الفصــــــــــل الأول

المقدمـــــــــــــة

المشكلة البحث

أهداف البحث

أهمية البحث

بيانات البحث

فرضيات البحث منهجية

البحث الدراسات السابقة

منهجية البحث

أدوات جمع البيانات

معامل الثبات والصدق

متغيرات البحث

الدراسات السايقة

التعليق على الدراسات السابقة

هيكلية البحث

1-1: التمـــــــهيد:

يتناول هذا البحث بإستخدام النموذج الإنحدار المتعدد وتطبيقتها، والنموذج تحليل التباين الآحادي، نموذج جداول المتقاطع بإستخدام إحصائية Chi–Square، إختبار t للعينتين مستقلتين لمعرفة أهم العوامل المؤثرة على التحصيل الأكاديمي(معدل التراكمي) لطلاب كلية العلوم للمستويات الثلاثة (الثاني، الثالث، الرابع) فقط، ومن إستنتاج النتائج والتوصيات وتقديمها للجهات المختصة.

2-1: مشكلة البحث:

معرفة أهم العوامل المؤثرة على المتغير المعتمد (معدل التراكمي)، وامكانية إختزال عدد المتغيرات المستقلة المؤثرة عليه، وتسليط الضوء على تلك العوامل، وإختيار أفضل معادلة خطية ممثلة بتلك البيانات والوصول الى الإستنتاجات المهمة وفي هذا الدراسة سيكون المتغيرات هي (نسبة شهادة السودانية او مايعادلها، معدل الفصلي السابق، معدل الفصلي الحالي).

3-1: أهداف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة الى:

1- التحقق مما إذا كانت هنالك إختلاف بين طلاب القبول العام والخاص والموازي والتجسير في الاداة الأكاديمي.

2- التحقق مما إذا كانت هنالك إختلاف بين أقسام الكلية في الاداة الأكاديمي.

3- التعرف على أهم العوامل المؤثرة على التحصيل الأكاديمي(معدل التراكمي) سلبي ام إيجابي.

4- الوصول الى نتائج وتوصيات تساعد الجهات ذات الصلة بموضوع الدراسة في وضع الخطط وإتخاذ القرار بصورة سليمة لمعالجة المشكلة من جذورها.

1-4: أهمية البحث:

تتمثل الدراسة في التعرف على نموذج تحليل التباين الآحادي، إختبار t للعينتين مستقلتين، ونموذج الانحدار الخطي المتعدد وتطبيقاتهم على بيانات طلاب كلية العلوم، للإستدلال عن معالم المجتمعات المجهولة وإختبار الفروض الإحصائية للكشف عن الظاهرة المدروسة بأسلوب علمي إحصائي. كما أن الدراسة أهمية أخرى تتمثل في معرفة مدى تأثير العوامل (النوع، نسبة شهادة السودانية، حالة الإجتماعي، طبيعة العمل، مدرسة الثانوية، نوع القبول، القسم، المستوى الدراسي، معدل الفصلي السابق، معدل الفصلي الحالي) على معدل التراكمي، فقد تؤثر هذه العوامل في تدني مستوى تحصيلهم وبتالي تؤدي الى وقوعهم في إحدى حالات المشاكل الأكاديمي (إنذار اول، إنذار الثاني، فصل).

1-5: فرضيات الدراسة:

تسعى هذه الدراسة الى إختبار الفرضيات الآتية:

1- هنالك تأثير معنوي من قبل (نسبة شهادة السودانية او مايعادلها، معدل الفصلي السابق، معدل الفصلي الحالي).

2- نسبة مساهمة المتغيرات (نسبة شهادة السودانية او مايعادلها، معدل الفصلي السابق، معدل الفصلي الحالي). في التغيرات التي تطرأ على مستوى التحصيل في معدل التراكمي.

3- وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المستويات الثلاثة في مستوى التحصيل الأكاديمي.

4- وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين طلاب القبول (العام، الخاص، الموازي، التجسير) في مستوى التحصيل الأكاديمي.

5- وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الطلاب حسب الحالة الإجتماعية في مستوى تحصيل الأكاديمي.

6- وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الطلاب حسب طبيعة العمل في مستوى التحصيل الأكاديمي.

7- وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الطلاب حسب المدرسة الثانوية في مستوى تحصيل الأكاديمي.

8- وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الطلاب حسب نسبة الشهادة الثانوية في مستوى تحصيل الأكاديمي.

9- وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين طلاب القبول (العام، الخاص، الموازي، التجسير) في مستوى التحصيل الأكاديمي حسب القسم.

10- وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الطلاب حسب النوع في مستوى التحصيل الأكاديمي.

11- الأسرة هي أحد العوامل المؤثرة على تدني التحصيل الأكاديمي للطالب.

12- الأستاذ هو أحد العوامل المؤثرة على تدني التحصيل الأكاديمي للطالب.

13- الكلية هي أحدى العوامل المؤثرة على تدني التحصيل الأكاديمي للطالب.

14- الطالب هو أحدى العوامل المؤثرة على تدني التحصيل الأكاديمي للطالب.

1-6: بيانات الدراسة:

تنحصر حدود المكانية لهذه الدراسة في كلية العلوم – جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا. أما حدود الزمنية فتمثل في إستخدام بيانات طلاب كلية العلوم لثلاثة مستويات (الثاني، الثالث، الرابع) من جميع أقسام الكلية لسنة الدراسية (2015م–2016م).

7-1 : منهجية الدراسة:

تستند الدراسة إلى منهج الوصفي القائم على وصف المتغيرات الدراسة بطرق إحصائية، مثل الجداول والأشكال البيانية وبعض المقاييس الوصفية كمقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت للتعرف على طبيعة البيانات. إضافة إلى الإستعانة بالمنهج التحليلي القائم على إختبار فرضيات الدراسة بإستخدام بعض الاساليب الإحصائية كأسلوب نموذج تحليل التباين الآحادي وإختبار t للعينات المستقلة ونموذج تحليل الإنحدار الخطي المتعدد ونموذج جداول المتقاطع بإستخدام إحصائية Chi-Square Q، تمت معالجة التحليل بإسخدام بعض الحزم التطبيقية بواسطة الحاسوب، مثل برنامج التحليل الإحصائي SPSS وبرنامج Excel.

8-1: أدوات جمع البيانات:

تم جمع البيانات الأولية من خلال الدراسات السابقة والمراجع، وكذلك المعلومات الثانوية تم جمعها من خلال إستمارة إستبيان (إستقصاءة) الطلاب كلية العلوم- للثلاثة مستويات فقط (الثاني، الثالث، الرابع) في الفترة (2015-2016 م) بتوزيع الإستبيان على عينة منهم.

9-1: عينة الدراسة:

أُخذت عينة من جميع الأقسام الكلية من مستويات (الثاني، الثالث، الرابع) عشوائياً، والبالغ عددها (324) طالب من مجتمع الكلية العلوم البالغ حجمها (2240) طالب وكان إختبار KMO=0.66.

1-10: معامل الثبات والصدق:

أُخذت عينة بحجم "324" طالب حيث بلغت قيمة معامل الثبات 0.6724 ومعامل الصدق له 0.7921 هذه يعني أنه إذا تم توزيع الإستبيان مرة أخرى على الأفراد المبحوثين فإن ثبات إجاباتهم سيكون 0.6724 وصدقهم في الإجابات 0.7921.

1-11: متغيرات الدراسة:

أن البيانات التي إعتمدت عليها الدراسة تمثلت في (النوع، الحالة الإجتماعية، طبيعة العمل، المدرسة الثانوية، المستوى الدراسي، نسبة شهادة السودانية او مايعادلها، المعدل التراكمي، القسم، نوع القبول، المعدل الفصلي السابق، المعدل الفصلي الحالي).

1-12: الدراسات السابقة ذات الصلة بالدراسة الحالية:

1- دراسة أمل السر (2005م) بعنوان: "**دراسة إحصائية للعوامل المؤثرة على التحصيل الدراسي للطلاب الشهادة الثانوية بإستخدام تحليل العاملي**".

رمت هذه الدراسة إلى معرفة الأسباب المؤدية إلى التزايد المستمر في تدني مستوى الطلاب. وقد كان العينة الدراسة تتكون من (120) طالب من مجتمع كلية العلوم بجامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا من جميع الأقسام. تم جمع البيانات عن طريق الإستبيان، ولتحقيق أهداف الدراسة تم إستخدام تحليل العاملي فكانت النتائج:

أكثر المتغيرات أهمية في التأثير على تحصيل الدراسي هي: عدد الساعات الإستذكار اليومي، إقامة مع أسرة منفردة ام مع أسرة أخرى، وظيفة الوالد، دخل الوالد، المستوى التعليمي للوالد، عدد الغرف. وكانت التوصيات:

- إهتمام أولياء الأمور بالجوانب النفسية وتهئية الجوء الملائم الذي يساعد الطالب على تحصيل.
- إهتمام الأمهات بتخصيص وقت لمتابع أبناءهن في الدراسة وخلق علاقة قوية بين الأسرة والمدرسة.

2-دراسة سهير (2008م) بعنوان: "**إستخدام تقنية تحليل الملامح لمقارنة الأداة الأكاديمي لطلاب القبول الخاص والقبول الولائي بالجامعات السودانية**".

هدفت هذه الدراسة إلى التحقق مما إذا لم يكن هناك إختلاف بين أداة طلاب القبول العام وطلاب القبول الولائي وذلك من خلال تحليل إحصائي لتحصيل المجموعتين للمستوى الأول وحتى المستوى السادس. ومن أهم النتائج التي خلصت إليها هذه الدراسة أن الطلاب المقبولين بنظام القبول الولائي أقل تحصيلاً أكاديمياً من الطلاب المقبولين بنظام القبول العام وذلك في المستويات الأولى من الدراسة ولكن إتجة ذلك إلى التلاشي في المستوى السادس.

2- دراسة عصام الدين (2010م) بعنوان: "**العوامل المؤثرة على التحصيل الأكاديمي في المعدل التراكمي دراسة تحليلية**".

هدفت هذه الدراسة إلى تحقيق مما إذا كانت هنلك فروقاً حقيقية بين الطلاب القبول العام والولائي والخاص في الإداء الأكاديمي. قد كان العينة الدراسة تتكون من (162) طالب، وبمختلف تخصصاتهم من بينهم (72) طالب قبول عام و(58) طالب قبول الولائي و (32) طالب قبول الخاص. أُخذت من الدفعة (29) من الدفعات التي تم قبولها بكلية التربية رفاعة، تم حصول على البيانات عن طريق مكتب التسجيل والإمتحانات ولتحقيق أهداف الدراسة تم الحصول بإستخدام الطرق الإحصائية مثل الجداول، الأشكال البيانية، وبعض مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت، منهج تحليل الإستدلالي، نموذج تحليل التباين الأحادي ونموذج

الإنحدار الخطي المتعدد، وتمت المعالجة بواسطة SPSS بالإضافة برنامج الجداول اللكتروني Excel. فكانت النتائج:

وكانت التوصيات:

- على الطلاب المنذرين في الفصلين الدراستين الأول والثانية بذل مزيد من الجهد في الفصل الدراسي الثالث .
- تكثيف إشراف أكاديمي على الطلاب الذين يتعرضون لحالات المشاكل الأكاديمية.
- قبول الطلاب لولائي والخاص بنسبة مئوية لاتقل كثير عن النسبة القبول العام.
- قبول الطلاب الكلية تربية ذوي تحصيل العالي.
- توسيع الدراسة الحالية لتشتمل كليات النظرية وتطبيقية وحتى فصول التخرج.

13-1: التعليق على الدراسات السابقة:

ومن خلال إستعراض ما توصل إليه الباحث من الدراسات السابقة نجد الأهتمام الشديد بموضوع نموذج تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد من ناحية إحصائية كان أكثر وضوح في الدراسة التي قام بها (عصام الدين، 2010م) حيث أشار إلى المعالجة المشاكل في حالة مخالفة البيانات لإفتراضات تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد. فقد إستخدمت فيها نموذج التحليل التباين ذي الإتجاه الواحد. فهي أقرب الدراسات السابقة للدراسة الحالية من الناحية التطبيقية، حيث درس واقع المشكلة التحصيل الأكاديمي لمجموعة الطلاب المقبولين بنظام القبول العام والطلاب المقبولين بنظام القبول الولائي ولم تتطرق إلى مقارنة الطلاب المقبولين بنظام الموازي والتجسير، وكذلك لم تتطرق إلى بعض العوامل له تأثير على التحصيل الأكاديمي، مثل المنهج، الأستاذ، والأسرة. إلا أن الدراسة الحالية ضمنت تلك العوامل، وأيضاً ضمنت الطلاب المقبولين بنظام الموازي والتجسير. أما دراسة (سهير، 2008م) والتي إستخدمت فيها تقنية

تحليل الملامح فهي كذلك من أقرب الدراسات السابقة للدراسة الحالية من الناحية التطبيقية، حيث درست جزء من واقع المشكلة بمقارنة الأداة الأكاديمي لمجموعة الطلاب المقبولين بنظام القبول العام والطلاب المقبولين بنظام القبول الولائي ولم تتطرق إلى مقارنة الطلاب المقبولين بنظام القبول الخاص، الموازي، التجسير. ومن أهم النتائج التي خلصت إليها، أن الطلاب المقبولين بنظام القبول العام أكثر تحصيلاً من الطلاب المقبولين بنظام الولأئي، وهذا ماتوصل الدراسة الحالية بالإضافة إلى أن الطلاب القبول العام أكثر تحصيلاً من طلاب القبول الخاص.

أما دراسة (أمل السر 2010م) والتي إستخدمت تقنية التحليل العاملي فهي شبه أقرب الدراسات السابقة للدراسة الحالية في بعض النواحية التطبيقية. حيث درست الأسباب المؤدية إلى التزايد المستمر في تدنى مستوى الطلاب فقط دون تصنيف نوع ميثاق الطالب (علمي، أدبي).

1-14: هيكليةالدراسة:

تحتوي هذه الدراسة على خمسة فصول تفصيلها كالأتي:

الفصل الأول: خطة الدراسة وتشتمل على مشكلة الدراسة، أهداف، أهمية، فرضيات، حدود، منهجية، أدوات جمع البيانات، معامل الثبات والصدق، عينة الدراسة، متغيرات الدراسة، والإطار العام للدراسة، بعض الدراسات السابقة ذات الصلة بالدراسة الحالية والتعليق على الدراست السابقة.

الفصل الثاني: الإطار النظري ويتناول مفهوم التحصيل الأكاديمي، العوامل المؤثرة على التحصيل الأكاديمي، مفهوم القياس والتقويم، الفرق بين القياس والتقويم، أنواع التقويم، نبذه عن كلية العلوم ونظام تقويم الأداة الأكاديمي بالكلية.

الفصل الثالث: نموذج تحليل التباين الآحادي وتضمن مفهوم تحليل التباين الآحادي، إستخدام نماذج تحليل التباين، التصنيف الآحادي، النموذج الخطي، فرضيات النموذج، إحصائية Q

Chi–Square ، تقدير معالم النموذج، إختبار تحليل التباين الآحادي، تقدير التباين، تقدير المكونات التباين، إختبار المقترحة بعد التجربة، المقارنات المتعدد، إختبار الكشف عن تجانس التباينات، تأثيرات الحيود عن النموذج، تحويلات لتثبيت التباينات وتصحيح نقص الطبيعية، إختبار t للعينتين مستقلتين.

ونموذج تحليل الإنحدار الخطي المتعدد ويحتوي على مفهوم تحليل الإنحدار، النموذج الخطي، أسباب إدخال حد الخطأ للنموذج، إفتراضات النموذج، التقدير بطريقة المربعات الصغرى الإعتيادية، إختبار معنوية النموذج، معامل التحديد، معامل التحديد الجزئي، معامل الإرتباط المتعدد والجزئي، طرق إختيار أحسن المعادلات وتقييم القوة التنبؤئية للنموذج.

الفصل الرابع: الجانب التطبيقي وفي هذه تم التعرض لوصف متغيرات الدراسة وتطبيق نموذج تحليل التباين الآحادي وإحصائية Chi–Square ونموذج الإنحدار الخطي المتعدد على بيانات الدراسة.

الفصل الخامس: نتائج وتوصيات.

الفصـــل الثاني

الإطار النظري

2-1: مفهوم التحصيل الأكاديمي:

التحصيل الدراسي هو عملية معقدة تدخل فيها كثير من العوامل النفسية والفسيولوجية والعقلية والإجتماعية التي تتأثر بالظروف الطبيعية المحيطة بالتعليم والتدريس ومحتويات المناهج الدراسية. لذا فكان جهد العلماء الباحثين التربويين والنفسيين الكشف عن أسرار التحصيل الدراسي وتعريفه ولقد أوردوا الكثير من التعريفات لمصطلح التحصيل الدراسي منها: (التحصيل الدراسي هو الإنجاز التحصيلي للطالب في مادة دراسية أو مجموعة من المواد مقدراً بالدرجات طبقاً للإمتحانات المحلية التي تجريها المدرسة آخر العام أو بنهاية الفصل الدراسي). كما يشير مصطلح التحصيل الدراسي إلى المستوى الأكاديمي الذي يحرزه الطالب في مادة الدراسية معينة بعد تطبيق الإختبار عليه، والهدف من الإ ختبار التحصيلي في هذه الحالة هو قياس مدى إستيعاب الطالب للمعرفة والفهم والمهارات المتعلقة بالمادة الدراسية في وقت معين ويقصد بالمعرفة ما يملكه الطالب من معلومات والفهم يتضمن القدرة على التعبير عن المعرفة بطرق عديدة والمهارات هي عمل الشيء. وهنالك بعض المفاهيم التي ترتبط بمفهوم التحصيل الدراسي منها: الإختبار، التقييم، الإمتحان المدرسي، إختبار الأداة (حمدان، 1986 م).

2-2: مفهوم القياس والتقويم:

لكي نصل إلى قرار ما في العملية التعليمية لابد لنا الحصول أولاً على المعلومات، ودور القياس هو أن يقوم بتزويدنا بالمعلومات الخاصة والدقيقة التي تفيدنا في إتخاذ قرار حكيم وصائب وهنا تاتي أهمية كل من القياس والتقويم للوصول إلى قرارات حاسمة وبناءا لتحقيق أهداف العملية التعليمية فهناك ألفاظ تستخدم في هذه المجال كالإختبار والقياس والتقييم والتقويم (الصراف، 2002م).

فلفظ الإختبار تشير إلى مجموعة من الأسئلة تتطلب الإجابة عليها، والإختبار يمثل عينة من السلوك، بمعنى أنه يخبرنا شيئاً واحداً عن الفرد وليس كل شيء وعند الإجابة على أسئلة الإختبار نحصل على مقياس عددي (درجة) للصفة التي أختبرناها لدي الفرد ويسمى الإختبار بالإمتحانً في بعض الدول. ولفظة القياس تشير إلى كيفية إستخدام الملاحظة الإمبيريقية للحصول على اسمة أو صفة لدي شخص ما فيما يتعلق بالسلوك أو الحادثة أو شيء ما، ثم إستخدام الإجراءات ملائمة لترجمة تلك الملاحظة إلى شكل قابل للقياس أو التصنيف. فالقياس إذن أشمل من الإختبار، وذلك لتعدد أدواته التي تساعدنا على الحصول على كميات اكبر من المعلومات.

لفظة التقييم تستخدم لنشاطين مختلفين:

أولاً: تقييم أداء الطالب يشير إلى تحويل درجات الإختبار، أو نتائج التعلم، إلى عبارات عن أداء الطالب (مثلاً تشخيص صعوبات التعلم)، وهذا التقييم للمعلم يبني على أساس النقطة الدنيا للقيمة الحيادية للقياس، ولكن قيمته هو التقويم متى إحتوت بيانات التقويم أحكاماً ضمنية لإستحقاق أو قيمة أداء الطالب واحد أو مجموعة الطلاب أو جماعات الطلابية (مثلاً إعطاء درجات قبول الطلاب، قرارات منح الشهادات).

ثانياً: على المستويات العامة (كالمنطقة التعليمية أو الدولة) تقييم أداة النظام التعليمي تستخدم بيانات تجمع من تقييم أداء الطالب الواحد للتعرف على الوضع العام للنظام التعليمي سواء للمدرسة أو المنطقة التعليمية أو الدولة ككل. فبينما يرمي تقييم الطالب إلى مقارنة درجات الطالب ليكون على الإجمال مؤشراً للأداة العام للتعليم.

أما لفظة التقويم فتشير إلى التعرف على قيمة الشئ أو إستحقاق بعلاقته بمعيار أو محك معين، مستخدمين القياس غالباً في هذا العملية فالتقويم هو توصيف وتصيل وتجهيز للمعلومات للحكم على البدائل في إتخاذ القرارات، من هنا نرى أن التقويم يتعدى نطاق الإختبار والقياس والتقييم، أي أنه أشمل وأوسع معنى لأنه يشمل الإختبار والقياس والتقييم بالإضافة إلى إصدار حكم معين، وفي مجال التربية والتعليم يستخدم التقويم المنهجي الذي تقوم الخيارات فيه على الجهود المنتظمة لتعرف المعايير والحصول على المعلومات الصحيحة عن البدائل المطروحة، وذلك لتعيين القيمة الحقيقية للبدائل. إن التقويم الذي يبني على أسس غير سليمة يؤدي إلى نتائج عكسية، حيث إصدار الحكم غير سليم في نهاية المطاف (حمدان، 1986م).

2-3 : الفرق بين القياس والتقويم:

في القياس والتقويم وجهان لعملة واحدة، إلا أن إحداهما وهو القياس موضوعي في حكمه، بينما الأخر وهو التقويم ذاتي وفكري في حكمه، الأول يتعامل مع الكم والأخر يتعامل مع الكيف في المعلومات. فالقياس يهتم بتطبيق الأدوات لجمع البيانات لهدف وغرض معين، والتقويم هو عملية فحص ذاتي مع وجود أهداف في عقولنا، وغالباً مايكون هذا الفحص معتمداً على المعلومات التي تجمع من عملية القياس.

2-4: أنواع التقويم:

أورد (الصراف، 2002م) أن هنالك أنواعاً مختلفة منها مايلي:

1. **التقويم المنهجي:** وهو التقويم الذي يقوم على الجهد المنتظمة لحصول على معلومات صحيحة في مجال التربية والتعليم.

2. **التقويم اللا منهجي:** وهو التقويم الذي يقوم على الذوق الشخصي والإدراكات الفردية في حكم على البدائل، وهذا النوع من التقويم لا يستخدم عادةً في مجال التربية والتعليم.

3. **التقويم القبلي:** وهو التقويم الذي يهدف إلى تحديد مستوى المتعلم تمهيداً للحكم على صلاحيته في المجال من المجالات، ويستخدم في هذا النوع من التقويم إختبار الإستعداد المدرسي او إختبار القدرات او المقابلة الشخصية.

4. **التقويم التشخيصي:** وهو التقويم الذي تهدف إلى إكتشاف نواحي القوة والضعف في تحصيل الطالب، وهو مرتبط إلى حد ما بالتقويم البنائي ويكون أثناء عملية التعلم لتصحيح وتعديل المسار.

5. **التقويم البنائي:** ويسمى أحياناً التقويم المستمر، وهو يهدف إلى معرفة مدى إتقان المتعلم ما درسه من قبل، وبالتالي إعادة تدريس مالم يتم إتقانه من قبل الطالب.

6. **التقويم الختامي:** وهو التقويم الذي يأتي عادةً في نهاية المقرر الدراسي أو المنهج الدراسي على هيئة الإختبارات النهائية ومن قبل وظائفه تقويم فعالية التدريس ونقل الطلاب من المستوى تعليمي إلى مستوى تعليمي أخر.

7. التقويم الداخلي: وهو التقويم الذي يستخدم في داخل المؤسسة التعليمية نفسها من قبل العاملين بها.

8. **التقويم الخارجي:** وهو التقويم الذي يقوم به أشخاص من خارج المؤسسة التعليمية التي تخضع للتعليم.

2-5: العوامل الؤثرة على التحصيل الأكاديمي:

إن العملية التعليمية مرتكزات أساسية وهي الطالب، المعلم، المنهج، فالوظيفة الأساسية التي تسعى المؤسسات التعليمية لبلوغها هي تحصيل الطلاب للمعلومات والمعارف والمهارات ونجاحهم في مختلف المستويات التعليمية والتي تحقق أهداف المجتمع ككل، لذا فإنه من المهم الوقوف على العوامل التي تؤثر على التحصيل الأكاديمي للطلاب. وأوضح (حمدان، 1986م) من ضمنها:

اولاً: عوامل تؤثر في التحصيل وتتصل بالطالب:

لقد أثبت العلماء بأن هنالك عدة عوامل تؤثر في التحصيل الأكاديمي وتتصل بالطالب وهي (النمو الجسمي، النمو العقلي، النمو الإنفعالي، النمو الإجتماعي) فالنمو الإجتماعي السليم للطالب يؤدي إلى الإستقرار والإطمانينة وذلك من خلال إشباع الحاجة للأمن وإكتشاف الذات وتحقيقها بالمعاملة الحسنة، أما النمو الإنفعالي أو الوجداني السليم فيحقق بالرعاية النفسية السليمة والرعاية الإجتماعية والعناية الأسرية للأبناء، أما النمو العقلي فيتم عن طريق تزويد الطلاب بالمهارات والمعارف التي تناسب إستعدادتهم وقدرتهم العقلية، فكل هذه العوامل إذا تتوفر في الطالب بتاكيد سوف تؤثر في تحصيله الأكاديمي.

ثانياً: عوامل تؤثر في التحصيل الأكاديمي وتتصل بالمعلم:

إن المعلم يعتبر حجر الزاوية في العملية التعليمية وتعتمد على مقدرات إدراكه وتعلمه وخبراته إعتماداً كلياً، فالمعلم يؤثر سلباً أو إيجاباً بما له من الصفات وسمات تؤثر على

تحصيل الطالب فينبغي أن يتصف المعلم بالكثير من الصفات الشخصية والمهنية التي تمكنه من القيام بعمله بنجاح ولعل من أبرزها.

1. المعلم الناجح، هو من يتوفر لديه الشعور بالمسؤلية فلا يتواني في القيام بواجبه أو عمله أو وظيفته، فعليه أن يعطي أكثر ما أخذ وهو من يتوفر لديه الضمير اليقظ الذي يمكنه من العمل المثمر والفكر البناء.

2. المعلم الناجح، هو الذي يشعر طلابه نحوه بالتفكير والإحترام، وأنه صاحب فضل ولايشعرون بأنه مجرد ملقن أو موصل المعلومات إذا ما إنتهى من درسه معهم فينبغي وجود علاقة روحية وإنسانية طيبة بين المعلم وطلابه والبعد عن الالفاظ الجارحة أو الكلمات النابئة أو التعبيرات الكريهة فالمعلم هو الذي يقوم بإعداد أجيال المستقبل.

3. المعلم الناجح ينبغي أن يتصف بإجادته لمادة تخصصه و بطبيعتها من حيث محتواها وما تشتمل عليه من تفاصيل وفروع وأن يكون مستوعباً لها متفهماً بأصولها واعياُ بتطورها، ملماً بالجديد منها، وهذا يتطلب منه الإطلاع المستمر على ما يكتب عنها من أفكار وآراء وما يجري في مجالها من تجارب وأبحاث، مما يثري فكره ويزيد من خبرته وبالتالي ينعكس ذلك على تحصيل طلابه.

4. المعلم الناجح ينبغي أن يدرك للطريقة السليمة التي ينقل بها معلومات مادته إلى طلابه ويستطيع التعبير عما يجول في نفسه بالنسبة لها تعبيراً موضوعياً، بعيداً عن الذاتية ولا يحلق في آفاق الخيال ولا يضيع الوقت والجهد دون الجدوى، وأن يختار الأسلوب المناسب لمعالجة موضوعات مادته بما يتلائم مع قدرات طلابه وإستعدادتهم العقلية والنفسية، وطريقة التدريس عامل هام وأساسي في النجاح العملية التعليمية، فكم من الطلاب يقبلون على العلم والتعليم

بسبب معلميهم فيما يتبعوه من طرق شيقة ومحببة لديهم، وعلى نقيض ذلك كم من طلاب نفرتهم طريقة المعلم من إستمرارهم في مراحل تعليمية مختلفة. ومن خلال ذلك نستنتج أن للمعلم دور كبير في مخرجات العملية التعليمية وله تأثيره الفعال على مستوى تحصيل طلابه.

ثالثاً: عوامل تؤثر في التحصيل الدراسي وتتصل بالمنهج:

إن المنهج يشكل الركن الأساسي للعملية التعليمية في مختلف مراحلها، فالمنهج يشتمل على أربعة عناصر أساسية وهي: (الأهداف، المحتوي، طرق التدريس، وسائل التقويم)، فالأهداف هي عبارة عن مؤشرات يسعى المنهج لبلوغها من خلال المحتوي، أما المحتوى فهو عبارة عن ترتيب لخبرات التعلم في ضوء الأهداف التعليمية. ومن مبادئ بناء المحتوى (التتابع، الإستمرارية، التكامل)، أما طريقة التدريس فهي عبارة عن مجموعة من الأنشطة والإجراءات التي يقوم بها المعلم أثناء عملية التدريس بهدف توصيل فهم المعلومة إلى ذهن الطالب ويجب فيها مراعاة تحديد الأهداف التعليمية وتقويم أداة الطلاب وإستخدام الوسائل التعليمية الحديثة، أما التقويم فهو تقويم للمعلم والطالب والمنهج في حد ذاته لذا فلابد أن تساق المناهج بصورة تراعي فيها الفروق الفردية بين الطلاب وكذلك يجب أن تواكب التطور الحديث.

رابعاً: عوامل تؤثر في التحصيل الدراسي وتتصل بالمستوى الإجتماعي والإقتصادي للأسرة:

إن الأسرة هي النواة الأولى التي ينشأ فيها الأفراد وهي تعتبر مجتمع مصغر، حيث يرتبط التحصيل الدراسي بالبيئة التي تعيش فيها الطالب ومنها المستوى الإجتماعي الإقتصادي للأسرة، فالطالب الذي يعيش في أسرة مفكك إجتماعياً يكون في حالة نفسية سيئة وهذا ينعكس على تحصيل الدراسي على عكس الطالب الذي يعيش في أسرة مترابطة وواعية وحالتها المادية

جيدة سيحصل في الغالب على نتائج تحصيلية جيدة. ونستنتج من ذلك أن المستوى الإجتماعي الإقتصادي يؤثر في تحصيل الطالب.

2-6: نبذة عن كلية العلوم جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا:

أولاً: التأسيس:-

أنشـــات كليـــة العلـــوم فـــي العـــام 1989م بنـــاء علـــى قـــرار الجمهـــوري القاضـــي بتحويـــل معهـــد الكليـــات التكنولوجيـــا ألـــى جامعـــة الســـودان للعلـــوم والتكنولوجيـــا تضـــم كليـــة العلـــوم ســـتة أقســـام. قســـم الفيزيـــاء، قســـم الكيميـــاء، قســـم المختبـــرات العلميـــة (كيميـــاء وفيزيـــاء)، قســـم الرياضـــيات، قســـم الإحصـــاء التطبيقي.(WWW.SUSTECH.EDU ، موقع الجامعة السودان)

ثانياً: الموقع:-

تقـــع مبـــاني إدارة الكليـــة ومرافقهـــا المختلفـــة بـــالمقر الرئيســـي لجامعـــة الســـودان للعلـــوم والتكنولوجيـــا بالجنـــاح الغربـــي بـــالمقرن_الخرطوم غـــرب حيـــث يمكن الوصول إليها بكل سهولة.

ثالثاً: عن الكلية:-

تمنـــع الكليـــة درجـــة بكـــالوريوس العلـــوم مرتبـــة الشـــرف فـــي ثمانيـــة فصـــول دراسية في أحد التخصصات التالية:

أ- مختبرات علمية كيمياء.

ب- مختبرات علمية فيزياء.

ج- علوم تخصص الرياضيات.

د- علوم تخصص الكيمياء.

هـ- علوم تخصص الفيزياء.

و- علوم تخصص الإحصاء التطبيقي.

رابعاً: أهداف الكلية:-

- تدريس العلوم الأساسية والتطبيقية لطلاب الكلية.
- تدريس مواد العلوم الأساسية لخدمات كليات الجامعة الأخرى.
- إجراء البحوث العلمية والتطبيقية في المجالات التي تقع ضمن تخصصاتها.
- توفير فرص الدراسية المستمر والإضافة في المجالات التي في دائرة تخصصاتها.

رابعاً: رسالة الكلية:-

كلية العلوم هي منهل العلوم الأساسية بجامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا إحدى الجامعات الرائدة بالسودان ورسالة الكلية الأساسية هي نشر المعرفة في مجالات العلوم. الطبيعية، الرياضيات والإحصاء في السودان وخارجه، وتشمل رسالة الكلية المساهمة الفعالة في التقدم في مجالات العلوم الطبيعية والرياضية والإحصائية وذلك:

1. عن طريق تقديم تجربة علمية ثرة على مستوى التعليم الجامعي وفوق الجامعي تؤدي لتخرج طلاب ذوي الكفاءة عالية.

2. عن طريق المشاركة في المعرفة والإكتشافات والإختراعات بالتعاون مع العلماء في الداخل والخارج وتشمل رسالة الكلية أيضاً تدريس العلوم الآساسية لكل طلاب الجامعة وقد آلت كلية العلوم على نفسها أن تحتل موقع الريادة في تخرج الكوادر الماهرة في مجالات العلوم الطبيعية والرياضية والإحصائية في السودان.

خامساً: الرؤية المستقبلية للكلية:-

كليـــة العلـــوم، جامعـــة الســـودان للعلـــوم والتكنولوجيـــا ذات درجـــة عاليـــة مـــن التميـــز فـــي مجـــال التعلـــيم والأداة لطلابـــي، وهـــي الأميـــز محليـــاً وإقليميـــاً بالمســـتوى العـــالي لخريجيهـــا فـــي مجـــالات العلـــوم الطبيعيـــة والرياضـــيات وتحســـين وتجويـــد البـــرامج الدراســـية التـــي تقـــدمها مـــن خـــلال التقـــديم المســـتمر لتظـــل رافـــدا مســـتمر للعلمـــــاء ذوي الكفـــــاءة العاليـــــة لقيـــــادة النهضـــــة العلميـــــة فـــــي الســـــودان. (WWW.SUSTECH.EDU، موقع جامعة السودان)

سادساً: نظام التقويم الأداة الأكاديمي:-

إن نظام تقويم الأداة الأكاديمي المتبع في كلية العلوم نظام الساعات المعتمدة حيث يستند تقويم الطلاب على تقويم المستمر فلا يعتم الجامعة في النظام الإمتحان التحريري النهائي كوسيلة وحيدة للتقويم كما في كثير من الجامعات السودانية، فإستمرارية التقويم تعني أن هنالك تغذية راجعة تساعد في عملية التطوير أداة الطالب الجامعي. لذلك تتعدد عناصر التقويم في نظام الجامعة ويخير فيها الأستاذ بإختيار ثلاثة عناصر التقويم في المقرر المعنى والتي تتمثل في الآتي:

1. الحضور: تنص اللائحة الأكاديمية بالجامعة على حرمان الطالب من الجلوس للإمتحان وإعتباره رأسباً في المقرر إذا تغيب 25% من الحضور المحاضرات الكلية للمقرر لذلك يعتبر درجاته حساب نتيجة المقرر 15%.

2. الأوراق البحثية: تسمى إصطلاحاً البحث الأكاديمي وهو نوع من أنواع البحوث التربوية القرض الأساسي منه أن تعلم الطالب كيفية جمع المعلومات من المكتبات وتحليلها وكيفية التوثيق لحفظ حقوق المؤلف وليس القرض من كتابة البحث الأكاديمي الوصول إلى لنتائج لحل المشكلة معنية.

3. السمنارات: وهي أن يختار أستاذ المقرر عدد من الموضوعات يقوم بإعدادها وتقديمها طالب أو مجموعة من الطالب. القرض منها أن تعلم الطالب تنظيم وتبويب الموضوعات وكيفية جمع البياناتها ومعلوماتها وأن تكون له القدرة على العرض الجيد لهذه البيانات والشجاعة في المواجهة زملائه والإجابة على أسئلتهم.

4. إمتحان نصف الفترة: وهوالإمتحان تحريري يعقد في المنتصف الفصل الدراسي القرض منه حث الطلاب على الإجتهاد والتاكد من إستعاب ما تم تدريسه في هذه الفترة.

5.إمتحان نهائي: وهو إيضاً إمتحان تحريري يعقد في نهاية الفصل الدراسي يراد به تقويم تحصيل الطلاب النهائي الخاصة بالفصل الدراسي المعنى.

ويتم تقويم أداة الطالب في كل مقرر تبعاً للتقديرات الحرفية (+A، A، +B، B، +C، C، +D، D، F)، والتي تحول إلى نقاط رقمية والآتي:

التقدير	الدرجة النقطية		التقدير	الدرجة النقطية		التقدير	الدرجة النقطية	
	من	إلى		من	إلى		من	إلى
ممتاز: A+، A	4.0	3.2	جيد جداً: B+	4.0	2.8	جيد: C+، B	2.7	2.4
مقبول: C	2.3	2.0	نجاح ضعيف: D	1.9	1.7	رسوب: F	0.0	0.0
إعادة مقرر: إ.م	0.0	0.0	مؤجل: تج	0.0	0.0	بديل: بد	0.0	0.0
غياب: غ	0.0	0.0						

الدرجة الأولى	الدرجة الثانية–القسم الأولى	الدرجة الثانية–القسم الثانية	الدرجة الثالثة
3.00:4.00	2.70:2.99	2.40:2.69	2.00:2.39

وتحسب النقاط لكل مقرر بنتائج حاصل ضرب نقاط التقدير في عدد الساعات المعتمدة لذلك المقرر. ولتقديم أداة الطالب في كل فصل دراسي يتم حساب المعدل الفصلي وذلك بقسمة مجموعة النقاط التي حصل عليها الطالب في الفصل الدراسي على مجموع الساعات المعتمدة لذلك الفصل الدراسي. كما يقوم أداة الطالب في عددالفصول الدراسية عن طريق حساب معدل التراكمي وذلك بقسمة مجموع النقاط التي حصل عليها الطالب في الفصول الدراسية التي قضاها بالجامعة على مجموع الساعات المعتمدة لتلك الفصول الدراسية.

إن الحد الأدنى للمستوى العلمي المطلوب في النهاية كل الفصل دراسي هو الحصول عل (2.00) في المعدل التراكمي، ويخضع الطالب لفترة مراقبة علمية (إنذار الأول) في إي فصل دراسي إذا حصل على أقل من(2.00) في المعدل التراكمي في الفصل دراسي السابق له. كما يخضع الطالب لفترة مراقبة علمية (أنذار الثاني) إذا فشل في الحصول على الحد الأدنى من

المستوى العلمي المطلوب، فإذا فشل الطالب في الحصول على الحد الأدنى من المستوى العلمي المطلوب بعد المراقبة العلمية الثانية (الإنذار الثاني) نهاية الفصل الدراسي الثاني يؤدي ذلك إلى فصل الطالب من الجامعة. ويكون تصنيف الدرجات العلمية بالجامعة على حسب المعدل التراكمي وكالآتي:

مراتب الشرف	المعدل التراكمي
مرتبة الشرف الأولى.	3.0−4.0
مرتبة الشرف الثانية (قسم الأول):	2.70:2.99
مرتبة الشرف الثانية (قسم الثاني):	2.40:2.69
مرتبة الشرف الثالثة	2.00:2.39

الفـــصل الثالـــــث

(الإطـــار النظري للأسلوب العلمي المستخدم في التحليل)

3-1: تمهيد:

يعتبر تحليل الإنحدار أسلوباً إحصائياً مهماً، حيث أنه يحدد بوضوح العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير المعتمد على هيئة معادلة يستدل من التقدير معلماتها على أهمية وقوة وإتجاة هذه العلاقة، كما يبين تقدير الإستجابة والتنبؤ بها بما يفيد كثيراً في التخطيط وإتخاذ القرارات حولها.

3-2: مفهوم تحليل الإنحدار:

تحليل الإنحدار هو وسيلة إحصائية يستخدم لتحليل العلاقة بين متغيرات مستقلة variable independent واحد أو أكثر ومتغير التابع dependent variable ويعد تحليل الإنحدار من أكثر الطرق الإحصائية إستخداماً في مختلف العلوم لأنه يصف العلاقة بين المتغيرات على هيئة معادلة التي تضم متغيراً مستقلة واحد تسمى معادلة الإنحدار البسيط linear Equation Regression في حين تسمى معادلة التي تضم أكثر من متغير مستقل معادلة الإنحدار الخطي المتعدد Regression Multiple linear

3-3: النموذج الخطي The linear Model:

يقول (الراوي، 1987م) إن العلاقة الدالية بين المتغير التابع Y والمتغيرات المستقلX'^{S}

في تحليل الإنحدار المتعدد يمكن التعبير عنها بوصفها دالة خطية كالأتي:

$$Y_i = \beta_0 X_{1i} + \beta_1 X_{2i} + \cdots + \beta_k X_{ki} + U_i \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots . (1-3)$$

$;i = 1،2، \dots ،n$

حيث:

Y_i: قيمة المتغير المعتمد أو مقدار الإستجابة.

X'^{S}: هي قيم ثابتة K من المتغيرات المستقلة.

$\beta_0،\beta_1 ، \dots ، \beta_k$: ثوابت أو معلمات معادلة الإنحدار.

حيث أن:

β_0: هو موقع تقاطع مستوى الإنحدار بالمحور Y وأن β_0 تعطي متوسط الإستجابة عندما تكون جميع ال X'^{S} تساوي صفراً.

β_1: معامل الإنحدار الجزئى ل Y على X_{1i} عند جعل بقية المتغيرات المستقلة ثابتة وهي تمثل مقدار التغير التي تطرأ على المتغير المعتمد نتيجة لتغير المتغير المستقل X_{1i} وحدة واحدة بثبات باقي المتغيرات المستقلة.

U_i: الخطأ العشوائي أو المتبقي.

يمكن التعبير عن نموذج الإنحدار الخطي المتعدد الذي تم تعريفه بالمعادلة $(3-1)$ بصيغة المصفوفة كالآتي:

$$Y = XB + U \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots . (2-3)$$

حيث:

Y: متجة مشاهدات المتغير التابع.

X: *مصفوفة* المتغيرات المستقلة.

