac{s^2}{n_2}} & = \text{الخطأ المعياري لفرق بين متوسطين} \end{aligned}$$

وتحدد قيمة  $t_{\sigma/2}$  عند درجة حرية :  $df = n_1 + n_2$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

قيمة  $s^2$  للبيان التجميعي تتحسب بالمعادلة التالية :

$$s_1^2 (n_1 - 1) + s_2^2 (n_2 - 1)$$

$$s^2 = \frac{s_1^2 (n_1 - 1) + s_2^2 (n_2 - 1)}{n_1 + n_2 - 2}$$

مثال (9.13) قام أحد المؤسسات الصحية بدراسة للمقارنة بين متوسط محتوى البروتين في الغذاء اليومي لمجموعتين من السكان . فإذا كانت قيم البيانات غير معلوم للمجتمعين ولكنه يفترض أنهما متساوية . وتوزيع المجتمعين طبيعي . اختيرت عينات عشوائية مستقلة تتكون من 10 فرد من المجتمع الأول و 15 فردا من المجتمع الثاني وتم احتساب كمية البروتين في غذائهم و وجد من العينات ان متوسط المحتوى البروتيني للعينة من المجتمع الأول يساوي 88 غرام والبيان يساوي 11 غرام . ومتوسط المحتوى البروتيني للعينة من المجتمع الثاني يساوي 77 غرام والبيان يساوي 9 غرام . أحسب فتره الثقة بين متوسطي المجتمعين عند مستوى ثقة 95%.

الحل:

نحسب أولاً البيانات التجميعي باستخدام المعادلة :

$$s^2 = \frac{11(10-1) + 9(15-1)}{10+15-2} = \frac{11(9) + 9(14)}{23} = 9.783$$

و تحدد قيمة  $t_{\alpha/2}$  وهي  $t_{0.025}$  عند درجة حرية :

$$df = n_1 + n_2 - 2 = 10 + 15 - 2 = 23$$

وتتساوي هذه القيمة  $t_{0.05} = 1.714$

$$\begin{aligned} \mu_1 - \mu_2 &= (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm t_{\alpha/2} \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}} \\ &= (88 - 77) \pm 1.714 \sqrt{\frac{9.783}{10} + \frac{9.783}{15}} \\ &= 11 \pm 2.1886 \\ &= (8.8114 - 13.1886) \end{aligned}$$

$$13.1886 \geq \mu_1 - \mu_2 \geq 8.8114$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

٩.٥ : حدود الثقة للنسبة لمجتمع من عينة كبيرة ( $n \geq 30$ )

- حدود الثقة لنسبة واحدة

نحتاج لمعرفة توزيع المعاينة للمتوسطات حتى يمكن الحصول على استنتاجات حول المتوسط في المجتمع وبالمثل نحتاج لمعرفة توزيع المعاينة للنسب ، أي التوزيع الاحتمالي للمتغير العشوائي ( $\bar{P}$ ) حتى نتمكن من الحصول على استنتاجات حول النسبة في المجتمع (P) وذلك باستخدام المساحة تحت المنحنى الطبيعي المعياري . ولا جل ذلك من الضرورة اولا الحصول على النسبة من العينة والخطأ المعياري للنسبة . ونستخدم اختبار التوزيع الطبيعي المعياري Z في حالة تقدير الفترة لنسبة ولا نستخدم اختبار t

- خطوات أيجاد حدود الثقة لنسبة المجتمع

I. لمستوى ثقة ( $1-\alpha$ ) نستخدم جدول قيم Z لا يجاد قيمة  $Z_{\alpha/2}$

II. حدود الثقة لنسبة في المجتمع (P) يعطى بالقانون :

$$P = \bar{P} \pm Z \sigma_p$$

$$P = \bar{P} \pm Z \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

$$P = \bar{P} \pm Z \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \quad \dots \dots \dots n > 0.05 N$$

٩.٦ : فتره الثقة للفرق بين نسبتين ( $P_1 - P_2$ ) هي :

$$(P_1 - P_2) = (\bar{P}_1 - \bar{P}_2) \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\bar{P}_1(1-\bar{P}_1)}{n_1} + \frac{\bar{P}_2(1-\bar{P}_2)}{n_2}}$$

مثال (٩.١٤) أخذت عينة من 100 أسرة ووجد ان 34 من بينهم يملكون جهازاً للهاتف .

أوجد حدود الثقة لنسبة المجتمع عند مستوى ثقة ٩٥٪.

الحل

لمستوى ثقة ( $1-\alpha$ ) فأن مستوى المعنوية هو ٥٪ . ونستخدم جدول المنحنى الطبيعي المعياري

Z ، لا يجاد المساحة تحت المنحنى للقيمة المعيارية  $Z_{\alpha/2}$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$Z_{\alpha/2} = Z_{0.025} \quad + \quad 1.96$$

فترة الثقة للنسبة في المجتمع ( P )

نسبة المالكين للهاتف =  $\bar{P}$

$$\bar{P} = 34/100 = 0.34$$

نحسب الخطأ المعياري للنسبة باستخدام النسبة من العينة لأن النسبة للمجتمع غير موجود

$$P = \bar{P} + Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\bar{P}(1-\bar{P})}{n}}$$

$$P = 0.34 + 1.96 \sqrt{\frac{(0.34)(0.66)}{100}}$$

$$P = 0.34 + 1.96 ( 0.047 )$$

$$P = 0.34 + ( 0.09 )$$

$$P = \{ 0.43 - 0.25 \}$$

أي أننا على ثقة بنسبة 95% ، أن النسبة الحقيقية تقع بين القيمتين ( 0.43 - 0.25 ) مثال ( 9.15 ) في عينة عشوائية حجمها 100 عامل من مصنع به 1200 عامل ، وجد ان 60 يفضلون الاشتراك في نظام المعاشات كأفراد بدلاً من الاشتراك في مشروع معاشات خاص بالشركة . أوجد فترات الثقة 95% لنسبة العاملين الذين يفضلون مشروعات معاشات فردية .

الحل

$$\bar{P} = 60/100 = 0.60$$

$$P = \bar{P} + Z_{\alpha/2} \sigma_p$$

حيث أن  $N \geq 0.05$

$$P = \bar{P} + Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\bar{P}(1-\bar{P})}{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \quad \dots \dots \dots \quad n > 0.05 N$$

$$P = 0.60 + 1.96 \sqrt{\frac{(0.60)(0.40)}{100}} \cdot \sqrt{\frac{1200-100}{1200-1}}$$

$$P = 0.60 + 1.96 ( 0.048 ) ( 0.96 )$$

$$= 0.60 + 0.0903$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

وعليه فإن  $P$  (نسبة العاملين الذين يفضلون معاشات فردية) تقع في الفترة 0.61 و 0.69 عند مستوى ثقة 95%.

مثال (16) أخذت عينة عشوائية جمها 80 طالبا من طلبة الثانوية العامة القسم العلمي ووجد أن 22 منهم يدخنون . واخذت عينة عشوائية أخرى جمها 60 طالبا من طلبة الثانوية العامة القسم الأدبي ووجد أن 25 منهم يدخنون . أوجد فترة الثقة 95% للفرق بين النسبتين .  
الحل :

نفرض أن نسبة الطالب القسم الأدبي المدخنين  $= P_1 = 60/25 = 0.416$

نفرض أن نسبة الطالب القسم العلمي المدخنين  $= P_2 = 80/22 = 0.275$

فترة الثقة للفرق بين نسبتين عند مستوى ثقة 95% هي:

$$(P_1 - P_2) = (\bar{P}_1 - \bar{P}_2) \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\bar{P}_1(1-\bar{P}_1)}{n_1} + \frac{\bar{P}_2(1-\bar{P}_2)}{n_2}}$$

$$(P_1 - P_2) = (0.416 - 0.275) \pm 1.96 \sqrt{\frac{0.416(0.584)}{80} + \frac{0.275(0.725)}{60}}$$

$$= 0.141 \pm 1.96 \sqrt{0.0062659}$$

$$= 0.141 \pm 1.96 (0.079)$$

$$= 0.141 \pm 0.155$$

أذا فترة الثقة تقع بين ( 0.296 ، -0.014 ) عند مستوى ثقة 95%

#### ćمارين الفصل التاسع

1. أخذت عينة عشوائية من 25 مفردة بمتوسط 80 والانحراف معياري 30 من مجتمع مكون من 1000 مفردة ويتبع التوزيع الطبيعي . أوجد فترات الثقة الآتية لوسط المجتمع غير المعلوم . (أ) 99% ، (ب) 95% ، (ج) 90%

2. يرغب صاحب مصنع في تقدير حجم العينة ( $n$ ) فما هو هذا الحجم حتى يمكنه التأكد من أن تقديره باحتمال 95% لن يكون خاطئا بأكثر من 5 وحدات معيارية . اذا علم ان الانحراف المعياري 20 وحدة .

3. أخذت عينة عشوائية مكونة من 16 مفردة بمتوسط حسابي 50 ، الانحراف معياري 10 من مجتمع كبير جدا يتبع التوزيع الطبيعي . أوجد فترة 95% للوسط غير المعلوم للمجتمع .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

4. أخذت عينة عشوائية حجمها 144 بوسط حسابي مقداره 100 وانحراف معياري كقداره 60 من مجتمع حجمه 1000 . أوجد فترة الثقة 95% لوسط المجتمع غير المعلوم .
5. لدى بنك محلي صغير حساب ادخار شخصي برصيد متوسط قدره \$ 3000 وانحراف معياري \$1200 زأخذ البنك عينة عشوائية من 100 حساب ، ما احتمال أن متوسط المدخرات لهذه الحسابات المائة سيكون أقل من \$2800 .
6. سحبت عينة عشوائية مكونة من 9 مفردات من المصابيح الكهربائية بمتوسط عمر 300 ساعة وانحراف معياري 45 ساعة من شحنة كهربائية معروفة ان عمر تشغيلها يتبع التوزيع الطبيعي ، أوجد فترة الثقة 90% لوسط عمر التشغيل غير المعلوم .
7. عينة عشوائية من 64 مفردة وسطها 50 وانحرافها المعياري 20 أخذت من مجتمع مفرداته 800 ، أوجد فترة الثقة لوسط المجتمع غير المعلوم عند مستوى ثقة 95% .
8. أفترض أن 50% من 60 مصنعا في إقليم (A) تخضع لمعايير مكافحة التلوث بينما 40% فقط من 40 مصنعا في إقليم (B) تخضع لنفس المعايير . هل نسبة المصنع التي تخضع لمعايير مكافحة التلوث أكبر معنويا في إقليم (A) عنها في إقليم (B) عند مستوى معنوية 5% و 10% .
9. اختيرت عينة عشوائية من المجتمع الأول بحجم 100 من المجتمع ووجد أن المتوسط يساوي 65 والتبان 25 . واختيرت من المجتمع الثاني عينة عشوائية مستقلة عن المجتمع الأول بحجم 80 ووجد أن المتوسط يساوي 60 والتبان 16 . فإذا كانت قيم التباين غير معلومة للمجتمعين وكانت العينات مستقلة ، أحسب فترة الثقة لفرق بين متوسطي المجتمعين عند مستوى ثقة 90% .  
ووجدت إدارة التعليم لا حدود الولايات الأمريكية ، أن في عينة من 100 شخص مختارين عشوائيا من بين الملتحقين بالجامعات 40% منهم قد حصلوا على درجات جامعية . أوجد فترة ثقة 99% لنسبة الحاصلين على درجات جامعية من بين جميع الملتحقين بالجامعة .



