# سلسلة الإحصاء والبحث للعلوم السلوكية والنفسية

# باستخدام

# حزم البرامج الإحصائية

## الجزء الثالث

# تحليل البيانات المتعددة والمتدرجة فى ضوء حجم التأثير

# "SPSS & LISREL"

# Multiple and Multivariate Data Analysis in ligt of Effect size

عبد الناصر السيد عامر

كلية التربية– جامعة قناة السويس

2020م

# فهرس المحتويات

**فهرس المحتويات**

**مقدمة الجزء الثالث**

**الفصل الأول:** مفاهيم أساسية

**الفصل الثانى:** إعداد البيانات للتحليل

**الفصل الثالث:** تحليل التباين أحادى الاتجاه داخل الأفراد (تصميم القياسات المتكررة)

**الفصل الرابع:** التحليل العاملى للتباين أو تحليل التباين ذى اتجاهين بين المجموعات

**الفصل الخامس:** تحليل التغاير (ANCOVA)

**الفصل السادس:** تحليل التباين المتدرج (MANOVA)

**الفصل السابع:** الانحدار المتعدد

**الفصل الثامن:** التحليل العاملى الاستكشافى

**الفصل التاسع:** التحليل العاملى التوكيدى

**الفصل العاشر:** نمذجة المعادلة البنائية

الفصل الحادي عشر: الاختبارات والنماذج الاحصائية في البحث النفسي والتربوي المصري والعربي

**المراجع**

# المقدمة

تتم المعالجة الإحصائية للظواهر الإنسانية والاجتماعية بصورة ذرية جزئية نظرًا لعدم إدراك وإلمام الكثير من الباحثين بالأساليب الإحصائية المتدرجة المتقدمة التى تناسبها حيث تناولت دراسة هذه الظواهر فى ضوء معرفة الباحثين للمعالجات الإحصائية البسيطة وليس ما يجب أن يكون. والظاهرة الإنسانية والاجتماعية معقدة ومتشابكة ومتفاعلة ولدراستها تحتاج إلى أساليب إحصائية تراعى هذا التفاعل والتعقيد، من ثم فالأساليب الإحصائية الأحادية أو الثنائية البسيطة غير ملائمة بالدرجة الكافية لدراستها وعليه كانت الحاجة لإصدار هذا الكتاب الذى تناول أساليب إحصائية متقدمة تتعامل مع متغيرات مستقلة عديدة ومتفاعلة ومتغيرات تابعة عديدة ومتفاعلة وهذا يعكس الواقع الحقيقى لدينامية السلوك الإنسانى.

وفى هذا الكتاب عرضت الأسلوب الإحصائى فى ضوء معالجة منهجية وليست إحصائية فقط وكيفية تحليل بيانات هذه الأساليب فى برنامج SPSS من إدخال وتنفيذ وتفسير نتائج المخرجات وكتابة نتائج الاختبارات فى تقرير البحث وفقًا للجمعية النفسية الامريكية(APA)، كما حاولت بقدر الإمكان البعد عن التعقيدات الحسابية ويعتبر هذا الكتاب دليلًا عمليًا للباحثين فى كافة التخصصات وتناول ان الكتاب اساليب متدرجة فى غاية الاهمية مثل تحليل الانحدار المتعدد وتحليل التغاير وتحليل التباين المتدرج و التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملى التوكيدى ونمذجة المعادلة البنائية، وهي اساليب لا يميل الباحث النفسي والسلوكي والتربوي في البيئة العربية الي توظيفها في دراساته حيث انها تمثل 5% في البحث النفسي التربوي المصري و1.1% من اجمالي الاساليب الاحصائية في البحث النفسي التربوي العربي(عامر، 2012).

والهدف الأساسى من هذا الكتاب هى مساعدة الباحثين على إجراء هذه الاختبارات بدون قلق أو خوف حتى يتمكنوا من استخدامها فى دراساتهم.

وتضمن هذا الكتاب الموضوعات الاتية:

**الفصل الأول** تناول **مفاهيم أساسية** ضرورية لدراسة الأساليب الإحصائية المتدرجة والمتعددة مثل المتغيرات والمنهجية البحثية خاصة التصميمات التجريبية بين المجموعات(المستقلة) وداخل المجموعات(المرتبط)، والتصميمات العاملية. **الفصل الثانى** تضمن **إعداد البيانات للتحليل** متضمنًا المسلمات الواجب توافرها للبيانات مثل حجم العينة المناسب، الاعتدالية، استراتيجية التعامل مع البيانات المفقودة. **الفصل الثالث** تضمن **تحليل التباين داخل المجموعات(المرتبطة)** متضمنًا اختبارات فروض لقضية بحثية وكيفية تنفيذه فى برنامج SPSS وتفسير مخرجاته وحساب القوة الإحصائية. **الفصل الرابع** تضمن **تحليل التباين المتعدد** مفهومه ومناسبته للتصميمات العاملية ومصادر التباين وعرض قضية بحثية وتنفيذها فى SPSS وتقدير حجم التأثير والقوة الإحصائية. **الفصل الخامس** تضمن **تحليل التغاير (ANCOVA)** بنية تحليل التغاير باعتباره أسلوب للضبط الإحصائى للمتغيرات الدخيلة التى تقاس فى التصميمات التجريبية وعرضت قضية بحثية وكيفية صناعة القرار باستخدام خطوات اختبارات الفروض الصفرية وتحليل بياناته فى SPSS وتقدير حجم التأثير والقوة الإحصائية. **الفصل السادس تحليل التباين المتدرج (MANOVA)** باعتباره من انسب الأساليب الإحصائية لدراسة الظواهر النفسية حيث يتعامل مع متغير مستقل واحد فأكثر وأكثر من متغير تابع ويبن التفاعلات بين المتغيرات المستقلة على التفاعل بين المتغيرات التابعة وتناولت قضية بحثية واقعية وكيفية صياغة الأسئلة والفروض البحثية والإحصائية، وتحليل البيانات فى SPSS وتفسير مخرجاته. تناول **الفصل السابع الانحدار المتعدد** ومسلماته وطرائق تحليله، ومثالًا تطبيقيًّا للانحدار المتعدد وتفسير معالمه برنامج SPSS وكيفية تقدير القوة الإحصائية. وتناول **الفصل الثامن التحليل العاملى الاستكشافى (EFA)** مفهومه، مسلماته، طرائق الاستخلاص، طرائق التدوير، وكيفية تحديد عدد العوامل وتفسيرها مع إعطاء مثال لكيفية تنفيذه فى برنامج SPSS. تناول **الفصل التاسع التحليل العامل التوكيدى**، مفهومه، مميزاته، معالمه، وخطوات تنفيذه فى برنامج LISREL. وتناول **الفصل العاشر نمذجة المعادلة البنائية** مفهومها، مميزاتها، معالمها، خطوات بنائها، وتنفيذها فى برنامج LISREL .

وأخيـرًا اتمنـى أن اكـون قـدمت عمـلًا مفيـدًا للبـاحثين لمسـاعدتهم علـى التعامـل مـع القضـايا والظـواهر والمشـكلات النفسـية والاجتماعيـة بمـا يناسـبها مـن أسـاليب إحصـائية متقدمـة تراعـى التفـاعلات البينيـة بـين مسـببات حـدوثها لتمـدنا برؤيـة وتفسـيرًا أكثـر عمقًـا وشـمولية لفهـم هـذه الظـواهر التـى حاولـت الدراسـات فـى البيئـة العربيـة التعامـل معهـا بصـورة جافـة وسـطحية لا تحـاكى واقعهـا الفعلـى ممـا جعـل نتائجهـا غيـر قابلـة للتطبيـق للحيـاة الواقعيـة الفعلية.

**والله الموفق والمستعان**

**أ.د. عبد الناصر السيد عامر**

**استاذ القياس والتقويم والإحصاء النفسى**

**كلية التربية– جامعة قناة السويس**

**adr.abdenasser@yahoo.com**

# الفصل الأول

## مفاهيم أساسية

## Basic Concepts

الظـاهرة الإنسـانية الاجتماعيـة مـن الظـواهر المعقـدة التـى تتعـدد فيهـا المتغيـرات المكونـة لهـا بـل تتفاعـل هـذه المتغيـرات والعوامـل بحيـث تشـكلها وتكونهـا ممـا يصـعب فصـل هـذه المتغيـرات عـن بعضـها الـبعض، ويبـدو أن العمـل الإحصـائى الـذى يتعامـل بهـا معهـا باعتبارهـا مكونـات أو متغيـرات منفصـلة عـن بعضـها الـبعض غيـر مناسـب لدراسـتها مـن ثـم تحتـاج دراسـة هـذه الظـواهر درجـة مـن التعقيـد فـى العمـل الإحصـائى ونمـاذج إحصـائية أكثـر تعقيـدًا مـن كونهـا نمـاذج إحصـائية بسـيطة تتعامـل معهـا فـى ضـوء ثنائيـة مـن المتغيـرات. وفـى هـذا الكتـاب حاولـت عـرض بعـض النمـاذج الإحصـائية الاكثـر ملائمـة واستخدامًا فى دراسة الظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية.

الإحصـاء هـى مجموعـة مـن الطـرق والأسـاليب والاختبـارات يطبقهـا الباحـث لتحليـل بياناتـه فـى محاولـة لفهمهـا وتفسـيرها، وهـى مجموعـة مـن النظريـات والإجـراءات والطـرق تطبق بهدف فهم البيانات، ويرى Hinkle, Wiersma, & Jurs (1994) أن العلوم الاجتماعيـة والسـلوكية مـا كنـت أن توجـد بهـذا الوضـع الان بـدون الإحصـاء. ويـرى Aron, Coups, & Aron (2013) أن الإحصـاء أحـد فـروع الرياضـيات التـى تهـتم بتنظـيم وتحليـل وتفسـير البيانـات. ويشـير Duun (2001) إلـى ان الإحصـاء تركـز علـى الطـرق المناسـبة لجمـع وتبويـب وتحليـل وتفسـير البيانـات وهـذه الطـرق المسـتخدمة لفحـص البيانات توضع فى مجموعة من القواعد والإجراءات يطلق عليها الإحصاء.

**فرعى الإحصاء**

ويوجـد فـرعين أساسـيين مـن الأسـاليب الإحصـائية حيـث تصـنف دراسـة الإحصـاء التصنيفى حسب الهدف من إجراء الدراسة هما:

**الإحصـاء الوصـفى:** يسـتخدم الإحصـاء الوصـفى عنـدما يكـون هدفـه وصـف مجموعـة مـن البيانـات فقـط وتسـتخدم لتصـنيف وتلخـيص البيانـات فـى صـورة مبسـطة كتقـدير المتوسـط أو الانحـراف المعيـارى للبيانـات. فعلـى سـبيل المثـال المـدرس فـى الفصـل يعـد

اختبار تحصيلى لقياس مهارات اللغة العربية ثم يطبقه ويصححه ويعطى درجات للطلاب بعد ذلك يقوم بعرض بيانى لدرجات الطلاب وتقدير متوسط التحصيل وتحديد نسبة النجاح والرسوب فى الفصل.

والإحصاء الوصفى مجموعة من الإجراءات تهدف إلى وصف وتنظيم و تلخيص البيانات بهدف تيسير فهمها والوصول لانطباعات مبدئية عنها، بينما التعمق فى فحص البيانات قبل استخدام الأساليب الإحصائية المتقدمة فإن هذه العملية تسمى تحليل البيانات الاستكشافى Exploratory data analysis (EDA)، و من اهم الأساليب الإحصائية التى تقع تحت الإحصاء الوصفى هى مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت والرسومات البيانية وغيرها.

**الإحصاء الاستدلالى:** بعد وصف البيانات وأصبحنا على وعى بماذا تقول على مستوى وصفى سطحى نهتم بعد ذلك بالإحصاء الاستدلالى وهى تتكون من مجموعة من الإجراءات لعمل تعميمات Generalization عن الحالة فى المجتمع عن طريق دراسة العينات (مجموعات فرعية) التى يتم سحبها من هذه المجتمع، فمثلًا فى تصميم التجارب نحن ندرك أنه من المستحيل تطبيق التجربة على المجتمع ككل ولظروف خاصة بعمليه الضبط والتكلفة والوقت يتم سحب عينات من المجتمع الاصلى Population.

وكما نعلم أن العمل الإحصائى يعتمد على بيانات واهم شئ يتوفر فى هذه البيانات هى جودتها، بمعنى ثباتها يكون مرتفع والتعامل مع بيانات ثباتها أقل من **0.70** دائمًا يؤدى إلى نتائج مشوهة وذلك لان القياسات فى مجملها كانت لأخطاء وليس للظاهرة الحقيقية المراد قياسها. والأساليب الإحصائية ادوات تكون مفيدة للباحثين الذين يحسنون استخدامها فالبداية بالسؤال وتصميم الدراسة الجيد. وفى تحليل البيانات فالإحصاء هى اداة مساعدة للوصول إلى استنتاجات واجابات سليمة بقدر الإمكان، وعلى ذلك فإن الإحصاء لا تكذب انما سوء استخدامها يؤدى إلى قرارات خاطئة.

**التصميم البحثى أو منهج البحث Research Design**

فى العلوم السلوكية والاجتماعية لا بد من استخدام منهج البحث أو طريقة البحث Research method. وفيها يحدد الباحث طبيعة المنهج أو المدخل العام

الـذى يتبعـه للتحقـق مـن فـروض بحثـه، وهـذا يتحـدد مـن خـلال طبيعـة أسـئلة البحـث المطروحـة وبـدوره مـنهج البحـث يحـدد الإجـراءات والخطـوات التـى يتبعهـا الباحـث مـن اختيـار العينـة وتطبيـق أدوات القيـاس والإجـراءات المتبعـة لجمـع البيانـات. وتوجـد العديـد مـن طرائـق البحـث ولكننـا فـى هـذا المقـام نركـز علـى اهـم طـرق البحـث الشـائعة فـى البحـث السـلوكى والنفسـى والاجتمـاعى لأن اسـتخدام هـذه الطـرق يسـمح بالحصـول علـى بيانات وإجراء تحليلات إحصائية معينة وهى:

**اولًا : المـنهج التجريبـى Experimental method** : يهـدف إلـى محاولـة الوصـول إلـى التحقـق مـن وجـود علاقـة السـبب والتـأثير Cause- effect بـين متغيـرين مـن خـلال تجربـة أحـدهما يطلـق عليـه المتغيـر المسـتقل أو المتغيـر التجريبـى أو متغيـر المعالجـة هـو يخضـع لسـيطرة وتحكـم الباحـث ويجـب أن يمتلـك علـى الأقـل مسـتويين وتسـمى شـروط أو عوامـل Factors، أحـدهما شـرط المعالجـة Treatment والآخـر شـرط الضـبط Control، بينمـا المتغيـر الآخـر يسـمى بـالمتغير التـابع أو المتغيـر المحـك Criterion أو المتغيـر النـاتج Outcome ويشـار إليـه بنتـائج أو مخرجـات التجربـة مثـل التحصـيل والابتكارية. ولدراسة السببية من خلال تجربة فلا بد أن تتضمن إجراءات صارمة منها:

- المعالجة لمتغير تجريبى مراد دراسته Manipulation.
- الضبط لكل المتغيرات الدخيلة التى يمكن أن تؤثر فى المتغير التابع.
- العشـوائية Randomization فـى اختيـار عينـة البحـث وكـذلك عشـوائية فـى توزيـع المشـاركين علـى مجموعـات التجربـة بطريقـة تحـدث درجـة كبيـرة مـن التكـافؤ Equivalence أو التجانس.
- المقارنـة بـين درجـات المعالجـات المختلفـة وهـى المجموعـات التجريبيـة (التـى تتلقـى المعالجـة) والمجموعـة الضـابطة (لا تتلقـى المعالجـة أو تتلقـى مسـتوى آخـر مـن المعالجـة)، فـالفرق بـين نـواتج المعالجـات دليـل علـى أن المعالجـة (المتغيـر المسـتقل) هى المسبب للتغيرات فى الدرجات المتغير التابع.

وعلـى ذلـك فـأى تجربـة تتضـمن أربـع مكونـات أساسـية لاسـتنتاج السـببية هـى المعالجـة، العشـوائية، الضـبط، والمقارنـة. فمـثلًا إسـتراتيجية التـدريس هـى (المعالجـة) أو المتغيـر

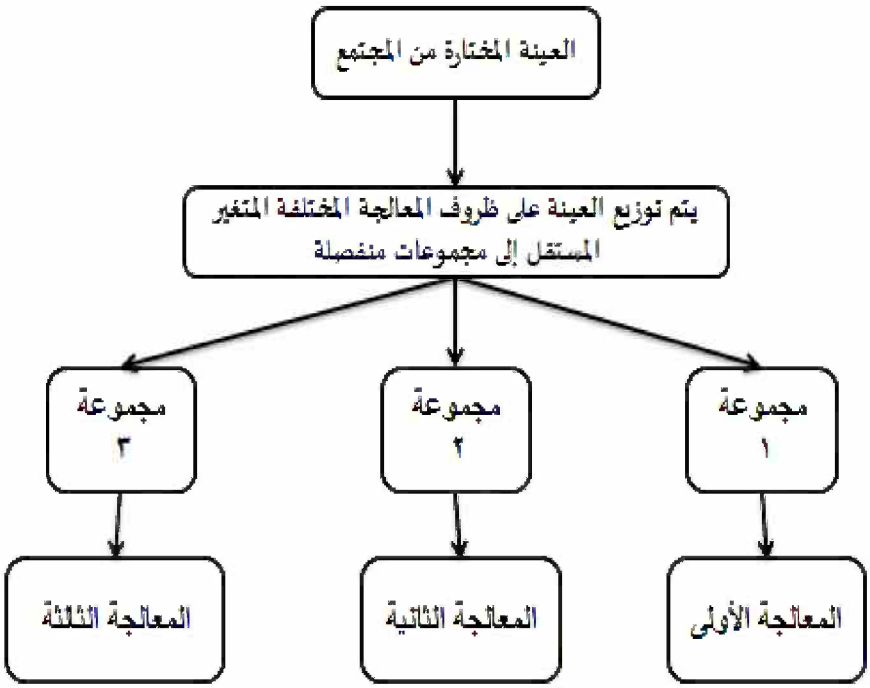
المستقل (تقليدية-عصف ذهنى) والتحصيل تابع أو ناتج، العلاج السلوكي(المعالجة) بينما خفض الاكتئاب التابع (ناتج)، إستراتيجية طرح التساؤل الذاتى (المعالجة) بينما الفهم القرائى التابع (الناتج).

وعليه فإن معالجة مستويات المتغير المستقل (عالي- منخفض أو معالجة-لامعالجة) وتوزيع أفراد العينة عشوائيًا على مجموعات أو مستويات المعالجة وضبط المتغيرات الدخيلة هى سمات البحث التجريبى. والمنهج التجريبى يتضمن تصميمات عديدة منها(Shadish & Cook, 2002):

**1. تصميم بين الأفراد أو المجموعات Between-subjects design**: السمة الأساسية لهذه التصميمات هو المقارنة بين مجموعات مختلفة من الأفراد وتوزيعهم عشوائيًا على مستويات ومعالجات المتغير المستقل وبالتالى توجد مجموعة أو مجموعات تجريبية Experimental group(s) ومجموعة ضابطة Control group ويطلق عليه التصميم التجريبى للقياسات المستقلة Independent measures experimental Design وفيه تتم المقارنة بين المجموعات و تحديد الفروق بينهما.

**خصائص تصميمات بين الأفراد أو المجموعات**

السمة الأساسية لهذا التصميم هى المقارنة بين مجموعات مختلفة من الأفراد. وفى هذا النوع من التصميمات فالباحث يعالج المتغير المستقل لخلق ظروف معالجة مختلفة ومجموعات مختلفة من المشاركين يتم توزيعهم على الظروف المختلفة من المتغير المستقل، ثم يقاس المتغير التابع على كل فرد يقوم الباحث بفحص البيانات للبحث عن وجود فروق بين المجموعات.




الشكل (1.1): بنية تصميم بين المجموعات أو الأفراد.

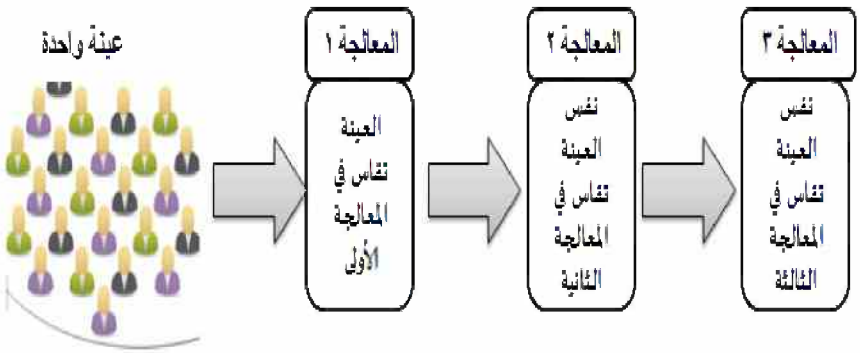
والهدف من هذه النوعية من التصميمات تحديد ما إذا كانت توجد فروق بين مجموعتين أو معالجتين فأكثر. مثلًا أراد الباحث المقارنة بين طريقتين للعلاج (معالجتين) لتحديد أيهما أكثر فعالية من الأخرى فى هذه الحالة يقوم بأخذ مجموعتين منفصلتين من الأفراد؛ كل مجموعة تأخذ أو تتلقى معالجة. ويجب التأكيد أن تصميم بين المجموعات يستخدم بصورة عامة فى استراتيجيات بحثية أخرى مثل التصميمات غير التجريبية (السببى المقارن) والتصميمات شبه التجريبية.

وتُعد الدرجات المستقلة Independent scores هى الخاصية المميزة لهذا التصميم وتستحق التنويه عنها وهى أن درجة الفرد تعكس مشارك منفصل فلو أن تصميم بين المجموعات أعطى 30 درجة فى المعالجة الأولى A و 30 درجة فى المعالجة الثانية B بالتالى فهذا يعنى أن أفراد المعالجة الأولى مستقلين أفراد المعالجة الثانية، ويكون العدد الكلى من المشاركين 60 فرد وهذا يعنى أن هذه النوعية من التصميم تستخدم مجموعة مختلفة من الأفراد فى كل معالجة. وكل مجموعة تتعرض لمعالجة واحدة فقط من معالجات المتغير المستقل، ويمكن للباحث فى هذا التصميم استخدام مجموعة من

القياسات ودمجها فى درجة واحدة إذا كان المتغير التابع واحد ويمكن استخدام أكثر من متغير تابع. فإذا كان المتغير التابع مثلًا هو وقت ما مستغرق، فإن الباحث يقيس المتغير التابع عدة مرات. ثم يأخذ متوسط القياسات لإعطاء درجة وحيدة أكثر ثباتًا واستقرارًا ويكون لكل فرد درجة واحدة. وهذا التصميم يجب أن يلتزم بالمبادئ الأساسية لأى تجربة مثل المعالجة للمتغير المستقل وضبط المتغيرات الخارجية.

**2. تصميم داخل الأفراد أو تصميم القياسات المتكررة Repeated measures designs within-subject:** فى هذا التصميم تستخدم مجموعة واحدة من الأفراد ويطبق عليها كل معالجات أو مستويات المتغير المستقل ثم قياس أو ملاحظة أداء كل فرد فى كل المعالجات ويطلق عليه تصميم القياسات المتكررة لأنه يحدث إعادة للقياسات على نفس الأفراد وتحت ظروف معالجة مختلفة وهذا التصميم سائد أيضًا فى الدراسات غير التجريبية مثل الدراسات الطولية التى تدرس التغيرات عبر فترة زمنية طويلة.

والسمة الأساسية لهذا التصميم أنه يستخدم مجموعة وحيدة من الأفراد وقياس وملاحظة كل فرد فى كل المعالجات المراد المقارنة بينهما. وعلى ذلك لا تقسم العينة إلى مجموعات متعددة ولكن تستخدم نفس المجموعة من الأفراد فى كل مستوى من مستويات المتغير المستقل ولذلك تتعرض المجموعة إلى كل المعالجات المختلفة للمتغير المستقل، وبلغة إحصائية يطلق على هذا التصميم بتصميم القياسات المتكررة لأن الدراسة تعيد تكرار القياس على نفس الأفراد تحت الأفراد تحت شروط المعالجات المختلفة، وعلى ذلك فالمقارنة لا تكون بين المجموعات المختلفة بل تكون بين المعالجات المختلفة على نفس الأفراد. وهذا التصميم يكون شائع فى الدراسات غير التجريبية مثل الدراسات الطولية التى تفحص تأثيرات التغيرات عبر الزمن. وهذا الوضع شائع فى مجال علم النفس النمو حيث يدرس ظاهرة ما على مجموعة واحدة من الأفراد وعبر أعمار مختلفة لتحديد درجة النمو عبر الزمن:




الشكل (2.1): بنية التصميم التجريبى داخل الأفراد (المجموعات).

ويهدف هذا النوع من التصميم بالبحث عن الفروق بين المعالجات المختلفة على نفس الأفراد وهذا التصميم يلتزم بكل متطلبات المنهج التجريبى من معالجة المتغير المستقل وضبط المتغيرات الدخيلة.

وهذه النوعية من التصميمات نادرة الاستخدام فى البحوث النفسية والتربوية والسلوكية، والمعالجة الإحصائية لهذا النوع من خلال تحليل التباين للقياسات المتكررة ANOVA Repeated أو الاختبار اللابارامترى المقابل وهو اختبار فريدمان Friedman.

**مميزات تصميم داخل المجموعات**

1. يتطلب عدد محدد من الأفراد (حجم عينة صغير) مقارنة بتصميم بين المجموعات، فعند مقارنة ثلاثة معالجات مختلفة، وكل مجموعة تضم 30 فرد فهذا يستلزم 90 فرد بينما فى تصميم داخل المجموعات يستلزم 30 فرد فقط فى كل المعالجات وهذا مناسب فى المواقف التى يصعب فيها الحصول على عينة مثل مجال الإعاقات أو مجال دراسة التوائم.

ومن مميزات هذا التصميم استبعاد كل المشكلات الناتجة عن الفروق الفردية هى التى تحدث فى تصميم بين المجموعات وهى أن تصبح الفروق الفردية متغير دخيل وتخلق تباين عالى داخل المجموعة وبدوره يخفى أى فروق بين المعالجات وعلى ذلك فالتصميم داخل المجموعات يستبعد هذه المشكلات مثل التباين والمتغير الدخيل. وفى

تصميم بين المجموعات فإن كل درجة تعكس شخص مختلف بينما في تصميم داخل المجموعات فإن نفس الفرد يقاس عبر المعالجات.

وعيوب تصميم داخل المجموعات أنه يطبق على الفرد يتم تطبيقه عليه سلسلة من المعالجات ويتم إدارته وتطبيق كل معالجة في أوقات مختلفة وهذا ينشأ عنه فرصة وجود عوامل مرتبطة بالوقت أو الزمن مثل التعب أو الطقس وهذا يؤثر في درجات الأفراد. فإذا حدث تغير في الأداء أو ضمور أو انخفاض فلا نستطيع تحديد هذا التغير ما إذا كان سببية المعالجات المختلفة أو مؤشر لحدوث حالات التعب والانهاك وهذا تغير تهديدًا للصدق الداخلى للتجربة وعلى ذلك يوجد تفسير يوجد تفسير بديل للنتائج.

والمشكلة الأخرى في هذا التصميم تأكل العينة حيث تبدأ مجموعة من الأفراد أو الدراسة البحثية وقد تنسحب من الدراسة قبل اكتمالها فيحدث فقد بين القياس الأول والقياس النهائى وفى هذه المشكلة تكون خطيرة عندما تمتد الدراسة لفترة زمنية طويلة. وربما ينسى الأفراد مواعيد المعالجات ويفتر الاهتمام لديهم وينسحبوا أو ربما يموتوا، وهذا بدوره يحدث تقليص لحجم العينة ولذلك ينصح بالبدء في الدراسة بعدد كبير من الأفراد أكثر مما هو مطلوب بالفعل.

**التحليلات الإحصائية لتصميمات داخل المجموعات (الأفراد)**

في هذا التصميم يتم تقدير المتوسط وتقيم فروق المتوسطات بين ظروف المعالجات، وفى هذا التصميم يتم خلق معالجتين فأكثر وملاحظتها على نفس الأفراد وفى هذا التصميم تزداد احتمالية الحصول على فروق دالة إحصائيًا. ومع البيانات الفترية والنسبية فالإجراء الإحصائى هو حساب متوسط درجات كل معالجة لوصف المعالجات على حدة ويستخدم اختبار T للقياسات المتكررة في حالة استخدام معالجتين لتقويم الدلالة الإحصائية لفروق المتوسطات، أو إذا كانت البيانات من مستوى القياس الترتيبى تستخدم الاختبار اللابارامترى وهو ويلكوكسون Wilcoxon test.

وفى حالة تصميم المعالجات المتعددة Multiple treatment design حيث يوجد أكثر من معالجتين. وتوجد مشكلة أساسية في هذا التصميم وهو أن التمييز بين

المعالجات ربما يكون صغيرًا للوصول إلى فروق دال إحصائيًا. ويحتاج هذا التصميم إلى وقت كبير حتى يكمل أفراد العينة انجاز المعالجات الثلاثة. وفى هذا التصميم يتم حساب متوسط كل معالجة ولتقويم الفروق بين المتوسطات خاصة للبيانات الفترية والنسبية يستخدم تحليل التباين للقياسات المتكررة Repeated measures ANOVA. وإذا كانت البيانات ترتيبيه يستخدم الاختبار الإحصائى اللابارامترى اختبار فريدمان.

**مقارنة بين تصميمات داخل المجموعات وتصميمات بين المجموعات**

توجد ثلاثة عوامل تميز هذه الفروق بين التصميم وهى كالآتى:

أ. الفروق الفردية: تعتبر العيب الرئيسى ومن محددات تصميم بين الأفراد لأنها متغيرات دخيلة تزيد التباين وهذا يمكن تجنبه فى تصميم داخل المجموعات. ولأن تصميم داخل المجموعات يقلل التباين بالتالى فهو أكثر احتمالًا وقدرة للكشف عن تأثير المعالجة الحقيقى مقارنة بتصميم بين المجموعات. وبالتالى لو أن المشاركين فى التجربة يوجد بينهما فروق فردية كبيرة فمن الأفضل استخدام تصميم داخل المجموعات.

ب. العوامل المرتبطة بالزمن وتأثيرات الترتيب: يوجد احتمالية أن العوامل المرتبطة بالزمن تشوه نتائج تصميم داخل المجموعات وهذه الإشكالية يمكن تجنبها فى تصميم بين المجموعات حيث يوجد كل فرد داخل مجموعة واحدة (أو معالجة واحدة) ويقاس مرة واحدة. ولذلك عندما نتوقع أحد المعالجات لها تأثير عالى وطويل الأمد فمن الأفضل استخدام تصميم بين المجموعات.

ج. المشاركون: يتطلب تصميم داخل المجموعات حجم عينة محدود وعلى الجانب الآخر فإن تصميم بين المجموعات يحتاج إلى حجم كافى من المشاركين للحصول على البيانات وبالتالى عندما توجد صعوبة فى ايجاد عدد كافى من المشاركين فى التجربة فيفضل استخدام تصميم داخل المجموعات واختبار أى تصميم يتأثر بنوعية الأسئلة التى يطرحها الباحث.

## التصميمات العاملية أو التصميمات المعقدة Factorial or Complex designs

فى الدراسات النفسية دائمًا يتم التركيز على التصميمات التجريبية الأساسية (أحادية العامل) حيث يهدف الباحث إلى دراسة تأثير متغير مستقل واحد بأكثر من مستوى وكيف يتم تنفيذ المتغير المستقل على مجموعات منفصلة من الأفراد فى كل معالجة (تصميمات المجموعات المستقلة) أو يتعرض مجموعة من الأفراد لكل ظروف أو مستويات المعالجة (تصميمات القياسات المتكررة) وعلى ذلك فإن هذه التصميمات تتناول معالجة متغير مستقل وحيد وهذا النوع من التصميمات هو الأكثر شيوعًا فى مجال علم النفس والتربية. ولكن أحيانًا يستخدم الباحثون التصميمات المعقدة حيث يتناول معالجة متغيرين مستقلين فأكثر متزامنين فى نفس التجربة.

والتصميمات المعقدة يطلق عليها بالتصميمات العاملية لأنها تتضمن خليط عاملى من المتغيرات المستقلة. وهذا الخليط العاملى يتضمن مزاوجة كل مستوى من أحد المتغيرات المستقلة مع كل مستوى من المتغير المستقل الآخر وهذا يجعلنا نحدد تأثير كل متغير مستقل على حدة (تأثير رئيسى Main effect) وتأثير المتغيرات المستقلة معًا أو متفاعلة (تأثير التفاعل Interaction effect) ولذلك فعندما تتضمن الدراسة متغيرين مستقلين فأكثر فى دراسة واحدة فإن المتغيرات المستقلة تسمى عوامل Factors. والدراسة التى تتضمن عاملين فأكثر تسمى تصميم عاملى. وهذا النوع من التصميمات يشار إليها بعدد العوامل فى الدراسة مثل تصميم ذو عاملين Two factorial design أو تصميم ذو ثلاثة عوامل (ثلاثة عوامل مستقلة) بينما الدراسة التى تتضمن متغير مستقل وحيد يطلق عليها تصميم العامل الوحيد Single factor designs.

### وصف التأثيرات فى التصميم المعقد أو العاملي

1. يستخدم الباحثون التصميمات المعقدة لدراسة تأثير متغيرين مستقلين فأكثر فى تجربة واحدة.

2. ويمكن فى التصميمات المعقدة دراسة كل متغير مستقل فى ضوء تصميم المجموعات المستقلة أو تصميم القياسات المتكررة.

3. من أبسط التصميمات المعقدة أو العاملية هو تصميم 2×2 وهو يعنى وجود متغيرين مستقلين وكل متغير بمستويين.

4. عدد الشروط أو الظروف المختلفة للمعالجات يتحدد بضرب مستويات كل متغير مستقل مثل 2×2 = 4 أربع مستويات أو معالجات أو مجموعات.

5. يعد التصميم العاملى الأكثر كفاءة وقوة هو ذلك الذى يتضمن المستويات العديدة للمتغير المستقل أو المتضمن متغيرات مستقلة كثيرة فى التصميم.

وكل متغير مستقل فى التصميمات العاملية يتم تضمينه إما من خلال تصميم مجموعات مستقلة أو تصميم قياسات متكررة ولكن إذا كان التصميم العاملى يتضمن كلًا من متغير المجموعات المستقلة ومتغير القياسات المتكررة فإنه يسمى التصميم المختلط Mixed design. وتتضمن التجربة البسيطة متغير مستقل واحد بمستويين وهكذا التصميم العاملى البسيط يتضمن متغيرين مستقلين وكل متغير بمستويين، وتتحدد التصميم العاملى بعدد مستويات المتغير المستقل فالتصميم العاملى 2×2 هو أبسط التصميمات العاملية. ولا يوجد عدد محدد للتصميمات العاملية لأن أى عدد من المتغيرات المستقلة يمكن دراستها وأى متغير مستقل يمكن أن يكون لديه أى عدد من المستويات. وفى الممارسات البحثية من غير المعتاد أن توجد تجربة تتضمن أكثر من أربعة أو خمسة متغيرات مستقلة ولكن الشائع أن توجد تصميمات عاملية تتضمن متغيرين مستقلين أو ثلاثة. ففى التصميم العاملى 2×2 يوجد أربعة مستويات أو ظروف للمعالجات. وفى التصميم 3×3 يوجد متغيرين مستقلين كلاهما بثلاثة مستويات بالتالى توجد تسعة ظروف أو شروط للمعالجة أو تسعة مجموعات فى تصميم المجموعات المستقلة.

وفى تصميم 2×4×3 حيث يوجد ثلاثة متغيرات مستقلة بثلاثة وأربعة ومستويين وبالتالى توجد 24 شرط أو ظرف للمعالجة أو 24 مجموعة. وتعتبر الميزة الأساسية للتصميمات العاملية هى أنها تمدنا بفرصة لتحديد التفاعلات بين المتغيرات المستقلة.

وفيما يلى مثال لتصميم عاملى حيث يدرس الباحث أثر شرب الكحول (عامل A) وشرب القهوة (عامل B) على الحالة المزاجية:

الجدول (1.1): بنية تصميم عاملى ثنائى 2×3.

| | لا قهوة | 200 مليجرام قهوة | 400 مليجرام قهوة |
|---|---|---|---|
| لا كحول | (الحالة المزاجية) | الحالة المزاجية | الحالة المزاجية |
| كحول | الحالة المزاجية | الحالة المزاجية | الحالة المزاجية |

وعلى ذلك فإن المتغيرين المستقلين يكونوا مصفوفة 2×3 حيث يوجد ستة مجموعات، حيث المستويات المختلفة من القهوة يخلقوا ثلاثة أعمدة والمستويات المختلفة من الكحول يخلقوا صفوف وبالتالى يوجد ستة شروط معالجة وهى ستة تكوينات لتفاعل المتغيرين المستقلين ولذلك فهذا تصميم 2×3.

وعلى ذلك كما لاحظنا فإن التصميم العاملى يخلق موقف أكثر طبيعية يشابه الحياة العادية وذلك مقارنة بالموقف التجريبى الذى يتضمن عامل وحيد فى عزله عن بقية العوامل الأخرى المرتبطة بالمتغير التابع المراد دراسته وهذا مدعاة لكثير من التساؤلات وهو لماذا يجرى الباحث دراسات بسيطة ومنفصلة حيث يبحث بتأثير كل عامل بمعزل عن أهم العوامل أو المتغيرات الأخرى.

وتسمح التصميمات العاملية بالجمع بين عاملين فأكثر داخل دراسة واحدة تتيح للباحثين الفرصة ليروا كيف أن لكل عامل على حدة التأثير فى السلوك وكيف لمجموعة من العوامل معًا أن تؤثر فى السلوك وهذا يتناسب مع طبيعة الظاهرة النفسية حيث إنها متفاعلة بمتغيراتها. فبدراسة أثر التعزيز (الإيجابى والسلبى) وطريقة التدريس (مناقشة، محاضرة) على التحصيل فالباحث يدرس أثر التعزيز وطريقة التدريس على حدة على التحصيل ثم يدرس أثر العاملين معًا على التحصيل.

**التأثيرات الرئيسية وتأثيرات التفاعل**

التأثير الكامل لكل متغير مستقل فى التصميمات العاملية يسمى تأثير رئيسى ويعرض الفروق بين متوسطات العامل أو المعالجة كل على حدة. وتأثير التفاعل بين المتغيرات المستقلة يحدث عندما يكون تأثير أحد المتغيرات المستقلة تختلف اعتمادًا على مستويات المتغير المستقل الآخر. وكما سبق فى جدول (1-1) يتضح أن مستويات تناول القهوة تمثل الأعمدة بينما مستويات تناول الكحول تمثل الصفوف وكل خلية فى المصفوفة تناظر اتحاد أو تفاعل العوامل. والباحث يهدف إلى ملاحظة وقياس مجموعة الأفراد تحت كل شروط أو ظروف معالجة موجودة فى الخلية.

وفى أى تصميم عاملى من المحتمل أن نختبر تنبؤات أو فروض فيما يخص التأثير الكامل لكل متغير مستقل فى التجربة وهذا يسمى تأثير رئيسى والبيانات من دراسة تجريبية عاملية تمدنا بثلاث مجموعات من المعلومات المنفصلة والمتمايزة وهو كيف العاملين المستقلين(مجموعتين) ومتفاعلين (مجموعة) يؤثروا على السلوك أو المتغير التابع. ولتوضيح الأنواع الثلاثة من المعلومات يمكن عرض بناء دراسة تأثير الكحول والقهوة على الحالة المزاجية فى الجدول الآتى:

الجدول (2.1): بيانات لمتوسطات المعالجات لدراسة ذو عاملين (متغيرين مستقلين) على الحالة المزاجية.

| | لا قهوة | 200 مليجرام قهوة | 400 مليجرام قهوة | المتوسط الاجمالي |
|---|---|---|---|---|
| لا كحول | M= 625 | M= 600 | M= 575 | M= 600 |
| كحول | M= 675 | M= 650 | M= 625 | M= 650 |
| المتوسط العام | M= 650 | M= 625 | M= 600 | -- |

والبيانات فى الجدول تمدنا بالمعلومات حيث كل عمود من المصفوفة يناظر مستوى محدد من استهلاك القهوة وبتقدير المتوسط الاجمالى لكل عمود يمثل كل مستوى من استهلاك القهوة وهذا يؤدى إلى ثلاثة متوسطات تناظر ثلاثة أعمدة وهذا يعطى مؤشرًا لكيفية تأثير استهلاك القهوة على السلوك. والفرق بين متوسطات التأثير وبين الأعمدة

الثلاثة يسمى تأثير رئيسى للقهوة بمعنى الفرق هنا يحدد التأثير الرئيسى للعامل الأول، لاحظ أن حساب المتوسط لكل عمود يتضمن تقدير متوسطات كل مستويات الاستهلاك للكحول (نصف الدرجات مع عدم استهلاك الكحول والنصف الآخر لاستهلاك الكحول). ولذلك فإن استهلاك الكحول متكافئ أو متوازن عبر المستويات الثلاثة من استهلاك القهوة وهذا يعنى أن أى فرق متحصلًا عليه بين الأعمدة لا نستطيع تفسيرها عن طريق الفروق فى الكحول.

**ثانيًا: المنهج شبه التجريبى** Quasi experimental method : فى التصميمات شبه التجريبية يهدف الباحث إلى دراسة أثر المتغير المستقل على المتغير التابع فى تجربة تحدث مواقف الحياة الطبيعية مثل المدرسة أو المستشفى حيث إن إجراءات الضبط فى التصميم التجريبى الحقيقى غير متوفرة وكذلك لا يتوفر فيها التوزيع العشوائى للأفراد على ظروف المعالجات المختلفة، وهذه التصميمات سائدة فى العلوم النفسية والتربوية والسلوكية حيث إجراءات الضبط تبدو عملية صعبة إلى حدٍ ما ولذلك فإن هذه التصميمات تعانى من نقص الصدق الداخلى Internal validity وهو الادعاء بأن التغير فى المتغير التابع يعود و يعود فقط إلى المتغير التجريبى و بالتالى فالتجارب التى تجرى فى واقعنا التربوى فى المدارس يغلب عليها التصميم شبه التجريبى و يطلق عليها تجارب الميدان Field experimental وعلى الرغم من ذلك فإن التصميمات شبه التجريبية لها درجة صدق خارجى External validity عالية حيث يعايش الباحث الظاهرة كما تحدث فى الواقع بالتالى فإن نتائج التجربة لها قدرة تعميمية عالية.

**ثالثًا: المنهج الارتباطى Correlational method or design**: الهدف من إستراتيجية البحث الارتباطى هو دراسة ووصف العلاقة أو الارتباط بين المتغيرات ولا يحاول تفسير العلاقة ولا يهتم بأى محاولة للضبط أو التجريب أثناء دراسة المتغيرات كما هو سائد فى البحث التجريبى. فالبحث الارتباطى هو أحد الطرق للوصف فى صورة كمية موضحًا إلى أى درجة واتجاه العلاقة بين المتغيرات، ويعتبره البعض أحد أشكال البحث أو المنهج الوصفى ويجب التأكيد أن اكتشاف العلاقة الارتباطية لا يعنى

وجـود ارتبـاط سـببى بالتـالى فالارتباطيـة لا تعنـى بالضـرورة سـببيه Correlation doesn't mean Causality ولكـن وجـود علاقـة ارتباطيـة يمكـن أن تكـون سـببًا أساسـيًا لوجـود دراسـات تنبئيـة ودراسـات تحليـل المسـار Path analysis. والبحـث الارتبـاطى يعطـى الوضـع عـن المتغيـرات التـى نبحـث عنهـا والباحـث لا يـؤثر علـى الاحـداث والقياسات تكون غيرة متحيزة.

**المتغيرات Variables**

فـى اى دراسـة يتعامـل الباحـث مـع مجموعـة بيانـات Data set ويحصـل عليهـا مـن مرحلـة جمـع البيانـات Data collection وفيهـا يمتلـك أى فـرد أو حالـة فـى عينـة الدراسـة مجموعـة بيانـات تعكـس مجموعـة متغيـرات مثـل الجـنس، التحصـيل، الـذكاء، وغيرهـا، ويطلـق علـى بيانـات متغيـرات مثـل الجـنس، موقـع السـكن، التخصـص، الوظيفـة، والحالـة الاجتماعيـة بالبيانـات الكيفيـة Qualitative data ويسـميها الـبعض بالبيانـات الأساسـية أو الديموجرافيـة وهـى تقـاس بصـورة كيفيـة تصـنيفية. ويمكـن أن يكـون المتغيـر الكيفـى ثنـائى Dichotomous مثـل الجـنس (ذكـر- أنثـى) أو متعـددة Polychotomous مثـل الديانـة (مسـلم- مسـيحى – يهـودى) ، ويطلـق علـى بيانـات متغيـرات مثـل الابتكاريـة، الاتجـاه، الامـن النفسـى، ومفهـوم الـذات بالبيانـات الكميـة Quantative data وهـى تقـاس بصـورة كميـة أو عدديـة و يـتم تحليلهـا بـإجراءات إحصائية معينة.

وتصنف المتغيرات **حسب اتصاليتها إلى:**

**1. متغيـرات متصـلة (مسـتمرة) Continuous variable**: يعنـى أن عـدد القـيم الواقعـة بـين اى قيمتـين (نقطتـين) علـى متصـل السـمة لا نهـائى وغيـر قابـل للعـد .المتغيـرات المتصـلة غيـر قابلـه للعـد نظريًـا ودائمًـا المتغيـرات الفتريـة والنسـبية هـى متغيـرات متصـلة. وكأمثلـة علـى المتغيـرات المتصـلة: العمـر، الـوزن، الطـول، المسـافة ولكـن عـدد أفـراد الاسـرة ليس متغير متصل على الرغم أنه نسبى.

**2. المتغيـرات المتقطعـة (المنفصـلة) Discrete variables :** هـى المتغيـرات القابلـة للعـد مثـل متغيـر الجـنس (ذكـر وانثـى) أو متغيـر موقـع السـكن (الريـف- البـدو – الحضـر)

بمعنى لا توجد قيم بين اى قيمتين للمتغير فمثلًا بين الذكور والريف لا يوجد شيء اخر بينهما. والمتغيرات الاسمية مثل الجنس والديانة والتخصص فى الكلية والوظيفة هى متغيرات متقطعة فى طبيعتها وقابلة للعد ويطلق عليها أيضًا متغيرات تصنيفية **Categorical variable** .

**وظيفتها فى التصميم التجريبى أو التصميم البحثى كالآتى:**

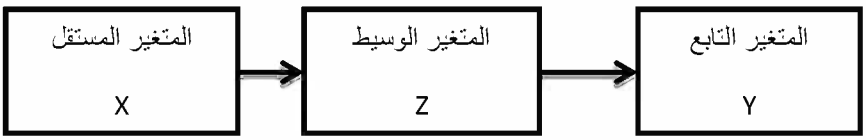
1. **المتغير المستقل Independent variable:** هو المتغير الخاضع لسيطرة الباحث أو سيطرة المجرب، وهو خاصية أو سمة تؤثر فى الناتج أو التأثيرات ، ويمكن للمتغير المستقل أن يؤثر فى المتغير التابع من خلال متغير وسيط أو ناقل بالتالى يكون التأثير غير مباشر، وتسمى المتغيرات المستقلة متغيرات منبئة، معالجات، ومتغيرات سابقة، فمثلًا طريقة التدريس أو التعزيز، ما وما وراء المعرفة كلها متغيرات يسيطر عليها الباحث ومستقلة للتحصيل، فالباحث الذى يدرس أثر المتغير (X) على متغير اخر (Y) فإن المتغير (X) مستقل ولا بد أن يكون سابق فى الحدوث زمنيًا عن المتغير (Y) ويسمى المتغير المستقل أحيانًا فى التصميمات التجريبية بمتغير المعالجة Treatment variable، وفى الدراسات التنبؤية يسمى المتغير المنبئ. وإذا أراد الباحث أن يتنبأ بالنجاح الاكاديمى فى الجامعة من درجات الثانوية العامة فى هذه الحالة فإن امتحانات الثانوية العامة متغير مستقل، أى أن المتغير المستقل هو السبب لحدوث تغير فى متغير اخر تالى له. الدراسة أو البرنامج هو متغير مستقل. و**متغيرات المعالجة** هى نوع من المتغيرات المستقلة وتستخدم فى البحوث التجريبية والمعالجات التربوية، فيعطى المعالجة لمجموعة بينما يستبعدها من المجموعة الأخرى. ويصبح السؤال ما إذا كانت المجموعة التى تلقت المعالجة تتفوق أو تختلف على المجموعة التى لم تتلق المعالجة. بالتالى فإن هذا المتغير تصنيفى يمكن أن يكون بمستويين فأكثر. وفى التراث البحثى تسمى هذه المتغيرات بالمعالجات أو المستويات أو ظروف المعالجة. والمتغيرات المستقلة فى التربية وعلم النفس كثيرة مثل برنامج علاجى أو تدريبى، مهارات ما وراء المعرفة، أثر عادات العقل، أثر عادات الاستذكار، عدد ساعات الاستذكار، العلاج السلوكى، العلاج العقلانى، وغيرها.

**2. المتغير التابع Dependent variable:** هو خاصية أو سمة تعتمد على أو تتأثر بالمتغير المستقل ويكتب فى تقارير البحوث تحت مسمى الناتج، التأثير، المحك، ويمكن للدراسة الواحدة أن تتضمن أكثر من متغير تابع ويمكن أن يكون قياسات كمية متصلة أو قياسات كيفية منفصلة. هو المتغير الناتج ويعتمد على سلوك المستجيبين ويتغير حدوثه نتيجة تغير المتغير المستقل اى أنه النتيجة، فالنجاح الأكاديمى فى الجامعة هو المتغير التابع وهو المتغير الذى يأتى بعد المتغير المستقل أو يحدث معه فى نفس اللحظة، ونواتج الدراسة (البيانات) هى متغيرات ناتجة تابعة. وامثلة للمتغيرات التابعة فى التربية وعلم النفس التحصيل، تنمية الابتكارية، تنمية الاتجاه، خفض القلق، تنمية الذكاء الاجتماعى، المهارات الإدارية، المناخ الأسرى، خفض الاكتئاب.

**3. المتغير الضابطة Control variable:** هى متغيرات مستقلة ولكن يضبط اثرها اثناء التجربة، فمثلا اراد باحث دراسة أثر التماسك الاسرى على الاكتئاب، فلدراسة هذا فإنه توجد متغيرات اخرى تؤثر على الاكتئاب مثل المستوى الاقتصادى للأسرة والوحدة النفسية وهى متغيرات تؤثر على النواتج فلا بد أن يضبطها الباحث ويستبعد اثرها عند تصميمه للتجربة من خلال قياسها. ومن أمثلة هذه النوعية من المتغيرات الحالة الاقتصادية الاجتماعية، النوع، الجنس، والذكاء. ويمكن ضبط هذه المتغيرات إحصائيًا وإذا كانت متغيرات متصلة يطلق عليها تغايرات Covariates من خلال أساليب إحصائية مثل تحليل التغاير Analysis of Covariance

4. **المتغير الوسيط Mediating variable:** هى متغيرات تتأثر بالمتغير المستقل وتؤثر على المتغير التابع، بمعنى أنها تنقل أثر متغير مستقل إلى المتغير التابع ويقيسها الباحث وتدخل فى المعالجة الإحصائية، وهى متغيرات شائعة فى النماذج السببية وتلعب دور المتغير المستقل والتابع فى نفس الوقت. وكأمثلة للمتغيرات الوسيطة البناء المعرفى والذكاء وغيرها وهى متغيرات فترية. ويرى Creswell (2012) أن المتغيرات الوسيطة هى متغيرات متداخلة Intervenig حيث إنها تختلف عن المتغيرات التابعة واى نوع من المتغيرات المستقلة، فباستخدام تفكير السبب والنتيجة، فإن بعض العوامل تتداخل بين المتغير المستقل والتابع وتؤثر فى المتغير التابع، بل

تنقل أثر المتغير المستقل إلى المتغير التابع، بالتالى تتوسط العلاقة بين المستقل والتابع. وفى بعض الدراسات الكمية يمكن ضبطها باستخدام أساليب إحصائية.




**5. المتغير الدخيل Confoudnig:** هى متغيرات غير مقاسة وغير ملاحظة وتلعب دورًا فى التصميم التجريبى أو فى العلاقة السببية بين المتغير المستقل والتابع ويطلق عليها بالمتغيرات المشوشة أو Spurious variables ولا يمكن استبعادها من هذه المتغيرات وتؤثر فى طبيعة العلاقة بين المتغيرات المستقلة والتابعة.

ويمكن أن يسأل الباحث عدة تساؤلات عن طبيعة هذه المتغيرات كالتالى:

- ما هو النواتج فى دراستى التى تحتاج لتفسير؟ (متغيرات تابعة).
- ما هى المتغيرات أو العوامل التى تؤثر فى الناتج؟ (متغيرات مستقلة).
- ما هى المتغيرات التى احتاج لقياسها والتى من المحتمل أن تشكل عوامل أساسية فى تأثيرها على النواتج وليس متغيرات أخرى؟ (المتغيرات الضابطة).
- ما هى المتغيرات التى ربما تؤثر على نواتج الدراسة ولا يمكن قياسها؟ (المتغيرات الدخيلة).

**6. المتغيرات المتفاعلة Moderatig variables:** هذه المتغيرات تستحق الانتباه وغالبًا ما تستخدم فى التصميمات والتجارب التربوية، هذه المتغيرات هى جديدة وتتولد نتيجة التفاعل مع متغيرات اخرى فمثلًا عن طريق تفاعل مستويات المتغيرات المستقلة المعالجة ويطلق عليها تأثير التفاعل Interaction effect ومثال لهذا: الطلاب الذكور مع طريقة المناقشة يحصلوا على درجات تحصيلية أكثر من الطالبات الإناث مع المحاضرة.

# الفصل الثانى

# إعداد البيانات للتحليل

# Data preparation

ويتضمن هذا الفصل عدة قضايا أساسية أهمها:

**اولًا: حجم العينة sample size**: لحجم العينة تأثير كبير على ثبات تقديرات معالم الأسلوب الإحصائى، والقوة الإحصائية. فكلما زادت حجم العينة زادت دقة التغايرات بين المتغيرات، بدوره يؤدى إلى الحصول على نتائج ثابتة وصادقة. وأن استخدام أحجام عينات صغيرة يؤدى إلى قوة إحصائية منخفضة للحصول على دلالة إحصائية لتقديرات المعالم وقضية تحديد حجم العينة تلعب فيها عوامل عديدة مثل عدد المتغيرات المقاسة وخصائص التوزيع فإذا كانت المتغيرات متصلة وذات توزيع اعتدالى والعلاقة بينهم خطية فيمكن الاعتماد على أحجام عينات معقولة نسبيًا.

## مدخل تحليل القوة الإحصائية

اشار Cook & Campbell (1979) إلى أن صدق الاستنتاج الإحصائى Statistical conclusion validity للدراسة يتحدد بعدة عوامل اهمها تصميم البحث، مستوى الدلالة الإحصائية (الخطأ من النوع الأول)، تباين المجتمع فى المتغير المحك (التابع)، حجم الفروق بين القيم الحقيقة للمعلم فى المجتمع والقيمة المحددة عن طريق الفرض الصفرى (حجم التأثير)، نوع الفرض ذو ذيل واحد (موجهة) مقابل ذو اتجاهين (غير موجهة)، نوع الاختبار المستخدم، وحجم العينة. وكلما زاد حجم العينة فإن النتائج تكون أكثر مصداقية لتمثيلها للمجتمع وتقل أخطاء المعاينة.

وتعتبر القوة الإحصائية دالة وظيفية للعوامل الآتية:

- مستوى الدلالة الإحصائية ($\alpha$) أو الخطأ من النوع الأول
- الخطأ من النوع الثانى (بيتا $\beta$)
- مقدار حجم التأثير المفترض
- الانحراف المعيارى أو التباين لحجم التأثير المفترض

- حجم العينة

والمنطق وراء تحليل القوة هو أن الدراسة لو اعتمدت على حجم عينه كبيرًا كبرًا كافيًا فإنه توجد احتمالية مسبقة للحصول على تأثير أو فروق إذا كانت موجودة بالفعل وإذا كان حجم العينة صغيرًا فإن الدراسة تفشل فى الكشف عن الفروق الموجودة بالفعل فى المجتمع وعلى ذلك فالدراسة مضيعة للوقت والجهد والموارد.

ويفيد تحليل القوة الإحصائية فى انتقاء حجم العينة فى ضوء اسس منطقية بدلا من انتقائها فى ضوء القواعد المتعارف عليها Rules of thumb التى ليس لها اسس علمية موضوعية وعلى ذلك ففى تحليل القوة قبل إجراء الدراسة لا بد من تحديد حجم التأثير وقيمتى α ، β، تحديد اتجاه الاختبار، وعلى ذلك يمكن تقدير حجم العينة المناسب. وفى هذا التحليل يرغب الباحث فى تحديد حجم العينة فى ضوء مستويات مقبولة من حجم التأثير و α و القوة وقد يرتضى الباحث α=0.05 والحد المقبول المناسب من القوة هو 0.80.

والقضية هنا هى كيفية تقدير حجم التأثير وفى هذا الشأن يوجد ثلاثة مداخل لتقدير حجم التأثير هى:

1.إجراء دراسة استطلاعية (n=50) مثلًا وتقدير حجم التأثير للاختبار المستخدم.

2. مراجعة الدراسات السابقة وتقدير متوسط حجم التأثير للدراسات التى تناولت نفس متغيرات الدراسة ويمكن إجراء ما وراء التحليل لعدد محدود يتراوح من 5 إلى 10 دراسات للوصول إلى حجم التأثير فى الدراسات السابقة.

3. تبنى معايير حجم التأثير للاختبار المستخدم، وهذه المعايير وضعها Cohen (1988) ، فمثلًا فى حاله اختبار T للعينات المستقلة القيمة d = 0.2 تعبر عن حجم تأثير ضعيف، 0.50 حجم تأثير متوسط، 0.80 كبير.

**مثال: حساب حجم العينة لاختبار T المستقلة**

وفيما يلى مثال لتحديد حجم العينة فى حاله استخدام اختبار T باستخدام تحليل القوة القبلى باستخدام برنامج G-POWER وحيث اراد باحث دراسة فعالية طريقة تدريس ما على تحسين القدرة اللغوية. حدد المعالم الآتية:

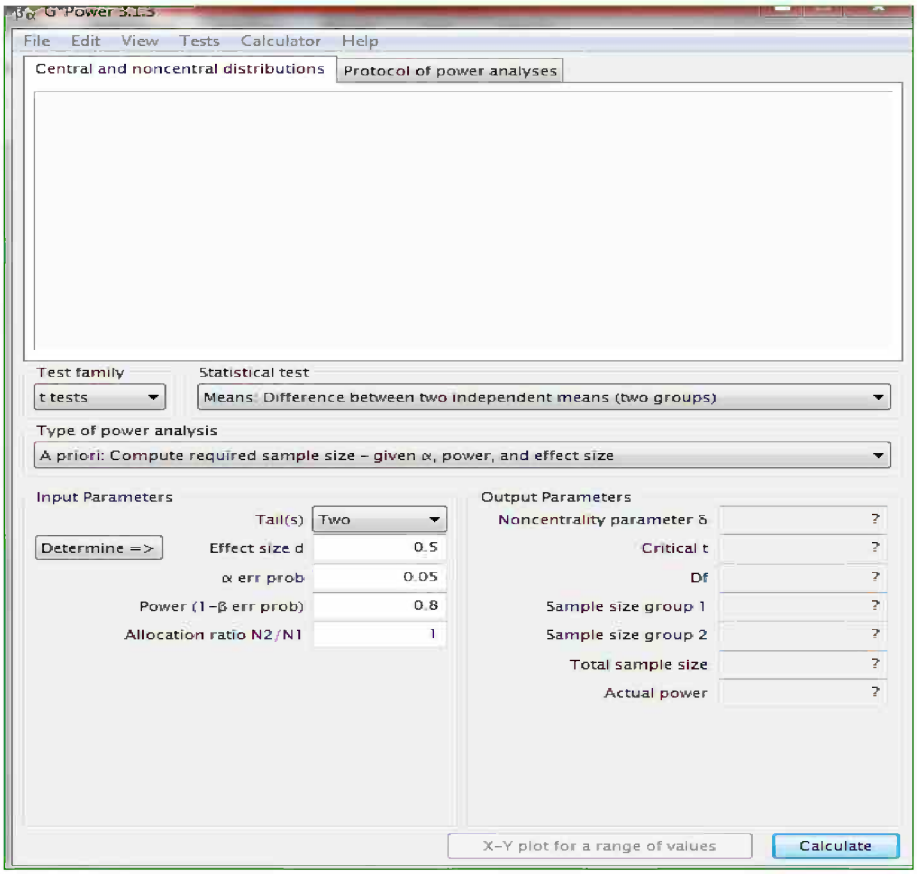
1. الاختبار هو T لعينات مستقله ذو ذيلين

2. مستوى الدلالة الإحصائية α=0.05

3. القوة الإحصائية المناسبة =0.80

4. تبنى الباحث حجم تأثير متوسط = 0.50

وفيما يلى الشاشة الافتتاحية للبرنامج حين يتم تحديد Test family وتتضمن اختبارات عديدة وهى كما هو موضح :




– اختار التحليل القبلى Apriori تحت مربع Type of power analysisحيث يهدف إلى تقدير حجم العينة المناسب.

– أسفل عائلة الاختبارات اختار t-test

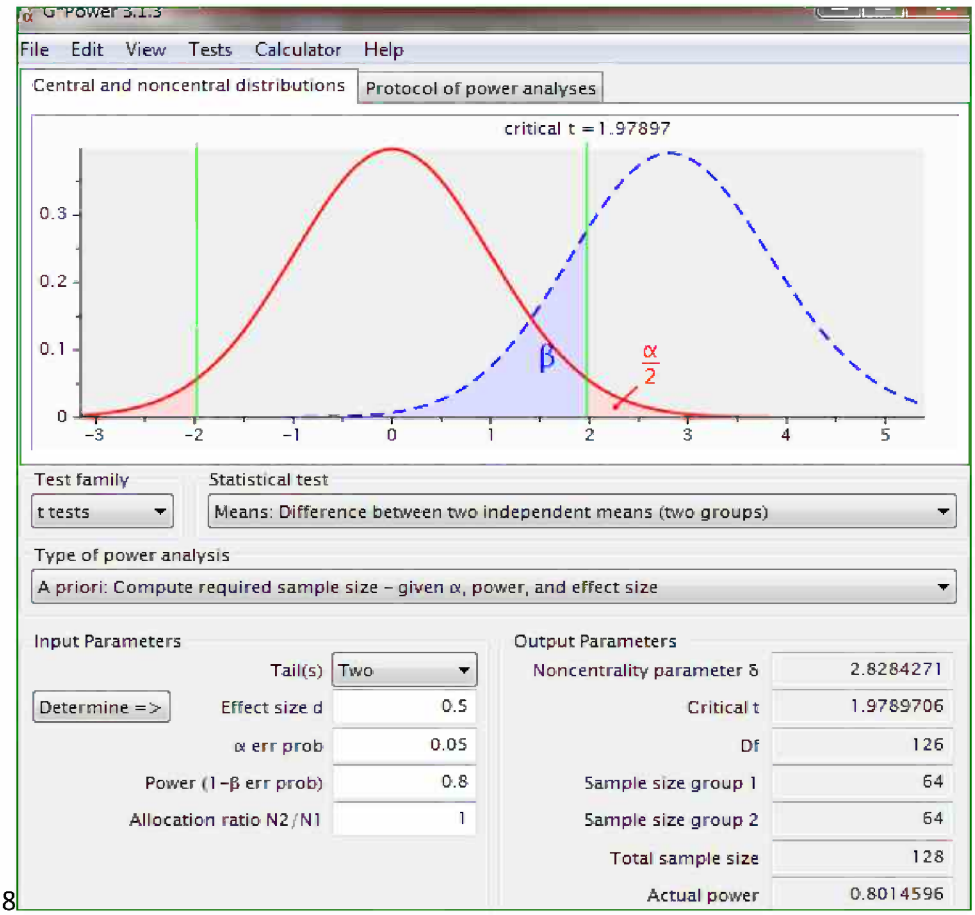
– أسفل Statistical test اختار نوع الاختبار المرد تحدد حجم العينة له وفى هذه الحالة هو :


– ويتضمن البرنامج معالم الإدخال Input parameters قم بإدخالها وهى: تحديد طبيعة

اتجاهية الاختبار ذو ذيل واحد أو ذو ذيلين، حجم التأثير، قيمة α، قيمة القوة P، وتحديد نسبة حجم العينة الأولى N1 إلى الثانية وغالبًا تكون النسبة N1: N2 وهى 1:1

وتم إدخال المعالم السابقة فى البرنامج.

- اضغط Calculate تظهر الشاشة الآتية :




8

تم اعطاء قيمة T الحرجة=1.97 و Df =126 وحجم العينة الكلي=128 مقسمة إلى 64 فردًا فى المجموعة الضابطة و 64 فردًا فى المجموعة التجريبية وذلك لتحقيق قوة فعلية 0.8014

**مدخل القواعد المتعارف عليها Rules of thumbs**

قدم Wilson Vanvoorhis& Morgan (2007) ارشادات عملية واطار لتحديد حجم العينة فى ضوء القواعد المتعارف عليها:

- لابد أن تتضمن الدراسة حجم عينة مناسب لهدفها، ويجب أن تكون كبيرة كبرًا مناسبًا وذلك فى محاوله الحصول على دلاله إحصائية. فحجم عينة غير مناسب هو

مضيعة للموارد والوقت وحجم عينة كبير غير ضرورى وذلك لأنها تحمل الباحث عبء شديد. غالبا ما يتم تجاهل تحديد حجم العينة فى ضوء مدخل القوة الإحصائية، ولكن لا بد على الأقل الانتباه إلى القواعد المتعارف عليها، وفيما يلى جدول يوضح ذلك:

الجدول(1.2): حجم العينة فى ضوء القواعد المتعارف عليها WilsonVanvoorhis& Morgan (2007)

| الاختبار | حجم العينة المناسب |
|---|---|
| T , ANOVA | تتضمن الخلية 30 فردا لتحقيق P=0.8 واذا قلت ليس أقل من 7 . |
| الارتباط والانحدار | 50 فردًا على الأقل |
| التحليل العاملي | 300 فاكثر جيد |

وفيما يلى توضيح لذلك:

**اولًا: حجم العينة لاختبارات الفروق:** حجم الخلية لاختبارات الفروق مثل اختبار T المستقلة والمرتبطة وتحليل التباين الأحادى ANOVA وتحليل التباين المتعدد وتحليل التباين المتدرج MANOVA ولتحقيق حجم تأثير متوسط إلى كبير يجب أن يكون 30 فردًا فى كل خلية لان هذا يقود إلى قوة إحصائية 80%. وفى بعض الظروف ولبعض الأسباب فإن أدنى حد لحجم العينة 7 أفراد وهذا يؤدى إلى الحصول على قوة 50%، و14 فردًا لكل خلية ولحجم تأثير 0.50 يؤدى إلى قوه تقريبًا 80%. ويجب الاشارة هنا إلى أن الخلية تمثل المجموعة، فى هذه الحالة فإن اختبار T يتضمن خليتين و F يتضمن خليتين فاكثر. ويجب التأكيد على عدة امور منها:

1. المقارنة بين مجموعات قليلة (2 مثلًا) يتطلب حجم عينة مناسب وذلك للحصول على قوة مناسبة.
2. إذا كان حجم التأثير المتوقع صغير أو منخفض فإن هذا يتطلب حجم عينة أكبر لتحقيق مستوى قوة مناسب.

3. لاستخدام تحليل التباين المتعدد أو المتدرج فمن الضرورى توافر حجم عينة كبيرًا فى كل خلية (Tabachnick & Fidell, 2007).

**ثانيًا. حجم العينة للتحليل العاملى:** القاعده الجيدة للعينة فى التحليل العاملى هو 300 فردًا (Tabachnick & Fidell, 2007) أو أكثر من 50 فرد لكل عامل (Pedhazur & Schmelkin,1991). وقدم Comrey & Lee (1992) القاعدة الآتية: 50 فقير جدًا، 100 حجم عينة فقير، 200 مناسب، 300 جيد، 500 جيد جدًا، و1000 ممتاز. وأشار Guadagnoli &Velicer (1988) ان الحلول العاملية مع وجود تشبعات عالية للمتغيرات (أكبر من 0.80) لا تتطلب استخدام عينات كبيرة. ويرى البعض أن يمثل كل معلم من 5 إلى 10 أفراد إذا كان توزيع المتغيرات اعتدالى (Bentler & Chou, 1987)، أو بعشرة أفراد ، أو من 10 إلى 20 فردًا (Kline, 2016)، أو كحد أدنى 20 فردًا (Costello & Osbrne, 2005). ويجب التأكيد على أن هذه القواعد تحت شرط مسلمة الاعتدالية للبيانات.

**ثالثًا: حجم العينة اللازمة لدراسة العلاقات والانحدار:** يوجد العديد من الصيغ المعقدة فى هذا الشأن وعمومًا يجب استخدام حجم عينة لا تقل عن 50 فردًا للارتباط وأيضًا للانحدار ولكن يجب أن يزيد العدد فى حالة زيادة عدد المتغيرات التابعة. وقدم Green (1991) اطارا شاملًا للإجراءات المستخدمة لتحديد أحجام عينات الانحدار واقترح الصيغة الآتية: $N > 50 + 8m$

حيث m عدد المتغيرات المستقلة أو المنبئات وذلك لاختبار الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط المتعدد (اختبار F) .

ولاختبار معالم المنبئات أو المتغيرات المستقلة (اختبارT) تستخدم الصيغة الآتية:

$$N > 104 + m$$

وقدم Harris (1985) صيغة تستخدم لتحديد عدد أفراد العينة فى تحليل الانحدار لعدد منبئات 5 فأقل فاقترح حجم العينة 50 على الأقل وهو أن العدد الكلى من أفراد العينة يساوى عدد المنبئات بالإضافة الى50 فردًا:

$$\mathrm{N} > m + 50$$

فمثلًا إذا كان تحليل انحدار يتضمن سته منبئات (متغيرات مستقلة) أو أكثر فإن الحد الأدنى المطلق هو تمثيل المتغير المستقل بعشرة أفراد وهذا مناسب.

**مدخل فترات الثقة**

الاستراتيجية الاخرى لتحديد حجم العينة هى على أساس الحدود المرغوبة من فترات الثقة(CI)interval Confidence وهو مدى من القيم حول ما إذا كان معلم المجتمع (المتوسط) من المحتمل أن يقع فيه. فعلى سبيل المثال إذا كانت القيمة0.0 (صفر) تقع داخل الفترة فإن التقدير غير دال إحصائيًا لمستوى (1-α) .وتقدر حدود الثقة باستخدام برامج مثل Minitab, SAS, SPSS . والمؤيدين لاستخراجية فترات الثقة يؤكدون على أنها تمدنا بمعلومات عن دقة التقديرات وحجم مسافة فترات الثقة تشير إلى الدقة (درجة الخطأ العشوائى المرتبط بها) ويمكن أن تكون التقديرات عالية الدقة إذا وقعت قيمتها داخل هذا المدى الضيق. واتساع مدى فترات الثقة يشير إلى دقة ضعيفة. واختيار حدود ثقة عند99% يزيد من دقة حدود الثقة (يمتلك فرص كبيره لتضمين معالم المجتمع) ولكن يقلل من مستوى الدقة.

ويمكن تقدير CI قبل إجراء الدراسة وتستخدم كمرشد لاختيار حجم العينة، وتقدر حتى لو لم يوجد فرض إحصائى صفرى. بعد الدراسة فإن CI يقدم معلومات عن الدقة وتكون أكثر فائدة واستخدامًا من قيمة القوة الإحصائية. وعلى الرغم أن CI حول الفروق تكون اداة لفحص حجم الفروق ويوجد دعم قوى لاستخدام CI اما مكملًا أو بديلًا لاختبارات الفروض ويمكن أن تستخدم لتقدير حجم العينة وقارن Orme& Hudson (1995) بين مدخل القوة الإحصائية ومدخل فترات الثقة لتقدير حجم العينة وتوصلا إلى أن استخدام مدخل CI يمدنا بحجم عينة تؤدى إلى تقديرات أكثر دقة من مدخل القوة. ويوجد معادلات وجداول لتقدير حجم العينة فى ضوء حدود فترات الثقة.

**ثانيًا: البيانات الغائبة أو المفقودة Missing data:** تعتبر قضية البيانات الغائبة من أهم المشكلات فى تحليل البيانات وتحدث عندما يرفض أو ينسى المفحوص الاستجابة على مفردة أو أكثر وهذا يؤثر على تعميم النتائج، والإجراءات الإحصائية لأى أسلوب تتطلب أن تكون وحدة التحليل تامة أو كاملة البيانات. ويتعامل الباحثون

دائما مع البيانات الكاملة، والمشكلة التى تواجهه الباحثين أثناء التحليل الإحصائى هو كيفية معالجة البيانات المفقودة (غياب بيانات على متغير واحد فأكثر لفرد واحد فأكثر) وتظهر البيانات المفقودة نتيجة أخطاء الإدخال، أو مشاكل أثناء جمع البيانات أو الرفض للاستجابة على مفردة ما فأكثر وقضية كيفية تحليل قواعد بيانات بها درجات غائبة هى معقدة.

وتوجد عدة استراتيجيات للتعامل مع البيانات الغائبة منها كما اشار اليها (Hair et al., 1998; Kline, 2016):

- **طريقة الحالة المتاحة Available case method**: وهى تحليل البيانات المتاحة وهذا يتضمن نوعين أساسيين هما:

1. **طريقة الحذف List-wise deletion**: الحالات التى لها درجات غائبة على أى متغير تستبعد من كل التحليلات، وهذه الطريقة تتعامل مع الحالات **كاملة البيانات فى التحليل Complete case analysis**، وعلى ذلك يحدث نقص لحجم العينة، وهى من الإجراءات البسيطة والمباشرة ويمثل هذا **بالاتجاه المحافظ**، ويطلق على البيانات فى هذه الحالة **Complete data only**. ومن المتوقع أن تكون الأخطاء المعيارية بعد تطبيق هذه الإستراتيجية أكبر من مثيلاتها على قاعدة البيانات الكلية قبل الحذف، ولكنها تعطى تقديرات دقيقة لمعالم النموذج، ومن اهم مميزاتها هى أن كل التحليلات تكون لنفس العدد من الحالات وعلى ذلك تقدر مصفوفة التغاير (الارتباط) للحالات كاملة البيانات فقط.

2. **طريقة الحذف Pair-wise deletion**: وتسمى أيضًا تحليل الحالات المتاحة فقط Available case analysis ففى الطريقة السابقة يحذف الفرد الذى لديه بيانات غائبة على أحد المتغيرات من التحليل، ولكن فى **طريقة Pair-wise** يبقى الفرد فى التحليل للاستفادة منه بالبيانات الموجودة له على بقية المتغيرات، وربما يكون هذا حل فعال ولا يسبب فقد الحالة كلها. ولكن إذا كانت البيانات الغائبة على المتغير التابع فإن الحالة كلها تحذف من التحليل، وهذه الطريقة تعطى معالجات إحصائية بأحجام عينات مختلفة من تحليل إلى أخر. بافتراض أن حجم العينة = 300 ، وتتضمن حالات

غائبة، إذا 280 حالة بدون درجات غائبة على المتغيرات فأحيانًا يتم تقدير معامل الارتباط ($r_{x1\ x2}$= 0.30, N = 290) وأحيانًا ($r_{x1\ y}$ = 0.85, N = 255)، وأحيانًا ($r_{x2y}$ = 0.43, N = 280) أى تختلف حجم العينة من تحليل لأخر وهذا يقود إلى عدم الاتساق الرياضى. وإذا كان حجم العينة كبيرًا كبرًا كافيًا ويوجد عدد قليل من المفردات بها بيانات غائبة فلا توجد فروق عملية بين الطريقين ولكن إذا وجد عدد كبير من أفراد العينة لديهم بيانات مفقودة على مفردات المقياس ففى هذه الحالة فإن الطريقة المفضلة هى pair wise ، وفيما يلى مثال للبيانات المفقودة أو الغائبة:

الجدول (2.2): مثال لمجموعة بيانات غير كاملة.

| Y | $X_2$ | $X_1$ | CNo |
|---|---|---|---|
| 13 | 8 | 42 | 1 |
| 12 | 10 | 34 | 2 |
| - | 12 | 22 | 3 |
| 8 | 14 | مفقود | 4 |
| 7 | 16 | 24 | 5 |
| 10 | مفقود | 16 | 6 |
| 10 | مفقود | 30 | 7 |

- **الطرق التعويضية الانفرادية Single imputation Methods:** وعلى الرغم من انتشار طريقتى pairwise وlistwise إلا أنه توجد بعض الطرق التعويضية للتعامل مع البيانات الغائبة وأهمها:

1. استبدال البيانات الغائبة **بالمتوسط العام لاستجابات الأفراد على المتغير** وعلى ذلك تستخدم العينة كاملة العدد فى التحليل group – mean substitution. فمثلا فى جدول (1.2) نلاحظ أن المتغير $X_1$ به الحالة 4 ليس لها قيمة على هذا المتغير، وبتقدير المتوسط لـ $X_1$ يتبين أن $X_1 = \frac{148}{7} = 21.14$ بذلك تكون القيمة الغائبة للحالة 4 على المتغير $X_1$ هى 21.14، ولكن استبدال البيانات الغائبة بالمتوسط يغير أو يشوه خصائص التوزيع للبيانات عن البيانات قبل التعويض بالمتوسط، وذلك لأنها تقلل من التباينات للمتغيرات التى لها بيانات غائبة. ويفضل

عـدم اسـتخدامها إذا كانـت البيانـات الغائبـة كثيـرة وتسـتخدم إذا كـان حجـم البيانـات الغائبـة صغيرًا.

**2. التعــويض عــن طريــق حســاب الانحــدار Regression:** تســتبدل البيانــات الغائبــة بالدرجــة المنبئــة عــن طريــق حســاب الانحــدار المتعــدد لــدرجات المتغيــر الــذى يتضــمن بيانــات غائبــة مــن خــلال المتغيــرات الأخــرى فــى ملــف البيانــات ففــى البيانــات الموضــحة بالجدول السابق يعتبر $X_1$ و $X_2$ منبئين بالمتغير Y:

$$\hat{y} = b_1 X_1 + b_2 X_1 + a.$$

وهكذا بالنسبة لـ $X_1$ تابع والمتغيرات الأخرى مستقلة:

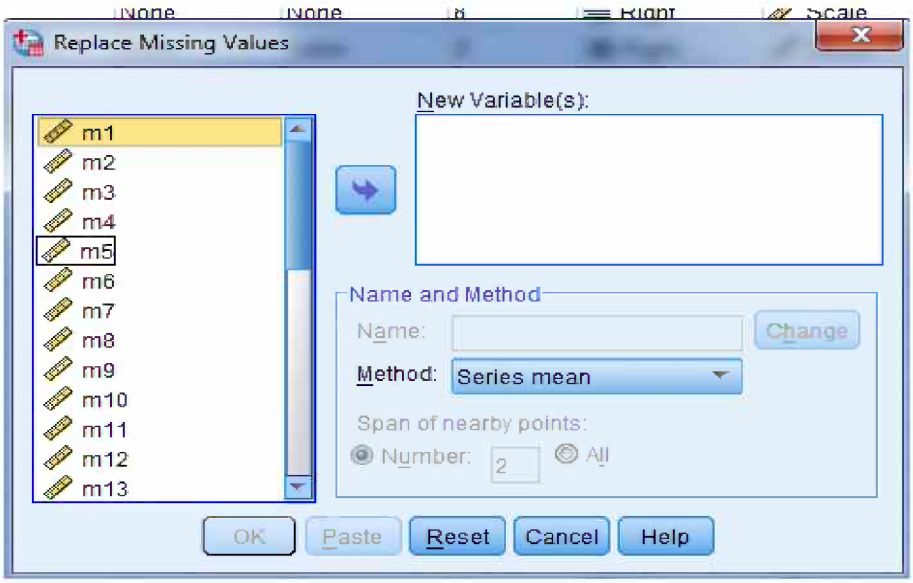
$$X1 = b1y + b2x2 + a$$

واسـتخدام هـذه الطريقـة يتطلـب معلومـات أكثـر مـن طريقـة التعـويض بالمتوسـط. ويمكـن اســتخدام الانحــدار اللوجســتى Logistic regression إذا كانــت المتغيــر التــابع تصنيفى. وعمومًا هى أقل مرغوبية مقارنة بطرق التعظيم المتوقع.

وإذا تواجـدت البيانـات الغائبـة لـدى عـدد معـين مـن الأفـراد فإنـه يمكـن حـذفهم مـن قاعـدة البيانـات (Tabachnick & Fidell, 2007)، ويفضـل إذا اسـتخدمت إحـدى الطـرق التعويضــية للتعامــل مــع البيانــات الغائبــة أن تعيــد التحليــل مــرة أخــرى مــع مصــفوفة الارتباطــات بــدون اســتخدام الطــرق التعويضــية بمعنــى أن البيانــات كاملــة. وإذا كانــت النتـائج متماثلـة فتوجـد ثقـة فـى الطريقـة المسـتخدمة لمعالجـة البيانـات الغائبـة ولـو حـدث اخـتلاف فالباحـث بحاجـة إلـى معرفـة أسـباب هـذا التنـاقض ويجـب عـرض نتـائج التحليلـين (قبـل وبعـد) معالجـة البيانـات الغائبـة. حيـث يعـوض عـن البيانـات الغائبـة مـن اقـرب قيمـة للحالة فى ملف البيانات قبله أو بعده.

**استبدال البيانات الغائبة فى SPSS**

ويـتم إجـراء الامـر مـن خـلال: 1.اضـغط قائمـة **Transform** واختـار **replace missing data** تظهر النافذة التالية:




2. انقل المتغيرات المراد معالجتها من أثر البيانات الغائبة إلى مربع **New variables**

3. اضغط على وظيفة **Method** فتظهر قائمة تحتها الطرق التى تقوم بمعالجة البيانات المفقودة أو الغائبة احدد طريقة معالجة البيانات الغائبة وليكن استبدالها بمتوسط المتغير.

4. اضغط **Ok** وبالرجوع إلى ملف البيانات يلاحظ استبدال البيانات المفقودة بمتوسط درجات المتغير.

**ثالثًا: القيم المتطرفة Outliers:** فى بعض الأحيان تتضمن بيانات العينة قيمة متطرفة أو أكثر على متغير واحد وهى outlier Univariate حيث تختلف تمامًا عن بقية البيانات، وهى بدورها تؤثر على قيمة العلاقات بين المتغيرات وهذا ينعكس سلبًا على تقديرات معالم النموذج نتيجة تأثيرها على العلاقات بين المتغيرات وكذلك على مؤشرات الالتواء والتفرطح. وتوجد القيم المتطرفة نتيجة عدة أسباب أهمها وجود أخطاء إدخال أو ترميز أو نتيجة وجودها بصورة طبيعية. وإذا كانت القيم المتطرفة موجودة بصورة خاطئة تُحذف أما إذا كانت حقيقية فيجب التعامل معها، مثل إدخال عمر شخص 210 عامًا ولكنها خطأ إدخال فعمره الحقيقى 21 عامًا ويطلق على القيمة المتطرفة فى متغير واحد بـ Outlier Univariate. ولا يوجد تعريف واحد للقيمة المتطرفة ولكن القاعدة هى الدرجات التى لها أكثر من ثلاثة أضعاف الانحرافات

المعيارية عن المتوسط. ويمكن تشخيصها من خلال فحص التوزيعات التكرارية للدرجات المعيارية Z فإذا كانت lZl >3.0 فإن هذا يشير إلى وجود قيم متطرفة، بينما القيم المتطرفة المتدرجة Multivariate Quilters وهى درجات متطرفة على متغيرين فأكثر وهذا بدوره يزيد من الوقوع فى الخطأ من النوع الأول أو الخطأ من النوع الثانى، وهذا مثال على متغير يتضمن درجة متطرفة (50 11, 7, 5, 5, 2, 1) وتعتبر 50 قيمة متطرفة ويوجد عدة طرق لتشخيص القيم المتطرفة المتدرجة أهمها:

1. **إحصاء (D) Mahalanobis distance** : حيث يشير إلى المسافة بوحدات الانحراف المعيارى بين مجموعة من الدرجات للحالة الواحدة ومتوسطات كل المتغيرات ، وفى العينات الكبيرة ذات التوزيعات الاعتدالية فإن توزيع مؤشر $D^2$ يعامل مثل توزيع $\chi^2$. فقيمة $D^2$ مع القيمة المنخفضة لمستوى الدلالة الإحصائية (P) يؤدى إلى رفض الفرض الصفرى وعلى ذلك يوجد تطرف فى التوزيع، وينصح دائما باستخدام مستوى دلالة إحصائية ($\alpha$) عند ادنى قيم مثل 0.001 = $\alpha$ وتقوم بعض البرامج مثل SPSS و SAS بطباعة مؤشر $D^2$.

2. إذا كان الدرجات المعيارية كبيرة جدًا على متغير واحد فأكثر حيث المتغيرات التى لها درجات معيارية تزيد عن 3.29 (اختبار ذو ذيلين 0.001 > P) فيدل هذا على وجود قيم متطرفة.

3. العرض البيانى لبيانات المتغير مثل المدرج التكرارى أو Boxplot.

واحد الطرق للتعامل مع الدرجات المتطرفة هو إجراء تحوير للمتغير الذى يتضمن القيم المتطرفة. حيث تؤدى هذه الاستراتيجية إلى جعل توزيع المتغير أكثر اعتدالية

**اختبارات الفروض للتحقق من الاعتداليةNormality**

توجد مداخل عديدة للتحقق من مسلمة الاعتدالية منها ما هو وصفى من خلال:

1. **عرض مقاييس النزعة المركزية:** تساوى قيم المتوسط و الوسيط والمنوال يفيد بوجود الاعتدالية.

**التحقق من اعتدالية البيانات فى SPSS**

**التحقق من الاعتدالية من العرض البيانى:**

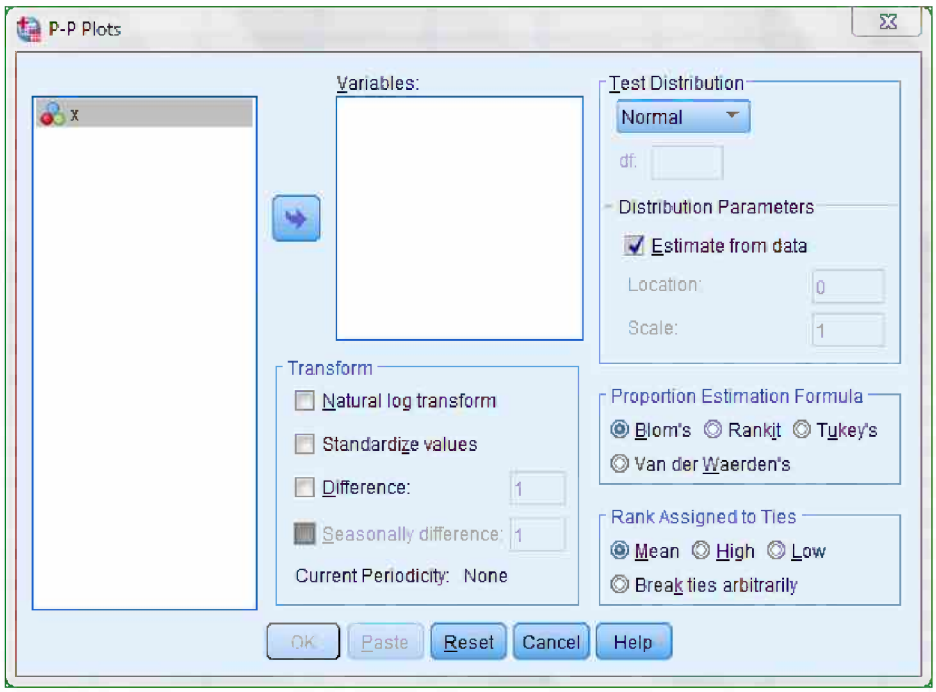
**أولًا: إدخال البيانات:** يتم إدخال متغير X فى البرنامج وذلك من خلال تسميته من خلال الضغط على Variable view ثم كتابة مسمى المتغير فى عمود Name ثم اضغط على Dataview

- **شـــكل plots p-p (probability-Probability)**: وفـى هـذا المنحنـى يـتم حسـاب الرتـب المنـاظرة للـدرجات ولكـل رتبـه يـتم حسـاب قيمـة Z الفعليـة المنـاظرة وهـذه هـى القيمـة المتوقعـة ثـم المطابقـة بـين الـدرجات الخـام بالـدرجات المعياريـة المنـاظرة لرتـب الـدرجات فـإذا كانـت الـدرجات لهـا توزيـع اعتـدالى فـإن الـدرجات Z الفعليـة سـوف تكـون علـى خـط قطـرى مسـتقيم. والفكـرة فـى هـذا المنحنـى هـو مقارنـة نقـاط أو احـداثيات البيانـات بـالخط المسـتقيم القطـرى وإذا وقعـت الـدرجات علـى القطـر فإن بيانات المتغير اعتدالية والابتعاد عن القطر يدل على الابتعاد عن الاعتدالية.

لتنفيذه اتبع الخطوات الآتية:

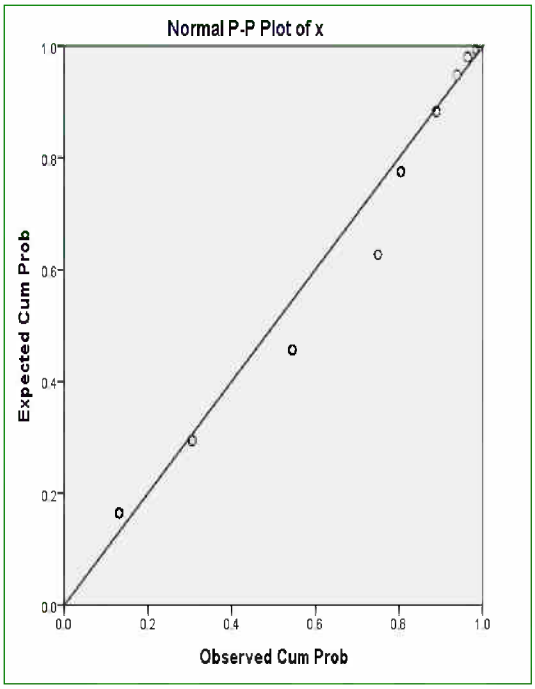
1 . اضغط Analyze ثم اختار Descriptive Statistics ثم اضغط على p.p.plots

تظهر الشاشة الآتية:




2 . انقل متغير X إلى مربع variables. ثم اضغط على OK.

**ثالثا: المخرج :**



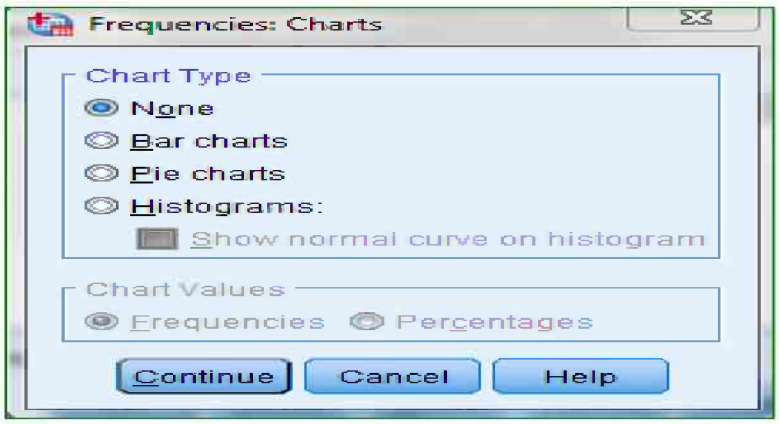

كما هو ملاحظ أن الإحداثيات أو النقاط لا تقع تمامًا عن الخط القطرى وعليه فإن البيانات تبتعد عن الاعتدالية ولا يتوافر فيها هذه المسلمة. وكما هو ملاحظ أن القيم الملاحظة على المحور السينى والقيمة المتوقعة على المحور الصادى. ويوضح تمامًا أن الاحداثيات أو نقاط البيانات لا تقع على الخط المستقيم وعليه فإن البيانات غير اعتدالية.

- المدرج التكرارى Histogram: تنفيذ الأمر:

1 . اضغط Analyze ثم Descriptive Statistics ثم اضغط Frequencies تظهر الشاشة :


2. اضغط x ثم انقله إلى مربع Variables

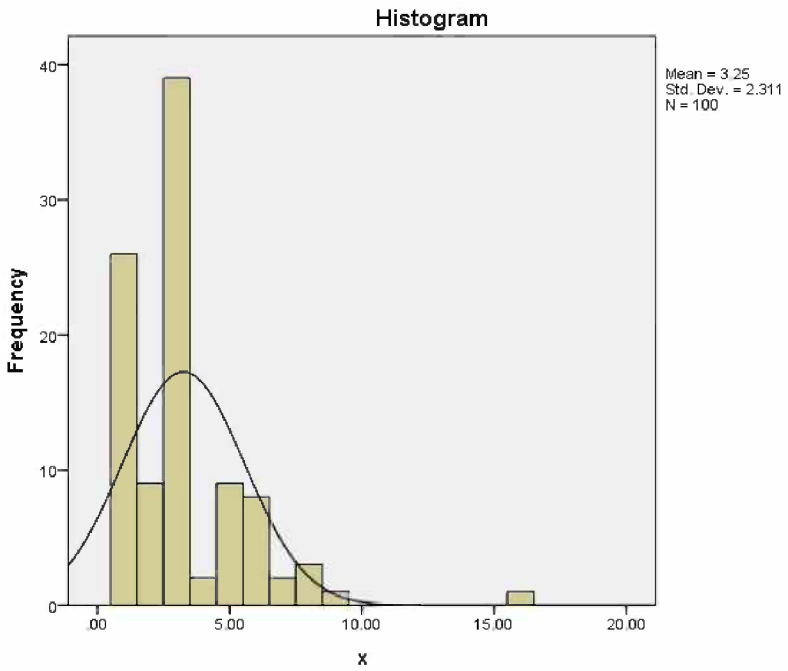
3 . اضغط على اختيار Charts تظهر الشاشة الآتية:




4. اضغط على Histograms و Show with normal curve

5. اضغط على Continue ثم اضغط Ok

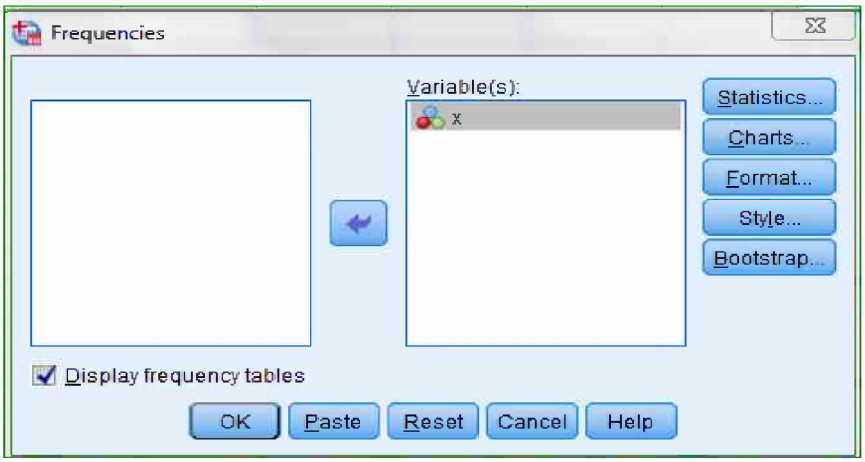
**المخرج :**




يظهر من المخرج أن المنحنى ملتوى ناحية اليمين بمعنى التواء موجب .

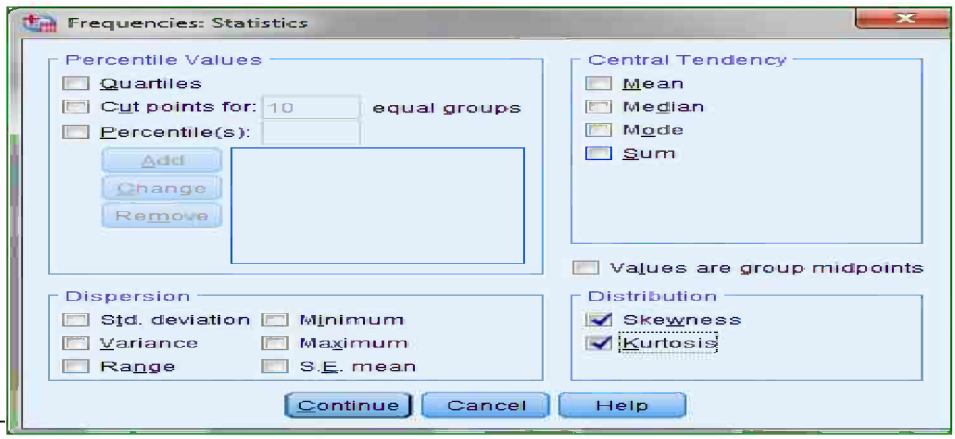
**حساب مؤشرى التفرطح والالتواء باعتبارهما من خصائص التوزيع ويمكن تنفيذها فى البرنامج:**

اضغط Analyze ثم Descriptive Statistics ثم Frequencies




2. انقل المتغير x إلى مربع variables

3. اضغط على statistics تظهر الشاشة:




4 .اضغط على Kurtosis ,Skewness، واضغط Continue ثم OK

- **المخرج :**

Statistics

x

| | | |
|---|---|---|
| N | Valid | 100 |
| | Missing | 0 |
| Skewness | | 2.164 |
| Std. Error of Skewness | | .241 |
| Kurtosis | | 8.447 |
| Std. Error of Kurtosis | | .478 |

يتضح أن قيمة الالتواء = (2.164) اى زادت عن الواحد الصحيح بما يدل على وجود التواء وبما أن قيمته موجب اذن هو التواء موجب وقيمة التفرطح = (8.447) اى زادت عن الواحد الصحيح بل قيمتها عالية جدًا بما يدل على أن التوزيع ليس اعتدالى بل يوجد تفرطح وعليه فإن البيانات غير اعتدالية ويمكن تحويل قيم الالتواء

والتفرطح إلى قيمة Z لاختبار دلالتها الإحصائية لها حيث إن :

$$Z_{skew} = \frac{S}{SE_{skew}}$$

$$\text{Z kurt} = \frac{\text{k - 0}}{\text{SEkurt}}$$

حيث S قيمة الالتواء و SEskew الخطأ المعيارى للالتواء و K قيمة التفرطح و SE kurt الخطأ المعيارى للتفرطح على حدة وعلية فإن :

$$\text{Z skew} = \frac{2.164}{0.241} = 8.979$$

$$\text{Z kurt} = \frac{8.447}{0.478} = 17.671$$

لاختبار الدلالة الإحصائية للالتواء والتفرطح يتم مقارنةZskew و Zkurt بـ 1.96 وهى قيمة Z لاختبار ذو ذيلين عند 0.05 أو مقارنتها بـ 2.56 قيمة Z لاختبار ذو ذيل واحد عند 0.05 وعليه فأن:

$$1.96 < (8.979) \rightarrow \text{Zskew}$$

$$1.96 < (17.671) \rightarrow \text{Zkurt}$$

اذًا توجد دلالة إحصائية لقيمتى الالتواء والتفرطح وعليه فإن التوزيع غير اعتدالى. ولكن عليك أن تكون حذرًا عند استخدام اختبارZ لأنه يعطى دلالة للعينات الكبيرة و ينصح (2013) Field باستخدام Z فى حالة العينات الصغيرة والمتوسطة ( 50,100, 150) ولكن إذا زادت حجم العينة عن200 فيفضل عدم الاعتماد على الدلالة الإحصائية لمؤشرى الالتواء و التفرطح والاعتماد على قيمتهما المطلقة.

**اختبارات الدلالة الإحصائية للتحقق من الاعتدالية**

يوجد اختبارين للتحقق من الدلالة الإحصائية للاعتدالية وهما اختبار كولوموجروف – سميرنوف لعينة واحدة كذلك اختبار شابيرو ويلك Shapiro - wilk ولكن من محدداتهما تأثرهما

بأحجام العينات الكبيرة حيث من المتوقع مع حجم عينة كبيران نحصل على دلالة إحصائية حتى لو ابتعد توزيع درجات المتغير قليلا عن الاعتدالية.

الفروض الإحصائية: الفرض الصفرى (H0): توزيع درجات المتغير المتصلx اعتدالى .

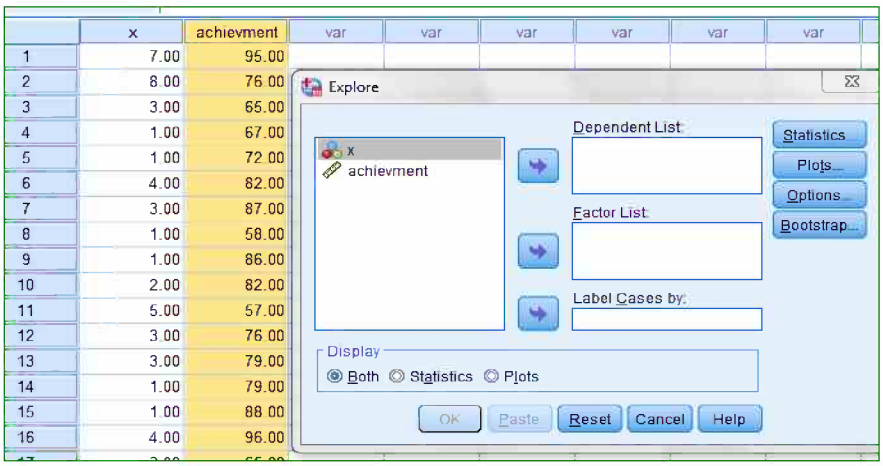
الفرض البديل (HA) : توزيع درجات المتغير غير اعتدالى.

وعدم الدلالة الإحصائية للاختبارين يعنى توافر الاعتدالية.

**لتنفيذ الاختبارين فى برنامج الـ SPSS اتبع الآتى:**

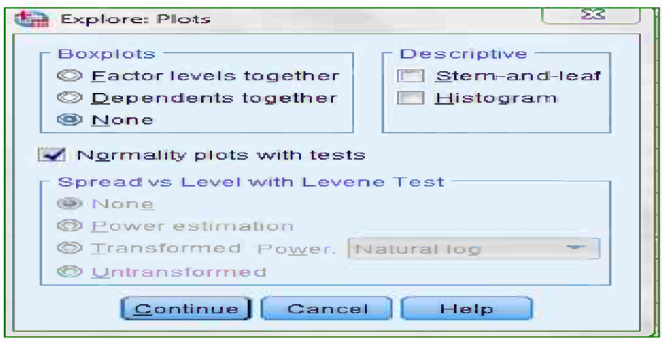
**اولًا: إدخال البيانات:** 1. اكتب مسمى المتغير X تحت عمود Name ، ثم اضغط على dataview

**ثانيًا : تنفيذ الامر** : 1 . اضغط على Analyze ثم اضغط Descriptive Statistics ثم اضغط على Explore يعطى الشاشة الآتية:



2 . انقل المتغير X إلى المربع Dependentlist عن طريق الضغط على السهم →

3 . اضغط على اختيار Plots تظهر الشاشة الآتية:




4 . اضغط على اختيار Normality Plots with tests وهذا يعطى رسم Q-QPlot

5. اضغط على Continue ثم اضغط Ok

**ثالثًا: المخرج:** يعطى إحصائيات:

| | | | Statistic | Std. Error |
|---|---|---|---|---|
| x | Mean | | 3.2500 | .23110 |
| | 95% Confidence Interval for Mean | Lower Bound | 2.7914 | |
| | | Upper Bound | 3.7086 | |
| | 5% Trimmed Mean | | 3.0111 | |
| | Median | | 3.0000 | |
| | Variance | | 5.341 | |
| | Std. Deviation | | 2.31104 | |
| | Minimum | | 1.00 | |
| | Maximum | | 16.00 | |
| | Range | | 15.00 | |
| | Interquartile Range | | 3.00 | |
| | Skewness | | 2.164 | .241 |
| | Kurtosis | | 8.447 | .478 |

ثم عرض البرنامج الجدول الاتى للاختبارات :

Tests of Normality

| | Kolmogorov-Smirnov[a] | | | Shapiro-Wilk | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Statistic | df | Sig. | Statistic | Df | Sig. |
| x | .283 | 100 | .000 | .788 | 100 | .000 |

a. Lilliefors Significance Correction

وبالنسبة لاختبار K.S يتضح أن قيمته : 0.283= (100) K.S وكانت درجات الحرية df=100 واتضح أن قيمة الاختبار دالة إحصائيا حيث: **P(Sig) (0.00) <** **α(0.05)** وتم رفض الفرض الصفرى على ذلك توجد دلالة إحصائية وعليه فإن توزيع المتغير X غير اعتدالى. وهكذا بالنسبة لاختبار Shapiro-wilk حيث إن إحصائية أو قيمة الاختبار 0.788 و df = 100. وبالنسبة للقرار بما ان:

**P(Sig) (0.00) < (0.05)**

وعليه يتم رفض الفرض الصفرى وبالتالى توجد دلالة إحصائية وعلى ذلك فإن توزيع درجات X غير اعتدالى.

ويمكن فحص الاعتدالية لكل متغير على حدة **Univariate normality** من خلال **مؤشرى الالتواء والتفرطح.** والالتواء وهو تراكم التوزيع على جانبى المنحنى وقد يكون الالتواء موجب Positive skeweness وهو أن معظم درجات الأفراد تقع على الجانب الأيسر من المنحنى الاعتدالى، وعليه فإن معظم درجات الأفراد تقع تحت المتوسط بينما الالتواء السالب Negative skew يشير إلى أن معظم درجات الأفراد تقع على الجانب الأيسر من المنحنى الاعتدالى، وعليه فإن معظم درجات الأفراد تقع تحت المتوسط.

ولتفسير قيمة الالتواء والتفرطح فى ضوء قيم مطلقة لهم أو حدود قطع ، أشارت دراسات المحاكاة أن قيمة الالتواء (West, Finch & Curran, 1997)SK >3 فإنه يوجد التواء شديد بينما التفرطح أكثر مرونة فالقيمة المطلقة أكبر من 7.0 تشير إلى تفرطح شديد (Chou & Bentler, 1995) وتوجد أراء أقل تشددًا فيما يخص التفرطح فإذا كانت قيمته أكبر من 8.0 وأحيانًا أكبر من 20 فإن التوزيع يوصف بأنه شديد التفرطح. ولكن القاعدة العامة هى إذا كان قيمة التفرطح أكبر من > (10.0) فإنه توجد مشكلة فيما يخص التوزيع ، والقيمة 20 فأكثر تشير إلى توزيع يعانى بشدة من عدم توافر الاعتدالية (Kline .2016) . ولمحاولة جعل البيانات اعتدالية تجرى عملية التحوير أو التعديل للبيانات من خلال تحويرات رياضية ولكن هذا ليس ضمانًا للحصول على الاعتدالية للمتغيرات . وكذلك استخدام إجراء Bootstraping. وهو قائم على فكرة بسيطة وهو اخذ عينات متكررة من قاعدة البيانات الأصلية للتحقق من مدى وجود الاختلاف أو التباين الامبريقى فى النتائج. والباحث المحافظ يعتبر أن قيم الالتواء والتفرطح أقل من الواحد الصحيح حتى يكون التوزيع اعتدالى.

# الفصل الثالث

# تحليل التباين أحادى الاتجاه داخل الأفراد

# (العينات المرتبطة)

# Analysis Of Variance – One Way within Subjects

توجد مواقف بحثية تتطلب قياس نفس الأفراد على كل مستوى من مستويات المتغير المستقل بمعنى قياس نفس الفرد مرتين أو أكثر فى المتغير التابع وعلى ذلك فالباحث يختبر نفس العينة من الأفراد تحت شروط أو معالجات تجريبيه مختلفة ويسمى هذا تصميم داخل الأفراد أو تصميم القياسات المتكررة، وفى تصميم القياسات المتكررة الدرجات على نفس الأفراد فى معالجات مختلفة أو مواقف مختلفة هى المتغير التابع بينما الدرجات للأفراد المختلفين هى المتغير المستقل.

ويرى Nolan & Heinzen (2012) أن تحليل التباين داخل المجموعات يستخدم عندما يوجد متغير مستقل اسمى أو ترتيبى وله مستويين فأكثر والمتغير التابع هو فترى درجات، وفيه يتعرض نفس الأفراد لكل مستويات المعالجة (المتغير الكيفى) ويقاس المتغير الكمى التابع فى كل معالجة وهذا المتغير الكيفى يشار اليه بعامل القياسات المتكررة أو عامل داخل المجموعات ويسمى المتغير الكمى بالمتغير التابع. ويطلق على تحليل التباين فى هذه الحالة تحليل التباين أحادى الاتجاه داخل الأفراد-One Way Within Subject ANOVA. أو تحليل التباين المرتبطة Related ANOVA أو تحليل التباين داخل المجموعات Within – groups ANOVA.وأحادى الاتجاه تعنى وجود عامل واحد أو متغير مستقل وحيد وداخل الأفراد يشير إلى أن نفس المشاركين (الأفراد) تتم قياسات عليهم فى كل مستوى من مستويات المتغير المستقل.