B: متجة معلمات النموذج.

$$Y=\begin{bmatrix}Y_1\\Y_2\\\vdots\\Y_n\end{bmatrix}_{n*1}\qquad U=\begin{bmatrix}U_1\\U_2\\\vdots\\U_n\end{bmatrix}_{n*1}\qquad B=\begin{bmatrix}B_1\\B_2\\\vdots\\B_n\end{bmatrix}_{n*1}$$

$$X=\begin{bmatrix}1 & X_{11} & X_{21} & \cdots & X_{k1}\\1 & X_{12} & X_{22} & \cdots & X_{k2}\\\vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots\\1 & X_{1n} & X_{2n} & \cdots & X_{kn}\end{bmatrix}_{n*(k+1)}$$

(3-4): أسباب إدخال حد الخطأْ إلى النموذج العام في اللآتي:

1- أخطاء القياس أو أخطاء البيانات الإحصائية.

2- صعوبة تحديد السلوك الإنساني بشكل مسبق.

3- أخطاء في توصيف أوصياغة النموذج.

4- أخطاء في تجميع البيانات.

5- صعوبة إدخال كافة المتغيرات المؤثرة في الظاهرة المدروسة.

6- صعوبة إدخال المتغيرات غير المتوقعة (إسماعيل، 2002م).

(3-5): إفتراضات النموذج model assumption:

الإستخدام طريقة المربعات الصغرى الإعتيادية في التقدير معلمات النموذج (3-1) فإن يعتمد على عدة فرضيات أهمها:

1- أن المتغير التابعY يكون دالة خطية في K من المتغيرات المستقلة.

2- عدم وجود تداخل خطي متعدد (Multicollinearity) بين المتغيرات المستقلة.

3- عدم العشوائية المتغيرات المستقلة.

4- أن تكون المتغيرات المستقلة خالية من أخطاء التجميع.

5- أن تكون العلاقة المراد تقديرها قد تم تحديدها وتشخيصها.

6- عدم وجود أخطاء في القياس المتغيرات المستقلة.

7- متوسط المتجة U هو:

$$E(U) = \begin{bmatrix} E(U_1) \\ E(U_2) \\ \vdots \\ E(U_k) \end{bmatrix} = 0$$

8- قيم U مستقلة بعضها عن البعض الآخر، أي أن:

$$E(UU') = \sigma_u^2 \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} = \sigma^2{}_U\, I_n$$

9- المتجة U هو متجة الأخطاء العشوائية المستقلة يتوزع وفق التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات بمتجة المتوسط ومصفوفة التباين- التغاير المشترك $\sigma_u^2\, I_n$ أي أن:

$$COV(X'U) = E(X'U) = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{n}(E(U_i)) \\ \sum_{i=1}^{n} X_{1i} E(U_i) \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^{n} X_{ki} E(U_i) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} = \mathbf{0}$$

(3−6): التقدير بطريقة المربعات الصغري الإعتيادية OLS Estimation:

إن إستخدام طريقة المربعات الصغرى الإعتيادية في التقدير المعلمات للنموذج تتميز بأنها تختار أحسن نموذج مطابق للبيانات، بحيث تجعل مجموع مربعات الخطأ أقل ما يمكن (الراوي، 1987م).

وأن النموذج المقدر للنموذج (3−1) سيكون:

$$\acute{Y}_i = \acute{\beta}_0 + \acute{\beta}_1 X_{1i} + \acute{\beta}_2 X_{2i} + \cdots + \acute{\beta}_k X_{ki} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (3-3)$$

وبصيغة المصفوفات فإن: $\acute{Y}$

$$\acute{Y} = X\acute{\beta} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3-4)$$

ولإيجاد المقدرات $(\acute{\beta}_0 ، \acute{\beta}_1, \ldots\ldots, \acute{\beta}_k)$ نفرض أن:

$$Q = \sum_{i=1}^{n} {e_i}^2 = e'\, e$$

$$= \left(Y - \acute{Y}\right)'\left(Y - \acute{Y}\right)$$

$$= \left(Y' - \acute{\beta}'X'\right)\left(Y - X\acute{\beta}\ \right)$$

$$= Y'Y - Y'X\acute{\beta} - \acute{\beta}'X'Y + \acute{\beta}'X'X\acute{\beta}$$

بملاحظة أن: $Y'X\acute{\beta} = \left(\acute{\beta}'X'Y\right)'$

$$Q = Y'Y - 2\acute{\beta}'X'Y + \acute{\beta}'X'X\beta$$

ولإيجاد متجة المعلمات $\acute{\beta}$ نفاضل Q جزئياً بالنسبة ل $\acute{\beta}$ وتساوي قيمة التفاضل بالصفر أي:

$$\frac{\partial Q}{\partial \acute{\beta}} = \begin{bmatrix} \frac{\partial Q}{\partial \acute{\beta}_0} \\ \frac{\partial Q}{\partial \acute{\beta}_1} \\ \vdots \\ \frac{\partial Q}{\partial \acute{\beta}_k} \end{bmatrix} = -2X'Y + 2X'X\acute{\beta}$$

وبجعل $\frac{\partial Q}{\partial \acute{\beta}}=0$ وقسمة الطرفين على 2 نحصل على:

$$X'X\acute{\beta} = X'Y$$

$$\acute{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots. (5-3)$$

$$\acute{\beta} = \begin{bmatrix} \acute{\beta}_0 \\ \acute{\beta}_1 \\ \vdots \\ \acute{\beta}_k \end{bmatrix}_{k*1} = \begin{bmatrix} n & \Sigma X_{1i} & \Sigma X_{2i} & \cdots & \Sigma X_{ki} \\ \Sigma X_{1i} & \Sigma X_{1i}{}^2 & \Sigma X_{1i}X_{2i} & \cdots & \Sigma X_{1i}X_{ki} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Sigma X_{ki} & \Sigma X_{ki}X_{1i} & \Sigma X_{ki}X_{2i} & \cdots & \Sigma X_{ki}{}^2 \end{bmatrix}^{-1} . \begin{bmatrix} \Sigma Y_i \\ \Sigma X_{1i}Y_i \\ \vdots \\ \Sigma X_{ki}Y_i \end{bmatrix} \ldots (6-3)$$

المعادلة (3–6) هي المعادلة الأساسية التي تستخدم في التطبيق العملي.

(3–7): التقدير النموذج بصيغة الإنحرافات:

إن النمـــوذج بصــــيغة الإنحرافـــات هـــو الـــذي لا يحتـــوي علـــى معلمـــة المقطـــع لذلك يمثل بالمعادلة التي تمر بنقطة الأصل. إذا عرفنا الأتي:

$$x_{ji} = X_{ji} - \bar{X}_j$$

$$y_i = Y_i - \bar{Y} \qquad \left.\begin{matrix} i = 1,2,\ldots,n \\ j = 1,2,\ldots,n \end{matrix}\right\} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots. (7-3)$$

$$u_i = U_i - \bar{U}$$

فإن نموذج الإنحدار الخطي المتعدد بدلالة الإنحرافات سيكون:

$$y_i = \beta x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \cdots + \beta_{ki} x_{ki} + u_i \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (8-3)$$

وبصيغةالمصفوفة سيكون:

$$y = x\acute{b} + u \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (9-3)$$

والنموذج المقدر سيكون:

$$\acute{y} = x\acute{b} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (10-3)$$

حيث:

$\acute{b}$: متجة المعلمات الذي لايحتوي على $\acute{\beta}_0$، لذلك فإن تقدير ols هو:

$$\acute{y} = (x'x)^{-1}x'y \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (11-3)$$

وصيغة (3−11) يمكن كتابتها كما يلي:

$$\acute{b} = \begin{bmatrix} \acute{\beta}_1 \\ \acute{\beta}_2 \\ \vdots \\ \acute{\beta}_k \end{bmatrix}_{k*1} = \begin{bmatrix} \Sigma x_{1i}{}^2 & \Sigma x_{1i}x_{2i} & \cdots & \Sigma x_{1i}x_{ki} \\ \Sigma x_{2i}x_{1i} & \Sigma x_{2i}{}^2 & \cdots & \Sigma x_{2i}x_{ki} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Sigma x_{ki}x_{1i} & \Sigma x_{ki}x_{2i} & \cdots & \Sigma x_{ki}{}^2 \end{bmatrix}_{k*k}^{-1} \begin{bmatrix} \Sigma x_{1i}y_i \\ \Sigma x_{2i}y_i \\ \vdots \\ \Sigma x_{ki}y_i \end{bmatrix}_{k*1} \ldots\ldots (12-3)$$

ونلاحظ أن الصيغة أعلاه لاتحتوي على معلمة المقطع $\acute{\beta}_0$ يمكن تقديرها كما يلي:

$$\acute{\beta}_0 = \overline{Y} - \acute{\beta}_1\overline{X}_1 - \acute{\beta}_2\overline{X}_2 - \cdots - \acute{\beta}_k\overline{X}_k \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (13-3)$$

(3−8): إختبار معنوية النموذج:

إن إختبار معنوية النموذج بصورة كلية يعني إختبار تأثير المتغيرات المستقلة (X_1،X_2، ...،X_k) مجتمعة على المتغير التابع Y، أن الفرضية الآتية :

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_k = 0$

H_1: are not equal β'^{s} At least two

ويتم إختبار فرضية أعلاه عن طريق جدول تحليل التباين k وهو عبارة عن جدول تتكون من عدة أعمدة الهدف منه إختبار معنوية النموذج بالإستخدام إختبار F ويأخذ جدول الشكل التالية:

جدول (3−1): جدول تحليل التباين في النموذج تحليل الإنحدار المتعدد:

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
Regression	K	$b'x'y$	$b'x'y/k$	$\frac{b'x'y/k}{\acute{\sigma}_u{}^2}$
Error	n−k−1	$\Sigma e_i{}^2 = \Sigma y_i{}^2 - b'x'y$	$\acute{\sigma}_u{}^2 = \frac{\Sigma e_i{}^2}{n-k-1}$	
Total	n−1	$S_{yy} = \Sigma y_i{}^2$		

ولإنجاز هذا الإختبار علينا إيجاد مجموع المربعات الإنحدار SSR ومجموع مربعات الخطأ SSE ومجموع المربعات الكلي SST وكالآتي:

$$SSR = b'x'y$$

$$SSE = \Sigma e_i{}^2 = e'e = \Sigma y_i{}^2 - b'x'y$$

$$SST = \Sigma y_i{}^2$$

وبعد حساب قيمة F تقارن مع القيمة F الجدولية $F_{k,n-k-1,\alpha}$ ، فإذا كان

$F \le F_{k,n-k-1,\alpha}$ فإنه تقبل فرضية العدم، وهذا يعني أنه لايوجد تأثير معنوي من قبل المتغيرات المستقلة مجتمعة على المتغير المعتمد. أما إذا كانت $F > F_{k,n-k-1,\alpha}$ فإن ترفض فرضية العدم وتقبل البديلة، وهذا يعني أن المتغيرات المستقلة مجتمعة تؤثر على النموذج وفي حالة وجود تأثير معنوي من قبل المتغيرات المستقلة مجتمعة على المتغير

المعتمد، يمكن إختبار تأثير كل متغير مستقل بوجود باقي المتغيرات المستقلة الآخرى، هذا يعني بدوره أن باقي المتغيرات مستقلة يفترض لها تأثير ثابت.

ولنفترض أن المطلوب إختبار عدم وجود تأثير معنوي من قبل المتغير X_j على المتغير المعتمد بإفتراض أن تأثير باقي المتغيرات المستقلة ثابت، وهذا يعني إختبار الفرضية الآتية:

$$H_0: \beta_j = 0/\beta_1\,,\ \beta_2,\ \ldots\beta_{j-1},\ \beta_{j+1},\ \ldots\beta_k$$

$$H_1: \beta_j \neq 0/\beta_j\,,\ \beta_2\,,\ \ldots\beta_{j-1},\ \beta_{j+1},\ \ldots\beta_k$$

ويستخدم المختبر t لإيجاد هذه الفرضية والذي يعرف بالصيغة الآتية:

$$t_j = {}^{\acute{\beta}_j}\!\big/_{S.E(\acute{\beta}_j)} \qquad ; j = 1,\ 2,\ \ldots,\ k$$

حيث:

$S.E(\acute{\beta}_j)$: يمثل الخطأ القياسي للمقدر $\acute{\beta}_j$، ويحسب من الصيغة الآتية:

$$S.E(\acute{\beta}_j) = \sqrt{V(\acute{\beta}_j)}$$

وتقارن قيمة t المحسوبة مع الجدولية $t_{n-k-1,\propto}$ فإذا كانت المحسوبة أكبر من الجدولية، فهذا يعني رفض فرضية البديلة، أي هنالك تاثيراً معنوياً من قبل المتغير X_j على المتغير المعتمد، أما إذا كانت قيمة t المحسوبة أقل من الجدولية، هذا يعني أن المتغير المستقلX_j ليس له تاثيراً معنوياً على المتغير المعتمد (إبراهيم وآخرون، 2002م).

(9-3): معامل التحديد Coefficient of Determination:

يعرف معامل التحديد R^2 بأنه نسبة مساهمة المتغيرات المستقلة في إحداث التغيرات التي تطرأ على المتغير المعتمد، كما أنه تمثل مربع معامل الإرتباط الخطي R ويحسب من خلال نسبة مجموع المربعات الإنحدار على مجموع المربعات الكلي، أي:

$$R^2 = SSR/SST \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (14-3)$$

والصيغة (3−14) يمكن التعبير عنها في النموذج المتعدد بالصيغة الآتية:

$$R^2 = \frac{b'x'y}{\Sigma y_i{}^2} = \frac{\acute{\beta}_1 \Sigma x_{1i} y_i + \acute{\beta}_{2i} \Sigma x_{2i} y_i + \cdots + \acute{\beta}_k \Sigma x_{ki} y_i}{\Sigma y_i{}^2}$$

(في حالة النموذج البسيط):

$$R^2 = \frac{\acute{\beta}_1 \Sigma x_i y_i}{\Sigma y_i{}^2} = \frac{\acute{\beta}_1^2 \Sigma x_i{}^2}{\Sigma y_i{}^2} = \frac{\grave{B}_1 S_{XY}}{S_{YY}}$$

وحيث أن $(-1 \le R \le 1)$ فإن $(0 \le R^2 \le 1)$ ومن خلال ذلك فأن $(1-R^2)$ تمثل نسبة المساهمة حد الخطأْ في النموذج في إحداث التغيرات التي تطرأ على المتغير المعتمد. وعندما تكون$(R^2 = 0)$ هذا يعني أن $(R = 0)$ ويعني ذلك أن $SSE = SST$، أي أن قيم البواقي e_i، ...، e_2، e_1 تكون كبيرة جداً ويشير ذلك إلى إبتعاد القيم الحقيقية Y_i عن القيم المقدر $\acute{Y}_i$ وحيث $SSR = 0$ إما في حالة كون جميع قيم المتغيرات المستقلة متساوية أو أن هذه قيم تكون أصفاراً. وعندما تكون $(R^2 = 1)$ وهذا يعني أن $SST = SSR$ وبالتالي فإن $SSE = 0$ وحيث أن $SSE = \Sigma e_i{}^2$ فهذه الكمية لايمكن أن تساوي صفراً إلآ في حالة كون جميع قيم البواقي مساوية للصفر وفي هذه الحالة فإن القيم الحقيقية Y_i ستنطبق على القيم المقدر $\grave{Y}_i$ ويكون معامل الإرتباط بين المتغير المعتمد والمتغير المستقل تاماً أي مساوياً(+1)، هذا يعني أن نموذج الإنحدار المتناول لايتضمن حد الخطأْ U_i أي المعادلة الناتجة لاتمثل نموذج

الإنحدار لان من الشروط نموذج الإنحدار تضمينه لحد الخطأ وهذه الحالة تمثل نقطة الفصل بين علمي الرياضيات وعلم الإحصاء، حيث أن علم الإحصاء قائم على وجود عنصر الخطأ في التجارب أما علم الرياضيات فتكون فيه العلاقات تامة بين المتغيرات (إبراهيم وآخرون، 2002م).

وهنالك علاقة بين قيمة F المحسوبة من جدول تحليل التباين وقيمة R^2 تأخذ الشكل الآتي:

$$F = \frac{R^2/k}{(1 - R^2)/(n - k - 1)}$$

و معامل التحديد أنه يتأثر بعدد المتغيرات المستقلة، حيث تلاحظ أن قيمته تزداد مع إضافة، أي متغير مستقل جديد للنموذج. ولتلاشي هذا القصور تعين أن تُصحح قيمة $\overline{R}^2$ بحيث لاتتأثر بعدد المتغيرات المستقلة وذلك عن طريق أخذ درجات الحرية في الحسبان، حيث درجات الحرية $(n - k)$ تقل مع زيادة عدد المتغيرات المستقلة وثبات حجم العينة، عليه تصبح صيغة معامل التحديد المعدل الذي رمز له ب $\overline{R}^2$ بهدف إزالة التضخم في قيمة R^2 كالآتي:

$$\overline{R}^2 = (1 - (1 - R^2)\left[\frac{n-1}{n-k-1}\right] \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots.\ldots (15 - 3)$$

$(3 - 10)$: معامل التحديد الجزئي coefficients of partial:

يقيس معامل التحديد الجزئي المساهمة الحدية لمتغير المستقل واحد X_j في نموذج وتفسر التباين أو التغير في المتغير، عندما تكون المتغيرات الأخرى تضمنه في النموذج. ويمكن أيجاد معامل التحديد الجزئي بين المتغير Y والمتغيرات المستقلة X_j بعد إستبعاد أثر $\left(X_2،X_3، \ldots ،X_p\right)$ كما يلي:

$$r^2_{YX_1/X_2،X_3،...،X_p} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (16-3)$$

ومعامل التحديد الجزئي ماهو إلا عن مربع معامل الإرتباط الجزئي (إسماعيل، 2002م).

(3−11): معامل الإرتباط البسيط coefficient of simple correlation:

يقيس معامل الإرتباط البسيط قوة اوإتجاه لعلاقة الخطية بين متغيرين، والإرتباط بين المتغيرين يمكن أن يكون موجباً، سالباً، أو معدوماً. وهذا يتحقق في حالة كون الإرتباط خطياً أو غير خطياً، ويقال أن الإرتباط بين X،Y موجبا (طردياً) إذا كان تغيرهما بإتجاه واحد. وهذا يعني أن المتغيرين تزداد قيمتها معاً أو تتناقص معاً، ويكون الإرتباط بين المتغيرين X،Y سالباً (عكسياً) إذا كان تغير أحد المتغيرين يكون بعكس إتجاه تغير الآخر،بمعنى عندما تزداد X فإن Y تنقص والعكس بالعكس. والقيم العددية لمعامل الإرتباط البسيط تقع ما بين(1،0)، فعندما $(r = +1)$ فإن هذا يعني ان العلاقة تامة موجبة بين X،Y. وعندما $(r = -1)$ فإن هذا يعني أن العلاقة تامة سالبة بين X،Y. وعندما $(r = 0)$ فإن ذلك يعني أن المتغيرين غير مرتبطة. ويحسب معامل الإرتباط البسيط بين المتغيرين X،Y من الصيغة الآتية:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})(Y_i - \overline{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2 \sum_{i=1}^{n}(Y_i - \overline{Y})^2}} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (17-3)$$

(إبراهيم وآخرون، 2002م).

(3−12): معامل الإرتباط المتعدد والجزئي

أولاً: معامل الإرتباط المتعدد:

يقيس معامل الإرتباط المتعدد (Multiple correlation coefficient) العلاقة بين المتغير التابع Y والمتغيرات المستقلة $\left(X_1,\ X_2,\ \ldots\ ,\ X_p\right)$ وهذا المعامل يمثل معامل الإرتباط البسيط بين القيم الفعلية للمتغير التابع Y_i والقيم المقدرة $\acute{Y}_i$، ويتم حسابه حسب الصيغة الآتية:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \overline{Y})\left(\acute{Y}_i - \overline{\acute{Y}}\right)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \overline{Y})^2 \sum_{i=1}^{n}\left(\acute{Y}_i - \overline{\acute{Y}}\right)^2}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (18-30)$$

ويلاحظ أنه كلما إقتربت القيم المقدر من قيم المشاهدات الفعلية للمتغير المعتمد إرتفعت قيمة معامل الإرتباط المتعدد.

ثانياً: معامل الإرتباط الجزئي:

إن معامل الإرتباط الجزئي (partial correlation coefficient) هو مقياس لقوة العلاقة الخطية بين المتغيرين بعد جعل تأثير المتغيرات الأخرى ثابتاً. أن معامل الإتباط الجزئي بين المتغيرين $\left(i،j\right)$ بعد جعل المتغير k ثابتاً هو:

$$r_{ij.k} = \frac{r_{ij} - r_{ik}r_{jk}}{\sqrt{(1 - r_{ik}{}^2)^2\left(1 - r_{jk}{}^2\right)^2}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (19-3)$$

حيث أن:

r_{ij}: تمثل معامل الإرتباط البسيط بين المتغيرين $\left(i،j\right)$.

$r_{ij.k}$: تمثل معامل الإرتباط الجزئي بين المتغيرين $(i،j)$ بعد جعل المتغير k ثابتاً (الراوي، 1987م).

(3–13): طرق إختيار أحسن المعادلات

من المعلوم لدينا أن نموذج الإنحدار الخطي العام تتضمن k من المتغيرات المستقلة، ونظراً لان إدخال أعداداً كبيرة من المتغيرات المستقلة في المعادلة يأخذ وقتاً ويكلف جهداً وثمناً كثيراً، عليه من الأفضل أن نختار معادلة تحتوي على أقل عدد ممكن من هذه المتغيرات بحيث تحصل على نفس المعلومات فيما لو أخذنا جميع المتغيرات المستقلة في المعادلة بمعنى آخر ربما وجود بعض المتغيرات ليس لها أهمية في المعادلة، لذا وجب التخلص منها بطريقة علمية وسليمة. ويذكر(الراوي، 1987م) أن هناك عدة طرق لإختيار أفضل إنحدار يضم أقل عدد ممكن من المتغيرات المستقلة وهي كالآتي:

(3–13–1): طريقة كل الإنحدارات الممكنة All Possible Regression Procedure:

وتتلخص هذه الطريقة بالخطوات الآتية:

نوفق كل المعادلات الإنحدارية الخطية الممكنة بإستخدام كل المجاميع الممكنة من المتغيرات المستقلة. فإذا إفترضنا أن لدينا k من المتغيرات المستقلة فإن عدد المعادلات الكلية المطلوب توفيقها سيكون (2^K). ثم نحسب كلاً من مقاييس المفاضلة $\left(C_p،R_p{}^2،MSE_p\right)$ لكل معادلة، حيث:

$$C_p = \frac{SSE\left(X_1،X_2، \dots ،X_K\right)}{MSE\left(X_1،X_2، \dots ،X_p\right)} - (n - 2p) \dots \dots \dots \dots \dots \dots (20 - 3)$$

$$\left.\begin{aligned} R_p^2 &= \frac{SSR(X_1,\ X_2,\ \dots,\ X_k)}{SST} \\ &= 1 - \frac{SSE\left(X_1,\ X_2,\ \dots,\ X_p\right)}{SST} \end{aligned}\right\} \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots (21 - 3)$$

حيث: p هو عدد المعلمات في النموذج ومن بينها B_0، أي أن $(p = k + 1)$ ويكون إختيار أفضل المعادلات التي لها أعلى قيمة لR_p^2 وأقل قيمة لكل من C_p، MSE_p. وأحياناً كل من مقاييس المفاضلة قد يعطي معادلة مفضلة تختلف عن الأخرى، وفي مثل هذه الحالات يستحسن إختيار كل من المعادلات بالتنبؤ لبيانات جديدة ومنها نستطيع إختيار أحسن تلك المعادلات.

(3−13−2): طريقة الحذف الخلفيThe Backward Elimination Procedure

وتتلخص هذه الطريقة بما يلي:

نوفق المعادلة التي تحتوي على الجميع المتغيرات المستقلة، ثم نبدأ نحذف المتغيرات المستقلة من المعادلة واحداً بعد الآخر ونتوقف عن الحذف عندما تكون قيمة F الجزئية أكبر من قيمة معينة من F الجدولية تسمى F_{out}. وأول المتغيرات الذي يحذف من المعادلة المتغير الذي له أقل قيمة F جزئية والتي تكون أقل من قيمة F_{out}. أما إذا كانت أقل قيمة لـF الجزئية أكبر من قيمة F_{out} أي الجدولية فنتوقف عن الحذف وبالتالي تكون جميع المتغيرات المستقلة في المعادلة هي متغيرات مهمة وذات تأثير معنوي على المتغير المعتمد. وبعد الحذف المتغير الأول نحسب قيم F الجزئية لبقية المتغيرات المستقلة ثم نحذف المتغير الذي له قيمة F أقل من

المعينة وهكذا لكل خطوة، ونتوقف عن الحذف في المرحلة التي تكون فيها أقل قيمة لـF F_{out} الجزئية اكبر من قيمة F_{out} المعينة لتلك المرحلة، وهذا يعني أن F_{out} تتغير. ولكن المعادلة التي تحتوي على بقية المتغيرات غير المحذوفة هي أحسن المعدلات، وتحسب قيمة F الجزئية لكل متغير X_i بوجود باقي المتغيرات المستقلة وفقاً للصيغة الآتية:

$$F = \frac{MSR(X_i/X_1, X_2, \dots, X_{i-1}, X_{i+1}, \dots, X_k)}{MSE(X_1, X_2, \dots X_k)}$$

ولحساب البسط نحسب مجموع المربعات الإنحدار لإضافة المتأتي من إضافة X_i إلى النموذج الأصلي، كالآتي:

$$SSR\left(X_i/X_1, X_2, \dots, X_{i-1}, X_{i+1}, \dots، X_k\right) =$$

$$SSR\left(X_1،X_2، \dots X_k\right) - SSR\left(X_1،X_2، \dots،X_{i-1}،X_{i+1}، \dots،X_k\right)$$

(3-13-3): طريقة الإختيار الأمامي Forward Selection Procedure

وتتلخص خطوات هذه الطريقة بما يلي:

نوفق معادلة إنحدار Y على كل متغير مستقل، ثم نختار المتغيرات التي تدخل للمعادلة واحداً بعد الآخر. ونتوقف عن الإختبار عندما تقل قيمة F الجزئية عن قيمة معينة من F الجدولية تسمى F_{IN}. وأول المتغيرات الذي يدخل المعادلة هو الذي له أعلى قيمة F محسوبة وتزيد عن قيمة F_{IN} معينة، أي له أعلى إرتباط بسيط مع Y كقيمة مطلقة. والمتغير الثاني الذي يضاف إلى المعادلة أعلاه هو المتغير الذي له أعلى F جزئية بوجود المتغير الأول المنتخب بالخطوة الأولى والتي تزيد عن F_{IN} الجدولية المعينة لتلك الخطوة. ونستمر هكذا بإضافة المتغير الذي له أعلى قيمة F جزئية وتزيد عن F_{IN} إلى نصل إلى أعلى F جزئية تقل عن F_{IN} فعندئذ

نتوقف عن الإضافة ويكون أفضل نموذج هو الذي لايحتوي على المتغير الذي تمت إضافته أخيراً.

(3-13-4): طريقة الإنحدار المتدرج Stepwise Regression Procedure

وهي الطريقة التي وضعها Efroymson عام 1969م تحويراً لطريق الإختيار الأمامي حيث أن جميع المتغيرات المستقلة التي دخلت المعادلة يحسب لها F جزئية في كل خطوة وتقيم على أساسها مرة أخرى لأنه عند إختبارنا المبكر لأحد المتغيرات المستقلة أحياناً قد يعطي F جزئية أقل من F الجدولية الأخرى التي أختيرت في المعادلة. ويمكن تلخيص خطواتها كما يلي:

1- نوفق معادلة إنحدار Y على متغير مستقل.

2- أول متغير يتم إختياره ليدخل المعادلة هو الذي له أعلى F المحسوبة.

3- نحسب قيمة F الجزئية لبقية المتغيرات المستقلة بوجود (الأول) الذي تم إختياره بالخطوة (2).

4- نختار المتغير الثاني الذي له أعلى قيمة F الجزئية والتي تزيد عن F_{IN} (الجدولية) لهذاه المرحلة.

5- نحسب قيمة F الجزئية للمغير الأول بوجود المتغير الثاني، ونقارنها مع (F_{out}). فإذا كانت $F > F_{out}$ فإن المتغير الأول سيبقى في المعادلة، أما إذا كانت $F < F_{out}$ فإن المتغير الأول يجب حذفه من المعادلة.

6- نحسب قيمة F الجزئية لكل المتغيرات المستقلة الباقية بوجود المتغيرين (الأول، الثاني) إذا تم إختيارهما.

7- نكرر الخطوات (5،4) لكل خطوة قادمة.

(14-3): تقييم القوة التنبوئية للنموذج:

إن تحديد مدى كفاءة النموذج في التنبوء سيكون مبنى على اساس مدى الإختلاف مابين القيم الحقيقية والقيم المتنبأ بها للمتغير المعتمد، وكلما صغرت هذه الإختلاف دل ذلك على جودة النموذج. وهنالك مقياس لدقة التنبوءات التي يتم الحصول عليها من النموذج القياسي يسمى بمعامل عدم التساوي لثايل Theil's Inequality Coefficient حيث أقترح ثايل المعيار التالي:

$$U = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n-1}(P_i - A_i)^2}{\sum_{i=1}^{n-1} {A_i}^2}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (23-3)$$

حيث:

P_i: تمثل التغير في القيم المتنبأ بها نسبةً إلى القيم الفعلية أي أن: $P_i = \frac{\acute{Y}_{i+1} - Y_i}{Y_i}$.

A_i: تمثل التغير النسبي في القيم الفعلية، أي أن: $A_i = \frac{Y_{i+1} - Y_i}{Y_i}$.

وإعتماداً على المعادلة (23-3) فإن قيمة U تأخذ المدى $0 \leq U < \infty$ وكلما كانت قيمة U قريبة من الصفر فإن ذلك يعني إقتراب القيم التنبوئية $\acute{Y}_i$ من القيم الفعلية Y_i وفي هذه الحالة تكون القوة التنبوئية للنموذج عالية، إي أن تنبؤاته تكون دقيقة جداً. أما إذا كانت قيمة U كبيرة، فهذا يعني وجود إختلاف كبيرة بين قيم P_i و A_i وبالتالي يتباعد القيم التنبوئية $\acute{Y}_i$ عن القيم الفعلية Y وفي هذه الحالة فإن النموذج تكون تنبؤاته سيئة.

وإذا كانت $P_i = A_i$ فإن ذلك يؤدي إلى $U = 0$ وهذا تكون التنبؤات مضبوطة ولاتعاني من إي أخطاء. أما إذا كانت $P_i = 0$ فإن ذلك يجعل $U = 1$ وفي هذه الحالة فإن تنبؤات النموذج تكون غير مقبولة بدرجة عالية. وإذا وجدت أن $U > 1$ فتكون التنبؤات للنموذج سيئة جداً ومرفوضة. عموماً تقبل تنبؤات النموذج إذا كانت $0 \leq U \leq 1$، وكلما إقتربت قيمة U من الصفر كانت التنبؤات أكثر دقة. (إبرأهيم وآخرون 2002م)

نموذج تحليل التباين

3-15: تمهيد:

للتباين ثلاثة معاني (معنى عام- معنى نفسي- معنى إحصائية):

- **العام:** إختلاف الأشياء عن بعضها البعض هذا الإختلاف هو الذي يجعلنا نميز بين الإشياء. أي أن مجموعة من الإشياء مختلفة عن بعضها معناها متباينة.
- **النفسي:** يتشابة مع معنى الفروق الفردية، أي إختلاف الأفراد عن بعضها البعض، وأحياناً يكون الإختلاف داخل الأفراد، أي أختلاف مجموعة من الظواهر الإجتماعية أو النفسية.
- **الإحصائية:** هو مربع الإنحراف المعياري (σ^2).

إذا كان التباين هو الإختلاف في تحليل التباين هو البحث عن مكونات هذا الإختلاف (أو التباين). نبحث عن المكونات ونحسب كل مكون على حده فنسمي هذا تحليلاً.

تحليل التباين ANOVA طريقة إحصائية طورت من قبل العالم الإحصائي Fisher من خلال تحليل البيانات التجريبية، وأستخدم تحليل التباين لأول مرة في التجارب الزراعية بإستخدام الأسمدة الزراعية المختلفة وكذلك البذور المختلفة، بينما الأن إمتد إستخدام تحليل التباين ليشمل مختلف حقول العلم (إبراهيم وآخرون، 2002م).

3-16: مفهوم تحليل التباين:

تتلخص طريقة تحليل التباين في عملية حسابية وذلك تجرى على البيانات وذلك بتجزئية مجموع مربعات الكلية للإستجابة r إلى عدد من المجاميع المختلفة طبقاً للمصادر Sources

المسسببة للإختلاف، وتقسم درجات الحرية Degrees of Freedom الكلية أيضاً للمصادر نفسها، ومن هذا يفيد تحليل التباين بالهدف للتجارب العلمية، والذي هو الإجابة السؤال: هل هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات المجتمعات؟ (الإمام، 2004م).

3-17: إستخدام نماذج تحليل التباين:

تستخدم نماذج تحليل التباين في الأساس لتحليل تأثيرات المتغير المستقل أو المتغيرات المستقلة قيد الدراسة على المتغير المعتمد. وعلى وجه التحديد نستخدم الدراسات وحيد العامل لمقارنة تأثيرات مستويات المختلفة للعامل وذلك للتعرف على أفضل مستوى عامل وما شابه ذلك، وفي الدراسات متعددة العوامل نستخدم نماذج تحليل التباين الثنائي لمعرفة ماإذا العوامل المختلفة متفاعلة، وماهي العوامل المهمة، ماهي أفضل تركبيات للعوامل.

وبصورة عامة تستخدم نماذج تحليل التباين في واحد من الدراسات التالية:

- الدراسات التجريبية.
- الدراسات شبه التجريبية.
- الدراسات الميدانية (نتر وآخرون، 2000م).

3-18: التصنيف الآحادي one-way Classification:

التصنيف الآحادي هو عبارة عن تصنيف المشاهدات إلى عدد من المجموعات (المجتمعات) على أساس خاصية واحدة ويكون ذلك بإخضاع عدة تجارب لعدد من المعاملات Treatment التي تمثل مستويات الخاصية الواحدة وإختبار تأثير هذه المعاملات على المشاهدات (البيانات) التي يتم الحصول عليها من مصادرها (أبوصالح، 1995م).

3-18-1: التصنيف الآحادي في حالة تساوي العينات One-way Classification- Equal Samples:

في هذا التصنيف تكون حجوم العينات المسحوبة من كل المجتمعات متساوية، وبفرض أن عينات عشوائية من الحجم n ثم إختيارها من k من المجتمعات المستقلة وتتبع توزيع الطبيعي بمتوسطات $\mu_1, \mu_2, \ldots, \mu_k$ والتباين مشترك σ^2 وبفرض أن Y_{ij} ترمز للمشاهدات رقم j المختارة من المجتمع رقم i فإن المشاهدات يمكن ترتيبها (تصنيفها) في هذه الحالة لـk من المجتمعات كما في الجدول (3-1) أدناه: (عبدالمنعم، 2004م)

جدول (3-1): بيانات التصنيف الأحادي في حالة تساوي العينات.

المشاهدات					
	1....	2...	...i...	....k	
1 2 3 ⋮ N	Y_{11} Y_{12} Y_{13} ⋮ Y_{1n}	Y_{21} Y_{22} Y_{23} ⋮ Y_{2n}	Y_{i1} Y_{i2} Y_{i3} ⋮ Y_{in}	Y_{k1} Y_{k2} Y_{k3} ⋮ Y_{kn}	
المجموع	$Y_{1.}$	$Y_{2.}$	$Y_{i.}$	$Y_{k.}$	$Y_{..}$
المتوسط	$\bar{Y}_{1.}$	$\bar{Y}_{2.}$	$\bar{Y}_{i.}$	$\bar{Y}_{ki}$	$\bar{Y}_{..}$

$$Y_{i.} = \sum_{j=1}^{n} Y_{ij} \;\; ; \;\; i = 1,2,3,\ldots,k \quad j = 1,2,3,\ldots,n \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(24-3)$$

$$\bar{Y}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^{n} Y_{ij}}{n} = \frac{Y_{i.}}{n} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(25-3)$$

$$Y_{..} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j}^{n} Y_{ij} = \sum_{i=1}^{k} Y_{i.} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(26-3)$$

3-18-1: التصنيف الآحادي في حالة عدم تساوي العينات:

لاتختلف كثيراً عنه في حالة تساوي العينات، فهنا تكون بعض المجتمعات ذات أحجام عينات غير متساوية، وتأخذ البيانات (المشاهدات) التي نحصل عليها من العينات العشوائية المسحوبة من k المجتمعات التصنيف كما في الجدول (3-2) أدناه:

جدول (3-2): بيانات التصنيف الأحادي في حالة عدم تساوي العينات .

المشاهدات					
	1….	2…	…i…	…. K	
1 2 3 ⋮ n_i	Y_{11} Y_{12} Y_{13} ⋮ Y_{1ni}	Y_{21} Y_{22} Y_{23} ⋮ Y_{2ni}	Y_{i1} Y_{i2} Y_{i3} ⋮ Y_{ini}	Y_{k1} Y_{k2} Y_{k3} ⋮ Y_{kn}	
المجموع	$Y_{1.}$	$Y_{2.}$	$Y_{i.}$	$Y_{k.}$	$Y_{..}$
المتوسط	$\bar{Y}_{1.}$	$\bar{Y}_{2.}$	$\bar{Y}_{i.}$	$\bar{Y}_{ki}$	$\bar{Y}_{..}$

حيث:

$Y_{i.}$: ترمز لمجموع كل المشاهدات في العينة المختارة من المجتمع رقم i.

$\bar{Y}_{1.}$: ترمز لمتوسط كل المشاهدات في العينة المختارة من المجتمع رقم i.

$\bar{Y}_{..}$: ترمز لمتوسط كل المشاهدات (متوسط العام) التي عددها n_i.

$Y_{..}$: ترمز للمجموع الكلي للمشاهدات والتي عددها ni .

$$Y_{i.} = \sum_{j=1}^{n} Y_{ij} \quad ; \quad i = 1,2,3, \dots, k \ , j = 1,2,3, \dots, n \qquad \dots\dots\dots\dots (27-3)$$

$$\bar{Y}_{i.} = \sum_{j=1}^{n} Y_{ij} / ni = \frac{Y_{i.}}{ni} \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (28-3)$$

$$Y_{..} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j}^{n} Y_{ij} = \sum_{i=1}^{k} Y_{i.} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (29-3)$$

$$\overline{Y}_{..} = \frac{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j}^{n} Y_{ij}}{nk} = \frac{\sum_{i=1}^{k} Y_{i.}}{nk} = \frac{Y_{..}}{nk} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (30-3)$$

3-19: النموذج الخطي Linear Model:

النموذج الخطي (الرياضي) هو عبارة عن معادلة رياضية تفسر إختلاف أي مشاهدات عن الأخرى، وبعبارة أخرى هو التجزئية النظرية لكل مشاهدة (الأمام، 2007م).

ويأخذ النموذج الصيغة الرياضية التالية:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij} \qquad \left.\begin{array}{l} i = 1،2،3، \ldots. k \\ j = 1,2,3, \ldots, n \end{array}\right\} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (30-3)$$

حيث:

Y_{ij}: تمثل قيمة متغير الإستجابة في المعادلة j لمستوى العامل أو المعالجة i.

μ: يمثل الوسط الحسابي العام لمتوسطات المجتمعات، وبما أن متوسطات المجتمعات مجهولة إذن μ معلمة مجهولة أيضاً.

τ_i: تمثل الإنحرافات الوسط الحسابي للمجتمع k عن الوسط الحسابي العام لكل المجتمعات، ويطلق على τ_i تأثير المستوى i للعامل وهي معلمة مجهولة، ويجب أن تحقق الشروط:

حيث:

Y_{ij}: تمثل قيمة متغير الإستجابة في المعادلة j لمستوى العامل أو المعالجةi.

μ: يمثل الوسط الحسابي العام لمتوسطات المجتمعات، وبما أن متوسطات المجتمعات مجهولة إذن μ معلمة مجهولة أيضاً.

τ_i: تمثل الإنحرافات الوسط الحسابي للمجتمع k عن الوسط الحسابي العام لكل المجتمعات، ويطلق على τ_i تأثير المستوى i للعامل وهي معلمة مجهولة، ويجب أن تحقق الشروط:

في الحالة تساوي العينات:

$$\sum_{i=1}^{k} \tau_i = 0$$

في الحالة عدم تساوي العينات:

$$\sum_{i=1}^{k} n_i \tau_i = 0$$

ε_{ij}: يمثل إنحرافات القيمة Y_{ij} عن الوسط الحسابي لمجتمع كل عينة، وهو مقدار الخطأ العشوائية في المشاهدات j من المعالجة i وهو متغير عشوائية يتوزع توزيعاً طبيعياً وسطه الحسابي يساوي صفراً وتباينه σ^2، أي أن $\varepsilon_{ij} \sim \left(0،\sigma^2\right)$ وهذا يعني أن:

$$E(\ \varepsilon_{ij}) = 0$$

$$V(\ \varepsilon_{ij}) = V(Y_{ij}) = \sigma^2$$

ويسخدم النموذج الإحصائي لتحليل التباين ذي الإتجاه الواحد الإختبار الفرضية التالية:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_K$$

ضد ليس كل متوسطات المجتمعات متساوية: H_1

حيث ينص فرض العدم H_0 على أن كل متوسطات المجتمعات متساوياً لها، وفي هذه الحالة تكون قيم τ_i مساوية للصفر، وبالتالي نستطيع التعبيرعن الفروض الإحصائية الخاصة بإختبار تساوي متوسطات المجتمعات كما يلي:

$$H_0 = \tau_1 = \tau_2 = \cdots = \tau_K$$

ضد واحد الأقل من قيم τ_i لاتساوي الصفر H_1.

3-20: فرضيات النموذج Model Assumptions:

من الجدير بالذكر أن هناك أربعة شروط لتطبيق إجراء تحليل التباين الثنائي:

الشرط الأول: يجب أن تكون البيانات المجمعه لكل متغير موزعة توزيعاً إعتدالياً إلا أن عدم تحقيق هذا الشرط لا يؤثران كثيراً في دقة النتائج إذا زاد حجم العينة عن 15 مفردة لكل مستوى (أسامه ربيع، 2007م).