## الفصل العاشر

اختبار الفرضيات

[Hypothesis Testing]



## الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

### 1 : مفهوم اختبار الفرضيات

اختبار الفرضيات عن خصائص المجتمع هو الجانب الثاني من جانبي الاستدلال الاحصائي . ويمثل التقدير الجانب الاول منه والذي تم تناوله بالتفصيل في الفصل التاسع . وكثيراً ما نستخدم الاستدلال الاحصائي (الإحصاء التحليلي ) لاتخاذ القرارات حول متوسط أو نسبة المجتمع أو الفروق بين المتosteatas أو النسب لمجتمعين أو أكثر . وذلك للتعرف على خصائص المجتمع من واقع إحصائيات العينة.

قد نحتاج مثلاً إلى معرفة فيما إذا كان متوسط الاستهلاك الفردي للحوم في مدينة ما قد انخفض عن 20 كغ عام 2010 مقارنة بعام 2000 . أو هل نسبة الأمية للبالغين قد انخفضت عن 40% في نفس المدينة لنفس الفترة .

لذلك نحتاج إلى اختبار أو تقييم الادعاءات أو الفرضيات حول قيم معالم المجتمع مثل المتosteatas والنسب والتباين .

ويمثل اختبار الفرضيات أحد الطرق المتبعة لاتخاذ قرار بشأن هذه الادعاءات حول المجتمع الاحصائي من حيث قبولها أو رفضها وتحديد ما إذا كانت النتائج المشاهدة تختلف معنوياً عن المعالم المعلومة للمجتمع . وبالتالي فإن اختبار الفرضيات يشكل قاعدة أساسية لاتخاذ القرار . في اختبار الفرضيات نبدأ بعمل فرضية أو ادعاء عن خاصية المجتمع غير المعلومة . ونأخذ عينة عشوائية ، وعلى أساس الخاصية المعاشرة في العينة إما أن نقبل أو أن نرفض الفرضية بدرجة ثقة محددة . والفرضية هي أدعاء حول صحة أو قيمة شيء ما ، اختبار الفرضية هو تقدير مدى صحة هذا الادعاء (الفرضية ) .

### 10.2 : فرضيات اختبار الفروض

يتضمن اختبار الفروض على فرضيتين هما : فرضية العدم والفرضية البديلة .

#### • فرضية العدم : [ Null Hypothesis ]

فرضية العدم (ويرمز لها بالرمز  $H_0$ ) هي الفرضية التي نتسك بها ولا نرفضها إلا إذا توفرت دلائل قوية من العينة تقود إلى رفضها . وتعني كلمة العدم (Null) أن الادعاء باطل أو فارغ أو عدم وجود فرق بين معلمة المجتمع والقيمة المدعاة . وفرضية العدم هي التي تكون موضع الاختبار وهل سترفض لمصلحة الفرضية البديلة أم لا ترفض (معنى أنها تقبل) بناء على الدلائل التي توفرها العينة . وفي حالة اختبار فرضية حول أحد معالم المجتمع فإنها تشمل قيمة واحدة

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

فقط . فثلا اذا اردنا اختبار فرضية أن متوسط استهلاك الخبز للفرد سنويا في أحدى المدن عام 2002 هو 160 كغ فأن فرضية عدم تصاغ كالتالي :

$$H_0: \mu = 160$$

• الفرضية البديلة [ Alternative Hypothesis ]

الفرضية البديلة ( ويرمز لها بالرمز  $H_1$  ) . وهي الفرضية التي يضعها الباحث كبديل عن فرضية العدم وتبني على اساس أن فرضية العدم غير صحيحة . ففي المثال السابق حول استهلاك الخبز فأن الفرضية البديلة هي أن متوسط استهلاك الخبز في المدينة هو أقل من 160 كغ ( أو أكثر أو تختلف عنها ) . بناء على معلومات تم الحصول عليها من العينة ، وعليه فأن الفرضية البديلة ( في المثال السابق ) تصاغ كالتالي :

$$H_1: \mu < 160$$

$$H_1: \mu > 160$$

وعندما نرفض فرضية العدم فأننا نقبل الفرضية البديلة عند مستوى ثقة معينة . وتوجد صيغ أخرى للفرضية البديلة . فثلا إذا ارادت شركة للمواد الغذائية ، تقوم بإنتاج نوع معين من المواد الغذائية في عبوات 100 جرام . و إذا اردنا ان نتأكد فيما اذا كان وزن العبوات لا يقل او يزيد عن 100 غرام فان الفرضية لهذا الاختبار تصاغ كالتالي:

$$H_0: \mu = 160$$

$$H_1: \mu \neq 160$$

وفرضية العدم واحدة مما كانت الرضية البديلة سواء كانت اقل أو أكثر ( أو تختلف )

### 10.3 : تصنيف الأخطاء في اختبار الفرضيات

في اختبار الفرضيات يمكن أن نرتكب نوعين من الأخطاء :

• الخطأ من النوع الاول ( Type I error ) ويسمى بالخطأ (  $\alpha$  ) ويحدث هذا الخطأ

عند رفض فرضية العدم وهي في الواقع صحيحة.

• الخطأ من النوع الثاني ( Type II error ) ويسمى بالخطأ (  $\beta$  ) ويحدث هذا الخطأ

عند قبول فرضية العدم وهي في الواقع خاطئة .

جدول (10.1) ترتيب أخطاء اختبار الفروض

القرار	فرض العدم $H_0$
رفض ( $H_0$ )	صحيحة
فرض العدم $H_0$	خاطئة

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

قرار صحيح	$\alpha$ الخطأ	
الخطأ $\beta$	قرار صحيح	قبول ( $H_0$ )

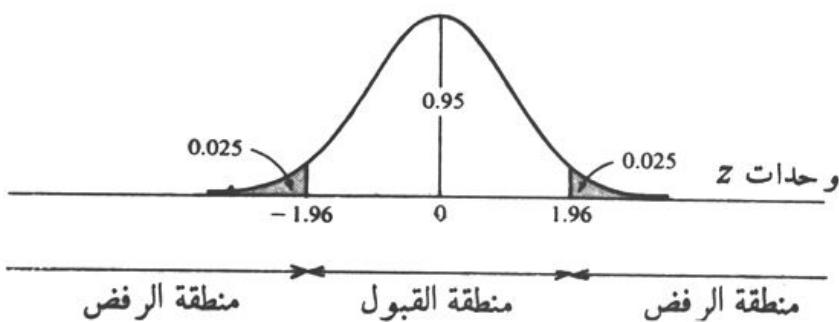
#### 10.4 : تصنیف أنواع اختبار الفرضيات

تصنیف اختبار الفرضيات بشكل عام الى اختبار في جانبيين (طرفین) *tailed test two* واختبار في جانب واحد (طرف واحد) *one tailed test* . ومهمما كان نوع الاختبار سواء كان ذو طرفین أو طرف واحد فأن فرضية العدم تكون واحده مهما كانت الفرضية البديلة ، سواءا كانت اقل او اكبر او مجرد أنها تختلف .

وتتنقسم منطقة رفض (الفرضية) ، وهي المساحة التي تعادل الخطأ ( $\alpha$ ) في الاختبار من طرفین الى قسمین واحدة الى اليمين والاخرى الى اليسار وكل منها تساوي نصف مساحة الخطأ ( $\alpha$ ) أي  $\alpha/2$  . فاذا كانت مستوى الثقة 90% فهذا يعني أن المساحة تحت المنحنى لمنطقة القبول هي 0.90 وان مساحة منطقة الرفض ، التي تساوي الخطأ  $\alpha$  هي 0.10 وأن مساحة كل من منطقتی الرفض على الطرفین هي 0.05 وتساوي  $\alpha/2$  ، وتصاغ الفرضية في حالة اختبار الفروض من طرفین كالتالي:

$$H_0: \mu = \mu_0$$

$$H_1: \mu \neq \mu_0$$



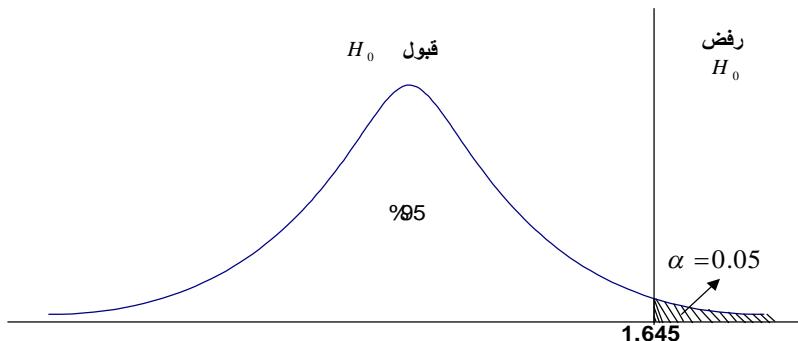
في الاختبار من طرف واحد ، فأن منطقة الرفض تقع في جانب واحد ، وتساوي مساحة الخطأ  $\alpha$  وهي (0.10 مثلا) وتقع في الجانب اليمين أو اليسير . وتصاغ الفرضية في حالة اختبار الفروض من طرف واحد كالتالي :

اختبار الطرف الأيمن

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$\mu_0 = : \mu_0 H$$

$$\mu_0 > : \mu_1 H$$



### اختبار الطرف اليسرى

$$\mu_0 = : \mu_0 H$$

$$\mu_0 > : \mu_1 H$$



### 9.5 اختبار الفروض للمتوسطات و النسب

10.5.1 : اختبار الفروض لمتوسط العينة [  $n \geq 30$  ]

تجري اختبارات الفروض بشكل عام وفق الخطوات الآتية :

1. وضع فرضية عدم والفرضية البديلة .
2. تحديد مستوى الثقة (  $1-\alpha$  ) أو مستوى المعنوية (  $\alpha$  ) بهدف تحديد القيم الحرجية ، وهي القيم الجدولية لمنحنيات  $Z$  ،  $t$  ، ..  $F$  ... .
3. حساب الاحصائي المناسب ، أي القيمة المحسوبة من البيانات أو المعيار الذي يتم في ضوئه قبول أو رفض فرضية عدم .
4. اتخاذ القرار حول متوسط العينة باستخدام قاعدة القرار من خلال مقارنة قيمة

## الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الإحصائي المحسوب من البيانات بالقيم الحرجية الجدولية.

تختلف اختبارات الفروض حسب معرفة تباين المجتمع من عدمه ، طبيعة التوزيع و حجم العينة. ويستخدم توزيع Z في اختبار الفروض للمتوسطات عندما يكون التباين (الانحراف المعياري) للمجتمع معلوما والتوزيع طبيعيا ، مهما كان حجم العينة . لكن اذا كان التباين مجهول فيستخدم اختبار Z فقط عندما تكون العينة كبيرة [  $n \geq 30$  ]

10.5.2 : خطوات اختبار الفروض لمتوسط العينة [  $n \geq 30$  ]

- وضع الفرضية ، وهي فرضية العدم والفرضية البديلة

$\mu_0 = \mu_0 H$  ..... فرضية العدم

$\mu \neq \mu_{01} H$  ..... الفرضية البديلة

أو

$\mu_0 > \mu_1 H$

$\mu_0 < \mu_1 H$

- تحديد مستوى المعنوية ( $\alpha$ ) : تحدد مستوى المعنوية سلفا والتي تمثل الخطأ  $\alpha$  وهي عادة 1% ، أو 5% أو 10% أو بمعنى آخر عند مستويات ثقة مقدمة ( 99% ، 95% و 90% ) على التوالي. وفي ضوء هذا يتم تحديد قاعدة اتخاذ القراء ، اي تحديد القيمة الحرجية المعيارية (الجدولية) وهذه القيمة هي (  $Z_{\alpha/2}$  ) للاختبار من طرفين و (  $-Z_{\alpha}$  ) للاختبار من الطرف اليسرى و (  $+Z_{\alpha}$  ) للاختبار للطرف اليمين . ونستخدم جدول التوزيع الطبيعي المعيار Z للحصول على القيم الحرجية .