وتصميم القياسات المتكررة ليست مرتبطة بالمنهج التجريبى فقط بل قد يطبق على دراسات غير تجريبية حيث يتم ملاحظه الفرد فى اوقات مختلفة، ونقص الاستقلالية بين

المعالجات يسبب مشكله خطيرة لو أنهم كما يفترض مسبقًا منفصلين عن بعضهم البعض.

وعلى ذلك فإن البيانات فى كل الخلايا غير مستقله ويوجد صعوبة فى تحليل بياناتها هذه التصميمات وتصبح المعادلات أكثر تعقيدًا لـANOVA .

| معالجه 1 | معالجه 2 | معالجه 3 |
|---|---|---|
| $X_{11}$ | $\mathbf{X_{21}}$ | $\mathbf{X_{31}}$ |
| $X_{12}$ | $\mathbf{X_{22}}$ | $\mathbf{X_{32}}$ |
| $X_{1n}$ | $\mathbf{X_{2n}}$ | $\mathbf{X_{3n}}$ |

وعلى ذلك فإن نفس الأفراد يتعرضون للمعالجات الثلاثة فالفرد الأول تكون درجاته على المعالجات الثلاثة هى $X_{11}$ ، $X_{21}$ ، $X_{31}$ فبدلًا من وجود ثلاث عينات 3n فى حاله ANOVA المستقلة توجد عينه واحده تتعرض لكل المعالجات وفى هذه الحالة من الصعب أن نعتقد أن الارتباطات بين الثلاثة معالجات تساوى صفر فعلى العكس فأفضل الإفرادات أداءً فى المعالجة الأولى سوف يكون أداؤه أفضل فى المعالجة 2 وفى المعالجة 3. والأفراد الذين اداؤهم ضعيفًا فى المعالجة 1 من المحتمل أن يكون اداؤهم ضعيفًا فى المعالجة 2 ، 3 وعلى ذلك فإنه توجد ارتباطات دالة إحصائيا بين المعالجات.

وتنشأ الفروق داخل المجموعات وليس فروق بين المجموعات حيث إن الفرد عالى الاداء فى معالجه ما يتوقع أن يكون كذلك فى معالجه اخرى وعلى ذلك فالفروق بين الأفراد ينتج عنها معظم الفروق داخل المعالجات أو المجموعات.

**نسبه F لـANOVA للقياسات المتكررة:**

نسبه **F** فى تحليل التباين للقياسات المتكررة هى نفسها كما فى حالةANOVA المستقلة :

$$\mathbf{F} = \frac{\text{التباين بين المعالجات} - \mathbf{F}}{\text{التباين المتوقع إذا لم يوجد تأثير لمعالجه}(\text{الخطأ})}$$

فمقام **F** يقيس فروق المتوسطات الفعلية فى حالة عدم وجود معالجات(الخطأ) وهو يحدد الفروق الموجودة فى حاله عدم وجود المعالجة والقيمة الكبيرة لـ**F** تشير إلى أن

الفروق بين المعالجات أكبر من الفروق المتوقعة بدون اى معالجة. كما نعلم أنه يوجد فروق فردية وهى تشير إلى خصائص الأفراد مثل الجنس- العمر - الشخصية حيث تختلف من شخص إلى اخر وهو بدوره يؤثر على القياسات التى نحصل عليها من كل فرد. والفروق الفردية هى جزء من البسط والمقام فى نسبه **F** المستقلة ولكن هذه الفروق تستبعد أو تحذف من التباينات فى **F** المرتبطة لان نفس الأفراد يشتركوا فى نفس المعالجات المختلفة وعلى ذلك فإنه إذا وجدت فروق بين متوسطات المعالجات فإن هذا لا يرجع إلى الفروق الفردية وذلك لأنه يتم استبعادها من بسط **F** المرتبطة.

وعلى ذلك فإن تصميم القياسات المتكررة يسمح باستبعاد الفروق الفردية من التباين فى بسط ومقام نسبة **F**.

$$F = \frac{\text{التباين بين المعالجات (بدون فروق فرديه)}}{\text{التباين داخل المجموعات (بدون فروق فرديه)}}$$

وعلى ذلك فإن صيغة **F** المرتبطة مثل**F** المستقلة ماعدا أنها لا تتضمن التباين الناتج عن الفروق الفردية تصبح:

$$F = \frac{\text{تباين بين المجموعات (المعالجات)}}{\text{تباين الخطأ}}$$

$$F = \frac{\text{تأثيرات المعالجات+فروق عشوائيه أو غير منتظمه}}{\text{فروق عشوائيه أو غير منتظمه}}$$

وعندما لا يوجد تأثير للمعالجة فإن البسط والمقام هو نفسه وعليه فإن : $F = 1.00$

وعندما تعطى نتائج البحث أو التجربة نسبه F قريبة من الواحد الصحيح فهذا دليل على عدم وجود تأثير للمعالجة ويفشل الباحث فى رفض $H_0$ . بينما القيم الكبيرة لـF تشير إلى تأثير واضح للمعالجة اى رفض $H_0$ .

**مكونات التباين فى ANOVA المرتبطة**

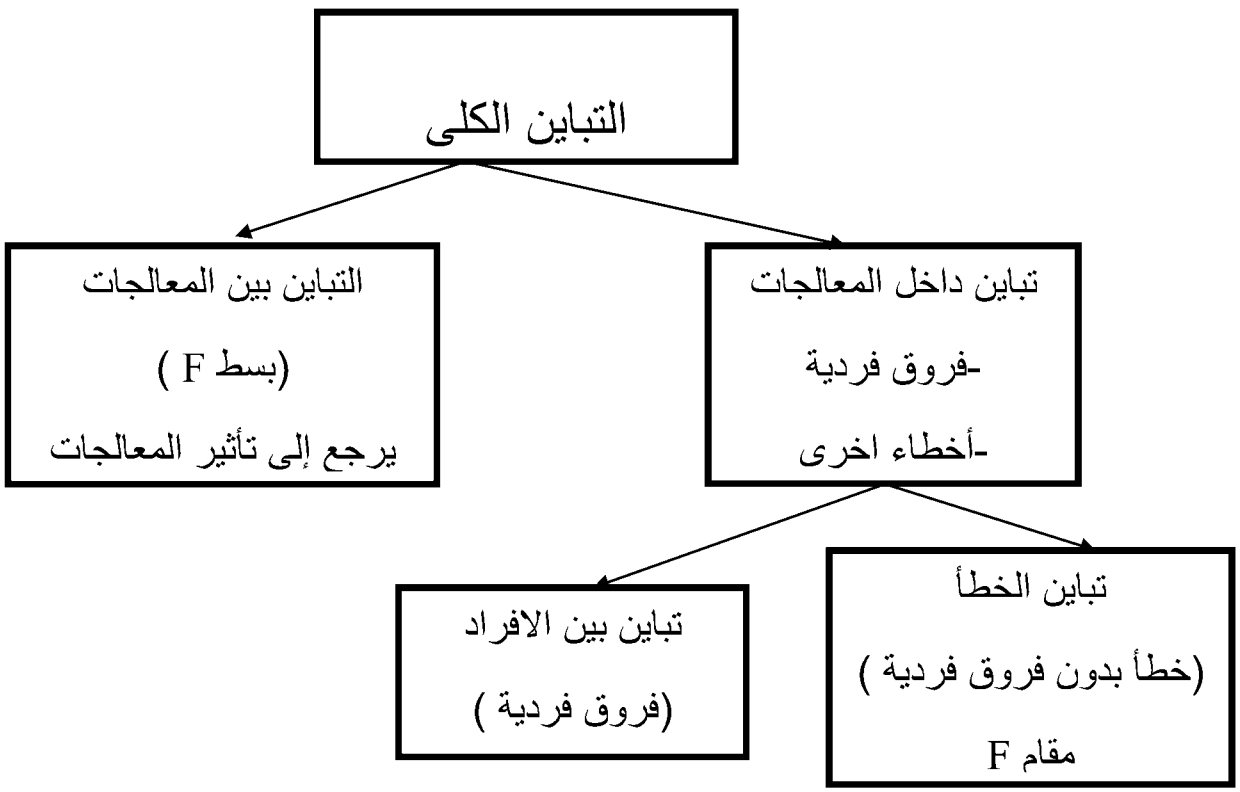
يمكن عرض التباين الكلى فى ANOVA المرتبطة كما هو موضح فى الجدول الاتى:

الجدول (1.3): مخطط لتصميم تحليل التباين المرتبط.

| المعالجات | | | | |
|---|---|---|---|---|
| تباين بين الأفراد ويتم حسابه من خلال متوسط درجه كل فرد فى الصف ويتم حذفه من مقام F | المعالجات | | | |
| متوسط الأفراد X | C | B | A | المشاركين |
| 4 | 6 | 4 | 2 | 1 |
| 3 | 5 | 3 | 1 | 2 |
| 2 | 4 | 2 | 0 | 3 |
| 1 | 9 | 7 | 5 | 4 |
| | $\overline{X} = 6$ | $\overline{X} = 4$ | $\overline{X} = 2$ | |

*التباين بين المجموعات:

ويمكن توضيحه بالاتى:

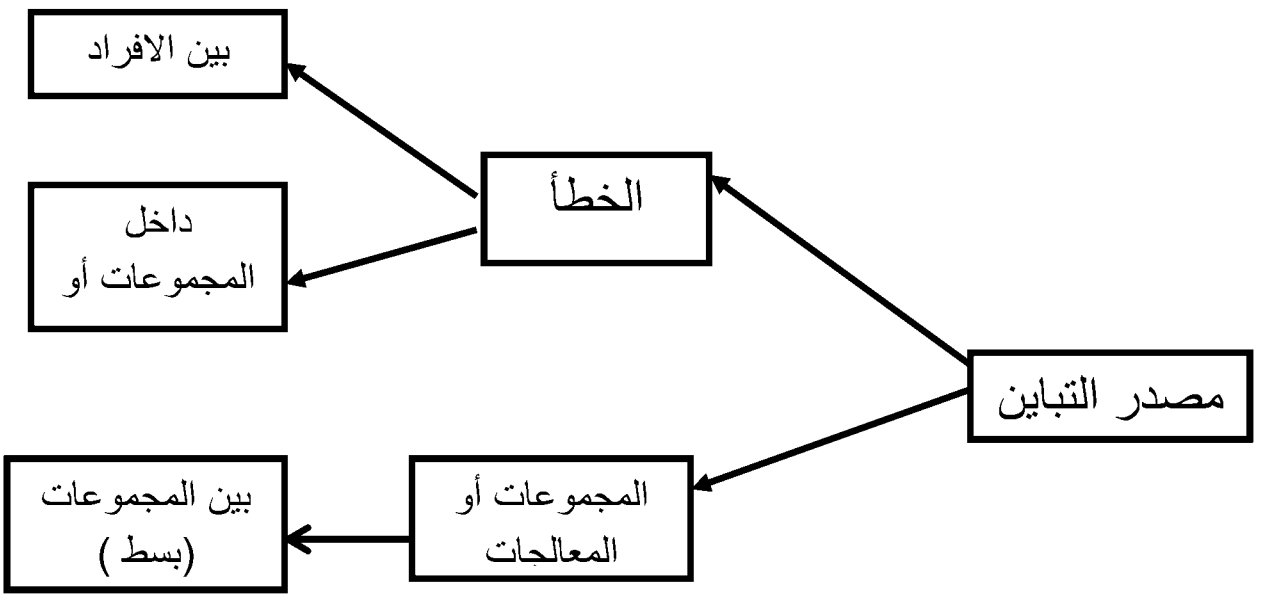



الشكل (1.3): مكونات التباين فى ANOVA قياسات متكررة.

1. **التباين بين المعالجات:** كما هو واضح فى جدول (1.3) وهو بين المعالجات A , B , C وهذا مشابه للتباين بين المجموعات فى ANOVA لقياسات مستقلة ويوضح فى بسط معادله F .

2. **تباين الخطأ (داخل المعالجات):** يوجد مصدرين من تباين الخطأ هما:

- **تباين بين الاشخاص أو الأفراد:** وهذا مرتبط بالفروق الفردية بين متوسطات الأفراد (الصف) عبر المجموعات، وعندما يتم قياس أفراد مختلفين فى كل مجموعة فإن الفروق الفردية أو خصائص الأفراد المختلفة تتغير عبر المجموعات وفى تصميم داخل المجموعات لا يوجد فروق فردية عبر المجموعات لأنه نفس الأفراد ولهذا السبب فإن التباين بين الأفراد ويتم حذفه من مقام F.
- **تباين داخل المجموعات:** يلاحظ نفس الأفراد فى كل مجموعة فإن الأفراد المختلفين مازال يتم ملاحظتهم داخل المجموعة ويعتبر هذا التباين مقام F. وعليه فإن التباين يرجع إلى تباين بين المجموعات أو المعالجات ومصدرين مرتبطين بالخطأ هما لنفس الأفراد عبر المجموعات وللأفراد داخل المجموعة الواحدة. وعلى ذلك يوجد مصدر تباين للخطأ اضافى عن مصدر تباين الخطأ فى تحليل التباين المستقلة ولكن هذا لا يعنى أن تحليل التباين للقياسات المتكررة يتضمن خطأ تباين أكبر من تحليل التباين للقياسات المستقلة. وفى تحليل تباين القياسات المرتبطة يتم حذف التباين بين الأفراد (المصدر الإضافى للخطأ) من مقام F . وعليه فإن :



الشكل (2.3): مصادر مختلفة من التباين فى تصميم داخل المجموعات.

ويطلق على مقام F التباين داخل المجموعات (الأفراد) بتباين الخطأ أو تباين البواقيResidual Variance ويقيس كم نسبة التباين المتوقعة إذا لم يوجد تأثير منظم للتجربة. أو يطلق عليه التباين غير المفسر Unexplained Variance .

**درجات الحرية فى ANOVA للقياسات المتكررة**

كما اوضحنا يوجد ثلاث مصادر للتباين وعليه فكل مصدر له درجه حرية خاصة به كما نعلم أن K عدد المجموعات أو المعالجات و n عدد أفراد عينة فى كل مجموعة وعليه فان:

- درجات الحرية المرتبطة بتباين بين المجموعات ($SS_{Between}$):

$$df_{B.G} = K - 1$$

- درجات الحرية المرتبطة بتباين بين الأفراد: $df_{B.i} = n - 1$

- B.G : Between Groups (بين المجموعات)

- B.I : Between individual(بين الأفراد)

- درجات الحرية المرتبطة بتباين الخطأ (داخل الأفراد):

$$df_w = (K - 1)(n - 1)$$

وdfw درجات الحرية الخطأ أو البواقىdfe أو dfres

- درجات الحرية المرتبطة بالتباين الكلى: $df_t = N - 1$

حيث N حجم العينة الكلى .

**مسلمات اختبار ANOVA للقياسات المتكررة**

هى نفس مسلمات ANOVA المستقلة:

1. **الاعتدالية** لبيانات المتغير التابع لكل مستوى أو مجموعة من مجموعات تصميم أحادى العامل للقياسات المتكررة، ويرى Green & Salkind (2014) أن قيمة P

الاحتمالية المقبولة لحجم عينة متوسط هو 30 فردًا والقوة الإحصائية لهذا الاختبار تنقص مع نقصان حجم العينة.

2. **الاستقلالية داخل المجموعات:** لا تتأثر درجة فرد ما بدرجه فرد اخر ولكن توجد اعتماديه بين اداء نفس الفرد عبر كل المعالجات وتكون الثقة كبيره فى نتائج ANOVA المرتبطة إذا كانت درجات مستقلة.

3. **تجانس التباينات:** تباين مجتمع درجات كل مجموعة متساوى ويشار لهذه المسلمة بـ Sphericity Assumption، واذا لم تتحقق هذه المسلمة فإنه يوجد طرق تكيفية أو تعديلية لتصحيح درجات الحرية كما هو الحالة فى اختيار Welch T. وعدم تحقق هذه المسلمة يحدث تضخم لبسط F بالتالى تضخم الخطأ من النوع الأول.

4. معاملات الارتباط فى المجتمع بين كل زوج من درجات المعالجات متساوٍ.

وإذا لم تتحقق المسلمة 3 ، 4 كما اوضحنا فإن قيمه الخطأ من النوع الأول تتضخم ويرتبط بهذه المسلمة تجانس مصفوفه التغاير.

وفلسفة التعامل مع ANOVA المرتبطة تتبع إحصاء النموذج المتدرج مثل MANOVA. وتنفيذها فى برنامج SPSS يكون من خلال General Linear Model Repeated Measures Procedure لأنها هى فلسفه الإحصاء المتدرج حيث إن المتغير المستقل متعدد المستويات بينما توجد عدة قياسات للمتغير التابع ويمكن اعتبار كل قياسة فى حد ذاتها متغير تابع وبالتالى إذا وجدت ثلاث معالجات فإنه يوجد ثلاث متغيرات تابعة. وعليه فهو اختبار يقع ضمن اختبارات النموذج البسيط فى المجلدات الإحصائية ولكن فى حقيقة تنفيذه الإحصائى وفلسفته فهو اختبار متدرج لأنه ملف SPSS يتضمن متغيرات تابعة عديدة حيث يدخل قياسات المتغير التابع فى المعالجة الأولى فى عمود ثم قياسات المتغير التابع فى المعالجة الثانية فى عمود ثانى وهكذا.

**تطبيقات ANOVA المرتبطة فى البحوث**

يستخدم هذا الأسلوب فى التصميمات أو الدراسات البحثية الآتية: الدراسات التجريبية، الدراسات شبه التجريبية، الدراسات غير التجريبية، والدراسات الطولية.

**اختبارات الفروض لقضية بحثية Gravetter &Wallanu (2014):**

أراد باحث المقارنة بين اربعة استراتيجيات للإعداد للامتحان فى محتوى ما وهى القراءة، القراءة وإعادتها، حل أسئلة معدة مسبقًا، وإعداد أسئلة من عند الطالب والاجابة عليها ، وطبق ذلك على ستة طلاب واراد التحقق ماذا كانت توجد فروق بين درجات التحصيل بين الاستراتيجيات الاربعة ؟

**خطوات اختبارات الفروض الصفرية:**

**1.الفروض الإحصائية:**

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4,$$

$$H_A : \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq \mu_4$$

- $\mu_1$ ، $\mu_2$ متوسط مجتمع العينة الأولى والثانية على التوالى.

**2. الاختبار الإحصائى ومسلماته:** هو اختبار ANOVA للقياسات المتكررة، حيث

$$F = \frac{MS_{Between}}{MS_{Erorr(Res)}}$$

3. **مستوى الدلالة الإحصائية وقاعدة القرار:** تبنى الباحث $\alpha = 0.01$وللكشف عن القيمة الحرجة لـ F يتم حساب درجات الحرية كالآتى:

- درجات الحرية بين المعالجات:

$$df_{B.G} = K - 1 = 4 - 1 = 3$$

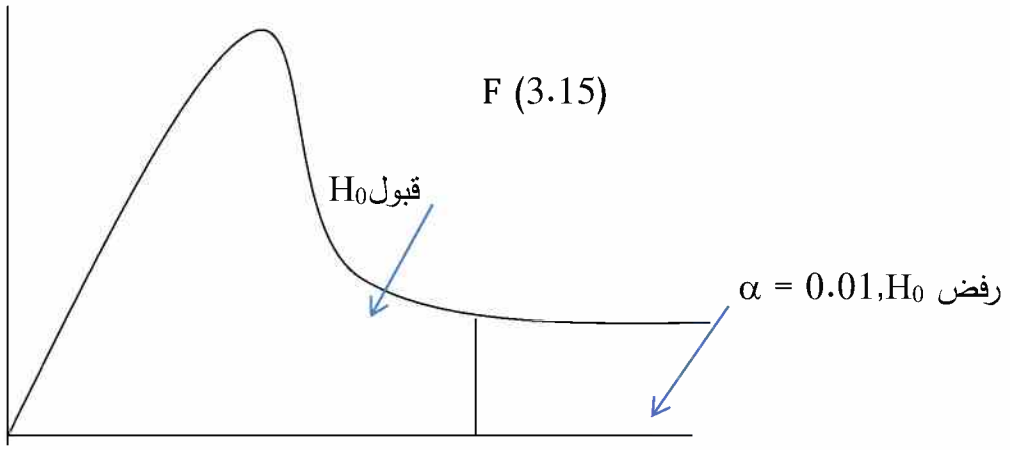
- درجات الحرية بين الأفراد أو الاشخاص:

$$df_{B.I} = n - 1 = 6 - 1 = 5$$

- درجات الحرية الخطأ أو البواقى داخل المجموعات:

$$df_{w(error)} = (k - 1)(n - 1) = df_{BG} * df_{B.I} =$$
$$= 3 \text{ X } 5 = 15$$

بالبحث فى جدول توزيع F ب $\alpha$=0.01 و $df_{B.G}$= 3 البسط و $df_{error}$= 15 المقام فإن $F_{C.V}$ = 5.42، وعليه فأن:




5.42

4. الحسابات:

| CNO | قراءة | قراءة واعادتها | حل أسئلة معدة | إعداد أسئلة وحلها | مجموع الأفراد |
|---|---|---|---|---|---|
| A | 3 | 5 | 8 | 8 | P=24 |
| B | 3 | 3 | 5 | 9 | P=20 |
| C | 4 | 3 | 8 | 7 | P=24 |
| D | 6 | 7 | 9 | 10 | P=32 |
| E | 6 | 8 | 8 | 10 | P=32 |
| F | 8 | 8 | 10 | 10 | P=36 |
| $T=\Sigma X_1=30$ | T=36 | T=48 | T=54 | | |
| $\bar{X}_1=5$ | $\bar{X}_2=6$ | $\bar{X}_3=8$ | $\bar{X}_4=9$ | | |
| $SS_1=20$ | $SS_2=20$ | $SS_3=20$ | $SS_4=8$ | | |

وتحسب ANOVA بمرحلتين:( n عدد الاشخاص فى كل مجموعة = 6 ،K عدد المعالجات = 4 ، N عدد الاشخاص فى كل المجموعات = 24:

وحيث يتم حساب الآتى:

- مجموع كل الدرجات فى المعالجات الأربعة ∑T= ∑X:

$$\sum T=3+3+4+6+6+8+5+3+\ldots.+10+10+10=168$$

- مجموع مربع كل الدرجات

$\sum X^{2,}$:

$$=(3)^2+(3)^2+(4)^2+(6)^2+(6)^2+(8)^2+(5)^2+(3)^2+(10)^2+(10)^2+(10)^2+(10)^2=1298$$

- **مجموع درجات كل فرد فى المعالجات الاربعة:**

$$P_1=3+5+8+8+8=24$$

$$P_2=5+3+5+7+8+8=20$$

$$P_3=8+5+8+9+8+10=32$$

$$P_4=8+9+7+10+10+10=36$$

- **مجموع درجات كل معالجةT:**

$$T_1=3+3+4+6+6+8=30$$

$$T_2=5+3+5+7+8+8=36$$

$$T_3=8+2+8+9+8+10=48$$

$$T_4=8+9+7+10+10+10=54$$

- متوسط كل مجموعة :$\bar{x}_1=5\ ,\bar{x}_2=6\ \ ,\bar{x}_3=8\ ,\bar{x}_4=9$

ولحساب نسبة F فلا بد من حساب اولًا:

**اولًا: مجموع المربعات SS وهى:**

- **مجموع المربعات الكلى:**

$$SS_T=\sum X^2-\frac{\sum T^2}{N}$$

$$=1298-\frac{(168)2}{24}=\ 122-\ 1176=122$$

ودرجات الحرية المرتبطة بها: $df_T=N-1=24-1=23$

- **حساب مجموع المربعات بين المعالجات:**

$$SS_{B.G}= \sum(\frac{T_1^2}{n}+\frac{T_2^2}{n}+\frac{T_3^2}{n}-\frac{(\sum T)^2}{N})$$

$$=\left(\frac{(30)^2}{6}+\frac{(36)^2}{6}+\frac{(48)^2}{6}+\frac{(54)^2}{6}\right)-\frac{(168)^2}{24}=60$$

$$df_{B.G}= K-1 =4-1=3$$

- **حساب مجموع المربعات بين الأفراد:**

$$SS_{B.I}= \sum\frac{P_I^2}{K}-\frac{(\sum T)^2}{N}$$

$$=\frac{(24)^2}{4}+\frac{(20)^2}{4}+\frac{(24)^2}{4}+\frac{(32)^2}{4}+\frac{(32)^2}{4}+\frac{(36)^2}{4}-\frac{(168)^2}{24}$$

$$=144+100+144+256+324-1176=48$$

$$df_{B.I}= 6-1=5 \text{ و}$$

- **مجموع مربعات البواقى أو الخطأ:**

$$SS_{Res(error)}=SS_T-SS_{B.G}-SS_{B.i}$$

$$=122-60-48=14$$

**ثانيًا : حساب متوسط مجموع المربعات:**

- **متوسط مجموع المربعات بين المعالجات أو المجموعات:**

$$MS_{B.G}=\frac{SS_{B.G}}{df_{B.G}}=\frac{60}{3}=20$$

- **متوسط مجموع المربعات بين الأفراد أو الاشخاص:**

$$MS_{B.I}=\frac{SS_{B.I}}{df_{B.I}}=\frac{48}{5}=9.6$$

- **متوسط مجموع مربعات البواقى أو الخطأ:**

$$MS_{e(Res)}=\frac{S_{error}}{df_{error}}=\frac{14}{15}=0.933$$

**ثالثًا: حساب نسبة F:**

$$F=\frac{MS_{BG}}{MS_{Res}}=\frac{20}{0.933}=21.43$$

ونلاحظ أن البسط (الفروق بين المعالجات) هى أكبر 22 مرة من الفروق الموجودة بفرض عدم وجود معالجات (الصدفة) وهذا يعطى وجود تأثير حقيقى قوى للمعالجة.

**5. القرار والتفسير:** وبما أن **نسبة F (21.43) > $F_{C.V}$ الحرجة 5.42**، وعليه يرفض الباحث الفرض الصفرى ومن ثم توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات أو درجات التحصيل بين الاستراتيجيات الأربعة.

**6. حجم التأثير:** يحسب حجم التأثير لـ F للقياسات المتكررة كالآتى:

- مؤشر $\eta_P^2$ :

$$\eta_P^2 = \frac{SS_{\text{بين المعالجات B.G}}}{SS_{\text{B.G(المعالجات)}} + SS_{\text{Res}(error)}}$$

$$\eta_P^2 = \frac{60}{60+14} = \frac{60}{74} = 0.811$$

وهذا يعنى أن 81.1% من التباين فى البيانات يرجع إلى الفروق بين المعالجات أو للاستراتيجيات المستخدمة.

- **مؤشر $(\omega_P^2)$ Partial Omega–Squared:** مؤشر $\eta_P^2$ يعتبر تقدير عالى Overestimate لحجم التأثير لكن مؤشر $\omega_P^2$أكثر تحفظًا من $\eta_P^2$ ويتم تقديرة كالآتى:

$$\omega_P^2 = \frac{SS_{B.G} - df_{B.G}(MS_{error})}{(SS_{B.G} + SS_{error}) + (MS_{error})}$$

وبالتالى:

$$\omega_P^2 = \frac{60-3\ (0.933)}{(60+14)+0.933} = 0.79$$

وعليه 79% من تباين تحصيل الموضوع يرجع إلى الاستراتيجيات المستخدمة.

وعرض(2012) Huck أهم مؤشرات حجم التباين ANOVA:

| المؤشر | صغير | متوسط | كبير |
|---|---|---|---|
| $\eta^2$ | 0.01 | 0.06 | 0.14 |
| $\omega^2$ | 0.01 | 0.06 | 0.14 |
| $\eta_P^2$ | 0.01 | 0.06 | 0.14 |
| $\omega_P^2$ | 0.01 | 0.06 | 0.14 |
| Cohen F | 0.10 | 0.25 | 0.40 |
| r (η) | 0.10 | 0.24 | 0.37 |

**كتابة نتائج ANOVA المتكررة فى تقرير البحث وفقًا APA**

بحساب التباينات والمتوسطات لدرجات تحصيل الاستراتيجيات الاربعة كما فى الجدول التالى. واظهر تحليل التباين للقياسات المتكررة وجود دلالة إحصائية بين متوسطات الاستراتيجيات الاربعة حيث $F\ (3.15)=21.43,\ P<0.01, \eta^2 = 0.811$

| | الاستراتيجية الأولى | الثانية | الثالثة | الرابعة |
|---|---|---|---|---|
| $\bar{X}$(M) | 5 | 6 | 8 | 9 |
| SD | 2 | 2 | 1.67 | 1.26 |

ولكن السائد فى تقارير البحوث يتم عرض جدول تحليل التباين كالاتى:

| المصدر | SS | df | MS | F | Fc.v |
|---|---|---|---|---|---|
| بين المعالجات | 60 | 3 | 20 | | |
| بين الأفراد | 48 | 5 | | 21.43 | 5.42 |
| داخل المعالجات | 62 | 20 | | | |
| الخطأ | 14 | 15 | .933 | | |
| الكلى | 122 | 23 | | | |

- دالة عند 0.01

**إجراء المقارنات البعدية لـANOVA المتكررة:**

بعد أن اظهر اختبار F دلالة إحصائية فروق بين متوسطات الاستراتيجيات الاربعة وهذا يعنى وجود فروق بين متوسطين على الأقل من المتوسطات الاربعة ولتحديد اى فروق دالة إحصائيا بين المجموعات الاربعة فإن الباحث يجرى تحليل تتبعى لـ F ويسمى بالمقارنات المتعددة. ولاختبار ANOVA المتكررة يستخدم اختبار توكى (HSD) وشيفيه كما سبق استخدامه فى ANOVA للقياسات المستقلة.

ففى المثال السابق :$n=6$, $df_{error}=15$ , $MS_{error}=.933$ وعلية:

$$HSD=Q\sqrt{\frac{MS_{error}}{n}}$$

حيث Q هى قيمة Q الجدولية لـ $df=15$ و $n=5$:

$$= 4.08\sqrt{\frac{0.933}{6}} = 4.08\ (0.394) = 1.61$$

واى فرق بين اى مجموعتين أكبر من 1.61 يكون دال إحصائيًا عند 0.05 وبالتالى:

$\bar{x}_2-\bar{x}_1=6-5=1-$ غير دال إحصائيًا و $\bar{x}_3-\bar{x}_1=8-5=3$ دال إحصائيًا

$\bar{x}_4-\bar{x}_1=9-5=4-$ دال إحصائيًا و $\bar{x}_3-\bar{x}_2=5-6=2-$ دال إحصائيًا

**تحليل التباين للقياسات المتكررة واختبار Tالمرتبطة**

عند تقييم الفروق بين متوسطى عينتين يستخدم اختبار T أو ANOVA واختبار T و ANOVA يشتركوا فى مظاهر عديده منها:

- يصلوا إلى نفس الاستنتاج أو القرار عن الفرض الصفري
- العلاقه الأساسيه بينTو F هى:$F = T^2$
- درجه الحريه لاختبارTمشابهه مع درجة الحرية فى مقام F

- مربع القيمة الحرجه لـ Tتساوى القيمة الحرجة لـF

وفيما يلى مثال لتوضيح كيفية حسابه باستخدام T و F المرتبطة:

| الأفراد | المعالجة I | المعالجةII | D |
|---|---|---|---|
| A | **3** | **5** | **2** |
| B | **4** | **14** | **-10** |
| C | **5** | **7** | **-2** |
| E | **4** | **6** | **-2** |

**فالفروض الإحصائية لـ T:**

$$H_0:\mu_D(\mu_1-\mu_2)=0$$

$$H_A:\mu_D\neq 0$$

وبالتالى الاختبار ذو ذيلين و$df=n-1=4-1=3$ ولمستوى دلالة الإحصائية $\alpha=0.05$ فان:

$T_{c.v}=3.182$وعليه فإن T المحسوبة:

$T=\frac{\bar{x}_D}{S_D}=\frac{4}{2}=2$ ، وعليه يتم قبول $H_0$

**وفى حالة ANOVA للقياسات المتكررة:**

| الأفراد | المعاجةI | المعالجةII |
|---|---|---|
| A | **3** | **5** |
| B | **4** | **14** |
| C | **5** | **7** |
| E | **4** | **6** |

وعليه فإن : $\sum T=48$ ، $\sum X^2=372$ و$N=8$ ، و وتكون الفروض الإحصائية:

$$H_0:\mu_1=\mu_2 \ , \ H_A:\mu_1\neq\mu_2$$

$df_{error}=4-1=3$ ، $df_{B.i}=4-1=3$ ، $df_{B.G}=2-1=1$ و

وبالتالى df تكون (3,1) وبالبحث فى توزيع F نجد أن قيمتها الحرجة:

$$F_{C.V}(0.05) = 10.13$$

$$F_{C.V} = (T_{C.V})^2 = (3.182)^2 = 10.13$$

وللبيانات: $SS_T = 84$ و $SS_{B.G} = 32$ و $SS_{B.i} = 28$

$$SS_{error} = SS_T - SS_{B.i} - SS_{B.G} = 84 - 32 - 28 = 24$$

وبالتالى: $$MS_{B.G} = \frac{32}{1} = 32$$

$$MS_{error} = \frac{24}{3} = 8$$

اذًا: $$F = \frac{32}{6} = 4$$

وبالتالى فأن: $(2)^2 F(4) = T^2$

ويتم قبول $H_0$ لأن F المحسوبة ( 4) <الجدولية(10.13) وهو نفس القرار فى حالة T المرتبطة.

**مدخلANOVA المرتبطة لـ( Howell (2013:**

**قضية:** استخدم باحث الاسترخاء لتخفيف الصداع وكانت البيانات كالآتى: " مدة استمرار الصداع (المتغير التابع)"

| الفرد | قبل التدريب | بعد التدريب | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **الأسبوع الأول** | **الثاني** | **الثالث** | **الرابع** | **الخامس** | متوسطات الأفراد |
| **1** | **21** | **22** | **8** | **6** | **6** | 12.6 |
| **2** | **20** | **19** | **10** | **4** | **4** | 11.4 |
| **3** | **17** | **15** | **5** | **4** | **5** | 9.2 |
| **4** | **25** | **30** | **1.3** | **12** | **17** | 19.4 |
| **5** | **30** | **27** | **18** | **8** | **6** | 16.8 |
| **6** | **19** | **27** | **8** | **7** | **4** | 13.0 |
| **7** | **26** | **16** | **5** | **2** | **5** | 10.0 |
| **8** | **17** | **18** | **8** | **1** | **5** | 9.8 |
| **9** | **26** | **24** | **14** | **8** | **9** | 16.2 |
| **متوسط الأسبوع** | **22.333** | **22.00** | **9.333** | **5.778** | **6.778** | 13.249 |

- **الفروض الإحصائية:**

$$H_0 : \mu_1=\mu_2=\mu_3 = \mu_4=\mu_5$$

$$H_A: \mu_1\neq\mu_2\neq\mu_3\neq\mu_4\neq\mu_5$$

- **الحسابات :**

$$SS_{total} =\sum(x - \bar{x}_i)^2$$

$$=(21 - 13.44)^2 + (20 - 13.44)^2 +..... + (22 - 13.44)^2+$$

$$.....+(8 - 13.44)^2 + (6 - 13.44)^2 +.....+(6 - 13.44)^2 +.....+$$
$$(5 - 13.44)^2 + (9 - 13.44)^2 = 3166.31$$

$$SS_{sub(B.I)} = W\Sigma (\bar{x}_s - \bar{x}_i)^2 = 5[(12.6 - 13.244+.....+ (16.2 -$$
$$13.44)^2] = 486.71$$

حيث: $\bar{x}_s$ متوسط درجات الاشخاص ، $w=5$ عدد المعالجات (الأسابيع).

$$SS_{weeks(B.G)} = n\Sigma (\bar{x}_w - \bar{x})^2 = 9(22.333 - 13.244)^2+$$

$$.....+(6.778 - 13.244)^2 = 2449.20$$

حيث $n$ عدد الأفراد ، $\bar{x}_w$ متوسط درجات الأسبوع و

$$SS_{Res(error)} = SS_{total} - SS_{B.I} - SS_{B.G}$$

$$= 3166.31 - 486.71 - 2449.20 = 230.40$$

و $$MS_{w(B.G)} = \frac{SS_{B.G}}{df} = \frac{2449.20}{5-1} = 612.30$$

$$MS_{error} = \frac{SS_{error}}{(k-1)(n-1)} = \frac{230.40}{4\times8} = 7.20$$

ومن ثم فإن: $$F = \frac{MS_{B.G}}{MS_{error}} = \frac{612.30}{7.20} = 85.04$$

وبالبحث فى جداول F بـ $df = 4$ البسط، $df = 32$ المقام و $\alpha = 0.05$، فإن F الجدولية أو الحرجة $F_{c.v} = 2.68$ ، وعليه فإن :

**F المحسوبة** $(85.04) > F_{c.v}$ **(2.68)** وبالتالى نرفض $H_0$

وملخص الجدول:

| مصدر التباين | df | SS | MS | F |
|---|---|---|---|---|
| بين الأفراد | **8(n-1)** | **486.71** | | |
| داخل الأفراد | **36** | **2679.609** | | |
| بين المعالجات | **4** | **2449.20** | **612.30** | **85.04** |
| الخطأ | **32** | **2350.40** | **7.20** | |
| الكلي | **44** | **3166.31** | | |

**المقارنة المتعامدة Constracts Comparison**

وهذه تدخل فى المقارنات المتعددة المخطط لها. وفى هذه الحالة افترض الباحث مقارنة الأسبوعين الأولين $\mu_2$ , $\mu_1$ مع باقى الاسابيع الثلاثة وعليه فان:

$$\mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 + \mu_4 + \mu_5$$

اذًا كان عدد معاملات $\mu_1, \mu_2$ = 2 ، وعدد المتوسطات الباقية = 3

ومن ثم فإن : $$\frac{1}{2}\mu_1 \neq \frac{1}{2}\mu_2 \neq \frac{1}{3}\mu_3 + \frac{1}{3}\mu_4 + \frac{1}{3}\mu_5$$

وعلية فإن : $$\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\mu_2 - \frac{1}{3}\mu_3 - \frac{1}{3}\mu_4 - \frac{1}{3}\mu_5 = 0$$

| | الأسبوع الأول | الثاني | الثالث | الرابع | الخامس |
|---|---|---|---|---|---|
| المعاملات | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ | $-\frac{1}{3}$ | $-\frac{1}{3}$ | $-\frac{1}{3}$ |
| المتوسطات | **22.333** | **22.000** | **9.333** | **5.778** | **6.778** |

وتصبح المقارنات :

$$\widehat{\Psi} = \Sigma a_i \bar{x}_i$$

حيث $a_i$ هى المعامل، $\bar{x}_i$ متوسط الأسبوع

$$\widehat{\Psi} = \frac{1}{2}(22.333) + \frac{1}{2}(22.00) - \frac{1}{3}(9.333) - \frac{1}{3}(5.778) - \frac{1}{3}(6.778)$$

$$= \frac{22.333 + 22.00}{2} - \frac{9.333 + 5.778 + 6.778}{3}$$

$$= \frac{44.333}{2} - \frac{21.889}{3}$$

$$= 22.160 - 7.296 = 14.870$$

ويمكن اختبار هذه المقارنة للأسبوع الأول والثانى فى مقابل الاسابيع الثلاثة الباقية من خلال اختبار F اوT ولكن يتم استخدام T:

$$T = \frac{\widehat{\Psi}}{\sqrt{\frac{\Sigma(a_i)^2 MS_{Res}}{n}}}$$

$$= \frac{14.870}{\sqrt{\frac{0.833\,(7.20)}{9}}} = \frac{14.870}{\sqrt{0.667}} = 18.21$$

وحيث قيمة T المحسوبة أكبر من قيمتها الجدولية نلاحظ أنها دالة إحصائية.

بالتالى تمت مقارنات الأسبوع الأول والثانى معًا لوحده (قبل التدريب) بالأسابيع الثلاثة اللاحقة (الثالث – الرابع – الخامس) كوحده معًا واتضح وجود دلالة إحصائية.

**حجم التأثير:**

$$\hat{d} = \frac{\hat{\Psi}}{S_{error}}$$

$$= \frac{14.870}{\sqrt{7.20}} = \frac{14.870}{4.2} = 3.5$$

وهذا حجم تأثير كبير جدًا وفقًا لمعاير Cohen(1988).

**كتابة النتائج وفقا لـAPA**

اظهر تحليل التباين للقياسات المتكررة فروق داله بين الأسابيع الخمسة $F(4.32) = 85.04$ , $P < 0.05$ . وان متوسط الأسبوعين قبل المعالجة 22.166 $(\frac{22+22.33}{2})$ وان متوسط زمن الصداع بعد المعالجة $(\frac{0.77+5.778+9.33}{3})$ واتضح وجود فروق بين المتوسطين معا (قبل وبعد) دالة إحصائيًا $T(32) = 18.21$ , $P < 0.05$ وتم حساب حجم التأثير $d = 4.95$ وهذا يؤكد أهمية العلاج بالاسترخاء لمعالجة الصداع .

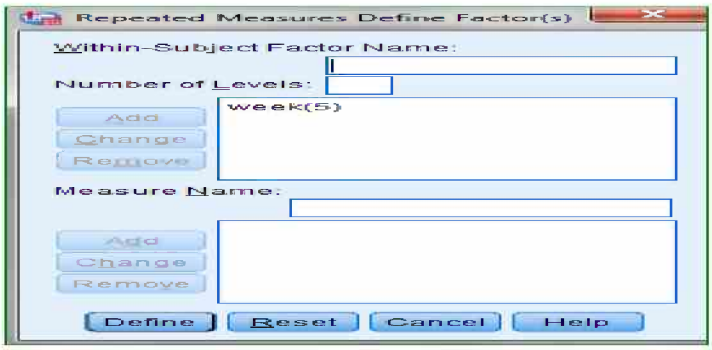
**إجراء تحليل التباين الأحادى للقياسات المتكررة المرتبطة فى SPSS**

**أولًا: مرحلة إدخال البيانات:**1.اضغط على Variable view.

2. تحت عمود Name أكتب مسمى المتغيرات كالآتى: الأسبوع الأول Weak1، الأسبوع الثانى Weak2، الأسبوع الثالث Weak3، الأسبوع الرابع Weak4، الأسبوع الخامس Weak5.

3. اضغط على Dataview يظهر الشاشة بها خمسة أعمدة لخمسة متغيرات، إبدأ فى إدخال البيانات.

**ثانيًا: تنفيذ الامر:** 1.اضغط Analyze ثم General Linear Model ثم Repeated Measures تظهر الشاشة الاتية:



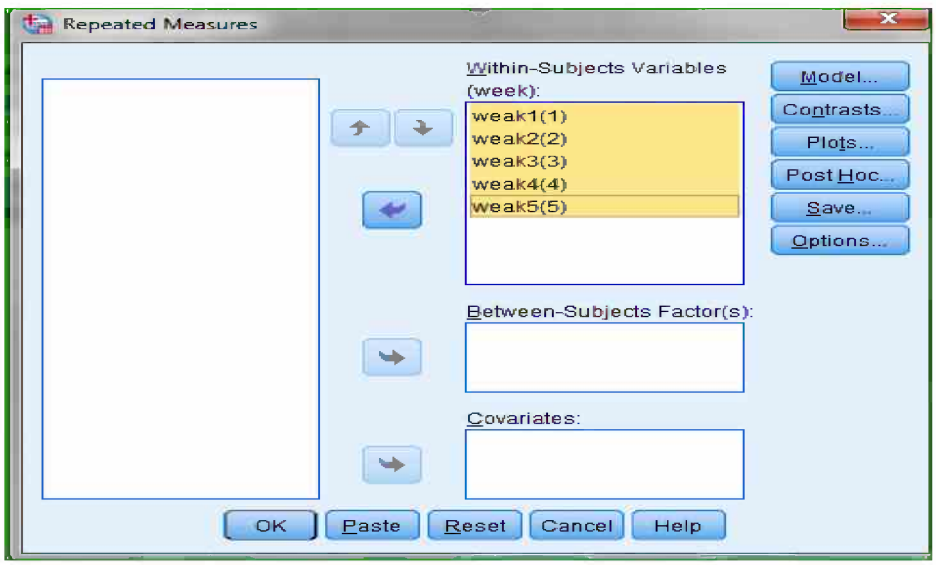

2. فـــى المربـــع أمـــام Within-subject، أكتـــب فـــى هـــذا المربـــع اســـم العامـــل وهـــو Weak.

3. أمام Number of levels أكتب عدد المستويات =5

4. اضغط Add.

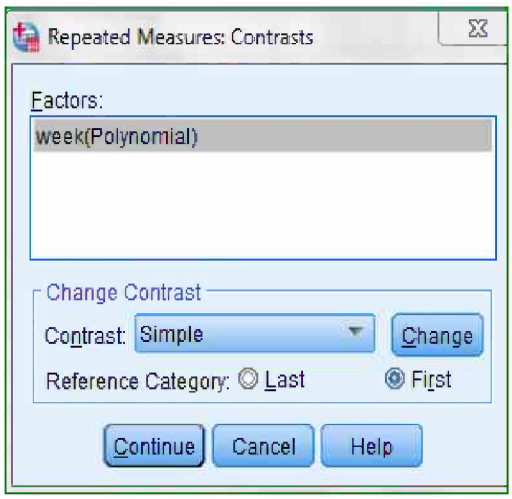
5. يمكن كتابة مسمى المتغيرات التابع فى مربع Measure Name (اختيارى).

6. اضغط Define أسفل الشاشة تظهر الشاشة الآتية:



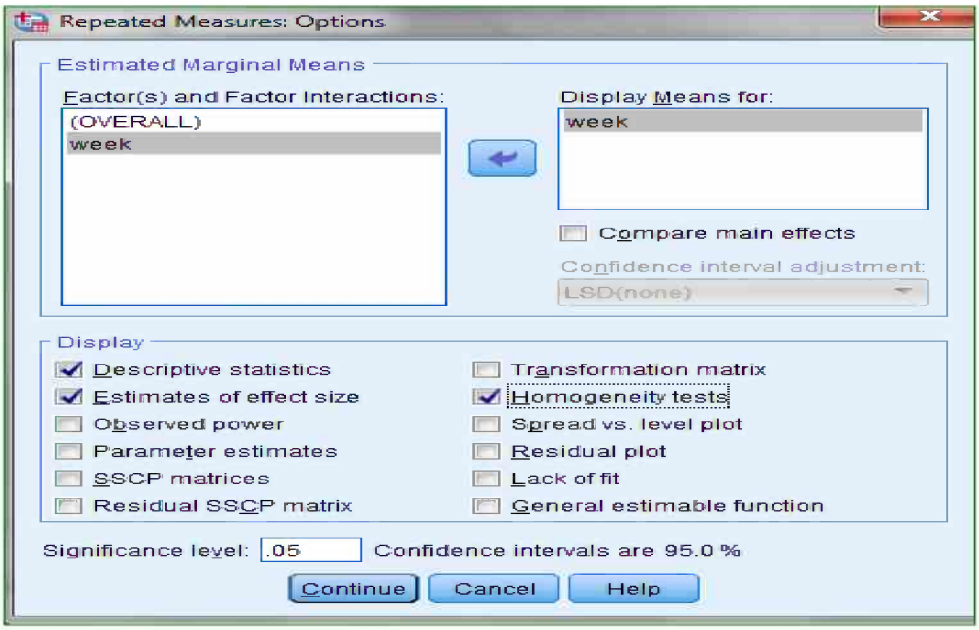

7. انقل المتغيرات الخمسة إلى مربع Within Subject variable ويمكن أن تضغط على مفتاح Ctrl وتنقلهم مرة واحدة.

8. اضغط على Contrast وحدد نوع المقارنات التى ترغبها وهذه تتضمن المقارنات البعدية المخططة لها ويمكن أن يقارن بين المجموعات الاربعة بالمجموعة الأولى على أساس أنها هى المجموعة المرجعية ولتنفيذ ذلك:




- اضغط contrast تظهر الشاشة:
- اضغط على السهم لأسفل امام Contrast تظهر عدد البدائل.
- اختار Simple.
- فى Reference category اختار First.
- اضغط Change. ثم اضغط Continue.

9. اضغط اختيار Options تظهر الشاشة الآتية:

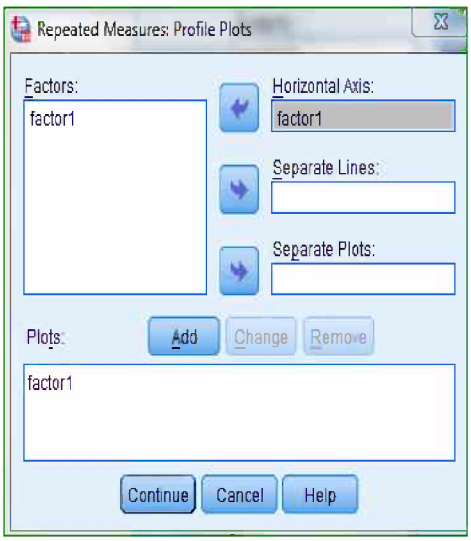



10. انقل Weak إلى مربع Display Mean.

11. تحت مربع Display اختار Descriptive statistics، Estimated of effect size، ثم Homogeneity test.

12. نشط compare maine ffects

13. تحت adjustment interval confidence اضغط على السهم واختار المقارنة المتعددة sidak




14. اضغط على Continue.

15. اضغط على اختبار Plots تظهر الشاشة الآتية:

16. انقل Weak إلى مربع Horizontal Axis.

17. اضغط Add.

18. اضغط Continue ثم اضغط على Ok.

**ثالثا: المخرج:**

- الإحصائيات الوصفية كالآتى:

**Descriptive Statistics**

| | Mean | Std. Deviation | N |
|---|---|---|---|
| weak1 | 22.3333 | 4.58258 | 9 |
| weak2 | 22.0000 | 5.33854 | 9 |
| weak3 | 9.3333 | 3.39116 | 9 |
| weak4 | 5.7778 | 3.41971 | 9 |
| weak5 | 6.7778 | 4.11636 | 9 |

اعطى الإحصاء الوصفى مثل المتوسط والانحراف المعيارى لقياسات الصداع فى كل أسبوع. ومن الواضح أن أدنى متوسط للأسبوع الخامس وأعلاهم الأسبوع الأول وكذلك للثانى كما أعطى الأفراد فى كل قياس وهم نفس الأفراد.

- اختبار تجانس التغاير كالآتى:

وما يهمنا فى هذا الجدول وهو قيمة Sig (P) وهى 0.811 وعلى ذلك يتحقق الفرض الصفرى تساوى التغايرات أو بكلمات أخرى تتطلب أن التباينات بين درجات فروق القياسات متساوية وهذا يتم التحقق منه باستخدام اختبار Mauschly.

**Mauchly's Test of Sphericity[a]**

Measure: MEASURE_1

| Within Subjects Effect | Mauchly's W | Approx. Chi-Square | df | Sig. | Epsilon[b] | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | Greenhouse-Geisser | Huynh-Feldt | Lower-bound |
| week | .282 | 8.114 | 9 | .537 | .684 | 1.000 | .250 |

Tests the null hypothesis that the error covariance matrix of the orthonormalized transformed dependent variables is proportional to an identity matrix.

a. Design: Intercept
Within Subjects Design: week

b. May be used to adjust the degrees of freedom for the averaged tests of significance. Corrected tests are displayed in the Tests of Within-Subjects Effects table.

وفى بيانات المثال الحالى تحققت مسلمة استخدام تحليل التباين للقياسات المتكررة إذا لم تتحقق يوجد تصحيح لذلك من خلال الجزء الأخير من الجدول عن طريق تصحيحين هما Greenhouse-Geisser و Huynh-Feldt.

- جدول Multivariate test:

**Multivariate Tests[a]**

| Effect | | Value | F | Hypothesis df | Error df | Sig. | Partial Eta Squared |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| week | Pillai's Trace | .986 | 86.391[b] | 4.000 | 5.000 | .000 | .986 |
| | Wilks' Lambda | .014 | 86.391[b] | 4.000 | 5.000 | .000 | .986 |
| | Hotelling's Trace | 69.113 | 86.391[b] | 4.000 | 5.000 | .000 | .986 |
| | Roy's Largest Root | 69.113 | 86.391[b] | 4.000 | 5.000 | .000 | .986 |

a. Design: Intercept
Within Subjects Design: week
b. Exact statistic

حقيقة أن اختبار ANOVA للقياسات المتكررة يتبع النموذج المتعدد المتدرج حيث مرات القياس (الزمن) متغير مستقل والقياسات الخمسة متغيرات تابعة ولذلك فإن هذا الجدول يبين الفروق فى الاتحاد الخطى للقياسات الخمسة (تخليق متغير جديد) لمرات القياس الخمسة معًا واعطى اختبارات دلالة إحصائية كثيرة هى Pillai 's trace و

Pillai's لاختبارين Sig قيمة الجدول هذا فى وما يهمنا وغيرها. Wilks Lambda وعلية 0.05 < 0.00. وعلية توجد فروق ذات دلالة Wilks وهى واحدة 0.00 إحصائية بين الاسابيع الخمسة فى الاتحاد الخطى للقياسات الخمسة معًا. ولكن هذا ليس هدف الباحث الأساسى وانما هدفه هو دراسة الفروق بين القياسات الخمسة على حدة عبر مرات القياس ولذلك فإن البرنامج عرض الجدول الآتى:

**Tests of Within-Subjects Effects**

Measure: MEASURE_1

| Source | | Type III Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. | Partial Eta Squared |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| week | Sphericity Assumed | 2449.200 | 4 | 612.300 | 85.042 | .000 | .914 |
| | Greenhouse-Geisser | 2449.200 | 2.738 | 894.577 | 85.042 | .000 | .914 |
| | Huynh-Feldt | 2449.200 | 4.000 | 612.300 | 85.042 | .000 | .914 |
| | Lower-bound | 2449.200 | 1.000 | 2449.200 | 85.042 | .000 | .914 |
| Error(week) | Sphericity Assumed | 230.400 | 32 | 7.200 | | | |
| | Greenhouse-Geisser | 230.400 | 21.903 | 10.519 | | | |
| | Huynh-Feldt | 230.400 | 32.000 | 7.200 | | | |
| | Lower-bound | 230.400 | 8.000 | 28.800 | | | |

الجزء الأول من المخرج هو الهدف الرئيسى للباحث حيث عرض تأثير الزمن فى حالة ما إذا تحققت مسلمة Sphercity وكذلك فى حالة عدم تحققها عن طريق اختبارات Greenhouse-Geisser وغيرها ولكن فى البيانات الحالية تحققت المسلمة.

وبالتالى فإن مجموع المربعات Sum of squares =2449.2 ودرجات الحرية df = 4 =5-1. وقيمة F= 53.25 :وأن Sig (P)= 0.000 إذا 0.05 > 0.000 وعليه نقبل الفرض البديل بوجود فروق بين القياسات الخمسة للصداع، وأعطى البرنامج حجم التأثير=914. لاحظ نتائجGreenhouse-Geisser و Feildt Huynh واحدة ويحدث اختلاف بينهما فى حالة عدم تحقق مسلمة تساوى التباينات بين فروق الدرجات.

حقيقة أن الاعتماد على F MANOVA لا يجعلنا فى حيرة من أمرنا إذا لم تتحقق التجانس للتباينات حيث إنه يدرس الفروق فى الاتحاد الخطى للقياسات الخمسة معًا،

ثـم أعطـى البرنـامج Contrast بـين متوسـط المجموعـة بالمجموعـة الأولـى علـى اعتبـار أنها الضابطة كالآتى:

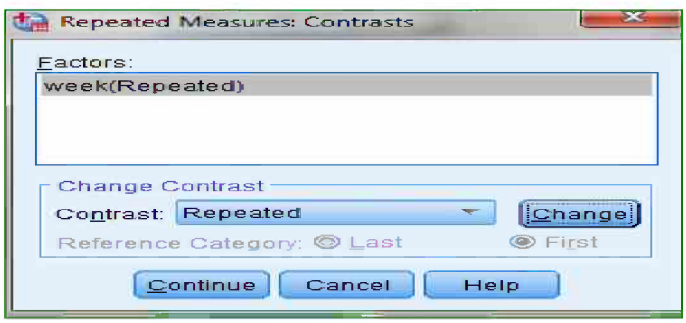
**Tests of Within-Subjects Contrasts**

Measure: MEASURE_1

| Source | week | Type III Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. | Partial Eta Squared |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| week | Level 2 vs. Level 1 | 1.000 | 1 | 1.000 | .038 | .849 | .005 |
| | Level 3 vs. Level 1 | 1521.000 | 1 | 1521.000 | 108.643 | .000 | .931 |
| | Level 4 vs. Level 1 | 2466.778 | 1 | 2466.778 | 144.868 | .000 | .948 |
| | Level 5 vs. Level 1 | 2177.778 | 1 | 2177.778 | 93.556 | .000 | .921 |
| Error(week) | Level 2 vs. Level 1 | 208.000 | 8 | 26.000 | | | |
| | Level 3 vs. Level 1 | 112.000 | 8 | 14.000 | | | |
| | Level 4 vs. Level 1 | 136.222 | 8 | 17.028 | | | |
| | Level 5 vs. Level 1 | 186.222 | 8 | 23.278 | | | |

ومـا يهمنـا هـو الجـزء الخـاص بـ Weak ويظهـر أن لا توجـد فـروق بـين القياسـات فـى الأسـبوع الأول والقياسـات فـى الأسـبوع الثـانى 0.849 =Sig بينمـا توجـد فـروق بـين قياسـات الأسـبوع الثالـث والأول 0.000 =Sig وكـذلك فـروق بـين الأسـبوع الرابـع والأول 0.000 =Sig وفروق بين الأسبوع الخامس والأول 0.000 =Sig.

ويمكـن دراسـة الفـروق بـين كـل قياسـات كـل أسـبوع والأسـبوع الـذى يليـه مـن خـلال تحديد اختيار Repeated فى Contrast ثم اضغط Change:




وتكون نتائج المقارنات كالآتى:

Tests of Within-Subjects Contrasts

Measure: MEASURE_1

| Source | week | Type III Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. | Partial Eta Squared |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| week | Level 1 vs. Level 2 | 1.000 | 1 | 1.000 | .038 | .849 | .005 |
| | Level 2 vs. Level 3 | 1444.000 | 1 | 1444.000 | 115.520 | .000 | .935 |
| | Level 3 vs. Level 4 | 113.778 | 1 | 113.778 | 18.876 | .002 | .702 |
| | Level 4 vs. Level 5 | 9.000 | 1 | 9.000 | 1.286 | .290 | .138 |
| Error(week) | Level 1 vs. Level 2 | 208.000 | 8 | 26.000 | | | |
| | Level 2 vs. Level 3 | 100.000 | 8 | 12.500 | | | |
| | Level 3 vs. Level 4 | 48.222 | 8 | 6.028 | | | |
| | Level 4 vs. Level 5 | 56.000 | 8 | 7.000 | | | |

ثم اعطى البرنامج المقارنات البعدية باستخدام اختبار Sidak كالآتى:

**Pairwise Comparisons**

Measure: MEASURE_1

| (I) week | (J) week | Mean Difference (I-J) | Std. Error | Sig.[b] | 95% Confidence Interval for Difference[b] | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | Lower Bound | Upper Bound |
| 1 | 2 | .333 | 1.700 | 1.000 | -6.153- | 6.820 |
| | 3 | 13.000* | 1.247 | .000 | 8.240 | 17.760 |
| | 4 | 16.556* | 1.375 | .000 | 11.306 | 21.805 |
| | 5 | 15.556* | 1.608 | .000 | 9.418 | 21.693 |
| 2 | 1 | -.333- | 1.700 | 1.000 | -6.820- | 6.153 |
| | 3 | 12.667* | 1.179 | .000 | 8.169 | 17.164 |
| | 4 | 16.222* | .909 | .000 | 12.751 | 19.693 |
| | 5 | 15.222* | 1.441 | .000 | 9.722 | 20.722 |
| 3 | 1 | -13.000-* | 1.247 | .000 | -17.760- | -8.240- |
| | 2 | -12.667-* | 1.179 | .000 | -17.164- | -8.169- |
| | 4 | 3.556* | .818 | .024 | .432 | 6.679 |
| | 5 | 2.556 | 1.156 | .450 | -1.856- | 6.967 |
| 4 | 1 | -16.556-* | 1.375 | .000 | -21.805- | -11.306- |
| | 2 | -16.222-* | .909 | .000 | -19.693- | -12.751- |
| | 3 | -3.556-* | .818 | .024 | -6.679- | -.432- |
| | 5 | -1.000- | .882 | .967 | -4.366- | 2.366 |
| 5 | 1 | -15.556-* | 1.608 | .000 | -21.693- | -9.418- |
| | 2 | -15.222-* | 1.441 | .000 | -20.722- | -9.722- |
| | 3 | -2.556- | 1.156 | .450 | -6.967- | 1.856 |
| | 4 | 1.000 | .882 | .967 | -2.366- | 4.366 |

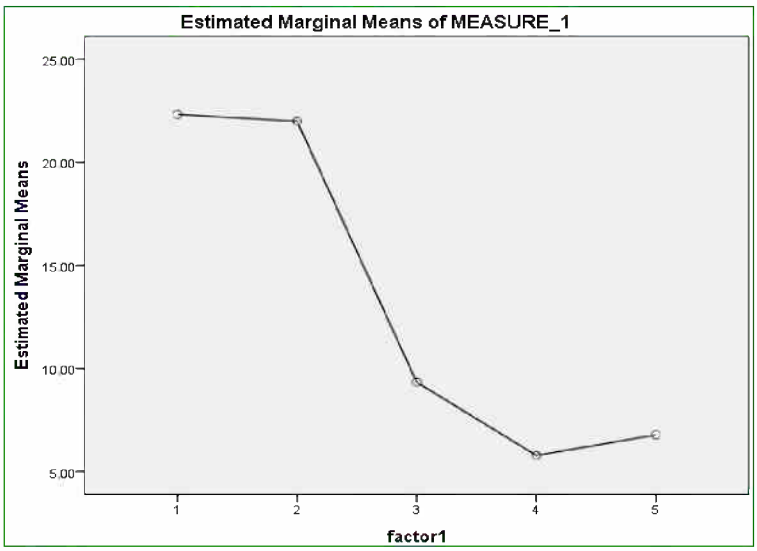
Based on estimated marginal means

*. The mean difference is significant at the .05 level.

b. Adjustment for multiple comparisons: Sidak.

ويمكـــن إجـــراء المقارنـــات المتعـــددة باســـتخدام طريقـــة Boneforoni. ويمكـــن إجـــراء المقارنـــات بـــين ازواج القياســـات باســـتخدام اختبـــار T المرتبطـــة بـــين كـــل زوج مـــن خـــلال اختيار Analyze ثم Comparemeans ثم Paired sampleT-test.

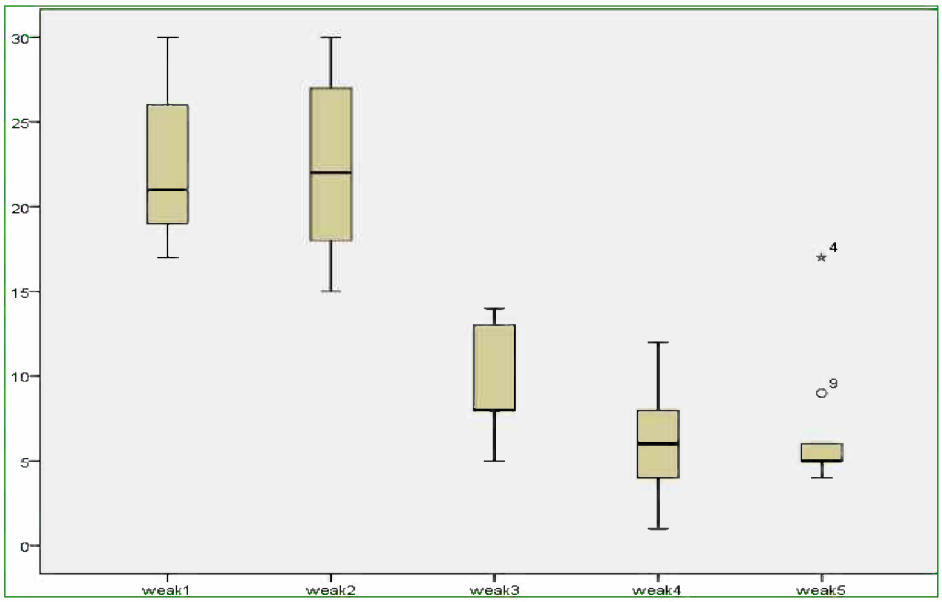
ثم أعطى الرسم البيانى لمتوسطات القياسات كالآتى:




حيـــث يظهـــر أن المتوسـط يقـل كلمـا زاد الـــزمن حيـــث متوســـطات قياســـات الصـداع تقـل كلمـا زاد فترة الاسترخاء.

عـــرض النتـــائج فـــى صورة العرض البياني

1. اضغط على Graphs ثم Legacy dialogs ثم Boxplot.
2. اضغط Simple ثم اضغط Summaries of separate variable.
4. اضغط Define.
5. انقل المتغيرات إلى مربع Boxes represent ثم اضغط Ok.




الملاحظ أن وسيط قياسات الأسبوع الأول والثانى أعلى من باقى القياسات وأن القياسات الخامسة بها قيم متطرفة وهى للحالة 9 وهى تعادل الدرجة 9 كما تتضمن قيمة متطرفة جدًا وهى للحالة 4 وتناظر الدرجة 17.

**عرض نتائج تحليل التباين الأحادى للقياسات المتكررة فى ضوء APA**

عرض جدول الإحصائيات الوصفية ويتضمن المتوسطM والانحراف المعيارىSD:

| | M | SD |
|---|---|---|
| القياسة الأولى | 22.33 | 4.58 |
| القياسة الخمسة | 6.77 | 4.11 |

واظهرت نتائج Repeated ANOVA وجود فروق بين القياسات الخمسة فى الاتحاد الخطى للمتغيرات الخمسة معًا:

Wilks Lambda (4,5) =0.014,F=86.391,P= 0.001, $\eta_P^2 = 0.970$

بينما أظهرت نتائج ANOVA فروق بين القياسات الخمسة على حدة:

$$F(4,32) = 53.252,\ p= 0.000,\ \eta_P^2 = 0.869$$

وأظهـرت المقارنـات المتعـددة باسـتخدام اختبـار Sidak وجـود فـروق بـين المجموعـة الأولى والخامسة P= 0.000، بين المجموعة الأولى والرابعة وهكذا.

وأخيـرًا عليـك المقارنـة بـين النتـائج التـى توصـل اليهـا (2013) Howell والنتـائج التـى حصلت عليها من المخرج فى SPSS.

# الفصل الرابع

## التحليل التباين العاملى أو تحليل التباين ذو اتجاهين بين المجموعات

## Factorial Analysis of Variance or Two- way Between Groups ANOVA

فى هذا الفصل سوف تتسع مناقشتنا لتتضمن تحليل التباين المتعدد أو ذو اتجاهين حيث يستخدم فى الدراسات التى تتضمن متغيرين مستقلين فأكثر. ويشار اليه بتحليل التباين ثنائى الاتجاه Two way ANOVA . وعلى ذلك فهو يتضمن:

- أكثر من متغير مستقل كيفى تصنيفى.
- متغير واحد تابع فترى متصل.

وعلى ذلك فإن هذا الأسلوب يقع تحت عنوان عام وهو التحليلات الأحادية Univariate. وعند هذه النقطة فإن التعقيد للتصميم الإحصائى يتنوع فى ضوء:

1. التركيز على تغير مستويات عامل واحد: ويستخدم لهذا اختبارات لدراسة الفروق داخل مجموعة واحدة (T, Z) أو فروق بين مجموعتين (T مستقلة أو مرتبطة) أو اختبارات الفروق بين متوسطين فأكثر لمستويات العامل (ANOVA).

2. كيف تتم القياسات على المشاركين: تتم القياسات على أفراد مختلفين أو مجموعات مستقلة حيث تتضمن كل مجموعة أفراد مختلفين عن المجموعة الأخرى (تصميم بين الأفراد) أو تتم القياسات على نفس الأفراد على مستويات العامل (تصميم داخل الأفراد أو القياسات المتكررة).

وتحليل التباين أحادى الاتجاه يتعامل مع تصميم المتغير المستقل الوحيد أو التجربة أحاديه العامل Single Factor experiment وعليه فإنه يوجد متغير مستقل(معالجة) واحدة فقط ويوجد لها مستويين فأكثر.

ولكن تحليل التباين ليس قاصرًا فقط على تصميم أو تجربة العامل الواحد. وفى الواقع يمكن دراسة أثر عوامل (متغيرات مستقلة) عديدة فى نفس الوقت فى التجربة الواحدة وهذه التصميمات يطلق عليه بالتجارب أو التصميمات العاملية Factorial

Experiments or Designs. وعلى ذلك فإن التجربة النموذجية تتعامل مع متغير مستقل واحد على متغير تابع واحد، ولكن فى مجال العلوم الإنسانية فإن الظاهرة ليست بهذه البساطة فلا يمكن عزل تأثير متغير ما عن بقية المتغيرات الأخرى ولكن الباحث يريد التعامل أو دراسة الظاهرة كما تحدث فى واقعها الطبيعى، وعلى ذلك يسعى إلى تضمين عدد أكبر من المتغيرات المستقلة التى يرى أنها أكثر تأثيرًا على ناتج معين (متغير تابع). وعلى ذلك فيمكن للباحث أن يدرس أثر تغير متغير ما أو أكثر على التغير الحادث على ظاهرة ما (متغير تابع). وفى التصميمات التجريبية يطلق على متغير المعالجة بالعامل Factor . وعليه فعند التعامل مع بيانات تصميم يتضمن عاملين أو متغيرين مستقلين فأكثر باستخدام تحليل التباين يطلق عليه يسمى تحليل التباين العاملى Factorial ANOVA.

وهذا يعنى أن ANOVA تتعامل مع متغيرين مستقلين فأكثر بينما المتغير التابع وحيد. واذا كان التصميم التجريبى يتضمن معالجتين أو متغيرين مستقلين يطلق عليه التصميم العاملى ذو اتجاهين وفى التجربة إذا حدث تزاوج بين كل مستوى للعامل مع كل مستوى للعامل الآخر فإنه يطلق عليه تصميم عاملى Factorial Design . وعلى ذلك فإن التصميم العاملى يتضمن كل الاتحادات أو التفاعلاتInteractions بين كل مستويات المتغيرات المستقلة (العوامل) والتصميم عاملى يسمى حسب عدد العوامل المتضمنة فيه، فالتصميم العاملى الذى يتضمن متغيرين مستقلين أو عاملين يسمى Two-way factorial Design، واذا كان عدد المتغيرات المستقلة (العوامل) ثلاثة يطلق عليه Three-way Factorial Design، إذا كان أحد التصميمات العاملية تتضمن معالجتين وأحد المعالجات بخمس مستويات والمتغير المستقل الآخر مستويين فإنه يطلق عليه $2 \times 5$ Factorial ANOVA. واذا كان يتضمن ثلاث متغيرات مستقلة اثنان منهما لهما ثلاث مستويات بينما الثالث له أربعة مستويات يطلق عليه $3 \times 3 \times 4$ Factorial ANOVA وعلى ذلك فإن تحليل التباين ثنائى الاتجاه (متغيرين) أو ثلاثى الاتجاه (ثلاث متغيرات مستقلة) أو تحليل التباين عالى الرتبةHigh-order ANOVA أو يطلق عليه Factorial ANOVA.

ويرى Nolan & Heinzen (2012) أنه تحليل إحصائى يتعامل مع متغير تابع متصل (فترى على الأقل) ومتغيرين مستقلين اسمين على الأقل (عاملين على الأقل) ويطلق عليه احيانا Multifactorial ANOVA حيث يشير Multi إلى تعدد المتغيرات المقاسة وFactor إلى المتغير المستقل. لاحظ أن هذا يختلف تمامًا عن Multivariate ANOVA (MANOVA) حيث تشير Multivariate إلى تعدد فى المتغيرات التابعة عكس تحليل التباين المتعدد Multiple ANOVA وهو تعدد فى المتغيرات المستقلة بينما التابع وحيد.

**اوجه التشابه بين تحليل التباين البسيط وتحليل التباين العاملى**

يتشابه تحليل التباين الأحادى مع تحليل التباين المتعدد فى:

- كلاهما قائم على متوسطات المجموعات.
- اختبارات الفروض قائمة على متوسطات المجتمعات سواء باستخدام مدخل اختبارات الفروض الصفرية أو مدخل فترات الثقة.
- لهما نفس المسلمات .
- يستخدموا تحليل تتبعى (لاحق) باستخدام المقارنات المتعددة سواء كانت المخطط لها (قبلية) أو البعدية.

**مميزات التصميمات العاملية**

للتصميمات العاملية مميزات عديدة عن التصميمات أحادية العامل يحددها( Howell (2013:

- تسمح بتعميم أكثر قابلية وموثوقية للنتائج لأنه تتضمن متغيرات أكثر تمثيلًا لواقع الظاهرة.
- يعطى قدره تفسيرية أفضل للنتائج خاصة إذا حدثت تفاعلات بين مستويات المتغيرات المستقلة وهذه هى طبيعة الظواهر السلوكية حيث إنها معقدة ومتفاعلة وهذا يعطى عمق للظاهرة المراد دراستها.
- أحد ميزات التصميم العاملى هو الاقتصادية Economy حيث تسمح بدراسة تأثيرات أحد المتغيرات عبر مستويات متغير اخر، حيث يمكن لنفس أفراد العينة

تعرضهم لمعالجتين بدلًا من معالجة واحدة. وعلى ذلك فهو اقتصادى فى حجم العينة وكذلك فى التكلفة فبدلًا من تناول كل معالجة أو متغير مستقل فى تجربة على حدة يتم تناول المتغيرين أو العاملين معًا فى نفس التجربة فهو اقتصادى فى الوقت والجهد والتكلفة.

- الكفاءة Efficiency : مع التحليل التلازمى لمتغيرين مستقلين كأن يتم دمج نتائج من إجراء بحثين لكل متغير مستقل على حدة. ويمكن اختبار ما إذا كان المستويات المختلفة للمتغيرين المستقلين تؤثر فى المتغير التابع وهو ما يطلق عليه التفاعلات بين المتغيرين المستقلين ولذلك ففى التصميم العاملى يمكن أن تدرس تأثيرات المتغيرات المستقلة على حدة وتسمى التأثيرات الرئيسية Main effect وكذلك تأثير التفاعل بين المستويات المختلفة للمتغيرات المستقلة ويسمى تأثيرات التفاعل Interaction effect.
- أحد المميزات هو ضبط Control للمتغير الثانى عن طريق تضمينه فى التصميم كمتغير مستقل، فعلى سبيل المثال يهتم الباحث بدراسة التحصيل الرياضى عبر ثلاث طرق تدريسية مختلفة فاذا اراد الباحث ضبط الذكاء IQ فإنه يتضمنه فى التصميم التجريبى كمتغير مستقل ثانى (منخفض – متوسط – مرتفع) ويصبح التصميم العاملى 3 x 3 .

**هيكلية تحليل التباين ثنائى الاتجاه**

من الطبيعى فهم بناء التصميم العاملى أو تحليل التباين العاملى. فاذا اعتبرنا تجربة أو دراسة تتضمن متغيرين مستقلين (A , B) . حيث عدد مستويات المتغير المستقل الأول A هى $a_1 , a_2 , \ldots , a_j$ وعدد مستويات المتغير المستقل الثانى B هى $b_1 , b_2 , \ldots , b_k$ فإن بناؤه كالاتى(Hinkle et al., 1994):

| مستويات المتغير المستقل الثاني | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | $b_1$ | $b_2$ | $b_3$ | $b_k$ | |
| مستويات المتغير المستقل الأول | $a_1$ | $X_{111}$ | $X_{112}$ | $X_{113}$ | $X_{11k}$ | |
| | | $X_{211}$ | $X_{212}$ | $X_{313}$ | $X_{21k}$ | $\bar{X}_{1.}$ |
| | | $X_{n11}$ | $X_{n12}$ | $X_{n13}$ | $X_{n1k}$ | |
| | $a_2$ | $X_{121}$ | $X_{122}$ | $X_{123}$ | $X_{12k}$ | |
| | | $X_{221}$ | $X_{222}$ | $X_{223}$ | $X_{22k}$ | $\bar{X}_{2.}$ |
| | | $X_{n21}$ | $X_{n22}$ | $X_{n33}$ | $X_{n2k}$ | |
| | $a_3$ | $X_{131}$ | $X_{132}$ | $X_{133}$ | $X_{n3k}$ | |
| | | $X_{231}$ | $X_{232}$ | $X_{233}$ | -- | $\bar{X}_{3.}$ |
| | | $X_{n31}$ | $X_{n32}$ | $X_{n33}$ | $X_{njk}$ | |
| | | ------- | ----- | ------- | ------ | |
| | | ----- | ---- | ----- | ---- | |
| | | $X_{1j1}$ | $X_{1j2}$ | $X_{1j3}$ | $X_{1j3}$ | |
| | $a_j$ | | | | | $\bar{X}_{j.}$ |
| | | $X_{2j1}$ | $X_{2j2}$ | $X_{2j3}$ | $X_{2jk}$ | |
| | | $X_{nj1}$ | $X_{nj2}$ | $X_{nj3}$ | $X_{njk}$ | |
| | | $\bar{x}.1$ | $\bar{x}.2$ | $\bar{x}.3$ | $\bar{x}.k$ | $\bar{x}$ |

- $\bar{x}_{jk}$ تناظر متوسط درجات الصف J والعمودK، $\bar{x}_j$ متوسط درجات الصف j، $\bar{x}_k$ متوسط درجات العمود K.، $\bar{x}_{1.}$ متوسط كل الدرجات (القياسات) فى الصف الأول (المستوى الأول للعامل الأول). $\bar{x}_{2.}$ *متوسط كل درجات الصف الثانى*. $\bar{x}.1$ متوسط درجات العمود الأول (المستوى الأول من العامل الثانى). $\bar{x}11$ متوسط درجات الخلية الأولى فى المصفوفة حيث X تعبر عن درجات الأفراد للمتغير التابع فى التكوينات المختلفة للمستويات.

عمومًا المتغير المستقل الأول يمثل الصفوف، والمتغير المستقل الثانى يمثل الأعمدة.

- $X_{ijk}$ هى درجة الطالب i فى الصف j فى العمود K.
- $X_{111}$ درجة الفرد الأول فى المستوى الأول للمتغير المستقل الأول والمستوى الأول للمتغير المستقل الثانى.
- $X_{223}$ درجة الطالب الثانى فى الصف الثانى (المستوى الثانى من المتغير المستقل الأول) فى العمود الثالث (المستوى الثالث للمتغير المستقل الثانى).
- $X_{njk}$ درجة الطالب n فى الصف (المتغير المستقل الأول) j فى العمود (المتغير المستقل الثانى) k .

وإذا كان نفس العدد من الأفراد(n) فى كل خلية من التصميم العاملى فإن العدد الكلى من الأفراد فى كل الخلايا هو (N). واذا كان عدد مستويات المتغير المستقل الأول (الصفوف)=J وعدد مستويات المتغير المستقل الثانى (الأعمدة)=K فإن عدد خلايا التصميم =K J، والعدد الكلى من القياسات أو الأفراد:K J* n* =N. بفرض أن عدد مستويات العامل الأول 2، وعدد مستويات العامل الثانى 3فإن عدد الخلايا (2×3=6)

وبفرض أن كل خلايا تتضمن ستة أفراد فإن العدد الاجمالى للعينة:

$$= 6\times2\times3=36$$

ويمكن عرض التصميم بعواملة و خلاياة كالآتى:

| | | مستويات العامل B | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| مستويات العامل الأول | | $b_1$ | $b_2$ | bc | |
| | $a_1$ | $Cell_{11}$ - | $Cell_{12}$ - | $Cell_{1c}$ - | $r_1$ $\Sigma x$ |
| | $a_2$ | $Cell_{21}$ | $Cel_{22}$ | $Cell_{2c}$ | $r_2$ $\Sigma x$ |
| | $a_3$ | $Cell_{31}$ | $Cel_{32}$ | $Cell_{3c}$ | $r_3$ $\Sigma x$ |
| | A | Cell $r_1$ | Cel $r_2$ | Cel $r_c$ | R $\Sigma x$ |

- C تمثل العمود (Column) وهى مثل K فى العرض السابق.

- r تمثل الصف (Row) وهى مشابهه لـJ فى العرض السابق.

**ودعنا نطرح مثال** لباحث تجريبى فى مجال التربية الرياضية اراد إجراء تجربة لدراسة أثر توقيت إجراء التمارين الرياضية (صباحًا – مساءًا) وشدة التمارين (قوية–خفيفة) على مدة النوم وتم عرض التصميم العاملى كما فى الشكل الآتى:

| شدة التمرين (العامل B) | | | |
|---|---|---|---|
| | | $b_1$ خفيف | $b_2$ شديد |
| وقت التمرين (A) | $a_1$ (صباحًا) | $b_1 \times a_1$ درجات | $a_1 \times b_2$ درجات |
| | $a_2$ (مساءً) | $a_2 \times b_1$ درجات | $a_2 \times b_2$ درجات |

نلاحظ أنه يوجد متغيرين مستقلين أو عاملين كل عامل يتضمن مستويين ويسمى تصميم2×2 (Two by Two) وإذا تضمن أحد العوامل ولتكن فترة التمرين (صباحًا–ظهرًا– مساءًا) ثلاثة مستويات فإنه يسمى 3×2. ويوجد مجموعات مستقلة ويسمى تصميم المجموعات المستقلة ويتم اختيار الأفراد عشوائيًا فى كل مجموعة أو فى كل خلية حيث الخلية هى اتحاد بين أحد مستويات العامل الأول بأحد مستويات العامل الثانى. لاحظ استخدام المصطلحات الآتية: عامل = متغير مستقل فى التجربة، مستوى = مستويات أو تصنيفات أو شروط العامل، خلية = اتحاد بين كل مستويين لعاملين مختلفين. وعندما يتم تحديد مستويات العامل أو المتغير المستقل مسبقًا بواسطة المجرب فإن هذا تصميم التأثيرات الثابتة Fixed effects design

ويوجد ثلاثة تحليلات فى تحليل التباين العاملى وهى تجيب عن ثلاثة أسئلة:

1. **هل يوجد تأثير دال للعامل الأول وهو وقت التمرين؟** بمعنى هل توجد فروق فى عدد ساعات النوم بين إجراء التمارين فى الصباح وفى المساء؟ وهذا يسمى تأثير رئيسى Main effect للعامل الأول. وعليه فإن التأثيرات الرئيسية هى فروق المتوسطات بين مستويات كل عامل على حدة، وعندما يتم التعبير عن العامل الأول

فـى الصـفوف والعامـل الثـانى فـى الأعمـدة وعليـه فـإن الفـروق بـين متوسـطات الصـفوف تصـف التـأثير الرئيسـى الأول بينمـا الفـروق بـين متوسـطات الأعمـدة تصـف التـأثير الرئيسـى الثـانى. وإذا نظرنـا إلـى الفـروق فـى سـاعات النـوم فـى ضـوء توقيـت التمـارين نتجاهل الفروق نتيجة شدة التمرين .

وإذا تنـاول الباحـث أثـر أحـد العوامـل (A) علـى درجـات مسـتوى واحـد فقـط مـن العامـل الثـانى فإنـه يطلـق عليـة التـأثير البسـيط أو التـأثير الشـرطى Simple effect or Conditional effect. وهـذا عكـس التـأثير الرئيسـى حيـث يـتم تجاهـل تـأثير المعالجـة الأخرى.

وعلـى ذلـك فـإن هـذا التحليـل يهـدف إلـى تحديـد مـا إذا يوجـد تـأثير دال للعامـل A (وقـت إجراء التمرين)؟

وتكون الفروض الإحصائية: $H_0: \mu_{A1} = \mu_{A2}$

$$H_A: \mu_{A1} \neq \mu_{A2}$$

2. **هـل يوجـد تـأثير دال لشـدة التمـرين علـى مـدة النـوم** ؟ وهـذا أيضًـا تـأثير رئيسـى للعامـل الثانى وتكون الفروض الإحصائية: $H_0: \mu_{B1} = \mu_{B2}$

$$H_A: \mu_{B1} \neq \mu_{B2}$$

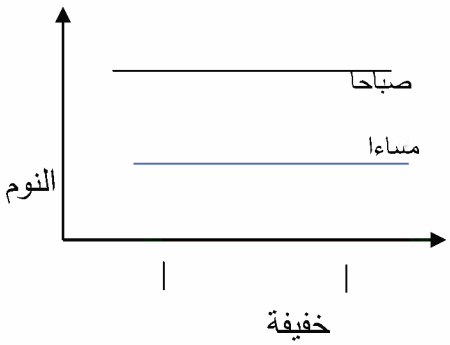
**3. هـل يوجـد تـأثير دال للتفاعـل بـين وقـت التمـرين (A) وشـدة التمـرين (B) علـى مـدة النـوم؟** ويشـار إلـى هـذا التـأثير بـInteraction effect فمـثلًا هـل تختلـف درجـات الخليـة التـى تتضـمن شـدة تمـرين خفيـف ووقـت التمـرين فـى الصـباح عـن بقيـة الخلايـا الأخـرى بالتالى تكون الفروض الإحصائية:

$H_0$ : لا يوجـد تفاعـل بـين مسـتويات العـاملين A , B أو كـل الفـروق بـين المتوسـطات فى المعالجات (الخلايا) يتم تفسيرها من خلال التأثيرات الرئيسية للعاملين.

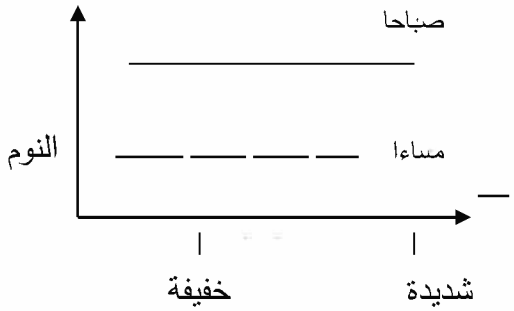
$H_A$ : يوجـد تفاعـل بـين العـاملين. الفـروق فـى متوسـطات الخلايـا أو شـروط المعالجـة لا يمكـن التنبـؤ بهـا مـن التـأثيرات الرئيسـية للعـاملين. والتفاعـل يحـدث عنـدما يكـون أثـر أحـد

العوامل ليس بنفس الدرجة لكل مستويات العامل الآخر. والتفاعل هو التأثير المنتج عندما يعمل العاملين معًا، وعلى ذلك توجد اعتمادية Dependence بين العوامل. وفكرة التفاعل قائمة على ما يقوم به الصيدلى بصرف دواء ويوصى بعدم اخذ دواء اخر لأنه يعطل أو يشوه مفعول الدواء الأول. وعلى ذلك فإن تأثير العقار الأول (العامل A) يعتمد على تأثير الدواء الثانى (العامل B) وعليه فإن التفاعل يتعامل مع متوسطات الخلايا وليس متوسطات التأثيرات الرئيسية وفيها يتم تمثيل مستويات أحد العوامل على المحور الافقى (السينى) وفى هذه الحالة توضع مستويات المعالجة (B) ويوضع المتغير التابع وهو كمية النوم (مدتها) على المحور الصادى (الرأسى) ثم يتم عرض خطين، الخط الأسفل يمثل (صباحًا) بينما الخط المنقوط (-------- مساءً) وبين الخطوط العلاقة بين مستويات العامل (B) ومدة النوم. وعليه يمثل فى ضوء محور سينى يمثل مستويات أحد العوامل ومحور صادى يمثل المتغير التابع وخطوط منفصلة تمثل مستويات العامل الآخر. وفيما يلى الاشكال الآتية لتوضيح التأثيرات الرئيسية والتفاعلات:

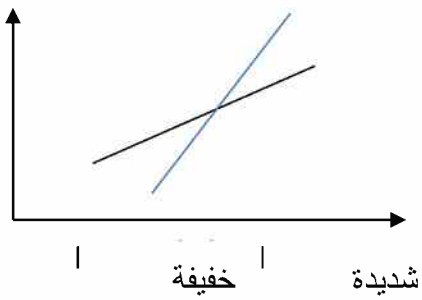
(A) لا تأثيرات دالة



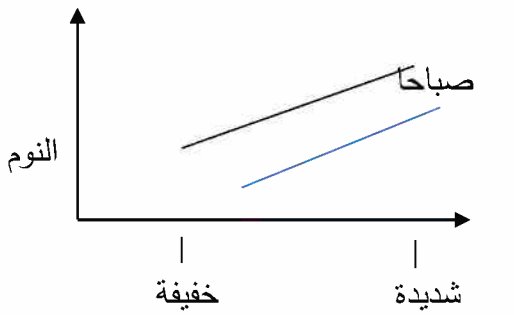

(B) تأثير دال للتوقيت فقط




(C). تأثير دال لشدة التمرين

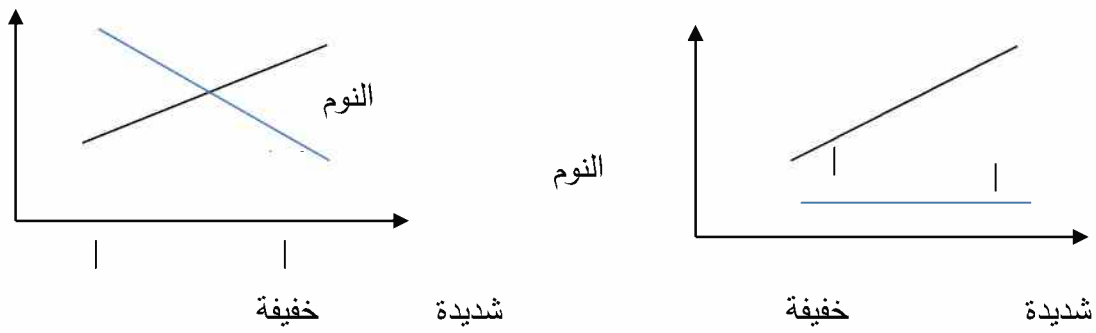



(D). تأثير دال للتوقيت وشدة التمرين ولا تفاعل




(F). تأثير دال لوقت التمرين وكذلك لتأثير التفاعل

(e). تأثير دال للتفاعل ودال للتأثيرات الرئيسية




الشكل(1.4): بعض النواتج المحتملة لتصميم تجريبى لعاملين شدة التمرين وتوقيته.

فالشكل السابق يوضح بعض النواتج المحتملة للتجربة ففى الشكل (A) لا يوجد تأثيرات دالة إحصائيًا، فى الجزء (B) يوجد تأثير رئيسى دال لوقت التمارين ولا يوجد تأثير دال لشدة التمارين أو للتفاعل. وعليه فالأفراد يكون أكثر نومًا لو كان اداء التمارين صباحًا وليس مساءًا. فى الجزء(C) توجد دلالة لشدة التمارين ولا يوجد تأثير دال لوقت التمارين أو للتفاعل، فأداء التمارين بدرجة شديدة يؤدى إلى نومًا أكثر فى مقابل تمارين خفيفة. والجزء (D) يوضح تأثيرات رئيسية دالة لوقت التمارين ولشدتها ولا يوجد تأثير للتفاعل و الجزء E , F فإن تأثيرات التفاعل دالة إحصائية. وعليه فإن تأثير التفاعل لاحد العوامل ليس هو نفسه عبر كل مستويات العامل الآخر. ففى الجزء (E) يوجد تأثير دال للتفاعل بين شده التمارين وتوقيتها ولكن تأثير شده التمارين ليست هى نفسها كما فى مستويات التوقيت، فاذا اجريت التمارين فى المساء فإن التمارين الخفيفة تؤدى إلى نوم أكثر فى مقابل التمارين الشديدة فى المساء. وعلى الجانب الآخر فإن إذا كان اداء التمارين صباحًا فإن التمارين الشديدة تؤدى إلى نوم أكثر من التمارين الخفيفة. فى الجزء (F) يوجد تأثير دال لوقت التمرين وكذلك تأثير دال للتفاعل، فعند عمل التمارين فى الصباح فإنه يؤدى إلى نوم أكثر من ادائها فى المساء بغض النظر عن شدتها سواء كانت ضعيفة أو شديدة بالإضافة إلى وجود تفاعل بين شدة التمرين ووقت التمرين . وبالتالى لا يوجد تأثير دال لشدة التمرين بمفردها. وعليه يمكن تحديد التفاعل من نمط المسارات فى الشكل السابق ولاحظ فى الشكل (B) ، (D) فإن الخطين متوازيين بمعنى المسافة بين الخطين ثابتة وهذا يعنى عدم وجود تفاعل.

ولكن عندما يكون الخطين غير متوازيين حيث تتغير المسافة بين الخطين من على الشمال إلى اليمين كما فى E , F فهذا يدل على وجود تفاعل وعلى ذلك فكلما حدث تقاطع بين الخطين أو المسافة بينهما غير متساوية فإن هذا يشير إلى وجود تفاعل.

**تصميمات أو اشكال التحليل التباين العاملي**

- عندما يوجد تصميم يتضمن عاملين وتوجد أفراد مختلفين داخل كل خلية فإنه يطلق عليه تحليل التباين العاملى بين المجموعات أو بين الأفراد. حيث يوجد أفراد مختلفين فى كل خلية ناتجة عن اتحاد مستويات العاملين. حيث عدد الأفراد داخل كل خلية n وعدد أفراد العينة الاجمالى فى كل الخلايا N حيث N = nrc
- عندما يوجد تصميم عاملى يتضمن عاملين ويوجد نفس الأفراد فى كل الخلايا فإنه يسمى Factorial analysis ANOVA within groups أو إذا كان عدد مستويات العامل الأول 3 وعدد مستويات العامل الثانى 2 فإنه يطلق عليه 3×2 within subject ANOVA . حيث يوجد نفس العدد من الأفراد فى الخلايا الستة فإن N= n.
- عندما نتعامل مع تصميم عاملى يتضمن عاملين وفيه يتم ملاحظة أفراد مختلفين فى كل مستوى من مستويات أحد العوامل و يتم قياس نفس الأفراد على مستويات العامل الثانى ويسمي Mixed-subject ANOVA

**التباينات فى تحليل التباين المتعدد**

فى تحليل التباين ذو اتجاهين يتحدد اربعة تباينات:

- متوسط مجموع المربعات للصفوف $MS_{rows}$
- متوسط مجموع المربعات للأعمدة $MS_{colloums}$
- متوسط مجموع المربعات للتفاعل $MS_{interaction}$
- متوسط مجموع المربعات داخل الخلايا $MS_{within}$

وتقدير التباين داخل الخلايا يناظر التباين داخل المجموعات (الخطأ) فى تحليل التباين أحادى الاتجاه Ms rows هو تقدير التباين للصفوف وهو قائم على الاختلاف أو الفروق بين متوسطات الصفوف ولذلك فهو يمثل تأثير العامل الأول

(A)، وMS collumns قائم على الفروق بين متوسطات الأعمدة وهو يمثل تأثير العامل الثانى (B) وMS interactions تقدير تباين التفاعلات وهو قائم على الاختلاف بين متوسطات الخلايا وهو يمثل تأثير التفاعل.

ولاختبار الدلالة الإحصائية لهذه التأثيرات الثلاثة يتم حساب نسب F ثلاث مرات وهى:

- **للعامل أو للمتغير المستقل A:**

$$F=\frac{MS_{row}}{MS_{within-cell}}$$

- **للعامل أو للمتغير المستقل B:**

$$F=\frac{MS_{colum}}{MS_{within-cell}}$$

- **للتفاعل:**

$$F=\frac{MS_{int}}{MS_{within-cell}}$$

**تقدير التباين داخل الخلايا** $MS_{with-cell}$

يتم تقديره من خلال تباين درجات كل خلية، فكل الأفراد داخل كل خلية تلقوا نفس المستوى من المتغيرات المستقلة A, B فإن تباين درجاتهم لا ترجع إلى الفروق بين المعالجات. وتباين داخل المجموعات هو مشابه لتباين داخل المجموعات فى حالة تحليل التباين أحادى الاتجاه. واعلم أن هذا التباين لا يتأثر بأى من العوامل A, B أو التفاعل بينهما ويطلق عليه تباين الخطأ أو البواقى. وعليه:

$$MS_{within-cell}=\frac{SS_{within-cell}}{dF_{within-cell}}$$

- SS هى مجموع مربعات داخل الخلايا
- df درجات الحرية داخل الخلايا

وحيث :

$$SS_{within-cell}=SS_{11}+S_{12}+SS_{13}+\text{-----}+S_{21}+S_{22}+\text{-----}+SS_{rc}$$

- $SS_{11}$ مجموع مربعات الدرجات فى الخلية المحددة بالصف الأول والعمود الأول.

- $SS_{12}$ مجموع مربعات الدرجات فى الخلية المحددة بالصف الأول و العمود الثانى.
- $SS_{rc}$ مجموع المربعات الدرجات فى الخلية المحددة بالصف r والعمود c (الخلية الأخيرة فى المصفوفة)

ويتم تحديد مجموع المربعات داخل الخلية بالآتى:

$$SS_{within-cell} = \sum x^2 - \left[\frac{(\Sigma x_{11})^2+(\Sigma x_{12})^2+\cdots+(\Sigma x_{rc})^2}{n_{cell}}\right]$$

- $\Sigma x^2$ مجموع مربعات كل الدرجات فى الخلايا حيث يعبر عنها

$$\Sigma x^2 = T^2$$

- $(\Sigma x_{11})^2$ مربع مجموع درجات الخلية التى تشغل الصف والعمود الأول.
- $n_{cell}$عدد أفراد فى الخلية.

لاحظ نتعامل مع تصميم يتعامل مع نفس العدد الأفراد فى كل خلية ولذلك $n_{cell} = n$

وتتحدد درجات الحرية لمجموع المربعات داخل الخلايا كالآتى:

$$df_{within-cell} = rc(n-1)$$

- r عدد الصفوف.
- c عدد الأعمدة .

**تباين الصفوف(المتغير المستقل الأول)$MS_{rows}$ ($MS_A$)**

هذا التقدير قائم على الفروق بين متوسطات الصفوف ($X_{1.}$ , $X_{2.}$ , ----- , $X_{r.}$) وهو مشابهًا للتباين بين المجموعات فى تحليل التباين أحادى الاتجاه وهو التباين الذى يعود إلى أثر المتغير المستقل حيث إذا كان متوسطات الصفوف متساوية فإن هذا يمثل الفرض الصفرى للمعالجة A:

$$H_0: \mu_{a1} = \mu_{a2} = \mu_{a3} = \text{----} = \mu_{ar}$$

وتقدر قيمة متوسط المربعات:

$$MS_{rows} = \frac{SS_{rows}}{df_{rows}}$$

- $SS_{rows}$ مجموع مربعات الصفوف.
- df درجات الحرية للصفوف.

$$SS_{rows} = n_{row}[(\bar{x}_{row1}-\bar{x}_G)^2 +(\bar{x}_{row2}-\bar{x}_G)^2+\cdots+(\bar{x}_{rowr}-\bar{x}_G)^2]$$

- $\bar{x}_{row}$ متوسط درجات الصف الأول: $\bar{x}_{row} = \frac{\sum x}{n_{r1}}$
- $\bar{x}_{row.r}$ متوسط درجات الصف r: $\bar{x}_{row.r} = \frac{\sum x}{n_{rr}}$
- $\bar{x}_G$ متوسط المتوسطات: $\bar{x}_G = \frac{\bar{X}_{row1}+\bar{X}_{row2}+\cdots+\bar{X}_{rowrr}}{n_r}$
- nr عدد الصفوف

ويتم حساب $SS_{rows}$ من الدرجات الخام كالآتى:

$$SS_r = \left[\frac{(\Sigma x_{r1})^2+(\Sigma x_{r2})^2+(\Sigma x_{r3})^2 + \cdots + (\Sigma x_{rr})^2}{n_r}\right] - \frac{(\Sigma x)^2}{N}$$

- $(\Sigma x_{r1})^2$ مجموع درجات الصف الأول.
- $\Sigma x_{rr}$ مجموع درجات الصف r.
- $(\Sigma x)^2$ مربع مجموع درجات كل الخلايا $(\Sigma x = T)$.
- $n_r$ عدد أفراد الصف

وتقدر درجات الحرية للصفوف كالآتى:

$$df = r - 1$$

**تقدير تباين الأعمدة $MS_{column}$**

هذا التباين قائم على الفروق بين متوسطات الأعمدة وهو تمامًا مثل $MS_{rows}$ ولكنه يتعامل مع متوسطات الأعمدة بدلًا من متوسطات الصفوف وهو يمثل تأثير المتغير المستقل الثانى B ويمثل الفرض الصفرى : $H_0: \mu_{b1} = \mu_{b2} = \text{----} = \mu_{bc}$

حيث: $MS_{column} = \frac{SS_{column}}{df_{column}}$

- $SS_{column}$ مجموع المربعات بين الأعمدة.
- $df_{column}$ درجات الحرية للأعمدة .

وتقدر $SS_{column}$ كالآتى:

$$SS_{column} = n_{col}[(\bar{x}_{col1} - \bar{x}_G)^2 + (\bar{x}_{col2} - \bar{x}_G)^2 + \cdots + (\bar{x}_{colc} - \bar{x}_G)^2]$$

حيث:

$$\bar{x}_{col1} = \frac{\sum x}{n_{col1}}$$

$$\bar{x}_{colc} = \frac{\sum x}{n_{coLc}}$$

$$\bar{x}_G = \frac{\bar{x}_{col1} + \bar{x}_{col2} + \cdots + \bar{x}_{colC}}{n_{cLoc}}$$

وتقدر من الدرجات الخام كالآتى:

$$SS_{column} = \left[\frac{(\Sigma x_{col1})^2 + (\Sigma x_{col2})^2 \ldots + (\Sigma x_{cc})^2}{n_{col}}\right] - \frac{(\Sigma x)^2}{N}$$

- $\Sigma x_{col1}$ مجموع درجات العمود الأول.
- $n_{col}$ حجم العينة فى كل عمود.
- $(T^2)(\Sigma x)^2$ مربع مجموع درجات كل الدرجات فى كل الأعمدة.
- N حجم العينة فى كل الأعمدة.

**تقدير تباين التفاعلات ($MS_{Int.}$) $MS_{Interactions}$**

يوجد التفاعل عندما يكون تأثير أحد المتغيرات على مستويات المتغير الثانى مختلفة. ويتم تقدير تباين التفاعلات بين مستويات العوامل أو المتغيرات المستقلة لتقويم التفاعل بين A , B وهو قائم على الفروق بين متوسطات الخلايا ويتم تقديره للتحقق من الفرض الصفرى:

$$H_{0int.}: \mu_{a1b1} = \mu_{a1b2} = \mu_{a2b1} = \mu_{a2b2} = \ldots\ldots = \mu_{arbc}$$

ويتم تقدير $MS_{int.}$ كالآتى:

$$MS_{int.} = \frac{SS_{interaction}}{df_{interaction}}$$

- $SS_{int.}$ مجموع مربعات التفاعلات.
- $df_{int.}$ درجات الحريه للتفاعلات.

ويتم تقدير التباين للتفاعلات بين A , B كالاتى:

$$SS_{int.} = n_{cel}\left[(\bar{X}_{cel11} - \bar{X}_G)^2 + (\bar{X}_{cel12} - \bar{X}_G)^2 + \cdots + (\bar{X}_{celrc} - \bar{X}_G)^2\right] - SS_{row} - SS_{coloumn}$$

$$SS_{int} = \left[\frac{\left(\Sigma^{cell11}X\right)^2 + \left(\Sigma^{cell12}X\right)^2 + --- + \left(\Sigma^{rc}X\right)^2}{n_{cel}} - \frac{\left(\Sigma^{All}X\right)^2}{N}\right] - SS_r - SS_{col}$$

- $(\Sigma^{cell11}X)^2$ مربع مجموع الدرجات فى الخلية الصف الأول والعمود الأول.
- $T^2 = (\Sigma^{All}X)^2$ مربع مجموع درجات كل الخلايا.
- $n_{cel}$ حجم العينة فى الخلية الواحدة.

وتتحدد درجات الحرية كالآتى:

$$df_{int.} = (r-1)\,(c-1)$$

ومجموع المربعات الكلى:

$$SS_{Total} = SS_{row} + SS_{coloumn} + SS_{within.cell} + SS_{int.}$$

ودرجات الحرية: $df_{total} = N-1$

**حساب نسب F**

يتم حساب ثلاثة نسب لـ F وهى:

- **للتأثيرات الرئيسية:**

**١- التأثير الرئيسى للمتغير A (تأثير الصف):**

$$F = \frac{MS_{row}}{MS_{witin.cell}} = \frac{\sigma^2 + A \text{ تأثير المتغير}}{\sigma^2}$$

اذا كان المتغير A ليس له تأثير رئيسى فإن تقدير:

$$MS_{row} = \sigma^2$$

واذا كان A له تأثير رئيسى فإن $MS_{row}$ سوف تكون أكبر من $MS_{witin.cell}$ وعليه تزيد قيمة F وبالتالى يرفض $H_0$

**ب- التأثير الرئيسى للمتغير B (تأثير العمود):**

$$F = \frac{MS_{col}}{MS_w} = \frac{\sigma^2 + \text{تأثير المتغير B}}{\sigma^2}$$

واذا كان المتغير B ليس له تأثير رئيسى بالتالى فهو تقدير مستقل لـ $\sigma^2$. واذا كان له تأثير فإن $MS_{col}$ تزيد وعليه يكون البسط أكبر من المقام بالتالى تزيد قيمة F بالتالى تزيد الاحتمال لرفض $H_0$

**ج- لتأثير التفاعل B X A:**

$$F = \frac{MS_{int.}}{MS_{w.c}} = \frac{\sigma^2 + \text{تأثير تفاعل } B,A}{\sigma^2}$$

وعليه فإن التوزيع العينى F كما هو الحال فى حالة F فى تحليل التباين أحادى الاتجاه توزيع ملتوى ناحيه اليمين.

**اختبارات الفروض لقضية بحثية (Pagano , 2013):**

اجرى باحث فى التربية البدنية تجربة لمقارنة شدة التدريبات (خفيفة-متوسطة-شديدة) ووقتها (فى الصباح-المساء) على كميةاو وقت النوم.وتم اختيار ستة طلاب عشوائيًا فى كل خلية، حيث سمح لستة طلاب بممارسة رياضة شديدة(الجرى ثلاثة اميال) وستة طلاب ممارسة رياضة متوسطة(جرى ميل واحد) وستة طلاب ممارسة رياضة خفيفة(ربع ميل) وتم إجراء التمارين صباحًا 7:30 ومساءًا 7:00 وأرادالباحث التحقق ما إذا كانت لشده التمرين وتوقيتها ولتفاعلها معًا اثرعلى مده النوم؟

**الخطوات البحثية**

1. **سؤال البحث:** توجد ثلاثة أسئلة بحثية وتنقسم الى:

- **التأثيرات الرئيسية:**

أ- **تأثير شدة التمارين (عامل A):** هل يوجد تأثير لشدة التمارين على مده النوم؟ أو هل توجد فروق بين إجراء التمارين بصورة شديدة وخفيفة ومتوسطة على مده النوم؟

ب- **تأثير توقيت التمرين(عامل B):** هل يوجد تأثير لتوقيت التمارين على مدة(عدد ساعات) النوم ليلًا أو هل توجد فروق بين إجراء التمارين صباحًا ومساءًا فى مدة أو زمن النوم ليلًا؟

- **تأثير التفاعل بين A ,B:** هل يوجد تأثير لتفاعل شدة التمارين وتوقيتها على عدد ساعات النوم ليلًا؟

2. **فروض البحث:** توجد ثلاثة فروض، فرضان للتأثيرات الرئيسية هما:

أ- يوجد أثر لشدة التمرين على ساعات النوم أو توجد فروق فى عدد ساعات النوم بين إجراء التمارين بشدة وبدرجة معتدلة وبدرجة خفيفة.

ب- يوجد أثر لوقت التمارين عدد ساعات النوم أو توجد فروق بين إجراء التمارين صباحًا واجرائها مساءًا فى عدد ساعات النوم

ج- فرض لتأثير التفاعل: يوجد تأثير لتفاعل شدة التمارين وتوقيتها على عدد ساعات النوم ليلًا.

3. **التصميم البحثى:** يستخدم هذا الاختبار فى:

- الدراسات التجريبية: وهى تتضمن التصميمات العاملية حيث يوجد أكثر من عامل (متغير مستقل) ومتغير تابع واحد.
- الدراسات التجريبية.
- الدراسات غير التجريبية: مثل دراسة أثر متغيرات كيفية غير معالجة مثل الجنس (ذكر- انثى) والشعبة (علمي- أدبى) على التحصيل وفى المثال الحالى فإنه يستخدم تصميم بحث تجريبى.

4. **متغيرات البحث:** يطلق على المتغيرات المستقلة بالعوامل والمتغيرات هى:

- شدة التمرين: اسمي- مستقل -بثلاث مستويات (3) (B).
- وقت التمرين: مستقل-اسمى- بمستويين (2) (A).
- ساعات النوم: تابع- نسبي- متصل.

**5. الإحصـــاء المســـتخدم:** إحصـــاء النمـــوذج المتعـــدد وهـــو يتعامـــل مـــع أكثـــر مـــن متغيـــر مســـتقل وتـــابع واحـــد وهـــو إحصـــاء بـــارامترى، **الاختبـــار المناســـب:** ولان هـــدف الباحـــث دراســـة فـــروق بـــين متوســـطات المجتمعـــات وعليـــه فـــإن الاختبـــار المناســـب هـــو تحليـــل التبـــاين ذو اتجـــاهين أو تحليـــل التبـــاين العـــاملى (2X3).