الشرط الثاني: تجانس تباين المتغير التابع مع كل مستوى من مستويات المتغير المستقل، إلأ أنه من الممكن إستخدام بعض الإختبارات البعدية في حالة عدم تجانس التباين.

الشرط الثالث: إخيتار العينات بطريقة العشوائية بحيث تكون قيم المتغيرات مستقلة عن بعضها البعض.

الشرط الرابع: يجب أن تكون وحدة القياس من مقياس المسافات على الأقل.

3-20-1: فرضية الطبيعية:

وتنص هذه الفرضيةعلى أن:

(المجتمعات المسحوبة منها العينات، يجب أن تتبع توزيع الطبيعي أو قريبة منه). وتتطلب هذه الفرضية أن تكون البيانات المجمعه لكل متغير موزعة توزيعاً إعتدالياً إلا أن عدم تحقيق هذا الشرط لا يؤثران كثيراً في دقة النتائج إذا زاد حجم العينة عن 15 مفردة لكل مستوى (أسامه ربيع، 2007م).

ويقول (بلانت، 2006م) تتسم أغلب الأساليب بأنها محكمة على نحو معقول أو أن تتحمل إلى حد ما مخالفة هذه الفرضية مع وجود أحجام كبيرة من العينات بشكل كافي على سبيل المثال 30+.

3-20-2: فرضية تجانس التباين Assumption of Homoscedasticity

وتنص هذه الفرضيةعلى أن:

(المجتمعات المسحوبة منها العينات، يجب أن تكون لها تباينات متساوية).

ومخالفة هذه الفرضية مع إختلاف أجحام العينات تصبح نتائج تحليل التباين الثنائي موضع شك، إلا أنه من الممكن إستخدام بعض الإختبارات البعدية في حالة عدم التجانس التباين Pos Hoc(أسامه ربيع، 2007م).

3-20-3: فرضية الإستقلالية والعشوائية

وتنص هذه الفرضيةعلى أن:

(العينات المسحوبة من المجتمعات يجب أن تكون عشوائية مستقلة). وتتطلب هذه الفرضية أن تكون أفراد العينات مسحوبة بشكل عشوائي من المجتمع، أي إختيار العينات بطريقة عشوائية

بحيث تكون قيم المتغيرات مستقلة عن بعضها البعض، كما أن درجات المتغير التابع مستقلة عن بعضها البعض (أبوعلام، 2006م).

ويذكر (بلانت 2006م) أنه لابدا وإلأ تكون كل مشاهدة أو عملية قياس متأثرة بأية مشاهدة أو عملية قياس أخرى، وتعدأية مخالفة لهذه الفرضية من وجه نظر stevens خطره للغاية.

3−21: تقدير معلمات النموذج بطريقة المربعات الصغرى الإعتيادية (OLS):

3−21−1: مفهوم طريقة المربعات الصغرى Least Square Method:

تعتبر طريقة المربعات الصغرى Least Square Method من أهم طرق التقدير وأكثرها تطبيقاً، وتقوم على مبدا جعل مجموع مربعات الخطأ أقل مايمكن ويتم ذلك بأخذ التفاضل الجزئي لكل معلمة من المعلمات المقدرة ومساواة هذا التفاضل بالصفر. وقيم المعلمات المقدرة الناتجة ينبغي أن تجعل مجموع مربعات الأخطاء أقل ما يمكن. وهذا يعني أن تقديرات المعالم التي تم الحصول عليها يجب أن تكون لها نهايات صغرى، ويتم بأخذ التفاضل الثاني فإذا كانت قيمة هذا التفاضل أكبر من الصفر فهذا يعني أن المعلمة التي تم تقديرها لها نقطة صغرى.

وفيما يلي تقدير لمعلمات النموذج المعطى بالمعادلة (3−30) وكالآتي:

3−21−2: تقدير المتوسط العام Estimation of the General Mean:

يأخذ النموذج الرياضي لتحليل التباين ذي الإتجاه الواحد الصيغة التالية:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij}$$

$$Y_{ij} = \acute{\mu} + \acute{\tau}_i + \acute{\varepsilon}_{ij} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots. (31-3)$$

ومن المعادلة $(3-31)$ نجد أن:

$$\acute{\varepsilon}_{ij} = Y_{ij} - (\acute{\mu} + \acute{\tau}_i)$$

وبتربيع الطرفين وأخذ المجموع للطرفين ينتج:

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni} \acute{\varepsilon}_{ij}{}^2 = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(Y_{ij} - (\acute{\mu} + \acute{\tau}_i)\right)^2$$

وبفرض أن

$$Q = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni} \acute{\varepsilon}_{ij}{}^2$$

عليه فإن:

$$Q = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(Y_{ij} - (\acute{\mu} + \acute{\tau}_i)\right)^2 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (32-3)$$

وبمفاضلة Q جزئياً بالنسبة لـ$\acute{\mu}$ نحصل على مقدر المربعات الصغرى لـμ وكالآتي:

$$\frac{\partial Q}{\partial \acute{\mu}} = -2\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(Y_{ij} - (\acute{\mu} + \acute{\tau}_i)\right) \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots. (33-3)$$

وبجعل $\frac{\partial Q}{\partial \acute{\mu}} = 0$، وقسمة الطرفين على $(2-)$ نحصل على:

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(Y_{ij} - (\acute{\mu} + \acute{\tau}_i)\right) = 0$$

$$\Rightarrow \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni} Y_{ij} - kn_i\acute{\mu} - n_i\sum_{i=1}^{r}\acute{\tau}_i = 0$$

ولكن نعلم أن

$$\sum_{i=1}^{k}\acute{\tau}_i = 0$$

عليه فإن

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni} Y_{ij} - kn_i\acute{\mu} = 0$$

$$\acute{\mu} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni} Y_{ij} / kn_i \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (34-3)$$

ومن المعادلة (3−28) نجد أن:

$$\sum_{j=1}^{n} Y_{ij} = n_i \overline{Y}_{i.} \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (35-3)$$

وبتعويض المعادلة (3−35) في المعادلة (3−34) نحصل على:

$$\acute{\mu} = \sum \overline{Y}_{i.} / k = \overline{Y}_{..}$$

$$\acute{\mu} = \overline{Y}_{..} \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (36-3)$$

ويمكن التأكد من أن $\acute{\mu}$ تمثل نقطة نهاية صغرى وكالآتي:

بالرجوع للمعادلة (3−33) وبأخذ التفاضل الثاني لـ $\acute{\mu}$ نجد أن:

$$\frac{\partial Q}{\partial \acute{\mu}^2} = 2kn_i$$

والقيمة $2kn_i$ أكبر من الصفر، عليه فإن $\acute{\mu} = \overline{Y}_{..}$ تمثل نقطة نهاية صغرى.

3−21−3: تقدير تأثير المعالجات:

ولإيجاد مقدر المربعات الصغرى لـτ_i نفاضل Q جزئياً بالنسبة لـτ_i ومساواة الناتج بالصفر ومن المعادلة (3−32) نحصل على:

$$\frac{\partial Q}{\partial \acute{\tau}_i} = -2\sum_{i}^{k}\sum_{j}^{ni} Y_{ij} + 2\sum_{i}^{k}\sum_{j}^{ni} \acute{\mu} + \sum_{i}^{k}\sum_{j}^{ni} \tau_i \quad \dots\dots\dots (37-3)$$

وبجعل $\frac{\partial Q}{\partial \acute{\tau}_i} = 0$ وقسمة الطرفين على (-2) ينتج:

$$\sum_{i}^{k}\sum_{j}^{ni} Y_{ij} - \sum_{i}^{k}\sum_{j}^{ni} \acute{\mu} - \sum_{i}^{k}\sum_{j}^{ni} \tau_i = 0$$

وعندما $i = 1$ فإن:

$$\Rightarrow n_1\tau_1 = \sum_{j=1}^{n1} Y_{1j} - n_1\acute{\mu}$$

$$\Rightarrow \acute{\tau}_1 = \overline{Y}_{1.} - Y_{..} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (38-3)$$

من المعادلة $(3-31)$ و$(3-36)$ و$(3-38)$ يمكن إعادة صياغة صياغة نموذج تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد الذي تم تعريفه بالمعادلة $(3-31)$ وكالآتي:

$$Y_{ij} = \overline{Y}_{..} + (Y_{i.} - \overline{Y}_{..}) + \left(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.}\right) \dots\dots\dots\dots\dots (39-3)$$

3-22: إختبار تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد:

إن من أحد الإفتراضات التي عتمد عليها أسلوب تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد، تساوي تباينات كل المجتمعات (تجانس التباين Homoscedasticity)، وليكن σ^2. فالتباينات هنا متساوية ولكن مجهولة، فالفكرة الأساسية لإختبار تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد هي حساب تقديرين مستقلين للمعلمة المجهولة σ^2، أي نقدر تباين المجتمعات المجهولة بإستخدام مقدرين مستقلين، حيث يكون أحد المقدرين (ليكن المقدر الأول) مقدراً دائماً جيداً للمعلمة مجهولة σ^2، وذلك بغض النظر عن فرض العدمH_0 صحيحاً أم خطأً. بينما لايكون المقدر الثاني جيداً إلا إذا كان فرض العدم H_0 صحيحاً، أي لا يكون المقدر الثاني جيداً إلا إذا كانت جميع متوسطات المجتمعات متساوية.

وبعد حساب التقديرين نقارنهما ببعض بإستخدام إختبار F (إختبار النسبة بين تباينين) فإذا كان الإختلاف بينهما ليس ذو أهمية إحصائية (ليس ذو معنوية)، فهذا يعني أن كلاً من

المقدرين جيدان وبالتالي يكون فرض العدم H_0 مقبولاً. إما إذا كان الإختلاف بين المقدرين ذو معنوية، فهذا يعني أن المقدر الثاني غير جيد (لان المقدر الأول دائماً جيداً)، وبالتالي ترفض فرض العدم H_0 وتقبل الفرض البديلة H_1 وبهذا تكون قد وصلنا لقرار قبول أو رفض فرضية العدم H_0 بتحليل خاص التباينات، ومن هنا سمى هذا الأسلوب بإسلوب تحليل التباين (الكيخيا، 2007م).

3-22-1: تقدير التباين Estimation Variance:

أولاً: تقدير التباين الأول:

كما ذكر سابقاً إن هذا المقدر يكون دائماً جيداً بغض النظر عن فرض العدم H_0 صحيحياً أم خطأ، وهذا المقدر هو نفس المقدر الذي يستخدم في الإختبار t في حالة مجتمعين والذي يطلق عليه مصطلح التباين التجميعي Pooled Variance وهو عبارة عن الوسط الحسابي المرجح لتباينات العينات ويرمز له بالرمز S_p^2، ويحسب من الصيغة التالية:

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{(n_1 + n_2 - 2)}$$

وبما أننا في أسلوب تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد نتعامل مع k من المجتمعات فإن التباين التجميعي (المشترك) لهذه المجتمعات يحسب من الصيغة التالية:

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2 + \cdots + (n_k - 1)S_k^2}{(n_k - k)} \ldots\ldots.(1-3)$$

$$\Rightarrow S_p^2 = \sum_{i=1}^{k}(n_i - 1)S_i^2 \Big/ n_T - k \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots.(2-3)$$

وبما أن تباين أي عينة للمشاهدات الخاصة بالمستوى i للعامل يحسب من الصيغة التالية:

$$S_i^2 = \sum_{i=1}^{k} \left(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.}\right)^2 \Big/ n_i - 1$$

علية فإن المعادلة 2 يمكن التعبير عنها كمايلي:

$$S_p^2 = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{ni} \left(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.}\right)^2 \Big/ n_T - k\,; \quad \left.\begin{array}{l} i = 1،2، \ldots ،k \\ j = 1،2، \ldots ،ni \end{array}\right\} \ldots\ldots (3-3)$$

حيث:

n_T: ترمز للعدد الكلي للقيم التي تحتويها كل العينات أي أن:

$$n_T = n_1 + n_2 + \cdots + n_k$$

وبسط المعادلة 3 لصيغة التباين المشترك S_p^2 يطلق علية مجموع المربعات داخل العينات The Sum of Squares Within Samples ويرمز له برمز SSW وبعد قسمة هذا المقدار على درجات الحرية المصاحبة $n_T - k$ نحصل على (تباين المقدر الأول) والذي يطلق عليه في أسلوب تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد مصطلح متوسط مجموع المربعات داخل العينات Mean Sum of Squares Within Samples ويرمز له بالرمز MSW، أي أن MSW هو نفس التباين المشترك S_p^2 وهذا يعني أن المقدر الجيد دائماً (المقدر الأول) للتباين المجهول هو MSW والذي يحسب من الصيغة التالية:

$$MSW = \frac{SSW}{n_T - k} = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{ni} \left(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.}\right)^2 \Big/ n_T - k \ \ldots\ldots (4-3)$$

وهذا المقدر بما أنه جيد فهو غير متحيز للمعلمة المجهولة σ^2، أي أن:

$$E(MSW) = \sigma^2$$

ويمكن إثبات ذلك من المعادلة 4 بالضرب والقسمة على $n_i - 1$ نحصل على:

$$MSW = \frac{1}{n_i - 1}\sum_{i=1}^{k}\left[n_i - 1\sum_{j=1}^{ni}\left(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.}\right)^2 \Big/ n_i - 1\right]$$

$$= \frac{1}{n_i - 1}\sum_{i=1}^{k}(n_i - 1)S_i^2$$

$$= \frac{1}{n_i - 1}\left[(n_1 - 1) + (n_2 - 1) + \cdots + (n_k - 1)\right] S_i^2$$

$$= \frac{(n_T - k)S_i^2}{n_T - k} \Rightarrow MSW = S_i^2$$

وبأخذ التوقع للطرفين نحصل على:

$$E(MSW) = E\left(S_i^2\right) = \sigma^2$$

من هنا نستنتج أن MSW مقدراً جيداً دائماً وغير متحيز للمعلمة المجهول σ^2، وبما أنه يعتمد على تباينات العينات فهو يقيس التباين أو الإختلاف داخل العينات لذلك يطلق عليه (التباين داخل العيناتVariance Within Samples).

ثانياً: تقدير التباين الثاني:

ذكرنا سابقاً أن هذا المقدر لايكون جيداً إلا إذا كان فرض العدم H_0 صحيحاً، بما أن المقدر الأول كان دائماً يقيس التباين الإختلاف داخل العينات، لذا فإن المقدر الثاني يعتمد على التباين أو الإختلاف بين المتوسطات الحسابية للعينات ويحسب من الصيغة التالية:

$$\sum_{i=1}^{k} n_i(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 \Big/ k - 1$$

ويسمى بسط هذا المقدر مجموع المربعات بين العينات (The Sum of Square Between Sample) ويرمز له بالرمز SSB وبعد قسمة على درجة الحرية المصاحبة $k-1$ نحصل على التباين المقدر الثاني والذي يطلق عليه مجموع متوسطات المربعات بين العينات Mean Sum of Square Between Sample ويرمز له بالرمز MSB، أي أن تباين المقدر الثاني للمعلمة σ^2 تحسب من الصيغة التالية:

$$\mathrm{MSB} = \frac{SSB}{k-1} = \sum_{\mathrm{i=1}}^{\mathrm{k}} \mathrm{n_i}(\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}} - \overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{..}})^2 \Big/ \mathrm{k} - 1 \ldots\ldots (5-3)$$

والقيمة المتوقعة لهذا المقدر تعطى بالصيغة التالية:

$$\mathrm{E(MSB)} = \sigma^2 + \frac{1}{k-1} \sum_{\mathrm{i=1}}^{\mathrm{k}} \mathrm{n_i}(\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}} - \overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{..}})^2 \Big/ \mathrm{k} - 1 \ldots\ldots (6-3)$$

ويمكن إثبات ذلك في الحالة التي تكون فيها حجوم العينات متساوية، أي عندما $\mathrm{n_i = n}$ عليه فإن:

$$\mathrm{E(MSB)} = \sigma^2 + \frac{1}{k-1} \mathrm{n} \sum_{\mathrm{i=1}}^{\mathrm{k}} (\mu_{\mathrm{i}} - \mu_{.})^2 \Big/ \mathrm{k} - 1 \ldots\ldots (7-3)$$

$$\mathrm{MSB} = \mathrm{n} \sum_{\mathrm{i=1}}^{\mathrm{k}} (\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}} - \overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{..}})^2 \Big/ \mathrm{k} - 1 \ldots\ldots (8-3)$$

ولإثبات 7 نعتبر صياغة النموذج التالي:

$$\mathrm{Y_{ij}} = \mu_{\mathrm{i}} + \bar{\varepsilon}_{\mathrm{ij}} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (9-3)$$

وإيضاً بأخذ المتوسط لـY_{ij} فوق المستوى i للعامل نحصل على:

$$\overline{Y}_{i.} = \mu_i + \bar{\varepsilon}_{i.} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (10-3)$$

وأيضاً بأخذ المتوسط لـY_{ij} فوق كل المستويات العامل نحصل على:

$$\overline{Y}_{..} = \mu_{.} + \bar{\varepsilon}_{..} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (11-3)$$

حيث:

$$\bar{\varepsilon}_{i.} = \sum_{i=1}^{k} \varepsilon_{ij} \Big/ n \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (12-3)$$

$$\bar{\varepsilon}_{..} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n} \varepsilon_{ij} \Big/ nk = \sum_{i=1}^{k} \bar{\varepsilon}_{i.} \Big/ k \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (13-3)$$

$$\mu_{.} = \sum_{i=1}^{k} \mu_i \Big/ k$$

وبطرح المعادلة 11من المعادلة 10 نحصل على:

$$\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..} = (\mu_i - \mu_{.}) + (\bar{\varepsilon}_{i.} - \bar{\varepsilon}_{..})$$

وبتربيع الطرفين وإدخال Σ على الطرفين نحصل على:

$$\sum_{i=1}^{k} (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^{k} (\mu_i - \mu_{.})^2 + \sum_{i=1}^{k} (\bar{\varepsilon}_{i.} - \bar{\varepsilon}_{..})^2$$

وبأخذ التوقع للطرفين نحصل على:

$$E\left[\sum_{i=1}^{k} (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2\right] = E\left[\sum_{i=1}^{k} (\mu_i - \mu_{.})^2\right] + E\left[\sum_{i=1}^{k} (\bar{\varepsilon}_{i.} - \bar{\varepsilon}_{..})^2\right] \dots\dots (14-3)$$

وبما أننا نرغب في إيجاد $E\left[\sum_{i=1}^{k}(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2\right]$ فإننا نحتاج لإيجاد القيمة المتوقعة لكل حد في الطرف الأيمن من المعادلة 14على حدا وكالآتي:

أولاً: $\mathbf{E\left[\sum_{i=1}^{k}(\mu_i - \mu_.)^2\right]}$:

$$E[(\mu_i - \mu_.)^2] = \sum_{i=1}^{k}(\mu_i - \mu_.)^2 \dots\dots\dots\dots (15-3)$$

ثانياً: $\mathbf{E\left[\sum_{i=1}^{k}(\bar{\varepsilon}_{i.} - \bar{\varepsilon}_{..})^2\right]}$:

من المعلوم أن التباين الإعتيادي لأي عينة يعطي بالعلاقة التالية:

$$\sum_{i=1}^{k}(\bar{\varepsilon}_{i.} - \bar{\varepsilon}_{..})^2 \Big/ n-1$$

حيث: $\bar{\varepsilon}_{..}$ هو متوسط الـn حداً وفقاً للمعادلة 13 وبالإضافة إلى ذلك نعلم أن التباين العينة مقدر غير متحيز لتباين المتغير، حيث المتغير هنا هو $\bar{\varepsilon}_{i.}$ ولكن من المعادلة 12 فإن $\bar{\varepsilon}_{i.}$ ماهو إلا متوسط n حداً من الحدود الخطأ المستقلة وهكذا نجد أن:

$$\sigma^2\bar{\varepsilon}_{i.} = \sigma^2\left(\frac{\bar{\varepsilon}_{i.}}{n}\right) = \frac{\sigma^2}{n}$$

عليه فإن:

$$E\left[\sum_{i=1}^{k}(\bar{\varepsilon}_{i.} - \bar{\varepsilon}_{..})^2 \Big/ k-1\right] = \frac{\sigma^2}{n}$$

وبالتالي:

$$E\left[\sum_{i=1}^{k}(\bar{\varepsilon}_{i.}-\bar{\varepsilon}_{..})^2\Big/k-1\right]=\frac{(k-1)\sigma^2}{n}\ \ldots\ldots..(16-3)$$

ثالثاً: $\mathbf{E\left[2\sum_{i=1}^{k}(\mu_i-\mu_.)\,(\bar{\varepsilon}_{i.}-\bar{\varepsilon}_{..})\right]}$:

$$E\left[2\sum_{i=1}^{k}(\mu_i-\mu_.)\,(\bar{\varepsilon}_{i.}-\bar{\varepsilon}_{..})\right]=2\sum_{i=1}^{k}(\mu_i-\mu_.)\,[E(\bar{\varepsilon}_{i.})-E(\bar{\varepsilon}_{..})]$$

وبما أن:

$$[E(\bar{\varepsilon}_{i.})=E(\bar{\varepsilon}_{..})]=0$$

عليه فإن:

$$2\sum_{i=1}^{k}(\mu_i-\mu_.)\,(\bar{\varepsilon}_{i.}-\bar{\varepsilon}_{..})=0\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(17-3)$$

ومن المعادلة 17و16و15 نحصل على:

$$E\left[\sum_{i=1}^{k}(\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{..})^2\right]=\sum_{i=1}^{k}(\mu_i-\mu_.)^2+\frac{(k-1)\sigma^2}{n}\ \ldots\ldots\ldots.(18-3)$$

وبضرب الطرفين في $\frac{n}{(k-1)}$ نحصل على:

$$E\left[n\sum_{i=1}^{k}(\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{..})^2\Big/k-1\right]$$
$$=n\sum_{i=1}^{k}(\mu_i-\mu_.)^2\Big/k-1+\sigma^2\ \ldots\ldots\ldots.(19-3)$$

ومن المعادلتين 19و18 نستنتج أن:

$$E(MSB) = \sigma^2 + n\sum_{i=1}^{k}(\mu_i - \mu_.)^2 \Big/ k-1$$

ومن هنا نستنتج أن هذا المقدر متحيزاً للمعلمة σ^2 ويكون مقدراً غير متحيزاً إذا كان $E(MSB) = \sigma^2$ وهذا لا يحدث إلا إذا كان المقدار $n\sum_{i=1}^{k}(\mu_i - \mu_.)^2/k-1$ ساوى صفراً، وهذا المقدار اليساوي الصفر إلا إذا كانت الجميع قيم μ_i مساوية للصفر(كل متوسطات المجتمعات تساوية)، وبالتالي لايكون هذا المقدار مقدراً جيداً للتباين σ^2 إلا إذا كان فرض العدم H_0 الذي ينص على تساوي متوسطات المجتمعات صحيحاً. وبمقارنة التباينين المقدرين بإستخدام إختبار F نستطيع أن نعرف ما إذا كان الإختلاف بينهما ذا معنوية أو ليس ذا معنوية (الكيخيا، 2007م).

3-22-2: تجزئة التباين الكلي:

في الإسلوب تحليل التباين ذا الإتجاه الواحد نقوم بتجزئة التغير أو الإختلاف، أي التباين الكلي في البيانات إلى مكوناته الأساسية، فمثلاً إذا أخذنا أي قيمة من مجموعة البيانات (القيم المشاهدات) الخاصة بكل العينة ولتكن Y_{ij} فسنجد إختلاف أو إنحراف لهذه القيم عن وسطها الحسابي لمجموعة البيانات $\overline{Y}_{..}$. يمكن تجزئته إلى نوعين من الإختلاف، إختلاف بين القيمة Y_{ij} ومتوسط العينة التي تحتوي على هذه القيمة وبسبب الإختلاف أو التباين غير معروف وهو ما يطلق عليه الخطأْ العشوائي، وإختلاف بين الوسط الحسابي $\overline{Y}_{i.}$ للعينة التي تحتوي هذه القيمة والوسط الحسابي العام لكل البيانات $\overline{Y}_{..}$ أي أنه يمكن تجزئة الإنحراف الكلي $\left(Y_{ij} - \overline{Y}_{..}\right)$ إلى حركتين كما يلي:

$$Y_{ij} - \overline{Y}_{..} = \left(Y_{ij} - \overline{Y}_{i.}\right) + (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})$$

وبتربيع وجمع الطرفين بالنسبة إلى (i،j) نحصل على:

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(\mathrm{Y_{ij}}-\overline{\mathrm{Y}}_{..}\right)^{2}=\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(\mathrm{Y_{ij}}-\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}\right)^{2}+\sum_{i=1}^{k}n_{i}(\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}-\overline{\mathrm{Y}}_{..})^{2}$$

ويقيس المقدار $\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(\mathrm{Y_{ij}}-\overline{\mathrm{Y}}_{..}\right)^{2}$ الإختلاف أو التباين الكلي لمجموع كل القيم المشاهدة في البيانات ويطلق عليه مجموع المربعات الكلية The Total Sum of Squares ويمز له بالرمز SST (جونسون وآخرون، 1998م).

أي أن:

$$\mathrm{SST}=\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(\mathrm{Y_{ij}}-\overline{\mathrm{Y}}_{..}\right)^{2}\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots.(20-3)$$

ويمكن تجزئة SST إلى مكوناتها الأساسية كما يلي:

وبإضافة وطرح $\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}$ إلى الطرف الأيمن من المعادلة 20 نحصل على:

$$\mathrm{SST}=\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{k}}\sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{ni}}\left[\left(\mathrm{Y_{ij}}-\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}\right)-(\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}-\overline{\mathrm{Y}}_{..})\right]^{2}$$

$$=\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{k}}\sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{ni}}\left[\left(\mathrm{Y_{ij}}-\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}\right)^{2}+(\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}-\overline{\mathrm{Y}}_{..})^{2}+2\left(\mathrm{Y_{ij}}-\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}\right)(\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}-\overline{\mathrm{Y}}_{..})\right]$$

$$=\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{k}}\left[\sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{ni}}\left(\mathrm{Y_{ij}}-\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}\right)^{2}+\mathrm{n_i}(\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}-\overline{\mathrm{Y}}_{..})^{2}+2\sum_{\mathrm{i}=1}^{\mathrm{k}}\left(\mathrm{Y_{ij}}-\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}\right)(\overline{\mathrm{Y}}_{\mathrm{i.}}-\overline{\mathrm{Y}}_{..})\right]$$

وبملاحظة أن:

$$\sum_{i=1}^{k}\left(Y_{ij}-\overline{Y}_{i.}\right)=0$$

عليه فإن:

$$SST=\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(Y_{ij}-\overline{Y}_{i.}\right)^{2}+\sum_{i=1}^{k}n_{i}\,(\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{..})^{2}$$

أي أن:

$$SST = SSW + SSB$$

ومنها يمكن الحصول على SSW وكالآتي:

$$SSW = SST - SSB$$

درجة الحرية الخاصة بالإختلاف الكلي (التباين الكلي) هي مقام تباين العينة التي تشمل كل مجموعة البيانات، أي عند إعتبار أن كل العينات تم التعامل معها كعينة واحدة، مساوي العدد الكلي للقيم مطروحاً منه الواحد الصحيح، أي درجة الحرية تساوي $(n_T - 1)$ ويمكن تجزئة درجات الحرية الكلية كالآتي:

$$n_T - 1 = (k - 1) + (n_T - k)$$

3-22-3: إختبار معنوية النموذج:

إن إحصائية الإختبار المستعملة في الإختبار الخاصة بمعنوية نموذج تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد هي النسبة التباين بين العينات SSB والتباين داخل العينات SSW وتسمى هذه النسبة بقيمة F وتحسب من الصيغة التالية:

$$F = \frac{MSB}{MSW} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots. (21-3)$$

وهي تتبع توزيع F بدرجات الحرية $(k-1)$ للبسط و $(n_T - k)$ للمقام وتستخدم لإختبار الفرضية:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 + \cdots + \mu_k$$

ضد

H_1: ليس كل متوسطات المجتمعات متساوية

وعندما يكون H_0 صحيحاً فإن المقدر MSB تكون هو الآخر مقدراً جيداً، وبالتالي تتوقع أن تكون قيمة MSB مساوية لقيمة MSW أو قريبة منها، أي أنه إذا كان H_0 صحيحاً ستكون القيمة المشاهدة لإحصائية الإختبار F تساوي الواحد الصحيح أو قريبة منه، أما إذا كانت القيمة المشاهدة لإحصائية الإختبار F أكبر بكثير من الواحد صحيح، فهذا يعني قيمة MSB أكبر من قيمة MSW، أي يوجد تباين (إختلاف) كبير بين المتوسطات العينات. ويمكن القول بأننا نستطيع أن نرفض فرض العدم H_0 إذا كانت القيمة المشاهدة (المحسوبة) لإحصائية F أكبر من القيمة الحرجة (الجدولية)، أي عندما تكون $F \geq F_{\propto,(k-1),(n_T - k)}$.

3-22-4: خطوات إختبار تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد حالة عدم تساوي العينات:

1.حساب المتوسطات الحسابية للعينات حيث:

$$\overline{Y}_{i.} = \sum_{i=1}^{k} Y_{ij} \Big/ ni$$

2.حساب الوسط الحسابي العام لمجموعة البيانات ككل $\bar{Y}_{..}$ حيث:

$$\bar{Y}_{..} = n_1\bar{Y}_{1.} + n_2\bar{Y}_{2.} + \cdots + n_k\bar{Y}_{k.}/n_T$$

3.حساب مجموع المربعات بين العيناتSSB حيث:

$$SSB = \sum_{i=1}^{k} n_i\,(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^{k} \bar{Y}_{i.}/ni - \frac{(\bar{Y}_{..})^2}{n_T}$$

والكمية $\frac{(\bar{Y}_{..})^2}{n_T}$ تسمى بمعامل التصحيح Correction Factor ويرمز له بالرمز CF أي أن:

$$CF = \frac{(\bar{Y}_{..})^2}{n_T}$$

4.حساب مجموع المربعات الكلية SST حيث:

$$SST = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(Y_{ij} - \bar{Y}_{..}\right)^2 - CF$$

5.حساب مجموع المربعات داخل العينات SSW حيث:

$$SSW = SST - SSB$$

6.نكون جدول تحليل التباين ANOVA ويأخذ الشكل التالي:

جدول (3-3) تحليل التباين الآحادي في حالة عدم تساوي العينات:

مصادر الإختلاف Sources of Variance	درجات الحريةDF	مجموع المربعاتSS	متوسط مجموع المربعاتMSS	قيمة المشاهدة لإحصائية الإختبارF
بين العينات Between Groups	$k-1$	SSB	$MSB = \frac{SSB}{k-1}$	$F = \frac{MSB}{MSW}$
داخل العينات Within Groups	$n_T - k$	SSW	$MSW = \frac{SSW}{n_T - k}$	
المجموعTotal	$n_T - 1$	SST		

7.إتخاذ القرار ويكون بقارنة القيمة المحسوبة (المشاهدة) لإحصائية الإختبار F مع قيمة الجدولية (الحرجة). فإذا كانت $F < F_{\propto}، (k-1)، (n_T - k)$ يكون القرار قبول فرضية العدم H_0. أما إذا كانت $F \geq F_{\propto}، (k-1)، (n_T - k)$ فيكون القرار رفض الفرضية H_0. (الكيخيا، 2007م).

3-22-4: خطوات إختبار تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد حالة تساوي العينات:

إن الخطوات التي يجب إتباعها عند إجراء تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد في حالة تساوي العينات يمكن تلخيصها في الخطوات التالية:

1.حساب المتوسطات الحسابية للعينات حيث:

$$\overline{Y}_{i.} = \sum_{i=1}^{k} Y_{ij} \Big/ n$$

2.حساب الوسط الحسابي العام لمجموعة البيانات ككل $\overline{Y}_{..}$ حيث:

$$\overline{Y}_{..} = n_1\overline{Y}_{1.} + n_2\overline{Y}_{2.} + \cdots + n_k\overline{Y}_{k.}/nk$$

3.حساب مجموع المربعات بين العيناتSSB حيث:

$$SSB = n\sum_{i=1}^{k}(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^{k}\overline{Y}_{i.}/n - \frac{(\overline{Y}_{..})^2}{nk}$$

والكمية $\frac{(\overline{Y}_{..})^2}{nk}$ تسمى بمعامل التصحيح Correction Factor ويرمز له بالرمز CF أي أن:

$$CF = \frac{(\overline{Y}_{..})^2}{nk}$$

4.حساب مجموع المربعات الكلية SST حيث:

$$SST = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}\left(Y_{ij} - \overline{Y}_{..}\right)^2 - CF$$

5.حساب مجموع المربعات داخل العينات SSW حيث:

$$SSW = SST - SSB$$

6.نكون جدول تحليل التباين ANOVA وفي هذه الحالة يأخذ الشكل التالي:

جدول (3-4) تحليل التباين الآحادي في حالة تساوي العينات:

مصادر الإختلاف Sources of Variance	درجات الحريةDF	مجموع المربعات SS	متوسط مجموع المربعاتMSS	قيمة المشاهدة لإحصائية الإختبارF
بين العينات Between Groups	$k - 1$	SSB	$MSB = \frac{SSB}{k-1}$	$F = \frac{MSB}{MSW}$
داخل العينات Within Groups	$k(n - 1)$	SSW	$MSW = \frac{SSW}{k(n-1)}$	
المجموعTotal	$nk - 1$	SST		

7.إتخاذ القرار ويكون بقارنة القيمة المحسوبة (المشاهدة) لإحصائية الإختبار F مع قيمة الجدولية (الحرجة). فإذا كانت $F < F_{\propto،(k-1)،(n_T-k)}$ يكون القرار قبول فرضية العدم H_0. أما إذا كانت $F \geq F_{\propto،(k-1)،(n_T-k)}$ فيكون القرار رفض الفرضية H_0. (الكيخيا، 2007م).

3-22-4: تقدير مكونات التباين

:Estimation The Components of Variation

1.تباين أي مشاهدة في التجربة هو:

$$S^2_{Y_{ij}} = MSW = S^2_p$$

2.تباين متوسط أي معاملة في حالة عدم تساوي العينات هو:

$$S^2_{\overline{Y}_{i.}} = \frac{MSW}{ni} \Rightarrow S_{\overline{Y}_{i.}} = \sqrt{\frac{MSW}{ni}}$$

3.حدي الثقة لمتوسط أي معاملة في حالة عدم تساوي العينات بمعامل ثقة $1 - a$ هما:

$$U،L = \overline{Y}_{i.} \pm t\left(\frac{1-a}{2}،n_T - k\right) * S_{\overline{Y}_{i.}}$$

أما في حالة تساوي العينات فإن:

$$S^2_{\overline{Y}_{i.}} = \frac{MSW}{n} \Rightarrow S_{\overline{Y}_{i.}} = \sqrt{\frac{MSW}{n}}$$

وأن حدي الثقة لمتوسط أي معاملة بمعامل ثقة $1 - a$ هما:

$$U،L = \overline{Y}_{i.} \pm t\left(\frac{1-a}{2}،k(n-1)\right) * S_{\overline{Y}_{i.}}$$

ولما كان الوسط الحسابي للمعاملة في المجتمع هو μ_i فإن:

$$L \leq \mu_i \leq U$$

تسمى فترة الثقة لمتوسط أي معاملة.

وأن:

$$P(L \leq \mu_i \leq U) = 1 - a$$

تسمى إحتمالية الثقة لمتوسط المعاملة في المجتمع، وتفسر على النحو التالية: هنالك ثقة بإحتمال a بأن متوسط معاملة i في المجتمع هو ليس أقل من الحد الأدنى L ولا أكبر من الحد الأعلىU .

4.تباين الفرق بين المتوسطين أي معاملتين $(i،i')$، في حالة عدم تساوي العينات هو:

$$S^2(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{i'.}) = MSW\left[\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_{i'}}\right] \Rightarrow S(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{i'.}) = \sqrt{MSW\left[\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_{i'}}\right]}$$

حيث:

$$i \neq i' ، n_i \neq n_{i'}$$

وأن حدي الثقة بمعامل ثقة $1 - a$ هما:

$$U ، L = (\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{i'.}) \pm t\left(\frac{1-a}{2} ، k(n-1)\right) * S(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{i'.})$$

ولما كان متوسطي المعاملتين $(i ، i')$ للمجتمع هما $\mu_{i'}$ وμ_i فإن فترة الثقة تعرف كالآتي:

$$L \leq \mu_i - \mu_{i'} \leq U$$

وأن:

$$P(L \leq \mu_i - \mu_{i'} \leq U) = 1 - a$$

تمثل إحتمالية الثقة a للفرق وتفسر على النحو التالي: هنالك ثقة بالإحتمالية $1 - a$ بأن الفرق بين متوسطي المعاملتين $i ، i'$ للمجتمع ليس أقل من الحد الأدنى L ولا أكبر من الحد الأعلى U.

5.معامل الإختلاف في التجربة هو:

$$C.V = \sqrt{\frac{MSW}{\overline{Y}_{..}}} * 100$$

(نتر وآخرون، 2000م).

3-23: الإختبارات المقترحة بعد التجربة:

Test Suggested After Experimentation

أن إجراء إختبار F في جدول تحليل التباين يعكس إختباراً عاماً للإختلاف الموجود بين مجموعة المعالجات، فإذا ثبت عدم معنوية قيمة F المحسوبة لإختبار تباين المعالجات فإن

المقارنات المستقلة Comparisons Orthogonal التي حددت قبلإجراء التجربة فقط هي إجراءهاعادةً، أما إذا وجد إختبار F معنوياً فذلك يعني أن متوسطات المعالجات تختلف فيما بينها إختلافاً معنوياً، إلا أن السؤال في هذه الحالة أي المعالجات تختلف عن الأخرى؟ وللإجابة على هذا السؤال تستخدم العديد الإختبارات لمقارنة متوسطات المعالجات والتي تسمى بالإختبارت البعدية أو المقارنات المتعددة (الحسن،1996م).

ملحوظة: حيث الإختبارات البعدية في تحليل التباين لا تجرى إلا عندما يكون للمتغير ثلاثة مستويات أو أكثر (أسامة الربيع، 2007م).

3-24: المقارنات المتعددة Multiple Comparisons:

هناك العديد من الإختبارات التي تجرى لمقارنة متوسطات المعالجات ببعضها للحكم على معنوية الفروق بين متوسط أية معالجة ومتوسط اية معالجة أخرى، فإذا كانت المعالجات في التجربة k فإن عدد الفروق الممكنة بين جميع أزواج المعالجات والتي يجرى إختبارها، أي أن عدد المقارنات الممكنة بين جميع المتوسطات يكون $\frac{k(k-1)}{2}$ (حامد، 2009م).

وتتباين هذه الإختبارات من حيث طبيعتها ودقتها، كما تختلف أيضاً الفرضيات التي تقوم عليها، فبعضها يفترض تباينات متساوية للمجموعين على سبيل المثال، إختبار Tukey ، بينما لايفترض البعض الأخر تباين متساوي على سبيل المثال، إختبار C الذي وضعه Dennett وأكثر إختبارين من الإختبارات إستخداماً إختبار Honestly Significant Different والذي وضعه Tukey ويرمز له بالرمز Tukey HSD وإختبار Scheffe ويعد أكثر حذراً بالنسبة لتقليل المخاطرة بالوقوع في الخطأ في النوع الأول Type 1 Error أي رفض H_0 عندما تكون H_0 صحيحة، ومع ذلك سيكون هذا مقابل تقليل القوة.

والجدير بالذكر أنه يقل إحتمال إستكشاف الفرق المجمعات بإستخدام هذا الإختبار (بلانت، 2006م).

وفي هذه الدراسة سوف نتناول بعض طرق المقارنات المتعددة مثلاً:

1- إختبار أقل فرق معنوي Least Significant Difference.

2- إختبار توكي Tukey Test.

3- إختبار شفي Scheffe .

3-24-2: إختبار أقل فرق معنوي Least Significant Difference:

يسمى إختبار L. S. D أو إختبار t وذلك لأن إختبار الفرق بين متوسطي معاملتين يتم بالإستعانة بإختبار t ويتم حساب قيمة للفرق بين متوسطي أية معاملتين كما يلي:

في حالة تساوي العينات:

$$t = \frac{\bar{y}_i - \bar{y}_{i'}}{S(\bar{y}_i - \bar{y}_{i'})} = \frac{\bar{y}_i - \bar{y}_{i'}}{\sqrt{\frac{2MSW}{n}}} ، i \neq i'$$

أما في حالة عدم تساوي العينات فإن:

$$t = \frac{\bar{y}_i - \bar{y}_{i'}}{\sqrt{MSW\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_{i'}}\right)}} ، n_i \neq n_{i'}$$

ويعتبر الفرق بين متوسطي المعاملين $(\bar{y}_i - \bar{y}_{i'})$ معنوياً إذا وجدت قيمة t المحسوبة متساوية أو أكبر من قيمة قيمة t الجدولية، أي التي نحصل عليها من الجدول توزيع قيمة t بمعرفة مستوى المعنوية المطلوبة ودرجات حرية الخطأ، أي درجات الحرية الخاصة بتباين

الخطأ قيمة قيمة MSW في جدول تحليل التباين وعلى ذلك يمكن إعتبار أن أقل فرق معنوي قيمة L. S. D عند مستوى معنوية قيمة 0.05 بإفتراض تساوي العينات هو:

$$L.S.D_{(0.05)} = t_{0.05} \times S_{(\bar{y}_i - \bar{y}_{i'})} = t_{0.05} \times \sqrt{\frac{2MSW}{n}}$$

3-24-1: الميزات والعيوب لإختبار أقل فرق معنوي:

من ميزاته أنه أكثر طرق إختبار المتوسطات سهولة في إجراءه وهناك بعض العيوب يمكن تلخيصها في الآتي:

إن الإختبار لايمكن إستخدامه أو يعتبر صيحيحاً إلا في حالة معاملتين فقط أما إذا أستخدم لمقارنة جميع الفروق الممكنة بين المتوسطات في تجربة تضم ثلاثة معاملات أو أكثر فبعض الفروق تقرر معنويتها بطريقة غير صحيحة، أي أن الإختبار بين معنويتها في نفس الوقت التي تكون فيه غير معنوية عند مستوى المعنوية المحدد ويرجع السبب في ذلك إلى أن مستوى المعنوية المرتبط بالإختبار بطريقة عشوائية يؤدي إلى رفع مستوى المعنوية تلقائياً، ويزداد هذا الإرتفاع بإزدياد عدد المعالجات وخاصة عند مقارنة المتوسطات المتطرفة بعد ترتيب مجموعة من المتوسطات تصاعدياً أو تنازلياً تبعاً لقيمتها، فمثلاً إذا كان مستوى المعنوية المحدد لإجراء الإختبار هو0.05 في التجربة تضم خمسة معالجات وجد أنه في حالة مقارنة أعلى متوسط بأقل متوسط فإن مستوى المعنوية يرتفع تلقائياً من 0.05 إلى 0.27 أما إذا كانت التجربة تضم 10 معالجات فإن الإرتفاع في المعنوية يصل إلى 0.59 وهكذا ترتفع درجات الخطأ في إتخاذ

القرارات، فينصح بأن يستخدم هذا الإختبار فقط في حالة وجود معاملتين فقط (حامد، 2009م).