- نحسب القيمة المعيارية Z لمتوسط العينة أي الإحصائي المناسب أو القيمة المعيارية المحسوبة . وذلك باستخدام المعادلة الآتية :

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$$

- اتخاذ القرار حول متوسط العينة : إذا كانت القيمة المعيارية المحسوبة أقل من القيمة الجدولية ، فإنها بذلك تقع في منطقة القبول ونقبل فرضية العدم (  $H_0$  ) . وإذا كانت القيمة المعيارية المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية ، فإنها بذلك تقع في منطقة الرفض ، ونرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة (  $H_1$  )

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

### 10.5.3 : اختبار الفروض لمتوسط العينة ( $n < 30$ )

عندما تكون العينة اقل من  $n < 30$  مفردة والمجتمع التي اخذت منه العينة ذو توزيع طبيعي تقريبا والتباين ( الانحراف المعياري ) مجهول نستخدم اختبار  $t$ .

#### » خطوات اختبار $t$

- وضع الفرضية وهي فرضية العدم والفرضية البديلة تحديد مستوى المعنوية ( $\alpha$ ) والذي تمثل الخطأ ( $\alpha$ ) مسبقاً من بين مستويات المعنوية المختلفة (  $1\% \text{ ، } 5\% \text{ او } 10\%$  ) أو بمعنى اخر فإن مستويات الثقة المقابلة (  $1-\alpha$  ) وهي (  $99\% \text{ ، } 95\% \text{ و } 90\%$  ) وفي ضوء هذا التحديد نحدد قاعدة اتخاذ القرار ، أي تحديد القيمة الحرجية المعيارية الجدولية وهذه القيمة هي (  $t_{\alpha/2} \pm t_{\alpha}$  ) للاختبار من طرفين و (  $t_{\alpha} - , t_{\alpha} +$  ) للاختبار من الطرف اليسير والطرف اليمين على التوالي . ونستخدم جدول  $t$  للحصول على القيم الحرجية عند درجات حرية : (  $df = n-1$  ) .

- حساب القيمة المعيارية  $t$  لمتوسط العينة (القيمة المحسوبة) وذلك باستخدام المعادلة الآتية :

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$$

- ونستخدم البيانات المأخوذة من العينة لحساب الانحراف المعياري لأن قيمتها تكون كجهولة .
- اتخاذ القرار حول متوسط العينة باستخدام قاعدة القرار ، اذا وقعت القيمة المحسوبة في منطقة الرفض ، نرفض فرضية العدم وخلافاً لذلك فأنتا قبلها .

### 10.5.4 : اختبار الفروض لنسبة واحدة للمجتمع [ عينة كبيرة $n \geq 30$ ]

لا تختلف خطوات اختبار الفروض للنسب عن الخطوات المتبعة لاختبار الفروض للمتوسطات عندما تكون العينة كبيرة ، باستثناء اختلاف طريقة حساب الانحراف المعياري والخطأ المعياري للنسبة . ويرمز لنسبة المجتمع بالرمز (  $P$  ) بينما يرمز لنسبة العينة بالرمز (  $\bar{P}$  ) . وبافتراض أن توزيع المعاينة للنسبة للعينات الكبيرة هو توزيع طبيعي .

ويحسب الخطأ المعياري للنسبة وفقاً للمعادلة التالية :

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$S_{\bar{P}} = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

لا تختلف خطوات اختبار الفروض للنسب عن الخطوات المتبعة لاختبار الفروض لمتوسط العينة .

حساب القيمة المعيارية Z حسب المعادلة التالية

$$Z_{\bar{P}} = \bar{P} - p / S_{\bar{P}}$$

$$Z_{\bar{P}} = \frac{\bar{P} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}$$

- ويلاحظ أننا نستخدم النسبة من المجتمع في حساب الخطأ المعياري للنسبة وليس النسبة من العينة . كما يلاحظ بأنه يتغير استخدام معامل التصحيف عند حساب الخطأ المعياري اذا تجاوز حجم العينة نسبة 5% من المجتمع .

#### 10.6 : تطبيقات على اختبار الفروض للمتوسط والنسب

مثال (10.6.1) : تقوم شركة للمواد الغذائية بإنتاج نوع من الشوكولاتة في عبوات 100 غرام . فإذا قامت وحدة الدراسات في الشركة أخذ عينة عشوائية من 36 عبوة لقياس الوزن للنظر فيما إذا كان وزن العبوات يختلف عن الوزن المعلن ، وبفرض أن الانحراف المعياري للمجتمع هو 10.5 غم . فإذا كان متوسط الوزن من العينة 110 غرام . استخدام مستوى ثقة 95% لاختبار الفرضية بأن متوسط العينة يختلف عن المتوسط المعلن .

الحل :

► وضع الفرضية

$$H_0: \mu = 100$$

$$H_1: \mu \neq 100$$

تم تحديد فرضية عدم والفرضية البديلة ( حيث تستند الفرضية البديلة على ان المتوسط الفعلي لوزن العبوة قد يقل او يزيد عن المتوسط المعلن )

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

► نحدد قاعدة اتخاذ القرار ، اي القيمة الجدولية المعيارية  $Z$  عند مستوى ثقة 95% ، اي

قيمة هي  $Z_{\alpha/2} \pm 1.96$

► حساب القيمة المعيارية  $Z$  اي (القيمة المحسوبة  $Z$ )

$$Z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma_{\bar{x}}} \quad \dots \quad (\sigma_{\bar{x}} = \sigma/\sqrt{n})$$

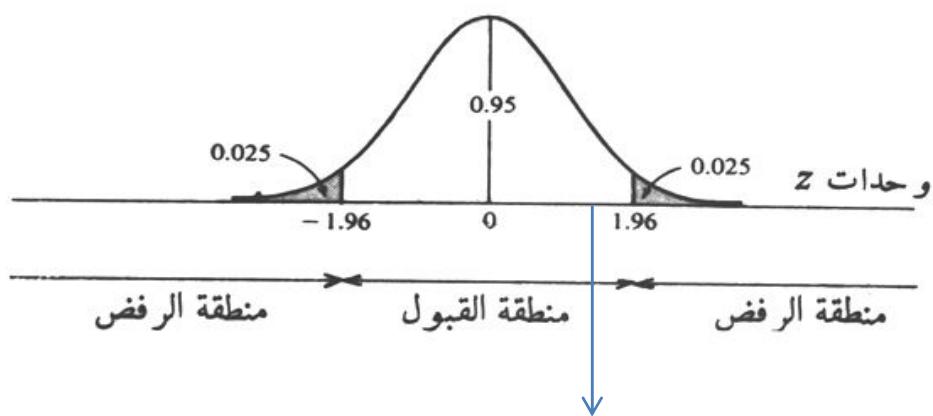
$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$$

$$Z = (110 - 100)$$

$$\begin{aligned} & \frac{\sigma/\sqrt{n}}{(53 - 50)} \\ &= \frac{18}{10.5/\sqrt{36}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= (3 \times 6) \\ &= 18 / 10.5 = 1.7 \end{aligned}$$

10.5



**الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف**

بما أن القيمة المحسوبة ( $Z = 1.7$ ) أقل من القيمة الجدولية (1.96) فأنا نقبل فرضية العدم ( $H_0$ ) . حيث أن البيانات المتوفرة لا تقدم دليلاً على أن المتوسط المعلن غير صحيح . مما يشير أن الفرق بين متوسط العينة والمتوسط المعلن ، أنها يرجع للصدفة ( وغير دال إحصائياً) . مثال (10.6.2) إذا كان متوسط استهلاك اللحوم في أحد البلدان 14 كغ عام 2000 ، فإذا أخذت عينة عشوائية من 49 فرداً في عام 2010 ووجد من العينة أن متوسط استهلاك اللحوم للفرد من العينة 16 كغ والانحراف المعياري هو 6 كغ . أختبر الفرضية القائلة بأن متوسط الاستهلاك للحوم قد ارتفع عام 2010 مقارنة بعام 2000 وذلك عند مستوى ثقة 95% .

الحل :

► وضع الفرضية

$$H_0 : \mu = 14$$

$$H_1 : \mu > 14$$

القيمة الجدولية المعيارية  $Z$  عند مستوى ثقة 95% ، أي قيمة ( $Z_{\alpha} = 1.64$ ) حساب القيمة المعيارية  $Z$  أي (القيمة المحسوبة  $Z$ )

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$$

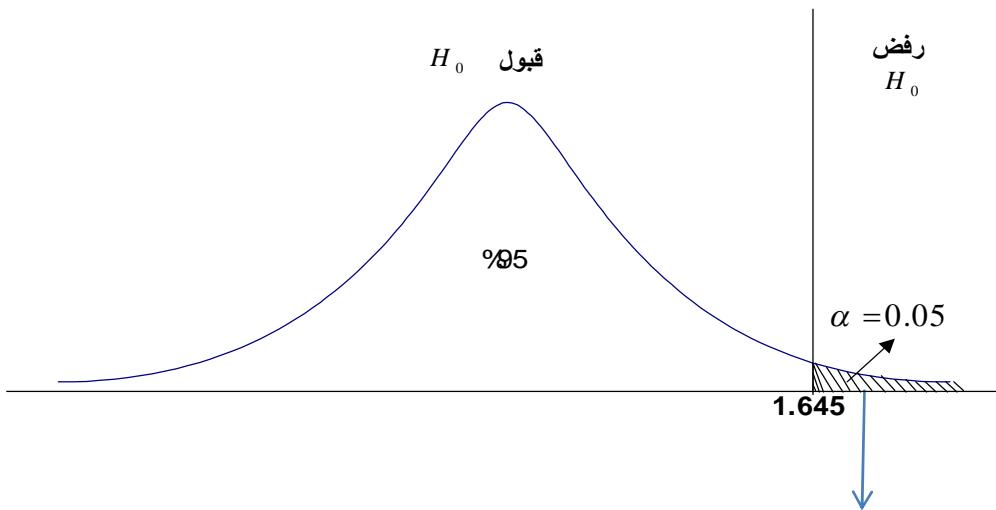
$$Z = (16 - 14)$$

$$----- \\ 6/\sqrt{49}$$

$$2 \times 7$$

$$= ----- = 14/6 = 2.33 \\ 6$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف



2.33

بما أن القيمة المحسوبة ( $Z = 2.33$ ) أكبر من القيمة الجدولية ( $Z = 1.645$ ) ، نرفض فرضية العدم ( $H_0$ ) ونقبل الفرضية البديلة ( $H_1$ ) . حيث أن البيانات المتوفرة تشير بأن استهلاك اللحوم للفرد عام 2010 تغير مقارنة بعام 2000 . والفرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع جوهري .