**خطوات اختبارات الفروض الصفرية**

**1.الفروض الإحصائية:** توجد ثلاثة فروض صفرية وثلاثة بديلة وهى:

أ- فروض صفرية للتأثيرات الرئيسية وتتضمن وباعتبار أن المتغير المستقل الأول (A) هو وقت التمرين وعليه: $H_{0A} : \mu_{a1} = \mu_{a2}$

وباعتبار أن المتغير المستقل(العامل) الثانى هو شدة التمرين (B):

$$H_{0B} : \mu_{b1} = \mu_{b2} = \mu_{b3}$$

ب- فرض صفرى لتأثير التفاعل:

$$H_{0AXB} : \mu_{a1b1} = \mu_{a1b2} = \mu_{a1b3} = \mu_{a2b1} = \mu_{a2b2} = \mu_{a2b3}$$

وعليه تكون الفروض البديلة:

$$H_{A(A)} : \mu_{a1} \neq \mu_{a2}$$

$$H_{A(B)} : \mu_{b1} \neq \mu_{b2} \neq \mu_{b3}$$

$$H_{A(AXB)} : \mu_{a1b1} \neq \mu_{a1b2} \neq \mu_{a1b3} \neq \mu_{a2b1} \neq \mu_{a2b2} \neq \mu_{a2b3}$$

**2. الاختبار الإحصائى المناسب ومسلماته:** الاختبار هو تحليل التباين ذو الاتجاهين 2X3 ومسلماته فى الآتى:

- **الاعتداليـــة:** هـــذه المســـلمة فـــى غايـــة الأهميـــة خاصـــة للعينـــات الصـــغيرة حيـــث تتضـــمن خلايـــا التصـــميم (الاتحـــاد بـــين مســـتويات العـــاملين) مجتمعـــات مختلفـــة فـــى التصـــميم 3X2=6 خلايـــا ويفتـــرض أن درجـــات المتغيـــر التـــابع فـــى

الخلايا الستة اعتدالية التوزيع. يرى Green & Salkind (2014) انه في بعض التطبيقات مع المجتمعات غير الاعتدالية فإن حجم عينة 15لكل خلية كافى لإعطاء قيمة دقيقة لـ P.

- **تجانس التباينات:** يفترض أن تباينات المجتمعات فى خلايا التصميم متساوى حيث يفترض فى تصميم 3 X 2 وجود ستة تباينات متساوية وعدم تحقق هذه المسلمة يزيد احتمالية ارتكاب الخطأ من النوع الأول.
- الاستقلالية: راجع ANOVA أحادى الاتجاه.
- **المعاينة العشوائية:** راجعANOVA أحادى الاتجاه.

حيث يتم حساب ثلاث قيم لـ F.

**3. مستوى الدلالة الإحصائية وقاعدة القرار:** تبنى الباحث $\alpha$=0.05 ولحساب تأثير العامل (A) تقدر درجات الحرية للعامل للصف:

$$df_{row} = r - 1 = 2 - 1 = 1 \quad \text{(البسط)}$$

ودرجة الحرية بين الخلايا(الخطأ):

$$df_{within} = rc\,(n-1) = 2 \times 3\,(6-1) = 30 \quad \text{(المقام)}$$

بالكشف عن F الحرجة بدرجتى حرية 1 ، 30 و $\alpha$ = 0.05 فإن :

$$F_{C.V} = 4.17$$

ولتأثير العامل(B) أو العمود: يتم تقدير Fالحرجة من خلال حساب درجة الحرية للعامل (B) (العمود):

$$df_{Col} = C-1 = 3-1 = 2$$

ودرجة الحرية داخل الخلايا:

$$df_{within} = rc\,(n-1) = 3 \times 2 \times 5 = 30$$

وبالبحث فى جدول F بـ $\alpha = 0.05$ و $df = 2$ البسط و $df = 30$ المقام وعليه فان: $F_{C.V} =$ 3.32

ولتأثير التفاعل بين A , B:

$df_{int.} = (c\text{-}1)\ (r\text{-}1) = 2 \times 1 = 2$ ، $df_{witin} = 30$ ، وبالكشف فى جدول F

فان: $F_{C.V} = 3.32$.

وتكون قاعدة القرار: إذا **كانت F المحسوبة > F الحرجة** يرفض $H_0$

**4.الحسابات:** فيما يلى بيانات التجربة:

| | شدة التمرين | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | خفيفة | | متوسطة | شديدة | |
| توقيته | صباحًا | 6.5 | 7.4 | 7.4 7.3 | 8.0 | 7.6 |
| | | 7.3 | 7.2 | 6.8 7.6 | 7.7 | 6.6 |
| | | 6.6 | 6 | 6.7 7.4 | 7.1 | 7.2 |
| | مساءًا | 7.1 | 7.7 | 7.4 8 | 8.2 | 8.7 |
| | | 7.9 | 7.5 | 8.1 7.6 | 8.5 | 9.6 |
| | | 8.2 | 7.6 | 8.2 8 | 9.5 | 9.4 |

ويمكن التعبير عن الجدول السابق فى ضوء:

| | | B | | | Σ |
|---|---|---|---|---|---|
| | | **خفيف** | **متوسط** | **شديد** | |
| **A** | **صباحًا** | **n = 6** | **n = 6** | **n = 6** | ∑X=129.20 |
| | | **$\bar{X}$= 6.97** | **$\bar{X}$= 7.20** | **$\bar{X}$= 7.37** | $\sum X^2$= 930.50 |
| | | | | | n = 18 |
| | | | | | $\bar{X}$ = 7.18 |
| | **مساءًا** | **n = 6** | **n = 6** | **n = 6** | ∑X=147.20 |
| | | **$\bar{X}$= 7.67** | **$\bar{X}$= 7.88** | **$\bar{X}$= 8.98** | $\sum X^2$=1212.68 |
| | | | | | n = 18 |
| | | | | | $\bar{X}$ = 8.18 |
| | **Σ** | **∑X=87.0** | **∑X=90.50** | **∑X=98.10** | ∑X=276.40 |
| | | **$\sum X^2$= 645.30** | **$\sum X^2$= 685.07** | **$\sum X^2$= 812.81** | $\sum X^2$=2143.18 |
| | | **n = 12** | **n = 12** | **n = 12** | N = 36 |
| | | **$\bar{X}$ = 7.32** | **$\bar{X}$ = 7.54** | **$\bar{X}$ = 8.18** | |

والحسابات وفقًا للخطوات الآتية:

**اولًا: حساب مجموع المربعات:**

- حساب مجموع مربعات الصفوف (A):

$$SS_{row} = \left[\frac{\left(\sum^{r=1} X\right)^2 + \left(\sum^{r2} X\right)^2}{n_r}\right] - \frac{(T)^2}{N}$$

حيث: $(T)^2$ هى $\left(\sum X_{\text{لكل الدرجات}}\right)^2$ مربع مجموع درجات كل الأفراد الـ 36 ، و $n_r$ حجم العينة فى الصف :

$$A = \frac{(129.20)^2 + (147.20)^2)}{18} - \frac{(276.40)^2}{36} = 9.0$$

- **حساب مجموع مربعات الأعمدة (B):**

$$SS_{col} = \left[\frac{\left(\sum^{col1} X\right)^2 + \left(\sum^{col2} X\right)^2 + \left(\sum^{col3} X\right)^2}{n_{col}}\right] - \frac{(T)^2}{N}$$

$$= \frac{(87.8)^2 + (90.5)^2 + (98.1)^2}{12} - \frac{(276.4)^2}{36}$$

$$= 4.754$$

- **حساب مجموع مربعات التفاعلات:**

$$SS_{int} = \left[\frac{\left(\sum^{cel11} X\right)^2 + \left(\sum^{cel12} X\right)^2 + \left(\sum^{cel13} X\right)^2 + \left(\sum^{cel21} X\right)^2 + \left(\sum^{cel22} X\right)^2 + \left(\sum^{cel23} X\right)^2}{n_{cel}}\right]$$

$$- \frac{(T)^2}{N} - SS_{row} - SS_{coloumn}$$

$$= \left[\frac{(41.8)^2 + (43.2)^2 + (44.2)^2 + (46.0)^2 + (47.3)^2 + (53.9)^2}{6}\right] - \frac{(276.4)^2}{36} - 9.00 - 4.754$$

$$= 1.712$$

- **حساب مجموع المربعات داخل الخلايا :**

$$SS_{within} = \sum^{\text{كل الدرجات}} X^2 - \left[\frac{\left(\sum^{cel11} X\right)^2 + \left(\sum^{cel12} X\right)^2 + \left(\sum^{cel13} X\right)^2 + \left(\sum^{cel21} X\right)^2 + \left(\sum^{cel22} X\right)^2 + \left(\sum^{cel23} X\right)^2}{n_{cel}}\right]$$

$$= 2143.18 - \frac{(41.8)^2 + (43.2)^2 + (44.2)^2 + (46.0)^2 + (47.3)^2 + (53.9)^2}{6}$$

$$= 5.577$$

- **حساب مجموع المربعات الكلى :**

$$SS_{total} = SS_{coloumn} + SS_{row} + SS_{within} + SS_{int}$$

$$= \sum^{\text{لكل الدرجات}} X^2 - \frac{\left(\sum^{\text{لكل الدرجات}} X\right)^2}{N}$$

$$= \sum X^2 - \frac{T^2}{N}$$

$$= 2143.18 - \frac{(276.4)^2}{36} = 21.042$$

**ثانيًا: حساب تباينات أو متوسط مجموع المربعات:**

$$MS_{row}=\frac{SS_{rows}}{df_{rows}}=\frac{9.0}{1}=9$$

$$MS_{coloumn}=\frac{SS_{col}}{df_{col}}=\frac{4.74}{2}=2.377$$

$$MSS_{Int}=\frac{SS_{int}}{df_{int}}=\frac{1.712}{2}=0.856$$

$$MSS_{within.cell}=\frac{SS_{w.cell}}{df_{w.cell}}=\frac{5.577}{30}=0.186$$

**ثالثًا: حساب نسبةF:**

لتأثير الصف (العامل الأول):

$$F=\frac{MS_{row}}{MS_{within.cell}}=\frac{9.00}{0.186}=48.42$$

لتأثير العمود (العامل الثانى):

$$F=\frac{MS_{coloumn}}{MS_{within.cell}}=\frac{2.377}{0.186}=12.78$$

لتأثير التفاعل:

$$F=\frac{MS_{int}}{MS_{within.cell}}=\frac{0.856}{0.186}=4.60$$

**5. القرار والتفسير: بالنسبة لتأثير الصف (توقيت التمارين):**

**F المحسوبة(48.42) > F الحرجة (4.170)**

اذًا يرفض $H_0$ وعليه لتوقيت ممارسه التمارين أثر على عدد ساعات النوم أو توجد فروق فى ساعات النوم بين ممارسة التمارين صباحًا ومساءًا ويمكن عزوها إلى صالح المتوسط الأعلى وهو ممارسة التمارين مساءًا.

**بالنسبة لتأثير العمود (العاملB) وهو شدة التمارين:**

**F المحسوبة (12.78)> F الحرجة (3.32)**

اذًا يـرفض $H_0$ وعليـه توجـد فـروق ذات دلالـة إحصـائية فـى سـاعات النـوم بـين شـدة التمـارين الثلاثـة (خفيـف- متوسـط -شـديد) ولتحديـد اتجـاه الفـروق يـتم إجراء المقارنات المتعددة (لاحظ أكثر من متوسطين).

**بالنسبه لتأثير تفاعل الصف X العمود (AXB):**

**F المحسوبة (4.660)> F الحرجة(3.32)**

وعليـه يـرفض $H_0$ وبالتـالى يوجـد تـأثير دال إحصـائيًا لتفاعـل شـدة التمـارين وتوقيتهـا علـى سـاعات النـوم ولتحديـد أى المجموعـات (الخلايـا) التـى أحـدثت الفـروق يـتم إجـراء المقارنـات المتعـددة وكـذلك عـرض النتـائج فـى ضـوء الرسومات البيانية.

**6. حجم التأثير**: يتم قياس حجم التأثير فى ضوء مؤشرات عديدة اهمها:

- مؤشر $\eta^2$ أو $\mathbf{R^2}$ ويكون كالآتى:

$$\eta^2_{\text{rows}}\,(\text{A}) = \frac{\text{SS}_{\text{rows}}}{\text{SS}_{\text{total}}}$$

$$= \frac{9}{21.042} = 4.42$$

- مؤشر $\eta^2_{\text{partial}}$:

$$\eta^2_{\text{P row}} = \frac{\text{SS}_{\text{row}}}{\text{SS}_{\text{row}} - \text{SS}_{within.\text{cell}}}$$

**وبالنسبة لتأثير العمود (العامل الثانى):**

$$\eta^2_{\text{coloumn}} = \frac{\text{SS}_{\text{coloumn}}}{\text{SS}_{\text{T}}} = \frac{4.754}{21.04}$$

بينما $\eta^2_{\text{P.col}}$:

$$\eta^2_{\text{P.col}} = \frac{\text{SS}_{\text{coloumn}}}{\text{SS}_{\text{coloumn}} + \text{SS}_{\text{within.cell}}}$$

**وبالنسبة للتفاعل A X B:**

$$\eta^2_{AXB} = \frac{SS_{int}}{SS_T} = \frac{1.712}{21.04}$$

بينما $\eta^2_{P.int}$:

$$\eta^2_{P.int} = \frac{SS_{int}}{SS_{int} + SS_{within.cell}}$$

- **مؤشر $\omega^2$:** مؤشر $\omega^2$ لتأثير الصف (العامل A التوقيت)

$$\omega^2_{row} = \frac{SS_{row} - df_{row}(MS_{within.cel})}{SS_T + MS_{within.cel}}$$

$$= \frac{9-(2-1)(0.186)}{21.42+0.186}$$

ومؤشر $\omega^2$ لتأثير العمود (العامل B الشدة):

$$\omega^2_{col} == \frac{SS_{col} - df_{col}(MS_{w.cel})}{SS_T + MS_{w.cel}}$$

$$= \frac{4.754-(3-1)(0.186)}{21.42+0.186}$$

ومؤشر $\omega^2$ لتأثير تفاعل A , B(الشدة X التوقيت):

$$\omega^2_{int} == \frac{SS_{int} - df_{int}(MS_{within.cel})}{SS_T + MS_{within.cel}}$$

$$= \frac{1.712+(2-1)(3-1)(0.186)}{21.42+0.186}$$

- **مؤشر Cohen f: يقدر كالاتى:**

$$f = \sqrt{\frac{(k-1)(F-1)}{Nk}}$$

- **مؤشر f لتأثير الصف**(العامل الأول):

$$f = \sqrt{\frac{(2-1)(48.42-1)}{2 \times 36}} = .658$$

- **مؤشر f لتأثير العمود (العامل الثانى):**

$$f = \sqrt{\frac{(3-1)(12.78-1)}{3 \times 36}} = \sqrt{\frac{23.56}{108}} = 0.46$$

- مؤشر f للتفاعل:

$$f = \sqrt{\frac{(3-1)(2-1)(4.60-1)}{36 \times 3 \times 2}} = \sqrt{\frac{9.2}{216}} = 0.042$$

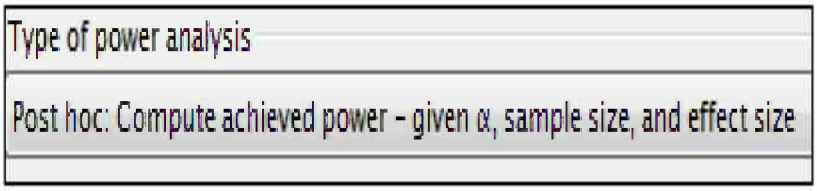
**7. تقدير القوة الإحصائية لـ ANOVA باستخدام برنامج G-Power**

لتحديد القوة الإحصائية للمثال السابق باستخدام برنامج G-Power اتبع الاتى:

**اولًا: لتأثير الصف(التوقيت):**

1.افتح البرنامج تظهر الشاشة الافتتاحية.

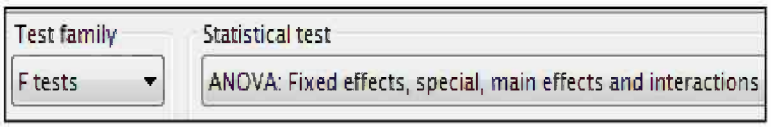
2. تحت Type of power analysis اختار:




لاحظ اننا اعتمدنا على التحليل البعدى Post hoc

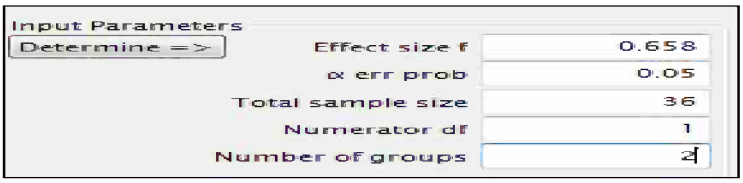
3. أسفلTest family اختار F- test

4. أسفلStatistical test اختار:

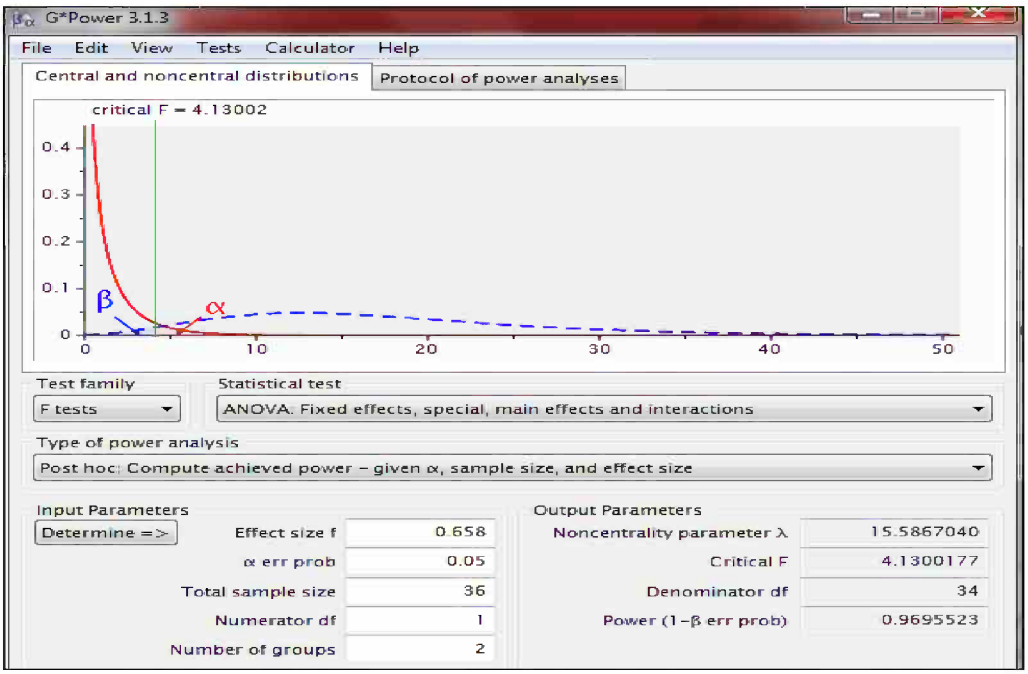



5. ادخل المعالم Input parameters:

- حجم التأثير المقدر (f)= 0.658 (حجم تأثيركبير)
- مستوى الدلالة الإحصائية $\alpha = 0.05$
- عدد الصفوفK=2
- حجم العينة= 36



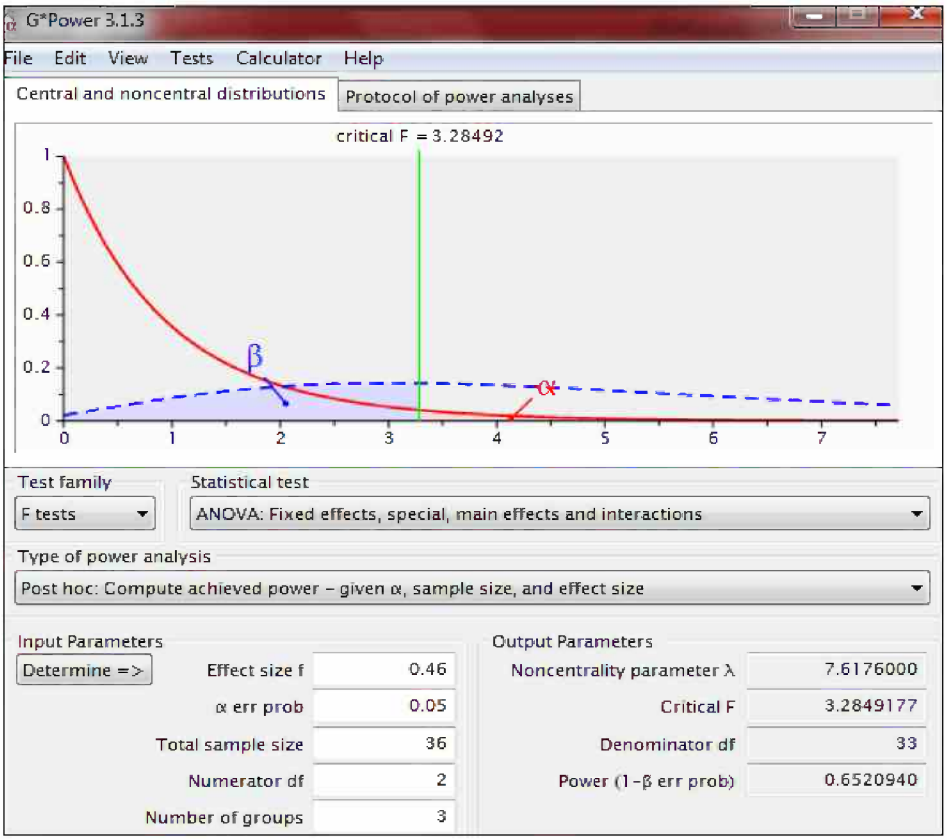

6.اضغط Calculated تظهر شاشة الناتج كالاتى:




يتضح أن القوة الإحصائية= 0.969 وهو مستوى مرغوب.

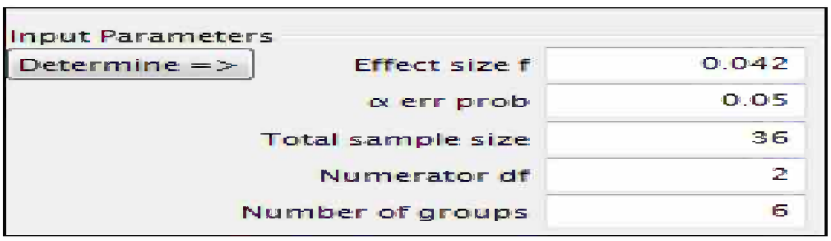
**ثانيًـــا: لتـــأثير العمـــود (شـــدة التمـــرين):** اتبـــع الخطـــوات الســـابقة وتكـــون معـــالم المدخلات كالاتى:


وتكون المخرج كالاتى:

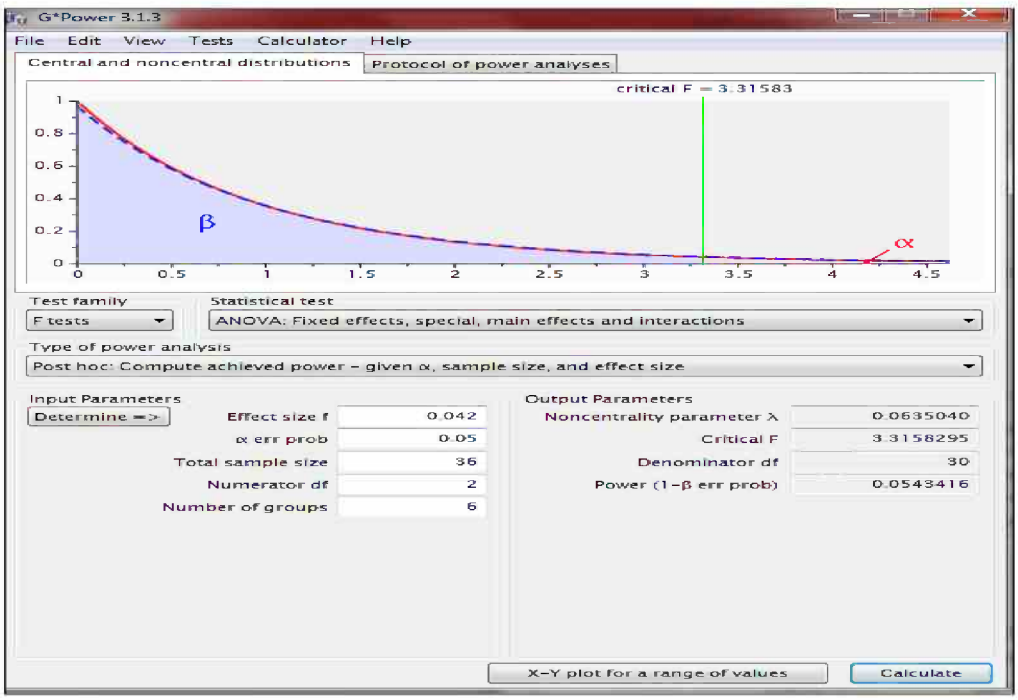



يتضح أن القوة الإحصائية =0.652 وهذا مستوى متوسط ولكن لم يصل إلى المستوى المرغوب وهو 0.80.

**ثالثًا: القوة الإحصائية للتفاعل:** اتبع الخطوات السابقة بحيث تكون المعالم:

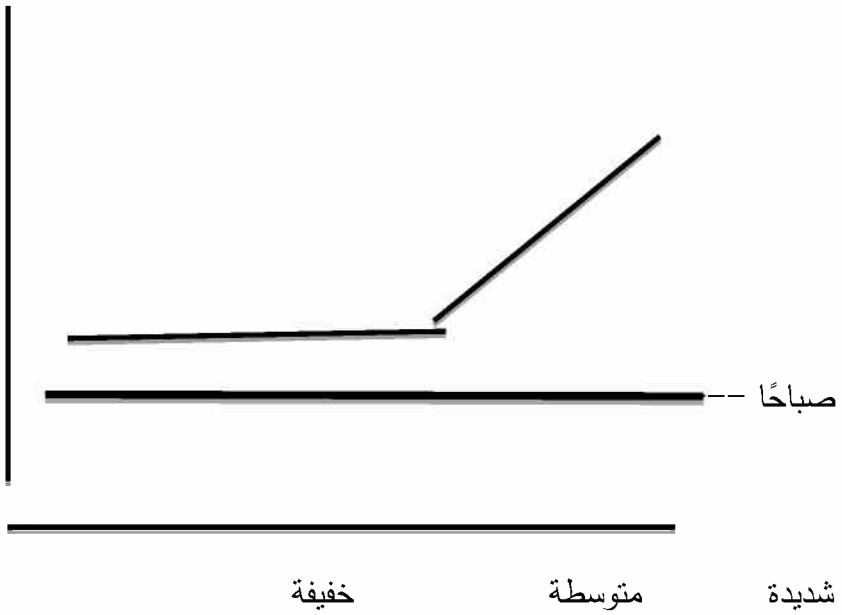



ويكون المخرج كالاتى:




يتضح أن القوة الإحصائية=0.0543 وهذا مستوى ضعيف جدًا.

**تفسير النتائج:** يمكن تفسير الدلالة الإحصائية لتوقيت التدريب (تأثير الصف) وكذلك الدلالة الإحصائية لشدة التمرين (تأثير العمود) والدلالة الإحصائية لتفاعل الوقت وشدة التمرين (صف x عمودين) خلال الشكل الآتى:



يتضح من الشكل أن متوسط النوم مساءًا أكبر من متوسط ساعات النوم جراء التدريبات صباحًا وان متوسط النوم جراء التدريبات شديدًا أعلى من إجراء التدريبات متوسطة وأيضًا خفيفة. كما يتضح أن الخطين ليس متوازيين مما يشير إلى وجود تفاعل بين توقيت التمرين وشدته حيث إن ساعات النوم تزيد من إجراء التدريبات الخفيفة إلى الشديدة عند إجراء التدريبات مساءًا عن اجرائها فى الصباح.

**كتابة نتائج تحليل التباين ثنائى الاتجاه فى تقرير البحث وفقًا لـ APA**

تم إجراء تحليل التباين المتعدد(2x3) لتقيم أثر شده التمرين وتوقيته على عدد ساعات النوم ليلًا، وكانت المتوسطات والانحرافات المعيارية لعدد ساعات النوم كدالة للعاملين فى الجدول التالى المتوسطات والانحرافات المعيارية لساعات النوم:

| التوقيت | الشدة | Mean |
|---|---|---|
| **صباحًا** | **خفيف** | **6.97** |
| | **متوسط** | **7.20** |
| | **شديد** | **7. 37** |
| **مساءًا** | **خفيف** | **7.67** |
| | **متوسط** | **7.88** |
| | **شديد** | **7.98** |

واوضحت نتائج ANOVA 2 x3 وجود تأثيرات رئيسية دالة إحصائيًا لـ التوقيت $F_{(1,30)}=48.42, P< 0.05, \eta^2=$، ولشدة التمرين $F_{(2,30)}=12.78, P< 0.05, \eta^2=$ ووجود تأثير لتفاعل التوقيت والشدة دالة إحصائيًا $F_{(2,30)}=4.6, P< 0.05, \eta^2=$ أو تعرض النتائج فى جدول كالآتى:

| مصدر التباين | SS | df | MS | F | Fc.v |
|---|---|---|---|---|---|
| الصفوف (الوقت) | **9.00** | **1** | **9.00** | **48.42*** | **4.17** |
| الأعمدة (الشدة) | **4.754** | **2** | **2.377** | **12.78*** | **3.32** |
| التفاعل | **1.712** | **2** | **0.856** | **4.60*** | **3.32** |
| داخل الخلايا (الخطأ) | **5.577** | **30** | **0.186** | | |
| الكلي | **21.042** | **35** | | | |

*دالة عند مستوى الفا 0.05

**قضية أخرى (حل أخر) Hinkle et al.(1994)**: أهتم باحث بدراسة أثر طريقة التدريس (محاضرة – مناقشة – عصف ذهنى) على التحصيل لدى الذكور والإناث فاختار عينة عشوائية من الإناث مكونة من 24 طالبة وعينة عشوائية من الذكور 24 طالب وتم تقسيم كل عينة إلى ثلاث مجموعات تلقت كل مجموعة ثلاث طرق تدريسية وكانت البيانات كالآتى:

| طريقة التدريس | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| عصف ذهنى $B_3$ | | مناقشة $B_2$ | | محاضرة $B_1$ | | |
| 46 | 36 | 26 | 8 | 28 | 2 | إناث $A_1$ |
| 39 | 47 | 33 | 1 | 23 | 7 | |
| 43 | 42 | 27 | 4 | 25 | 2 | |
| 40 | 35 | 25 | 5 | 21 | 9 | |
| 26 | 24 | 25 | 7 | 16 | 8 | ذكور $A_2$ |
| 30 | 27 | 32 | 1 | 19 | 2 | |
| 32 | 33 | 26 | 7 | 24 | 0 | |
| 29 | 25 | 24 | 5 | 31 | 5 | |

**خطوات اختبارات الفروض الصفرية**

لتحليل التباين تنائى الاتجاه ثلاثة فروض صفرية كالآتى:

**1.الفروض الإحصائية:**

- **فرض صفرى للصف (الجنس):** $H_{01}: \mu_{1.} = \mu_{2.}$

فى المجتمع فإن متوسطات الذكور يساوى متوسطات تحصيل الإناث.

- **فرض صفرى للأعمدة (طريقة التدريس):**

$$H_{02}: \mu_{.1} = \mu_{.2} = \mu_{.3}$$

$\mu_{.1}$: النقطة تشير إلى الصف

متوسطات تحصيل الطرق الثلاثة متساويةفى المجتمع

- **فرض التفاعل:**

$$H_{03}: \text{All } (\mu_{JK} = \mu_{J.} = \mu_{K.}) \neq \mu$$

$\mu_{JK}$ متوسط الخلية فى الصف J والعمود K، $\mu_{J.}$ متوسط الصفوف،

$\mu_{K.}$ متوسط الأعمدة، $\boldsymbol{\mu}$, المتوسط الكلي

أو يصاغ كالاتى:

$$H_{03}: \mu_{11} = \mu_{12} = \mu_{13} = \mu_{21} = \mu_{22} = \mu_{23}$$

وعليه يوجد ثلاثة فروض بديلة هى:

- الصف $H_{A1}: \mu_{1.} \neq \mu_{2.}$

$\mu_{1.}$ متوسط الصف الأول، $\mu_{2.}$ متوسط الصف الثاني

- الأعمدة $H_{A2}: \mu_{.1} \neq \mu_{.2} \neq \mu_{.3}$

$\mu_{.1}$ متوسط العمود الأول، $\mu_{.2}$ متوسط العمود الثاني

- للتفاعل $H_{A3}: \mu_{11} \neq \mu_{12} \neq \mu_{13} \neq \mu_{21} \neq \mu_{22} \neq \mu_{23}$

**2. الاختبار الإحصائى المناسب ومسلماته:**

يتم حساب ثلاث نسب لـ F وهى:

- لتأثير الصفوف (الجنس) (J): $F_J = \frac{MS_J}{MS_W}$
- لتأثير الأعمدة (K): $F_K = \frac{MS_K}{MS_W}$
- لتأثير التفاعل JK: $F_{JK} = \frac{MS_{JK}}{MS_W}$

3. **مستوى الدلالة الإحصائية وقاعدة القرار:** مستوى الدلالة الإحصائية $\alpha = 0.05$

وبالنسبة لقيمة F الجدولية للصف فأن: $df_J = J - 1 = 2-1 = 1$

$$df_w = Jk\,(n-1) = 3 \times 2 \times (8-1) = 42$$

وبالكشف فى جدول F بدرجتى حرية 2 (البسط) و 42 (المقام) وبـ $\alpha = 0.05$ فأن:

$$Fc.v = 4.07.$$

وبالنسبة لـ F الجدولية للعمود K: $df_K = K - 1 = 3-1 = 2$، $df_w = 42$

وبالكشف فى جدول F فإن : $Fc.v = 3.22$.

وبالنسبة لـF الجدولية للتفاعل فأن: $df_{jK} = (J-1)\,(K-1) = (2-1)\,(3-1) = 2$

وبالكشف فى جدول F بدرجتى حرية 2 (البسط) و 42 (المقام) و فأن: $Fc.v = 3.22$

وبالتالى فأذا كانت **F: المحسوبة > F الجدولية** يرفض $H_0$

4. **الحسابات:**

| | طريقة التدريس | | | |
|---|---|---|---|---|
| | **محاضرة** | **مناقشة** | **عصف ذهني** | |
| الإناث | $T_{11}=197$ | $T_{12}=219$ | $T_{13}=328$ | $T_{1.}=744$ |
| | $\bar{X}_{11}=24.63$ | $\bar{X}_{12}=27.38$ | $\bar{X}_{13}=41$ | $\bar{X}_{1.}=31.0$ |
| | $\sum X_i^2=4977$ | $\sum X_i^2=6065$ | $\sum X^2=13580$ | $\sum X^2=24622$ |
| الذكور | $T_{21}=175.0$ | $T_{22}=217$ | $T_{23}=226$ | $T_{2.}=618$ |
| | $\bar{X}_{21}=21.88$ | $\bar{X}_{22}=27.13$ | $\bar{X}_{23}=28.25$ | $\bar{X}_{2.}=25.75$ |
| | $\sum X^2=3987$ | $\sum X_i^2=5945$ | $\sum X^2=6460$ | $\sum X^2=16392$ |
| | $T_{.1}=T_{11}+T_{21}=372$ | $T_{.2}=436$ | $T_{.3}=554$ | $T=1,362$ |
| | $\bar{X}_{.1}=\frac{197+175}{16}=23.25$ | $\bar{X}_{.2}=27.25$ | $\bar{X}_{.3}=34.36$ | $\bar{X}=28.38$ |
| | $X^2=4977+3987=8.964$ | $\sum X^2=12010$ | $\sum X^2=20040$ | $\sum X^2=41014$ |

حيث مجموع درجات الصف: $\sum T^2_{J.}=(744)^2+(618)^2=935460$

مجموع درجات العمود: $\sum T^2_{.k}=(372)^2+(436)^2+(554)^2=635396$

مجموع درجات الخلايا:

$$\sum T^2_{J.k}=(197)^2+(219)^2+(328)^2+(175)^2+(217)^2+(226)^2=323144$$

مجموع كل الدرجات فى الخلايا: $T=\sum X_{ijk}=1,362$

مجموع مربع كل الدرجات فى الخلايا: $\sum X^2_{ijk}=41,014$

وعليه فان:

$$SS_J=\frac{1}{nK}\sum T_{j.}^2-\frac{T^2}{N}=\frac{935460}{8x3}-\frac{(1362)^2}{48}=38977.50-38646.75=330.75$$

$$SS_k=\frac{1}{nJ}\sum T_{.K}^2-\frac{T^2}{N}=\frac{635396}{8x2}-\frac{(1362)^2}{48}=39712.25-38646.75=1065.50$$

$$SS_{JK}=\frac{1}{n}\sum T_{JK}^2-\frac{1}{nK}\sum T_j^2-\frac{1}{nJ}\sum T_{.K}^2+\frac{T^2}{N}=\frac{323144}{8}-\frac{935460}{8x3}-\frac{635396}{8x2}+\frac{(1362)^2}{48}$$

$$=40393.00-38977.50-39712.25+38646.75=350.00$$

و $$SS_w=\sum X_{ijk}^2-\frac{1}{n}\sum T_{jK}^2=41014.00-40393.00=621.00$$

$$SS_T=\sum X_{ijk}^2-\frac{T^2}{N}=41014.00-\frac{(1362)^2}{48}=41014.00-38646.75=2367.22$$

وعليه فإن:

$$F_J=\frac{MS_j}{MS_w}=\frac{330.75}{14.79}=22.36$$

$$F_k=\frac{MS_k}{MS_w}=\frac{532.75}{14.79}=36.07$$

$$F_{Jk}=\frac{175.00}{14.79}=11.83$$

**5. القـرار والتفسـير:** **F المحسـوبة > F الجدوليـة**، وعليـه يـتم رفـض الفـروض الصـفرية الثلاثـة وهـي للـتأثيرات الرئيسـية (الجـنس – طريقـة التـدريس). ويمكـن عرض جدول ملخص كالآتى:

| مصدر التباين | SS | df | MS | F | Fc.v |
|---|---|---|---|---|---|
| (الجنس) | 330.75 | 1 | 330.75 | 22.36* | 4.07 |
| (طريقة التدريس) | 1065.50 | 2 | 532.75 | 36.02* | 3.22 |
| التفاعل | 350.00 | 2 | 175.50 | 11.83* | 3.22 |
| داخل الخلايا | 621.00 | 42 | 14.79 | | |
| الكلي | 2367.25 | 47 | | | |

*دالة عند 0.05

**6. حسـاب حجـم التـأثير:** تقـدر مـن خـلال مؤشـر $\omega^2$ وتقـدر لتـأثير الصـفوف كالآتى:

$$\omega^2 = \frac{\mathrm{ss_J} - (\mathrm{J}-1)\mathrm{MS_w}}{\mathrm{SS_T} + \mathrm{MS_w}} = \frac{330.75 - (2-1)(14.79)}{2367.25 + 14.79} = 0.13$$

ومؤشر $\omega^2$ لتأثير الأعمدة (طريقة التدريس):

$$\omega^2 = \frac{\mathrm{ss_K} - (\mathrm{K}-1)\mathrm{MS_w}}{\mathrm{SS_T} + \mathrm{MS_w}} = \frac{1065.50 - (3-1)(14.79)}{2367.25 + 14.79} = 0.44$$

ومؤشر $\omega^2$ لتأثير التفاعل:

$$\omega^2 = \frac{\mathrm{ss_{JK}} - (\mathrm{J}-1)(\mathrm{K}-1)\mathrm{MS_w}}{\mathrm{SS_T} + \mathrm{MS_w}} = \frac{350 - (2)(14.79)}{2367.25 + 14.79} = 0.13$$

وعليه فإن البيانات اشارت إلى وجود حوالى 13% من تباين من درجات التحصيل ترجع إلى الفروق بين الذكور والإناث، و44% من تباين من درجات التحصيل ترجع إلى طريقة التدريس و13% من تباين من درجات التحصيل ترجع إلى التفاعل بين المتغيرات المستقلة.

**إجراء المقارنات المتعددة للتأثيرات الرئيسية**

بعد الحصول على دلالات إحصائية للتأثيرات الرئيسية وهى الجنس وطريقة التدريس ولمعرفة من المسبب لهذه الدلالة، فاذا كان المتغير بمستويين فيمكن تحديد ذلك من خلال المتوسط الأعلى، ولكن إذا كان المتغير مكونًا من ثلاث مستويات فأكثر فلا مفر من إجراء المقارنات المتعددة لتحديد اى زوج من ازواج المقارنات الذى أحدث دلالة إحصائية، وفى هذا المثال نطبق طريقة توكى اختبار فروض مرتبطة بطريقه بأزواج المقارنات لمتوسطات الأعمدة (طريقة التدريس) وعليه نختبر الفروض الصفرية الآتية:

$H_{01}: \mu_{.1} = \mu_{.2}$ ، $H_{02}: \mu_{.1} = \mu_{.3}$ ، $H_{03}: \mu_{.2} = \mu_{.3}$

ولاختبار ذلك نستخدم طريقة توكى: $Q = \frac{\bar{X}_{i} - \bar{x}_{k}}{\sqrt{\frac{MS_W}{n}}}$

- $\bar{X}_I$ متوسط العينة للمجموعة i، $\bar{X}_K$ متوسط العينة للمجموعة K.

- $MS_W$ متوسط المربعات داخل الخلايا.
- n عدد الملاحظات أو الأفراد فى المجموعات التى يتم مقارنتها.

ويتم تقدير Q: $Q_{12}=\frac{\bar{X}_{.1}-\bar{x}_{.2}}{\sqrt{\frac{MS_W}{n}}}=\frac{23.25-27.25}{\sqrt{\frac{14.79}{8\times2}}}=4.17$

وهكذا لباقى المقارنات وحيث درجات الحرية $df_w=42$ و $\alpha=0.05$ ، فأن $Qc.v=3.44$ ، ولـ $\alpha=0.01$ فأن: $Qc.v=3.37$

ويتم تلخيص قيمة Q فى الجدول الآتى:

| طريقة التدريس | $\bar{x}_i$ | Xi-$\bar{x}_k$ | Q |
|---|---|---|---|
| المحاضرة | **23.25** | | **4.17*** |
| المناقشة | **27.25** | **4.00** | |
| العصف الذهني | **34.63** | **11.38,738** | **11.85**,7.69** |

*دالة عند 0.05 **دالة عند 0.01

وعليه يتم رفض $H_0$ للمقارنات الثلاثة عند 0.05 ، بينما يتم رفض الفرضين الصفريين الثانى والثالث عند 0.01 ، وعليه يستطيع الباحث استنتاج أن المجموعة الثالثه (طريقه التدريس الثالثة) أكثر تحصيلًا من المجموعتين الأولى والثانية، وهذا يتضح من خلال قيمة المتوسط لهذه المجموعة أعلى من بقيه المجموعات وان المجموعة الثانية (طريقة المناقشة) أكثر تحصيلًا من طريقه المحاضرة.

**تفسير التفاعل:** كما نعلم أن التفاعل يحدث عندما يكون تأثير مستويات المتغير المستقل الأول ليست واحده عير مستويات المتغير المستقل الثانى وأحد الإجراءات لفحص التفاعل هو عرض الرسم البيانى لمتوسطات الخلايا حيث يوضع المتغير التابع على المحور الصادى وتوضع مستويات أحد المتغيرات المستقلة على المحور الافقى السينى ويعرض ذلك كالاتى:


واذا لم يوجد تفاعل بين المتغيرين المستقلين فإن الخطين يكونان متوازيان أو اقرب للتوازى، ولكن فى الشكل السابق فإن الخطين غير متوازيين وعليه يوجد تفاعل بين مستويات المتغيرين، ويلاحظ للإناث أن متوسط درجات التحصيل باستخدام الطريقة(العصف الذهنى) أكبر بكثير من متوسطات تحصيل طريقة المحاضرة وأيضًا طريقة المناقشة، ولعينة الذكور نلاحظ أن متوسطات طريقة العصف الذهنى والمناقشة أعلى من متوسط تحصيل طريقة المحاضرة وهذا يدل على أن تأثير طريقه التدريس ليست واحدة وليست بنفس الدرجة لعينة الذكور ولعينة الإناث، ولذلك يوجد تفاعل بين الجنس وطريقة التدريس وإذا كان التفاعل غير دال إحصائيًا نستنتج أن الرسم البيانى يمثل خطين متوازيين.

### اختبارات التأثيرات البسيطة Test of simple effects

فى حاله الحصول على دلاله إحصائية لتأثير التفاعل فإن إجراء المقارنات البعدية فى هذه الحالة يطلق عليها اختبار التأثيرات البسيطة وتستخدم مقرونة بالرسم البيانى السابق لتفسير التفاعلات، وفى المثال الحالى يتضح أن الفروق بين الذكور والإناث ليست بنفس الدرجة عبر طرق التدريس الثلاثة واختبار التأثيرات البسيطة يعتبر الفروق بين متوسطات الخلايا داخل مستويات المتغيرين المستقلين ويستخدم لتحديد ما إذا كان متوسطات طرق التدريس الثلاثة تختلف للذكور وأيضًا تحديد ما إذا كان متوسطات الطرق

الثلاثة تختلف للإناث، وعلى ذلك يمكن إجراء ANOVA لمتوسطات الذكور وكذلك تحليل التباين الأحادى للإناث ويتم حساب نسبةF ويستخدم متوسطات المربعات داخل الخلايا(الخطأ) فى تحليل التباين ثنائى الاتجاه فى المقام:

**الحسابات (فى الصف الأول):** يتم حساب مجموع مربعات التأثيرات البسيطة للإناث عبر الطرق الثلاثة فى الصفوف:

$$\text{SS}_k \quad (\text{فى الصف الأول}) \;=\; \sum \frac{(T_{jk})^2}{n} - \frac{T_{j.}{}^2}{nk}$$

وعليه: $\text{SS}_k\left(\text{في الصف الأول}\right) = \frac{(197)^2}{8} + \frac{(219)^2}{8} + \frac{(328)^2}{8} - \frac{(744)^2}{24}$

$$= 24294.25 - 23064.00 = 1230.25$$

$$\text{SS}_k\left(\text{في الصف الثانى}\right) = \frac{(175)^2}{8} + \frac{(217)^2}{8} + \frac{(226)^2}{8} - \frac{(618)^2}{24}$$

$$= 16098.75 - 15913.50 = 185.5$$

و**لحساب نسبة F للأعمدة** وهو اختبار الفروق بين متوسطات الذكور والإناث فى كل مستوى من مستويات المتغير المستقل طرق التدريس الثلاثة وتقدر مجموع المربعات كالآتى:

$$\text{SS}_J\ (\text{فى العمود } K) \;=\; \sum \frac{(T_{jk})^2}{n} - \frac{T_{.k}{}^2}{nJ}$$

$$\text{SS}_J\left(\text{العمود الأول}\right) = \frac{(197)^2}{8} + \frac{(175)^2}{8} - \frac{(372)^2}{16} = 8679.25 - 8649$$

$$= 30.25$$

$$\text{SS}_J\left(\text{العمود الثانى}\right) = \frac{(219)^2}{8} + \frac{(217)^2}{8} - \frac{(436)^2}{16} = 11881.25 - 11881.00$$

$$= 0.25$$

$$\text{SS}_J\left(\text{العمود الثالث}\right) = \frac{(328)^2}{8} + \frac{(226)^2}{8} - \frac{(554)^2}{16} = 19832.50 - 19182.25 = 650.25$$

ويتم تلخيص الحسابات فى الجدول الآتى:

| Fc.v | F | MS | df | SS | المصدر |
|---|---|---|---|---|---|
| **4.07** | **22.36** | **330.75** | **1** | **330.75** | الصف (الجنس) |
| **6.73** | **2.05** | **30.25** | **1** | **30.25** | الصفوف فى العمود 1 |
| **6.73** | **.02** | **.25** | **1** | **.25** | الصفوف فى العمود 2 |
| **6.73** | **43.97** | **650.25** | **1** | **650.25** | الصفوف فى العمود 3 |
| **3.22** | **36.02** | **532.75** | **2** | **1065.50** | أعمدة (طريقة التدريس |
| **4.43** | **41.59** | **615.13** | **2** | **1230.25** | الأعمدة فى الصف 1 |
| **4.43** | **6.26** | **92.63** | **2** | **185.25** | الأعمدة فى الصف 2 |
| **3.22** | **11.83** | **175** | **2** | **350** | التفاعل |
| | | **14.79** | **42** | **621** | داخل الخلية |
| | | | **47** | **2367.25** | الكلى |

وعليه يوجد ثلاثة اختبارات لتأثيرات رئيسية بسيطة للصفوف واحد لكل صف واختبارين للتأثيرات الرئيسية البسيطة للأعمدة واحد لكل عمود وفى تحديد القيمة الحرجة لـ F لكل اختبار من الاختبارات السابقة ويتم قسمة مستوى الفا 0.05 على عدد التأثيرات البسيطة داخل التأثير الرئيسى، ففى هذا المثال يتم اختبار ثلاثة تأثيرات رئيسية للصفوف داخل كل عمود وعليه فأن:

$$\alpha = \frac{0.05}{3} = 0.017$$

وبالمثل التأثيرات الرئيسية للعمود (طريقة التدريس) فإن اختبار التأثيرات الرئيسية للعمودين الذكور والإناث هى اثنان:

$$\alpha = \frac{0.05}{2} = 0.025$$

والمشكله الأساسية فى تحديد القيم الحرجة لـ F بهذه مستويات الدلالة حيث لا يتضمنها جداول F وللحصول على القيم الحرجة فنلجأ إلى التقريب فتصبح:

$$\alpha = 0.017 \leq 0.01$$

$$\alpha = 0.025 \leq 0.05$$

وعليه فإن قيمة F الحرجة للتأثيرات الرئيسية للصف عبر الطرق الثلاثة فأن:

$$F\ (1,42),\ \alpha = 0.05 = 4.07$$

ولتحديد قيمة F الحرجة للتأثير الرئيسى لكل عمود عبر الصفين:

$$F\ (1,42),\ \alpha = 0.01 = 7.29$$

وبالتالى القيمة الحرجة لـ Fعند $\alpha = 0.017$ هى 7.29وعند$\alpha = 0.05$ هى 4.07 , ولتحديد هذه القيمة تكون كالآتى:

| | | |
|---|---|---|
| 0.05 | 0.05 | 7.29 |
| - 0.01 | - 0.017 | - 4.07 |
| 0.04 | 0.033 | 3.22 |

ولتقدير F الحرجة عند $\alpha = 0.017$ فيجب أضافة:

$$Fc.v = 4.07 + \left(\frac{0.033}{0.04}\right)(3.22) = 4.07 + 2.66 = 6.73$$

ولتقدير F الحرجة للتأثيرات الرئيسية لكل صف فى الأعمدة الثلاثة فأن:

$$Fc.v(2,42),\ \alpha = 0.05 = 3.22$$

$$Fc.v(2,42),\ \alpha = 0.01 = 5.16$$

وعليه فإن Fc.v لـ $\alpha = 0.025$ هى بين 3.22 ,516 وبالتالى:

| | | |
|---|---|---|
| 0.05 | 0.05 | 5.16 |
| -0.01 | -0.025 | -3.22 |
| 0.04 | 0.025 | 1.94 |

$$Fc.v = 3.22 + \left(\frac{0.025}{0.04}\right)(1.94) = 3.22 + 1.21 = 4.43$$

وعليه فإن النتائج كما فى الجدول السابق لتحليل التأثيرات البسيطة للصفوف فى كل عمود تشير إلى أن طريقة التدريس المثالية (العصف الذهنى) وتوجد فروق دالة إحصائيًا بين متوسط درجات تحصيل الذكو($\bar{x}$ = 28.25) متوسط درجات تحصيل الإناث واشارت نتائج التأثيرات البسيطة للأعمدة($\bar{x}$ = 41).

واشارت نتائج تحليل التأثيرات البسيطة فى كل صف بوجود فروق فى متوسط التحصيل فى كل من طرق التدريس الثلاثة بين الذكور والإناث ولتحديد أى متوسطات احدثت الفروق تستخدم طريقه توكى للمقارنات البعدية.

**تنفيذ تحليل التباين ذو اتجاهين أو العاملى فى SPSS مثال Pagano(2013)**

**أولًا: إدخال البيانات:**1. اضغط Variable view

2. تحت عمود name اكتب مسى المتغيرات وهى كالآتى:

المتغير المستقل الأول وهو وقت التمرين time ومستوياته صباحًا = 1، ومساءً= 2.

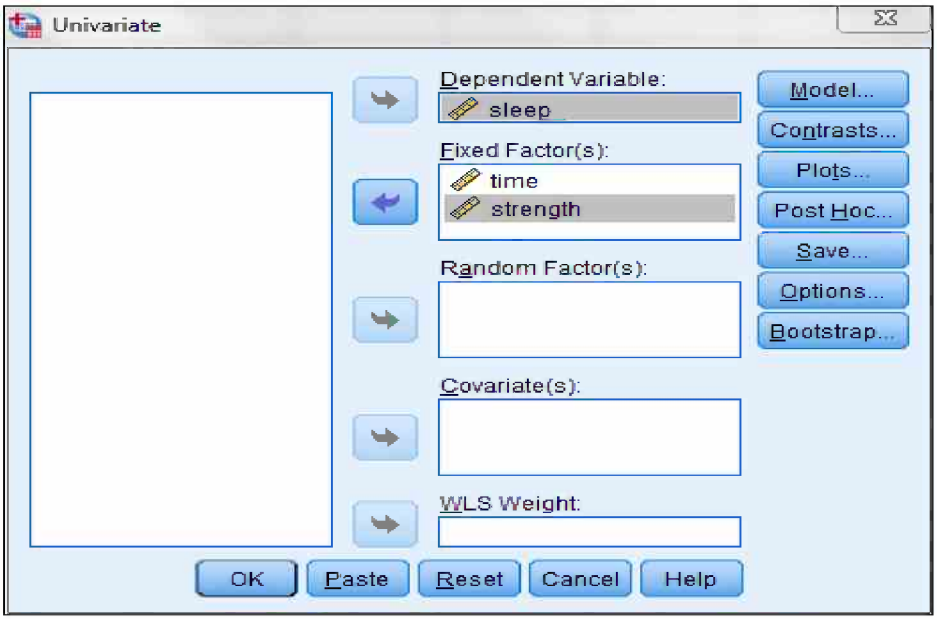
المتغير المستقل الثانى وهو شدة التمرين strengthومستوياته هى: خفيف= 1، متوسطة= 2، شديدة= 3.

المتغير التابع وهى مدة النوم sleep.

3. اضغط على عمود values وحدد مسميات الأكواب.

4. اضغط data view تظهر شاشة إدخال البيانات ابدأ فى إدخال البيانات.

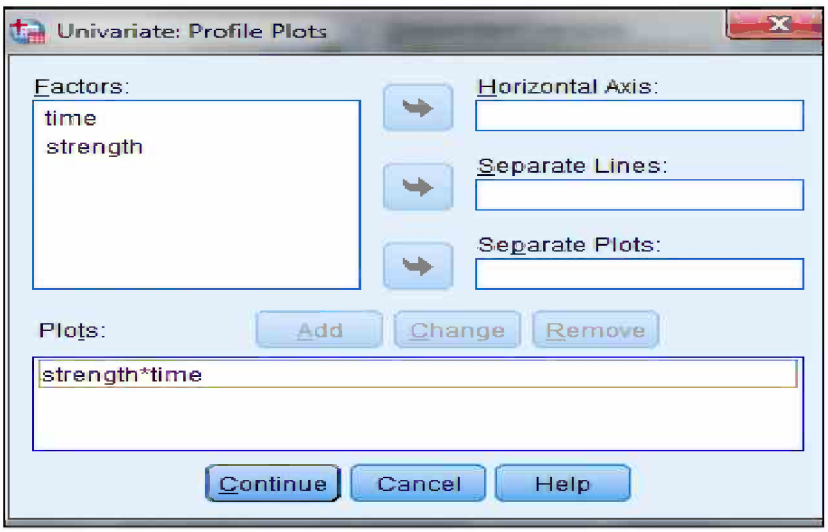
**ثانيًا: تنفيذ الامر**: 1.اضغط على Analyze ثم General Linear Model ثم univariate تظهر الشاشة الآتية:




2. انقل المتغير التابع sleep إلى مربع Dependent variable.

3. انقل المتغيرات المستقلة strength و time إلى مربع Fixed factors.

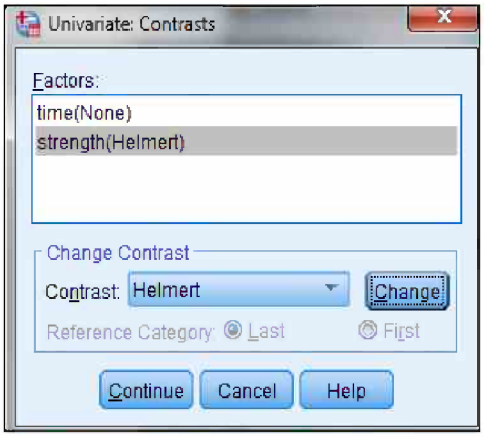
4. اضغط اختيار Plots لتوضيح الرسم البيانى للتفاعلات بين مستويات المتغيرات المستقلة. يظهر الشاشة التالية:




5. انقل المتغير المستقل ذو المستويات الثلاثة شدة التمرين strength وانقله إلى مربع Horizontal axis.

6. اختار المتغير المستقل الثانى time وانقله إلى مربع Separate lines.

7. اضغط على add و plots واذا كان يوجد متغير مستقل الثالث انقله إلى مربع Separatelines.




8. اضغط Continue.

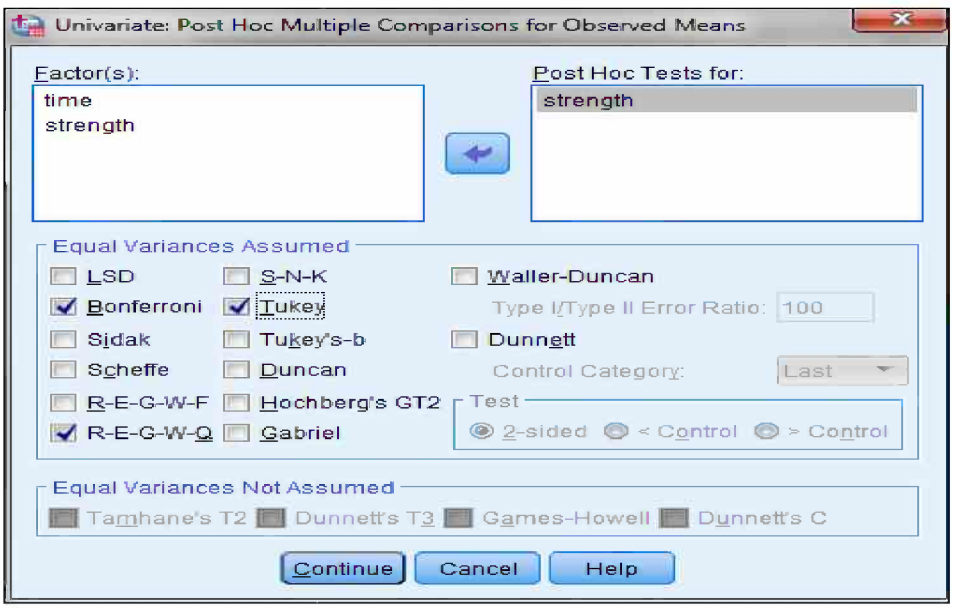
9. اضغط على اختبار المقارنات Contrasts:

10. في مربع Change contrast امام Contrast اضغط على السهم الأسفل تظهر عدة بدائل. اختار نوع المقارنات حسب طبيعة الدراسة وسبق توضيحها وهنا يمكن اختبار نوع المقارنة helmert وفيها تحدث المقارنة بين كل مستوى (ما عدا الأخير) بمتوسط المستويات اللاحق له. والمقارنة تحدث للمتغير المستقل ذو الثلاث مستويات فاكثر وليس له داعي لإجراء مقارنة للمتغير المستقل بمستويين لأنها يمكن التعرف الدلالة لصالح المتوسط الأعلى.

11. اضغط Change.

12. اضغط Continue.

13. اضغط على المقارنات البعدية Post Hoc تظهر الشاشة التالية:

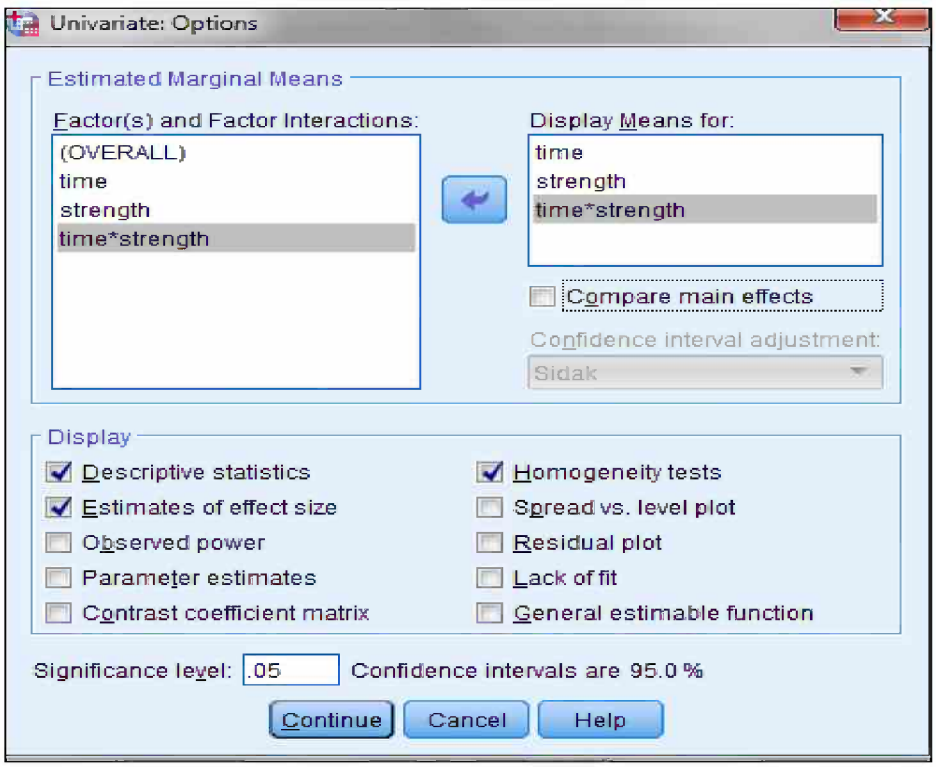


14. انقل المتغير المستقل المراد إجراء اختبارات المقارنة البعدية بين مستوياته وعليه انقل strength إلى مربع Post Hoc tests ولا داعي لنقل متغير time لأنه بمستويين فقط.

15. اضغط على Benferroni أو Tukey أو R.E.G.W.G.

16. اضغط Continue.

17. اضغط اختيار Options على يمين الشاشة تظهر الشاشة الآتية:




18. انقل متغيرات strength و time و time*strength إلى مربع Display means.

19. اضغط Descriptive statistics و Estimate of effect size وHomoheneity test.ويمكن الضغط على mean effectcompare لإجراء المقارنات المتعددة باستخدام LSD أو Bonferroni أو Sidak لكن لا داعي لذلك لأنه تم تنفيذهم من خلال اختبار PostHoc.

20. اضغط على Continue ثم اضغط على Ok.

**ثالثا: تفسير المخرج:**

| Between-Subjects Factors | | | |
|---|---|---|---|
| | | Value Label | N |
| time | 1.00 | صباحا | 18 |
| | 2.00 | مساءا | 18 |
| strength | 1.00 | خفيفة | 12 |
| | 2.00 | متوسطة | 12 |
| | 3.00 | شديدة | 12 |

الجدول الآتى:

اعطى كل متغير مستقل بمستوياته وعدد الأفراد فى كل مستوى وواضح أن أسلوب ANOVA يعطى القيم 2X3. وعليه يوجد ستة خلايا للمتغير التابع ساعات النوم وجدول الإحصائيات الوصفية كالآتى:

| Descriptive Statistics | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Dependent Variable: sleep | | | | |
| time | strength | Mean | Std. Deviation | N |
| صباحا | خفيفة | 6.9667 | .38297 | 6 |
| | متوسطة | 7.2000 | .36332 | 6 |
| | شديدة | 7.3667 | .50067 | 6 |
| | Total | 7.1778 | .42917 | 18 |
| مساءا | خفيفة | 7.6667 | .37238 | 6 |
| | متوسطة | 7.8833 | .31252 | 6 |
| | شديدة | 8.9833 | .59133 | 6 |
| | Total | 8.1778 | .72400 | 18 |
| Total | خفيفة | 7.3167 | .51316 | 12 |
| | متوسطة | 7.5417 | .48140 | 12 |
| | شديدة | 8.1750 | .99282 | 12 |
| | Total | 7.6778 | .77537 | 36 |

واعطى المتوسطات والانحرافات المعيارية للدرجات فى كل مستوى من مستويات المتغيرات المستقلة بمعنى متوسطات الخلايا الستة، فمثلًا فى خلية توقيت صباحًا وممارسة رياضة شديدة فإن المتوسط = 7.366 والانحراف المعيارى = 0.500 وحجم العينة6 وكذلك أعطى الإحصائيات الوصفية للعدد الكلى من العينة.

| Levene's Test of Equality of Error Variances[a] | | | |
|---|---|---|---|
| Dependent Variable: sleep | | | |
| F | df1 | df2 | Sig. |
| 1.775 | 5 | 30 | .148 |

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept + time + strength + time * strength

**اختبار تجانس التباينات كالآتى:**

يتضح اختبار مسلمة تجانس التباينات Leven'stest للتحقق من وجود فروق بين

تباينات المجموعات عبر المستويات ويتضح أن: $F = 1.775, P= 0.148 > 0.05$

وعليه نقبل الفرض الصفرى القائل بتساوى التباينات عبر المجموعات الستة وعليه تحققت مسلمة استخدام ANOVA.

**جدول ANOVA الرئيسى كالآتى:**

**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: sleep

| Source | Type III Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|
| Corrected Model | 15.466[a] | 5 | 3.093 | 16.640 | .000 |
| Intercept | 2122.138 | 1 | 2122.138 | 11416.163 | .000 |
| time | 9.000 | 1 | 9.000 | 48.416 | .000 |
| strength | 4.754 | 2 | 2.377 | 12.787 | .000 |
| time * strength | 1.712 | 2 | .856 | 4.604 | .018 |
| Error | 5.577 | 30 | .186 | | |
| Total | 2143.180 | 36 | | | |
| Corrected Total | 21.042 | 35 | | | |

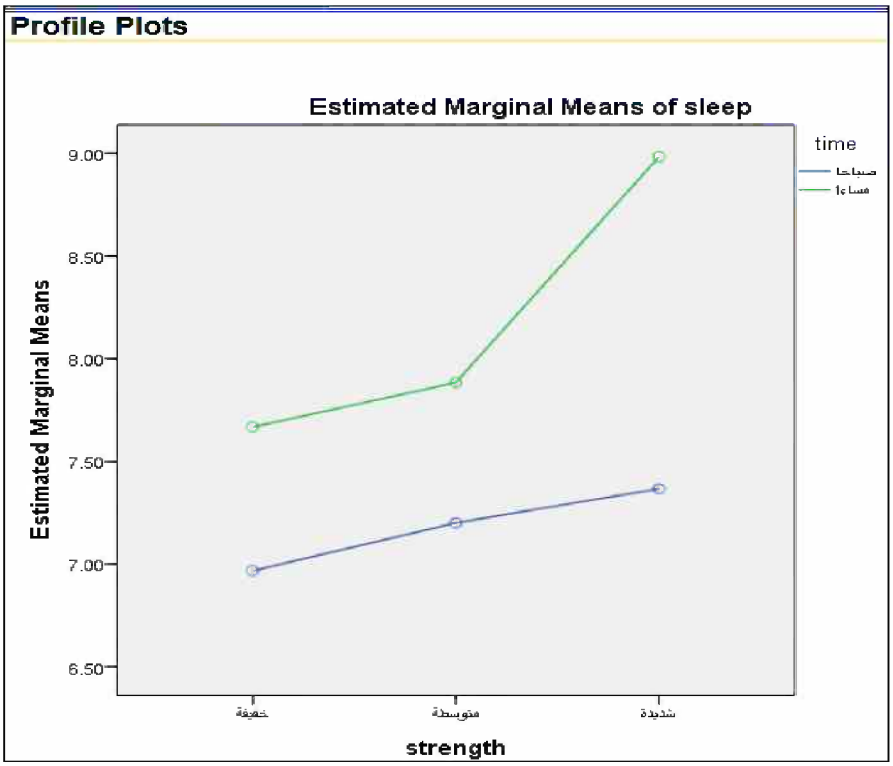
وهذا الجدول يحمل إجابات لأسئلة وفروض الدراسة ويتضح بالنسبة لتأثير الوقت يتضح أن: $F(1,30)= 48.416, P=0.000 < 0.05$ ويرفض H0 وعليه توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى ساعات النوم بين ممارسة التمارين صباحًا و مساء. و61.7% من تباين ساعات النوم ترجع إلى وقت التمرين.

| Partial Eta Squared |
|---|
| .735 |
| .997 |
| .617 |
| .460 |
| .235 |

وبالنسبة لأثر شدة التمرين يتضح أن: $F(2,30)= 12.377, P=0.00<0.05$، وعليه توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى ساعات النوم بين شدة التمارين(شديدة – متوسطة– خفيفة) و 46% من تباين ساعات النوم ترجع إلى شدة التمرين.

وبالنسبة لتأثير التفاعل بين وقت التمرين وشدته على ساعات النوم $F(2,30)= 4.604, P=0.018 < 0.05$ و توجد دلالة إحصائية لتفاعل قت التمرين وشدته على ساعات النوم وهذا التفاعل فسر 23.5% من تباين ساعات النوم.

مما يؤكد وجود هذا التفاعل وهو شكل profile plot كالآتى:




حيث يظهر من الشكل أن الخطين ليس متوازيين حيث إذا كان التمارين بشدة صباحًا تختلف عن ساعات النوم عن ممارسة التمارين مساءًا وبشدة، أى أن ساعات النوم تختلف باختلاف تفاعل مستويات المتغيرات المستقلة.

**جدول المقارنات المخطط لها المخطط لها Contrasts كالآتى:**

**Contrast Results (K Matrix)**

| strength Helmert Contrast | | | Dependent Variable: sleep |
|---|---|---|---|
| Level 1 vs. Later | Contrast Estimate | | -.542- |
| | Hypothesized Value | | 0 |
| | Difference (Estimate - Hypothesized) | | -.542- |
| | Std. Error | | .152 |
| | Sig. | | .001 |
| | 95% Confidence Interval for Difference | Lower Bound | -.853- |
| | | Upper Bound | -.230- |
| Level 2 vs. Level 3 | Contrast Estimate | | -.633- |
| | Hypothesized Value | | 0 |
| | Difference (Estimate - Hypothesized) | | -.633- |
| | Std. Error | | .176 |
| | Sig. | | .001 |
| | 95% Confidence Interval for Difference | Lower Bound | -.993- |
| | | Upper Bound | -.274- |

لاحظ أننا اختارنا Helmert حيث المقارنة بين كل مجموعة والتى تليها ولاحظ أننا اجرينا المقارنات للمتغير المستقل بثلاثة مستويات.

وللمقارنة بين المستوى الأول الممارسة الخفيفة والمستوى التالى وهى الممارسة المتوسطة فى ساعات النوم يتضح وجود فروق دالة إحصائيًا:

$$\text{Contrast estimatate} = -0.542,\ \text{Sig} = 0.001 < 0.05$$

كما يتضح وجود فروق دالة إحصائيا فى ساعات النوم بين ممارسة النشاط بدرجة متوسطة وبدرجة خفيفة:

$$0.05 < \text{Contrast estimates} = -.633,\ \text{Sig} = 0015\cdot$$

واعطى البرنامج المقارنات المتعددة باستخدام الطرق الآتية:

**Multiple Comparisons**

Dependent Variable: sleep

| | (I) strength | (J) strength | Mean Difference (I-J) | Std. Error | Sig. | 95% Confidence Interval | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | Lower Bound | Upper Bound |
| Tukey HSD | خفيفة | متوسطة | -.2250- | .17602 | .418 | -.6589- | .2089 |
| | | شديدة | -.8583-* | .17602 | .000 | -1.2923- | -.4244- |
| | متوسطة | خفيفة | .2250 | .17602 | .418 | -.2089- | .6589 |
| | | شديدة | -.6333-* | .17602 | .003 | -1.0673- | -.1994- |
| | شديدة | خفيفة | .8583* | .17602 | .000 | .4244 | 1.2923 |
| | | متوسطة | .6333* | .17602 | .003 | .1994 | 1.0673 |
| Scheffe | خفيفة | متوسطة | -.2250- | .17602 | .451 | -.6783- | .2283 |
| | | شديدة | -.8583-* | .17602 | .000 | -1.3116- | -.4051- |
| | متوسطة | خفيفة | .2250 | .17602 | .451 | -.2283- | .6783 |
| | | شديدة | -.6333-* | .17602 | .005 | -1.0866- | -.1801- |
| | شديدة | خفيفة | .8583* | .17602 | .000 | .4051 | 1.3116 |
| | | متوسطة | .6333* | .17602 | .005 | .1801 | 1.0866 |
| Bonferroni | خفيفة | متوسطة | -.2250- | .17602 | .633 | -.6713- | .2213 |
| | | شديدة | -.8583-* | .17602 | .000 | -1.3047- | -.4120- |
| | متوسطة | خفيفة | .2250 | .17602 | .633 | -.2213- | .6713 |
| | | شديدة | -.6333-* | .17602 | .003 | -1.0797- | -.1870- |
| | شديدة | خفيفة | .8583* | .17602 | .000 | .4120 | 1.3047 |
| | | متوسطة | .6333* | .17602 | .003 | .1870 | 1.0797 |

Based on observed means.
The error term is Mean Square(Error) = .186.

*. The mean difference is significant at the .05 level.

وفى ضوء مقارنات Tuckey اتضح وجود فروق دالة إحصائيا بين الممارسة الخفيفة والشديدة، وبين الممارسة المتوسطة والشديدة، فى ساعات النوم وبكل تأكيد هذه الفروق لصالح المتوسطات الأعلى وكذلك عدم وجود فروق بين الممارسة الخفيفة والممارسة المتوسطة وافرزت مقارنات Sheffe وBonferroni نفس نتائج طريقة Tuckey.

# الفصل الخامس

## تحليل التغايرِ

## Analysis of Covariance(ANCOVA)

يعتبر تحليل التغاير اتساع لتحليل التباين حيث يتم دراسة التأثيرات الرئيسية والتفاعلات لمتغيرات مستقلة على متغير تابع متصل بعد تصحيح درجات المتغير التابع من الفروق المرتبطة أو التداخلات من متغير أو أكثر دخيل أو مجموعة من التغايرات Covariates التى تقاس قبل المتغير التابع وترتبط معه، كأن يتم دراسة أثر البرنامج (المتغير المستقل) على التحصيل بعد تصحيح درجات التحصيل من متغير تغايرى أو متلازم معه ومرتبط به مثل الذكاء. بكلمات أخرى يسمح بتقدير ما إذا كانت توجد فروق بين المجموعات على متغير تابع متصل وحيد بعد ضبط أثر متغير مستقل فأكثر متصل وتسمى تغايرات.

والأسئلة التى يحاول أن يجيب عنها تحليل التغاير هى نفسها مثل أسئلة تحليل التباين هل توجد فروق فى متوسط التحصيل بين المجموعة الضابطة والتجريبية فى القياس البعدى بعد تصحيح درجات القياس البعدى من تداخل متغير تغايرى مثل الذكاء؟ ويعتبر تحليل التغاير هو حلقة وصل أو منطقة عبور من الطرق البسيطة Univariate and Bivariate methods مثل تحليل التباين وتحليل الانحدار المتعدد (متغير تابع وحيد) إلى الطرق المتدرجة المعقدة مثل تحليل التباين المتدرج (MANOVA) وتحليل الارتباط المتعددCanonical Correlation (أكثر من متغير تابع). وعليه فإن ANCOVA يسمح بالتعامل مع متغير مستقل فأكثر تصنيفى ومتغير تابع متصل وحيد بالإضافة إلى متغير مستقل فأكثر متصل (تغاير واحد فأكثر متصل) و تحليل التغاير هو أسلوب يدمج تحليل التباين (ANOVA) وتحليل الانحدار المتعدد Multiple Regression (MR). وفى ANOVA يتعامل مع المتغيرات المستقلة التصنيفية وأثرها على المتغير التابع، بينما فى الانحدار المتعدد يحدد أثر المتغيرات المتصلة (التغايرات) ومدى ارتباطها بقوة مع المتغير التابع.

وينظر إلى ANCOVA على أساس أنه مثل تحليل معامل الارتباط الجزئى Partial Correlation حيث يهدف إلى دراسة العلاقة بين Y و X1 بعد حذف تباين X2 على Y . وفى تحليل التغاير يتم دراسة العلاقة بين المتغير المستقل (التصنيفى) والمتغير التابع المتصل بعد ضبط تأثير المتغير التغايرى (المتصل) على المتغير التابع.

**اهداف تحليل التغاير**

يستخدم تحليل التغاير لثلاثة أهداف رئيسية (Tabachnick & Fiddell, 2007):

- زيادة الدقة والحساسية لاختبار التأثيرات الرئيسية والتفاعل عن طريق تقليل قيمة الخطأ Error term وذلك من خلال تصحيحه أو تقليله عن طريق استبعاد العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التغايرية.
- تصحيح المتوسطات Adjusted Means للمتغير التابع بعد استبعاد المتغيرات الدخيلة.
- الاستخدام الثالث لتحليل التغاير يحدث فى تحليل التباين المتدرج (MANOVA) كاختبار تتبعى ملازم لتحليل التباين المتدرج MANOVA الدال إحصائيا حيث كل متغير تابع فى MANOVA يستخدم لاحقًا كمتغير وحيد فى التحليل باستخدام ANCOVA وكل المتغيرات التابعة الأخرى تستخدم كتغايرات. فمثلًا إذا اتضح وجود فروق دالة إحصائيا بين المجموعات الثلاثة على متغيرين تابعين فى MANOVA ثم لاحقًا يتم إجراء ANCOVA لأحد المتغيرين التابعين بينما الآخر يكون كمتغير تغايرى. وهذا يفيد فى اختبار الفروق بين المجموعات على متغير تابع عبر أى فروق على المتغير التابع الآخر.

والاستخدام الأول هو الأكثر استخدامًا فى المواقف التجريبية حيث يزيد أسلوب ANCOVA القوة الإحصائية لاختبار F للتأثيرات الرئيسية وللتفاعلات عن طريق حذف أو استبعاد التباين المتوقع المرتبط بمتغير التغايرى من مجموع مربعات الخطأ (البواقى).

ويستخدم التغاير لتقدير التشويش المتداخل وهو تباين غير مرغوب فى المتغير التابع ويتم تقديره من خلال درجات المتغير التغايرى وبالتالى تظهر قوة تحليل التغاير فى

تقليل تباين الخطأ وكما نعلم أن تحليل التباين فى طبيعته يعبر عنه فى ضوء معادلة حيث يوجد متغيرات ثنائية مستقلة تصنيفيةDummy وكما نعلم أن الانحدار المتعدد يتضمن العديد من المتغيرات المنبئة المتصلة ولذلك فليس من المستغرب أن يتم اتساع معادلة الانحدار لتحليل التباين لتشمل متغير متصل مستقل فأكثر يستخدم للتنبؤ بالمتغير التابع وهذه المتغيرات المستقلة ليست جزء من المعالجة التجريبية ولكنها تؤثر على ناتج التجربة ولذلك يعرف هذه المتغيرات بالتغايرات Covariates.

يوجد سببين لتضمين التغايرات فى تحليل التباين هما:

- تقليل تباين الخطأ أو التباين داخل المجموعات حيث يمكن تفسير بعض التباينات التى لم تفسر ويطلق عليها التباين غير المفسر (التباين داخل المجموعات SSw) وبذلك يتم تقدير دقيق لتأثير المتغير المستقل.
- استبعاد التداخلات Confounds ففى اى تجربة فإن المتغيرات غير المتضمنة فى التحليل تتداخل مع النتائج ولذلك فإن ANCOVA يساعد على استبعاد هذه التدخلات من هذه المتغيرات عن طريق قياسها وإدخالها فى التحليل كتغايرات مما يساعد على إجراء ضبط إحصائى.

وفى تحليل التغاير يتم تقدير انحدار متغير تغايرى واحد فأكثر فى المتغير التابع وتصحيح متوسط درجات المتغير التابع من التأثيرات الخطية للمتغير التغايرى قبل التحليل، وعليه يتم الحصول على خط الانحدار يربط بين المتغير التابع DV ومتغير التغايرىCV. ويمكن استخدام المتغيرات التغايرية فى كل تصميمات تحليل التباين بين الأفراد وداخل الأفراد وداخل وبين الأفراد (المختلطة).

**الأسئلة البحثية فى تحليل التغاير**

كما هو الحال فى ANOVA فإن تحليل التغاير يهدف إلى تحديد ما إذا كانت توجد فروق فى متوسطات المتغير التابع بين المجموعات ويهدف إلى دراسة:

1. **التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة:** حيث تتم دراسة التغيرات فى المتغير التابع جراء المستويات المختلفة لأى متغير مستقل تصنيفى: هل يتأثر قلق الاختبار

نتيجة المعالجة أو البرنامج بعد ضبط الفروق فى العمر والحالة الاقتصادية (تغايرات) ؟ ويكون الفرض الصفرى لا أثر للمتغير المستقل على المتغير التابع، ومع وجود أكثر من متغير مستقل فإنه توجد اختبارات إحصائية لكل متغير مستقل على حده كأن يضاف إلى السؤال السابق. هل يتأثر قلق الاختبار نتيجة للمعالجة والجنس بعد ضبط الفروق فى العمر والحالة الاقتصادية؟

**2. التفاعلات بين المتغيرات المستقلة:** عندما يتضمن التصميم أكثر من متغير مستقل تصنيفى فالباحث يرغب فى تحديد ما إذا كان التغير فى السلوك عبر مستويات أحد المتغيرات المستقلة يعتمد على التغير فى مستويات المتغير المستقل الآخر. فهل توجد فروق فى قلق الاختبار بين المجموعة التجريبية والضابطة فى القياس البعدى عبر المستويات المختلفة من المتغير المستقل الآخر (ذكور– إناث) بعد ضبط العمر والحالة الاقتصادية؟

**3. المقارنات المحددة وتحليل الاتجاه Specific comparison and trend analysis:** عندما تظهر دلالات إحصائية فى التصميم لمتغيرات مستقلة تتضمن أكثر من مستويين فمن الأفضل تحديد طبيعة اتجاه الفروق كما هو الحال فى المقارنات المتعددة فى ANOVA . فأى لمجموعات احدثت الدلالة إحصائيًا؟ فعندما يتغير مستوى القلق فلا بد من تحديد أى المجموعتين التجريبيتين (تصميم ثلاث مجموعات ، مجموعتين تتلقى معالجتين مختلفتين والمجموعة الثالثة ضابطة) أكثر كفاءة وفاعلية فى تقليل القلق مقارنة بالمجموعة الضابطة بعد ضبط وتصحيح درجات قلق الاختبار من المتغيرات التغايرية وكذلك يمكن تحديد أى من المجموعتين التجريبيتين أكثر كفاءة فى تخفيض قلق الاختبار وهذا يتحقق من خلال إجراء المقارنات المتعددة المخطط لها مسبقا فى ضوء الإطار النظرى أو مقارنات متعددة بعدية يتم إجرائها بعد الحصول على دلالة إحصائية بغض النظر عن وجود نظرية أو عدم وجودها .

**4. تأثيرات التغايرات Effects of covariates:** تحليل التغاير قائم على الانحدار الخطى بين المتغير التغايرى (CV) والمتغير التابع (DV) ولكن لا يوجد ضمان

للحصول على دلالة إحصائية لمعامل الانحدار ويقيم الانحدار إحصائيا عن طريق اختيار المتغيرات التغايرية باعتبارها مصدر يسهم فى تباين درجات المتغير التابع ويمكن اعتبار أن قلق الاختبار فى القياس القبلى متغير تغايرى لدرجات القلق البعدى، وعليه يمكن دراسة أثر الدرجات القبلية للقلق على الدرجات البعدية.

5. **حجم التأثير**: إذا كان التأثيرات الرئيسية والتفاعلات دالة إحصائيًا وحدث تغير فى المتغير التابع فالسؤال المنطقى هو تحديد حجم هذا التأثير أو التغير؟ بمعنى ما هو حجم التباين المفسر فى المتغير التابع المصحح من المتغيرات التغايرية يرجع إلى المتغيرات المستقلة؟

6. **تقديرات المعالم Parameter estimates**: بعد الحصول على دلالة إحصائية للتأثيرات الرئيسية والتفاعلات فيجب تحديد ما هى معالم المجتمع المقدرة مثل المتوسط المصحح والانحراف المعيارى وفترات الثقة لكل مستوى من المتغير المستقل. ففى قلق الاختبار إذا وجد تأثير رئيسى للمعالجة فما هو المتوسط المصحح لدرجات القلق البعدى فى كل مجموعة من المجموعات فى التصميم (تصميم المجموعتين أو تصميم المجموعات الثلاثة).

**أنماط الارتباطات فى تحليل التغاير**

يتطلب تحليل التغاير أنماط من الارتباطات بين المتغير التابع والمتغير التغايرى كالآتى:

1. المتغيرات التغايرية يجب أن **ترتبط بدرجة متوسطة Moderately** على الأقل مع المتغير التابع **(r> 0.30)** . وإذا كان الارتباط بينهما صغير فإنه نسبة إسهامه فى المتغير التابع صغيرة ، وإذا كان الارتباط بين المتغير التغايرى والمتغير التابع جوهريًا ولكن ليس كبيرًا ودالًا إحصائيًا فإن هذا يزيد الحساسية نتيجة تقليل تباين الخطأ.

2. المتغيرات التغايرية لا بد أن تكون **عالية الثبات حيث معامل الثبات 0.7** فأكثر لان العلاقة بين المتغيرات غير الثابتة تكون أقل قوة وغير دقيقة وفى البحوث التجريبية إذا كان التغاير غير ثابت فإن هذا يؤدى إلى فقد القوة و بالتالى اختبار إحصائى

متحفظ وفى المواقف غير التجريبية يؤدى إلى تقدير أقل أو اعلى للمتوسطات المصححة، وفى البحوث غير التجريبية يفضل أن يكون ثبات التغاير أكبر من **0.80**.

3. يجب أن تكون العلاقات بين التغايرات ضعيفة إذا كان تحليل التغاير يتضمن متغيرات تغايرية عديدة وذلك لان وجود العلاقات الارتباطية المرتفعة يؤدى إلى ظهور إشكالية **التلازمية الخطية Collinearity**.

**متى يستخدم تحليل التغاير ANCOVA؟**

يوجد ثلاث استخدامات رئيسية لتحليل التغاير يحددها ( Harlow (2005:

1. **التصميمات التجريبية:** يستخدم تحليل التغاير فى التصميم التجريبى لضبط بعض المتغيرات المتصلة الدخيلة التى لم يتم ضبطها مثل درجات الاختبار القبلى للمتغير التابع أو الذكاء أو غيرها. وفى التصميم التجريبى يتم معالجة متغير تجريبى تصنيفى قد يكون بمستويين أو أكثر ويتم توزيع أفراد العينة عشوائيًا على المجموعات المختلفة. فمثلا عند دراسة فعالية برنامج للإقلاع عن التدخين لثلاث مجموعات حيث تتلقى كل مجموعة معالجة مختلفة فإن القياسات القبلية للتدخين ومتغيرات دخيلة أخرى مثل الضغوط وعدد أفراد الأسرة المدخنين هى تغايرات. وعلى ذلك فإن تحليل التغاير مفضل عن تحليل التباين عند إدخال متغيرات دخيلة فى التصميم وهذا يمكن أن يساعد فى **عملية الضبط الإحصائى Statistical Control** للمتغيرات الدخيلة التى أحيانًا من الصعب ضبطها تجريبيًا.

2. **التصميمات غير أو شبه التجريبية:** يمكن استخدام ANCOVA للضبط الإحصائى للفروق فى متغير أو أكثر فى التصميمات غير أو شبه التجريبية.

أحد المشاكل المرتبطة بهذا الاستخدام هو عدم وجود طريقة مناسبة لتضمين أو اعتبار كل المتغيرات الدخيلة وعليه فإن الضبط الإحصائى يكون مضللًا.

**محددات تحليل التغاير**

**قضـايا نظريـة:** كمـا هـو الحـال فـى ANOVA فـإن الاختبـار الإحصـائى لـيس ضـمانة للتأكيـد علـى أن التغيـرات فـى المتغيـر التـابع حـدثت نتيجـة للمتغيـر المسـتقل فاسـتنتاج السـببية هـو عمليـة منطقيـة نظريـة وليسـت قضـية إحصـائية وتعتمـد علـى الأسـلوب الـذى يـتم مـن خلالـه توزيـع الأفـراد علـى مسـتويات المتغيـر المسـتقل ومعالجـة المسـتويات المختلفة للمتغير المستقل عن طريق الباحث والية الضبط أو التحكم فى البحث.

والمنطقيـة فـى اختيـار التغـايرات هـو أن القاعـدة العامـة فـى اختيـار عـدد محـدود مـنCV تـرتبط مـع المتغيـر التـابع ولا يوجـد ارتباطـات بـين المتغيـرات التغايريـةCV. والهـدف هـو الحصـول علـى أقصـى توافـق للمتغيـر التـابع مـع ادنـى فقـد لـدرجات الحريـة للخطـأ (داخـل المجموعـات فـى تحليـل التبـاين)، وفـى العمـل التجريبـى يوجـد تحـذير وهـو أن التغـاير يجـب أن يكـون مسـتقل عـن المعالجـة وهـذا يفـرض علينـا أن يـتم جمـع بيانـات التغـايرات قبـل إجـراء المعالجـة وعـدم الالتـزام بهـذا يـؤدى إلـى اسـتبعاد جـزء مـن تـأثير المتغيـر المسـتقل علـى المتغيـر التـابع. ويوجـد مصـادر للتحيـز فـى تحليـل التغـاير ولا يمكـن ادعـاء الاسـتنتاج أو ادعـاء السـببية باسـتخدام ANCOVA فـى التصـميمات شـبة التجريبيـة لان توزيـع أفراد العينة على المجموعات غير عشوائى.

ويـتم اختيـار التغـاير بنـاءً علـى أسـس نظريـة ولـيس أى متغيـر يوضـع فـى التحليـل كتغـاير حيـث مـن المفتـرض أن يكـون لـه دور فـى تفسـير المتغيـر التـابع، وإذا لـم تتـوفر أسـس نظريـة فيكـون الاختيـار علـى اسـس إحصـائية عـن طريـق معامـل الارتبـاط المرتفـع مـع المتغيـر التـابع، وإذا تـوافرت قياسـات عديـدة للتغـايرات يفضـل اسـتخدام طريقـة الانحـدار خطـوة خطـوة لانتقـاء أهـم التغـايرات، ويفضـل البسـاطة فـى اختبـار التغـايرات حيـث إن العـدد المحدود أفضل من العدد الكبير.

**قضايا عملية**

**1. أحجـام العينـات غيـر المتسـاوية Unequal sample sizes:** إذا وجـد بيانـات مفقـودة علـى المتغيـر التـابع فـى تحليـل التغـاير بـين الأفـراد (مجموعـات مسـتقلة ) فـإن هـذا يولـد مشـكلة عـدم تسـاوى أحجـام العينـات عبـر مسـتويات المتغيـر المسـتقل أو عبـر تفـاعلات هـذه المسـتويات وتظهـر هـذه الإشـكالية بوضـوح إذا كانـت البيانـات المفقـودة علـى

المتغير التغايرى وعلى المتغير التابع خاصة فى نموذج ANCOVA داخل الأفراد، ويجب أن يكون حجم العينة فى كل خلية كافى للحصول على مستوى قوة مناسب خاصة أن إضافة التغايرات فى التحليل يزيد من القوة إذا كانت مرتبطة بالمتغير التابع، وتوجد آليات للتعامل مع البيانات المفقودة .

2. **القيم المتطرفة Ouilters** : داخل درجات كل مجموعة يجب فحص عدم وجود قيم متطرفة فى المتغير التابع أو التغاير لأن وجود القيم المتطرفة المتدرجة Multivariate outliers بين المتغير التابع والتغايرات معًا يؤدى إلى تحطم مسلمة تجانس الانحدار Homogeneity regression.

3. **استقلالية التغاير عن تأثير المعالجة** وكما هو الحال فى ANOVA حيث يقسم تأثير التجربة إلى جزئين هما تأثير المعالجة (بين المجموعات ) والخطأ أو التباين غير المفسر (داخل المجموعات ) وهى تأثير عوامل لم يتم قياسها وتؤثر فى المتغير التابع وفىANCOVAحيث يسهم التغاير فى تفسير جزء من التباين غير المفسر بكلمات أخرى يوجد استقلال تام لهذا التباين المفسر عن طريق التغاير عن التباين المفسر عن طريق المعالجة. واذا تداخل التباين المفسر عن طريق التغاير مع التباين المفسر عن طريق المعالجة وفى هذا الموقف لا يجب استخدام ANCOVA ، وفى هذا الشأن فإن تأثير التغاير يقلل تأثير التجربة ويخفى تأثير التجربة ويصبح تفسير نتائج تحليل التغاير فى غاية الخطورة، ويزداد هذا الموقف خطورة عندما لا يتم توزيع الأفراد عشوائيًا على مجموعات التصميم، فمثلًا يرتبط القلق بالاكتئاب ارتباطًا عاليًا فعند دراسة أثر برنامج على تخفيض القلق فانك تعتقد انك تضيف الاكتئاب كتغايرات لضبط تأثير الاكتئاب ولكن هذا غير صحيح.

4. **التلازمية الخطية المتعددة Multicollinearity** : إذا كانت العلاقات بين التغايرات كبيرة فيجب حذف أحد التغايرات لأن تضمينهم معًا فى التحليل لن يحدث أى تصحيح للمتغير التابع ويحدث مشاكل حسابية أثناء تقدير نتائج ANCOVA . وعليه إذا زاد مربع معامل الارتباط المتعدد Squared multiple correlation (SMC) لأى متغير تغايرى مع بقية المتغيرات عن 0.5 فيجب حذفه من التحليل.

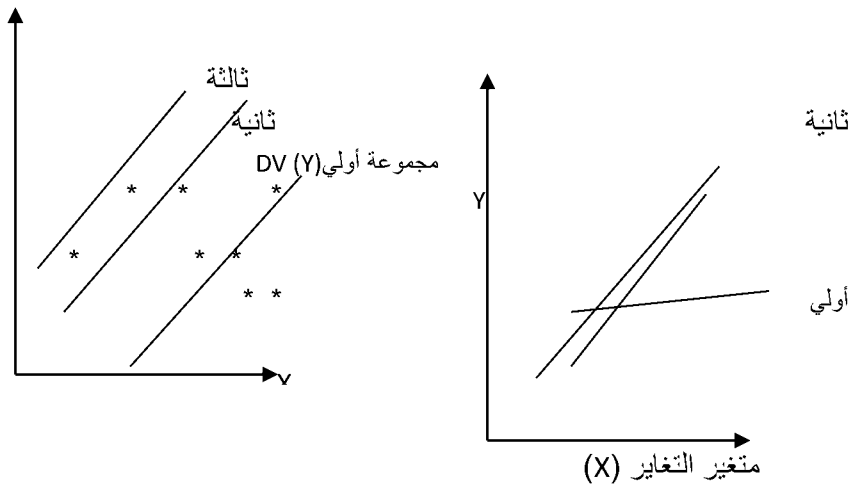
5. **الاعتداليـــة**: يجـب أن يتسـم توزيـع متوسـطات درجـات كـل مجموعـة علـى المتغيـر التـابع بالاعتداليـة وهنـا يجـب التأكيـد أن التوزيـع للمتوسـطات ولـيس للـدرجات الخـام وفـى حالـة وجود عينات صغيرة أو غير متساوية وقيم متطرفة فمن الضرورى تحوير للبيانات.

6. **تجـانس التباينـات**: كمـا هـو الحـال فـى تحليـل التبـاين يفتـرض تسـاوى تباينـات المتغيـر التـابع داخـل كـل خليـة، وأيضًـا أن يكـون تباينـات المتغيـر التغـايرى عبـر المجموعـات متسـاوية وإذا لـم تتحقـق هـذه المسـلمة للتغـاير فإنـه يوجـد بـديلين امـا اختبـار الدلالـة الإحصـائية للتـأثيرات الرئيسـية والتفـاعلات عنـد مسـتوى ألفـا صـارم مـثلًا0.025 بـدلا مـن 0.05 أو استبعاد CV من التحليل.

7. **الخطيـة**: تحليـل التغـاير قـائم علـى مسـلمة أساسـية وهـى أن العلاقـة بـين المتغيـر التـابع و التغـاير وكـذلك العلاقـة بـين كـل زوج مـن المتغيـرات التغايريـة هـى خطيـة كمـا هـو الحـال فـى تحليـل الانحـدار. وعـدم تـوفر هـذه المسـلمة يقلـل القـوة للاختبـار الإحصـائى ويحـدث أخطـاء فـى صـناعة القـرار الإحصـائى، ووجـود علاقـة خطيـة منحنيـة Curvilinearity يمكـن تصـحيحها بتحـوير بعـض مـن المتغيـرات التغايريـة أو حـذف التغـاير CV الـذى يحدث هذه العلاقة المنحنية.

8. **تجـانس الانحـدار Homogeneity of Regression**: يفتـرض تسـاوى معـاملات الانحـدار فـى كـل خليـة (المتغيـر التغـايرى ← المتغيـر التـابع ) ، وهـذه المسـلمة تعنـى أن خـط الانحـدار بـين المتغيـر التـابع والمتغيـر التغـايرى داخـل كـل خليـة هـو تقـدير لـنفس معامـل الانحـدار فـى المجتمـع وهـذا يفتـرض أن خطـوط الانحـدار متسـاوية فـى كـل الخلايـا، بمعنـى أن معـاملات الانحـدار أو أوزان بيتـا(β) هـى نفسـها فـى كـل خلايـا التصـميم، وعـدم تجـانس الانحـدار يعنـى وجـود خـط انحـدار (CV→DV ) فـى بعـض الخلايـا مختلـف عـن خلايـا أخـرى أو وجـود تفاعـل بـين المتغيـر المسـتقل التصـنيفى المعالجـة والمتغيـر التغـايرى وإذا حـدث هـذا التفاعـل فـإن العلاقـة بـين المتغيـر التـابع ومتغيـر التغـاير تكـون مختلفـة عبـر مسـتويات المتغيـر المسـتقل. وفيمـا يلـى شـكل لثلاثـة مجموعات حيث يوجد تجانس تام للانحدار (Equality of slopes):

ثالثة




(B):عدم تجانس خط الانحدار(A):تجانس خط الانحدار

الشكل (2.5) : شكل الانتشار الميل الانحدار فى المجموعات الثلاث

**اختبارات الفروض لقضية بحثية:(Tabachnink & Fidell, 2013)**

قام باحث بعمل برنامج علاجى لتسعة اطفال يعانون من صعوبات التعلم وقام بتقسيم العينة عشوائيًا إلى ثلاث مجموعات يتلقون معالجات مختلفة (مجموعتين تجريبيتين ومجموعة ضابطة) وعدد الأفراد كل مجموعة ثلاثة ولكل فرد من التسعة درجتين هى الدرجة القبلية (المتغير التغايرى) والدرجة البعدية (المتغير التابع) على نفس الاختبار (وليكن التحصيل) و عليه فإن درجات التحصيل القبلى هى التغاير ولأن الهدف من ANCOVA هو تصحيح درجات التحصيل البعدى من الفروق الفردية فى التحصيل قبل تأثرها فالمعالجة فيما يلى البيانات:

| المجموعة | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| المعالجة 1 | | المعالجة 2 | | الضابط | |
| قبلي | بعدي | قبلي | بعدي | قبلي | بعدي |
| 85 | 100 | 86 | 92 | 90 | 95 |
| 80 | 98 | 82 | 99 | 87 | 80 |
| 92 | 105 | 95 | 108 | 78 | 82 |
| 257 | 303 | 263 | 299 | 255 | 257 |

(يمكن أن يكون التغاير الذكاء مثلًا) ويصبح الهدف تصحيح التحصيل البعدى من الفروق الفردية فى الذكاء قبل تأثرها بالمعالجة ومن المتوقع أن يقلل هذا التغاير من تباين درجات التطبيق البعدى داخل كل خلية من مجموعات المعالجة وهذا يؤدى إلى اختبار قوى لاختبار الفروق بين المعالجات

**الخطوات البحثية: 1. سؤال البحث:** هل توجد فروق فى درجات التحصيل البعدى بين المجموعات الثلاثة بعد تصحيح هذه الفروق من درجات التحصيل القبلى أو بعد استبعاد أثر التحصيل القبلى ؟

**2. الفروض البحثية:** توجد فروق فى درجات التحصيل البعدى بين المعالجات أو المجموعات الثلاثة بعد تصحيح هذه الفروق من أثر درجات التحصيل القبلى.

**3. التصميم البحثى:** تصميم تجريبى ذو ثلاث مجموعات، مجموعتين تجريبيتين ومجموعة ضابطة.

**4. المتغيرات: حيث** يوجد متغيرين مستقلين ومتغير تابع هما:

البرنامج أو التجربة: مستقل – تصنيفى – ثلاث مجموعات، التحصيل القبلى: مستقل – متصل (التغاير)، التحصيل البعدى: تابع – متصل.

**5. النموذج الإحصائى:** النموذج الإحصائى المتعدد، والاختبار الإحصائى هو تحليل التغاير وهو إحصاء بارامترى.

**خطوات اختبارات الفروض الصفرية**

1.الفروض الإحصائية:

- الفرض الصفري($H_0$ ): متوسطات المجتمعات الثلاثة متساوية بعد تصحيحها من التغاير

$$H_0: \bar{\mu}_1 = \bar{\mu}_2 = \bar{\mu}_3$$

و كذلك يوجد فرض صفرى لمتغير التغاير $H_0: \rho = 0$:

- P معامل الارتباط بين المتغير التابع والتغاير فى المجتمع و حيث لا يوجد علاقة ارتباطية بين التحصيل البعدى والتحصيل القبلى فى المجتمع.
- $\bar{\mu}1$ المتوسط للمجتمع بعد تصحيحه من التغاير.
- الفرض البديل (HA):

$H_A: \bar{\mu}_1 \neq \bar{\mu}_2 \neq \bar{\mu}_3$

أو $H_A: \bar{\mu}_1 = \bar{\mu}_2 \neq \bar{\mu}_3$

الفرض البديل الخاص بمتغير التغاير:

$H_A : \rho \neq 0$

**2. الاختبار المناسب ومسلماته:** يستخدم اختبار ANCOVA سبق عرض مسلماته.

فيما يلى ملخص لجدول **ANCOVA**:

| المصدر | مجموع المربعات (SS) | المصححة MS | dfF |
|---|---|---|---|
| التغاير | $SS_{cov}$ | C | |
| بين المجموعات | $SS'_B$ | K-1 | |
| داخل المجموعات | $SS'_w$ | N-k-c | |
| الكلى | $SS'_T$ | N-1 | |

**حيثC عدد التغايرات ، SS' مجموع المربعات المصححة من التغاير**

و يتم حساب قيمة F للتغاير كالآتى:

$$\mathbf{F = \frac{MScov}{MS'_w}}$$

ودرجات الحرية: df =C= 1

وحساب قيمة F للمتغير المستقل أو المعالجة:

$$F = \frac{MS'_B}{MS_w}$$

ودرجات الحرية: $df = K\text{-}1 = 3\text{-}1 = 2$

ودرجات حرية الخطأ أو داخل المجموعات:

$df = n - K\text{-}C = 9\text{-}3\text{-}1 = 5$

**3. مستوى الدلالة الإحصائية و قاعدة القرار:** تبنى الباحث 0.05 =α ، وعلية بالكشف فى جدول F بـ 0.05 =α ، ودرجتى حرية 5 و2 فكانت : Fc.v = 5.79(الجدولية).

واذا كانت: **F (المحسوبة) للمعالجة بين المجموعات> F (الجدولية)** نرفض0 ، وبالكشف فى جدول F بدرجتى حرية 5 , 1، و مستوى الدلالة الإحصائية 0.05

واذا كانت: **F المحسوبة F> الحرجة**

نرفض **H0** يوجد تأثير لمتغير التغاير(التحصيل القبلى) على المتغيرات التابع.

**4. الحسابات** : المعادلات فى تحليل التغاير هى اتساع لمعادلات تحليل التباين وفى تحليل التغاير يوجد تأثير للمتغير المستقل التصنيفى و علية فإن التباين الكلى يكون كالآتى:

$$SS_{total} = SS_{B.G} + SS_{Within}$$

$SS_{B.G}$: مجموع المربعات بين المجموعات Between groups

$SS_{Within}$ مجموع المربعات داخل المجموعات Within groups.

وكذلك فى ANCOVA يوجد مكونين اضافيين من مجموع المربعات الأول يرجع إلى الفروق بين درجات التغايرCV و المتوسط المشترك (GM)و يقسم إلى مجموع مربعات بين و داخل المجموعات كالآتى :

$$SS_{total} = SS_{B.G(x)} + SS_{W.G(x)}$$

وعليه فإن مجموع مربعات الفروق بين متوسط درجات المتغير التابع والمتوسط المشترك grand mean(GM) تقسم إلى مكونين مجموع مربعات الفروق بين متوسطات المجموعات (Y) و المتوسط المشتركGM، و مجموع مربعات الفروق بين الدرجات المفردة(Yij) و متوسطات المجموعات .

وبعد الحسابات وعليه فإن جدول تحليل التغاير ANCOVA كالآتى:

| مصدر التباين | مجموع المربعات المصححة | df | MS | F |
|---|---|---|---|---|
| بين المجموعات | **366.202** | **2(k-1)** | **183.101** | **6.13** |
| داخل المجموعات | **149.439** | **5(n-k-c)** | **29.888** | |

**P < 0.05**

اما جدول تحليل التباين (ANOVA) لأثر البرنامج قبل التصحيح من درجات التحصيل القلبى كالآتى:

| مصدر التباين | مجموع المربعات المصححة | df | MS | F |
|---|---|---|---|---|
| بين المجموعات | **432.889** | **(k-1) 2** | **216.444** | **4.52** |
| داخل المجموعات | **287.333** | **(n-k-c) 6** | **47.889** | |

ولدرجات حرية 2 ، 6 ، ومستوى دلالة إحصائية 05. فإن: قيمة F الجدولية= 5.14.

لاحظ من جدول ANCOVA وجدول ANOVA أن مجموع المربعات فى ANOVA أكبر بكثير من مجموع المربعات فى ANCOVA خاصة للخطأ (داخل المجموعات) وكذلك من مجموع درجات الحرية الخاصة بداخل المجموعات فى ANOVA تزيد بمقدار واحد عن درجات الحرية الخاصة بالخطأ أو داخل المجموعات فى ANCOVA وكذلك تم رفض H0 فى ANCOVA بينما تم قبوله فى ANOVA.

**5. القـــرار والتفســـير :F المحســـوبة(6.13) > F الحرجـــة (5.79)**وعليـــه نـــرفض الفـرض الصـفرى حيـث توجـد فـروق فـى التحصـيل بـين المجموعـات الثلاثـة فـى القيـاس البعدى بعد تصحيحها من درجات التحصيل القبلى.

امـــا لتـــأثير البرنـــامج علـــى التحصـــيل بـــدون حـــذف تـــأثير القيـــاس القبلـــى للتحصيل(ANOVA) فان: **F المحسوبة (4.52F)> الحرجة (5.14 )**

وعليـــه يـــتم قبـــول H0 بمعنـــى لا توجـــد فـــروق فـــى درجـــات التحصـــيل البعـــدى بـــين المجموعات الثلاثة

6. **حجم التأثير:** يتم تقدير حجم التأثير باستخدام:

- مؤشر $\eta^2_p$:

$$\eta^2_p = \frac{SS'_{BG}}{SS'_{BG}+SS'_{within}} = \frac{SS_{effect}}{SS_{effect}+SS_{Residual}}$$
$$= \frac{336.202}{336.202+149.438} = 0.71$$

وعليـه فـإن 71%مـن تبـاين التحصـيل البعـدى المصـحح مـن التحصـيل القلبـى يرجـع إلـى المعالجة أو البرنامج وهو حجم تأثير كبير

كما يمكن استخدام مؤشر $\eta^2$ كالآتى:

$$\eta^2 = \frac{SS'_{BG}}{SS_{Total}} = \frac{SS_{effect}}{SS_{Total}}$$

ولكن $\eta^2_p$اكثر دقة وتقدير $\eta^2$.