3-24-3: إختبار توكي Tukey Test:

في هذا الإختبار تستخدم قيمة إحصائية واحدة لإختبار الفروق بين متوسطات المعالجات وتسمى هذه القيمة بالفرق المعنوي الأمين Honestly Significant Different ويرمز له بالرمز H. S. D ويحسب كما يلي:

$$H.S.D = S_{\bar{y}_i} \times Q_k$$

وتتلخص خطوات إجراء هذا الإختبار في الآتي:

1- تقدير قيمة الخطأ القياسي لأية معالجة حيث:

$$S_{\bar{y}_i} = \sqrt{\frac{MSW}{n}}$$

أما في حالة عدم تساوي العينات فإن:

$$S_{\bar{y}_i} = \sqrt{\frac{MSW}{n_i}}$$

2- إستخراج قيمة Q_k من جدول Q عند مستوى المعنوية المطلوب للإختبار وبمعرفة عدد المعالجات في التجربة وعدد درجات الحرية للخطأ التجريبي.

3- نحسب قيمة H. S. D من المعادلة السابقة.

4- نقارن الفرق بين المتوسطات بقيمة H. S. D لتقدير معنويتها. فإذا كان الفرق مساويً لقيمة H. S. D أو زاد عنها دل ذلك على الفرق في تأثير المعالجتين معنوياً. أما إذا قل عنها فيعني ذلك عدم إختلاف تأثير المعالجتين.

3-24-4: إختبار شفي Scheffe Test:

يشبه هذا الإختبار كلاً من الإختبارين السابقين في إعتماد على قيمة إحصائية واحدة لمقارنة الفروق بين أزواج متوسطات المعالجات. ويعتمد هذا الإختبار على العلاقة بين قيمة F و t حيث أن قيمة t في حالة معالجتين تساوي $\sqrt{F}$ وعلى ذلك فيمكننا التعبير عن المعادلة $H.S.D$ السابقة كما يلي:

$$H.S.D = \sqrt{2} \times \sqrt{F} \times S_{\bar{y}_i}$$

ولقد قام Scheffe بإستخدام هذه العلاقة وطبقها بالنسبة لأي عدد من المعالجات حيث حسب قيمته الإحصائية التي يستخدمها لمقارنة الفروق بين المتوسطات كما يلي:

$$\text{Scheffe's Value} = \left(\sqrt{2}\right) \times \left(\sqrt{(k-1)\left(F_{(0.05)}\right)}\right) \times S_{\bar{y}_i}$$

حيث K: عدد المعالجات.

ولبيان معنويةالفروق بين متوسطات أزواج المعالجات تقارن قيمة Scheffe مع هذه الفروق، فإذا كان الفرق مسوياً للقيمة Scheffe أو زاد عنها دل ذلك على وجود فرق معنوي بين المعالجتين. أما إذا كان الفرق بين المعالجتين أقل من قيمة Schefef فإن الفرق يكون غير معنوي (حامد، 2009م).

3-25: إختبارات الكشف عن تجانس التباين:

3-25-1: إختبار بارتليت Bartlett Test:

يستخدم هذا الإختبار لإختبار فرضية تساوي التباينات التالي:

$$\left.\begin{aligned} H_0 &= \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots \sigma_k^2 \\ H_1 &= \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \cdots \sigma_k^2 \end{aligned}\right\} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots . (28-3)$$

وتتلخص طريقة إجرإ هذا الإختبار في حساب المقياس الإحصائي التالي:

$$B = \frac{\lambda}{c} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (29-3)$$

حيث:

$$\lambda = (n_\tau - k)\log e S_p^2 - \sum_{i=1}^{k}(n_\tau - 1)\log e S_i^2$$

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)}\left[\sum_{i=1}^{k}\frac{1}{n_{i-1}} - \frac{1}{n_\tau - k}\right]$$

وملاحظ أن قيمة λ تكون كبيرة عندما تكون S_i^2 مختلفة فيما بينها. وتساوي صفر في حالة تساوى S_i^2 والتوزيع التقريبي للقيمة B هو توزيع x^2 حيث يتم رفض فرض العدم H_0 إذا كانت $B > x^2\left(1-\propto ، k-1\right)$. وأثبت العديد من الدراسات أن هذا الإختبار حساس جداً لمخالفات إفتراض التوزيع الطبيعي، ويمكن إستخدامه في حالة تساوي العينات أو عدم تساويها (Glaser ،1982م).

3-25-2: تحويل بوكس Box:

هذا الإختبار مبني على إختبار بارتليت المعدل B' والتي تحسب من الصيغة التالية:

$$B' = \frac{f_2 BC}{f_1(A-BC)} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (30-3)$$

$$f_1 = k-1 ، f_2 = \frac{k+1}{C-1} ، A = \frac{f_2}{2-C+\frac{2}{f_2}}$$

ولإختبار الفرضيات البديلة $(3-28)$ تكون قاعدة القرار المناسبة لضبط مخاطرة الخطأ من النوع الأول 1 عند مستوى معنوية a كالآتي:

إذا كانت $B' \leq F\left(1-a ، f_1 ، f_2\right)$ إستنتج H_0

إذا كانت $\left(1-\mathrm{a}، \mathrm{f}_1، \mathrm{f}_2\right) \mathrm{B}' > F$ إستنتج H_0

(نتر وآخرون،2000م).

3-25-3: إختبار هارتلي:

إذا كان لكل من التباينات العينة S_i^2 وعددتها K العدد نفسه من درجات الحرية إي $\mathrm{df}_\mathrm{i} =$ df، فهناك إختبار بسيط يعزي لهارتلي لإختبار الفرضية $(3-28)$ الخاصة بتساوي التباينات. ويعتمد هذا الإختبار بشكل تمام على أكبر تباين عينة $\max\left(\mathrm{S}_\mathrm{i}^2\right)$ وأصغر تباين عينة $\min\left(\mathrm{S}_\mathrm{i}^2\right)$ وإحصائية الإختبار تحسب من الصيغة التالية:

$$\mathrm{H} = \frac{\max\left(\mathrm{S}_\mathrm{i}^2\right)}{\min\left(\mathrm{S}_\mathrm{i}^2\right)} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (31-3)$$

وتكون قاعدة القرار المناسبة لضبط مخاطرة الخطأ من النوع الأول عند مستوى المعنويةa هي:

إذا كانت $\mathrm{H} \le \mathrm{H}\left(1-\mathrm{a}،\mathrm{k}،\mathrm{df}\right)$ إستنتج H_0

إذا كانت $\mathrm{H} > H\left(1-\mathrm{a}،\mathrm{k}،\mathrm{df}\right)$ إستنتج H_1

حيث:$\mathrm{H}\left(1-\mathrm{a}،\mathrm{k}،\mathrm{df}\right)$ هو المئين $100(1-a)$ لتوزيع H عندما تكون H_0 صحيحة لK من المجتمعات ودرجات حرية df لكل تباين عينة أي:

$$\mathrm{df} = \mathrm{n} - 1$$

وهذا يعني أن هذا الإختبار يتطلب أن تكون حجم العينات متساوية، أما إذا كانت حجوم العينات غير متساوية ولكنها لاتختلف بشكل كبير فلا يزال بالإمكان إستخدام إختبار هارتلي كإختبار تقريبي، وكما أنه بالغ الحساسية للحيود عن فرضية الطبيعية ويجب عدم إستخدامه في حالة حيود كبيرة عند مخالفة هذه الفرضية (نتر وآخرون، 2000م).

3-25-4: إختبار Cochran:

إقترح Cochran عام 1991م إختباراً للكشف عن تجانس التباين، ويعتمد هذا الإختبار على تباينات العينات كما في الإختبار السابق وإحصائية الإختبار تعطي بالمعادلة التالية:

$$C = \frac{\max\left(S_i^2\right)}{\sum_{i=1}^{k} S_i^2} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3-32)$$

ولإختبار فرضية تساوي التباينات (3-28) تكون قاعدة القرار المناسبة كما يلي:

إذا كانت $C \leq C_a\left(V_1،V_2\right)$ إستنتج H_0

إذا كانت $C > C_a\left(V_1،V_2\right)$ إستنتج H_1

حيث:

$C_a\left(V_1،V_2\right)$: تمثل القيمة الحرجة للإحصاء C التي تستخرج من جدول Cochran بدرجات حرية $V_1 = n - 1$، $V_1 = k$.

ويفترض أن العينات التي عددها K ذات أحجام n_1، n_2، ...، n_k (عدم تساوي حجوم العينات) فيمكن إستخدام أكبر n_i بدلاً من n في حساب درجات الحرية اللأزمة لإيجاد $C_a\left(V_1،V_2\right)$ أي:

$$V_1 = \max(n_i) - 1$$

وهذا يعني أن إختبار Cochran يمكن إستخدامه في حالة تساوي العينات أو عدم تساويها (ثروت محمد، 2006م).

3-26: تأثيرات الحيود عن النماذج:

3-26-1: عدم الطبيعية:

لايشكل نقص الطبيعي، في نموذج التباين المثبت أمراً مهماً طالما كان الحيود عن الطبيعية غير مفرط. ويمكن التنوية في هذا المجال إلى أن تفرطح توزيع الخطأ (سواء أكان أكثر تفرطحاً من التوزيع الطبيعي أم أقل) أكثر أهمية من التواء توزيع الخطأ من حيث التأثير على الإستقراءات. وتكون التقديرات النقطية لمتوسطات مستويات العامل وللمقارنات غير منحازة سواء كانت المجتمعات طبيعية أم لا. ولكن إختبار F لتساوي متوسطات مستويات العامل يتأثر قليلاً بنقص الطبيعية سواء في مستوى المعنوية أو في قوة الإختبار وهكذا يكون الإختبار F منيعاً إزاء الحيود عن الطبيعية. فعلى سبيل المثال، قد يكون مستوى المعنوية المحدد هو 0.05 ولكن مستوى المعنوية الفعلي في حالة توزيع غير الطبيعي للخطأ قد يكون 0.04 أو 0.065 وبصورة تقليدية يكون مستوى المعنوية الذي نحصل عليه في حالة عدم الطبيعية أكثر بقليل من المستوى المحدد، بينما تكون قوة الإختبار أقل بشكل بسيط من القيمة المحسوبة، وكذلك فإن تقديرات الفترة المنفردة لمتوسطات مستويات العامل وللمتضادات وطريقة شيفة للمقارنات المتعددة لا تتأثر أيضاً بشكل كبير بالنقص في الطبيعية طالما كانت حجوم العينات غير مفرطة في صغرها (1959م Scheffe،).

3-26-2: عدم إستقلالية حدود الخطأ:

يمكن أن يكون للنقص في إستقلالية حدود الخطأ خطيراً على الإستقرءات في تحليل التباين وذلك لكل من نماذج التباين المثبتة والعشوائية. وبما أنه من الصعب غالباً تصحيح هذا الخلل فمن المهم تلافية منذ البداية كلما أمكن ذلك وإستخدام التعشية في تلك المرحلة من

الدراسة التي يتوقع أن تقود إلى حيود خطأ مرتبطة يمكن أن يشكل سياسة الضمان الأكثر أهمية، وعلى أي حالة يمكن أن تكون التعشية غير ممكنة في حالة بيانات المشاهدة وفي هذه الحالة عند وجود حيود الخطأ مرتبطة يمكن للمرء أن يعدل النموذج (1959 م Scheffe).

3-27: تحويلات لتثبيت التباينات: [نتر وآخرون، 2000م]

يوجد العديد من الحالات التي تكون فيها تباينات حدود الخطأ غير ثابتة وكل من هذه الحالات يتطلب تحويل مختلفاً لتثبيت التباين.

أولاً: التباين متناسب مع μ_{ij} :

عندما يتغير تباين حدود الخطأ لأي مستوى عامل (ويرمز له برمز σ_i^2) بشكل متناسب مع متوسط العامل μ_i فستنحو إحصائية العينة $S_i^2/\bar{y}_i$ إلى أن تكون ثابتة. وفي مثل هذه الحالة يكون الجذر التربيعي مفيد لتثبيت التباينات أي:

$$Y' = \sqrt{Y} \text{ or } \sqrt{Y} + \sqrt{Y+1}$$

ثانياً: الإنحراف المعياري متناسب مع μ_{ij} :

عندما يكون الإنحراف المعياري لحدود الخطأ لأي مستوى عامل متناسباً مع متوسط، تنحو إحصاءات العينة $S_i^2/\bar{y}_i$ إلى أن تكون ثابتة. وفي هذه الحالة فإن التحويل المفيد لتثبيت التباينات هو التحويل اللوغاثيمي أي:

$$Y' = \log Y$$

ثالثاً: الإنحراف المعياري متناسب مع $\mu_{ij}{}^2$:

عندما تكون الإنحراف المعياري لحد الخطأ متناسب مع مربع متوسط مستوى العامل، ينحو $S_i^2/\bar{y}_i$ إلى أن يكون ثابتاً. وفي هذه الحالة فإن التحويل المناسب هو تحويل المقلوب أي:

$$Y' = 1/Y$$

رابعاً: المتغير التابع نسبة:

أحياناً يكون المتغير المشاهد y_{ij} على شكل نسب. وفي هذه الحالة تكون تباينات حدود الخطأ غير ثابتة إذا كانت النسب مختلفة. والتحويل الملائم في هذه الحالة هو تحويل قوس الجيب أي:

$$Y' = 2\,\arcsin\sqrt{Y}$$

3-28: تحويلات لتصحيح نقص الطبيعية:

عندما تتوزع حدود الخطأ وفق التوزيع الطبيعي ولكن تباينات غير متساوية فإن تحويل البيانات سيدمر الطبيعية. ولكن لحسن الحظ في التطبيقات العلمية يسير نقص الطبيعية وعدم تساوي التباينات جنباً إلى جنب، وبالإضافة إلى ذلك فإن التحويل الذي يساعد في تصحيح نقص تساوي التباينات يكون عادةً فعالاً أيضاً في جعل توزيع حدود الخطأ يقترب من التوزيع الطبيع.

الإختبار مربع كاي (Chi–Square Test)

3–29: تمـــــــهيد:

إختبار مربع كاي (Chi–Square Test) الذي يُعد أحد الطرق المعلمية (parametric Methods) كونه يستند على أحد توزيعات الإحتمالية المتصلة المتمثلة بتوزيع مربع كاي (Chi–Square Distribution) أو إنه يعتمد على خاصية التوزيع الطبيعي (Normal Distribution) أو أي توزيع آخر، يُعد هذه الإختبار من الطرق الإحصائية اللامعلمية (Non–parametric Methods) التي لا تعتمد على معلمات أو مؤشرات إحصائية، بمعنى أخر هي الطرق التي لا تعتمد على خاصية التوزيع الطبيعي أو أي توزيع آخر من التوزيعات الإحتمالية (المنفصلة أو المتصلة) الآنفة الذكر (حسن ياسين 2012م).

ويستخدم إختبار مربع كاي(x^2) لمعالجة الكثير من التطبيقات الإحصائية في الحياة العملية، فهو يُستخدم لإختبار تجانس عدة تقديرات مستقلة لتباين المجتمع أو لإختبار تجانس عدة تقديرات مستقلة لمعاملات الإرتباط البسيط، ولإختبار حُسن المطابقة، وإختبار الإستقلالية الذي ينص العلاقة بين المتغيرين وصفيين أو أحدهما وصفي والآخر كمي، وتكون بياناتها من النوع الثنائي (Binary Data) التي يطلق عليها أحياناً بجداول التوافق (Contingency Table).

وقبل التطرق إلى دراسة آهم إستخدامات هذا الإختبار، ينبغي تسليط الضوء بشيء من التفصيل على توزيع مربع كاي (Chi–Square Distribution) الذي يُعد الأساس النظري لهذا الإختبار، وعلى النحو الآتي:

3–30: مفهوم توزيع مربع كاي Chi–Square Distribution:

إن الآساس النظري لإشتقاق توزيع مربع كاي هو توزيع الطبيعي (Normal Distribution)، وبمعنى آخر إن توزيع مربع كاي مشتق من الدرجة المعيارية (Z) (Standard Score) (حسن ياسين 2012م).

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N\left(0،1\right)$$

عليه تُعد الدرجة المعيارية (Z) متغيراً عشوائياً يخضع للتوزيع الطبيعي المعياري (القياسي) بمتوسط حسابي قدره (صفر) وتباين (1). وبتربيع قيمة الدرجة المعيارية (Z) سنحصل على المتغير (Z^2)، وعند البحث عن التوزيع الإحتمالي للمتغير العشوائي (Z^2) سيتضح بأنه يخضع لتوزيع مربع كاي (χ^2) بدرجة حرية واحد إي إن:

$$\because Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N\left(0،1\right)$$

$$\therefore Z^2 = \left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right)^2 \sim \chi^2_{(1)}$$

عند إختبار عينة عشوائية قوامها (n) من المشاهدات وهي $\left(X_1،X_2، \dots ،X_n\right)$ يمثل مشاهدات العشوائي(X) الذي تخضع للتوزيع الطبيعي بمتوسط حسابي (μ) وتباين (σ^2)، عليه فإن توزيع مربع كاي للمشاهدات أعلا، يمكن الحصول عليه كالآتي:

$$\sum_{i=1}^{n} Z_i^2 = Z_1^2 + Z_2^2 + \cdots + Z_n^2$$

$$= \left(\frac{X_1-\mu}{\sigma}\right)^2 + \left(\frac{X_2-\mu}{\sigma}\right)^2 + \cdots + \left(\frac{X_n-\mu}{\sigma}\right)^2$$

$$= \chi^2_{(1)} + \chi^2_{(1)} + \cdots \chi^2_{(1)}$$

$$= \chi^2_{(n)}$$

من أعلاه يتضح بأن مجموع مربعات الدرجات المعيارية $[\sum z_i^2]$ تخضع لتوزيع مربع كاي بدرجة جرية عددها (n)، أي إن:

$$\sum_{i=1}^{n} Z_i^2 \backsim \chi_{(n)}^2$$

وبإفتراض إن المتغير العشوائي (Y) يمثل $[\sum z_i^2]$، إي إن :

$$Y = \sum_{i=1}^{n} Z_i^2 \backsim \chi_{(n)}^2$$

وفي ضوء ماتقدم، فإن دالة التوزيع الإحتمالي للمتغير العشوائي (Y) الذي يخضع لتوزيع مربع كاي بدرجة حرية (n) تكتب كالآتي:

$$f(Y) = \frac{1}{\left(\frac{n}{2}-1\right)!\ 2^{\frac{n}{2}}}\ .Y^{\frac{n}{2}-1}.e^{\frac{Y}{2}} \qquad ،Y > 0$$

حيث إن:

n: تمثل معلمة التوزيع وتسمى درجات حرية التوزيع.

e: تمثل أساس اللوغارثيم الطبيعي.

ويتصف توزيع مربع كاي $\left[x_{(n)}^2\right]$ بالخصائص الآتية:

1- إن قيمة مربع كاي (x^2) موجبة دائماً أي إن$(x^2 > 0)$.

2- إن الوسط الحسابي(μ) للتوزيع هو عدد درجات الحرية التوزيع(n).

3- إن التباين (σ^2) للتوزيع هو ضعف عدد درجات الحرية التوزيع$(2n)$.

4- إن الإنحراف المعياري (σ) للتوزيع هو جذر التباين$\left(\sqrt{\sigma^2}\right)$.

5- إن منحنى توزيع مربع كاي (x^2) ملتوي نحو اليمين (إلتواء موجب).

6- عندما يكون عدد الحرية $(n > 30)$ فإن توزيع مربع كاي (x^2) يقرب من التوزيع الطبيعي المعياري (Z) بمتوس (صفر) والتباين(1). حيث يمكن إيجاد القيم الحرجة لتوزيع مربع كاي (x_α^2) في هذه الحالة وفقاً للصيغة الآتية:

$$x_\alpha^2 = n\left[1 - \frac{Z}{9n} + Z_\alpha\left\{\sqrt{\frac{n}{9n}}\right\}\right]^3$$

حيث إن:

Z_α: قيمة (Z) يتم إستخراجها من جدول التوزيع الطبيعي المعياري، عند مستوى المعنوية(α).

يلاحظ بأن المتغير العشوائي (x^2) لايمكن أن يكون سالباً وبالتالي لا يمتد إلى يسار الصفر وإذا كانت درجات الحرية أكبر من 2 فإن لتوزيع مربع كاي(x^2) منوال واحد ويكون ملتوياً نحو اليمين وكلما زادت درجات الحرية قل الإلتواء (محمد حسين، 2012م).

3-31: إختبار الإستقلالية The Independence Test:

يُعد إختبار الإستقلالية من آهم إختبارات توزيع مربع كاي(x^2) ويُستخدم هذا الإختبار للكشف عن العلاقة بين متغيرين (X)و(Y) وصفيين أو أحدهما وصفي والآخر كمي، حيث يُشترط في هذا الإختبار أن تكون بيانات المتغيرين من النوع الثنائي (Binary Data). ولتوضيع هذا النوع من الجداول، دعنا نفترض وجود توزيع تكراري مزدوج لمتغيرين وصفيين، صفوف هذا التوزيع البالغ عددها (n) تمثل تصنيفات المتغير (X)، أما أعمدة التوزيع البالغ عددها (m) فإنها تمثل تصنيفات المتغير (Y) والجدول التالية يوضع الشكل العام لجدول التوافق من درجة $(n * m)$:

جدول (5-3)

تصنيفات التغير (X)	تصنيفات المتغير (Y)						
	Y_1	Y_2	$\cdots$	Y_j	$\cdots$	Y_m	
X_1	O_{11}	O_{12}	$\cdots$	O_{1j}	$\cdots$	O_{1m}	T_1
X_2	O_{21}	O_{22}	$\cdots$	O_{2j}	$\cdots$	O_{2m}	T_2
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$
X_i	O_{i1}	O_{i2}	$\cdots$	O_{ij}	$\cdots$	O_{im}	T_i
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$
X_n	O_{n1}	O_{n2}	$\cdots$	O_{nj}	$\cdots$	O_{nm}	T_n
المجموع	$T_{.1}$	$T_{.2}$	$\cdots$	$T_{.j}$	$\cdots$	$T_{.m}$	T

حيث إن:

O_{ij}: يمثل التكرار المشاهدة، حيث إن $\left[i = 1،2، \dots ،n \quad ، \quad j = 1،2، \dots ،m\right]$.

ويعرف التكرار المشاهدة بأنه: "التكرار الفعلي المشترك للتصنيف (i) للمتغير (X) مع التصنيف (j) للمتغير (Y)".

T_i: مجموع التكرارات المشاهدة للتصنيف (i) للمغير (X) ولجميع تصنيفات المتغير (Y).

$T_{.j}$: مجموع التكرارات المشاهدة للتصنيف (j) للمغير (Y) ولجميع تصنيفات المتغير (X)

T: مجموع التكرارات المشاهدة الكلية في جدول التوافق.

وكما نعلم إن إختبار مربع كاي (x^2) هو من الإختبارات المعلمية كونه يستند على توزيع مربع كاي أحد التوزيعات الإحتمالية المتصلة، إلى جانب ذلك يُعد إختبار مربع كاي (x^2) أحد أنواع الإختبارات اللامعلمية (N0n-parametric Tests) الذي يُستخدم لمعالجة بيانات المتغيرات الوصفية من النوع الثنائي (Binary Data)، علماً بان الإختبار يكون من الجانب

الأيمن دائماً. في ضوء ما تقدم، ينبغي تحقق الشروط التالية في الجدول التوافق قبل إجراء إختبار مربع كاي(x^2):

1- أن تكون مجموع التكرارات المشاهدةO_{ij} في جدول التوافق مساوٍ إلى مجموع التكرارات المتوقعةE_{ij}، أي إن:

$$\sum_{i}^{n}\sum_{j}^{m} O_{ij} = \sum_{i}^{n}\sum_{j}^{m} E_{ij}$$

2- أن لا تقل عدد المشاهدات جدول التوافق عن (50) خمسين مشاهدة، نظراً لان توزيع إحصاء الإختبار (x^2) قد أشتق للعينات الكبيرة.

3- يجب أن تكون تصنيفات كل متغير من متغيرات جدول التوافق(X)و(Y) مستقلة عن بعضها، بمعنى آخر ينبغي أن تنتمي كل مشاهدة لتصنيف واحد من تصنيفات المتغيرين.

4- يجب أن تكون عدد المشاهدات في أية خلية من خلاية جدول التوافق (5) مشاهدات فأكثر، أي إن $(5 \geq O_{ij})$، وفي حالة وجود أحد التكرارات أقل من (5) ينبغي دمج الصف أو العمود الذي يقع فيه هذه التكرار مع الصف أو العمود اللاحق أو السابق له، لضمان الحصول على تكرار مساوٍ إلى (5) أو أكثر.

وتتلخص خطوات هذا الإختبار بما يأتي:

1- تحديد فرضية الإحصائية المطلوب إختبارها كالآتي:

H_0: لاتوجد علاقة بين تصنيفات المتغيرين(X)و(Y).

H_1: توجد علاقة بين تصنيفات المتغيرين(X)و(Y).

2- تحديد مستوى المعنوية (α).

3- حساب إحصائية (x^2) وفقاً للصيغة الآتية:

$$\sum_{i}^{n}\sum_{j}^{m}\frac{\left(O_{ij}-E_{ij}\right)^2}{E_{ij}}$$

حيث يتم حساب التكرارات المتوقعة $\left(E_{ij}\right)$، وفقاً للصيغة الآتية:

$$E_{ij}=\frac{T_{i.}*T_{.j}}{T}$$

إذ إن:

O_{ij}: تمثل التكرار المشاهدة (Observed Frequency) في الصف (i) والعمود(j).

E_{ij}: تمثل التكرار المتوقعة (Expected Frequency) في الصف (i) والعمود(j).

ويُعرف التكرار المتوقعة بأنه: " التكرار المشترك المتوقعة للتصنيف (i) للمتغير (X) مع التصنيف (j) للمتغير (Y)".

4- إستخراج قيمة مربع كاي الجدولية (x_{α}^2) من جداول توزيع مربع كاي بدرجة حرية $[dF=(r-1)(c-1)]$ ومستوى المعنوية(α)، إذ إن:

r: تمثل عدد الصفوف.

c: تمثل عدد الأعمدة.

5- تحديد منطقة رفض فرضية العدم(H_0).

6- قاعدة القرار: يتم رفض فرضية العدم (H_0) عندما يكون قيمة مربع كاي المحسوبة (x^2) أكبر من أو تساوي قيمة مربع كاي الجدولية(x_α^2)، أي إن$(x^2 \geq x_\alpha^2)$، وهذا يعني توجد علاقة بين المتغيرات(X)و(Y)، وبمعنى آخر إن المتغيرين غير مستقلين (مرتبطين)، عند مستوى المعنوية (α)(حسن ياسين 2012م).

32-3: إختبار مقارنة بين عينتين

32-3-1: المـــقدمة:

لعل من الضرورة في البداية التفرق بين ثلاثة أنواع تستخدم لإختبار مقارنة بين مجموعتين:

1-**إختبار مقارنة بين عينتين مستقلتين:** ويستخدم هذا الإختبار عندما تكون المجموعتين أو العينتين غير مرتبطين مثل مقارنة مستوى التحصيل العلمي بين الذكور والإناث.

2-**إختبار مقارنة بين عينتين غير مستقلتين:** ويستخدم هذا الإختبار عندما تكون المجموعتان أو العينتان مترابطتين مثل مقارنة أداة الشركات قبل تطبيق الشاملة وبعد تطبيقها.

3-**تكرار الحدوث في كل حالة:** مثل مقارنة بين عدد من الطلبة الذين يتقنون جهاز موبايل وبين الذين لا يتقنون لدي عينة من طلبة الجامعة.

32-3-2: إختبار مقارنة بين متوسطي مجتمعين مستقلتين:

يستخدم هذا الإختبار لمقارنة متوسطي مجتمعين مستقلين في ضوء متغير تابع أي أن هذا الإختبار يستخدم إذا كان المتغير المستقل له فئتين والمتغير التابع كمي (مستوى أو نسبي)، مثال ذلك مقارنة بين علامات الذكور والإناث في المادة الرياضيات، وبالتالي فمتغير الجنس

مستقل ويقسم إلى مجموعتين، ومتغير التحصيل العلمي في المادة الرياضيات كمي تصاغ فرضيات الدراسة على نحو التالي:

H_0: لاتوجد فروق ذات دلالة إحصائية في التحصيل العلمي لمادة الرضيات تعذى لمتغير الجنس.

H_1: توجد فروق ذات دلالة إحصائية في التحصيل العلمي لمادة الرضيات تعذى لمتغير الجنس.

3-3-32 :العينتين مستقلتين:

لدينا مجتمعان طبيعيان متوسطاهما μ_2 ،μ_1على ترتيب ولهما الإنحراف المعياري σ نفسه.

ويراد مقارنة المتوسطي μ_2 ،μ_1بالإستناد إلى عينتين مستقلتين من المجتمعين:

- العينة الأولى 1: Y_{11}، .... ، Y_{n1}
- العينة الثاني 2: Z_{11}، ... ، Z_{n2}

مقدّرا المتوسطي هما متوسطي العيتين:

$$\overline{Y} = {\sum Y_i}/{n1} \dots\dots\dots\dots (33-4)$$

$$\bar{Z} = {\sum Z_i}/{n2} \dots\dots\dots\dots (34-4)$$

ويكون $\overline{Y} - \overline{Z}$ مقدّرا $\mu_1 - \mu_2$وتأخذ

$$S^2 = \frac{\sum(Y_i - \overline{Y})^2 + \sum(Z_i - \overline{Z})^2}{n1 + n2 - 2} \dots\dots\dots\dots\dots (35-3)$$

$$S^2(\bar{Y}-\bar{Z}) = S^2\left(\frac{1}{n1}+\frac{1}{n2}\right) \dots\dots\dots\dots\dots (36-3)$$

وعندما تؤخذ العينات المستقلتان من المجتمعين طبيعيين لهما الإنحراف المعياري نفسه[تاليف نتر وآخرون ترجمة يس إسماعيل2000م]:

$$t = \frac{[(\bar{Y}-\bar{Z})-(\mu_1-\mu_2)]}{S(\bar{Y}-\bar{Z})} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (37-3)$$

بدرجة حرية $n1+n2-2$

أما في حالة عدم التجانس التباين: $S\bar{Z} = \frac{S^2}{n2}$ $\qquad$ $S\bar{Y} = \frac{S^2}{n1}$

$$t = \frac{[(\bar{Y}-\bar{Z})-(\mu_1-\mu_2)]}{S\bar{Y}+S\bar{Z}} \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (37-3)$$

3-33: العلاقة بين توزيعات الدراسة:

اختصت فقرات الدراسة لهذة الفقرة بإستعراض لأهم توزيعات المعاينة الشائعة الإستخدام في التطبيقات الإحصائية. والتي تربط هذه التوزيعات مع بعضها وهي:

3-33-1: العلاقة بين توزيع t وتوزيع F

تنص هذه العلاقة بما يلي:

إذا كان $t \sim t(n)$ فإن $f = t^2 \sim F(1,n)$

البرهان:

بما أن $f = t^2$، $-\infty < t < \infty$ فإن $-\infty < f < \infty$ وأن $t = \pm\sqrt{f}$

الأن $t = \sqrt{f}$ لقيم $t > 0$ وهذا يعني أن $dt = \frac{1}{2}f^{-\frac{1}{2}}dt$ وأن

(بسبب خاصية تماثل توزيع t)

$$2\int_0^{\infty} g(t)dt = 1 \Rightarrow 2\int_0^{\infty} \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{2\pi}\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}\left(1+\frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} dt = 1$$

$$\Rightarrow 2\int_0^{\infty} \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{2\pi}\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}\left(1+\frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} \frac{1}{2}\mathrm{f}^{-\frac{1}{2}}\mathrm{dt} = 1$$

$$\Rightarrow \int_0^{\infty} \frac{\Gamma\left(\frac{\mathrm{n}+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{\mathrm{n}}{2}\right)}\left(\frac{1}{\mathrm{n}}\right)^{\frac{1}{2}} \frac{\mathrm{f}^{-\frac{1}{2}}}{\left(1+\frac{\mathrm{f}}{\mathrm{n}}\right)^{-\frac{\mathrm{n}+1}{2}}} \mathrm{df} = 1; \qquad \Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = \sqrt{\pi}$$

$$\Rightarrow \int_0^{\infty} \mathrm{g}(\mathrm{f}; \mathrm{n}_1 = 1, \mathrm{n}_2 = \mathrm{n})\mathrm{df} = 1$$

$$\therefore \mathrm{g}(\mathrm{f}) = \frac{\Gamma\left(\frac{\mathrm{n}+1}{2}\right)\left(\frac{1}{\mathrm{n}}\right)^{\frac{1}{2}}}{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{\mathrm{n}}{2}\right)} \frac{\mathrm{f}^{-\frac{1}{2}}}{\left(1+\frac{\mathrm{f}}{\mathrm{n}}\right)^{-\frac{\mathrm{n}+1}{2}}}; \quad 0 < f < \infty$$

وهذا يعني أن $\mathrm{f} = \mathrm{t}^2 \sim \mathrm{F}(1, \mathrm{n})$

أن هذه العلاقة تسمع لنا إستخدام جداول توزيع t كبدئل لجدول توزيع F في حالة كون درجة حرية البسط مساوية للواحد وهذه العلاقة من الناحية العملية هي:

$$0 < \alpha < 1 \mathrm{F}_{1,\mathrm{n}}(1-\alpha) = \mathrm{t}_{\mathrm{n},}^2(1-\alpha)$$

فمثلاً عندما $\mathrm{n} = 10$، $\alpha = 0.05$ فإنه من الجدول توزيع Fعند درجتي حرية (1,10) بإحتمال متراكم $1 - \alpha = 0.95$ نجد أن $\mathrm{F}_{1,10}(0.95)$=4.96 وهذه تمثل في ذات الوقت مربع $t_{10}(0.975) = 2.228$ أي $4.96 \cong 4.963984$ وبشكل خاص فإن قيم العمود الأول من الجدول توزيع F بإحتمال متراكم 0.95 هي إلا مربع العمود الخامس في جداول توزيع t بإحتمال متراكم 0.975.

3-33-2: العلاقة بين توزيع F وتوزيع x^2:

تنص هذه العلاقة بما يلي: إذا كان $f \sim F(n_1, n_2)$ وأن $X = n_1 F$ فإن التوزيع التقاربي الى X عندما $n_2 \sim \infty$ هو توزيع مربع كآي بـ n_1 درجة حرية.

البرهان: أن

$$g(f) = \frac{\Gamma\left(\frac{n_1+n_2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n_2}{2}\right)} . \left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{\frac{n_1}{2}} . \frac{f^{\frac{n_1-2}{2}}}{\left(1+\frac{n_1}{n_2}f\right)^{\frac{n_1+n_2}{2}}}; \quad 0 < f < \infty$$

$$g(f) = A.B.C \Rightarrow \lim_{n_2\to\infty} g(f) = \lim_{n_2\to\infty} A . \lim_{n_2\to\infty} B . \lim_{n_2\to\infty} C$$

$$\therefore \lim_{n_2\to\infty} A = \frac{1}{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}\right)} \lim_{n_2\to\infty} \frac{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}+\frac{n_2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n_2}{2}\right)} = \frac{\left(\frac{n_2}{2}\right)^{\frac{n_1}{2}}}{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}\right)}$$

حيث أن وبشكل عام $\lim_{n_2\to\infty} \frac{\Gamma(n+k)}{\Gamma(n)} = n^k$ وأن $\lim_{n_2\to\infty} B = \lim_{n_2\to\infty} \left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{\frac{n_1}{2}} = \left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{\frac{n_1}{2}}$

وأن $\lim_{n_2\to\infty} C = f^{\frac{n_1-2}{2}} \lim_{n_2\to\infty} \left(1+\frac{n_1}{n_2}f\right)^{\frac{n_1}{2}} . \lim_{n_2\to\infty} \left[\left(1+\frac{n_1}{n_2}f\right)^{n_2}\right]^{-\frac{1}{2}}$

$$\Rightarrow \lim_{n_2\to\infty} B = f^{\frac{n_1-2}{2}} . (1) e^{-\frac{1}{2}n_1 f}$$

$$\lim_{n_2\to\infty} g(f) = \frac{n_1^{\frac{n_1}{2}}}{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}\right) 2^{\frac{n_1}{2}}} . f^{\frac{n_1-2}{2}} . e^{-\frac{1}{2}n_1 f}$$

وحيث أن $X = n_1 F$، $0 < f < \infty$ فإن $0 < x < \infty$. وأن $f = \frac{X}{n_1}$ فإن $\frac{df}{dx} = \frac{1}{n_1}$

عليه فإن $g(f) = \lim_{n_2\to\infty} g(f)_{f=\frac{X}{n_1}} . \left|\frac{df}{dx}\right|$

فإذن $g(f) = \frac{n_1^{\frac{n_1}{2}}}{\Gamma\left(\frac{n_2}{2}\right) 2^{\frac{n_1}{2}}} . \left(\frac{X}{n_1}\right)^{\frac{n_1-2}{2}} . e^{-\frac{1}{2}.x} . \frac{1}{n_1}$

$$\therefore = \frac{1}{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}\right) 2^{\frac{n_1}{2}}} . X^{\frac{n_1-2}{2}} . e^{-\frac{1}{2}.x}; \quad x > 0$$

والدالة الأخير تمثل دالة توزيع مربع كآي بـn_1 درجة حرية. فإن $x =$

$$n_1 . F(n_1, n_2)_{n_2 \to \infty} \sim x^2_{(n_1)}$$

أن هذه العلاقة تسمع لنا إستخدام دالة توزيع مربع كآي كبديل لجدول توزيع F وعندما تكون n_2 كبيرة (نظرياً $n_2 \to \infty$) أي أن

$$x^2_{(n_1)}(1-\alpha) = n_1 . F_{(n_1 , n_2 \to \infty)}(1-\alpha), 0 < a < 1$$

فمثلاً عندما $n_1 = 10$،$n_2 \to \infty$، $\alpha = 0.05$ فإن قيمة F النظرية (من جدول توزيع F) هي 1.83 في حين أن القيمة المقابلة لها في الجدول توزيع مربع كآي هي عند درجة حرية 10 بإحتمال متراكم 0.95 هي 18.3 التي في الحقيقة تمثل $n_1 . F = 10(1.83) = 18.3$. وبشكل خاص فإن قيم الصف الأخير من جداول توزيع F (المقابلة إلى $n_2 \to \infty$) بإجتمال متراكم 0.95 ماهي إلا حاصل قسمة قيم العمود الثالث في الجداول توزيع مربع كآي. عند إحتمال متراكم 0.95 على درجات الحرية المقابلة لها والعكس صحيح أيضاً وكذلك الحال بالنسبة لأي إحتمال متراكم آخر (0.99,0.975,0.90,...) على سبيل المثال لو تطلب الأمر حساب $F_{(10 , 100)}(0.99)$ فإن هذه القيمة غير معرفة في الجدول توزيع F إلا أنه يمكن حسابها من الجدول توزيع x^2 وفق الآتي:

$$F_{(10 , 100)}(0.99) = \frac{x^2_{(10)}(0.99)}{10} = \frac{23.2093}{10} \cong 2.32$$

(هرمز، 1990م)

3-34:إحصاء إيتا تربيع:Evect Size :

ويمكننا حساب حجم التأثير Evect Size ويوجد عدد من الإحصاءات المختلفة لحجم التأثير وأكثرها شيوعاً إحصاء إيتا تربيع ونطاق القيم الذي تتراوح بينه قيم إيتا تربيع هو (1،0) وتمثل هذا الإحصاء نسبة التباين في المتغير المعتمد الذي يفسره ويحدد المتغير المستقل (Kittlr – elal، 2007).

ويتم حساب إيتا تربيع من المعادلة التالية:

$$\eta^2 = \frac{SSB}{SST}$$

والإرشادات التي إفترضها Cohen لتفسير هذه القيمة :

0.01 ≡ تأثير ضيئيل.

0.06 ≡ تأثير معتدل.

0.14 ≡ تأثير كبير.

الفصـــــــل الرابع

(الجانب التطبيـــقي للأسلوب العلمي المستخدم في التحليل)

4-1: تمـــــــهيد:

في هذا الفصل سيتم وصف متغيرات الدراسة للتعرف على طبيعة وسلوك البيانات، كما سيتم تطبيق تحليل التباين ذي الإتجاه واحد ونموذج تحليل الإنحدار المتعدد للإستدلال عن معالم المجتمعات المجهولة، ونموذج جداول المتقاطع وذلك على عينة المتمثلة في بيانات طلاب كلية العلوم _ جامعة السودان والتي بلغ عددها (324) طالب، من بينهم (256) طالب قبول عام، (56) طالب قبول خاص، (4) طالب موازي، (8) طالب تجسير.

4-2: وصف المتغيرات الدراسة:

وسوف نقوم هنا بوصف متغيرات الدراسة من خلال تحليل التباينات العينة بإستخدام برنامج الجداول الالكترونية Excel بالإضافة إلى برنامج التحليل الإحصائي Spss وعرض النتائج في جداول وأشكال التوزيعات التكرارية كما يلي:

4-2-1: وصف بيانات العينة حسب النسبة المئوية

الجدول والشكل (4-1) يوضحان التوزيع التكراري للمجموعات حسب نسبة الشهادة السودانية.

