رقم الترتيب:
رقم التسلسل:

الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية

وزارة التعليم العــالي والبحث العلمـي

جامعة الشهيد حمة لخضر بالــوادي

كلية العلوم والتكنولوجيا

مذكرة التخرج

ليسانس أكاديمي

مجال: الرياضيات والإعلام الآلي
شعبة الرياضيات
التخصص: نمذجة رياضية ومحاكاة عددية

الموضوع

تحليل التباين

من إعداد الطالبات:
- بوغي حياة
- حاج عمار سارة
- شوية كلثوم

الأستاذ المؤطر:
- تواتي إبراهيم محمد السعيد

السنة الجامعية 2015 – 2014

الفهرس

الفهرس

شكر وعرفان

من حق النعمة الذكر، وأقل جزاء للمعروف الشكر.

فبعد شكر المولى عز وجل، المتفضل بجليل النعم، وعظيم الجزاء، نشكر الأهل على مساعدتهم ومساندتهم لنا ودعائهم.

كن عالما.. فإن لم تستطع فكن متعلما، فإن لم تستطيع فأحب العلماء، فإن لم تستطع فلا تبغضهم

نتوجه بفائق الشكر والتقدير وبالغ الامتنان وجزيل العرفان إلى أستاذنا ومشرفنا الفاضل:

" تواتي إبراهيم محمد السعيد " الذي وجهنا وعلمنا واخذ بيدنا في سبيل إنجاز وتقديم واسداد النصائح لنا لإتمام مذكرتنا، الذي نقول له

بشراك قول رسول الله صلى الله عليه وسلم:

" إن الحوت في البحر، والطير في السماء، ليصلون على معلم الناس الخير"

كما نتقدم بجزيل الشكر إلى الأساتذة المقرئين في اللجنة والمناقشة رئاسة وأعضاء، لتفضلهم على قبول مناقشة مذكرتنا.

إلى من زرعوا التفاؤل في دربنا وقدموا لنا المساعدة من قريب أو بعيد أساتذتنا الكرام وعمال مكتبة كلية العلوم والتكنولوجيا بجامعة الوادي.

والى كل من أهدانا ابتسامة

مقدمة

يهدف الإحصاء باعتباره فرع من فروع الرياضيات إلى دراسة خصائص المجتمع، من خلال استخدام الأساليب الإحصائية متعددة كاختبار t الذي يمتاز بكثرة الحسابات وتعقيدها لهذا استخدمنا طريقة تحليل التباين لتفادي هذه المشاكل.

يعود الفضل في ظهور طريقة تحليل التباين إلى العالم فيشر الذي يعتبر أول من وضع أسس تحليل التباين سنة 1923 م، وقد أدى اكتشاف هذا الأسلوب إلى تقدم كبير وسريع في مجال الإحصاء وتصميم التجارب.

يعتبر تحليل التباين أحد الأدوات الإحصائية المهمة والتي تعنى بعملية دراسة العلاقة بين متغير كمي تابع مع متغير آخر أو عدة متغيرات مستقلة والتي عادة ما تكون وصفية، ويهتم تحليل التباين في تحديد مصادر الاختلاف بين المتوسطات ولا يهتم في تحديد نوع العلاقة بين المتغيرات التابعة والمتغيرات المستقلة، ويتدرج تحليل التباين من تحليل التباين بعامل واحد ANOVA إلى تحليل التباين بعاملين.

وانطلاقا مما تحصلنا عليه من معلومات فقد قمنا بنسج خطة منهجية لمذكرتنا تنقسم إلى فصلين نظريين وفصل تطبيقي.

الفصل الأول: تناولنا فيه عموميات حول نظرية الاحتمالات بهدف تبسيط الدراسة.

الفصل الثاني: تناولنا فيه إلى تحليل التباين بنوعيه الأحادي والثنائي ومعالجة الاختلالات التي قد تقع في افتراض دراسة العينات.

الفصل الثالث: تناولنا في هذا الفصل التطبيقي دراسة الفروق الدلالية للأمن النفسي بين الجنسين وبين المستويات في قسم الرياضيات، باستعمال تحليل التباين الأحادي.

واجهتنا في بحثنا هذا عدة صعوبات من بينها:

- صعوبة وضع الاستبيان وتفريغه.
- دقة الإجابات.
- التعامل مع البرنامج الإحصائي SPSS.

الفصل الأول

عموميات

نهتم في هذا الفصل بتقديم بعض المفاهيم والتعاريف الأساسية حول علم الاحصاء والاحتمالات.

1.1. تعاريف[2]

1.1.1. الإحصاء: هو علم يهتم بجمع المعلومات والبيانات لظاهرة ما وتبويبها وعرضها وتنظيمها جدوليا أو بيانياً وتحليلها (معالجتها رياضيا)، واستخلاص النتائج منها وتفسيرها وبالتالي اتخاذ القرار المناسب ووضع التوصيات الملائمة.

2.1.1. العينة: هي نموذج يشمل جزء من وحدات المجتمع الأصلي يكون ممثلا تمثيلا جيدا بحيث يحمل صفاته المشتركة، و يتم اختيارها وفق أساليب معينة.

1.2.1.1. أنواع العينات

أ- **العينة العشوائية:** هي العينة التي يتم اختيارها من بين مفردات مجتمع البحث وفق نظام احتمالي محدد ومعلوم، منها العينة العشوائية البسيطة، العنقودية والطبقية.

ب- **العينة الغير عشوائية (القصدية):** هي العينة التي تستخدم في حالة عدم القدرة على تحديد مجتمع الدراسة بشكل دقيق وتتصف هذه العينات بأنها لا تعطي نفس الفرصة لجميع أفراد مجتمع الدراسة بالظهور فيها.

3.1.1. المتغير العشوائي: يسمى X متغيرا عشوائيا كل تطبيق قابل للقياس حيث:

- $X: \Omega \to R$
- $W \in \Omega : X^{-1}(\mathbb{R}) \in \Omega$

4.1.1. المعلمة: هي قيمة عددية تصف العينة مثل الوسط والانحراف المعياري للعينة.

5.1.1. درجة الحرية: هي عبارة عن الفرق بين حجم العينة n وعدد معالم المجتمع k كالمتوسط والانحراف ...الخ المراد تقديرها ويمكن التعبير عنها بالعلاقة التالية:

$$V = n - k$$

6.1.1. التوقع الرياضي (الأمل الرياضي): ليكن X متغيرا عشوائيا، يعرف التوقع للمتغير العشوائي X بالقانون التالي:

$$\mathrm{E}(X) = \mu = \begin{cases} \sum x_i p(X = x_i) & : X \text{ خطي} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} x f(u) du & : X \text{ مستمر} \end{cases}$$

1.6.1.1. المتوسط الحسابي: نعرف المتوسط الحسابي للمتغير الإحصائي X بـ:

$$\boldsymbol{\overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} n_i x_i}{N}}$$

حيث N عدد أفراد العينة.

7.1.1.الإنحراف المعياري: ليكن X متغيرا عشوائيا معرف على فضاء الإحتمال Ω يسمى إنحرافا معياريا للمتغير X و الذي نرمز له بالرمز σ (x) الجذر التربيعي للتباين أي: $\sigma(x) = \sqrt{v(x)}$

حيث: $v(x) = E(x-E(x))^2 = E(x^2)-(E(x))^2$

- في حالة البيانات مبوبة نرمز بالانحراف المعياري للعينة S حيث: $s = \sqrt{\frac{\sum x_i^2}{N} - \overline{x^2}}$
- في حالة البيانات غير مبوبة نرمز بالانحراف المعياري للعينة S حيث: $s = \sqrt{\frac{\sum x_i^2 f_i}{\sum f_i} - \overline{x^2}}$

2.1. تقارب متتاليات المتغيرات العشوائية [1]

لتكن $(X_n)_{n\geq 1}$ متتالية متغيرات عشوائية معرفة على نفس فضاء الاحتمال (Ω,A,P).

1.2.1.التقارب بالاحتمال: نقول عن متتالية متغيرات عشوائية $(X_n)_{n\geq 1}$ انها متقاربة احتماليا (عشوائيا) نحو المتغير العشوائي X المعرف على نفس فضاء الاحتمال إذا كان:

$$\forall\ \varepsilon\ > 0 = \lim_{n\to\infty} P\{\left|x_n - x\right| > \varepsilon\} = 0$$

و نكتب: $x_n \xrightarrow{p} x$ عندما $n \to +\infty$

:1.2.1.ملاحظة

يمكن كتابة التعريف كما يلي:

$$\forall\ \varepsilon\ > 0 = \lim_{n\to\infty} P\{|x_n - x| > \varepsilon\} = 1$$

3.2.1.التقارب بالقانون: لتكن $(X_n)_{n\geq 1}$ متتالية متغيرات عشوائية تابع توزيعها F_n .

نقول عن $(X_n)_{n\geq 1}$ أنها متقاربة بالقانون نحو المتغير العشوائي X الذي تابع توزيعه F إذا وفقط إذا كان:

$$\left(X_n \xrightarrow{P} X\right) \Leftrightarrow \left(\lim_{n\to+\infty} F_n(x) = F(x)\right)$$

عندما تكون x نقول نقطة استمرار لــ F.

