

## الفصل العاشر

### إختبارات الفروض TESTS OF HYPOTHESES

#### توزيع ذو الحدين THE BINOMIAL DISTRIBUTION

نتعامل في العلوم الإجتماعية غالباً بمتغيرات ثنائية الفئات (Dichotomous Variables) كاتصاف الشخص أو عدم اتصافه بخاصية معينة ، أو كنجاح تجربته أو فشلها . وكلما كان من الممكن إفتراض نسبة إحتمال معينة للنجاح ، وكانت محاولات التجربة مستقلة عن بعضها البعض وكان عدد المحاولات صغيراً نسبياً يصبح من الممكن استخدام الإختبارات الأحصائية التي تتضمن ما يعرف بتوزيع ذي الحدين (The Binomial Distribution) . وعلي الرغم من وجود أنواع عديدة من الإختبارات الأحصائية الأكثر ملاءمة من الناحية العملية مقارنة بالإختبارات الأحصائية التي تستخدم توزيع ذي الحدين ، إلا أنه من المناسب أن نخصص وقتاً كافياً لشرح هذا النوع من التوزيعات نسبة لسهولة وبساطته . إن استخدامنا لتوزيع ذي الحدين يمكننا من المتابعة السهلة لجميع الخطوات الخاصة بهذا النوع من التوزيع ، مما يكسبنا فهماً عاماً للخطوات التي تستخدم في جميع الإختبارات الاحصائية . وربما يجد القارئ صعوبة غير عادية (تخترق) وفي هذا الفصل ، لأن هناك العديد من الأفكار الجديدة التي تعرض في صورة مختصرة . وتجدر الإشارة إلى أن معظم هذه الأفكار ستناقش مرة ثانية في الفصل الحادي عشر . وعليه ربما يفضل القارئ أن يعامل هذين الفصلين باعتبارهما وحدة واحدة ، مع قراءة الفصل الحادي عشر قبل الاستيعاب التام للموضوعات المطروحة في الفصل العاشر . وعلي وجه الخصوص قد يرغب القارئ في تأجيل قراءة موضوعات الجزء ( ١٠ - ٣ )

الذي يتضمن التطبيقات المختلفة لتوزيع ذي الحدين ، والجزء ( ١٠ - ٤ )  
الخاص بموضوعات متقدمة لنظرية ذي الحدين .

## ١٠ - ١ التوزيع الإحتمالي لذي الحدين :-

The Binomial Probability Distribution

قبل مناقشه الخطوات الخاصة بالأختبارات الإحصائية ، يصبح من الضروري معرفة كيفية الحصول علي توزيع ذي الحدين . ولتسهيل وتوضيح عمليات الشرح يمكننا أن نحصر تركيزنا علي مثال رمي قطع من النقود ( Flipping of Coins ) . وفي مثل هذا النوع من المسائل ، يدل عدد رميات قطعة النقود علي حجم العينة . كما يتركز اهتمامنا في مثل هذه التجربة علي عدد مرات ظهور الصورة ( Number of Heads ) عند رمي قطعة النقود . ويشار إلى ذلك بعدد مرات النجاح (Successes) التي نحصل عليها من محاولات عددها « ن » رمية . فإذا أفترضنا أستقلالية عدد المحاولات (الرميات) عن بعضها البعض ( Stat istically Independent of each Other ) يمكننا تقدير نسبة احتمال ظهور « ر » صورة ( Head ) واحتمال ظهور ( ن - ر ) « كتابة » Tail ) بترتيب معين . وعلي سبيل المثال يمكننا إيجاد احتمال ظهور « ر » صورة متتالية يتبعها ظهور ( ن - ر ) « كتابة » . نفترض أن « ح » تساوي احتمال ظهور « الصورة » أي احتمال « النجاح » ، وأن « ف » تساوي احتمال ظهور « الكتابة » أي احتمال « الاخفاق » ، والذي يساوي ( ١ - ح ) . وبما أن المحاولات مستقلة احصائيا عن بعضها البعض ، يمكننا بكل بساطة ضرب الاحتمالات غير الشرطية ( Unconditional Prob-abilities) وعليه يصبح احتمال ظهور « ر » صورة ( بالضبط ) علي حسب الترتيب الموضح أعلاه كما يلي :-

عدد الحدود =  $C \times C \times C \times \dots \times C \times F \times F \times F \times \dots \times F = F^n$   
 $C \times F^{(n-r)}$  . فإذا افترضنا استقلالية رمي قطعه النقود وثبات  
 احتمال النجاح (Constant Probability of Success) ، فإن احتمال

ظهور « ر » صورة وظهور ( ن - ر ) « كتابة » بأي ترتيب معين آخر سيبلغ  
 أيضاً  $C^n \times F^{(n-r)}$  . وعليه في حالة حساب احتمال الحصول على  
 « ر » صورة (تماماً) دون الإشارة لترتيب معين ، يصبح من الضروري  
 حساب عدد الطرق المختلفة التي نحصل بها علي « ر » صورة و ( ن - ر )  
 كتابة . وعلى أية حال إذا كان عدد المحاولات « ن » كبيراً نسبياً فإن هذه  
 العملية الحسابية تصبح طويلة ومتعبة . وكما سبق أن رأينا فإن هناك بعض  
 المعادلات الرياضية التي تجعل مثل هذه العمليات الحسابية غير ضرورية .  
 ان عدد الطرق الممكنة لترتيب « ر » من النجاحات و ( ن - ر ) من حالات  
 الإخفاق يُرمز لها بما يلي : -  $\binom{n}{r}$  وفي بعض الحالات يُرمز له بالرمز

$$\binom{n}{r} \text{ حيث } \binom{n}{r} = \frac{n!}{r!(n-r)!}$$

$$(1-10) \quad \frac{n!}{r!(n-r)!} =$$

ويمكن تسهيل المعادلة رقم ( ١٠ - ١ ) لاغراض العمليات الحسابية  
 بملاحظة أن بعض الحدود في البسط والمقام سوف تختصر مع بعضها  
 البعض (١) . وبما أن  $r \geq n$  يمكننا كتابة ن! كحاصل ضرب حدين علي  
 النحو التالي :-

(١) تجدر الإشارة إلى أن الرمز  $\binom{n}{r}$  يجب الا يختلط علينا بالعملية الحسابية  $\binom{n}{r}$  لأن العملية

الأخيرة تعني قسمة قيمة « ن » علي قيمة « ر » .

$$n! = [(n-1)(n-2)\dots(1+n-1)] \times (n-1) \times (n-2) \times \dots \times (1)$$

$$= [(n-1)(n-2)\dots(1+n-1)] \times (n-1) \times (n-2) \times \dots \times (1)$$

ونلاحظ ان قيمة ( n - 1 ) ! يمكن إختصارها في كل من البسط والمقام في المعادلة رقم ( ١٠ - ١ ) أعلاه. وعليه تصبح صيغة هذه المعادلة على النحو التالي :

$$\binom{n}{r} = \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-r+1)}{r!}$$

وعليه اذا أردنا أن نتعرف على عدد الطرق التي نحصل بها علي أربع « صور » ( Heads ) في عشر رميات لقطعة النقود ، نستخدم طريقة الحل

$$\text{الآتية :- } (n-r+1) = 10 - 4 + 1 = 7$$

$$\therefore \binom{10}{4} = \frac{(7) \times (8) \times (9) \times (10)}{(1) \times (2) \times (3) \times (4)}$$

ونلاحظ عند إستخدام المعادلة رقم ( ١٠ - ٢ ) ان عدد الحدود في البسط يساوي عدد الحدود في المقام . وتعتبر الصيغة الرياضية للمعادلة :

( ١٠ - ٢ ) سهلة من حيث العمليات الحسابية مقارنة بصيغة المعادلة ( ١٠ - ١ ) . وعندما تصبح « ر » أكبر من  $\frac{n}{4}$  يتبين لنا وجود عدد من الحدود المتشابهة في البسط والمقام ، مما يؤدي لاختصارها مع بعضها البعض .

وعلى سبيل المثال إذا كانت « ر » تساوي ٦ ، نجد أن عملية إختصارات

$$210 = \frac{(6) \times (5)}{(6) \times (5)} \times \frac{(7) \times (8) \times (9) \times (10)}{(1) \times (2) \times (3) \times (4)} = \binom{10}{6}$$

ويلاحظ أن هذه الإجابة تساوي الإجابة في المثال السابعة، كما كانت النتيجة عند ايجاد قيمة  $\binom{10}{4}$  . وبصفة عامة يتضح لنا أن:-

$$\binom{n}{r} = \binom{n}{n-r}$$

وعليه يمكننا استخدام « ر » أو ( ن - ر ) اعتماداً علي اي القيمتين أصغر من الأخرى . فإذا كنا نرغب في إيجاد احتمال الحصول علي « ر » تماماً من النجاحات ( Exactly (( r ) Successes )، في « ن » محاولة دون الإهتمام بترتيب حدوث تلك النجاحات ، يمكننا ضرب احتمال الحصول علي أي ترتيب بالقيمة  $\binom{n}{r}$  . فإذا رمزنا إلى الاحتمال المطلوب بالرمز:

إحتمال ( ر ) ، تصبح المعادلة علي النحو التالي :-

$$\text{إحتمال ( ر )} = \binom{n}{r} \times \text{ح } r \times \text{ف ( ن - ر )} \quad [10-3]$$

وهذه المعادلة تعني مايلي :-

إحتمال الحصول على « ر » تماماً من النجاحات =  $\left( \begin{array}{c} \text{عدد الطرق التي} \\ \text{نحصل بها علي « ر »} \\ \text{نجاحاً} \end{array} \right)$

$$\times \left( \begin{array}{c} \text{احتمال الحصول علي} \\ \text{أي ترتيب لحالات} \\ \text{النجاح} \end{array} \right)$$

فإذا كانت قطعه النقود محايدة ( Honest ) ، بمعنى أن ح = ف =  $\frac{1}{2}$  ،

فإن احتمال الحصول على أربع « صور » تماماً ( Heads ) في عشر

محاولات تصبح علي النحو التالي : -

$$\begin{aligned} \times 210 &= {}^6\left(\frac{1}{3}\right) \times {}^4\left(\frac{1}{3}\right) \times \binom{10}{4} = (4) \text{ إجمال} \\ 205 &= \frac{210}{1.24} = 10 \left(\frac{1}{3}\right) \end{aligned}$$

وبالمثل يمكننا الحصول علي الإحتمالات التي نحصل منها علي صفر ،

٢٠١ ، ..... ، ١٠ « صور » ( تماماً ) في عشر محاولات كما هو

موضح في الجدول رقم ( ١٠ - ١ ) التالي في صفحة ٢٦٠

جدول رقم ( ١٠-١ )

يوضح عدد المرات التي نحصل فيها علي « صورة »  
واحتمالاتها

قيم الاحتمالات ( حيث ح = $\frac{1}{2}$ )	عدد الصور ( Heads )
$0.01 = \frac{1}{1.24}$	صفر
$0.10 = \frac{10}{1.24}$	١
$0.44 = \frac{40}{1.24}$	٢
$0.17 = \frac{120}{1.24}$	٣
$0.20 = \frac{210}{1.24}$	٤
$0.26 = \frac{252}{1.24}$	٥
$0.20 = \frac{210}{1.24}$	٦
$0.17 = \frac{120}{1.24}$	٧
$0.44 = \frac{40}{1.24}$	٨
$0.10 = \frac{10}{1.24}$	٩
$0.01 = \frac{1}{1.24}$	١٠ المجموع

ويتضح من الجدول رقم ( ١٠ - ١ ) أنه عندما تصبح قيمة « ر » صفراً فإن القيمة  $\binom{n}{r}$  تصبح غير معرفة ( Undefined ) ولا نستطيع حساب نتائج المعادلة وعلى كل حال فإننا نلاحظ وجود ترتيب واحد فقط عندما تساوي قيمة « ر » صفراً ( أي عندما تكون جميع المحاولات « كتابة » ). وفي هذا المثال يصبح توزيع الإحتمالات متماثلاً تماماً . وبالرجوع إلى الحقيقة التي مفادها ان  $\binom{n}{r} = \binom{n}{n-r}$  يمكننا أن نبرهن أن توزيع  $\binom{n}{r}$  يكون دائماً متماثلاً ولكن قيمه الحد  $r \times f^{-r}$  لا تكون متماثلة تماماً الا في حالة ما اذا كانت  $h = f = \frac{1}{3}$  .

ونلاحظ أن الاحتمالات في المثال السابق قد ارتبطت بكل نتيجة من النتائج الإحدى عشر التي أمكن الحصول عليها من التجربة السابقة .

كما نلاحظ من هذا المثال البسيط وجود أعداد قليلة يمكن أن تسقط من النتائج المدركة ، بافتراض ، أن الرمية الواحدة لقطعة النقود لاينتج عنها الا نتيجتان ؛ اما ان تكون « صورة » أو « كتابة » . وفي تجارب أخرى فان الاحتمالات الممكنة ربما تكون كثيرة جداً أو حتى غير محدودة ، مما قد يتطلب ضرورة تجميع أعداد معينة من النتائج مع بعضها البعض وربط الإحتمال مع إجمالي نتائج التجربة . وعليه فإذا رمينا قطعة النقود ألف مرة ، يمكننا حساب الاحتمالات التي نحصل فيها علي « صور » تتراوح أعدادها بين ٤٠٠ و ٤٤٩ ، ٤٥٠ و ٤٩٩ وبين ٥٠٠ و ٥٤٩ .