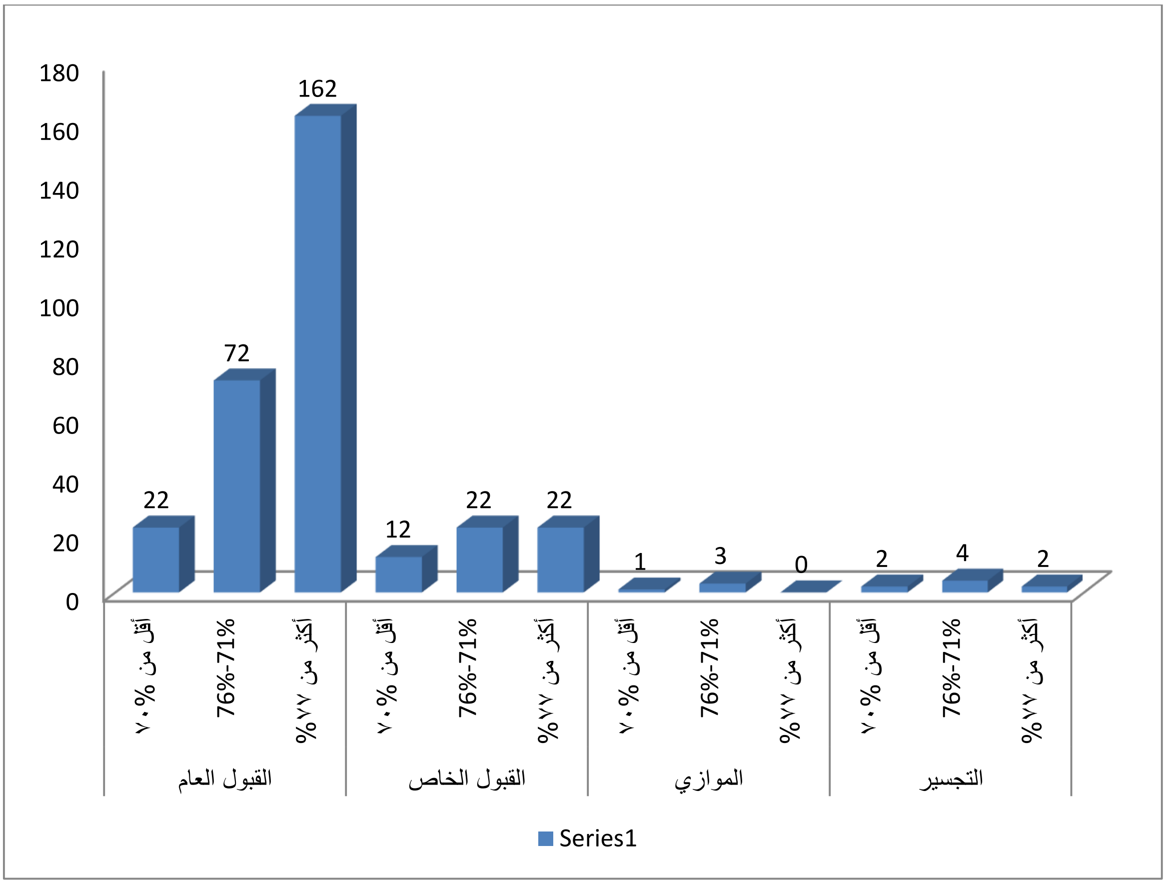
جدول (4-1): التوزيع التكراري للمجموعات حسب النسبة المئوية في الشهادة السودانية:

نوع القبول	الفئات	التكرار	النسبة
القبول العام	أقل من 70%	22	%8.6
	71%-76%	72	%28.1
	أكثر من 77%	162	%63.3
القبول الخاص	أقل من 70%	12	%21.4
	71%-76%	22	%39.3
	أكثر من 77%	22	%39.3
الموازي	أقل من 70%	1	25%
	71%-76%	3	%75
	أكثر من 77%	0	%0
التجسير	أقل من 70%	2	%25
	71%-76%	4	%50
	أكثر من 77%	2	%25

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-1) أعلاه تبين أن غالبية طلاب القبول العام إنحصرت نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (أكثر من 77%) حيث بلغت النسبة 87.5%. بينما إنحصرت النسبة المئوية لطلاب القبول الخاص في الفئة أكثر من 77% حيث بلغت 46.4%. أما بالنسبة لطلاب الموازي فقد إنحصرت نسبهم في الفئة أكثر من 77% حيث بلغت النسبة 75%. بينما إنحصرت النسبة المئوية لطلاب التجسير في الفئة 71%-76% حيث بلغت 50% على توالي. كما يتضح من الشكل البياني (4-1) إن القبول العام تم قبولهم بنسبة أكثر من 77% أعلى من النسبة الطلاب القبول الخاص والموازي والتجسير.

الشكل البياني رقم (4-1): التوزيع التكراري للمجموعات حسب النسبة في الشهادة السودانية:



مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-2: وصف البيانات العينة حسب معدل الفصلي السابق:

جدول والشكل (4-2) يوضحان التوزيع التكراري للمجموعات لدرجات قبول الطلاب قبول العام والخاص والموازي والتجسير، حسب معدل الفصلي السابق.

جدول (4-2): التوزيع التكراري للمجموعات حسب معدل الفصلي السابق:

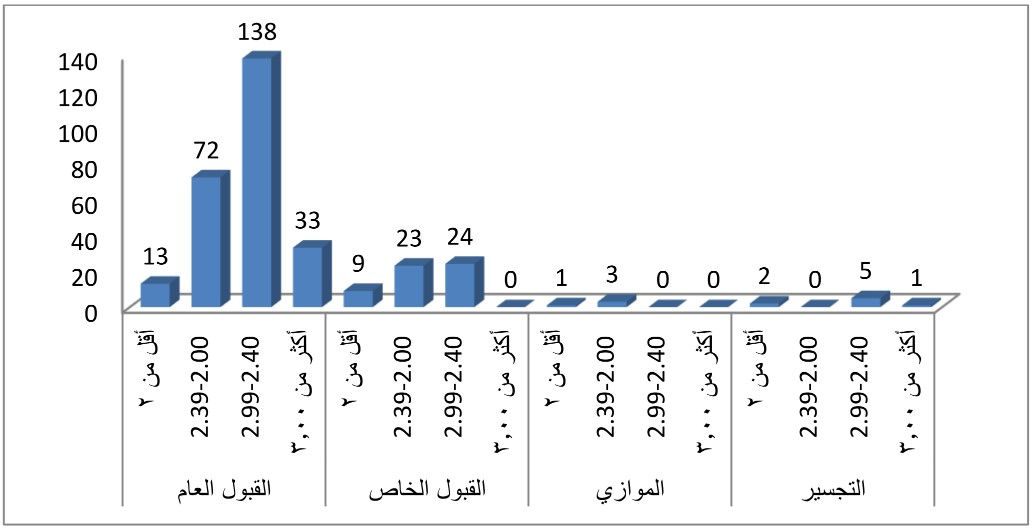
نوع القبول	الفئات	التكرار	النسبة
القبول العام	أقل من 2	13	6.6%
	2.39-2.00	72	30.1%
	2.99-2.40	138	52.3%
	أكثر من 3.00	33	10.9%
القبول الخاص	أقل من 2	9	16.1%
	2.39-2.00	23	41.1%
	2.99-2.40	24	42.9%
	أكثر من 3.00	0	0%
الموازي	أقل من 2	1	25%
	2.39-2.00	3	75%
	2.99-2.40	0	0%
	أكثر من 3.00	0	0%
التجسير	أقل من 2	2	25%
	2.39-2.00	0	0%
	2.99-2.40	5	62.5%
	أكثر من 3.00	1	12.5%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-2) أعلاه تبين أن غالبية طلاب القبول العام إنحصرت معدلاتهم الفصلية الحالي في الفئة (2.40-2.99) حيث بلغت النسبة 53.9%. بينما إنحصرت إنحصرت معدلات الطلاب القبول الخاص في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 42.9%. أما بالنسبة لطلاب الموازي فقد إنحصرت معدلاتهم للفصل الدراسي الحالي في الفئة2.00-2.39 حيث بلغت النسبة 75%. بينما إنحصرت إنحصرت معدلات الطلاب

التجسير في الفئة 2.40–2.99 حيث بلغت 62.5%.نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب قبول العام في هذه الفصل كان أفضل كان أفضل من غيره. كما يتضح من الشكل البياني (4–2) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول ،ثاني) غالبيتهم من الطلاب الموازي والتجسير.

شكل البياني رقم (4–2): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل الفصلي السابق:



المصدر : Excel

4–2–3: وصف البيانات العينة حسب معدل الفصلي الحالي:

جدول والشكل (4–3) يوضحان التوزيع التكراري للمجموعات لدرجات قبول الطلاب قبول العام والخاص والموازي والتجسير، حسب معدل الفصلي الحالي.

جدول (4-3): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل الفصلي الحالي:

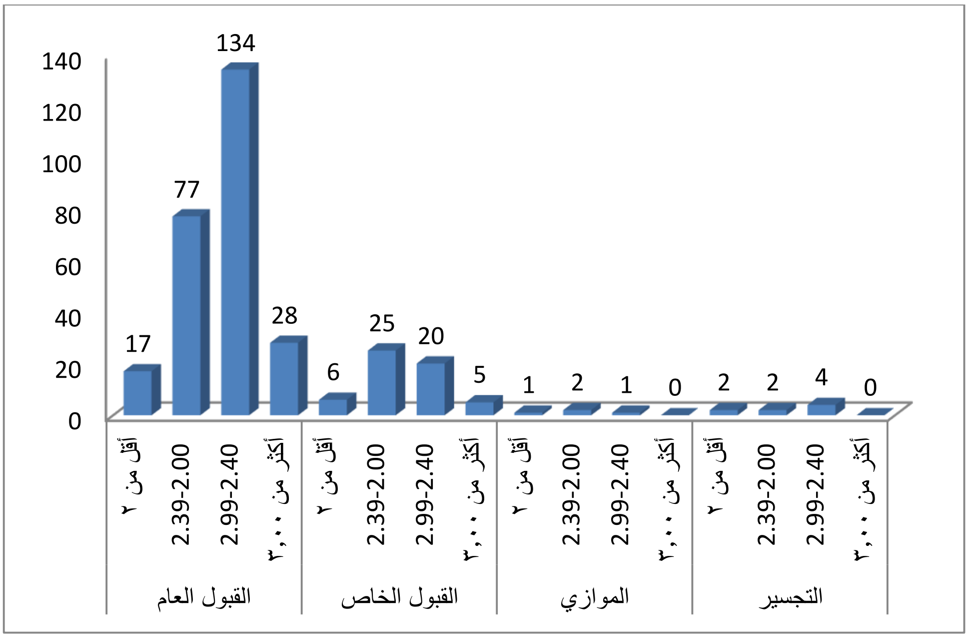
نوع القبول	الفئات	التكرار	النسبة
القبول العام	أقل من 2	17	6.6%
	2.39-2.00	77	30.1%
	2.99-2.40	134	52.3%
	أكثر من 3.00	28	10.9%
القبول الخاص	أقل من 2	6	10.7%
	2.39-2.00	25	44.6%
	2.99-2.40	20	35.7%
	أكثر من 3.00	5	8.9%
الموازي	أقل من 2	1	25%
	2.39-2.00	2	75%
	2.99-2.40	1	25%
	أكثر من 3.00	0	0%
التجسير	أقل من 2	2	25%
	2.39-2.00	2	25%
	2.99-2.40	4	50%
	أكثر من 3.00	0	0%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-3) أعلاه تبين أن غالبية طلاب القبول العام إنحصرت معدلاتهم الفصلية الحالي في الفئة (2.40-2.99) حيث بلغت النسبة 52.3%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب القبول الخاص في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 44.6%. أما بالنسبة لطلاب الموازي فقد إنحصرت معدلاتهم للفصل الدراسي الحالي في الفئة2.00-2.39 حيث بلغت النسبة 50%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب التجسير في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 50%. نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب قبول العام وطلاب الموازي وطلاب التجسير في هذه الفصل متدني مقارنة بالفصل السابق. كما يتضح من الشكل البياني (4-3)

أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) في هذه الفصل غالبيتهم من الطلاب الموازي والتجسير.

الشكل البياني رقم (4-3): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل الفصلي الحالي:



مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-4: وصف بيانات العينة حسب معدل التراكمي:

جدول والشكل (4-4) يوضحان التوزيع التكراري للمجموعات لدرجات قبول الطلاب قبول العام والخاص والموازي والتجسير، حسب معدل الفصلي الحالي.

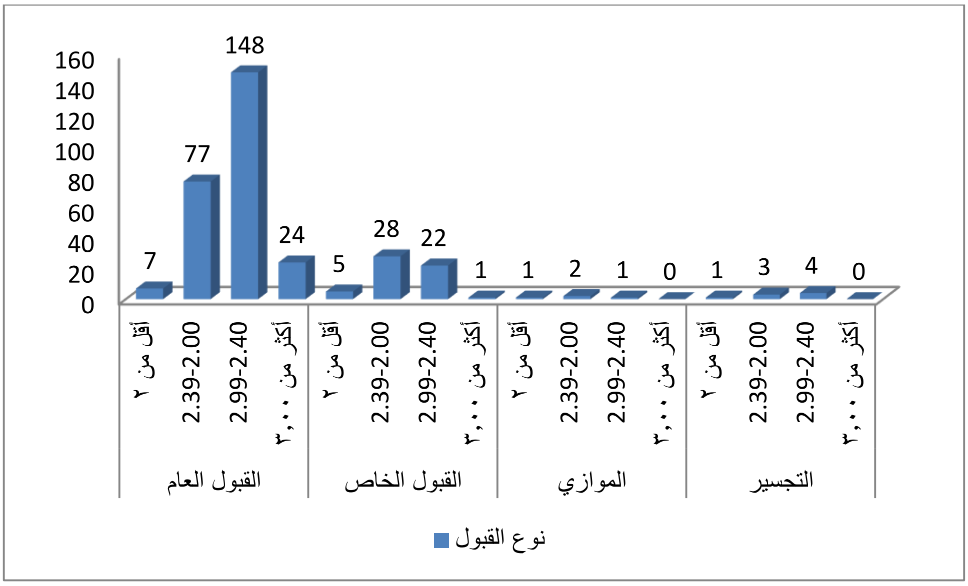
جدول (4-4): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل التراكمي:

نوع القبول	الفئات	التكرار	النسبة
القبول العام	أقل من 2	7	2.7%
	2.39-2.00	77	30.1%
	2.99-2.40	148	57.8%
	أكثر من 3.00	24	9.4%
القبول الخاص	أقل من 2	5	8.9%
	2.39-2.00	28	50%
	2.99-2.40	22	39.3%
	أكثر من 3.00	1	1.8%
الموازي	أقل من 2	1	25%
	2.39-2.00	2	50%
	2.99-2.40	1	25%
	أكثر من 3.00	0	0%
التجسير	أقل من 2	1	12.5%
	2.39-2.00	3	37.5%
	2.99-2.40	4	50%
	أكثر من 3.00	0	0%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-4) أعلاه تبين أن غالبية طلاب القبول العام إنحصرت معدلاتهم الفصلية الحالي في الفئة (2.40-2.99) حيث بلغت النسبة 57.8%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب القبول الخاص في الفئة 2.00-2.39 حيث بلغت 50%. أما بالنسبة لطلاب الموازي فقد إنحصرت معدلاتهم التراكمية في الفئتين 2.00-2.39 و-2.99 2.40 حيث بلغت النسبة 50% و 50% على التولي. بينما إنحصرت إنحصرت معدلات الطلاب التجسير في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 50%. نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب قبول العام أفضل من غيري. كما يتضح من الشكل البياني (4-3) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول ،ثاني) كانت من الطلاب الموازي.

الشكل البياني رقم (4-4): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل التراكمي:



مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-5: وصف بيانات العينة حسب المعدل الفصلي السابق:

جدول والشكل (4-5) يوضحان التوزيع التكراري للمجموعات لدرجات أقسام الطلاب رياضيات وإحصاء وفيزياء وكيمياء ومختبرات فيزياء ومختبرات كيمياء، حسب المعدل الفصلي السابق.

جدول (4-5): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل الفصلي السابق:

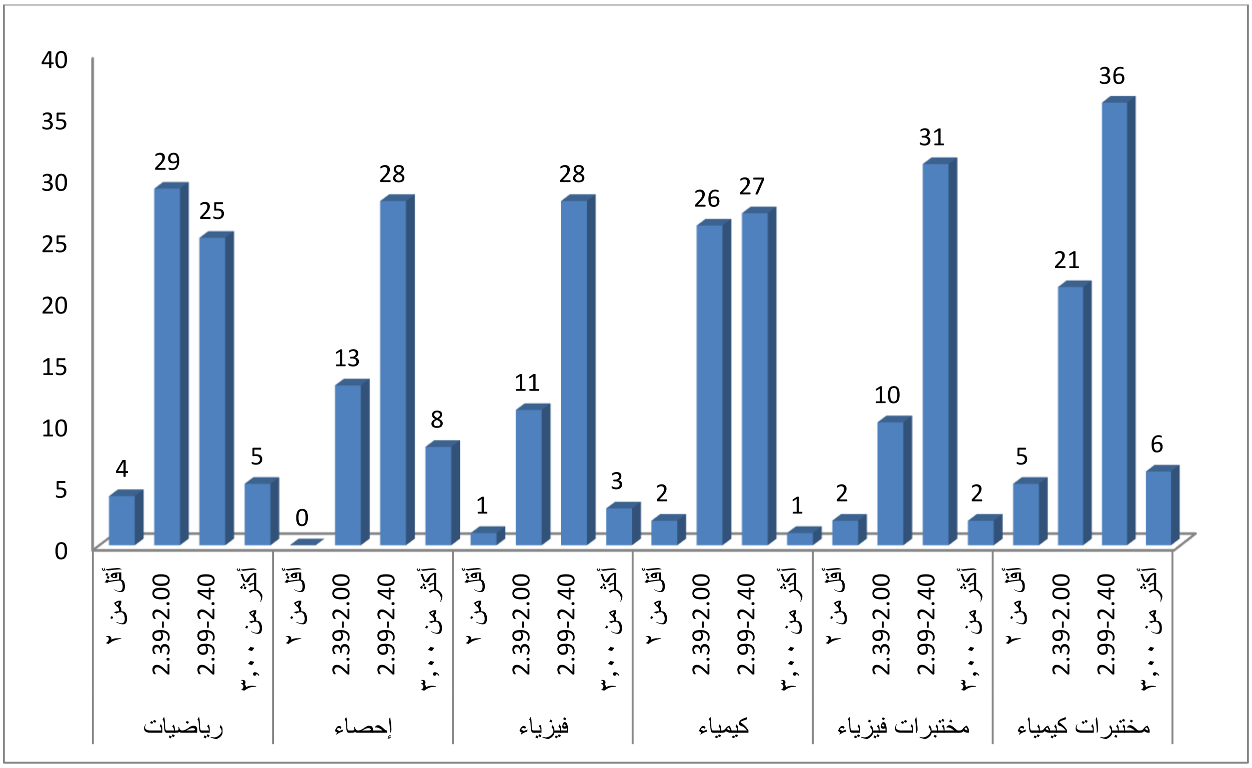
القسم	الفئات	التكرار	النسبة
رياضيات	أقل من 2	4	6.3%
	2.39-2.00	29	46%
	2.99-2.40	25	39.7%
	أكثر من 3.00	5	7.9%
إحصاء	أقل من 2	0	0%
	2.39-2.00	13	26.5%
	2.99-2.40	28	57.1%
	أكثر من 3.00	8	7%%
فيزياء	أقل من 2	1	2.3%
	2.39-2.00	11	25.6%
	2.99-2.40	28	65.1%
	أكثر من 3.00	3	7%

كيمياء	أقل من 2	2	3.6%
	2.39–2.00	26	46.4%
	2.99–2.40	27	48.2%
	أكثر من 3.00	1	1.8%
مختبرات فيزياء	أقل من 2	2	4.4%
	2.39–2.00	10	22.2%
	2.99–2.40	31	68.9%
	أكثر من 3.00	2	4.4%
مختبرات كيمياء	أقل من 2	5	4.3%
	2.39–2.00	21	34%
	2.99–2.40	36	54%
	أكثر من 3.00	6	7.7%

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4–5) أعلاه تبين أن غالبية طلاب قسم رياضيات إنحصرت معدلاتهم الفصلية السابق في الفئة (2.00–2.39) حيث بلغت النسبة 46%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب قسم إحصاء في الفئة 2.40–2.99 حيث بلغت 57.1%. أما بالنسبة لطلاب قسم فيزياء فقد إنحصرت معدلاتهم للفصل الدراسي السابق في الفئة 2.40–2.99 حيث بلغت النسبة 65.1%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب قسم كيمياء في الفئة 2.99– 2.40 حيث بلغت 48.2%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب قسم مختبرات فيزياء في الفئة 2.40–2.99 حيث بلغت 68.9%. أما بالنسبة لطلاب قسم مختبرات كيمياء فقد إنحصرت معدلاتهم للفصل الدراسي السابق في الفئة2.40–2.99 حيث بلغت النسبة 54%. نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب قسم فيزياء في هذه الفصل كان أفضل من أقسام الأخرى. كما يتضح من الشكل البياني (4–2) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) غالبيتهم من الطلاب قسم رياضيات.

الشكل البياني رقم (4-5): التوزيع التكراري للمجموعات حسب معدل الفصلي السابق:



مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-5: وصف بيانات العينة حسب المعدل الفصلي الحالي:

جدول والشكل (4-6) يوضحان التوزيع التكراري للمجموعات لدرجات أقسام الطلاب رياضيات وإحصاء وفيزياء وكيمياء ومختبرات فيزياء ومختبرات كيمياء، حسب المعدل الفصلي الحالي.

جدول (4-6): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل الفصلي الحالي:

القسم	الفئات	التكرار	النسبة
رياضيات	أقل من 2	5	7.9%
	2.39-2.00	26	41.3%
	2.99-2.40	26	41.3%
	أكثر من 3.00	6	9.5%
إحصاء	أقل من 2	1	2%
	2.39-2.00	12	24.5%
	2.99-2.40	27	55.1%
	أكثر من 3.00	9	18.4%

فيزياء	أقل من 2	1	2.3%
	2.39-2.00	9	20.9%
	2.99-2.40	25	58.1%
	أكثر من 3.00	8	18.6%
كيمياء	أقل من 2	8	14.3%
	2.39-2.00	26	46.4%
	2.99-2.40	22	39.3%
	أكثر من 3.00	0	0%
مختبرات فيزياء	أقل من 2	2	4.4%
	2.39-2.00	8	17.8%
	2.99-2.40	31	68.9%
	أكثر من 3.00	4	8.9%
مختبرات كيمياء	أقل من 2	9	13.2%
	2.39-2.00	25	36.8%
	2.99-2.40	28	41.2%
	أكثر من 3.00	6	8.8%

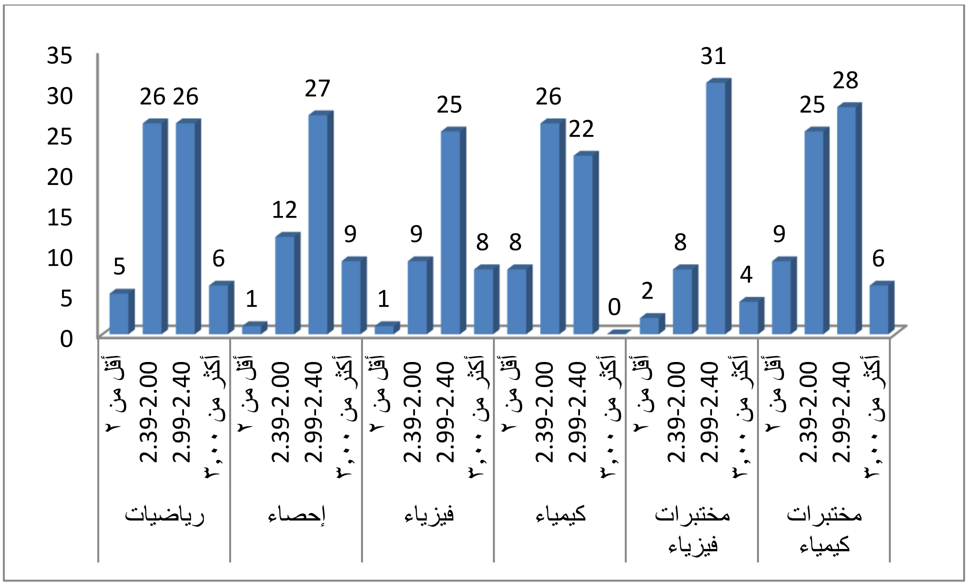
مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-6) أعلاه تبين أن غالبية طلاب قسم رياضيات إنحصرت معدلاتهم الفصلية السابقة في الفئتين (2.00-22.39 و2.40-2.99) حيث بلغت النسبة 41.3% و41.3%على التوالي. بينما إنحصرت معدلات الطلاب قسم إحصاء في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 55.1%. أما بالنسبة لطلاب قسم فيزياء فقد إنحصرت معدلاتهم للفصل الدراسي السابق في الفئة2.40-2.99 حيث بلغت النسبة 58.1%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب قسم كيمياء في الفئة 2.39- 2.00 حيث بلغت 46.4%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب قسم مختبرات فيزياء في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 68.9%. أما بالنسبة لطلاب قسم مختبرات

كيمياء فقد إنحصرت معدلاتهم للفصل الدراسي الحالي في الفئة2.40-2.99 حيث بلغت النسبة 41.2%. نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب قسم فيزياء في هذه الفصل كان أفضل من أقسام الأخرى.

كما يتضح من الشكل البياني (4-6) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) غالبيتهم من الطلاب قسم كيمياء.

الشكل البياني رقم (4-6): التوزيع التكراري للمجموعات حسب معدل الفصلي الحالي:



مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-7: وصف بيانات العينة حسب المعدل التراكمي:

جدول والشكل (4-7) يوضحان التوزيع التكراري للمجموعات لدرجات أقسام الطلاب رياضيات وإحصاء وفيزياء وكيمياء ومختبرات فيزياء ومختبرات كيمياء، حسب المعدل التراكمي.

جدول (4-7): التوزيع التكراري للمجموعات حسب معدل التراكمي:

القسم	الفئات	التكرار	النسبة
رياضيات	أقل من 2	4	6.3%
	2.39-2.00	29	46%
	2.99-2.40	25	39.7%
	أكثر من 3.00	5	7.9%
إحصاء	أقل من 2	0	0%

	2.39-2.00	13	26.5%
	2.99-2.40	28	57.1%
	أكثر من 3.00	8	16.3%
فيزياء	أقل من 2	1	2.3%
	2.39-2.00	11	25.6%
	2.99-2.40	28	65.1%
	أكثر من 3.00	3	7%
كيمياء	أقل من 2	2	3.6%
	2.39-2.00	26	46.4%
	2.99-2.40	27	48.2%
	أكثر من 3.00	1	1.8%
مختبرات فيزياء	أقل من 2	2	44.%
	2.39-2.00	10	22.2%
	2.99-2.40	31	68.9%
	أكثر من 3.00	2	4.4%
مختبرات كيمياء	أقل من 2	5	7.4%
	2.39-2.00	21	30.9%
	2.99-2.40	36	52.9%
	أكثر من 3.00	6	8.8%

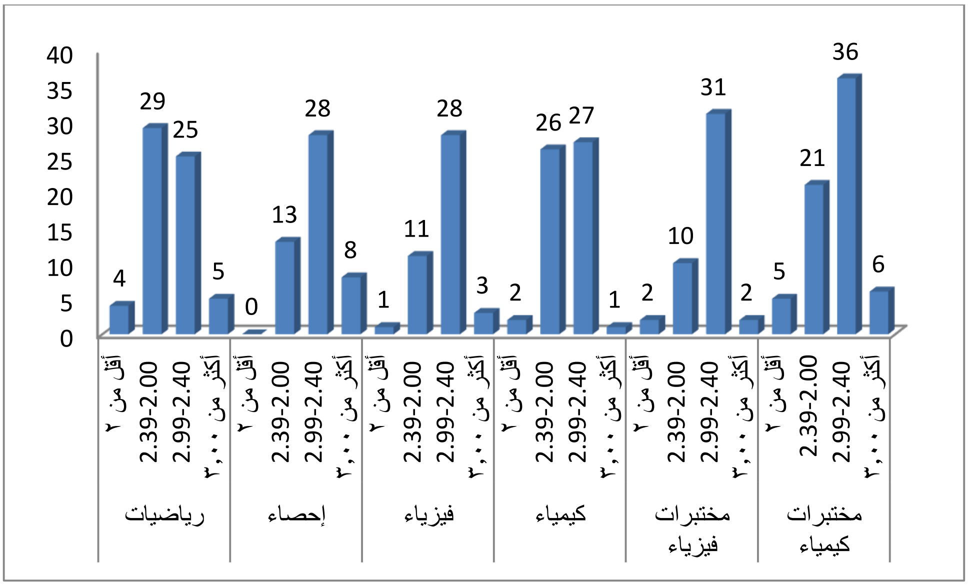
مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-7) أعلاه تبين أن غالبية طلاب قسم رياضيات إنحصرت معدلاتهم التراكمية في الفئة (2.00-22.39) حيث بلغت النسبة 46%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب قسم إحصاء في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 57.1%. أما بالنسبة لطلاب قسم فيزياء فقد إنحصرت معدلاتهم التراكمية في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت النسبة 65.1%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب قسم كيمياء في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 48.2%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب قسم مختبرات فيزياء في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 68.9%. أما بالنسبة لطلاب قسم مختبرات كيمياء فقد إنحصرت معدلاتهم التراكمية في

الفئة2.40-2.99 حيث بلغت النسبة 52.9%. نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب قسم فيزياء كان أفضل من أقسام الأخرى.

كما يتضح من الشكل البياني (4-2) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) غالبيتهم من الطلاب قسم مختبرات كيمياء.

الشكل البياني رقم (4-7): التوزيع التكراري للمجموعات حسب معدل التراكمي:



مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-8: وصف بيانات العينة حسب المعدل التراكمي:

جدول والشكل (4-8) يوضحان التوزيع التكراري لحالة الإجتماعية، حسب معدل التراكمي

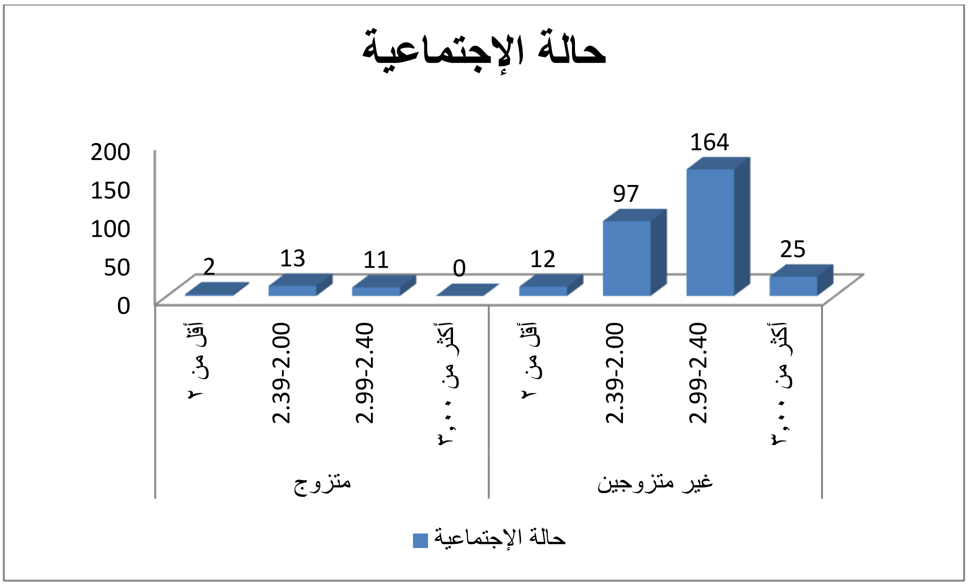
جدول قم (4-8): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل التراكمي:

حالة الإجتماعية	الفئات	التكرار	النسبة
متزوج	أقل من 2	2	7.7%
	2.39-2.00	13	50%
	2.99-2.40	11	42.3%
	أكثر من 3.00	0	0%
غير متزوجين	أقل من 2	12	4.0%
	2.39-2.00	97	32.6%
	2.99-2.40	164	55%
	أكثر من 3.00	25	8.4%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4–8) أعلاه تبين أن غالبية طلاب المتزوجين إنحصرت معدلاتهم الفصلية الحالي في الفئة (2.00–2.39) حيث بلغت النسبة 50%. بينما إنحصرت معدلات الغير متزوجين في الفئة 2.40–2.99 حيث بلغت 55%. .نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب الغير متزوجين أفضل من الطلاب المتزوجين. كما يتضح من الشكل البياني (4–8) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) كانت من الطلاب المتزوجين.

الشكل البياني رقم (4–8): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل التراكمي



مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-9: وصف بيانات العينة حسب المعدل التراكمي:

جدول والشكل (4-9) يوضحان التوزيع التكراري لطبيعة العمل، حسب معدل التراكمي.

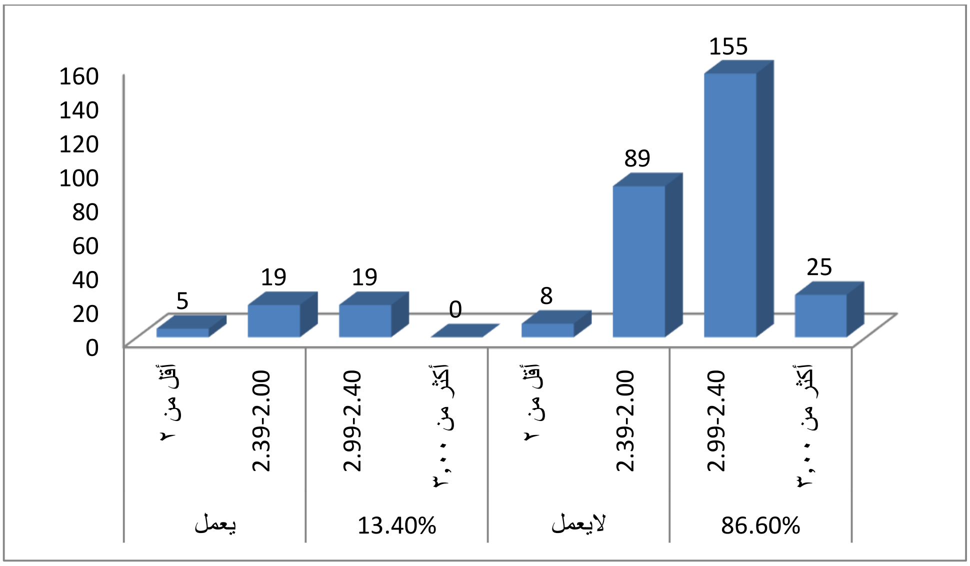
جدول (4-9): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل التراكمي:

طبيعة العمل	الفئات	التكرار	النسبة
يعمل	أقل من 2	5	11.6%
	2.39-2.00	19	44.2%
13.4%	2.99-2.40	19	44.2%
	أكثر من 3.00	0	0%
لايعمل	أقل من 2	8	2.9%
	2.39-2.00	89	32.1%
86.6%	2.99-2.40	155	56%
	أكثر من 3.00	25	7.8%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-9) أعلاه تبين أن غالبية طلاب طبيعة عملهم يعملون إنحصرت معدلاتهم التراكمية في الفئتين (2.40-2.99و2.00-2.39) حيث بلغت النسبة 44.2%، 44.2% على توالي. بينما إنحصرت معدلات الطلاب طبيعة عملهم لايعملون في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 56%..نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب طبيعة عملهم لايعملون كان أفضل تحصيل الطلاب طبيعة عملهم يعملون. كما يتضح من الشكل البياني (4-9) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) كانت من الطلاب طبيعة عملهم يعملون.

الشكل البياني رقم (4-9): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل التراكمي:



مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-10: وصف بيانات العينة حسب المعدل التراكمي:

جدول والشكل (4-10) يوضحان التوزيع التكراري لنوع الطالب، حسب معدل التراكمي.

جدول (4-10): التوزيع التكراري لنوع الطالب حسب المعدل التراكمي:

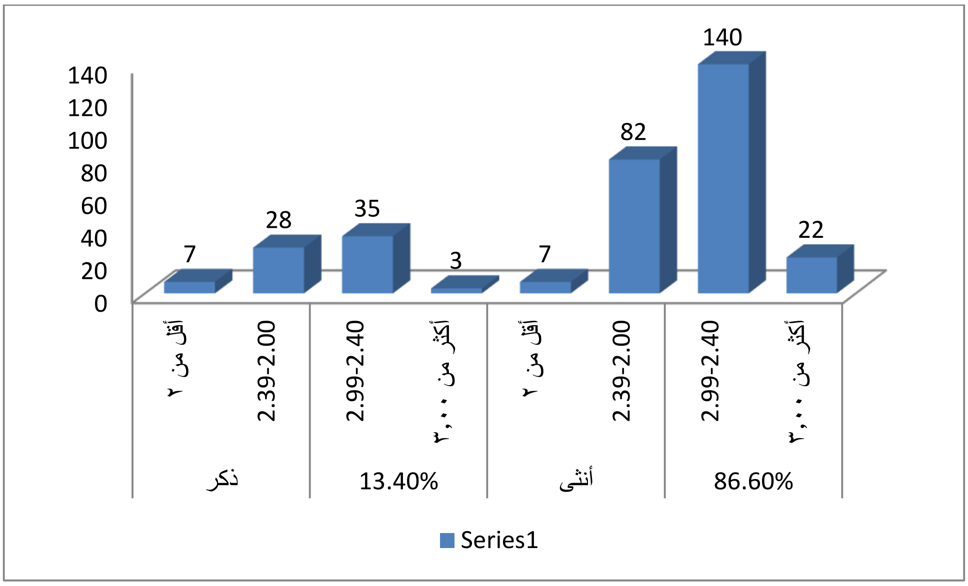
جنس الطالب	الفئات	التكرار	النسبة
ذكر	أقل من 2	7	9.6%
	2.39-2.00	28	38.4%
13.4%	2.99-2.40	35	47.9%
	أكثر من 3.00	3	4.1%
أنثى	أقل من 2	7	28%
	2.39-2.00	82	32.7%
86.6%	2.99-2.40	140	55.8%
	أكثر من 3.00	22	8.8%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-11) أعلاه تبين أن غالبية طلاب ذكور إنحصرت معدلاتهم التراكمية في الفئة (2.40-2.99) حيث بلغت النسبة 47.9%. بينما إنحصرت معدلات الطالبات (الإناث) في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 55.8%. نستنتج من ذلك أن تحصيل

الطالبات كان أفضل تحصيل الطلاب. كما يتضح من الشكل البياني (4-11) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) كانت من الإناث.

الشكل البياني رقم (4-10): التوزيع التكراري للمجموعات حسب المعدل التراكمي:



مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-11: وصف بيانات العينة (مدرسة الثانوية) حسب المعدل التراكمي:

جدول والشكل (4-11) يوضحان التوزيع التكراري لمدرسة الثانوية، حسب معدل التراكمي.

جدول (4-11): التوزيع التكراري لمدرسة الثانوية، حسب المعدل التراكمي:

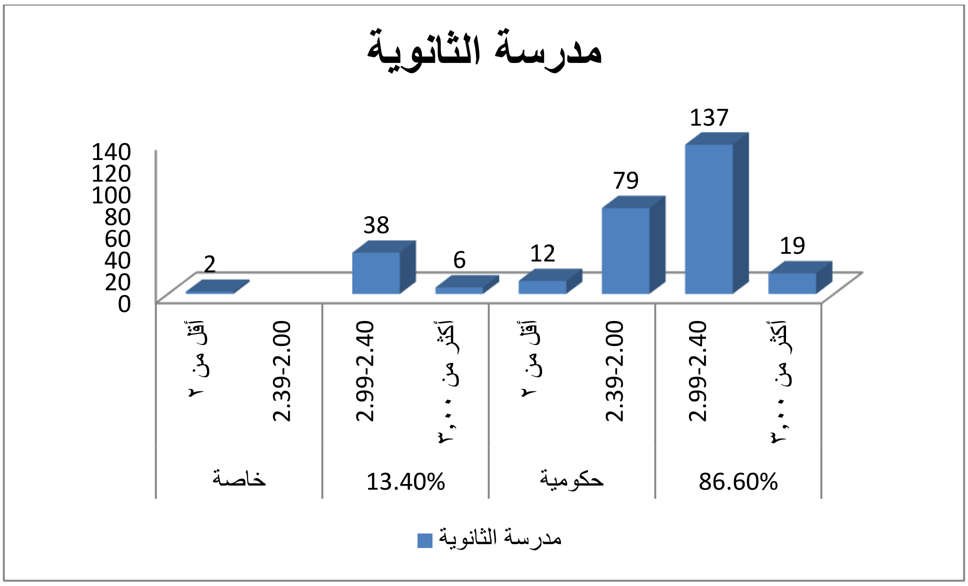
مدرسة الثانوية	الفئات	التكرار	النسبة
خاصة	أقل من 2	2	2.6 %
	2.39-2.00	31	40.3%
13.4%	2.99-2.40	38	49.4%
	أكثر من 3.00	6	7.8%
حكومية	أقل من 2	12	4.9%
	2.39-2.00	79	32%
86.6%	2.99-2.40	137	55.5%
	أكثر من 3.00	19	7.7%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-11) أعلاه تبين أن غالبية طلاب الذين درسه مرحلة الثانوية في مدارس خاصة إنحصرت معدلاتهم التراكمية في الفئة (2.99-2.40) حيث بلغت النسبة 49.4%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب الذين درسو المرحلة الثانوية في مدارس حكومية في

الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 55.5%. نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب المدارس الحكومية كان أفضل تحصيل من الطلاب المدارس الخاصة. كما يتضح من الشكل البياني (4-11) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) كان من الطلاب مدارس الحكومية.

الشكل البياني رقم (4-11): التوزيع التكراري لمدرسة الثانوية، حسب المعدل التراكمي:



مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-12: وصف بيانات العينة (مستوى الدراسي) حسب المعدل الفصلي السابق:

جدول والشكل (4-12) يوضحان التوزيع التكراري لمستوى الدراسي، حسب معدل الفصلي السابق.