- مؤشر f لـ Cohen:

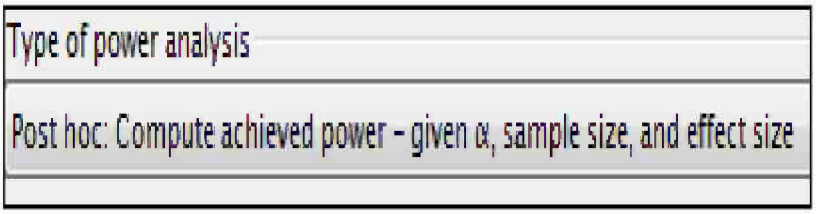
$$f = \sqrt{\frac{(k-1)(F-1)}{NK}} = \sqrt{\frac{(3-1)(6.13-1)}{9\times 3}} = 0.616$$

**7. تقدير القوة الإحصائية لـ ANCOVA باستخدام برنامج G-Power**

لتحديد القوة الإحصائية للمثال السابق باستخدام برنامج G-Power اتبع الاتى:

1.افتح البرنامج تظهر الشاشة الافتتاحية.

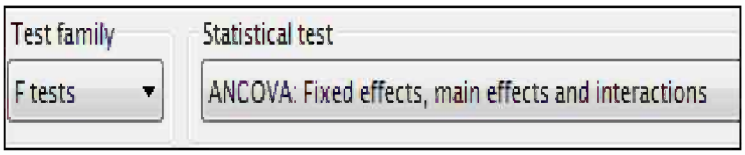
2. تحت Type of power analysisاختار:



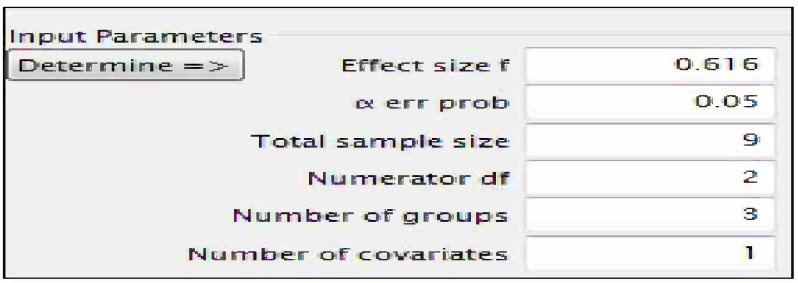

لاحظ اننا اعتمدنا على التحليل البعدى Post hoc

3. تحت Testfamily اختار F- test

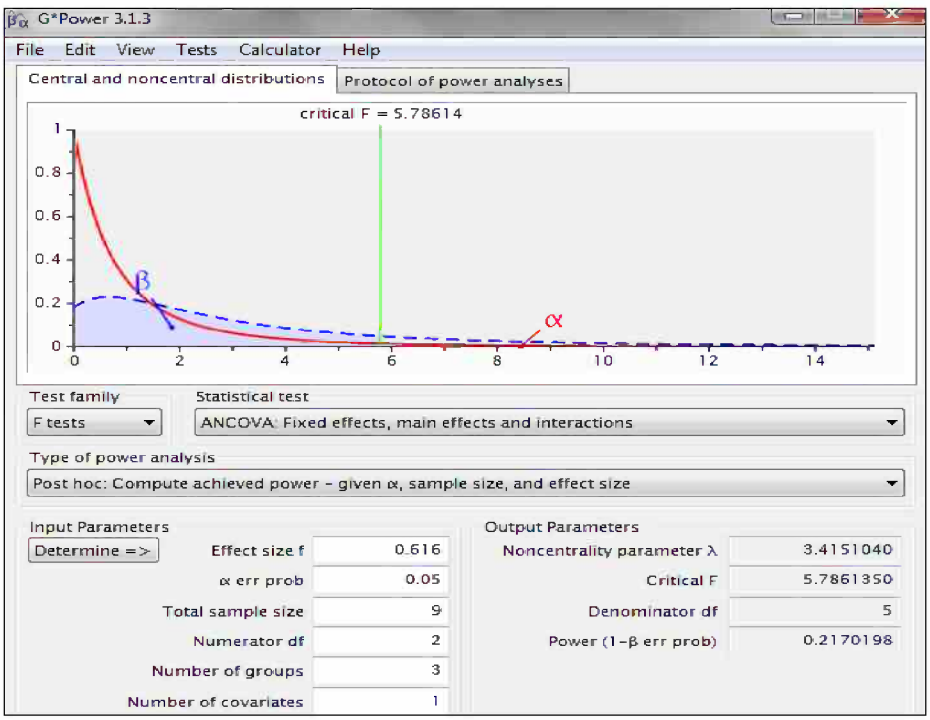
4. تحت Statistical test اختار:




5. ادخل المعالم Input parameters:




6.اضغط Calculated تظهر شاشة الناتج كالاتى:



يتضح أن القوة الإحصائية= 0.217 وهذه قوة ضعيف وهذا يرجع إلى صغر حجم العينة.

**تنفيذ ANCOVA فىSPSS لبيانات مأخوذة من** Hinkle et al. (1994):

اراد الباحث دراسة أثر ثلاثة استراتيجيات للتدريس على تحصيل التلاميذ بعد ضبط متغير الذكاء وكانت درجات التحصيل البعدى والذكاء فى الاستراتيجيات التدريسية كالآتى:

| المجموعة 1 | | المجموعة 2 | | المجموعة 3 | |
|---|---|---|---|---|---|
| X | Y | X | Y | X | Y |
| **98** | 60 | **104** | **62** | **102** | **65** |
| **102** | 63 | **109** | **63** | **117** | **68** |
| **104** | 66 | **104** | **67** | **108** | **72** |
| **103** | 69 | **117** | **71** | **117** | **76** |
| **112** | 72 | **120** | **77** | **105** | **78** |
| **113** | 75 | **113** | **79** | **116** | **80** |
| **118** | 78 | **117** | **82** | **111** | **82** |
| **120** | 80 | **126** | **84** | **120** | **84** |
| **115** | 67 | **113** | **64** | **107** | **75** |
| **106** | 70 | **109** | **68** | **104** | **77** |
| **112** | 74 | **125** | **72** | **128** | **79** |
| **122** | 76 | **118** | **77** | **119** | **81** |

**اولًا : إدخال البيانات فى برنامج SPSS كالآتى:**

1. اضغط على variable view أسفل الشاشة الافتتاحية للبرنامج .

2. اكتب مسمى المتغيرات تحت عمود Name حيث تم تسمية ثلاثة متغيرات:

الذكاء intelligence ،التحصيل achievement،المجموعة group حيث المجموعة الأولى تأخذ كود1 ، والثانية كود2، والثالثة كود 3.

**ثانيًا : التحقق من مسلمات ANCOVA:**

- **استقلالية المتغير المستقل والتغاير:** كما سبق عرضة قبل إجراء تحليل التغاير لا بد من فحص استقلالية المعالجة التجريبية وعلى ذلك لا بد من فحص ما إذا كان المتغير التغايرى له تأثير متساوى عبر مستويات المتغير المستقل ولذلك يتم إجراء

تحليل التباين أحادى الاتجاه باعتبار أن المتغير الذكاء تابع ومتغير المعالجة (المجموعة) مستقل و يتم كالآتى:

**Analyze -→Compare means- → One way ANOVA**

**والمخرج كالآتى:**

ANOVA

intellignce

| | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|
| Between Groups | 105.056 | 2 | 52.528 | .902 | .415 |
| Within Groups | 1921.500 | 33 | 58.227 | | |
| Total | 2026.556 | 35 | | | |

ويظهر من المخرج السابق أن التأثير الرئيسى للمجموعة غير دال إحصائيًا F (2,33)=0.902 (P= 0.415) وهذا يعنى لا فروق بين المجموعات الثلاثة فى الذكاء وعليه فإنه يمكن استخدام متغير الذكاء كمتغير تغايرى لأنه مستقل عن التجربة.

- **اختبار العلاقة الجوهرية بين المتغير التابع والتغاير:** يجب أن تكون العلاقة على الأقل متوسطة 0.30 فأعلى وان لا تكون علاقة ضعيفة وللتحقق من هذا الشرط تم إجراء امر العلاقة كالآتى:

**Analyze→ *Correlate* → *Bivariate* →**

**والمخرج كالآتى:**

Correlations

| | | achievment | intellignce |
|---|---|---|---|
| achievment | Pearson Correlation | 1 | .641** |
| | Sig. (2-tailed) | | .000 |
| | N | 36 | 36 |
| intellignce | Pearson Correlation | .641** | 1 |
| | Sig. (2-tailed) | .000 | |
| | N | 36 | 36 |

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

ويظهر من المخرج أن معامل الارتباط بين التحصيل والذكاء: r= 0.641 (P=0.000) وهى علاقة قوية ودالة إحصائيًا.

- **اختبار مسلمة تجانس ميل الانحدار:** يفترض أن ميل الانحدار بين المتغير التغايرى (الذكاء) والمتغير التابع التحصيل متساوية عبر المجموعات الثلاثة ويكون الفروض الإحصائية كالآتى:

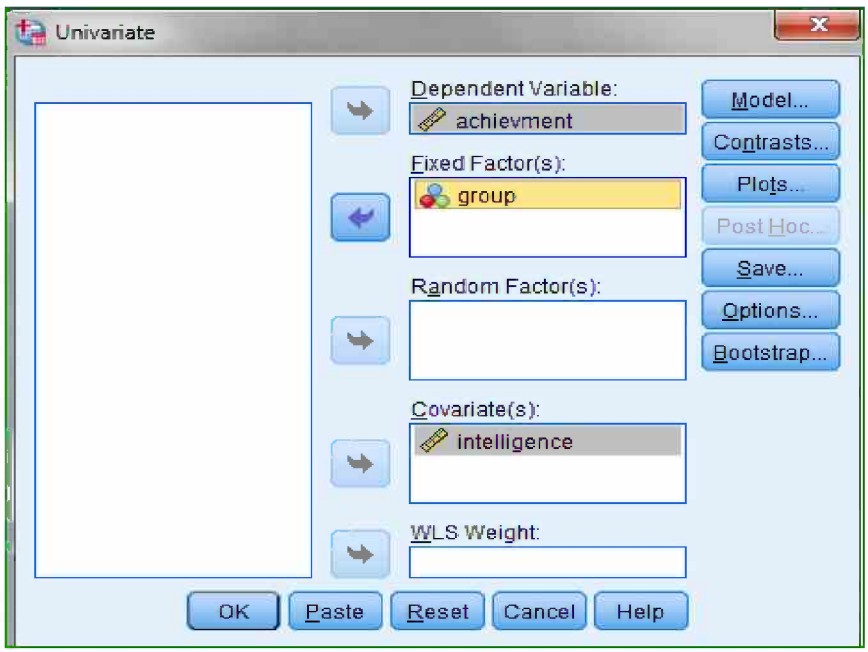
$H_0$: أثر تفاعل الذكاء والمجموعة (المتغير المستقل) فى التنبؤ بالتحصيل صفر.

$H_A$: أثر تفاعل الذكاء والمجموعة فى التنبؤ بالتحصيل لا يساوى صفر.

بمعنى وجود دلالة إحصائية للتفاعل بين متغير التغاير والمتغير المستقل وهذا يعنى اختلاف خط ميل الانحدار بين المجتمعات الثلاثة نتيجة التغاير وهذا يعنى عدم إجراء ANCOVA.

للتحقق من هذه المسلمة اتبع الخطوات الآتية:

1.اضغط Analyze→ General linear model→ Univariate تظهر الشاشة الآتية:

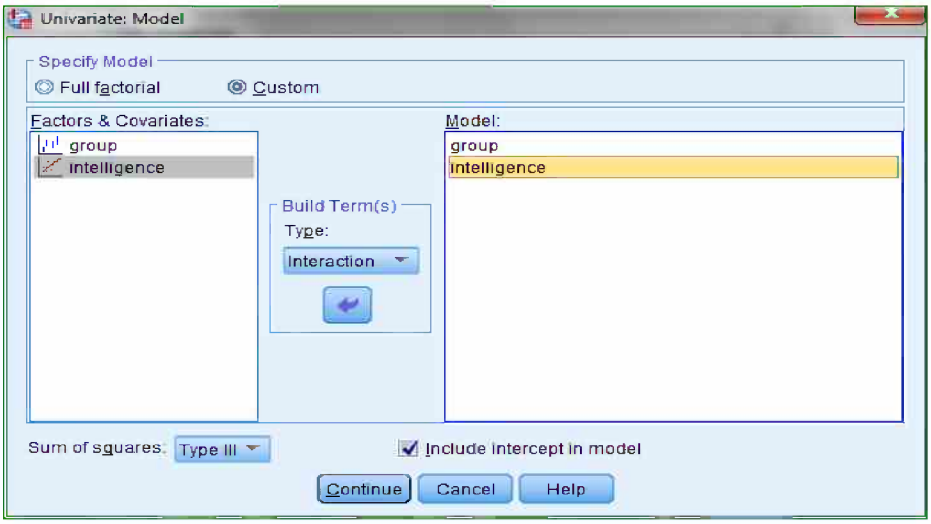



2. اضغط على achievement ثم اضغط على السهم ←وانقله إلى مربع المتغير التابع .Dependent Variable.

3. اضغط على group ثم اضغط على السهم ← المناظر وانقله إلى مربع Fixed Factors.

4. اضغط intelligence ثم اضغط على السهم ← لتنقله إلى مربع Covariate (S)

5. اضغط على Model ثم اضغط على Custom فى النموذج:

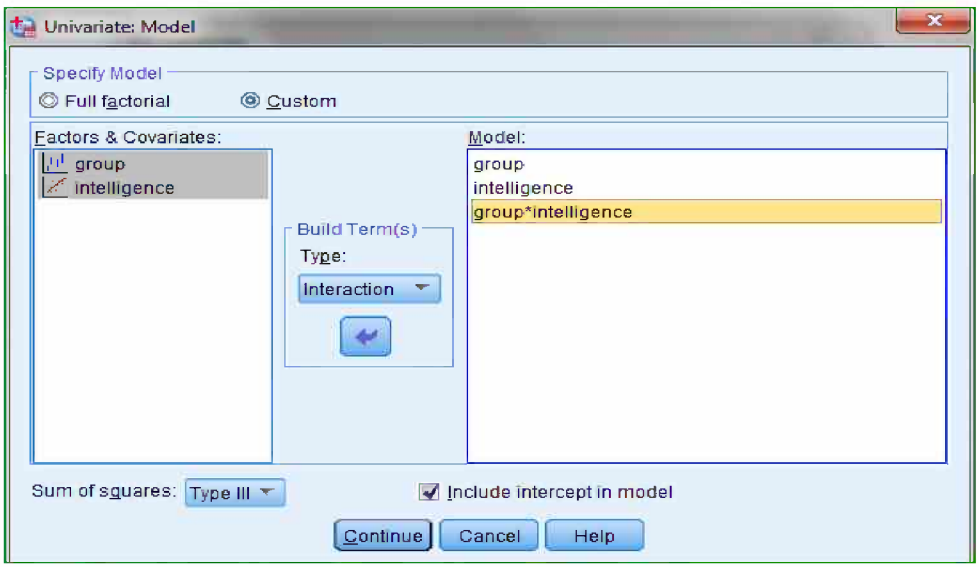



7. اضغط على متغير group فى مربع Factors & Covariates ثم اضغط على ← لتنقله إلى مربع Model


8. اضغط على متغير intelligence فى مربع Factors & Covariates ثم اضغط على ← لتنقله إلى مربع Model

9. فى مربع (S) Build term وتحت Type اختار البديل Interaction:

10. اضغط على intelligence وgroup معًا أو من خلال مفتاح Ctrl(اجعلهم مظللين معًا) فى مربع Factors & Covriates ثم اضغط على ← لتنقلهما إلى مربع Model كما فى الشاشة الآتية:



11. اضغط Continue ثم اضغط Ok.

- **المخرج كالآتى:**

```
UNIANOVA achievment BY group WITH intelligence
  /METHOD=SSTYPE(3)
  /INTERCEPT=INCLUDE
  /CRITERIA=ALPHA(0.05)
  /DESIGN=group intelligence group*intelligence.
```

**Univariate Analysis of Variance**

**Between-Subjects Factors**

| | | N |
|---|---|---|
| group | 1.00 | 12 |
| | 2.00 | 12 |
| | 3.00 | 12 |

**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: achievment

| Source | Type III Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|
| Corrected Model | 911.510[a] | 5 | 182.302 | 7.940 | .000 |
| Intercept | 7.524 | 1 | 7.524 | .328 | .571 |
| group | 82.988 | 2 | 41.494 | 1.807 | .182 |
| intelligence | 657.941 | 1 | 657.941 | 28.656 | .000 |
| group * intelligence | 67.968 | 2 | 33.984 | 1.480 | .244 |
| Error | 688.796 | 30 | 22.960 | | |
| Total | 194175.000 | 36 | | | |
| Corrected Total | 1600.306 | 35 | | | |

a. R Squared = .570 (Adjusted R Squared = .498)

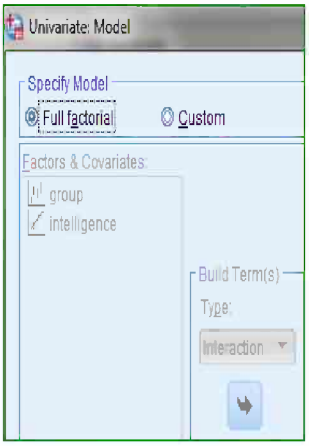
يتضح من المخرج السابق أن التفاعل بين المجموعة والذكاء غير دال إحصائيًا حيث: $F(1.30)=1.480$ , $P=0.244$، وعلى ذلك تتحقق ملسمة تساوى ميل تجانس خطوط الانحدار فى المجموعات الثلاثة بمعنى وجود علاقة متقاربة بين التحصيل و الذكاء فى المجموعات، وعلى الرغم أن حجم التأثير من النوع المتوسط وعلى ذلك يمكن إجراء ANCOVA ثم إجراء الاختبارات البعدية أو التتبعية لتقدير الفروق بين المتوسطات المصححة

**ثالثًا: إجراء تحليل التغاير أحادى الاتجاه One way ANCOVA**

يمكن إجراء التحليل الرئيسى ANCOVA من خلال الخطوات الآتية:

1. اضغط Analyze ثم اضغط General liner Model ثم اضغط Univariate.

2. كرر الخطوات من 1 حتى 4 أثناء التحقق من مسلمة تجانس الانحدار.



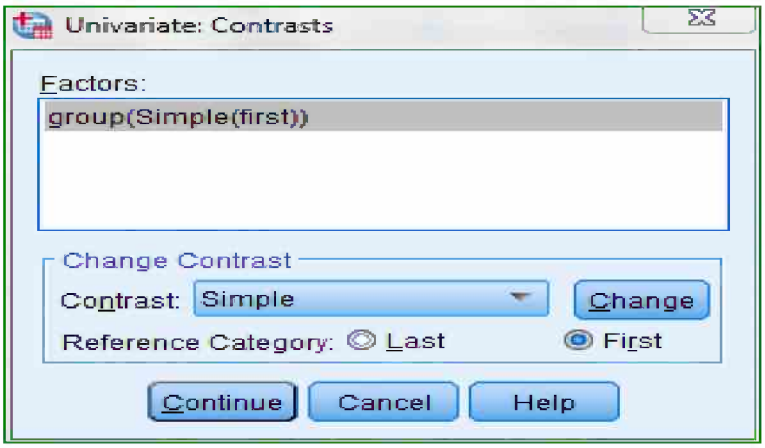

3. اضغط على اختيار Model في شاشة الامر الرئيسية:

4. اضغط على Full Factorial.

5. اضغط على Continue(أسفل الشاشة ) تعود إلى شاشة الامر الرئيسية.

ويوجد عدة مربعات حوارية منها Post Hoc وهذا المربع غير نشط ولكن كما نعلم أن المقارنات المتعددة يتم اجرائها من خلال المقارنات Contrasts حيث يتم مقارنة المجموعة الواحدة مع بقية المجموعات معًا.

6. اضغط على اختيار Contrasts تظهر الشاشة:

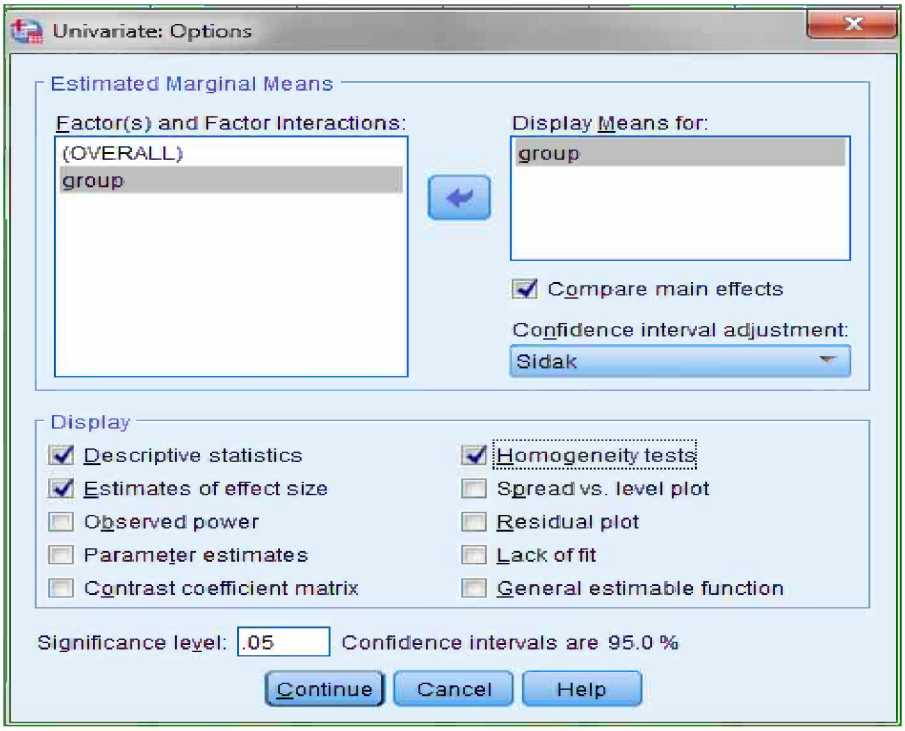



7. في تحديد اى المجموعات المعيارية للمقارنة و لذلك يمكن وضع المجموعة الضابطة ترميز كمجموعة أولى ولذلك يتم مقارنة كل مجموعة تجريبية بالمجموعة الأولى (كود1) فى الشاشة الفرعية يوجد Contrast change اضغط على السهم ليعطى عدة بدلائل كالاتى:

اذا اختارت None فإن البرنامج يختار المجموعة المرجعية للمقارنة ذات التصنيف أو الكود الأخير فاذا كانت ثلاث مجموعات يختار المجموعة ذات الكود3 و إذا ادخلت المجموعة الضابطة بالكود 1 تغير هذا البديلNone بالبديل Simple ثم اضغط Change من القائمة فإنه يوجد اختيار لتحديد المجموعة المرجعية للمقارنة.

**والطريقة الاخرى لإجراء المقارنات المتعددة البعدية:**

8. اضغط على اختيار Options فى شاشة الامر الرئيسية يعطى الشاشة الفرعية الآتية:




9. اضغط على المتغير المستقل group لتنقله إلى المربع Display Means

10. اضغط على الاختيار Compare main effect وعليه فإن الاختيار confidence interval adjustment ينشط ثم اضغط على السهم المقابل لـ LSD (None) يظهر ثلاثة اختيارات كالاتى:

- LSD لـ Tukey وهذا البديل لا يوصى باستخدامه.
- طريقة تصحيح Bonferroni يوصى باستخدامه.
- تصحيح Sidak Correction وهو مشابه لبديل بونيفيرونى ولكنه أقل تحفظًا ويفضل اختياره.

11. فى شاشة Options تحت Display اضغط على الإحصائيات الآتية: Descripitive Statistics و Estimates of effect size و Homogeneily tests

وفى نفس الشاشة يوجد عدة بدائل اخرى متاحة منها (Field, 2009):

- power Observed : تقدير مدى القدرة الاحتمالية لاختبار الإحصائى للكشف على فروق بين متوسطات المجموعات وهذا القياس نادر الاستخدام لأنه إذا كانت F داله إحصائية فإن هذا يعنى أن الاختبار لديه احتمالية أو قوة عالية.
- estimates Parameter: هذا البديل يعطى جدول معاملات الانحدار واختبارات الدلالة للمتغيرات فى نموذج الانحدار.
- tests Homogeneity: يعطى هذا الاختيار اختبار ليفين Leven's لاختبار مسلمة تجانس التباينات.

12. اضغط على Continue للعودة إلى الشاشة الرئيسية للأمر ثم اضغط OK

**رابعًا: تفسير المخرج ANOVA:**

- إجراء تحليل التباين أحادى الاتجاه مع حذف الذكاء يتم إجراءه من خلالا امر تحليل التباين أحادى الاتجاه و كانت النتائج كالآتى :

```
ONEWAY achievment BY group
  /MISSING ANALYSIS.
```

**Oneway**

**ANOVA**

achievment

| | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|
| Between Groups | 204.056 | 2 | 102.028 | 2.411 | .105 |
| Within Groups | 1396.250 | 33 | 42.311 | | |
| Total | 1600.306 | 35 | | | |

يظهر من المخرج أن Sig = 0.105 وعليه فهى غير دالة إحصائيًا بمعنى عدم وجود فروق فى التحصيل بين المجموعات الثلاثة ويجب ملاحظة أن مجموع المربعات الكلى 1600.306 ومجموع المربعات بين المجموعات (المعالجة) 204.056 ومجموع المربعات داخل المجموعات (الخطأ) وهو التباين غير المفسر 1396.250

**تفسير مخرج ANCOVA:**

**الوصف الإحصائى:** فيما يلى جدول الإحصاءات الوصفية وهو يعطى المتوسط والانحراف المعيارى لدرجات التحصيل للمجموعات الثلاثة.

```
UNIANOVA achievment BY group WITH intelligence
  /CONTRAST(group)=Simple
  /METHOD=SSTYPE(3)
  /INTERCEPT=INCLUDE
  /EMMEANS=TABLES(group) WITH(intelligence=MEAN) COMPARE ADJ(SIDAK)
  /PRINT=ETASQ HOMOGENEITY DESCRIPTIVE
  /CRITERIA=ALPHA(.05)
  /DESIGN=intelligence group.
```

**Univariate Analysis of Variance**

**Between-Subjects Factors**

| | | N |
|---|---|---|
| group | 1.00 | 12 |
| | 2.00 | 12 |
| | 3.00 | 12 |

**Descriptive Statistics**

Dependent Variable: achievment

| group | Mean | Std. Deviation | N |
|---|---|---|---|
| 1.00 | 70.8333 | 6.11754 | 12 |
| 2.00 | 72.1667 | 7.56587 | 12 |
| 3.00 | 76.4167 | 5.68024 | 12 |
| Total | 73.1389 | 6.76198 | 36 |

ثم اعطى اختبار للتحقق من تجانس تباينات التحصيل للمجموعات الثلاثة: يتضح عدم وجود دلالة إحصائية حيث P (0.12) > 0.05 وبالتالى يتحقق مسلمة تجانس التباينات. ويرى Field (2013) أن اختبار Leven's للتحقق من تجانس التباينات ليس هو بالضرورة الطريقة الامثل للحكم على ما إذا كانت التباينات متساوية والطريقة الافضل هى فحص التباين الادنى والتباين الأعلى.

**Levene's Test of Equality of Error Variances[a]**

Dependent Variable: achievment

| F | df1 | df2 | Sig. |
|---|---|---|---|
| 2.265 | 2 | 33 | .120 |

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept + intelligncе + group

واعطى البرنامج باقى المخرج كالاتى:

**Tests of Between-Subjects Effects**

Dependent Variable: achievment

| Source | Type III Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. | Partial Eta Squared |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Corrected Model | 843.542[a] | 3 | 281.181 | 11.890 | .000 | .527 |
| Intercept | 10.082 | 1 | 10.082 | .426 | .518 | .013 |
| intelligncе | 639.486 | 1 | 639.486 | 27.041 | .000 | .458 |
| group | 185.333 | 2 | 92.666 | 3.918 | .030 | .197 |
| Error | 756.764 | 32 | 23.649 | | | |
| Total | 194175.000 | 36 | | | | |
| Corrected Total | 1600.306 | 35 | | | | |

a. R Squared = .527 (Adjusted R Squared = .483)

بالنظر إلى اول قيمة للدلالة الإحصائية المقابلة الذكاء Intelligence نلاحظ أن $\alpha$ > P(0.00) (0.05) وعليه فإن متغير التغاير (الذكاء) منبأ بالمتغير التابع

(التحصيل) على ذلك فإن ذكاء الأفراد يؤثر فى تحصيلهم: **P , F (10.32) = 2.704** **(0.00) < 0.05 , $\eta^2_p$ =0.46** ، حيث إن الذكاء فسر 46% تقريبًا من تباين التحصيل والشيء المثير للاهتمام أن تأثير المعالجة group دال إحصائية P=0.03 عند حذف أو استبعاد تأثير الذكاء ولكن مع وجود تأثير الذكاء كان التأثير غير دال إحصائيًّا للمجموعة كما سبق توضيحه فى تحليل التباين الأحادى حيث إن تأثير المجموعة كالآتى: $\eta^2_p = 0.33$ ; $P < 0.05$ , $F\ (2.32) = 3.9185$ ، وهذا يعنى وجود علاقة قوية بين المعالجة والتحصيل، وحجم التأثير من النوع القوى حيث إنه طريقة التدريس فسرت33% من تباين التحصيل كما ملاحظ أن مقدار التباين المفسر بواسطة النموذج (SSM) ارتفع إلى 84354 وكذلك انخفض قيمة التباين داخل المجموعات (الخطأ) من 1396 فى تحليل التباين الأحادى (بدون التغاير) إلى 756.764 فى تحليل التغاير مع تضمين التغاير فى التحليل .و ذلك لان اختبار ANCOVA قدر الفروق بين المتوسطات المصححة وهى كما يلي Estimated marginal means:

**Estimated Marginal Means**

**group**

**Estimates**

Dependent Variable: achievment

| group | Mean | Std. Error | 95% Confidence Interval | |
|---|---|---|---|---|
| | | | Lower Bound | Upper Bound |
| 1.00 | 72.099[a] | 1.425 | 69.197 | 75.001 |
| 2.00 | 71.029[a] | 1.421 | 68.135 | 73.923 |
| 3.00 | 76.288[a] | 1.404 | 73.429 | 79.148 |

a. Covariates appearing in the model are evaluated at the following values: intelligence = 112.6111.

وليست هى نفسها متوسطات المتغير التابع التى تم اعتمادها فى تحليل تباين الأحادى ANOVA مع وجود تباين الذكاء حيث كانت كالآتى:

| group | Mean |
|---|---|
| 1.00 | 70.8333 |
| 2.00 | 72.1667 |
| 3.00 | 76.4167 |
| Total | 73.1389 |

ولذلك تم اضافة الذكاء (التغاير) فى التحليل لضبط الفروق على هذا المتغير الذى لم يتضمن فى تحليل ANOVA وعلى ذلك فإن نتائج متغير التغاير الذى لا يتم ذكرها احيانًا فى تقرير النتائج لأنها تقيم

العلاقة بين التغاير والمتغير التابع داخل المجموعات. وهذا المثال يوضح كيف لـ ANCOVA أن تساعد الباحث في إجراء ضبط تجريبي صارم اخذه في الاعتبار المتغيرات الداخلية وذلك لإعطاء صورة دقيقة عن تأثير نقي للمعالجة التجريبية بدون تشويش من متغيرات اخرى تسهم في زيادة التباين غير المفسر (البواقى). وبدون الاخذ في الاعتبار لمتغير الذكاء فيكون الاستنتاج والقرار خاطئ وهو عدم وجود تأثير لطريقة التدريس على التحصيل وهنا ينافى الحقيقة.

**المقارنات Contrasts:** اعطى المخرج نتيجة تحليل المقارنات:

**"Contrast Results (K Matrix)**

| group Simple Contrast[a] | | | Dependent Variable achievment |
|---|---|---|---|
| Level 2 vs. Level 1 | Contrast Estimate | | -1.070- |
| | Hypothesized Value | | 0 |
| | Difference (Estimate - Hypothesized) | | -1.070- |
| | Std. Error | | 2.038 |
| | Sig. | | .603 |
| | 95% Confidence Interval for Difference | Lower Bound | -5.223- |
| | | Upper Bound | 3.082 |
| Level 3 vs. Level 1 | Contrast Estimate | | 4.189 |
| | Hypothesized Value | | 0 |
| | Difference (Estimate - Hypothesized) | | 4.189 |
| | Std. Error | | 2.003 |
| | Sig. | | .045 |
| | 95% Confidence Interval for Difference | Lower Bound | .109 |
| | | Upper Bound | 8.270 |

a. Reference category = 1

وفـــى هـــذا الجـــدول تمـــت المقارنـــة بـــين المجموعـــة الثانيـــة والمجموعـــة الأولـــى كـــأولى المقارنـــات و المقارنـــة بـــين المجموعـــة الثالثـــة والمجموعـــة الأولـــى كثـــانى المقارنـــات وهـــذا حـــدث نتيجـــة تحديـــد المقارنـــات بـــين كـــل المجموعـــات مـــع المجموعـــة الأولـــى كمجموعـــة مرجعيـــة وهـــذه المقارنـــة بـــين فـــروق المجموعـــات ثـــم عرضـــها: القيمـــة الفارقـــة Adifference value والخطـــأ المعيـــارى Standard error والقيمـــة الدالـــة Significance value وفترات الثقة 95% .

وافـــرزت النتـــائج عـــدم جـــود فـــروق بـــين المجموعـــة الأولـــى والثانيـــة P=0.603 ووجـــود فـــروق بـــين المجموعـــة الثالثـــة والأولـــى P=0.045 عنـــد مســـتوى دلالـــة إحصـــائية 0.05 بالتـــالى الـــذى احـــدث الفـــروق هـــى بـــين متوســـطات المجموعـــة الأولـــى والثالثـــة. وهـــذه المقارنـــات اخبرتنـــا عـــن وجـــود فـــروق بـــين المجموعـــات ولكـــن لتفســـير هـــذه الفـــروق نحتـــاج لمعرفـــة المتوســـطات ويـــتم ذلـــك بـــالنظر إلـــى قـــيم المتوســـطات المصـــححة للمجموعـــات Adjusted means ولـــيس متوســـطات المجموعـــات الاصـــلية حيـــث إنهـــا لـــم تصـــحح مـــن تبـــاين التغـــاير ويتضـــح أن المتوســـط المصـــحح للمجموعـــة الأولـــى ,72.04 وللمجموعـــة الثالثـــة 76.288 وهـــذا الفـــرق أحـــدث الفـــروق بـــين المجموعـــات الثلاثـــة فـــى التحصـــيل وهـــذا الاســـتنتاج يمكـــن تأكيـــده والتحقـــق منـــه مـــن خـــلال اختبـــارات المقارنـــات المتعـــددة التـــى ســـبق تحديدها بطريقة Sidak

**المقارنات المتعددة البعدية:** ويظهر ذلك فى المخرج الآتى:

Pairwise Comparisons

Dependent Variable: achievment

| (I) group | (J) group | Mean Difference (I-J) | Std. Error | Sig.b | 95% Confidence Interval for Differenceb | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | Lower Bound | Upper Bound |
| 1.00 | 2.00 | 1.070 | 2.038 | .937 | -4.065- | 6.206 |
| | 3.00 | -4.189- | 2.003 | .128 | -9.236- | .858 |
| 2.00 | 1.00 | -1.070- | 2.038 | .937 | -6.206- | 4.065 |
| | 3.00 | -5.260-* | 1.995 | .038 | -10.285- | -.234- |
| 3.00 | 1.00 | 4.189 | 2.003 | .128 | -.858- | 9.236 |
| | 2.00 | 5.260* | 1.995 | .038 | .234 | 10.285 |

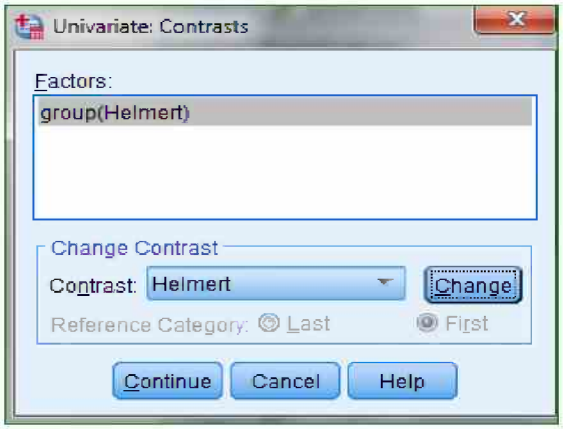
Based on estimated marginal means

The mean difference is significant at the .05 level.

b. Adjustment for multiple comparisons: Sidak.

يتضح أن نتائج المقارنات البعدية اعطت أن الفروق بين المجموعة الأولى والمجموعة الثانية غير دال 0.937 =P وكذلك الفروق بين المجموعة الأولى والثالثة غير دالة إحصائيًا 0.128 =P وهذا يتناقض مع نتائج المقارنات Contasts بين المجموعة الأولى والثالثة حيث كانت دالة إحصائيًا(0.045 =P) ولكن قيمة p كانت كبيرة تقترب من 0.05 ولكن كانت الدلالة نتيجة الفروق بين المجموعة الثانية و لمجموعة الثالثة حيث فروق المتوسطات 5.260- ، و0.038 =P ويمكن القول أن نتائج المقارنات البعدية المصححة Sidak أكثر دقة وتحفظًا من نتائج المقارنات Contrasts.

**مقارنات Helmert: إذا** لم يكن لدى الباحث توقع عن اى المعالجات والمجموعات أكثر فاعلية فإننا نستطيع اختبار بديل من مجموعات المقارنات مثل Helmert وفيها تتم المقارنة بين متوسط المجموعة الأولى (الضابطة) مع المجموعة الثانية التى تليها ومقارنة المجموعة الثانية والمجموعة التى تليها وهكذا وهذا النوع من المقارنات من المقارنات المخطط لها قبل الدراسة وفيما يلى تنفيذ هذا النوع من المقارنات:




1. اضغط على الاختيار Contrast

2. اضغط على السهم ↓ امام Contrast يعطيك مجموعة من البدائل اضغط على Helmert ثم اضغط على change تكون الشاشة الآتية:

لاحظ ظهر Helmert فى مربع العوامل

3. اضغط على Continue ثم اضغط على OK بالنظر فى المخرج:

**Contrast Results (K Matrix)**

| group Helmert Contrast | | | Dependent Variable achievment |
|---|---|---|---|
| Level 1 vs. Later | Contrast Estimate | | -1.559- |
| | Hypothesized Value | | 0 |
| | Difference (Estimate - Hypothesized) | | -1.559- |
| | Std. Error | | 1.758 |
| | Sig. | | .382 |
| | 95% Confidence Interval for Difference | Lower Bound | -5.140- |
| | | Upper Bound | 2.021 |
| Level 2 vs. Level 3 | Contrast Estimate | | -5.260- |
| | Hypothesized Value | | 0 |
| | Difference (Estimate - Hypothesized) | | -5.260- |
| | Std. Error | | 1.995 |
| | Sig. | | .013 |
| | 95% Confidence Interval for Difference | Lower Bound | -9.323- |
| | | Upper Bound | -1.196- |

يتضح مقارنة المجموعة الأولى مع الثانية وهى غير دالة إحصائيًا بينما الفروق بين متوسط المجموعة الثانية ومتوسط المجموعة الثالثة دال إحصائيًا **0.013** = **p** وهذا يتفق مع المقارنات المتعددة بأسلوب **Sidak**

**حجم التأثير لـ ANCOVA:** يقدر حجم التأثير من خلال:

| Partial Eta Squared |
|---|
| .527 |
| .013 |
| .458 |
| .197 |

يعطيك حجم التأثير للمعاجلة **group** وللتغاير الذكاء، فقدرت للذكاء:

$$\eta^2_p = \frac{639.486}{639.486+756.764} = 0.458$$

وللمجموعة:

$$\eta^2_p = \frac{185.333}{185.333+756.764} = 0.197$$

وهذا يعنى أن الذكاء أكثر تأثيرًا على التحصيل من تأثيرا المعالجة حيث فسر الذكاء45.8% من تباين التحصيل بينما فسرت طريقة التدريس حوال 19.7% .

**كتابة تقرير نتائجANCOVA وفقًا لـ APA**

يؤثر الذكاء (التغاير) إحصائيًا على التحصيل $F(1.32)=27.041$ $P(0.00) < 0.05$, $\eta^2_p = 0.458$، كما توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى التحصيل بين طرق التدريس الثلاثة بعد ضبط تأثير الذكاء , $F(2.32)=3.198$, $P(0.030) < 0.05$ $\eta^2_p=0.197$، كما ظهرت المقارنات المتعددة باستخدام طريقة sidak وجود فروق دالة إحصائيًا بين متوسطى التحصيل للمجموعة الثالثة والثانية $P(0.038) < 0.05$.

# الفصل السادس

## تحليل التباين المتدرج

## Multivariate analysis variance (MANOVA)

تحليل التباين المتدرج هو تعميم أو أتساع لتحليل التباين البسيط ANOVA عندما يوجد متغير مستقل واحد فاكثر تصنيفى واكثر من متغير تابع . فإذا اراد الباحث دراسة تأثير أنواع مختلفة من المعالجات على أبعاد الابتكارية (أصالة-مرونة-طلاقة .....) فإنه يستخدم تحليل التباين المتدرج و كلمة متدرج تعنى تعدد فى المتغيرات التابعة، بينما إذا أراد دراسة تأثر أنواع مختلفة من معالجات على الأصالة فقط فانة يستخدم تحليل التباين البسيط Simple ANOVA ويعرف التحليل بـUnivariate حيث تعنى متغير تابع واحد فقط بينما إذا اراد دراسة أثر المعالجة والجنس (متغير مستقلين تصنيفين) على الأصالة فإنه يستخدم تحليل التباين المتعدد ذو اتجاهين Factorial ANOVA(تحليل التباين المتعدد).

ويبحث MANOVA فى ما إذا كان الاتحاد Combination بين أبعاد الابتكارية معًا تتغير كوظيفة للمعالجة وهذه الوظيفة الخطية للمتغيرات التابعة تعرف بالوظيفة التميزية Discriminant Function، وفى الواقع فإن MANOVA يطلق عليه التحليل التميزى Discriminant analysis. وعلى ذلك فإن ANOVA يختبر فروق المتوسطات بين المجموعات على متغير تابع واحد بينماMANOVA يختبر فروق المتوسطات بين المجموعات على أتحاد مجموعة من المتغيرات التابعة معا وعليه فإن MANOVA يسعى إلى خلق متغير تابع جديد يمكن أن يعظم الفروق بين المجموعات نتيجة تخليق هذا المتغير من مجموعة المتغيرات التابعة وهذا المتغير التابع الجديد يكون فى اتحاد خطى مع المتغيرات التابعة المتصلة الاصلية المقاسة المكونة له و يتم إجراء ANOVAعلى المتغير التابع التخليقى الجديد.

وإذا تعددت المتغيرات المستقلة التصنيفية ففى هذه الحالة يطلق عليه Factorial MANOVA وفيه يتم دراسة التأثرات الرئيسية وكذلك تأثير التفاعلات كما هو الحال

فـى Factorial ANOVA، وعلـى ذلـك فـإن MANOVA هـو منهجيـة لدراسـة الفـروق بين المجموعات ويتملك MANOVA عدة مميزات عن ANOVA هى:

- بـدلًا مـن دراسـة التـأثيرات علـى كـل متغيـر تـابع علـى حـدة يـتم دراسـة التـأثيرات علـى كل المتغيرات التابعة كلًا على حدة ومتفاعلين.
- يمتـاز MANOVA عـن إجـراء سلسـلة ANOVA لكـل متغيـر تـابع علـى حـدة بأنـه حمايـة أو وقايـة ضـد تضـخم الخطـأ مـن النـوع الأول نتيجـة إجـراء الاختبـارات المتعـددة لـ ANOVA للمتغيرات التابعة المرتبطة كلا على حدة.
- كمـا أنـه لـو اجـرى ANOVA لكـل متغيـر تـابع علـى حـده فـإن أى علاقـة بـين المتغيـرات التابعـة يـتم تجاهلهـا وعليـه نفقـد المعلومـات عـن هـذه العلاقـات الموجـودة ولكـن MANOVA يتضـمن كـل المتغيـرات التابعـة معًـا فـى نفـس التحليـل فـإذا كـان المفهـوم يتكـون مـن أبعـاد فـإن ANOVA يخبرنـا عـن الفـروق فـى كـل بعـد علـى حـده بينمـا MANOVA يكـون لديـة القـوة لتحديـد الفـروق بـين المجموعـات علـى اتحـاد الأبعـاد معًـا ونتيجـة لـذلك فـإن حسـابات MANOVA فـى غايـة التعقيـد الرياضـى وكـذلك تتطلـب عـدة مسـلمات هامـة يجـب اخـذها فـى الاعتبـار وكـذلك يوجـد غمـوض فـى التميـز فـى تـأثير المتغيـر المسـتقل الواحـد علـى المتغيـرات التابعـة معًـا فمـاذا تعنـى فقـد تكـون الفـروق ناتجـة مـن متغيـر تـابع مـا بعينـة و ذلـك ينصـح بـان يكـون اسـتخدام MANOVA لـه مبـررات قويـة فـى اختيـار المتغيـرات وكـذلك لـه تبريـرات فـى التفسـير. وذلـك لان اختيـار متغيـرات تابعـة متوسـطة العلاقـة فيمـا بينهـا يقلـل مـن قـوة MANOVA.

ويمكـن لـ MANOVA أن يتضـمن متغيـرات مسـتقلة منفصـلة ومتغيـرات مسـتقلة متصـلة و علـى ذلـك يكـون مشـابهة لتحليـل التغـاير و يصـبح هنـا تحليـل التغـاير المتـدرج Multivariate Analysis of Covariance (MANCOVA) .

**استخدامات لـ MANOVA**

1. يسـتخدم فـى التصـميمات التجريبيـة وشـبة التجريبيـة لتقـدير الفـروق بـين المجموعـات علـى مجموعـة مـن المتغيـرات التابعـة المتصـلة المفتـرض أن تكـون مرتبطـة، واحيانًـا فـى بدايـة التصـميم التجريبـى إذا كـان البرنـامج يهـدف إلـى تنميـة القـراءة فـإن الباحـث يختبـر

مـا إذا كانـت توجـد فـروق بـين المجموعـة التجريبيـة والمجموعـة الضـابطة فـى متغيـرات مثـل الـذكاء ودخـل الاسـرة ودرجـات القـراءة القبليـة، وفـى نهايـة التجربـة يسـتخدم MANOVA لدراسـة الفـروق بـين المجموعـة التجريبيـة و المجموعـة الضـابطة علـى أكثـر مـن متغيـر تـابع (الفهـم- قـراءة المفـردات- قـراءة الجمـل) وإذا وجـدت فـروق بـين المجموعـات علـى أفضـل أتحـاد خطـى linear Combination للمتغيـرات التابعـة فـإن الباحث يغزو هذه الفروق إلى المعالجة.

2. يسـتخدم MANOVA لتحليـل بيانـات تصـميمات القياسـات المتكـررة حيـث يـتم جمـع البيانـات لمتغيـر تـابع واحـد فـاكثر وفـى هـذا المثـال فـإن الوقـت هـو متغيـر مسـتقل بمسـتويات تعكـس فتـرات زمنيـة منفصـلة ومجموعـة المتغيـرات التابعـة عبـارة عـن متغيـر تابع وحيد يقاس عبر فترات زمنية منفصلة ويسمى هذا تصميم داخل المجموعات.

3. يسـتخدم MANOVA فـى التصـميمات غيـر التجريبيـة لتقـدير الفـروق بـين مجمـوعتين فـأكثر علـى متغيـرين تـابعين فـأكثر كـأن نختبـر الفـروق بـين الـذكور والإنـاث علـى مجموعـة مـن المتغيـرات التابعـة مثـل التحصـيل والابتكاريـة أو حتـى أبعـاد الابتكاريـة (الاصـالة- المرونـة-الطلاقـة ....) ولـو وجـدت فـروق دالـة إحصـائية بـين الجنسـين فإنـه مـن الصـعب أن تغـزو ذلـك إلـى السـببية لأنـه لا توجـد معالجـة للمتغيـر المسـتقل ولـم يـتم ضبط مناسب للمتغيرات الداخلية.

**مسلمات تحليل التباين المتدرج**

- يتسـم توزيـع المتغيـرات التابعـة فـى المجتمـع **بالاعتداليـة المتدرجـة** Multivariate Normality للمتغيـرات التابعـة مجتمعـة وإذا كانـت المتغيـرات التابعـة معـا تتسـم بالاعتداليـة المتدرجـة فـإن كـل متغيـر تـابع علـى حـدة يكـون توزيعـه اعتداليًا وإذا لـم تتحقـق هـذه المسـلمة فـإن قيمـه P تكـون غيـر صـادقة و تـنخفض قـوة الاختبـار الإحصـائى، ويشـير Field (2013) إلـى أن مسـلمة الاعتداليـة المتدرجـة لا يمكـن اختبارهـا فـى برنـامج SPSS والحـل العملـى هـو التحقـق مـن Univariate Normality لكـل متغيـر تـابع علـى حـدة وتحقـق الاعتداليـة لكـل متغيـر علـى حـدة ليسـت ضـمانة الاعتداليـة المتدرجة.

- **تباينات وتغايرات المتغيرات التابعة فى المجتمع هى نفسها(متساوية)** عبر كل مستويات العامل (المتغير المستقل التصنيفى) وإذا لم تتحقق هذه المسلمة فإن نتائج MANOVA تكون غير صادقة ويسمح برنامج SPSS باختبار هذه المسلمة وهى تجانس مصفوفات التباين – التغاير باستخدام إحصاء Box'sM حيث الدلالة الإحصائية تشير إلى عدم تحقق المسلمة بينما عدم الدلالة تشير إلى وجود تجانس، ويمكن التحقق منها من اختبارات test Univariate لتساوى التباينات بين المجموعات لكل متغير باستخدام اختبار ليفين test leven's، لكن قبل إجراء اختبار Box's لا بد من التحقيق من توافر الاعتدالية المتدرجة قبل تفسير النتائج وكذلك يتأثر اختبار Box's بأحجام العينات الكبيرة حيث تؤدى إلى دلالة إحصائية ويفترض أيضًا تساوى أحجام العينات فى كل المجموعات.
- العينة مختارة **عشوائيًا** والدرجة على المتغير لأى فرد هى **مستقلة** تمامًا عن درجات الأفراد الاخرين على هذا المتغير **(مسلمة الاستقلالية)**.

**الأسئلة البحثية فى MANOVA**

الهدف من استخدام MANOVA هو تحديد ما إذا كان سلوك المتغيرات التابعة تتغير نتيجة المعالجة أو أى حدث آخر ويهدف MANOVA إلى دراسة:

- **التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة (قد يكون متغير مستقل واحد):** تحديد ما إذا كانت للمعالجة أو المتغير المستقل أثر على أفضل اتحاد خطى للمتغيرات التابعة: هل يوجد فروق فى درجات أبعاد الابتكارية مجتمعة بين المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة؟

وإذا تضمن البحث متغير تغاير يصبح الأسلوب MANCOVA ويكون السؤال هل توجد فروق فى درجات أبعاد الابتكارية معًا بين المجموعة الضابطة والمجموعة التجريبية بعد ضبط أثر درجات الابتكارية فى القياس القبلي؟

- **التفاعلات بين المتغيرات المستقلة:** إذا تضمن تصميم البحث أكثر من متغير مستقل ومتغيرات تابعة فبعد دراسة التأثيرات الرئيسية لكل متغير مستقل على حدة

يحتاج الباحث إلى دراسة التفاعلات بين مستويات المتغيرات المستقلة على المتغيرات التابعة فكل تفاعل بين المتغيرات المستقلة يتم التحقق منه باستخدام اختبار خاص به.

- **اهمية المتغيرات التابعة Importance of DVS**: إذا وجدت فروق دالة إحصائيًا لاحد التأثيرات الرئيسية أو أكثر أو للتفاعلات فإن الباحث يتساءل عن اى المتغيرات التابعة التى تغيرت أو تأثرت وايهما لم يتأثر بالمتغيرات المستقلة، فربما يكون أحد المتغيرات التابعة هى التى تغيرت نتيجة للمعالجة بينما المتغيرات التابعة لأخرى لم تتأثر.
- **تقديرات المعالم Parameter estimates**: تعتبر المتوسطات المصححة افضل التقديرات لمعالم المجتمع لمتوسطات التأثيرات الرئيسية والخلايا، والمتوسطات ليست متوسطات العينة بل المتوسطات المصححة Adjusted Means. وفى حالة MANOVA يتم تصحح المتوسطات من التغايرات وبالإضافة للمتوسطات يتم تقدير الانحرافات المعيارية والأخطاء المعيارية وفترات الثقة.
- **المقارنات المتعددة**: إذا كانت التأثيرات الرئيسية أو التفاعلات دالة إحصائيا فإن الخطوة التالية هى اى مستويات التأثيرات الرئيسية أو خلايا التفاعلات هى التى احدثت هذه الدلالة فاذا كانت للمعالجة ثلاث مستويات واعطت دلالة إحصائية فالباحث يتساءل اى هذه المستويات احدثت الدلالة فى الاتحاد الخطى للمتغيرات التابعة وعليه يمكن استخدام اختبارات المقارنات المتعددة سواء البعدية أو القبلية.
- **حجم التأثير**: إذا كانت للمعالجة تأثير حقيقى على السلوك (المتغيرات التابعة) فإن السؤال اللاحق هو: ما مقدار هذا التأثير أو ما حجمه أو ما هى نسبة التباين المفسر فى الاتحاد الخطى للمتغيرات التابعة الذى أحدثته المعالجة؟، وعليه فإن الباحث يلجأ إلى تقدير حجم التباين المفسر للتأثيرات الدالة إحصائيًا.
- **تأثيرات التغايرات Effects of Covariates**: عندما تستخدم متغيرات التغايرات فى تحليل MANOVA فإنه الباحث يريد تقدير مدى جدواه ومدى تأثيره على المتغيرات التابعة المتحدة معًا، هل التغايرات لها دلالة إحصائية على المتغيرات التابعة بمعنى هل توجد علاقة بين التغايرات والمتغيرات التابعة.

**قضايا عملية فى إجراء MANOVA** (Tabachnink & Fidell, 2007)

توجد ثلاثة قضايا عملية قبل إجراء تحليل MANOVA:

1. مدى تحقق مسلمات الاختبار.
2. اختيار اختبار الدلالة الإحصائية والجدل الموجود عن أفضل هذه الاختبارات فى ضوء اعتبارات القوة الإحصائية وحجم العينة.
3. ماذا بعد اى ما هو التحليل الذى يجب إجراءه بعد تحليل MANOVA خاصة عندما تكون MANOVA دالة إحصائية.

فبالنسبة للمسلمات فقد تم عرضها سابقًا.

**اختبارات الدلالة الإحصائية**

يوجد اربعة اختبارات إحصائية للتحقق من الدلالة الإحصائية فى MANOVA ويوجد القليل من الدراسات التى بحثت فى القوة الإحصائية للاختبارات الاربعة MANOVA ، ولاحظ Olson (1974) وجود اختلافات ضئيلة فى ضوء القوة الإحصائية للاختبارات الأربعة لأحجام العينات الصغيرة و المتوسطة. فاذا كانت فروق المجموعات تركز على أول وظيفة تميزية (وهذا شائع الاستخدام فى العلوم الاجتماعية) فإن إحصاءRoot Roy's أكثر قوة، يليه Hotelling's ثم Wilk's lambda و أخيرا Pillai's-trace، وعندما يتم التركيز على فروق المجموعات على أكثر من تباين فإن التفضيل يكون العكس بمعنى أن Pillai's أكثر قوة إحصائية وأقلهم قوة هو Roy's root . واوصى Stevens (1980) باستخدام أقل من عشر متغيرات تابعة ما لم تكن أحجام العينات كبيرة. وفى ضوء الضلاعة الإحصائية Robustness فإن الاختبارات الاربعة تتميز بالضلاعة النسبية ضد عدم تحقق الاعتدالية المتدرجة ولكن أقلهم ضلاعة Roy's وأيضًا يعتبر ليس له ضلاعة عندما لا تتحقق مسلمة تجانس مصفوفة التغاير.

وعندما تكون أحجام العينات متساوى اختبار فانPillai's-trace هو أكثر ضلاعة ضد عدم تحقق مسلمات MANOVA وعندما تكون أحجام العينات غير متساوية فإن هذا الاختبار أكثر تأثرًا بعدم تحقق مسلمة تجانس مصفوفات التغاير ويعتبر اختبار Wilks's-lambadمقياس للتباين غير المفسر لاتحاد المتغيرات التابعة المتصلة نتيجة

المتغيرات المستقلة التصنيفية ويعتبر اختبار Wilks من أكثر الاختبارات استخدامًا ويفضل أن تكون قيمته منخفضة، وقيمة F الدالة إحصائيًا لهذا الاختبار تشير إلى وجود فروق بين على الأقل بين مجموعتين على الاتحاد الخطى للمتغيرات التابعة وعكس إحصاء Wilks نجد أن Pillai's-trace عبارة عن مجموع النسب للتباينات المفسرة على الوظائف التميزية وهو مشابه لمؤشر $\eta 2(\frac{SSB}{SST})$ اما اختبار Hotelling'sT$^2$ هو مجموع $(\frac{SSB}{SST})$ لكل متغيرتابع على حدة.

**التحليل التتبعى Follow up analysis**

يوجد بعض الجدل حول ماهى انسب وسيلة لإجراء التحليل التتبعى بعد إجراء التحليل الرئيسى لـ MANOVA فالمدخل التقليدى هو إجراء تحليل التباين البسيط لكل متغير تابع على حده ولكن هذا من شأنه أن يضخم الخطأ من النوع الأول الفا ولذلك فمن الضرورى استخدام تصحيح Bonferroni لتحليلات ANOVA اللاحقة. وبعض الباحثون يميلون إلى استخدام التحليل التميزى لإيجاد الاتحاد الخطى للمتغيرات التابعة التى تفصل أو تميز المجموعات لكل متغير تابع على حده حيث يتم إجراء التحليل التميزى مع عكس ادوار المتغيرات التابعة و المستقلة ANCOVA حيث يستخدم كل المتغيرات التابعة المتصلة MANOVA كمتغيرات مستقلة متصلة ويصبح المتغير التصنيفى هو متغير تابع والهدف هو تقدير كيف كل متغير متصل يتمايز بين المجموعات والقيمة المرتفعة للأوزان المعيارية للمتغير تشير إلى فروق كبيرة على المتغير التصنيفى وفيه يظهر المتغيرات أكثر تمايزًا على المجموعات.

ويمكن إجراء تحليل التغاير أحادى الاتجاه لكل متغير تابع واعتبار المتغيرات التابعة الباقية كتغايرات فى كل تحليل واذا كشفت هذه التحليلات عن دلالة إحصائية لـ F فإنه توجد فروق دالة إحصائية بين المجموعات على المتغير التابع المتضمن فى التحليل بعد استبعاد أثر التباين المتداخل مع بقية المتغيرات التابعة الباقية المستخدمة فى MANOVA . ويتم إجراء اختبارات تتبعية على المتغيرات التابعة سواء باستخدام ANOVA أو ANCOVA . ويمكن إجراء المقارنات المتعددة البعدية

مثل اختبار توكى(HSD) للفروق بين المجموعات لكل متغير تابع على حده وكذلك يوجد طريقة Bonferroni.

**مؤشرات حجم التأثير فى اختبارات الإحصاء المتدرج**

التعامل مع الظواهر النفسية يفترض أن تتعدد فيها المتغيرات التابعة والمستقلة ويوجد القليل من الدراسات التى تناولت مؤشرات حجم التأثير أو تحليل القوة فى اختبارات الإحصاء المتدرج، فعلى سبيل المثال الفرض الصفرى فى تحليل التباين الأحادى يفترض تساوى المتوسطات لكل المجموعات على المتغير التابع، بينما فى تحليل التباين المتدرج MANOVA يفترض تساوى متوسطات المجموعات لكل المتغيرات التابعة. ويوجد فى التراث مقاييس لتقدير حجم التأثير لاختبارات الإحصاء المتعدد ففى الانحدار المتعدد يستخدم مؤشر معامل الارتباط المتعدد $R^2$ وتصحيحه$R^2_{adj}$.

ويوجد مؤشرًا بديلًا لمؤشر d يستخدم فى الإحصاء المتدرج وخاصة فى MANOVA ويرمز له بالرمز $D^2$ وذلك فى حالة تعدد المتغيرات التابعة وأكد Ferguson (2009) على ضرورة الاهتمام بمؤشر$D^2$ ويسميdistance Mahalanobis ويحسب من اختبارات الدلالة الإحصائية لاختبار MANOVA كالآتى:

$$D^2 = \frac{\overline{y_1} - \overline{y_2}}{S(\overline{y_1} - \overline{y_2})}$$

$\overline{y_1} - \overline{y_2}|$

قيمة متجهة المتوسطات

$S\ (\overline{y_1} - \overline{y_2})$مصفوفة التغاير.

وان مؤشر $D^2$ هو مستقل عن حجم العينة ولتفسير $D^2$ وضع Stevens (2009) القيمة 0.25 ضعيف و 0.50 متوسط و 1.0 فأكثر عالى.

كما يمكن اعتبار إحصاء الدلالة الإحصائية فى تحليل التباين المتدرج (MANOVA) Wilks- Lambda (Λ) مؤشر لحجم التأثير حيث يعبر عن التباين غير المفسر، وتتحدد قيمته كالآتى:

$$\Lambda = \frac{|S_w|}{|S_t|}$$

$$\eta^2 = 1 - \Lambda$$

حيث $S_w$ مجموع المربعات داخل المجموعات و $S_t$ مجموع المربعات الكلى.

وكذلك يوجد مؤشر $\eta^2_{adjMult}$ فى اختبار MANOVA وتتحدد قيمته بالآتى:

$$\eta^2_{\text{multi } adj} = \eta^2_{multi} - \frac{(p^2 + q^2)(1 - \eta^2_{multi})}{3N}$$

حيث P عدد المتغيرات التابعة،q عدد درجات الحرية للفروض.

واشار Tatsuoka (1993) إلى استخدام مؤشر $\omega^2_{Mult}$ للاختبارات المتدرجة وذلك لان مؤشر $\eta^2_{Mult}$ متحيز تحيز موجب ومؤشر $\omega^2_{Mul}$ قريبا من مؤشر $\omega^2$ لـ Hayes ويمكن التعبير عنه بالصيغة الآتية:

$$\omega^2_{mult} = \frac{(N - K) - (N - 1)\Lambda}{(N - K) + \Lambda}$$

وقد عبر عنها Olejnik & Algina (2000) بالصيغة الآتية:

$$\omega^2_{mult} = 1 - \frac{N\Lambda}{df_{error} + \Lambda} \quad , \qquad df_{error} = N - K$$

و df درجات الحرية وتساوى N-K

بالإضافة إلى مؤشرات $D^2$, $\eta^2$, $\omega^2$يوجد مؤشرات أخرى لتقدير حجم التأثير ويوصى باستخدامها وهى مؤشرات هوتلنج Hotelling و Lawley trace & Bartlet وPillais Trace وهذه المؤشرات الثلاثة يمكن الحصول عليها من خلال SPSS.

**اختبارات الفروض قضية بحثية Field(2009, 2013):**

اراد الباحث إجراء برنامج علاجى للوسواس القهرى واستخدم ثلاث مجموعات المجموعة الأولى تلقت علاج السلوكى المعرفى والمجموعة الثانية تلقت علاج سلوكى والمجوعة الثالثة لم تتلقى اى نوع من العلاج (مجموعة ضابطة) وقاس الوسواس القهرى فى

القيـاس البعـدى فـى صـورة متغيـرين تـابعين أحـدهما يتعلـق بالأفعـال والآخـر بالأفكـار وفيمـا يلى درجاتهم:

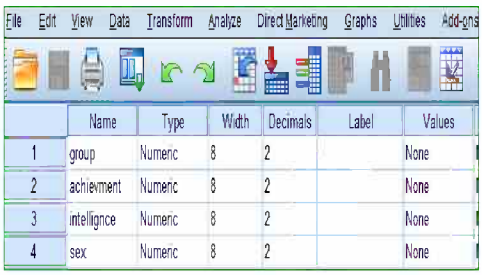
| المجموعة | المتغير التابع الأول (الأفعال) | | التابع الثانى (أفكار) | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | سلوكى معرفى | سلوكى (B) | ضابطة | سلوكى معرفى | سلوكى | ضا |
| | 5 | 4 | 4 | 14 | 14 | 13 |
| | 5 | 4 | 5 | 11 | 15 | 15 |
| | 4 | 1 | 5 | 16 | 13 | 14 |
| | 4 | 1 | 4 | 13 | 14 | 14 |
| | 5 | 4 | 6 | 12 | 15 | 13 |
| | 3 | 6 | 4 | 14 | 19 | 20 |
| | 7 | 5 | 7 | 12 | 13 | 13 |
| | 6 | 5 | 4 | 15 | 18 | 16 |
| | 6 | 2 | 6 | 16 | 14 | 14 |
| | 4 | 5 | 5 | 11 | 17 | 18 |
| $\bar{x}$ | 4.90 | 3.70 | 5.0 | 13.40 | 19.20 | 15. |
| S | 1.20 | 1.77 | 1.05 | 1.90 | 2.10 | 2.3 |
| S2 | 1.43 | 3.12 | 1.11 | 3.60 | 4.40 | 5.5 |
| N | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 |
| | $\bar{x}_{grand} = 4.53$ | | | $\bar{x}_{grand} = 14.53$ | | |
| | $s^2_{grand} = 2.1195$ | | | $s^2_{grand} = 4.8780$ | | |

وتساءل الباحث عن:

1. متوسطات الفروق: هل يختلف الدرجات على متغيرات الوسواس القهرى للأفعال والوسواس القهرى الأفكار والاتحاد الخطى بينهما بين المجموعات الثلاثة ؟

**إجراء MANOVA فى SPSS**

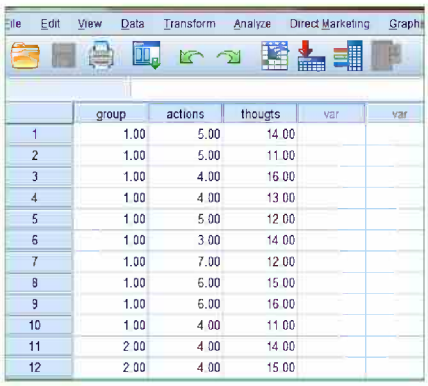
**أولًا: إدخال البيانات:** 1. اضغط على Variable view أسفل الشاشة الافتتاحية للبرنامج تظهر الشاشة:




2. اكتب مسمى المتغيرات تحت Name وهى: متغير المجموعة group:علاج سلوكى معرفى =1 ،علاج سلوكى =2 ، مجموعة ضابطة = 3.، الوسواس القهرى (أفعال) Action، الوسواس القهرى (أفكار) Thought

3 . اضغط Data view تظهر شاشة البيانات ويمثلوا ثلاثة أعمدة يتم إدخال البيانات لثلاثة متغيرات.

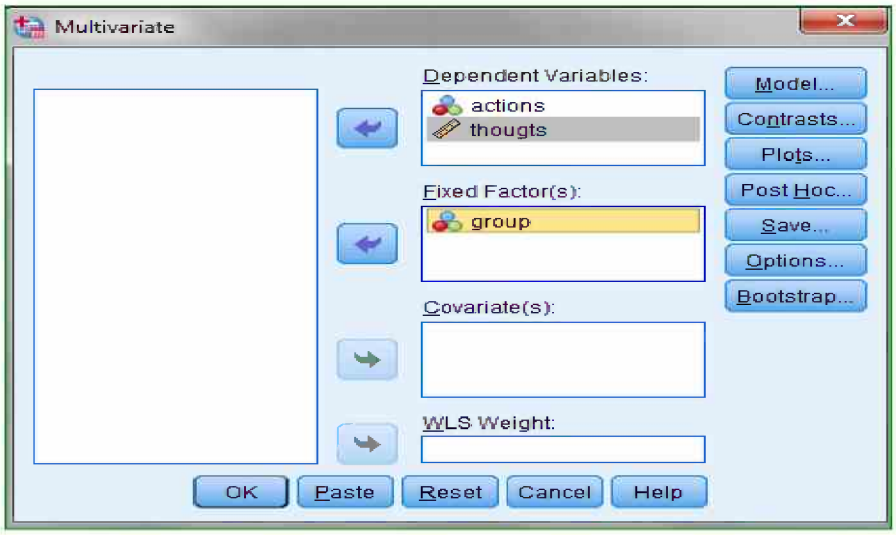
وفيما يلى ملف البيانات:



| | group | actions | thougts | var | var |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 1.00 | 5.00 | 14.00 | | |
| 2 | 1.00 | 5.00 | 11.00 | | |
| 3 | 1.00 | 4.00 | 16.00 | | |
| 4 | 1.00 | 4.00 | 13.00 | | |
| 5 | 1.00 | 5.00 | 12.00 | | |
| 6 | 1.00 | 3.00 | 14.00 | | |
| 7 | 1.00 | 7.00 | 12.00 | | |
| 8 | 1.00 | 6.00 | 15.00 | | |
| 9 | 1.00 | 6.00 | 16.00 | | |
| 10 | 1.00 | 4.00 | 11.00 | | |
| 11 | 2.00 | 4.00 | 14.00 | | |
| 12 | 2.00 | 4.00 | 15.00 | | |

ثانيًا: لإجراء MANOVA والاختبارات التتبعية والمقارنات البعدية اتبع الآتى:

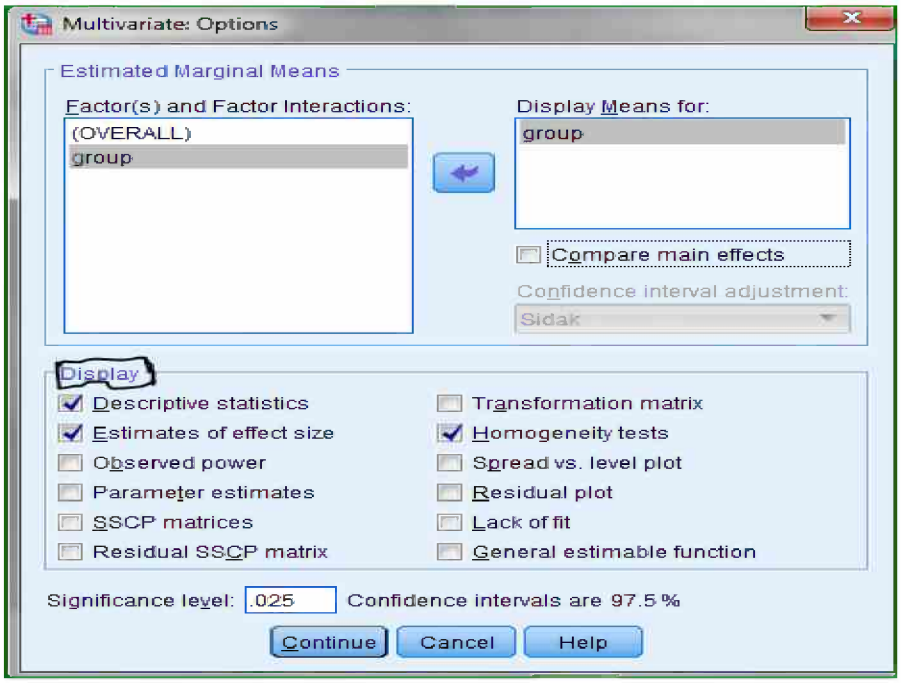
1.اضغط Analyze ثم اختار General liner model ثم أضغط على Multivariate يظهر لك المربع أو الشاشة الآتية:




2. اضغط على المتغير Action مع الضغط على مفتاح ctrl اضغط على المتغير التابع الآخر thought ثم اضغط على السهم →لتنقلهم إلى مربع Dependent variables

3. اضغط على متغير Group ثم على → لتنقله إلى مربع Fixed factor(s) لاحظ قد يوجد أكثر من متغير مستقل تصنيفى يتم نقلهم إلى نفس المربع.

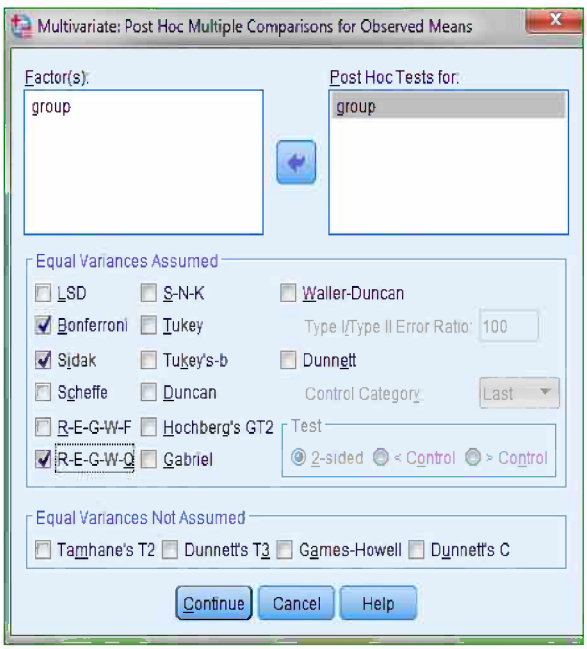
4. اضغط على اختيار Options(يمين الشاشة) تظهر الشاشة الفرعية الآتية :




5 .اضغط على group فى مربع ..... Factor(s) and factors interactions ثم اضغط على ← لتنقله إلى مربع Display Means

6. فى مربع Display اضغط على الاختيارات الآتية: , Descriptive statistics Homogeneity test ، Estimates of effects size

7. غير مستوى الدلالة الإحصائية Significance level من 0.05 الي0.025 و هى خارج قسمة 0.05 على عدد المتغيرات التابعة وذلك لتجنب تضخم الخطأ من النوع الأول عن إجراء المقارنات المتعددة.




8. اضغط Continue ترجع إلى الشاشة الرئيسية للأمر.

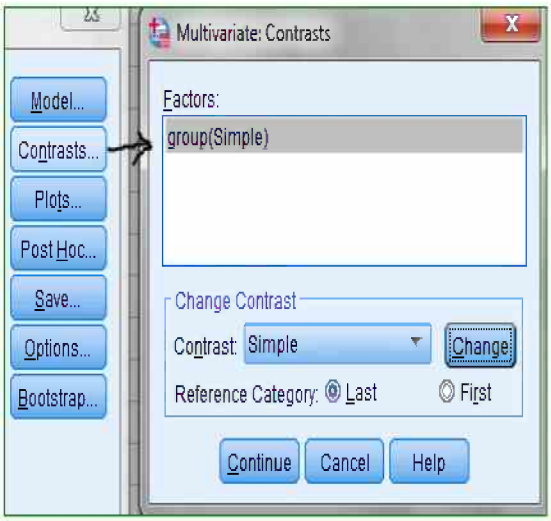
9. اضغط على اختيار Post Hoc تظهر الشاشة الآتية:

10. اضغط على group فى المربع factors ثم على السهم← لتنقله إلى مربع Post hoc tests

11. فى مربع تساوى التباينات اضغط على اختيار Bonferroni وكذلك يمكن استخدام طريقة LSD إذا كان اقصى عدد مستويات المتغير المستقل ثلاثة واذا زاد عن ذلك فإنه غير مناسب.

12. إذا لم يتحقق شرط تساوى التباينات اضغط تحت هذا المربع Equal variances not assumed على طريقة Dunnett's والاختبارات الأخرى يمكن استخدامها.

13. اضغط Continue ترجع إلى الشاشة الرئيسية للأمر ثم اضغط على الاختيار Contrasts يظهر المربع الآتى:




14. اضغط على ↓ امام المربع Contrast يعطيك بدائل عديدة اختار Simple ثم اضغط على Change على اعتبار أن يتم مقارنة اى من المجموعات التجريبية بالمجموعة الضابطة لاحظ أن المجموعة الضابطة كودت3 (أعلى كود) و عليه يجب تغير المجموعة المرجعية Reference category إلى last و بالتالى نشط last واذا اخترت البديل NONE فإنه يعتبر المجموعة ذات الكود الأخير هى مجموعة المقارنة.

15. اضغط Continue ثم اضغط OK

**ثالثًا: تفسير مخرج MANOVA:**

- **التحليل الأولى واختبار المسلمات:** اعطى البرنامج وصف إحصائى للعينة حيث كل مجموعة تتضمن 10 أفراد:

```
GLM actions thougts BY group
  /CONTRAST(group)=Simple
  /METHOD=SSTYPE(3)
  /INTERCEPT=INCLUDE
  /POSTHOC=group(BONFERRONI SIDAK QREGW)
  /EMMEANS=TABLES(group)
  /PRINT=DESCRIPTIVE ETASQ HOMOGENEITY
  /CRITERIA=ALPHA(.025)
  /DESIGN= group.
```

**General Linear Model**

**Between-Subjects Factors**

| | | N |
|---|---|---|
| group | 1.00 | 10 |
| | 2.00 | 10 |
| | 3.00 | 10 |

**Descriptive Statistics**

| | group | Mean | Std. Deviation | N |
|---|---|---|---|---|
| actions | 1.00 | 4.9000 | 1.19722 | 10 |
| | 2.00 | 3.7000 | 1.76698 | 10 |
| | 3.00 | 5.0000 | 1.05409 | 10 |
| | Total | 4.5333 | 1.45586 | 30 |
| thougts | 1.00 | 13.4000 | 1.89737 | 10 |
| | 2.00 | 15.2000 | 2.09762 | 10 |
| | 3.00 | 15.0000 | 2.35702 | 10 |
| | Total | 14.5333 | 2.20866 | 30 |

وعرض البرنامج الإحصائيات الوصفية لكل متغير تابع فى المجموعات الثلاثة وهى المتوسط والانحراف المعيارى وحجم العينة.

**Box's Test of Equality of Covariance Matrices[a]**

| | |
|---|---|
| Box's M | 9.959 |
| F | 1.482 |
| df1 | 6 |
| df2 | 18168.923 |
| Sig. | .180 |

Tests the null hypothesis that the observed covariance matrices of the dependent variables are equal across groups.

a. Design: Intercept + group

ثم اعطى البرنامج اختبار Box's test:

ويختبر ما إذا كانت التباينات والتغايرات للمتغيرات التابعة هى نفسها عبر كل مستويات العامل واذا كانت قيمة F دالة إحصائية بالتالى فإن فرضية التجانس غير متوفرة لأنه يعنى وجود فروق فى المصفوفات ولكن نتائج Box الدالة إحصائيًا تفسر بحذر لأنها قد ترجع إلى عدم تحقق مسلمة الاعتدالية المتدرجة وكذلك النتائج غير الدالة إحصائيا قد ترجع إلى صغر حجم العينة ونقص القوة للاختبار وقيمة 0.05 < P(0.180) F=1.482 وعليه لا توجد دلالة إحصائية بمعنى تساوى مصفوفات التباين ولتغاير عبر المستويات الثلاثة وعليه تحقق شرط استخدام MANOVA.

اعطى البرنامج اختبارات الدلالة فى MANOVA كالآتى:

**Multivariate Tests[a]**

| Effect | | Value | F | Hypothesis df | Error df | Sig. | Partial Eta Squared |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Intercept | Pillai's Trace | .983 | 745.230[b] | 2.000 | 26.000 | .000 | .983 |
| | Wilks' Lambda | .017 | 745.230[b] | 2.000 | 26.000 | .000 | .983 |
| | Hotelling's Trace | 57.325 | 745.230[b] | 2.000 | 26.000 | .000 | .983 |
| | Roy's Largest Root | 57.325 | 745.230[b] | 2.000 | 26.000 | .000 | .983 |
| group | Pillai's Trace | .318 | 2.557 | 4.000 | 54.000 | .049 | .159 |
| | Wilks' Lambda | .699 | 2.555[b] | 4.000 | 52.000 | .050 | .164 |
| | Hotelling's Trace | .407 | 2.546 | 4.000 | 50.000 | .051 | .169 |
| | Roy's Largest Root | .335 | 4.520[c] | 2.000 | 27.000 | .020 | .251 |

a. Design: Intercept + group

b. Exact statistic

c. The statistic is an upper bound on F that yields a lower bound on the significance level.

ركز على الاختبارات فى خانة group و اتضح وجود دلالة إحصائية فى اختبارات Pillai's trace (P=0.049) واختبار Wilks lambda (p=0.05) واختبار Roy's root(P=0.02) وكلهم توصلوا إلى وجود فروق بين المجموعات الثلاثة على الاتحاد الخطى (متغير جديد) المتغيرين التابعين الافعال والأفكار معًا ولكن بالنظر الدلالة الإحصائية لـ Hotelling's trace (P=0.05) اتضح عدم وجود دلالة إحصائية ولكن كما سبق واشرنا أن اختبارات Pillai's و Roy's هى أكثر قوة إحصائية من باقى الاختبارات وعليه فإن الثقة فى نتائج الدلالة الإحصائية تكون قوية بمعنى وجود دلالة إحصائية بين المجموعات الثلاثة وعلى ذلك فإن نوعية العلاج لها أثر على الوسواس القهرى ببعدية معًا ولكن طبيعية هنا التأثير غير واضحة فى ضوء نتائج اختبارات الدلالة MANOVA لأنه لا يخبرنا عن اى مجموعة التى احدثت الدلالة وكذلك لا تخبرنا عن تأثير العلاج على كلا من الأفكار والافعال على حدة ولتحديد ذلك ليمدنا البرنامج باختبار F Univariate لدراسة أثر المجموعة على كل متغير تابع عل حدة ولكن قبل إجراء ذلك الاختبارات لا بد من التحقق من مسلمة تجانس التباينات لكل متغير تابع على حده عبر المجموعات الثلاثة للتحقيق من هذه المسلمة اعطى البرنامج اختبار leven's كالآتى :

ويتضح أن قيمة الدلالة الإحصائية F للأفعال F=1.828, P=0.18 وكذلك للأفكار F=0.076, P=0.927 وهما غير دالين إحصائيًا بالتالى يوجد تساوى التباينات ولمتغيرات التابعة وفيما يلى نتائج اختبارات Univariate F:

**Levene's Test of Equality of Error Variances[a]**

| | F | df1 | df2 | Sig. |
|---|---|---|---|---|
| actions | 1.828 | 2 | 27 | .180 |
| thougts | .076 | 2 | 27 | .927 |

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept + group

**Tests of Between-Subjects Effects**

| Source | Dependent Variable | Type III Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Corrected Model | Actions | 10.467[a] | 2 | 5.233 | 2.771 | .080 |
| | Thougts | 19.467[b] | 2 | 9.733 | 2.154 | .136 |
| Intercept | Actions | 616.533 | 1 | 616.533 | 326.400 | .000 |
| | Thougts | 6336.533 | 1 | 6336.533 | 1402.348 | .000 |
| group | Actions | 10.467 | 2 | 5.233 | 2.771 | .080 |
| | Thougts | 19.467 | 2 | 9.733 | 2.154 | .136 |
| Error | Actions | 51.000 | 27 | 1.889 | | |
| | Thougts | 122.000 | 27 | 4.519 | | |
| Total | Actions | 678.000 | 30 | | | |
| | Thougts | 6478.000 | 30 | | | |
| Corrected Total | Actions | 61.467 | 29 | | | |
| | Thougts | 141.46 | 29 | | | |

7

a. R Squared = .170 (Adjusted R Squared = .109)

b. R Squared = .138 (Adjusted R Squared = .074)

والصف موضوع الاهتمام هو المعنونgroup ولاحظ أن النتائج امام group هى نفسها النتائج امامmodel Corrected وذلك لان مطابقة النموذج للبيانات تضمن متغير مستقل واحد فقط وامام group يتضمن جدول ANOVA لكل متغير تابع و يتضمن قيم مجموع المربعات للأفعال والأفكار وكذلك قيمةF ودلالتها، بينما الصف Errors يتضمن معلومات عن مجموع المربعات داخل المجموعات (البواقى) (SSW) والصف المعنون Corrected Model يمثل مجموع المربعات الكلى (SST) الشىء المهم فى هذا الجزء هو قيم F ودلالتها (P) والملاحظ أن قيم F المقابلة للأفعال والأفكار غير دالة إحصائيًا حيث إن قيمة P للأفعال 0.08 وقيمة P للأفكار 0.136 وهذا يقودنا إلى استنتاج وهو نوع العلاج ليس له تأثير دال إحصائيًا على أبعاد الوسواس القهرى الأفعال والأفكار على حدة، وعليك أن تتعامل مع هذا التناقض بين نتائج اختبارMANOVA ونتائج اختبار ANOVA وهذا ببساطة يرجع إلى أن MANOVA اخذ فى حسبانه العلاقة بين المتغيرات التابعة وتعامل معها كمتغير واحد كاتحاد خطى بينهما وهذا جعلMANOVA أكثر قوة للكشف عن الفروق بين المجموعات وعلى ذلك فإن تفسير ANOVA عديم الجدوى وهذا يعطى دلائل على اهمية التعامل مع المتغيرات النفسية بصورة أكثر شمولية لأنها ظاهرة تتسم بتفاعل متغيراتها وهذا ما كشف عنه MANOVA بينما لم يستطع ANOVAإجراء ذلك.

المقارنات: اعطى البرنامج المقارنات كالآتى:

**Contrast Results (K Matrix)**

| group Simple Contrast[a] | | | Dependent Variable | |
|---|---|---|---|---|
| | | | actions | thougts |
| Level 1 vs. Level 3 | Contrast Estimate | | -.100- | -1.600- |
| | Hypothesized Value | | 0 | 0 |
| | Difference (Estimate - Hypothesized) | | -.100- | -1.600- |
| | Std. Error | | .615 | .951 |
| | Sig. | | .872 | .104 |
| | 97.5% Confidence Interval for Difference | Lower Bound | -1.559- | -3.856- |
| | | Upper Bound | 1.359 | .656 |
| Level 2 vs. Level 3 | Contrast Estimate | | -1.300- | .200 |
| | Hypothesized Value | | 0 | 0 |
| | Difference (Estimate - Hypothesized) | | -1.300- | .200 |
| | Std. Error | | .615 | .951 |
| | Sig. | | .044 | .835 |
| | 97.5% Confidence Interval for Difference | Lower Bound | -2.759- | -2.056- |
| | | Upper Bound | .159 | 2.456 |

a. Reference category = 3

يرى البعض أن إجراء المقارنات ليس له جدوى لان ANOVA اعطت عدم دلالة إحصائية هذا الإجراء من الضرورى اجراؤه إذا كانت اختبارات Univariate دالة إحصائيًا ولكن تم إجراء مقارنات بين المجموعة الضابطة (3) مع كلًا من المجموعتين

التجريبيتين على حدة واعطى المخرج الجدول السابق وهو مكون من جزئين الجزء الأول Level I Vs. level 3 و level 2 Vs. level3 حيث يشير الرقم إلى كود المجموعات وتم إجراء هذه المقارنات على كل المتغيرات التابعة واعطى قيم هى Contrast Estimate والقيمة المفترضة Hypothesized value (دائمًا تساوى صفر) وهى القيمة التى تخبر عنها الفرض الصفرى. ويتم اختبار الدلالة الإحصائية من خلال مقارنة من خلال الفروق بين قيمة المقارنة والقيمة المفترضة فى ضوء الخطأ المعيارى وفى ضوء حدود الثقة 95% حيث إذا وقع الفرق بين القيمتين فى مدى حدود الثقة نقبل الفرض الصفرى.

ويلاحظ من الجدول السابق فى الأول level 1 Vs. level 3 عدم وجود فروق بينهما على الأفعال P = 0.0872 وكذلك على الأفكار P = 0.104 لان القيمتين أكبر من 0.05 واتضح وجود فروق دالة إحصائيًا بين المجموعتين الثالثة و الثانية على بعد الأفعال p=0.044، وعدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين الثانية والثالثة فى بعد الأفكار p = 0.835

**المقارنات المتعددة أو المزدوجة**

اعطى البرنامج المقارنات المتعددة باستخدام طريقة Bonferrioni و Sidak:

**Multiple Comparisons**

| Dependent Variable | | (I) group | (J) group | Mean Difference (I-J) | Std. Error | Sig. | 97.5% Confidence Interval | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | | Lower Bound | Upper Bound |
| actions | Bonferroni | 1.00 | 2.00 | 1.2000 | .61464 | .184 | -.5498- | 2.9498 |
| | | | 3.00 | -.1000- | .61464 | 1.000 | -1.8498- | 1.6498 |
| | | 2.00 | 1.00 | -1.2000- | .61464 | .184 | -2.9498- | .5498 |
| | | | 3.00 | -1.3000- | .61464 | .131 | -3.0498- | .4498 |
| | | 3.00 | 1.00 | .1000 | .61464 | 1.000 | -1.6498- | 1.8498 |
| | | | 2.00 | 1.3000 | .61464 | .131 | -.4498- | 3.0498 |
| | Sidak | 1.00 | 2.00 | 1.2000 | .61464 | .173 | -.5477- | 2.9477 |
| | | | 3.00 | -.1000- | .61464 | .998 | -1.8477- | 1.6477 |
| | | 2.00 | 1.00 | -1.2000- | .61464 | .173 | -2.9477- | .5477 |
| | | | 3.00 | -1.3000- | .61464 | .126 | -3.0477- | .4477 |
| | | 3.00 | 1.00 | .1000 | .61464 | .998 | -1.6477- | 1.8477 |
| | | | 2.00 | 1.3000 | .61464 | .126 | -.4477- | 3.0477 |
| thougts | Bonferroni | 1.00 | 2.00 | -1.8000- | .95063 | .207 | -4.5064- | .9064 |
| | | | 3.00 | -1.6000- | .95063 | .312 | -4.3064- | 1.1064 |
| | | 2.00 | 1.00 | 1.8000 | .95063 | .207 | -.9064- | 4.5064 |
| | | | 3.00 | .2000 | .95063 | 1.000 | -2.5064- | 2.9064 |
| | | 3.00 | 1.00 | 1.6000 | .95063 | .312 | -1.1064- | 4.3064 |
| | | | 2.00 | -.2000- | .95063 | 1.000 | -2.9064- | 2.5064 |
| | Sidak | 1.00 | 2.00 | -1.8000- | .95063 | .193 | -4.5030- | .9030 |
| | | | 3.00 | -1.6000- | .95063 | .280 | -4.3030- | 1.1030 |
| | | 2.00 | 1.00 | 1.8000 | .95063 | .193 | -.9030- | 4.5030 |
| | | | 3.00 | .2000 | .95063 | .996 | -2.5030- | 2.9030 |
| | | 3.00 | 1.00 | 1.6000 | .95063 | .280 | -1.1030- | 4.3030 |
| | | | 2.00 | -.2000- | .95063 | .996 | -2.9030- | 2.5030 |

Based on observed means.
The error term is Mean Square(Error) = 4.519.

ويتضح من الجدول بالنسبة للأفعال أن المقارنة بين المجموعة الأولى و كلًا من المجموعة الثانية والثالثة على حدة غير دالة إحصائيًا وكذلك الفروق بين المجموعة الثانية والثالثة غير دالة إحصائيًا، أما بالنسبة لبعد الأفكار فاتضح عدم وجود فروق بين اى من المجموعات الثلاثة ولاحظ أن المقارنات تمت على أساس مستوى دلالة إحصائية 0.025 حتى يمكن التحكم فى الخطأ من النوع الأول عكس المقارنات Contrast حيث تمت المقارنة على أساس 0.05 واتضح عدم وجود فروق فى المقارنات المزدوجة نظرًا لأن قيمة F غير دالة إحصائيًا لكل متغير تابع على حدة .

وكـذلك أظهـرت المقارنـات المتعـددة باسـتخدام REGWR عـدم وجـود فـروق p=
0.106 للأفعال وللأفكار P=0.160:

**Homogeneous Subsets**

**actions**

| | group | N | Subset 1 |
|---|---|---|---|
| Ryan-Einot-Gabriel-Welsch Range[a] | 2.00 | 10 | 3.7000 |
| | 1.00 | 10 | 4.9000 |
| | 3.00 | 10 | 5.0000 |
| | Sig. | | .106 |

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.
Based on observed means.
The error term is Mean Square(Error) = 1.889.
a. Alpha = .025.

**thougts**

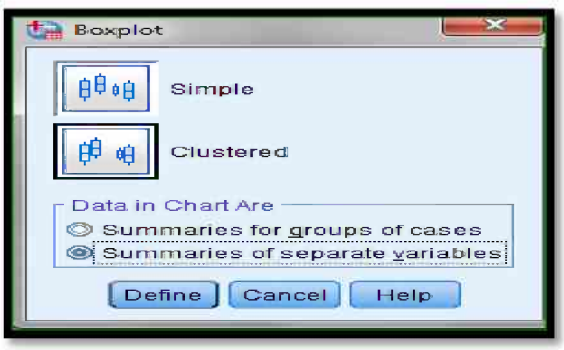
| | group | N | Subset 1 |
|---|---|---|---|
| Ryan-Einot-Gabriel-Welsch Range[a] | 1.00 | 10 | 13.4000 |
| | 3.00 | 10 | 15.0000 |
| | 2.00 | 10 | 15.2000 |
| | Sig. | | .160 |

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.
Based on observed means.
The error term is Mean Square(Error) = 4.519.
a. Alpha = .025.

## العرض البيانى للنتائج

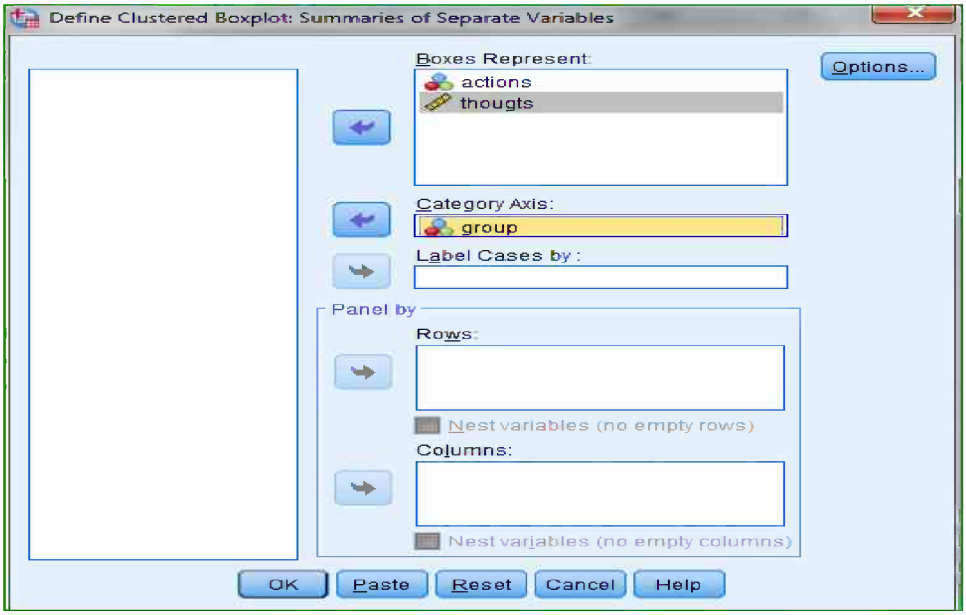
تسـتخدم الرسـومات مثـل Boxplot فـى عـرض نتـائج MANOVA ، تسـمح للقـارئ بتقـويم الفـروق بـين المجموعـات، وBoxplot يعـرض توزيعـات المتغيـرات التابعـة المتعـددة فـى MANOVA.ولعمـل الرسـومات Boxplot لنتـائج المثـال السـابق أتبـع الخطوات الآتية:

1. اضغط على Graphs ثم اضغط على اختيار Legacy dialogs ثم اضغط على اختيار Boxplot تظهر الشاشة الآتية :




2. اضغط على Clustered ثم نشط Summaries for separate variables

3. اضغط على Define تظهر الشاشة الآتية:

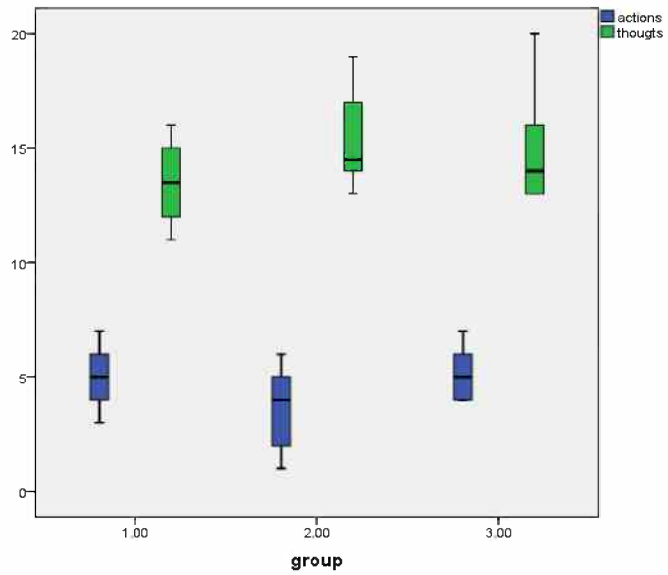



4. اضغط على group ثم على السهم → و انقلة إلى مربع CategoryAxisBox

5. اضغط على مفتاح ctrl ثم اضغط على Action , thoughts معا ثم أضغط على السهم → و انقلهما إلى مربع Boxesrepresent

6.اضغط على OK.

**المخرج:**



هـذا الشـكل يعكـس توزيعـات درجـات الأفكـار والأفعـال للوسـواس القهـرى للمجموعـات الـثلاث، أعطـى المجموعـات علـى المحـور الأفقـى والمتغيـرات التابعـة علـى المحـور الرأســى فمتغيــر الأفعــال أعطــى اللــون الأزرق وأعطــى Boxplot للمجموعــات الثلاثـة ونلاحـظ أن أقـل قيمـة لمؤشـر نزعـة مركزيـة (الوسـيط) كـان للمجموعـة الثانيـة بينمـا تسـاوى وسـيط المجموعـة الأولـى والثالثـة ممـا يـدل أن البرنـامج كـان أكثـر تـأثيرًا علـى المجموعــة الثانيــة(العلاج الســلوكى) حيــث أقــل قيمــة للوســواس القهــرى بينمــا العــلاج السـلوكى المعرفـى لـم يحـدث تحسـنًا وهكـذا بالنسـبة للأفكـار كانـت أقـل قيمـة للوسـيط (الخـط فــى منتصــف المســتطيل) للمجموعــة الأولــى ممــا يــدل علــى أنهــا هــى أكثــر اســتفادة مــن البرنامج السلوكى المعرفى.

**كتابة نتائج MANOVA فى تقارير البحث وفقًا APA**

كتابــة نتــائج MANOVA مشــابهة لكتابــة نتــائج ANOVA لأن اختبــارات MANOVA هى تحول إلى تقريبF ويتم عرض النتائج كالآتى:

بــإجراء تحليــل التبــاين المتــدرج لتحديــد أثــر نــوعى العــلاج وهمــا الســلوكى المعرفــى والسـلوكى وكـذلك بالإضـافة إلـى المجموعـة الضـابطة علـى بعـدى الوسـواس القهـرى الأفعـال والأفكــار، وأتضــح أن وجــود تــأثير ذو دلالــة إحصــائية لنوعيــة العــلاج علــى المتغيــرين التابعين معًا حيث:

$$Wilks's = 0.699 , F (4,52) = 2.56 , P \leq 0.05$$

ويمكـن عـرض أى اختبـار دلالـة إحصـائية اخـر مـن الاختبـارات الاربعـة ولكنـه يفضـل عــرض اختبــار واحــد مثــل Wilks's أو Pillai's. واذا تــم عــرض نتــائج Pillai's يكــون كــالآتى: وجــود تــأثير ذو دلالــة إحصــائية لنــوعين العــلاج علــى الأفكــار والأفعــال معًــا: Pillai's trace, = 0.3185 , F = 2.56 , P < 0.05، وبإجراء تحليل التباين البسيط ANOVA اتضــح عــدم وجــود فــروق بــين المجموعــات الثلاثــة فــى الوســواس القهــرى الأفعال حيث:

$$F (2,27) = 2.771 , P > 0.05 , \eta^2_p = 0.170$$

وكذلك عدم وجود فروق بين المجموعات الثلاثة فى الوسواس القهرى الأفكار حيث:

$$F(2,27) = 2.154 , P > 0.05 , \eta^2_p = 0.138$$

# الفصل السابع

## الانحدار المتعدد

## Multiple Regression

وتحليل الانحدار المتعدد هو مجموعة من الأساليب الإحصائية واتساع للانحدار الخطى البسيط التى تسمح بتقدير العلاقة بين متغير تابع (DV) ومتغيرات مستقلة عديدة. ويستخدم لمجموعة من البيانات حيث يوجد ارتباط بين المتغيرات المستقلة ببعضها وترتبط مع المتغير التابع بدرجات مختلفة، فمثلًا تقدير العلاقة بين المتغيرات المستقلة مثل دخل للأسرة والمستوى الاجتماعى الاقتصادى للأسرة والعمر مع التحصيل. وعلى ذلك فإن الانحدار يكون مفيد عندما ترتبط المتغيرات المستقلة ببعضها بدرجات مختلفة وهو مفيد أيضًا فى البحوث التجريبية وكذلك فى البحوث المسحية.

ويستخدم تحليل الانحدار للمتغيرات المستقلة سواء كانت متصلة أو تصنيفية، وعلى ذلك فإن ANOVA هى حالة خاصة من الانحدار حيث دراسة التأثيرات الرئيسية والتفاعلات هى سلسلة من متغيرات مستقلة تصنيفية ومشاكل ANOVA يمكن التغلب عليها فى تحليل الانحدار.

فى الانحدار البسيط معادلة الانحدار غير المعيارية:

$$\hat{Y} = bx + a$$

- X الدرجة الخام للمتغير المستقل.
- a ثابت(الخطأ).
- b معامل الانحدار غير المعيارى.
- $\hat{Y}$ القيمة المتنبأ بها للمتغير التابع.

بينما فى الانحدار المتعدد حيث متغير تابع وحيد وأكثر من متغير مستقل ومعادلة الانحدار كالآتى:

$$\hat{Y} = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots + b_kx_k$$

- $b_1, b_2$ ، ..... ، $b_k$ معاملات الانحدار غير المعيارية المرتبطة بالمتغيرات المستقلة $X_1, X_2$ ، ..... ، $X_k$.
- e الخطأ أو البواقى.

ولذلك فإن معادلة الانحدار تتضمن معاملات الانحدار للمتغيرات المنبئة أو المستقلة وثابت الانحدار a.

والصيغة السابقة لمعادلة الانحدار هى من الدرجات الخام ولكن بفرض تحويل درجات المتغيرات المستقلة والمتغير التابع إلى درجات معيارية فإن صيغة معادلة الانحدار المعيارية تكون كالآتى:

$$Z\hat{Y} = \beta Z_1 + \beta_2 Z_2 + \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots + \beta_k Z_k$$

ويسمى معامل الانحدار بيتا $\beta$ أو معاملات الانحدارية المعيارية.

وفى الانحدار البسيط تم تقدير مربع معامل الارتباط $R^2$ بين المتغير المستقل والتابع و نسبة التباين غير المفسر هى $(1 - R^2)$ ولكن بفرض وجود متغيرين مستقلين $X_1, X_2$ فإن معامل الارتباط يطلق عليه مربع معامل الارتباط المتعدد $R^2_{y.X1, X2}$ بين y وكلًا من $X_1, X_2$ ويمكن اعطاءه الرمز:

$$R^2_{y.X1, X2} = R^2_{y.12}$$

ومربع معامل الارتباط بين $X_1$ و $y_1$:

$$r^2_{y.X1} = r^2_{y.1}$$

$$r^2_{y.X2} = r^2_{y.2}$$

حيث $R^2_{y.12}$ تشير إلى التباين المفسر للمتغير التابع Y نتيجة للمتغيرين $X_1, X_2$

ومربع معامل الارتباط المتعدد هو حاصل جمع:

$$R^2_{y.12} = r^2_{y.1} + r^2_{y.2}$$

**الأسئلة البحثية فى الانحدار المتعدد( Tanachnick & Fiddel, 2007) :**

يعتبر تحليل مفيد للإجابة على الأسئلة الآتية:

- **تحديد درجة العلاقة Degree of Relationship :** هل معادلة الانحدار تصلح للتنبؤ ؟ هل معامل الارتباط المتعدد(R) يختلف عن الصفر؟ ولذلك فهو يصلح لمعرفة ما إذا كان الارتباط المتعدد يختلف عن الصفر ام لا.
- **أهمية المتغيرات المستقلة Importance of IVS:** لو معادلة الانحدار تختلف عن الصفر (دالة إحصائيًا ) فالسؤال التالى: أى من المتغيرات المستقلة على درجة كبيرة من الأهمية وأيهما ليس له أهمية فى المعادلة؟ وهذا يبين الأهمية النسبية Relative importance للمتغيرات المستقلة المختلفة فى حلول الانحدار.

- **إضافة متغيرات مستقلة:** افترض أن الباحث حسب معادلة الانحدار وأراد معرفة ما إذا كان يريد تحسين التنبؤ بالمتغير التابع عن طريق إضافة متغير مستقل أو أكثر إلى المعادلة فمثلا أراد تحسين معادلة التنبؤ بالقدرة على القراءة للأطفال بإضافة متغيرات أخرى مثل اهتمام الآباء بالقراءة للمتغيرات المستقلة الموجودة فى المعادلة (العمر والذكاء) ويرى مدى التحسن فى قيمة R.
- **المقارنة بين مجموعات من المتغيرات المستقلة:** هل التنبؤ بالمتغير التابع من مجموعة من المتغيرات المستقلة أفضل من التنبؤ من مجموعة أخرى من المتغيرات المستقلة، فمثلًا هل التنبؤ بالتحصيل من المناخ الأسرى والدافعية أفضل من التنبؤ بالتحصيل من المناخ المدرسى والاتجاه نحو المدرسة؟
- **تقدير المعالم Parameter estimates:** تقدير معالم الانحدار المتعدد مثل معاملات الانحدار غير المعيارية (b) تعكس التغير فى المتغير التابع المرتبط بتغير وحدة واحدة فى المتغير المستقل مع جعل المتغيرات المستقلة الأخرى ثابتة فمثلًا التنبؤ بالتحصيل من مفهوم الذات:

التحصيل = 50 + 10 مفهوم الذات

فان قيمة b= 10 تخبرنا بان زيادة وحدة واحدة فى مفهوم الذات تؤدى إلى زيادة 10 نقطة أو وحدة فى درجات التحصيل. وهذا التفسير يعتمد على مدى تحقق مسلمات الانحدار وهو قياس المتغيرات المستقلة بدون أخطاء.

**محددات تحليل الانحدار**

- **القضايا النظرية:** تحليل الانحدار يكشف عن العلاقات بين المتغيرات ولا يمكن أن نستنتج أن العلاقات تكون سببية فالعلاقة القوية بين المتغيرات يمكن أن تنبع من مصادر عديدة مثل تأثير متغيرات أخرى غير مقاسة وغير متضمنة فى التحليل.

والقضية الأخرى أى من المتغيرات التابعة يجب قياسها وأى من المتغيرات المستقلة يجب تضمينها فى النموذج والإجابة على هذا ينبع من النظرية القوية التى ينطلق منها الباحث وأحيانًا من الفحص الجيد لتوزيع البواقى أو أخطاء القياس للمتغيرات (انظر مسلمات الانحدار البسيط).

ويوجد اعتبارات عديدة فى اختيار المتغيرات المستقلة فتحليل الانحدار يكون مثالى إذا ارتبطت المتغير المستقل ارتباطا قويًا مع المتغير التابع و لا يرتبط مع المتغيرات المستقلة الأخرى أو

ارتباط ضعيف جزئى، فالهدف العام من تحليل الانحدار هو تحديد أفضل عدد من المتغيرات المستقلة الضرورية للتنبؤ بالمتغير التابع. والواضح أن حلول الانحدار لها حساسية شديدة لتضمين المتغيرات المتضمنة فيه، فأهمية المتغير المستقل فى الانحدار يعتمد على المتغيرات المستقلة الأخرى، وعليه فإن أفضل متغيرات مستقلة هى الأقل ارتباطًا أو غير مرتبطة مع بعضها والأكثر ثباتا. ويفترض تحليل الانحدار أن المتغيرات المستقلة تقاس بدون أخطاء وهذا مستحيل فى العلوم الإنسانية والاجتماعية والسلوكية وعليه فالأفضل أن تكون المتغيرات المستقلة عالية الثبات.

وعدم تضمين المتغيرات المستقلة الأكثر تأثيرًا فى المتغير التابع فإنها تسهم فى زيادة الخطأ فى معادلة الانحدار خاصة إذا ارتبط هذا المتغير مع المتغيرات المستقلة المتضمنة فى نموذج الانحدار، وعليه فإن مكونات الخطأ للمتغير المستقل غير المقاس والمفترض الأكثر تأثيرًا على المتغير التابع والأكثر ارتباطًا مع المتغير المستقل فى النموذج فإن هذا يؤدى إلى تحطم مسلمة استقلالية الأخطاء Independence of errors وعلى ذلك فالعلاقة بين المتغيرات المقاسة المستقلة فى التحليل والمتغير المستقل المستبعد من التحليل يغير تقدير قيمة معاملات الانحدار، فلو كانت العلاقة موجبة فإن معامل الانحدار يعتبر Overestimated أى يعطى قيمة أكبر من قيمته الحقيقة وإذا كانت العلاقة سالبة فإن تقدير معامل الانحدار Underestimated يعطى قيمة أقل من قيمته المفترضة.