عندما ترتبط الاحتمالات مع كل نتيجة ممكنة أو مع مجموعة من النتائج الممكنة لتجربة معينة ، فإننا نطلق على التوزيع الناتج عن ذلك عبارة ( Probability Distribution ) « التوزيع الإحتمالي » . ويجب علينا ان نتذكر أن استخدامنا لمفهوم الاحتمال يشير إلى « حد » نسبة النجاحات إلى إجمالي

عدد المحاولات (Limit of The Ratio of Successes To The Total Number of Trials) ، كما نلاحظ أن توزيع المعاينة يشير إلى العدد النسبي للمرات التي نتوقع فيها الحصول على نتائج معينة لعدد كبير جداً من التجارب .

ونلاحظ في المثال السابق أن كل تجربة تحتوي علي عشر رميات لقطعة النقود ، ثم تسجل عدد المرات التي تظهر فيها « الصورة » . فإذا أجرينا التجربة ١٠٢٤٠٠٠ مرة فإن عملياتنا الحسابية تبين عدم تَوَقُّع ظهور « الصورة » في حوالي ألف مرة . كما يبين المثال أن ظهور « صورة » واحدة ( بالضبط ) في كل تجربة من ال ١٠٢٤٠٠٠ يتحقق ١٠٠٠ مرة ، وظهور « صورتين » يتحقق ٤٥٠٠٠ مرة . الخ . زد علي ذلك ، فأننا نتوقع أنه كلما ارتفع عدد مرات إجراء التجربة ، أقتربت النسب التجريبية من هذه الاحتمالات النظرية .

وفي الحقيقة فإن الباحث لا يلجأ للطريقة التجريبية للحصول علي توزيع المعاينة ، لأنه عادة ماتجرى تجربة واحدة أو تسحب العينة مرة واحدة أو مرات محدودة . ومن الضروري أن ندرك أن التوزيعات إفتراضية ونظرية ولانحصل عليها إلا إذا قام الشخص بتكرار التجربة لمرات كثيرة جداً . ونحصل على توزيع المعاينة بتطبيق المعادلات والصيغ الرياضية أو بطريقة التفسير الإستنتاجي كما ورد ذكره في المثال السابق .

وكلما تقدمنا في فصول هذا الكتاب ، سنتعرض إلى عدد من التوزيعات الإحتمالية وأهمها التوزيع الطبيعي ، والتوزيع التائي ( T - Student ) وتوزيع مربع كاي ( $X^2$ ) وتوزيع فيشر ( F - Distribution ) .

ولقد سبقت الإشارة إلى المعادلة الرياضية للمنحنى الطبيعي ، كما تمت

مناقشتها باختصار . ولكن حساب الاحتمالات للتوزيعات : التائية ، مربع كاي ، فيشر ، يكون من التعقيد والصعوبة بحيث لانتمكن من مناقشته في هذا الكتاب . وبدلا عن ذلك ، فلقد اكتفي بجدولتها وإثباتها في الملاحق . وستناقش إستخداماتها في الأجزاء الخاصة بذلك . ويصبح من الضروري للقارئ أن يدرك أن جدوي استخداماتها وحساباتها هي في الأساس نفس الجدوى التي نحن بصدد مناقشتها في حالة توزيع « نوالحين » الأكثر بساطة . وطالما أن كل هذه التوزيعات الاحتمالية الأربعة تتضمن منظومات نتائج متصلة ( Continuous ) بدلاً عن منظومات نتائج منقطعة ( Discrete ) ، فالخلفية الضرورية لفهم إستنتاجاتها هي أعمق بكثير مما نتوقعه من إستعداد للقارئ .

وبما أن توزيعات المعاينة ليست من أنواع التوزيعات التي عادة مايلاحظها الباحث من بيانات دراسته ، فإن الأشخاص الذين ليست لديهم خلفية رياضية كافية ، سيجدون صعوبة في فهم دور هذه التوزيعات الافتراضية في الإحصاء الاستدلالي . ومع ذلك ، فإذا لم يفهم القارئ فكرة التوزيع الاحتمالي بوضوح يصبح من المستحيل عليه أن يحصل على أكثر من فهم سطحي للإحصاء . ولذا يصبح من المفيد في هذا الصدد مناقشة خطوات اختبارات الفروض الاحصائية بطريقة أكثر ترتيباً . كما يصبح من المفيد التعرف علي كيفية استخدام التوزيعات الاحتمالية في إختبارات الفروض .

### ( ١٠ - ٢ ) خطوات الاختبارات الاحصائية :-

إن كل الاختبارات الاحصائية تتضمن عددا من خطوات معينة . ويعاد تأكيد حقيقة ان كل واحدة من هذه الخطوات لابد لها أن تتم قبل فحص بيانات الباحث .

١- تحديد الافتراضات . Making Assumptions

٢- الحصول على توزيع المعاينة . Obtaining Sampling Distribution

٣ - إختيار مستوي الدلالة والمنطقة الحرجة .

Selecting Significance Level and Critical Region .

٤- حساب قيمة المؤشر الاحصائي للاختبار Computing The Test Statistic

٥- اتخاذ القرار Making a Decision

وسنناقش في هذا الفصل كلا من هذه الخطوات بشيء من التفصيل كما سنعيد مناقشة هذه الخطوات في الفصل الحادي عشر حتي يكون القارئى ملماً تماماً بالخطوات التي تتضمنها كل الاختبارات الاحصائية للفروض .

## ١ - تحديد الافتراضات :-

لاستخدام نظرية الاحتمال في الحصول علي التوزيع الاحتمالي ،لابد للباحث من أن يحدد بعض الافتراضات الخاصة بمجتمع البحث والافتراضات الاخرى الخاصة باجراءات المعاينة المستخدمة . وغالباً ماتنحصر الافتراضات التي تقدم عن مجتمع البحث وعن إجراءات المعاينة ، في واحدة من المجموعتين التاليتين : ( أ ) الافتراضات التي يكون الباحث شبه متأكد منها أو التي يرغب الباحث في قبولها . ( ب ) الافتراضات التي تبدو أكثر غموضاً ، ولذلك يهتم الباحث بأمرها كثيراً . ومجموعة الافتراضات في القائمة ( أ ) يمكن تلخيصها ودمجها فيما يسمى بالنموذج ( Model ) . أما الافتراضات المجموعة الثانية التي يرغب الباحث في اختبارها فتسمى الفروض ( Hypotheses ) . وغالباً ماتكون هنا لك فرضية واحدة فقط في

الاختبارات البسيطة التي سنتناولها في الفصول التالية . ومن المهم أن ندرك من وجهة النظر الخاصة بالاختبارات الاحصائية ، أن جميع الافتراضات لها نفس الوضع المنطقي . فإذا كانت نتيجة الدراسة ترفض الافتراضات ، فكل الذي نستطيع أن نقوله عن هذا الاختبار هو أن افتراضاً واحداً علي الأقل ( ومن المحتمل جميع الافتراضات ) قد يكون خطأ . وبما أن الاختبار نفسه لا يقدم لنا بيانات عن الافتراض الخاطئ ، يصبح من الضروري ، إذا ما أردنا الحصول علي نتائج مفيدة، أن يدور الشك حول واحد فقط من هذه الافتراضات . وعليه يصبح من الممكن رفض هذا الافتراض باعتباره إفتراضاً خاطئاً . وعادة مايسأل الطلاب والباحثون السؤال :-

على أي أساس يختار الطالب نوعاً محدوداً من الاختبارات الإحصائية دون الأخرى ؟ ونقدم في هذا الصدد أحد المعايير والأسس الخاصة باختيار النموذج المناسب ( Appropriate Model ) . وبمعنى آخر، فإن الباحث يجب أن يختار الاختبار الإحصائي الذي يتضمن افتراضاً واحداً غامضاً . وفي حالة ما إذا تطلّب الاختبار إفتراضين أو أكثر ، يصبح من الصعب - اذا لم يكن من المستحيل - أن تقرر الفرض الذي سيرفض من بين تلك الفرضيات . وفي مثل هذه الحالات يحاول الباحث الكشف عن إختبار بديل لايتطلب إفتراضات مشكوك في صحتها، ولكي نوضح النقطة السابقة نرجع للمثال السابق الخاص برمي قطعة النقود ، إذ نلاحظ أن أختبار ذي الحدين يتطلب إفتراض أن العشر رميات ، تُكوّن عينة عشوائية تتكون من كل الرميات الممكنة بنفس قطعة النقود . كما يتطلب ذلك افتراض ان كل رمية مستقلة عن الأخرى ، وأن قطعة النقود محايدة ( Honest One ) . وإفتراض الأخير الخاص بحييدة قطعة النقود هو الذي يود الباحث اختباره . أما الافتراض الآخر ، فيصبح النموذج المتبع في هذا الاختبار ، لأن إهتمام

الباحث يركز علي : هل قطعة النقود . محايدة أم لا ؟ ومهما يكن فمن الممكن أن نشك أيضاً في حيده الشخص الذي يقوم برمي قطعة النقود . وإذا كنا متأكدين ( نسبياً ) من حيده قطعة النقود (أي أن احتمال ظهور « الصورة » يساوي احتمال ظهور « الكتابة » = 0.5 ) فإننا نغير المسألة ، ونختبر الفرض الخاص بطريقة رمي قطعة النقود ( أي طريقة المعاينة ) . نفترض أننا لانرغب في قبول نموذجنا الخاص بنزاهة قطعه النقود أو نزاهة الشخص الذي يقوم برمي قطعة النقود . فإذا حصلنا علي خمسين «صورة» على التوالي ، فإننا سوف نقرر أن واحداً علي الأقل من إفتراضاتنا قد كان - بلا شك - خطأ ، ولكننا لانستطيع إختيار الإفتراض الخاطي . بالطبع . عادة مانولي اهتماماً خاصاً بطريقة المعاينة لنتأكد مما يبرر حقيقة الافتراضات الخاصة بطريقة المعاينة .

ولناخذ مثلاً متعلقاً بعلم الإجتماع ، لتوضيح هذه النقطة . دعنا نفترض أن علينا تقديم افتراضين إثنين فقط لاختبار إحصائي معين : - ( أ ) أن النسب تتساوي لأفراد العينة في الطبقتين الوسطي والدينا ممن لهم تطلعات عالية نحو الحراك الإجتماعي .

( ب ) عينة عشوائية قد إستخدمت لاختيار أفراد العينة . نفترض أيضاً أن هذه الإفتراضات تؤدي الي نتائج معينة لايمكن دعمها بالبيانات . ربما توضح بيانات العينة نسبة مئوية كبيرة لأفراد الطبقة المتوسطة من أصحاب تطلعات عالية نحو الحراك الاجتماعي ونستنتج أن أحد الإفتراضين الأول أو الثاني ربما يكون خطأ . ولكن أي الأفتراض يجب رفضه ؟ ربما نرغب في معرفة خطأ الافتراض الأول ولكن لربما استخدمنا طريقة معاينه متحيزه . ويجب أن تتوفر لدينا معارف ومعلومات إضافية بجانب مانستطيع معرفته

عن الأختبار نفسه .

وإذا ذهبنا بعيداً في هذا المثال لنؤكد الأختبار العشوائي للعينة ، فقد نستطيع اعتبار الافتراض الثاني نموذجاً ( Model ) ونستنتج أن الافتراض الأول قد يكون خطأ وهنا تكون رغبتنا في قبول الافتراض الثاني مبنية علي معرفة الطرق المستخدمة في المعاينة ( أي مبنية علي منهجية بحثنا ) . وفي حالات أخرى ربما نقبل بعض الإفتراضات علي أساس نتائج بحوث سابقة . وهناك نقطة هامة وهي أنه لايمكن استخدام الاختبار ذاته لمساعدة الشخص في تحديد الافتراض أو الإفتراضات الخاطئة . وفي هذا الصياغ فإن جميع الإفتراضات لها نفس المكانة المنطقية ( Logical Status ) . ولتأكيد هذه الحقيقة ، ولإثارة انتباه القارئ لافتراضات النموذج ، فإننا نعامل الفرضية المختبره كواحدة فقط من بين الافتراضات العديدة المطلوب إختبارها .

وكما ذُكرَ سابقاً ، فإن الباحث عادة مايهتم بصياغة فرضية يرغب حقيقة في رفضها . والفرضية التي عادة ماتختبر يُشار إليها « بالفرض الصفري » ( Null Hypothesis ) ويرمز لذلك بـ (  $H_0$  ) . أما فرضية البحث التي تصاغ كفرضية بديلة ( Alternative Hypothesis ) فيرمز لها بـ (  $H_1$  ) وعادة ( ولكن ليس دائماً ) ماتشير الفرضية الصفرية إلى عدم وجود إختلاف بين المجموعات أو الفئات ، أو لعدم وجود علاقة بين المتغيرات، بينما تتنبأ فرضية البحث بعلاقة طردية أو عكسية بين المتغيرات . وقد يتوقع الباحث عادة خطأ الفرض الصفري مما يستوجب رفضه مقابل قبول الفرض البديل . ومع ذلك فمن أجل حساب التوزيع الإحتمالي يجب على الباحث في الوقت الحاضر مواصلة خطواته لاختبارات الفروض كأنما الفرض الصفري في الحقيقة صحيح . وعلى سبيل المثال فإن الباحث سيفترض أن قطعة النقود محايدة .