مثال (10.6.3) يدعى وكيل سيارات في اعلان بأن السيارة التي يطرحها للبيع هي سيارة اقتصادية وتسير بال المتوسط 12 كم لكل لتر بنزين . وقد قامت جمعية حماية المستهلك بتحليلات احصائية باستخدام عينة عشوائية من 30 سيارة للنظر في صحة ادعاء وكيل السيارات ووجدت من العينة أن متوسط المسافة التي تقطعها السيارة هي 11 كم / لكل لتر بنزين والانحراف المعياري ي 5 / لتر .

► أختبر الفرضية القائلة بأن متوسط المسافة التي تقطعها السيارة هو أقل مما يدعى وكيل باستخدام مستوى الثقة 90 % .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الحل

- وضع الفرضية

$$H_0 : \mu = 12$$

$$H_1 : \mu < 112$$

- القيمة الجدولية المعيارية  $Z$  عند مستوى ثقة 90% ، اي قيمة  $(Z_\alpha)$  التي تقع على يسارها 10% من المساحة وهذه القيمة هي  $(Z = -1.28)$
- حساب القيمة المعيارية  $Z$  اي (القيمة المحسوبة  $Z$ )

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$$

$$\begin{aligned} Z &= \frac{(12 - 11)}{5/\sqrt{30}} \\ &= \frac{(-1) \times (\sqrt{30})}{5} \\ &= -5.477 / 5 = -1.10 \end{aligned}$$

- بما أن القيمة المحسوبة  $(z = -1.10)$  تقع في منطقة القبول ، نقبل فرضية العدم  $(H_0)$  ونرفض  $(H_1)$  ، حيث أن البيانات المتوفرة لا تقدم دليلاً على أن المتوسط المعلن غير صحيح . مما يشير أن الفرق بين متوسط العينة والمتوسط المعلن إنما يرجع إلى الصدفة . وان المسافة التي تقطعها السيارة تتفق مع ادعاء الوكيل .

مثال (10.6.4) اختبار الذكاء (IQ) يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط 115 . فإذا تقدم لهذا الاختبار عينة تتكون من 25 طالباً بمدرسة معينة وكانت متوسط درجاتهم بهذا الاختبار يساوي 120 وتبين 100 . من هذه البيانات هل يمكن القول بأن متوسط درجات الطلبة بصفة عامة في هذه المدرسة مختلف عن المتوسط العام عند مستوى معنوية 5% .

الحل :

حيث أن حجم العينة أقل من 30 ( $n < 30$ ) وتبين المجتمع مجھول . فأنا نستخدم توزيع  $t$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$H_0 : \mu = 115$$

$$H_1 : \mu \neq 115$$

وحيث أن  $\alpha = 0.05$  والاختبار من طرفين وعليه فأن  $(t_{\alpha/2} = 0.025)$  من جدول  $t$  عند درجات حرية  $(df = n-1 = 25-1 = 24)$  فالقيمة الجدولية الحرجية  $t_{\alpha/2}$  هي 2.064 حساب القيمة المعيارية  $t$  اي (القيمة المحسوبة  $t$ )

$$\begin{aligned} t &= \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \\ t &= \frac{(120 - 115)}{10/\sqrt{25}} \\ &= \frac{5}{10} \\ &= 25/10 = 2.5 \end{aligned}$$

القيمة المحسوبة  $(t = 2.5)$  أكبر من القيمة الجدولية (2.064) وعليه نرفض فرض العدم  $(H_0)$  ونقبل الفرض البديل  $(H_1)$  والذي يدل على أن متوسط درجات الطلبة في هذه المدرسة مختلف عن المتوسط العام عند مستوى معنوية 5%.

مثال (10.6.5) أخذت عينة عشوائية من 50 عبوة من الارز من شحنة من 400 عبوة . ووجد ان عدد العبوات التي يقل وزنها عن الوزن المقرر هو 4 عبوات . فإذا كان المنتج يضمن أن لا تزيد نسبة العبوات الناقصة الوزن عن 3% . فهل يمكننا أن نستنتج بمستوى ثقة 95% أن ادعاء المنتج في غير محله .

الحل :

لا تختلف خطوات اختبار الفروض للنسب عن الخطوات المتتبعة لاختبار الفروض لمتوسط العينة .

- وضع الفرضية :

$$H_0 : P = 0.03$$

$$H_1 : P > 0.03$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

- عند مستوى المعنوية ( $\alpha = 0.5$ ) ، فإن القيمة الجدولية هي 1.64 وهو اختبار من الطرف الآمين والفرضية البديلة هي النسبة الفعلية أكبر مما يدعى المنتج .  
نحسب الخطأ المعياري للنسبة باستخدام معامل التصحيح لأن حجم العينة أكبر من 5% من حجم المجتمع

$$n/N = 50/400 = 0.125 > 0.05$$

$$S_p = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \cdot \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

$$S_p = \sqrt{\frac{(0.03)(0.97)}{50}} \cdot \sqrt{\frac{400-50}{400-1}}$$

$$S_p = 0.024 \times 0.936 = 0.0225$$

- حساب القيمة المعيارية Z حسب المعادلة التالية

$$Z_p = (\bar{p} - p) / S_p$$

$$Z_p = (\bar{p} - p) / S_p \quad (\bar{p} = 50/400 = 0.08 \text{ } 0) \\ = (0.08 - 0.03) / 0.0225 = 2.2$$

نجد أن القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض ولذلك نرفض فرضية العدم ( $H_0$ ) ونقبل الفرضية البديلة ( $H_1$ ) حيث أن قيمة z المحسوب (2.2) أكبر من القيمة الجدولية (1.64) ونستنتج من ذلك بأن البيانات المتوفرة تقدم دليلاً على أن ادعاء المنتج غير صحيح لأن الفرق بين النسبة المشاهدة والنسبة التي يدعى بها المنتج كبير وجوهري من أن يكون ناتجاً عن الصدفة وحدها . أي أن الفرق جوهري إحصائياً .

مثال (10.6.6) ترغب شركة أن تعرف بدرجة ثقة 95% ما إذا كان يمكن الادعاء بأن صناديق الصابون المسحوق الذي تبيعه يحتوي على أكثر من 400 جرام من الصابون . وتعرف الشركة من الخبرة الماضية أن أوزان الصابون بالصناديق يتبع التوزيع الطبيعي . وقد أخذت الشركة عينة عشوائية جمها 25 ووجدت أن الوسط الحسابي 420 جرام والانحراف المعياري

. 75

الخل :

$$H_0: \mu = 400$$

$$H_1: \mu > 400$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

حيث ان التوزيع طبيعي ( $n < 30$ ) وكذلك  $\sigma$  غير معلومة ، نستخدم توزيع  $t$  تحديد المنطقة الحرجة للاختبار وبمستوى معنوية  $0.05$  . حساب القيمة المعيارية  $t$  اي (القيمة المحسوبة  $t$ )

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$$

$$t = \frac{(420 - 400)}{75/\sqrt{25}}$$

$$= \frac{(20) - 5}{75}$$

$$= \frac{20}{15}$$

$$= 1.33$$

قيمة  $t$  الجدولية عند درجات الحرية  $24 = 1.711$  ونقارنها مع قيمة  $t$  المحسوبة  $= 1.33$  بما أن قيمة  $t$  المحسوبة ( $1.33$ ) اقل من قيمة ( $t$ ) الجدولية ( $1.711$ ) نقبل  $H_0$  ونرفض  $H_1$  وهذا يعني بأن ادعاء الشركة غير صحيح .

- ❖ أختبار الفروض للفرق بين متrosفين ( $n_1, n_2 \geq 30$ )
- خطوات الاختبار
- وضع الفروض وهي فرضية العدم والفرضية البديلة

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

- تحديد مستوى المعنوية ( $\alpha$ ) أي تحديد قيمة الخطأ  $\alpha$  (عادة  $1\%$  ،  $5\%$  ،  $10\%$ ) ومن ثم تحديد القيمة الحرجة الجدولية
- حساب القيمة المعيارية ( $Z$ ) لمتوسط العينة (القيمة المحسوبة) والاحصائي المستخدم في هذا الاختبار هو اختبار  $Z$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

$$Z_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

حيث أن :

$\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$  = انحراف المعياري للفرق بين متواسطين ويحسب كالتالي:

$$\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} = \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}$$

وتستخدم قيم الانحراف المعياري  $s_1^2, s_2^2$  المحسوبة من العينة التي تساوي أو تزيد عن 30 مفردة ، وهي تقديرات جيدة للانحراف المعياري للمجتمعين ، ولكن في حالات نادرة تكون فيها الانحرافات المعيارية لكلا المجتمعين معروفة فأنه يتبعن استخدامها .

أتخاذ القرار حول ما إذا كان الفرق بين المتواسطين جوهرياً أم لا من خلال مقارنة قيمة الاحصائي المحسوب من العينات مع القيمة الجدولية

مثال (10.6.7) : يرغب مدير أن يحدد عند مستوى معنوية 5% ما إذا كان الاجر بالساعة (\$) للعمال نصف المهرة متساوياً في مدینتين ، لعمل ذلك يأخذ عينة عشوائية من الاجر بالساعة من كل من المدینتين وكانت النتائج كالتالي :

$$\bar{X}_1 = 6.00, \bar{X}_2 = 5.40$$

$$S_1 = 2.00, S_2 = 1.80$$

$$n_1 = 40, n_2 = 54$$

الحل :

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

عند مستوى معنوية 5% فأن القيمة الجدولية  $Z_{\alpha/2} = 1.96$  نحسب القيمة المعيارية  $Z$  (القيمة المحسوبة)

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

نحسب أولاً الخطأ المعياري

$$\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} = \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}} = \sqrt{\frac{2.00^2}{40} + \frac{1.80^2}{54}} = \sqrt{0.1+0.06} = \sqrt{0.16} = 0.4$$

$$z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)}{\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}} = \frac{0.6}{0.4} = 1.5$$

وحيث أن قيمة  $z$  المحسوبة (1.5) أقل من القيمة الجدولية (1.96) و تقع داخل منطقة القبول ، فأنا نقبل  $H_0$ ، أي  $\mu_1 = \mu_2$  ، عند مستوى معنوية 5%.

