الجمهورية العربية السورية

جامعـــــــــــــة حماه

كليـــــــــــة التمـريض

الإحصاء الحيوي

المحاضرة السابعة

اختبارات الفرضية

Hypothesis Tests

اختبار t مقارنة معدل وحيد أو معدلين

The t Test for Comporing one or Two Means

1- متطلبات اختبارات الفرضية المقارنة المعدلات

Requirments for hypothesis for Comparing Means

1- طبيعة البيانات The . Nature of the data :

الوسط الحسابي هو إحدى مقاييس الميول المركزية لمتغيرات كمية كما ذكرنا سابقاً . لنفترض هنا أننا نريد دراسة قياس تأثير الإجهاد على الانسان وأثناء السفر وحيث أن الكورتيزون يحرر من غدة الادرينالين كاستجابة لحالات الإجهاد الشديدة وفي هذه الحالة نرغب بتحديد فيما إذا كان قياس معدل الكورتيزون في بلاسما الدم أثناء الاجهاد يختلف عن الافراد التي هي في حالة راحة ، ولقياس هذه الفروقات باستعمال الطرق التي سنتطرق إليها في هذا الفصل يجب أن نأخذ بعين الاعتبار طبيعة البيانات

أ- يوجد هناك متغير وحيد مراد دراسته (على سبيل المثال في حالتنا هذه هو عبارة عن كورتيزول البلاسما) .

ب- يجب أن تكون البيانات المقاسة ذات طبيعة قياس كمي (رقمي) على سبيل المثال قياسات الكورتيزول تقاس بوحدة ng / ml .

ج- الجانب الهام افتراض في مثل هذه الدراسة هو أن يكون المتغير المراد التقصي عنه ذات توزيع طبيعي إلا أن هذا يكون غير منطقي في المقاييس الحيوية كما هو الحال في كورتيزول

البلاسما . لكن عندما تلاحظ أن حجم العينة المدروسة كبيراً فإن معدل العينة يقرب تقديرياً أنه موزع توزيعاً طبيعياً.

2- تطبيقات حجم العينة The Implication of Sample Size :

إذا كان حجم العينة يشير إلى إجمالي أعداد المشاهدات فإن التقصي عندئذ يرتكز على:

1- توزيع المتغير يكون صعباً لتقييم عينات صغيرة جداً لمقارنات تشمل على سبيل المثال 5 أو 6 مشاهدات . وأيضاً فإن العينة الصغيرة الحجم لا تمثل المجتمع المدروس .

2- وإذا كان حجم العينة صغيراً (لنقل عدد المشاهدات أقل من 30) فإن الاختبار الإحصائي يتبع توزيع t) Students t Distribution) ويعتمد فيه على توزيع طبيعي تقريبي (الفروقات تكون متساوية لمقارنة عينتان) .

3- إذا كان حجم العينة كبيراً فإن توزيع الاختبار الإحصائي مقرب بشكل طبيعي لعينة ذات مشاهدات أكثر من (30) إذا كانت البيانات موزعة طبيعياً . وبالمقابل فإن العينة الكبيرة يمكن أن تزيد عن 400 مشاهدة إذا كانت البيانات غير موزعة طبيعياً . إلا أن وجود الانحراف عن الطبيعي سوف يؤثر على تعريف مصطلح /عينة كبيرة/ .

وهكذا من الصعوبة بمكان أن نوضح الفروقات بين العينات الكبيرة والصغيرة ضمن إطار مفهوم اختبار t . وربما نجد العديد من النصوص الإحصائية والتي تميز بين مصطلحات العينة الكبيرة والصغيرة بربطها إلى الاختبار الإحصائي كما هو الحال في توزيع t (بالنسبة للعينات الصغيرة ، الفروقات متساوية عند مقارنة عينتين) أو إلى توزيع طبيعي (بالنسبة للعينات الكبيرة ، فروقات متساوية أو غير متساوية) .