4.2.1. نظرية النهاية المركزية: لتكن $(X_n)_{n\geq 1}$ متتالية متغيرات عشوائية لها نفس التوزيع متوسطه μ

وانحرافه المعياري σ نضع: $z_{\mathrm{n}} = \frac{\sum_1^{\mathrm{n}} \mathrm{x_i} - \mathrm{n}u}{\delta\sqrt{\mathrm{n}}}$

عندئذ: $Z \to \mathrm{N}(0,1)$ و $Z_{\mathrm{n}} \xrightarrow[\mathrm{n}\to+\infty]{} Z$

البرهان:

$$Z_n = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i - nE(x_i)}{\sqrt{var(x_i)}\sqrt{n}} = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i-\mu}{\sigma\sqrt{n}}\right)$$

ليكن Φ التابع المميز ل $x_i - \mu$ وليكن Φ_n التابع المميز ل $\boldsymbol{Z_n}$ ولدينا التابع المميز ل Z

هو $\Phi_Z(t)$=$e^{-\frac{1}{2}t^2}$

ونبرهن:

$$\lim_{n\to+\infty} \Phi_n(t) = \Phi_z(t) = e^{-\frac{1}{2}t^2}$$

ونلاحظ أن $\frac{x_i-\mu}{\sigma\sqrt{n}}$ مستقلة:

$$\Phi_{\left(\frac{x_i-\mu}{\sigma\sqrt{n}}\right)}(t) = \Phi_{(x_i-\mu)}\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) = \Phi\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)$$

$$\Phi_n(t) = \Phi_{Z_n}(t) = \prod_{i=1}^{n} \Phi_{\left(\frac{x_i-\mu}{\sigma\sqrt{n}}\right)} = \left(\Phi\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)\right)^n \Rightarrow \log\Phi_n(t) = n\log\Phi\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)$$

ننشر هذا المقدار بجوار الصفر من المرتبة الثانية $\Phi'(0)$ و $\Phi''(0)$ موجودان حيث أن:

$$\Phi'(0) = i\mu'_{(x_i-\mu)}(0) = iE(x_i - \mu)$$

$$\Phi''(0) = i^2\mu''(0) = i^2E(x_i - \mu)^2$$

يمكن أن ننشر بجوار الصفر حتى المرتبة الثانية فنجد:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \xrightarrow{p} \mu \ \log\Phi(t) = \log\Phi(0) + t\frac{\Phi'(0)}{\Phi(0)} + \frac{t^2}{2}\left[\frac{\Phi''(0).\Phi(0)-\Phi'(0)^2}{\Phi^2(0)} + \varepsilon(t)\right]$$

$$\lim_{t\to 0}\varepsilon(t) = 0 \text{ ، } \Phi(0) = 1 \text{، } \log\Phi\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right) = \frac{t^2}{2n\sigma^2}\left[-\sigma^2 + \varepsilon\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)\right]$$

$$\log\Phi_n(t) = \frac{t^2}{2\sigma^2}\left[-\sigma^2 + \varepsilon\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)\right] = \frac{-t^2}{2} + \frac{t^2}{2\sigma^2}\varepsilon\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)$$

$$\lim_{n\to+\infty}\log\Phi_n(t) = \frac{-t^2}{2} \text{ ، } \lim_{n\to+\infty}\Phi_n(t) = e^{\frac{-t^2}{2}} = \Phi_z(t)$$

$$\lim_{n\to+\infty}\Phi_{z_n}(t) = \Phi_z(t)\,; z \backsim N(0,1) \implies Z_n \xrightarrow{L} Z$$

3.1.التوزيعات الاحتمالية الشهيرة[4]

1.3.1.التوزيع الطبيعي: يرجع اكتشافه إلى أعمال مجموعة من علماء الرياضيات منهم" دي لوفير"، "لابلاس" و " جاوس" خلال القرنين 18 و 19 و يستخدم في دراسة و تحليل الظواهر الإحصائية المختلفة بالخصوص في إيجاد احتمال تحقق أي حادثة.

تعريف1.3.1: نقول أن المتغير العشوائي X يخضع للقانون الطبيعي و نرمز له بـ $N(\mu,\sigma^2)$

إذا كانت كثافة احتماله تعطى بالشكل:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu}{\sigma})^2} \qquad x \in \mathbb{R} \qquad (1-1)$$

حيث: μ متوسط التوزيع، σ^2 تباين التوزيع.

2.3.1.التوزيع الطبيعي القياسي (المعياري): نسمي توزيع طبيعي قياسي التوزيع الطبيعي الذي متوسطه $\mu = 0$ وانحرافه المعياري $\sigma^2 = 1$ نرمز له بـ : z~ N $(0,1)$

و تعطى دالة كثافته بـ :

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} \qquad x \in R \qquad (2-1)$$

حيث: $Z = \frac{x-\mu}{\sigma}$

خواص2.3.1: إذا كان X~ $w\ (\mu,\sigma^2)$ فان:

1. V(X) = σ^2 ; E(X) = μ

البرهان:

$$E(x)=\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} xe^{-\frac{1}{2}(\frac{X-\mu}{\sigma})^2}\, dx$$

لإيجاد هذا التكامل نجري التحويل: $t= \frac{X-\mu}{\sigma} \Longrightarrow X - \mu = \sigma t\ , dx = \sigma dt$

بالتعويض نجد: $E(x)= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} (\sigma t + \mu) e^{\frac{-t^2}{2}}\, dt$

$$= \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} te^{\frac{-t^2}{2}}\, dt + \frac{\mu}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{\frac{-t^2}{2}}\, dt$$

$$=0+\frac{\mu}{\sqrt{2\pi}}\sqrt{2\pi} = \mu$$

$$V(x)=\int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu)^2 f(x)dx$$

$$= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} (x-\mu)^2 e^{\frac{-1}{2}(\frac{x-\mu}{\sigma})^2} dx$$

بإجراء التحويل السابق والتعويض نجد: $V(x)=\frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 e^{\frac{t^2}{2}} dt$

$$=\sqrt{\frac{2}{\pi}}\sigma^2 \int_{0}^{+\infty} t^2 e^{\frac{-t^2}{2}}\, dt$$

لحساب هذا التكامل نجري التحويل: $t^2 = 2u \ \Longrightarrow dt = \frac{du}{\sqrt{2u}}$

بالتعويض: $V(x)=\sqrt{\frac{2}{\pi}}\sigma^2 \int_{0}^{+\infty} (2u) e^{-u} \frac{du}{\sqrt{2u}}$

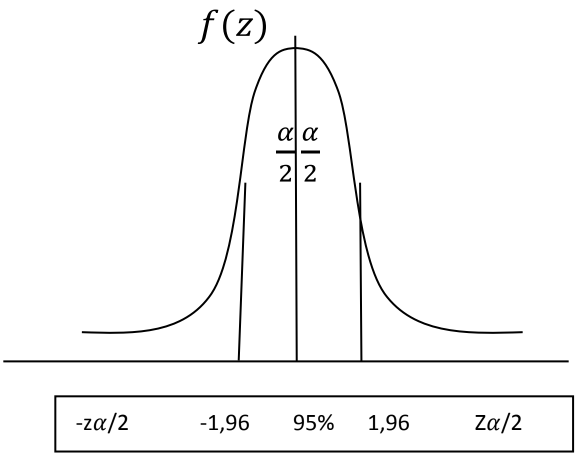
$$=\frac{2\sigma^2}{\sqrt{\pi}}\int_0^{+\infty} u^{\frac{1}{2}}e^{-u}du = \frac{2}{\sqrt{\pi}}\sigma^2\Gamma(\frac{3}{2})$$

$$=\frac{2}{\sqrt{\pi}}\sigma^2\,\frac{2!}{2^2*1!}\sqrt{\pi} = \sigma^2$$

لأن: $\int_0^{+\infty} u^{\frac{1}{2}}e^{-u} = \Gamma(\frac{3}{2})$

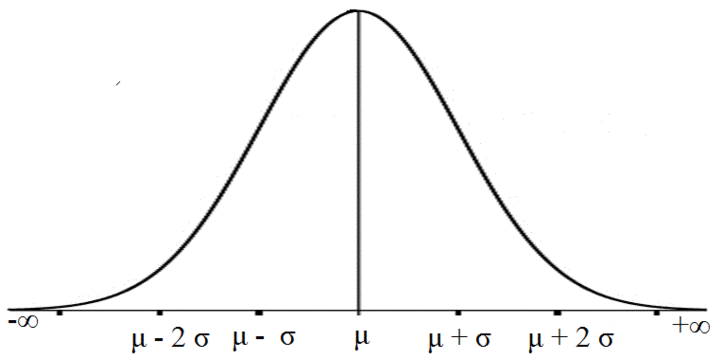
2. إذا كان $X \sim N(0,1)$ فان: $\mathrm{P}(X \leq -x) = 1 - P(X \leq x)$

3. $P(a \leq x \leq b) = F(b)-F(a)$



الشكل(1−1): منحنى التوزيع الطبيعي القياس

مثال 2.3.1: إذا كان Z متغيرا طبيعيا معياريا فأوجد $P(z \geq 1.57)$



نستخرج القيمة المقابلة لقيم z من الجدول ثم نعوض حسب القاعدة

$$P(z \geq 1.57) = 1 - P(z < 1.57) = 1 - 0.9418 = 0.0582.$$

3.3.1.توزيع χ^2 [3]

لتكن $X_{1,}, \ldots, X_{\mathrm{n}}$ متتالية متغيرات عشوائية مستقلة كل منها تتبع التوزيع الطبيعي المعياري .