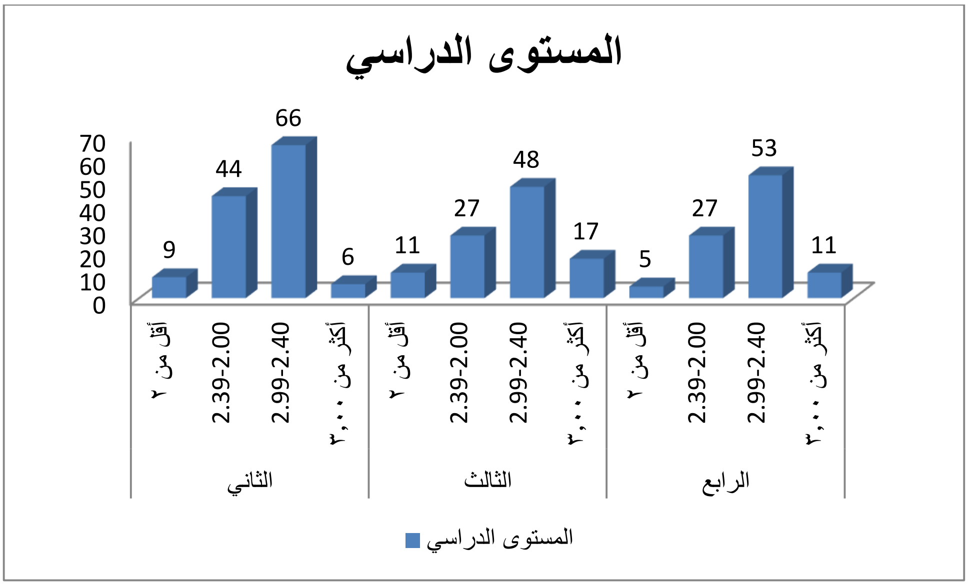
جدول (4-12): التوزيع التكراري لمستوى الدراسي حسب المعدل الفصلي السابق:

المستوى الدراسي	الفئات	التكرار	النسبة
الثاني	أقل من 2	9	7.2%
	2.39-2.00	44	35.2%
	2.99-2.40	66	52.8%
	أكثر من 3.00	6	4.8%
الثالث	أقل من 2	11	10.7 %
	2.39-2.00	27	26.2%
	2.99-2.40	48	46.6%
	أكثر من 3.00	17	16.5%
الرابع	أقل من 2	5	5.2%
	2.39-2.00	27	28.1%
	2.99-2.40	53	55.2%
	أكثر من 3.00	11	11.5%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-12) أعلاه تبين أن غالبية طلاب مستوى الثاني إنحصرت معدلاتهم في الفصل الدارسي السابق في الفئة (2.40-2.99) حيث بلغت النسبة 52.8%. بينما إنحصرت معدلات طلاب المستوى الثالث في الفصل الدارسي السابق في الفئة 2.99- 2.40 حيث بلغت 46.6%. أما بالنسبة لطلاب المستوى الرابع فقد إنحصرت معدلاتهم في الفصل الدارسي السابق في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت النسبة 55.2%. نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب المستوى الرابع أفضل من غيرهم. كما يتضح من الشكل البياني (4-12) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) كان من طلاب المستوى الثالث، وأيضاً أن أغلب الطلاب الذين أحرزو الدرجة الأولى كان من طلاب المستوى الثالث.

الشكل البياني رقم (4-12): التوزيع التكراري لمستوى الدراسي حسب المعدل الفصلي السابق



مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-2-13: وصف بيانات العينة (مستوى الدراسي) حسب المعدل الفصلي الحالي:

جدول والشكل (4-13) يوضحان التوزيع التكراري لمستوى الدراسي، حسب معدل الفصلي الحالي.

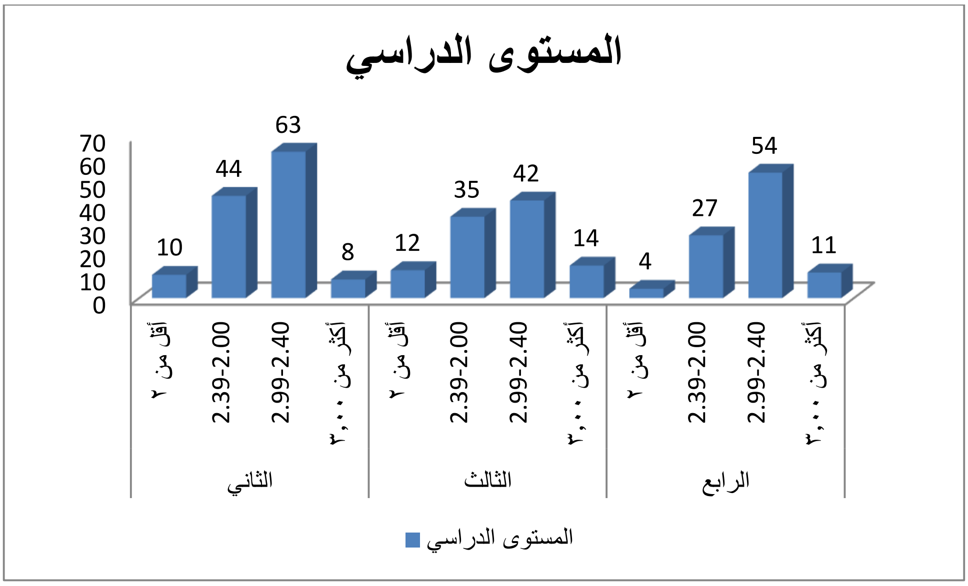
جدول (4-13): التوزيع التكراري لمستوى الدراسي حسب المعدل الفصلي الحالي:

المستوى الدراسي	الفئات	التكرار	النسبة
الثاني	أقل من 2	10	8%
	2.39-2.00	44	35.2%
	2.99-2.40	63	50.4%
	أكثر من 3.00	8	6.4%
الثالث	أقل من 2	12	10.7 %
	2.39-2.00	35	26.2%
	2.99-2.40	42	46.6%
	أكثر من 3.00	14	16.5%
الرابع	أقل من 2	4	5.2%
	2.39-2.00	27	28.1%
	2.99-2.40	54	55.2%
	أكثر من 3.00	11	11.5%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4–13) أعلاه تبين أن غالبية طلاب المستوى الثاني إنحصرت معدلاتهم في الفصل الدراسي الحالي في الفئة (2.40–2.99) حيث بلغت النسبة 50.4%. بينما إنحصرت معدلات طلاب المستوى الثالث في الفصل الدراسي الحالي في الفئة 2.99– 2.40 حيث بلغت 40.8%. أما بالنسبة لطلاب المستوى الرابع فقد إنحصرت معدلاتهم في الفصل الدراسي الحالي في الفئة 2.40–2.99 حيث بلغت النسبة 56.3%. نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب المستوى الرابع في الفصل الدراسي الحالي أفضل من غيرهم. كما يتضح من الشكل البياني (4–13) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) في الفصل الدراسي الحالي كان من طلاب المستوى الثالث، وأيضاً أن أغلب الطلاب الذين أحرزوا درجة الأولى في الفصل الدراسي الحالي كان من طلاب المستوى الثالث.

الشكل البياني (4–13) يوضحان التوزيع التكراري لمستوى الدراسي، حسب معدل الفصلي الحالي.



مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4–2–14: وصف بيانات العينة (مستوى الدراسي) حسب المعدل التراكمي:

جدول والشكل (4–14) يوضحان التوزيع التكراري لمستوى الدراسي، حسب معدل التراكمي:

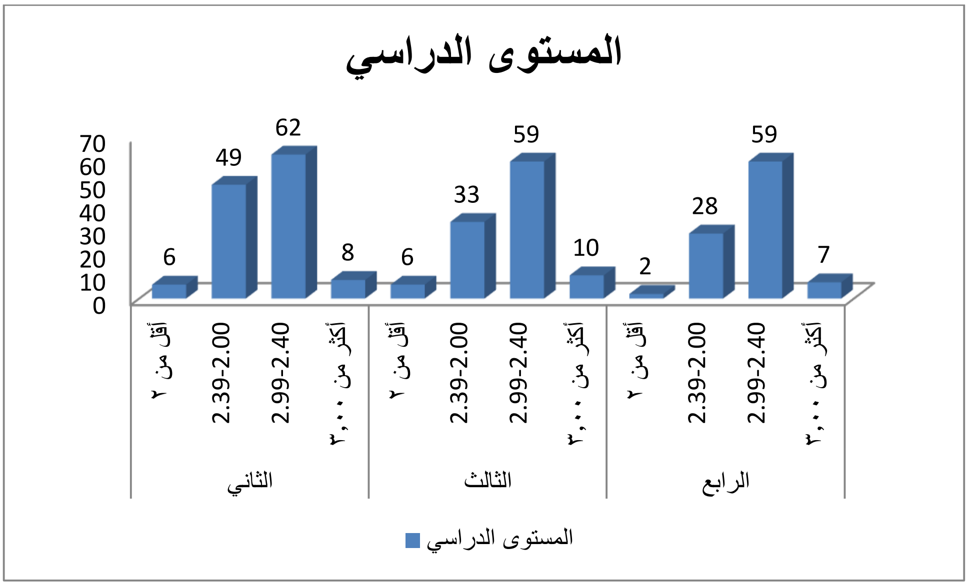
جدول (4-14): التوزيع التكراري لمستوى الدراسي حسب المعدل التراكمي:

المستوى الدراسي	الفئات	التكرار	النسبة
الثاني	أقل من 2	6	4.8%
	2.39-2.00	49	39.2%
	2.99-2.40	62	49.6%
	أكثر من 3.00	8	6.4%
الثالث	أقل من 2	6	5.8 %
	2.39-2.00	33	32%
	2.99-2.40	59	52.4%
	أكثر من 3.00	10	9.7%
الرابع	أقل من 2	2	2.1%
	2.39-2.00	28	29.2%
	2.99-2.40	59	61.5%
	أكثر من 3.00	7	7.3%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول والشكل (4-14) أعلاه تبين أن غالبية طلاب المستوى الثاني إنحصرت معدلاتهم التراكمية في الفئة (2.40-2.99) حيث بلغت النسبة 49.6%. بينما إنحصرت معدلات الطلاب المستوى الثالث في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت 52.4%. أما بالنسبة لطلاب المستوى الرابع فقد إنحصرت معدلاتهم التراكمية في الفئة 2.40-2.99 حيث بلغت النسبة 61.5%. نستنتج من ذلك أن تحصيل طلاب المستوى الرابع أفضل من غيرهم. كما يتضح من الشكل البياني (4-14) أن أغلب الطلاب الذين تعرضوا للإنذار (أول، ثاني) كانت من الطلاب المستوى الثالث، وأيضاً أن أغلب الطلاب الذين أحرزوا درجة الأولى كان من الطلاب المستوى الثالث.

شكل البياني رقم (4−14): التوزيع التكراري لمستوى الدراسي حسب المعدل التراكمي:



مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-3: تطبيق نموذج تحليل التباين الآحادي حسب معدل الفصل السابق:

4-3-1: إختبار تجانس التباين (Test of Homogeneity of Variance):

جدول (4-15) إختبار تجانس تباينات المجموعات حسب المعدل الفصلي السابق:

جدول (4-15)

Levene Statistic	df1	df2	Sig
1.087	3	320	.355

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4-15) أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) لإختبار ليفين والذي بلغت قيمته 0.355 وهي أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة عليه نستطيع قبول الفرضية H_0 والتي تنص على أن التباينات متساوية.

4-3-2:إحصاءات الوصفية (Descriptive Statistics):-

جدول (4-16) الإحصاءات الوصفية للمجموعات حسب معدل الفصل السابق .

المجموعات	أحجام العينات	متوسطات المجموعات	الإنحراف المعياري	الخطأ المعياري	فترة الثقة لمتوسط 95% حد الأدنى	حد الأعلى
عام	256	2.75	.742	.046	2.65	2.84
خاص	56	2.27	.726	.097	2.07	2.46
موازي	4	1.75	.500	.250	.95	2.55
تجسير	8	2.63	1.061	.375	1.74	3.51
الكلي	324	2.65	.771	.43	2.56	2.73

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من جدول (4-16) أعلاه يتبين لنا أن متوسط تحصيل طلاب القبول العام في الفصل الدراسي السابق بلغ $\overline{Y}_{1.} = 2.75$ بإنحراف المعياري بلغ $\sigma_1 =.742$. أما متوسط طلاب القبول الخاص بلغ $\overline{Y}_{2.} = 2.27$ وبإنحراف معياري $\sigma_2 =.726$. أما بالنسبة لمتوسط طلاب الموازي فقد بلغ $\overline{Y}_{3.} = 1.75$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_3 =.500$. بينما متوسط طلاب

التجسير بلغ $\overline{Y}_{4.} = 2.63$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_4 = 1.06$. كما أن المتوسط العام بلغ $\overline{Y}_{..} = 2.65$. ومن هذه النتائج نلاحظ أن الطلاب المقبولين ضمن القبول العام أكثر تحصيلاً من الطلاب المقبولين ضمن القبول الخاص وأن أداة طلاب القبول العام لايختلف كثيراً عن أداة طلاب المقبولين بنظام الموازي والتجسير.

4-3-3: تحليل التباين:

جدول (4-17) تحليل التباين للمجموعات حسب المعدل الفصلي السابق

مصادر الإختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات	القيمة المحسوبة(F)	القيمة الإحتمالية(sig)
بين المجموعات	3	13.786	4.595	8.256	.000
بين العينات	320	178.103	.557		
الكلي	323	191.889			

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) والذي بلغة قيمته 000. وهي أقل بكثير من 05. مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة تجعلنا نرفض فرضية العدم H_0 وقبول الفرضية البديل H_1، عليه نستنتج وجود فروق معنوية بين المتوسطات طلاب القبول العام والخاص والموازي والتجسير في مستوى تحصيل في الفصل الدراسي السابق.

4-3-4: الإختبارات البعدية Post Hoc:

أوضحت نتائج إختبار F في جدول تحليل التباين (4-17) على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات مجموعات الطلاب في الفصل الدراسي السابق. نتائج إختبار Tukey HSD في الجدول (4-18) أدناه تبين مصادر هذه الفروق.

جدول (4−18) إختبار Tukey H.S.D للمقارنات البعدية حسب معدل الفصلي السابق

Sig	خطأ المعياري	متوسط الفرق (I − J)	نوع (J)	نوع(I)	
.000	.110	.478	خاص	عام	Tukey HSD
.042	.376	.996	موازي		
.969	.268	.121	تجسير		
.000	.110	-.478	عام	خاص	
.537	.386	.518	موازي		
.585	**.282**	-.357	تجسير		
.042	.376	-.996	عام	موازي	
.537	.386	-.518	خاص		
.224	.457	-.875	تجسير		
.969	.268	-.121	عام	تجسير	
.537	.282	.357	خاص		
.224	.457	.875	موازي		

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول(4−18) أعلاه نلاحظ ان المقارنة الأولى كانت بين مجموعة طلاب القبول العام ومجموعة طلاب القبول الخاص حيث كان متوسط الفروق $(\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{2.})$ يساوي 0.478 لصالح مجموعة طلاب القبول العام وقد كانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $\text{sig} = 0.000$ وهو أقل بكثير من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. أما المقارنة الثانية فكانت بين مجموعة الطلاب العام ومجموعة الموازي فكانت متوسط الفروق $(\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{3.})$ بينهما كبيراً بلغ 0.996 لصالح مجموعة الطلاب القبول العام. وكانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى المعنوية $\text{sig} = 0.042$ وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. بينما المقارنة الثالثة فكانت بين مجموعة الطلاب العام ومجموعة تجسير فكانت متوسط الفروق $(\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{4.})$ يساوي$121.$ لصالح مجموعة الطلاب القبول العام وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $\text{sig} = 0.969$ وهو أكبر بكثير من

0.05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة. إما المقارنة الرابع فكانت بين مجموعة الطلاب الخاص ومجموعة الموازي فكانت متوسط الفروق$(\overline{Y}_{2.} - \overline{Y}_{3.})$ يساوي 518. لصالح مجموعة طلاب القبول الخاص وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .386$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة الخامس فكانت بين مجموعة الطلاب الموازي ومجموعة الطلاب التجسير فكانت متوسط الفروق$(\overline{Y}_{3.} - \overline{Y}_{4.})$ يساوي875. لصالح مجموعة طلاب التجسير، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .457$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة السادس فكانت بين مجموعة الطلاب الخاص ومجموعة الطلاب التجسير فكانت متوسط الفروق$(\overline{Y}_{2.} - \overline{Y}_{4.})$ يساوي 357. لصالح مجموعة طلاب التجسير، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .282$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. ومن النتائج نستنتج أنه تحصيل الطلاب القبولين ضمن القبول العام أكثر تحصيلاً من الطلاب المقبولين ضمن القبول الخاص الموازي والتجسير وأن أداء طلاب القبول الخاص لا يختلف كثيراً عن أداء طلاب الموازي والتجسير.

جدول (4−19) وصف المجموعات المتجانسة حسب معدل الفصلي السابق

	المجموعات	أحجام	Subset for alpha=0.05	
			1	2
Tukey H.S.D	موازي	4	1.75	
	خاص	56	2.27	2.27
	تجسير	8		2.63
	عام	256		2.75
	Sig		0.404	0.476

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4−19) أعلاه أظهر إختبار Tukey H.S.D ان المجموعة الفرعية (1) تضمنت متوسطي الطلاب القبول الموازي

والخاص وهذا يعني أن المجموعتين متجانستين ولاتختلفان عن بعضها إختلافاً دالاً إحصائياً من حيث الأداء. إلا أن المجموعة الفرعية رقم (2) تضمنت متوسطات المجموعات طلاب القبول الخاص والتجسير والعام وهذا يعني أن المجموعات متجانسة ولاتختلف عن بعضهما البعض إختلافاً دالاً إحصائياً من حيث الأداء، وهذا يشير إلى أن متوسطات مجموعات طلاب القبول العام والتجسير والخاص تختلف أختلافاً إحصائياً عن متوسطي مجموعتي طلاب القبول الخاص والموازي. نستنتج من ذلك أنه يمكن معاملة طلاب القبول الموازي والخاص بمعاملة واحدة.

جدول (4−20) وصف المجموعات المتجانسة حسب معدل الفصلي السابق

	المجموعات	أحجام	Subset for alpha=0.05	
			1	2
LS. D	موازي	4	1.75	
	خاص	56	2.27	2.27
	تجسير	8		2.63
	عام	256		2.75
	Sig		0.404	0.476

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4−20) أعلاه أظهر إختبار LS. D ان المجموعة الفرعية (1) تضمنت متوسطي الطلاب القبول الموازي والخاص وهذا يعني أن المجموعتين متجانستين ولاتختلفان عن بعضها إختلافاً دالاً إحصائياً من حيث الأداء. إلا أن المجموعة الفرعية رقم (2) تضمنت متوسطات المجموعات طلاب القبول الخاص والتجسير والعام وهذا يعني أن المجموعات متجانسة ولاتختلف عن بعضهما البعض إختلافاً دالاً إحصائياً من حيث الأداء، وهذا يشير إلى أن متوسطات مجموعات طلاب القبول العام والتجسير والخاص تختلف أختلافاً إحصائياً عن متوسطي مجموعتي طلاب القبول الخاص والموازي. نستنتج من ذلك أنه يمكن معاملة طلاب القبول الموازي والخاص بمعاملة واحدة.

4-4: تطبيق نموذج تحليل التباين الآحادي حسب معدل الفصل الحالي:

4-4-1:إختبار تجانس التباين (Test of Homogeneity of Variance):

جدول (4-21) إختبار تجانس تباينات المجموعات حسب معدل الفصل الحالي

جدول (4-21)

Levene Statistic	df1	df2	Sig
0.646	3	320	.586

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4-21) أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) لإختبار ليفين والذي بلغت قيمته 0.586 وهي أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة عليه، نستطيع قبول الفرضية H_0 والتي تبص على أن التباينات متساوية.

4-4-2: إحصاءات الوصفية (Descriptive Statistics):-

جدول (4-22) الإحصاءات الوصفية للمجموعات حسب المعدل الفصلي الحالي.

المجموعات	أحجام العينات	متوسطات المجموعات	الإنحراف المعياري	الخطأ المعياري	فترة الثقة لمتوسط 95% حد الأدنى	حد الأعلى
عام	256	2.68	.757	.047	2.58	2.77
خاص	56	2.43	.806	.108	2.21	2.64
موازي	4	2.00	.816	.408	.70	3.30
تجسير	8	2.25	.886	.313	1.51	2.99
الكلي	324	2.61	.777	.043	2.53	2.70

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من جدول (4-22) أعلاه يتبين لنا أن المتوسط تحصيل طلاب القبول العام في المستوى التحصيل في الفصل الدراسي الحالي بلغ $\overline{Y}_{1.} = 2.68$ بإنحراف المعياري بلغ $\sigma_1 = .757$. أما متوسط طلاب القبول الخاص بلغ $\overline{Y}_{2.} = 2.43$ وبإنحراف معياري $\sigma_2 = .806$. أما بالنسبة لمتوسط طلاب الموازي فقد بلغ $\overline{Y}_{3.} = 2.00$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_3 = .816$. بينما متوسط طلاب التجسير بلغ $\overline{Y}_{4.} = 2.25$ وبالإنحراف المعياري

$.777 = \sigma_4$. كما أن المتوسط العام بلغ $\overline{Y}_{..} = 2.61$. ومن هذه النتائج نلاحظ أن هناك تدنى في متوسطي تحصيل المجموعتي (الخاص والموازي) مقارنة بمتوسطي تحصيل في الفصل السابق، بينما هنالك ذيادة في متوسطي المجموعتي (العام والتجسير) مقارنة بمتوسطي تحصيل في الفصل السابق.

4-4-3: تحليل التباين:

جدول (4-23) تحليل التباين للمجموعات حسب معدل الفصلي الحالي

مصادر الإختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات	القيمة المحسوبة (F)	القيمة الإحتمالية(sig)
بين المجموعات	3	5.471	1.824	3.082	.028
بين العينات	320	189.304	.592		
الكلي	323	194.775			

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) والذي بلغة قيمته .028 وهي أقل من .05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة تجعلنا نرفض فرضية العدم H_0 وقبول الفرضية البديل H_1، عليه نستنتج وجود فروق معنوية بين متوسطات طلاب القبول العام والخاص والموازي والتجسير في مستوى التحصيل في الفصل الدراسي الحالي.

4-4-4: الإختبارات البعدية Post Hoc:

أوضحت نتائج إختبار F في جدول تحليل التباين (4-23) على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات مجموعات الطلاب في الفصل الدراسي الحالي. نتائج إختبار Tukey HSD في الجدول (4-24) أدناه تبين مصادر هذه الفروق.

جدول (4-24) إختبار $Tukey\ H.S.D$ للمقارنات البعدية حسب المعدل الفصلي السابق

	نوع(I)	نوع (J)	متوسط الفرق (I – J)	خطأ المعياري	Sig
Tukey HSD	عام	خاص	.247	.113	.030
		موازي	.676	.388	.082
		تجسير	.426	.276	.124
	خاص	عام	-.247	.113	.030
		موازي	.429	.398	.282
		تجسير	.179	.291	.596
	موازي	عام	-.676	.388	.082
		خاص	-.179	.398	.282
		تجسير	-.250	.471	.596
	تجسير	عام	-.426	.276	.124
		خاص	-.179	.291	.539
		موازي	.250	.471	.596

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

جدول (4-25) إختبار Dunntt للمقارنات البعدية حسب المعدل الفصلي السابق

	نوع(I)	نوع (J)	متوسط الفرق (I – J)	خطأ المعياري	Sig
Dunntt	عام	تجسير	.36	.239	.250
	خاص	تجسير	-.04	.252	.996
	موازي	تجسير	-.36	.408	.601

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول(4-24) أعلاه نلاحظ أن المقارنة الأولى كانت بين مجموعة طلاب القبول العام ومجموعة الطلاب القبول الخاص حيث كان متوسط الفروق $(\overline{Y}_{1.} - \overline{Y}_{2.})$ يساوي 247. لصالح مجموعة طلاب القبول العام وقد كانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = 0.030$ وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. أما المقارنة الثانية فكانت بين مجموعة الطلاب القبول العام ومجموعة الموازي فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{1.} - \overline{Y}_{3.})$ بينهما بلغ 0.676 لصالح

مجموعة الطلاب القبول العام. وكانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى المعنوية $sig = 0.082$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. بينما المقارنة الثالثة فكانت بين مجموعة الطلاب العام ومجموعة تجسير فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{1.} - \overline{Y}_{4.})$ يساوي $.276$ لصالح مجموعة الطلاب القبول العام وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائيا، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = 0.124$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة. إما المقارنة الرابع فكانت بين مجموعة الطلاب الخاص ومجموعة الموازي فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{2.} - \overline{Y}_{3.})$ يساوي $.429$ لصالح مجموعة طلاب القبول الخاص وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .282$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة الخامس فكانت بين مجموعة الطلاب الموازي ومجموعة الطلاب التجسير فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{3.} - \overline{Y}_{4.})$ يساوي $.250$ لصالح مجموعة طلاب التجسير، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .596$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة السادس فكانت بين مجموعة الطلاب الخاص ومجموعة الطلاب التجسير فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{2.} - \overline{Y}_{4.})$ يساوي $.179$ لصالح مجموعة طلاب الخاص، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .39$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. ومن النتائج نستنتج أنه تحصيل الطلاب القبولين ضمن القبول العام أكثر تحصيلاً من الطلاب المقبولين ضمن القبول الخاص الموازي والتجسير وأن أداء طلاب القبول الخاص لا يختلف كثيراً عن أداء طلاب الموازي والتجسير.

جدول (4-26) وصف المجموعات المتجانسة حسب المعدل الفصلي الحالي

	المجموعات	أحجام	Subset for alpha=0.05	
			1	2
Tukey H. S. D	موازي	4	2.00	
	خاص	56	2.25	
	تجسير	8	2.43	
	عام	256	2.68	
	Sig		0.275	

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4-26) أعلاه أظهر إختبار Tukey H. S. D أن المجموعة الفرعية (1) تضمنت متوسطات الطلاب القبول الموازي والخاص تجسير العام وهذا يعني أن المجموعات متجانسة ولاتختلف عن بعضها البعض إختلافاً دالاً إحصائياً من حيث الأداء. إلا أن المجموعة الفرعية رقم (2) لا تضمنت أي شيْ. نستنتج من ذلك أنه يمكن معاملة طلاب القبول الموازي والخاص والتجسير والعام بمعاملة واحدة.

4-5: تطبيق نموذج تحليل التباين الآحادي حسب معدل التراكمي:

4-5-1: إختبار تجانس التباين (Test of Homogeneity of Variance):

جدول (4-27) إختبار تجانس تباينات مجموعات حسب المعدل التركمي:

جدول (4-27)

Levene Statistic	df1	df2	Sig
0.307	3	320	.820

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4–27) أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) لإختبار ليفين والذي بلغت قيمته 0.820 وهي أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة عليه، نستطيع قبول الفرضية H_0 والتي تنص على أن التباينات متساوية.

4-5-3: إحصاءات الوصفية (Descriptive Statistics):-

جدول (4–28) الإحصاءات الوصفية للمجموعات حسب معدل التراكمي.

المجموعات	أحجام العينات	متوسطات المجموعات	الإنحراف المعياري	الخطأ المعياري	95% فترة الثقة لمتوسط	
					حد الأدنى	حد الأعلى
عام	256	2.74	.667	.041	2.66	2.82
خاص	56	2.34	.668	.089	2.16	2.52
موازي	4	2.00	.816	.408	.70	3.30
تجسير	8	2.38	.744	.263	1.75	3.00
الكلي	324	2.65	.685	.038	2.58	2.73

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من جدول (4–28) أعلاه يتبين لنا أن المتوسط تحصيل طلاب القبول العام في المستوى التحصيل في الفصل الدراسي السابق بلغ $\overline{Y}_{1.} = 2.74$ بإنحراف المعياري بلغ $\sigma_1 = .667$. أما متوسط طلاب القبول الخاص بلغ $\overline{Y}_{2.} = 2.34$ وبإنحراف معياري $\sigma_2 = .668$. أما بالنسبة لمتوسط طلاب الموازي فقد بلغ $\overline{Y}_{3.} = 2.00$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_3 = .816$. بينما متوسط طلاب التجسير بلغ $\overline{Y}_{4.} = 2.38$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_4 = .744$. كما أن المتوسط العام بلغ $\overline{Y}_{..} = 2.65$. ومن هذه النتائج نلاحظ أن هناك تدنى في متوسطي تحصيل المجموعتي (الخاص والموازي) مقارنة بمتوسطي تحصيل في الفصل السابق، بينما هنالك ذيادة في متوسطي المجموعتي (العام والتجسير) مقارنة بمتوسطي التحصيل في الفصل السابق.

4-5-3: تحليل التباين:

جدول (4-29) تحليل التباين للمجموعات حسب معدل التراكمي

مصادر الإختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات	القيمة المحسوبة(F)	القيمة الإحتمالية(sig)
بين المجموعات	3	9.696	3.232	7.289	.000
الخطأ	320	141.893	.443		
الكلي	323	151.590			

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) والذي بلغة قيمته 000. وهي أقل بكثير من 05. مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة، عليه نستنتج وجود فروق معنوية بين الطلاب القبول العام والخاص والموازي والتجسير في المستوى التحصيل في المعدل التراكمي وهذا يعني أن متغير نوع القبول له تأثير معنوياً على تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي للفصول الدراسي (السابق، الحالي)، وكان إيتا تربيع 0.064.

عليه يمكن تفسير (0.064) على إنها حجم التأثير معتدل، وهذه يعني أن متغير نوع القبول يفسر نسبة 6.4% من التباين الكلي في الدرجات تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي.

4-5-4: الإختبارات البعدية Post Hoc:

أوضحت نتائج إختبار F في جدول تحليل التباين (4-29) على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات مجموعات الطلاب في الفصل الدراسي السابق. نتائج إختبار Tukey HSD في الجدول (4-30) أدناه تبين مصادر هذه الفروق.

جدول (4−30) إختبار Tukey H. S. D للمقارنات البعدية حسب معدل التراكمي

	نوع(I)	نوع (J)	متوسط الفرق (I – J)	الخطأ في الفرق	Sig
Tukey HSD	عام	خاص	.399	.098	.000
		موازي	.738	.336	.125
		تجسير	.363	.239	.427
	خاص	عام	-.399	.098	.000
		موازي	.339	.345	.758
		تجسير	-.035	.252	.999
	موازي	عام	-.738	.336	.125
		خاص	-.339	.345	.758
		تجسير	-.375	.408	.794
	تجسير	عام	-.363	.239	.427
		خاص	.036	.252	.999
		موازي	.375	.408	.794

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول(4−30) أعلاه نلاحظ ان المقارنة الأولى كانت بين مجموعة طلاب القبول العام ومجموعة طلاب القبول الخاص حيث كان متوسط الفروق $(\overline{Y}_{1.} - \overline{Y}_{2.})$ يساوي 247. لصالح مجموعة طلاب القبول العام وقد كانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $\text{sig} = 0.030$ وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. أما المقارنة الثانية فكانت بين مجموعة طلاب القبول العام ومجموعة طلاب الموازي فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{1.} - \overline{Y}_{3.})$ بينهما بلغ 0.676 لصالح مجموعة طلاب القبول العام. وكانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى المعنوية $\text{sig} = 0.082$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. بينما المقارنة الثالثة فكانت بين مجموعة الطلاب العام ومجموعة تجسير فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{1.} - \overline{Y}_{4.})$ يساوي 276. لصالح مجموعة طلاب القبول العام وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $\text{sig} = 0.124$ وهو أكبر من 0.05

مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة. إما المقارنة الرابع فكانت بين مجموعة الطلاب الخاص ومجموعة الموازي فكانت متوسط الفروق$(\bar{Y}_{2.} - \bar{Y}_{3.})$ يساوي $.429$ لصالح مجموعة طلاب القبول الخاص وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $.282 = \mathrm{sig}$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة الخامس فكانت بين مجموعة الطلاب الموازي ومجموعة الطلاب التجسير فكانت متوسط الفروق$(\bar{Y}_{3.} - \bar{Y}_{4.})$ يساوي $.250$ لصالح مجموعة طلاب التجسير، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $.596 = \mathrm{sig}$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة السادس فكانت بين مجموعة طلاب الخاص ومجموعة طلاب التجسير فكانت متوسط الفروق$(\bar{Y}_{2.} - \bar{Y}_{4.})$ يساوي $.179$ لصالح مجموعة طلاب الخاص، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $.39 = \mathrm{sig}$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. ومن النتائج نستنتج أنه تحصيل الطلاب المقبولين ضمن القبول العام أكثر تحصيلاً من الطلاب المقبولين ضمن القبول الخاص الموازي والتجسير وأن أداء طلاب القبول الخاص لا يختلف كثيراً عن أداء طلاب الموازي والتجسير.

جدول (4−31) صف المجموعات المتجانسة حسب المعدل الفصلي الحالي

	المجموعات	أحجام	Subset for alpha=0.05	
			1	2
Tukey H.S.D	موازي	4	2.00	
	خاص	56	2.25	
	تجسير	8	2.43	
	عام	256	2.68	
	Sig		0.275	

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

مـــــــــــن جـــــــــــدول (4-31) أعـــــــــــلاه أظهـــــــــــر إختبـــــــــــار Tukey H. S. D ان المجموعـة الفرعيـة (1) تضـمنت متوسـطات طـلاب القبـول المـوازي والخـاص تجسير العـام وهـذا يعنـي أن المجموعـات متجانسـة ولاتختلـف عـن بعضـها البعض إختلافاً دالاً إحصائياً من حيث الأداء. إلا أن المجموعة الفرعية رقم (2) لا تضمنت أي شيْ. نستنتج من ذلك أنـه يمكـن معاملـة طـلاب القبـول الموازي والخـاص والتجسير والعـام بمعاملـة واحدة.

4-6: تطبيق نموذج تحليل التباين الآحادي حسب معدل التراكمي:

4-6-1: إختبار تجانس التباين (Test of Homogeneity of Variance):

جدول (4-32) إختبار تجانس تباينات المجموعات حسب معدل التركمي:

Levene Statistic	df1	df2	Sig
2.950	2	321	.054

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4-32) أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) لإختبار ليفين والذي بلغت قيمته 054. وهي أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة عليه، نستطيع قبول الفرضية H_0 والتي تنص على أن التباينات متساوية.

4-6-2: إحصاءات الوصفية (Descriptive Statistics):-

جدول (4-33) الإحصاءات الوصفية للمجموعات حسب معدل التراكمي.

المجموعات	أحجام العينات	متوسطات المجموعات	الإنحراف المعياري	الخطأ المعياري	95% فترة الثقة لمتوسط حد الأدنى	حد الأعلى
الثاني	125	2.58	.687	.061	2.45	2.70
الثالث	103	2.66	.735	.072	2.52	2.80
الرابع	96	2.74	.620	.063	2.61	2.87
الكلي	324	2.65	.685	.038	2.58	2.73

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من جدول (4–33) أعلاه يتبين لنا أن المتوسط تحصيل طلاب مستوى الثانية في المستوى التحصيل في معدل التركمي بلغ $\overline{Y}_{1.} = 2.58$ بإنحراف المعياري بلغ $\sigma_1 = .687$. أما متوسط طلاب مستوى الثالثة بلغ $\overline{Y}_{2.} = 2.66$ وبإنحراف معياري $\sigma_2 = .072$. أما بالنسبة لمتوسط طلاب مستوى الرابعة فقد بلغ $\overline{Y}_{3.} = 2.74$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_3 = 0.620$. كما أن المتوسط العام بلغ $\overline{Y}_{..} = 2.65$.

4–6–3: تحليل التباين:

جدول (4–34) تحليل التباين للمجموعات حسب معدل التراكمي

مصادر الإختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات	القيمة (F)المحسوبة	القيمة الإحتمالية(sig)
بين المجموعات	2	1.465	0.733	1.566	.210
الخطأ	321	150.124	.468		
الكلي	323	151.590			

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) والذي بلغة قيمته 210. وهي أكبر بكثير من 05. مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة، عليه نستنتج عدم وجود فروق معنوية بين طلاب المستوى الثاني وطلاب المستوى الثالث وطلاب المستوى الرابع في المستوى التحصيل في المعدل التراكمي وهذا يعني أن متغير المستوى الدراسي ليس له تأثير معنوياً على تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي للفصول الدراسي (السابق، الحالي)، وكان قيم إيتا تربيع 0.01.

عليه يمكن تفسير (0.01) على إنها حجم التأثير ضيئيل، وهذه يعني أن متغير المستوى الدراسي يفسر نسبة 1.00% من التباين الكلي في الدرجات تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي.

4-7: تطبيق نموذج تحليل التباين الآحادي حسب المعدل التراكمي:

4-7-1: إختبار تجانس التباين (Test of Homogeneity of Variance):

جدول (4-35) إختبار تجانس تباينات المجموعات حسب معدل التركمي:

Levene Statistic	df1	df2	Sig
2.512	5	318	.030

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4-35) أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) لإختبار ليفين والذي بلغت قيمته030. وهي أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة عليه، نستطيع رفض الفرضية H_0 والتي تنص على أن التباينات غير متساوية.

4-7-2: إحصاءات الوصفية (Descriptive Statistics):-

جدول (4-36) الإحصاءات الوصفية للمجموعات حسب معدل التراكمي.

المجموعات	أحجام العينات	متوسطات المجموعات	الإنحراف المعياري	الخطأ المعياري	فترة الثقة 95% حد الأدنى	حد الأعلى
رياضيات	63	2.49	.738	.093	2.31	2.68
إحصاء	49	2.90	.653	.093	2.71	3.09
فيزياء	43	2.77	.611	.093	2.58	2.96
كيمياء	56	2.48	.603	.081	2.32	2.64
م.فيزياء	45	2.73	.618	.092	2.55	2.92
م.كيمياء	68	2.63	.751	.091	2.45	2.81
الكلي	324	2.65	.685	.031	2.58	2.73

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من جدول (4-36) أعلاه يتبين لنا أن متوسط تحصيل طلاب قسم الرياضيات في المستوى التحصيل في المعدل التراكمي بلغ $\bar{Y}_{1.} = 2.63$ بإنحراف المعياري بلغ $\sigma_1 = .738$. أما متوسط طلاب قسم إحصاء بلغ $\bar{Y}_{2.} = 2.90$ وبإنحراف معياري $\sigma_2 = .653$. أما بالنسبة

لمتوسط طلاب قسم فيزياء فقد بلغ $\overline{Y}_{3.} = 2.77$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_3 = .611$. بينما متوسط طلاب قسم كيمياء بلغ $\overline{Y}_{4.} = 2.48$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_4 = .603$. أما بالنسبة لمتوسط طلاب قسم مختبرات فيزياء فقد بلغ $\overline{Y}_{5.} = 2.73$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_3 = .618$. أما بالنسبة لمتوسط طلاب قسم مختبرات كيمياء فقد بلغ $\overline{Y}_{6.} = 2.65$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_3 = .85$.كما أن المتوسط العام بلغ $\overline{Y}_{..} = 2.65$.

4-7-3: تحليل التباين:

جدول (4-37) تحليل التباين للمجموعات حسب معدل التراكمي

مصادر الإختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات	القيمة المحسوبة(F)	القيمة الإحتمالية(sig)
بين المجموعات	5	7.088	1.418	3.120	.009
بين العينات	318	144.501	.454		
الكلي	323	151.590			

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) والذي بلغة قيمته .009 وهي أقل من .05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة، عليه نستنتج وجود فروق معنوية بين طلاب قسم رياضيات وطلاب قسم إحصاء و طلاب قسم فيزياء وطلاب قسم كيمياء وطلاب قسم مختبرات فيزياء وطلاب قسم مختبرات كيمياء في المستوى التحصيل في المعدل التراكمي وهذا يعني أن متغير القسم له تأثير معنوياً على تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي للفصول الدراسي (السابق، الحالي)، وكان قيمة إيتا تربيع 0.047.

عليه يمكن تفسير (0.05) على إنها حجم التأثير معتدل، وهذه يعني أن متغير القسم يفسر نسبة 5% من التباين الكلي في الدرجات تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي.

4-7-4: الإختبارات البعدية Post Hoc:

أوضحت نتائج إختبار F في جدول تحليل التباين (4-37) على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات مجموعات الطلاب في المعدل التراكمي. نتائج إختبار LSD في الجدول (4-38) أدناه تبين مصادر هذه الفروق.