3- تصميم الدراسة Study designs :

إن النقطة الأكثر أهمية في تصميم الدراسة هو عملية جمع البيانات يستخدم الاختبار لمقارنة معدلات لمجموعات فردية أو مجموعتين من المشاهدات هذه المجاميع المقارنة إما أن تكون مستقلة عن بعضها أو تكون على شكل مشاهدات شفعية إلا أننا نرغب أحياناً بأن تقارن المشاهدات لأكثر من مجموعتين ، فإن الخيار عندئذ لتحليل مثل هذه البيانات هو تحليل الفرق Analysis of Variance .

2-9- اختبارات t لعينة واحدة One Sample t – tests :

أحياناً قد نهتم بدراسة معدل المشاهدات لمجموعة مفردة تأخذ قيمة معينة .

مثال:

لدينا مجموعة من مجموعات التجارب وبعد استخدام علاج كيميائي أظهرت انخفاض في الكسب الوزني اليومي مقارنة مع معدل النمو الطبيعي لهذه المجموعة. وما نريد إنجازه هنا أن نختبر فيما إذا كان معدل الكسب الوزني الحي لهذه المجموعة وبعد استخدام علاج كيميائي يدعم الفرضية أن تؤيد أن نمو هذه المجموعة المختبرة في المعدل المتوقع للنمو ؟؟ .

- الافتراضات Assumptions :

يفترض اختبار t ستودنت لعينة واحدة أن بيانات العينة هي مجموعة مختارة بشكل عشوائي من قيم ذات توزيع طبيعي .

وأحياناً قد تكون البيانات موزعة بشكل غير طبيعي أو منحرفة قليلاً عن التوزيعات الطبيعية بالنسبة للناظر . فعندئذ نقوم يتقريبها إلى الشكل الطبيعي بإجراء ما يسمى بالتحويل المناسب a ppropriate transformation .

وبشكل نموذجي فإن التحويل اللغاريتمي هو الإجراء الأمثل لهذه الحالة إحصائياً . أو أننا يمكننا أن نلجأ إلى إحدى الاختبارات اللاحدية المناسبة .

. a ppropriate non – parametric test

كاختبار ساين Sign test أو اختبار كولوغورث .

سمير نوف Kalmogorav – Smir nov أو اختبار رانس Runs test .

الطريقة The Approach :

1- نحدد نظرية أو فرضية العدم null hypothesis فإن معدل مجموعات الاختبار المدروسة للمتغير المراد دراسته (معدل النمو) مساوٍ لقيمة محددة Mo ((لا يوجد فروق بين المشاهد والمتوقع)) . بينما الفرضية أو الطريقة البديلة .alternative hypothesis فإن المعدل هو غير مساوٍ لقيمة محددة وهذا يقودنا إلى اختبار الفرضية البديلة ذات الذيلين مثل حالة الوسط الحسابي $H_1 : M \neq M_0$.كأن نقصد هنا بالفرضية البديلة أن معدل النمو زائد أو ناقصاً عن الطبيعي من القيم الطبيعية المتوقعة .

2- نجمع البيانات ونعرضها على شكل خط نقطي plot line ، أوعلى شكل مستطيلات بسيطة Simple Histogram أو أي نمط من أنماط التوزيعات الشكلية البسطية مثل بوكس وويسكر Box and Whis bar وغيرها ومن خلال الشكل الملاحظ نقوم بفحص افتراض أن البيانات موزعة بشكل تقريبي طبيعياً

3- احسب الاختبار الإحصائيtest statistic كالفرق بين معدل العينة $(\overline{X})$ – والقيمة المحددة لمعدل المجموعة $(\overline{X})$ في مثالنا الحالي وضمن شروط فرضية العدم $H_0 , M = M_0$ ، مقسوماً على معدل الخطأ المعياري .

وكما هو معروف لدينا سابقاً معدل الخطأ المعياري Standard error of the mean يحسب كما يلي : $SEM = \frac{S}{\sqrt{n}}$.

حيث أن :

S : هي الانحراف المعياري المحسوب .

n : حجم العينة / عدد المشاهدات / .

وبهذه الحالة فإن اختبار العينة واحدة .

$$Test_1 = \frac{\overline{X} - Mo}{S/\sqrt{n}} .$$

مع الأخذ بعين الاعتبار فإن درجة الحرية هي n – 1 .