المتغيرة: $X = X_1^2 + \ldots\ldots\ldots + X_V^2$ لها دالة كثافة التالية:

$$f(x) = \begin{cases} \dfrac{x^{(\frac{v}{2})-1}\, e^{-\frac{x}{2}}}{2^{\frac{v}{2}}\, \Gamma(\frac{v}{2})} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} \qquad (3-1)$$

حيث: $\Gamma(a)$ هي الدلة قاما التي تحقق: $\Gamma(a) = \int_0^t t^{a-1} e^{-t} dt \ ; a > 0$.

نقول أن X تتبع توزيع χ^2 بدرجة حرية v ونكتب: $X \backsim \chi_v^2$ دالتها التجميعية $F(x^2)$ كمايلي:

$$F(x) = P(x^2 \leq x) = \begin{cases} \dfrac{1}{2^{\frac{v}{2}}\, \Gamma(\frac{v}{2})} \int_0^x u^{(\frac{v}{2})} e^{-\frac{u}{2}} du & x \geq 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} \qquad (4-1)$$

خواص 3.3.1:

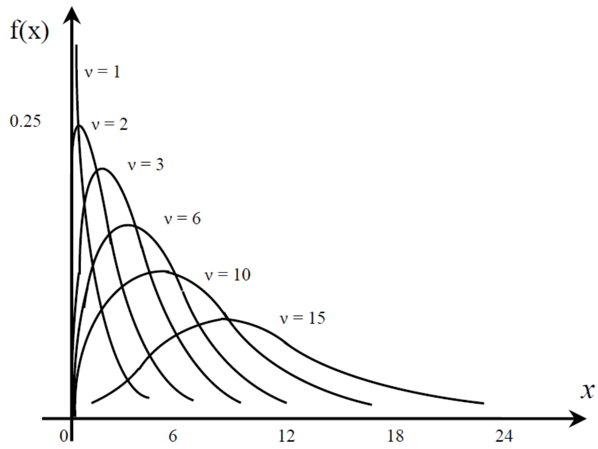
1. $E(X) = v$
2. $v(X) = 2v$

i. المتغير χ^2 موجب دائما و بذلك جميع منحنيات مربع كاي على اليمين من محور الترتيب.

ii. يوجد عدد لا نهائي من توزيعات χ^2 تختلف بإختلاف عدد درجات الحرية.

توزيع χ^2 بدرجات حرية v يرمز له χ_v^2

iii. المنحنى الاحتمالي χ^2 غير متماثل وملتوي ناحية اليمين.



الشكل (2−1): تدرج منحنى χ^2 حسب درجة الحرية

4.3.1. توزيع ستيودنت لتكن المتغيرتان العشوائيتان المستقلتان Y وZ حيث:

$Y \backsim N(0,1)$ و $Z \backsim \chi_v^2$، المتغيرة: $T = \frac{Y}{\sqrt{\frac{Z}{v}}}$ لها دالة الكثافة التالية:

$$-\infty < t < +\infty \qquad f(t) = \frac{\Gamma(\frac{v+1}{2})}{\sqrt{v\pi}\,\Gamma(\frac{v}{2})}\left(1 + \frac{t^2}{v}\right)^{-(\frac{v+1}{2})} \qquad (5-1)$$

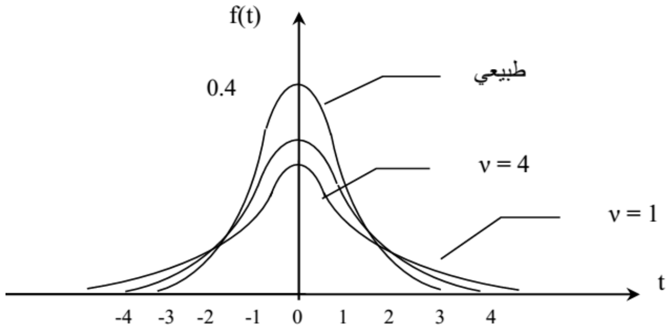
و نقول أن المتغيرة T تتبع توزيع ستيودنت بـ V درجة حرية و نكتب $T \backsim t_v$.

- **تطبيق توزيع ستيودنت:**

يستخدم هذا النوع من التوزيعات لإيجاد مجالات الثقة، و إختبار الفروض المعلمية لمتوسطات المجتمع عندما يكون تباين المجتمع غير معلوم و حجم العينة صغير (n<30) ويعطي ب: $t = \frac{\bar{x}-u}{s/\sqrt{n}}$.

4.3.1خواص:

$E(t)=0$; $V(t)=\frac{v}{(v-2)}$; $(v > 2)$.



الشكل (1−3): تدرج منحنى ستيودنت حسب درجة الحرية.

5.3.1.توزيع فيشرليكن لدينا المتغيرتان العشوائيتان المستقلتان $X_1 \sim \chi^2_{v_1}$ و $X_1 \sim \chi^2_{v_2}$

المتغيرة $X = \frac{X_1/v_1}{X_2/v_2}$ لها دالة الكثافة التالية:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\frac{v_1+v_2}{2})}{\Gamma(\frac{v_1}{2})\,\Gamma(\frac{v_2}{2})}\; v_1^{\frac{v_1}{2}} v_2^{\frac{v_2}{2}} x^{\left(\frac{v_1}{2}\right)-1}(v_2+v_1x)^{\frac{v_2+v_1}{2}} & X > 0 \\ 0 & X \leq 0 \end{cases} \qquad (6-1)$$

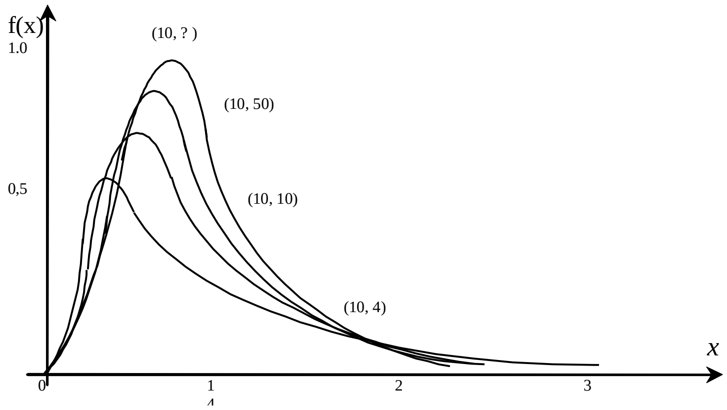
و نقول أن المتغيرة X تتبع توزيع فيشر بـ v_1 و v_2 درجة حرية و نكتب $X \sim F_{v_1,v_2}$.

- **تطبيق توزيع فيشر:**

يلعب دورا هاما في نظرية المعاينة من مجتمع طبيعي ويعتبر كمية محورية لتقدير النسبة $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ ويبنى عليه مجالات الثقة.

خواص 5.3.1:

1. $\mu = \frac{v_2}{v_2-2} \ : (v_2 > 2)$
2. $\sigma^2 = \frac{2\, v_2^2 (v_1+v_2-2)}{v_1(v_2-4)(v_2-2)^2} \ : (v_2 > 4)$



الشكل (1−4): تدرج منحنى فيشر حسب درجة الحرية.

4.1. التقدير [5]

هو كمية عددية مسحوبة من مشاهدات العينة لخاصية ما، بقصد توفير معلومة حول قيمة غير معرفة عن المجتمع.

1.4.1. المقدر: هو تقدير لمعلمة θ من معالم المجتمع و نرمز لها بـ $\hat{\theta}$.

خواص 1.4.1:

1. المقدر الغير متحيز (المنصف): نقول عن $\hat{\theta}$ أنه مقدر غير متحيز لـ θ إذا كان: $E(\hat{\theta}) = \theta$.

2. المقدر الفعال: ليكن $\hat{\theta}_1$ و $\hat{\theta}_2$ غير متحيزان لـ θ، $\hat{\theta}_1$ اكثر فعالية من $\hat{\theta}_2$ إذا وفقط إذا كان:

$$var(\hat{\theta}_1) < var(\hat{\theta}_2)$$

ونسمي فعالية $\hat{\theta}_1$ بالنسبة $\hat{\theta}_2$ المقدار:

$$eff(\hat{\theta}_1/\hat{\theta}_2) = \frac{var(\hat{\theta}_2)}{var(\hat{\theta}_1)}$$

3. **المقدار المتقارب:** نقول عن المقدر $\hat{\theta}$ للوسيط المجهول θ أنه متقارب إذا كان متقاربا بالاحتمال إلىθ أي:

$$\forall \varepsilon > 0 :\ \lim_{n\to+\infty} P(\left|\hat{\theta}_n - \theta\right| > \varepsilon) = 0 \Rightarrow \lim_{n\to+\infty} var\left(\hat{\theta}_n\right) = 0$$

2.4.1. طرق التقدير

أ. **التقدير النقطي:** طريقة المعقولية العظمى – الارجحية – نسمي القيمة (النقطة) $\hat{\theta} \in \theta$ بتقدير المعقولية العظمى للمعلمة θ إذا كان:

$$L\left(x,\hat{\theta}\right) \geq L(x,\theta);\ \forall\theta \in\ \Rightarrow L\left(x,\hat{\theta}\right) = \sup_{\theta\in} L(x,\theta)$$

حيث: $L\left(x,\hat{\theta}\right) = \prod_{i=1}^{n} f(x_i)$

نحصل على التقدير θ بحل المعادلة: $\frac{\partial \ln L(x,\theta)}{\partial\theta}=0$ و نتأكد أن $\frac{\partial^2 \ln L(x,\theta)}{\partial\theta^2} < 0$

ب. **التقدير بمجال ثقة:**

لتكن $X=(X_1, X_2, \dots, X_n)$ عينة عشوائية من مجتمع يتبع التوزيع $f(x,\theta)$ الذي يعتمد على معلمة وحيدة البعد غير معلومة θ و نرغب في تقدير θ بمجال.