ويلاحظ أن إفتراض حيدة قطعة النقود ، يقدم لنا طريقة لحساب الاحتمالات الصحيحة باستخدام المعادلة الرياضية لتوزيع ذي الحدين . وإذا افترض الباحث عدم حيدة قطعة النقود ، فسيجد أنه لا يستطيع الحصول على توزيع احتمالي مالم يصاغ الفرض بطريقة أكثر تحديداً . ويجب على الباحث أن يلزم نفسه بقيمة معينة لاحتمال النجاح ( ح ) تساوي ٠.٧٥ . مثلاً . ونادراً ما يكون الباحث في موقف يستدعي القيام بهذا العمل . وبالمثل ، فإن فرضية البحث التي مفادها وجود نسبة أكبر من الأفراد من ذوي التطلعات العالية نحو الحراك الإجتماعي للطبقة الوسطى ، ليس فرضاً محدداً مثل الفرض الصفري الذي يشير لعدم وجود إختلافٍ مطلقاً في نسب ذوي التطلعات نحو الحراك الاجتماعي بين الطبقتين .

## ٢ - الحصول علي توزيع المعاينة :

لقد أصبحنا - بعد وضع الفرضيات الضرورية - في موقف يتيح لنا استعمال المنطق الرياضي للحصول على ما يطلق عليه توزيع المعاينة ، والمبني علي توزيع احتمالي محدد ، وفي هذه الحالة توزيع ذي الحدين . ونحسب « بعض المؤشرات » الإحصائية المستخدمة في الإختبار ومن هنا عدد النجاحات « ر » في « ن » محاولة ذات توزيع احتمالي معلوم . ومن الان فصاعداً سوف نشير مراراً لتوزيعات المعاينة التي تتصف بتوزيع ذي الحدين ، والتوزيع الطبيعي، وتوزيع مربع « كاي » ( Chi - Square ) ، وغيرها من التوزيعات - أي التوزيعات التي لها معادلات بصيغ رياضية محددة . ويجب الا يغيب عن أذهاننا ، أنه وفي العموم، يمكن أن يكون هناك عدد من المؤشرات الإحصائية المختلفة ( التي تم حسابها من بيانات معينة ) التي يمكن أن يبرهن أن لها نفس التوزيع الإجمالي ( التوزيع الطبيعي

مثلاً ) ، مع أنها قد تختلف في قيم معالمها المجتمعية. وعليه ، يصبح من المفيد أن يكون لدينا مصطلح جامع ( توزيع المعاينة ) ، ليشير إلى هذه التوزيعات الإحصائية . وعندما نقول أن مؤشراً إحصائياً معيناً يتبع توزيع المعاينة الطبيعي ، أو توزيع معاينة ذي الحدين ، فإننا نعني أن لهذا المؤشر الإحصائي توزيع إحصائي من هذا الشكل . وبعبارة أخرى ، فعلي المدى البعيد ، فإن هذا المؤشر الإحصائي سيأخذ قيماً معينة ( أو مدى من القيم ) لنسبة ثابتة من المرات في حالة ما يكون الفرض الصفري والإفتراضات الأخرى في الحقيقة صحيحة . وسيصبح المعنى والاستخدام الإجرائي لتوزيعات المعاينة أكثر وضوحاً بعد أن نكون قد ناقشنا عدداً من التوزيعات الإحصائية المختلفة . فإذا كانت الإفتراضات أعلاه حول قطعة النقود ورميها في الحقيقة صحيحة ، فقد يتبين لنا أنه على المدى البعيد يمكننا أن نتوقع أن نحصل في تجربة واحدة من كل ١٠٢٤ تجربة علي عشر « صور » ، علماً بأن التجربة الواحدة عبارة عن رمي قطعة النقود عشر رميات . كما نتوقع أن نحصل في عشر تجارب من ١٠٢٤ تجربة علي تسع « صور » ..... الخ .

وإذا ما كانت الإفتراضات صحيحة في الحقيقة ، يمكن الاستفادة من معرفة احتمال أي ناتج محدد يحدث بالصدفة للوصول إلي قرار واقعي ( Rational ) حول الظروف التي يمكن على ضوءها المخاطرة برفض تلك الإفتراضات .

وعلي سبيل المثال ، هناك احتمالان إذا أردنا الحصول علي عشر « صور » في تجربة واحدة من عشر رميات : ( أ ) إما أن تكون الفرضيات صحيحة ، وهذه واحدة من الحالات النادرة جداً ، ( ب ) أن واحداً على

الأقل ( إفتراضاً الفرض الصفري ) من هذه الإفتراضات خاطئ. ولسوء الحظ فإنه من غير المتاح لنا أبداً التيقن من صحة أيٍّ من البديلين . أما إذا تيسر ذلك فسنعلم مسبقاً بنتائج الفرضيات ، وعليه يصبح من غير المجدي إجراء التجربة . ولكننا نستطيع القول إن تحقيق البديل الأول إحتما له قليل جداً . لنضع القاعدة أنه في كل مرة نحصل فيها علي عشر « صور » في كل عشر رميات ، نخلص تلقائياً الي أن واحداً علي الأقل من الفرضيات خاطئ ، ويتعين رفضة . وعلي المدى البعيد ، سنتخذ من وقت لآخر قرارات خاطئة بتمسكنا الصارم بهذه القاعدة طالما كنا نعلم أنه حتي في حالات قطعة النقود المحايدة ، فاننا نتوقع أن نحصل في تجربة واحدة من كل ١٠٢٤ تجربة ، على عشر « صور » عن طريق الصدفة . مثل هذه القاعدة لن تساعدنا علي تحديد صحة قرارنا لأيٍّ من التجارب المحددة . ولكن قوانين الإحتتمالات توضح لنا بدقة ماهي نسبة عدد المرات التي يمكننا أن نتوقع فيها اتخاذ قرارات صائبة علي المدى البعيد . وهذا يعني أن ثقتنا متعلقة بالإجراء الذي نتبعة أكثر من تعلقها بالقرار الذي نتخذه حيال أي حالة محددة ، وهذا الإجراء سينجم عنه قرارات صائبة في معظم الاوقات رغم أننا لايمكن أن نكون واثقين تماماً من صحة قرارنا حيال أي قرار بعينه .

### ٣ - إختيار مستوي الدلالة والمنطقة الحرجة : -

إن الأمر المثالي هو أن يتخذ الباحث قراره قبل إجراء التجربة الفعلية أو تحليل البيانات . ومن خلال معرفة الباحث بتوزيع العينة يختار مجموعة من البدائل التي إذا ماتحققت تقتضي منه رفض فرضياته . وهذه النتائج غير المحتملة يشار إليها بالمنطقة الحرجة . وعليه فإن الباحث يقسم النتائج

الممكنة الي مجموعتين ( أ ) النتائج التي سيرفضها الباحث و ( ب ) النتائج التي لايسمح حدوثها بالفرض . ولكي تُختار المنطقة الحرجة يتوجب علي الباحث إتخاذ قرارين بالإضافة الي تحديد النموذج ( Model ) والفرضيات. وفي البداية يجب علي الباحث أن يحدد المخاطر التي ستواجهه فيما يختص بالوقوع في الخطأين من النوع الأول والنوع الثاني .

ثانياً يجب علي الباحث أن يقرر ماإذا كان يرغب أن تشتمل المنطقة الحرجة علي طرفي توزيع المعاينة . وكما سبقت الإشارة إليه في الفصل الثامن، فإن الباحث يجب أن يأخذ في الإعتبار نوعين من الأخطاء المحتملة. وتجدر الإشارةإلى أن خطأ النوع الأول ( Type I Error ) يعني رفض مجموعة فرضيات ( بما في ذلك الفرض الصفرى ) عندما تكون في الحقيقة صحيحة . ومن الجانب الأخر فان الخطأ من النوع الثاني

( Type II Error ) يتضمن فشل رفض الفرضيات عندما تكون في الحقيقة خاطئة . ومن توزيع المعاينة فإن الشخص يمكنه تحديد الاحتمالات التي توضح حدوث نتائج بعينها عندما تكون الافتراضات في الحقيقة صحيحة . فإذا ماقرر الباحث رفض الفرضيات كلما حصل علي مجموعة من النتائج غير المحتملة كالحصول علي صفر « صورة » أو عشر صور، وإذا كانت الافتراضات صحيحة ، فإن الباحث سيرتكب خطأً من النوع الأول كلما حصل على أي من هذه النتائج .

إن احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول هو مجموع الاحتمالات لكل من النتائج التي تقع داخل المنطقة الحرجة . فعلي سبيل المثال : إذا إحتوت المنطقة الحرجة علي صفر « صورة » أو عشر « صور» ، فإن احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول سيكون  $\frac{2}{1.24}$  أو 0.02 . أما إذا تم اختيار

منطقة حرجة أكبر ، فإن مخاطر هذا النوع من الخطأ ستزداد . لنفترض أنه قد تقرر رفض الفرضيات إذا ماتم الحصول على صفر أو « صورة » واحدة ، أو تسع أو عشر « . صور » ففي هذه الحالة يكون احتمال الخطأ من النوع الأول هو  $\frac{(1+1+1+1)}{10}$  أي ٠.٢٢ . ويشار إلى احتمال الوقوع في النوع الأول من هذا الخطأ « بمستوي الدلالة » للاختبار، ويمكن تحديده بواسطة الباحث من بين مستويات الدلالة المتعارف عليها ، إذا ما كان توزيع المعاينة متصلاً ( Continuous ) . وقبل مناقشة المعايير الممكنة لتحديد مستوي الدلالة ، يجوز لنا أن نذكر شيئاً عن الخطأ من النوع الثاني. على ضوء نقاشنا السابق لفكرة تأكيد سلامة النتيجة في حالة عدم صحتها حقيقة ، يتضح جلياً خطأ إثبات صحة فرضيات معينة ، فقط لكونها ( أي الفرضيات ) قد استعصت علي الرفض . ومن الممكن أن تقود مجموعة أخرى من الفرضيات إلى توزيع معاينة يؤدي إلى نتائج متشابهة . مثلاً إذا كان الاحتمال الصحيح للحصول على « صورة » يساوي ١/٥٠ . وليس ٥٠/٥٠ . فإن توزيع المعاينة الصحيح سيكون مطابقاً تقريباً لذلك الذي قمنا بحسابه . وهكذا فإن نفس المنطقة الحرجة سيتم إختيارها ، كما أن القرار فيما يتعلق بالرفض أو عدمه ربما يكون مطابقاً . ورغم ذلك وعلى وجه الدقة، فإن الفرضية التي مفادها أن احتمال ظهور « الصورة » « ح » يساوي ٥٠ . ستكون غير صحيحة ويتعين رفضها . وإذا لم نستطع رفضها فلا نريد قبولها كلية باعتبارها الفرضية الوحيدة الصحيحة طالما هناك عدد ضخم من الفرضيات الإضافية التي لا يمكن رفضها. وببساطة نقرر بأنه لا يجب أن نرفض فرضيتنا . هب أننا كنا محافظين في رفض فرضية ما ، فإن هذا لا يمنع من كوننا نود استبعاد أكبر عدد ممكن من الفرضيات غير الصحيحه

وفي هذه الحالة فإننا نقع في خطأ كلما أخفقنا في رفض فرضية غير صحيحة . ماذا يمكن أن يقال عن احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني ؟ لسوء الحظ ليس من اليسير حساب قيمة الخطأ من النوع الثاني كما كان الحال مع الخطأ من النوع الأول . وعلينا تأجيل نقاشنا عن الخطأ من النوع الثاني للفصل الرابع عشر ( في الجزء الثاني من الكتاب ) . وعلى أي حال فهناك حقيقة هامة يجب التنبيه إليها - عند إجراء أي اختبار - مفادها أن احتمالات الخطأ من النوع الأول والثاني تكون مرتبطة إرتباطاً عكسياً مع بعضها البعض . وهذا يعني أنه كلما قلت مخاطر الوقوع في الخطأ من النوع الأول ، زادت مخاطر الوقوع في الخطأ من النوع الثاني . وهذا يمكن توضيحه بمثال رمي قطعة النقود . ويجب إقناع أنفسنا أنه إذا اختار الشخص منطقة ضيقة ( مثل الحصول علي صفر « صورة » أو عشر « صور » ) فإن احتمال رفض الفرضيات في هذه الحالة سيكون أقل من احتمال رفضها في حالة إختيارنا لمنطقة حرجة أشمل ( مثل احتمال الحصول على : صفر ، ١ ، ٩ ، ١٠ صور ) . فبما أنه من غير المرجح أن نرفض فرضيات صحيحة في الحالة الأولى ، فإنه أيضاً من غير المرجح أن نرفض الفرضيات غير الصحيحة ، وعليه يصبح من المرجح أن يقع الباحث في الخطأ من النوع الثاني .

وبحديث أدق ، فإن الشخص لا يستطيع أن يقع في نوعي الخطأ في وقت واحد . فإذا كان الفرض الصفري ( $H_0$ ) صحيحاً ، فإن الخطأ الوحيد الذي يقع فيه الشخص هو النوع الأول ، الخاص برفض الفرض الصفري . وفي المقابل إذا كان الفرض الصفري غير صحيح فإن الخطأ الوحيد الذي سيقع فيه الشخص هو النوع الثاني ، وهو فشل الرفض . وبما أننا لاندرى إن كان الفرض الصفري صحيحاً أم لا ، فباستطاعتنا أن نذكر بشئ من

التساهل ، أن مخاطر الوقوع في الخطأ من النوع الأول ومخاطر الوقوع في الخطأ من النوع الثاني ترتبطان ارتباطاً عكسياً ، على الرغم من أننا لانستطيع في الحقيقة معرفة الاحتمال الصحيح للخطأ من النوع الثاني ما لم نعرف القيمة الصحيحة للمعلم ( Parameter ) . وبالطبع فإن هذه القيمة لن تكون معلومة في الواقع . وفي الفصل الرابع عشر ( في الجزء الثاني من هذا الكتاب ) سوف نناقش فكرة قوة الأختبار ( Power Of a Test ) التي تُعرف بأنها مقدرة الاختبار على رفض الفرض الخاطئ أو ( ١-إحتمال الخطأ من النوع الثاني ) . وكما سيتضح فيما بعد فإننا عموماً لانستطيع تقييم احتمال الخطأ من النوع الثاني ما لم تتوفر لدينا القيمة الصحيحة للمعلم . وحسب مفهوم نظرية ذي الحدين ، على سبيل المثال ، لانستطيع حساب « بيتا » [إحتمال الخطأ من النوع الثاني] ما لم نعرف في الحقيقة مدي خطأ الفرض الصفري .