**القضايا العملية**

يتطلب الانحدار المتعدد العديد من القضايا العملية مثل:

- **نسبة الحالات إلى المتغيرات المستقلة:** تحديد حجم العينة فى تحليل الانحدار يعتمد على عدة عوامل مثل مقدار القوة المرغوبة ومستوى آلفا وعدد المنبئات وحجم التأثير المتوقع.

وأعطى ( Green (1991 عدة قواعد أهمها لتحديد حجم العينة:

$$N \geq 50 + 8\ m$$

وذلك لاختبار معامل الارتباط المتعدد ، حيث m عدد المتغيرات المستقلة

فإذا كان عدد المنبئات = 6 فان: $N \geq 50 + 8*6$

$$\geq 50 + 48$$

$$\geq 98$$

وحجم العينة المطلوب لاختبار المعالم مثل معامل الانحدار والثابت:

$$N \geq 104 + m$$

وإذا كان عدد المنبئات = 6 فإن حجم العينة

$$N \geq 104 + 6$$
$$\geq 110$$

والنسبة العالية للحالات بالنسبة للمتغيرات المستقلة تكون عندما يكون المتغير التابع ملتوى التوزيع إلى حدا ما وحجم تأثير منخفض متوقع وقياسات أقل ثباتًا والبيانات لا تتوزع اعتداليًا.

وطرح ( Green (1991 قاعدة أخذة فى الاعتبار حجم التأثير وهى:

$$N \geq (8 / f^2) + (m- 1)$$

و f حجم التأثير فى حالة تحليل التباين وهى 0.02 صغير و 0.15 متوسط و 0.35 كبير:

$$f^2 = Pr^2 / (1- Pr^2)$$

- $Pr^2$ مربع معامل الارتباط الجزئى.

وكلما زاد حجم العينة فإن معامل الارتباط المتعدد يبتعد عن الصفر ولذلك نحصل على الدلالة الإحصائية وبمعنى يمكن التنبؤ بتباين محدد فى المتغير التابع ويكون دال إحصائيًا. ولاعتبارات إحصائية وعملية يمكن اعتماد على حجم عينة ليس كبيرًا حيث يساعد فى الكشف عن العلاقة الحقيقة وكذلك دلالتها الإحصائية ولكن إذا استخدمت طريقة الانحدار خطوة خطوة Stepwise يفضل زيادة حجم العينة. وقاعدة 40 فرد لكل متغير هى منطقية ومناسبة لان الانحدار الإحصائى يعطى حلول لا يمكن تعميمها على العينة ما لم يكن حجم العينة كبيرًا (Tabachnick & Fiddel, 2007)

- **القيم المتطرفة للمتغيرات المستقلة والمتغير التابع:** وجود القيم المتطرفة له تأثير كبير على حلول الانحدار ويؤثر فى دقة تقدير معاملات الانحدار وجودها (عالية جدًا – منخفضة جدًا ) يؤدى إلى أن الأخطاء المعيارية لمعاملات الانحدار تكون كبيرة ولذلك يجب استبعاد القيم المتطرفة أو تحوير (تعديل) درجات المتغير أو إعادة تصحيحها. والقيم المتطرفة المتدرجة Multivariate Outlier للمتغيرات المستقلة يمكن تشخصيها باستخدام طرق إحصائية مثل إحصاء Mahalanobis Distance
- **غياب التلازمية الخطية المتعددة Multicollinearity& Singularity :**

تعـرف بـالموقف الـذى توجـد فيـه علاقـات ارتباطيـه قويـة بـين المتغيـرات المنبئـة (المسـتقلة)، وهـذا يعنـى وجـود قياسـات تقـيس تقريبًـا نفـس السـمة كـان يوجـد بعـدين فـى قياس وكسلر بلفو للذكاء يقيسوا نفس الشيء ويمكن توضحيها كالآتى:

الجدول(1.7): مصفوفة ارتباط تتضمن الارتباطات العالية بين المتغيرات.

| | $X_1$ | $X_2$ | $X_3$ | $X_4$ | $X_5$ |
|---|---|---|---|---|---|
| $X_1$ | 1.00 | | | | |
| $X_2$ | 0.60 | 1.00 | | | |
| $X_3$ | 0.70 | 0.32 | 1.00 | | |
| $X_4$ | 0.70 | 0.21 | 0.21 | 1.00 | |
| $X_5$ | 0.95 | 0.13 | 0.35 | 0.22 | 1.00 |

ويتضـح مـن الجـدول السـابق وجـود ارتباطـات عاليـة بـين $X_1$ والمتغيـرات الاخـرى، وخاصـة مـع المتغيـر $X_5$ وهـذا يسـبب ظهـور مشـكلة الاعتماديـة أو الازدواجيـة الخطيـة وعلى ذلك يمكن اختصار $X_1$ و $X_5$ فى متغير واحد.

**وتظهر التلازمية الخطية المتعددة نتيجة عدة أسباب أهمها الآتى:**

- تجميع لمجموعة من المفردات فى درجة واحدة.
- وجود القيم المتطرفة فى بيانات المتغيرات.
- حجم العينة أقل من عدد المتغيرات فى المصفوفة.

**قضية بحثية ( Pedhazure, 1997):**

فيما يلى درجات التحصيل القرائى $(Y)$ والاستعداد اللغوى$(x_1)$ والدافعية للأنجاز$(x_2)$:

| | Y | $X_1$ | $X_2$ | $\widehat{Y}$ | $Y-\widehat{Y}=e$ |
|---|---|---|---|---|---|
| | **2** | **1** | **3** | **2.0097** | |
| | **4** | **2** | **5** | **3.8981** | |
| | **4** | **1** | **3** | **2.0097** | |
| | **1** | **1** | **4** | **2.6016** | |
| | **5** | **3** | **6** | **5.1947** | |
| | **4** | **4** | **5** | **6.3047** | |
| | **7** | **5** | **6** | **6.6040** | |
| | **9** | **5** | **7** | **7.1959** | |
| | **7** | **7** | **8** | **9.1971** | |
| | **8** | **6** | **4** | **6.1248** | |
| | **5** | **4** | **3** | **4.1236** | |
| | **2** | **3** | **4** | **4.0109** | |
| | **8** | **6** | **6** | **7.3086** | |
| | **6** | **6** | **7** | **7.9005** | |
| | **10** | **8** | **7** | **9.3098** | |
| | **9** | **9** | **6** | **9.4226** | |
| | **3** | **2** | **6** | **4.4900** | |
| | **6** | **6** | **5** | **6.7167** | |
| | **7** | **4** | **9** | **5.8993** | |
| | **10** | **4** | **6** | **7.6750** | |
| **مج** | **117** | **87** | **110** | | |
| $\bar{x}$ | **5.85** | **4.35** | **5.50** | | |
| **SS** | **825** | **481** | **658** | | |

ومعادلة الانحدار من الدرجات الخام:

$$\widehat{Y}=a+b_1x_1+x_2b_2$$

ومعادلة الانحدار المعيارية: $\widehat{Y}=\beta_1 Z_{X_1}+\beta_2 Z_{X_2}$

وعلى ذلك b معامل الانحدار غير المعيارى، β معامل الانحدار المعيارى

وللانحدار البسيط فإن معادلة الانحدار المعيارية: $Z_{\widehat{y}}=\beta Z_x$

حيث $Z_{\widehat{y}}$ الدرجة المعيارية المتنبأ بها.

ويفسر β معامل الانحدار المعيارى كتغير متوقع فى المتغير التابع المرتبطة بتغير وحدة فى X . وبما أن الانحراف المعيارى Z لـ1.00 وعلى ذلك فتغير وحدة انحراف معيارية واحدة فى X يؤدى إلى تغير قيمة β فى Y.

وتقدر قيمة معامل الانحدار غير المعياريb :

$$b=\frac{\Sigma XY}{\Sigma X^2}$$

وتقدر b كذلك: $b=\beta\frac{S_y}{S_x}$

ويمكن التعبير عن β كالآتى: $\beta= b\frac{S_x}{S_y}$

$S_x$ الإنحراف المعيارى ل X، $S_y$ الانحراف المعيارى ل Y

وعندما يوجد متغير مستقل واحد فإن قيمة β: $\beta=\frac{\Sigma Z_X Z_Y}{\Sigma Z_X^2}$

لاحظ عند وجود متغير مستقل واحد فإن:

(معامل ارتباط بيرسون) $\beta = r$ (معامل الانحدار المعيارى).

وعند التعامل مع الدرجات المعيارية فإن a=0:

$$a=\overline{Y}-\beta\overline{X}=0-\beta 0=0$$

لان الدرجة المعيارية متوسطها صفر.

ولمتغيرين مستقلين فإن معادلة الانحدار المعيارية:

$$\hat{Z}_Y=\beta_1 Z_1+\beta_2 Z_2$$

$Z_1$،$Z_2$ الدرجات المعيارية ل $X_1$ ، $X_2$ .

وصيغة حساب معامل $\beta$لمتغيرين مستقلين هى:

$$\beta_{x1}=\frac{r_{yx1}-r_{yx2}r_{x1x2}}{1-r^2_{x1x2}}$$

$$\beta_{x2}=\frac{r_{yx2}-r_{yx1}r_{x1x2}}{1-r^2_{x1x2}}$$

ولاحظ عندما لا يرتبط المتغيرين المستقلين: $r_{x1x2}=0$وعليه فإن:

$$\beta x_1=r_{yx1} \quad , \beta_{x2}=r_{yx2}$$

كما هو الحال فى الانحدار البسيط للبيانات السابقة:

$$r_{x1x2}=0.522 \quad ,r_{yx2}=0.678 \quad ,r_{yx1}=0.792$$

وعليه:

$$\beta_{x1}=\frac{0.792-(0.678)(0.522)}{1-(0.522)^2}=0.602$$

$$\beta_{x2}=\frac{0.678-(0.792)(0.522)}{1-(0.522)^2}=0.364$$

ومعادلة الانحدار المعيارية: $\hat{Z}_Y=0.602\ Z_1+0.364\ Z_2$

وصيغة حساب معامل الانحدار غير المعيارى: $b_j=\beta_j \frac{S_y}{s_j}$

حيث$j=1,2$، وبما أن:

$$S_{x2}=1.670 \quad ,S_{x1}=2.323 \quad ,S_y=2.720$$

وعليه فإن: $b_1=0.602\times\frac{2.720}{2.323}=0.705$

$$b_2=0.364\times\frac{2.720}{1.670}=0.593$$

وتقدر قيمة الثابت a كالآتى: $a = \hat{Y} - b_1\overline{X}_1 - b_2\overline{X}_2$

$$= 5.85 - (0.705)(4.35) - (0.5919)(5.50) = -0.4705$$

وعليه فإن معادلة الانحدار غير المعيارية:

$$\hat{Y} = -0.4705 + 0.705\,X_1 + 0.593\,X_2$$

**مربع معامل الارتباط المتعدد $(R^2)$**

يقدر مجموع مربعات الانحدار $SS_{regression}$ كالأتى:

$$SS_{reg} = b_1 \Sigma X_1 Y + b_2 \Sigma X_2 Y$$

- $\Sigma X_1 Y$ مجموع حاصل ضرب قيم $X_1$ فى Y.
- $\Sigma X_2 Y$ مجموع حاصل ضرب قيم $X_2$ فى Y.

$$SS_{reg} = (0.7046)(95.05) + (0.5919)(58.05) = 101.60$$

ويقدر مربع معامل الارتباط المتعدد كالآتى:

$$R^2 = \frac{SS_{reg}}{\Sigma Y^2}$$

حيث $\Sigma Y^2$ مجموع مربعات قيم Y

إذا: $$R^2 = \frac{101.60}{140.55} = 0.723$$

وهى نسبة تباين المتغير التابع الذى تم تفسيره عن طريق المتغيرات المستقلة وعليه فإن $X_1$ ، $X_2$فسر 72% من تباين التحصيل القرائى.

وتعتبر $R^2_{Y.12}$ مربع معامل الأرتباط بين Y المقاسة و $\hat{Y}$ المتنبأ بها.

$$R^2_{Y.12} = r^2_{y\hat{y}} = \frac{(\Sigma y\hat{y})^2}{\Sigma y^2 \Sigma \hat{y}^2}$$

وتقدر r من خلال حساب معامل ارتباط بيرسون بين Y، $\hat{Y}$ من المثال السابق :

$$\Sigma\hat{y}^2 = \Sigma\hat{y}^2 - \frac{(\Sigma\hat{y})^2}{N} = 786.0525 - \frac{(117)^2}{20} = 101.60$$

$$\Sigma Y\hat{Y} = \Sigma Y\hat{Y} - \frac{(\Sigma Y)(\Sigma\hat{Y})}{N} = 786.0528 - \frac{(117)(117)}{20} = 101.60$$

وعليه فان:

$$R^2 = \frac{(101.60)^2}{(140.55)(101.60)} = 0.723$$

والجذر التربيعى يعطى مربع معامل الارتباطR:

$$R_{y.12} = \sqrt{0.723} = 0.85$$

ويمكن تقدير $R^2$ من الصيغة الآتية:

$$R^2_{y.12} = \beta_{x1} r_{yx1} + \beta_{x2} r_{yx2}$$

$$R^2_{y.12} = 0.602 \times 0.792 + 0.364 \times 0.678 = 0.724$$

ويمكن تقديرها من الصيغة الآتية:

$$R^2_{y.12} = \frac{r^2_{yx1} + r^2_{yx2} + 2r_{yx1}r_{yx2}\, 2r_{x1x2}}{1 - r^2_{x1x2}}$$

$$R^2_{y.12} = \frac{(0.792)^2 + (0.678)^2 + 2(0.792)(0.678)(0.522)}{1 - (0.522)^2} = 0.723$$

**اختبار الدلالة الإحصائية والتفسيرات**

**اختبار الدلالة الإحصائية $R^2$**

لاختبار دلالة $R^2$ من خلال اختبار F كالآتى:

$$F = \frac{R^2/K}{(1 - R^2)(N - K - 1)}$$

- K عدد المتغيرات المستقلة.
- N حجم العينة.

ودرجتى الحرية لـF هى:

$$df_1=K$$
$$df_2=N-K-1$$

وللبيانات السابقة فإن:

$$F=\frac{0.723/2}{(1-0.723)/(20-2-1)}=\frac{0.3615}{0.0163}=22.18$$

وبمقارنتها بالقيمة الجدولية فإن $0.01 >$ P وعلى ذلك فإن معادلة التنبؤ تصلح لاستخدامها للتنبؤ بالتحصيل وأن مربع معامل الارتباط بين كلا من الاستعداد والدافعية والتحصيل لا يساوى صفر فى المجتمع.

وبكلمات أخرى إذا كانت F دالة إحصائيًا فعليه يمكن بناء معادلة تنبؤ.

ويمكن تقدير F كالآتى:

$$F=\frac{SS_{reg}/df_{reg}}{SS_{res}/df_{res}}$$

- $SS_{res}$ مجموع مربعات البواقى (الخطأ).
- res اختصار للبواقىResiduals

ودرجات الحرية للانحدار:

$$df_{reg}=k=2$$

$$df_{res}=N-K-1=20-2-1=17$$

كما سبق تم حساب مجموع مربعات الانحدار:

$$SS_{reg}=101.60$$

وتقدر مجموع مربعات البواقى كالآتى:

$$SS_{res}=\Sigma Y^2-SS_{reg}$$
$$=140.55-101.60=38.95$$

وعليه فإن:

$$F=\frac{101.60/2}{38.95/17}=\frac{50.80}{2.29}=22.18$$

وبالتالى يمكن القول أن الاستعداد اللفظى والدافعية للإنجاز فسروا 72% من تباين تحصيل القراءة وهذا الناتج دال إحصائيًا عند 0.01.

**تقدير فترات الثقة لمعالم الانحدار**

تقدر فترات الثقة للانحدار كالاتى:

$$b \pm T(\frac{\propto}{2}, df)S_b$$

حيث T هى قيمتها الجدولية أو الحرجة التى نحصل عليها من الجداول عند: $\frac{\propto}{2}$ , df

وقيمة Tعند$\frac{\propto}{2}$ (0.025) مع درجات حرية 17 هى 2.11 ولفترتى الثقة CI95%:

$$CI95\% \rightarrow b_1 = 0.7046 \pm (2.11)(0.1752)$$

$$= (0.3349 \ ,1.0743)$$

$$CI95\% \rightarrow b_2 = 0.5919 \pm (2.11)(0.2437)$$

$$=(0.0777 \ ,1.1661)$$

وعلية فإن حدود الثقة لكلا من $b_1$ ،$b_2$ لم تتضمن الصفر وهى القيمة التى تختبر حولها فروض فى الفرض الصفرى($H_0:b_1=0$ ، $H_0:b_2=0$)، وعليه فإن $b_1$ ،$b_2$ دالة إحصائيًا.

**الأهمية النسبية للمتغيرات**

قيمة معامل الانحدار تتأثر بمستوى القياس المستخدم لقياس المتغير ويمكن أن تكون القيم الكبيرة نسبيًا لـ b ليست ذو معنى جوهرى أو ذو دلالة إحصائية وعلى العكس القيم الصغيرة نسبيًا لـ b يمكن أن تكون ذو معنى جوهرى ودالة إحصائيًا، فحجم b لا يستخدم لاستنتاج الأهمية النسبية للمتغيرات ولذلك يجب على الباحث أثناء الحديث عن الأهمية النسبية المقارنة بين قيم$\beta$ القائمة على الدرجات المعيارية، ففى المثال السابق $\beta_1$= 0.602، $\beta_2$ = 0.364 ولذلك يقوم الباحث باستنتاج أن تأثير المتغير المستقل$X_1$ يعادل مرة ونصف تأثير $X_2$ وهذا هو التفسير الصحيح ولكنه ليس خالى من الإشكاليات لأن $\beta$تتأثر بتباين المتغير.

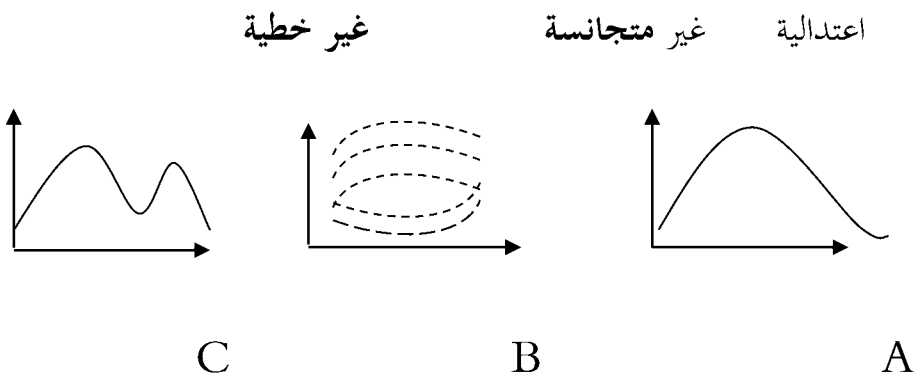
**مسلمات الانحدار المتعدد** (Cohen, Cohen, West, & Aiken, 2003; Keith, 2014)

**القيم المتطرفة:** القيمة المتطرفة هى القيمة التى تختلف اختلافًا كبيرًا عن بقية قيم المتغير، فالقيم المتطرفة لها تأثير كبير على معاملات الانحدار وكذلك على حلول الانحدار بصفة عامة. حيث وجود قيمة أو قيمتين متطرفة يؤثر فى تفسير النتائج حيث يمكن أن يجعل الأخطاء المعيارية لمعاملات الانحدار صغيرة أو كبيرة ولذلك يجب التحقق من عدم وجود قيم متطرفة فى الدرجات وإعادة تصحيحها أو تعديلها. ويمكن تشخيص القيم المتطرفة لكل متغير على حدة من خلال عرض شكل Boxplot ،كما يمكن تشخيص القيم المتطرفة المتدرجة باستخدام إحصاء Mahalanobis distance ويتضمن تشخيص القيم المتطرفة قبل التحليل من خلال مدى بعد الحالة أو القيمة من مركز بقية الحالات Centeroid وهو دمج متوسطات كل المتغيرات معًا ويقيم هذا الإحصاء من خلال إحصاء $\chi^2$ حيث التقدير شديد التحفظ هو عند $P< 0.001$ لـ $\chi^2$ تعتبر وجود قيم متطرفة متدرجة. ومؤشر التأثير Influence أو القيم المؤثرة يقدر التغير فى معاملات الانحدار عند حذف الحالة، والحالات التى تزيد معامل التأثير لها عن 1.00 من المحتمل أن تكون قيم متطرفة ويتم تقدير ذلك من خلال مؤشرات Cook Distance أو DFFITs أو DBETAS(انظر مخرج الانحدار فى SPSS). حيث إذا كان مؤشر Cook(D) <1 فإنه يعتبر كبير ويدل على وجود قيمة مؤثرة. وهذه المؤشرات Cook, Mahalanobis يمكن حفظ قيمتهما فى ملف البيانات وإجراء الإحصاء الوصفى عليهم. والقيم المتطرفة فى المتغير هى الحالات التى لها درجات معيارية كبيرة Z-Score . فالحالات التى تزيد الدرجات المعيارية لها عن 3.29. بالإضافة إلى الدرجة المعيارية توجد الطرق البيانية مثل المدرج التكرارى و Boxplot Normal Probability plot, لتشخيص القيم المتطرفة. وأيضًا يمكن الكشف عن القيم المتطرفة عن طريق Studentized Residuals وإذا كانت أكبر من 2 تعتبر قيمة متطرفة.

**اعتدالية البيانات:** كل إجراءات الإحصاء المتدرج تتطلب مسلمة الاعتدالية المتدرجة Multivariate Normality بمعنى توفر الاعتدالية لكل متغير على حدة وللاتحاد الخطى للمتغيرات معًا، وعندما تتحقق هذه المسلمة فإن البواقى فى التحليل تتوزع

اعتداليًا وتكون مستقلة ويمكن فحص الاعتدالية من خلال طرق إحصائية ورسومات بيانية، ويوجد مؤشرين للاعتدالية هما الالتواء والتفرطح والمتغير ذو البيانات الملتوية متوسطة لا يقع فى منتصف أو مركز التوزيع، والمتغير المتفرطح له قمة مدببة أو قمة سميكة متفرطحة، وفى التوزيع الاعتدالى قيمتى الالتواء والتفرطح تساوى صفر. وإذا كان حجم العينة صغيرًا أو متوسطًا فإن يمكن الحكم على التفرطح والالتواء من خلال الدلالة الإحصائية ولكن إذا كان حجم العينة كبيرًا فالحكم عليها من خلال شكل التوزيع أفضل.

**اعتدالية وتجانس البواقىHomoscedasticity:** وفيها يفترض الانحدار التباينات البواقى (أخطاء القياس) اعتدالية التوزيع للمتغيرات المستقلة ولها تباينات متماثلة أو متساوية عبر كل مستويات المنبئات ولكن عندما تكون تباينات البواقى أو الأخطاء الواقعة على المتغيرات المستقلة (التباين غير المفسر) للمتغيرات المستقلة غير اعتدالية التوزيع فإنه يطلق عليها ظاهرة **Hetero-scedasticity**، وتحدث نتيجة وجود القيم المتطرفة وعدم تحقق هذه المسلمة يزيد من احتمالية الخطأ من النوع الأول وتكون نتائج اختبار F غير موثوق فيها و تؤدى إلى استنتاجات خاطئة. ويمكن فحص هذه المسلمة من خلال العرض البيانى للبواقى للمتغيرات المستقلة:




الشكل (1.7): الشكل البيانى للبواقى أو الأخطاء على المتغيرات المستقلة.

وفحص شكل الانتشار للبواقى (الفرق بين $Y$ ، $\hat{Y}$ ) يعطى اختبار لمسلمة الاعتدالية والخطية للبواقى حيث يجب أن تكون البواقى علاقة خط أفقى مستقيم مع القيم المتنبأ

بهـا للمتغيـر التـابع، وتبـاين البـواقى حـول المتغيـر التـابع المتنبـأ بـه هـى نفسـها لكـل الـدرجات المتنبـأ بهـا وشـكل الانتشـار للبـواقى يـتم تمثيلـة بوضـع الـدرجات المتنبـأ بهـا علـى أحـد المحـاور وأخطـاء التنبـؤ (البـواقى)على المحـور الآخـر حيـث الـدرجات المتنبـأ بهـا $\hat{Y}$ والبـواقى (e) درجـات معياريـة. وتتحقـق مسـلمة الاعتداليـة للبـواقى تعنـى أن أخطـاء التنبـؤ اعتداليـة التوزيـع وعـدم تحقـق هـذه المسـلمة يـؤدى إلـى تحيـز لمعـاملات الانحـدار ولكـن خطورتها تكون اشد على اختبارات الدلالة (T،F) وفترات الثقة.

ففـى العينـات الكبيـرة عـدم اعتداليـة البـواقى لا يـؤدى إلـى مشـاكل خطيـرة سـواء كانـت فـى اختبـارات الدلالـة أو حـدود الثقـة. ولكنهـا تعتبـر إشـارة علـى درجـة كبيـرة مـن الأهميـة إلـى وجود مشاكل فى نموذج الانحدار مثل سوء تحديد النموذج بمتغيراته.

وعلـى ذلـك فـإن توزيـع أخطـاء البـواقى والـدرجات المتنبـأ بهـا فـى شـكل(C) يعنـى عـدم تحقـق مسـلمة الخطيـة للبـواقى والتوزيـع الاعتـدالى وعليـة تكـون نتـائج تحليـل الانحـدار غيـر صـادقة. ومسـلمة **Homoscedastiaty** تعنـى أن الانحرافـات المعياريـة والتبـاين لأخطـاء التنبؤ(البـواقى) تقريبـا متسـاوية فـى مسـافتها مـن كـل القـيم المتنبـأ بهـا بمعنـى أن التباينـات للبـواقى حـول خـط الانحـدار تكـون ثابتـة بغـض النظـر عـن قـيم X ولكـن إذا زادت أخطاء التباين كلما زاد حجم التنبؤ تنشا قضية عدم تجانس تباينات الأخطاء.

**اسـتقلالية البـواقى أو أخطـاء القيـاس:** هـذه المسـلمة تختبـر مـن خـلال تحليـل البـواقى وهـى أن أخطـاء التنبـؤ $((Y-\hat{Y})=e)$ مسـتقلة عـن بعضـها الـبعض، بمعنـى لا توجـد علاقـة بـين بـواقى أى مجموعـة مـن الحـالات فـى التحليـل وهـذه المسـلمة تتحقـق إذا كـان اختيـار العينـة عشـوائيًا وإذا حـدث تكـوين تجمعـات للبيانـات فـإن البـواقى لا تكـون مسـتقلة، وعـدم اسـتقلالية البـواقى شـائعة فـى تصـميمات القياسـات المتكـررة وعـدم تحقـق هـذه المسـلمة لا يـؤثر فـى تقـديرات معـاملات الانحـدار ولكنـة يـؤثر فـى الأخطـاء المعياريـة وهـذه المشـكلة تـؤدى إلـى اختبـارات دالـة إحصـائيًا وأخطـاء معياريـة غيـر صـحيحة. ويوجـد إحصـاء Durbin-Watson لقيـاس الارتبـاط الـذاتى Autocorrelation للأخطـاء عبـر سلسـلة مـن الحـالات ولـو أنـه دال إحصـائيًا دل علـى عـدم اسـتقلالية للأخطـاء، والقـيم الموجبـة للارتبـاط الـذاتى يجعـل تقـديرات تبـاين الخطـأ صـغيرة ويـؤدى إلـى تضـخم الخطـأ

مـن النـوع الأول بينمـا القـيم السـالبة تجعـل تقـديرات تبـاين الخطـأ كبيـرة ويـؤدى إلـى انخفاض القوة الإحصائية.

**التحديـد الصـحيح لشـكل العلاقـة بـين المتغيـرات المسـتقلة والمتغيـرات التابعـة:** مـن أهـم المسـلمات للانحـدار المتعـدد هـو التحديـد المناسـب للشـكل الرياضـى للعلاقـة بـين Y وأى مـن المتغيـرات المسـتقلة فـى المجتمـع . ويفتـرض أن تكـون كـل العلاقـات خطيـة ويـتم اختبارها بيانيًا من خلال شكل الانتشار Scatter plot .

**التحديـد الصـحيح للمتغيـرات المسـتقلة فـى نمـوذج الانحـدار:** لا بـد أن توجـد نظريـة مفترضـة فـى ضـوئها يـتم تحديـد المتغيـرات المسـتقلة الأكثـر تـأثيرًا فـى المتغيـر التـابع. إذا تبنـى الباحـث نظريـة مـا واختبـار صـحيح وتـم قيـاس للمتغيـرات بـدون أخطـاء وشـكل العلاقـة بـين المتغيـرات المسـتقلة والتابعـة خطيـة فـإن البـواقى تكـون مسـتقلة عـن بعضـها وتقـديرات معاملات الانحدار تكون غير متحيزة.

**المتغيـرات المسـتقلة بـدون أخطـاء قيـاس (تامـة الثبـات):** أحـد تعريفـات الثبـات بأنـه العلاقـة بـين المتغيـر كمـا يقـاس هـو انعكـاس للدرجـة الحقيقيـة. وعنـدما لا يوجـد أخطـاء قيـاس فـى المتغيـر المقـاس X فـإن $r_{xx}=1.00$ . ولكـن فـى العلـوم السـلوكية فـإن الثبـات لا يكـون واحـد صـحيح إنمـا يأخـذ قـيم متفاوتـة مـن صـفر إلـى الواحـد الصـحيح ولكـن لـم تتحقـق هـذه المسـلمة فـإن تقـدير $r_{xy}$ يكـون متحيـز ويحـدث تقلـص لمعـاملات الانحـدار b وكمـا أن $R^2$ يكـون تقـديرها مـنخفض عـن قيمتهـا الحقيقيـة.ويتم التحقـق مـن الثبـات مـن خـلال مقـاييس الاتسـاق الـداخلى مثـل معامـل ألفـا كرونبـاخ وهـو يعـرض متوسـط الارتباطات بين كل نصفين محتملين وكذلك يقدر الثبات من خلال الاختبار وإعادته.

**التلازميـة الخطيـة المتعـددة Multicollnearity and Singularity:** حسـاب معـاملات الانحـدار يتطلـب معكـوس مصـفوفة الارتباطـات بـين المتغيـرات المسـتقلة وهـذا المعكـوس مسـتحيل الحصـول عليـه مـا لـم يكـن محـدد المصـفوفة موجـب. وتحـدث قضـية التلازميـة الخطيـة نتيجـة الارتباطـات العاليـة بـين المتغيـرات المسـتقلة أو وجـود تفـاعلات

بين المتغيرات المستقلة، ومع التلازمية الخطية فإن محدد المصفوفة لا يكون صفر تمامًا.

ويتم تشخيص التلازمية الخطية عن طريق:

- **مربعات معامل الارتباط المتعدد(SMC):** القيمة المرتفعة لمربع معامل الارتباط المتعدد بين أحد المتغيرات المستقلة وبقية المتغيرات الأخرى مستقلة وإذا كانت قيمة SMC مرتفعة فإن المتغير يرتبط ارتباطًا عاليًا مع بقية المتغيرات المستقلة وتوجد قضية التلازمية وإذا كان SMC=1 فإن المتغير يرتبط ارتباطًا تامًا مع بقية المتغيرات المستقلة.
- القيمة المنخفضة لمعامل توليرانس:Toleraence =1-SMC

وإذا كانت قيمة المعاملToleraence أعلى من 0.5 او0.6 وهذا يؤدى إلى صعوبات فى اختبار وتفسير معاملات الانحدار.

- فحص الارتباطات البسيطة بين المنبئات فى مصفوفة الارتباط حيث إذا زاد قيمة معامل الارتباط بين اى متغيرين مستقلين عن0.70 أو 0.80 فإنه توجد التلازمية الخطية بين المتغيرين وعليه يجب حذف أحد المتغيرين أو دمجها معًا.
- فحص مؤشر Variance Inflation Factors(VIF) : وهو يشير إلى وجود علاقة خطية قوية بين أحد المتغيرات المنبئة وبقية المتغيرات المنبئة وإذا زادت قيمته عن 1.00 فإنه يوجد قضية التلازمية الخطية للمتغير المنبئ ويجب أن يحذف من تحليل الانحدار.

**والتلازمية الخطية تسبب مشاكل خطيرة فى تحليل الانحدار أهمها:**

- تقلص حجم قيمةR
- تجعل تحديد أهمية المنبئات صعبة لأن تأثير المنبئات يكون متداخل نتيجة الارتباطات العالية بينها.
- يزيد تباينات معاملات الانحدار وهذا يجعل معادلة التنبؤ غير صادقة.
- تزيد من الأخطاء المعيارية لمعاملات الانحدار وعندما تكون قيمة r بين متغيرين مستقلين 0.9 =r فإن الأخطاء المعيارية لمعاملات الانحدار تتضاعف وعليه فإن

أى من معاملات الانحدار لا تكون دالة إحصائيًا نتيجة الحجم الكبير للأخطاء المعيارية.

**توجد العديد من الطرق للتغلب على التلازمية الخطية منها:**

- دمج المتغيرات المنبئة عالية للارتباط معًا، فمثلا 0.9, $r_{x_1x_2}$=0.8 وعلية دمج المتغيرين $x_1$ ،$x_2$ معًا.
- إذا وجد مجموعة كبيرة من المنبئات فيتم إجراء التحليل العاملى أو تحليل المكونات الرئيسية لتقليل العدد الكبير من المنبئات عالية الارتباط إلى مجموعة أقل منها.
- استخدام طريقة انحدار ريدج Ridge regression

**طرق بناء نموذج الانحدار المتعدد**

توجد ثلاث استراتيجيات تحليلية فى الانحدار المتعدد وهى الانحدار المتعدد المعيارى Standard multiple regression وطريقة الانحدار التسلسلى الهرمى Sequential Hierarchical regression والانحدار الإحصائى ذو الخطوة التدريجية Statistical stepwise regression والاختلاف بينهم يتضمن ماذا يحدث اثناء تداخل التباين نتيجة المتغيرات المستقلة المرتبطة ومن يحدد ترتيب إدخال المتغيرات المستقلة فى المعادلة.

**اولًا: الانحدار المتعدد المعيارى:** أحد الطرق المستخدمة لقواعد البيانات الصغيرة وفى الطريقة التلازمية أو المعيارية كل المتغيرات المستقلة يتم إدخالها فى معادلة الانحدار فى نفس الوقت أو اللحظة ولذلك تسمى الانحدار فى نفس الوقت Simultaneous أيضًا يشار اليه بالانحدار الإدخال القصرى Forced entry regression لان كل المتغيرات تجبر على الإدخال فى المعادلة فى نفس الوقت حيث كل متغير مستقل يتم تقديره كم لو أنه ادخل فى الانحدار بعد إدخال كل المتغيرات المستقلة، ويتم تقيم كل متغير مستقل فى ضوء ماذا اضاف فى التنبؤ بالمتغير التابع. فى هذه الطريقة يمكن للمتغير المستقل أن يرتبط ارتباطًا مرتفعًا مع المتغير التابع ولكن يظهر غير ذات اهمية فى إسهامه فى التنبؤ بالمتغير التابع وتسمى فى برنامج SPSS بالطريقة Enter.

وهذه الطريقة مفيدة فى البحث الاستكشافى لتحديد الدرجة التى يؤثر فيها متغير واحد أو أكثر على ناتج معين وأيضًا مفيد فى تحديد التأثير النسبى لاحد المتغيرات المستقلة وأيضًا فى تقدير التأثيرات المباشرة لاحد المتغيرات المستقلة على متغير تابع.

**ثانيًا: الانحدار المتعدد التسلسلى (الهرمى)** : وهى مشابهة بالطريقة السابقة وتستخدم لأغراض الاستكشاف حيث يتم إدخال المتغيرات المستقلة إلى المعادلة فى ترتيب محدد من قبل الباحث وكل متغير مستقل يتم تقييمه فى ضوء ماذا أضاف إلى المعادلة عند إدخاله فيها، وعليه يتم تحديد ترتيب إدخال المتغيرات وفقًا إلى اعتبارات نظرية أو منطقية ويمكن أن يتم إدخال المتغيرات المستقلة فى نفس الوقت أو كمجموعة Blocks ثم يقوم البرنامج بإجرائه فى خطوات وعلى ذلك فإن إدخال المتغيرات المستقلة يتوقف على اعتبارات نظرية وفى بعض الاحيان يكون لاختيار تسلسل المتغيرات المستقلة غير واضح فى ضوء النظرية.

**ثالثًا: الانحدار لإحصائى ذو الخطوات التدريجية:** وفيها يتم إدخال المتغيرات المستقلة فى ضوء ترتيب قائم على معايير إحصائية. فالقرار على اى المتغيرات يتم تضمينها وأى المتغيرات يتم استبعادها قائم على حسابات رياضية. فمثلا كلًا من المتغير المستقل الأول والمتغير المستقل الثانى يرتبطوا ارتباطًا جوهريًا مع المتغير التابع بينما المتغير المستقل الثالث أقل ارتباطًا، فالمفاضلة بين المتغير المستقل الأول والثانى لإدخالهم اولًا إلى المعادلة قائم على اى منهما أكثر ارتباطًا مع المتغير التابع فاذا كان المتغير المستقل الأول أكثر ارتباطًا يتم إدخاله أولًا فى نموذج الانحدار ثم يتم إدخال المتغير الثانى لنرى مدى إسهامه فى تحسن قيمة $R^2$ويستمر إدخال المتغيرات حتى نصل إلى مرحلة فيها اضافة اى من المتغيرات المستقلة لا يضيف شيئًا فى تباين المتغير التابع$R^2$ وعلية يتم استبعادها من معادلة الانحدار وتوجد ثلاثة صور للانحدار الإحصائى:

**1.الانحدار الامامى Forward method** : فيها يبدأ البرنامج بتحديد النموذج المبدئى فى ضوء الثابت فقط (a) ثم يبدأ البرنامج فى البحث عن افضل المنبئات بالمتغير التابع (اعلى معامل ارتباط) ولو اضاف هذا المتغير تحسن جوهرى فى قدرة النموذج للتنبؤ بالناتج فانة يبقى فى المعادلة ثم يبحث البرنامج على منبئ ثانى

والقاعدة فى اختبار المنبئ الثانى هى اعلى معامل ارتباط جزئى Partial correlation مع الناتج أو المتغير التابع وهكذا فمثلا إذا كان الذكاء يسهم بنسبة 40% من تباين التحصيل فيبقى 60% لم تفسر فيقوم البرنامج بالبحث عن متغير مستقل يستطيع أن يفسر أكبر جزء من تباين الـ60% غير المفسرة. ومعامل الارتباط الجزئى هو مقياس لكمية التباين الجديد فى المتغير التابع التى يمكن أن تفسر عن طريق بقية المنبئات مع استبعاد المتغير الأول. على ذلك تبدأ المعادلة بالمتغير الأكثر إسهامًا ثم تضاف اليها متغير تلو الآخر ويتم دراسة الدلالة الإحصائية لمدى اسهامه فى المعادلة حتى نصل إلى مرحلة اضافه اى متغير لا يسهم فى تباين المتغير التابع.

**2. الانحدار الخلفي Backward method** : وهى طريقة عكس طريقة الانحدار الامامى حيث يبدأ البرنامج بوضع كل المنبئات فى النموذج أو المعادلة ويقدر اسهام كل منبئ عن طريق فحص الدلالة الإحصائية لـT لكل منبئ واذا كان معامل الانحدار دالة إحصائيًا يبقى فى المعادلة واذا كان غير دالة إحصائيًا يستبعد من المعادلة ثم يعاد تقدير النموذج بالمتغيرات التى تسهم اسهامًا فعالًا فى المتغير التابع.

وتمر هذه الطريقة بالخطوات الآتية:

ا. حساب معادلة التنبؤ لكل المنبئات.

**ب.** حساب F لكل متغير منبئ مع وجود المتغير الاكثر اسهامًا فى المعادلة.

**ج.** القيمة الصغيرة لـ F يتم التحقق من دلالتها واذا كانت غير دالة يتم حذف المتغير المنبئ من المعادلة ويعاد تقدير المعادلة مع المتغيرات الباقى.

**3. طريقة الانحدار التدريجى (خطوة خطوة)Stepwise method** : هى خليط بين الطريقتين السابقتين ما عدا توقيت اضافة المتغير المنبئ إلى المعادلة. حيث تبدا المعادلة بالثابت وتضاف المتغيرات المستقلة فى نفس الوقت إذا توافر لها المعايير الإحصائية وهكذا ولكن يتم اختبار الدلالة الإحصائية للمتغير المنبئ الأقل فائدة أو إسهامًا فى المعادلة اولًا وعليه فإن المعادلة تبدأ بالمتغيرات المستقلة كلها وليس واحد

تلو الاخر، فى نفس الوقت واذا استوفت المعايير الإحصائية من حيث دلالتها تبقى ويمكن حذفها فى اى خطوة عندما لا تسهم بفاعلية فى الانحدار.

وعندما يستخدم الباحث طريقة الانحدار التدريجى فإن البرنامج ينفذ سلسلة من الخطوات، فى الخطوة الأولى يحدد البرنامج المتغير المستقل الاكثر اسهامًا فى تفسير معظم التباين فى المتغير التابع $R^2$ وتظل هذه الخطوات بمعنى يختار المتغير الثانى المسئول عن تفسير قدر كبير من $R^2$ بالتلازم مع المتغير الأول إلى أن يصل إلى الخطوة التى يكون فيها اضافة المتغير المستقل لا يضيف اى شئ فى تباين المتغير التابع وتتوقف هذه العملية. يتم الاختبار والإدخال فى المعادلة على أساس اسهامها فى$R^2$. ولكن توجد خطورة فى أن نترك للبرنامج الحرية فى وضع تسلسل للمتغيرات فى المعادلة، وطريقة Stepwise صممت للاختيار من مجموعة من المتغيرات المستقلة وتحديد أحد المتغيرات يتم إدخاله فى كل مرحلة بحيث يكون له اسهامًا عاليًا فى$R^2$ . والبرنامج يقف فى اضافه اى من المتغيرات المستقلة إلى المعادلة عندما لا يكون له اسهامًا أو دلالة إحصائية.

وعندما يكون لدى الباحث مجموعة كبيرة من المتغيرات وليس لدية اسس نظرية قوية ترشده فى اختياراى من هذه المتغيرات فإن البرنامج يختار هذه المتغيرات ويضع القرار فيما يخص الاسبقية أو الأولوية المنطقية أو السببية التى يصعب الوصول اليها قبل التحليل. وعليه فإن تفسير النتائج فى الانحدار الإحصائى ليس سهلًا. وعلى ذلك فإن لانحدار الإحصائى التدريجى يكون مفيد فى البحوث الاستكشافية وفى استخدام الانحدار الهرمى فإن الباحث لدية رؤية واضحة عن ترتيب المتغيرات واسبقيتها فى حدوث السببية قبل متغيرات اخرى.

وتوجد مشاكل خطيرة من استخدام الانحدار التدريجى أو التسلسلى عندما يوجد عدد كبير نسبيًا من المتغيرات المستقلة لان اختبارات الدلالة لإسهام كل متغير مستقل فى $R^2$ وفترات الثقة المرتبطة به تتم فى تجاهل المتغيرات المستقلة المتنافسة معه وهذا يزيد من فرصة أن تكون فترات الثقة تحت التقدير (أقل من قيمتها الحقيقية)، وتظهر مشكلة اخرى وهى أن تحليل الانحدار التدريجى حيث يعطى معالم فى العينة قد تختلف عن معالم و معادلة الانحدار فى عينة اخرى لنفس المجتمع.

وعندما يوجد عدد من المتغيرات المستقلة التى تتنافس فى الدخول إلى المعادلة ففى خطوة معينة توجد فروق تافهة بين الارتباطات الجزئية مع Y وهنا يكون البرنامج فى حيرة فى اختيار معامل الارتباط الجزئى الاكبر فى هذه الخطوة. وعلى الرغم أن طريقة الانحدار التدريجى صممت لتعظيم $R^2$ مع عدد محدد من المتغيرات المستقلة للعينة ولكنها لم تنجح جيدًا فى الممارسة الواقعية.

ويمكن زيادة فاعلية طريقة Stepwise بالآتى:

- هدف البحث التنبؤ وليس التفسير لأن التفسير الفعال لنتائج الانحدار التدريجى يشوبها التحذيرات السابقة.
- حجم العينة كبير جدًا وعدد المتغيرات المستقلة ليس كبيرًا حيث نسبة المتغيرات المستقلة (K) إلى العينة (n) هى 1 إلى 40 كافى.
- إذا كانت النتائج لها قابلية للتفسير فيفضل إجراء Cross- validation ويمكن إجراء ذلك بتقسيم العينة الأساسية عشوائيًا إلى عينتين ويتم معالجتها بحثيًا وإحصائيًا بنفس الطريقة.

والطرق الإحصائية الثلاثة الانحدار الخلفى والانحدار الامامى والانحدار التدريجى يقعوا تحت عنوان عام وهى الطريقة التدريجية Stepwise Methods حيث يعتمدوا على انتقاء البرنامج للمتغيرات فى ضوء اسس إحصائية، وعليه فإن هذه الطرق تستخدم للبحوث الاستكشافية ولكن عندما يوجد اطر نظرية قوية فى البحث فيفضل استخدام الانحدار التسلسلى أو الهرمى.

وعليه فأن:

1. لتبسط العلاقات بين المتغيرات وتجيب عن السؤال الرئيسى للبحث فإن الطريقة المعيارية الاجبارية مفضلة.
2. يفضل استخدام الانحدار التسلسلى فى وجود اطار نظرى قوى لاختبار الفروض وفيها تتحدد اهمية المتغيرات المستقلة فى معادلة التنبؤ عن طريق الباحث وفقًا للنظرية والمنطق.

3. فـى الانحـدار الإحصـائى يـتم إدخـال وترتيـب المتغيـرات المسـتقلة فـى المعادلـة فـى ضـوء إحصـائيات مقـدرة مـن بيانـات العينـة ولـذلك فهـى اسـتراتيجية لبنـاء النمـوذج Model Building وليس لاختبار النموذج Model Testing

4. نتـائج الانحـدار الإحصـائى يمكـن أن تكـون مضـللة مـا لـم تكـون أحجـام العينـات كبيـرة وممثلة تمثيلًا جيد للمجتمع.

5. إذا استخدم الانحدار المعيارى الاجبارى فيوجد سؤالين رئيسين:

أ- ما هو حجم العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المستقل R ؟

ب-ما مقدار العلاقة أو التباين التى أسهم بها كل متغير مستقل؟

6. إذا استخدم الانحدار الهرمى التسلسلى فإن السؤال هو:

هـل اضـافه متغيـر الـذكاء اضـاف إحصـائيًا إلـى التنبـؤ بالتحصـيل بعـد اسـتبعاد متغيرات الميل والدافعية مثلًا؟

7. إذا استخدم الانحدار الإحصائى فإن السؤال هو:

ما هو أفضل اتحاد خطى للمتغيرات المستقلة للتنبؤ بالمتغير التابع فى العينة؟

**تنفيذ الانحدار المتعدد بمسلماته فى SPSS**

جمع باحث بيانات لـ 175 طالب لأربعة متغيرات مستقلة هى:

الدافعية: يتضمن بعدين داخليه mot1وخارجية mot2

الاتجاه: يتضمن بعدين هما الاتجاه نحو المادة att1 ونحو المدرسة att2

والمتغير التابع هو التحصيل acheivement

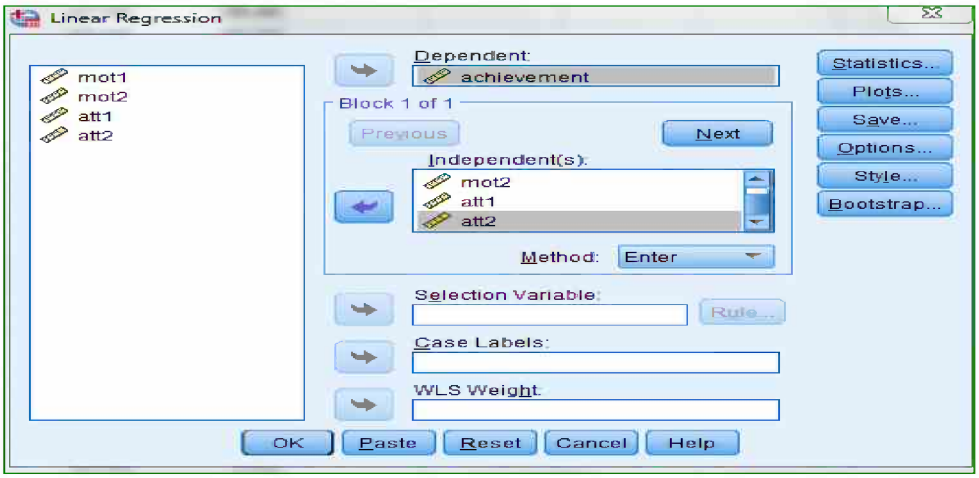
**أولًا: إدخال البيانات:** 1. اضغط variable view وتحت عمود Name اكتب مسمى المتغيرات وهى المستقلة mot1 , mot2 , att1 , att2 والمتغير التابع achievement

2. اضغط Data view تظهر شاشة بها خمس أعمدة كل عمود يمثل متغير

3. ابدأ فى إدخال البيانات

**ثانيًا: تنفيذ الأمر بمسلماته:**

1. اضغط Analyze→ Regression → Linear يعطى شاشة مماثلة للانحدار البسيط:

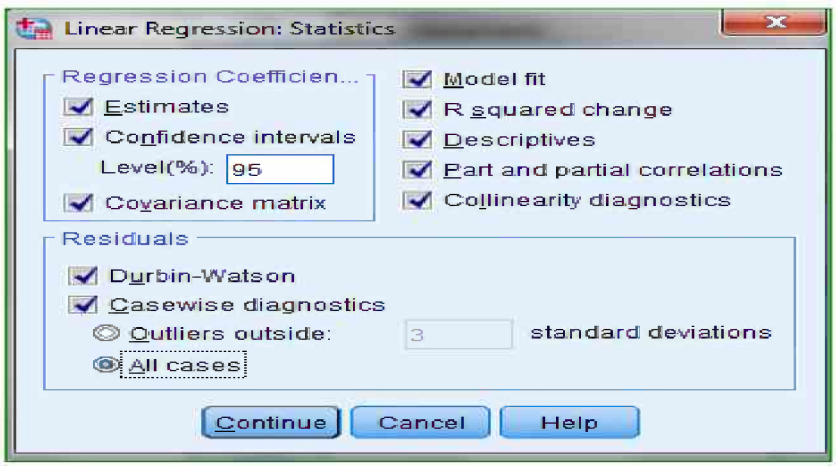



2. انقل المتغير التابع achievment إلى مربع Dependent

3. انقل المتغيرات المستقلة mot1 , mot2 , att1 , att2 إلى مربع Independent

4. فى مربع Block 1 of 1 يوجد الطريقة Method ويظهر فى المربع الذى امامها طريقة Enter وهى default للبرنامج واذا ضغطت على السهم تظهر طرق الانحدار المتعدد والباحث اختار Enter

5. اضغط على اختيار Statistics تظهر الشاشة الآتية:




6. على الجانب الأيمن من الشاشة يوجد عدة اختيارات وهى:

- اختار Model fit : (هى منشطة) وهذا يفيد فى صياغة إحصائيات المطابقة وتتضمن $R^2$ و adjusted$R^2$والخطأ المعيارى للتقدير وجدول ANOVA للنموذج

- Descriptive : يعطى المتوسط والانحراف المعيارى لكل متغير فى التحليل وعدد الأفراد لكل المتغيرات ويمكن أن يعطى مصفوفة الارتباط بين كل المتغيرات فى التحليل وكذلك اختبار الدلالة الإحصائية لكل معامل ارتباط لاختبار ذو ذيل واحد وهى مفيدة فى فحص قضية التلازمية الخطية عن طريق فحص معاملات الارتباط.

- Part and Partial correlations: وهذا الاختبار يعطى معامل ارتباط بيرسون r ومعامل الارتباط الجزئى Partial وهى تفيد فى حساب معامل الارتباط بين المتغير التابع ومتغير مستقل محدد بعد ضبط تأثيرات بقية المتغيرات المستقلة الاخرى فى النموذج وهذا المعامل يقوم علية تحليل الانحدار. بينما معامل الارتباط شبة الجزئى Semipartial يتناول العلاقة بين كل متغير مستقل (منبئ) وجزء من تباين المتغير التابع الذى لم يفسر عن طريق بقية المتغيرات الاخرى فى النموذج.

-Collinearity diagnostics : يعطى مؤشرى Tolerance وقيم VIF لكل متغير مستقل فى التحليل وهذا يفيد فى تشخيص التلازمية الخطية بين المتغيرات المستقلة.

**اما فى مربع** Regression Coefficient **توجد عدة اختيارات منها:**

- R square change: يعرض التغير فى $R^2$ جراء تضمين متغير منبئ جديد (او مجموعة من المتغيرات ) وهذا المقياس مفيد لتقدير اسهام المنبئات الجديدة فى تفسير تباين المتغير التابع.

- Estimates يعطى معاملات الانحدار اللامعيارية والمعيارية(b ,β) واختبارات الدلالة T لمعاملات الانحدار والخطأ المعيارى.

- فترات الثقة Confidence intervals: يعطى فترات الثقة لمعاملات الانحدار غير المعيارية وهى مفيدة لتقدير القيمة الاحتمالية لمعاملات الانحدار فى المجتمع.

- Covariance Matrix: يعرض مصفوفة التغايرات ومعاملات الارتباطات والتباينات بين معاملات الانحدار لكل متغير فى النموذج.

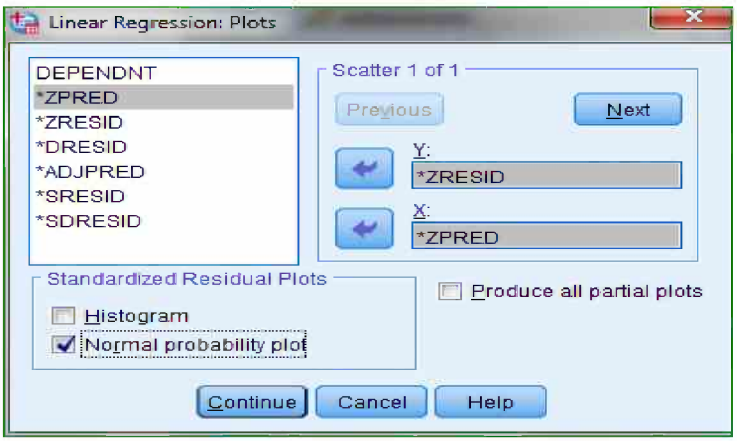
**اما فى مربع** Residuals توجد **عدة اختيارات:**

- Durbin – Watson : إحصاء للتحقق من استقلالية الأخطاء أو البواقى وبرنامج SPSS لا يعطى اختبار دلالة إحصائية لهذا الإحصاء واذا كانت قيمته تختلف بدرجة كافية عن 2 فانة لا توجد استقلالية بين أخطاء القياس.

- Casewise Diagnostic : يعطى القيمة المقاسة للمتغير التابع Y والقيمة المتنبأ بها $\hat{Y}$ والفرق بينهما (الأخطاء أو البواقى المعيارية ) و يعطى هذه القيم لكل الحالات (اختار All Cases) أو للحالات التى تزيد لها البواقى المعيارية عن 3 ويمكن تغير 3 إلى 2 من خلال Outliers outside

7. اضغط Continue

8. اضغط على اختيار Plot على يمين الشاشة تظهر الشاشة الآتية:




وهذا الاختيار لفحص مسلمة الاعتدالية وتجانس التباينات للبواقى، فعلى يمين الشاشة تظهر مسمى المتغيرات وهى:

- درجات المتغير التابع الخام Dependent
- ZPRED : قيم المتغير التابع المعيارية المتنبأ بها فى ضوء معادلة الانحدار التى تم بنائها.
- ZRESID : البواقى أو الأخطاء المعيارية وهى الفروق المعيارية بين الدرجة المقاسة Yوالدرجة المتنبأ بها عن طريق النموذج وكما نعلم أن البواقى غير المعيارية هى الفرق بين Y ,$\hat{Y}$ولا يمكن تحديد نقطة قطع لتحديد البواقى الكبيرة. وللتغلب على هذه المشكلة نستخدم البواقى المعيارية وهى خارج قسمة البواقى اللامعيارية على الانحراف المعيارى ويمكن أن تقارن البواقى المعيارية Z للنماذج المختلفة فاذا كان:

- القيمة المطلقة للبواقى أكبر من 3.29 (تقريبًا3) لا بد أن تؤخذ فى الاعتبار.
- إذا وجد1% من الحالات لها بواقى معيارية أكبر من 2.58 فهذا دليل على أن مستوى الخطأ داخل النموذج غير مقبول بمعنى أن النموذج ضعيف المطابقة مع البيانات.
- إذا وجد5% من الحالات لها بواقى معيارية 1.96 فأكثر (2تقريبًا) فإنه دليل على أن النموذج لا يمثل البيانات تمثيلًا دقيقًا.

**اما الشكل الآخر لبواقى** هوStudentized Residual وهو بواقى غير معيارية مقسومة على الانحراف المعيارى ولها نفس خصائص البواقى المعيارية ولكنها عادة تعطينا تقدير دقيق لتباين الخطأ.

- DRESID: البواقى المحذوفة

- ADJPRED : القيم المتنبأ بها المصححة

- SRESID : StudentizedResidual البواقى المعدلة

- SDRESID : البواقى المعدلة المحذوفة

**9. ولتقيم الاعتدالية وتجانس التباينات للبواقى**Homoscedasticity **اتبع الآتى:**

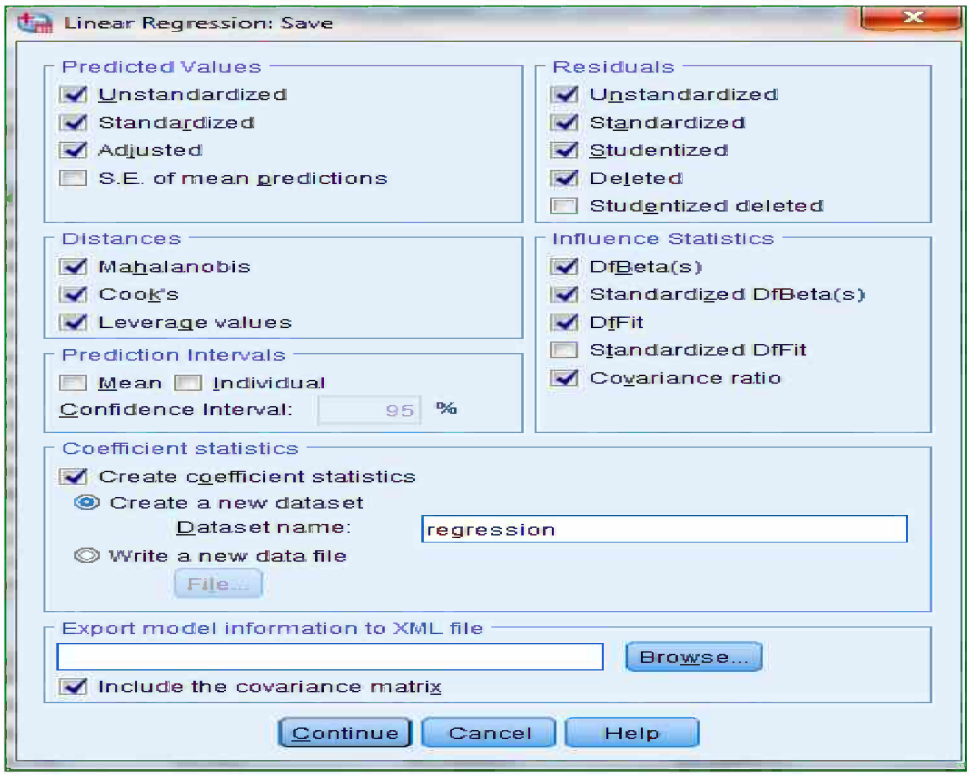
ا- اضغط على متغير ZRESID وانقلة إلى مربع Y

ب- اضغط على متغير ZPRED وانقلة إلى مربع X

ت- تحت جزء Studentized Residualplots اضغط على مسلمة Normal probability plot و histogram لتقويم اعتدالية البواقى.

**10.** اضغط Continue

**11.** اضغط على اختيار Save تظهر الشاشة الآتية:



حيث يمكن حفظ المتغيرات التشخيصية الناتجة من الخطوات السابقة فى ملف البيانات. حيث يقوم البرنامج بحساب هذه الإحصائيات وخلق أعمدة جديدة فى ملف البيانات

**12. فى مربع** Predicted valueاضغط على:

ا- الدرجة المتنبأ بها Unstandardized

ب- الدرجة المتنبأ بها المعيارية (Z) Standardized

ت- Adjusted Predicted Value

**13.**فى مربع Residualsاضغط على:

ا-البواقى الخام Unstandardized

ب- البواقى المعيارية Standardized

ت- Studentdized residual

ج-Deleted residual هو البواقى عندما يستبعد الفرد من التحليل وهى الفرق بين المتغير التابع والقيمة المتنبأ بها المصححة عند استبعاد الحالة.

**14. فى مربع** Distance **اضغط:**

-Mahalanobis distance: وهو مؤشر لمدى ابتعاد قيمة المتغير المستقل عن المتوسط العام لتشخيص القيم المتطرفة.

- Cook distance: إلى اى درجة البواقى لكل الأفراد تتغير إذا استبعد الفرد من التحليل

- قيم Leverage : مقياس لمدى تأثير قيم المتغير المستقل على مطابقة نموذج الانحدار.

**15.إحصائيات التأثير:** تتضمن إحصائيات تقيس ماذا يحدث لو استبعدنا الحالة من التحليل وهى:

-DfBeta : الفرق فى معاملات الانحدار المعيارية (Beta) لو استبعدت الحالة من التحليل

-DfFit : التغير فى القيمة المتنبئ بها لو استبعدت الحالة أو الفرد من التحليل

-Standardized DfBeta : الدرجة المعيارية ل DfFit

- Covarince ratio : نسبة محدد مصفوفة التغاير فى حالة استبعاد حالة أو فرد محدد من التحليل إلى محدد المصفوفة التعاير مع وجود الفرد من التحليل والنسب القريبة من 1.0 تشير إلى خطا قليل.

**16.** اضغط Statistics Create coefficient لحفظ معاملات الانحدار فى قاعدة بيانات جديدة واكتب مسمى قاعدة البيانات الجديدة كالاتى:

- Create anew dataset

- اكتب اسم الملف Datasetname واكتب مسماة وليكن Regression

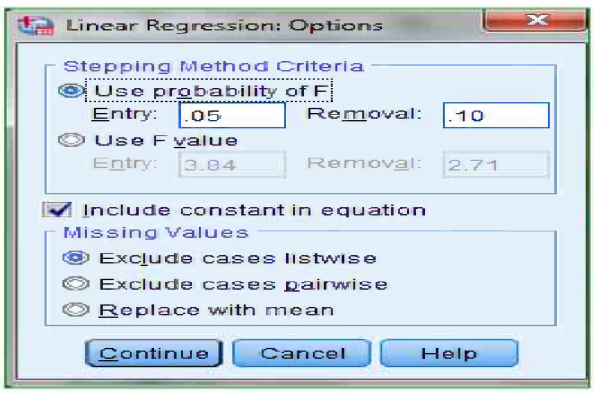
او - اضغط data

- write anew file

وحدد موقع الملف الجديد فمثلا تم تحديده فى مسار D مثلا واكتب اسمهRegression واضغط Save.

**17.** اضغط Continue

**18.** اضغط اختيار Options تظهر الشاشة الآتية :




- يمكن تغير محكات إدخال المتغيرات فى الانحدار التدريجى Stepwise ومن الافضل استبقاء محك 0.05 ويمكن تغيره إلى معيار أكثر صرامة وهو 01.

- يمكن تحديد طريقة التعامل مع البيانات الغائبة سواء استبعاد الحالة من التحليل التى بها قيمة غائبة على أحد المتغيرات اختار Listwise أو الاستبقاء على الحالة التى بها بيانات غائبة على أحد المتغيرات للاستفادة منها فى متغيرات اخرى Pairwise أو استبدال القيم الغائبة بمتوسط المتغير.

19. اضغط Continue

20. اضغط OK لتنفيذ الامر

**ثالثا : المخرج :**

```
REGRESSION
  /DESCRIPTIVES MEAN STDDEV CORR SIG N
  /MISSING LISTWISE
  /STATISTICS COEFF OUTS CI(95) BCOV R ANOVA COLLIN TOL CHANGE ZPP
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
  /NOORIGIN
  /DEPENDENT achievement
  /METHOD=ENTER mot1 mot2 att1 att2
  /SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED)
  /RESIDUALS DURBIN NORMPROB(ZRESID)
  /CASEWISE PLOT(ZRESID) ALL
  /SAVE PRED ZPRED ADJPRED MAHAL COOK LEVER RESID ZRESID SRESID DRESID DFBETA SDBETA DFFIT COVRATIO
  /OUTFILE=COVB(regression).
```

- **اعطى المخرج الإحصاء الوصفى للمتغيرات فى التحليل:**

حيث اعطى المتوسط Mean والانحراف المعيارى وعدد الفراد أو القياسات فى المتغيرات الاربعة.

**Descriptive Statistics**

| | Mean | Std. Deviation | N |
|---|---|---|---|
| achievement | 17.5714 | 9.97205 | 175 |
| mot1 | 25.5314 | 4.43832 | 175 |
| mot2 | 29.0514 | 3.94687 | 175 |
| att1 | 40.7257 | 7.15382 | 175 |
| att2 | 45.9829 | 9.24412 | 175 |

- **مصفوفة الارتباط:**

**Correlations**

| | | achievement | mot1 | mot2 | att1 | att2 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Pearson Correlation | achievement | 1.000 | .398 | .226 | .308 | .348 |
| | mot1 | .398 | 1.000 | .545 | .138 | .326 |
| | mot2 | .226 | .545 | 1.000 | .077 | .281 |
| | att1 | .308 | .138 | .077 | 1.000 | .679 |
| | att2 | .348 | .326 | .281 | .679 | 1.000 |
| Sig. (1-tailed) | achievement | . | .000 | .001 | .000 | .000 |
| | mot1 | .000 | . | .000 | .034 | .000 |
| | mot2 | .001 | .000 | . | .157 | .000 |
| | att1 | .000 | .034 | .157 | . | .000 |
| | att2 | .000 | .000 | .000 | .000 | . |
| N | achievement | 175 | 175 | 175 | 175 | 175 |
| | mot1 | 175 | 175 | 175 | 175 | 175 |
| | mot2 | 175 | 175 | 175 | 175 | 175 |
| | att1 | 175 | 175 | 175 | 175 | 175 |
| | att2 | 175 | 175 | 175 | 175 | 175 |

حيث فى الجزء الأول اعطى معاملات الارتباط لبيرسون وفى الجزء الثانى دلالتها الإحصائية عند 01. لاختيار ذو ذيلين والجزء الثالث عدد الأفراد التى دخلت قياساتها فى حساب معامل الارتباط. والملاحظة فى مصفوفة معاملات الارتباط أن العلاقة بين المتغيرات المستقلة والتابعة منخفضة إلى حدًا ما. كما أن العلاقة بين mot1 و mot2 مرتفعة إلى حدًا ما 545. كما أن العلاقة بين المتغيرين المستقلين att1 و att2 مرتفعة 6790. وهذا غير مرغوب فى تحليل الانحدار حيث يفترض أن تكون العلاقة

بين المتغيرات المستقلة ببعضها البعض منخفضة وعلى ذلك من خلال فحص مصفوفة الارتباط نتوقع ظهور قضية التلازمية الخطية إلى حدًا ما خاصة بين att1 و att2 .

ويتضح أن كل معاملات الارتباط دالة إحصائية عند 05. ما عدا معامل الارتباط بين att1 و mot2، وكذلك دالة عند 01. ما عدا معامل الارتباط بين mot2 و att1 وكذلك معامل الارتباط بين att1 و mot1 .

- **اعطى البرنامج الجدول الآتى:**

| Variables Entered/Removed[a] | | | |
|---|---|---|---|
| Model | Variables Entered | Variables Removed | Method |
| 1 | att2, mot2, mot1, att1[b] | . | Enter |
| a. Dependent Variable: achievement | | | |
| b. All requested variables entered. | | | |

ويتضح أن المتغيرات المستقلة جميعها ادخلت المعادلة ولا توجد متغيرات مستبعدة وذلك لان الطريقة المستخدمة هى ENTER ولكن إذا استخدم الباحث اى من طرق الانحدار الاخرى فيوجد متغيرات مستبعدة واوضح الجدول أن المتغير التابع هو achievement

- **ملخص النموذج Summary of Model كالآتى :**

| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate |
|---|---|---|---|---|
| 1 | .480[a] | .230 | .212 | 8.85232 |
| a. Predictors: (Constant), att2, mot2, mot1, att1 | | | | |
| b. Dependent Variable: achievement | | | | |

فى هذا الجزء يصف النموذج ككل حيث اعطى معامل الارتباط المتعدد = 0.480 R هى معامل الارتباط المتعدد بين المتغير التابع والمتغيرات المنبئة معًا، ومربع معامل الارتباط المتعدد $R^2$=0.230 ، ومربع معامل الارتباط المصحح Adjusted R Square=0.212.

وان المتغيرات الاربعة المستقلة فسرت 23% من تباين التحصيل ويتم حساب $R^2$:

$$R^2 = \frac{SS_{Reg}}{SS_{total}}$$

انظر فى جدول ANOVA نلاحظ ان:

$$= \frac{3981.055}{17302.857} = 0.230$$

وتعتبر $R^2adj$ المصححة أكثر دقة من $R^2$ لأنها تصحح من صغر حجم العينة و درجات الحرية المفقودة اثناء الانحدار ويتم حسابها من خلال تصحيح stein واحيانًا تستخدم صيغة Wherry فى بعض البرامج :

$$\text{AdjustedR}^2 = 1 - \left[\left(\frac{175-1}{175-4-1}\right)\left(\frac{175-1}{175-4-2}\right)\left(\frac{175+1}{175}\right)\right](1 - 0.48) = 0.212$$

وهذه القيمة مشابهة تقريبًا لقيمة $R^2(0.230)$ مما يدل على أن الصدق التعميمى للنموذج جيد. واعطى قيمة الخطأ المعيارى لقيمة Std.Error of the Estimate وهى تدل على الدقة العامة لنموذج الانحدار وهى الجذر التربيعى لمتوسط مجموع مربعات البواقى فى جدول ANOVA:

$$= \sqrt{\text{MS}_\text{R}} = \sqrt{78.364}$$

- إحصائيات التغير Change Statistics كالاتى:

Model Summary[b]

| Change Statistics | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| R Square Change | F Change | df1 | df2 | Sig. F Change | Durbin-Watson |
| .230 | 12.701 | 4 | 170 | .000 | 1.208 |

وهى ماذا يحدث لو اضيف متغير جديد إلى معادلة الانحدار هذا الجزء غير ذات اهمية فى طريقة ENTER لان كل المتغيرات ادخلت إلى المعادلة حيث إن إحصائيات هذا الجزء هى قيم $R^2$ و F و df2 ,df1 و Sig وهى مثل قيمة $R^2$ وجدول تحليل التباين ولا تتغير قيمتها ويمكن أن يحدث تغير إذا استخدم الباحث طرق الانحدار الإحصائى والهرمى. وفى نهاية الجدول يوجد إحصاء Durbin-Watson وهو يخبرنا ما إذا كانت مسلمة استقلال البواقى أو الأخطاء تحققت ام لا. والقاعدة الشديدة التحفظ تقول أن القيم الأقل من الواحد الصحيح 1.0 أو الأكبر من 3.0 تشير إلى وجود استقلالية إلى حدًا ما بينما القيمة القريبة من 2 هى افضل وتشير إلى تحقق المسملة بدرجة كبيرة، وفى المثال هى 1.208 وعليه فالقيمة ليست قريبة من 2

ولا هى أقل من 1.0 وبالتالى يمكن القول إلى توافر المسلمة بدرجة متوسطة وليست جيدة.

- **جدول ANOVA كالاتى:**

**ANOVA[a]**

| Model | | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Regression | 3981.055 | 4 | 995.264 | 12.701 | .000[b] |
| | Residual | 13321.802 | 170 | 78.364 | | |
| | Total | 17302.857 | 174 | | | |

a. Dependent Variable: achievement

b. Predictors: (Constant), att2, mot2, mot1, att1

وهو يتضمن معلومات عن اختبارات فروض لنموذج الانحدار أو التنبؤ ككل بمعنى أن المتغيرات الاربعة تصلح أو لا تصلح للتنبؤ بالتحصيل. وهذا الجدول يتضمن صف Regression وصف البواقى أو الأخطاء Residual وهو يتضمن معلومات عن الأخطاء وهى تمثل الفرق الكلى بين النموذج Y والبيانات المقاسة (Y) ويتضمن نسبة F وهى تعرض نسبة التحسن فى التنبؤ نتيجة لمطابقة النموذج بالنسبة إلى عدم الدقة (الأخطاء) أو البواقى الموجودة فى النموذج وتقدر كالآتى:

$$F = \frac{SS_{regession\ /\ dfreg}}{SS_{Residual\ /\ dfresidual}} = \frac{MS_{Reg}}{MS_{ResS}} = \frac{3981055/4}{13321.802/17} = \frac{995.264}{78.364} = 12.701$$

أو تقدر من الصيغة الآتية :

$$F = \frac{R^2\ /\ K}{(1-R^2)(N-K-1)} = \frac{0.23/4}{(1-0.23)(175-4-1)} = 12.701$$

وما يهمنا فى الجدول هو التحقق من الفروض الإحصائية الآتية:

$$H_0 : R \text{ or } \rho = 0$$
$$H_A : R \text{ or } \rho \neq 0$$

حيث ρ معامل الارتباط المتعدد بين التحصيل والمتغيرات المستقلة فى المجتمع وبما أن 0.05 > (0.000) Sig وعليه نقبل الفرض البديل القائل يمكن للمتغيرات

الاربعة المستقلة أن تستخدم للتنبؤ بالتحصيل بمعنى يمكن بناء معادلة انحدار. لاحظ أن دلالة F لاختبار نموذج الانحدار ككل، وعليه , $F\ (4,170) = 12.701$ $P < 0.05$، لاحظ أن المتغيرات الاربعة المستقلة ليس شرط أن تستخدم كلها فى بناء معادلة الانحدار ويمكن القول أن الفرض البديل على الأقل أحد المتغيرات المستقلة يمكن أن تتنبأ تنبؤ دال إحصائيًا بالتحصيل بفرض توافر مسلمات الانحدار.

- **معالم النموذج أو تفاصيل النموذج أو معادلات الانحدار:**

| Model | | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | t | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | B | Std. Error | Beta | | |
| 1 | (Constant) | -17.608- | 6.182 | | -2.848- | .005 |
| | mot1 | .760 | .185 | .338 | 4.114 | .000 |
| | mot2 | -.011- | .206 | -.005- | -.055- | .956 |
| | att1 | .256 | .130 | .184 | 1.979 | .049 |
| | att2 | .123 | .106 | .114 | 1.161 | .247 |

a. Dependent Variable: achievement

كما سبق أن تناولنا ما إذا كان النموذج ككل له قدرة على التنبؤ بالمتغير التابع. والجزء الآتى يهتم بمعالم ومعاملات الانحدار للنموذج ويتضمن معلومات ضرورية لبناء معادلة الانحدار وتحديد اى المتغيرات المستقلة أكثر اهمية أو اسهامًا نسبيًا وكذلك مؤشر VIF لتشخيص التلازمية الخطية المتعددة.

**ففى جزء المعاملات غير المعيارية** Unstandardized: العمود B وهو عبارة عن الثابت a ومعاملات الانحدار غير المعيارية للمتغيرات المستقلة (ميل خط الانحدار ) . وعليه فإن معادلة الانحدار غير المعيارية هى:

$$\hat{Y} = -17.608 + 0.760X_1 - 0.011X_2 + 0.256X_3 + 0.106X_4$$

وبصيغة اخرى:

$$\text{Achievement} = -17.608 + 0.76\ mot_1 - 0.011 mot_2 + 0.256 att_1 + 0.106 att_2$$

وهذه الصيغة تستخدم للتنبؤ بتحصيل اى طالب من درجاته على المتغيرات المستقلة. ولاحظ أن قيم b تشير إلى اسهام المتغير فى التنبؤ بالتحصيل بالنموذج وأيضًا تخبرنا

عن العلاقة بين التحصيل وكل متغير منبئ وإذا كانت موجبة فيوجد ارتباط موجب بين المنبئ أو التحصيل إذا كانت سالبة فالارتباط بين المنبئ والتحصيل سالب. وعليه إذا زادت الدافعية الدخيلة يزيد فالتحصيل b=0.76 وهذه القيمة تشير إلى إذا زادت الدافعية الداخلية بمقدار وحدة واحدة فالتحصيل يزيد بمقدار 0.76 وحدة وكلا من المتغيرين يقاسوا بدرجات خام فزيادة درجة واحدة فى الدافعية الداخلية تسهم فى زيادة 0.76 من الدرجة فى التحصيل.

حقيقة المقارنة بين الاهمية النسبية للمتغيرات فى ضوء b غير صحيح لاختلاف وحدات القياس وعلية فلا بد من الاعتماد على معامل الانحدار المعيارى Beta ويفسر مثل معامل ارتباط بيرسون r والقيمة المطلقة ل Beta تستخدم لتحديد اى المتغيرات المستقلة أكثر اسهاما فى التنبؤ. والمدقق يلاحظ أن معامل الانحدار المعياري Beta للدافعية الداخلية 0.338 بينما للدافعية الخارجية 0.005- على ذلك فإن تأثير الدافعية الداخلية على التحصيل أكثر من تأثير الدافعية الخارجية، حيث زيادة وحدة انحراف معيارى فى الدافعية الداخلية يسبب زيادة مقدارها 0.338 وحدة انحراف معيارى فى التحصيل. وعلى ذلك فالأهمية النسبية للمتغيرات الاربعة بالترتيب هى الدافعية الداخلية والاتجاه نحو المادة الدراسية والاتجاه نحو المدرسة وأخيرًا الدافعية الخارجية على الترتيب.

وكذلك لمعامل الانحدار المعيارى دلالة إحصائية حيث يختبر باستخدام اختبار T حيث الفروض الإحصائية:

$$H0 : Beta = 0$$
$$HA : Beta \neq 0$$

ويتضح أن معامل Beta لـ $Mot_1$. دال إحصائيًا حيث $T = 4.114, P < 0.05$

وكذلك معامل Beta لـ $Att_1$ دال إحصائيًا بينما معاملات Beta للدافعية الخارجية والاتجاه نحو المدرسة غير دالة إحصائيًا وعلية يتضح أن معادلة الانحدار المعيارية: Z

$$achievement = 0.338\ Zmot_1 + 0.184\ Zatt_1$$

والجدول الاتى:

| 95.0% Confidence Interval for B | | Correlations | | | Collinearity Statistics | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Lower Bound | Upper Bound | Zero-order | Partial | Part | Tolerance | VIF |
| -29.811- | -5.405- | | | | | |
| .396 | 1.125 | .398 | .301 | .277 | .669 | 1.494 |
| -.418- | .395 | .226 | -.004- | -.004- | .681 | 1.468 |
| .001 | .512 | .308 | .150 | .133 | .524 | 1.908 |
| -.086- | .332 | .348 | .089 | .078 | .469 | 2.130 |

عبارة عن معاملات ارتباط بيرسون وكذلك معاملات الارتباط الجزئية وشبة الجزئية لاحظ أن مربع معامل الارتباط شبة الجزئى Part يعطى مقدار التباين الخاص فى المتغير التابع المفسر عن طريق كل متغير مستقل ومعامل الارتباط الجزئى Partial هو معامل الارتباط بين المتغير التابع والمتغير المستقل بعد ضبط تأثير المتغيرات المستقلة الاخرى، فمثلًا معامل الارتباط الجزئى بين $mot_1$ والتحصيل 0.301 بعد استبعاد تأثير المتغيرات الثلاثة الباقية على كلًا من $mot_1$ والتحصيل بينما معامل الارتباط شبة الجزئى هو معامل الارتباط بين المتغير المنبئ والتحصيل بعد ضبط تأثير المتغيرات الثلاثة الباقية على التحصيل فقط. فى حالة استخدام الانحدار التدريجى يتم إدخال اول متغير الاكثر معامل ارتباط مع المتغير التابع ثم بعد ذلك فى ضوء أعلى معامل ارتباط شبة الجزئى.

- **التحقق من مسلمة التلازمية الخطية المتعددة:** كما نعلم أن تشخيص هذه المسلمة من خلال مؤشرين هما Tolerance واذا كانت قيمته أقل من 0.10 ومؤشر VIP إذا كانت قيمته أكبر من 10.0 تشير إلى وجود التلازمية الخطية (Cohen et al., 2003)، وقيمة VIP الاكبر من 10 تعنى أن الأخطاء المعيارية لـb أكبر ثلاث مرات مما هو إذا كانت المتغيرات المستقلة غير مرتبطة.

قدم Field (2009) ارشادات لـVIPو Toleranceوهى كالآتى:

- VIF >10 وجود التلازمية الخطية وتسبب مشاكل وتوضع فى الاعتبار.
- إذا كان متوسط VIF للمنبئات أكبر من 1.00 فإن نتائج الانحدار تكون متحيزة.
- Tolerance < 0.10 تشير إلى وجود التلازمية الخطية وتسبب مشاكل خطيرة.
- Tolerance < 0.20 تشير إلى مشاكل محتملة.

وللمثال السابق نجد أن قيمTolerance مناسبة حيث إنها كانت أكبر من 0.10 أو 0.20 بالتالى لا توجد تلازمية خطية. اما قيم VIP فكانت قيمة أقل من 10 وعليه لا توجد تلازمية خطية متعددة ويمكن حساب متوسط VIP:

$$\text{VIF} = \frac{1.494 + 1.468 + 1.908 + 2.130}{4} = \frac{7}{4} = 1.75$$

ولكن متوسط VIP زاد عن الوحد الصحيح بما يدل على وجود تحيز فى نتائج الانحدار.

- اعطى جدول تشخيص التلازمية الخطية مرة اخرى كالآتى:

Collinearity Diagnostics[a]

| Model | Dimension | Eigenvalue | Condition Index | Variance Proportions | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | (Constant) | mot1 | mot2 | att1 | att2 |
| 1 | 1 | 4.931 | 1.000 | .00 | .00 | .00 | .00 | .00 |
| | 2 | .036 | 11.763 | .01 | .13 | .06 | .13 | .13 |
| | 3 | .016 | 17.526 | .26 | .34 | .02 | .08 | .28 |
| | 4 | .011 | 21.654 | .00 | .52 | .36 | .33 | .34 |
| | 5 | .007 | 27.343 | .73 | .01 | .57 | .46 | .24 |

a. Dependent Variable: achievement

وهى مؤشرات اضافية لتشخيص التلازمية الخطية مثل:

– القيم الكامنة ومؤشر الشرطية Condition Index ويقدر من القيم الكامنة. والاراء فيما يخص الحدود لتحديد أو لتشخيص التلازمية الخطية المتعددة باستخدام مؤشر الشرطية هو أن القيم اعلى من 15 أو 30 تشير إلى وجود التلازمية الخطية. وعليه لم تزيد اى من القيم عن 30.

- **Casewise diagnostic** اعطى البرنامج ملخص لإحصائيات البواقى وفيما يلى جزء من المخرج للخمسة عشر حالة الأولى :

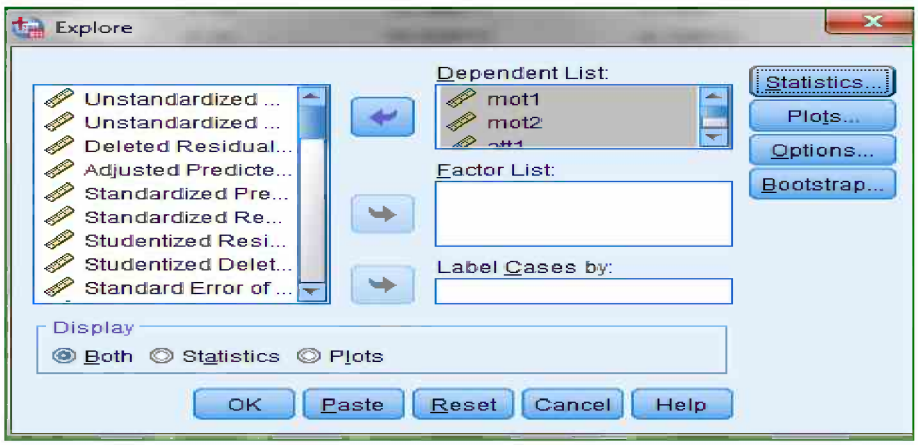
**Casewise Diagnostics**[a]

| Case Number | Std. Residual | achievement | Predicted Value | Residual |
|---|---|---|---|---|
| 1 | .416 | 19.00 | 15.3148 | 3.68517 |
| 2 | .917 | 28.00 | 19.8781 | 8.12190 |
| 3 | .179 | 25.00 | 23.4116 | 1.58845 |
| 4 | -.789- | 8.00 | 14.9808 | -6.98077- |
| 5 | -.466- | 6.50 | 10.6281 | -4.12813- |
| 6 | .899 | 22.00 | 14.0408 | 7.95925 |
| 7 | -.359- | 7.50 | 10.6817 | -3.18173- |
| 8 | .688 | 27.00 | 20.9122 | 6.08780 |
| 9 | -.172- | 12.00 | 13.5218 | -1.52180- |
| 10 | .795 | 22.50 | 15.4668 | 7.03323 |
| 11 | -1.703- | 1.50 | 16.5781 | -15.07805- |
| 12 | 1.226 | 32.50 | 21.6435 | 10.85647 |
| 13 | .277 | 16.00 | 13.5488 | 2.45115 |
| 14 | -.786- | 13.50 | 20.4574 | -6.95742- |
| 15 | -.927- | 7.00 | 15.2068 | -8.20681- |

ويستخدم لفحص القيم أو الحالات المتطرفة حيث اى حالات لها بواقى معيارية أقل من 2- أو أكبر من 2 تعتبر قيم متطرفة بالنظر إلى قيم البواقى المعيارية نلاحظ أن 100% من القيم أو الحلات تقع فى المدى من 2±.

حقيقة تشخيص الحالات المتطرفة يتم من خلال الإحصاء الوصفى من خلال الآتى :

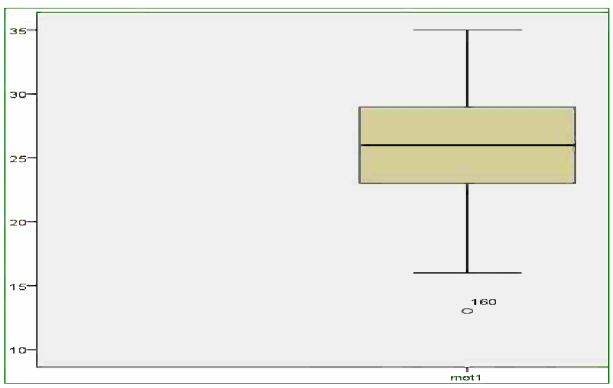
1.اضغطAnalysis→Descriptivestatistics→Explore




2. انقل المتغيرات المستقلة والتابعة إلى مربع Dependentlist

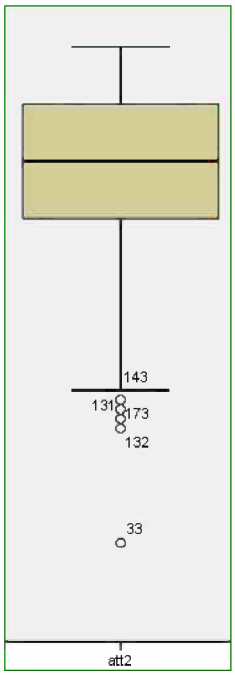
3. اضغط Continue ثم ضغط OK

**المخرج:** تشخيص الحالات المتطرفة من خل الشكل Boxplot الآتى:




فمثلا ل mot1 أوضح أن الحالة 160هى قيمة متطرفة وهى تناظر القيمة 13 وتم تأكيد ذلك من شكل Stemleaf حيث

اوضح أن القيم أقل أو تساوى 13 تعتبر قيم متطرفة:




| Frequency | Stem & | Leaf |
|---|---|---|
| 1.00 | Extremes | (=<13.0) |
| 2.00 | 16 . | 00 |
| 6.00 | 17 . | 000000 |
| 4.00 | 18 . | 0000 |
| 4.00 | 19 . | 0000 |
| 8.00 | 20 . | 00000000 |
| 10.00 | 21 . | 0000000000 |
| 7.00 | 22 . | 0000000 |
| 15.00 | 23 . | 000000000000000 |
| 13.00 | 24 . | 0000000000000 |
| 14.00 | 25 . | 00000000000000 |
| 11.00 | 26 . | 00000000000 |
| 18.00 | 27 . | 000000000000000000 |
| 14.00 | 28 . | 00000000000000 |
| 14.00 | 29 . | 00000000000000 |
| 11.00 | 30 . | 00000000000 |
| 7.00 | 31 . | 0000000 |
| 8.00 | 32 . | 00000000 |
| 4.00 | 33 . | 0000 |
| 3.00 | 34 . | 000 |
| 1.00 | 35 . | 0 |

ولكن يبدو أن المتغير المستقلatt2 به حالات كثيرة متطرفة:

وهذه الحالات يجب استبعادها من التحليل.

- **إحصائيات التأثير Influence**: لتحديد اى الملاحظات أو الحالات أكثر تأثيرًا فى تقديرات الانحدار مقارنة بالحالات الأخرى فى قاعدة البيانات ولتحديد ذلك توجد عدة إحصائيات هى:

1. مؤشر : Leverage : وهو دالة لدرجات المتغيرات المستقلة وهو مقياس للقيم المتطرفة للمتغيرات المستقلة معًا وتقدر كالآتى:

$$hi = \frac{1}{N} + \frac{(X - \overline{X})^2}{\Sigma X^2}$$

N حجم العينة ، X الدرجة ، $\overline{X}$ متوسط المتغير، $\Sigma X^2$ مجموع مربعات X

ويعتبر Pedhazure (1997) الحالة ذات تأثير عالى إذا كان:

$$hi > 2\,(K+1) / N$$
$$> 2\,(4+1)/175$$
$$> 0.06$$

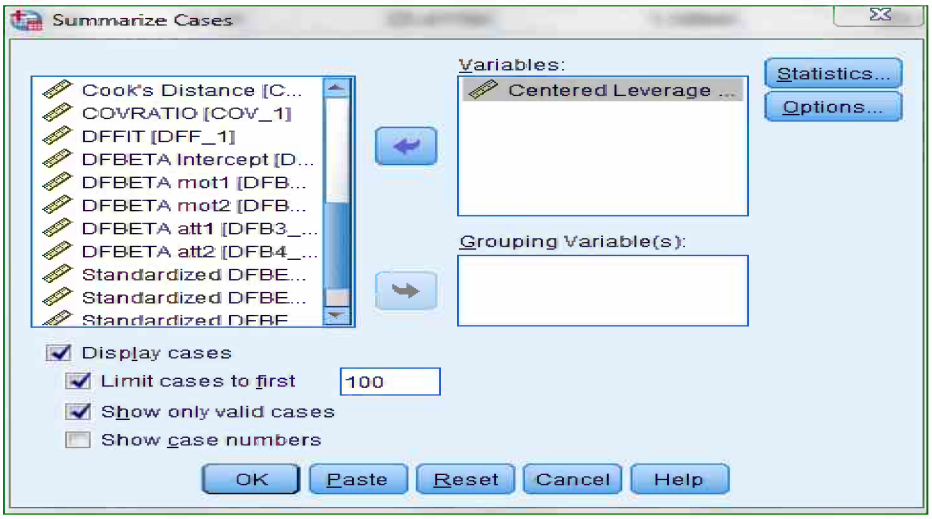
وتسهم الحالة فى معادلة الانحدار بتأثير متوسط إذا كان:

$$= (K+1)/ N$$
$$= \frac{5}{175} = 0.03$$

واقصى قيمة لـ hi. الواحد الصحيح.

وبإجراء امر **Case Summaries** لمؤشر **Leverge**(موجود فى ملف البيانات)كالآتى:

اضغط Analyze→Reports→Case Summarize يعطى الشاشة الآتية:




2.انقل متغير CenteredLeverage إلى مربع Variables

3. اضغط OK

**المخرج: فيما يلى عرض لبعض الحالات:**

**Case Summaries**

| | Centered Leverage Value |
|---|---|
| 1 | .01717 |
| 2 | .00247 |
| 3 | .01315 |
| 4 | .01519 |
| 5 | .03491 |
| 6 | .02712 |
| 7 | .01396 |
| 8 | .02206 |
| 9 | .01625 |
| 10 | .01113 |

| | |
|---|---|
| 23 | .03220 |
| 24 | .00668 |
| 25 | .01728 |
| 26 | .03291 |
| 27 | .06403 |

ش

نلاحظ أن الحالة 5 لها تأثير متوسط 0.0349

وكذلك الحالة 3 ، اما الحالة 27 لها تأثير عالى

فى معادلة الانحدار 0.064

**مؤشر Cook D**

القيمة الصغيرة نسبيًا لهذا المؤشر تشير إلى أن

للحالة تأثير كبير فى معادلة الانحدار. وبإجراء الامر السابق لقيم مؤشر Cook Distance

فى ملف البيانات:

Analyze → reports→Summarize Cases

**المخرج:**

| | |
|---|---|
| 33 | .00000 |
| 34 | .00622 |
| 35 | .00242 |
| 36 | .00517 |
| 37 | .00449 |
| 38 | .00088 |
| 39 | .00009 |
| 40 | .00399 |
| 41 | .00102 |
| 42 | .00377 |
| 43 | .00376 |

واذا تأملنا إلى قيمة مؤشر D للحالة33 أن لها D= 0.00 ، لاحظ أن القيمة العالية لـhi والمنخفضة لـD تدل على أن الحالة أو الفرد له تأثير فى معادلة الانحدار. فالحالات 28 , 33 , 39 , 128 تعتبر أكثر الحالات تأثيرًا.

لاحظ ما افرزه مؤشر leverage hi لا يتفق مع مؤشر Cook D

**إحصاء** DfBeta

**Case Summaries**

| | DFBETA mot1 |
|---|---|
| 1 | -.00816- |
| 2 | .00476 |
| 3 | .00346 |
| 4 | .00669 |
| 5 | .00843 |

واذا كانت قيمته تقع فى المدى من $\pm 1$ فإن الحالات ليس لها تأثير فى معادلة الانحدار. ففى ضوء هذا المؤشر لا توجد اى حالة لها تأثير على معالم معادلة الانحدار وذلك لمتغير motx1 ، وهكذا للمتغيرات المستقلة الأخرى.

حيث يتم حساب معادلة الانحدار بعد استبعاد كل حالة على حدة وملاحظة التغير فى معالم المعادلة.

**مؤشر Mahalanobis distance**

وهذا المؤشر مثل $\chi$ حيث القيمة الحرجة عند $\alpha$=0.01 و df=4 هى 18.46 وعليه إذا قيمة إحصاء Mahalanobis أكبر من هذه القيمة تدل على قيمة متطرفة متدرجة وبإجراء امر

**امر Case Summaries** لقيم هذا المؤشر (موجود فى ملف البيانات):

Reports→ Case Summaries

**المخرج**

| | |
|---|---|
| 28 | 3.56771 |
| 29 | 7.55685 |
| 30 | 3.21367 |
| 31 | 4.85081 |
| 32 | 8.03547 |
| 33 | 18.87951 |
| 34 | 2.45916 |
| 35 | 2.13726 |
| 36 | 4.23953 |

عرض بعض الحالات لاحظ أن البرنامج اعطى قيمة المؤشر للحالات الـ 175)، يتضح من المخرج أن قيمة المؤشر لكل الحالات أقل من 18.46 ماعدا الحالة 33 فقيمتها زادت عن هذه القيمة 18.879 وعلية يجب استبعادها من التحليل لاحظ أن مؤشر Mahalanobisيشخص القمة المتطرفة المتدرجة للحالة في علاقتها مع كل الحالات.

**واعطى البرنامج ملخص لمعظم الإحصائيات كالاتى:**

**Residuals Statistics[a]**

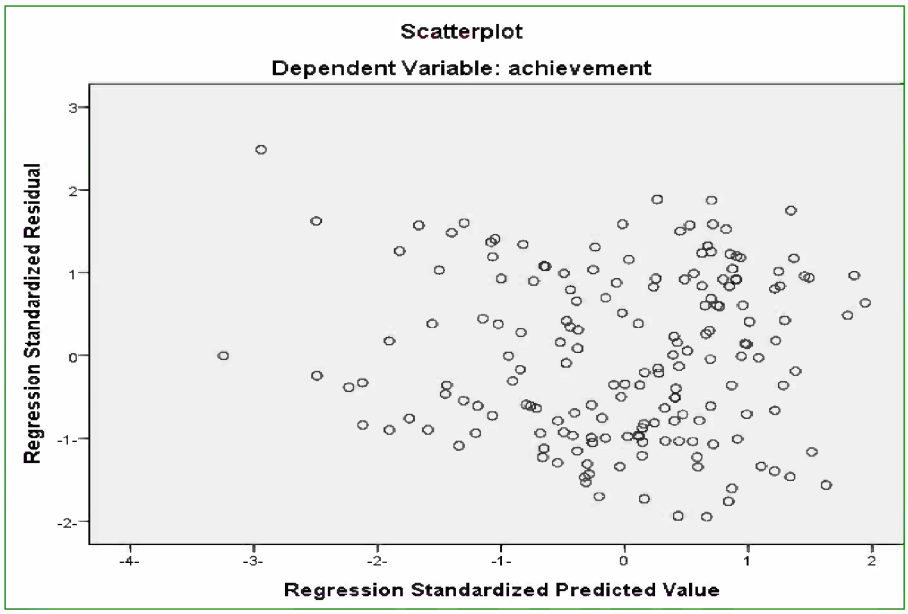
| | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation | N |
|---|---|---|---|---|---|
| Predicted Value | 2.0333 | 26.8750 | 17.5714 | 4.78327 | 175 |
| Std. Predicted Value | -3.248- | 1.945 | .000 | 1.000 | 175 |
| Standard Error of Predicted Value | .736 | 2.992 | 1.444 | .394 | 175 |
| Adjusted Predicted Value | 1.4911 | 26.6478 | 17.5608 | 4.83460 | 175 |
| Residual | -17.23361- | 22.00326 | .00000 | 8.74998 | 175 |
| Std. Residual | -1.947- | 2.486 | .000 | .988 | 175 |
| Stud. Residual | -2.007- | 2.596 | .001 | 1.004 | 175 |
| Deleted Residual | -18.30855- | 24.00890 | .01062 | 9.02799 | 175 |
| Stud. Deleted Residual | -2.025- | 2.642 | .001 | 1.007 | 175 |
| Mahal. Distance | .209 | 18.880 | 3.977 | 2.863 | 175 |
| Cook's Distance | .000 | .123 | .006 | .012 | 175 |
| Centered Leverage Value | .001 | .109 | .023 | .016 | 175 |

a. Dependent Variable: achievement

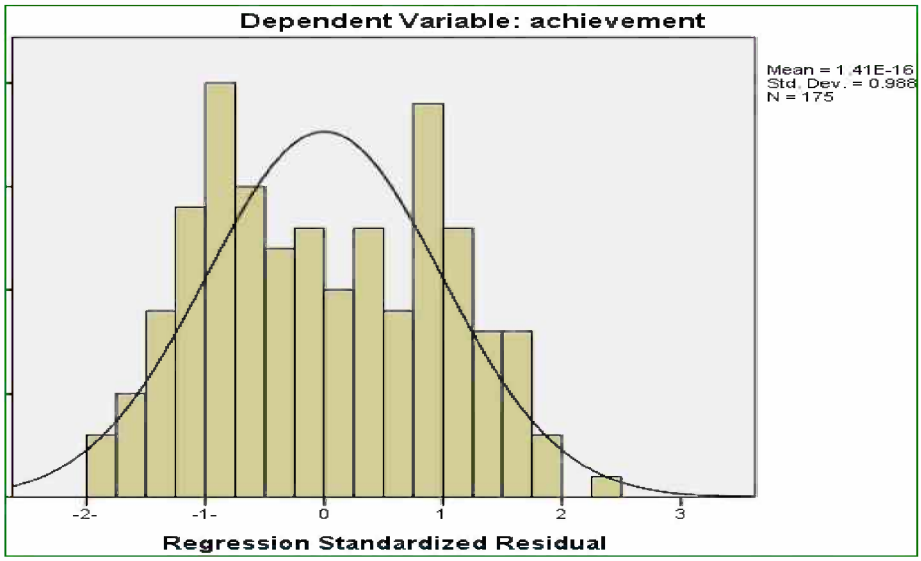
**التمثيل البيانى للبواقى**

المرحلة الأخيرة من التحليل فحص مسلمات النموذج وسبق وان عرضنا كثيرًا منها . وفى امر الانحدار يوجد الرسم البيانى لـ ZRESID و ZPRED وكذلك المدرج و Normal Probability للبواقى. واذا كان توزيع البواقى يشبه القمع فإنه لا تتوفر مسلمة تجانس تباينات البواقىhomoscedasticity فى البيانات

والشكل الآتى يوضح الشكل البيانى للبواقى المعيارية فى مقابل القيم المعيارية المتنبأ بها:

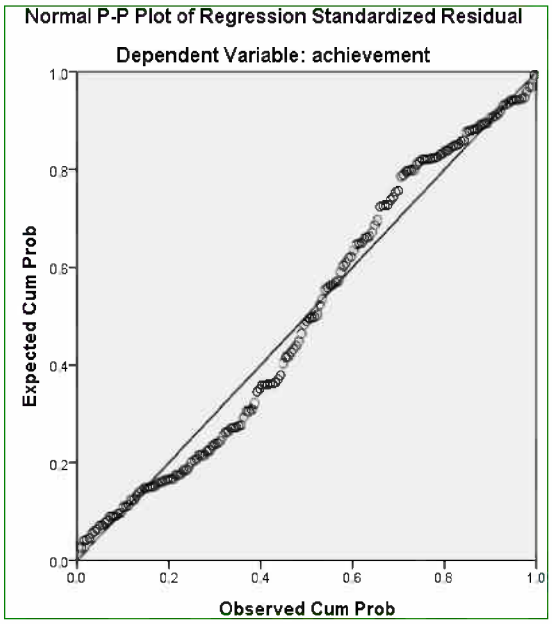



لاحظ التوزيع العشوائى للنقاط وانتشارها فى الرسم البيانى وهذا يشير إلى توفر مسلمة تجانس تباينات البواقى إلى حدًا ما. ولكن إذا كان الشكل يشبه القمع فيدل على عدم توافر مسلمة التجانس للبواقى حقيقة أن الخطية لم تتوفر بدرجة تامة. اما اعتدالية البواقى تم الحصول عليها من خلال عرض Normal probability plot, Histogram وكان كالآتى:




ويبدو أن المنحنى ليس اعتدالى بدرجة كبيرة بل يوجد به نوعًا من التفرطح حيث kurtosis = – 1.01 ولكنه فى المجمل العام يتسم بالاعتدالية.

كما عرض p.plot كالآتى:




حيث الخط المستقيم يعكس التوزيع الاعتدالى والنقاط حوله تعكس البواقى المعيارية فاذا كانت النقاط تقع تمامًا على الخط المستقيم فإن التوزيع تام الاعتدالية ولكن يتضح أن النقاط انتشرت قريبًا على جانبى الخط المستقيم وهذا يدل على أن الاعتدالية ليست تامة وهذا يعطى شك على مدى موثوقية نتائج معالم نموذج الانحدار.

ولكن القول الفاصل فى التحقق من الاعتدالية من عدمها إجراء اختبار كولوموجوروف –سميرنوف للبواقى المعيارية وكانت النتائج كالآتى:

Tests of Normality

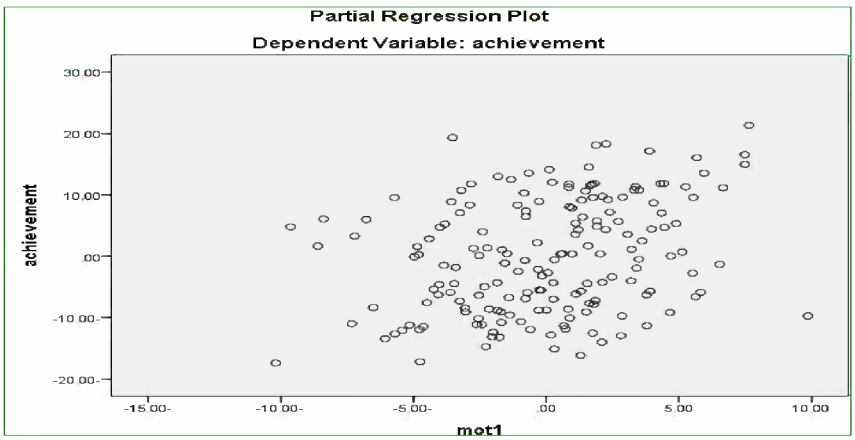
| | Kolmogorov-Smirnov[a] | | | Shapiro-Wilk | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Statistic | df | Sig. | Statistic | df | Sig. |
| Standardized Residual | .086 | 175 | .003 | .970 | 175 | .001 |

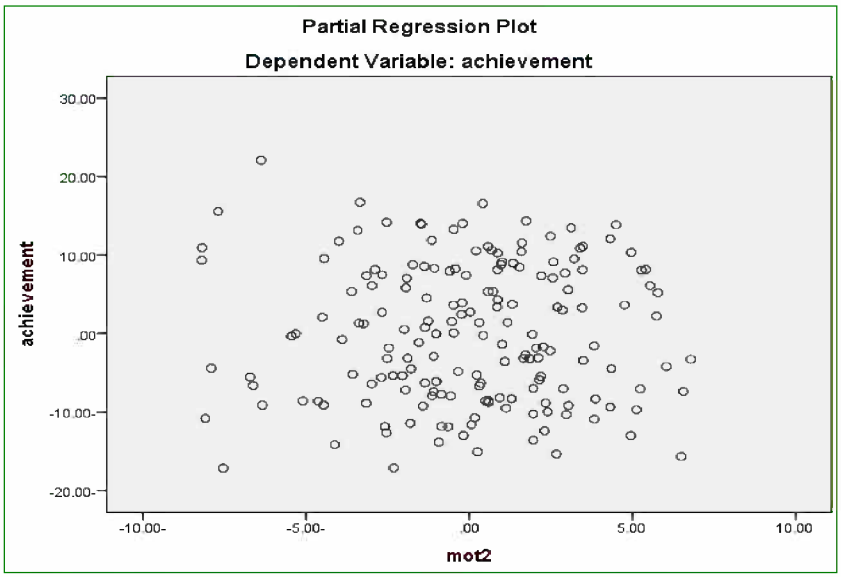
a. Lilliefors Significance Correction

حيث K.S(175) = 0.086 , P=0.003، وعليه فإن توجد دلالة إحصائية وعليه فإن توزيع البواقى المعيارية غير اعتدالية التوزيع، وعليه يجب الحذر فى تعميم نتائج تحليل الانحدار ولا بد من إجراء صدق النتائج على عينات اخرى Cross- validation.

**الاشكال البيانية للبواقى للمتغير التابع وكل متغير منبئ على حدة:**

ويمكن تشخيص العلاقات غير الخطية وعدم تساوى التباين البواقى من هذه الرسومات وهى كالآتى:






فالعلاقة بين$mot_1$ والتحصيل تبدو خطية، غير أن العلاقة بين $mot_2$ والتحصيل بها غير خطية والحال نفسة فى العلاقة بين التحصيل وكلا من att2, $att_1$.

**مخرج الانحدار باستخدام Stepwise:**

كل خطوات المخرج السابق ما عدا تغير الطريقة Method بـ Stepwise:

**Variables Entered/Removed[a]**

| Model | Variables Entered | Variables Removed | Method |
|---|---|---|---|
| 1 | mot1 | . | Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter <= .050, Probability-of-F-to-remove >= .100). |
| 2 | att1 | . | Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter <= .050, Probability-of-F-to-remove >= .100). |

a. Dependent Variable: achievement

حيث اعطى معادلة التنبؤ فى ضوء متغيرين فقط هما $mot_1$ و $att_1$

وجدول ANOVA كالاتى:

ANOVA

| Model | | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Regression | 2747.680 | 1 | 2747.680 | 32.658 | .000[b] |
| | Residual | 14555.177 | 173 | 84.134 | | |
| | Total | 17302.857 | 174 | | | |
| 2 | Regression | 3873.685 | 2 | 1936.843 | 24.807 | .000[c] |
| | Residual | 13429.172 | 172 | 78.077 | | |
| | Total | 17302.857 | 174 | | | |

a. Dependent Variable: achievement

b. Predictors: (Constant), mot1

c. Predictors: (Constant), mot1, att1

**Model Summary[c]**

| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate |
|---|---|---|---|---|
| 1 | .398[a] | .159 | .154 | 9.17246 |
| 2 | .473[b] | .224 | .215 | 8.83610 |

a. Predictors: (Constant), mot1

b. Predictors: (Constant), mot1, att1

c. Dependent Variable: achievement

حيث إن اسهام المتغير الأول $mot_1$ هو $R^2 = 0.159$ , Adjusted $R^2 = 0.154$ بينما اسهام المتغيرين معًا $mot_1$ و $att_1$ هو $R^2 = .224$ و Adjusted $R^2 = .215$ والملاحظ فى طريقة Enter أن قيمتى $R^2 = .230$ و $R^2 = .221$ Adjusted أكبر من قيمتهما فى طريقة Stepwise لان فى طريقة Enter تم اضافه اسهام $att_2$ , $mot_2$ إلى التباين المفسر $R^2$ بينما فى Stepwise تم استبعادهما.