جدول (4-38) إختبار L. S. D للمقارنات البعدية حسب المعدل الفصلي السابق

Sig	الخطأ في الفرق	(I – J)متوسط الفرق	نوع (J)	نوع (I)	
.002	.128	-.406	إحصاء	رياضيات	L. S. D
.040	.133	-.275	فيزياء		
.936	.124	.010	كيمياء		
.068	.132	-.241	مختبرات فيزياء		
.235	.118	-.140	مختبرات كيمياء		
.002	.128	.406	رياضيات	إحصاء	
.355	.141	.131	فيزياء		
.002	.132	.416	كيمياء		
.238	.139	.165	مختبرات فيزياء		
.036	.126	.266	مختبرات كيمياء		
.040	.133	.275	رياضيات	فيزياء	
.355	.141	-.131	إحصاء		
.038	.137	.285	كيمياء		
.813	.144	.034	مختبرات فيزياء		
.304	.131	.135	مختبرات كيمياء		
1.00	.124	-.010	رياضيات	كيمياء	
.022	.132	-.416	إحصاء		
.297	.137	-.285	فيزياء		
.428	.135	-.251	مختبرات فيزياء		
.819	.122	-.150	مختبرات كيمياء		
.446	.132	-.241	رياضيات	م. فيزياء	
.845	.139	-.165	إحصاء		
1.00	.144	-.034	فيزياء		
.428	.135	.251	كيمياء		
.971	.130	.101	مختبرات كيمياء		

.079	.128	-.406	رياضيات	م. كيمياء	
.288	.126	-.266	إحصاء		
.908	.131	-.135	فيزياء		
.819	.122	.150	كيمياء		
.971	.130	-.101	مختبرات فيزياء		

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول(4-38) أعلاه نلاحظ ان المقارنة الأولى كانت بين مجموعة طلاب قسم رياضيات ومجموعة طلاب قسم إحصاء حيث كان متوسط الفروق $(\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{2.})$ يساوي 406. لصالح مجموعة طلاب قسم إحصاء وقد كانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = 0.002$ وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. أما المقارنة الثانية فكانت بين مجموعة الطلاب قسم رياضيات ومجموعة الطلاب قسم فيزياء فكانت متوسط الفروق $(\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{3.})$ يساوي 0.275 لصالح مجموعة الطلاب قسم فيزياء، وكانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى المعنوية $sig = 0.040$ وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. بينما المقارنة الثالثة فكانت بين مجموعة طلاب قسم رياضيات ومجموعة الطلاب قسم كيمياء فكانت متوسط الفروق $(\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{4.})$ يساوي 0.010 لصالح مجموعة طلاب قسم فيزياء وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = 0.936$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة. إما المقارنة الرابع فكانت بين مجموعة طلاب قسم فيزياء ومجموعة طلاب قسم مختبرات فيزياء فكانت متوسط الفروق $(\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{5.})$ يساوي 0.241 لصالح مجموعة طلاب قسم فيزياء وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .068$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة الخامس فكانت بين مجموعة طلاب قسم فيزياء ومجموعة طلاب قسم مختبرات كيمياء فكانت متوسط الفروق $(\bar{Y}_{1.} - \bar{Y}_{6.})$ يساوي 118. لصالح مجموعة طلاب

قسم مختبرات كيمياء، وقد كانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig =$ .235 وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة السادس فكانت بين مجموعة طلاب قسم إحصاء ومجموعة طلاب قسم فيزياء فكانت متوسط الفروق$(\bar{Y}_{2.} - \bar{Y}_{3.})$ يساوي .131 لصالح مجموعة طلاب قسم إحصاء، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig =$ .355 وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة السابع فكانت بين مجموعة طلاب قسم إحصاء ومجموعة طلاب قسم كيمياء فكانت متوسط الفروق$(\bar{Y}_{2.} - \bar{Y}_{4.})$ يساوي .416 لصالح مجموعة طلاب قسم إحصاء، وقد كانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig =$ .002 وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة الثامن فكانت بين مجموعة طلاب قسم إحصاء ومجموعة طلاب قسم مختبرات فيزياء فكانت متوسط الفروق$(\bar{Y}_{2.} - \bar{Y}_{5.})$ يساوي .165 لصالح مجموعة طلاب قسم إحصاء، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig =$ .238 وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة التاسع فكانت بين مجموعة طلاب قسم إحصاء ومجموعة طلاب قسم مختبرات كيمياء فكانت متوسط الفروق$(\bar{Y}_{2.} - \bar{Y}_{6.})$ يساوي .118 لصالح مجموعة طلاب قسم إحصاء، وقد كانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig =$ .036 وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة العاشر فكانت بين مجموعة طلاب قسم فيزياء ومجموعة طلاب قسم كيمياء فكانت متوسط الفروق $(\bar{Y}_{3.} - \bar{Y}_{4.})$ يساوي .131 لصالح مجموعة طلاب قسم فيزياء، وقد كانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig =$ .038 وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة أحد العاشر فكانت بين مجموعة طلاب قسم فيزياء ومجموعة طلاب قسم مختبرات فيزياء فكانت متوسط الفروق $(\bar{Y}_{3.} - \bar{Y}_{5.})$ يساوي.813 لصالح مجموعة طلاب قسم مختبرات

فيزياء، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .355$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة إثنى العاشر فكانت بين مجموعة طلاب قسم فيزياء ومجموعة طلاب قسم مختبرات كيمياء فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{3.} - \overline{Y}_{6.})$ يساوي135. لصالح مجموعة طلاب قسم مختبرات فيزياء، وقد كانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .038$ وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة ثلاثة العاشر فكانت بين مجموعة طلاب قسم كيمياء ومجموعة طلاب قسم مختبرات فيزياء فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{4.} - \overline{Y}_{5.})$ يساوي251. لصالح مجموعة طلاب قسم مختبرات فيزياء، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .428$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة أربعة العاشر فكانت بين مجموعة طلاب قسم فيزياء ومجموعة طلاب قسم مختبرات فيزياء فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{4.} - \overline{Y}_{6.})$ يساوي150. لصالح مجموعة طلاب قسم مختبرات كيمياء، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .819$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. إما المقارنة خمسة العاشر فكانت بين مجموعة طلاب قسم مختبرات كيمياء ومجموعة طلاب قسم مختبرات فيزياء فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{5.} - \overline{Y}_{6.})$ يساوي101. لصالح مجموعة طلاب قسم مختبرات فيزياء، وقد كانت هذه الفروق غير دالة، حيث بلغ مستوى الدلالة $sig = .917$ وهو أكبر من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. ومن النتائج نستنتج أنه تحصيل طلاب قسم إحصاء أكثر تحصيلاً من طلاب قسم رياضيات وطلاب قسم كيمياء وأن أداء طلاب قسم إحصاء لايختلف كثيراً عن أداء والطلاب قسم فيزياء والطلاب قسم مختبرات فيزياء .

جدول (4–39) تصف المجموعات المتجانسة حسب المعدل الفصلي الحالي

	المجموعات	أحجام	Subset for alpha=0.05	
			1	2
L. S. D	كيمياء	56	2.48	
	رياضيات	63	2.49	
	مختبرات كيمياء	68	2.63	2.62
	مختبرات فيزياء	45	2.73	2.73
	فيزياء	43	2.77	2.77
	إحصاء	49		2.90
	Sig		.256	.334

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4–39) أعلاه أظهر إختبار L. S. D أن المجموعة الفرعية (1) تضمنت متوسطات الطلاب قسم مختبرات كيمياء وطلاب قسم كيمياء وطلاب قسم رياضيات وطلاب قسم مختبرات فيزياء وطلاب قسم فيزياء، وهذا يعني أن المجموعات متجانسة ولاتختلف عن بعضها البعض إختلافاً دالاً إحصائياً من حيث الأداء. إلا أن المجموعة الفرعية رقم (2) تضمنت متوسط مجموعة طلاب قسم مختبرات كيمياء وطلاب قسم مختبرات فيزياء والطلاب قسم فيزياء والطلاب قسم إحصاء. نستنتج من ذلك أنه يمكن معاملة الطلاب قسم مختبرات كيمياء وطلاب قسم مختبرات فيزياء وطلاب قسم فيزياء وطلاب قسم إحصاء بمعاملة واحدة.

4–8: تطبيق نموذج تحليل التباين الآحادي حسب معدل التراكمي:

4–8–1: إختبار تجانس التباين (Test of Homogeneity of Variance):

جدول (4–40) إختبار تجانس تباينات المجموعات حسب معدل التركمي:

Levene Statistic	df1	df2	Sig
10.605	2	321	.000

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4−40) أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) لإختبار ليفين والذي بلغت قيمته000. وهي أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة عليه، نستطيع رفض الفرضية H_0 والتي تنص على أن التباينات غير متساوية.

4−8−2: إحصاءات الوصفية (Descriptive Statistics):−

جدول (4−41) الإحصاءات الوصفية للمجموعات حسب المعدل التراكمي.

الإحصاءات الوصفية

المجموعات	أحجام العينات	متوسطات المجموعات	الإنحراف المعياري	الخطأ المعياري	95% فترة الثقة لمتوسط	
					حد الأدنى	حد الأعلى
أقل من 70%	37	2.43	.603	.099	2.23	2.63
71%−76%	101	2.57	.817	.081	2.41	2.74
أكثر من 77%	186	2.74	.607	.044	2.65	2.82
الكلي	324	2.65	.685	.038	2.58	2.73

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من جدول (4−41) أعلاه يتبين لنا أن المتوسط تحصيل طلاب نسبهم في شهادة السودانية محصورة في الفئة (أقل من 70%) في المستوى التحصيل في معدل التركمي بلغ $\bar{Y}_{1.} = 2.43$ بإنحراف المعياري بلغ $\sigma_1 = .603$. أما متوسط طلاب نسبهم في شهادة السودانية محصورة في الفئة (71%−76%) في المستوى التحصيل في معدل التراكمي بلغ $\bar{Y}_{2.} = 2.57$ وبإنحراف معياري $\sigma_2 = .817$. أما بالنسبة لمتوسط طلاب نسبهم في شهادة السودانية أكثر من 77% فقد بلغ $\bar{Y}_{3.} = 2.74$ وبالإنحراف المعياري $\sigma_3 = .607$. كما أن المتوسط العام بلغ $\bar{Y}_{..} = 2.65$.

4-8-3: تحليل التباين:

جدول (4-42) تحليل التباين للمجموعات حسب معدل التراكمي

مصادر الإختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات	القيمة المحسوبة(F)	القيمة الإحتمالية(sig)
بين المجموعات	2	3.724	1.862	4.042	.018
بين العينات	321	147.866	.461		
الكلي	323	151.590			

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول أعلاه وبالإعتماد على قيمة الإحتمال الحرج (sig) والذي بلغة قيمته .018 وهي أقل من .05 مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة، عليه نستنتج وجود فروق معنوية بين طلاب نسبهم في شهادة السودانية محصورة في الفئة (أقل من 70%) وطلاب نسبهم في شهادة السودانية محصورة في الفئة (71%-76%) ومتوسط طلاب نسبهم في شهادة السودانية أكثر من 77% في المستوى التحصيل في المعدل التراكمي وهذا يعني أن متغير نسبة الشهادة السودانية له تأثير معنوياً على تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي للفصول الدراسي (السابق، الحالي)، وكان إيتا تربيع 0.025.

عليه يمكن تفسير0.025 على إنها حجم التأثير معتدل، وهذه يعني أن متغير نسبة الشهادة السودانية يفسر نسبة 2.5% من التباين الكلي في الدرجات تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي.

4-8-4: الإختبارات البعدية Post Hoc:

أوضحت نتائج إختبارF في جدول تحليل التباين (4-42) على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات مجموعات الطلاب في معدل التراكمي. نتائج إختبارLSD في الجدول (4-43) أدناه تبين مصادر هذه الفروق.

جدول (4−43) إختبار LSD للمقارنات البعدية حسب معدل التراكمي

	نوع(I)	نوع (J)	متوسط الفرق (I – J)	الخطأ في الفرق	Sig
LSD	أقل من 70%	76%−71%	−.14	.130	.278
		أكثر من 77%	.30	.122	.041
	71%−76%	أقل من 70%	.14	.278	.278
		أكثر من 77%	−.16	.054	.054
	أكثر من 77%	أقل من 70%	.30*	.122	.013
		76%−71%	.16	.084	.054

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من الجدول(4−78) أعلاه نلاحظ ان المقارنة الأولى كانت بين مجموعة طلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (أقل من 70%) ومجموعة طلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (71%−76%) حيث كان متوسط الفروق $(\overline{Y}_{1.}-\overline{Y}_{2.})$ يساوي 14. لصالح مجموعة طلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (أقل من 70%)، وقد كانت هذه الفروق غير دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $\text{sig} = 0.278$ وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. أما المقارنة الثانية فكانت بين مجموعة طلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (أقل من 70%) ومجموعة طلاب نسبهم في الشهادة السودانية أكبر من77% فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{1.}-\overline{Y}_{3.})$ بينهما بلغ 0.30 لصالح مجموعة طلاب نسبهم في الشهادة السودانية أكبر من77%. وكانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى المعنوية $\text{sig} = 0.013$ وهو أقل من 0.05 مستوى المعنوية المعتمد. بينما المقارنة الثالثة فكانت بين مجموعة طلاب نسبهم في الشهادة السودانية أكبر من77% ومجموعة طلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (أقل من 70%) فكانت متوسط الفروق $(\overline{Y}_{1.}-\overline{Y}_{3.})$ يساوي 0.30 لصالح مجموعة طلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة أكبر من77%. وقد كانت هذه الفروق دالة إحصائياً، حيث بلغ مستوى الدلالة $\text{sig} = .013$ وهو أقل بكثير من 0.05 مستوى المعنوية

المعتمد. ومن النتائج نستنتج أنه تحصيل طلاب نسبهم في الشهادة السودانية أكبر من77% أكثر تحصيلاً من الطلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (أقل من 70%) وطلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (71%–76%) وأن أداء طلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (أقل من 70%) لايختلف كثيراً عن أداء وطلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (71%–76%).

جدول (4–44) تصف المجموعات المتجانسة حسب معدل التراكمي

	المجموعات	أحجام	Subset for alpha=0.05	
			1	2
L. S. D	(أقل من 70%)	73	2.43	
	(71%–76%)	101	2.57	2.57
	أكبر من77%	186		2.74
	Sig		0.462	.364

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4–44) أعلاه أظهر إختبار ان المجموعة الفرعية (1) تضمنت متوسطات طلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (أقل من 70%) وطلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (71%–76%)، وهذا يعني أن المجموعات متجانسة ولاتختلف عن بعضها البعض إختلافاً دالاً إحصائياً من حيث الأداء. إلا أن المجموعة الفرعية رقم (2) تضمنت متوسطات الطلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (71%–76%) والطلاب نسبهم في الشهادة السودانية أكبر من77%، نستنتج من ذلك أنه يمكن معاملة طلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (أقل من 70%) وطلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (–76% 71%) بمعاملة وأحدة.

4-9: إختبار t لعينتين مستقلتين:

4-9-1: إحصاءات الوصفية

جدول (4-45) الإحصاءات الوصفية للجنس حسب معدل التراكمي

الجنس	أحجام	متوسط	إنحراف المعياري
أنثى	251	2.71	.664
ذكر	73	2.47	.728

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4-45) أعلاه يتبين لنا أن المتوسط تحصيل طالبات في المستوى التحصيل في معدل التركمي بلغ $\overline{Y}_{1.} = 2.71$ بإنحراف المعياري بلغ $\sigma_1 = .664$. أما متوسط طلاب في المستوى التحصيل في معدل التراكمي بلغ $\overline{Y}_{2.} = 2.47$ وبإنحراف معياري $\sigma_2 = .728$.

4-9-2: إختبار فرق بين متوسطين مستقلتين (جنس):

جدول (4-46) إختبار لعينات المستقلة

	إختبار ليفني		إختبار t المتوسطات						
	F	Sig	T	درجات الحرية	Sig	متوسط الفرق	الخطأ في الفرق	فترة الثقة 95% الأدنى	فترة الثقة 95% الأعلى
تباينات متساوية	3.02	.083	2.65	322	.008	.239	.090	.062	.417
تباينات مختلفة			2.52	109.19	.013	.239	.095	.051	.428

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

يتضمن الجدول (4-46) (الجزء الثاني) بيانات عن قيمة (t) المحسوبة ودرجات الحرية والإحتمال، ومتوسط، والفرق بين الخطأ المعياري، وفترة الثقة. في حالتين:

- الحالة الأولى: في حالة إفتراض وجود تجانس Assumed Equal variances.

- الحالة الثانية: في حالة إفتراض عدم وجود تجانس.

Assumed Not Equal variances

وبناء على نتائج إختبار Levene للتجانس الموجودة في الجزء الأول يتم تحديد أيا من الحالتين سيتم الإعتماد على نتائجها. ويلاحظ هنا ان قيمة (Sig (P. Value في إختبار Levene تساوي 0.083 وهي أكبر من مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة 0.05، بالتالي فإننا نقبل الفرض العدمي بأن هناك تجانس،أي أن تباين المجتمع المسحوبة منه العينة الأولى يساوي تباين المجتمع المسحوبة منه العينة الثانية. ومن ثم سنعتمد على النتائج إختبار (t) لعينتين مستقلتين في حالة إفتراض التجانس.

جدول (4–47) نتائج إختبار (t) في حالة عيتين مستقلتين

قيمة (t) المحسوبة	درجات الحرية	متوسط العينة		قيمة إحتمالية Sig
		الأولى	الثانية	
2.653	322	2.71	2.47	.008

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

يلاحظ من نتائج هذه الإختبار إن قيمة الإحتمالية تساوي 008. وهي أقل من مستوى المعنوية، بالتالي فإننا نرفض الفرض العدمي ونقبل الفرض القائلة بأن متوسط المعدلات التراكمية لطالبات في كلية العلوم أكبر من متوسط المعدلات التراكمية لطلاب كلية العلوم. بمعنى أخر أن الفروق بين الجنسين معنوية.

4-9-3: إحصاءات الوصفية

جدول (4-48) الإحصاءات الوصفية لمدرسة الثانوية حسب معدل التراكمي:

إنحراف المعياري	متوسط	أحجام	الجنس
.670	2.62	77	خاصة
.691	2.66	247	حكومية

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4-48) أعلاه يتبين لنا أن المتوسط تحصيل طلاب الذين درسه بالمدارس الخاصة في المستوى التحصيل في معدل التركمي بلغ $\overline{Y}_{1.} = 2.62$ بإنحراف المعياري بلغ $\sigma_1 = .670$. أما متوسط طلاب مدارس الحكومية في المستوى التحصيل في معدل التراكمي بلغ $\overline{Y}_{2.} = 2.66$ وبإنحراف معياري $\sigma_2 = .691$.

4-9-4: إختبار فرق يبن متوسطين مستقلتين (مدرسة الثانوية):

جدول (4-49) إختبار لعينات المستقلة

	إختبار ليفني		إختبار t المتوسطات						
	F	Sig	T	درجات الحرية	Sig	متوسط الفرق	الخطأ في الفرق	فترة الثقة 95% الأدنى	الأعلى
تباينات متساوية	.004	.951	-.408	322	.683	-.037	.090	-.213	.140
تباينات مختلفة			-.415	130.38	.679	-.037	.088	-.211	.130

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

يتضمن الجدول (4-49) (الجزء الثاني) بيانات عن قيمة (t) المحسوبة ودرجات الحرية والإحتمال، ومتوسط، والفرق بين الخطأ المعياري، وفترة الثقة. في حالتين:

- الحالة الأولى: في حالة إفتراض وجود تجانس Assumed Equal variances.

- الحالة الثانية: في حالة إفتراض عدم وجود تجانس Assumed Not Equal variances.

وبناء على نتائج إختبار Levene للتجانس الموجودة في الجزء الأول يتم تحديد أيا من الحالتين سيتم الإعتماد على نتائجها. ويلاحظ هنا ان قيمة Sig (P.Value) في إختبار Levene تساوي 0.951 وهي أكبر من مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة 0.05، بالتالي فإننا نقبل الفرض العدمي بأن هناك تجانس، أي أن تباين المجتمع المسحوبة منه العينة الأولى يساوي تباين المجتمع المسحوبة منه العينة الثانية. ومن ثم سنعتمد على النتائج إختبار (t) لعينتين مستقلتين في حالة إفتراض التجانس.

جدول (4–50) نتائج إختبار (t) في حالة عينتين مستقلتين

قيمة (t) المحسوبة	درجات الحرية	متوسط العينة		قيمة إحتمالية Sig
		الأولى	الثانية	
-.408	322	2.66	2.62	.683

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

يلاحظ من نتائج هذه الإختبار إن قيمة الإحتمالية تساوي 683. وهي أكبر من مستوى المعنوية، بالتالي فإننا نقبل الفرض العدمي بان متوسط درجات الطلاب الذين درسو بالمدارس الخاصة في كلية العلوم تساوي متوسط درجات الطلاب الذين درسو بالمدارس الحكومية في كلية العلوم. بمعنى أخر أن الفروق بين طلاب المدارس الخاصة وطلاب المدارس حكومية غير معنوية.

4-9-5: إحصاءات الوصفية

جدول (4-51) الإحصاءات الوصفية للطبيعة العمل حسب معدل التراكمي

طبيعة العمل	أحجام	متوسط	إنحراف المعياري
يعملون	43	2.33	.680
لايعملون	277	2.77	.667

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4-51) أعلاه يتبين لنا أن متوسط تحصيل الطلاب الذين طبيعة عملهم يعملون في المستوى التحصيل في معدل التركمي بلغ $\bar{Y}_{1.} = 2.33$ بإنحراف المعياري بلغ $\sigma_1 =.680$. أما متوسط طلاب مدارس الحكومية في المستوى التحصيل في معدل التراكمي بلغ $\bar{Y}_{2.} = 2.77$ وبإنحراف معياري $\sigma_2 =.667$.

4-9-7: إختبار فرق بين متوسطين مستقلتين (طبيعة العمل):

جدول (4-52) إختبار لعينات المستقلة

	إختبار ليفني		إختبار t المتوسطات					فترة الثقة 95%	
	F	Sig	T	درجات الحرية	Sig	متوسط الفرق	الخطأ في الفرق	الأدنى	الأعلى
تباينات متساوية	.460	.498	-3.516	318	.001	-.386	.110	-.601	-.170
تباينات مختلفة			-3.467	55.29	.001	-.386	.111	-.608	-.163

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

يتضمن الجدول (4-52) (الجزء الثاني) بيانات عن قيمة (t) المحسوبة ودرجات الحرية والإحتمال، ومتوسط، والفرق بين الخطأ المعياري، وفترة الثقة. في حالتين:

- الحالة الأولى: في حالة إفتراض وجود تجانس Assumed Equal variances.

- الحالة الثانية: في حالة إفتراض عدم وجود تجانس

.Assumed Not Equal variances

وبناء على نتائج إختبار Levene للتجانس الموجودة في الجزء الأول يتم تحديد أيا من الحالتين سيتم الإعتماد على نتائجها. ويلاحظ هنا ان قيمة Sig (P.Value) في إختبار Levene تساوي 0.498 وهي أكبر من مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة 0.05، بالتالي فإننا نقبل الفرض العدمي بأن هناك تجانس،أي أن تباين المجتمع المسحوبة منه العينة الأولى يساوي تباين المجتمع المسحوبة منه العينة الثانية. ومن ثم سنعتمد على النتائج إختبار (t) لعينتين مستقلتين في حالة إفتراض التجانس.

جدول (4−53) نتائج إختبار (t) في حالة عيتين مستقلتين

قيمة (t) المحسوبة	درجات الحرية	متوسط العينة		قيمة إحتمالية Sig
		الأولى	الثانية	
−3.516	318	2.71	2.33	.001

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

يلاحظ من نتائج هذه الإختبار إن قيمة الإحتمالية تساوي 001. وهي أقل من مستوى المعنوية، بالتالي فإننا نقبل الفرض البديلة بان متوسط درجات الطلاب الذين طبيعة عملهم يعملون أقل من متوسط درجات الطلاب الذين طبيعة عملهم لايعملون. بمعنى أخر أن الفروق بين الطلاب طبيعة عملهم يعملون والطلاب طبيعة عملهم لايعملون معنوية.

4−9−8: إختبار فرق بين متوسطين مستقلتين (حالة الإجتماعية):

جدول (4−54) إختبار لعينات المستقلة

	إختبار ليفني		إختبار t المتوسطات						
	F	Sig	T	درجات الحرية	Sig	متوسط الفرق	الخطأ في الفرق	فترة الثقة 95% الأدنى	الأعلى
تباينات متساوية	0.98	754.	−2.385	322	.018	−.33	.139	−.605	−.06
تباينات مختلفة			−2.561	30.406	.016	−.33	.130	−.596	−.07

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

يتضمن الجدول (4–54) (الجزء الثاني) بيانات عن قيمة (t) المحسوبة ودرجات الحرية والإحتمال، ومتوسط، والفرق بين الخطأ المعياري، وفترة الثقة. في حالتين:

- الحالة الأولى: في حالة إفتراض وجود تجانس Assumed Equal variances.
- الحالة الثانية: في حالة إفتراض عدم وجود تجانس Assumed Not Equal variances.

وبناء على نتائج إختبار Levene للتجانس الموجودة في الجزء الأول يتم تحديد أيا من الحالتين سيتم الإعتماد على نتائجها. ويلاحظ هنا ان قيمة Sig (P. Value) في إختبار Levene تساوي 0.98 وهي أكبر من مستوى المعنوية المعتمد في هذه الدراسة 0.05، بالتالي فإننا نقبل الفرض العدمي بأن هناك تجانس، أي أن تباين المجتمع المسحوبة منه العينة الأولى يساوي تباين المجتمع المسحوبة منه العينة الثانية. ومن ثم سنعتمد على النتائج إختبار (t) لعينتين مستقلتين في حالة إفتراض التجانس.

جدول (4–55) نتائج إختبار (t) في حالة عيتين مستقلتين

قيمة (t) المحسوبة	درجات الحرية	متوسط العينة		قيمة إحتمالية Sig
		الأولى	الثانية	
-2.385	322	2.68	2.35	.018

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

يلاحظ من نتائج هذه الإختبار إن قيمة الإحتمالية تساوي 013. وهي أقل من مستوى المعنويـة، بالتـالي فإننـا نـرفض الفـرض العـدمي بـان متوسـط درجـات الطـلاب الـذين حـالتهم الإجتماعية في كلية العلوم لا تساوي متوسط درجات الطلاب حالتهم الإجتماعية غير متزوجين في كلية العلوم. بمعنى أخر أن الفرق بين الطلاب متزوجين والطلاب غير متزوجين معنوية.

4-9-9: إحصاءات الوصفية

جدول (4-56) الإحصاءات الوصفية لحالة الإجتماعية حسب معدل التراكمي

إنحراف المعياري	متوسط	أحجام	حالة الإجتماعية
.629	2.35	26	متزوجين
.684	2.68	298	غير متزوجين

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

من جدول (4-56) أعلاه يتبين لنا أن متوسط تحصيل الطلاب الذين حالتهم الإجتماعية متزوجين في المستوى التحصيل في معدل التركمي بلغ $\overline{Y}_{1.} = 2.35$ بإنحراف المعياري بلغ $\sigma_1 =.629$. أما متوسط طلاب حالتهم الإجتماعية في المستوى التحصيل في معدل التراكمي بلغ $\overline{Y}_{2.} = 2.68$ وبإنحراف معياري $\sigma_2 =.684$.

4-10: تطبيق نموذج تحليل الإنحدار الخطي المتعدد:

إن الهدف الأساسي من تطبيق نموذج تحليل الإنحدار الخطي المتعدد إختبار ما إذا كان هنالك تأثير معنوياً من قبل المتغيرات (النسبة الشهادة السودانية، معدل الفصل الحالي، معدل الفصل السابق) على مستوى التحصيل في المعدل التراكمي.

4-11: العلاقات بين المتغيرات الدراسة:

الجدول (4-57) يوضح مصفوفة الإرتباطات البسيطة بين كل متغيرين من متغيرات الدراسة ومستويات المعنوية لهذه المعاملات.

الجدول (4–57) مصفوفة الإرتباطات البسيطة لمتغيرات الدراسة ومستويات المعنوية لها:

المتغيرات	نسبة شهادة السودانية	معدل فصل الحالي	معدل فصل السابق	معدل التراكمي
نسبة شهادة السودانية	1	.161** .004	.202** .000	.246** .000
معدل فصل الحالي	.161** .004	1	.704** .000	.782** .000
معدل فصل السابق	.202** .000	.704** .000	1	.764** .000
معدل التراكمي	.246** .000	.782** .000	.764** .000	1

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss ** الإرتباط معنوي عند مستوى الدلالة 010. إختبار من طرفين.

تبين من الجدول (4–57) أعلاه الآتي:

- وجود علاقة إرتباط طردية وقوية ومعنوية بين المتغيرات (معدل الفصل السابق(X_4) ، معدل الفصل الحالي X_5) والمتغير التابع معدل التراكميY.
- وجود علاقة إرتباط طردية وضعيفة ومعنوية بين المتغيرات (النسبة الشهادة السودانية X_3) والمتغير التابع معدل التراكميY.

4–12: طريقة الإنحدارات الممكنة:

للتوصل إلى أحسن معادلة بإستخدام هذه الطريقة تم بناء (8) نموذجاً خطياً بإستخدام برنامج التحليل الإحصائي SPSS ولخص النتائج في الجدول (4–58) أدناه:

جدول رقم(4–58): تحليل التباين وتقدير المعلمات بإستخدام طريقة كل الإنحدارات الممكنة

رقم	p	المتغيرات المستقلة	تقدير المعلمات بطريقة المربعات الصغرى					
			SSR	SSE	β_0	β_3	β_4	β_5
1	2	X_3	9.153	147.871	2.270	.155	—	—
2	2	X_4	88.398	62.191	854.	—	.679	—
3	2	X_5	92.746	58.844	.847	—	—	.690
4	3	X_3X_4	88.759	62.831	.750	.049	.673	—
5	3	X_3X_5	94.018	57.571	.788	.091	—	.030
6	3	X_4X_5	106.405	45.185	.538	—	.375	.428
7	4	$X_3X_4X_5$	107.476	44.114	.190	.106	.362	.425

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

وبتطبيق المعادلات (3–20)،(3–21) تم حساب مقاييس المفاضلة، MSE_p، C_p، R_p^2 لكل المعادلات الإنحدارية التي تم توفيقها، فبالنسبة للنموذج رقم (1) نجد أن:

$$C_p = \frac{SSE\left(X_1،X_2، \dots ،X_p\right)}{MSE\left(X_1،X_2، \dots ،X_K\right)} - (n - 2p)$$

$$C_p = \frac{147.871}{.140} - (324 - (2 * 2)) = 736.22$$

$$R_p^2 = \frac{SSR\left(X_1،X_2، \dots ،X_p\right)}{SST} = \frac{3.718}{151.590} = .025$$

$$MSE_p = \frac{SSE_P}{n - K - 1} = \frac{147.871}{324 - 1 - 1} = .459$$

وبإتباع نفس الطريقة يمكن حسابMSE_p، C_p، R_p^2 لبقية النماذج الأخرى. والنتائج التي تم الحصول عليها في الجدول (4–58) كمايلي:

النموذج	R_p^2	$\bar{R}_p^2$	MSE_p	C_p
1	.025	.021	.459	736.22
2	.583	.582	.196	129.36
3	.612	.611	.183	98.31
4	.586	.583	.196	317.55
5	.626	.624	.176	92.29
6	.702	.700	.141	8.68
7	.705	.702	.140	2

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

عند المقارنة بين النماذج التي تم توفيقها لغرض ترشيع النموذج الأفضل سوف تتم المقارنة من خلال قيم (MSE_p، C_p، R_p^2)، ومن الجدول (4−58) أعلاه نجد أن أفضل نموذج له أعلى قيمة لــ$\bar{R}_p^2$ أو R_p^2 وأقل قيمة لكل من MSE_p و C_p هو النموذج الذي يضم المتغيرات { نسبة شهادة السودانية، معدل الفصل السابق، معدل الفصل الحالي}.

حيث: $C_p =$ و $MSE_p = .140$

كما بلغ معامل التحديد $R_p^2 = .705$ وهي قيمة عالية جداً توضح لنا مقدار مساهمة المتغيرات المستقلة في إحداث التغيرات التي تطرأ على مستوى تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي إذ يمكن القول بأن 70.5% من التغيرات في المستوى التحصيل في المعدل التراكمي بسبب كل من { نسبة شهادة السودانية، معدل الفصل السابق، معدل الفصل الحالي}، وأن 29.5% من التغيرات في مستوى التحصيل في معدل التراكمي يرجع إلى عوامل عشوائية أخرى لايمكن للنموذج تفسيرها. كما بلغ معامل التحديد المعدل $\bar{R}_p^2 = .702$.

ومن الجدول (4−58) يمكن صياغة النموذج المقدر بالصورة الأتية:

$$Y_i = .417 + .0.057X_{3i} + .367X_{4i} + .429X_{5i}$$

13-4: طريقة الإنحدار المتدرج:

جدول (4-59) طريقة الإنحدار المتدرج

المجموع	رقم نموذج	عدد المعلمات (النموذجP)	معدلات الإنحداري المقدر	مقاييس المفاضلة			
				R_p^2	$\overline{R}_p^2$	MSE_p	C_p
A	1	2	X_3	.025	.021	.459	736.22
	2	2	X_4	.583	.582	.196	129.36
	3	2	X_5	.612	.611	.183	98.31
B	4	3	X_5X_3	.626	.624	.176	92.90
	5	3	X_5X_4	.702	.700	.141	8.68
C	6	4	$X_5X_4X_3$	.705	.702	.140	2

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

النموذج	R	R_p^2	$\overline{R}_p^2$	MSE_p	C_p
1	.838	.702	.700	.141	8.68
2	.840	.705	.702	.140	2

من الجدول (4-59) نلاحظ أنه تم ترشيح نموزجين لإنتخاب بإستخدام هذه الطريقة، وعند المفاضلة بين هذه النماذج نجد أن أفضل نموذج له أعلى قيمة R_p^2 أو $\overline{R}_p^2$ وأقل قيمة لكل من MSE_p و C_p هو نموذج رقم (2) وهو نفس النموذج الذي تم الحصول عليها بطريقة كل الإنحدارات الممكنة. وهو الآتي:

$$Y_i = .417 + .0.057X_{3i} + .367X_{4i} + .429X_{5i}$$

14-4: طريقة الحذف الخلفي:

لإختيار أفضل النموذج بإستخدام هذه الطريقة تم الإعتماد أيضاً على نتائج برنامج التحليل الإحصائي SPSS. لخصت النتائج بالجدول (4-60) أدناه:

جدول (4–60) طريقة الحذف الخلفي

النموذج		المعلمات المقدر غير قياسية		معلمات المقدر القياسية	القيمة المحسوبة لإختبار t	قيمة الإحمالية Sig	معامل الإرتباط الجزي
		$\acute{\beta}$	S.E				
1	ثابت	.417	.103	___	4.056	.000	___
	X_3	.057	.030	.057	1.870	.062	.154
	X_4	.367	.038	.413	9.601	.000	.470
	X_5	.429	.038	.487	11.398	.000	4536
1	ثابت	.538	.080	___	6.754	.000	___
	X_4	.375	.038	.413	9.601	.000	.4818
	X_5	.429	.038	.487	11.398	.000	.5338

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

النموذج	R	R_p^2	$\overline{R}_p^2$	MSE_p	C_p
1	.840	.705	.702	.140	2
2	.838	.702	.700	.141	8.68

من الجدول (4–60) نلاحظ أنه تم نموذجين إنتخاب عند إستخدام هذه الطريقة، نموذج يضم جميع المتغيرات المستقلة ونموذج مخفض يحتوي على المتغيرين المستقلين فقط، وعند المفاضلة بين هذه النماذج نجد أن أفضلهم هو النموذج رقم (1) وهو نفس النموذج الذي تم الحصول عليها بالطريقة السابقة. وهو كالآتي

$$Y_i = .417 + .0.057X_{3i} + .367X_{4i} + .429X_{5i}$$

4–15: طريقة الإختيار الأمامي:

هذه الطريقة تم الحصول على نتائجها أيضاً بإستخدام برنامج التحليل الإحصائي SPSS

كما بالجدول (4–61) أدناه:

جدول (4-61) طريقة الإختيار الأمامي

المجموع	رقم نموذج	عدد المعلمات (النموذجP)	معدلات الإنحداري المقدر	مقاييس المفاضلة			
				R_p^2	$\bar{R}_p^2$	MSE_p	C_p
A	1	2	X_3	.025	.021	.459	736.22
	2	2	X_4	.583	.582	.196	129.36
	3	2	X_5	.612	.611	.183	98.31
B	4	3	X_5X_3	.626	.624	.176	92.90
	5	3	X_5X_4	.702	.700	.141	8.68
C	6	4	$X_5X_4X_3$	.705	.702	.140	2

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج *spss*

النموذج	R	R_p^2	$\bar{R}_p^2$	MSE_p	C_p
1	.838	.702	.700	.141	8.68
2	.840	.705	.702	.140	2

من الجدول (4-61) أعلاه نلاحظ أن نتائج هذه الطريقة تطابق تماماً نتائج طريقة الإنحدار المتدرج، عليه فإن النموذج الأفضل هو:

$$Y_i = .417 + 0.057X_{3i} + .367X_{4i} + .429X_{5i}$$

ملاحظة:

عند مقارنة نتائج جميع طرق الإختيار الأربعة بإستخدام مقاييس المفاضلة نجد أنها متطابقة، حيث أجمعت على نموذج أو معادلة واحدة هي الأفضل تساعد في التنبوء بمستوى التحصيل في المعدل التراكمي.

4-16: تفسير المعلمات المقدرة:

$\acute{\beta}_0 = .417$: يشير هذا المقدار إلى أنه إذا كانت جميع المتغيرات المستقلة مساوية للصفر فإن متوسط الطالب في المعدل التراكمي سيكون0.417 .

$\acute{\beta}_3 = 0.057$: تمثل معدل التغير الذي يطرأ على مستوى تحصيل الطالب في معدل التراكمي نتيجة لتغير مستوى نسبة الشهادة السودانية بوحدة قياس واحدة، وبما أن قيمة موجبة فهذا يعني أن زيادة نسبة الشهادة السودانية بمقدار واحدة صحيح فإن الزيادة في المعدل التراكمي سوف تكون 0.057 .

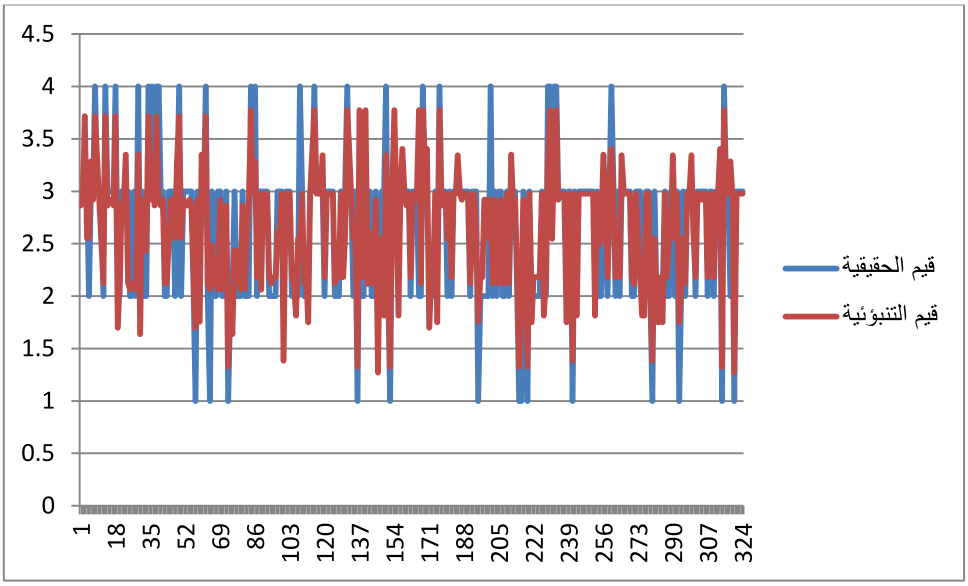
$\acute{\beta}_4 = .367$: تمثل معدل التغير الذي يطرأ على مستوى تحصيل الطالب في معدل التراكمي نتيجة لتغير مستوى في المعدل الفصل السابق بوحدة قياس ولحدة، وبما أن قيمة موجبة فهذا يعني أن زيادة المعدل الفصل السابق بمقدار واحدة صحيح فإن الزيادة في المعدل التراكمي سوف تكون (0.367).

$\acute{\beta}_5 = .429$: تمثل معدل التغير الذي يطرأ على مستوى تحصيل الطالب في المعدل التراكمي نتيجة لتغير مستوى المعدل الفصل الحالي بوحدة قياس واحدة، وبما أن قيمة موجبة فهذا يعني أن زيادة المعدل الفصل الحالي بمقدار واحد صحيح فإن الزيادة في المعدل التراكمي سوف تكون (0.429).

$4-17$: تقيم قدرة التنبوئية للنموذج:

لقيم القدرة التنبوئية للنموذج الذي تم توفيقه كأفضل نموذج إنحدار تمثل البيانات الدراسة تم حساب معامل ثايل بإستخدام الصيغة، حيث بلغت قيمة $U = 0.33$ وهذه القيمة قريبة من الصفر، وهذا دليل واضح على أن القدرة التنبؤئية للنموذج المختار كبيرة. والشكل يبين مدى التقارب بين منحنى القيم الحقيقية لمستوى التحصيل في المعدل التراكمي والقيم المتنبأ بها من النموذج المقدر.

شكل البياني رقم (4-23) منحنى قيم الحقيقية ومنحنى قيم التنبوئية



مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج Excel

4-17: إختبارات مربع كاي:

4-17-1: اختبار الفرضيات:

تم إختبار فرضيات الدراسة من خلال إيجاد الأوساط الحسابية الموزونة (قوة الإجابة) والإنحرافات المعيارية لكل عبارة من عبارات الاستبيان، وذلك حسب فرضيات الدراسة حيث إشتملت فرضيات الدراسة على العبارات ذات الصلة بموضوع الدراسة وجميع هذه العبارات أسئلة وصفية حسب مقياس ليكرت الخماسي (موافق بشدة، موافق، محايد، غير موافق، غير موافق بشدة). لإيجاد المتوسطات الحسابية الموزنة تم إعطاء وزن لكل إجابة كالاتي :

أعطى الرقم :

5	لإجابات المبحوثين	(موافق بشدة)
4	لإجابات المبحوثين	(موافق)
3	لإجابات المبحوثين	(محايد)
2	لإجابات المبحوثين	(غير موافق)

1 لإجابات المبحوثين (غير موافق بشدة)

الوزن (4.6 –5) الإجابات اقرب إلى الوزن موافق بشدة "5"

الوزن (3.6–4.5) الإجابات اقرب إلى الوزن موافق "4"

الوزن (2.6–3.5) الإجابات اقرب إلى الوزن محايد "3"

الوزن (1.6–2.5) الإجابات اقرب إلى الوزن غير موافق "2"

الوزن (1.0 – 1.5) الإجابات اقرب إلى الوزن غير موافق بشدة "1"

- كذلك تم حساب الإنحراف المعياري لجميع بنود الاستبيان وذلك لمعرفة درجة التجانس بين إجابات المبحوثين حول عبارات الفرضية المعينة فكلما كانت النتيجة واحد فأقل دل ذلك على تجانس إجابات المبحوثين.
- التجانس بين إجابات المبحوثين لا يدل على أن جميع المبحوثين متفقين على فقرات الفرضيات وإنما هنالك أراء مخالفة، لذلك يمكن حساب الفروقات ما بين إجابات المبحوثين، فإذا كانت الفروقات معنوية، دل ذلك على قبول الفرضية ، لذلك يمكن مقارنة مستوى الدلالة المعنوية (sig) مع مستوى الدلالة المعنوية (0.05) فإذا كانت قيمة (sig) أقل من (0.05) دل ذلك على وجود فروقات معنوية.