وإذا ما افترضنا أن احتمال النجاح (ح) يساوي ٥٠ ، علماً بأن القيمة الصحيحة لهذا الاحتمال تساوي ٩٠ ، فإننا نحتاج لحساب توزيع المعاينة الحقيقي فيما إذا كانت  $ح = ٩٠$  و  $٠$  حتي نصل للإحتمال الحقيقي الذي ينتهي ( أو يقع ) في المنطقة الحرجة . فإذا كانت  $ح = ٩٠$  فإننا نتوقع في معظم المرات أن نحصل على ثماني ، أو تسع أو عشر « صور » في عشر محاولات ، بينما يصبح من غير المحتمل أن نحصل علي « صورتين » أو أقل . وعليه فإذا إستخدمنا المنطقة الحرجة الخاصة بالحصول على ثماني ، أو تسع أو عشر « صور » فمن المحتمل جداً أن نرفض الفرض الصفري ( $H_0$ ) الذي مفاده أن  $ح = ٥٠$  ، في حالة إذا كانت قيمة « ح » تساوي في الحقيقة ٩٠ . وعليه فإن مخاطر الوقوع في الخطأ من النوع الثاني ستكون قليلة جداً . ومهما كان ، فإذا ما اخترنا المنطقة الحرجة لتمثل الحصول على

صفر ٢.١ من « الصور » ، فإن مخاطر وقوعنا في الخطأ من النوع الثاني ستكون كبيرة جداً ، عندما تبلغ قيمة « ح » ٩. وعلى الباحث أن يقنع نفسه أنه إذا كانت القيمة الصحيحة لاحتمال النجاح « ح » قريبة جداً من ٥٠ ، فلنقل ٥٢ ، فإن احتمال وقوع القيمة في المنطقة الحرجة سيكون قريباً جداً من قيمة الخطأ من النوع الأول (ألفا  $\infty$  ) . وطالما أن الفرض الصفري سيكون خاطئاً من الناحية الفنية ، فإن مخاطر الوقوع في الخطأ من النوع الثاني تكون عظيمة ، حتي وإن كان ثمن الإتيان بمثل هذا الخطأ يهون إذا ما قورن مع الحالة التي يكون فيها الاحتمال الحقيقي للنجاح هو ٩٠ .

ومن هنا فإنه يستحيل تقليل المخاطر الي حد أدني لكلا النوعين من الأخطاء في نفس الوقت ، إلا إذا قام الشخص بإعادة تعميم دراسته واختار حالات إضافية ، أو استخدم إختباراً إحصائياً مختلفاً . عملياً . فإننا نقوم باختيار احتمال للنوع الأول من الخطأ بقيمة ثابتة ( مثلاً ٥٠ ) ، ثم نحاول إختيار إختبار إحصائي يقلل من مخاطر الخطأ من النوع الثاني الي الحد الأدنى . وفي عملية الإختيار من بين الإختبارات البديلة المتاحة ، فإننا نقوم باختيار ذلك الإختبار الإحصائي المبني علي نموذج ملائم ( Appropriate Model ) يقلل إلى الحد الأدنى من مخاطر الخطأ من النوع الثاني . ويعتمد قرار إختيار مستوي الدلالة علي التكلفة النسبية لاتخاذ هذا أو ذاك النوع من الخطأ ويتعين تقييمه طبقاً لذلك . وأحياناً يتعين إتخاذ قرار عملي طبقاً لنتائج التجربة . وربما يقرر أحد المشتغلين بالصناعة تركيب معدات باهظة الثمن ، أو ربما يقرر باحث ما اختيار عينه أخري لإعادة تكرار دراسته ، أو قد يتعين علي سلطات الصحة العامة أن تقرر فيما اذا كانت ستحاول تطعيماً جماعياً بمصل جديد أم لا . وهناك أمثلة أخري قد لا تتطلب قراراً عملياً . والباحث الإجتماعي قد يقوم بنشر نتائج بحثه في مقال بجريدة ، وربما لا يستوجب ذلك تحمل عواقب هذه أو تلك الأخطاء .

إن إختيار مستوى الدلالة يكون صعباً بوجه خاص في الحالات التي يتعين فيها إتخاذ قرار عملي . ففي مثال رمي قطعة النقود . لنفترض أن القرار يتضمن رفض الأستمرار في المقامرة بقطعة نقود مشكوك في حيدتها . وعلى الرغم من أن مقامرنا قد يواجه إحتتمالات تائب زوجة في حالة عودته الي المنزل خالي الوفاض . سيكون من الأفضل له الإنسحاب من اللعبة إذا ماتوفر شك معقول حيال حيدة قطعة النقود . وفي هذه الحالة فإنه سيختار منطقة حرجة كبيرة طالما أن عقوبة الوقوع في الخطأ من النوع الثاني ( أي الاستمرار في اللعبة حينما تكون قطعة النقود في الحقيقة غير محايدة ) ستكون كبيرة . ومن الناحية الأخرى إذا ماكان الباحث سيخاطر بالإساءة إلى رئيسه بزعمه أن قطعة النقود غير محايدة ، فإنه سيرغب في التحقق من هذه الحقيقة قبل إتخاذ قراره . وفي الحالة الأخيرة . يتعين عليه إختيار منطقة حرجة صغيرة جداً . وبهذا يقلل (إلى الحد الأدنى ) من مخاطر الوقوع في الخطأ من النوع الأول . وشبيه بذلك إذا كانت تكلفة التطعيم باهظة ، أو اذا كان المصل قد يحمل مخاطر جمة ، فإن الشخص يود أن يكون واثقاً تماماً من مفعوله قبل إستعماله . وقد يود الباحث أن يجعل من رفض الفرض الصفري ، الذي مفاده بأن المصل ليس له تأثير مفيد ، صعباً جداً . وإذا لم يكن هنالك قرار عملي سيتخذ ، عدا القرار الخاص بنشر نتائج الدراسة ، فإن هناك قاعدة بسيطة يجب أن تتبع . وتتطلب هذه القاعدة من الباحث أن يتأني عند إثبات خطئه أو للحصول علي نتائج لايرغب حقيقة في الحصول عليها . وعادة ( ولكن ليس دائماً ) يقوم الشخص بوضع فرض صفري يرغب حقيقة في رفضه ، وطالما أنه يرغب في أن يكون قادراً علي الرفض ، يتعين عليه أن يجعل من العسير تحقيق النتائج المطلوبة باستخدام منطقة حرجة صغيرة للغاية .

وهناك حالات يجب الإنتباه لوجودها وهى تلك التي لا يود فيها الباحث حقيقة رفض الفرض الصفري ( الذي مفاده التنبؤ بعدم وجود اختلافات دينية أو طبقية فيما يتعلق بمعدلات الخصوبة ، على سبيل المثال ) . وإذا ما أراد الباحث معرفة وجود هذه الاختلافات ، فعليه اختيار منطقة حرجة صغيرة جداً ، وبذلك يجعل من الصعب عليه رفض الفرض الصفري . ولكن لنفترض أن الباحث يود حقيقة إثبات عدم وجود مثل هذه الاختلافات . أو ربما يحاول الباحث أن يبين أن بعض النظريات الشائعة حول اختلافات الخصوبة البشرية غير صحيحة أو غير دقيقة . أو قد يأمل الباحث في عدم وجود تلك الاختلافات ، مما يدعو لاستبعاد تأثير المتغيرين الخاصين بالطبقة أو الدين عند دراسة ارتباط معدلات الخصوبة مع متغيرات أخرى .

ففي الحالات السابقة نجد أن الباحث قد استدرج بطريقة أو أخرى إلى الجانب الخاطيء عن الفرضية ، وكان يجب عليه أن يكون مهتماً في المقام الأول بتقليل مخاطر الخطأ من النوع الثاني . وبعبارة أخرى . فعلي الباحث أن يولي إهتماماً خاصاً بالأى يستبقي الفرض الصفري الخاص بعدم وجود اختلافات عندما تكون الفرضية الصفرية في الحقيقة خاطئة . والشخص لا يكون دائماً محافظاً باختيار منطقة حرجة صغيرة ، مما يجعل من الصعب عليه رفض الفرض الصفري ، الذي قد يرغب الباحث حقيقة في الاستبقاء عليه . إن مستويات الدلالة الشائعة الاستخدام في البحوث الإحصائية تبلغ ٠.٥ ، ٠.١ و ٠.٠١ . وفي ضوء ماسبق ذكره يجب علينا أن ندرك أنه ليس هناك شيء مقدس ، أو مطلق عند تحديد مستوي الدلالة . ولكن علي الباحث أن يكون عادة محافظاً عند استخدام هذه المستويات ، اذا كان لا يرغب في رفض الفرضية الصفرية . وسيكون الباحث في مأمن ، ربما باستخدامه مستويات دلالة ٠.١ أو ٠.٢ أو حتى ٠.٣ . وبذلك يكون قد قلل من مخاطر

## الوقوع في الخطأ من النوع الثاني .

وهناك تحذير يجب الإنتباه إليه عند تفسير نتائج إختبارات الدلالة ، طالما يصبح من الممكن الحصول علي نتائج مضللة إلى حد ما ، حتي عند إستعمال مستوي دلالة 0.01 . وعندما يكون رفض الفرضية مرغوباً فيه . إن إختبارات الدلالة توضح لنا كيف ستكون نتائج مجموعة معينة من العينات في حالة صحة فرضيات محددة عن معالم مجتمع البحث ( Population Parameters) . وهناك عوامل متعددة تحدد جواز قدرتنا علي رفض تلك الإفتراضات . وأول هذه العوامل هو إلى أي حد هذه الإفتراضات غير كافية حقيقة . فمثلاً ؛ إذا كان الإحتمال الحقيقي للحصول علي « صورة » يساوي 0.9 ، فمن المرجح أن نكون قادرين علي رفض الفرضية التي مفادها أن إحتمال الحصول علي « صورة » يساوي 0 ، لأننا حقيقة نميل الي الحصول على نسبة عالية من « الصور » ( Heads ) تنتهي في المنطقة الحرجة . ومن الناحية الأخرى إذا كان الإحتمال الصحيح هو 0.03 ، فمن غير المرجح أن نحصل علي النتائج القصوي الضرورية للرفض .

كما أن عدد المفردات يعتبر عاملاً آخر هاماً في تحديد المدى الذي يجب أن يبلغه تطرف النتائج قبل أن يكون رفض الفرضية ممكناً . ففي عشر رميات فقط لقطعة النقود ( أو عشر حالات ) إتضحت الحاجة إلى الحصول على نتائج شديدة التطرف لكي يتم الرفض . ولكن إذا كان عدد المفردات «ن» كبيراً فإن نسبة النجاحات يتعين أن تختلف عن الإحتمال المفترض (ح) بقدر ضئيل لكي يتم رفضها . فإذا قذفت قطعة النقود عشرة آلاف مرة بدلاً عن عشر مرات ، حينئذ يمكننا رفض الفرضية إذا حصلنا مثلاً على أكثر من خمسة آلاف ومائتي « صورة » . بعبارة أخرى ، في حالة إفتراض أن (ح) تساوي 0.05 ، فإن احتمال الحصول على خمسة آلاف ومائتي

«صورة» أو أكثر في عشر آلاف محاولة سيكون أقل من احتمال الحصول علي عشر « صور » في عشر محاولات ، رغم أن النتائج لن تكون أقرب إلى التطرف . وهذا بالطبع يتسق مع إعتقادنا البديهي في حالة العينات ذات الحجم الكبير ، مع الإدراك بأنه في حالة العينات ذات الحجم الصغير فإن النتائج المتطرفة يمكن أن تتجم بصورة متكررة عن طريق الصدفة . وشبيه بذلك ، فإننا سنحصل من عينة تتكون من عشرة آلاف شخص علي اختلافات ضئيلة في معدلات الخصوبة البشرية بين نساء الطبقات المتوسطة والدنيا . ومع ذلك يكون باستطاعتنا رفض الفرض الصفري الذي مفاده عدم وجود أي اختلافات تذكر بين السُكان . ومع وجود عدد كبير جداً من المفردات يصبح ممكناً من الناحية العملية دائماً رفض أي فرضية غير صحيحة نكون قد أقمناها بصرف النظر عن مدى إختلاف القيمة المفترضة عن القيمة الحقيقية . وهذا يعني أنه إذا كان لدينا عشر آلاف مفردة فلن نندهش كثيراً إذا إستطعنا أن نرفض بمستوى دلالة قدره ٠.٠١ ، ويجب علينا أن نحذر من تقديم نتائجنا كما لو كانت ذات أهمية كبيرة . ولا يجب الخلط بين الدلالات الإحصائية والدلالات العملية (Practical Significance) .