لتقدير المعلمة θ نبحث عن مقدرين T_1و T_2 مع $T_1 < T_2$ يحققان عند قيمة $0 < \alpha < 1$:

$$P_\theta(T_1 < \theta < T_2) = 1 - \alpha\ ;\ \theta\epsilon\Theta$$

- **مجال الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي:**

أ.$\boldsymbol{\sigma}$ **معلوم:** نعلم ان $\frac{\bar{X}-m}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$ ومنه المجال العشوائي $[\ \bar{x} - Z_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\ ;\ \bar{x} + Z_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$

يحتوي m باحتمال $1-\alpha$, وبعد السحب نحصل على:

$$P\left(\bar{x} - Z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mathrm{m} \leq \bar{x} + Z_{\frac{\alpha}{2}}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 1-\alpha \qquad (7-1)$$

ب.$\boldsymbol{\sigma}$ **غير معلوم:** نعلم أن $\frac{X-m}{s/\sqrt{n-1}} \sim t_{n-1}$ وعليه:

$$P\left(\bar{x} - t_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n-1}} \leq \mathrm{m} \leq \bar{x} + t_{\frac{\alpha}{2}}\frac{s}{\sqrt{n-1}}\right) = 1-\alpha \qquad (8-1)$$

- **مجال الثقة لتشتت مجتمع طبيعي:**

نعلم أن: $\frac{ns^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1}$ ومنه: $P\left(a \leq \frac{ns^2}{\sigma^2} \leq b\right) = 1-\alpha$

$$P\left(\frac{\sqrt{n}s}{\sqrt{b}} \leq \frac{ns^2}{\sigma^2} \leq \frac{\sqrt{n}s}{\sqrt{a}}\right) = 1-\alpha \qquad (9-1)$$

$$b = \chi^2_{n,1-\frac{\alpha}{2}}\ ;\ \mathrm{a} = \chi^2_{n,\frac{\alpha}{2}}$$

- **مجال الثقة لنسبة من مجتمع طبيعي:** لتقدير نسبة P من مجتمع يتمتع بخاصية A، نعتبر n كبيرا بالمقدار الكافي:

$$P\left(P_A - Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{P_A(1-P_A)}{n}}\ ; P_A + Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{P_A(1-P_A)}{n}}\right) = 1-\alpha \qquad (10-1)$$

5.1. اختبار الفرضيات [6]

نحتاج في كثير من الدراسات والبحوث الى التحقق من صحة فرضية ما حول توزيع متغير عشوائي أو خصائصه، وتصاغ هذه الفرضيات بناءا على التصورات أو على أساس المعلومات التي توفرها العينة العشوائية من قيم المتغير.

1.5.1.الفرضية:

نقول عن عبارة (تخمين، خبر، معلومة..) حول شكل أو نمط توزيع أو خصائص متغير عشوائي إنها فرضية إحصائية، ونرمز لها بـ H، حيث تصنف الفرضيات الاحصائية الى قسمين:

- **معلمية (بسيطة):** وهي حول معلمة أو معالم التوزيع، إذا كانت صيغته معلومة و المعلمة مجهولة.
- **لا معلمية (مركبة):** وهي حول نمط أو خصائص التوزيع الاحتمالي.

2.5.1. فرضية العدم والفرضية البديلة:

إذا صيغت فرضية حول توزيع أو خصائص المتغير بهدف اختبار صحتها فتسمى فرضية العدم (الفرضية الصفرية) رمزها H_0 وتصاغ إلى جانبها فرضية أخرى تسمى الفرضية البديلة ورمزها H_1 وتقبل الأخيرة في حالة رفض الفرضية الصفرية.

مثال: يمكن صياغة عدة أشكال للفرضية منها:

$$H_0: \theta = 0.6 \,;\, H_1: \theta = 0.5$$

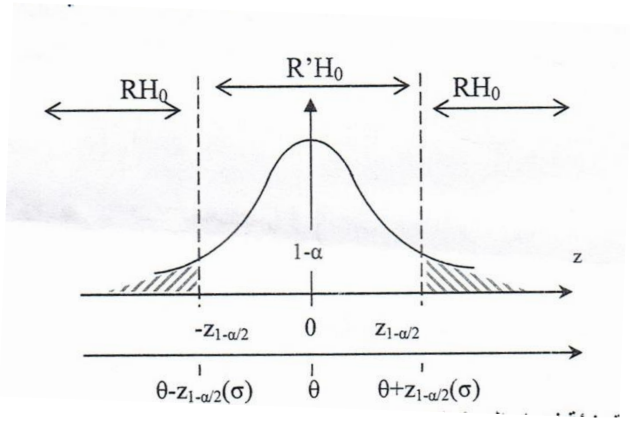
$$H_0: 0.5 \leq \theta \leq 0.6 \,;\, H_1: 0 \leq \theta \leq 0.5$$

$$H_0: \theta = 0.6 \,;\, H_1: \theta \neq 0.6$$

3.5.1.منطقة القبول ومنطقة الرفض:

- **منطقة الرفض** RH_0 وهي منطقة من فضاء العينة نرفض عند كل عينة مشاهدة من نقاطها فرضية العدم H_0.

- **منطقة القبول** $R`H_0$ وهي منطقة من فضاء العينة نقبل عند كل عينة مشاهدة من نقاطها فرضية العدم H_0.



الشكل (1−5): مناطق الرفض والقبول

4.5.1. دالة القرار: وهو قاعدة أو طريقة لتجزئة فضاء العينة الى منطقتي رفض أو قبول، ويتم اختبار إحصاء الاختبار $T(X)$ (دالة القرار) بحيث يكون توزيعه الاحتمالي عند صحة فرضية العدم معلوما ولو بشكل تقريبي.

5.5.1.أنواع وحجم الخطأ: القرارات الإحصائية هي قرارات احتمالية، فلا مفر من أخطاء في قرار يصدر حول مجتمع عن طريق عينة عشوائية منه.

الفرض / القرار	قبول H_0	رفض H_0
صحة H_0	قرار صحيح	خطا من نوع الاول α
H_0خاطئة	خطا من نوع الثانيβ	قرار صحيح

إذا: احتمال الوقوع في خطأ من النوع الأول، أو حجم الخطأ:

$$P_0 = \mathrm{P}(\mathrm{x} \in \mathrm{RH}_0) = \int_{\mathrm{RH}} \mathrm{f}({}^{\mathrm{x}}/_{\mathrm{H}_0}) \prod_{1}^{\mathrm{n}} \mathrm{dx_i} = \alpha$$

مثال: لتكن X عينة عشوائية من توزيع $N(\theta, 25)$ ولنفرض أن $H_0: \theta < 10$ ولنعتبر الاختبار

$$RH_0 = \left\{x: \bar{x} \geq 10 + {}^{5}\!/_{\sqrt{n}}\right\}$$

$$P_0 = P\left\{\bar{x} \geq 10 + {}^{5}\!/_{\sqrt{n}}\right\} = 1 - \emptyset\left(\frac{10 + {}^{5}\!/_{\sqrt{n}} - \theta}{{}^{5}\!/_{\sqrt{n}}}\right)$$

$$= 1 - \emptyset(11 - \theta) = 1 - \emptyset(1) = 0.159; (n = 25)$$

6.5.1.اختبار الفروض لمتوسط المجتمع μ

σ.1 معلوم: الاحصائية $Z = \frac{\bar{x}-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$ تسمى الإحصائية المحسوبة من بيانات العينة.

حيث: μ_0 القيمة المفروضة للمتوسط والتي نقوم باختبارها بعد ذلك نحدد القيم الحرجة $Z_{\frac{\alpha}{2}}$; Z_α حسب نوع الاختبار.

مثال: إذا كانت آلة تنتج قطعا، وقد ضبطت لكي يكون قطر القطع يساوي 12.6 مم، أخذت عينة عشوائية من 100 قطعة و قيست أقطارها فكان متوسط القطر 12.65مم، هل يمكن اعتبار ضبط الآلة صحيحا عند مستوى معنوية0.05، إذا علمت أن $\sigma^2 = 0.16$.

$$RH_0 = \left\{x: \left| \frac{\bar{x}-12.6}{0.04} \right| \geq 1.96\right\} = \left\{x \leq 12.52 \text{ او } x \geq 12.68\right\}$$

بما أن القيمة الملاحظة هي 12.65 لا تقع ضمن منطقة الرفض، وعليه نقبل $H_0: \theta = 12.6$

σ.2 غير معلوم وحجم العينة صغير: الاحصائية $t = \frac{\bar{x}-\mu_0}{s/\sqrt{n}} \rightarrow \mathfrak{I}_{n-1}$ تسمى الاحصائية المحسوبة من بيانات العينة.

حيث: U_0 القيمة المفروضة للمتوسط والتي نقوم باختبارها، بعد ذلك نحدد القيم الحرجة $t_{n-1.n-1}$; $t_{\alpha/2}$ حسب نوع الاختبار.

الفصل الثاني

تحليل التباين

يعتبر تحليل التباين مجموعة من الأساليب الإحصائية التي تتناول عينات متعددة، وهو طريقة لاختبار اختلاف أوساط مجموعتين أو أكثر دفعة واحدة من خلال التباين ويهدف إلى قياس دلالة الفروق بين مجموعتين أو أكثر، عما إذا كانت هذه الفروق راجعة لاختلاف حقيقي بين هذه المجموعات وليس راجعة إلى ظروف التجريب (التطبيق) أو المصادفة.