4- نحصل على قيمة (P) من خلال حساب قيمة الاختبار الإحصائي والنظر إلى توزيع قيم t حسب المحصول عليها في الاختبار كما هو مدرج في الملحق.

5- من خلال قيمة P يمكن أن نحكم فيما إذا كانت البيانات متوافقة مع نظرية العدم . وعندئذ نقرر بقبول أو رفض فرضية العدم وعادة نرفض نظرية العدم إذا كانت قيمة $P < 0.05$.

6- لا بد أن هناك حد حساب حد الثقة Interval Corfidence الخاص بالمعدل يسمح لنا بالحكم على أهمية النتائج المدروسة لاسيما درجة الثقة 95 % والتي تحسب كما يلي :

$\overline{X} - t_{0.05}\frac{S}{\sqrt{n}}$	إلى	حيث :	T	قيمة المحسوبة
$\overline{X} - t_{0.05}\frac{S}{\sqrt{n}}$	المجال		0.05	

حيث :

قيمة t المحسوبة $t_{0.05}$ بالجدول .

حيث أن $t_{0.05}$ هي قيمة حرجة Critical value وهي يحصل عليها من خلال جدول توزيع t ستودنت (الملحق A3) مع درجة حرية $n - 1$ وهي تعطي إجمالي المنطقة الذيلية للتوزيع باحتمالية 0.05 .

مثال :

يظهر الجدول معدل الكسب الوزني اليومي لعينة عشوائية لـ 36 وحدة مدروسة من مجموعات التجارب وبعد استخدام علاج كيميائي . يتوقع معدل نمو في وحدة التربية هذه 607 غ باليوم لها المرحلة من النمو اعتماداً على المؤشرات العملية المنجزة حالياً عند هذه الوحدات المدروسة. هل هذه متوافقة مع معدل الكسب الوزني المتوقع عند الوزن 607 غ.

الأوزان بالغرام

618	584	600	612	596	577
607	516	559	606	588	627
623	621	586	565	591	608
603	595	570	631	602	598
596	600	578	574	616	605
600	600	610	589	636	619

الوسط الحسابي $\overline{X}$ = 599.194

الانحراف المعياري S = 18.656

الخطأ المعياري $\frac{S}{\sqrt{n}} = 18.656/\sqrt{36}$

1- بالنسبة لفرضية العدم ، هل هناك فرق جوهري مع المعدل المتوقع M_O حيث المعدل الحقيقي للكسب الوزني هو 607 غ . هل الفرضية البديلة يمكن أن تستخدم هنا ؟

2- من رسم مخطط باستخدام المستطيلات البسطية أو بوكس وويسكر نجد أن مثل هذه البيانات موزعة تقريباً بشكل طبيعي .

3- إن الوسط الحسابي للعينة (599.149) غ مع تقدير للانحراف المعياري بالقيمة 18.656 غ . إن اختبار t الإحصائي هو كما يلي :

$$Test_1 = \frac{X^- M}{S/\sqrt{n}} = \frac{599.194 - 607}{18.636/\sqrt{36}} = \frac{599.194 - 607}{3.109} = 2.05$$

مع درجة تقدر بـ n = 36 .

درجة حرية degree of freedom = n – 1 .

. D.f = 36 – 1 = 35

4- وإذا حسبنا هذه القيمة بالحاسوب سوف نحصل على قيمة p = 0.017 وهذه القيمة

0.01 > P < 0.05

5- ولذلك من غير المحتمل أن تكون فرضية العدم حقيقية . فإننا نرفض فرضية العدم Ho ونستنتج أن قيم البيانات هي غير متوافقة inconsistent مع معدل يومي للكسب الوزني 607 غ .

6- إن حد الثقة (CI : 95 %) لمعدل حقيقي للكسب الوزني الحي هو :

$$\overline{X} \mp t_{0.05} \frac{S}{\sqrt{n}}$$

$$Ci_{95\%} = X \pm 1.96 \times sem$$

$$Ci_{95\%} = X \pm 1.96 \times sem$$