فالدلالات الإحصائية تبين لنا أن إختلافات العينة لن تحدث بصورة متكررة عن طريق الصدفة إذا لم توجد إختلافات أي كانت بين أفراد مجتمع البحث . كما أن الدلالات الإحصائية لاتذكر لنا شيئاً مباشراً عن حجم أو أهمية تلك الإختلافات : فالعامل الذي يكون من الكبر بحيث يؤدي إلي إختلافات ذات دلالات إحصائية في عينة صغيرة ، يكون بذلك جدير باهتمام الفرد من العامل الذي يؤدي إلي إختلافات ضئيلة لاتبين لها دلالات إحصائية الا في حالة عينة كبيرة جداً . وإذا اشتملت الدراسة على عدد كبير من المفردات، فإننا في العادة نكون أكثر إهتماماً بأنواع أخري من العضلات بدلاً عن

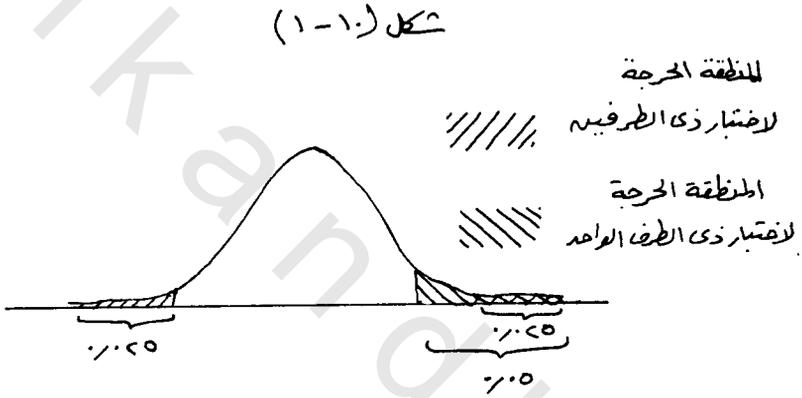
إهتمامنا باختبارات الدلالة . وهذا الموضوع سستتم مناقشته باستفاضة في الباب الخامس عشر ( الجزء الثاني من الكتاب ) عند معالجة مقاييس درجة الارتباط . ويكفي عند هذا الحد الإشارة إلى أن الدلالات الإحصائية لاتتضمن بالضرورة اختلافات كبيرة أو إختلافات ذات أهمية للباحث الإجتماعي .

وهناك نوع آخر من القرارات التي يجب أن تتخذ قبل تحديد المنطقة الحرجة . كما أن هناك عدداً من النتائج أو مجموعة من النتائج ربما تكون احتمالاتها أقل من مستوي الدلالة المحدد . وعلى سبيل المثال ، نلاحظ أن إحتمال الحصول علي ثماني « صور » ( تماماً ) يكون  $\frac{45}{1.74}$  أو 0.044 . وعليه يكون تقرير رفض الفرض الصفري ممكناً ( وإن يكن ليس بدرجة كبيرة من المعقولية ) إذا ما حصلنا علي ثماني « صور » ( تماماً ) ، وإلا فلا يتم الرفض . ومن ثم فإن إحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول سيكون 0.044 . إن اختيار مثل هذه المنطقة الحرجة نادراً ما ينجم عنه مغزي نظري ، طالما أنه طبيعي أن يكون الفرد أكثر تردداً عند قبول الفرض الصفري إذا ما كان سيحصل على تسع أو عشر « صور » ، حتى وإن كانت هذه البدائل لاتتنتمي إلى المنطقة الحرجة . وعملياً نحن دائماً نكون أكثر إهتماماً علي الأقل باستعمال الطرف الكامل للتوزيع . ونحن لسنا معنيين باحتمال الحصول علي ثماني « صور » تماماً ، ولكننا معنيين باحتمال الحصول علي ثمانية أو أكثر من « الصور » . وهذا يعني اهتمامنا بالإحتمال الخاص بالحصول علي ثماني « صور » أو شيء أكثر مما هو عادي ( باعتبار العادي هو الحصول علي ثماني « صور » - المترجم ) . ولكن لماذا لاتتضمن المنطقة الحرجة أيضاً احتمال الحصول على صفر « صورة » ، واحدة و « صورتين » ؟ طالما أن هذه البدائل تتساوي - فيما يختص بعدم

ترجيحها - مع احتمال الحصول على ثماني ، تسع ، عشرة « صورة » .  
وغالباً لانكون في وضع يمكننا من التنبؤ مسبقاً بالإتجاه الذي يمكن أن  
تتخذه النتائج غير العادية . ففي هذا المثال يمكننا مجرد الظن بأن قطعة  
النقود غير محايدة ، ولكن من غير أن تكون هناك إشارة عما إذا كانت قطعة  
النقود متحيزة لصالح « الصورة » أم لصالح الوجه الآخر « الكتابة » .  
وأكثر من ذلك ، فإننا قد لانهتم بهذا الموقف . وفي مثل هذه الحالة ، فإننا  
نود الإبتعاد عن المخاطر ، ونستخدم كلا طرفي توزيع العينة ، هذا لأننا لو  
أردنا استعمال منطقة حرجة تحتوي فقط علي ظهور ثماني ، وتسع وعشر  
« صور » ، وإذا ماحصلنا على « صورة » واحدة فإننا سنكون في الوضع  
المؤسف الذي يجعلنا غير قادرين علي رفض الفرض الصفري ، حتي ولو  
كان الفرض خاطئاً .

وهناك عدد من المناسبات على أي حال نكون فيها إما قادرين علي  
التنبؤ باتجاه الإنحراف ، أو مهتمين في الأساس بالإنحراف في إتجاه واحد  
فقط . فمثلاً قد تقودنا المعلومات السابقة إلي التنبؤ بأن قطعة النقود  
متحيزة لصالح جانب « الصورة » . أو ربما نراهن علي جانب « الكتابة »  
في كل مرة ، بحيث أن قطعة النقود لو كانت متحيزة لصالح جانب « الكتابة »  
فلا حاجة بنا للخوف من الإستمرار في اللعبة . وفي أمثلة أكثر واقعية يكون  
من الممكن ، غالباً ، التنبؤ بالاتجاه إعتماًداً علي نظرية معينة أو علي  
دراسات سابقة . فمثلاً ، يمكن التنبؤ بأن « للكاثوليكيين » أسراً أكبر من  
أسر مجموعة « البروتستانت » . وإذا كان الشخص معنياً باثبات صحة  
نظريته فإنه سيجري اختبارات الدلالة فقط حينما تكون النتائج واقعه في  
الإتجاه المتنبأ به . أما إذا وقعت في الإتجاه المضاد ، فلانحتاج إلي إجراء  
اختبار طالما أن البيانات لاتسند النظرية .

وحيثما يكون الإتجاه قد تم التنبؤ به ، فإن اختبار الطرف الواحد ( One Tail Test ) سيكون له الأفضلية علي الأختبارات ذات الطرفين ( Two Tail Tests ) بنفس مستوي الدلالة ، طالما أنه من الممكن الحصول علي طرف كبير بتركيز كل المنطقة الحرجة علي الطرف المناسب لتوزيع المعاينة وهذه الميزة لاختبار الطرف الواحد مبينة في الشكل رقم ( ١٠ - ١ ) في حالة توزيع المعاينة الممهد ( Smoothed Sampling Distribution ) الذي يأخذ شكل المنحنى الطبيعي .



مقارنة المناطق الحرجة لاختبار الطرف الواحد والطرفين باستعمال مستوى الدلالة ٠.٠٥ .

يدل الشكل رقم ( ١٠ - ١ ) أعلاه على أن إحتتمالات الوقوع في الخطأ من النوع الأول هي الإحتتمالات نفسها لكل من الحالتين طالما أن المنطقتين الحرجتين لهما نفس القيمة ( كما تقاس بنسبة المساحة ) . ولكن إذا وقعت النتائج فعلياً في الإتجاه المتنبأ به ، فإن الباحث سيرفض الفرضية باستخدام اختبار الطرف الواحد على الأرجح ، طالما يوجد إحتمال أكبر لوقوعها في المنطقة الحرجة الأكبر بهذا الإتجاه المحدد . وتكون مخاطر

الوقوع في الخطأ من النوع الثاني - إذا كان الاحتمال الصحيح هو إتجاه التنبؤ - أقل عند إستخدام اختبار الطرفين .

يمكننا التفكير في عملية البحث وكأنها جماعٌ سلسلة من المجهودات تبذل لاقناع باحث كثير التحفظ في قبوله للنتائج قبل أن يُجاب على سبيل متصلٍ من الأسئلة . مثل هذا الباحث قد يتقدم بسؤال يبدو هيناً ( وإن يكن مشروعاً ) عند إعلاننا التوصل إلي علاقة متنبأ بها أصلاً . هذا السؤال هو : ألا يمكن أن تكون العلاقة التي توصلنا إليها ناتجة عن خطأ في المعاينة ؟ بمعنى آخر، يكون وارداً القول بأن ليست هناك علاقة في مجتمع البحث وإنما مجرد الصدفة وقع إختيارنا علي عينة معينة بنفسها . واختباراتنا للفرض الصفري تكون - بالطبع - مدفوعة بهذا النوع من السؤال المعقول . ولكننا إذا حصلنا علي علاقة في الإتجاه المعاكس للعلاقة المتنبأ بها ، فنكون - في الحقيقة - قد فقدنا من قبل الحجة مع صاحب الشك . وعليه ليست هناك جدوي من إجراء اختبار الدلالة للفرض الصفري . وعندما نتنبأ مسبقاً باتجاه العلاقة ، يمكننا أن نستفيد من ميزة إختيار منطقة حرجة أكبر في ذلك الإتجاه ( بنفس مخاطرة الوقوع في الخطأ من النوع الأول ) ، ولكننا نفقد حق إجراء الإختبار إذا جاءت النتائج علي عكس الإتجاه المتنبأ به وبالطبع ، فإن خطأ التنبؤ باتجاه العلاقة ربما يعطينا فهماً عميقاً لتحليل لاحق لأنواع مختلفة من البيانات .

وعند هذه النقطة يجب علينا ألا نتوقع فهماً بديهياً للعلاقة بين الخطأ من النوع الثاني واختبارات الطرف الواحد والطرفين . وتجدر الإشارة إلي أن كثيراً من هذه المفاهيم العسيرة ستُصبحُ جلية فقط بعد مناقشة أمثلة عملية متعددة . يجب إرجاء المعالجة التفصيلية لأخطاء النوع الثاني للفصل الرابع

عشر ، في الجزء الثاني من هذا الكتاب .

ولتوخي الدقة في هذا المثال ؛ دعنا نختار مستوى الدلالة بمقدار ٠.٥ ولتطبيق إختبار الطرفين . إن المنطقة الحرجة سوف تحتوي علي البدائل الآتية :الحصول على صفر ، ١ ، ٩ ، ١٠ « صور » طالما أن إدراج بدائل إضافية ، سيزيد من احتمالات حدوث خطأ من النوع الأول متعدياً مستوى

الدلالة ٠.٥ . وفي هذا المثال فإن مستوى الدلالة الذي أستخدم فعلياً هو

$$\frac{(1+1+1+1)}{1.24} \text{ أو } 0.22 \text{ . وفي الأمثلة الأخرى التي يكون فيها توزيع المعاينة}$$

متصلاً ( Continuous ) أكثر منه توزيعاً غير متصل (متقطع) (Discrete) ، يصبح من الممكن

استخدام مستوى الدلالة المطلوب بدقة ( مثل ٠.٥ ، ٠.١ أو ٠.٠١ ) .

#### ٤- حساب قيمة المؤشر الإحصائي للاختبار :-

إنه لمن الضروري دائماً ، حساب مؤشر إحصائي ما ، لكي نتمكن من استخدام توزيع عيناته في الإختبار . وحتى الآن لم يتعد نطاق تعاملنا مؤشرات إحصائية مثل التناسب ، النسب ، المتوسطات والانحرافات المعيارية للعينات . وعلاوة علي أن هذه المؤشرات تقارن مباشرة مع نظيراتها لمجتمع البحث ، يمكن استخدامها مقاييس لتلخيص البيانات . إن المؤشر الإحصائي للإختبار ليست له عادة ، أي أهمية ملازمة له من الناحية الوصفية ، لكنه يستخدم في إختبارات الفروض . وهذا هو المؤشر الإحصائي بعينه الذي يستخدم توزيع معياناته مباشرة في إختبارات الفروض . وبعبارة أخرى ، نقوم بحساب مؤشر إحصائي من بيانات العينة التي تتباين بطريقة معلومة حسب نظرية الاحتمالات . ثم نقوم بمقارنة قيمة هذا المؤشر بتوزيع المعاينة ، ونتخذ قراراً مستخدمين تقييم احتمال وقوع

الحدث ، أي احتمال الحصول علي قيمة المؤشر . وبالطبع توجد مؤشرات إحصائية كثيرة يمكن حسابها من بيانات العينة ، ولكن عدداً صغيراً نسبياً من هذه المؤشرات له توزيعات معاينة معلومة يمكن أن تستخدم لأغراض اختبارات الفروض . وفي مثال اختبار ذي الحدين فإن المؤشر الإحصائي سهل للدرجة التي تجعل منه أمراً غير جدير بإثارة إنتباهنا . إن المؤشر الإحصائي هنا هو مجرد عدد النجاحات في « ن » محاولة ، ولا يتطلب حسابات أبعد من ذلك . وفي المسائل الأخرى ، علي أي حال ، فإن المؤشر الإحصائي يجب حسابهُ . وفي حالة إختبار ذي الحدين فقد إفترضنا أن عدد النجاحات « ر » يأخذ القيم الممكنة من « صفر » إلي « ن » وربطت الإحتمالات بالقيم المناظرة . فلنفترض في هذه المسألة المتعلقة بعشر رميات لقطعة النقود ، أن عدد النجاحات ( الحصول على « صورة » ) سيبلغ فعلاً ثماني نجاحات . وبذلك يكون لدينا الآن كل المعلومات الضرورية لكي نتخذ قرارنا .