1.2.أنواع تحليل التباين

ينقسم تحليل التباين الى عدة أنواع مختلفة حسب عدد المتغيرات المستقلة والتابعة، أهم هذه أنواع:

1.1.2.تحليل التباين الأحادي[7]

. هو أحد أشكال تحليل التباين المستخدم في مقارنة الفروق بين متوسطات N عينة مستقلة في متغير تابع واحد، وينقسم هذا النوع من تحليل التباين إلى حالتين:

1.1.1.2.حالة تساوي حجوم العينات:

نفرض أن لدينا N عينة عشوائية حجم كل منها n مسحوبة من مجتمع توزيعها طبيعي ومتوسطاتها

$\mu_1, \mu_2, \ldots, \mu_k$ وتباينها σ^2 بحيث: $\sigma^2 = \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \cdots \ldots \ldots \ldots \ldots \ldots \ldots . = \sigma_k^2$

لتكن الفرضية: $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \cdots = \mu_K$

$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq \cdots \neq \mu_K$

هذا يعني أن k من المجموعات كل منها يحتوي n من العناصر لكل عنصر بالرمز X_{ij} حيث:

i=1,2,3,………,n

j=1,2,3,………,n

وبالتالي يكون الشكل التالي:

العناصر N,(Items)	المجموعات k,(groups)						
	1	2	3	……	I	……	k
1	X_{11}	X_{21}	X_{31}	……	X_{i1}		X_{K1}
2	X_{12}	X_{22}	X_{32}	……	X_{i2}		X_{K1}
3	X_{13}	X_{23}	X_{33}	……	X_{i3}		X_{K1}
|	|	|	|	|	|	|	|
|	|	|	|	|	|	|	|
J	X_{1j}	X_{2j}	X_{3j}	……	X_{ij}	……	X_{Kj}
|	|	|	|	|	|	|	|
N	X_{1n}	X_{2n}	X_{3n}		X_{in}		X_{Kn}
المجاميع$(\sum X_i)$	$(\sum X_1)$	$(\sum X_2)$	$(\sum X_3)$	……	$(\sum X_i)$	……	$\sum K_n$
المتوسط$(\mu_{\bar{X}})$	X_1^{-}	X_2^{-}	X_3^{-}	……	X_j^{-}	……	X_K^{-}

ان اختلاف بين قيم X_{ij} تعود إلى:

الاختلاف بين قيم X_{ij} في المجموعة الواحدة.

الاختلاف بين المجموعات.

وبذلك يصبح جدول تحليل التباين في حالة تساوي الحجوم كالتالي:

مصدر التباين	**مجموع المربعات**	**درجات الحرية**	**متوسط المربعات**	**(الإحصائية) المحسوبة**
بين المجموعات	SSB	K- 1	$S_R^2 = SSR/K-1$	$F = \frac{S_R^2}{S_E^2}$
ضمن المجموعات	SSE	K (n-1)	$S_E^{2=SSE/K(n-1)}$	
الكلي	SST	Nk-1		

حيث: K عدد المجموعات.

K_n العدد الكلي للعناصر

مجموع مربعات الاختلافات ضمن المجموعات: $SS_E = \sum \frac{(\sum X)^2}{N}$

مجموع مربعات الاختلافات بين المجموعات: $ss_B = \frac{\sum T^2}{n} - \frac{(\sum X)^2}{N}$

مجموع مربعات الكلي: $SS_T = SS_B + SS_E$

ويكون القرار هو رفض H_0 إذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر أو تساوي القيمة الجدولية.

2.1.1.2.حالة عدم تساوي حجوم العينات:

يتم إتباع نفس الأسلوب عند تساوي حجوم العينات مع تغير بسيط باعتبار حجم العينة يساوي n_i بدلا من n، أي أن مجموع العناصر يكون $n = n_1 + n_2 + \cdots + n_k$ بدلا من n وعليه تكون العلاقة كما يلي:

$$SSB=\left(\frac{\sum T^2}{n_1}+\frac{\sum T^2}{n_2}+\cdots+\frac{\sum T^2}{n_i}\right)+\frac{(\sum x)^2}{N} \qquad (1-2)$$

مثال:

البيانات التالية تمثل أعمار أربع عينات عشوائية من الناخبين سحبت من أربع مدن مستقلة (نفترض أن لها توزيعات طبيعية بمتوسطات μ_4,μ_3,μ_2,μ_1 وتباين مشترك يساوي σ^2):

المدن k	المشاهدات						المجموع
	1	2	3	4	5	6	
الأولى 1	20	21	25	28	30	26	150
الثانية 2	23	22	27	20	26	20	138
الثالثة 3	19	20	21	28	20	18	126
الرابعة 4	24	29	30	28	27	24	162

والمطلوب اختبار الفرض العدمي بأن متوسطات أعمار الناخبين من المدن الأربع متساوية، أي أن المطلوب بالرموز هو:

$$H_0: H_1 = H_2 = H_3 = H_4$$

وذلك بمستوى معنوية 5%.

الحل:

تكون خطوات الحل كمايلي:

1– الفرض العدمي: $H_0: H_1 = H_2 = H_3 = H_4$

2– الفرض البديل: أن بعض هذه المتوسطات غير متساوٍ (اثنان على الأقل غير متساويين).

3– الإحصائية: وهي في هذه الحالة $F = \frac{S_R^2}{S_E^2}$.

4– وتكون الحسابات التفصيلية لتحليل التباين كمايلي:

حيث K= 4 n= 6

أ– متوسطات الصفوف (المدن):

– متوسط الصف الأول: 150/6 = 25

– متوسط الصف الثاني: 138/ 6 = 2

– متوسط الصف الثالث: 126/ 6 = 21

– متوسط الصف الرابع: 162/ 6 = 27

ب– المتوسط الكلي: $\frac{150+138+126+162}{24} = \frac{576}{24} = 24$

ج– مجموع المربعات الكلي:

$$SST = (20^2 + 21^2 + 25^2 + 28^2 + 30^2 + 26^2 + 23^2 + \ldots + 27^2 + 24^2) - 6\text{x}4(24)^2$$

$$= 14160 - 13824 = 14160 - 6\text{x}4 \text{ x } 24 \text{ x } 24$$

$$SST = 336$$

د– مجموع المربعات للصفوف (المدن):

$$SSR = 6(25^2 + 23^2 + 21^2 + 27^{2)} - 6 \text{ x } 4 \text{ x } (24)^2$$

$$= 13944 - 13824$$

$$SSR = 120$$

هـ– مجموع مربعات الخطأ:

$$SSE = SST - SSR$$

$$= 336 - 120$$

$$SSE = 216$$

و– نكون جدول تحليل التباين كما يلي:

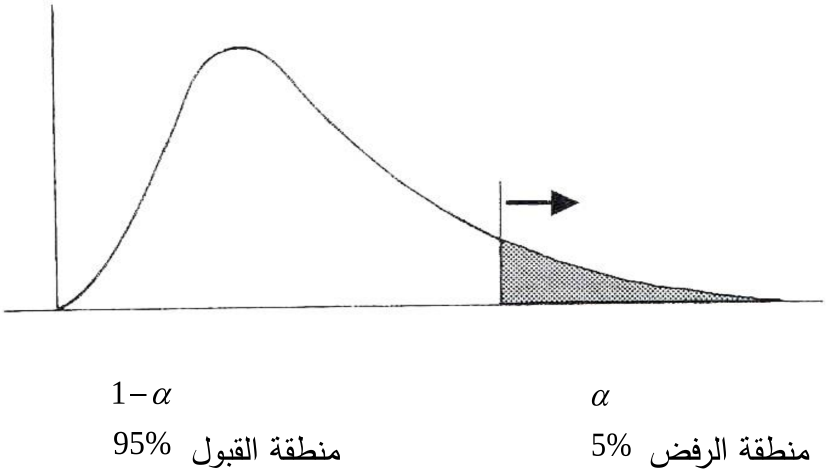
مصدر التغير	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	الإحصائية F
بسبب المعاملات	SSR= 120	3	SR2 = 120/ 3 = 40	$F = \frac{40}{10.8} = 3.7$
بسبب الخطأ	SSE= 216	20	SE2= 216/20= 10.8	
الكلي	SST= 336	23		

أي أن قيمة الإحصائية (أو F المحسوبة) هي 3.7

$$F = \frac{40}{10.8} = 3.7$$

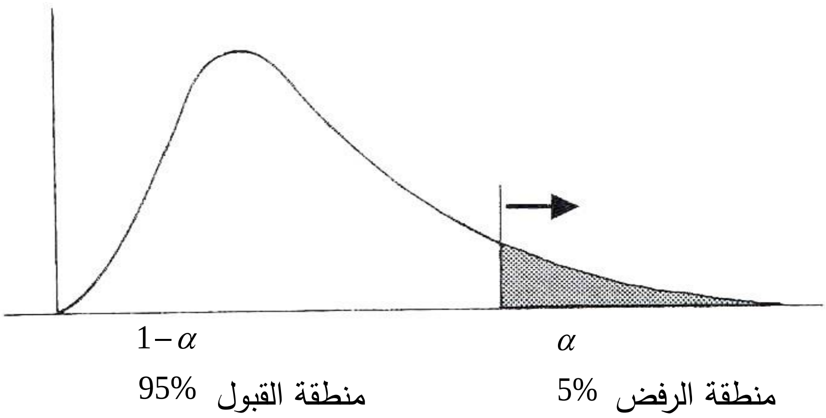
4– حدود منطقتي القبول والرفض: من جدول توزيع F وعند مستوى معنوية 5% وبدرجات حرية 3 للبسط، 20 للمقام نجد أن F الجدولية تساوي 3.10

ويمكن توضيح ذلك بالرسم كما يلي:



5– المقارنة و القرار: وحيث أن قيمة الإحصائية المسحوبة والتي تساوي 3.7 أكبر من القيمة الجدولية فإنها تقع في منطقة الرفض وبالتالي فإن القرار هو رفض الفرض العدمي بتساوي متوسطات أعمار الناخبين في المدن الأربع وذلك بمستوى معنوية 5% .