**ومعالم النموذج كالآتى:**

**Coefficients[a]**

| Model | | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | t | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | B | Std. Error | Beta | | |
| 1 | (Constant) | -5.288- | 4.060 | | -1.303- | .194 |
| | mot1 | .895 | .157 | .398 | 5.715 | .000 |
| 2 | (Constant) | -17.871- | 5.126 | | -3.486- | .001 |
| | mot1 | .815 | .152 | .363 | 5.351 | .000 |
| | att1 | .359 | .095 | .258 | 3.798 | .000 |

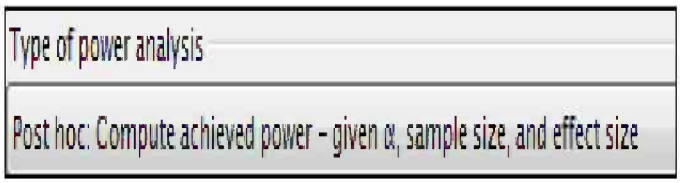
a. Dependent Variable: achievement

**القوة الإحصائية للانحدار المتعدد باستخدام برنامج G-power**

لحساب القوة الإحصائية باستخدام برنامج**G-Power اتبع الاتى:**

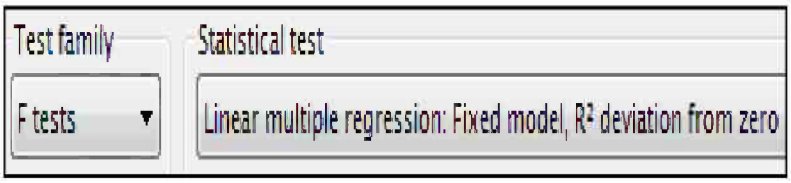
1.افتح البرنامج تظهر الشاشة الافتتاحية.

2. تحت Type of power analysis اختار:




**3.**تحت Test family اختار F- tests

**4.** تحت Statistcal test اختار:




**5.** ادخل المعالم الآتية تحت Input parameters:

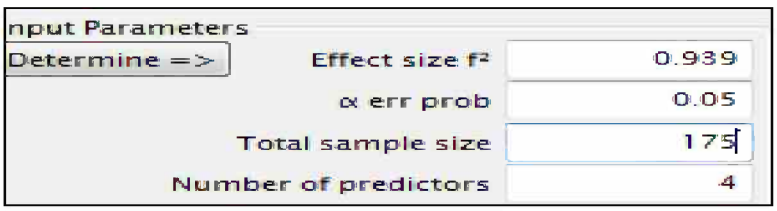
- حجم التأثير $f^2$ كالاتى:

$$f^2 = \frac{R^2}{1-R^2} = \frac{0.230}{1-0.230} = \frac{0.723}{0.77} = 0.939$$

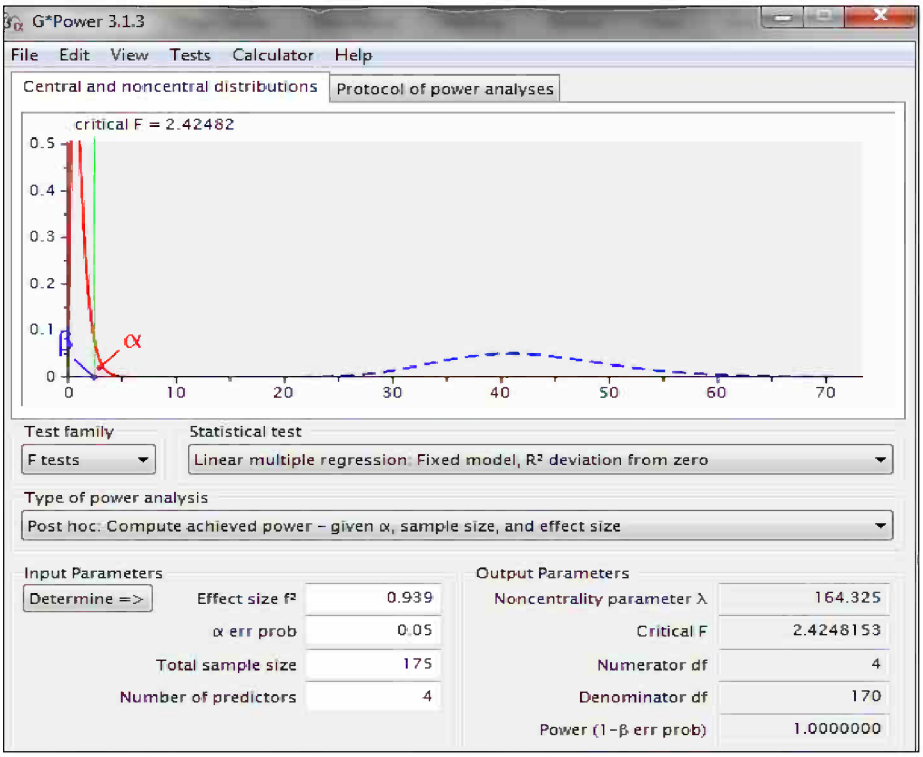
- مستوى الدلالة الإحصائية: 0.05

- حجم العينة الاجمالى= 175

- عدد المنبئات=4




6. اضغط Calculated تظهر المخرجات الآتية:




القوة الإحصائية=1.000 وهذا مستوى قوة تام وربما يرجع هذا إلى أن حجم العينة كبيرًا كبرا كافيًا.

**كتابة نتائج الانحدار المتعدد فى تقرير البحث وفقا لـ APA**

بعد التحقق من مسلمتى التلازمية الخطية المتعددة وتجانس التباين للبواقى والخطية للبواقى ولم تتحقق مسلمة اعتدالية البواقى واتضح أن نتائج تحليل الانحدار للمتغيرات المستقلة الاربعة الدافعية الداخلية والخارجية والاتجاه نحو المادة الدراسية ونحو المدرسة حيث: $F(4,170) = 12.701$ , Adjusted $R^2 = 0.212$, $P < 0.05$

فيما يلى معالم النموذج:

| Model | b | SE.b | Beta |
|---|---|---|---|
| a | -17.60 | 6.182 | 8 |
| $mot_1$ | 0.760 | 0.185 | 0.338* |
| $mot_2$ | -0.011 | 0.206 | -0.005 |
| $att_1$ | 0.256 | 0.130 | 0.184** |
| $att_2$ | 0.123 | 0.106 | 0.114 |

*P < 0.01 , **P< 0.05

# الفصل الثامن

## التحليل العاملى الاستكشافى

## Exploratory factor analysis

التحليل العاملى هو أسلوب يستخدم لتحديد العوامل التى تفسر إحصائيًا التباينات والتغايرات بين مجموعة من القياسات (المفردات)، وعمومًا عدد العوامل أصغر من عدد القياسات أو المفردات وبالتالى هو أسلوب لتقليل أو لخفض البيانات – Data Reduction technique حيث يقلل عدد كبير من القياسات المتداخلة (المرتبطة)الى مجموعة صغيرة من العوامل، فلو أن دراسة تضمنت مجموعة كبيرة من القياسات(مفردات) تعكس أبعاد مختلفة لمفهوم عام فإن التحليل العاملى يعطى عوامل تمثل هذه الأبعاد. لذلك فإن العوامل تناظر ابنيه Constructs (متغيرات كامنة غير ملاحظه) للنظرية التى تساعدنا على فهم سلوك ظاهرة ما. وأمثلة لهذه الابنية كمفهوم الذات وتقدير الذات والدافعية والابتكارية وغيرها.

وعلى ذلك فإن التحليل العاملى أسلوب لتحديد مجموعات أو تجمعات من المتغيرات.

**استخدامات التحليل العاملى**

يستخدم التحليل العاملى فى الآتى:

1. فهم طبيعة البناء لمجموعة من المتغيرات و تحديد أبعادها.

2. تقليل عدد المتغيرات إلى عدد أقل من العوامل بمعنى تحديد أبعاد مقياس موجود مما يساعدنا فى استخدامها فى تحليلات لاحقة مثل تحليل التباين و الانحدار و التحليل التميزى.

3. تحديد الطبيعة الأحادية البعد Unidimensionality لبناء نظرى مفترض

4. تقييم الصدق البنائى للمقياس أو الاختبار .

5. يستخدم لبناء أبنية نظرية.

6. أحيانًا يستخدم لإثبات أو دحض بعض النظريات المفترضية.

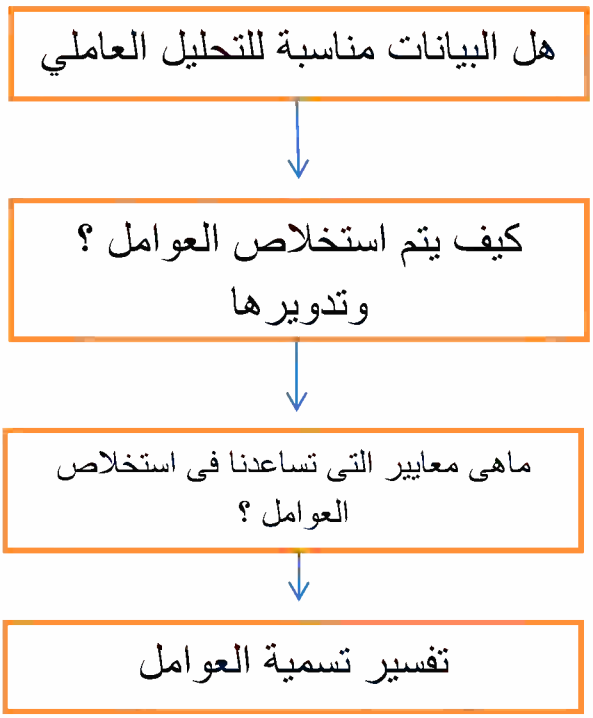
7. حل لإشكالية التلازمية الخطيةCollinearity (معاملات الارتباط المرتفعة بين المتغيرات) حيث هذه المتغيرات ذات العلاقة المرتفعة يمكن التعبير عنها فى ضوء عامل.

8. تحديد مؤشرات الابنية.

والشـــيء المهـم يجـب التأكيـد عليـه هـو ارتبـاط التحليـل العـاملى ببنـاء ادوات القيـاس و التأكد من مصداقية بنائها ولذلك يعتبر هو قلب و روح قياس المفاهيم النفسية.

**مراحل إجراء التحليل العاملى**

لإجراء التحليل العاملى نتبع الخطوات الخمسة الآتية:




**اولًا: متطلبات التحليل العاملى (هل البيانات مناسبة لتحليل):** وفى هذا الشأن تظهر عدة قضايا أهمها:

- **حجـم العينـة:** توجد أراء عديدة فى هذا الشأن فيشير (Comry & lee,,1992) أن المتفـق عليـه أن حجـم العينـة 100يكـون ضـعيف و 200 مناسـب و 300 جيـد و 500 جيد جدًا و 1000 فأكثر ممتاز. حقيقة أن تحديد حجم العينة يتوقف على عوامل عديدة منها التشبعات بالعامل حيث إذا زادت عن 0.6وتم تمثيل العامل بمفردات عديدة (ثلاثة على الأقل) ومعاملات الارتباط بين المفردات أكبر من 0.8 فإنه يمكن إجراء التحليل

العـاملى لعينـات صـغيرة مـثلًا 50 حالـة ويكـون التحليـل مناسـب والنتـائج ذات موثوقيـة ودقة.

وترى(**Tabachnink & Fidell (2013** أن حجم عينة 300 على الأقل يكون كـافى، ولكـن لا توجـد قواعـد صـارمة بالضـبط لتحديـد حجـم العينـة لأن هـذا يتحـدد بطبيعـة البيانات ( Fabrigar,Wegener, MacCullum, & Strahan, 1999)

وعمومًـا لبيانـات قويـة فـإن حجـم العينـة الصـغير يعطـى تحليـل ذو موثوقيـة وثبـات. والبيانـات القويـة هـى عاليـة الشـيوع مـع عـدم وجـود تشـبعات مزدوجـة Cross – loadings(تشـبع المفـردات علـى عـاملين) بالإضـافة إلـى وجـود متغيـرات عديـدة تتشـبع بدرجـة قويـة بالعوامـل ( Costello & Osborne, 2005) ولكـن هـذه الشـروط غيـر متوفرة فى الواقع العملى .

- **نسـبة حجـم العينـة إلـى المتغيـرات:** يوجـد توصـيات اخـرى موجـودة فـى التـراث لتحديـد حجـم العينـة فـى ضـوء عـدد المتغيـرات المتضـمنة فـى التحليـل حيـث يمكـن تمثيـل المتغيـرات ب ــ3 حـالات (1:3) أو المتغيـر لخمسـة حـالات (1:5) أو عشـر حـالات (1:10) أو خمسـة عشـر حالـة (1:15) أو عشـرون حالـة (1:20) ، فـإذا كـان التحليـل يتضـمن عشـرين مفـردة فـى مقيـاس إذا يمكـن إجـراء التحليـل لـ (20X30)600 أو 5 x 20=100 أو 200 أو 400 وهكذا.
- **البيانـات المفقـودة:** إذا وجـدت بيانـات مفقـودة علـى بعـض الحـالات فاسـتخدم طريقـة Pairwise حيـث يـتم اسـتبعاد هـذه الحـالات مـن التحليـل، ولكـن اسـتخدام أحـد الطـرق التعويضـية مثـل احلالهـا بالمتوسـط أو اسـتخدام الانحـدار مـن شـأنه أن يسـبب معـاملات ارتباطات عالية وهذا قد يسبب فى ظهور عوامل احيانًا لا تمثل الظاهرة.
- **الاعتداليـة:** يسـتخدم التحليـل العـاملى لتلخـيص العلاقـات بـين مجموعـة كبيـرة مـن المتغيـرات ويفتـرض أن تكـون توزيعـات درجـات أو بيانـات هـذه المتغيـرات تتسـم بالاعتداليـة بقـدر الإمكـان وإذا لـم تتـوافر الاعتداليـة فتكـون الحلـول لا معنـى لهـا وهنـا يجـب التأكيـد مـن الاعتداليـة المتدرجـة عنـد اسـتخدام الأسـلوب الإحصـائى لتحديـد عـدد العوامـل. والاعتداليـة المتدرجـة هـى الـدمج والاتحـاد الخطـى لكـل المتغيـرات الداخلـة فـى

التحليل ويمكن تقدير الاعتدالية لكل متغير على حده من خلال مؤشرات الالتواء والتفرطح.

- **الخطية:** الاعتدالية المتدرجة تتطلب أن تكون العلاقة بين كل زوج من المتغيرات خطية وإذا لم تكن العلاقة خطية فيجب عدم إجراء التحليل و يتم التحقق من الخطية من خلال فحص شكل Scatter plots وإذا وجدت عدم الخطية يمكن اللجوء إلى عملية التحوير للبيانات.
- **القيم المتطرفة:** وجود قيمة متطرفة وأكثر فى كل أساليب الإحصاء المتدرجة له تأثير سلبى على حلول التحليل العاملى.
- **التلازمية الخطية المتعددة وSingularity**: فى تحليل المكونات الرئيسة PCAفان التلازمية لا تمثل اى مشكلة لأنه لا حاجة لتحويل أو لقلب المصفوفة ولكن لمعظم طرق التحليل العاملى الاستكشافى فإن قضيتى التلازمية الخطية و Singularity تمثل اشكالية فى التحليل واذا كان محدد المصفوفة أو القيم الكامنة المرتبطة ببعض العوامل صفر فانة يدل على وجود التلازمية الخطية المتعددة. ويتم فحص Singularity من خلال فحص مربع معامل الارتباط المتعدد (SMC) لكل متغير على حده حيث يتعامل المتغير كتابع وبقية المتغيرات كمستقلة فاذا كانت اى قيمة لـSMC هى واحد فإنه توجد قضية Singularity وكذلك التلازمية الخطية المتعددة ويجب حذف هذا المتغير من التحليل.
- **مصفوفة الارتباط R** : يجب أن تتضمن مصفوفة الارتباط الداخلة فى التحليل أحجام مختلفة حيث إن أحجام العينات الكبيرة تتجه نحو انتاج معاملات ارتباطات منخفضة إذا لم تزيد معاملات الارتباطات عن 0.3 فإن استخدام هذه المصفوفة لإجراء التحليل العاملى يكون موضوع تساؤل لأنه لا تعطى فرصة أو احتمال لتحليل العاملى و انتاج عوامل و صنف Hair et al. (1995) بأن معاملات الارتباط كحد ادنى 0.30 و0.40 مهم و0.50 دالة عمليًا و على ذلك يفضل أن تكون معاملات الارتباط فى المصفوفة متوسطة الحجم فأعلى، ومعاملات الارتباط المرتفعة فى

المصفوفة ليس دليل على أن تولد هذه المصفوفة عوامل (لاحظ أن العوامل تتولد من الارتباطات المرتفعة بين مجموعة معينة من المتغيرات).

يوجد اختبار Bartlett's(1954) لتشخيص Sphericityوهو للتحقق من فرضية أن معاملات الارتباطات فى مصفوفة الارتباط تساوى صفر بمعنى أن الفرق الصفرى H0:ρ=0 وهذا الاختبار يعطى دلالة لأحجام العينات الكبيرة حتى لو كانت الارتباطات منخفضة جدًا واستخدام هذا الإحصاء مفيد إذا كانت أحجام العينات صغيرة ويمثل المتغير بـ5 حالات، والدلالة الإحصائية لهذا الإحصاء يشير إلى الاستخدام الفعال لمصفوفة الارتباط.

وتوجد اختبارات عديدة لاختبار مدى قابلية المصفوفة للتحليل العاملي Factorability حيث يعطوا اختبارات الدلالة الإحصائية للارتباطات منها مصفوفة Anti-image correlation matrix و Kaiser test لقياس مناسبة المعاينة sampling adequacy فالدلالة الإحصائية لهذه الاختبارات تشير إلى صلاحية العلاقات بين كل زوج من المتغيرات للتحليل العاملى و لذلك إذا كانت المصفوفة قابلة للتحليل العاملى نتوقع وجود دلالات إحصائية عديدة بين كل زوج من المتغيرات و مؤشر Kaiser وهو يعرف فى SPSS باختبار Kaiser – Meyer – Olkin (KMO)

$$= \frac{\text{مجموع معاملاتمربعات الارتباط}}{\text{امجموع معاملاتمربع الارتباط+ مجموع مربع الارتباطمعاملات}}$$

والقيمة 0.60 فأعلى تشير إلى صلاحية جيدة لمصفوفة معاملات الارتباطات لاستخدامها فى التحليل العاملى ويرى Hair et al (1995) أن القيمة 0.5لـ KMO تشير إلى مناسبة المصفوفة لاستخدامها فى التحليل العاملى و يرى Kaiser (1974)ان الحد الادنى 0.5 والقيم بين 0.5 إلى 0.7 مناسبة والقيم من0.7 إلى 0.8 جيدة والقيم 0.8 إلى 0.9 جيد جدًا وأعلى من 0.9 ممتاز ويوصى باستخدامه إذا كانت نسبة المتغيرات إلى حجم **العينة هى 1 إلى 5.**

**ثانيًا: طرق استخلاص العوامل: طريقة المكونات الرئيسية Principal Component** Analysis(PCA) هى تعتبر الطريقة Default لاستخلاص

العوامل فى معظم البرامج الإحصائية مثل SAS , SPSS وهذا اكسبها انتشارًا واستخدامًا. وحقيقة أن PCA ليست طريقة من طرق التحليل العاملى ويوجد خلاف بين المتخصصين عن متى تستخدم وبعض الباحثين ينصحون بالاستخدام المحدود والمقيد لها (Widman , 1990 , Mulaik , 1990) والبعض يختلف معهم حيث يروا لا فروق تقريبًا بين طريقة PCA و طرق التحليل العاملى الأخرى ويفضلون استخدام(Guadagnolia & velicer , 1988 , Stieger , 1990).

ويرى Castello & Osbone (2005) أن طرق التحليل العاملى مفضلة عن طريقة تحليل المكونات الرئيسية لأنها فقط طريقة لتقليل البيانات وأنها كانت أكثر استخدامًا عندما لم تتوفر إمكانيات برامج كمبيوترية عالية الجودة لأنها سهلة الحسابات حيث يتم حسابها بدون الحاجة لأى بناء تحتى مسبق اثناء استخلاص العوامل. ولكن طرق التحليل العاملى (FA) تحلل التباين المشترك ويعطى نفس السلوك مع تجنب تضخم تقديرات التباين المفسر.

**وتوجد طرق عديدة لاستخلاص العوامل**

ا. طريقة المكونات الرئيسية (PCA)

ب. طرق التحليل العاملى وتتضمن:

1. طريقة عوامل المحاور الرئيسية Principal axis factoring (PAF)
2. طريقة الاحتمال الأقصى Maximum likelihood(ML)
3. طريقة المربعات الدنيا غير الموزونة Unwieghted least squares(ULS)
4. طريقة المربعات الدنيا المعممة Generalized least squares(GLS)
5. عوامل الفا Alpha factoring(AF)
6. العوامل التخيلية Image factoring(IF)

ومهما يكن فإن طريقتى PAF , PCA أكثر استخدامًا فى البحوث و الدراسات المنشورة والمفاضلة بين هاتين الطريقتين اخذ مجال للحوار و المناقشة بين الباحثين،

ويرى Thompson (2004) أن الفروق العملية بينهما غالبًا ليست لها دلالة خاصة إذا كانت المتغيرات عالية الثبات ويوجد فى التحليل 30 متغير فأكثر، ويشير Steven (2007) مع 30 متغير فأكثر و قيم شيوع أعلى من 0.7 لكل المتغيرات فإن الفروق قليلة جدًا ، ومع عدد متغيرات أقل من 20 و قيم شيوع منخفضة أقل من 0.4 فالفروق تكون واضحة وتعتبر طريقة PCA هى الطريقة المستخدمة فى البرنامج الإحصائى إذا لم تحدد طريقة معينة وينصح باستخدامها عندما لا توجد نظرية أو نموذج لطبيعة البناء، ويمكن اعتبار حلول PCA حلول مبدئية أو قيم مبدئية لـEFA وعليه فالباحثين أحيانًا يستخدموا PCA لتقليل البيانات ثم على هذه المكونات يجرى تحليل عاملى باستخدام أحد أساليبه.

**ثالثًا: معايير تحديد عدد العوامل:** بعد استخلاص العوامل باستخدام اى الطرق السابقة فإن الباحث يواجهه قضية وهى ما عدد العوامل التى سيبقيها فى التحليل لتدخل عملية التدوير. فعندما تتم عاملية المتغيرات فإن العدد الكلى من العوامل يساوى عدد المتغيرات الداخلة فى التحليل (Thompson , 2004). ولان هذه العوامل كلها لا تسهم بصورة جوهرية مع الحلول النهائية فى عملية التفسير و هذه العوامل تعتبر خطأ أو Noise ولأن الهدف من التحليل العاملى الاستكشافى هو الابقاء على عدد محدود من العوامل التى تفسر معظم تباينات المتغيرات المقاسة فمن المهم للباحث استخلاص العدد الصحيح من العوامل لان هذا سيؤثر على تفسير النتائج.

وحيث إدخال كل العوامل فى مرحلة التدوير يمكن أن يكون له تأثيرات غير مرغوبة على النتائج واذا لم يحدد الباحث عدد العوامل فإن البرنامج يقوم باستبقاء العوامل التى يزيد لها القيم الكامنة Eigenvalues عن الواحد الصحيح وهذا اتفاق أو تقليد فى التراث ولكن هذه أقل الطرق دقة فى تحديد عدد العوامل المستبقاة فى التحليل (Velicer & Jakson , 1990)لأنهم اختبروا هذه القاعدة و توصلوا أن 36% من العينات استبقت على عوامل كثيرة ليس لها داعى فى التحليل وذلك باستراتيجية المحاكاة مونت كارلو.

**الشيوع Comunalities**

قيمة الشيوع للمتغير هى التباين المفسر فى المتغير عن طريق كل العوامل وهو مجموع مربعات تشبعات المتغير بالعوامل، ونسبة التباين المفسر لمجموعة من المتغيرات المقدرة من خلال العامل هى عبارة عن مجموع مربعات التشبعات للمتغيرات عبر العامل مقسومًا على عدد المتغيرات

فاذا كان تشبعات أربعة متغيرات على عامل ماهى:

$$-0.86 \ , \ 0.071 \ , \ 0.994 \ , \ 0.997$$

فان التباين المفسر فى هذه المتغيرات جراء العامل هى:

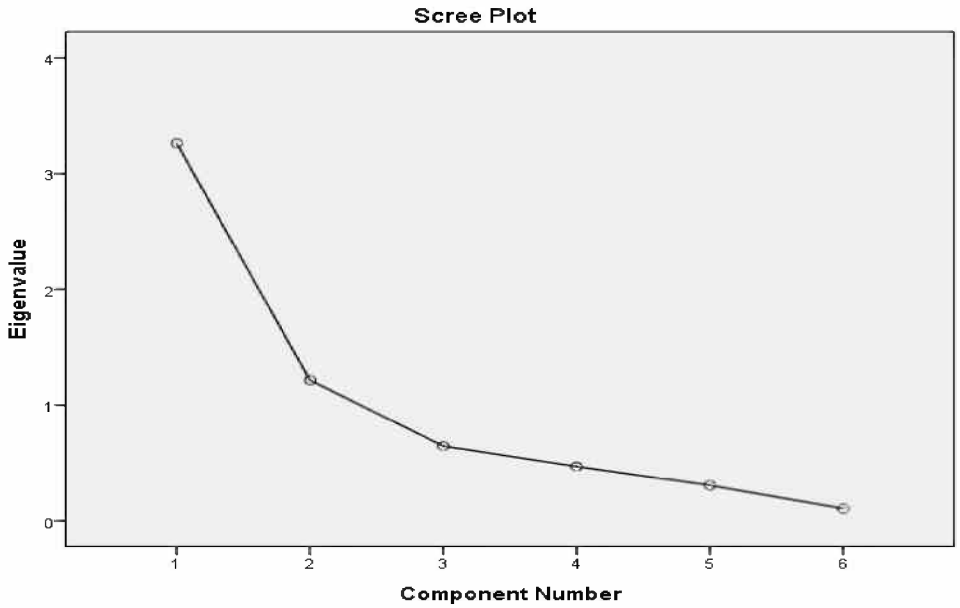
$$=\frac{(-.86)^2+(-0.071)^2+(0994)^2+(0.997)^2}{4} =\frac{1.994}{4}= 0.50$$

وهذا مفاده أن العامل الأول فسره 50%من تباين المتغيرات الاربعة و كما نعلم أن التباين الكلى لمتغير معين له مكونين جزء منه يتشارك مع متغيرات اخرى و يسمى التباين العام Common variance الذى يفسره العامل وجزء منه خاص به و يسمى التباين الفريدUnique variance ويستخدم التباين الفريد ليشير إلى التباين الخاص بالمتغير و يوجد نوع اخر من التباين وهو خاص بالمتغير و لكنه ثابت و يسمى التباين الخطأ أو العشوائى Error variance ونسبة التباين المشترك أو العام فى المتغير تسمى الشيوع واذا كان التباين الخاص أو الفريد = صفر فإن قيمة الشيوع تساوى الواحد الصحيح واذا لم يتشارك لمتغير مع تباين متغير اخر فإن قيمة الشيوع تساوى صفر ولذلك فإن التحليل العاملى يهتم فقط بالتباين العام.

ويعتبر استخلاص عدد كبير من العوامل أفضل حيث يزيد من نسبة التباين المفسر فى البيانات ولكن اخذ كل العوامل يجعل البناء أقل بساطة Less Parsimonious واختيار عدد العوامل قضية اعقد من اختيار طريقة التدوير ولكن فى طرق التحليل العاملى التوكيدى مثل طريقة ML يمكن تحديد عدد العوامل فى ضوء الاطر النظرية للبحث أو للمفهوم المراد دراسته.

ويوجد عدة طرق لتحديد العدد المناسب من العوامل التى يجب أن نستبقيها فى التحليل، وتعتبر أحد الطريقة السريعة لتقدير عدد العوامل هو أحجام القيم الكامنة وحيث إذا كان الجذر الكامن للعامل 1 فأكثر فإنه يدخل فى التحليل و التفسير.

والمحك الآخر اقترحه Cattel (1966) وهو اختبار Scree test للقيم الكامنة والعوامل حيث يتم عرضة فى شاكل تصاعدى ، فالقيمة الأعلى للقيم الكامنة هى تمثل اول عامل وهكذا حتى نصل إلى نقطة معينة وهى نقطة التواء وانكسار واضحة وتكون القيم الكامنة أقل من الواحد الصحيح ، وهو يتضمن عرض بيانى لرسم القيم الكامنة وبالبحث فى نقطة الانكسار فى البيانات أو النقطة التى يحدث عندها تحول بدرجة ملحوظة لمسار الخط المنحنى وعدد نقاط البيانات(الاحداثيات) فوق نقطة الانكسار هى تعتبر عدد العوامل التى نستخدمها فى التحليل والتفسير كما فى الشكل الاتى:




كما توجد طريقتى محك (velicer'sMAP) Minimum average partial correlation و التحليل الموازى Parallel analysis. وعلى الرغم أن هاتين الطريقتين أكثر دقة وسهلة الاستخدام الا أنهما غير متاحتين فى معظم البرامج الإحصائية ويرى Costello & Osborne (2005) أن افضل طريق لتحديد عدد العوامل هى Scree test وهى موجودة فى البرامج الإحصائية.

وقام(1986) Zwick & velicer بإجراء دراسة محاكاه للمقارنة بين Scree test Parallel test , Velicer's map , واظهرت النتائج اداء جيد لكلًا من Parrallel, MAP, Scree test ، بينما يعتبر محك 0.1 < EV Overestimateلعدد العوامل المستبقاة بمعنى يتبقى عدد عوامل أكبر من المفترض و لكن هذا يتناقض مع ما توصل اليه Mote (1970) إلى أن محك القيمة الكامنة 1> يتبقى عدد عوامل أقل من المفروض الابقاء عليها و عليه فإن Scree test طريقة مفضلة لتحديد عدد العوامل ولكن طريقة Parallel , MAP أكثر دقة وموضوعية.

وطرح Thompson(1988) استخدم طريقة Booststrap لتحديد العوامل،بينما توصل Gorsuch (1983) إلى أن نتائج Scree test تكون أكثر ثباتًا عندما يكون حجم العينة كبيرًا و قيم الشيوع عالية وتشبعات المتغيرات عالية.

وينصح Henson & Roberts (2006) باستخدام محكات متعددة لتحديد عدد العوامل. ويوصي Kaiser (1960) بإبقاء كل العوامل التى تزيد القيم الكامنة لها عن الواحد الصحيح و القيم الكامنة تمثل مقدار التباين المفسر عن طريق العامل و اشار Jolliffe (1972) إلى أن محك كايزر شديد الصرامة وتقترح استبقاء العوامل التى لا قيم كامنة أكبر من 0.70 و توجد فروق كبيرة بين محك Kaiser ومحك Jolliffe حيث يعتبر محك Jolliffe تقدير مبالغ لعدد العوامل. ولكن هذا المحك يكون دقيق عندما يكون عدد المتغيرات أقل من 20 وقيم الشيوع بعد الاستخلاص تزيد عن 70. للعوامل وحجم العينة عن 250 فاكثر(Field, 2009). ويرى Steven (2009) أن استخدام Scree test يكون دقيق لحجم عينة أكثر من 200. وبرنامج SPSS يستخدم محك Kaiser لاستخلاص عدد العوامل إذا لم تطلب من البرنامج اى محك اخر ويرى(2013) Field ان تحديد عدد العوامل يتوقف على الهدف من التحليل فاذا كان الباحث يهدف للتغلب على قضية التلازمية الخطية المتعددة فى تحليل الانحدار فمن الافضل استخلاص عدد كبير من العوامل. وبعد تحديد عدد العوامل فمن المهم النظر فى التشبعات بعد التدوير لتحديد عدد المتغيرات التى تتشبع على كل عامل واذا تشبع متغير واحد على عامل تشبعًا عاليًا فإن هذا العامل يعتبر غير محدد تحديدًا جيدًا ، واذا تشبع متغيرين على العامل يمكن اخذه فى الاعتبار فى التفسير وهذا يتوقف على

نمط العلاقات بين المتغيرين وكذلك بين المتغيرين وبقية المتغيرات فى مصفوفة الارتباط فإذا كانت الارتباط بينهما عالى (اكثر من70. مثلًا) وغير مرتبطين مع عينة المتغيرات فى التحليل ففى هذه الحالة يعتبر هذا العامل على درجة معقولة من الاهمية ويعتمد عليه فى التفسير وعموما فى تفسير العوامل التى تتضمن متغيرًا أو متغيرين يمثل درجة كبيرة من الخطورة Hazardous .

وتظهر قضية اخرى وهى من الافضل الابقاء على عدد محدود ام عدد كبير من العوامل إذا كان عددها غير محدد مسبقًا؟ فالباحث دائمًا يستبقى العوامل التى لها قيم كامنة أكبر من الواحد الصحيح ولكن فى بعض الاحيان توجد عوامل جذرها الكامن أقل من الواحد وتعتبر فى غاية الاهمية فى تفسير الظاهرة وهذا قد يكون سبب مقنع لتضمينه فى عملية التحليل والتفسير.

**رابعًا: طرائق تدوير العوامل Rotation:** بعد استخلاص العوامل يحدث أن تتشبع معظم المتغيرات على العامل الأول بتشبعات عالية، ثم تتوزع على بقية العوامل بتشبعات أقل، وهذا يضع الباحث فى حيرة؛ حيث يكون هذا مخالف لطبيعة البناء المراد التحقق من بنيته العاملية، وعليه تكون عملية التفسير صعبة جدًّا للبناء؛ ولذلك يلجأ الباحثون إلى إجراء عملية تدوير العوامل Factor rotation؛ ليحدث تمايز للعوامل بالمتغيرات التى تتشبع عليها. وهى عملية رياضية وفيها يجرى تدوير محاور العوامل؛ ولذلك فالتدوير يمدنا ببنية عاملية مناسبة Factorial suitability.

واستراتيجيات التدوير متعددة وتصنف إلى تصنيفين عريضين، هما: التدوير المتعامد Orthogonal والتدوير المائل Oblique، ومعظم الباحثين يلجؤون إلى تدوير نتائج التحليل العاملى لتسهيل تفسير هذه العوامل. وفى التحليل العاملى الاستكشافى إسهام المتغير فى عامل معين يشار إليه بمعاملات نمط العوامل المستهدفة Factor pattern coefficient وأيضًا يشار إليه بالمعاملات البنائية للعوامل Factor

structure coefficient وهذه تمثل العلاقات بين المتغيرات المقاسة والعوامل. وفى التحليل العاملى، فإن المصفوفة البنائية للعوامل تعطى العلاقات بين كل المتغيرات المقاسة وكل العوامل (المتغيرات الكامنة) المستخلصة، وعندما تكون العوامل متعامدة، فإنها تبقى غير مرتبطة، والمصفوفة البنائية للعوامل تناظر مصفوفة العوامل المستهدفة، وبناء عليه فإن المصفوفة البنائية هى نتاج حاصل ضرب المصفوفة المستهدفة (النمطية للعوامل) فى مصفوفة ارتباطات العوامل. وعملية التدوير تعظم التشبعات العالية وتقلل التشبعات المنخفضة للمفردات؛ ولذلك فهى تعطى نتائج أكثر بساطة وقابلة للتفسير.

والقرار فى تحديد نوعية التدوير سواء كان متعامدًا أو مائلًا؛ ففى التدوير المتعامد فإن العوامل غير مرتبطة، والتدوير المتعامد يسهل فى تفسير النتائج، أما إذا اعتقد الباحث أن العمليات أو الأبنية التحتية مرتبطة، فيجب أن يستخدم التدوير المائل، وعلى الرغم من أنها تتناسب مع طبيعة البناء على مستوى النظرية، ولكنها لها محددات عملية فى التفسير والوصف وتقرير النتائج.

- **التدوير المتعامد:** توجد العديد من الطرائق للتدوير المتعامد منها Varimax وQuartimax وEquimax، وهى متاحة فى برامج SPSS وSAS. ولكن تعد طريقة Varimax أسهلهم استخدامًا عن كل طرائق التدوير. والهدف من هذه الطريقة هو تبسيط العوامل عن طريق تعظيم تباين التشبعات بالعوامل عبر المتغيرات، فالتشبعات العالية قبل التدوير تكون أعلى بعد التدوير، والتشبعات المنخفضة قبل التدوير تزداد انخفاضًا بعد التدوير. وطريقة الفاريماكس تتجه إلى توزيع التباين داخل العوامل،

وتصبح متساوية تقريبًا فى أهميتها. فالتباين المستخلص عن طريق العامل الأول قبل التدوير يجرى توزيعه على العوامل الأخرى بعد التدوير، فهى تحاول أن يكون التشبع بدرجة عالية لعدد محدود من المتغيرات لكل عامل معين، وهو يؤدى إلى الحصول على تجمعات أو عوامل قابلة للتفسير.

وطريقة Quartimax تتبع نفس سلوك طريقة Varimax ولكنها ليست شائعة الاستخدام مثل: Varimax. وطريقة Equimax هى خليط أو مزيج بين الطريقتين السابقتين، وتكون عديمة الجدوى ما لم يحدد الباحث مسبقًا عدد العوامل. وتعد طريقة Varimax هى default للبرامج SPSS وSAS ما لم يجرى تحديد طريقة معينة.

**التدوير المائل** Oblique rotation: يعطى التدوير المائل ارتباطات بين العوامل، ومقدار الارتباطات المفترض به بين العوامل يتحدد فى ضوء البنية النظرية للمفهوم.

وتوجد طرائق عديدة للتدوير المائل، مثل: Direct oblimin و Promax. والتدوير المائل أكثر تعقيدًا من التدوير المتعامد، وينصح Field (2009) باستخدام طريقة Promax؛ لأنها إجراء سريع وتصلح لقواعد البيانات الكبيرة، وعلى الرغم من تعدد طرائق الاستخلاص وطرائق التدوير، ولكن فى الممارسة الفروق بينهما ضئيلة (Fava & Velicer , 1992)، ويرى Fabirgar etal. (1999) أن طرائق التدوير المائل تعطى نتائج متماثلة لطرائق التدوير المتعامد، ويرى Field (2009) أن بعض الباحثين يرى أن استخدام التدوير المتعامد فى البحوث النفسية غير ملائم؛ لأن المفاهيم النفسية فى طبيعتها ذات بناء تحتى مرتبط ومتفاعل.

الجدول (1.8): مقارنة بين أساليب التدوير المختلفة.

| أسلوب التدوير | البرنامج | نوعه | ملاحظة |
|---|---|---|---|
| Varimax | SPSS, SAS | متعامد | أكثر استخدامًا فى البحوث. |
| Quartimax | SPSS, SAS | متعامد | يكون العامل الأول عامًّا مع عوامل أخرى للمتغيرات. |
| Equimax | SPSS, SAS | متعامد | ربما يكون غير مناسب. |
| Direct oblimin | SPSS | مائل | يسمح بإعطاء عدد كبير من العوامل. |
| Direct Quartimin | SPSS | مائل | يسمح بارتباطات عالية بين العوامل. |
| Oblique | SPSS, SAS | مائل ومتعامد معًا | |

| | | | |
|---|---|---|---|
| Promax | SPSS, SAS | مائل | سريع وسهل الحسابات. |
| Procrustes | SAS | مائل | مفيد فى التحليل العاملى التوكيدى. |

**حدود القطع لقبول تشبعات العوامل**

من الممكن قبول قيمة تشبع المتغير بالعامل فى ضوء دلالتها الإحصائية لأنها عبارة عن معامل ارتباط أو معامل انحدار ولكن هذا المعيار نادر الاستخدام فى البحوث لان الدلالة الإحصائية تعتمد على حجم العينة و يختار الباحث دلالة التشبع حيث إذا كانت قيمة 0.30 فاكثر فانة يقبل كمتغير على العامل، ولكن (2009) Steven يضع قيمة حرجة لقبول التشبع و يرى لحجم العينة 50 فإن قيمة التشبع 0.772 تعتبرلها دلالة و لحجم العينة 100 فإن قيمة التشبع 0.512 فأكثر، ولحجم عينة 200 فإن التشبع يجب أن يكون أكبر من 0.364 لقبوله كمتغير يتشبع بالعامل، ولحجم عينة 300 فالقيمة 0.298 أو اكثر، ولحجم عينة 600 يجب أن يكون التشبع 0.21 فاكثر، ولحجم عينة 1000 يجب أن يكون قيمة التشبع 0.162 وهذه القيم على أساس قيمة الفا 0.01 لاختبار ذو ذيلين.

اقترح (1992) lee & Comrey قيمة التشبع 0.71 فاكثر تعتبر ممتاز(50% من التباين )، و 0.63 جيد جدا، و0.55 (30% من التباين ) جيد، و 0.45 (20% من التباين(يعتبر متوسط و0.32(10% من التباين) ضعيف.

وعلى ذلك فمع أحجام العينات الكبيرة فإن التشبعات صغيرة الحجم يجب وضعها فى الاعتبار و لها معنى ذو دلالة إحصائية وبرنامج SPSS لا يقدم اختبارات دلالة لتشبعات العوامل ولكنه يطبق ارشادات(2009) Stevenومربع قيمة التشبع يعطى معامل التحديد R2 وهى نفس نسبة التباين المفسر فى المتغير جراء العامل.

**خامسًا: تفسير العوامل Interpretation of factors:** يحاول الباحث تسمية العامل و هذه يتطلب نوع من الحساسية لدى الباحث، ومدى قابليته للتفسير ترجع إلى الباحث فى ضوء الاطر النظرية، وتختلف تفسير العوامل باختلاف طريقة التدوير التى

استخدمها الباحث و من الافضل كما يرى(2013) Fidell & Tabachink أن يتم تفسير تشبعات المفردات بالعوامل فى ضوء مصفوفة Patten matrix.

ولكن يرى (2005) Castelo & Osbtern إذا استخدم الباحث التدوير المتعامد تفسر مصفوفة العوامل المدورة Rotated factor matrix وعند استخدام التدوير المائل تفسر النتائج فى ضوء المصفوفة المستهدفة Pattern matrix. وكذلك يتم تفسير وعرض مصفوفة ارتباطات العوامل Factor correlation matrix وتسمية العوامل تعتمد على التعريفات النظرية للمفاهيم وأبعادها.

وعلى الباحث الاخذ فى الاعتبار عدة امور اهمها:

1. تعتبر شيوع المفردات عالية إذا كانت قيمتها 0.80 فأعلى ولكن هذا نادر الحدوث فى البيانات، فمعظم القيم السائدة فى العلوم الاجتماعية هى من منخفضة 0.40 إلى متوسطة 0.70 ولو أن قيم الشيوع للمتغير أو المفردة أقل من 0.40 ربما لا يرتبط مع مفردات اخرى أو من المفترض وجود عامل اضافى فى البيانات يجب اكتشافه (Castelo& Osbtern ,2005).
2. يشير(2013) Fidell & Tabachnik أن قيمة 0.32 لقبول تشبع المفردة هى الحد الادنى وهى تساوى 10% من التباين المتداخل مع مفردات اخرى فى العامل، بينما التشبعات المزدوجة عند 0.32 أو على عاملين فاكثر تكون مقبولة وتدخل فى تفسير البنية العاملية ، وعلى الباحث أن يقرر أن يستبعد المفردات ذات التشبعات المزدوجة من التحليل وربما يكون هو اختيار مفضل إذا وجدت مفردات ذات تشبعات قوية على العامل (0.5 فأعلى) واذا تشبع المتغير على أكثر من عامل فهذا ربما يدل على ضعف صياغة أو كتابة المفردة .
3. العامل الذى يتشبع عليه أقل من ثلاث مفردات يعتبر ضعيف أو غير مستقر أو غير ثابت فخمسة مفردات أو أكثر ذات تشبعات عالية بالعامل (0.5 فأكثر) شئ مرغوب لتمثيل العامل وهذا عامل مستقر Solid factor.

**تنفيذ قضية بحثية فى SPSS:**

قام باحث بتطبيق استبيان لقياس الاكتئاب والقلق معًا وتكون من ستة مفردات ثلاثة تقيس القلق وهى: $A_1$ انا عصبى، A2 أنا قلق،A3 أنا هادئ وثلاثة مفردات تقيس الاكتئاب : D1 انا مكتئب ، D2 اشعر انى ليس لى قيمة فى الحياة، D3 انا سعيد. وكانت بدائل الاجابة هى خمسة وهى ليس على الإطلاق (1) أحيانًا (2) وغالبًا (3) ومعظم الوقت (4) وطول الوقت (5) وتكونت العينة من 9 أفراد و كانت بياناتهم كالآتى:

| الحالات | $A_1$ | $A_2$ | $A_3$ | $D_1$ | $D_2$ | $D_3$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 2 | 1 | 3 | 1 | 2 | 5 |
| 2 | 1 | 2 | 3 | 4 | 3 | 3 |
| 3 | 3 | 3 | 4 | 2 | 1 | 4 |
| 4 | 4 | 4 | 3 | 3 | 2 | 3 |
| 5 | 5 | 5 | 2 | 3 | 4 | 4 |
| 6 | 4 | 5 | 2 | 4 | 3 | 1 |
| 7 | 4 | 3 | 2 | 5 | 4 | 1 |
| 8 | 3 | 3 | 4 | 4 | 4 | 3 |
| 9 | 3 | 5 | 3 | 3 | 4 | 1 |

واراد الباحث التحقق من الصدق العاملى لهذا الاستبيان وتحديد الأبعاد التى تتجمع حولها هذه المفردات بالتالى:

هل يوجد بعد واحد ام بعدين للمفردات الستة؟ أو ما هو البناء العاملى لمفردات مقياس القلق – الاكتئاب

**تنفيذ التحليل العاملى فى SPSS**

**أولًا: إدخال البيانات:** 1. بعد فتح البرنامج اضغط Variabl view ثم اكتب مسمى التغيرات تحت Name وهى $A_1$ و $A_3$ ,$A_2$و$D_1$ و$D_2$ و$D_3$

2.اضغطdata view يظهر ستة أعمدة كالاتى:


| | A1 | A2 | A3 | D1 | D2 | D3 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 2.00 | 1.00 | 3.00 | 1.00 | 2.00 | 5.00 |
| 2 | 1.00 | 2.00 | 3.00 | 4.00 | 3.00 | 3.00 |
| 3 | 3.00 | 3.00 | 4.00 | 2.00 | 1.00 | 4.00 |
| 4 | 4.00 | 4.00 | 3.00 | 3.00 | 2.00 | 3.00 |
| 5 | 5.00 | 5.00 | 2.00 | 3.00 | 4.00 | 4.00 |
| 6 | 4.00 | 5.00 | 2.00 | 4.00 | 3.00 | 1.00 |
| 7 | 4.00 | 3.00 | 2.00 | 5.00 | 4.00 | 1.00 |
| 8 | 3.00 | 3.00 | 4.00 | 4.00 | 4.00 | 3.00 |
| 9 | 3.00 | 5.00 | 3.00 | 3.00 | 4.00 | 1.00 |

**ثانيًا: تنفيذ التحليل العاملى: لتنفيذ الامر اتبع الخطوات الآتية:** ولكن قبل إجراء التحليل العاملى فالممارسة الجيدة تقول لا بد من تقدير مؤشرى الالتواء والتفرطح للمتغيرات خاصة إذا كان المتغيرات هى مفردات لها استجابات محدودة، ويتم ذلك من خلال: Analyze اختار Descriptive اختار Frequencies وتحت مربع Distribution اضغط على , Kurtosis Skeweness والنتائج كالاتى:

```
DESCRIPTIVES VARIABLES=A1 A2 A3 D1 D2 D3
  /STATISTICS=MEAN STDDEV MIN MAX KURTOSIS SKEWNESS.
```

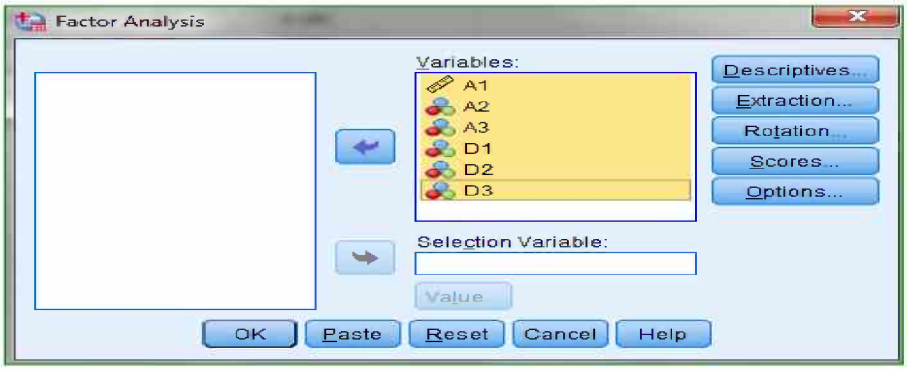
**Descriptive Statistics**

| | N | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation | Skewness | | Kurtosis | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Statistic | Statistic | Statistic | Statistic | Statistic | Statistic | Std. Error | Statistic | Std. Error |
| A1 | 9 | 1.00 | 5.00 | 3.2222 | 1.20185 | -.537- | .717 | .270 | 1.400 |
| A2 | 9 | 1.00 | 5.00 | 3.4444 | 1.42400 | -.357- | .717 | -.804- | 1.400 |
| A3 | 9 | 2.00 | 4.00 | 2.8889 | .78174 | .216 | .717 | -1.041- | 1.400 |
| D1 | 9 | 1.00 | 5.00 | 3.2222 | 1.20185 | -.537- | .717 | .270 | 1.400 |
| D2 | 9 | 1.00 | 4.00 | 3.0000 | 1.11803 | -.690- | .717 | -.800- | 1.400 |
| D3 | 9 | 1.00 | 5.00 | 2.7778 | 1.48137 | -.109- | .717 | -1.300- | 1.400 |
| Valid N (listwise) | 9 | | | | | | | | |

ويتم إجراء التحليل العاملى فى مرحلتين استخلاص العوامل ومرحلة التدوير كالاتى:

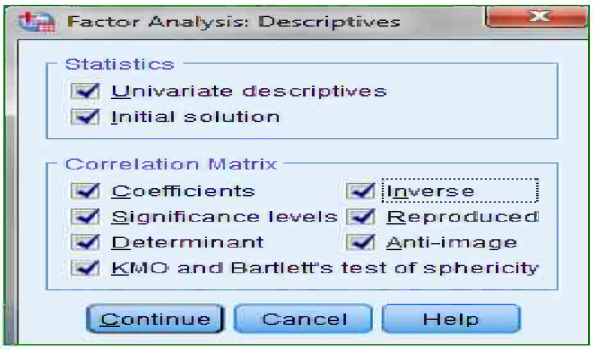
- **مرحلة الاستخلاص Factor extraction:**

1. اضغط Analyze ثم اضغط Dimension Reduction أو Data Reduction ثم اختار Factor تظهر الشاشة الآتية :




2. انقل المتغيرات الموجودة فى المربع الأول إلى مربع Variables

3. اضغط على اختيار Descriptives تظهر الشاشة الآتية:




4. فى مربع Statistics نشط أو اضغط على univariate descriptive ليعطى المتوسط و الانحراف المعيارى والانحراف المعيارى لكل متغير.

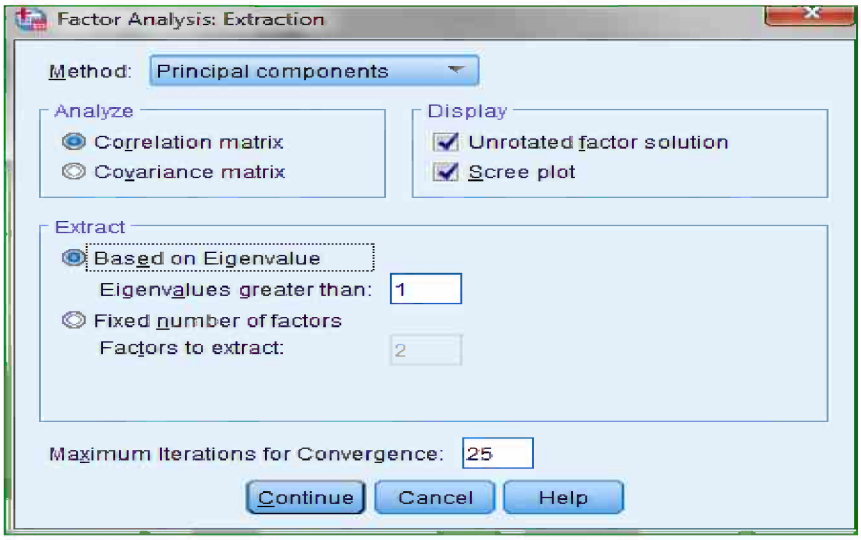
5. فى مربع Correlation matrix اضغط على:

- Coefficients ليعطى مصفوفة الارتباط بين المتغيرات (R)
- Significance ليعطى الدلالة الإحصائية لكل معامل الارتباط
- محدد المصفوفة Determinant: وهذا الاختيار فى غاية الاهمية لاختبار multicollinearity.
- KMO and Bartlelt's test: يعطى مقياس Kaiser- Meyer – Olkin لاختبار مناسبة مصفوفة الارتباط للتحليل فى التحليل العاملى ويجب أن تزيد قيمتها عن 0.50 أو 0.60.
- اختيار Reproduced يمدنا بمصفوفة الفروق بين مصفوفة البيانات ومصفوفة الارتباط المشتقة جراء النموذج وهو ما يطلق علية بمصفوفة البواقى Residual وكما نعلم أن قيم هذه المصفوفة يكون صغير جدًا ويجب ألا تزيد قيمتها لمعظم معاملات الارتباط عن0.05.
- اضغط على Inverse للحصول على مقلوب المصفوفة.

- اضغط على Anti – image correlation حيث تفيد في التحقيق من مدى صلاحية المتغيرات في التحليل العاملى وهى قيمة KMO للخلايا القطرية لكل متغير على حده.
- اضغط على Initial solutions ليعطى الحلول الأولية قبل التدوير

6. اضغط على Continue لترجع إلى شاشة الامر الرئيسية.

7. اضغط على الاستخلاص Extraction يعطى الشاشة الآتية:




8. اضغط على السهم امام Method تظهر عدم بدائل أو طرق للاستخلاص و لكن تظهر طريقة المكونات الرئيسية (PCA) كالطريقة التى يقوم بها البرنامج ما لم تحدد له طريقة اخرى على الرغم أنها ليست طريقة من طرق التحليل العاملى ولكنها تعطى نتائج مثل نتائج التحليل العاملى ويمكن أن تختار اى من الطرق سواء ML , UIS PAF أو غيرها وهنا تختار طريقة PCA

9. فى مربعAnlayze حدد نوع المصفوفة المراد تحليلها ويوجد بديلين مصفوفة الارتباط ومصفوفة التغاير وللمصفوفتين صيغ مختلفة لنفس الشئ. فمصفوفة الارتباط هى الصورة المعيارية لمصفوفة التغاير ويفضل فى التحليل العاملى تحليل مصفوفة الارتباط لا إذا كانت القياسات تأخذ مقاييس أو وحدات مختلفة فإن هذا لا يؤثر فى التحليل واذا اعتمد الباحث على مصفوفة الارتباط وفى هذا المثال المتغيرات

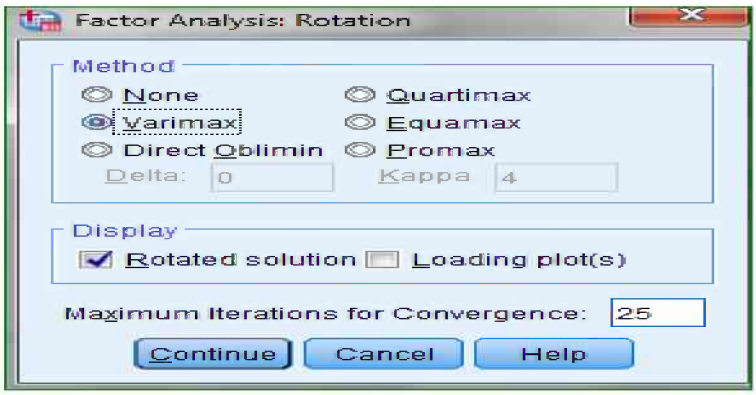
تقاس بنفس وحده القياس (مقياس ليكرت الخماسي) وحتى إذا كانت المتغيرات لها نفس الوحدة فإن لها تباينات مختلفة وهذا يسبب مشاكل لطريقة المكونات الرئيسية ((Field, 2009، فاستخدم مصفوفة الارتباط يجنبنا هذه المشاكل وعليه اضغط على Correlation.

10 . في مربع Display يوجد Unrotated factor solution اختاره وهي الحلول الأولية قبل التدوير وضغط على اختيار Scree لتحديد عدد العوامل .

11 . في مربع Extract يمكن تحديد عدد العوامل في ضوء محك القيم الكامنة أكثر من 1 وهي default للبرنامج و هو محك kaiser ولكن تمكن تغيرها إلى محك Jolliffe's وهي 0.70 أو اى قيمة اخرى و لكن من المفضل إجراء التحليل عند قيم كامنة وعدد العوامل المحدد في ضوء الاطار النظرى Fixed number of factor ويفضل إذا كان البحث استكشافي لا يتم تثبيت أو تحديد عدد العوامل مسبقا. وإذا اختلف عدد العوامل في صورة محك Screeplot محك kaiser فعليك فحص قيم الشيوع للعوامل.

12. اضغط Continue لترجع إلى شاشة الامر الرئيسية.

13. اضغط على التدوير Rotation تظهر الشاشة الآتية:



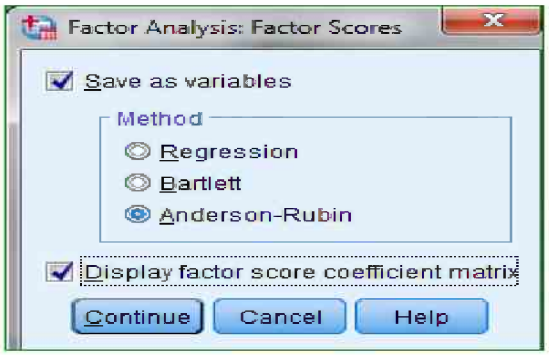

14. في صندوق Method اختار طريقة التدوير سواء المتعامدة أو المائل و بما أن المثال الحالى يتكون من مكونين إذا كان غير مرتبطين اختار تدوير متعامد (يفصل Varmix) واذا كانوا مرتبطين اختار طريقة تدوير مائل سواء Dirct oblinmim أو Promax فاضغط على Varmix

15. فـى مسـتطيل Display يوجـد Rotated solution و يعطـى الحلـول بعـد التـدوير و هـى تعتبـر default للبرنـامج حيـث يمـدنا بهـا البرنـامج سـواء حـددتها أو لـم تحـددها بينمـا اختيـار Loading plot هـو تمثيـل بيـانى لكـل متغيـر فـى ضـوء العوامـل المستخلصـة (اقصـى عـدد عوامـل ثلاثـة) واذا كـان عـدد العوامـل اربعـة فـإن البرنـامج لا يمدنا بها ويسهل تفسير هذا الرسم إذا وجد عاملين اضغط عليها.

16. اختيـار Maximum Iterations for convergence حيـث يقـوم البرنـامج بأخـذ عـدد مـن المحـاولات لإعطـاء حلـول عامليـة وعليـه فهـى عـدد المـرات أو المحـاولات التـى يحـاول البرنـامج اجرائهـا للحصـول علـى حلـول لمصـفوفة الارتبـاط ويحـددها البرنـامج بـ25 مـرة و لكـن مـع قواعـد البيانـات الكبيـرة فـإن الكمبيـوتر يجـد صـعوبة فـى الوصـول إلـى الحلـول ويعطـى رسـالة تفيـد ذلـك وعليـه يجـب تغيـر هـذه القيمـة إلـى 40او50 أو إلى 100 مثلًا و عليه اضغط عليها و غيرها إلى 40 مثلًا.

17. اضغط على Continue لتعود إلى شاشة الامر الرئيسية.

18. اضـغط علـى اختيـار Scores وهـى الـدرجات العامليـة ويعطـى الشاشـة الفرعية الآتية:




وهـذا يسـمح بحفـظ الـدرجات العامليـة لكـل فـرد فـى ملـف البيانـات و برنـامج SPSS يقـوم بتكـوين عمـود جديـد لكـل عامـل مسـتخلص و يضـع الدرجـة العامليـة لكـل فـرد فـى الأعمـدة ويمكـن أن تسـتخدم هـذه الـدرجات العامليـة فـى تحلـيلات لاحقـة أو تسـتخدم لتحديـد مجموعـة مـن الأفـراد الذين يحصلون على درجات عاملية على العوامل و لذلك:

- اضغط على اختيارsave As variable
- حدد الطريقة المستخدمة فى الحصول على الدرجات العاملية و هى

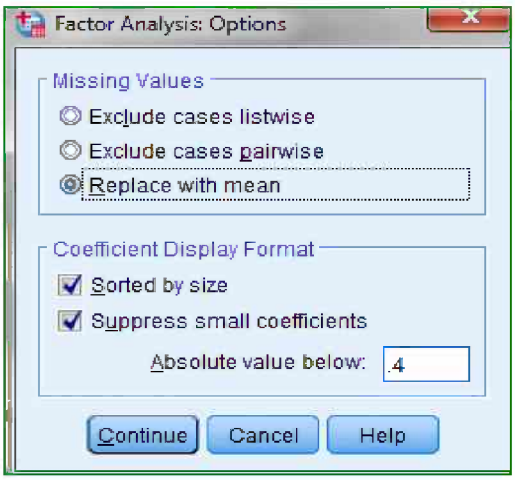
طريقـة الانحـدار Regression method وفـى هـذه الطريقـة تصـحح تشـبعات العوامـل مـن الارتباطـات الأوليـة بـين المتغيـرات وللحصـول علـى مصـفوفة معـاملات الـدرجات

العاملية يتم ضرب مصفوفة تشبعات العوامل بمقلوب مصفوفة الارتباط ($R^{-1}$) بمعنى قسمة مصفوفة التشبعات على مصفوفة الارتباطات وهذا يعطى مصفوفة الدرجات العاملية وهذه المصفوفة تعطى مؤشر نقى للعلاقات الفريدة بين المتغيرات والعوامل.

وتوجد طرق اخرى مثل طريقة Bartlett وطريقة Rubin– Anderson ويفضل استخدامهما للحصول على درجات عاملية غير مرتبطة وإذا وجدت ارتباطات بين درجات عاملية يفضل استخدام طريقة الانحدار ولذلك اضغط على Anderson – Rubin لأنها تتضمن معلومات لحساب الدرجات العاملية.

19.اضغط Continue لتعود إلى شاشة الامر الرئيسية.

20. اضغط على اختيار Options تظهر الشاشة الفرعية:




أ. التعامل مع البيانات المفقودة Missing data : حيث يعطى البرنامج بدائل للتعامل مع البيانات المفقودة سواء استبعاد الحالة أو تقدير قيمة لها. فاذا كان توزيع البيانات الغائبة غير اعتدالى وحجم العينة صغير فعليك تقدير قيمة البيانات المفقودة ويقوم برنامج SPSS باستبدالها بمتوسط درجات المتغير و هذا البديل يؤدى إلى الحصول على تباين منخفض للمتغيرات التى بها بيانات مفقودة و يؤدى إلى نتائج غير دالة إحصائيًا وعليه اضغط على Replace with Mean ولكن إذا كانت البيانات المفقودة عشوائية فيجب استبعادها من التحليل وبرنامج SPSSاما أن يستبعد الحالة كلها التى لها بيانات مفقودة على اى متغير من التحليل وعليه اضغط على Exclude Case wise list أو استبعاد الحالة التى لا بيانات غائبة على المتغير الواحد فقط و ابقائها فى التحليل للمتغيرات كاملة البيانات وعليه اضغط على Pair-Wise وهذا من شأنه الحصول على تحليلات إحصائية بأحجام عينات مختلفة و هذا غير مرغوب و لكن

يمكن استخدامها إذا كان حجم العينة صغير ولذلك اضغط على اختبار List-wise هذا يمثل البديل المحافظ للتعامل مع البيانات الغائبة.

ب. مربع Coefficient display format وتتضمن بديلين هما:

- Sorted by size وهى تعنى أن يتم عرض تشبعات العوامل فى ترتيب تنازلى من الاكبر إلى الاصغر على العامل اضغط على هذا البديل.
- والبديل الثانى Suppress absolute value less وبرنامج SPSS يحدد 0.1 لظهور قيمة التشبع مطبوعة فى المخرج ولكن يمكن اعطاء البرنامج رسالة وهى عرض التشبعات التى لها قيمة 0.3 فاكبر أو 0.40 فاكبر وينصح Field (2009) بوضع القيمة 0.4 لقبول التشبع على العامل اضغط على هذا الاختيار وغيرها الى0.40.Absolute value below

21. اضغط Continue لترجع إلى شاشة الامر الرئيسية ثم اضغط OK لتنفيذ الامر.

**ثالثًا: تفسير المخرج:**

- الإحصاء الوصفى اعطى البرنامج الآتى:

```
FACTOR
/VARIABLES A1 A2 A3 D1 D2 D3
/ANALYSIS A1 A2 A3 D1 D2 D3
/PRINT UNIVARIATE INITIAL CORRELATION SIG DET KMO INV REPR
AIC EXTRACTION ROTATION FSCORE
/FORMAT SORT BLANK(.4)
/PLOT EIGEN
/CRITERIA MINEIGEN(1) ITERATE(25)
/EXTRACTION PC
/CRITERIA ITERATE(25)
/ROTATION VARIMAX
```

**Descriptive Statistics**

| | Mean | Std. Deviation[a] | Analysis N[a] | Missing N |
|---|---|---|---|---|
| A1 | 3.2222 | 1.20185 | 9 | 0 |
| A2 | 3.4444 | 1.42400 | 9 | 0 |
| A3 | 2.8889 | .78174 | 9 | 0 |
| D1 | 3.2222 | 1.20185 | 9 | 0 |
| D2 | 3.0000 | 1.11803 | 9 | 0 |
| D3 | 2.7778 | 1.48137 | 9 | 0 |

a. For each variable, missing values are replaced with the variable mean.

اعطى المتوسطات والانحرافات المعيارية وحجم العينة لكل متغير وهذا الجدول لا يعطى حرية كاملة للباحث لتفسيره.

- واعطى البرنامج مصفوفة الارتباط كالآتى:

**Correlation Matrix[a]**

| | | A1 | A2 | A3 | D1 | D2 | D3 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Correlation | A1 | 1.000 | .738 | -.503- | .221 | .279 | -.250- |
| | A2 | .738 | 1.000 | -.399- | .300 | .393 | -.540- |
| | A3 | -.503- | -.399- | 1.000 | -.370- | -.429- | .408 |
| | D1 | .221 | .300 | -.370- | 1.000 | .651 | -.741- |
| | D2 | .279 | .393 | -.429- | .651 | 1.000 | -.528- |
| | D3 | -.250- | -.540- | .408 | -.741- | -.528- | 1.000 |
| Sig. (1-tailed) | A1 | | .012 | .084 | .284 | .234 | .259 |
| | A2 | .012 | | .144 | .216 | .148 | .067 |
| | A3 | .084 | .144 | | .164 | .125 | .138 |
| | D1 | .284 | .216 | .164 | | .029 | .011 |
| | D2 | .234 | .148 | .125 | .029 | | .072 |
| | D3 | .259 | .067 | .138 | .011 | .072 | |

a. Determinant = .039

وهـى مصـفوفة قطرهـا الواحـد الصـحيح والجـزء الأعلـى يمثـل قـيم الارتباطـات بـين المتغيـرات السـتة فمعامـل الارتبـاط بـين A1 وA20.738 فـى النصـف الأسـفل اعطـى الدلالـة الإحصـائية للارتبـاط حيث 0.012 = P وهـى دالـة إحصـائيًا عنـد 0.05 لاختبـار ذو ذيـل واحـد، امـا معامـل الارتبـاط بـين $A_1$ و$A_3$ هـى 0.503 وقيمـة p=0.084 و بالتـالى فإنهـا غيـر دالـة إحصـائيًا علـى الـرغم أنـه معامـل ارتبـاط كبيـرالا أن عـدم الدلالـة الإحصـائية ترجـع إلـى صـغر حجـم العينـة ولاحـظ أن الارتبـاط بينهمـا سـالب اى عكسـى علـى الـرغم أن المتغيـرين يمثلـوا بعـد القلـق وهـذا يعـود إلـى أن صـياغة $A_3$ ايجابيـة بينمـا صـياغة $A_2$ سـالبة وهـذا يشـير إلـى اهميـة اعـادة ترميـز اسـتجابات المتغيـر $A_3$ و الارتباطات المعقولة أو المتوسطة هى مناسبة للتحليل العاملى وليست العالية

والارتباطـات المنخفضـة التـى تقتـرب مـن الصـفر 0.07 , 0.01 لا يفضـل اسـتخدامها فـى أسـلوب التحليـل العـاملى ويفضـل اسـتبعادها وبنظـرة سـريعة علـى قـيم معـاملات الارتباطـات نلاحـظ أنهـا فـى معظمهـا 30. فـأكثر واعطـى البرنـامج محـدد المصـفوفة 0.039 والاهـم أن لا يكـون محـدد المصـفوفة سـالب لأنـه يعطـى نتـائج غيـر موثـوق فيهـا ويفضـل أن يزيـد محـدد المصـفوفة عـن (Field, 2009)0.00001، ولـم تزيـد اى ارتباطـات فـى المصـفوفة عـن 0.80 وهـذا يـدل علـى عـدم وجـود قضـية التلازميـة الخطية المتعددة و عليه فالمصفوفة مرضية لعملية التحليل

- اعطى البرنامج مقلوب المصفوفة $\left(\frac{1}{R}\right)R^{-1}$ كالاتى:

**Inverse of Correlation Matrix**

| | A1 | A2 | A3 | D1 | D2 | D3 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| A1 | 3.138 | -2.608- | .967 | -.889- | .354 | -1.491- |
| A2 | -2.608- | 3.802 | -.499- | 1.364 | -.673- | 2.261 |
| A3 | .967 | -.499- | 1.653 | -.192- | .436 | -.615- |
| D1 | -.889- | 1.364 | -.192- | 3.291 | -1.264- | 2.364 |
| D2 | .354 | -.673- | .436 | -1.264- | 1.999 | -.333- |
| D3 | -1.491- | 2.261 | -.615- | 2.364 | -.333- | 3.675 |

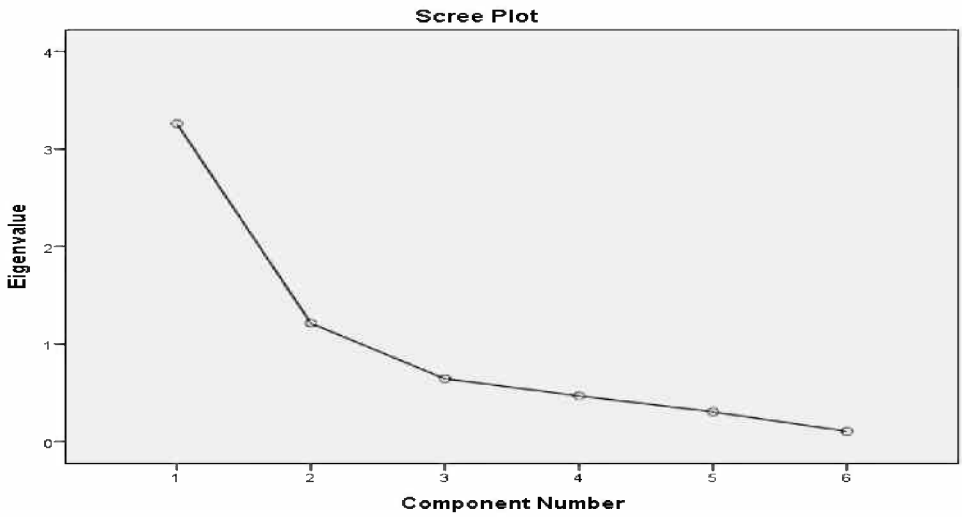
- اعطى البرنامج اختبار KMO , Bartlett's للتحقق من مسلمات التحليل العاملى وهى كالآتى :

**KMO and Bartlett's Test**

| | | |
|---|---|---|
| Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy. | | .578 |
| Bartlett's Test of Sphericity | Approx. Chi-Square | 16.803 |
| | Df | 15 |
| | Sig. | .331 |

ويتضح أن قيمة KMO هى 0.578 اى أنها زادت عن 0.50 كما اوصى بها Hair et al. (1995) وتدل على مناسبة مصفوفة الارتباط لإجراء التحليل العاملى وعلى الرغم أنه من الافضل أن تكون 0.60 فأعلى وكلما زادت حجم العينة زادت قيمة KMO. كما أعطى اختبار Bartlett's وعدم الدلالة الإحصائية يعنى أن معاملات الارتباط فى المصفوفة فى المجتمع تساوى صفر وهذا يؤكد على عدم استخدام مصفوفة الارتباط فى التحليل ولكن عدم الدلالة الإحصائية ترجع إلى صغر حجم العينة وكذلك يكون اختبار هام إذا تم تمثيل المتغير بخمس حالات وهذا لم يتحقق فى البيانات المحللة

- اعطى البرنامج Scree plot كالآتى:




ويتضح من الشكل أنه يوجد عاملين زادت القيم الكامنة لهم عن الواحد الصحيح حيث تم وضع المكونات (العوامل) على المحور الافقى والقيم الكامنة على المحور الرأسى وعليه فإن الباحث يقدم تفسيراته للمقياس فى ضوء عاملين فقط فى ضوء محك Scree plot

- اعطى البرنامج Anti- image- metrices سواء للارتباطات أو للتغايرات كالآتى:

**Anti-image Matrices**

| | | A1 | A2 | A3 | D1 | D2 | D3 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Anti-image Covariance | A1 | .319 | -.219- | .186 | -.086- | .057 | -.129- |
| | A2 | -.219- | .263 | -.079- | .109 | -.089- | .162 |
| | A3 | .186 | -.079- | .605 | -.035- | .132 | -.101- |
| | D1 | -.086- | .109 | -.035- | .304 | -.192- | .195 |
| | D2 | .057 | -.089- | .132 | -.192- | .500 | -.045- |
| | D3 | -.129- | .162 | -.101- | .195 | -.045- | .272 |
| Anti-image Correlation | A1 | .487[a] | -.755- | .425 | -.277- | .142 | -.439- |
| | A2 | -.755- | .512[a] | -.199- | .386 | -.244- | .605 |
| | A3 | .425 | -.199- | .722[a] | -.082- | .240 | -.249- |
| | D1 | -.277- | .386 | -.082- | .571[a] | -.493- | .680 |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| D2 | .142 | -.244- | .240 | -.493- | .739[a] | -.123- |
| D3 | -.439- | .605 | -.249- | .680 | -.123- | .551[a] |

a. Measures of Sampling Adequacy(MSA)

وهذه المصفوفة تمدنا بمعلومات مشابهة كما تمدنا به KMO حيث يمكن تقدير KMO لمتغيرات متعددة معا و قيمة KMO لكل متغير على حدة يتم تقديرها من خلال الخلايا القطرية لمصفوفة الارتباط Anti-image matrices حيث كل القيم القطرية يجب أن تزيد عن0.50 لتحديد صلاحية المتغير لتضمينه فى التحليل العاملى والقيم أقل من 0.50 تلقى بظلالها على التحليل حيث يفضل استبعاد هذا المتغير من التحليل وإجراء التحليل بدونة و ملاحظة الفروق حيث استبعاده يؤثر على قيمة KMOوكذلك على قيمة مصفوفة الارتباط التخيلية anti– imagوالخلايا القطرية هى معامل الارتباط الجزئى Partial correlation بين المتغيرات وبفحص القيم القطرية فى المصفوفة السابقة نلاحظ أن قيم الخلايا القطرية زادت عن 0.50ماعدا المتغير $A_1$ حيث كانت487. من المفترض استبعاده من التحليل ولكن قد يعود ذلك إلى صغر حجم العينة وعليه فسوف نبقى عليه فى التحليل كمثال توضيحى فقط .

- اعطى البرنامج المصفوفة المشتقة Reproduced correlations من نموذج التحليل العاملى وكذلك مصفوفة البواقى وهى خارج قسمة مصفوفة الارتباط لبيانات العينة والمصفوفة المشتقة من قبل نموذج التحليل العاملى وهى كالآتى:

**Reproduced Correlations**

| | | A1 | A2 | A3 | D1 | D2 | D3 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Reproduced Correlation | A1 | .882[a] | .808 | -.586- | .141 | .266 | -.297- |
| | A2 | .808 | .789[a] | -.615- | .330 | .413 | -.450- |
| | A3 | -.586- | -.615- | .516[a] | -.418- | -.451- | .486 |
| | D1 | .141 | .330 | -.418- | .853[a] | .745 | -.788- |
| | D2 | .266 | .413 | -.451- | .745 | .675[a] | -.716- |
| | D3 | -.297- | -.450- | .486 | -.788- | -.716- | .760[a] |
| Residual[b] | A1 | | -.070- | .083 | .080 | .014 | .047 |
| | A2 | -.070- | | .216 | -.029- | -.020- | -.090- |
| | A3 | .083 | .216 | | .049 | .022 | -.078- |
| | D1 | .080 | -.029- | .049 | | -.094- | .046 |
| | D2 | .014 | -.020- | .022 | -.094- | | .188 |
| | D3 | .047 | -.090- | -.078- | .046 | .188 | |

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. Reproduced communalities

b. Residuals are computed between observed and reproduced correlations. There are 8 (53.0%) nonredundant residuals with absolute values greater than 0.05.

الملاحظ أن النصف العلوى يعكس المصفوفة التى استهلكها نموذج التحليل العاملى والنصف الأسفل يعكس مصفوفة البواقيResidual إذا نظرنا إلى مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات الستة ونلاحظ أن معامل الارتباط التى استهلكها النموذج بين$A_1$ و $A_2$.808 ومعامل الارتباط بيرسون بين $A_1$ و$A_2$0.738 وعليه فإن مصفوفة البواقى بين A1, A2 هى:

$$=0.738 - 0.808= - 0.070$$

وهـى قيمـة معامـل الارتبـاط فـى مصـفوفة البـواقى و نلاحـظ أن التحليـل العـاملى استهلك كـل معامـل الارتبـاط بـين A1, A2 بـل واكثـر. ويفضـل أن تكـون قـيم معـاملات الارتباطـات فـى مصـفوفة البـواقى صـغيرة جـدًا بحيـث لا تزيـد القيم عـن0.10 ويـرى البـعض أن لا تزيد فيها عن 0.05 (Field, 2009).

واعطـى البرنـامج رسـالة مفادهـا أن 53% مـن قـيم الارتباطـات فـى مصـفوفة البـواقى زادت عـن0.05وهـذا مؤشـر غيـر جيـد لمطابقـة النمـوذج وهـذا يـدل علـى أن النمـوذج لـم يسـتهلك كـل معـاملات الارتبـاط فـى المصـفوفة وهـذا مؤشـر علـى عـدم ملائمـة ومطابقـة نموذج التحليل العاملى.

- اعطى البرنامج الشيوع Communalities كالآتى:

**Communalities**

| | Initial | Extraction |
|---|---|---|
| A1 | 1.000 | .882 |
| A2 | 1.000 | .789 |
| A3 | 1.000 | .516 |
| D1 | 1.000 | .853 |
| D2 | 1.000 | .675 |
| D3 | 1.000 | .760 |

Extraction Method: Principal Component Analysis.

الشـيوع هـو نسـبة التبـاين العـام للمتغيـر بمعنـى أن العوامـل فسـرت كـم فـى المائـة مـن تبـاين المتغيـر وقبـل إجـراء الاسـتخلاص فـإن الشـيوع لكـل المتغيـرات (100%) تحـت عمـود Intial بينمـا قـيم الشـيوع تحـت عمـود Extraction تعكـس التبـاين المـرتبط بـA1 وهـو تبـاين مشـترك مـع كـل العوامـل و علـى ذلـك فـإن العوامـل فسـر 88.2% مـن تبـاين المتغيـر A1 و51.6% مـن تبـاين المتغيـر A3 وهكـذا ولأحجـام عينـات صـغيرة يفضـل أن تكـون قـيم الشـيوع عاليـة حيـث فـى حالـة أقـل مـن 30 متغيـر فـى التحليـل فيجـب أن يزيـد الشـيوع 0.70 و إذا كـان حجـم العينـة 250 فـإن متوسـط قـيم الشـيوع تكـون أكبـر مـن 0.60 و إذا تم تقدير متوسط قيم الشيوع و هى كالآتى:

$$\frac{0.882 + 0.789 + 0.516 + 0.853 + 0.675 + 0.760}{6}$$

فإنها تزيد عن 0.60 وهذا مناسب للتحليل.

الملاحـظ أن قـيم الشـيوع لـA1 قبـل الاسـتخلاص 1.0 لان كـل العوامـل الممكنـة فسـرته بينمـا بعـد الاسـتخلاص تـم اسـتبعاد بعـض العوامـل التـى لـم يتحقـق فيهـا محـك

kiaser وكذلك ينقص قيمة تباين المتغير المفسر ولذلك فإن العوامل المتبقية عليها فى التحليل لا تستطيع تفسير كل التباين الموجود فى البيانات.

- اعطى البرنامج جدول Total variance explained كالآتى:

**Total Variance Explained**

| Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | | Rotation Sums of Squared Loadings | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % |
| 1 | 3.260 | 54.337 | 54.337 | 3.260 | 54.337 | 54.337 | 2.374 | 39.563 | 39.563 |
| 2 | 1.214 | 20.228 | 74.565 | 1.214 | 20.228 | 74.565 | 2.100 | 35.002 | 74.565 |
| 3 | .645 | 10.748 | 85.313 | | | | | | |
| 4 | .470 | 7.828 | 93.141 | | | | | | |
| 5 | .306 | 5.101 | 98.242 | | | | | | |
| 6 | .105 | 1.758 | 100.000 | | | | | | |

Extraction Method: Principal Component Analysis.

وهذا الجدول مكون من ثلاثة اجزاء كالاتى:

ا. الجزء الأول Intial Eigen values وهى تمثل القيم الكامنة للعوامل المبدئية قبل الاستخلاص والملاحظ أنه يوجد ستة عوامل هى تساوى عدد المتغيرات حيث القيم الكامنة للعامل الأول 3.260 وأقلهم للعامل السادس 0.105 وهذه العوامل فسرت 100% من تباين المتغيرات لذلك كانت الشيوع للمتغيرات واحد والملاحظ أن العامل أو المكون الأول فسر 54.337 من تباين المتغيرات الستة بينما فسر الثانى 20.22% وهكذا و كلها فسرت 100% من تباين المتغيرات

ب . الجزء الثانى مجموع مربعات التشبعات والملاحظ أن البرنامج استبقى على العاملين الأول والثانى فقط بعد أن طبق قاعدة كايز Ev >1 ولذلك فإن القيم الكامنة للعامل الأول والثانى زادت عن الواحد الصحيح وبقية العوامل انخفضت عن الواحد الصحيح، وحيث القيمة الكامنة للعامل الأول 3.26 وفسرت 54.337 من تباين المتغيرات والملاحظ أن العاملين فسر 7456% من تباين المتغيرات

ج . الجـزء الثالـث القـيم الكامنـة بعـد التـدوير ويتضـح وجـود اخـتلاف فـى القـيم الكامنـة (total) حيـث يـتم توزيعهـا بالتسـاوى تقريبًـا علـى العـاملين وكـذلك فـإن العامـل الأول فسـر 54.33% مـن التبـاين قبـل التـدوير بينمـا فسـر 39.56% بعـد التـدوير وهـذا النقصـات تـم وضـعة فـى تبـاين العامـل الثـانى وعلـى ذلـك لا اخـتلاف فـى البنـاء العـاملى قبـل التـدوير وبعده ولكن الاختلاف فى القيم الكامنة والتباين المفسر .

- ثم اعطى البرنامج مصفوفة المكونات Component matrix وهى تمثل تشبعات المتغيرات بالعوامل وهى كالآتى:

**Component Matrix[a]**

| | Component | |
|---|---|---|
| | 1 | 2 |
| D3 | -.802- | |
| A2 | .759 | .462 |
| D1 | .757 | -.529- |
| D2 | .749 | |
| A3 | -.691- | |
| A1 | .657 | .672 |

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 2 components extracted.

الملاحـظ أن المتغيـرات السـتة تشـبعت علـى العامـل الأول حيـث زادت قيمـة التشـبع عـن 0.40 وهـى التـى تـم تحديـدها مسـبقًا وعليـه فالعامـل الأول فسـر معظـم تباينـات المتغيـرات وتشـبع علـى العامـل الثـانى متغيـرات $A_1$, $A_2$, $D_1$ وهـذه تشـبعات مزدوجـة والمتأمـل لهـذه النتـائج يمكـن القـول إن المقيـاس أحادى البعد حيث تولد العامل العام.

ولكـن اثنـاء بنـاء المقيـاس ربمـا تبنـى الباحـث بعـدين همـا بعـد القلـق وبعـد الاكتئـاب وعليـه فـإن نتـائج التحليـل العـاملى غيـر متسـقة مـع الاطـار النظـرى و لكـن علـى الباحـث أن لا يلجـأ إلـى التفسـير الا بعـد إجـراء التـدوير حيـث يسـاعد فـى عمليـة التفسـير ويكسـب النتـائج معنـى سـيكولوجى أو نظـرى ولكـن علينـا أن لا نتجاهـل نتـائج التحليـل قبـل التـدوير لان علـى الباحـث أن يكـون علـى علـم بحقيقـة مهمـة هوانـه يجـرى تحليـل عـاملى استكشـافى فليتـرك للبرنـامج أن يقـوم بهـذه المهمة.

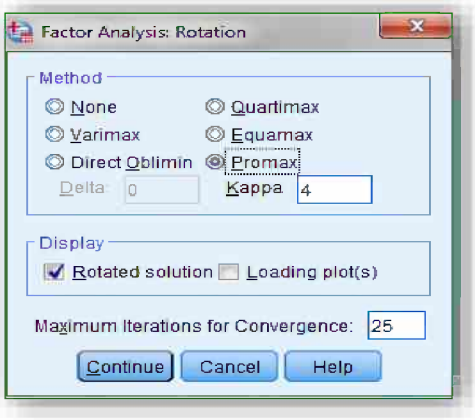
- اعطى البرنامج مصفوفة المكونات (العوامل) بعد التدوير هى كالآتى:

**Rotated Component Matrix[a]**

| | Component | |
|---|---|---|
| | 1 | 2 |
| D1 | .918 | |
| D3 | -.829- | |
| D2 | .786 | |
| A1 | | .938 |
| A2 | | .847 |
| A3 | | -.603- |

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.
a. Rotation converged in 3 iterations.

كما ترى حدث تغير لتشبع المفردات على العاملين فتشبع المتغيرات $D_2$ ,$D_1$ ،$D_3$ على العامل الأول وهذا يمثل بعد الاكتئاب ولاحظ أن تشبع$D_3$ سالب لأنه ذو صياغة سالبة بينما تشبعت المتغيرات أو المفردات$A_1$, $A_2$ ,$A_3$ وهذا يمثل بعد القلق على العامل الثانى وعلى ذلك فإن نتائج التحليل العاملى تدعم البناء النظرى للباحث وكما هو ملاحظ قام البرنامج بعرض تشبعات المفردات ورتبها تنازلى من الاكبر إلى الاصغر وعليك أن تقارن بين مصفوفة العوامل قبل التدوير وبعد التدوير والملاحظ أن الحلول بعد التدوير أعطيت معنى سيكولوجيًا للبناء.




وإذا تم إجراء تدوير مائل هل تتغير النتائج: وبإجراء تغير فى الامر السابق بجعل طريقة التدوير من النوع المائل تغير فى الامر السابق بجعل طريقة التدوير من النوع المائل مثل Promax:

فالاختلاف فى النتائج يكون لمصفوفة العوامل بعد التدوير حيث يعطى مصفوفتين هيPattern Matrix كالآتى :

**Pattern Matrix[a]**

| | Component | |
|---|---|---|
| | 1 | 2 |
| D1 | .970 | |
| D3 | -.832- | |
| D2 | .793 | |
| A1 | | 1.000 |
| A2 | | .848 |
| A3 | | -.553- |

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Promax with Kaiser Normalization.
a. Rotation converged in 3 iterations.

وتمثل قيم التشبعات معامل الانحدار المعياري بينما المصفوفة البنائية تأخذ فى حسبانها العلاقات بين العوامل و تتضمن معاملات الارتباط بين العوامل والمفردات:

**Structure Matrix**

| | Component | |
|---|---|---|
| | 1 | 2 |
| D1 | .917 | |
| D3 | -.868- | -.443- |
| D2 | .820 | .404 |
| A1 | | .927 |
| A2 | .452 | .885 |
| A3 | -.517- | -.673- |

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Promax with Kaiser Normalization.

ففى التدوير المتعامد فإن هاتين المصفوفتين لهم نفس القيم والمصفوفة المستهدفة فى التدوير المائل تناظر مصفوفة العوامل فى التدوير المتعامد. ومعظم الباحثون يفسرون المصفوفة المستهدفة لأنها أكثر بساطة ويُوصى بعرض المصفوفتين ففى المصفوفة المستهدفة يعطى تقريبا نفس تشبعات المفردات على العوامل كما فى مصفوفة العوامل فى التدوير المتعامد بينما فى المصفوفة البنائية تختلف حيث يتشبع على العامل الأول متغيرات $D_1$, $D_2$ , $D_3$ وكذلك $A_3$ , $A_2$ , $A_1$ و هكذا بالنسبة للعامل الثانى تتشبع عليه متغيرات $A_3$ , $A_2$ , $A_1$ بالإضافة إلى $D_3$ , $D_1$, $D_2$ وعلى ذلك يصبح البناء أكثر تعقيدًا وتوجد صعوبة فى التفسير وهذا حدث لوجود علاقة ارتباطية بين العامل الأول والعامل الثانى وهى كالآتى:

**Component Correlation Matrix**

| Component | 1 | 2 |
|---|---|---|
| 1 | 1.000 | .432 |
| 2 | .432 | 1.000 |

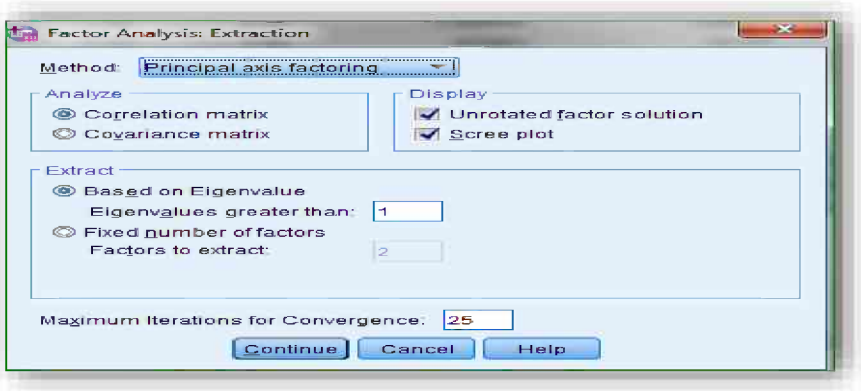
Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Promax with Kaiser Normalization.

وهذه العلاقة تساوى 0.430 مما يشير إلى وجود تداخل بين العاملين وهذا يسبب وجود تشبع لمفردات A وعلى العامل الاكتئاب وتشبع لمفردات D على القلق وهذا يدل على وجود ارتباطات داخلية بين بعدى القلق والاكتئاب وليس مستقلين ولذلك من الانسب الاعتماد على التدوير المائل وليس المتعامد

وعلى ذلك نتائج التدوير المتعامد لا يمكن الوثوق فيها مثل نتائج التدوير المائل فى حالة وجود ارتباط بين العوامل.

- **وإذا تم إجراء التحليل العاملى باستخدام طريقة اخرى و هل تتغير النتائج؟**

بإجراء الامر باستخدام طريقة المحاور الأساسية وذلك باتباع الخطوات السابقة ماعدا تحديد طريقة الاستخلاص Principal –Axis factoring وطريقة التدوير Varmix:




بكل تأكيد لم تتغير النتائج فيما يخص البينية العاملية قبل وبعد التدوير وهى كالآتى:

**Factor Matrix[a]**

| | Factor 1 | Factor 2 |
|---|---|---|
| D3 | -.759- | |
| D1 | .755 | -.509- |
| A2 | .717 | |
| A1 | .689 | .686 |
| D2 | .669 | |
| A3 | -.586- | |

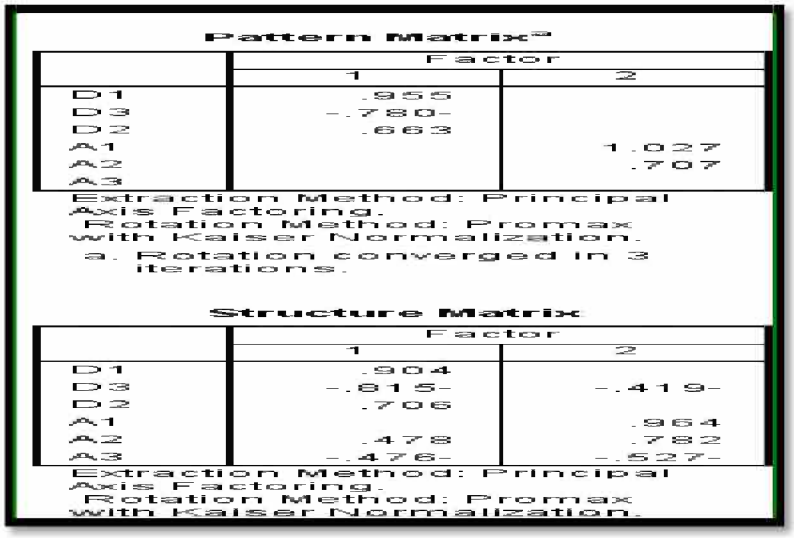
Extraction Method: Principal Axis Factoring.
a. Attempted to extract 2 factors. More than 25 iterations required. (Convergence=.003). Extraction was terminated.

**Rotated Factor Matrix[a]**

| | Factor 1 | Factor 2 |
|---|---|---|
| D1 | .904 | |
| D3 | -.776- | |
| D2 | .666 | |
| A1 | | .970 |
| A2 | | .732 |
| A3 | | -.458- |

Extraction Method: Principal Axis Factoring.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.
a. Rotation converged in 3 iterations.

ولكن إذا تم استخدام التدوير المائل Promax مع طريقة PAF نلاحظ اختلاف النتائج بعد التدوير حيث تم اعطاء مصفوفة عوامل لم يتشبع فيها المتغير A3 مع اى من العوامل :



**Pattern Matrix[a]**

| | Factor | |
|---|---|---|
| | 1 | 2 |
| D1 | .955 | |
| D3 | -.780- | |
| D2 | .663 | |
| A1 | | 1.027 |
| A2 | | .707 |
| A3 | | |

Extraction Method: Principal Axis Factoring.
Rotation Method: Promax with Kaiser Normalization.
a. Rotation converged in 3 iterations.

**Structure Matrix**

| | Factor | |
|---|---|---|
| | 1 | 2 |
| D1 | .904 | |
| D3 | -.815- | -.419- |
| D2 | .706 | |
| A1 | | .964 |
| A2 | .478 | .782 |
| A3 | -.476- | -.527- |

Extraction Method: Principal Axis Factoring.
Rotation Method: Promax with Kaiser Normalization.

**كتابة نتائج التحليل العاملى وفقًا لـ APA**

تـم إجـراء تحليـل المكونـات الرئيسـية لـ6 مفـردات لمقيـاس تقـدير الـذات للحالـة المزاجيـة مـع التدوير المتعامد باستخدام فارمكس وتـم حسـاب مقيـاس Kaiser Meyer – olkin (KMO) للتحقـق مـن مناسـبة المصـفوفة الارتبـاط للتحليـل و كانـت قيمتـه KMO = 0.578 وقيمتـه لكـل المتغيـرات زادت عـن 0.50 ماعـدا المتغيـر A1 وهـذا يـدل علـى مناسـبة المصـفوفة للتحليـل و المتغيـرات قابلـة للتحليـل و كانـت قيمـة اختبـار Bartlett s test of Sphercity هـى (P>0.05) χ2(15)=16.803 وهـى غيـر دالـة إحصـائيًا ممـا تشـير إلـى أن العلاقـات أو الارتباطـات بـين المتغيـرات أو المفـردات غيـر كبيـرة بدرجـة كافيـة لإجـراء التحليـل باسـتخدام PCA ولكـن هـذا يرجـع إلـى صـغر حجـم العينـة و تـم اسـتخلاص عـاملين زادت القـيم الكامنـة لهـم عـن الواحـد الصـحيح و فسـروا معًـا 74.65% مـن تبـاين المتغيـرات و اوضـح Scree plotقبـول عـاملين لتفسـير تباينـات المفردات فيما يلى الجدول الذى تبين تشبع المفردات على العوامل بعد التدوير:

| المفردات | القلق | الاكتئاب |
|---|---|---|
| $A_1$ | **.928** | |
| $A_2$ | **.847** | |
| $A_3$ | **-.603** | |
| $D_1$ | | **.819** |
| $D_2$ | | **-.829** |
| $D_3$ | | **.786** |
| القيم الكامنة | **2.374** | **2.100** |
| التباين المفسر | **39.536%** | **35.002** |

# الفصل التاسع

## التحليل العاملى التوكيدي

## Confirmatory Factor Analysis

يعتبر نموذج التحليل العاملى التوكيدى Confirmatory Factor analysis (CFA) أحد صور أو تطبيقات نمذجة المعادلة البنائية، وهو يهتم بدراسة العلاقات بين المتغيرات المقاسة أو المؤشرات (مفردات أو درجات الاختبار) والمتغيرات الكامنة أو العوامل. والمبدأ الأساس لـ CFA قائم على التحقق أو التأكد من الفروض (بناء معروف أبعاده أو عواملـه بمفرداتـه مسبقًا)، عكس التحليل العاملى الاستكشافى Exploratory Factor analysis (EFA) القائم على اكتشاف طبيعة البناء العاملى (تحديد عواملـه المفردات التى تتشبع عليه). وعليه فإن تحليل CFA يتم فى ضوء وجود تصور مسبق لطبيعة البناء بعدد عواملـه المفترضة وبتشبعاته وذلك فى ضوء نظرية أو إطار نظرى متماسك أو دراسات سابقة. وعمومًا التحليل العاملى إستراتيجية تحليلية كمحاولة الربط بين مجموعة من القياسات بعدد أقل من الأبنية أو المتغيرات التحتية (العوامل).

### الفروق بين CFA و EFA

وفيما يلى أهم الفروق بين CFA و EFA:

الجدول (1.9): أهم الفروق بين CFA و EFA.

| مظهر المقارنة | EFA | CFA |
|---|---|---|
| اختبار فروض | لا | نعم |
| قيود على التشبعات | لا | نعم |
| حلول غير معيارية | لا | نعم |
| حلول معيارية | نعم | نعم |
| تدوير عوامل | نعم | لا |
| مؤشرات مطابقة | لا (يمكن إعطاء مؤشر $\chi^2$) | نعم |
| البساطة | أكثر تعقيدًا ومعالم | أكثر بساطة وأقل معالم |
| درجات عاملية | نعم | لا |
| البرامج | التقليدية مثل SAS ، SPSS و Minitab وغيرها | MPLUS , , AMOS , LISREL وغيرها |
| تحديد عدد عوامل | نعم / لا | نعم |
| استقلال عوامل | نعم | نعم |
| عوامل مرتبطة | نعم | نعم |
| نمذجة أخطاء القياس | لا | نعم |
| المقارنة بين نماذج | لا | نعم |
| أساس نظرى قوي | لا | نعم |
| الهدف | وصفى استكشافي | توكيدي |
| تسميته العوامل | بعد التحليل | قبل التحليل |
| يدرس تشابه البناء عبر المجموعات المختلفة | لا | نعم |

**استخدام وأهداف التحليل العاملى التوكيدى:**

يمكن أن تستخدم CAF فى الأغراض الآتية:

1. **تطوير أو بناء مقاييس جديدة Scale development** : يستخدم لاختبار البناء العاملى لأدوات القياس مثل الاستبيانات وذلك من خلال التحقق من عدد العوامل

المفترضة ، وكذلك تشبعات المفردات بالعوامل وهذا يسهل فى تصحيح المقياس وذلك فى ضوء أبعاده الفرعية (عواملـه). وكذلك يحدد طبيعة العلاقات بين العوامل أو الأبعاد. ويرى Brown (2006) أن CAF يسهم فى تقدير ثبات المقياس وذلك لتجنب مشاكل التقدير للطرق التقليدية مثل ألفاكرونباخ.

**2. صدق البناء أو المفهوم Construct Validity**: المفاهيم فى العلوم النفسية متعددة المظاهر أو الأبعاد. ويمدنا CFA بأدلة عن الصدق التقاربى والتمييزى، فالصدق التميزى يشير إلى أن قياسات المفاهيم المختلفة متمايزة (يوجد ارتباطات منخفضة بينهما). وأشار Brown (2006) إلى أن الارتباطات العالية بين المفاهيم المختلفة مثلا (0.85) فأكثر يشير إلى صدق تميزى ضعيف. أما الصدق التقاربى يشير إلى أن القياسات المختلفة لنفس المفهوم ترتبط ارتباطًا عاليًا. **ولفحص الصدق العاملى أو البنائى** لتحديد ما إذا كان المفهوم أحادى البعد أو متعدد الأبعاد، وكيف ترتبط الأبعاد الفرعية للمفهوم؟، وكيف ترتبط المفردات بالمفهوم أو العامل؟ فإذا كان المقياس يتكون من 40 مفردة وتتوزع على أربعة عوامل، يتشبع بكل عامل 10 مفردات ويستخدم CAF لاختبار ما إذا كانت المفردات مرتبطة بالعوامل المفترضة عليه. ولكن الكثير من الخبراء يشيرون إلى أن تشبع المفردات بالعامل هو صدق تقاربى الذى يعتبر جزء من الصدق البنائى.

**3. اختبار تأثيرات الطريقة Testing Method effect**: تشير طبيعة العلاقات بين المتغيرات أو المفردات التى تولدت من طرق استجابة مختلفة (مفردات موجبة و مفردات سالبة) لنفس المفهوم حيث تتضمن كيفية تقديم صيغة السؤال ونوع الاستجابة المتاح. وبصفة عامة فإن الطريقة تشير إلى تأثير تحيز الاستجابة نتيجة المرغوبية الاجتماعية، فطرق الاستجابة المختلفة مثل الملاحظة، وتقرير الذات أو المفردات الموجبة فى مقابل السالبة ربما تؤدى إلى ارتباطات منخفضة بين الصور المختلفة لقياس المفهوم. فعلى سبيل المثال عندما يوجد عبارات موجبة وعبارات سالبة فإن تحليل البيانات يفرز عاملين فى حين يوجد عامل واحد متوقع فى ضوء النظرية. يعتبر مقياس تقدير الذات لـ Rosenberg (1965) مثالًا جيدًا لهذا فالمقياس يتضمن عبارات سالبة وعبارات موجبة ونتائج التحليل العاملى الاستكشافى أفرزت عاملين أحدهما تقدير الذات الموجب والآخر تقدير الذات السالب على الرغم أن النظرية لا تفترض عاملين، ولكن نتائج التحليل العاملى التوكيدى اثبتت أن نموذج العامل العام

مـع وجـود عوامـل الطريقـة أكثـر مطابقـة للبيانـات مـن نمـوذج العـاملين (Brown, 2006).

**4. تكـافؤ أو ثبـات القيـاس عبـر مجموعـات مختلفـة Measurement invariance:** ثبـات القيـاس يشـير إلـى اتسـاق وتشـابه أو تكـافؤ بنيـة المقيـاس عبـر مجموعـات مـن الأفـراد أو عبـر الـزمن (Brown, 2006). وعلـى ذلـك يهـدف CFA مـن التأكـد مـن **تكـافؤ المقيـاس Equivalence** عبـر مجموعـات فرعيـة فـى المجتمـع. وإذا لـم يثبـت تكـافؤ أو اسـتقرار بنـاء المقيـاس عبـر المجموعـات الفرعيـة مـن المجتمـع فيقـال أن الاختيـار متحيـز ويمكن التأكد من ذلك من خلال تحليل Multi-group CFA.

**تفسير تقديرات نموذج CFA:**

يمكن تفسير تقديرات معالم CFA كما أوردها (Kline, 2016) كالآتى:

**1. تشـبعات العوامـل:** هـى تقـدير التـأثيرات المباشـرة للعوامـل علـى المؤشـرات، وتفسـر كمعـاملات انحـدار فلـو كانـت معامـل التشـبع غيـر المعيـارى = 5.0 فـإن فـروق خمـس نقـاط فـى المؤشـر تعطـى فـرق نقطـة واحـدة فـى العامـل. ووضـع التشـبع = 1 وذلـك لمقايسـة العامل.

**2. التبـاين المفسـر للمؤشـر:** تشـبعات العامـل المعياريـة تقـدر مـن خـلال قيمـة العلاقـات بـين المؤشـر وعاملـه، ومربـع قيمـة التشـبع هـى تقـدر **نسـبة التبـاين المفسـر $R^2_{smc}$** نتيجـة للعامـل، فلـو أن التشـبع = 0.70 فـإن العامـل فسـر 0.49 (49%) مـن تبـاين المؤشـر. والوضـع المثـالى أن العامـل يفسـر معظـم تبـاين المؤشـر ($R^2_{smc}$>0.5). والمؤشـر الـذى يتشـبع علـى عوامـل متعـددة فـإن التشـبع المعيـارى يفسـر كـأوزان بيتـا B. لأنهـا لـيس ارتباطات ولا يمكن تربيع قيمتها لاشتقاق التباين المفسر.

امـا نسـبة تبـاين خطـأ القيـاس غيـر المعيـارى إلـى التبـاين الملاحـظ للمؤشـر فـى العينـة هـى نسـبة التبـاين غيـر المفسـر وواحـد نـاقص هـذه النسـبة $\frac{S_e^2}{S_x^2}$ هـى نسـبة التبـاين المفسـر. افترض أن تباين $X_1$ هو $S^2_x$ = 25 وتباين خطأ القياس الواقع عليها، $S^2_e$ = 9.0 ، إذا التباين غير المفسر $\frac{9.00}{25.0}$ = 0.36 وعلى ذلك فإن:

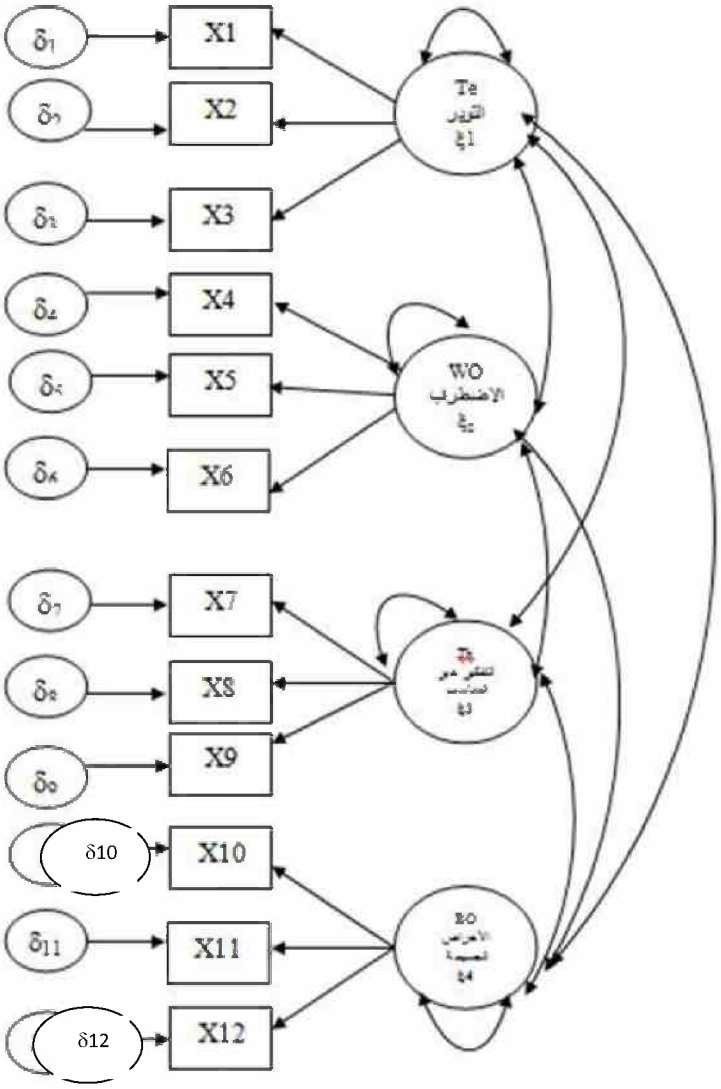
$$R^2_{smc} = 1 - 0.36 = 0.64$$

**3. تقدير العلاقات بين العوامل أو أخطاء القياس:** وهى تغايرات بمعنى حلول غير معيارية ولو تشبع المتغير على عامل وحيد فإن هذا التشبع يسمى **معامل البناء A structure coefficient** وهو تشبع معيارى.

**مثال تطبيقى لتحليل نموذج CFA باستخدام LISREl (فى:Steven, 2009):**

هذا المثال لبيانات مأخوذة من Benson & Bandalos (1992) وهو يتناول مقياس قلق الاختبار ويعرف بـ اختبار رود الفعل للاختبار Reactions to test scale (RTT) ويفترض أنه يقيس أربعة أبعاد وهى الاضطراب والتوتر والتفكير غير العقلانى والأعراض الجسمية.