#### ٥ - إتخاذ القرار : -

بعد قيام الباحث باختيار المنطقة الحرجة وحساب المؤشر الإحصائي ، سيقوم بتقرير ما إذا كان سيرفض أو يقبل الافتراضات معتمداً علي نتائج التجربة . فإذا وقعت النتيجة داخل المنطقة الحرجة فإنه سيرفض الافتراضات باحتمال معلوم للوقوع في الخطأ من النوع الأول . أما اذا لم تقع النتيجة داخل المنطقة الحرجة فإنه لن يرفض الافتراضات وسيغامر بتحمل إمكانية الوقوع في الخطأ من النوع الثاني . وفي هذا المثال طالما أن النتيجة التي حصلنا عليها ( ثماني « صور » عند رمي قطعة النقود عشر مرات ) لاتقع داخل المنطقة الحرجة ، فيجب على الباحث ألايرفض الفرض

الصفري بأن قطعة النقود محايدة . والطريقة المثلي هي أن كل القرارات السابقة للخطوتين الرابعة والخامسة يجب أن تحدث قبل جدولة نتائج الدراسة . وغالباً مايقوم الباحث في الدراسات الإستكشافية بفحص بياناته ثم يجري بعد ذلك اختبارات الدلالة . ورغم أن هذا الإجراء يكون ضرورياً أحياناً إلا أننا نشير إلى أنه كلما حدث ذلك نَحْصُ إلى أن الفرد لم يكن قد قتل الأمر بحثاً بإيراد جميع الحجج . ففي هذه الحالات يستحسن عدم الجزم بأن الفرضيات قد تم ، في الحقيقة ، إختبارها . وعلي أي حال يمكن تقديم النتائج باعتبارها مؤشرات ، بحيث يمكن لأي فرد يقوم بدراسة متابعة أن يكون في موقف يمكنه من إجراء الإختبارات الإحصائية المشروعة .

إن التعليقات السابقة الذكر ربما تبدو موهلة في الصرامة ومطلقة في الكمال ، في ضوء حقيقة أن معظم أبحاث العلوم الإجتماعية ذات طبيعة إستكشافية . ويعتقد الكاتب أنه من الأفضل زرع وعي إحصائي دقيق بدلاً من ترك الانطباع بأن أي شيء يؤدي المهمة . ومالم يتخذ الشخص قراره قبل تحليل البيانات فإنه لا يستطيع بصورة مشروعة استخدام نظرية الإحتمالات طالما أن تحليله بعدي ( أي يتم بعد إجراء التجربة Expost Facto ) والمشكلة فيما يتعلق بالتحليل البعدي هي أن التجربة يمكن أن توضح بحيث لايمكن للباحث أن يخسر . لنفترض مثلاً أن الباحث قد قرر بصورة مؤقتة استخدام مستوي الدلالة ٠.٥ . فإذا وجد أن لنتائج دلالة إحصائية عند مستوي الدلالة ٠.٧ ، فقد يقرر حينئذ رفض فرضيته على أية حال . ولكن لنفترض أن النتائج ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ٠.٩ أو ١٣ أو ١٨ ، يكون السؤال ماهي الحدود التي يقف عندها الباحث ؟ . ويعتبر الإنتظار إلى ما بعد إجراء التجربة وسيلة أخري للخداع يقرر بها الباحث هل سيستخدم إختبار الطرف الواحد أم لا ؟ . وفي هذه الحالة اذا

أظهرت نتائج تجربة رمي قطعة النقود « صوراً » أكثر من « الكتابة » يقرر الباحث ببساطة أنه يجب أن يستخدم اختبار الطرف الواحد ، طالما أنه يتنبأ بالحس الباطن (Subconscious) بالتحيز لصالح « الصورة » . وبهذه الطريقة لا يهتم ما هو إتجاه الإنحراف لان الباحث يستطيع الحصول علي منطقة حرجة أكبر مما لو استخدم اختبار الطرفين .

### ( ١٠-٣ ) تطبيقات علي توزيع ذي الحدين : -

نفترض أن أحد علماء الاجتماع يجري تجربة قَبْلِيَّة - بَعْدِيَّة أو تجربة بَعْدِيَّة فقط لتصميم تجريبي ( Experimental Design ) يتضمن عدداً قليلاً من المفردات ، حيث يكون الباحث قادراً علي تحديد إن كانت تجربة ناجحة أو غير ناجحة لكل مفردة من مفردات البحث . (١) فعلى سبيل المثال فإن الباحث في علم الاجتماع ربما يود التعرف على ما إذا كانت تجربة في معسكر متعدد الجنسيات ناجحة في الحد ( التقليل ) من نظرة النمط القالبي ( Steriotype ) نحو الأقليات . يقوم الباحث بتقديم اختبارات من النمط القالبي لمجموعة البحث قبل وبعد التجربة حتي يستطيع أن يحدد إن كان هذا النوع من التحامل علي الاقليات قد إنخفض . دعنا نشير بعلامة (+) الي النجاح في كل حالة يكون فيها التحامل قد انخفض وبعلامة (-) إلي الاخفاق في كل حالة يكون فيها التحامل قد إزداد . فإذا وجدنا أشخاصاً لم يظهر عليهم تغيير في نظرتهم نحو الأقليات ، فإنهم سيُسْتَبْعَدون من التحليل . وإن كانت المقاييس المستخدمة لاتتصف بالدقة

---

( ١ ) للتعرف علي هذا النوع من التصميم التجريبي وغيره من أنواع التصميمات يرجى النظر إلى

المرجع السادس المشار إليه في نهاية هذا الفصل

التامة فسيصبح عدد هؤلاء الأشخاص محدوداً جداً نسبياً . (١)

إن توزيع ذي الحدين يفترض استقلال المحاولات ( Independence of Trials ) . والباحث في علم الاجتماع قد يرغب في افتراض أن مجموعته التجريبية تتكون من عينة عشوائية ، مسحوبة من مجتمع يرغب في تعميم نتائج العينة عليه ، كما يفترض الباحث إنعدام أو قلة التأثير المتبادل بين المشاركين في المعسكر ( المتعدد الجنسيات ) بالنسبة لدرجات التحامل نحو الأقليات . دعنا نفترض أن الباحث يرغب في إثبات أن تجربة المعسكر المتعدد الجنسيات في الحقيقة تؤثر في الحد من التحامل علي الأقليات . وبما أن هذا لا يمكن إجراؤه بطريقة مباشرة ، فإن بإمكان الباحث إعداد فرض صفري مفاده عدم وجود تأثير للتجربة . فإذا لم يكن في الحقيقة هناك تأثير للتجربة ، فإن هذا يعني أن مجتمع البحث الذي سحبت منه العينة سيمر بتجارب مماثلة ( متشابهة ) ، وسوف نتوقع الحصول علي عدد من الأشخاص ، الذين انخفض تحاملهم ، مساوٍ لعدد الأشخاص الذين ازداد تحاملهم نحو الأقليات . وبعبارة أخرى ستكون هنالك نسب متساوية لكل من الموجب ( + ) والسالب ( - ) .

وبما أن لكل عضو من أعضاء مجتمع البحث فرصة متساوية للظهور في العينة العشوائية ، فإن احتمال الحصول علي نجاح ( + ) في عملية سحب معينة يساوي ٥٠ و ٠ ، في حالة الفرض الصفري . وهكذا فإن اقتران الافتراض عن النسب الموجبة لمجتمع البحث بالافتراض الخاص بالعشوائية ( Randomness ) يُمكننا من أن نذكر شيئاً عن احتمال النجاح في أي محاولة معينة . وكما أن افتراض العشوائية يؤكد لنا أيضاً استقلال

( ١ ) إن مشكلة التعادل أو عدم وجود تغيير ستكون شاقة ، وعلي وجه الخصوص في حالة المتغيرات الرتيبة والتي ستناقش في الفصلين الرابع عشر والثامن عشر ( في الجزء الثاني من الكتاب ) ولناقشة تفصيلية راجع المرجع الثالث ( برادلي Bradley ) - الفصل الثالث .

المحاولات . ودعنا نؤكد مرة أخرى أنه من الضروري وضع إفتراضات عن كل من مجتمع البحث وطريقة المعاينة .

وفي هذا المثال فإن الإهتمام ينصب علي مدي فعالية التجربة ، أي أن الإهتمام ينصب على نسبة النجاحات في مجتمع البحث . اذن ، فإن الباحث في علم الإجتماع سيرغب في التأكُّد من أنه يستخدم الإجراءات الصحيحة في الحصول علي عينة عشوائية . فاذا كان حجم العينة ثمانية أشخاص ، فإن توزيع المعاينة للنجاحات سيكون علي النحو التالي :-

احتمالات النجاح                      عدد النجاحات

$\frac{1}{256} = 0.004$	صفر
$\frac{8}{256} = 0.031$	١
$\frac{28}{256} = 0.109$	٢
$\frac{56}{256} = 0.219$	٣
$\frac{70}{256} = 0.274$	٤
$\frac{56}{256} = 0.219$	٥
$\frac{28}{256} = 0.109$	٦
$\frac{8}{256} = 0.031$	٧
$\frac{1}{256} = 0.004$	٨

١,٠٠٠

دعنا نفترض أن الباحث في علم الاجتماع يرغب في استخدام مستوى دلالة قدرة 0.05 . وبما أن الباحث قد تنبأ باتجاه العلاقة ، فإن اختبار الطرف الواحد سوف يستخدم لاختبار الفرضية في هذا المثال . ويمكن تحديد المنطقة الحرجة بالجمع التراكمي للاحتتمالات ، بدءاً باحتمال الحصول على ثماني نجاحات ، ثم سبعة نجاحات 0.0000 . وهكذا حتي يصبح الجمع التراكمي أكثر من مستوي الدلالة ، ويصبح من المعتاد ( المألوف ) عدم أهمية الحصول علي جميع توزيعات المعاينة ، لأن النهايات ( Tails ) وحدها هي التي تستخدم في الحقيقة لتحديد مساحة المنطقة الحرجة . ومن بيانات المثال أعلاه . فإن احتمال الحصول علي 8 نجاحات يساوي 0.004 ، واحتمال الحصول علي سبعة أو ثمانية نجاحات ، يساوي 0.35 ، أو ستة أو سبعة أو ثمانية نجاحات يساوي 0.44 . وبما أن مجموع احتمالات النجاح داخل المنطقة الحرجة يجب أن يكون أقل أو مساوياً لمستوي الدلالة ( الذي تم اختياره ) ، فسوف نجد أن المنطقة الحرجة ستحتوي علي سبعة أو ثمانية نجاحات فقط .

نفترض أن الباحث في علم الاجتماع قد أجري التجربة ووجد أن التحامل ( علي الاقلية ) في ست حالات قد انخفض ولكنه ازداد في الحالتين المتبقيتين . وعليه فإن الباحث لن يرفض الفرضيه التي مفادها أن التجربة لها تأثير علي التحامل علي الاقلية ، لان احتمال الحصول علي مثل هذه النتيجة أو اكثر يصبح أكبر من مستوي الدلالة ( 0.05 ) .

#### اختبار عدم العشوائية — Testing For Non Randomness

في المثال السابق افترضنا العشوائية وانصبَّ اهتمامنا على نسب النجاحات في مجتمع البحث . وفي أنواع أخرى من المسائل ربما تتوفر

لدينا معلومات عن نسب الأشخاص الذين يتسمون بخاصية معينة . ولكن ربما يثار سؤال عن الإنتقائية ( Selectivity ) وعلى سبيل المثال ، ربما يود الباحث اختبار ما إذا كان المهنيون أكثر تمثيلاً في مجالس الإدارات ، أم لا أو إذا كان السود أقل تمثيلاً في عضوية مجلس محكمة التحقيق أم لا ؟ نفترض أن عمدة المدينة قد عيّنت تسعة أشخاص في لجنة ما مدعياً أن هؤلاء الأشخاص ممثلين لمجتمع البحث ، بمعنى أن كل مجموعات كبار السن قد أعطيت فرصاً متساوية للظهور ضمن عضوية اللجنة . فإذا علمنا أن ٣٥٪ من قوة العمل من أصحاب الياقة البيضاء ( White Collar

Work ers ) وأن ستة من أعضاء اللجنة التسعة من ذوي الياقة البيضاء فإن إختبار ذي الحدين يمكن إستخدامه من أجل تحديد الشكل المحتمل للتوزيع المهني بافتراض أن العينة عينة عشوائية . وفي هذه المسألة المعينة نجد أن إحتمال النجاح في حالة الفرض الصفري سيصبح ٠.٣٥ . وأن توزيع المعاينة لن يكون متماثلاً . وسوف ننظر لمكانة كل عضو من أعضاء اللجنة التسعة كمحاولة ( Trial ) قائمة بذاتها . وعليه فإن احتمال الحصول على عامل من أصحاب الياقة البيضاء كعضو في اللجنة سيكون ٠.٣٥ . وبالمثل لكل من الأشخاص الثمانية المتبقين .

### استخدامات أخرى لتوزيع ذي الحدين : -

يمكن استخدام توزيع ذي الحدين في أنواع عديدة من المسائل بالإضافة لما سبق ذكره . وفي بعض الأحيان يمكن استخدام مقاييس الموقع (Posi-tional Measures) مثل الوسيط والربيع لتساعد Work الباحث عند اختبار ما إذا كانت عينة فرعية صغيرة ( Small Subsample ) من الأشخاص تختلف اختلافاً ذا دلالة إحصائية مما يمكن أن نتوقعة عن طريق الصدفة .