❖ اختبار الفروض لفرق بين متواسطين لعينات صغيرة ( $n_1, n_2 < 30$ )  
الفرضيات :

- I. العينات صغيرة
- II. توزيع المجتمعين طبيعي
- III. الانحراف المعياري للمجتمعين غير معلوم لكنه متساو  
نستخدم توزيع t بدرجات حرية (  $df = n_1 + n_2 - 2$  )

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)}{\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}}$$

الخطأ المعياري لفرق بين متواسطين يحسب كالتالي :

$$S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{s^2}{n_1} + \frac{s^2}{n_2}}$$

التباعي المستخدم في المعادلة هو التباعي التجمعي (التراتيكي) ويحسب من كل من العينتين حسب المعادلة الآتية:

$$S^2 = S_1^2 (n_1 - 1) + S_2^2 (n_2 - 1)$$

$$n_1 + n_2 - 2$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

مثال (10.6.8) تقوم أحدى الشركات بإنتاج منتج جديد من مادة تنظيف . ويرغب مدير التسويق في الشركة في مقارنة متوسطات مبيعات الشركة الشهرية في منطقتين 1 ، 2 باستخدام عينة عشوائية من الحالات التجارية في المنطقتين ، أختبر الفرضية القائلة بأن هناك فرقاً بين متوسطات المبيعات في المنطقتين عند مستوى معنوية 5% وذلك من نتائج العينة الآتية :

$$\bar{X}_1 = 40 , \bar{X}_2 = 38$$

$$S_1 = 15.46 , S_2 = 4.34 \quad (S_1^2 = 239.011, S_2^2 = 18.84)$$

$$n_1 = 10 , n_2 = 15$$

الحل :

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

عند مستوى ثقة 95% (مستوى المعنوية 5% وهو الخطأ  $\alpha$ ) فأأن القيمة الجدولية لبقية

الحرجة t عند درجات حرية 23 هي 1.71

$$\cdot (df = n_1 + n_2 - 2 = 10 + 15 - 2 = 23)$$

نوجد التباين التجمعي (التراكمي)

$$S^2 = S_1^2 (n_1 - 1) + S_2^2 (n_2 - 1)$$

$$\frac{n_1 + n_2 - 2}{}$$

$$S^2 = 239.01(10-1) + 18.84(15-1)$$

$$\frac{-----}{10+15-2} = 103.8$$

$$S^2 = 103.8$$

$$S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{103.8}{10} + \frac{103.8}{15}} = \sqrt{10.38 + 6.92} = 4.16$$

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)}{\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}} = \frac{(40 - 38)}{4.16} = 0.48$$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

قيمة  $t$  المحسوبة أقل من قيمتها الجدولية. وتقع القيمة المحسوبة للإحصائي ( $t$ ) في منطقة القبول ، وبذلك نقبل فرضية العدم  $H_0$  . ونستنتج من ذلك أن البيانات المتوفرة لا تقدم دليلاً كافياً على أن هناك فرق جوهري بين متوسطي عدد العبوات المباعة للمحالات التجارية في المنطقتين.

❖ اختبار الفروض للفرق بين نسبتين

كما أن هناك توزيعات للمعاينة بين المتوسطات أو النسب والفارق بين المتوسطات ، هناك أيضاً توزيعات للمعاينة للفروق بين النسب تسمح بتقدير الخطأ المعياري للفرق بين نسبتين ومن ثم تقدير الاحتمالات لحصول فروق معينة .

معادلة الخطأ المعياري للفرق بين نسبتين هي:

$$\sigma_{\bar{p}_1 - \bar{p}_2} = \sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n_1} + \frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n_2}}$$

ويحسب الخطأ المعياري للفرق بين نسبتين باستخدام النسبة العام ( $\bar{P}$ ) وفقاً للمعادلة التالية : حتى يمكن تقدير ما إذا كانت الفروق بين النسب راجعة للصدفة أو هي فروق جوهرية فأنا نحول قيمة المتغير العشوائي (الفرق بين نسبتين) إلى قيمة معيارية ، والقيمة المعيارية الذي يمثل قيمة الإحصائي المستخدم في اختبار الفروض هي :

$$\bar{p} = \frac{n_1 \bar{p}_1 + n_2 \bar{p}_2}{n_1 + n_2} \quad \sigma_{\bar{p}} = \sqrt{\frac{n_1}{n_1 + n_2} \sigma_{\bar{p}_1}^2 + \frac{n_2}{n_1 + n_2} \sigma_{\bar{p}_2}^2}$$

مثال (10.6.9) : ترغب شركة أن تحدد عند مستوى معنوية 1% ما إذا كانت نسبة المقبول من المكونات الإلكترونية لمورد أجنبي ،  $p_1$  تزيد عنها مورد محلي ،  $p_2$ . وقد أخذت الشركة عينة عشوائية من شحنة كل مورد ووجدت أن  $p_1 = 0.9$  و  $p_2 = 0.7$  من عينات من حجم  $n_1 = 100$  و  $n_2 = 80$

الحل

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الفروض :

$$H_0 : p_1 = p_2$$

$$H_1 : p_1 > p_2$$

قيمة  $z_\alpha$  عند مستوى المعنوية 1% من جدول التوزيع الطبيعي المعياري هي (2.058)

$$\bar{p} = \frac{n_1 \bar{p}_1 + n_2 \bar{p}_2}{n_1 + n_2} = \frac{(100)(0.9) + (80)(0.7)}{180} = \frac{146}{180} = 0.8$$

$$\sigma_{\bar{p}_1 - \bar{p}_2} = \sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n_1} + \frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n_2}} = \sqrt{\frac{(0.8)(0.2)}{100} + \frac{(0.8)(0.2)}{80}} = \sqrt{0.0016 + 0.002} = \sqrt{0.0036} = 0.06$$

$$z = \frac{(\bar{p}_1 - \bar{p}_2)}{\sigma_{\bar{p}_1 - \bar{p}_2}} = \frac{0.9 - 0.7}{0.06} = 0.2 / 0.06 = 3.33$$

بما أن القيمة المحسوبة للإحصائي  $z_\alpha$  (3.33) أكبر من القيمة الجدولية (2.058) نرفض  $H_0$  ونقبل الفرض  $H_1$  أي أن  $p_1 > p_2$  عند مستوى معنوي 1%.

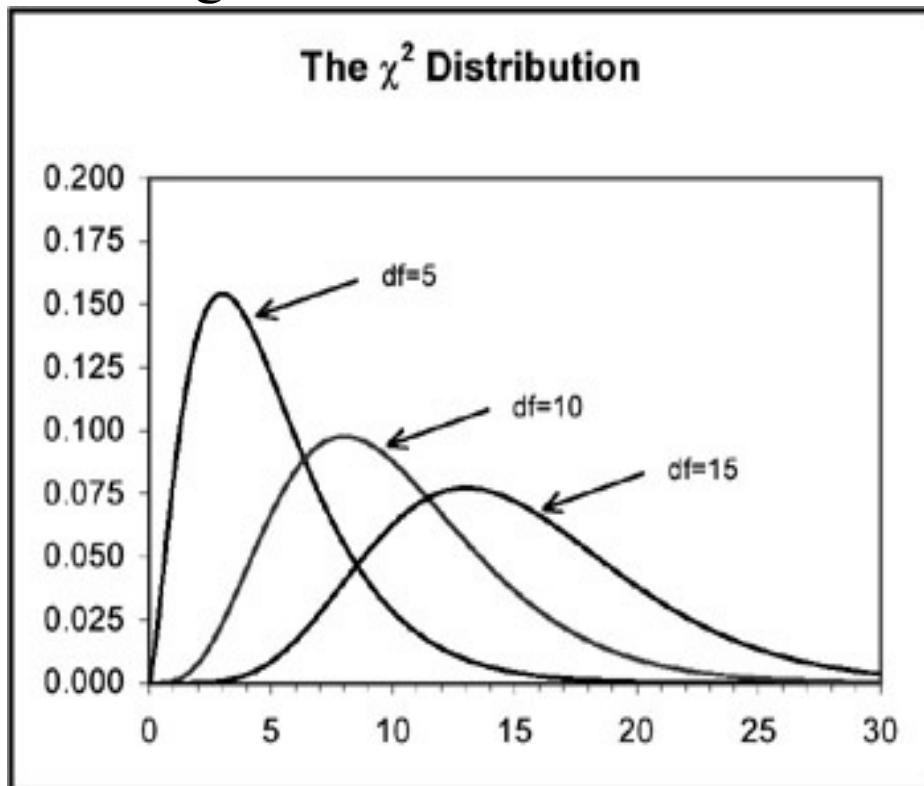
#### 10.7 : اختبار كاي - تربيع لجودة التوفيق والاستقلال

توزيع كاي تربيع ( $\chi^2$ ) هو أحد التوزيعات الاحتمالية المتصلة. ومن بين استخدامات هذا الاختبار ، اختبارات الفروض المتعلقة بجودة التوفيق والاستقلالية (المتعلق بتحديد استقلالية خاصيتين أو أكثر) لجتمع ما . ويستخدم هذا الاختبار في اختبارات الفروض للبيانات الموزعة في فئات . ولا يستند هذا الاختبار على فرضية التوزيع الطبيعي لجتمع الدراسة شأن اختبارات (Z ، T ، F ،  $\chi^2$  ) والتي تسمى بالاختبارات المعلمية (PARAMETRIC TEST) . ولذلك فإن اختبار ( $\chi^2$  ) ، يعرف بأنه من الاختبارات اللاعملية (NON PARAMETRIC TEST) . وكما هو الحال في التوزيع الطبيعي فإن الاحتمالات للتغير العشوائي الذي له توزيع ( $\chi^2$ ) تساوي المساحات تحت منحنيات ( $\chi^2$ ) . ويمكن إيجادها باستخدام جدول خاص بهذا التوزيع . ويسمح جدول ( $\chi^2$ ) بإيجاد قيم كاي تربيع عند درجات حرية معينة .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

منحنى كاي تربيع يتوقف التواهه على درجات الحرية. أي أن هناك علاقة طردية بين قيم  $(x^2)$  ودرجات الحرية .

شكل 10.1 : منحنى كاي تربيع



### خصائص منحنى كاي تربيع

1. المساحة الكلية تحت المنحنى = 1

2. يبدأ المنحنى من نقطة الصفر ويتدلى إلى مالا نهاية إلى اليمين مقرباً من المحور الأفقي من دون ان يلامسه .

3. المنحنى غير对称 (متباين) ويلتوي إلى اليمين فترتفع بسرعة إلى القمة ثم ينحدر ببطء اتجاه اليمين وكلما زاد عدد درجات الحرية فان المنحنies تأخذ شكل المنحنى الطبيعي بشكل متزايد.

### ❖ حساب $(x^2)$ لجودة التوفيق (GOODNESS OF FIT )

يستخدم توزيع كاي - تربيع  $(x^2)$  لاختبار :

(1) إذا كانت التكرارات المشاهدة تختلف (معنوياً) عن التكرارات المتوقعة عندما يكون عدد النواتج الممكنة أكثر من أثنتين،

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

(2) إذا كان التوزيع الذي آخذت منه العينة ذا الحدين، أو الطبيعي، أو أي توزيع آخر، (3)  
إذا كان متغيران مستقلين أم لا.

وإحصائية  $\chi^2$  المحسوبة من بيانات العينة معطاة بالصيغة :

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_0 - f_e)^2}{f_e}$$

حيث  $f_0$  = التكرارات المشاهدة

$f_e$  = التكرارات المتوقعة

فإذا كانت  $\chi^2$  المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية  $\chi^2$  عند مستوى المعنوية ودرجات الحرية المحدودة ، يرفض الفرض العدلي  $H_0$  لصالح الفرض البديل  $H_1$ .

درجات الحرية لاختبار جودة التوفيق معطاة بالصيغة :

$$df = c - m - 1$$

حيث أن :  $c$  = عدد الفئات

$m$  = عدد معالم المجتمع التي يجري تقديرها من إحصائيات العينة.