**أولًا: تخصيص النموذج:** تم افتراض أن مقياس قلق الاختبار يقيس اربعة أبعاد وذلك فى ضوء تراث بحثى وذلك ما افترضه Sarason (1984)، وكما تم بناء المقياس على اعتبار أن كل بعد يمثل بـ 10 مفردات ولكن للتبسيط فى هذا العرض تم تمثيل كل متغير كامن أو عامل بثلاثة مفردات مع وجود ارتباطات بين العوامل. وفيما يلى شكل المسار عرض النموذج المقترح.




الشكل (1.9): نموذج CFA لقلق الاختبار بأبعاده الأربعة.

كما هو واضح وجود ارتباطات بين العوامل الأربعة (علاقة غير محللة)، وكذلك عدم وجود ارتباطات بين أخطاء القياس $\delta$ وهذا يؤكد على أن تباين المتغير المقاس X يفسر فقط عن طريق المتغير الكامن $\xi$، ومعنى وجود علاقة بين العوامل فإن هذا يعنى وجود علاقة بين مؤشرات هذه العوامل مثل العلاقة بين $X_2$ و $X_5$ مثلًا.

**ثانيًا: تحديد النموذج:** وهذا يرتبط بالمرحلة السابقة، وللتعرف على ماهية تحديد للنموذج، فإن عدد العناصر فى مصفوفة التغاير المدخلة لبيانات العينة كالتالى:

$$P = [0.5\ V(V+1)] = 0.5(12)(13) = 78$$

ويتضمن عدد المعالم الحرة كالآتى =12 تشبع عامل λ + 12 تباينات أخطاء (δ) + 4 تباينات العوامل + 6 علاقات بين العوامل = 34 معلم حر.

وعلى ذلك فإن عدد المعالم الحرة أقل من عدد العناصر فى المصفوفة ولذلك فإن df = 78-34 = 44 وعندئذ يقال أن النموذج فوق التحديد. ولا يتوقع حدوث اشكالية أثناء تحليله. ولكن بوضع وحدة قياس لكل متغير كامن (عامل) من خلال تثبيت تشبع $X_1$ على $\xi_1$، $X_4$ على $\xi_2$، $X_7$على $\xi_3$، $X_{10}$على $\xi_4$ بالواحد الصحيح بالتالى تصبح عدد المعالم الحرة = 30 وبالتالى df = 48.

**ثالثًا: مسح البيانات وطريقة التقدير:** لم يشير الباحثان إلى كيفية التحقق من اعتدالية القياسات من $X_1$ إلى $X_{12}$، وكذلك إلى التعامل مع البيانات الغائبة وتم تقدير الثبات باستخدام آلفا للأبعاد وتراوحت من 0.85 إلى 0.92، والثبات للمقياس ككل 0.95. وتم تطبيق المقياس على 318 طالب فى مرحلة البكالوريوس والدراسات العليا، وتم استخدام طريقة ML، ويشترط حجم عينة كافى (أكبر من 200)، وبيانات من متغيرات من مستوى فترى (متصلة)، واعتدالية التوزيع، ويمكن فحص الاعتدالية البسيطة والمتدرجة والقيم المتطرفة من خلال برامج SEM مثل LISREL, EQS, AMOS ومعظم البرامج الإحصائية مثل SAS, SPSS لديها هذه الإمكانيات. وتم التعامل مع مصفوفة التغاير كمدخل للبرنامج ولو تم استخدام مصفوفة الارتباط فلا بد أن تكون مقرونة بالانحرافات المعيارية حتى يستطيع البرنامج تحويل هذه المصفوفة إلى مصفوفة تغاير.

**إعداد ملف المدخلات للبرنامج**

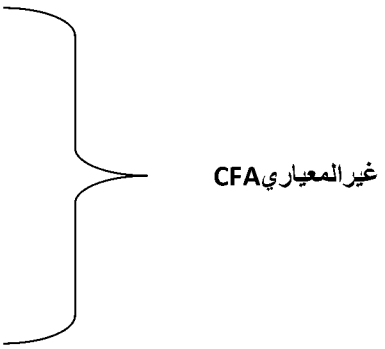
بعد تخصيص النموذج وفحص قضية التحديد للنموذج ومسح البيانات يتم إعداد ملف المدخلات.

**إعداد ملف المدخلات فى ملحق برنامج الليزرال وهو SLMPLIS كالآتى:**

**Title: four factor Model of RTT**
**Observed variables : $X_1$ $X_2$ $X_3$ $X_4$ $X_5$ $X_6$ $X_7$ $X_8$ $X_9$ $X_{10}$ $X_{11}$ $X_{12}$ or $X_1$ - $X_{12}$**
**Covariance Matrix: كما فى المدخل السابق**
**SAMPLE Size: 318**
**Latent variables: te wo th bo**
**Relationships**
**$x_1$ $x_2$ $x_3$ ( $x_1$ - $x_3$ ) = te**
**$x_4$ - $x_6$ = wo**

المعياري CFA

**$x_7 - x_9 = th$**
**$x_{10}$ - $x_{12} = bo$**
**$x_1 = 1 * te$**
**$x_2\ x_3 = te$**
**$x_4 = 1 * wo$**
**$x_5\ x_6 = wo$**
**$x_7 = 1 * th$**
**$x_8\ x_9 = th$**
**$x_{10} = 1 * bo$**
**$x_{11}\ x_{12} = bo$**
**ou : me = ml rs mi sc**
**Path Diagram**
**End of problem**




**رابعًا: تقيم النموذج** :احد المظاهر الهامة لتقويم النموذج يحدث قبل التحليل الإحصائى من خلال بناء النموذج على أسس نظرية قوية، وعلى ذلك يكون للنموذج مقبولية نظرية ولكن بعد التحليل يتم تقييم مدى مقبولية الحلول لـ CFA فى ضوء ثلاثة مظاهر أساسية كما حددها Brown (2006) وهى كالآتى:

- **حسن المطابقة الكلية Overall goodness of fit:** كما سبق توضيحه لمؤشرات حسن المطابقة ويوصى باستخدام مؤشر $\chi^2$ بدلالته الإحصائية بجانب مؤشر من مؤشرات المطابقة خاصة **RMSEA** أو **SRMR**، ومؤشر من مؤشرات المطابقة المقارنة خاصة CFI أو NNFI، ومؤشر من مؤشرات البساطة خاصة PNFI أو AIC أو ECVI لأن كلًا منهم يمدنا بمعلومات مختلفة عن مطابقة حلول نموذج CFA.

ولو أن نتائج هذه المؤشرات متسقة فيما يخص وجود مطابقة جيدة للنموذج فإن هذا يعطى تدعيم مبدئى لفكرة قبول النموذج فى الواقع الحقيقى، ولو أشارت المؤشرات إلى مطابقة سيئة فلا بد من تشخيص مصادر سوء المطابقة، وذلك من خلال إعادة تخصيص مرة أخرى. وإذا كان النموذج يعانى من سوء مطابقة فلا يجب النظر إلى تفسير تقديرات معالم النموذج مثل حجم تشبعات العوامل أو العلاقة بين العوامل وغيرها لان سوء تحديد النموذج يؤدى إلى وجود تحيز وعدم دقة فى تقديرات المعالم. ويحدث أحيانا أن يوجد عدم اتساق بين أداء مؤشرات حسن المطابقة فيمكن أن يعطى مؤشرى CFI, RMSEA مطابقة جيدة للنموذج فى حين يعطى مؤشر AGFI مطابقة غير جيدة للنموذج. وهنا يمكن الفصل فى ضوء مؤشر $\chi^2$.

أ. **المطابقة لنموذج CFA المعيارى (عدم اعطاء وحدة لكل متغير كامن):**

فيما يلى مخرج هذا النموذج :

**Four factor model of RTT**
**Number of Iterations = 7**
**LISREL Estimates (Maximum Likelihood)**

**LAMBDA-X**

| | te | wo | th | bo |
|---|---|---|---|---|
| x1 | 0.69 | - قيمة التشبع - | | - - |
| | (0.04) | الخطأ المعياري | | |
| | 15.59 | | | |
| x2 | 0.76 | - - | - - | - - |
| | (0.05) | | | |
| | 16.01 | | | |
| x3 | 0.84 | - - | - - | - - |
| | (0.05) | | | |
| | 17.70 | | | |
| x4 | - - | 0.64 | - - | - - |
| | | (0.04) | | |
| | | 16.18 | | |
| x5 | - - | 0.66 | - - | - - |
| | | (0.05) | | |
| | | 14.51 | | |
| x6 | - - | 0.67 | - - | - - |
| | | (0.04) | | |
| | | 16.30 | | |
| x7 | - - | - - | 0.64 | - - |
| | | | (0.04) | |
| | | | 15.47 | |
| x8 | - - | - - | 0.67 | - - |
| | | | (0.04) | |
| | | | 16.09 | |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| x9 | -- | -- | 0.67 | -- |
| | | | (0.04) | |
| | | | 17.69 | |
| x10 | -- | -- | -- | 0.38 |
| | | | | (0.04) |
| | | | | 10.51 |
| x11 | -- | -- | -- | 0.54 |
| | | | | (0.05) |
| | | | | 11.52 |
| x12 | -- | -- | -- | 0.56 |
| | | | | (0.04) |
| | | | | 13.29 |

نلاحظ أن التشبعات دالة إحصائيًا حيث زادت قيمة T عن 1.96

مصفوفات الارتباطات بين العوامل$\varphi$:

PHI

| | te | wo | th | bo |
|---|---|---|---|---|
| te | 1.00 | | | |
| wo | 0.55 | 1.00 | | |
| | (0.05) | | | |
| | 11.01 | | | |
| th | 0.11 | 0.49 | 1.00 | |
| | (0.06) | (0.05) | | |
| | 1.76 | 9.28 | | |
| bo | 0.78 | 0.59 | 0.29 | 1.00 |
| | (0.04) | (0.05) | (0.07) | |
| | 18.73 | 10.89 | 4.25 | |

تباين أخطاء القياس (التباين غير المفسر):

THETA-DELTA

| x1 | x2 | x3 | x4 | x5 | x6 |
|---|---|---|---|---|---|

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 0.31 | 0.34 | 0.27 | 0.22 | 0.35 | 0.23 |
| (0.03) | (0.04) | (0.04) | (0.03) | (0.04) | (0.03) |
| 9.60 | 9.26 | 7.46 | 8.28 | 9.78 | 8.15 |

**THETA-DELTA**

| x7 | x8 | x9 | x10 | x11 | x12 |
|---|---|---|---|---|---|
| 0.27 | 0.25 | 0.16 | 0.26 | 0.41 | 0.27 |
| (0.03) | (0.03) | (0.02) | (0.02) | (0.04) | (0.03) |
| 9.31 | 8.66 | 6.55 | 10.68 | 10.10 | 8.49 |

التباين المفسر فى المتغير المقاس جراء العامل (ثبات المتغيرات):

**Squared Multiple Correlations for X - Variables**

| x1 | x2 | x3 | x4 | x5 | x6 |
|---|---|---|---|---|---|
| 0.61 | 0.63 | 0.72 | 0.65 | 0.56 | 0.66 |

**Squared Multiple Correlations for X - Variables**

| x7 | x8 | x9 | x10 | x11 | x12 |
|---|---|---|---|---|---|
| 0.61 | 0.64 | 0.74 | 0.36 | 0.42 | 0.54 |

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 48

Minimum Fit Function Chi-Square = 88.40 (P = .00034)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 86.44 (P = 0.00056)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 38.44

90 Percent Confidence Interval for NCP = (16.29 ; 68.44)

Minimum Fit Function Value = 0.28

Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.12

90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.051 ; 0.22)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) =0.050

90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.033 ; 0.067)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.47

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.46

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.39 ; 0.56)

ECVI for Saturated Model = 0.49

ECVI for Independence Model = 5.65

Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom = 1766.05

Independence AIC = 1790.05
Model AIC = 146.44
Saturated AIC = 156.00
Independence CAIC = 1847.20
Model CAIC = 289.31
Saturated CAIC = 527.44
Normed Fit Index (NFI) = 0.95
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.97
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.69
Comparative Fit Index (CFI) = 0.98
Incremental Fit Index (IFI) = 0.98
Relative Fit Index (RFI) = 0.93

Critical N (CN) = 265.24
Root Mean Square Residual (RMR) = .026
Standardized RMR = 0.036
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.96
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.93
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.59

وكانت مؤشرات حسن المطابقة $\chi^2$ = 87.811(P = 0.0003) وهى دالة إحصائيًا عند 0.05 مما يشير إلى رفض مطابقة النموذج (انظر محددات مؤشر $\chi^2$) و $\chi^2$ /df = 1.8 (48) (أقل من 2) إذا النموذج جيد المطابقة و RMR = 0.02, SRMR = 0.036 أى أنهم أقل من 0.07 وكذلك RMSEA = 0.049 [(90%) CI – 0.032 - 0.66] و CFI = 0.98, AGFI = 0.93, GFI = 0.95, RFI = 0.95, IFI = 0.98, NNFI = 0.98 كل هذه المؤشرات تشير إلى مطابقة جيدة للنموذج.

وبجانب مؤشرات حسن المطابقة يجب فحص **تحليل البواقى Residual analysis** كما سبق الإشارة إليه يوجد ثلاثة مصفوفات مرتبطة لمخرج التحليل العاملى التوكيدى مصفوفة التغاير للبيانات المقاسة S، ومصفوفة التغاير المشتقة من النموذج $\Sigma$، ومصفوفة البواقى تعكس الفرق بين S و $\Sigma$ ويمكن عرضه كالآتى:

**واعطى ملخص لمصفوفة البواقى كما يلى :**

**Summary Statistics for Fitted Residuals**
**Smallest Fitted Residual = -0.06**
**Median Fitted Residual = 0.00**
**Largest Fitted Residual = 0.09**

ونلاحظ أن القيمة الصغرى فى مصفوفة البواقى تساوى 0.06- والقيمة الوسيطة 0.000 والقيمة العظمى 0.086 ، و إذا زادت القيمة العظمى عن 0.10 فإن هذا مؤشر على سوء مطابقة النموذج للبيانات. وعليه نلاحظ فى ضوء مصفوفة البواقى القيمة العظمى أقل من 0.10 وهذا يؤكد على المطابقة الملائمة أو المناسبة للنموذج. وعلى الرغم أن مؤشر SRMR هو يمدنا بملخص أو بمرآة عامة للفروق بين مصفوفات ($\Sigma$ -S)، إلا أن مصفوفة البواقى تمدنا بمعلومات تفصيلية عن كيف كل معلم يتم إنتاجه أو اشتقاقه من مصفوفة البيانات بالتالى فإن SRMR هو مطابقة كلية بينما مصفوفة التغاير للبواقى هى مطابقة لكل معلم فى النموذج وهذا يفيد فى الكشف عن مصادر سوء المطابقة فى النموذج أن وجدت. وعلى الرغم أن مصفوفة البواقى من الصعب تفسيرها وذلك لتأثرها بالوحدة المعيارية وتباين كل متغير مقاس وبالتالى من الصعب تحديد ما إذا كانت مصفوفة البواقى مرتفعة أو منخفضة وذلك لاختلاف وحدات القياس للمؤشرات وهذه المشكلة تم حلها من خلال تقدير مصفوفة البواقى المعيارية Standardized residuals التى تقدر من خلال قسمة البواقى على الأخطاء المعيارية المقابلة لها. والبواقى المعيارية مشابهة للدرجات المعيارية للتوزيعات العينية ويمكن تفسيرها مثل الدرجة المعيارية Z.

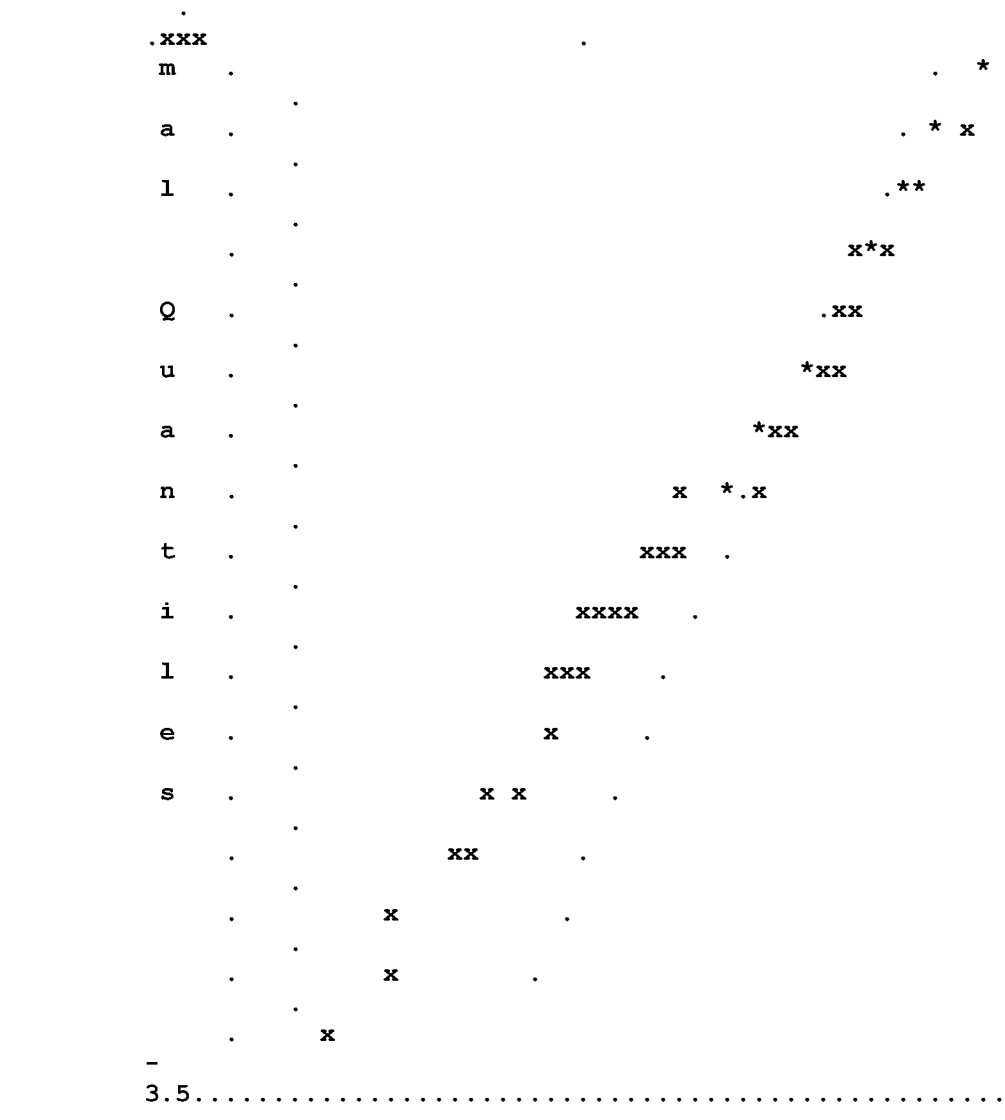
**وفيما يلى العرض البيانى لمنحنى Steam plot وهى كالآتى :**

Stem leaf Plot

**- 6|2**
**- 4|0774**
**- 2|754410993300**
**- 0|9531099987631000000000000000**
**0|123445557890667888**
**2|0346992456888**
**4|88**
**6|**
**8|5**

فى هذا الشكل يبدو أن المنحنى ذات توزيع اعتدالى مما يؤكد المطابقة الجيدة.

كما تم عرض شكل Q-plots للبواقى:




ويتضح أن البواقى لا تتوزع اعتداليا بدرجة تامة وكل تغاير فى مصفوفة البواقى يشار اليها بالعلامة (×) والبواقى المتعددة التى لها نفس القيمة يشار إليها بالعلامة نجمة (*)، فلو كان التوزيع للبواقى قريبا من الخلط المنقوط (...) فإنها تتوزع توزيعًا اعتداليًا وهذا مؤشر للمطابقة التامة، بينما فى المثال الحالى فإن المطابقة ليست جيدة وعلى ذلك توجد أخطاء فى تخصيص النموذج ولذلك يقترح البرنامج مؤشرات تعديل فى النموذج.

وتقدر مؤشرات التعديل من المعالم المثبتة مثل تشبعات العوامل المزدوجة أو تغايرات الأخطاء (الارتباطات بين الأخطاء) والمعالم المقيدة فى النموذج، أى أن مؤشر التعديل يعكس مقدار النقصان لقيمة $\chi^2$ لو أن أحد المعالم المثبتة أو المقيدة أصبحت حرة، وتتأثر مؤشرات التعديل بحجم العينة فكلما زاد حجم العينة تزيد قيمة المؤشر ويمكن أن

لا يمثل التعديل إضافة أو تحسن جوهرى فى تفسير النموذج. ولكن تبدو أن التعديلات تضيف تحسن فى النموذج على الرغم من مدى محدوديتها أو تفاهتها وفيما يلى مؤشرات التعديل للنموذج.

**Modification Indices and Expected Change**

**Modification Indices for LAMBDA-X**

| | te | wo | th | bo |
|---|---|---|---|---|
| x1 | -- | 2.29 | 2.60 | 5.76 |
| x2 | -- | 2.41 | 0.06 | 4.45 |
| x3 | -- | 0.01 | 1.47 | 18.33 |
| x4 | 9.58 | -- | 0.66 | 8.71 |
| x5 | 0.17 | -- | 0.68 | 0.39 |
| x6 | 11.94 | -- | 0.00 | 12.36 |
| x7 | 1.19 | 1.96 | -- | 0.92 |
| x8 | 0.50 | 0.00 | -- | 0.01 |
| x9 | 0.09 | 1.54 | -- | 0.58 |
| x10 | 0.40 | 0.96 | 0.22 | -- |
| x11 | 0.07 | 0.03 | 1.77 | -- |
| x12 | 0.12 | 1.03 | 2.62 | -- |

**Modification Indices for THETA-DELTA**

| | x1 | x2 | x3 | x4 | x5 | x6 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| x1 | -- | | | | | |
| x2 | 10.58 | -- | | | | |
| x3 | 1.58 | 4.38 | -- | | | |
| x4 | 0.03 | 0.08 | 6.55 | -- | | |
| x5 | 0.02 | 0.41 | 0.43 | 12.99 | -- | |
| x6 | 0.55 | 5.00 | 0.39 | 0.03 | 14.16 | -- |
| x7 | 1.02 | 0.18 | 0.00 | 0.15 | 0.47 | 3.51 |
| x8 | 1.13 | 3.27 | 1.48 | 0.01 | 0.08 | 0.25 |
| x9 | 0.33 | 3.18 | 0.10 | 0.64 | 2.15 | 2.45 |
| x10 | 5.14 | 2.83 | 7.70 | 0.28 | 1.34 | 0.17 |
| x11 | 1.13 | 0.31 | 4.16 | 1.68 | 0.07 | 0.84 |
| x12 | 0.68 | 1.99 | 0.27 | 0.79 | 2.13 | 0.05 |

**Modification Indices for THETA-DELTA**

| | x7 | x8 | x9 | x10 | x11 | x12 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| x7 | -- | | | | | |
| x8 | 2.61 | -- | | | | |
| x9 | 0.45 | 1.20 | -- | | | |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **x10** | **2.79** | **0.33** | **3.49** | **- -** | | |
| **x11** | **0.01** | **0.24** | **0.36** | **0.90** | **- -** | |
| **x12** | **1.06** | **1.33** | **7.98** | **0.94** | **0.00** | **- -** |

وفى المخرج السابق يتبين أنه بإضافة المؤشر $x_3$ إلى العامل الرابع bo يحدث نقصان لقيمة $x^2$ للنموذج بمقدار 18.3، وإضافة $x_6$ إلى العامل الأول te يحدث نقصان لقيمة $x^2$ بمقدار 11.95. وفيما يلى إعادة تخصيص النموذج فى ضوء مؤشرات التعديل حيث يتم إضافة المؤشر $x_3$ إلى bo و$x_4$ إلى bo و $x_6$ إلى العامل bo و x6 إلى te وكذلك تمدنا مؤشرات التعديل بكيفية إجراء تعديل على الأخطاء الواقعة على المتغيرات المقاسة δ ومن الواضح فإن مؤشرات التعديل تقترح وجود ارتباطات بين $\delta_1$ و $\delta_2$ ، وبين $\delta_4$ و $\delta_5$، وبين $\delta_5$ و $\delta_6$، وبين$\delta_9$ و $\delta_{12}$ ولإجراء هذه التعديلات يجب اعادة تخصص النموذج المفترض ويتم ذلك فى خط

**Relationships**
**$X_1$ - $X_4$ $X_6$ = te**
**$X_4$ - $X_6$ = wo**
**$X_7$ – $X_9$ = th**
**$X_3$ $X_4$ $X_6X_{10}$ $X_{12}$ = bo**
**Let errors $X_1$ $X_2$ Correlate**
**Let errors $X_4$ $X_5$ Correlate**
**Let errors $X_5$ $X_6$ Correlate**
**Let errors $X_9$ $X_{12}$ Correlate**

وبإجراء التحليل بعد التعديل ظهرت تحسن أداء مؤشرات المطابقة كالآتى:

| المؤشر | قبل التعديل | بعد التعديل |
|---|---|---|
| $\chi^2$ (P) | 88.40 | 42.56 (0.32) |
| RMSEA | 0.05 | 0.0108 |
| 90% CI for RMSEA | 0.033-0.067 | (0.0-0.041 ) |
| P (Clos fit ) | 0.0005 | 0.99 |
| Ecvi | 0.46 | 0.373 |
| $\chi^2$ / df | 88.40/48 | 42.56/39 |
| AIC | 146.44 | 118.45 |

# الفصل العاشر

## نمذجة المعادلة البنائية

## Structural Equation Modeling (SEM)

أصبحت نمذجة المعادلة البنائية Structural Equation Modeling (SEM) مكونًا رئيسيًا فى التحليلات الإحصائية المتدرجة. وتستخدم بصورة متزايدة فى العلوم التربوية والنفسية والاجتماعية والسلوكية وغيرها. وأخذت مسميات عديدة فى الأدبيات البحثية منها نمذجة المعادلة البنائية (SEM)، نمذجة بنية أو بناء التغاير Covariance Structure Modeling (CSM)، تحليل بنية التغاير (CSA)، النمذجة السببية بين المتغيرات الكامنة، تحليل المتغيرات الكامنة، نمذجة المعادلة التلازمية Simultaneous Equation Modeling، والنمذجة البنائيةStructural Modeling. وأحيانا تأخذ أسماء قريبة مثل تحليل النموذج السببى، تحليل المعادلات البنائية، ونمذجة المسارات.

وإستراتيجية SEM تعكس اتساع لمجموعة من الأساليب الإحصائية المرتبطة بالنموذج الخطى العام General Linear Model(GLM) متضمنة تحليل المسار، التحليل العاملى، التحليل التميزى، تحليل التباين المتدرج (متعدد المتغيرات التابعة)، تحليل الانحدار المتعدد، تحليل التغاير، تحليل السلاسل الزمنية، والنمذجة النمائية الكامنة Latent Growth Modeling. وبناء عليه فهى كالمظلة التى تضم تحتها مجموعة من الأساليب الإحصائية المتدرجة التقليدية وكذلك الأساليب الأكثر تطورًا. وعلى ذلك فهى مدخل إحصائى شامل يجمع بين تحليل المسار والتحليل العاملى التوكيدى (Schumacher & Lomax, 2010). وهذه تطبيقات خاصة لنمذجة المعادلة البنائية.

**مفهوم نمذجة المعادلة البنائية**

تعددت تعريفات SEM فيعرفها Hoyle (1995) بأنها مدخل إحصائى شامل لاختبار فروض حول علاقات بين متغيرات مقاسه ومتغيرات كامنة. ويعرفها Hair, Anderson, Taham, & Black (1998) بأنها تكنيك إحصائى يسمح بتحليل مجموعة من المعادلات البنائية فى نفس الوقت حيث يكون المتغير مستقل فى معادلة وتابع فى معادلة آخرى. ويعرفها Ullman & Bentler (2013) بأنها مجموعة من الأساليب الإحصائية التى تسمح بدراسة مجموعة من العلاقات بين متغير مستقل فأكثر متصل أو منفصل ومتغير تابع فأكثر متصل أو منفصل، وكلًا من المستقل والتابع متغيرات مقاسة أو كامنة. ويراها Crockett (2012) أنها أسلوب تحليلى متدرج من الجيل الثانى يحدد إلى أى درجة بيانات العينة متطابقة مع النموذج النظرى، أو تكنيك إحصائى متقدم يسمح باختبار النظريات والنماذج والبناء الكامن أو التحتى لمفهوم أو لظاهرة نظرية مجردة مثل الاتجاهات والمعارف والانفعالات تقاس بطريق غير مباشر عن طريق مجموعة من المفردات (المقاييس). ويراها Schumecker & Lomax (2010) بأنها إستراتيجية تتضمن أنواع مختلفة من الأساليب الإحصائية لشرح العلاقات بين المتغيرات المقاسة والكامنة (المفاهيم) من ناحية، وكذلك مدى ارتباط هذه المفاهيم (الأبنية التحتية) بعضها ببعض لتحديد مدى مقبوليتها ومنطقيتها إمبريقيًا.

**أهداف نمذجة المعادلة البنائية**

تمدنا البيانات بمصفوفة التغاير أو الارتباط (S) ثم تدخل التحليل ويعطى التحليل مصفوفة التغاير المشتقة (المحللة ) ($\Sigma$) من النموذج وتسمى مصفوفة التغاير للمجتمع المقدرة. وعلى ذلك فإن السؤال الهام لـ SEM هل مصفوفة التغاير المشتقة من النموذج (المجتمع) تتقارب أو تتسق مع مصفوفة تغاير العينة (الملاحظة). وبعد الحصول على هذا التناسق أو التقارب للنموذج يتم تناول العديد من التساؤلات عن المظاهر العامة والفرعية للنموذج وهى كالآتى:

- مناسبة أو مطابقة النموذج Adequacy or fit of the model : وفيه يتم الجواب عن مدى مطابقة النموذج لبيانات العينة المتولدة من تصميمات بحثية وصفية غير تجريبية وكذلك من تصميمات تجريبية . إلى أى درجة أن النموذج النظرى يتم تدعيمه عن طريق بيانات العينة ؟

- بناء النظريات والتحقق من مقبوليتها ومطابقتها فى الواقع فى ضوء بيانات العينة وكذلك تطويرها (Hoyle & panter, 1995; Quintana & Maxwell, 1999).

- اختبار مصداقية الأبنية النظرية من خلال تأكيد البنية العاملية لأدوات قياس جديدة أو التأكد من بناء موجود فى مجتمعات جديدة، (Raykov & Marcoulides, 2006).

- المقارنة بين نماذج نظرية متنافسة أو بديلة لتحديد أيهم أكثر مطابقة مع البيانات الإمبريقية (Kline, 2016).

- اختبار أو التحقق من الظواهر النفسية المعقدة متعددة الأبعاد فى تحليل تلازمى واحد وهذا يتناسب مع طبيعة الظاهرة الإنسانية (Ullman, 2006).

- تقدير معالم النموذج مثل التشبعات والتأثيرات المباشرة وغير المباشرة وتباينات العوامل وكذلك الأخطاء المعيارية والدلالة الإحصائية لتقويم تفاصيل النموذج.

- تقدير حجم التأثير لتحديد نسبة التباين المفسر فى المتغير التابع الكامن (الداخلى) جراء المتغيرات الكامنة المستقلة (الخارجية)، أى تسمح بتقدير حجم التأثير لكل معادلة بنائية.

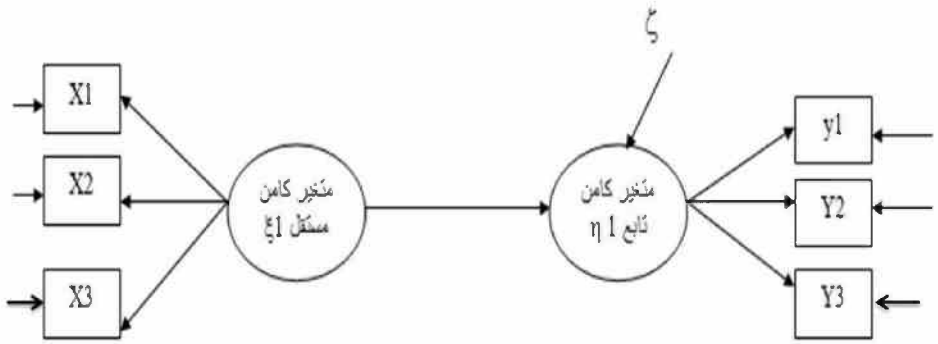
- دراسة التأثيرات الوسيطية من خلال تقدير التأثيرات غير المباشرة لمتغير ما على أخر من خلال متغيرات اخرى بين المتغيرين وتسمى Mediation analysis.

- دراسة الفروق بين مجموعات مختلفة فى مصفوفة التغاير، وتقديرات المعالم والمطابقة. ويمكن استخدام نموذجة المعادلة البنائية لتحليل مصفوفات التغاير

لمجموعات مختلفة فى تحليل واحد ويطلق عليها تحليل SEM متعدد المجموعات Multi-group.

- دراسة تأثيرات التفاعلات interaction effects ، وهذا شائع فى العلوم الإنسانية حيث يحدث تفاعل بين متغيرين لتوليد متغير ثالث يؤثر على الظاهرة، فتسهم منهجية SEM فى كيفية توليد هذه التفاعلات ودراسة تأثيرها على المتغيرات التابعة.

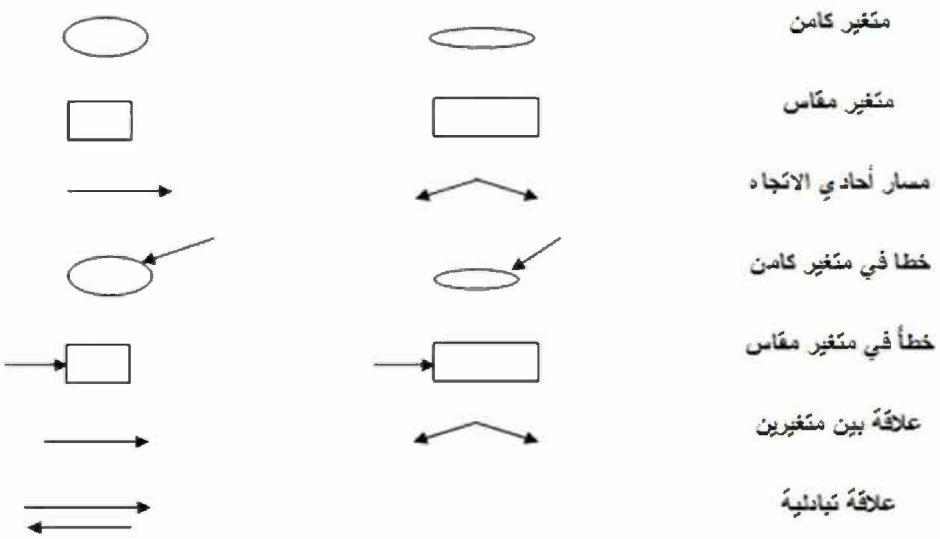
**نموذج الانحدار البنائى (نموذج المعادلة البنائية)** أو **تحليل المسار بين المتغيرات الكامنة Structural regression model**: يشبه التحليل العاملى التوكيدى ولكنه يفترض وجود تأثيرات سببية بين المتغيرات الكامنة ويستخدم فى عدة أغراض أهمها اختبار علاقات تفسيرية (سببية) بين مجموعة من الأبنية التحتية (المتغيرات الكامنة).




الشكل (1.10): شكل المسار لنموذج المعادلة البنائية.

**مكونات شكل المسار**

لفهم نمذجة المعادلة البنائية لا بد من التعبير عنها فى شكل المسارات. وشكل المسار هو شكل من التمثيل (تصميم) البيانى للنموذج ومن خلال شكل المسار يتم ترجمة مساراته إلى رسومات ثم إلى مجموعة من المعادلات التى تحدد النموذج وعلى ذلك فهو عرض النموذج بصريًا. فشكل المسار يساعد على التواصل مع الباحثين الذين لديهم خلفيات مختلفة وفيما يلى أجزاء شكل المسارات البيانية لوصف SEM:

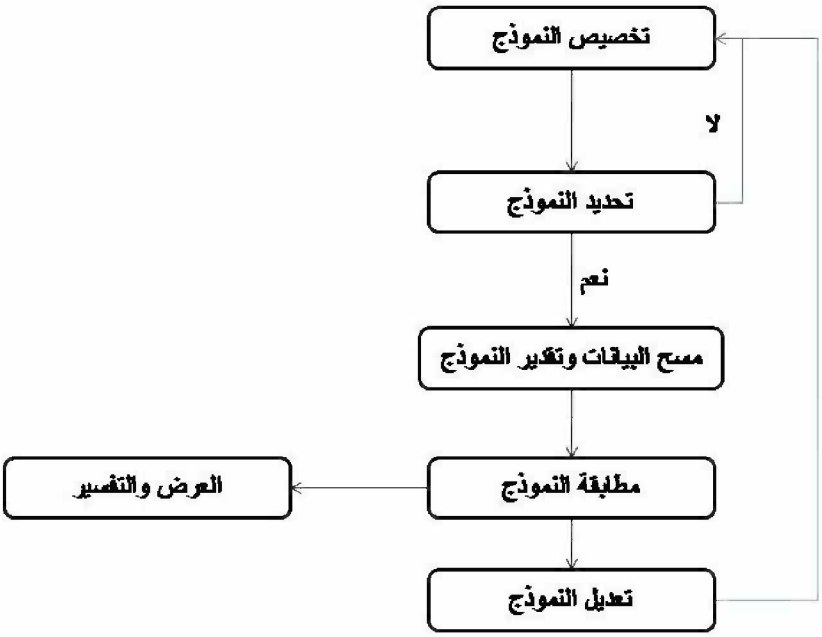



الشكل (2.10): اهم الأشكال المستخدمة لوصف نموذج SEM فى شكل المسارات.

## مراحل بناء نموذج المعادلة البنائية

وضع خبراء SEM تصورات عديدة فيما يخص مراحل بناء نموذج SEM، فيرى Ullman & Bentler (2013) أنها أربع مراحل وهى التخصيص، والتقدير، والتقويم، والتعديل، فى حين يرى معظم الخبراء (Schumacker & Lomax, 2010; Kline, 2016; Bollen, 1989; Crokett, 2012) أنه لبناء نموذج المعادلة البنائية يستلزم خمسة مراحل وهى: التخصيص، والتحديد، والتقدير، واختبار المطابقة والتعديل (إعادة التخصيص)، فى حين يراها Hoyle (1995) تتكون من: مراحل التخصيص، والتقدير، والتقويم، والتعديل، والتفسير.

يمكن عرضها بالاتى:




الشكل (3.10): مراحل بناء نموذج SEM .

**مرحلة تخصيص النموذج Specification stage:**

وفيها يتم تحديد النموذج النظرى المبدئى فى ضوء النظرية أو الأدبيات البحثية لنتائج الدراسات السابقة، وتحدد فيه المتغيرات المستقلة والتابعة، وطبيعة العلاقات بين المتغيرات المقاسة والمتغيرات الكامنة من ناحية وطبيعة التأثيرات أو العلاقات السببية بين المتغيرات الكامنة من ناحية أخرى، ويفضل أن يتم بناء النموذج المفترض فى ضوء نظرية متماسكة توضع طبيعة ديناميات العلاقات والتأثيرات بين متغيراتها. ولتخصيص أو تعيين النموذج لا بد من عرض النموذج بيانيًا فى **شكل مسار Path diagram** وهو ترجمة بيانية أو عرض بصرى للنموذج النظرى يوضح العلاقات المقترحة بين المتغيرات الكامنة والمتغيرات المقاسة وكذلك التأثيرات السببية بين المتغيرات الكامنة. وقبل التعرض لشكل المسارات لا بد من عرض بعض الرموز والأشكال وهى كالآتى:

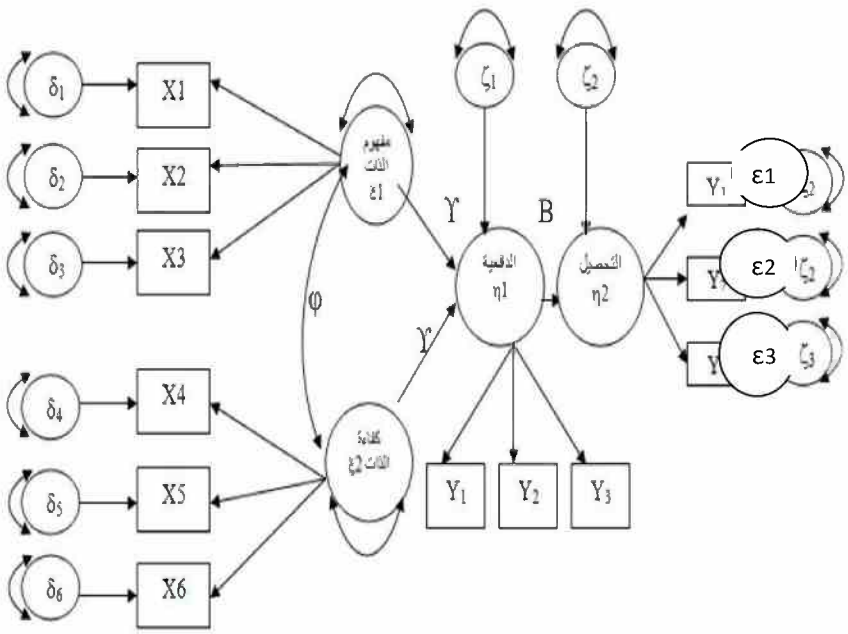
**فى ضوء وظيفتها فى النموذج:** المتغيرات الكامنة فى النموذج هى:

أ. **متغيرات المصدر أو المستقلة أو الخارجية Source, Independent, or Exogenous Variables:** هى المتغيرات التى يخرج منها مسارات أو أسهم أى أنها

متغيرات السبب ولا يؤثر فيها متغيرات أخرى وهى تسبق فى الحدوث المتغيرات التابعة، وربما ترتبط مع بعضها البعض وعلى ذلك فهى متغيرات لا تستلم مدخلات سببية من أى متغير أخر. وأطلق عليها خارجية لأن مصادر تفسير المتغيرات المتضمنة فى تباينها يقع خارج شكل المسارات أو النموذج. وهذه المتغيرات تعكس مصادر السببية فى شكل المسار أو النموذج. فى شكل (4.10) فإن المتغيرات الخارجية أو متغيرات المصدر هى متغيرات مفهوم الذات $\xi_1$ (اكساى ) وكفاءة الذات $\xi_2$.

ب. **المتغيرات التابعة أو الداخلية Dependent or Endogenous variables** : هى المتغيرات التى تعتمد على متغير كامن مستقل فأكثر فى النموذج أى يأتى لها مسارات، مثل متغير التحصيل يأتى له مسار من الدافعية. و فى شكل () تعتبر إيتا $\eta_1$ و $\eta_2$ متغيرات كامنة تابعة.

ج- **متغيرات وسيطةMediator**: حيث يلعب المتغير دورين هما المستقل والتابع فى نفس الوقت. فمتغير الدافعية هو متغير وسيط يمكن أن ينقل أثر المتغيرات الكامنة المستقلة (مفهوم الذات وكفاءة الذات) إلى التحصيل ويسمى تأثير غير مباشر. والمتغيرات الوسيطة هى متغيرات داخلية. فيما يلى نموذج معادلة بنائية مفترض بين متغيرات مفهوم الذات الأكاديمية وكفاءة الذات والتحصيل:




الشكل (4.10): نموذج SEM بين مفهوم الذات وكفاءة الذات والدافعية والتحصيل.

الشكل السابق عبارة عن مستطيلات ودوائر وأسهم بين المتغيرات، وهذا يمثل شكل المسارات ونلاحظ وجود سهم ⟵ بين المتغير الكامن المستقل الأول مفهوم الذات ($\xi_1$) والمتغير الكامن المستقل الثانى كفاءة الذات ($\xi_2$) وهو يمثل علاقة أو تغاير ويطلق عليه **علاقة غير محللة Unanalyzed Association** نتيجة حسابها عن طريق البرنامج ولا يمكن تقديرها يدويًا لعدم وجود درجات لها. وفى حالات معينة يمكن حذف هذا السهم وهذا يعنى عدم وجود علاقة بين المتغيرين (استقلالية) إذا تم افتراضه فى ضوء الإطار النظرى للظاهرة. بينما المتغيرات الداخلية التابعة التحصيل والدافعية لا ترتبط عن طريق هذا السهم. والسهم ⟲ على نفس المتغير المستقل الكامن يعكس تباين المتغير الكامن المستقل لأن مسببات المتغير الكامن المستقل ($\xi$) غير محددة فى النموذج ولذلك فإن ارتباطه (تغايره) أو تبانيه يعتبر معلم حر، السهم ⟲ ارتباط متغير كامن مستقل مع كامن مستقل أخر $\xi_2\xi_2$ بينما السهم ⟲

ارتباط كل متغير مقاس أو كامن مستقل مع نفسه وهذا السهم لا يوضع على المتغير الكامن التابع لأن مسبباته موجودة فى النموذج.

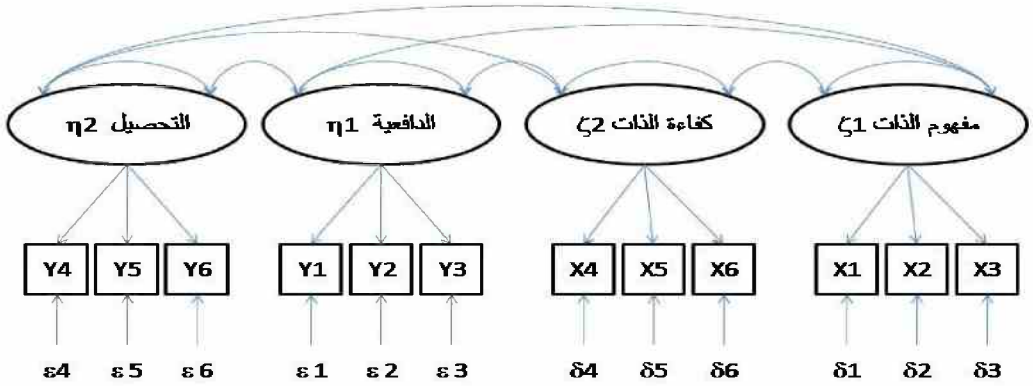
أما السهم (→ ) يسمى تأثير أحادى الاتجاه أو مباشر والمسلمة الأساسية لهذا السهم أن التغير الذى يحدث فى ذيل السهم ينتج عنه تغير فى المتغير الذى فى رأس السهم، ويشير إلى وجود علاقة خطية بين المتغيرات المستقلة والتابعة من ناحية وبين المتغيرات الكامنة وبعضها البعض من ناحية أخرى وتسمى **علاقة سببية مباشرة Direct Causal** وهو يفترض أن يكون موجود فى نموذج SEM بين المتغيرات الكامنة والمقاسة من ناحية وبين الكامنة ببعضها البعض.

**مكونات نموذج SEM**

ويتكون نموذج المعادلة البنائية من جزئيين كما وضحها (Hoyle, 1995; Joreskog & Sorbom, 1993) كالآتى:

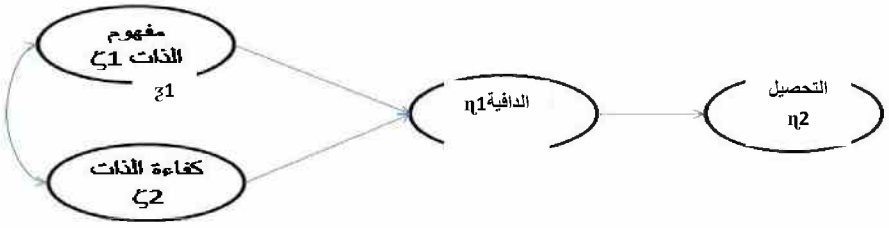
**اولا: نموذج القياس Measurement Model**: يهتم بالعلاقات بين المتغيرات المقاسة والمتغيرات الكامنة، أو كيف يتم التعبير عن المتغيرات الكامنة فى ضوء

المتغيرات المقاسة. وهذا النموذج يعكس أسلوب التحليل العاملى التوكيدى الذى يستخدم فى التحقق من مصداقيته بنية المقاييس (Ullman, 2006)،. والسهم ( ) يعنى الارتباط أو التغاير بين المتغيرات الكامنة المستقلة وهذا الإجراء يتشابه مع التحليل العاملى الاستكشافى عندما يستخدم طرق التدوير المائل التى تسمح بالعلاقات بين العوامل، ويفترض أن العلاقة بين المتغيرات المقاسة والكامنة خطية. ويمكن عرض النموذج المقاسة كالآتى:




شكل (5.10): النموذج المقاسة المشتقة من نموذج SEM السابق.

**ثانيًا: النموذج البنائى Structural Model:** وهو يعكس المظهر الأساسى لـ SEM وفيه توضح العلاقات أو التأثيرات السببية بين المتغيرات الخارجية الكامنة والمتغيرات الداخلية الكامنة، وهذا النموذج يعكس تحليل المسار بين المتغيرات الكامنة كما فى شكل (4.10). وعليه فإن نموذج SEM هو تكامل بين نموذج مقاس (تحليل عاملى توكيدى) ونموذج بنائى (تحليل مسار بين متغيرات كامنة). يمكن عرض النموذج البنائى كالآتى:



الشكل (6.10): النموذج البنائى المشتق من نموذج SEM السابق.

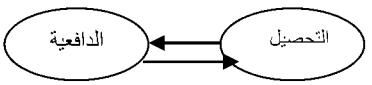
وفى نمذجة المعادلة البنائية وتحليل المسار الكلاسيكى يسمى المتغير المستقل بالمتغير الخارجى Exogenous وهو المتغير الذى يخرج منه مسارات ولا يؤثر فيه أى متغير أخر، بينما يطلق على المتغير التابع بـ Endogenous variable حيث يمتلك مسار على الأقل يؤدى إليه ويمكن أن تخرج منه تأثيرات أو مسارات إلى متغيرات داخليه أخرى (Bollen, 1989)، بينما فى تحليل الانحدار يطلق على المتغيرات بالمستقلة Independent والتابعة Dependent وذلك لأن تحليل الانحدار لا يتعامل مع المتغيرات الوسيطة .

**عدد المتغيرات المقاسة لكل متغير كامن:** يرى Nunnly & Bernstein (1994) بأنه يجب تمثيل المتغير الكامن بثلاثة مفردات أو مؤشرات لكى يعطى حلول وتقديرات متسقة. وأشار العديد من الخبراء بأنه يجب تمثيل المتغير الكامن بثلاثة مؤشرات على الأقل أو أربعة وذلك لإعطاء نتائج ذات معنى (Bentler & Chou, 1987; Bollen, 1989) وذلك لان تمثيل المتغير الكامن بمؤشرين أو أقل يؤدى إلى أن النموذج يكون غير محددا (Bentler & Chou, 1987). ويرى البعض أنه يجب ألا يزيد عدد المؤشرات عن أربع (Quintana & Maxwell,1999). فى حين يرى Mulaik & Millsap (2000) أنه لضمان مصداقية أى بناء كامن فإنه يجب تمثيل البناء أو المتغير الكامن بأربعة مؤشرات على الأقل.

**تخصيص النموذج البنائى:** الأساس فى تخصيص النموذج البنائى مشابهه لتحليل المسار وهو أن العلاقات بين المتغيرات الكامنة يجب تحديد طبيعتها فيمكن أن تكون ارتباطيه كما فى نموذج التحليل العاملى التوكيدى أو سببية بين المتغيرات الكامنة الخارجية والكامنة الداخلية فى نموذج المعادلة البنائية، وتكون هذه العلاقة فى ضوء تأصيل واعتبارات نظرية أو منهجية. والاعتبار الأساسى فى تخصيص النموذج البنائى هو تحديد طبيعة العلاقات بين المتغيرات الكامنة وفى ضوء ذلك فإن طبيعة التأثيرات فى النموذج البنائى تكون كالآتى:

**1. نمـاذج أحاديـة التـأثير بـين المتغيـرات الكامنـة Unidirectional Causal Model or Recursive models**: وهـى نمـاذج تحتـوى علـى علاقـات أو تـأثيرات سـببية أحاديـة الاتجـاه (→) ومعظـم النمـاذج فـى الدراسـات النفسـية أو غيرهـا فـى هـذا الاتجاه نماذج أحادية التأثير فى اتجاه واحد.

**2. نمـاذج تبادليـة التـأثير بـين المتغيـرات الكامنـة Non-recursive or bidirectional models**: هـى النمـاذج التـى تتضـمن علاقـات تأثيريـة تبادليـة Reciprocal أو Feedback loop بمعنـى وجـود تـأثيرات فـى اتجـاهين (( . وفـى هـذه الحالـة تكـون النمـاذج أكثـر تعقيـدًا وهـذا يقـود فـى كثيـر مـن الأحيـان إلـى نمـاذج غيـر متطابقة مع البيانات.




الشكل (7.10): العلاقة التبادلية بين التحصيل والدافعية

ففـى شـكل السـابق يوجـد تـأثير سـببى تبـادلى بـين التحصـيل والدافعيـة، كـلا منهمـا يـؤثر فـى الآخـر. ويوصـى Baumgartner & Homburg (1996) بأنـه فـى حالـة النمـاذج التـى تتضـمن علاقـات تبادليـة يجـب تحديـدها تحديـدًا دقيقًـا لأن هـذه النمـاذج تعـانى مـن قضـية عدم التحديد Non-identification.

**النماذج البديلة أو المكافئة Alternative Model**

يبـدأ الباحـث بصـياغة نمـوذج مسـتهدف فـى ضـوء أسـس نظريـة ويعتقـد أنـه يشـرح ويفسـر العلاقـات أو التـأثيرات بـين مجموعـة مـن المتغيـرات، ويمكـن القـول إن النمـوذج متولـد Nested عنـدما يكـون أحـد النمـاذج المتولـدة لهـا نفـس المعـالم الحـرة لنمـوذج أخـر بالإضـافة لمعـالم حـرة أخـرى غيـر موجـودة فـى النمـوذج الأخيـر. بكلمـات أخـرى فـإن النمـوذجين متكـافئين مـا عـدا مجموعـة فرعيـة مـن المعـالم الحـرة الموجـودة فـى أحـد النمـاذج ومثبتة أو مقيدة فى الآخر.

ويجب صياغة نماذج بديلة قبل التحليل أفضل وأكثر أمانًا من إجراء تعديل فى النموذج خاصة إذا كان التعديل على أسس إحصائية إمبريقية.

ويرى Martines (2005) أن صياغة النماذج البديلة لا بد أن تكون على أسس نظرية ودراسات سابقة، وذلك لان صياغتها بدون منطقية نظرية تؤدى إلى صعوبة فى التفسير وهى مضيعة للوقت. وتوجد ميزة فى صياغة نماذج بديلة قبل التحليل للنموذج المستهدف وهو تجنب **التحيزات التوكيدية Confirmation biases** حيث يبدى الباحث درجة من التعصب للقبول بالنموذج المستهدف فى ضوء النظرية دون النظر إلى وجود تفسيرات أخرى للمتغيرات التى تحكم الظاهرة موضع الدراسة (MacCallum & Austin, 2000; Martines, 2005).

وكذلك تفيد صياغة النماذج البديلة للأطر النظرية التى تتضمن رؤى مختلفة لتفسير العلاقات بين المتغيرات، وهذا سائد فى العلوم الاجتماعية حيث يحدث غالبا تعارض بين نتائج الدراسات السابقة. وهذا يعتبر مدعاة إلى صياغة العديد من النماذج البديلة لاختبارها فى ضوء نتائج هذه الدراسات. وتتم صياغة نماذج بديلة فى ضوء أسس إحصائية وذلك من خلال ما تمدنا به **مؤشرات التعديل Modification indices** من إضافة مسارات ويحدث ذلك بعد إجراء تقدير النموذج. ولكن صياغة نماذج بديلة قبل التحليل أفضل وأكثر أمانًا من صياغتها بعد التحليل حيث صياغتها قبل تكون لها معقولية نظرية وتفسيرية ولكن صياغتها بعد التحليل تكون على أسس إحصائية يمدنا بها البرنامج، ولكن يمكن أن تكون النماذج البديلة بعد التحليل مقبولة بدرجة كبيرة مثل صياغتها قبل التحليل إذا توفر تفسير وتبرير نظرى قوى للمسارات التى اقترح البرنامج بإضافتها.

### مرحلة تحديد النموذج Identification

من أهم القضايا التى تواجهه تحليل نموذج SEM هى قضية تحديد النموذج، والنموذج يكون محددًا إذا كان البرنامج قادر على اشتقاق تقديرات كل معالم النموذج من مصفوفة التغاير.

ومفهوم التحديد يشير إلى فكره وجود على الأقل حل فريد وحيد لكل معلم غير معروف فى النموذج باستخدام البيانات المجمعة والقيود التى توضع على بعض المعالم، وحتى إذا لم يوجد قيم مؤكده للمعالم الحرة فإن القيم يجب الحصول عليها تعاد انتاج مصفوفه التغاير –التباين $\Sigma$ للنموذج المفترض حتى يمكن مقارنتها لمصفوفه التغاير للعينه S.

يوجد اعتبارين أساسين لتحديد نموذج المعادلة البنائية هما:

1. درجات الحرية للنموذج يجب أن تكون على الأقل صفر ($df \geq 0$).
2. أى متغير كامن لا بد أن تحدد له وحدة قياسية مترية.

والشرط الضرورى لتحديد النموذج هو ما إذا كانت عدد المعالم الحرة المراد تقديرها للنموذج (تشبعات العوامل، تباينات الأخطاء، العلاقات بين المتغيرات الكامنة، معاملات الانحدار، وغيرها) لا تزيد عن عدد معاملات الارتباطات (المعادلات) فى مصفوفة التغاير أو مصفوفة الارتباط (Baumgartner & Homburg, 1996; Bollen, 1989; Ullman, 2006). وتهتم مرحلة تحديد النموذج بتقدير قيم المعالم الحرة للنموذج المفترض من مصفوفة التغاير، ففى بعض الحالات لا يتم التحليل أو يصل لحلول بعد 100 محاولة تدوير Iteration مثلًا لان النموذج يعانى من سوء تحديد (Schumacker & Lomax, 2010).

وعندما تكون عدد المعالم الحرة المراد تقديرها فى النموذج مساوية لعدد المعاملات فى مصفوفة التغاير أو الارتباط فإن درجات الحرية تساوى صفرًا ($df = 0$)، ولذلك يقال أن النموذج محدد تمامًا أو متشبع Just identification، وهذا يمدنا بحلول وحيدة وفريدة للمعالم .(Hoyle, 1995; Schumacker & Lomax, 2010)

وعندما تكون عدد المعالم المراد تقديرها أكبر من عدد المعادلات المشتقة من مصفوفة التغاير أو الارتباط ($df < 0$) يكون النموذج **تحت التحديد Under-identification** وتكون درجات الحرية سالبة (Hoyle, 1995, Shah & Goldstein, 2006)، فى هذه الحالة فإن معالم النموذج لا يمكن تقديرها إلا إذا تم تثبيت بعض المعالم، أو وضع قيود معينة فى النموذج. وتظهر مشاكل عند تقدير هذا

النمـوذج فـلا تسـتطيع بـرامج SEM انجـاز تحليـل المصـفوفة، وتظهـر رسـائل تحذيريـة عديـدة منهـا محـدد المصـفوفة سـالب أو وجـود خطـأ مـا وحتـى إذا تـم التحليـل فـإن تقـديرات المعالم والمطابقة غير متسقة لا نستطيع تفسيرها (Chou &Bentler, 1995).

وتظهـر قضـية عـدم التحديـد للنمـوذج لـيس لعيـوب فـى تخصـيص النمـوذج فقـط، ولكـن نتيجـة عيـوب فـى البيانـات أو فـى المصـفوفة المحللـة (Hoyle, 1995)، أو نتيجـة إعـداد ملـف المـدخلات للبرنـامج حيـث يحـدث خطـأ فـى وصـف ملـف المـدخلات. وإذا اسـتمر البرنـامج بإعطـاء إفـادة بعـدم القـدرة علـى تقـدير معـالم النمـوذج فيجـب إعـادة تخصـيص أو وصـف النمـوذج وصـفًا لـه معنـى (MacCalum, 1995). وغالبًـا يحـدث عـدم التحديـد للنمـوذج فـى النمـاذج التـى تتنـاول دراسـة تـأثيرات تبادليـة بـين المتغيـرات الكامنـة (Kline, 2011).

وعنـدما تكـون عـدد المعـالم المـراد تقـديرها للنمـوذج أقـل مـن عـدد المعـاملات فـى مصـفوفة التغـاير أو الارتبـاط يقـال أن النمـوذج **فـوق التحديـد Over-identification** (درجـات الحريـة تكـون واحـد فـأكثر)، وهـذا النمـوذج مفضـل ومرغـوب لوجـود أكثـر مـن معادلـة مسـتخدمة لتقـدير المعـالم، وهـذا يـؤدى إلـى الحصـول علـى تقـديرات دقيقـة ومتسقة (Bollen, 1989; Shah & Goldstein, 2006) ، وعلـى ذلك فـإن تقدير درجـات الحريـة شـيء أساسـى لفهـم النمـوذج وتحديـده ومطابقتـه. وينصـح Shah & Goldstein (2006) بأهمية تقدير درجات الحرية لكل نموذج مختبر.

مـن أهـم الإجـراءات لتجنـب قضـية عـدم التحديـد تثبـت أحـد التشـعبات للمتغيـرات المقاسـة علـى المتغيـر الكـامن بالواحـد الصـحيح ويسـمى **مؤشـر معيـاري** (Bollen, 1989). ونلاحـظ أن البـواقى (الأخطـاء) فـى نمـوذج المعادلـة البنائيـة يـتم عرضـها فـى شـكل المسـارات كمتغيـرات كامنـة ويجـب أن يـتم وضـع مقياسـيه لكـل متغيـر كـامن فـى النموذج.

**مرحلة التقدير للنموذجEstimation**

بعد مرحلة بناء النموذج، وجمع البيانات، وإعدادها للتحليل من خلال فحص الاعتدالية والبيانات الغائبة، التلازمية الخطية، وكذلك التحقق من قضية التحديد بعدها يبدأ الباحث فى مرحلة تقدير النموذج. وتوجد عدة طرق لتقدير معالم نموذج SEM أهمها:

- **طريقة تقدير الاحتمال أو الترجيح الأقصي Maximum likelihood Estimation:** هى الطريقة **الحرة Default** لمعظم برامج SEM بمعنى يقوم البرنامج باستخدامها إذا لم تحدد طريقة تقدير أخرى. ومعظم تحليلات نماذج SEM التى استخدمت فى التراث البحثى اعتمدت على طريقة ML، وذلك لأن استخدام أى طريقة أخرى غيرها يتطلب مبررات. وخصائص طريقة ML تتبع من **النظرية الاعتدالية Normality Theory**، وذلك لأن هذه الطريقة تتطلب الاعتدالية المتدرجة لتوزيعات المتغيرات المقاسة فى المجتمع وتفترض أن يكون محدد المصفوفة موجب (McDonald & Ho, 2002; Shah & Goldstein, 1996). و إذا كانت المتغيرات التابعة غير متصلة (Kline, 2016)، وتعانى عدم الاعتدالية بدرجة شديدة فإنه يستخدم طرق تقدير بديلة لـ ML. وتستخدم بفاعلية عندما يكون النموذج محدد تحديدًا جيدًا ولكن إذا كان النموذج يعانى من سوء تحديد فإن النتائج المتحصل عليها ربما تكون غير صادقة وفى هذه الحالة تستخدم طريقة TSLS كمكمل لـ ML. وتعطى هذه الطريقة نتائج أقل قوة إحصائية عند استخدام أحجام عينات أقل من 200 فردًا وحلول غير مستقرة (Quintana & Maxwell, 1999).وتوصل West etal. (1995) إلى أن طريقة ML لديها مناعة أو ضلاعة إذا لم تتوفر الاعتدالية (توفرت بدرجة ضعيفة أو متوسطة) وليس لديها مناعة ضد الاعتدالية الشديدة (**SK>3. Ku>7**). وتوجد صيغة خاصة لطريقة ML للتعامل مع البيانات غير كاملة البيانات (المفقودة) وهى متاحة فى برامج SEM مثل AMOS, MPLUS, LISREL.

- **المربعات الدنيا غير الموزونة Un-weighted least squares (ULS):** وهو نوع من إستراتيجية تقدير المربعات الصغرى الترتيبية OLS التى تقلل فروق مجموع المربعات بين مصفوفات العينة والمصفوفات المشتقة من النموذج (المجتمع ) ،

وتعطى تقديرات غير متحيزة للمعالم عبر عينات عشوائية ولكنها ليست بكفاءة تقديرات ML (Kaplan, 2009). تمتاز هذه الطريقة عن ML فى أنها لا تتطلب محدد مصفوفة موجب، ويمكن استخدامها لتوليد القيم المبدئية للتحليل التالى لنفس النموذج والبيانات، ولذلك يمكن استخدامها إذا كان محدد المصفوفة سالب.

- **طريقة المربعات الدنيا التعميمية Generalized least squares (GLS):** تنتمى هذه الطريقة إلى عائلة طرق التقدير المربعات الدنيا الموزونة وهى Weighted Least Squares (WLS) (طريقة المربعات الدنيا الموزونة)، ولها نفس مسلمات طريقة ML، ولكنها أقل تشددًا فيما يخص شرط الاعتدالية فيمكن استخدامها لبيانات غير اعتدالية، غير أنه توجد دلائل قليلة على أن أداء GLS أكثر **مناعة أو ضلاعة Robust** من طريقة ML فى حالة عدم توافر مسلمة الاعتدالية المتدرجة (West et al., 1995). وهذه الطريقة تقوم على أساس التناقض بين النموذج والبيانات أى بين مصفوفة التغاير للعينة (S)، والمصفوفة التغاير المشتقة من النموذج (∑). وتعطى طريقة GLS تقديرات المعالم والأخطاء المعيارية وكذلك تعطى إمكانية لحساب مؤشرات حسن المطابقة. وعكس طريقة ULS فإن طريقة GLS تتطلب أن تكون المتغيرات المقاسة حرة المقياس وأيضًا غير حرة. وتمتاز طريقة GLS على ML فى أنها تحتاج عمليات حسابية وذاكرة كمبيوتر أقل، وهذا ليس له معنى هذه الأيام فى ظل التطورات المتلاحقة لبرامج SEM. وعلى ذلك فإن طريقة ML مفضلة على ULS و GLS. وعندما يكون النموذج محدد تحديدًا جيدًا فإن طريقتى ML و GLS تعطى نفس القيم لتقديرات المعالم لمؤشرات المطابقة.

- للتعامل مع البيانات غير الاعتدالية طور Brown (1984) طريقة **(ADF) Asymptotically distribution free** وتسمى فى برنامج LISREL بطريقة **المربعات الدنيا الموزونة Weighted least squares**، والحسابات المتطلبة انجاز طريقة ADF معقدة، وأن عدد الصفوف وكذلك عدد الأعمدة يقدر من الصيغة 0.5V(V+1) حيث V عدد المتغيرات المقاسة. فإذا كان لدينا نموذج به 10 متغيرات مقاسة فإن المصفوفة اللازمة لتقدير ADF هى 55 (صف) 55X (عمود) (Kline,

(2016. وهذه الطريقة غير عملية فى العلوم الاجتماعية لأنها تتطلب أحجام عينات كبيرة (Baumartner & Homburg, 1996). وأشارت دراسات المحاكاة إلى أن الحد الأدنى المتطلب لاستخدامها يتراوح من 1000 إلى 5000 وذلك للحصول على نتائج مرضية (Boomsma & Hoogland, 2001; Chou & Bentler, 1995).

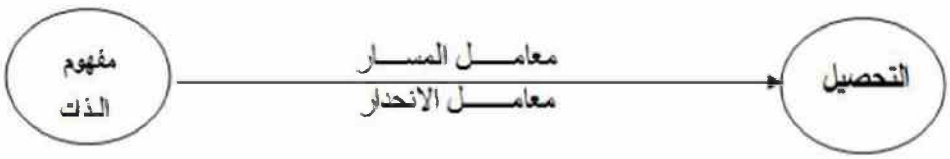
ويرى الباحثون والخبراء فى مجال SEM أنه من الأفضل لبيانات تصنيفية (1,0) استخدام مصفوفة الارتباط الرباعى Tetra-choric مع طريقة WLS أو ADF، ولبيانات تصنيفية ترتيبية (1, 2, 3) استخدام مصفوفة Poly-choric مع طريقة التقدير WLS، ولكن متطلبات طريقة WLS يجعلها غير عملية للباحث النفسى والسلوكى لأنها تتطلب حجم نموذج صغير وأحجام عينات كبيرة جدًا تقترب من 1000 كحد أدنى أو بأقل تقدير 500، ويزداد هذا الحجم مع زيادة درجة تعقيد النموذج.

**تقديرات معالم SEM** : دائمًا ينشغل الباحثون بتقدير المطابقة للنموذج دون إعطاء الأهمية الكافية لتفسير معالم النموذج. تتضمن معالم نموذج SEM التشبعات للمتغيرات المقاسة بالعوامل أو معاملات المسار (معاملات الانحدار بين المتغيرات للنموذج البنائى) أو وتباينات الأخطاء الواقعة على المتغيرات، وتكون هذه المعاملات إما معيارية وغير معيارية. وهذه المسارات تسمى تأثيرات وهذه التأثيرات إما تكون مباشرة أو غير مباشرة أو كلية. ويتضمن المخرج **الأخطاء المعيارية Standard errors** وقيمة الدلالة الإحصائية لكل معلم، والأخطاء المعيارية هى ضرورية لتحديد **النسبة الحرجة Critical Ratio** وهى نسبة إحصاء المعلم (التأثير مثلًا) مقسومًا على الخطأ المعيارى وهو الانحراف المعيارى لتوزيع المعاينة، ويقدر خطأ المعاينة من خلال الفروق بين إحصائيات العينة ونظيرتها لمعالم المجتمع.

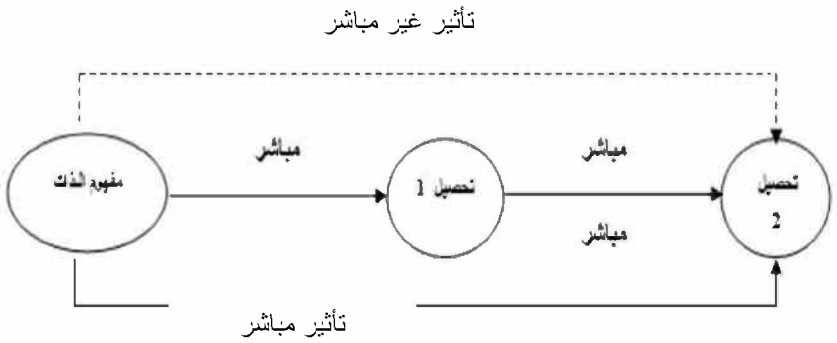
وفى ضوء ذلك فهو ضرورى لتحديد القيمة الحرجة للاختبار التى فى ضوئها يتم قبول أو رفض الدلالة الإحصائية لمعالم نمذجة المعادلة البنائية مثل التأثيرات وتباينات الأخطاء والتغايرات وغيرها. إذا زادت خارج قسمة قيمة المعلم على الخطأ المعيارى عن 1.96 (هى قيمة اختبار T ذو ذيلين عند 0.05) أو 2.58 (هى قيمة اختبار T ذو

ذيلين عند 0.01) فإن المعلم دال إحصائيًا وهى أيضًا قيمة اختبار Z وذلك فى العينات الكبيرة.

**التأثيرات أو المسارات السببية المباشرة وغير المباشرة والكلية:** يمكن تعريف **التأثير المباشر** بين متغيرين كامنين بينهما تأثير سببى بأنه تأثير مباشر من أحد المتغيرين إلى الآخر بمعنى وجود سهم ذو اتجاه واحد يربط بينهما، ويتم التعبير عنه كميًا فى ضوء المعامل البنائى (معامل الانحدار المعيارى)، وهو معامل المسار أو معامل الانحدار. على ذلك فإن أى تغير لمفهوم الذات نتوقع حدوث تغير فى التحصيل مباشرة وعلى ذلك فإن لمفهوم الذات تأثير مباشر إلى التحصيل.




فإذا كان التأثير المباشر يساوى 0.42 فإن هذا يعنى أن زيادة وحدة واحد من مفهوم الذات تتنبأ بزيادة 0.42 وحدة من التحصيل. أما التأثير **غير المباشر Indirect effect** عندما يوجد تأثيرات بين متغيرين ويتوسطهم متغير أو أكثر من **المتغيرات الوسيطة Mediating variables** بمعنى لا يوجد خط مستقيم أو أسهم مباشر يربط بين المتغيرين وفى الشكل (2.8) فإن المتغير الكامن مفهوم الذات يصل تأثيره إلى المتغير الكامن التحصيل (2) من خلال التحصيل (1) أو أكثر حسب المتغيرات الوسيطة فى النموذج ، إذا تغير مفهوم الذات فإن تحصيل (1) يتغير وبدوره يؤثر فى تحصيل (2) ويمكن القول أن مفهوم الذات له تأثير سببى على تحصيل (2) ولكنه غير مباشر ويقاس من خلال معامل المسار أو الانحدار ويمكن التعبير عنه بصورة معيارية أو بصورة غير معيارية ويطلق عليها **التأثيرات الوسيطة Mediation effect**. وهى لا تضاف أو ترسم فى شكل المسارات ويمكن أن تكون إشارة التأثير المباشر وغير المباشر سالبة أو موجبة. أما **التأثيرات الكلية Total effect** فهو مجموع كلًا من التأثير المباشر والتأثير غير المباشر.




الشكل (8.10): مثال للتأثيرات غير المباشرة بين متغيرين.

ويشير Tabachniek & Fidell (2007) إلى أن التشبعات العالية أفضل، فالتشبع أقل من 0.3 غير مقبول وضعيف، والتشبع من 0.45 فأعلى مقبول. كما أن الدلالة الإحصائية تقدر من خلال قيمة T المقابلة لكل تأثير (يعطيها الليزرال) أو قيمة Z (يعطيها EQS) وهى قيمة التأثير مقسوما على الخطأ المعيارى فإذا كانت T > 1.96 لاختبار ذو ذيلين فأكثر فإن التأثير ضرورى ودال إحصائيًا.

**مرحلة مطابقة النموذج Model Fit**

يتم تقيم النموذج فى ضوء تفاصيل النموذج مثل التأثيرات، والتشبعات بالعوامل، وتقدير التباين المفسر لكل معادلة بنائية، وأيضًا فى ضوء تقدير مطابقة النموذج ككل overall Model fit Assessment من خلال مؤشرات حسن المطابقة goodness of fit indexes. وتعرف المطابقة إجرائيًا بمدى التعارض أو الفروق بين المصفوفة المشتقة من النموذج (∑) ومصفوفة التغاير أو الارتباط لبيانات العينة ((S، ويقال أن النموذج تام المطابقة إذا كان الفرق بين ∑ و S مساويًا للصفر، أى يتم قبول الفرص الصفرى Ho : ∑ = S ، وكلما زادت الفروق بين المصفوفتين قلت مطابقة النموذج للبيانات ، ويطلق على الفرق بينهما بالتناقض الإمبريقى وأرجعه Marsh, Balla & McDonald (1988) إلى أخطاء فى البيانات أو فى النموذج أو فى العينة. ويرى MacCullum & Austin (2000) أن الباحثين واعين لحقيقة أساسية هو عدم وجود نموذج حقيقى وحيد يعكس

الظـاهرة، وان كـل النمـاذج بهـا درجـة مـن الخطـأ وان أفضـل نمـوذج لا بـد أن يتميـز بالبساطة وله معنى مقبول (جوهرى).

ومؤشرات حسن المطابقة وسيلة لتكميم التباين المفسر فى النموذج وهو يشبه مؤشر $R^2$ فى الانحدار المتعدد (Hu & Beutler, 1995).

**فيما يلى عرض هذه المؤشرات:**

**أولًا: مؤشـرات المطابقـة المطلقـة:** وهـى تجيـب علـى تسـاؤل: هـل البـواقى أو التبـاين غيـر المفسـر فـى مصـفوفة البـواقى بعـد مطابقـة النمـوذج يؤخـذ فـى الاعتبـار أى أنهـا مؤشـرات تعتمـد علـى الفـروق بـين مصـفوفة التغـاير للعينـة ومصـفوفة التغـاير المشـتقة أو المسـتهلكة من النموذج وهى كالآتى:

- **إحصـاء ($\chi^2$):** هـو المؤشـر التقليـدى لتقـدير المطابقـة فـى نمذجـة المعادلـة البنائيـة، ويقـدر مقـدار التعـارض أو الاخـتلاف بـين مصـفوفة التغـاير للعينـة S ومصـفوفة التغـاير المشـتقة مـن النمـوذج وإذا كانـت قيمـة $\chi^2$للنمـوذج تسـاوى صـفر فـإن النمـوذج يعتبـر محـدد تمامًـا ويتطـابق تمامًـا مـع البيانـات، بمعنـى كـل مصـفوفة تغـاير مقاسـة تسـاوى كـل مصـفوفة تغـاير مستخلصـة مـن النمـوذج، ولـو كـان النمـوذج فـوق التحديـد فـإن قيمـة$\chi^2$ تزيـد عـن الصـفر. وعلـى ذلـك فـإن زيـادة $\chi^2$ هـى مقيـاس **لسـوء مطابقـة النمـوذج Badness of fit**، أى كلمـا زاد الفـرق بـين S و $\sum$ كلمـا زادت احتماليـة رفـض النمـوذج (قبـول الفـرض البـديل) بمعنـى وجـود دلالـة إحصـائية (Barrett, 2007; Engle, Mossbrugger & Muller 2003; Hu & Bentler, 1995; Kline, 2016).

**أهم الانتقادات الموجهة لمؤشر$\chi^2$ :**

1. تتـأثر قيمتـه بعـدم تـوافر الاعتداليـة المتدرجـة، وهـذا يـؤدى إلـى تضـخم (زيـادة) قيمـة $\chi^2$ وبالتـالى الحصـول علـى دلالـة إحصـائية. ويظهـر النمـوذج سـوء المطابقـة مـع البيانـات على الرغم أنه محدد تحديدًا دقيقاً وحقيقيًا (West et al., 1995).

2._تتـأثر قيمـة مؤشـر $\chi^2$ بحجـم العينـة ، فزيـادة حجـم العينـة يـؤدى إلـى الحصـول علـى دلالـة إحصـائية ممـا يترتـب عليـه رفـض النمـوذج علـى الـرغم مـن بنـاءه فـى ضـوء نظريـة

متماسكة، وهذا الرفض نتيجة لزيادة حجم العينة حيث يحدث تضخم للخطأ من النوع الأول ومن الأفضل استخدام مؤشر $\chi^2$ لعينة تتراوح من 100 حتى 200(Hair et al., 1998; Joreskog & Sorbom, 1993). وعند استخدام مؤشر $\chi^2$ للحكم على مطابقة النماذج مع لحجم عينة تتراوح من 200 حتى 300 يحدث دائمًا رفض للنموذج، ولذلك أشار Engel et al. (2003)، عدم إعطاء اهتمام كبير لدلالة مؤشر $\chi^2$ للحكم على مطابقة النموذج.

3. تعقيد النموذج: أحد عيوب مؤشر $\chi^2$ هو أن قيمته تقل كلما أضيفت معالم جديدة إلى النموذج وهذا نتيجة نقصان درجات الحرية.

5. الثبات المنخفض للقياسات فتحليل متغيرات بثبات منخفض يؤدى إلى قوة إحصائية منخفضة وعليه قبول الفرض الصفرى أى وجود مطابقة للنموذج، وفى هذه الحالة فالمطابقة ليس نتيجة للتحديد الجيد للنموذج بل إلى القوة الإحصائية المنخفضة وهى فشل الاختبار فى الحصول على دلالة إحصائية.

- **مؤشر مربع كا٢ المعيارية Normed chi- Square (NC):** وفى محاولة للتغلب على الحساسية الشديدة Hypersensitivity لمؤشر $\chi^2$ لحجم العينة، اقترح البعض أن يكون مؤشر $\chi^2$ مقرونًا بدرجات الحرية $df\chi^2$/، ويوجد ثلاثة محددات لهذا المؤشر كما حددها Kline (2016) وهو أنه حساس بدرجة متوسطة لحجم العينة، وان درجات الحرية ليست لها علاقة بحجم العينة، وليس له حدود قطع واضحة لتحديد مطابقة النموذج، وذلك لعدم وجود أساس منطقى أو إحصائى لهذا المؤشر. ويجب أن لا يكون له دور فى تقدير مطابقة النموذج ولكن الشائع عند بعض الباحثين أنه إذا كانت $\chi^2/df \geq 2$ فإن النموذج يعكس مطابقة جيدة، وأحيانا يقترح البعض $\chi^2/df \geq 3$
- **مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ للتقريب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA):** هو مقياس لسوء مطابقة النموذج. ونتيجة لمحددات $\chi^2$ فإن مؤشر RMSEA يعتبر المدخل الأكثر ملائمة لتقدير مطابقة النموذج ولذلك لأن اختبارات الفروض **للمطابقة التامة exact fit** (نعم، لا) مثل $X^2$

تستبدل باختبارات الفروض **للمطابقة المتقاربة** **Close fit** (Browne & Cudeck, 1993).

وحدد Browne & Cudeck (1993) أن المطابقة القريبة close fit أو الجيدة عندما تكون قيمته RMSEA ≤ 0.05 والقيم بين 0.05 و 0.08 أو 0.10 تعنى مطابقة متوسطة (عادية) mediocre بينما القيم أكبر من 1.0 تعنى مطابقة غير مقبولة. ولكن توصل Hu & Bentler (1999) إلى أن المطابقة الجيدة فى ضوء هذا المؤشر تكون 0.06 فأقل ويمكن أن تقبل المطابقة حتى 0.08.

- **مؤشرى جذر متوسطات مربعات البواقى وجذر متوسطات مربعات البواقى المعيارية Standardized, Root Mean Square Residual (RMR, SRMR):** مؤشر RMR ابتدعه Joreskog & Sorbom (1981) هو مؤشر لسوء المطابقة وقائم على أساس البواقى المتطابقة وهى الفروق S-$\sum(\Theta)$ لمعالم النموذج، والواضح أنه إذا كانت RMR = 0 فإنه يعنى مطابقة تامة ولكن هذا المؤشر يعتمد على أحجام تباينات وتغايرات المتغيرات المقاسة، وبدون الأخذ فى الاعتبار وحدات قياس أو مقياسية للمتغيرات فى الحسبان فإنه من غير الممكن القول بأن قيمة RMR تشير إلى مطابقة جيدة أو سيئة. وعلى ذلك أحد القضايا المتعلقة بهذا المؤشر حسابه للمتغيرات غير المعيارية، ومداه يعتمد على وحدة القياس للمتغيرات المقاسة. فلو كانت وحدات قياس المتغيرات فى المصفوفة مختلفة فمن الصعب تفسير قيمته. ويوجد مؤشر SRMR هو متاح فى برنامج الليزرال و EQS وغيرها. والقيمة صفر تشير إلى مطابقة تامة. ويرى Martnes (2005) أن مؤشر SRMR يسلك مسلك مؤشر RMSEA من حيث فلسفته وحدود القطع الخاصة به ولكنه أقل تأثرا لمحددات $\chi^2$. وتوصل Hu & Bentler (1999) أن القيمة أقل من 0.10 حتى 0.07 تدل على مطابقة مقبولة والقيمة 0.07 فأقل تدل على مطابقة جيدة.

- **مؤشر حسن المطابقة Goodness of fit index (GFI):** هذا المؤشر اقترحه Joreskog & Sorbom (1989) لطريقة التقدير ML، وهو مقياس لمقدار

التبـاين أو التغـاير فـى مصـفوفة بيانـات العينـة (S) عـن طريـق النمـوذج وهـذا المؤشـر $R^2$ (Mulaik, Jams, Alstine, مشـابهة لمعامـل التحديـد فـى الانحـدار المتعـدد Bonnett, lind & Stilwell 1989) وقيمتـه تنحصـر مـن الصـفر إلـى الواحـد الصـحيح حيـث تشـير القـيم العليـا إلـى مطابقـة جيـدة ، والقاعـدة العامـة هـى القيمـة 0.95 فـاعلى تشـير إلـى مطابقـة جيـدة بينمـا القـيم أكبـر مـن 0.90 حتـى 0.94 تشـير إلـى مطابقـة مناسـبة وأقـل مـن 0.90 تشـير إلـى مطابقـة ضـعيفة (HU & Bentler, 1999) ومـن محـددات هـذا المؤشـر هـو تـأثره الواضـح بحجـم العينـة أى أن قيمتـه تزيـد مـع زيـادة حجـم العينـة (HU & Bentler 1995, 1999)، ويتـأثر بطريقـة التقـدير المسـتخدمة ولـذلك فإنه توجد صيغ مختلفة لهذا المؤشر باختلاف طريقة التقدير.

- **مؤشـر حسـن المطابقـة المصـحح Adjusted Goodness of fit index (AGFI):** هـذا المؤشـر طـوره Joreskog & Sorbom (1989) وذلـك لعـلاج تحيـز مؤشـر GFI النـاتج عـن تعقيـد النمـوذج تتـراوح قيمتـه مـن الصـفر حتـى الواحـد الصـحيح، والقـيم العاليـة تشـير إلـى مطابقـة أفضـل، ويمكـن أن تكـون قيمتـه سـالبة، والقيمـة 0.90 فـأكبر تشـير إلـى مطابقـة جيـدة، والقـيم أعلـى مـن 0.85 تشـير إلـى مطابقـة مقبولـة (Engle, Mossbrugger & Muller, 2003). يتـأثر هـذا المؤشـر بحجـم العينـة، ودرجـة تعقيـد النمـوذج، ولكـن بدرجـة أقـل مـن مؤشـر GFIوكـذلك يتـأثر بسـوء التحديـد للنموذج (Muailk et al., 1989).

**وتعتبـر المؤشـرات المطلقـة أكثـر اعتمـادًا علـى حجـم العينـة ماعـدا مؤشـرى RMSEA و SRMR اعتمادا بدرجة قليلة على حجم العينة.**

**ثانيًـا: مؤشـرات المطابقـة المتزايـدة أو المقارنـة أو النسـبية Relative, Comparative, or Incremental fit Indexes:** وهـى تقيس أو تقيـيم مطابقـة النمـوذج المسـتهدف Target model فـى ضـوء علاقتـه بـالنموذج القاعـدى أو الصـفرى Basline or Null Model وهـو نمـوذج سـيء المطابقـة مـع البيانـات، أى أنهـا تقيس التحسـن النسـبى فـى المطابقـة للنمـوذج عـن طريـق مقارنتـه بنمـوذج أكثـر قيـودًا، وهـو النمـوذج الـذى يفتـرض فيـه كـل المتغيـرات المقاسـة بـدون تباينـات الأخطـاء مثبتـة عنـد

الصفر أو كل تشبعات العوامل مثبتة عند الواحد الصحيح، وكل المتغيرات غير مرتبطة (كل التغايرات بين العوامل = صفر) (Joreskog & Sorbom, 1993) وعلى ذلك لا يمكن تقدير معالم له وعادة تكون مطابقة النموذج الأساس أو القاعدى أو الصفرى سيئة، وتكون أساس للمقارنة بالنموذج المستهدف وقد قسم HU & Bentler (1995) وتتضن المؤشرات الآتية:

**أ- مؤشر المطابقة المعيارى Normed fit index (NFI):** وهذا المؤشر اقترحه Bentler & Bonnett (1980) وهذا المؤشر يأخذ قيم من 0 إلى 1.0. فالقيمة العالية تشير إلى مطابقة أفضل، والقيمة 0.95 فاعلى تشير إلى مطابقة جيدة بالنسبة للنموذج القاعدى بينما القيمة 0.90 تدل على مطابقة مقبولة (Hu & Bentler, 1999; Kaplan, 2000; Schumaker & Lomax, 2010). ولكن من محددات هذا المؤشر هو تأثره بحجم العينة ، وكذلك بعدم توافر الاعتدالية للمتغيرات وغير حساس لسوء تحديد النموذج (Hu & Bentler 1999; Mulaik et al., 1989).

**ب – مؤشر المطابقة غير المعيارى Non-normed fit index (NNFI):** وللتخلص من محددات مؤشر NFI وخاصة تأثره بحجم العينة وتتراوح قيم هذا المؤشر فى المدى من الصفر إلى الواحد الصحيح، فالقيمة 0.95 فاكبر تشير إلى مطابقة جيدة بينما القيمة 0.90 تشير إلى مطابقة مقبولة (Hu & Bentler, 1999). و يرى Engle et al. (2003) أن القيمة 0.97 تبدو أكثر منطقية كدلالة للمطابقة الجيدة بدلا من 0.95.

ومن أهم مميزات هذا المؤشر هو أقل تأثرًا بحجم العينة وخاصة لطريقة التقدير ML(Hu & Bentler 1995, 1998; Marsh, Balla & McDonald 1988)، وكذلك يعتبر هذا المؤشر حساس إلى حدًا ما لسوء تحديد النموذج، ويميل إلى رفض النماذج فى حالة العينات الصغير (Hu & Bentler 1999).

**ج- مؤشر المطابقة التزايدى Incremental fit index (IFI) لـ Bollen (1989):** Bollen's non-normed index (Delta) وهو تحسين لمؤشر NFI وأشار Bollen (1989) إلى وجود علاقة ارتباط ضعيفة بين أداء هذا المؤشر وحجم

العينة، ولكن (1993) Bentler & Hu أشار إلى أن هذا المؤشر أكثر تأثرًا بحجم العينة فى حالة استخدام طريقة GLS مقارنة بطريقة ML.

**د. مؤشر المطابقة المقارن Comparative fit index (CFI) :** هذا المؤشر طوره Bentler (1990)، وهو صيغة منقحة لمؤشر Relative Non Centrality fit index (RNI) لـ McDonald & Marsh (1999)، ويمكن لقيمته أن تقع خارج المدى 0-1.00. ووجد McDonald & Marsh (1990) أن هذا المؤشر غير حساس لحجم العينة، ويوصى باستخدامه عند المقارنة بين النماذج البديلة وذلك لتجنب قضية التحيز للعينات الصغيرة لمؤشر NFI.

وتتراوح قيمته من الصفر إلى الواحد الصحيح، والقيمة المرتفعة تشير إلى مطابقة مناسبة والقيمة 0.95 فأكثر تدل على مطابقة جيدة، بينما القيمة 0.90 تدل على مطابقة مناسبة أو مقبولة (Hu & Bentler, 1995)، بينما أكد Engel et al. (2003) أن القيمة 0.97 تشير إلى مطابقة جيدة، بينما القيمة أقل من 0.95 تشير إلى مطابقة مقبولة.

**و. المؤشر اللامركزى النسبى Relative non centrality index (RNI):** هذا المؤشر من أقل مؤشرات المطابقة المتلازمة لـ McDonald & Marsh (1990) ويستخدم للحكم على مطابقة النموذج وتتراوح قيمته بين 0 إلى 1 ويعتبر النموذج متطابق إذا كانت قيمته 0.90 فأعلى، وتوصى Hu & Bentler (1990) بأن المطابقة الجيدة فى ضوء هذا المؤشر هى 0.95 فأكثر. ويعتبر هذا المؤشر أفضل المؤشرات حيث إنه لا يتأثر بحجم العينة وأكثر حساسية لسوء تحديد النموذج، ويفضل استخدامه عند استخدام نماذج تتضمن مؤشرات عديدة، وتشبعات العوامل تكون قيمتها 0.50 فأكثر (Sharma, Mukherjee, Kumar & Dillon, 2005). وتعتبر مؤشرات NNFI و CFI و RNI و IFI من أفضل المؤشرات المتلازمة للحكم على مطابقة النموذج بأنها أقل تأثيرا بحجم العينة وأكثر حساسية لسوء تحديد النموذج.

**ثالثًا: مؤشرات البساطة Adjusted or parsimony indexes:** وهى تقيس كيف يكون للنموذج مطابقة مع بساطته معًا، وتستخدم للمقارنة بين النماذج. وتشير البساطة إلى عدد المعالم المقدرة المتطلبة لتحقيق مستوى محدد من المطابقة. وتعتبر البساطة عامل هام أثناء تقدير

مطابقة النموذج، وتلعب دورًا أساسيًا للاختيار بين نماذج بديلة. ويرى Crockett (2012) أن هذه المؤشرات تستخدم لتحديد هل أثر إضافة معالم إضافية إلى النموذج تؤثر على مطابقته ومن أهم مؤشرات البساطة الآتى:

**أ – مؤشر حسن المطابقة للبساطة Parsimony Goodness of fit Index (PGFI) :** وهذا المؤشر لـ Mulaik et al. (1989) وهو تعديل لمؤشر GFI ويأخذ قيم تقع فى المدى من الصفر حتى الواحد الصحيح، والقيم المرتفعة تشير إلى نموذج أكثر بساطة وهذا المؤشر يصحح مؤشر GFI من درجة تعقيد النموذج.

**ب- مؤشر المطابقة المعيارى للبساطة Parsimony Normed fit index (PNFI):** ويستخدم هذا المؤشر فى حالة المقاربة بين نماذج بنائية بديلة، وهذا المؤشر هو تعديل لمؤشر NFI وقد اقترحه James, Mulaik, & Brett (1982) وهو يأخذ فى الاعتبار درجات الحرية المطلوبة للحصول على مستوى مطابقة معين ويأخذ قيم محصورة من الصفر حتى الواحد الصحيح. وكلما ارتفعت قيمته يدل على أن النموذج أكثر بساطة.

**جـ – مؤشر محك المعلومات الاكيكى Akaike information Criterion (AIC):** هذا المؤشر اقترحه Akiake (1974) وهو تصحيح لمؤشر $X^2$ من عدد المعالم المقدرة ، ويستخدم للمقارنة بين عدة نماذج متنافسة.

والنموذج الذى له أقل قيمة لـ AIC هو أكثر مطابقة للبيانات وأكثر بساطة. ويرى Kaplan (2000) أن مؤشر AIC هو مؤشر يعبر عن سوء المطابقة.

**و- مؤشر الصدق التعميمى المتوقع Expected Cross- validation Index (ECVI):** وابتدع هذا المؤشر Browne & Cudeck (1989, 1993) وهو من عائلة المؤشرات التى تستخدم للمفاضلة أو المقارنة بين النماذج البديلة من خلال الحكم على بساطة النموذج، ومدى قابليته للتعميم عبر عينات أخرى من نفس المجتمع وهو مؤشر استدلالى لمعالم المجتمع

وهـو مقيـاس للتنـاقض بـين مصـفوفة التغـاير المشـتقة مـن النمـوذج للعينـة المحللـة ومصـفوفة التغـاير المشـتقة مـن النمـوذج فـى عينـة أخـرى بـنفس الحجـم (Joreskog & Sorbom, 1993)، أى أنـه يقـيم كيـف يكـون أداء النمـوذج المتطـابق لعينـة التحليـل Calbiration Sample فـى عينـات مصـداقية النتـائج Cross (Kaplan, 2000). validation sample وعنـد المفاضـلة بـين نمـاذج عديـدة فـإن القيمـة الصـغرى لـ ECVI تشـير إلـى مطابقـة أفضـل، وتقـوم بعـض البـرامج SEM بطباعـة حـدود الثقـة لهـذا المؤشر مما يسمح بتقدير دقة التقديرات مثل برنامج LISREL.

**مرحلة تعديل النموذج SEM**

تعتبـر مرحلـة تعـديل النمـوذج هـى الخطـوة الأخيـرة فـى تحليـل نمـوذج المعادلـة البنائيـة فـإذا اتضـح أن النمـوذج المفتـرض غيـر متطـابق مـع البيانـات فمـاذا بعـد؟ هـو أن يـتم تفسـير النتـائج أو يـتم إجـراء تعـديل فـى النمـوذج بمعنـى إجـراء تعـديلات فـى العلاقـات أو المسـارات فـى النمـوذج المبـدئى حتـى يـتم الحصـول علـى مطابقـة أفضـل ويـتم عـادة فـى ضـوء **محكـات إمبريقيـة إحصـائية** (MacCallum & Austin, 2000). وبكلمـات أخـرى نريـد إجـراء تحسـن جـوهرى فـى القيـاس أو النظريـة ولـيس فقـط للحصـول علـى مطابقـة بغـض النظـر عـن مقبوليتهـا للتفسـير. وكثيـرًا يحـدث إجـراءات تعـديل النمـوذج فـى العلـوم الاجتماعيـة لأنـه يحـدث دائمًـا سـوء مطابقـة للنمـوذج المفتـرض (Crockett, 2000). ويحـدث التعـديل فـى النـموذج بإضافـة معـالم أو مسـارات أو بحـذفها، وهـذه العمليـة يشـار إليهـا بـإجراءات أو **بحـث Specification search** (MacCullum, 1986). وتحـدث إسـتراتيجية التعـديل غالبًـاإذا كانـت إسـتراتيجية تحليـل نمـوذج المعادلـة البنائيـة توليـد النمـوذج، وهنـا يؤكـد MacCullum & Austin (2000) أن هـذه الإسـتراتيجية تقـود إلـى اسـتنتاجات خاطئـة وسـوء اسـتخدام لـ SEM، وأن النمـوذج المعـدل المشـتق مـن البيانـات ينقصـه المصـداقية (MacCallum, 1986)، وقـائم علـى درجـة عاليـة مـن الشـك نتيجـة الصـدفة (MacCallum, Roznowski & Necowit, 1992)، وأى اسـتخدام لهـذا النمـوذج يخضـع لثلاثـة شـروط حـددها MacCallum & Austin (2000) بالآتى:

- اشتقاقه يكون معروف فى ضوء أسس إمبريقية إحصائية.
- ان يكون له معنى جوهرى وتفسير نظري
- يجب أن يقيم النموذج المعدل على عينات أخرى مستقلة أى تختبر مصداقيته.

وتوجد إشكالية فى استخدام التعديل البعدى للنموذج وهى سوء تطبيق لنمذجة المعادلة البنائية حيث تتحول هدفها من **إجراء توكيدى إلى إجراء استكشافي** (MacCallum, Wagener, Uchino& Fabrigar, 1993; Quintana & Maxwell, 1999; Ullman, 2006)، وذلك لان إضافة معالم جديدة للنموذج (مسار مثلًا) يكون على أسس إحصائية وليس على أسس نظرية وفى هذه الحالة يكون استخدام التحليل العاملى الاستكشافى أفضل من التوكيدى.

وأوصى الخبراء بأنه لا يجب تعديل النموذج فى ضوء أسس إحصائية فقط بل أن يتم تدعميها بتبريرات نظرية قوية، وأن تعميم النموذج المعدل ليس مضمونًا وبه درجة كبيرة من عدم المصداقية ويجب أن يؤخذ بحذر شديد، ولتعميم النموذج المعدل يجب اختبار مصداقيته على عينات جديدة (Anderson & Gerbing, 1988; MacCallum & Austin, 2000; MacCallum et al., 1993). ويعارض كثيرًا من الخبراء استخدام إستراتيجية التعديل للنموذج المستهدف وذلك لان تحديد نماذج بديلة قبل التحليل أكثرًا أمانًا من إجراء **تعديل بعدي Post hoc modification**(Boomsma, 2000; Hoyle & Panter, 1995; McDonald & Ho, 2002)، وأشاروا إلى أنه إذا وجدت ضرورة ملحة لإجراء التعديل فلا بد أن يكون فى أضيق الحدود وعلى أسس وتبريرات نظرية قوية. وكذلك أوصى Hoyle & Panter (1995) إذا كانت الحاجة ملحة لإجراء التعديل فلا يجب إضافة الارتباطات بين الأخطاء لتحسين المطابقة، بل ينادى Bramnik (1995) بعدم إجراء تعديل النموذج على الإطلاق وهذا التحذير أكد عليه MacCallum (1986) فقد حذر من **إستراتيجية تحسن النموذج الأوتوماتيكي Automatic model improvement strategy**، وقال لو أن نموذج لم يتطابق مع البيانات فيجب أجرى التعديلات الاكثر جوهرية للحصول على مطابقة مناسبة حتى تصل إلى $X^2$ غير دالة إحصائيًا. وترى Ullman

(2006) بأنه لو أن تعديل النموذج أحدث تحسن فى المطابقة فإنه يجب إجراؤه فى أضيق الحدود بمعنى إجراء تعديلات قليلة جدًا خاصة إذا لم تتوفر عينات مصداقية النتائج.

**مداخل تحليل نموذج المعادلة البنائية**

يتم إجراء تحليل نموذج المعادلة البنائية فى ضوء عدة مداخل أهمها:

**أولًا: مدخل الخطوة الواحدة One step approach:** فيه يتم تحليل نموذج التحليل العاملى التوكيدى (النموذج المقاس) والنموذج البنائي(النظرية) معًا فى تحليل واحد متلازم، أى مرة واحدة. حيث تقوم البرامج مثل LISREL و EQS وغيرها، بتحليل النموذج مرة واحدة دون الفصل بين تحليل النموذج المقاس والنموذج البنائى. وهذا الإجراء متبع فى اختبار النظرية وتطوير أدوات القياس وتم تداوله فى المجلدات فى مجال المنهجية والعلوم الاجتماعية، (Fornell & Yi 1992). ويشدد Kline (2016) إلى أن إذا كانت النتائج تشير إلى سوء مطابقة فما مصدر سوء مطابقة، هل هو النموذج المقاس أم البنائى أم كلاهما معًا، وعلى ذلك فباستخدام مدخل الخطوة الواحدة من الصعب تحديد مصدر سوء التخصيص فى النموذج.

**ثانيًا: مدخل الخطوتين Two– Step Approach:** نادى (Anderson & Gerbing, 1988; Burt, 1976; Herting & Costner, 1985) باستخدام مدخل الخطوتين فى التحقق من نموذج المعادلة البنائية حيث يبدأ الباحث بتحليل نموذج التحليل العاملى التوكيدى (النموذج المقاس) أولًا وعندما يتم تهذيبه وإعادة تخصيصه ونتحقق من مطابقته مع البيانات، يبدأ الباحث فى التحقق من نموذج المعادلة البنائية الكامل (تحليل توكيدى وبنائى معًا)، ويُقيم المطابقة الكلية للنموذج. ولو أن مطابقة النموذج المقاس سيئة فإن مطابقة النموذج البنائى تكون سيئة أيضًا حتى لو أن النموذج محددًا تحديدًا حقيقيًا. على ذلك فالمبدأ الأساسى لمدخل الخطوتين هو الفصل بين النظرية والقياس.

وعمومًا توجد عدة أسباب لفصل القياس عن النظرية أهمها:

**1. التـــداخل التفســـيرى interpretational confounding**: اقتـرح هـذا المصـطلح Burt (1976) واسـتخدمه Anderson & Gerbing (1988) وتحـدث عنـدما تـتم تغيـرات جوهريـة فـى تشـبعات العوامـل فـى حالـة تقـديرها فـى نمـوذج التحليـل العـاملى التوكيـدى عـن تقـديرها فـى نمـوذج المعادلـة البنائيـة، وعليـه فـإن النمـوذج المقـاس اختلـف معالمـه (تشـبعاته) وهـذا يعنـى أن التقـديرات الإحصـائية للمفـاهيم (مثـل تشـبعات العوامـل) تتغير اعتمادًا على النموذج المحلل سواء مقاس أو بنائى.

**2. سـوء التحديـد**: وكمـا سـبق فـى اسـتخدام مـدخل الخطـوة الواحـدة غيـر قـادر علـى كشـف مصادر الخطأ أو سوء التخصيص فى النموذج.

وانتقد Fornell & Yi (1992) مدخل الخطوتين فى أنها تفترض الآتى:

1. النظرية والقياس مستقلين عن بعضها البعض.

2. تقديرات معالم مدخل الخطوتين غير متسقة وتختلف من خطوة إلى أخرى.

3. الاختبـار الإحصـائى فـى الخطـوة الأولـى (CFA) مختلـف عـن الاختبـار الإحصـائى فى الخطوة الثانية (SEM).

ولكـن Anderson & Gerbing (1988) يؤكـد أن هـذا فهـم خـاطئ مـن جانـب Fornell & Yi (1992) حيـث لا يوجـد فصـل بـين النظريـة والتطبيـق ولـم يـدرك أن إجـراء التحليـل العـاملى التوكيـدى هـو قـائم علـى نظريـة وافتراضـات مسـبقة لطبيعـة العلاقـات بـين المتغيـرات المقاسـة وعواملهـا، وأن مـدخل الخطـوتين يعطـى أولويـة لتشـخيص عيـوب النمـوذج المقـاس أفضـل مـن مـدخل الخطـوة الواحـدة. وأقـر Anderson & Gerbing (1992) أن هذه المسلمات ليس مسلمات على الإطلاق.

وتوجـد وجهـات نظـر متباينـة لتنفيـذ مـدخل الخطـوتين فيـرى Anderson & Gerbing (1988) أن الخطـوة الأولـى تبـدأ بـإجراء التحليـل العـاملى التوكيـدى لكـل المتغيـرات المقاسـة علـى عواملهـا مـع السـماح بوجـود ارتباطـات بـين العوامـل أى يـتم إجـراء نمـوذج التحليـل العـاملى التوكيـدى فـى تحليـل واحـد لكـل المتغيـرات وعواملهـا. ثـم بعـد ذلـك إجـراء

تحليل نموذج المعادلة البنائية. ولكن رؤية(1976) Burt تختلف عن الرؤية السابقة فيرى الخطوة الأولى فى تحليل عاملى توكيدى لكل متغير كامن أو عامل بمؤشراته على حدة وليست لكل العوامل فى البناء معًا، ثم الخطوة الثانية يتم تثبيت المعالم التى حصلنا عليها من الخطوة الأولى (تشبعات العوامل) وتقدير معالم النموذج البنائى (التأثيرات بين المتغيرات الكامنة) فقط، لكن القضية هو كيفية تقييم أو دراسة الصدق البنائى (تحليل عاملى توكيدى) للمتغيرات بدون التحقق من كيفية ارتباطها معًا.

**ثالثًا: مدخل الخطوات الأربعة لـ(2000) Mulaik & Millsap**: هى أكثر اتساعًا لمدخل الخطوتين وأكثر قدرة على تشخيص سوء التخصيص للنموذج المقاس. وفى هذه الطريقة يختبر الباحث سلسلة من أربعة نماذج هرمية ويرى Muliak (2000, 2009) لكى تكون هذه النماذج المتولدة محددة فلا بد أن يكون العامل تشبع عليه أربعة مؤشرات على الأقل. ولخص Mulaik & Millsap (2000) هذه الخطوات الأربعة بالتالى:

**الخطوة الأولى: النموذج غير المقيد Unrestricted Model**: وهو نموذج تحليل عاملى عام استكشافى (بطريقة التحليل العاملى) وليس بطريقة تحليل المكونات الأساسية، بنفس العدد من المتغيرات الكامنة أو العوامل فى نموذج المعادلة البنائية ، وعلى ذلك يكون كل متغير مقاس فى النموذج حر التشبع على كل العوامل وليس مقيد التشبع على عامل محدد (كما فى التحليل العاملى التوكيدى). ويجب أن تستخدم نفس طريقة التقدير التى سوف تستخدم فى تحليل نموذج المعادلة البنائية مثل طريقة ML مع تحديد عدد العوامل، ويمكن تنفيذ هذه الخطوة فى برنامج SPSS، ويمكن الحصول على المؤشر $X^2$ لحسن المطابقة، وعدم المطابقة لهذا النموذج يعطى دلالة لعدم مطابقة نموذج المعادلة البنائية. وهذا النموذج غير المقيد هو متولد من داخل النموذج المقاس وهذه الخطوة تختبر الدقة أو المصداقية حول عدد العوامل وكذلك تسمح بتحديد المشاكل المحتملة فى النموذج المقاس.

**الخطوة الثانية: اختبار النموذج المقاس المتولد من التحليل العاملى الاستكشافى** وهذه هى الخطوة الأولى من مداخل الخطوتين وهو التحليل العاملى التوكيدى للقياسات

الـذى يختبـر العلاقـات بـين المتغيـرات المقاسـة والكامنـة، وفيهـا تحـدد تشـبعات المؤشـرات بالعوامـل المحـددة لهـا وهـذا يـتم إجـراؤه لكـل متغيـر كـامن وإذا ثبـت النمـوذج المقـاس مطابقة مع البيانات ينتقل الباحث إلى الخطوة الثالثة.

**الخطـوة الثالثـة: اختبـار نمـوذج المعادلـة البنائيـة:** يـتم اختبـار نمـوذج المعادلـة البنائيـة وذلـك بالأخـذ بالاعتبـار الخطـوة الثانيـة، وعلـى ذلـك فـإن هـذا النمـوذج تكـون فيـه التـأثيرات بـين المتغيـرات الكامنـة المحـددة سـلفًا فـى الإطـار النظـرى، وكـذلك يعـاد تقـدير معـالم النمـوذج المقـاس (التحليـل العـاملى التوكيـدى) وهـذا مشـابهه للخطـوة الثانيـة فـى مـدخل الخطوتين.

**الخطـوة الرابعـة: اختبـار الفـروض حـول المعـالم الحـرة المحـددة مـن الباحـث:** ويمكـن إجراؤهـا مـن خـلال تثبيـت أحـد المعـالم الحـرة فـى النمـوذج عنـد الصـفر أو حـذف أحـد المسـارات مـن النمـوذج وذلـك علـى أسـاس الدراسـات السـابقة التـى اعتمـدت علـى بيانـات من عينات مختلفة لنفس متغيرات النموذج وهذا يتطلب وجود نماذج بديلة.