وفي حالة مسوحات العينة ذات الحجم الكبير ، يصبح من الممكن الحصول على تقديرات جيدة جداً لتوزيع الدخل في مدينة معينة . وإذا حصلنا علي بيانات لسبعة أشخاص ( من بورتريكو ) ، وكان دخل ستة منهم يقع في الربيع الأدنى ، يمكننا إجراء اختبار لمعرفة مدي احتمال حدوث ذلك ، علماً ، بالطبع ، أن قرارات الاختبار قد اتخذت مسبقاً (هـ). وبما أن ربع مجتمع البحث سيقع بالضرورة في الربيع الأدنى ، فإن توزيع ذي الحدين يعطي احتمال الحصول على نسبة معينة لجزء من العينة تحت ربيع مجتمع البحث بافتراض أن جزء العينة يُكوّن أساساً عينة عشوائية من مجتمع البحث الكبير. وعلى سبيل المثال ، وبما أن احتمال وقوع أي شخص في الربيع الأدنى يبلغ ٠.٢٥ ، فإن احتمال الحصول على ستة أفراد بالتحديد في الربيع الأدنى سيكون على النحو التالي :-

$$\text{إحتمال (٦)} = \binom{6}{1} \left(\frac{1}{4}\right)^1 \left(\frac{3}{4}\right)^5 = \frac{21}{16384}$$

كما ان :

$$\text{احتمال (٧)} = \binom{7}{1} \left(\frac{1}{4}\right)^1 \left(\frac{3}{4}\right)^6 = \frac{1}{16384}$$

ونسبة لأننا نرغب في معرفة احتمال الحصول علي ستة نجاحات أو أكثر ،

فأننا نجمع هذين الإحتمالين علي النحو التالي :-

$$\text{احتمال (٦)} + \text{احتمال (٧)} = \frac{1+21}{16384} = 0.0013$$

(هـ) ومن أجل الحصول علي تقديرات صحيحة لمقاييس الموقع ( كمقياس الربيع ) ، يجب أن يكون لدينا عدد كبير من المفردات وإلا فسوف يكون هناك خطأ معاينة لهذا التقدير بالقدر الذي يستوجب استخدام اختبار العينتين وسوف يتضح السبب ذلك عندما نتحدث عن اختبار العينتين في الفصل الثالث عشر (في الجزء الثاني من الكتاب) .

وهناك إستخدام آخر لتوزيع ذي الحدين ربما يتضمن اختبار مدي صلاحية نظرية معينة تتنبأ تنبؤاً صحيحاً باتجاه اختلافات معينة في احدي عشرة من كل خمس عشرة محاولة مستقلة - على سبيل المثال . ولكي تكون هذه المحاولات مستقلة عن بعضها البعض لابد من أن تتضمن عينات مختلفة . فمثلاً نلاحظ أن العينة الأولى ربما تشتمل علي عينة من صغار البروتستانت الذكور ، وعينة أخرى من صغار البروتستانت الإناث ، والعينة الثالثة تشتمل علي كبار الكاثوليك من الذكور . الخ . وربما تصبح كل عينة من هذه العينات صغيرة جداً لإعطاء أي دلالات إحصائية لكل من هذه العينات علي حدة . ولكن اذا كان اختبار العينات الفرعية ( Subsample ) مستقلاً ، بإمكاننا أن نري مشروعية استخدام توزيع ذي الحدين لاختبار ما إذا كان عدد كاف من العينات الفرعية سيعطي نتائج في اتجاه التنبؤ أم لا . وكل عينة فرعية تكون محاولة قائمة بذاتها، وأن احتمال وقوع النتيجة في اتجاه التنبؤ لمحاولة معينة ستصبح ٥٠٪ في حالة الفرض الصفري الذي مفاده أن النظرية ليست لها قيمة تنبؤية مطلقاً . وبعبارة أخرى فإن النظرية تتنبأ كثيراً بالإتجاه الخاطي؛ بالقدر ذاته الذي تتنبأ فيه بالاتجاه الصحيح . ونلاحظ أن مثل هذا الاختبار سوف لن يستخدم اذا اخذنا خمس عشر مفردة من نفس عينة الأشخاص . لماذا ؟

إن توزيع ذي الحدين يكون بالطبع مفيداً بصفة أساسية في حالة العينات الصغيرة جداً ، والتي تكون بياناتها ليست دقيقة نسبياً ، ولا ينتج عنها سوي متغيرات ثنائية الفئات ( Dichotomies ) كالنجاح والاختفاق . وسنري هنا وفي الفصل اللاحق ، وعندما تكون لدينا عينات ذات حجم أكبر ، أن توزيعات احتمالية بديلة يمكن استخدامها . وستكون هنالك مواقف كثيرة تصبح فيها الحالات اما نادرة بطبيعتها ( مثل دولة مقسمة إلى ولايات ، مقاطعات

المدارس ) أو تتضمن بيانات إما باهظة التكلفة أو يستغرق جمعها وقتاً طويلاً . وطالما أن هذا هو الحال، فعلى الباحث أن يعي أن هناك حالات يمكن فيها استخدام توزيع ذي الحدين لتوفير إختبارات دلالة ، كلما كان تقريب Approximation الافتراضات المطلوبة ممكناً.

## ١٠ - ٤ إضافات لنظرية توزيع ذي الحدين :-

هناك عدة طرق ممكنة لتوسيع الفكرة الأساسية الموضحة أعلاه والخاصة بتوزيع ذي الحدين وعلى الرغم من أن هذه الطرق لا تستخدم عادة في الإختبارات الإحصائية الخاصة بالعلوم الاجتماعية ، إلا أنه لا بد للقارئ أن يكون ( على الأقل ) ملماً بوجود مثل هذه الطرق . وأول هذه الطرق هي التوزيعات الاسمية المتعددة ( Multinomial Distributions ) التي تستخدم في الحالات التي يوجد فيها أكثر من نوعين للوقائع ( Events ) . لقد سبق أن رأينا أنه إذا كان هناك «ك» نوع من أنواع الوقائع المميزة وأن <sup>د</sup> و «ترمز الي عدد الوقائع في المجموعة « و » عليه يحسب عدد التباديل لحدوث هذه الوقائع بالتعبير الإحصائي التالي :-

ن!

$$\frac{n!}{r_1! \times r_2! \times \dots \times r_k!}$$

إذا كانت الوقائع مستقلة إحصائياً ، وإذا كانت احتمالات الحصول علي مجموعات مختلفة من الوقائع يشار اليها بالرمز (ح و) حيث  $w = 2.1$  ،  $\dots$  ، و حيث :-

$$w = \frac{r_k}{h}$$

وعليه يصبح احتمال الحصول علي  $r_1$  ( بالتمام ) من وقائع المجموعة الاولى ، و  $r_2$  من وقائع المجموعة الثانية ..... و  $r_n$  من وقائع المجموعة « ك » في ترتيب معين على النحو التالي :-

$$(r_1 \times r_2 \times r_3 \times \dots \times r_n) \times (r_1 \times r_2 \times r_3 \times \dots \times r_n) \times \dots \times (r_1 \times r_2 \times r_3 \times \dots \times r_n) \\ = (r_1 \times r_2 \times r_3 \times \dots \times r_n)^k$$

وإذا ماضربنا هذا التعبير الإحصائي بعدد التباديل ( Permutations ) ، فاننا نحصل علي المعادلة الآتية :-

$$\text{احتمال } (r_1, r_2, \dots, r_k) = \frac{n!}{r_1! \times r_2! \times \dots \times r_k!} \times (r_1 \times r_2 \times r_3 \times \dots \times r_k)^k$$

( ١٠ - ٤ )

إن من المهم أن نعترف بأن المعادلة أعلاه تبين لنا احتمال الحصول ( بالضبط ) على عدد معين من الوقائع لكل مجموعة من مجموعات الوقائع ( Events ) . وعلي سبيل المثال ؛ نفترض اننا نعلم أن ٥٠ ٪ من طلاب مدرسة ما ، من مجموعة القوقاز ، وأن ٣٠ ٪ منهم من السود ، وأن ٢٠ ٪ منهم من الشرقيين . والمطلوب في هذا المثال حساب احتمال الحصول علي فريق كرة قدم مكون من ثلاثة من القوقازيين و٧ من السود وواحد من الشرقيين، بافتراض أن التركيب العرقي ( Racial Composition ) للفريق يخضع لعمليات الإختيار العشوائي ؟

وباستخدام التوزيع الاسمي المتعدد سنحصل علي المعادلة التالية : -

$$\text{احتمال } (1, 7, 3) = \frac{11!}{1! \times 7! \times 3!} (0.5)^3 (0.3)^7 (0.2)^1 = 0.007 =$$

ونواجه صعوبة تخلق لنا تعقيدات عند استخدام التوزيع الاسمي المتعدد للاختبارات الإحصائية . وفي حالات كثيرة ليس واضحاً علي الإطلاق كيف نستطيع التحديد ، وبدون لبس ، أن هناك مجموعة معينة من النتائج أكثر شذوذاً من النتائج التي حصلنا عليها . وفي المثال السابق نلاحظ أنواعاً كثيرة ومتعدده من المجموعات غير المعتادة . وعلى سبيل المثال ، فإن فريق كرة القدم قد لا يتضمن أي فرد سواء كان من السود أو من الشرقيين . ولكن أي النتائج تقع في المنطقة الحرجة ؟ وإذا استطعنا تحديد ذلك ، فإن إختباراً مناسباً يمكن تطويره . فمثلاً إذا اعتبرنا أن القوقازيين والشرقيين مجموعة واحدة ، فاننا يمكن أن نهتم بحساب احتمال الحصول علي سبعة أو أكثر من السود ضمن فريق كرة القدم . ولكن في هذه الحالة وفي حالات كثيرة أخرى أيضا نستخدم ( في الحقيقة ) توزيع ذي الحدين بدلاً عن استخدام التوزيع الاسمي المتعدد ، طالما أن عدد المجموعات المتميزة قد تناقص إلي اثنين فقط . ومن الممكن إجراء تعديل ثانٍ علي توزيع ذي الحدين كلما كان اختيار المعاينة بدون ارجاع ( Without Replacement ) من مجتمع بحث صغير نسبياً . إذا كان هناك مجتمع بحث عدد مفرداته «م» ويحتوي علي « م ١ » مفردة من المجموعة الأولى و « م ٢ » مفردة من المجموعة الثانية ..... و « م و » مفردة من المجموعة « و » . وإذا كان حجم العينات في هذه المجموعات يساوي ن ، و ، ن و ، فإن احتمال الحصول ( بالضبط ) علي ن ١ ، ن ٢ ..... و مفردة في كل مجموعة يتم

باستخدام ما يسمى بتوزيع الهندسة الفوقية (Hypergeometric Distribu-

tion) على النحو التالي :-

$$\text{احتمال ( } n_1, n_2, \dots, n_k \text{ )} = \frac{\binom{N_1}{n_1} \dots \binom{N_k}{n_k}}{\binom{N}{n}} \quad (10 - 5)$$

فمثلاً إذا رغبتنا في حساب احتمال الحصول (بالضبط) على ست  
ورقات من البستوني (Spade) وست ورقات من السباتي (Club) و ورقة  
واحدة من الديناري (Diamond) من لعبة «بردج» (Bridge hand) التي  
تتكون من ثلاث عشرة ورقة، علماً بأن الإختيار يتم بطريقة عشوائية وبدون  
ارجاع (Without Replacement)، فإن النتيجة تمثل، قيمة صغيرة جداً،  
وتكتب على النحو التالي :-

$$\text{احتمال ( } 1, 6, 6 \text{ )} = \frac{\binom{13}{1} \binom{13}{6} \binom{13}{6}}{\binom{52}{13}}$$

ومرة ثانية تواجهنا نفس الصعوبة الخاصة بتحديد البدائل التي تعتبر  
غير معتادة بدرجة أكبر من هذا التكوين المعين . وسوف نتعرف في الفصل  
الخامس عشر (في الجزء الثاني من الكتاب) على اختبار عينة صغيرة  
لجدول تكراري مزدوج (2x2 Table) الخاص باختبار فيشير (Fisher Test)  
المبني على توزيع الهندسة الفوقية والمتضمن فقط لنوعين مميزين من الوقائع  
(Events) .

وأخيراً يمكننا أن نوضح أن توزيع ذي الحدين يمكن أن يُستعاض عنه  
بتوزيعات أخرى عندما يكون الحجم الكلي للعينة كبيراً جداً بدرجة تجعل

العمليات الحسابية مطولة ومتعبة جداً . كلما كانت قيمة « ن » كبيرة وقيمة (ح) متوسطة (بحيث يكون حاصل ضرب القيمتين ، ن×ح ، أكبر من ٥) ، فإن توزيع ذي الحدين يمكن أن يستعاض عنه بالتوزيع الطبيعي . وفي مثل هذه الحالة يمكننا استبدال تلك الإختبارات باختبارات أخرى مبنية علي نسب النجاحات ( Proportions of Successes ) . وسوف تعرض مثل هذه الإختبارات في الفصلين الحادي عشر والثالث عشر(١) .