درجات الحرية لاختبارات الاستقلال أو اختبارات جداول الاقتران معطاة بالصيغة :

$$df = (r - 1)(c - 1)$$

حيث  $r$  = عدد الصفوف في جدول الاقتران

$n$  = عدد الأعمدة.

ويكون التكرار المتوقع في كل خلية من جدول الاقتران

$$f_e = \frac{\sum r \sum c}{n}$$

حيث  $n$  = حجم العينة الإجمالي.

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

**مثال (10.7.1) :** وجد محل تجاري من خبرته الماضية أن 30% من التليفزيونات المباعة من الحجم الصغير ، 40% من الحجم المتوسط ، 30% من الحجم الكبير. لتحديد جم المخزون الواجب الاحتفاظ به من كل نوع، أخذ المدير عينة عشوائية من 100 من المبيعات الحالية للتليفزيون فوجد أن منها 20 من النوع الصغير، 40 من النوع المتوسط، 40 من النوع الكبير. باستخدام مستوى معنوية 5%， أختبر الفرضية القائلة أن نمط المبيعات في الماضي لا زال سائداً.

الحل :

الفرضيات :

$H_0$  : نمط المبيعات في الماضي لا زال سائداً

$H_1$  : يوجد اختلاف في نمط المبيعات مقارنة بالماضي

**جدول (10.1) المشتريات المشاهدة المتوقعة لأجهزة التليفزيون حسب حجم الشاشة**

	حجم الشاشات			الإجمالي
	كبير	متوسط	صغير	
نمط المشاهد $f_0$	20	40	40	100
نمط في الماضي $f_E$	30	40	30	100

$$df = c - m - 1 = 3 - 0 - 1 = 2$$

قيمة  $\chi^2$  الجدولية عند مستوى معنوية 5% بدرجة حرية 2 هي (5.99)

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_0 - f_e)^2}{f_e} = \frac{(20-30)^2}{30} + \frac{(40-40)^2}{40} + \frac{(40-30)^2}{30} = \frac{-10^2}{30} + \frac{0^2}{40} + \frac{10^2}{30} = \frac{100}{30} + \frac{100}{30} = 6.66$$

وحيث أن القيمة المحسوبة  $5.83 = \chi^2$  أصغر من القيمة الجدولية  $5.99 = \chi^2$  بمستوى معنوية  $\alpha = 0.05$  ودرجات حرية 2 فإننا نرفض  $H_0$ ، ونقبل  $H_1$  البديلة . أي يوجد اختلاف في نمط المبيعات في التلفزيونات حالياً مقارنة بما كان سائداً في الماضي .

**مثال (10.7.2) :** جمع تاجر سيارات البيانات الموضحة في جدول (10.2) عن عدد السيارات الأجنبية والمحليّة التي يشتريهما عملاء أعمارهم تحت سن 30 سنة، والتي يشتريها عملاء أعمارهم

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

سن 30 سنة فأكثر. أختبر ما إذا كان نوع السيارة المشترى (أجنبية أو محلية) مستقبلاً عن سن المشتري 1 عند معنوية %.  
.

جدول (10.2) جدول الاقتران لمشتري السيارات

السن	نوع السيارة		الإجمالي
	محلية	أجنبية	
تحت 30 ،	21	40	70
30 ، فأكثر	29	80	100
إجمالي	50	120	170

الخل

الفرضيات

نوع السيارة المشترى (أجنبية أو محلية ) مستقل عن سن المشتري :  $H_0$

نوع السيارة المشترى (أجنبية أو محلية ) ليس مستقلاً عن سن المشتري :  $H_1$

نشئ جدول التكرارات المتوقعة (جدول 10.3) القيمة في الخلية الأولى صفر 1 وعمود 1

$$f_e = \frac{\sum r \sum c}{n} = \frac{(70)(50)}{170} \cong 21$$

ويمكن الحصول على قيم بقية الخلايا بنفس الطريقة

جدول (10.3) جدول التكرارات المتوقعة المناظرة للتكرارات

السن	نوع السيارة		الإجمالي
	محلية	أجنبية	
تحت 30 ،	21	49	70
30 ، فأكثر	29	71	100

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

إجمالي	50	120	170
--------	----	-----	-----

$$df = (r - 1)(c - 1) = (2 - 1)(2 - 1) = 1$$

$$x^2 = \sum \frac{(f_0 - f_e)^2}{f_e} = \frac{(30 - 21)^2}{21} + \frac{(40 - 49)^2}{49} + \frac{(20 - 29)^2}{29} + \frac{(80 - 71)^2}{71} = 9.44$$

وحيث أن قيمة  $x^2$  المحسوبة (9.44) أكبر من القيمة  $x^2$  الجدولية (6.66) وذلك عند  $\alpha = 0.01$  ، ولهذا نرفض  $H_0$  القائل بأن السن ليس عاملًا في تحديد نوع السيارة المشتراه ونقبل  $H_1$  والذي يعني أن نوع السيارة المشتراه (أجنبية أو محلية) ليس مستقلًا عن سن المشتراي (وتنتهي إلى أن الأصغر سنًا يميلون فيما يبذلو إلى شراء السيارات الأجنبية).

#### 10.8 : اختبار الفروض لأكثر من متواسطين (تحليل التباين)

##### Analysis of variance (ANOVA)

يستخدم تحليل التباين لاختبار فرض أن متواسطات أكثر من مجتمعين متساوية أو مختلفة عندما تكون المجتمعات موزعة توزيعاً طبيعياً مع تساوي التباين. وتعود تسمية تحليل التباين إلى أن إجراءات المقارنة بين المتواسطات تتضمن تحليلاً للتباين بين بيانات العينة . ويستهدف التحليل تبيان فيما إذا كانت متواسطات المجتمعات متساوية تقريباً وأن أي اختلافات بينهما أنها تعود للصدفة ويمكن توقعها من عينات عشوائية من مجتمع توزيعه طبيعي ، أم ان التباين ناتج من اختلاف المتواسطات (غير متساوية) والفارق بينهما جوهري .

##### ► خطوات أجراء تحليل التباين

1. نقدر تباين المجتمع من التباين بين متواسطات العينات ( MSA )
2. نقدر تباين المجتمع من التباين داخل العينات ( MSE )
3. نحسب النسبة ( MSA / MSE ) ( F )

$$F = \frac{\text{التباين بين متواسط العينات}}{\text{التباين داخل العينات}}$$

إذا كانت  $F$  المحسوبة أكبر من قيمة  $F$  الجدولية عند مستوى المعنوية ودرجات الحرية المعينة فإن الفرض العدلي  $H_0$  عن تساوي متواسطات المجتمعات، يرفض لصالح الفرض البديل،  $H_1$ .

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

### جدول (10.4) جدول تحليل التباين

مصدر التغير	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	النسبة F
بين الأوساط (يفسره العامل A)	$SSA = r \sum (\bar{X}_J - \bar{\bar{X}})^2$	$c - 1$	$MSA = \frac{SSA}{c-1}$	$\frac{MSA}{MSE}$
داخل العينات (الخطأ أو غير المفسر)	$SSE = \sum \sum (\bar{X}_{ij} - \bar{\bar{X}})^2$	$(r - 1)c$	$MSE = \frac{SSE}{(r-1)c}$	--
الإجمالي	$SST = \sum \sum (X_{ij} - \bar{\bar{X}})^2 = SSA + SSE$	$rc - 1$	--	--

حيث أن :

$$(\Sigma_i X_{ij}) / r = \bar{X}_J = \text{متوسط العينة J المكونة من } r \text{ مشاهدة}$$

$$\bar{\bar{X}} = \text{المتوسط الكبير لكل العينات } ( \Sigma_i \Sigma_j X_{ij} ) / rc$$

$$A = r \sum (X_J - \bar{\bar{X}})^2 = SSA$$

$$A = \sum \sum (X_{ij} - \bar{X}_J)^2 = SSE$$

$$SST = \sum \sum (X_{ij} - \bar{\bar{X}})^2 = SSA + SSE$$

ويعطي قيم F عندما  $0.05 - \alpha$  (الرقم الأعلى) وعندما  $0.01 = \alpha$  (الرقم الأدنى) لكل زوج من درجات الحرية :

$$\text{درجات حرية البسط} = c - 1$$

$$\text{حيث } c = \text{عدد العينات}$$

$$\text{درجات حرية المقام} = (r - 1)c$$

$$\text{حيث } r = \text{عدد المشاهدات في كل عينة}.$$

مثال (10.8) : تبيع شركة نفس الصابون في ثلاثة أغلفة مختلفة وبنفس السعر. يبين الجدول أدناه مبيعات 5 شهور. المبيعات موزعة توزيعاً طبيعياً ولها تباين متساو. أختبر ما إذا كان متوسط المبيعات لكل غلاف متساوياً أم لا عند مستوى معنوية 5%

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

غلاف (1)	غلاف (2)	غلاف (3)
87	78	90
83	81	91
79	79	84
81	82	82
80	80	88
---	---	---
410	400	435

الحل

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$

$$H_1 \neq \mu_1, \mu_2, \mu_3$$

$$\bar{X}_1 = \frac{410}{5} = 82, \quad \bar{X}_2 = \frac{400}{5} = 80, \quad \bar{X}_3 = \frac{435}{5} = 87$$

$$\bar{X} = \frac{410 + 400 + 435}{(5)(3)} = 83$$

$$SSA = 5[(82 - 83)^2 + (80 - 83)^2 + (87 - 83)^2] = 130$$

$$\begin{aligned} SSE &= (87 - 82)^2 + (83 - 82)^2 + (79 - 82)^2 + (81 - 82)^2 + (80 - \\ &(82)^2 + (78 - 80)^2 + (81 - 80)^2 + (79 - 80)^2 + (82 - 80)^2 + (80 - 80)^2 \\ &+ (90 - 87)^2 + (91 - 87)^2 + (84 - 87)^2 + (82 - 87)^2 + (88 - 87)^2 = \\ &110 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SST &= (87 - 83)^2 + (83 - 83)^2 + \dots + (88 - 83)^2 = SSA + SSE \\ &= 240 \end{aligned}$$

وتستخدم البيانات السابقة لتكوين جدول (10.5) لتحليل التباين ANOVA

جدول (10.5) جدول ANOVA لأغلفة الصابون

نسبة	متوسط المربعات	درجات الحرية	مجموع المربعات	التغير
تفسره الأغلفة بين الأعمدة ()	SSA = 130	$c - 1 = 2$	MSA = $130/2 = 65$	MSA/MSE = $65/9.17 = 7.09$

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

الخطأ أو غير المفسر (داخلي الأعمدة)	$SSE = 110$	$(r - 1)c = 12$	$MSE = 110/12 = 9.17$	
الإجمالي	$SST = 240$	$Rc - 1 = 14$	--	

وحيث أن القيمة المحسوبة  $F = 7.09$  (من جدول  $10.5$ ) أكبر من القيمة الجدولية  $F = 3.88$  عند  $\alpha = 0.05$  ودرجات حرية  $2$  و  $12$  ، فإننا نرفض  $H_0$  ، أي الفرض القائل بأن متوسط المبيعات للأغلفة المختلفة متساوية ، وتقبل  $H_1$  ، بأنها تختلف . ويشار إلى الإجراء السابق بأنه تحليل التباين في اتجاه واحد أو لعامل واحد.