أما إذا استخدمنا مستوى معنوية 1% فإن قيمة F من الجدول تصبح 4.94 أي تصبح حدود منطقتي القبول والرفض كما يلي:



في هذه الحالة فإن قيمة الإحصائية والتي تساوي 3.7 تقع في منطقة القبول، وبالتالي فإن القرار يكون قبول الفرض العدمي يتساوى متوسطات أعمار الناخبين في المدن الأربع وذلك بمستوى معنوية 1%.

2.1.2. تحليل التباين الثنائي[9]

هو أحد أشكال تحليل التباين المستخدم في تأثير متغيرين مستقلين مكونين من عدة مستويات على متغير آخر، وينقسم هذا النوع إلى حالتين حيث يعتمد على النموذج التالي:

- الفرضية 1: $H_0: \alpha_i = 0$

  $H_1: \alpha_i \neq 0$
- الفرضية 2: $H_0: \beta_j = 0$

  $H_1: \beta_j \neq 0$
- الفرضية 3: $H_0: \sigma_{ij} = 0$

  $H_1: \sigma_{ij} \neq 0$

ويتم اختبار الفرضيات أعلاه بالمقارنة مع القيمة الجدولية.

وبالتالي يكون الشكل التالي:

جدول تحليل التباين الثنائي

مصدر التباين	درجة الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	F
بين	k−1	$n\sum_{i=1}^{k}(\bar{X}_i-\bar{X})^2$	$\frac{n\sum_{i=1}^{k}(\bar{X}_i-\bar{X})^2}{K-1}$	$\frac{MSB}{MSW}$
ضمن المجاميع	$k(n-1)$	$\sum\sum\left(X_{ij}-\bar{X}_\iota\right)^2$	$\frac{\sum\sum\left(X_{ij}-\bar{X}_\iota\right)^2}{k(n-1)}$	
الكلي Total	k_n-1	$\sum_{j=1}^{n}\sum_{i=1}^{k}\left(X_{ij}-\bar{X}\right)^2$		

2.2. افتراضات تحليل التباين[8]

- أن تكون المجتمعات مستقلة مثنى مثنى.
- أنها جميعا تخضع للتوزيع الطبيعي بمتوسطات متساوية.
- تجانس تباين المجموعات يعني أن يكون σ^2 لكل العناصر متقارب.

3.2. فوائد تحليل التباين:

- مقياس يقلل الأخطاء من النوع الأول مقارنة بتوزيع T.
- مقياس لقياس الفروق الفردية والجماعية.
- يقلل الجهد المبذول في العينات.

4.2. استخدامات تحليل التباين:

يستخدم تحليل التباين في:

- قياس تجانس بين أكثر من مجموعتين.
- قياس الفروق الدلالية بين المجموعات.
- مقارنة المتوسطات لأكثر من مجموعتين.

5.2.علاج اختلال فرضيات:

يتم تطبيق أسلوب تحليل التباين في حالة تحقق جميع فرضياته، إما إذا أختل أحد الشروط فيتبع بعض الأساليب الإحصائية لمعالجة هذه الاختلالات من بينها.

1.4.2.إذا كانت البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي:

يمكن استخدام التحويلات بهدف الاقتراب من اعتدالية التوزيع أو استخدام الإحصاء اللامعلمي الذي لا يشترط اعتدالية التوزيع وهناك عدة طرق لتحويل البينات منها:

التحويلات اللوغاريتمية

يمكن استخدامها إذا أتضح أن الانحرافات المعيارية للمعالجات تتناسب مع متوسطاتها أي كلما زاد الانحراف المعياري زاد المتوسط وكلما نقص الانحراف نقص المتوسط.

أ– إذا كانت $X=\varepsilon$ أو $X=0$ نستخدم الصيغة: $y=\log(X+1)$.

ب– إذا كانت $X\neq 0$ وليست قيما صغيرة نستخدم الصيغة: $y=\log X$.

2.6.2.2. إذا كانت البينات لا تحقق افتراض تجانس التباين:

يمكن استخدام بعض الطرق منها:

1– استخدام التحويلات المختلفة.

2– استخدام طريقة البوتسيترا.

3– استخدام طريقة الإحصاء اللامعلمية.

الفصل الثالث

الدراسة التطبيقية

1.3.لمحة عن كلية العلوم والتكنولوجيا:

فتحت كلية العلوم والتكنولوجيا أبوابها أمام طلبة الوادي في الموسم الجامعي 2002/2001 بقسم العلوم والتكنولوجيا نظام كلاسيكي بملحق سيدي مستور، أصبحت الأن تحتوي على ثلاث أقسام هي رياضيات وإعلام آلي، علوم المادة، علوم التكنولوجيا.

1.1.3. قسم رياضيات والاعلام الالي:

أفتتح قسم الرياضيات بكلية العلوم والتكنلوجيا سنة 2006، بدأ 29 طالبا وأصبح يضم الأن 1043 وينقسم إلى رياضيات واعلام آلي بتخصص ماستر ومؤطر بـ 53 أستاذ بمختلف التخصصات.

2.3.مجتمع الدراسة:

تم استهداف الدراسة لطلبة قسم الرياضيات على حسب المستويات الثلاث حيث تم اختيار 30 طالب من كل مستوى.

3.3.أهداف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة لمعرفة ما إذا كان هناك فروق بين الجنس والمستويات المدروسة من حيث الأمن النفسي.

4.3.الفرضيات:

الغرض من الفرضية قياس مدى صحة أنه لا توجد فروق بين المستويات الدراسة، ولا توجد فروق من حيث الأمن النفسي حسب الجنس.

لذا أخذت عينة عشوائية من جامعة الوادي حيث حجم العينة 90 شخص.

يمكن صياغة الفرضيات على الشكل التالي:

الفرضية الصفرية:

- لا توجد فروق من حيث الأمن النفسي بين المستويات الدراسية.
- لا توجد فروق من حيث الأمن النفسي حسب الجنس.

الفرضية البديلة:

- توجد فروق من حيث الأمن النفسي بين المستويات الدراسية.
- توجد فروق من حيث الأمن النفسي حسب الجنس.

5.3.الاستبيان المقترح:

وضع بين يد الطالب مقياس خاص بالطمأنينة الانفعالية، والغرض من هذا المقياس قياس وجهة نظره بصراحة وبأمانة من واقع خبرته الشخصية، حول مجموعة من المواقف أو المشاعر من خلال الفقرات التالية:

العبـــــــــــــــــــارة	4	3	2	1
1- لدي الشعور بالأمن لقدرتي على مواجهة مشكلاتي ومحاولة حلها.				
2- أنا محبوب من الناس ويحترموني.				
3- تقديري واحترامي لنفسي يشعرني بالأمان.				
4- لدي القدرة على مواجهة الواقع حتى ولو كان مرا.				
5- أشعر بأن لي قيمة وفائدة كبيرة في الحياة.				
6- التمسك بالقيم الدينية وممارسة العبادات الدينية يشعر الفرد بالأمن و الاطمئنان.				
7- أتوقع الخير من الناس من حولي لأن الدنيا بخير.				
8- أثق في قدرتي على حماية نفسي.				
9- النجاح في العمل يؤدي للاستقرار في العمل.				
10- من مسؤولية الوطن والناس أن يحققوا الحماية والطمأنينة للفرد.				
11- أشعر بالأمن والاستقرار في حياتي الاجتماعية.				
12- التمسك بالأخلاق والعادات والتقاليد بالمجتمع تجعل الفرد يعيش في أمن وسلام.				
13- أحتاج لحماية الأهل والأقارب لأعيش في أمان.				
14- الوحدة الوطنية والحب المتبادل يجعل الفرد آمنا ومطمئنا.				
15- أحب أن أعيش بين الناس أتعامل معهم بمحبة ومودة.				
16- احرص على تبادل الزيارات مع زملائي وأصدقائي.				
17- أستطيع أن أعيش وأعمل في انسجام مع الآخرين (أحب العمل الجماعي).				
18- أميل إلى الانتماء والاجتماع والتودد مع الناس.				
19- أتكيف بسهولة وأكون سعيدا في أي موقف اجتماعي.				

التحليل الإحصائي:

- تم تفريغ البينات من الاستبيانات وذلك بإعطاء بدائل الإجابات الدرجات التالية:

موافق بشدة	موافق كثيرا	غير موافق أحيانا	غير موافق بشدة
4	3	2	1

- تم إدخال البيانات إلى برنامج الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية SPSS.