وفي بعض الحالات قد يكون حجم العينة كبيراً الي حدٍ ما وتكون قيمة «ح» صغيرة جداً ( أو كبيرة جداً ) . فعلي سبيل المثال قد تشير (ح) أو (ف) لواقعة نادرة الحدوث مثل الإصابة بمرض غير معتاد أو الإنتحار . فإذا صمّمنا المسألة بحيث تشير (ح) إلى احتمال حدوث الواقعة النادرة بحيث تكون قيمة (ح) أقل من قيمة (ف) . وإذا كانت قيمة (ن × ح ) أقل من ٥ ، فإن توزيع ذي الحدين يمكن أن يستعاض عنه بتوزيع « بويسن » ( Poisson Distribution ) ، الذي يُعبرُ عنه بالمعادلة الإحصائية التالية :

$$\text{إحتمال (ر)} = \frac{\lambda^r \times e^{-\lambda}}{r!} \quad (١٠ - ٦)$$

حيث تشير « ر » إلى عدد النجاحات في « ن » محاولة ؛ و « λ » تساوي ن×ح . أما « هـ » فإنها قيمة ثابتة تُقربُ بالقيمة ٢.٧١٨ و٢ . وهناك جداول خاصة بقيم « ر ! » وجداول أخرى بقيم « هـ λ » ، التي تستخدم لتسهيل عبء العمليات الحسابية للمعادلة السابقة (راجع المرجع رقم (٦) Spiegel) . ولتوضيح استخدام تقريب توزيع « بويسن » ، نفترض أن احتمال إعتقال شخص في مجتمع معين يبلغ ٠.٦ و . فإذا علمنا أن واحداً فقط بُعد

(١) الفصل الثالث عشر بالجزء الثاني من الكتاب .

أمريكياً من أصل ياباني قد تم اعتقاله ، فإن قيمة (ح×ن) = 0.6×0.3=

وعليه فإن الحل يكون على النحو التالي :-

$$\text{احتمال (1)} = \frac{0.3 \times 0.6}{1!} = 0.18$$

$$\text{وبالمثل فإن احتمال (صفر)} = \frac{0.3 \times 0.6^2}{2!} = 0.054$$

ولقد استخدمنا هنا النتيجة المعروفة التي تبين أن قيمة ( صفر! ) تساوي واحداً صحيحاً . ولكي نحصل على احتمال إعتقال واحد أو أقل ، من الأمريكيين اليابانيين ، نقوم بإيجاد حاصل جمع احتمال ( ١ ) واحتمال ( صفر ) كما هو مبين في المعادلة التالية :-

$$\text{احتمال (1)} + \text{احتمال (صفر)} = 0.18 + 0.054 = 0.234$$

## ١٠- ٥ ملخص :-

احتوي هذا الفصل على عدد كبير ووفير من الأفكار الجديدة والأساسية جداً . كما اشتمل على شرح طرق استخدامات نظرية ذي الحدين . وكثير من هذه الأفكار ستجري مناقشتها مرة أخرى باستفاضة في الفصول التالية ، حيث يتم توضيحها بلغة الفرضيات حول الوسط الحسابي ، وبتوزيعين اثنين من التوزيعات العينية . ومن الملاحظ أن الصفات المتشابهة والهامة في جميع الاختبارات يمكن رؤيتها من الخطوات المتعلقة باختبارات الفروض ، وبتلك المفاهيم العامة التي طرحت في هذا الفصل . ولنقم مرة أخرى باستعراض هذه الموضوعات في إيجاز :-

فمن الوهلة الأولى يصبح من المهم وضع افتراضات حول كل من مجتمع

البحث ، وطريقة اختيار العينة من أفراد مجتمع البحث . فهذان الافتراضان بالإضافة إلى نظرية الاحتمالات ، تمكنا من تقديم احتمالات معينة فيما يختص بالنتائج في حالة الفرض الصفري . فمثلاً في حالة توزيع ذي الحدين فإن هذه الافتراضات تجعل من الممكن تخصيص قيم رقمية معينة ( مثلاً  $h = 0.5$  ) لاحتمال النجاح في تجربة ما . ولكي يتم اتخاذ قرار فيما يتعلق بالمنطقة الحرجة ( أي مجموع النتائج التي سترفض عندها الفرض الصفري ) ، فإننا نحتاج للبحث عما يسمى بتوزيع المعاينة ، الذي هو توزيع للإحتمال ، يُحدد احتمالاً رقمياً لكل نتيجة أو لكل مجموعة من النتائج ، ثم نقرر بعد ذلك بشأن مستوي الدلالة الذي هو احتمال رفض الفرضية ، حينما تكون حقيقة صحيحة ( الخطأ من النوع الأول ) . ومن الأمثل أن يُتخذ هذا القرار ، بعد تقييم تكلفة الوقوع في الخطأ من النوع الأول مقارنة بتكلفة الوقوع في الخطأ من النوع الثاني - أي الاخفاق في رفض الفرض الصفري عندما يكون في الحقيقة خاطئاً . وحينما نقرر أيضاً في مسألة استخدام اختبار الطرف الواحد أو الطرفين ، نستطيع تحديد المنطقة الحرجة . وهذه المجموعة من النتائج التي ترتبط بالرفض ، سنحصل عليها بالجمع التراكمي للإحتمالات بداية بأكثر النتائج تطرفاً والتحرك تجاه المركز، حتى يكون ناتج مجموع الاحتمالات أقل قليلاً من مستوي الدلالة المحدد ( مثلاً 0.05 ) . وبعد ذلك ننظر إلى البيانات لنحسب المؤشر الإحصائي المستخدم في الاختبار ( مثلاً عدد النجاحات ) حتى نتمكن من اتخاذ قرارنا . فإذا وقع الناتج داخل المنطقة الحرجة ، نكون ملتزمين برفض الفرض الصفري مدركين بأننا سوف نقع في الخطأ من النوع الأول باحتمال مساوٍ لمستوي الدلالة الذي سبق اختباره بواسطة الباحث . أما إذا لم يقع الناتج داخل المنطقة الحرجة فإننا لانرفض الفرض الصفري ، وبذا نكون

معرضين لمخاطرة الوقوع في الخطأ من النوع الثاني. ورغم أنه من الصعب تحديد احتمال الخطأ من النوع الثاني ، لحقيقة أن هذا الاحتمال يكون محكوماً بمدي خطأ فرضنا الصفري إلا أننا نعلم أنه (لاي حجم ثابت للعيننة) ، كلما قلت مخاطر الوقوع في الخطأ من النوع الأول ، زادت مخاطر الوقوع في الخطأ من النوع الثاني .

### تمارين الفصل العاشر : -

١ - ماهو احتمال الحصول على أربع « صور » تماماً ، وسبع « صور » تماماً وأقل من ثلاث « صور » ، وذلك عند رمي قطعة للنقود محايدة إحدى عشر رمية ؟ [الإجابة : احتمال (٤) =  $\frac{230}{2048}$  ]

٢ - نفترض أن قطعة النقود المشار إليها في السؤال رقم (١) غير محايدة، وأن احتمال الحصول على « صورة » يساوي في الحقيقة ٠.٦ بدون إجراء العمليات الحسابية وضح كيف يؤثر هذا الافتراض علي الاحتمالات التي حصلنا عليها في السؤال رقم (١) . [ ويمعني آخر هل هذا الافتراض سيزيد ، أو يقلل ، أو يبقى الاحتمالات كما هي دون تغيير ؟ ] .

الاجابة : [سيقلل من قيمة احتمال (٤) ] .

٣ - إفترض أنك ترغب في إختبار الفرض الصفري الذي مفاده حيدته قطعة النقود . فإذا رُميت قطعة النقود إحدى عشرة مرة ، وضح المنطقة الحرجة التي تستخدمها في الحالات الآتية : -

أ - لاختبار ذي طرفين عند مستوي الدلالة ٠.٥ ، [ الاجابة : صفر ، ١ ، ١٠ ، ١١ « صورة » ] .

ب - لإختبار ذي طرفين عند مستوي دلالة ٠.١ .

ج - لاختبار ذي طرفين عند مستوي دلالة ٠.١ و

د - لاختبار ذي طرف واحد عند مستوي دلالة ٠.٥ و ، متنبأ بأن احتمال الحصول علي « صورة » يكون اكبر من ٠.٥ ؟  
[الإجابة : ٩ ، ١٠ ، ١١ « صورة » ] .

هـ - لاختبار ذي طرف واحد عند مستوي دلالة ٠.١ ، متنبأ بأن احتمال الحصول علي صورة ، يكون أقل من ٠.٥ ؟

٤- لقد لوحظ أن ١٠٪ من سكان مجتمع محلي معين هم من اليهود .  
وتبين من دراسة لمجالس إدارات وكالات خدمات مختلفة أن أربعة من أعضاء مجلس الإدارة المكون من سبعة أعضاء هم من اليهود . ماهو احتمال حدوث ذلك عن طريق الصدفة ؟ في هذا السؤال وفي غيره من الأسئلة التي تتضمن إختبارات الفروض يجب توضيح المبررات ( Reasoning ) التي تستخدمها والافتراضات التي تحددها .

[ الاجابة : ( ح ) = ٠.٢٧ و .

٥ - إذا قام باحث في علم النفس الاجتماعي بترتيب اثنتي عشرة مجموعة في شكل أزواج ( Matched Pair by Pair ) وفقاً لعدد الأفراد في كل مجموعة ، وعليه يصبح لدي الباحث ستة أزواج من المجموعات . وتمثل احدي المجموعتين المجموعة التجريبية ( Experimental Group ) والأخري تمثل المجموعة الضابطة ( Control Group ) . وتتضمن تجربة الباحث محاولة زيادة تماسك المجموعات . ويستطيع الباحث أن يُقيم ماإذا كانت المجموعة التجريبية أكثر تماسكاً من نظيرتها المجموعة الضابطة . كيف يستطيع الباحث أن يستخدم نظرية ذي الحدين لاختبار الفرض الصفري الذي مفاده أن التجربة ليس لها تأثير ؟ يجب تبيان كل الافتراضات

المطلوبة، وحساب توزيع المعاينة واختيار المنطقة الحرجة .

٦ - نفترض اننا ندرس مجموعة صغيرة ،مكونة من إثني عشر شخصاً ،  
وأننا نرغب في إختبار الفرضية التي مفادها أنه كلما إزدادت درجة قبول أو  
امتنال الأفراد لمعايير المجموعة ، ارتفعت مكانه الشخص بين أفراد المجموعة  
• وفي كلا المتغيرين ( الإمتثال والمكانة ) فإننا نريد ببساطة معرفة ماإذا  
كان الفرد أعلي ، أو أدني ، من قيم الوسيط . كيف تستخدم نظرية ذي  
الحدين لاختبار الفرض الصفري الذي مفادة عدم وجود علاقة بين هذين  
المتغيرين ؟ ( لاتنسى توضيح المبررات المستخدمة في حل هذا السؤال ) .

٧ - يود باحث أن يختبر سبع مجموعات مستقلة من البيانات

(Seven Independent Data Set) ، وكلّ من هذه المجموعات تربط نوعاً  
معيناً من السلوك الإنحرافي بالخلفية الأسرية للشخص ، علماً بأن المتغير  
الأخير الخاص بالخلفية الأسرية يتضمن ثلاث مجموعات :

(أ) الوالدان موجودان خلال مرحلة مراهقة الأبناء (ب) أحد الوالدين  
يعيش لوحده خلال مرحلة مراهقة الأبناء بسبب الترمُّل .

(ج) أحد الوالدين يعيش لوحده خلال مرحلة مراهقة الأبناء بسبب  
الطلاق أو الانفصال . فإذا تنبأ الباحث بأن المجموعة الثالثة لديها أعلى  
معدلات الإنحراف السلوكي ، ثم تليها المجموعة الثانية، أما المجموعة الأولى  
فإنها تتميز بأقل معدلات لانحراف سلوك الأفراد، ويود الباحث أن يعمم  
اختبار ذي الحدين مستفيداً من ميزة هذا التنبؤ المعين . المطلوب إجراء هذا  
الإختبار ، وتوضيح النجاح ، وما احتمالاه في حالة الفرض الصفري ؟ كما  
يُطلب تحديدا توزيع المعاينة .

والجدير بالذكر أن كل مجموعة من البيانات تعتبر تجربة قائمة بذاتها .

٨ - نفترض أن هناك احد عشر شخصاً ينتمون إلى الحزب الشيوعي في مدينة صغيرة يبلغ عدد سكانها الراشدين عشرة آلاف نسمة . فإذا اخترنا عينة من هؤلاء الأشخاص بنسبة ٥٪ ( بأفترض الإرجاع ) واشتملت العينة علي ثلاثة من الشيوعيين . ماهو احتمال حدوث ذلك عن طريق الصدفة ؟ وضع المبررات المستخدمة في حل السؤال متضمناً تحديد الافتراضات واذكر الفرض الصفري .

٩ - نفترض أنه من المعلوم أن احتمال ارتكاب جريمة الانتحار وسط فئة عمرية معينة يبلغ ٠.٠٣ . فإذا لم توجد أي حالة انتحار بين أفراد عينة عشوائية تتكون من ألف ومائتي شخص من الهنود في تلك الفئة العمرية ، ماهو احتمال حدوث ذلك عن طريق الصدفة ؟

١٠ - إستخدم مثال لعبة « البردج » الموضح في صفحة ( ٢٩٧ ) لتثبت أن المعادلة رقم ( ١٠ - ٥ ) الخاصة بتوزيع الهندسة الفوقية (Hypergeo- metric Distribution ) تعادل الطريقة المقترحة في الفصل التاسع لحساب احتمال الحصول علي ست ورقات من البستوني ( Spades ) وست ورقات من السباتي ( Clubs ) وورقة واحدة من الديناري ( Diamond ) بدون إرجاع .