### ćمارين الفصل العاشر

1. ترغب شركة ان تعر بدرجة ثقة 95% ما اذا كان يمكنها الادعاء بأن صناديق الصابون المسحوق الذي تباعه يحتوي على اكثر من 500 جرام من الصابون . وتعرف الشركة من الخبرة الماضية لأن اوزان الصابون بالصناديق تتبع التوزيع الطبيعي ، وقد أخذت الشركة عينة عشوائية حجمها 25 مردة ووجدت ان الوسط الحسابي يساوي 520 جرام والانحراف المعياري 75 . كي يمكن صياغة الفرضية واثبات ادعاء الشركة .

2. يرغب منتج كابلات من الصلب اختبار ما اذا كانت الكابلات التي ينتجها لديها قوة مقاومة للكسر قدرها 5000 رطل . قوة المقاومة للكسر اقل من 5000 رطل لن تكون ملائمة ، وقوة المقاومة للكسر أكبر من 5000 ترفع التكاليف بدون مبرر . يأخذ المنتج عينة عشوائية من 64 قطعة ويجد ان متوسط قوة المقاومة للكسر هو 5100 والانحراف المعياري هو 480 . هل يجب ان يقبل المنتج الفرض بأن كابلات الصلب لها قوة مقاومة للكسر 5000 عند مستوى معنوية 5% .

3. يعرف مركز تجنيد بالجيش بالخبرة بالماضية أن وزن الجندي يتبع التوزيع الطبيعي بوسط حسابي يساوي 80 كغ وانحراف معياري 10 . ويرغب المركز أن يختبر عند مستوى معنوية 1% ما اذا كان متوسط وزن مجندى هذا العام أكبر من 80 كغ ، ولعمل هذا فقد أخذ عينة عشوائية من 25 مجندًا حيث وجد ان متوسط الوزن في العينة 85 كغ . كيف يمكن اجراء هذا الاختبار .

4. يريد مستشفى ان يختبر ان 90% من جرعات عقار يشتريه يحتوي على 100 ملغ من العقار . لعمل هذا يأخذ المستشفى عينة من 100 مفردة (جرعة) ويجد ان 85 منها

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

فقط يحتوي على الكمية المناسبة . كيف للمستشفى أن يختبر هذا عند مستوى معنوية . 10% و 5%

5. نوعين من المصابيح الكهربائية تم اختبارها للتعرف على عمرها التشغيلي وكانت النتائج كالتالي :

$$\bar{x}_1 = 1234 \text{ ... } S_1 = 36 \dots n_1 = 8$$

$$\bar{x}_2 = 1136 \text{ ... } S_2 = 40 \dots n_2 = 7$$

هل الفرق بين المتوسطين جوهرى عند مستوى معنوية 5% .

6. عينتان جمامها 6 و 5 مفردات على التوالي اعطتا البيانات التالية :

$$\bar{x}_1 = 40 \dots S_1 = 8$$

$$\bar{x}_2 = 50 \dots S_2 = 10$$

هل الفرق جوهرى بين متوسطي العينتين عند مستوى معنوية 5%

7. في عينة مكونة من 1000 شخص من مدينة معينة ، وجد ان 450 منهم يدخنون ، و من عينة مكونة من 800 شخص من مدينة اخرى وجد ان 400 منهم يدخنون . هل البيانات المعطاة تؤكّد بأن المدينتين تختلفان جوهريا فيما يتعلق عادة التدخين وذلك عند مستوى معنوية 5% .

8. يعطي جدول الاقران أدناه ، عدد الأجزاء الالكترونية المقبولة وغير المقبولة المنتجة خلال ساعات الصباح المختلفة في عينة عشوائية من أنتاج المصنع . هل يجب قبول أو رفض الفرض عند مستوى معنوية 5% بأن أنتاج الوحدات المقبولة مستقل عن ساعة الصباح التي انتج خلاها .

	9 - 8 صباحا	10 - 9 صباحا	11 - 10 صباحا	12 - 11 صباحا	الاجمالي
مقبولة	60	75	80	65	280
غير مقبولة	30	25	30	35	120
أجمالي	90	100	110	100	400

9. أعطت عينة عشوائية من 37 عاملا فوق سن 65 في مدينة ما النتائج الواردة في جدول الاقران أدناه ، باستخدام مستوى معنوية 10% أختبر الفرض بأن عدد الإناث

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

والذكور من العاملين في مجموعات السن 70-66 ، 71 ، + ، في المدينة مستقل عن الجنس .

فئة العمر	أئاث	ذكور	أجمالي
70-66	17	9	26
71+	3	8	11
اجمالي	20	17	37

10. الجدول أدناه يبين عدد الاموال في الجالون لا ربعة انواع من البنزين لمدة 5 ايام .

أفترض ان عدد الاموال للجالون لكل نوع موزع توزيعا طبيعيا مع تساوي التباين . هل

يجب قبول او رفض الفرض بأن المجتمع للمتوسطات متساوية عند مستوى معنوية

.%5

عدد الاموال للجالون لا ربعة أنواع من البنزين لمدة 5 ايام

النوع الاول	النوع الثاني	النوع الثالث	النوع الرابع
12	12	16	17
11	14	14	15
12	13	15	17
13	15	13	16
11	14	14	18

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف



# الملاحم

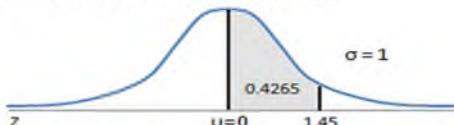


الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

**ملحق (1) جدول التوزيع الطبيعي المعياري (Z)**

**Areas Under the One-Tailed Standard Normal Curve**

This table provides the area between  
the mean and some Z score.  
For example, when Z score = 1.45  
the area = 0.4265.



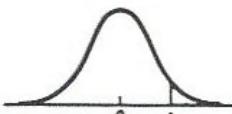
Z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	0.0000	0.0040	0.0080	0.0120	0.0160	0.0199	0.0239	0.0279	0.0319	0.0359
0.1	0.0398	0.0438	0.0478	0.0517	0.0557	0.0596	0.0636	0.0675	0.0714	0.0753
0.2	0.0793	0.0832	0.0871	0.0910	0.0948	0.0987	0.1026	0.1064	0.1103	0.1141
0.3	0.1179	0.1217	0.1255	0.1293	0.1331	0.1368	0.1406	0.1443	0.1480	0.1517
0.4	0.1554	0.1591	0.1628	0.1664	0.1700	0.1736	0.1772	0.1808	0.1844	0.1879
0.5	0.1915	0.1950	0.1985	0.2019	0.2054	0.2088	0.2123	0.2157	0.2190	0.2224
0.6	0.2257	0.2291	0.2324	0.2357	0.2389	0.2422	0.2454	0.2486	0.2517	0.2549
0.7	0.2580	0.2611	0.2642	0.2673	0.2704	0.2734	0.2764	0.2794	0.2823	0.2852
0.8	0.2881	0.2910	0.2939	0.2967	0.2995	0.3023	0.3051	0.3078	0.3106	0.3133
0.9	0.3159	0.3186	0.3212	0.3238	0.3264	0.3289	0.3315	0.3340	0.3365	0.3389
1.0	0.3413	0.3438	0.3461	0.3485	0.3508	0.3531	0.3554	0.3577	0.3599	0.3621
1.1	0.3643	0.3665	0.3686	0.3708	0.3729	0.3749	0.3770	0.3790	0.3810	0.3830
1.2	0.3849	0.3869	0.3888	0.3907	0.3925	0.3944	0.3962	0.3980	0.3997	0.4015
1.3	0.4032	0.4049	0.4066	0.4082	0.4099	0.4115	0.4131	0.4147	0.4162	0.4177
1.4	0.4192	0.4207	0.4222	0.4236	0.4251	0.4265	0.4279	0.4292	0.4306	0.4319
1.5	0.4332	0.4345	0.4357	0.4370	0.4382	0.4394	0.4406	0.4418	0.4429	0.4441
1.6	0.4452	0.4463	0.4474	0.4484	0.4495	0.4505	0.4515	0.4525	0.4535	0.4545
1.7	0.4554	0.4564	0.4573	0.4582	0.4591	0.4599	0.4608	0.4616	0.4625	0.4633
1.8	0.4641	0.4649	0.4656	0.4664	0.4671	0.4678	0.4686	0.4693	0.4699	0.4706
1.9	0.4713	0.4719	0.4726	0.4732	0.4738	0.4744	0.4750	0.4756	0.4761	0.4767
2.0	0.4772	0.4778	0.4783	0.4788	0.4793	0.4798	0.4803	0.4808	0.4812	0.4817
2.1	0.4821	0.4826	0.4830	0.4834	0.4838	0.4842	0.4846	0.4850	0.4854	0.4857
2.2	0.4861	0.4864	0.4868	0.4871	0.4875	0.4878	0.4881	0.4884	0.4887	0.4890
2.3	0.4893	0.4896	0.4898	0.4901	0.4904	0.4906	0.4909	0.4911	0.4913	0.4916
2.4	0.4918	0.4920	0.4922	0.4925	0.4927	0.4929	0.4931	0.4932	0.4934	0.4936
2.5	0.4938	0.4940	0.4941	0.4943	0.4945	0.4946	0.4948	0.4949	0.4951	0.4952
2.6	0.4953	0.4955	0.4956	0.4957	0.4959	0.4960	0.4961	0.4962	0.4963	0.4964
2.7	0.4965	0.4966	0.4967	0.4968	0.4969	0.4970	0.4971	0.4972	0.4973	0.4974
2.8	0.4974	0.4975	0.4976	0.4977	0.4977	0.4978	0.4979	0.4979	0.4980	0.4981
2.9	0.4981	0.4982	0.4982	0.4983	0.4984	0.4984	0.4985	0.4985	0.4986	0.4986
3.0	0.4987	0.4987	0.4987	0.4988	0.4988	0.4989	0.4989	0.4989	0.4990	0.4990
3.1	0.4990	0.4991	0.4991	0.4991	0.4992	0.4992	0.4992	0.4992	0.4993	0.4993
3.2	0.4993	0.4993	0.4994	0.4994	0.4994	0.4994	0.4994	0.4995	0.4995	0.4995
3.3	0.4995	0.4995	0.4995	0.4996	0.4996	0.4996	0.4996	0.4996	0.4996	0.4997
3.4	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4997	0.4998
3.5	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998	0.4998
3.6	0.4998	0.4998	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999
3.7	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999
3.8	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999	0.4999
3.9	0.5000	0.5000	0.5000	0.5000	0.5000	0.5000	0.5000	0.5000	0.5000	0.5000

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

ملحق (2) : جدول توزيع  $t$

STUDENT  $t$  DISTRIBUTION

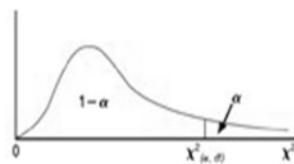
The first column lists the number of degrees of freedom ( $k$ ). The headings of the other columns give probabilities ( $P$ ) for  $t$  to exceed the entry value. Use symmetry for negative  $t$  values.