1-الفرضية الأولى: الطالب هو أحدى العوامل المؤثرة في تدني تحصله الأكاديمي:

جدول (4–62) الإجابات المبحوثين حول الفرضية الأولى:

العبارات	العدد/ النسبة				
	أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1- كثرة غياب الطالب عن المحاضرات.	132	118	24	35	15
2- ضعف الدافع للدراسة.	135	111	38	25	15
3- القلق الزائد من الدراسة والإختبارات.	103	116	43	41	21
4- الإنشغال الزائد بمتابعة الفضائيات والإنترنت معظم الوقت.	166	75	34	28	21
5- الأحساس بالضغط النفسي.	136	102	52	19	15

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

إختبار الإستقلالية:

إختبار الفرضية القائلة بان هنالك إستقلال بين أسئلة الفرضية أعلاه ودرجة الموافقة.

جدول (4–63) نتائج إختبار $كا^2$ لإستقلال ظاهرتين

درجات الحرية	إحصائي إختبار (χ^2)	قيمة الإحتمالية Sig (P.Value)
20	114.678	.000

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول (4–63) أعلاه نجد إن قيمة P.Value تساوي 0.000 وهي أقل بكثير من مستوى المعنوية 05.، وبالتالي فإننا نرفض فرضية العدم ونقبل فرضية القائلة بان هناك علاقة بين الأسئلة ودرجة الموافقة أي بمعنى أخر توجد علاقة بين الصفوف (الأسئلة) والأعمدة (درجة الموافقة). بماأن صفوف والأعمدة غير مستقلان يمكن جمعهما في صف وأحدة أو عمود واحدة.

لمعرفة أراء المبحوثين في عينة الدراسة نحو مدى تحقق هذه الفرضية تم حساب المتوسطات الحسابية الموزونة (قوة الإجابة) والانحرافات المعيارية لإجابة المبحوثين لكل عبارة من عبارات الفرضية الأولى

جدول (4−64) : الوسط الحسابي و الانحراف المعياري لإجابات أفراد عينة الدراسة حول الفرضية الأولى:

جدول (4−64)

العبارات	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الوسط أقرب	
			الوزن	الدرجة
1− كثرة غياب الطالب عن المحاضرات.	3.98	1.155	4	موافق
2− ضعف الدافع للدراسة.	4.01	1.124	4	موافق
3− القلق الزائد من الدراسة والإختبارات.	3.74	1.215	4	موافق
4− الإنشغال الزائد بمتابعة الفضائيات والإنترنت معظم الوقت.	4.04	1.145	4	موافق
5− الأحساس بالضغط النفسي.	4.00	1.111	4	موافق

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

- يُلاحظ من الجدول (4−64) أن الوسط الحسابي لجميع العبارات تتراوح بين (3.74−4.04) وهذا يشير إلى أن إجابات المبحوثين نحو هذه العبارات تسير إلى موافقتهم على أن الطالب هو سبب في تدنى تحصيله الأكاديمي.
- أما الانحراف المعياري لهذه العبارات كانت بالتقريب الواحد وهذا يشير إلى تجانس إجابات المبحوثين أي متفقون عليها.

جدول (4-65) يوضح قيمة مربع كآي بالإضافة إلى درجات الحرية والقيمة الاحتمالية لإجابات المبحوثين حول الفرضية الأولى:

العبارات	قيمة مربع كآي	درجات الحرية	القيمة الاحتمالية
1- جهل الطالب بأنظمة وقوانين الجامعة.	49.920	4	.000
2- كثرة غياب الطالب عن المحاضرات.	191.031	4	.000
3- ضعف الدافع للدراسة.	182.790	4	.000
4- القلق الزائد من الدراسة والإختبارات.	108.654	4	.000
5- الإنشغال الزائد بمتابعة الفضائيات والإنترنت معظم الوقت.	224.796	4	.000
6- الأحساس بالضغط النفسي.	172.759	4	.000

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss .

كانت القيمة الاحتمالية (sig) أو مستوى الدلالة لجميع عبارات الفرضية الأولى أقل من 0.05 وهذا يدل على أن هنالك فروق ذات دلالة إحصائية بين إجابات المبحوثين حول العبارات.

2-الفرضية الثانية: الأستاذ هو أحدى العوامل المؤثرة في تدني مستوى التحصيل الأكاديمي لطالب:

جدول (4–66) الإجابات المبحوثين حول الفرضية الثانية:

العبارات	العــــــــــدد/ النسبة				
	أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1– ضعف العلاقة بين الأستاذ والطالب.	96	92	46	75	15
2– ضعف الكفاءة الأكاديمية للأستاذ.	93	107	54	54	16
3– كثرة الأسئلة والصعوبة وقلة الزمن في بعض الإختبارات.	148	101	24	39	12
4– استخدام الوسائط المتعددة لها دور فى زيادة نسبة الاستيعاب	150	98	45	24	7

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

إختبار الإستقلالية:

إختبار الفرضية القائلة بان هنالك إستقلال بين أسئلة الفرضية أعلاه ودرجة الموافقة.

جدول (4–67) نتائج إختبار كا^2 لإستقلال ظاهرتين

درجات الحرية	إحصائي إختبار (χ^2)	قيمة الإحتمالية Sig (P.Value)
12	70.833	.000

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول(4–67) أعلاه نجد إن قيمة P.Value تساوي 0.000 وهي أقل بكثير من مستوى المعنوية 05.، وبالتالي فإننا نرفض فرضية العدم ونقبل فرضية القائلة بان هناك علاقة بين الأسئلة ودرجة الموافقة أي بمعنى أخر توجد علاقة بين الصفوف (الأسئلة) والأعمدة (درجة الموافقة). بماأن صفوف والأعمدة غير مستقلان يمكن جمعهما في صف وأحدة أو عمود واحدة.

لمعرفة أراء المبحوثين في عينة الدراسة نحو مدى تحقق هذه الفرضية تم حساب المتوسطات الحسابية الموزونة (قوة الإجابة) والانحرافات المعيارية لإجابة المبحوثين لكل عبارة من عبارات الفرضية الثانية.

جدول (4–68) : الوسط الحسابي و الانحراف المعياري لإجابات أفراد عينة الدراسة حول الفرضية الثانية:

العبارات	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الوسط أقرب	
			الوزن	الدرجة
1- ضعف العلاقة بين الأستاذ والطالب.	3.55	1.260	4	محايد
2- ضعف الكفاءة الأكاديمية للأستاذ.	3.64	1.155	4	موافق
3- كثرة الأسئلة والصعوبة وقلة الزمن في بعض الإختبارات.	4.03	1.124	4	موافق
4- استخدام الوسائط المتعددة لها دور فى زيادة نسبة الاستيعاب	4.11	1.215	4	موافق

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

- يُلاحظ من الجدول (4–68) أن الوسط الحسابي لجميع العبارات تتراوح بين (3.55–4.11) وهذا يشير إلى أن إجابات المبحوثين نحو هذه العبارات تسير إلى موافقتهم على أن الأستاذ هو أحدى عوامل الموثرة على تدني في معدل التراكمي.
- أما الانحراف المعياري لهذه العبارات كانت الواحد تقريباً وهذا يشير إلى تجانس إجابات المبحوثين أي متفقون عليها.

جدول (4-69) يوضح قيمة مربع كآي بالإضافة إلى درجات الحرية والقيمة الاحتمالية لإجابات المبحوثين حول الفرضية الثانية:

العبارات	قيمة مربع كآي	درجات الحرية	القيمة الاحتمالية
1- ضعف العلاقة بين الأستاذ والطالب.	71.772	4	.000
2- ضعف الكفاءة الأكاديمية للأستاذ.	80.105	4	.000
3- كثرة الأسئلة والصعوبة وقلة الزمن في بعض الإختبارات.	206.031	4	.000
4- استخدام الوسائط المتعددة لها دور فى زيادة نسبة الاستيعاب	212.327	4	.000

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss .

كانت القيمة الاحتمالية (sig) أومستوى الدلالة لجميع عبارات الفرضية الأولى أقل من 0.05 وهذا يدل على أن هنالك فروق ذات دلالة إحصائية بين إجابات المبحوثين حول العبارات.

3- الفرضية الثالثة: الأسرة هو أحدى العوامل المؤثرة في تدني المستوى تحصل الأكاديمي:

جدول(4-70) الإجابات المبحوثين حول الفرضية الثالثة:

العبارات	العـــــــــدد/ النسبة				
	أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1- عدم وجود تشجيع من قبل أسره الطالب وتوفير الجو النفسي الآمن للدراسة والاستذكار.	71	95	30	78	50
2- وجود بعض المسئوليات من الطالب تجاه الأسره عليه القيام بها.	75	136	29	61	23
3- إجبار الطالب على إختيار تخصص معين وفق رغبة (الأسره).	108	114	27	46	29
4- إنخفاض دخل أسرة وعدم القدرة على شراء المستلزمات الدراسية.	47	101	58	78	40

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

إختبار الإستقلالية:

إختبار الفرضية القائلة بان هنالك إستقلال بين أسئلة الفرضية أعلاه ودرجة الموافقة.

جدول (4−71) نتائج إختبار كا^{2} لإستقلال ظاهرتين

درجات الحرية	إحصائي إختبار (χ^2)	قيمة الإحتمالية Sig (P.Value)
12	74.950	.000

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول (4−71) أعلاه نجد إن قيمة P.Value تساوي 0.000 وهي أقل بكثير من مستوى المعنوية 05.، وبالتالي فإننا نرفض فرضية العدم ونقبل فرضية القائلة بان هناك علاقة بين الأسئلة ودرجة الموافقة أي بمعنى أخر توجد علاقة بين الصفوف (الأسئلة) والأعمدة (درجة الموافقة). بما أن صفوف والأعمدة غير مستقلان يمكن جمعهما في صف وأحدة أو عمود واحدة.

لمعرفة أراء المبحوثين في عينة الدراسة نحو مدى تحقق هذه الفرضية تم حساب المتوسطات الحسابية الموزونة (قوة الإجابة) والانحرافات المعيارية لإجابة المبحوثين لكل عبارة من عبارات الفرضية الثالثة.

جدول (4-72): الوسط الحسابي والانحراف المعياري لإجابات أفراد عينة الدراسة حول الفرضية الثالثة:

العبارات	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الوسط أقرب	
			الوزن	الدرجة
1- عدم وجود تشجيع من قبل أسره الطالب وتوفير الجو النفسي الآمن للدراسة والاستذكار.	3.18	1.260	3	محايد
2- وجود بعض المسئوليات من الطالب تجاه الأسره عليه القيام بها.	3.55	1.155	4	موافق
3- إجبار الطالب على إختيار تخصص معين وفق رغبة (الأسره).	3.70	1.124	4	موافق
4- إنخفاض دخل أسرة وعدم القدرة على شراء المستلزمات الدراسية.	3.11	1.215	3	موافق

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

يُلاحظ من الجدول (4-72) أن الوسط الحسابي لجميع العبارات تتراوح بين (3.11-3.70) وهذا يشير إلى أن إجابات المبحوثين نحو هذه العبارات تسير إلى محايد وموافقتهم على أن الأسرة هو أحدى عوامل الموثرة في تدني في معدل التراكمي.

أما الانحراف المعياري لهذه العبارات كانت الواحد تقريباً وهذا يشير إلى تجانس إجابات المبحوثين أي متفقون عليها.

جدول (4-73) يوضح قيمة مربع كآي بالإضافة إلى درجات الحرية والقيمة الاحتمالية لإجابات المبحوثين حول الفرضية الثالثة:

العبارات	قيمة مربع كآي	درجات الحرية	القيمة الاحتمالية
1- عدم وجود تشجيع من قبل أسره الطالب وتوفير الجو النفسي الآمن للدراسة والاستذكار.	39.429	4	.000
2- وجود بعض المسئوليات من الطالب تجاه الأسره عليه القيام بها.	126.802	4	.000
3- إجبار الطالب على إختيار تخصص معين وفق رغبة (الأسره).	113.438	4	.000
4- إنخفاض دخل أسرة وعدم القدرة على شراء المستلزمات الدراسية.	38.006	4	.000

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss .

كانت القيمة الاحتمالية (sig) أومستوى الدلالة لجميع عبارات الفرضية الأولى أقل من 0.05 وهذا يدل على أن هنالك فروق ذات دلالة إحصائية بين إجابات المبحوثين حول العبارات.

4- الفرضية الرابعة: الكلية هي أحدى العوامل المؤثرة في تدني المستوى تحصل الأكاديمي:

جدول (4-74) الإجابات المبحوثين حول الفرضية الرابعة:

العبارات	العدد/ االنسبة				
	أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1- قلة المراجع المرتبطة بالمقررات الدراسية.	120	86	44	60	14
2- عدم توفر التوجيه والإرشاد الأكاديمي الكافى.	114	107	53	42	8
3- عدم إعطاء الطالب الجديد فكرة عامة عن تخصصات الكلية.	136	108	30	41	9
4- إجبار الطالب على إختيار قسم معين حسب مجموعها في الثانوية.	137	81	52	41	13

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

إختبار الإستقلالية:

إختبار الفرضية القائلة بان هنالك إستقلال بين أسئلة الفرضية أعلاه ودرجة الموافقة.

جدول (4−75) نتائج إختبار كا^2 لإستقلال ظاهرتين

درجات الحرية	إحصائي إختبار (χ^2)	قيمة الإحتمالية Sig (P.Value)
12	78.989	.000

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

من الجدول (4−75) أعلاه نجد إن قيمة P.Value تساوي 0.000 وهي أقل بكثير من مستوى المعنوية 05.، وبالتالي فإننا نرفض فرضية العدم ونقبل فرضية القائلة بان هناك علاقة بين الأسئلة ودرجة الموافقة أي بمعنى أخر توجد علاقة بين الصفوف (الأسئلة) والأعمدة (درجة الموافقة). بما أن صفوف والأعمدة غير مستقلان يمكن جمعهما في صف وأحدة أو عمود واحدة.

لمعرفة أراء المبحوثين في عينة الدراسة نحو مدى تحقق هذه الفرضية تم حساب المتوسطات الحسابية الموزونة (قوة الإجابة) والانحرافات المعيارية لإجابة المبحوثين لكل عبارة من عبارات الفرضية الرابعة.

جدول (4-76) : الوسط الحسابي والانحراف المعياري لإجابات أفراد عينة الدراسة حول الفرضية الرابعة:

العبارات	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الوسط أقرب	
			الوزن	الدرجة
1- قلة المراجع المرتبطة بالمقررات الدراسية.	3.73	1.253	4	موافق
2- عدم توفر التوجيه والإرشاد الأكاديمي الكافى.	3.85	1.113	4	موافق
3- عدم إعطاء الطالب الجديد فكرة عامة عن تخصصات الكلية.	3.99	1.128	4	موافق
4- إجبار الطالب على إختيار قسم معين حسب مجموعها في الثانوية.	3.89	1.201	4	موافق

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

- يُلاحظ من الجدول (4-76) أن الوسط الحسابي لجميع العبارات تتراوح بين (3.20- 3.99) وهذا يشير إلى أن إجابات المبحوثين نحو هذه العبارات تسير إلى وموافقتهم على أن الكلية هو أحدى عوامل الموثرة في تدني في معدل التراكمي.
- أما الانحراف المعياري لهذه العبارات كانت الواحد تقريباً وهذا يشير إلى تجانس إجابات المبحوثين أي متفقون عليها.

جدول (4-77) يوضح قيمة مربع كآي بالإضافة إلى درجات الحرية والقيمة الاحتمالية لإجابات المبحوثين حول الفرضية الرابعة:

العبارات	قيمة مربع كآي	درجات الحرية	القيمة الاحتمالية
1- لوائح الكلية صارمة ضد الطالب.	54.951	4	.000
2- قلة المراجع المرتبطة بالمقررات الدراسية.	100.815	4	.000
3- عدم توفر التوجيه والإرشاد الأكاديمي الكافى.	124.796	4	.000
4- عدم إعطاء الطالب الجديد فكرة عامة عن تخصصات الكلية.	182.512	4	.000
5- إجبار الطالب على إختيار قسم معين حسب مجموعها في الثانوية.	137.173	4	.000

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

كانت القيمة الاحتمالية (sig) أومستوى الدلالة لجميع عبارات الفرضية الأولى أقل من 0.05 وهذا يدل على أن هنالك فروق ذات دلالة إحصائية بين إجابات المبحوثين حول العبارات.

الفصـــــــل الخامـــــــــس

النتائج والتوصيـــــــــــات

5-1: النتائج:

توصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

1- وجود فروق معنوية بين المتوسطات طلاب القبول العام في التحصيل الأكاديمي مقارنة بمتوسطات طلاب القبول الخاص.

2-عدم وجود فروق معنوية بين المتوسطات طلاب القبول الخاص في التحصيل الأكاديمي مقارنة بمتوسطات طلاب القبول الموازي والتجسير.

3-غالبية الطلاب المفصولين حتى الفصل الدراسي الحالي من الطلاب القبول الخاص والموازي.

4-هنالك تأثيراً من قبل متغير نوع القبول على مستوى التحصيل في المعدل التراكمي حيث أنه يفسر ما نسبته 0.64% من التباين الكلي في درجات تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي.

5- وجود فروق معنوية بين المتوسطات طلاب الغير متزوجين في التحصيل الأكاديمي مقارنة بمتوسطات الطلاب المتزوجين.

6- وجود فروق معنوية بين المتوسطات طلاب قسم الإحصاء في التحصيل الأكاديمي مقارنة بمتوسطات طلاب قسم الرياضيات وقسم الكيمياء.

7- وجود فروق معنوية بين المتوسطات طلاب نسبهم في شهادة السودانية أكبر من77% في التحصيل الأكاديمي مقارنة بمتوسطات الطلاب نسبهم في الشهادة السودانية في الفئة (76%-71%).

8- وجود فروق معنوية بين المتوسطات طلاب على حسب جنس الطالب في التحصيل الأكاديمي.

9- وجود فروق معنوية بين المتوسطات طلاب طبيعي العملهم لا يعملون في التحصيل الأكاديمي مقارنة بمتوسطات الطلاب طبيعة عملهم يعملون.

10- عدم وجود فروق معنوية بين المتوسطات طلاب المستوى الدراسي الثلاثة (الثاني، الثالث، الرابع) في التحصيل الأكاديمي.

11- هنالك تأثيراً من قبل متغير حالة الإجتماعية على مستوى التحصيل في المعدل التراكمي حيث أنه يفسر ما نسبته 0.024 من التباين الكلي في درجات تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي.

12- هنالك تأثيراً من قبل متغير القسم على مستوى التحصيل في المعدل التراكمي حيث أنه يفسر ما نسبته 0.047 من التباين الكلي في درجات تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي.

13- هنالك تأثيراً من قبل متغير نسبة الشهادة السودانية على مستوى التحصيل في المعدل التراكمي حيث أنه يفسر ما نسبته 0.073 من التباين الكلي في درجات تحصيل الطلاب في المعدل التراكمي.

14- هنالك تأثيراً من قبل متغير جنس على مستوى التحصيل في المعدل التراكمي.

15- هنالك تأثيراً من قبل متغير طبيعي العمل على مستوى التحصيل في المعدل التراكمي.

16- إذا كانت البيانات موضع الدراسة موزعة توزيعاً طبيعياً فإن تباين حد الخطأ سيكون متجانس إلا أن عدم تحقيق هذا الشرط لا يؤثر كثيراً في دقة النتائج إذا زاد حجم العينة عن 15 مفردة لكل مستوى ولكل متغير، أما إذا كانت أحد مستويات المتغير أقل من 15 مفردة، فإن النتائج سوف تكون مضللة.

17-هنالك تأثيراً معنوية من قبل المتغيرات {نسبة الشهادة السودانية، معدل الفصل السابق، معدل الفصل الحالي} في إحداث التغيرات التي تطرأ على مستوى التحصيل في المعدل التراكمي كبيرة حيث بلغت قيمة معامل التحديد 0.705.

18- أفضل نموذج إنحدار تم توفيقه هو الذي يضم المتغيرات {نسبة الشهادة السودانية، معدل الفصل السابق، معدل الفصل الحالي} وهو:

$$Y_i = .417 + .0.057X_{3i} + .367X_{4i} + .429X_{5i}$$

19- قدرة التنبوئية لإفضل نموذج تم توفيقه كبيرة وذلك إعتماداً على قيمة معامل ثايل المحسوبة والبالغة 0.328 حيث أنها قريبة من صفر.

20- الأستاذ هو أحدى العوامل المؤثرة على تدني مستوى التحصيل الأكاديمي لطالب.

21- الطالب هو أحدى العوامل المؤثرة على تدني مستوى تحصيله الأكاديمي.

22- الأسرة هو أحدى العوامل المؤثرة على تدني مستوى التحصيل الأكاديمي لطالب.

23- الكلية هو أحدى العوامل المؤثرة على تدني مستوى التحصيل الأكاديمي لطالب.

5-2: التوصيات:

على ضوء النتائج التي توصلت إليها الدراسة يمكن التوصية بالآتي:

1-على الطلاب المنزرين في الفصل الدراسي السابق أو الحالى بذل مزيد من جهد في الفصل الدراسي التالي.

2- تكثيف الأشراف الأكاديمي على الطلاب الذين يتعرضون لحالات المشاكل الأكاديمية.

3- قبول طلاب القبول الخاص بنسبة مئوية لا تقل كثيراً عن النسبة المحددة للقبول العام.

4- قبول طلاب كلية العلوم ذوي التحصيل الأكاديمي العالي مما يساعد في تخرج كوادر مؤهلة تساعد في إصلاح وتطوير التعليم بالبلاد.

5- إستخدام نموذج تحليل التباين ذي الإتجاه الواحد في الدراسات التي تضم ثلاثة مستويات للعامل فأكثر.

6- إستخدام نموذج تحليل الإنحدار الخطي المتعدد الذي تم توفيقه في التنبوء بالمعدل التراكمي للطالب.

7- توسيع الدراسة الحالية لتشمل كليات النظرية والتطبيقية ولجميع فصول الدراسية.

8-على الكلية توفير المراجع ذات الصلة بالمقررات الدراسية.

9- على الأسرة تهئية جو وتوفير المستلزمات الدراسية للأبناءهم الطلاب.

10- زيادة الدورات التدريبية للأساتذة لذيادة الأداء.

11- على طالب إدارة وقته بطريقة مثلى.

المراجـــــــــــــــــــــــــــــــــــع:

1| حنا أمير هرمز، (1990م) "إحصاء الرياضي" دار مديرية للنشر والتوزيع، الموصل.

2| نتر وآخرون ترجمة كنجو إسماعيل وآخرون (2000م) "نماذج إحصائية خطية وتطبيقية إنحدار.

3| تاليف دومنيك سالفلور ترجمة سعدية حافظ "الإحصاء والإقتصاد القياسي" الطبعة الخامسة العربية 2001م.

4| عصام الدين، (2002م) "العوامل المؤثرة على مستوى التحصيل الأكاديمي في المعدل التراكمي. دراسة تحليلية"، رسالة ماجستير، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا.

5| بلال محمد الزغبي وآخرون، (2004م) "النظام الإحصائي"، دار وائل للنشر، عمان| رام الله.

6| السر أمل، (2005م) "دراسة إحصائية للعوامل المؤثرة على التحصيل الدراسي لطلاب الشهادة الثانوية بإستخدام التحليل العاملي"، رسالة ماجستير، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا.

7| ربيع أسامه أمين، (2007م) "التحليل الإحصائي" الطبعة الثانية، مصر.

8| صبحي محمد أبوصالح، (2009م) "الطرق الإحصائية"، دار البازوري العلمية للنشر والتوزيع، الأردن، عمان.

9| ياسين حسن طعمة وآخرون، (2012م) "الإحصاء الإستدلالي"، دار صفاء للنشر والتوزيع، عمان.

10| حسين محمد محمد وآخرون، (2012م) "مبادي الإحصاء والإحتمالات ومعالجتها"، دار صفاء للنشر والتوزيع،عمان.

11/.(WWW.SUSTECH.EDU ، موقع الجامعة السودان)

الملاحـــــــــــــــــــــــــــــق

بسم الله الرحمن الرحيم

السلام عليكم ورحمة الله تعالى وبركاته

الموضوع: إستبيان: عن أهم العوامل المؤثرة على التحصيل الأكاديمي لطلاب كلية العلوم.

يمثل هذا الإستبيان جزءاً من دراسة ميدانية يجريها الباحثون لنيل درجة البكالويوس في الإحصاء التطبيقي بعنوان: دراسة تحليلية لمعرفة أهم العوامل المؤثرة على التحصيل الأكاديمي لطلاب كلية العلوم، ونشكر لكم حسن تعاونكم ونامل أن تقدموا آرائكم حول عبارات الإستبيان علماً بأن البيانات المطلوبة تستخدم لغرض الدراسة الميدانية فقط وتحاط بكامل السرية.

القسم الاول: البيانات الشخصية:

1-النوع : انثى ∏ ذكر ∏

2-الحالة الإجتماعية:

متزوج ∏ غير متزوج ∏

3-طبيعة العمل يعمل∏ لا يعمل∏

القسم الثاني: البيانات الأكاديمية:

1- مدرسة التي درست فيها مرحلة الثانوية: مدرسة خاصة ∏ مدرسة حكومية ∏

2-النسبة الشهادة السودانية: اقل من 70% ∏ 71%-76% ∏ 77 فأكثر ∏

3- نوع القبول: عام∏ خاص ∏ موازي ∏ تجسير∏

4- القسم: رياضيات ∏ إحصاء ∏ فيزياء ∏ كيمياء ∏ مختبرات علمية فيزياء∏ مختبرات علمية كيمياء∏

5- **المستوى الدراسي:** الثاني ∏ الثالث∏

الرابع∏

6- **المعدل الفصلي الحالي:**

اقل من واحد ∏ 1-2 ∏ من 2.1-2.99 ∏ 3 فاكثر∏

7- **المعدل الفصلي السابق:**

اقل من واحد∏ من 1-2∏ من 2.1-2.99 ∏ 3 فاكثر∏

8- **المعدل التراكمي:**

اقل من واحد ∏ من 1-2∏ من 2.1-2.99 ∏ 3 فاكثر∏

عزيزي الطالب: من وجهة نظرك اي من العوامل الأتية تمثل سبباً لعوامل مؤثرة على التحصيل الأكاديمي لبعض الطلاب وإلى أي درجة توافقني على كون هذا العوامل سبباً رئيسياً في تدني التحصيل الأكاديمي.

الرجاء التكرم بوضع علامة √ أمام مستوى الموافقة المناسب:

القسم الثالث: مشكلات مرتبطة بالطالب:

من العوامل المؤدية إلى إنخفاض معدل التراكمي للطالب (مرتبطة بالطالب):						
الرقم	**العبارة**	**الإجابة**				
		أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1	جهل الطالب بأنظمة وقوانين الجامعة.					
2	كثرة غياب الطالب عن المحاضرات.					
3	ضعف الدافع للدراسة.					
4	القلق الزائد من الدراسة والإختبارات.					
5	الإنشغال الزائد بمتابعة الفضائيات والإنترنت معظم الوقت.					
6	الأحساس بالضغط النفسي.					

القسم الرابع: المشكلات المرتبطة بالأستاذ:

من العوامل المؤدية إلى إنخفاض المعدل التراكمي للطالب (مرتبطة بالأستاذ):						
الرقم	العبارة	الإجابة				
		أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1	ضعف العلاقة بين الأستاذ والطالب.					
2	ضعف الكفاءة الأكاديمية للأستاذ.					
3	كثرة الأسئلة والصعوبة وقلة الزمن في بعض الإختبارات.					
4	استخدام الوسائط المتعددة لها دور فى زيادة نسبة الاستيعاب					

القسم الخامس: مشكلات مرتبطة بالأسرة:

من العوامل المؤدية إلى إنخفاض المعدل التراكمي للطالب (مرتبطة بالأسره):						
الرقم	العبارة	الإجابة				
		أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1	عدم وجود تشجيع من قبل أسره الطالب وتوفير الجو النفسي الآمن للدراسة والاستذكار.					
2	وجود بعض المسئوليات من الطالب تجاه الأسره عليه القيام بها.					
3	إجبار الطالب على إختيار تخصص معين وفق رغبة (الأسره).					
4	إنخفاض دخل أسرة وعدم القدرة على شراء المستلزمات الدراسية.					

القسم السادس: مشكلات مرتبطة بالكلية:

من العوامل المؤدية إلى إنخفاض المعدل التراكمي للطالب (مرتبطة بالكلية):						
الرقم	**العبارة**	**الإجابة**				
		أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1	لوائح الكلية صارمة ضد الطالب.					
2	قلة المراجع المرتبطة بالمقررات الدراسية.					
3	عدم توفر التوجيه والإرشاد الأكاديمي الكافي.					
4	عدم إعطاء الطالب الجديد فكرة عامة عن تخصصات الكلية.					

جنس	**حالة إجتماعية**	**طبيعية العمل**	**مدرسة الثانوية**	**نسبة الشهادة السودانية**	**نوع القبول**	**القسم**	**مستوى دراسي**	**معدل الفصل الحالي**	**معدل الفصل**	**معدل التراكمي**
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	أكثر من 3	أكثر من 3	2.99-2.4
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2،39-2	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	أكثر من 3	2.99-2.4
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	إحصاء	الثالث	أكثر من 3	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	موازي	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2،39-2	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
ذكر	عازب	لايعمل	خاصة	71%-76%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	إحصاء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثالث	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	65%-70%	خاص	إحصاء	الثالث	2،39-2	أقل من 2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	موازي	إحصاء	الثالث	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	71%-76%	خاص	إحصاء	الرابع	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الرابع	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الرابع	أكثر من 3	2.99-2.4	2.99-2.4

ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	خاص	إحصاء	الثاني	2.4-2.99	أقل من 2	2.4-2.99
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	إحصاء	الثاني	2-2،39	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	65%-70%	عام	إحصاء	الثاني	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثاني	2-2،39	2-2،39	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	إحصاء	الثاني	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثاني	أكثر من 3	2.4-2.99	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	71%-76%	عام	إحصاء	الثاني	أقل من 2	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثاني	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	71%-76%	عام	إحصاء	الثاني	2-2،39	2.4-2.99	2-2،39
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	إحصاء	الثاني	2-2،39	2.4-2.99	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الرابع	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الرابع	2.4-2.99	أكثر من 3	أكثر من 3
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	خاص	إحصاء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الرابع	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	65%-70%	تجسير	إحصاء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	خاص	إحصاء	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثاني	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2-2،39	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	65%-70%	خاص	فيزياء	الرابع	أكثر من 3	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	فيزياء	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	لايعمل	خاصة	65%-70%	خاص	م.كيمياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	65%-70%	عام	م.كيمياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	مطلق	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	2-2،39	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	.	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	أقل من 2	2-2،39	أقل من 2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	.	خاصة	أكثر من 77%	خاص	إحصاء	الثالث	2-2،39	أقل من 2	2-2،39
ذكر	عازب	يعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	أكثر من 3	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	خاص	م.كيمياء	الرابع	2-2،39	2-2،39	أقل من 2
ذكر	عازب	.	حكومية	أكثر من 77%	تجسير	م.كيمياء	الرابع	2-2،39	2.4-2.99	2.4-2.99

أنثى	متزوج	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الرابع	أقل من 2	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	يعمل	خاصة	71%-76%	عام	م.كيمياء	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.كيمياء	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	رياضيات	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	موازي	رياضيات	الثالث	أقل من 2	أقل من 2	أقل من 2
ذكر	متزوج	لايعمل	حكومية	71%-76%	خاص	رياضيات	الثالث	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	رياضيات	الثالث	أقل من 2	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	رياضيات	الثالث	2-2،39	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	يعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثالث	2-2،39	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	65%-70%	عام	رياضيات	الثالث	2-2،39	2.4-2.99	2-2،39
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	71%-76%	عام	رياضيات	الثالث	2-2،39	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	71%-76%	عام	رياضيات	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	71%-76%	عام	رياضيات	الثالث	2-2،39	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثالث	2-2،39	2.4-2.99	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	رياضيات	الثالث	2-2،39	أكثر من 3	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثالث	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	رياضيات	الثالث	2.4-2.99	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	رياضيات	الثالث	أقل من 2	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	خاص	كيمياء	الثاني	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	كيمياء	الثاني	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	أرمل	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2-2،39	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	71%-76%	خاص	كيمياء	الثاني	2-2،39	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2-2،39	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	خاص	كيمياء	الثاني	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.4-2.99	2-2،39	2.4-2.99
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2-2،39	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	أقل من 2	أقل من 2	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	أقل من 2	2.4-2.99	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثالث	2-2،39	أقل من 2	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2-2،39	2.4-2.99	2-2،39

أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثالث	2،39-2	2.99-2.4	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	خاص	كيمياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	كيمياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	كيمياء	الثاني	أقل من 2	2،39-2	2،39-2
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	يعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	أكثر من 3	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2.99-2.4	أكثر من 3	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	خاص	فيزياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	.	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	2،39-2	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	أكثر من 3	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	2.99-2.4	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2.99-2.4	2،39-2	2.99-2.4
ذكر	متزوج	يعمل	حكومية	71%-76%	تجسير	م.كيمياء	الثالث	أقل من 2	أقل من 2	أقل من 2
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	أكثر من 3	أكثر من 3	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	أكثر من 3	أكثر من 3	2.99-2.4
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	أقل من 2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2.99-2.4	2،39-2	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	71%-76%	خاص	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	2،39-2	2،39-2
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	71%-76%	تجسير	م.كيمياء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	متزوج	يعمل	حكومية	65%-70%	تجسير	م.كيمياء	الثالث	أقل من 2	أقل من 2	2،39-2
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	تجسير	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	2.99-2.4	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	أقل من 2	2.99-2.4

أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2.99-2.4	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2،39-2	2،39-2	2،39-2
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	%76-%71	عام	م.كيمياء	الثالث	أقل من 2	أقل من 2	أقل من 2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	2،39-2.4	أكثر من 3	2.99-2.4
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	2.99-2.4	أقل من 2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثالث	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	فيزياء	الثالث	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	متزوج	لايعمل	خاصة	%70-%65	عام	رياضيات	الثالث	أكثر من 3	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثالث	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثالث	أكثر من 3	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الرابع	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الرابع	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الرابع	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الرابع	أكثر من 3	أكثر من 3	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	%76-%71	عام	رياضيات	الرابع	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الرابع	2.99-2.4	أكثر من 3	أكثر من 3
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الرابع	2.99-2.4	أكثر من 3	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الرابع	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%70-%65	خاص	رياضيات	الرابع	2.99-2.4	أقل من 2	2،39-2
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الرابع	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الرابع	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الرابع	أكثر من 3	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الرابع	2،39-2	2،39-2	2،39-2
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الرابع	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	يعمل	خاصة	%70-%65	خاص	إحصاء	الرابع	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	متزوج	يعمل	حكومية	%76-%71	خاص	إحصاء	الرابع	أكثر من 3	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الرابع	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	2،39-2	2.99-2.4	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	أقل من 2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	أكثر من 3	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الرابع	2.99-2.4	أكثر من 3	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الرابع	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	خاص	م.كيمياء	الرابع	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الرابع	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	إحصاء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	فيزياء	الثاني	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2

أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	خاصة	%76-%71	عام	رياضيات	الثالث	2.99-2.4	2،39-2	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الرابع	2.99-2.4	أقل من 2	أقل من 2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	%76-%71	خاص	رياضيات	الرابع	2.99-2.4	2.99-2.4	2،39-2
أنثى	عازب	يعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2،39-2	2.99-2.4	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	أكثر من 3
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثاني	2،39-2	2،39-2	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	%76-%71	خاص	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	متزوج	لايعمل	خاصة	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	خاص	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%70-%65	عام	رياضيات	الثاني	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	خاص	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	يعمل	خاصة	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	يعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2،39-2	أقل من 2	أقل من 2
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	%76-%71	خاص	رياضيات	الثاني	2،39-2	2،39-2	أقل من 2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	%76-%71	عام	رياضيات	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	%76-%71	خاص	م.كيمياء	الثاني	أكثر من 3	أقل من 2	أقل من 2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.كيمياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.كيمياء	الثاني	أقل من 2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.كيمياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثاني	أقل من 2	أقل من 2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	أقل من 2	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2،39-2	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3

أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	خاص	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	متزوج	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	أقل من 2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.كيمياء	الثاني	أقل من 2	أقل من 2	أقل من 2
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.كيمياء	الثاني	2،39-2	أقل من 2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	يعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثاني	2،39-2	أقل من 2	2،39-2
ذكر	عازب	يعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	يعمل	خاصة	71%-76%	خاص	م.فيزياء	الثاني	2،39-2	2.99-2.4	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	خاص	م.فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	71%-76%	خاص	م.فيزياء	الثاني	أكثر من 3	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	خاص	م.فيزياء	الثاني	أكثر من 3	2.99-2.4	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
ذكر	متزوج	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2،39-2	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	خاص	كيمياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.99-2.4	أكثر من 3	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	خاص	م.فيزياء	الثاني	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثاني	2،39-2	2،39-2	2،39-2
أنثى	متزوج	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	أقل من 2	2.99-2.4	2،39-2
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2،39-2	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2،39-2	2،39-2	2.99-2.4
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2،39-2	أقل من 2	2،39-2

أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2-2،39	أقل من 2	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	65%-70%	خاص	كيمياء	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	خاص	كيمياء	الرابع	أقل من 2	أقل من 2	أقل من 2
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2-2،39	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	71%-76%	خاص	كيمياء	الرابع	2-2،39	أقل من 2	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	أقل من 2	2-2،39	2-2،39
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	رياضيات	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	كيمياء	الرابع	أقل من 2	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	أرمل	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2-2،39	2.4-2.99	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	2.4-2.99	2-2،39	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثالث	2.4-2.99	أكثر من 3	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثالث	2-2،39	2.4-2.99	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الرابع	أقل من 2	2-2،39	أقل من 2
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	65%-70%	موازي	كيمياء	الثالث	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	كيمياء	الثالث	2-2،39	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	71%-76%	خاص	م.فيزياء	الثالث	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	تجسير	م.فيزياء	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثالث	2.4-2.99	أكثر من 3	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثالث	2.4-2.99	2-2،39	2.4-2.99
ذكر	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثالث	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	71%-76%	خاص	م.فيزياء	الثالث	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	يعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	يعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
ذكر	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2-2،39	2-2،39	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	أكثر من 3	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	71%-76%	عام	م.فيزياء	الرابع	أقل من 2	أقل من 2	أقل من 2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	أكثر من 3	أكثر من 3	أكثر من 3
أنثى	عازب	لايعمل	خاصة	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2.4-2.99	2.4-2.99	2.4-2.99

أنثى	متزوج	لايعمل	حكومية	71%-76%	تجسير	م.فيزياء	الرابع	2.99-2.4	أكثر من 3	2-2،39
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الرابع	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	65%-70%	عام	م.فيزياء	الرابع	أقل من 2	أقل من 2	أقل من 2
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	خاص	م.فيزياء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4
أنثى	عازب	لايعمل	حكومية	أكثر من 77%	عام	م.فيزياء	الثالث	2.99-2.4	2.99-2.4	2.99-2.4

الإجابات المبحوثين حول الفرضية الأولى:

من العوامل المؤدية إلى إنخفاض معدل التراكمي {مرتبطة بالطالب}:

العبارات	درجة الموافقة				
	أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1- جهل الطالب بأنظمة وقوانين الجامعة.	76	101	54	69	24
	23%	31%	17%	21%	8%
2-كثرة غياب الطالب عن المحاضرات.	132	118	24	35	15
	41%	36%	8%	11%	4%
3-ضعف الدافع للدراسة.	135	111	38	25	15
	42%	34%	12%	8%	4%
4-القلق الزائد من الدراسة والإختبارات.	103	116	43	41	21
	32%	36%	13%	13%	6%
5-الإنشغال الزائد بمتابعة الفضائيات والإنترنت معظم الوقت.	166	75	34	28	21
	51%	23%	11%	9%	6%
6-الأحساس بالضغط النفسي.	136	102	52	19	15
	42%	32%	16%	6%	4%

مصدر : إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

الإجابات المبحوثين حول الفرضية الثانية:

من العوامل المؤدية إلى إنخفاض معدل التراكمي {مرتبطة بالأستاذ}:

العبارات	درجة الموافقة				
	أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1- ضعف العلاقة بين الأستاذ والطالب.	96	92	46	75	15
	30%	28%	14%	23%	5%
2- ضعف الكفاءة الأكاديمية للأستاذ.	93	107	54	54	16
	28%	33%	17%	17%	5%
3- كثرة الأسئلة والصعوبة وقلة الزمن في بعض الإختبارات.	148	101	24	39	12
	46%	31%	7%	12%	4%
4- استخدام الوسائط المتعددة لها دور فى زيادة نسبة الاستيعاب	150	98	45	24	7
	46%	30%	14%	7%	3%

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

الإجابات المبحوثين حول الفرضية الثالثة:

من العوامل المؤدية إلى إنخفاض معدل التراكمي {مرتبطة بالأسرة}:

العـــــــــــبارات	درجـــــة المــــــوافقة				
	أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1- عدم وجود تشجيع من قبل أسره الطالب وتوفير الجو النفسي الآمن للدراسة والاستذكار.	71	95	30	78	50
	22%	29%	9%	24%	16%
2- وجود بعض المسئوليات من الطالب تجاه الأسره عليه القيام بها.	75	136	29	61	23
	23%	42%	9%	19%	7%
3- إجبار الطالب على إختيار تخصص معين وفق رغبة (الأسره).	108	114	27	46	29
	34%	35%	8%	14%	9%
4- إنخفاض دخل أسرة وعدم القدرة على شراء المستلزمات الدراسية.	47	101	58	78	40
	15%	31%	18%	24%	12%

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss

الإجابات المبحوثين حول الفرضية الرابعة

من العوامل المؤدية إلى إنخفاض معدل التراكمي {مرتبطة بالكلية}:

العبــــــارات	درجـــــة المـــــــوافقة				
	أوافق بشدة	أوافق	محايد	لا أوافق	لا أوافق بشدة
1- قلة المراجع المرتبطة بالمقررات الدراسية.	120	86	44	60	14
	37%	27%	14%	18%	4%
2- عدم توفر التوجيه والإرشاد الأكاديمي الكافى.	114	107	53	42	8
	35%	33%	16%	13%	3%
3- عدم إعطاء الطالب الجديد فكرة عامة عن تخصصات الكلية.	136	108	30	41	9
	42%	33%	9%	13%	3%
4- إجبار الطالب على إختيار قسم معين حسب مجموعها في الثانوية.	137	81	52	41	13
	42%	25%	16%	13%	4%

مصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج spss