والتحقق من الفرضية بالأسلوب الإحصائي One way anova وكانت النتائج كالتالي:

	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة F	مستوى الدلالة
بين المجموعات	153.68	2	76.84	1.01	غير دالة
داخل المجموعات	6567.00	87	75.48		
المجموع	6720.98	89			

–قيمة الإحصائية المحسوبة F عند مستوى معنوية 5% تساوي 1.01 أكبر من القيمة الجدولية F من التوزيع الطبيعي القياسي أي أنها تقع في منطقة الرفض، وبالتالي فإننا نقبل الفرض العدمي القائل بأنه لا توجد فروق من حيث الأمن النفسي بين المستويات الدراسية وحسب الجنس.

الخاتمة

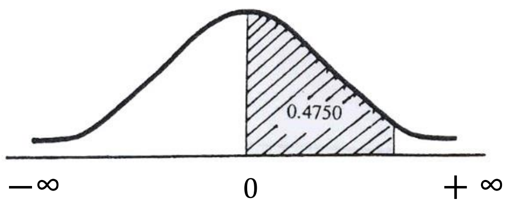
يعتبر تحليل التباين من أهم الأساليب الإحصائية الأكثر استخداما في مجال الإحصاء نظرا لدقة نتائجه، ضمن شروطه المفروضة، إذ أنه أفضل من استخدام الإحصائية t للمقارنة بين أكثر من مجموعتين.

طبقنا طريقة تحليل التباين الأحادي على مجموع طلبة شعبة الرياضيات بكلية العلوم والتكنولوجيا لمعرفة مدى الأمن النفسي الذي يشعر بها لطلبة في الشعبة وفي الحياة عموما، وتحديد طريقة المعاينة وحجم العينة واستنفاذ شروط تحليل التباين (تجانس المجموعات–طبيعة البيانات).

حللنا المعلومات بنظام SPSS والتي خلصنا منها إلى عدم وجود فروق ذات دلالة معنوية حسب الجنس أو المستوى، وأرجعنا ذلك إلى الشعور بالرضا الغالب على الطلبة على الشعبة، وإلى الظروف الاجتماعية المحيطة بالطالب (الدراسة قرب البيت).

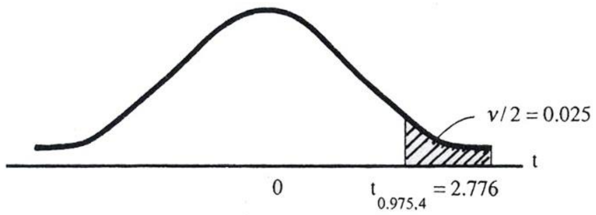
الجداول المرجعية

جدول (ا) المساحة تحت المنحنى الطبيعي المعياري $f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$

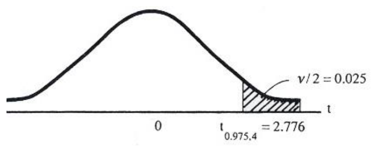


z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	.0000	.0040	.0080	.0120	.0160	.0199	.0239	.0279	.0319	.0359
0.1	.0398	.0438	.0478	.0517	.0557	.0596	.0636	.0675	.0714	.0753
0.2	.0793	.0832	.0871	.0910	.0948	.0987	.1026	.1064	.1103	.1141
0.3	.1179	.1217	.1255	.1293	.1331	.1368	.1406	.1443	.1480	.1517
0.4	.1554	.1591	.1628	.1664	.1700	.1736	.1772	.1808	.1844	.1879
0.5	.1915	.1950	.1985	.2019	.2054	.2088	.2123	.2157	.2190	.2224
0.6	.2257	.2291	.2324	.2357	.2389	.2422	.2454	.2486	.2517	.2549
0.7	.2580	.2611	.2642	.2673	.2704	.2734	.2764	.2794	.2823	.2852
0.8	.2881	.2910	.2939	.2967	.2995	.3023	.3051	.3078	.3106	.3133
0.9	.3159	.3186	.3212	.3238	.3264	.3289	.3315	.3340	.3365	.3389
1.0	.3413	.3438	.3461	.3485	.3508	.3531	.3554	.3577	.3599	.3621
1.1	.3643	.3665	.3686	.3708	.3729	.3749	.3770	.3790	.3810	.3830
1.2	.3849	.3869	.3888	.3907	.3925	.3944	.3962	.3980	3997	.4015
1.3	.4032	.4049	.4066	.4082	.4099	.4115	.4131	.4147	.4162	.4177
1.4	.4192	.4207	.4222	.4236	.4251	.4265	.4279	.4292	.4306	.4319
1.5	.4332	.4345	.4357	.4370	.4382	.4394	.4406	.4418	.4429	.4441
1.6	.4452	.4463	.4474	.4484	.4495	.4505	.4515	.4525	.4535	.4545
1.7	.4554	.4564	.4573	.4582	.4591	.4599	.4608	.4616	.4625	.4633
1.8	.4641	.4649	.4656	.4664	.4671	.4678	.4686	.4693	.4699	.4706
1.9	.4713	.4719	.4726	.4732	.4738	.4744	.4750	.4756	.4761	.4767
2.0	.4772	.4778	.4783	.4788	.4793	.4798	.4803	.4808	.4812	.4817
2.1	.4821	.4826	.4830	.4834	.4838	.4842	.4846	.4850	.4854	.4857
2.2	.4861	.4864	.4868	.4871	.4875	.4878	.4881	.4884	.4887	.4890
2.3	.4893	.4896	.4898	.4901	.4904	.4906	.4909	.4911	.4913	.4916
2.4	.4918	.4920	.4922	.4925	.4927	.4929	.4931	.4932	.4934	.4936
2.5	.4938	.4940	.4941	.4943	.4945	.4946	.4948	.4949	.4951	.4952
2.6	.4953	.4955	.4956	.4957	.4959	.4960	.4961	.4962	.4963	4964
2.7	.4965	.4966	.4967	.4968	.4969	.4970	.4971	.4972	.4973	.4974
2.8	.4974	.4975	.4976	.4977	.4977	.4978	.4979	.4979	.4980	.4981
2.9	.4081	.4982	.4982	.4083	.4984	.4984	.4985	.4985	.4986	.4986
3.0	.4987	.5987	.4987	.4988	.4988	.4980	.4989	.4989	.4990	4990

جدول (II) جدول توزيع ستيودنت t



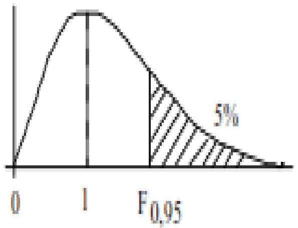
ν	$\alpha/2=0.10$	$\alpha/2=0.05$	$\alpha/2=0.025$	$\alpha/2=0.01$	$\alpha/2=0.005$
1	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657
2	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925
3	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841
4	1.533	2.132	2.776	4.747	4.604
5	2.476	2.015	2.571	3..365	4.032
6	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707
7	1.415	1.895	2.365	2.998	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	1325	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
Inf.	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576



جدول (III) توزيع كاي تربيع

ν	$\alpha = 0.995$	$\alpha = 0.99$	$\alpha = 0.975$	$\alpha = 0.95$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.025$	$\alpha = 0.01$	$\alpha = 0.005$
1	.0000393	.000157	.000982	.00393	3.841	5.024	6.635	7.879
2	.0100	.0201	.0506	.103	5.991	7.378	9.210	10.597
3	.0717	.155	.216	.352	7.815	9.348	11.345	12.838
4	.207	.297	.484	.711	9.488	11.143	13.277	14.860
5	5.214	.554	.831	1.145	11.070	12.832	15.086	16.750
6	.676	.872	1.237	1.635	12.592	14.449	16.812	18.548
7	.989	1.239	1.690	2.167	14.067	16.013	18.475	20.278
8	1.344	1.646	2.180	2.733	15.507	17.535	20.090	21.955
9	1.735	2.088	2.700	3.325	16.919	19.023	21.666	23.589
10	2.156	2.558	3.247	3.940	18.307	20.483	23.209	25.188
11	2.603	3.053	3.816	4.575	19.675	21.920	24.725	26.757
12	3.074	3.571	4.404	5.226	21.026	23.337	26.217	28.300
13	3.565	4.107	5.009	5.892	22.362	24.736	27.688	29.819
14	4.075	4.660	5.629	6.571	23.685	26.119	29.141	31.319
15	4.601	5.229	6.262	7.261	24.996	27.488	30.578	32.801
16	5.142	5.812	6.908	7.962	26.296	28.845	32.000	34.267
17	5.697	6.408	7.564	8.672	27.587	30.191	33.409	35.718
18	6.265	7.015	8.231	9.390	28.869	31.526	34.805	37.156
19	6.844	7.633	8.907	10.117	30.144	32.852	36.191	38.582
20	7.434	8.260	9.591	10.851	31.410	34.170	37.566	39.997
21	8.034	8.897	10.283	11.591	32.671	35.479	38.932	41.401
22	8.643	9.542	10.982	12.338	33.924	36.781	40.289	42.796
23	9.260	10.196	11.689	13.091	35.172	38.076	41.638	44.181
24	9.886	10.856	12.401	14.848	36.415	39.364	42.980	45.558
25	10.520	11.524	13.120	14.611	37.652	40.646	44.314	46.928
26	11.160	12.198	13.844	15.379	38.885	41.923	45.642	48.290
27	11.808	12.879	14.573	16.151	40.113	43.194	46.963	49.645
28	12.461	13.565	15.308	16.928	41.337	44.461	48.278	50.993
29	13.121	14.256	16.047	17.708	42.557	45.722	49.588	52.336
30	13.787	14.953	16.791	18.493	43.773	46.979	50.892	53.672