Two-tailed Conf. Level :		.90	.90	.95	.98	.99
$df$	$P$	.10	.05	.025	.01	.005
1	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	
2	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	
3	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	
4	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	
5	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	
6	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	
7	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	
8	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	
9	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	
10	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	
11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	
12	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	
13	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	
14	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	
15	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	
16	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	
17	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	
18	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	
19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	
20	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	
21	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	
22	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	
23	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	
24	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	
25	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	
26	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	
27	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	
28	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	
29	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	
30	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	
40	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	
60	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660	
120	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617	
$\infty$	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	

Source: Donald J. Koosis, Business Statistics (New York: John Wiley & Sons, 1972).  
Reprinted by permission.

### ملحق (3) جدول مربع كاي



Degrees of Freedom	Upper Tail Areas ( $\alpha$ )											
	.995	.99	.975	.95	.90	.75	.25	.10	.05	.025	.01	.005
1			0.001	0.004	0.016	0.102	1.323	2.706	3.841	5.024	6.635	7.879
2	0.010	0.020	0.051	0.103	0.211	0.575	2.773	4.605	5.991	7.378	9.210	10.597
3	0.072	0.115	0.216	0.352	0.584	1.213	4.108	6.251	7.815	9.348	11.345	12.838
4	0.207	0.297	0.484	0.711	1.064	1.923	5.385	7.779	9.488	11.143	13.277	14.860
5	0.412	0.554	0.831	1.145	1.610	2.675	6.626	9.236	11.071	12.833	15.086	16.750
6	0.676	0.872	1.237	1.635	2.204	3.455	7.841	10.645	12.592	14.449	16.812	18.548
7	0.989	1.239	1.690	2.167	2.833	4.255	9.037	12.017	14.067	16.013	18.475	20.278
8	1.344	1.646	2.180	2.733	3.490	5.071	10.219	13.362	15.507	17.535	20.090	21.955
9	1.735	2.088	2.700	3.325	4.168	5.899	11.389	14.684	16.919	19.023	21.666	23.589
10	2.156	2.558	3.247	3.940	4.865	6.737	12.549	15.987	18.307	20.483	23.209	25.188
11	2.603	3.053	3.816	4.575	5.578	7.584	13.701	17.275	19.675	21.920	24.725	26.757
12	3.074	3.571	4.404	5.226	6.304	8.438	14.845	18.549	21.026	23.337	26.217	28.299
13	3.565	4.107	5.009	5.892	7.042	9.299	15.984	19.812	22.362	24.736	27.688	29.819
14	4.075	4.660	5.629	6.571	7.790	10.165	17.117	21.064	23.685	26.119	29.141	31.319
15	4.601	5.229	6.262	7.261	8.547	11.037	18.245	22.307	24.996	27.488	30.578	32.801
16	5.142	5.812	6.908	7.962	9.312	11.912	19.369	23.542	26.296	28.845	32.000	34.267
17	5.697	6.408	7.564	8.672	10.085	12.792	20.489	24.769	27.587	30.191	33.499	35.718
18	6.265	7.015	8.231	9.390	10.865	13.675	21.605	25.989	28.869	31.526	34.805	37.156
19	6.844	7.633	8.907	10.117	11.651	14.562	22.718	27.204	30.144	32.852	36.191	38.582
20	7.434	8.260	9.591	10.851	12.443	15.452	23.828	28.412	31.410	34.170	37.566	39.997
21	8.034	8.897	10.283	11.591	13.240	16.344	24.935	29.615	32.671	35.479	38.932	41.401
22	8.643	9.542	10.982	12.338	14.042	17.240	26.039	30.813	33.924	36.781	40.289	42.796
23	9.260	10.196	11.689	13.091	14.848	18.137	27.141	32.007	35.172	38.076	41.638	44.181
24	9.886	10.856	12.401	13.848	15.659	19.037	28.241	33.196	36.413	39.364	42.980	45.539
25	10.520	11.524	13.120	14.611	16.473	19.939	29.339	34.382	37.652	40.646	44.314	46.928
26	11.160	12.198	13.844	15.379	17.292	20.843	30.435	35.563	38.885	41.923	45.642	48.290
27	11.808	12.879	14.573	16.151	18.114	21.749	31.528	36.741	40.113	43.194	46.963	49.645
28	12.461	13.565	15.308	16.928	18.939	22.657	32.620	37.916	41.337	44.461	48.278	50.993
29	13.121	14.257	16.047	17.708	19.768	23.567	33.711	39.087	42.557	45.722	49.588	52.336
30	13.787	14.954	16.791	18.493	20.599	24.478	34.800	40.256	43.773	46.979	50.892	53.672

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

ملحق (4) جدول توزع

F - Distribution ( $\alpha = 0.05$  in the Right Tail)

Denominator Degrees of Freedom $df_2$	df <sub>1</sub>	Numerator Degrees of Freedom								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	161.45	199.50	215.71	224.58	230.16	233.99	236.77	238.88	240.54	
2	18.513	19.000	19.164	19.247	19.296	19.330	19.353	19.371	19.385	
3	10.128	9.5521	9.2766	9.1172	9.0135	8.9406	8.8867	8.8452	8.8123	
4	7.7086	9.9443	6.5914	6.3882	6.2561	6.1631	6.0942	6.0410	6.9988	
5	6.6079	5.7861	5.4095	5.1922	5.0503	4.9503	4.8759	4.8183	4.7725	
6	5.9874	5.1433	4.7571	4.5337	4.3874	4.2839	4.2067	4.1468	4.0990	
7	5.5914	4.7374	4.3468	4.1203	3.9715	3.8660	3.7870	3.7257	3.6767	
8	5.3177	4.4590	4.0662	3.8379	3.6875	3.5806	3.5005	3.4381	3.3881	
9	5.1174	4.2565	3.8625	3.6331	3.4817	3.3738	3.2927	3.2296	3.1789	
10	4.9646	4.1028	3.7083	3.4780	3.3258	3.2172	3.1355	3.0717	3.0204	
11	4.8443	3.9823	3.5874	3.3567	3.2039	3.0946	3.0123	2.9480	2.8962	
12	4.7472	3.8853	3.4903	3.2592	3.1059	2.9961	2.9134	2.8486	2.7964	
13	4.6672	3.8056	3.4105	3.1791	3.0254	2.9153	2.8321	2.7669	2.7144	
14	4.6001	3.7389	3.3439	3.1122	2.9582	2.8477	2.7642	2.6987	2.6458	
15	4.5431	3.6823	3.2874	3.0556	2.9013	2.7905	2.7066	2.6408	2.5876	
16	4.4940	3.6337	3.2389	3.0069	2.8524	2.7413	2.6572	2.5911	2.5377	
17	4.4513	3.5915	3.1968	2.9647	2.8100	2.6987	2.6143	2.5480	2.4943	
18	4.4139	3.5546	3.1599	2.9277	2.7729	2.6613	2.5767	2.5102	2.4563	
19	4.3807	3.5219	3.1274	2.8951	2.7401	2.6283	2.5435	2.4768	2.4227	
20	4.3512	3.4928	3.0984	2.8661	2.7109	2.5990	2.5140	2.4471	2.3928	
21	4.3248	3.4668	3.0725	2.8401	2.6848	2.5727	2.4876	2.4205	2.3660	
22	4.3009	3.4434	3.0491	2.8167	2.6613	2.5491	2.4638	2.3965	2.3419	
23	4.2793	3.4221	3.0280	2.7955	2.6400	2.5277	2.4422	2.3748	2.3201	
24	4.2597	3.4028	3.0088	2.7763	2.6207	2.5082	2.4226	2.3551	2.3002	
25	4.2417	3.3852	2.9912	2.7587	2.6030	2.4904	2.4047	2.3371	2.2821	
26	4.2252	3.3690	2.9752	2.7426	2.5868	2.4741	2.3883	2.3205	2.2655	
27	4.2100	3.3541	2.9604	2.7278	2.5719	2.4591	2.3732	2.3053	2.2501	
28	4.1960	3.3404	2.9467	2.7141	2.5581	2.4453	2.3593	2.2913	2.2360	
29	4.1830	3.3277	2.9340	2.7014	2.5454	2.4324	2.3463	2.2783	2.2229	
30	4.1709	3.3158	2.9223	2.6896	2.5336	2.4205	2.3343	2.2662	2.2107	
40	4.0847	3.2317	2.8387	2.6060	2.4495	2.3359	2.2490	2.1802	2.1240	
60	4.0012	3.1504	2.7581	2.5252	2.3683	2.2541	2.1665	2.0970	2.0401	
120	3.9201	3.0718	2.6802	2.4472	2.2899	2.1750	2.0868	2.0164	1.9588	
$\infty$	3.8415	2.9957	2.6049	2.3719	2.2141	2.0986	2.0096	1.9384	1.8799	



# المراجع



الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

## المراجع العربية

1. الاستاذ الدكتور محمد صبحي ابو صالح ، الطرق الاحصائية ، دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع ، الاردن ، 2009
2. السعدي ، سليم ذياب ، مبادئ علم الاحصاء ، دار الكتاب الجديد ، بيروت ، لبنان ، 2001 ،
3. النعيمي ، محمد عبدالعال و الفضل مؤيد ، الاحصاء المتقدم في دعم القرار ، الوراق للنشر والتوزيع ، عمان ، الاردن ، 2007 .
4. الكيخيا ، نجاة رشيد ، اساسيات الاستنتاج الاحصائي ، دار المريخ للنشر ، المملكة العربية السعودية ، 2006 .
5. الصياد ، جلال مصطفى ، الاستدلال الاحصائي ، دار المريخ للنشر ، جدة ، المملكة العربية السعودية ، 1993 .
6. الصياد ، جلال مصطفى و حبيب محمد الدسوقي ، مقدمة في الطرق الاحصائية ، دار حافظ للنشر والتوزيع ، المملكة العربية السعودية .
7. عودة ، أحمد عودة ، الاحصاء الوصفي والاستدلالي ، دار الفلاح للنشر والتوزيع ، عمان الاردن ، 2014 .
8. كنجو،أنيس أسماعيل وآخرون ، مبادئ الاستدلال الاحصائي ، جامعة الملك سعود ، 2005
9. الشيحة عبدالله عبدالكريم ، أسس نظرية التقدير ، جامعة الملك سعود ، 2007
10. مصطفى ، عبدالحميد ، الاستدلال الاحصائي (1) نظرية التقدير ، مجموعة النيل العربية 2000 ،

## المراجع الأجنبية

1. Gupta S.P Statistical Methods ,Sultan Chand & Sons Publisher , New Delhi , India , 1994
2. Harry Frank and Steven C. Tintle , Statistics , Concepts and applications , Cambridge University Press , London , 1994

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

3. Gupta S.P , Practical Statistics , S. Chand and company LTD , New Delhi , 1998
4. Richard I .Levin & David S. Rubin , Statistics for Management , prentice ,Hall of India , New Delhi , 1992
5. Jane Miller , Statistics for Advance level , Cambridge University Press, Great Britain , 1994

الأستاذ الدكتور / علي أحمد السقاف

منشوراته

المركز الديمقراطي العربي

للدراسات الاستراتيجية والاقتصادية والسياسية

برلين - ألمانيا

كل الحقوق محفوظة للناشر

المركز الديمقراطي العربي برلين - ألمانيا

© Democratic Arabic Center

Berlin 10315 Gensingerstr. 112

Tel: 0049-code Germany

54884375-030

91499898-030

86450098-030

[book@democratica.de](mailto:book@democratica.de)