جدول(IV) فيشر



n_2 \ n_1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	16	20	24	30	40	50	100	200	∞
1	161	200	216	225	230	234	237	239	241	242	244	246	248	249	250	251	252	253	254	254
2	18,5	19,0	19,2	19,2	19,3	19,3	19,4	19,4	19,4	19,4	19,4	19,43	19,4	19,5	19,5	19,5	19,5	19,5	19,5	19,5
3	10,1	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,89	8,85	8,81	8,79	8,74	8,69	8,66	8,64	8,62	8,59	8,58	8,56	8,54	8,53
4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,09	6,04	6,00	5,96	5,91	5,84	5,80	5,77	5,75	5,72	5,70	5,66	5,65	5,63
5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,88	4,82	4,77	4,74	4,68	4,60	4,56	4,53	4,50	4,46	4,44	4,40	4,38	4,37
6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,21	4,15	4,10	4,06	4,00	3,92	3,87	3,84	3,81	3,77	3,75	3,71	3,69	3,67
7	5,59	4,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,79	3,73	3,68	3,64	3,57	3,49	3,44	3,41	3,38	3,34	3,32	3,28	3,25	3,23
8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,50	3,44	3,39	3,35	3,28	3,20	3,15	3,12	3,08	3,04	3,03	2,98	2,96	2,93
9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,29	3,23	3,18	3,14	3,07	2,98	2,94	2,90	2,86	2,83	2,80	2,76	2,73	2,71
10	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,14	3,07	3,02	2,98	2,91	2,82	2,77	2,74	2,70	2,66	2,64	2,59	2,56	2,54
11	4,84	3,98	3,59	3,36	3,20	3,09	3,01	2,95	2,90	2,85	2,79	2,70	2,65	2,61	2,57	2,53	2,50	2,45	2,42	2,40
12	4,75	3,89	3,49	3,26	3,11	3,00	2,91	2,85	2,80	2,75	2,69	2,60	2,54	2,51	2,47	2,43	2,40	2,35	2,32	2,30
13	4,67	3,81	3,41	3,18	3,03	2,92	2,83	2,77	2,71	2,67	2,60	2,51	2,46	2,42	2,38	2,34	2,32	2,26	2,24	2,21
14	4,60	3,74	3,34	3,11	2,96	2,85	2,76	2,70	2,65	2,60	2,53	2,44	2,39	2,35	2,31	2,27	2,24	2,19	2,16	2,13
15	4,54	3,68	3,29	3,06	2,90	2,79	2,71	2,64	2,59	2,54	2,48	2,39	2,33	2,29	2,25	2,20	2,18	2,12	2,10	2,07
16	4,49	3,63	3,24	3,01	2,85	2,74	2,66	2,59	2,54	2,49	2,42	2,33	2,28	2,24	2,19	2,15	2,13	2,07	2,04	2,01
17	4,45	3,59	3,20	2,96	2,81	2,70	2,61	2,55	2,49	2,45	2,38	2,29	2,23	2,19	2,15	2,10	2,08	2,02	1,99	1,96
18	4,41	3,55	3,16	2,93	2,77	2,66	2,58	2,51	2,46	2,41	2,34	2,25	2,19	2,15	2,11	2,06	2,04	1,98	1,95	1,92
19	4,38	3,52	3,13	2,90	2,74	2,63	2,54	2,48	2,42	2,38	2,31	2,21	2,16	2,11	2,07	2,03	2,00	1,94	1,91	1,88
20	4,35	3,49	3,10	2,87	2,71	2,60	2,51	2,45	2,39	2,35	2,28	2,18	2,12	2,08	2,04	1,99	1,96	1,90	1,87	1,84
21	4,32	3,47	3,07	2,84	2,68	2,57	2,49	2,42	2,37	2,32	2,25	2,15	2,10	2,05	2,01	1,96	1,93	1,87	1,84	1,81
22	4,30	3,44	3,05	2,82	2,66	2,55	2,46	2,40	2,34	2,30	2,23	2,13	2,07	2,03	1,98	1,94	1,91	1,84	1,81	1,78
23	4,28	3,42	3,03	2,80	2,64	2,53	2,44	2,37	2,32	2,27	2,20	2,10	2,05	2,01	1,96	1,91	1,88	1,82	1,79	1,76
24	4,26	3,40	3,01	2,78	2,62	2,51	2,42	2,36	2,30	2,25	2,18	2,09	2,03	1,98	1,94	1,89	1,86	1,80	1,76	1,73
25	4,24	3,39	2,99	2,76	2,60	2,49	2,40	2,34	2,28	2,24	2,16	2,06	2,01	1,96	1,92	1,87	1,84	1,77	1,74	1,71
30	4,17	3,32	2,92	2,69	2,53	2,42	2,33	2,27	2,21	2,16	2,09	1,99	1,93	1,89	1,84	1,79	1,76	1,69	1,66	1,62
40	4,08	3,23	2,84	2,61	2,45	2,34	2,25	2,18	2,12	2,08	2,00	1,90	1,84	1,79	1,74	1,69	1,66	1,59	1,55	1,51
50	4,03	3,18	2,79	2,56	2,40	2,29	2,20	2,13	2,07	2,02	1,95	1,85	1,78	1,74	1,69	1,63	1,60	1,52	1,48	1,44
100	3,94	3,09	2,70	2,46	2,30	2,19	2,10	2,03	1,97	1,92	1,85	1,75	1,68	1,63	1,57	1,51	1,48	1,39	1,34	1,28
200	3,89	3,04	2,65	2,41	2,26	2,14	2,05	1,98	1,92	1,87	1,80	1,69	1,62	1,57	1,52	1,45	1,42	1,32	1,26	1,19
∞	3,84	3,00	2,60	2,37	2,21	2,10	2,01	1,94	1,88	1,83	1,75	1,64	1,57	1,52	1,46	1,40	1,35	1,24	1,17	1,00

المراجع

المراجع بالغة العربية:

[1] **حاكم-قصد علي سهام**، الاحتمالات والاحصاء، المدرسة العليا لأساتذة بالقبة البشير الابراهيمي، 2007-2008.

[2] **حورية بوساحة**، الإحصاء والاحتمالات، المعهد الوطني لتكوين مستخدمي التربية و تحسين مستواهم 2008.

[3] **سعيد السيد علي إسماعيل**، مبادئ الإحصاء الوصفي والتطبيقي، أستاذ الإحصاء وتصميم التجارب – كلية الزراعة – جامعة المنوفية ووكيل المعهد العالي والإسكندرية.

[4] **عبد الحفيظ مصطفى**، نظرية الاحتمالات، مبادئ وتطبيقات، الجزء الأول، الطبعة الثانية 2004، ديوان المطبوعات الجامعية، الساحة المركزية - بن عكنون - الجزائر.

[5] **عبد الحفيظ محمد فوزي مصطفى**، الاستدلال الإحصائي(1)، نظرية التقدير، أستاذ الإحصاء بكلية العلوم، جامعة ناصر، الجماهرية العظمى، مجموعة النيل العربية2001.

[6] **عبد-الحفيظ محمد فوزي مصطفى**، الاستدلال الإحصائي(2) ، نظرية اختبار الفرضيات، أستاذ الإحصاء بكلية العلوم، جامعة ناصر، الجماهرية العظمى، مجموعة النيل العربية 2002.

المذكرات:

[7] **أشرف أحمد عواض العتيبي**، دراسة تقويمية لصحة استخدام أسلوب تحليل التباين في رسائل الماجستير والدكتوراه، كلية التربية في جامعة أم القرى، 1432هـ-1433هـ.

[8] **محمد موسى محمد الشمراني**، مشكلات استخدام تحليل التباين الأحادي والمقارنات البعدية وطرق علاجها، كلية التربية بجامعة أم القرى 1421هـ-2000م.

الموقع الإلكترونية:

[9] جامعة التكوين المتواصل http://www.e-campus.ufc.dz

ملخص

تطرقنا في هذا العمل إلى دراسة نظرية وأخرى تطبيقية حول تحليل التباين، فالدراسة النظرية قدمنا فيها مفاهيم أساسية للإحصاء وبالخصوص تحليل التباين بنوعية لاعتباره الأسلوب الأدق للاختبار، أما الدراسة التطبيقية طبقنا فيها طريقة تحليل التباين الأحادي على عينة عشوائية من مجتمع معين.

الكلمات المفتاحية: تحليل التباين الأحادي، تحليل التباين الثنائي، اختبار الفرضيات، توزيع فيشر.

Résumé

Nous avons discuté dans ce travail l'étude théorique et pratique, dans l'analyse de variance.Dans l'étude de la théorie, nous avons introduit les concepts de base de la statistique spécifiquement analyses de contraste de ces deux types, Pour être considérée comme la méthode la plus précise pour le test. Dans la partie pratique, nous avons appliqué la méthode d'analyse de variance sur un example aléatoire d'une communauté particulière.

Mots clés:

Analyse de variance univoque, analyse de variance bilatérale, test d'hypothèse, Distribution de Fisher.

Abstract

We discussed in this work the study of the théorie and applied to the analyses of variance.In the study of the theory, we introduced the basic concepts of statistical analysis specifically contrast the two types, to be considered the most accurate method for testing, applied research, we apply the method of analysis of variance on a random sample of a particular community.

Keywords:

One-way analysis of variance, Two-way analysis of variance, Hypothèses testing, Fisher distribution.