ويتسـأل Kline (2016) أى مـدخل أفضـل لتحليـل نمـوذج المعادلـة البنائيـة خطـوة ام خطـوتين أم أربـع خطـوات؟ يـرى أن مـدخل الخطـوتين أبسـط ولا يتطلـب أربعـة مؤشـرات علـى الأقـل للعامـل ولكـن كلاهمـا أفضـل مـن مـدخل الخطـوة الواحـدة، ويؤكـد Bentler (2000) أن كـلًا مـن المـدخلين لـيس همـا المعيـار أو المحـك الـذهبى لاختبـار SEM ولا يوجـد هـذا المعيـار الـذهبى فـى تحليـل SEM. والخبـراء فـى مجـال SEM ينـادون بتطبيـق مـدخل الخطـوتين عنـد تحليـل نمـوذج SEM(Anderson & Gerbing, 1988; MacCallum & Austin, 2000; McDonald & Ho, 2002).

**مثال لإجراء تحليل نموذج المعادلة البنائية من خطوتين**

أراد باحـث دراسـة العلاقـات السـببية بـين مفهـوم الـذات والدافعيـة علـى التحصـيل وباسـتخدام SEM ولتحقيق ذلك يستلزم الخطوات الآتية:

**أولًا: تخصـيص النمـوذج:** ويتضـمن هـذا تحديـد طبيعـة النمـوذج المقـاس (التحليـل التوكيدى) والنموذج البنائى كالآتى:

**1. تخصـيص النمـوذج المقـاس:** وتـم قيـاس مفهـوم الـذات (sl) بثلاثـة مؤشـرات (أبعـاد) هـى s1, s2, s3 حيـث تمثـل s مجمـوع المفـردات الممثلـة لكـل بعـد، وقيـاس الدافعيـة (mo) بثلاثـة مؤشـرات أو أبعـاد هـى m1, m2, m3 وقيـاس التحصـيل (ach) بثلاثـة مؤشـرات (أبعـاد) هـي a1, a2, a3، وتـم وضـع وحـدة قيـاس لكـل عامـل مـن العوامـل الثلاثـة وأصبح العلاقات فى النموذج المقاس كالآتى فى ضوء (LISREL – SIMPLIS):

**Relationships**

$a_1$ متغير مرجعى،

**$a_1 = 1 * ach$**

$a_2\ a_3$ على الشمال (متغيرات مقاسة ) تابعة $a_2\ a_3$

**$a_2\ a_3 = ach$**

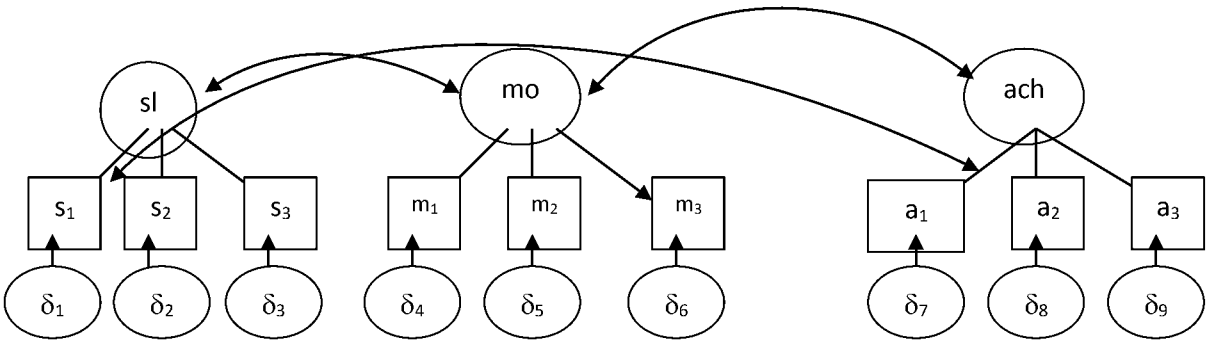
**$s_1 = 1 * sl$**

**$s_2\ s_3 = sl$**

**$m_1 = 1 * mo$**

**$m_1\ m_2 = mo$**

ويظهـر أن المتغيـرات a1, s1, m1 متغيـرات مرجعيـة وذلـك تثبيـت تشـبعها بالعوامـل المحـددة لهـا بالواحـد الصـحيح لتجنـب قضـية التحديـد. وهـذا التخصـيص للنمـوذج المقـاس هو لنموذج التحليل العاملى التوكيدى وفيما يلى شكل المسار لهذا النموذج:




الشكل (9.10) : النموذج المقاس لمفهوم الذات والدافعية والتحصيل.

وفيما يلى معادلات النموذج المقاس: $s1 = 1 * sl + \delta1$

المؤشر = التشبع بالعامل * العامل + خطأ القياس

$$s2 = \lambda 2\ sl + \delta 2$$

$$s3 = \lambda 3\ sl + \delta 3$$

$$m1 = 1 * mo + \delta 4$$

$$m2 = \lambda 5\ mo + \delta 5$$

$$m3 = \lambda 6\ mo + \delta 6$$

$$a1 = 1 * ach + \delta 7$$

$$a2 = \lambda 8\ ach + \delta 8$$

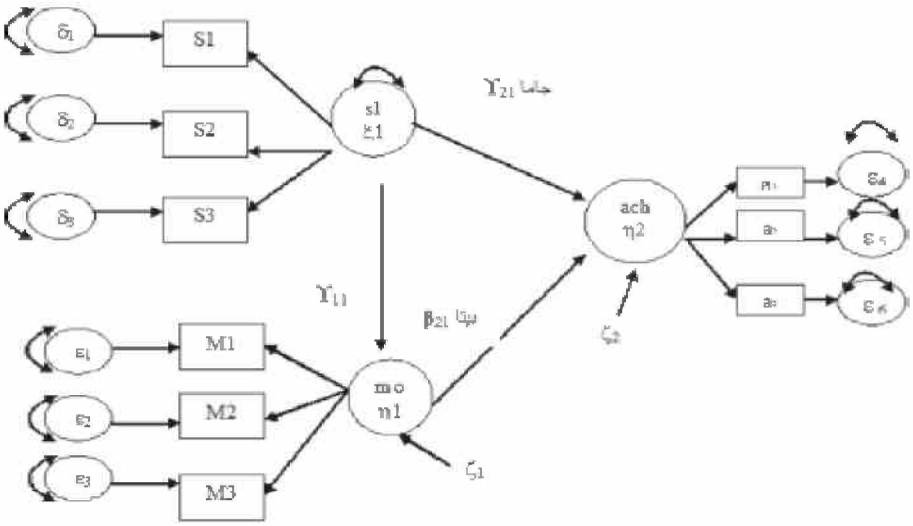
$$a3 = \lambda 4\ ach + \delta 9$$

ونلاحظ فى تخصيص النموذج المقاس تم تمثيل العامل بثلاثة مؤشرات من النوع النموذج التجميعى الجزئى (انظر الفصل الرابع)، وهو وضع مثالى ولاحظ أنه تم تمثيل المتغيرات الكامنة بالحزم للمفردات وليست مفردات كل مقياس، فتخيل إذا تم تمثيل مفهوم الذات بمفردات مقياسه هى عشرون مفردة والدافعية بثلاثين مفردة والتحصيل بـ 15 مفردة فإن عرض النموذج يتميز بالتعقيد وهذا يؤثر على تقدير معالمه.

**2. تخصيص النموذج البنائى (نموذج SEM الكامل):** وفيه افترض الباحث وجود علاقات أو تأثيرات سببية بين المتغيرات فى ضوء الدراسات السابقة والتصورات النظرية وافترض الفروض الآتية:

- يوجد تأثير مباشر (مسار) من مفهوم الذات إلى كلًا من الدافعية والتحصيل.
- يوجد تأثير مباشر (مسار) من الدافعية إلى التحصيل.

وعلى ذلك يمكن عرض شكل المسار لنموذج SEM:




الشكل (10.10) : نموذج SEM لمفهوم الذات والدافعية والتحصيل

وعلى ذلك فإن مفهوم الذات متغير خارجى (مستقل) والدافعية متغير تابع (داخلى) لمفهوم الذات ومستقل للتحصيل ولذا فهو متغير وسيط والتحصيل متغير داخلى تابع و δ3 ,δ1 تمثل أخطاء القياس (التباين غير المفسر) الواقعة على مؤشرات المتغير الكامن المستقل مفهوم الذات بينما ε 6 ,ε1 (إبيسلون) تمثل أخطاء القياس الواقعة على مؤشرات المتغيرات الكامنة التابعة (التحصيل والدافعية)، ζ (زتيا) الأخطاء الواقعة على المتغيرات الكامنة التابعة.

وفيما يلى معادلات النموذج البنائى:

خطا التنبؤ $\zeta 2 + \beta * mo + \Upsilon$ (معامل المسار أو الانحدار) * sel = ach

$$mo = \Upsilon * sel + \zeta 1$$

$\Upsilon$ و $\beta$ معاملات الانحدار أو المسار أو المعامل البنائى.

وعلى ذلك تحدد فى برنامج LISREL بإضافة معادلتين على معادلات النموذج المقاس:

**Relationships**

**ach = sel mo**
**mo = sel**

على ذلك فإن معالم هذا النموذج SEM (المقاس + البنائى) كالآتى:

1. تشبعات العوامل ($\lambda$) تشبع المتغيرات المقاسة بالعوامل المحددة لها وعددها تسعة (9).

2. معاملات المسار أو التأثيرات ($\Upsilon$ جاما و $\beta$): وهى التأثيرات أو معاملات الانحدارية بين المتغيرات الكامنة وعددها ثلاثة (3).

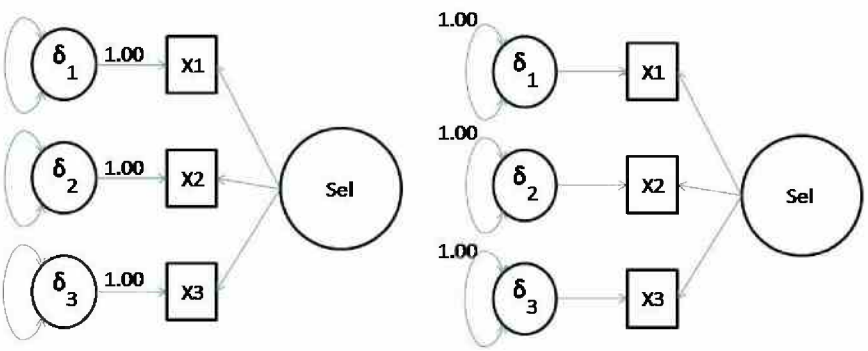
3. تباينات الخطأ: وهى على المتغيرات المقاسة الممثلة للمتغيرات الكامنة المستقلة ($\delta$) = 3، والأخطاء على المتغيرات المقاسة الممثلة للمتغيرات الكامنة التابعة ($\varepsilon$) = 6 والأخطاء الواقعة على المتغيرات الكامنة التابعة $\zeta$ = 2.

وتوجد طريقتين لنمذجة الأخطاء المرتبطة بالمتغيرات المقاسة فى النموذج ولاحظ أن أخطاء القياس يخرج منها السهم وعليه فهى متغيرات مستقلة كامنة، بينما المتغيرات المقاسة ($a_1$ .. , $m_1$ ., $s_1$) يدخل إليها سهم وعليه فهى متغيرات تابعة والطريقتين هما :-

ا. تقدير تباين الأخطاء تسمى Disturbance: تثبيت تشعبات الأخطاء على متغيراتها المقاسة بالواحد الصحيح $c_1$ $\rightarrow S_1$ حيث يشير السهم 1.00 بالتباين ، وعلى ذلك فإن تباينات الأخطاء = 12 تباين خطأ

ب. تثبت تباينات الأخطاء بالواحد الصحيح ، وتقدر تشبعات الأخطاء على متغيراتها المقاسة $c_1 \rightarrow e_1$

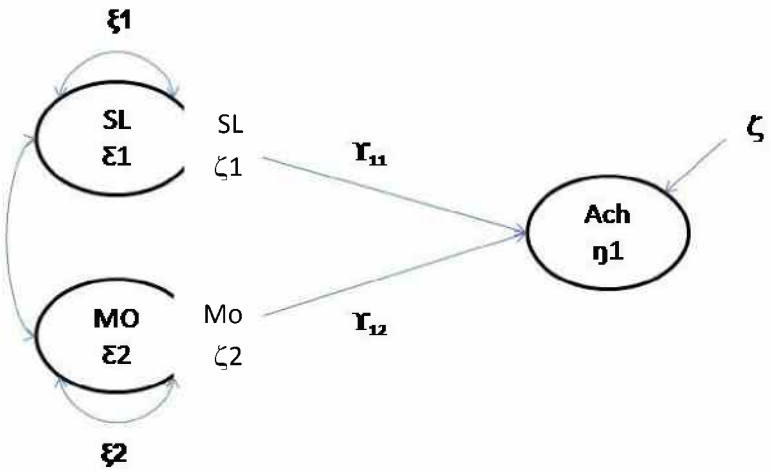
ويمكن توضيح ذلك بالآتى:



الشكل (11.10): مداخل نمذجة أخطاء القياس للمتغيرات المقاس.

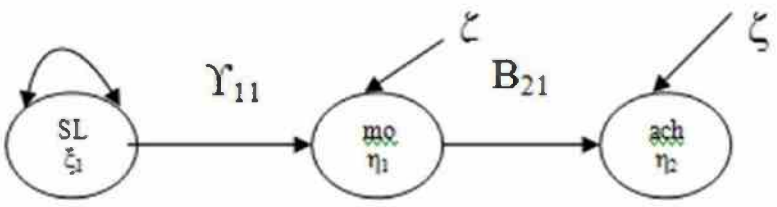
4. التغايرات أو تباينات العوامل :هى العلاقة أو التغاير بين المتغيرات الكامنة المستقلة (ξ اكساى ) وفى النموذج لا يوجد سوى متغير مستقل واحد وعلى ذلك فإن عدد التغايرات بين العوامل المستقلة = صفر والتباينات للعوامل المستقلة هى واحد للمتغير الكامن المستقل Sel

ويعتبر نموذج SEM ذو تأثيرات أحادية الاتجاه كما يوجد اعتبار أخر فى مرحلة تخصيص النموذج وهو صياغة نماذج بديلة وذلك لتجنب التحيز التوكيدى للنموذج المفترض ومحاولة الادعاء بوجود سببية .ولذلك تم فرض عدة نماذج بديلة كالآتى:




الشكل (12.10): نموذج SEM البديل أو المكافئ الأول.

وفى هذا النموذج تم اعتبار sl ,mo متغيرات كامنة مستقلة بينما ach متغير كامن داخلى (تابع) وتم صياغة نموذج بديل ثانى وهو:




الشكل (13.10): نموذج ثانى بديل للنموذج المفترض.

وتـم صـياغة هـذه النمـاذج البديلـة فـى ضـوء دراسـات سـابقة وحيـث يوجـد تعـارض فـى رؤيتهـا للتـأثيرات بـين المتغيـرات الثلاثـة، ولا تصـاغ بطريقـة اعتباطيـة. يـرى الـبعض لا مـانع مـن اختبـار نمـوذج بـديل عشـوائى وعلـى ذلـك فـإن هـدف الباحـث مـن تحليـل نمـوذج SEM هو المقارنة بين النماذج وتحديد أى هذه النماذج أكثر اتفاقا مع بيانات العينة.

**البرنـامج المسـتخدم:** تـم تحليـل النمـوذج باسـتخدام برنـامج (8.8) LISREL والتعامـل مع ملف أوامر ملف المدخلات بلغة SIMPIS.

إجـراء تقـدير نمـوذج تحليـل SEM فـى ضـوء مـدخل الخطـوتين لـ Anderson & Gerbing (1988).

ولذلك فإن الباحث اعد ملف المدخلات لنموذج التحليل العاملى التوكيدى أولا كالآتى:

**Title: Confirmatory model for achievement**

**Observed variables : $a_1 - a_3$ $s_1 - s_3$ $m_1 - m_3$**

**Covariance Matrix from file ex.spl**

**Sample Size: 220**

**Latent Variables: ach sl mo**

**Relationships**

**$a_1$ = 1 * ach**

**$a_2$ $a_3$ = ach**

**$s_1$ = 1 * sl**

**$s_2$ $s_3$ = sl**

**$m_1$ = 1 * mo**

**$m_2$ $m_3$ = mo**

**Lisrel output : ss sc rs mi**

**Path diagram**

**End of problem**

ويتم ذلك بفتح البرنامج يعطى الشاشة الافتتاحية ثم اضغط على file ثم New ثم على SIMPLES project وأحفظ الملف باسم، ولاحظ تم اعطاء النواتج فى ضوء لغة برنامج LISREL وبإجراء التحليل أعطى البرنامج الآتى:

**observed variables: a1-a3 s1-s3 m1-m3**
**covariance matrix**
**56.22**
**31.55 75.55**
**23.27 28.30 44.45**
**24.48 32.24 22.56 84.64**
**22.51 29.54 20.61 57.61 78.93**
**22.65 27.56 15.33 53.57 49.27 73.76**
**33.24 46.49 31.44 67.81 54.76 54.58 141.77**
**32.56 40.37 25.58 55.82 52.33 47.74 98.62 117.33**
**30.32 40.44 27.69 54.78 53.44 59.52 96.95 84.87 106.35**
**sample size : 220**
**latent variables: ach sf mo**
**relationships:**
**a1=1*ach**
**a2 a3= ach**
**s1=1*sf**
**s2 s3 = sf**
**m1=1*mo**
**m2 m3=mo**
**lisrel output: ss sc ef rs va pc mi**
**path diagram**
**end of problem**

اتضح أن البرنامج استغرق 5 محاولات تدوير لإعطاء الحلول:

**Number of Iterations = 5**

وكانت التشبعات والأخطاء المعيارية والدلالة لها كالآتى:

**LISREL Estimates (Maximum Likelihood)**

**LAMBDA-X**

| | ach | sf | mo |
|---|---|---|---|
| | -------- | -------- | -------- |

| | | | |
|---|---|---|---|
| a1 | 1.00 | -- | -- |
| a2 | 1.27 | -- | -- |
| | (0.16) | | |
| | 8.08 | | |
| a3 | 0.89 | -- | -- |
| | (0.12) | | |
| | 7.70 | | |
| s1 | -- | 1.00 | -- |
| s2 | -- | 0.92 | -- |
| | | (0.07) | |
| | | 13.76 | |
| s3 | -- | 0.88 | -- |
| | | (0.06) | |
| | | 13.54 | |
| m1 | -- | -- | 1.00 |
| m2 | -- | -- | 0.88 |
| | | | (0.05) |
| | | | 16.79 |
| m3 | -- | -- | 0.88 |
| | | | (0.05) |
| | | | 18.39 |

PHI

| | ach | sf | mo |
|---|---|---|---|
| ach | 1.00 | | |
| sf | 0.62 | 1.00 | |
| mo | 0.67 | 0.79 | 1.00 |

THETA-DELTA

| a1 | a2 | a3 | s1 | s2 | s3 |
|---|---|---|---|---|---|
| 0.55 | 0.46 | 0.55 | 0.27 | 0.34 | 0.36 |

THETA-DELTA

| m1 | m2 | m3 |
|---|---|---|

| | | |
|---|---|---|
| -------- | -------- | -------- |
| **0.22** | **0.27** | **0.19** |

الجدول (1.10): الحلول المعيارية وغير المعيارية لمعالم نموذج التحليل العاملى التوكيدى.

| | الحلول غير المعيارية | | | | الحلول المعيارية |
|---|---|---|---|---|---|
| | التشبع | الخطأ المعياري | الدلالة Ti | الثبات $R^2$ | |
| العامل الأول | | | | | |
| $a_1$ | 1.00 | - | - | 0.45 | 0.67 |
| $a_2$ | 1.27 | 0.16 | 8.08 | 0.54 | 0.73 |
| $a_2$ | 0.89 | 0.12 | 7.70 | 0.45 | 0.67 |
| العامل الثاني | | | | | |
| $s_1$ | 1.00 | - | | 0.73 | 0.85 |
| $s_2$ | 0.92 | 0.07 | 13.76 | 0.66 | 0.81 |
| $s_3$ | 0.88 | 0.06 | 13.54 | 0.64 | 0.78 |
| العامل الثالث | | | | | |
| m1 | 1.00 | - | - | 0.78 | 0.89 |
| m2 | 0.88 | 0.05 | 16.79 | 0.73 | 0.86 |
| m3 | 0.88 | 0.05 | 18.39 | 0.81 | 0.89 |

ويتضح أن كل التشبعات دالة إحصائيًا ، حيث زادت قيمة T المقابلة لكل تشبع عن 1.96.

وفيما يلى مؤشرات حسن المطابقة:

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 24
Minimum Fit Function Chi-Square = 52.10 (P = 0.00076)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 48.28 (P = 0.0023)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 24.28
90 Percent Confidence Interval for NCP = (8.23 ; 48.09)
Minimum Fit Function Value = 0.24
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.11
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.038 ; 0.22)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.068
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.040 ; 0.096)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.14

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.41
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.34 ; 0.52)
ECVI for Saturated Model = 0.41
ECVI for Independence Model = 5.46

Chi-Square for Independence Model with 36 Degrees of Freedom = 1177.34
Independence AIC = 1195.34
Model AIC = 90.28
Saturated AIC = 90.00
Independence CAIC = 1234.89
Model CAIC = 182.54
Saturated CAIC = 287.71
Normed Fit Index (NFI) = 0.96
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.96
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.64
Comparative Fit Index (CFI) = 0.98
Incremental Fit Index (IFI) = 0.98
Relative Fit Index (RFI) = 0.93
Critical N (CN) = 181.68
Root Mean Square Residual (RMR) = 1.99
Standardized RMR = 0.023
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.95
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.91
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.51

يتضح أن $\chi^2$ دالة إحصائيًا عن (p = 0.00)، ومؤشر RMSEA = 0.068، NFI = 0.98 NNFI = 0.97 =، CFI = 0.99، GFI = 0.95، AGFI = 0.91. وعليه فإن نموذج التحليل العاملى التوكيدى يمتع بمطابقة جيدة فى ضوء مؤشرات NFI، NNFI، GFI، وبمطابقة مناسبة فى ضوء مؤشر RMSEA = 0.068، حيث زادت قيمته عن 0.06 يمكن فى هذه الحالة أن نبقى على هذا النموذج بدون إجراء تعديل لتحسين مطابقة النموذج.

وأمدتنا مؤشرات التعديل بضرورة جعل العلاقة بين خطأ القياس الواقع على ($\delta_3$) $s_3$وخطأ القياس الواقع على $m_3$ ($\varepsilon_3$) حرة، وتم إجراء هذا التعديل بإضافة هذا فى خط العلاقات:

Covariance between $S_3$ and $m_3$ free set the error

وبإجراء التحليل نلاحظ حدث تحسن جوهرى فى مؤشر RMSEA فأصبحت قيمته 0.00 بدلًا من 0.068، وكذلك أصبحت قيمة $\chi^2$ غير دالة إحصائيًا.

**الخطوة الثانية التحقق من نموذج SEM الكامل:** وفى هذه الخطوة يتم إدخال العلاقات البنائية بين المتغيرات الكامنة:

**اولًا: تحديد النموذج:** لابد من تشخيص قضية التحديد قبل اختبار النموذج إحصائيًا وذلك من خلال الآتى:

**1. لنموذج التحليل العاملى التوكيدى:** فى شكل ()

أ. تحديد عدد التغايرات أو الارتباطات فى المصفوفة: وهى تقدر كالآتى:

$$P = \frac{V(V+1)}{2} = \frac{9 \times 10}{2} = 45$$

ب. تحديد عدد معالم النموذج: وهى كالآتى (q) = 9 تشبعات + 9 تباينات خطأ + 3 ارتباطات أو تغايرات بين العوامل + 3 تباينات عوامل مستقلة = 24 معلم.

إذا درجات الحرية كالآتى: $df = P - q = 45-24 = 21$

وبما أنه يوجد ثلاثة تشبعات متغيرات مقاسة مثبتة عند الواحد الصحيح إذا عدد المعالم الحرة لنموذج التحليل العاملى التوكيدى هى 21 = 3-24 وبالتالى درجات الحرية هى:24 = 45-21 = df، أى أن 0 < df وعليه فإن النموذج فوق التحديد وعلى ذلك فإن مصفوفة التغاير بين المتغيرات المقاسة التسعة قادرة على إعطاء حلول متسقة لمعالم النموذج.

**2. التحديد للنموذج الكامل لـ SEM** فى (شكل (2.19)): وعدد المعالم لهذا النموذج كالآتى = 9 تشبعات عوامل + 11 تباينات خطأ (9 لمتغيرات مقاسة + 2 لمتغيرات كامنة تابعة) + 3 معاملات مسار + 1 تباين متغير كامن مستقل= 24 معلم.

إذا درجات الحرية: $df = 45 - 24 = 21$ ، وبما أنه يوجد ثلاثة تشبعات لمتغيرات مقاسة مثبتة عند الواحد الصحيح إذا عدد المعالم الحرة فإن:$df = 45-21 = 24$، إذا نموذج المعادلة البنائية (مقاس + بنائى ) فوق التحديد ولا يعانى من قضية النموذج غير المحدد.

**ثانيًا: مسح البيانات وتقدير النموذج:** تتم فى ضوء الآتى:

- **مناسبة حجم العينة:** بلغ حجم العينة الإجمالى 220 وعدد المتغيرات 9 إذا تمثل المتغير الواحد بحجم عينة 24.7، ويوجد 21 معلم حر إذا يمثل المعلم بـ 15 فردًا تقريبًا وهى تزيد عن النسبة المتفق عليها وهى عشرة.
- **البيانات الغائبة:** كان حجم العينة الكلى 233 ولكن بعض الأفراد كان لديهم بيانات مفقودة على استجابات مفردات المتغيرات ولذلك تم استخدام مدخل List-wise عند تقدير مصفوفة التغاير أو الارتباط ولذلك تم حذف 13 حالة.
- **الاعتدالية:** تم فحصها من خلال حساب معامل الالتواء والتفرطح للمتغيرات المقاس، ولم يزيد قيمتها عن 1.00 وهذا يشير إلى توافر الاعتدالية.
- **التلازمية الخطية:** بفحص مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات المقاسة، اتضح أن معاملات الارتباط لم تزيد عن 0.85 وعلى ذلك فهذا مؤشر على وعدم جود هذه الظاهرة ولكن إذا زادت أحد المعاملات عن 0.90 فيجب حذف أحد المتغيرين.
- **طريقة التقدير:** تم استخدام طريقة ML حيث تحقق مسلمات استخدامها، وهى حجم العينة >200 وتوافر الاعتدالية.

وأصبح ملف المدخلات لبرنامج LISREL مثل ملف مدخلات التحليل العاملى التوكيدى فى الخطوة الأولى مع إضافة العلاقات البنائية من المتغيرات الكامنة فى خط العلاقات:

**Relationships**

**$a_1$ = 1 * ach**

**a 2 $a_3$ = ach**

**$s_1$ = 1 * sl**

**$s_2$ $s_3$ = sl**

**$m_1$ = 1 * mo**

**$m_2$ $m_3$ = mo**

**$ach_2$ = sl mo**

**mo = sl**

**Set the error covariance between $S_3$ and $m_3$ free**

**LisRel output: All**

**Path Diagram**

**End of problem**

وفيما يلى شرح مفصل لمكونات المخرج:

**observed variables: a1-a3 s1-s3 m1-m3**
**covariance matrix**
**56.22**
**31.55 75.55**
**23.27 28.30 44.45**
**24.48 32.24 22.56 84.64**
**22.51 29.54 20.61 57.61 78.93**
**22.65 27.56 15.33 53.57 49.27 73.76**
**33.24 46.49 31.44 67.81 54.76 54.58 141.77**
**32.56 40.37 25.58 55.82 52.33 47.74 98.62 117.33**
**30.32 40.44 27.69 54.78 53.44 59.52 96.95 84.87 6.35**
**sample size : 220**
**latent variables: ach sl mo**

**relationships:**
**a1=1*ach**
**a2 a3= ach**
**s1=1*sl**
**s2 s3 = sl**
**m1=1*mo**
**m2 m3=mo**
**ach=sl mo**
**mo=sl**
**set the error between s3 and m3 free**
**lisrel output: ss sc ef rs va pc mi**
**path diagram**
**end of problem**

تم عرض تشبعات المتغيرات المقاسة بالعوامل المحدد لها وهو نفسها كما فى مخرج التحليل العاملى التوكيدى السابق، ولكن زادت بعض التشبعات وكذلك انخفض بعضها فمثلًا تشبع $s_2$ على sl فى الخطوة الأولى التحليل العاملى التوكيدى هو 0.92 بينما تشبعها فى تحليل النموذج ككل فى الخطوة الثانية 0.89 وهكذا بالنسبة لبقية التشعبات.

**LISREL Estimates (Maximum Likelihood)**

**LAMBDA-Y**

| | ach | mo |
|---|---|---|
| **a1** | **1.00** | **- -** |
| **a2** | **1.27** | **- -** |
| | **(0.16)** | |
| | **8.07** | |
| **a3** | **0.89** | **- -** |
| | **(0.12)** | |
| | **7.71** | |
| **m1** | **- -** | **1.00** |
| **m2** | **- -** | **0.87** |
| | | **(0.05)** |
| | | **17.20** |
| **m3** | **- -** | **0.86** |

| | |
|---|---|
| | (0.05) |
| | 18.39 |

**LAMBDA-X**

| | sl |
|---|---|
| | -------- |
| s1 | 1.00 |
| | |
| s2 | 0.89 |
| | (0.06) |
| | 13.89 |
| s3 | 0.83 |
| | (0.06) |
| | 13.46 |

ثم أعطى المخرج قيمة التأثيرات GAMMA, Beta (حلول لا معيارية) وهذا تم عرضه فى الجدول التالى:

**BETA**

| | ach | mo |
|---|---|---|
| | -------- | -------- |
| ach | - - | 0.22 |
| | | (0.06) |
| | | 3.82 |

**GAMMA**

| | sl |
|---|---|
| | -------- |
| ach | 0.16 |
| | (0.08) |
| | 2.13 |
| mo | 1.01 |
| | (0.09) |
| | 11.56 |

جدول (2.10): قيمة التأثيرات غير المعيارية والمعيارية لمفهوم الذات والدافعية على التحصيل وتباينات الأخطاء وقيم T.

| المعلم | الحلول غير المعيارية | SE | T | الحلول المعيارية |
|---|---|---|---|---|
| مفهوم الذات ← التحصيل | 0.16 | 0.08 | 2.13 | 0.26 |
| الدافعية ← التحصيل | 0.22 | 0.06 | 3.82 | 0.47 |
| مفهوم الذات ← الدافعية | 1.01 | 0.09 | 11.56 | 0.77 |
| تباينات الأخطاء | | | | |
| التحصيل | 13.13 | 3.05 | 4.31 | 0.52 |
| الدافعية | 46.84 | 6.84 | 6.77 | 0.41 |

ويتضح أن التأثير المباشر غير المعيارى من الدافعية إلى التحصيل 0.22 وهذا يعنى أن زيادة 1 نقطة فى الدافعية تتنبأ بـ 0.22 نقطة زيادة فى التحصيل مع ضبط مفهوم الذات، وان الخطأ المعيارى المقابل لهذا التأثير 0.06 -لى ذلك فإن قيمة Z أو T = 0.22 = 3.82 هذا يزيد عن القيمة الحرجة لاختبا ـــــ ذيلين عند 0.05 وهو 1.96 0.06 وكذلك يزيد عن قيمة اختبار T ذو ذيلين عند 0.01 .وهى 2.56 وعليه فإن التأثير دال إحصائيًا. وان قيمة التأثير المباشر من مفهوم الذات إلى التحصيل بمعنى زيادة نقطة واحدة فى مفهوم الذات قادرة على التنبؤ بـ 0.16 نقطة للتحصيل، وان قيمة Z أو t = = 2.13 0.22 ة عند 0.05 ولكنها غير دالة عند 0.01 وهذه التأثيرات مشابهة لمعاملات الانح ـــــ معيارية فى الانحدار المتعدد وبما أن هذه 0.08 المتغيرات تقاس بوحدات قياس مختلفة فإن معاملات المسار (الانحدار) غير المعيارية لكلًا من مفهوم الذات والدافعية على التحصيل لا يمكن مقارنتها . وفى هذه الحالة يجب الاستعانة بمعاملات المسار المعيارية (مشابهة لمعاملات بيتا فى الانحدار المتعدد حيث تعتمد على الدرجات المعيارية Z).

وبفحص التأثيرات المباشرة المعيارية يتضح وجود تأثيرات من الدافعية ومفهوم الذات على التحصيل وبلغ قيمة التأثير للدافعية على التحصيل 0.47 بينما بلغت من مفهوم الذات على التحصيل 0.26 وعلى ذلك يمكن القول أن قيمة تأثير الدافعية يزيد عن تأثير مفهوم الذات على التحصيل بمقدار الضعف إلا قليلًا ولاحظ أن الحلول المعيارية فى طريقة ML لا تعطى الأخطاء المعيارية ولا الدلالة الإحصائية لها.

ثم بعد ذلك اعطى المخرج مصفوفة التغاير بين المتغيرات الكامنة التابعة (ETA) والمتغيرات الكامنة المستقلة (KSI) ومعامل التغاير بين 35.70 mo, ach ومعامل التغاير بين 25.17 ach , ach.

**Covariance Matrix of ETA and KSI**

| | ach | mo | sl |
|---|---|---|---|
| **ach** | **25.17** | | |
| **mo** | **35.70** | **112.37** | |
| **sl** | **25.13** | **65.51** | **64.97** |

بعد ذلك مصفوفة التغاير بين المتغيرات الكامنة المستقلة (PHI) وهى لـ sl وهى دالة إحصائيًا وهذه تمثل تباين المتغير المستقل الكامن.

**PHI**

| | sl |
|---|---|
| | **64.97** |
| | **(8.34)** |
| | **7.79** |

و اعطى المخرج الأخطاء الواقعة على المتغيرات الكامنة التابعة مصفوفة**PSI:**

**PSI**

**Note: This matrix is diagonal.**

| ach | mo |
|---|---|

**13.13 46.32**
**(3.05) (6.84)**
**4.31 6.77**

ويمكن تقدير قيمة التباين غير المفسر الأخطاء الواقعة على المتغيرات الكامنة التابعة من قسمة قيم الخطأ التباين (PSI) مقسومًا على تباين (تغاير) المتغير الكامن وعلى ذلك:

$$\zeta_1(\text{mo}) = \ 46.32/1.37 \ = 0.41$$

$$\zeta_2(\text{ach}) = \ 13.13/\ 25.17 = 0.52$$

وبمعنى أن 52% من تباين التحصيل لم يفسر ويمكن تفسيره من خلال متغيرات أخرى لم تتضمن فى النموذج.

**إذا: $S^2_{Total}$ = explained variance + unexplained variance:**

**$S^2t = 52+48 = 100\%$**

و مربع معامل الارتباط المتعدد للمعادلات البنائية وهى تشكل نسبة التباين المفسر فى المتغير الكامن وهى لـ ach = 0.48 لـ mo= 0.59 أى أن متغيرات أو عوامل مفهوم الذات والدافعية فسرت 48% من تباين التحصيل، ومفهوم الذات فسر 59% من تباين الدافعية.

**Squared Multiple Correlations for Structural Equations**

| ach | mo |
|---|---|
| 0.48 | 0.59 |

ثم مربع معامل الارتباط المتعدد للمتغير المستقل الكامن (مفهوم الذات) على التحصيل والدافعية ، فمفهوم الذات فسر 39% من تباين التحصيل وفسر 59% من تباين الدافعية.

**Reduced Form**

**sl**

| | |
|---|---|
| | -------- |
| ach | 0.39 |
| | (0.06) |
| | 6.82 |
| mo | 1.01 |
| | (0.09) |
| | 11.56 |

لاحظ أن تأثير مفهوم الذات على التحصيل زاد من 0.16 إلى 0.39 عند حذف تأثير الدافعية على التحصيل وبقى تأثيره على الدافعية كما هو.

وفيما يلى قيمة الأخطاء الواقعة على المتغيرات المقاسة THETA:

**THETA-EPS**

| a1 | a2 | a3 | m1 | m2 | m3 |
|---|---|---|---|---|---|
| -------- | -------- | -------- | -------- | -------- | -------- |
| 31.05 | 34.91 | 24.32 | 29.40 | 31.34 | 22.50 |
| (3.88) | (5.05) | (3.06) | (4.28) | (3.95) | (3.28) |
| 8.00 | 6.91 | 7.95 | 6.87 | 7.93 | 6.86 |

**THETA-DELTA**

| s1 | s2 | s3 |
|---|---|---|
| -------- | -------- | -------- |
| 19.67 | 27.71 | 28.54 |
| (3.35) | (3.53) | (3.46) |
| 5.87 | 7.84 | 8.24 |

ويتضح أن كل هذه الأخطاء دالة إحصائيًا وهذا يعطى انطباع بأن قياس هذه المؤشرات لم يكن بالدرجة المرضية بمعنى ثباتها منخفض بدليل أن تباينا أخطاء القياس دالة إحصائيًا ولكن يمكن إعطاء معيارية على هذه الأخطاء من خلال قسمة هذا الخطأ الواقع على المتغير مقاس على قيمة معامل التغاير للمتغير بنفسه كما فى مصفوفة التغاير، فتباين أو تغاير a1 =56.22، بينما قيمة الخطأ غير المعيارى له δ = 31.05 إذًا:

$$\text{المعيارية } \delta = \frac{31.05}{56.22} = 0.55$$

وهذا يمثل التباين غير المفسر فى المؤشر $a_1$ (خطأ القياس) بينما التباين المفسر كما أمدنا به البرنامج من خلال المؤشر $R^2$ وهى 0.45 وبالنسبة لمؤشرات S1 التباين غير المفسر المعيارى له :

$$= \frac{\text{الخطأ غير المعياري}}{\text{تباين المتغير (تغاير )}} = \frac{19.67}{84.64} = 0.23$$

بينما التباين المفسر $R^2$ = 0.77

وفيما يلى مؤشر مربع معامل الارتباط المتعدد:

**Squared Multiple Correlations for Y - Variables**

| a1 | a2 | a3 | m1 | m2 | m3 |
|---|---|---|---|---|---|
| 0.45 | 0.54 | 0.45 | 0.79 | 0.73 | 0.79 |

**Squared Multiple Correlations for X - Variables**

| s1 | s2 | s3 |
|---|---|---|
| 0.77 | 0.65 | 0.61 |

وهو يمثل قدر التباين المفسر فى المؤشرات أو المتغيرات المقاسة جراء العوامل بكلمات اشمل يمثل ثبات المتغير ونلاحظ أن $R^2$ لمعظم المفردات زادت عن 0.50 وهو الحد الأدنى المقبول، بينما ثبات المفردتين a1 و a3 أقل من (0.45)0.50.

وأعطى البرنامج مؤشرات حسن المطابقة كالآتى:

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 23
Minimum Fit Function Chi-Square = 20.55 (P = 0.61)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 20.01 (P = 0.64)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 11.11)

Minimum Fit Function Value = 0.094
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.051)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.047)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.96

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.31
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.31 ; 0.36)
ECVI for Saturated Model = 0.41
ECVI for Independence Model = 5.46

Chi-Square for Independence Model with 36 Degrees of Freedom = 1177.34
Independence AIC = 1195.34
Model AIC = 64.01
Saturated AIC = 90.00
Independence CAIC = 1234.89
Model CAIC = 160.67
Saturated CAIC = 287.71

Normed Fit Index (NFI) = 0.98
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.00
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.63
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00
Incremental Fit Index (IFI) = 1.00
Relative Fit Index (RFI) = 0.97
Critical N (CN) = 444.71
Root Mean Square Residual (RMR) = 1.27
Standardized RMR = 0.016
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.98
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.96
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.50

ويتضح من المؤشرات أن قيمة $\chi^2$ غير دالة إحصائيًا، و انخفضت قيمة RMSEA عن 0.06 ولها حدود ثقة (0.0, 0.051) بمعنى أن قيمة المؤشر وقعت فى هذا المدى والمؤشرات المتزايدة NFI, NNFI و CFI و IFI و RFI زادت عن 0.95، المؤشرات المطلقة GFI, AGFI زادت عن 0.95 و SRMR انخفضت عن 0.08 وعلى ذلك فإن النموذج يتطابق مع بيانات العينة (مصفوفة التغاير) بدرجة جيدة.

ثم أعطى البرنامج مصفوفة fitted Residual كالآتى:

**Fitted Covariance Matrix**

| | a1 | a2 | a3 | m1 | m2 | m3 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| a1 | 56.22 | | | | | |
| a2 | 31.98 | 75.55 | | | | |
| a3 | 22.51 | 28.60 | 44.45 | | | |
| m1 | 35.70 | 45.36 | 31.93 | 141.77 | | |
| m2 | 31.23 | 39.68 | 27.93 | 98.30 | 117.33 | |
| m3 | 30.84 | 39.19 | 27.58 | 97.06 | 84.91 | 106.34 |
| s1 | 25.13 | 31.93 | 22.47 | 65.51 | 57.31 | 56.59 |
| s2 | 22.31 | 28.35 | 19.95 | 58.17 | 50.88 | 50.24 |
| s3 | 20.94 | 26.61 | 18.73 | 54.59 | 47.75 | 59.42 |

**Matrix Fitted Covariance**

| | s1 | s2 | s3 |
|---|---|---|---|
| s1 | 84.64 | | |
| s2 | 57.69 | 78.93 | |
| s3 | 54.14 | 48.07 | 73.66 |

**Fitted Residuals**

| | a1 | a2 | a3 | m1 | m2 | m3 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| a1 | 0.00 | | | | | |
| a2 | -0.43 | 0.00 | | | | |
| a3 | 0.76 | -0.30 | 0.00 | | | |
| m1 | -2.46 | 1.13 | -0.49 | 0.00 | | |
| m2 | 1.33 | 0.69 | -2.35 | 0.32 | 0.00 | |
| m3 | -0.52 | 1.25 | 0.11 | -0.11 | -0.04 | 0.01 |
| s1 | -0.65 | 0.31 | 0.09 | 2.30 | -1.49 | -1.81 |
| s2 | 0.20 | 1.19 | 0.66 | -3.41 | 1.45 | 3.20 |
| s3 | 1.71 | 0.95 | -3.40 | -0.01 | -0.01 | 0.10 |

**Fitted Residuals**

| | s1 | s2 | s3 |
|---|---|---|---|

| | | | |
|---|---|---|---|
| **s1** | **0.00** | | |
| **s2** | **-0.08** | **0.00** | |
| **s3** | **-0.57** | **1.20** | **0.10** |

وهـى الفـرق بـين مصـفوفة التغـاير المشـتقة مـن قبـل النمـوذج ومصـفوفة التغـاير أو الارتبـاط المقاسـة (المدخلـة) ويفضـل ألا يزيـد الفـرق عـن 3.00 (قيمـة مطلقـة) ونلاحـظ أن الفـرق بـين $S_3$ $a_3$, -3.40 بينمـا كـان معامـل التغـاير بينهمـا 18.73 وهـذا يعنـى أن النمـوذج لـم يسـتطيع تفسـير العلاقـة بـين المتغيـرين وهكـذا بالنسـبة للتغـاير بـين $S_2$ $m_1$, وعمومًـا أعطـى البرنـامج وسـيط هـذه الفـروق وكـان صـفر وهـذا يشـير أن النمـوذج اسـتهلك معظـم معاملات الارتباطات المدخلة.

**وأعطى البرنامج ملخص للبواقى المعيارية حيث كان وسيطها:**

**Summary Statistics for Fitted Residuals**
**Smallest Fitted Residual = -3.41**
**Median Fitted Residual = 0.00**
**Largest Fitted Residual = 3.20**

**ثم أعطى البرنامج شكل Stem leaf plot لتوزيع الفروق:**

**Stemleaf Plot**
**- 3|44**
**- 2|53**
**- 1|85**
**- 0|66554311000000000**
**0|1111233778**
**1|01223347**
**2|3**
**3|2**

وفـى هـذا الشـكل يقتـرب مـن الاعتداليـة ممـا يشـير إلـى أن النمـوذج متطـابق مـع البيانـات. وأعطـى البرنـامج البـواقى المعياريـة وهـى تعكـس نسـبة البـواقى التغـاير إلـى الخطـأ المعيـارى المقابـل لكـل فـرق تغـاير وهـذه النسـبة تفسـر فـى ضـوء اختبـار Z أو T ويلاحـظ مـن هـذه البـواقى المعياريـة لـم تزيـد T لأى مـنهم عـن 1.96 إذا هـذه البـواقى غيـر دالـة إحصـائيًا وهذا متوقع لان النموذج يتطابق بدرجة جيدة مع النموذج وهو محددًا تمامًا.

ثم أعطى البرنامج مؤشرات التعديل والتغيرات المتوقعة:

**Modification Indices for LAMBDA-Y**

| | ach | mo |
|---|---|---|
| a1 | - - | 0.21 |
| a2 | - - | 0.37 |
| a3 | - - | 0.03 |
| m1 | 0.14 | - - |
| m2 | 0.02 | - - |
| m3 | 0.22 | - - |

**Standardized Expected Change for LAMBDA-Y**

| | ach | mo |
|---|---|---|
| a1 | - - | -0.39 |
| a2 | - - | 0.64 |
| a3 | - - | -0.12 |
| m1 | -0.31 | - - |
| m2 | -0.10 | - - |
| m3 | 0.33 | - - |

النقصان فى قيمة X2 جراء اضافة هذا المسار

ومؤشرات التعديل لأخطاء القياس حيث يمكن اضافة ارتباطات بينها:

**Modification Indices for THETA-EPS**

| | a1 | a2 | a3 | m1 | m2 | m3 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| a1 | - - | | | | | |
| a2 | 0.13 | - - | | | | |
| a3 | 0.44 | 0.09 | - - | | | |
| m1 | 0.76 | 0.11 | 0.00 | - - | | |
| m2 | 1.65 | 0.00 | 1.86 | 0.11 | - - | |
| m3 | 0.45 | 0.01 | 1.65 | 0.03 | 0.02 | - - |

**Modification Indices for THETA-DELTA-EPS**

| a1 | a2 | a3 | m1 | m2 | m3 |
|---|---|---|---|---|---|

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| s1 | 0.36 | 0.05 | 0.77 | 6.59 | 0.77 | 3.75 |
| s2 | 0.05 | 0.00 | 0.45 | **8.16** | 0.58 | 4.60 |
| s3 | 1.67 | 0.15 | 4.85 | 0.00 | 0.02 | - - |

**Modification Indices for THETA-DELTA**

| | s1 | s2 | s3 |
|---|---|---|---|
| s1 | - - | | |
| s2 | 0.01 | - - | |
| s3 | 0.18 | 0.09 | - - |

**Maximum Modification Index is 8.16 for Element (2, 4) of THETA DELTA-EPSILON**

**وأمدنا البرنامج بالتأثيرات غير المباشرة والكلية:**

وأشار البرنامج أن أقصى مؤشر تعديل هو 8.16 للمفردات 24 ، 2 في المصفوفة، ويمكن اضافة الارتباطات بين أخطاء القياس الواقعة على mps2 (نقصان $X^2$ بمقدار 8.16)، والتأثيرات الكلية من المتغير الكامن المستقل SL إلى المتغيرات التابعة ach

**Total and Indirect Effects**

**Total Effects of KSI on ETA**

| | sl |
|---|---|
| ach | 0.39 |
| | (0.06) |
| | 6.82 |
| mo | 1.01 |
| | (0.09) |
| | 11.56 |

**التأثير غير المباشر من SL إلى ACH من خلال Mo وهو دال إحصائيًا:**

**Indirect Effects of KSI on ETA**

| | sl |
|---|---|
| ach | 0.23 |

**(0.06)**
**3.72**

**mo - -**

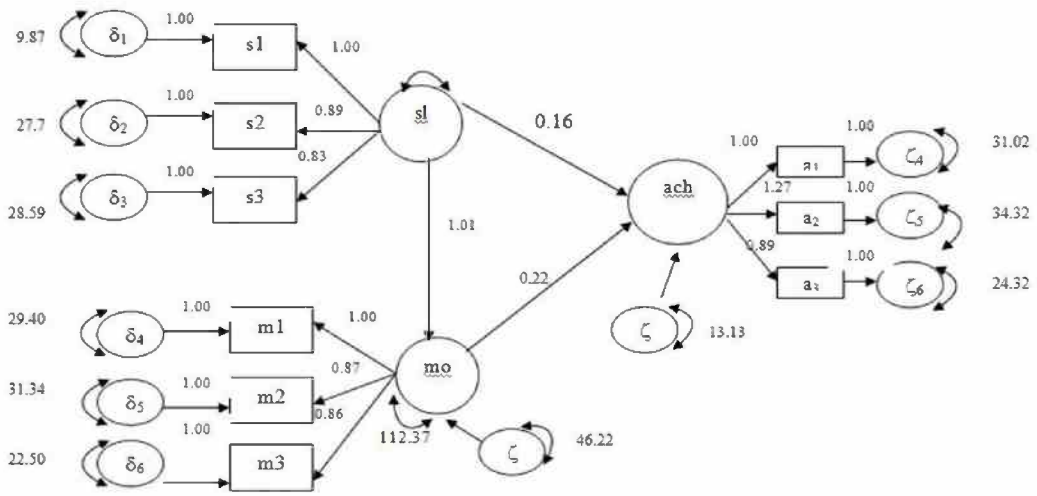
**Total Effects of ETA on ETA**

| | ach | mo |
|---|---|---|
| | -------- | -------- |
| **ach** | **- -** | **0.22** |
| | | **(0.06)** |
| | | **3.82** |

ونلاحظ أن التأثير المباشر غير المعيارى من SL إلى Ach هو 0.16، بينما التأثير الكلى من sl إلى ach هو 0.39 وعلى ذلك فإن قيمة التأثير غير المباشر من sl إلى ach من خلال mo هو: 0.23 = 0.16 – 0.39 =

ويلاحظ وجود تأثيرات غير مباشرة من المؤشرات a1 كلا من mo و sl وكلها دالة إحصائيًا ولكن هذه التأثيرات ليس لها دلالة فى التفسير النظرى بينما التأثيرات الكلية وغير المباشرة المعيارية هى كالآتى:

وفيما يلى شكل المسار فى ضوء الحلول غير المعيارية:




الشكل (14.10): الحلول غير المعيارية لنموذج SEM.

الحلول المعيارية:

**Completely Standardized Solution**

**LAMBDA-Y**

| | ach | mo |
|---|---|---|
| a1 | 0.67 | - - |
| a2 | 0.73 | - - |
| a3 | 0.67 | - - |
| m1 | - - | 0.89 |
| m2 | - - | 0.86 |
| m3 | - - | 0.89 |

**LAMBDA-X**

| | sl |
|---|---|
| s1 | 0.88 |
| s2 | 0.81 |
| s3 | 0.78 |

**BETA**

| | ach | mo |
|---|---|---|
| ach | - - | 0.47 |
| mo | - - | - - |

**GAMMA**

| | sl |
|---|---|
| ach | 0.26 |
| mo | 0.77 |

**Correlation Matrix of ETA and KSI**

| | ach | mo | sl |
|---|---|---|---|
| ach | 1.00 | | |

| | | | |
|---|---|---|---|
| mo | 0.67 | 1.00 | |
| sl | 0.62 | 0.77 | 1.00 |

**PSI**

**Note: This matrix is diagonal.**

| ach | mo |
|---|---|
| 0.52 | 0.41 |

**THETA-EPS**

| a1 | a2 | a3 | m1 | m2 | m3 |
|---|---|---|---|---|---|
| 0.55 | 0.46 | 0.55 | 0.21 | 0.27 | 0.21 |

**THETA-DELTA-EPS**

| | a1 | a2 | a3 | m1 | m2 | m3 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| s1 | - - | - - | - - | - - | - - | - - |
| s2 | - - | - - | - - | - - | - - | - - |
| s3 | - - | - - | - - | - - | - - | 0.14 |

**THETA-DELTA**

| s1 | s2 | s3 |
|---|---|---|
| 0.23 | 0.35 | 0.39 |

**Regression Matrix ETA on KSI (Standardized)**

| | sl |
|---|---|
| ach | 0.62 |
| mo | 0.77 |

بينما التأثيرات الكلية وغير المباشرة المعيارية هى كالآتى:

**Standardized Total and Indirect Effects**

**Standardized Total Effects of KSI on ETA**

| | sl |
|---|---|
| ach | 0.62 |
| mo | 0.77 |

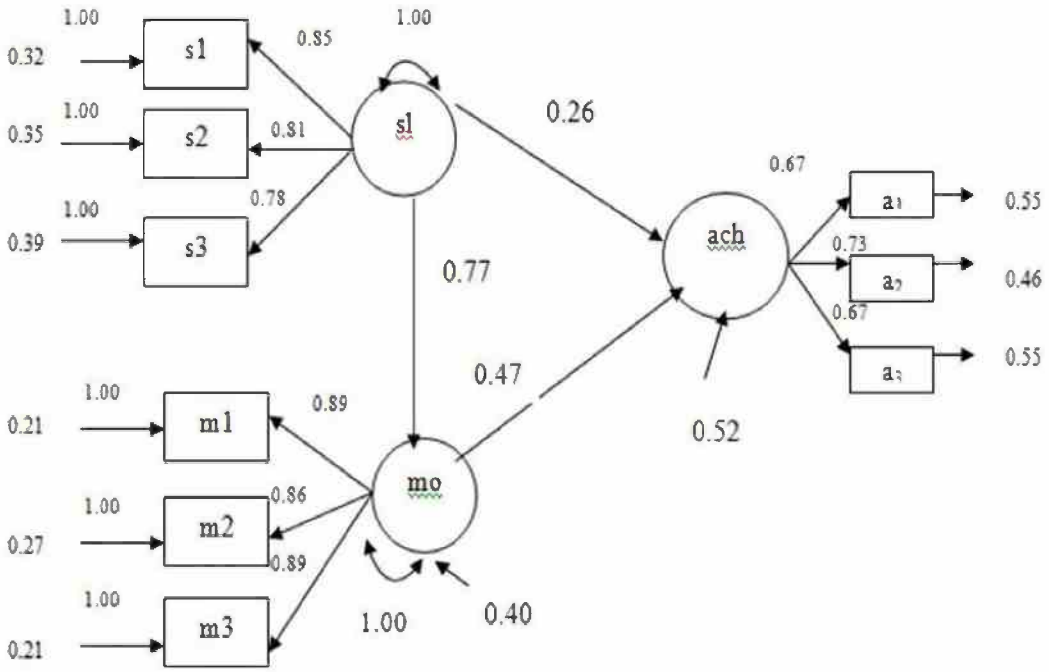
**Standardized Indirect Effects of KSI on ETA**

| | sl |
|---|---|
| ach | 0.36 |

**Standardized Total Effects of ETA on ETA**

| | ach | mo |
|---|---|---|
| ach | - - | 0.47 |

وفيما يلى شكل المسار فى ضوء الحلول المعيارية :




الشكل (15.10): الحلول المعيارية لنموذج SEM.

وفى الحلول المعيارية تعتمد على الدرجات المعيارية حيث لا يوجد وحدة قياسية للمؤشرات على متغيراتها الكامنة.

والأفضل من حيث المقارنة هو الاعتماد على الحلول المعيارية.

إذا المعادلات البنائية فى حالة الحلول اللامعيارية كالآتى:

خطا التنبؤ $mo = 1.01\ SL + 46.22$

$ach = 0.26\ sl + 0.22\ mo + 13.13$

وفى الحلول المعيارية: $mo = 0.77\ SL + 0.40$

$ach = 0.26\ SL + 0.47\ Mo + 0.52$

**إرشادات وتوجيهات للاستخدام الأمثل لـ SEM:**

فى ضوء الدراسات السابقة لمبادئ وأسس نمذجة المعادلة البنائية وكذلك الدراسات التقيمية لهذه المنهجية فى مختلف التخصصات يمكن عرض أهم الارشادات والتوجيهات التى يجب أن يلتزم بها الباحثين بقدر الإمكان وهى كالآتى (Breckler, 1990; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2011; MacCallun & Austin, 2000؛ McDonald & Ho, 2002; Schumacker & Lomax, 2010) عامر، 2016 :

**أولًا: مرحلة تخصيص النموذج:**

- بناء النموذج فى ضوء أسس نظرية قوية أو نتائج دراسات سابقة وأن كان يفضل بناؤه فى وجود نظرية.
- اعرض أو ارسم النموذج النظرى فى شكل مسار يظهر فيه طبيعة التأثيرات ويفضل وضع إشارة المسار وأيضا توضيح ما إذا وجدت قيم معالم مثبتة fixed أو مقيدة constrained وأن يلتزم الباحث بالقواعد المتعارف عليها فى عرض الشكل. واعطى تفسير منطقى للقيود والفروض على معالم محددة ومدى ارتباطها بمنهجية تحليله أو مدى تفسيرها فى ضوء نظرية أو دراسات

- تمثيل المتغيرات الكامنة بعدد مناسب من المؤشرات وهنا يجب أن يمثل المتغير الكامن بثلاثة أربعة مؤشرات وهذا هو العدد الأمثل وذلك لأن تمثيل المتغير الكامن بعدد كبير من المؤشرات يؤدى إلى تعقيد النموذج.

- صغ نماذج بديلة على أسس نظرية خاصة إذا كان هدف الباحث هو المقارنة بين نماذج وكذلك صياغتها فى حالة اختبار نموذج توكيدى فقط وذلك لأن صياغة نماذج بديلة يجنب الباحث من مشكلة التحيز التوكيدى فى حالة اختبار نموذج واحد فقط بالتالى يحد من القدرة التعميمية للنموذج فى المجتمع.

**ثانيًا: قضايا مسح البيانات وإجراءات تقدير النموذج:**

- لابد أن يتم تحليل نموذج SEM فى ضوء حجم عينة مناسب ولا بد من تحديد عدد المعالم المقدرة حتى يتم تحديد حجم العينة فى ضوئها والمتفق عليه بين الباحثين أن حجم عينة أكبر من 100 فرد مقبول ويفضل أن يكون 200 فرد فأكثر ويتوقف تحديد حجم العينة حسب حجم النموذج بمتغيراته المقاسة والكامنة وعوامل أخرى.
- بقدر الإمكان حاول تحديد حجم العينة فى ضوء مستوى قوة إحصائية مرغوب يحاول الباحث تحقيقه.
- التأكد من توافر خاصية الاعتدالية للبيانات الداخلة فى تحليل نموذج المعادلة البنائية وذلك لأن طرق التقدير مثل ML و GLS يتطلب توافر مسلمة الاعتدالية.
- إذا توافرت عدم الاعتدالية بدرجة خفيفة أو متوسطة (تحديدها من خلال التفرطح والالتواء) فإنه يمكن استخدام طرق التقدير السابقة لأنها تتميز بالضلاعة أو المناعة وأما إذا كانت عدم الاعتدالية شديدة فإنه أما أن يلجأ الباحث إلى إجراء تحوير للبيانات أو استخدام طريقة التقدير ADF.
- حدد كيف تحققت من وجود التلازمية الخطية بين المتغيرات وإن وجدت فيجب معالجتها.
- بقدر الإمكان اعتمد على مصفوفة التغاير كمدخل لتحليل نموذج المعادلة البنائية وذلك لأن استخدام مصفوفة الارتباط يؤدى إلى تقديرات للمعالم غير متسقة ولا بد

من عرض مصفوفة التغاير أو مصفوفة الارتباط مقرونة بالانحراف المعيارى للحصول على تقديرات صحيحة للأخطاء المعيارية.

- تأكد أن محدد المصفوفة المراد تحليلها موجب لأنه إذا كان سالب فلا داعى لإجراء التحليل ويجب إعادة النظر فى تحديد النموذج مرة أخرى أو فحص البيانات.
- يجب إجراء تحليل نموذج المعادلة البنائية على خطوتين هما تحليل النموذج المقاس أولًا ثم تحليل النموذج البنائى وخبراء SEM يفضلون هذا المدخل عن مدخل الخطوة الواحدة.

**ثالثًا: تقيم مطابقة النموذج:**

- ضرورة عرض مؤشر $\chi^2$ مقرونًا بدرجات الحرية ودلالتها الإحصائية خاصة إذا كانت طريقة التقدير ML.
- أكد خبراء نمذجة المعادلة البنائية على أهمية الاعتماد على مؤشر $\chi^2$ بقدر الإمكان مقرونة بمؤشر يعتمد على تحليل البواقى مثل RMSEA أو SRMR أو كليهما بالإضافة إلى المؤشرات المتزايدة CFI و NNFI و RNI وذلك لأنهم أقل تأثيرًا بحجم العينة وأكثر حساسية لسوء تحديد النموذج.
- القبول بقاعدة 0.90 غير مناسبة لبعض المؤشرات ويجب أن تكون 0.95 فأعلى على المؤشرات NFI و NNFI و GFI و AGFI و CFI و RNI. ولكن يجب التأكيد على أن هذه القاعدة تكون للنماذج التى لا تتسم بالتعقيد وثبات مؤشراتها عالى.
- لا تعطى توصيات بأن النموذج المفترض هو الوحيد الذى يتطابق مع البيانات ولذلك فمن الأفضل صياغة نماذج بديلة قبل تحليل مطابقة النموذج المفترض لتحديد أيها أكثر مقبولية فى تفسير بيانات العينة.
- عند المقارنة بين نماذج بديلة اعتمد على مؤشرات البساطة PGFI و PNFI وكذلك مؤشر AIC.
- بالإضافة إلى تقيم مطابقة النموذج ككل يجب تقييم مطابقة المعالم أو المعادلات البنائية المختلفة للنموذج وذلك من خلال عرض مؤشرات R2 لكل معادلة بنائية.

- قيم النموذج ليس فى ضوء مؤشرات المطابقة ولكن فى ضوء النظرية وتفسير معالمه الفرعية فى ضوء المقبولية الواقعية.

**رابعًا : تعديل النموذج:**

- اعرض مؤشرات التعديل التى يعطيها البرنامج للنموذج المفترض لتحسين المطابقة.
- عدل النموذج المبدئى فى أضيق الحدود كلما أمكن.
- قبل التعديل هل تمت المقارنة بين مطابقة النماذج البديلة أو المتكافئة.
- وأن عدلت النموذج فلا بد أن تعتمد على الأسس الإحصائية ولا بد أن تكون مستندة إلى التفسيرات النظرية القوية لإضافة مسار أو حذفه.
- تجنب تعميم النتائج للنموذج المعدل إلا إذا أجرى له مصداقية عبر عينات أخرى Cross- Valadition.

**خامسًا: التقرير والنتائج:**

- اعرض الوصف الإحصائى للمتغيرات المقاسة المكونة فى مصفوفة التغاير.
- اذكر تقديرات المعالم للنموذج النهائى مثل التقديرات غير المعيارية والأخطاء المعيارية والتقديرات المعيارية.
- إذا قبلت مطابقة النموذج البنائى فلا تدعى السببية بصورة مطلقة خاصة إذا كانت البيانات تولدت من تصميمات غير تجريبية.
- إذا قبلت مطابقة النموذج قدم تطبيقات مرتبطة بالمتغيرات المرتبطة بالنموذج فقط، فهل هذا أفاد فى قبول النظرية أم رفضها.
- اذكر كل معالم التقدير للنموذج مثل التشعبات ومعامل المسارات والأخطاء المعيارية والدلالة الإحصائية وتباينات الأخطاء وكذلك الحلول المعيارية.
- اعرض التأثيرات المباشرة وغير المباشرة والكلية بين المتغيرات الكامنة خاصة فى وجود متغيرات وسيطة.
- اعرض مؤشر حجم التأثير $R^2$ لكل معادلة بنائية فى النموذج البنائى.

- اعـرض مـا إذا وجـدت مشـاكل أثنـاء تقـدير النمـوذج أو نتـائج غيـر منطقيـة سـواء للتأثيرات أو التباينات لان ذلك من شانه أن يحد من تفسير النتائج وبالتالى تعميمها.

وأخيـرًا قـدم Thompson (2000) عـدة ارشـادات وتوصـيات عنـد تطبيـق نمذجـة المعادلة البنائية وهى كالآتى:

- لا تعتقـد أن النمـوذج المفتـرض هـو الوحيـد المطابقـة للبيانـات فيجـب صـياغة نمـاذج أخرى بديلة يمكن أن تفسر العلاقات بين متغيرات النموذج.
- اسـتخدم مـدخل الخطـوتين لـ Anderson & Gerbing (1988) عند التحقق من النمـوذج المقـاس أولًا (التحليـل العـاملى التوكيـدى) ثـم تحقـق مـن النمـوذج المقـاس البنائى (نموذج العلاقات بين المتغيرات الكامنة) ثانيًا.
- قـيم النمـاذج المفترضـة فـى ضـوء مؤشـرات المطابقـة والنظريـة والاعتبـارات العمليـة الأخرى.
- اعرض مؤشرات مطابقة من تصنيفات مختلفة.
- تحقـق مـن المسـلمات الواجـب توافرهـا لتطبيـق نمذجـة المعادلـة البنائيـة مثـل الاعتداليـة المتدرجة للبيانات.
- فضل وتحيز للنموذج الأكثر بساطة كلما أمكن.
- خذ فى اعتبارك طبيعة مستوى القياس للمتغيرات (متصلة، منفصلة) وتوزيعها.
- لا تستخدم أحجام عينات صغيرة.
- التحقـق مـن الصـدق التعميمـى Cross-validation مـن أى نمـوذج معـدل بمعنـى تـم إدخال عليه تعديلات فى ضوء أسس إحصائية أو نظرية.

# الفصل الحادي عشر

# النماذج والأساليب الإحصائية المستخدمة فى البحث النفسى المصرى والعربى

## دراسة لعامر()2012


### المستخلص

*هدف الدراسة لتقييم استخدام النماذج والأساليب الإحصائية المستخدمة فى البحث النفسى المصرى والعربى. وتضمنت الدراسة (39) دراسة منشورة فى مجلات تربوية فى مصر، تضمنت (199) اختبار احصائي (36) دراسة فى مجلات تربوية فى العالم العربى تضمنت (182) اختبار؛ وذلك فى الفترة الزمنية من (2000) حتى (2011). وتوصلت النتائج بالنسبة للبحث النفسى التربوى المصرى؛ أكثر الاختبارات الاحصائية استخداماً هى اختبارات النموذج البسيط (77.4%)، يليها اختبارات النموذج المتعدد (14%). وبالنسبة لبحث النفسى التربوى العربى يتضح أن اختبارات النموذج البسيط أكثر استخداماً (73.1%)، يليه اختبارات النموذج المتعدد (16.48%). وأكثر الاختبارات الاحصائية استخداماً فى البحث المصرى هو اختبار T–Test (38.2%)، يليه معامل ارتباط بيرسون (26.6%) وبالنسبة لبحث النفسى التربوى العربى فإن أكثر الاختبارات الاحصائية استخداماً معامل هو ارتباط بيرسون (35.2%) يليه اختبار T–Test (24.7%)، وبلغت نسبة استخدام الاختبارات المتحررة فى البحث النفسى المصرى (5%)، وفى البحث النفسى العربى (1.1%)، واتضح عدم تطور استخدام لاساليب احصائية عبر الزمن بالرغم من التقدم الهائل في الاحصاء وبرامجها الكمبيوترية.*


### مقدمة

أصبحت الاحصاء عامل أساسي في إجراء البحوث االنفسية والفهم العميق لاستخدام وتوظيف الإحصاء فى البحوث من المتطلبات الرئيسية لإعداد الباحثين النفسيين وذلك لمساعدتهم على تنفيذ وتصميم المنهجية البحثية (Mee, Lan, & chin,2009). وأصبحت الاحصاء تلازم الباحث فى مشروع بحثه منذ مراجعة الدراسات السابقة وذلك من خلال توظيف منهجية ما وراء التحليل Meta–analysis لمراجعة التراث البحثى مراجعة كمية موضوعية بعيداً عن التحيز، وتدخلت فى صياغة الأسئلة من خلال تضمين متغيرات الدراسة وتصنيفها متصلة أو متقطعة ومستقلة أو تابعة، وهذا يعطى مؤشراً للباحثين عن نوع النموذج الإحصائي الذي بصدد ترجمة

الظـاهرة النفسـية إلـى متغيـرات يجمعهـا نمـوذج يشـرح طبيعـة العلاقـة بـين المتغيـرات المتضمنه في دراسته.

وتتنـوع الأسـاليب الإحصـائية بتنـوع النمـاذج الإحصـائية التـى تتبـع لهـا الظـاهرة موضـوع الدراسـة وتتضـمن النمـوذج الإحصـائى الصـفرى (الصـياد، 1985، 2002)، وهـو النمـوذج الـذى يتعامـل مـع متغيـر واحـد فقـط، والنمـوذج الإحصـائى البسـيط الـذى يتعامـل مـع متغيـر مسـتقل وتـابع واحـد، والنمـوذج الاحصـائي المتعـدد الـذي يتعامـل مـع أكثـر مـن متغيـر مسـتقل وتـابع واحـد، والنمـوذج الإحصـائى المتعـدد المتـدرج الـذى يتضـمن متغيـر مسـتقل واحـد فـأكثر وأكثـر مـن تـابع، والنمـوذج الاحصـائي المتـدرج الـذي يتعامـل مـع عـدد مـن المتغيـرات بحيـث يصـعب تحديـد المتغيـرات المسـتقلة والتابعـة (الصـياد،1985؛ 2002) ولكـل نمـوذج إحصـائى حـالات ولكـل حالـة اختبـار إحصـائي يتعامـل معهـا. وتتعـدد الاختبـارات الاحصـائية مـن الاحصـاء البـارامتري الـي الاحصـاء اللابـارامتري حيـث يسـتخدم الإحصـائي اللابـارامتري عنـدما تكـون المتغيـرات المسـتقلة والتابعة من مستويات القياس الاسمية والرتبية.

ومـن خـلال اسـتقراء اسـتخدامات الاختبـارات الاحصـائية والنمـاذج الإحصـائى فـى البحث النفسى التربوى العربى يلاحظ الآتي:

1. يتعامـل البـاحثون مـع الظـاهرة النفسـية مـن منظـور ذرى بسـيط ومـا يترتـب علـى ذلـك مـن اسـتخدام النمـوذج الإحصـائى البسـيط ومـا يتضـمنه مـن اختبـارات احصـائية منذ بداية الثمانينات وحتى الآن.
2. علـى الـرغم مـن التقـدم الهائـل الـذى حـدث فـى اسـتخدامات الاحصـاء فـى البحـث النفسـى، إلا أن البحـث العربـي مـازال يركـز علـى اسـتخدام اختبـارات احصـائية بسـيطة سواء أكانت مقاييس علاقة أو اختبارات فارقة.
3. مـا زال توظيـف النمـوذج الإحصـائي المتعـدد المتـدرج والمتـدرج فـى البحـث النفسـي التربوي العربي شبه منعدم.
4. يفتقـد البحـث النفسـى التربـوي العربـى التعامـل مـع الظـاهرة النفسـية كمـا تحـدث فـي واقعيتهـا مـن حيـث تعقيـدها وتشـابكها وتـداخلها؛ حيـث أن الاختبـارات الاحصـائية

المثلى للتعامل معها هو تحليل التغاير المتدرج (MANCOVA)، وتحليل التباين المتدرج (MANOVA) وتحليل المسار باستخدام الليزرال والتحليل العاملي والمعادلة البنائية الخطية وغيرها واستخدام هذه الاساليب ضئيل جداً في البحث النفسي التربوي العربي.

5. غالباً ما يستخدم الباحثون فى العالم العربى الاختبار الاحصائي دون التحقق من شروط استخدامه وهذا يحدث أيضاً على مستوى البحث فى العالم الغربي.

والدراسة تهدف إلى تقييم استخدام كلاً من الاختبارات الاحصائية والنماذج الاحصائية في البحث النفسى التربوى في كل من مصر والعالم العربى وذلك في الفترة من 2000 إلى 2011 وذلك فى الدراسات المنشورة في المجلات النفسية والتربوية في مصر والعالم العربي ما بعد الدكتوراة.

ويعانى التراث البحثى ندرة شديدة فى مثل هذه الدراسات التقييمية ولكن يوجد فى التراث دراسات تقيم الاختبارات الاحصائية فى المجلات التربوية منذ فترة زمنية ليست ببعيدة مثل Bangret & Bambreger (2005); Goodwin & Goodwin (1985); Mee et al., (2001); Onwuegbuzie (2002)، وهذا الاتجاه يهدف لتوعية الباحثين للاجراءات الاحصائية والتصميم الاحصائي الأمثل في البحوث المنشورة أو التوجيه لأنواع الاختبارات الاحصائية المناسبة للتصميم البحثي، ولم يعثر الباحث على دراسة تقييمية للاختبارات الاحصائية والنماذج الاحصائية في تخصص ما مثل علم النفس والارشاد النفسى وبحوث الشخصية وصعوبات التعلم وغيرها.

وقام Goodwin & Goodwin (1985) بتحليل (150) دراسة منشورة فى الفترة الزمنية من 1979 حتى 1983 فى مجلة علم النفس التربوى وصنف الأساليب الإحصائية إلى ثلاثة تصنيفات هم المستوى الأساسى ويتضمن اختبارات الاحصاء الوصفى ومعامل ارتباط بيرسون واختبار كا$^{2}$ واختبار T وتحليل التباين الأحادى (ANOVA)، والمستوي المتوسط ويتضمن تحليل التباين المتعدد والمقارنات البعدية المتعددة وتحليل التغاير (ANCOVA) والانحدار المتعدد، والمستوى المتقدم ويتضمن أسلوب التحليل التمييزى وتحليل التجمعات وتحليل المسار ومعامل الارتباط المتعدد

والتحليل العاملى وتحليل التباين المتدرج (MANOVA) وتحليل التغاير المتدرج (MANCOVA). وتوصلا إلى أن الأساليب الإحصائية من المستوى المتوسط أكثر توظيفاً واستخداماً (43%)، يليها الاختبارات الاحصائية من المستوى الأساسى (35%)، يليها الأساليب الإحصائية من المستوى المتقدم (12%). وكان أكثر الاختبارات الاحصائية استخداماً تحليل التباين الأحادى (F–Test) (16%)، يليه معامل ارتباط بيرسون (15%)، بينما الاحصاء الوصفى هو أقل الأساليب الإحصائية استخداماً. وفي تقييمه للاساليب الاحصائية المستخدمة في رسائل الماجستير في كلية التربية لجامعة ام القري بمكة المكرمة وكلية التربية بجامعة الملك سعود بالرياض بالسعودية توصل النجار (1999) الي أن غالبية الاساليب الاحصائية من المستوي المتوسط وأن أكثر الاساليب الاحصائية استخداماً هو اختبار كا[٢] والاستخدام المناسب للاساليب الاحصائية ضعيف في الكليتين. وتوصل Onwuegbuzie (2002) فى فحصه لمجلد مجلة علم النفس التربوى البريطانية لعام 1998 وجد أن اختبار تحليل التباين الأحادى أكثر استخداماً (38.9%)، يليه اختبار (MANOVA) (22.2 %)، ثم التحليل العاملى الاستكشافى (19.4%)، واستخدم نفس التصنيف للاختبارات الاحصائية الذي تبناه Goodwin & Goodwin (1985).

وتوصل Hutchinson & Lovell (2004) في تقييمه للخصائص المنهجية لـ (129) في الفترة الزمنية من 1996 الي عام 2000 دراسة منشورة في مجلة Higher Education، و(104) دراسة منشورة في Review of Higher Education، و(169) دراسة منشورة في Research of Higher Education، وتضمنت هذه الدراسات (٢٥٢) دراسة استخدمت التحليل الكمي واشتملت علي (777) اختبار وجدوا أن أكثر الاساليب الاحصائية استخداماً هي تحليل الانحدار (اللوغاريتمي والمتعدد) (56.7%)، ويليه معامل الارتباط (39.3%)، ويليه التحليل العاملي (26.2%)، وتوزعت الي (22.2%) تحليل عاملي استكشافي و(4%) تحليل عاملي توكيدي وتحليل تباين أحادي (21.8%) واختبار T لعينات مستقلة بنسبة (13.5%)، تحليل التباين المتعدد المتدرج (MANOVA) بنسبة (6.3%).

وأجرى Bangret & Baumberger (2005) تقييم الأساليب الإحصائية الموظفة في الدراسات المنشورة في مجلة الارشاد النفسى والنمو لـ (745) أسلوب احصائى منشور فى هذه المجلة من عام 1990 حتى 2001 ووجد أن الاختبارات الإحصائية الأساسية هى أكثر استخداماً (62%)، يليها الاختبارات فى المستوى المتوسط (22%)، ثم الاختبارات الاحصائية من المستوى المتقدم (16%)، وتوصلا إلى أن أكثر أن الاختبارات الإحصائية استخداماً هى الاحصاء الوصفى (31%)، يليه معامل ارتباط بيرسون (12%)، ثم الانحدار المتعدد (8%) ثم تحليل التباين الأحادى الاتجاه (7%)، و MANOVA و MANCOVA (7%).

وتوصل Mee et al. (2009) فى تقييمه لـ (250) أسلوب احصائى مستخدمة فى (77) أطروحة ماجستير ودكتوراة فى الفترة الزمنية من 2001 إلى 2006 وذلك فى مجال التربية فى جامعات ماليزيا واعتمد على نفس التصنيف الذي اتبعه Goodwin & Goodwin (1985) للاختبارات الاحصائية وتوصلا إلى أن الاحصاء من المستوى الأساسى أكثر استخداماً (70.4%)، يليه الاحصاء من المستوى المتوسط (18.4%) ثم الإحصاء من المستوى المتقدم (11.2%)، وأكثر الاختبارات الإحصائية استخداماً هى الاحصاء الوصفى (19.6%)، يليه معامل ارتباط بيرسون (16%) ثم اختبار T–Test (16%) ثم تحليل التباين الأحادى الاتجاه (13.2%)، ثم الانحدار المتعدد (12.4%) ثم الاختبارات اللابارمترية (5%)، على الجانبين وجد أن توظيف الأساليب الإحصائية المتقدمة مثل تحليل المسار (0.4%) والمعادلة البنائية الخطية (0.8%) بينما ينعدم استخدام التحليل التمييزى وتحليل التجمعات والانحدار اللوغاريتمى.

وتوصل Kashy, Donnellan, Ackerman, & Russell (2009) لتقييمهم لـ (155) بحث منشور في مجلد علم النفس الاجتماعي والشخصية للنصف الاول من عام 2007 الي أن أكثر الاساليب الاحصائية استخداماً هي اختبار تحليل التباين الاحادي (52%)، يليه الانحدار المتعدد (41%)، و (5%) من الدراسات استخدمت التحليل العاملي الاستكشافي، و (11%) استخدمت المعادلة البنائية الخطية أو التحليل

العـــاملي التوكيـــدي، و(11%) اســـتخدمت تكنيكـــات احصـــائية اخـــري مثـــل الانحـــدار اللوغاريتمي وما وراء التحليل.

وفي ضوء العرض السابق يمكن صياغة مشكلة البحث فى الاسئلة الآتية:

1. ما واقع استخدام النماذج الاحصائية فى البحث النفسى التربوى المصرى والعربى؟
2. ما واقع استخدام الاختبارات الاحصائية فى البحث النفسى التربوى المصرى والعربى؟
3. ما أهم الأساليب الاحصائية التى كان يجب استخدامها فى البحوث النفسية والتربوية؟
4. هل تغير استخدام الأساليب الاحصائية فى ضوء النموذج الاحصائى عبر الفترة الزمنية من 2000 حتى 2011؟

**الأهمية**

تنبع الأهمية الدراسة فى اطار منهجها الوصفي التحليلي للدراسات إلى:

1. تقييم استخدام الاحصاء فى البحوث النفسية فى مصر والعالم العربى.

2. اقتـراح أهـم الأسـاليب الاحصـائية المثلـى التـى يجـب أن تسـتخدم فـى البحـوث النفسـية التى تتضمنها الدراسة.

3. توجيـه الاهتمـام الـي زيـادة مقـررات المنهجيـة البحثيـة والاحصـاء وتصـميم التجـارب لطلاب الماجستير والدكتوراة في كليات التربية لتحسين الجودة البحثية والاحصائية.

## الطريقة والمنهجية

**العينـة:** بلـغ عدد الدرسات النفسية المنشورة فى بعض المجلات النفسية فى مصر فى كليات التربية بالاسماعيلية والزقازيق والمنوفية وبنها وإلمنيا وأسيوط والمنصورة وقنا حوالى (39) دراسة تضـمنت (199) اختبـار احصـائي والدرسـات النفسـية المنشـورة فـى المجـلات العربيـة فـى قطـر والبحـرين وسـوريا وفلسـطين والسـعودية والمغـرب حـوالى (36) دراسـة تضـمنت (182) اختبـار احصـائي وذلك فى الفترة الزمنية من 200 حتى 2011 ، وهذه الدراسات فى مجال علم النفس التربوى والصحة النفسية والتربية الخاصة.

**استمارة جمع البيانات:** تم اعداد استمارة لجمع البيانات تضمنت عنوان الدراسة، والتوثيق، أسئلة البحث، النموذج الاحصائى، الاختبارات الاحصائية المستخدمة فى الدراسة، عددها، التحقق من

مسلمات استخدام الاختبارالاحصائى (نعم – لا)، ونوع الاحصاء (بارامترى – لا بارامترى). وتم تقدير هذه البيانات عن طريق مقدرين احدهما متخصص في مجال القياس والاحصاء التربوي والاخر باحث في مرحلة الماجستير.

**تصنيف الاختبارات الاحصائية**

تم تصنيف الاختبارات الاحصائية فى ضوء النموذج الاحصائى وتضمنت النموذج الصفرى (المتغير الواحد) وهو الاحصاء الوصفى واختبار T لعينة واحدة واختبارات النموذج البسيط وهى (معامل ارتباط بيرسون واختبار T لعينتين مستقلتين ومرتبطتين، اختبار F ، الانحدار البسيط) والاحصاء اللابارمتري (مان ويتنى، ويلككسون، كروسكال ولاس، .....)، واختبارات النموذج المتعدد وهى (تحليل التباين المتعدد، الانحدار المتعدد، تحليل التغاير الأحادى (ANCOVA)، واختبارات النموذج المتعدد المتدرج وهي (اختبار T هوتلنج، MANOVA، MANCOVA)، واختبارات النموذج المتدرج وهي (تحليل عاملى توكيدى واستكشافى وتحليل مسار وتحليل تمييزى وتحليل التجمعات ونموذج المعادلة البنائية).

**الاجراءات :**

1. تم الاطلاع على المجلات التى تصدر من كلية التربية أو أي مؤسسة تربوية أخري.
2. تم انتقاء الدراسات النفسية التى تقع فى تخصص الصحة النفسية أو علم النفس التربوى أو التربية الخاصة والتى تعتمد على المنهج الوصفى و الارتباطي والمنهج التجريبى وشبه التجريبي.
3. يمكن للدراسة أن تتضمن على عدد من الاختبارات الاحصائية للتحقق من فروض البحث والفروض الاحصائية.
4. تم تقدير البيانات الخاصة بكل دراسة علي حدة عن طريق المقدر الاول ومراجعة المقدر الثاني.

## النتائج:

بعد مسح الدراسات النفسية والتربوية فى عدد من المجلات النفسية فى مصر والعالم العربي وفيما يلى توزيع هذه الاختبارات فى البحث المصرى والبحث النفسى العربى فى ضوء النماذج الاحصائية التى تم توظيفها فى هذه الدراسات.

**الجدول (1): التكرارات والنسب المئوية للنماج و الأساليب الاحصائية المستخدمة فى البحث النفسى والتربوى المصرى والعربى فى ضوء النموذج الاحصائي.**

| النموذج الاحصائى / الاسلوب الاحصائى | البحث المصرى النفسى | | البحث العربى النفسى | |
|---|---|---|---|---|
| | التكرار | % | التكرار | % |
| نموذج المتغير الواحد( الصفرى ) | | | | |
| الاحصاء الوصفى | 7 | 3.5 | 15 | 8.2 |
| اختبار "ت" لعينة واحدة | 0 | 0 | 2 | 1.1 |
| المجموع | 7 | 3.5 | 17 | 9.3 |
| النموذج البسيط | | | | |
| معامل ارتباط بيرسون أو سبيرمان | 53 | 26.6 | 64 | 35.2 |
| اختبار T – Test مستقلة ومرتبطة | 76 | 38.2 | 45 | 24.7 |
| اختبارF– Test | 9 | 4.5 | 21 | 11.5 |
| الانحدار البسيط | 2 | 1 | 0 | 0 |
| الاختبارات اللابارمترية | 14 | 70. | 3 | 1.6 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| 73.1 | 133 | 77.4 | 154 | |
| | | | | النموذج المتعدد |
| 9.3 | 17 | 5.5 | 11 | تحليل التباين المتعدد |
| 3.9 | 7 | 8.5 | 17 | تحليل الانحدار المتعدد |
| 3.3 | 6 | 0 | 0 | تحليل التغاير المتعدد |
| 16.48 | 30 | 14 | 28 | المجموع |
| | | | | النموذج المتعدد المتدرج |
| 0 | 0 | 0 | 0 | اختبار T هوتلنج |
| 0 | 0 | 0 | 0 | تحليل التباين المتدرج MANOVA |
| 0 | 0 | 0.5 | 1 | تحليل التغاير المتدرج MANCOVA |
| 0 | 0 | 0.5 | 1 | المجموع |
| | | | | النموذج المتدرج |
| 1.1 | 2 | 2 | 4 | تحليل عاملى استكشافى |
| 0 | 0 | 1 | 2 | تحليل عاملى توكيدى |
| 0 | 0 | 0.5 | 1 | تحليل مسار |
| 0 | 0 | 0 | 1 | معادلة بنائية خطية |
| 0 | 0 | 0 | 1 | تحليل تميزى |
| 0 | 0 | 0 | 0 | تحليل تجمعات |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | | | | |
| المجموع | 9 | 4.5 | 2 | 1.1 |
| الاجمالى | 199 | | 182 | |

كما هو واضح فى الجدول (1) بالنسبة للبحث النفسى التربوى المصرى يظهر أن أكثر اختبارات النماذج الاحصائية توظيفاً هى اختبارات النموذج البسيط (77.4%)، يليها اختبار النموذج المتعدد (14%)، ثم اختبار النموذج المتدرج (4.5%) وأقلهم استخداماً هى اختبارات النموذج المتعدد المتدرج (0.5%)، وإذاكانت اختبارات النموذج الصفرى والبسيط تقابل المستوى الأساسى واختبارات النموذج المتعدد تقابل المستوى المتوسط واختبارات النموذج المتعدد المتدرج والنموذج المتدرج تقابل المستوى المتقدم ذلك التصنيف الذى تبنته الدراسات السابقة فإن هذا يخالف ما توصل إليه Goodwin & Goodwin (1985) حيث وجد أن اختبارات المستوى المتوسط أكثر شيوعاً (43%) فى حين أن الدراسة الحالية توصلت الي أن اختبارات المستوى الأساسى أكثر استخداماً (77.4%) وهذا يتفق مع ما توصل إليه Bangret & Baumberger (2005) حيث توصلا إلى أن اختبارات المستوى الأساسى أكثر استخداماً (62%) توصل مع Mee et al. (2009) من أن اختبارات المستوى الأساسى أكثر استخداماً (70.4%).

وبالنسبة للاختبارات الاحصائية المستخدمة فى البحث النفسى التربوى المصرى يظهر من الجدول السابق أن أكثر الاختبارات استخداماً اختبار T (38.2%) ، يليه معامل ارتباط بيرسون (26.6%) ، ثم تحليل الانحدار المتعدد (8.5%) ، أما أقل الاختبارات استخداماً هى اختبار تحليل التباين المتعدد المتدرج MANOVA وتحليل التجمعات (0.0%) وتحليل التغاير المتعدد (MANCOVA) (0.5%)، وتحليل المسار (0.5%)، والمعادلة البنائية الخطية (0.5%). وهذا يتفق جزئياً مع (Bangret

& Baumberger 2005; Goodwin & Goodwin, 1985; Mee et al., (2009، ويتناقض مع Huttchinson & Lovell, 2004; Kashy et al., 2009; Onwuegbuzie, 2002)، حيث وجدوا أن أكثر الاختبارات استخداماً تحليل التباين الأحادى يليه MANOVA ثم التحليل العاملى الاستكشافى.

وكما يتضح من الجدول (1) بالنسبة للبحث النفسى التربوى العربي أن اختبار النموذج البسيط أكثر استخداماً 73.1% يليه اختبار النموذج المتعدد 16.48، ثم اختبارات النموذج الصفرى 8.3% ثم النموذج المتدرج 1.1% ثم اختبارات النموذج المتعدد المتدرج 0.0%. وإن أكثر الاختبارات الاحصائية استخداماً هو معامل ارتباط بيرسون (35.2%) يليه اختبار T (24.7%) ثم تحليل التباين المتعدد (9.3%) وأقل الاختبارات استخداماً هو اختبارات النموذج المتعدد المتدرج (MANOVA - Hotteling $T^2$ - MANCOVA) واختبارات النموذج المتدرج (تحليل عاملى توكيدى - تحليل مسار - معادلة بنائية خطية وغيرها ) وهذه النتائج تتعارض جزئياً مع Goodwin & Goodwin (1985) فى أن النموذج الاحصائى الأكثر استخداماً وتتفق معهم فى الاختبارات الاحصائية الأكثراستخداماً ولكن النتائج تتفق مع (Bangret & Baumberger, 2005; Mee et al., 2009) في أن المستوى الأساسى أكثر استخداماً يليه المتوسط ثم المتقدم ولكن النتائج تتناقض مع ما توصل إليه (Huttchinson & Lovell, 2004; Kashy et al., 2009; Onwuegbuzie 2002).

أما بالنسبة لمقارنة النتائج فى حالة البحث التربوى النفسى العربى بنظيره المصرى يلاحظ أن كلاهما استخدام اختبارات النموذج البسيط (77.4%) فى البحث المصرى و(73.1%) فى البحث العربى، ويفتقد إلى استخدام اختبارات النموذج المتعدد المتدرج (0.5%) فى البحث المصرى و(0.0%) فى البحث العربى ولكن البحث المصرى تفوق فى استخدام اختبارات النموذج المتدرج (الاحصاء المتقدم) على نظيره العربى فبلغت في البحث المصرى (4.5%) وفي البحث العربى (1.1%).

ويلاحظ أن أكثر الاختبارات الاحصائية استخداماً في البحث التربوى النفسى المصرى هو اختبار T (38.2%) وفى البحث العربى اختبار معامل ارتباط بيرسون (35.2%). أما بالنسبة لاستخدام الاختبارات اللابارمترية يتضح أن البحث التربوى النفسى المصرى أكثر استخداماً لها حيث بلغ نسبة استخدامها فى البحث التربوى النفسى المصرى (7.4%) وفى البحث العربى النفسى (1.6%).

أما بالنسبة للأساليب الاحصائية التى يجب على الباحثين استخدامها فى البحث التربوى النفسى المصرى والعربى. وبفحص المتغيرات المتضمنة فى الدراسات وتصنيف هذه المتغيرات حسب اتصاليتها يلاحظ أن أغلب الدراسات تهدف إلى دراسة فروق أو علاقة أو تنبؤ، حيث يمكن للدراسة الواحدة أن تتضمن الأهداف الثلاثة ويتناولها الباحثون من وجهة نظر اختبارات فارقة (T و F وغيرها)، ومن وجهة نظر اختبارات ارتباطية (بيرسون) أو تنبؤية (انحدار)، وبتفحص أسئلة الباحثين وفروضهم فكان من الأمثل استخدام تحليل التغاير (النموذج المتعدد)، وتحليل التباين المتدرج (MANOVA) وتحليل التغاير المتعدد المتدرج (MANCOVA) واختبار Hotelling $T^2$ (النموذج المتعدد المتدرج).

ولاختبار مدى اختلاف توظيف الاختبارات الاحصائية عبر الفترتين الزمنيتين من 2000 حتى 2006، ومن 2007 حتى 2011 لاختبار مدى اختلاف توظيف الاختبارات الاحصائية عبر الفترتين السابقتين حتى نتأكد أن استخدام أساليب احصائية متقدمة ينمو ويتطور استخدامه بمرور الزمن، وفيما يلى جدول التكرارات للاختبارات الاحصائية عبر الفترتين الزمنيتين.

الجدول (2): التكرارات للاختبارات الاحصائية عبر الفترتين الزمنيتين.

| | ٢٠٠٠-٢٠٠٦ | ٢٠٠٧-٢٠١١ | المجموع |
|---|---|---|---|
| اختبارات النموذج البسيط وما قبله | ١٤٢ | ١٦١ | ٣٠٣ |
| اختبارات النموذج المتعدد وما بعده | ٣٧ | ٤١ | ٧٨ |
| | ١٧٩ | ٢٠٢ | ٣٨١ |

ولكى نتأكد من مسلمات الاختبار نلاحظ أنه لا توجد خلية بها تكرار أقل من "٥" وباجراء اختبار $X^2$ لاستقلالية متغيرين تصنيفين . يلاحظ أن قيمة $X^2$ غير دالة احصائياً ($X^2=0.013,\ df=1,\ p=0.91$) وهذا يعطى مؤشر على عدم تطور استخدام الأساليب الاحصائية عبر الزمن، وهذا مفاده ان توظيف الاساليب الاحصائية في بداية الالفية الثالثة لم يتغير عن استخدامه في العقد الماضي وإن جاز لي التعبير ان الباحثين يتعاملون مع الاحصاء في دراساتهم بمنطق وعقلية الباحث في الثمانينيات رغم التقدم المزهل الحادث في التكنيكات الاحصائية وتعاملها مع الظواهر الانسانية بصورة أكثر تعقيداً وليس بصورة ذرية بسيطة.

## المناقشة والتعليق

تشير نتائج الدراسة إلى أن 81% من الاختبارات الاحصائية المستخدمة في البحث المصرى النفسي تقع فى النموذجين الصفرى والبسيط و يقابلها (82.4%) في البحث العربى النفسي و هذا يتفق مع Mee et al., (2009) والنجار (١٩٩١) والصياد (١٩٨٥)، Bangret & Baumberger (2005) ولكنه يتناقض مع Goodwin & Goodwin (1985) فى تقييمه لأبحاث تخصصه فى مجال علم النفس التربوى. وهذا مفاده أن الباحثين النفسيين العرب والمصريين ما بعد الدكتوراة يتعاملون مع الظاهرة النفسية غير واعين بالنموذج الاحصائى الأمثل، وكذلك غير

مـدركين بكيفيـة تحليـل البيانـات المرتبطـة بدراسـتهم وهـذا ينطبـق علـى الوضـع المصـرى والعربـى علـى حـد سـواء. كمـا يتضـح أن أكثـر الاختبـارات الاحصـائية اسـتخداماً فـى الواقـع المصـرى اختبـار "ت" (38.2%)، يليـه معامـل ارتبـاط بيرسـون (26.2%)، وفـى الواقـع العربـى معامـل ارتبـاط بيرسـون (35.2%)، يليـه اختبـار T (24.7%)، وهـذا يتنـاقض مـع (Huttchinson & Lovell, 2004; Kashy et al., 2009; Onwuegbuzie 2002). وهـذا يـدل علـى أن البحـث التربـوى النفسـى المصـرى والعربـى مـا زال يعتمـد علـى اختبـارات إحصـائية بسـيطة سـواء اختبـار T أو معامـل ارتبـاط بيرسـون علـى الـرغم مـن التقـدم الهائـل الـذى حـدث فـى الأسـاليب الاحصـائية للتعامـل مـع الظـواهر النفسـية ، وهـذا يـدعو إلـى إجـراء دورات تدريبيـة فـى مجـال الاحصـاء النفسـى المتقـدم للبـاحثين علـى كافـة مسـتوياتهم، وعلـى الـرغم مـن التقـدم الهائـل الحـادث فـى البـرامج الاحصـائية الكمبيوتريـة إلا أنـه مـا زال اسـتخدام الاحصـاء يعتمـد علـى أسـاليب إحصـائية بسـيطة حيـث مـا يتقنـه البـاحثين النفسـيين المصـريين والعـرب لا يتخطـى 20% ممـا تتضـمنه هـذه البـرامج الاحصـائية مثـل حزمـة SPSS و LISREL و SAS وغيرهـا وهـذا يـدعو إلـى إجـراء دورات تدريبيـة لاسـتخدام البـرامج الاحصـائية فـى العلـوم الانسـانية حتـى يتسـنى للباحثين توظيف مشتملات هذه البرامج من أساليب واختبارات احصائية.

مـا زال البحـث التربـوى النفسـى المصـرى والعربـى متـدني لتوظيـف لأسـاليب الاحصـاء المتـدرج Statistics Multivariate، حيـث أن اسـتخدمه البحـث المصـرى (5%) والبحـث العربـى (1.1%) مـن أسـاليب احصـائية متدرجـة وربمـا يعـود هـذا إلـى عـدم وعـى البـاحثين بأهميـة اسـتخدام هـذه الأسـاليب حيـث أنهـا الأنسـب لدراسـة الظـاهرة النفسـية مـن حيـث تعقيـدها وتشـابكها وتفاعلهـا. وقـد يعـود هـذا إلـى أنهـا تحتـاج إلـى عمليـات حسـابية معقـدة ولكـن فـى ظـل وجـود البـرامج الاحصـائية فإنهـا ميسـرة لاسـتخدامها وتحتـاج الـي تفسـير فقـط. واتضـح أن اسـتخدام الإحصـاء البسـيط والمتـدرج لا يختلـف عبـر المرحلـة الزمنيـة مـن 2001 حتـى 2011 وهـذا يـدل علـى أن البـاحثون يتعـاملون مـع أسـاليب احصـائية بسـيطة علـى الـرغم مـن التقـدم الهائـل الحـادث فـي البـرامج الاحصـائية الكمبيوترية وهذا ينطبق على الباحثين على المستوى المصرى والعربى.

وأخيراً ما زال الباحث التربوى النفسى المصرى والعربى يتعامل مع الظاهرة النفسية من وجهة نظر ضيقة بسيطة غير مستفيد بالتغيرات الحادثة فى المنهجية الإحصائية والبرامج الكمبيوترية وهذا يدعونا إلى تدعيم المقررات الإحصائية فى برامج الدكتوراة بأساليب منهجية متطورة واجراء مزيداً من الدورات التدريبية للتوعية بالمنهجية الإحصائية المتدرجة وغيرها، وكذلك التدريب على البرامج الكمبيوترية فى هذا الشأن حتى يتسنى لهم انجاز دراساتهم بما يحقق مبدأ محاكاة الظاهرة النفسية كما تحدث فى واقعها وهذا يزيد من الصدق الخارجى والتعميمى لنتائج دراستنا فى مجال العلوم النفسية و التربوية. وعلي متخذي القرار التعامل مع توصيات الدراسات والبحوث النفسية والتربوية يشئ الحذر الشديد في تطبيق هذه التوصيات في الواقع الحقيقي حتي لا يتحول الانسان العربي الي فأر تجارب.

## مراجع الدراسة


الصياد، عبد العاطى أحمد. (1985). النماذج الاحصائية في البحث التربوي والنفسي العربي بين ماهو قائم وما يجب أن يكون. الرياض: *رسالة الخليج العربي*، *16*، 211-251.

الصياد ، عبد العاطى أحمد (2002، سبتمبر). *نحو تصميم انسيابى مقترح لكيفية استخدام الطريقة الاحصائية فى إجراء الدراسات والبحوث الأمنية وموقع الاحصاء فى خطوات التفكير العلمى المتعارف عليها* . الرياض: جامعة نايف العربية للعلوم الأمنية.

النجار، عبد الله عمر عبد الرحمن. (1991). دراسة تقويمية مقارنة للاساليب الاحصائية التي استخدمت في تحليل البيانات في رسائل الماجستير في كل من كلية التربية بجامعة أم القري بمكة المكرمة وكلية التربية بجامعة الملك سعود بالرياض. رسالة ماجستير غير منشورة. كلية التربية. جامعة أم القري بمكة المكرمة، السعودية.

Bangert, A. W., & Baumberger, J. P. (2005). Research and Statistical Techniques used in The Journal of Counseling & Development: 1990 - 2001. *Journal of Counseling & Development, 83*, 480 – 488.

Goodwin, L. D., & Goodwin, W . L. (1985). An analysis of Statistical techniques used in The Journal of Educational Psychology: 1979 – 1983. *Journal of Educational Psychologist, 20*, 13 –21.

Hutchinson, S.R., & Lovell, C.D. (2004). A Review of methodological characteristics of Research published in key Journals in Higher Education: Implications for Graduate Research Training. *Research in Higher Education, 45*, 383-403.

Kashy, D.A., Donnellan, M.B., Ackerman, R.A., & Russell, D.W. (2009). Reporting and interpreting research in PSPB: practices, principles, and pragmatics. *Personality and Social Psychology Bulletin, 35*, 1131-1142.

Mee, T. M., Lan, O. S., & Chin, L. H. (2009). Statistical Techniques Employed in Educational Theses in Malaysia. *European Journal of Social Sciences, 12*, 269 – 276.

Onwuegbuzie, A. J. (2002). Common analytical and interpretational errors in Educational Research: An analysis of the 1998 volume of the British Journal of Educational Psychology. *Educational Research Quarterly, 26*, 11 – 22.

# المراجع


عـامر، عبـد الناصـر السـيد. (2007). حجـم العينـة فـى تحليـل الانحـدار المتعـدد. *المجلـة المصرية للدراسات النفسية، 17*.

عـامر، عبـد الناصـر السـيد.(2012). النمـاذج والإختبـارات الإحصـائية المسـتخدمة فـي البحـث النفسـي المصـري والعربـي. *المجلـة المصـرية للدراسـات النفسـية، 22*، 74، 355- 371.

عـامر، عبـد الناصـر السـيد. (2014). تقيـيم اسـتخدام تطبيقـات نمذجـة المعادلـة البنائيـة فـى البحث النفسى. *مجلة دراسات عربية فى علم النفس(رانم)*، 13، 2.

عـامر، عبـد الناصـر السـيد (2016). نمذجـة المعادلـة البنائيـة: بعـض القضـايا المنهجيـة والتوصيات. *المجلة المصرية للدراسات النفسية، 26*، 37-58.

عـامر، عبـد الناصـر السـيد. (2018). *نمذجـة المعادلـة البنائيـة للعلـوم النفسـية والاجتماعيـة: الاسـس و التطبيقـات والقضـايا(الجزء الأول)*. السـعودية: دار جامعـة نايف للنشر.

عـامر، عبـد الناصـر السـيد. (2018). *نمذجـة المعادلـة البنائيـة للعلـوم النفسـية والاجتماعيـة: الاسـس و التطبيقـات والقضـايا(الجزء الثـانى)*. السـعودية: دار جامعـة نايف للنشر.

عـامر، عبـد الناصـر السـيد.(2019 ). الإحصـاء التربـوى والنفسـى. مـذكرة غيـر منشـورة ، كلية التربية، جامعة قناة السويس.

Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, *52*, 317-332.

Anderson , J. C., & Gerbing, D. V. (1988). Structural equation modeling in practice: Areview and recommended two – step approach. *Psychological Bulletin*, *103*, 411-423.

Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1992). Assumptions and comparative strength of the two – step approach: Comment on Fornell and YI. *Sociological Methods & Research, 20*, 321 – 333.

Aron, A., Coups, E. J., & Aron, E. N. (2013). *Statistics for psychology* (6th.ed). Boston: Pearson Education, Inc.

Bagozzi , R . P., &Yi, Y. (2012). Specifications, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of Academy of Marketing Science, 40*, 8-34.

Bagozzi, R. P., & Heatherton, T. F. (1994). A General approach to representing multifaceted personality constructs: Application to state self-esteem. *Structural Equation Modeling, 1*, 35-67.

Bagozzi, R. P., & YI, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of Academy of Marketing Science, 16*, 74 – 94.

Bartlett, M. S. (1954). A note on the multiplying factors for various chi square approximations. *Journal of the Royal Statistical Society, 16*, 296-298.

Bartlett, M. S. (1954). A note on the multiplying factors for various chi square approximations. *Journal of the Royal Statistical Society, 16*, 296-298.

Baumgartner, H., & Homburg, C. (1996). Applications of structural equation modeling in marketing and consumer Research: A review. *International Journal of Research in Marketing, 13*, 139-161.

Bentler, P . M., & Bonnett, D.G.(1980 ) . Significance tests and goodness – of - fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin, 112*, 400-404.

Bentler, P. M. **(1990).** Comparative Fit Indices in Structural Models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.

Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods and Research, 16*, 78-117.

Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods and Research, 16*, 78-117.

Bollen , K . A., & Armiger, G. (1991). Observational residuals in factor analysis and structural equation models. *In P.V. Marsden (Eds.),Sociological methodology (PP. 235-262).* Cambridge, MA: Blackwell.

Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with Latent variables.* New York: Wiley.

Bollen, K. A., & Long, J. S. (1993). Introduction. *In K. A. Bollen & J. S. long (eds.), Testing structural equation modeling (pp.1-9).* Newburg park, CA: Sage.

Boomsma, A. (2000). Reporting analysis covariance structure. *Structural Equation Modeling, 7*, 461- 483.

Boomsma, A., & Hoogland, J. J. (2001). The robustness of lisRel modeling revisited . *In R. Cudeck , S . dutoit , & D. Sorbom (Eds.), Structural equation models : Present and future (PP. 139-188).* Chicago: Scientific Software International.

Brannick, M. T. (1995). Critical comments on applying covariance structure modeling. *Journal of Organizational Behavior, 16*, 201-213.

Breckler, S. T. (1990). Application of covariance structure modeling in psychology: Cause for concern? *Psychological Bulletin, 107*, 260 – 273.

Browne, M. W. (1984). Asymptotic distribution free methods in the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 37*, 62-83 .

Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research.* New York: Guilford Press.

Browne, M. W. (1984). Asymptotic distribution free methods in the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 37,* 62-83 .

Browne, R. L. (1994). Efficacy of the indirect approach for estimating structural equation models with missing data: A comparison of five methods. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal,* 1, 287-316

Browne, M. W., & Cudek, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. *In K .A. Bollen & J. S. Long (Eds.), Testing structural equation models (PP. 136-162)* . Newbury Park, CA: Sage.

Burt, R. S. (1976). Interpretational confounding of unobserved variables in structural equation models. *Sociological methods & Research, 5,* 3-52.

Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Research, 1,* 245-276.

Chou, C. P., & Bentler, P. M. (1995). Estimates and tests in structural equation modeling. *In. R. H. Hoyle (Eds.), Structural equation modeling : concepts, issues, and applications (PP. 37- 59).* Thousand Oaks, CA: Sage.

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed). Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression / correlation analysis for behavioral sciences (3th.ed).* Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.

Comery, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A First course in factor analysis (2nd .ed).* Hillsadale, NJ: Erbaum.

Cook, T. D., & Campbell, D. T. (1979). *Quasi-experimentation: Design and analysis issues for field ettings.* Boston: Houghton Mifflin.

Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Recommendations for getting the Most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation, 10*, 1-9.

Crockett, S. A. (2012). A five – step guide to conductingSEM analysis in counseling research. *Counseling Outcome Research and Evaluation, 3*, 30-47.

Dattalo, P. (2008). *Detemining sample size: Balancing power, precision, and practicality.* Oxford: University Press.

Dunn, D.S. (2001). *Statistics and data analysis for behavioral sciences.* New York: MaGraw-Hill Higher education, Inc.

Engle, K .S., Mossbrugger, H., & Muller, R. O. (2003). Evaluating the fit of structural equation models test of significance and descriptive goodness of – fit measures. *Methods of Psychological Research Online, 8*, 23 – 74.

Fabrigar, L. R.,Wegener, D. T., MacCullum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of factor analysis in psychological research. *Psychological Methods,4* , 272-299.

Fava, J. L., & Velicer, W. F. (1992). The effects of over extraction on factor and component analysis. *Multivariate Behavioral Research , 27*, 387-415.

Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS(3th.ed).* London: Sage publications, LTD.

Field, A. (2013). *Discovering statistics using SPSS (4th.ed).* Sage Publications, Ltd.

Fornell. C., & YI, Y. (1992). Assumptions of the two – step approach to latent variable modeling. *Sociological Methods & Research, 20*, 291-320.

Good, P. (1999). Resampling Methods: Apractical guide to data analysis. Boston: Birkhauser.

Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2014). *Essentials of statistics for the behavioral sciences* (8th.ed). Belmont: Wadsworth, Cengage Learning.

Green, S. B. (1991). How many subjects does it take to do regression analysis? *Multivariate Behavioral Research, 27*, 499-510.

Green, S. B., & Salkind, N. J. (2014). *Using SPSS for windows and macintosh: Analysing and understanding data* (7th.ed). Boston: Pearson Education, Inc.

Grouch, R. L. (1983). *Factor analysis (2nd.ed).* Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.

Guadagnoli, E., & Velicer, W. F. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. *Psychological Bulletin, 103*, 265-275.

Hair Jr. J. H., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis.* New Jersey: Prentice-Hall.

Harlow, L. L. (2005). *The essence of multivariate thinking: Basic themes and methods.* New Jersy: awrence Erlbaum Associates, Publishers.

Harris, R. J. (1985). *A primer of multivariate statistics.* New York: Academic.

Henson, R. K., & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research: Common errors and comment on improved. *Educational and Psychological Measurement, 66*, 393-416.

Hinkle, D. E., & Wiersma, W., & Jurs, S .G. (1994). *Applied statistics for the behavioral sciences(3rd.ed).* Boston: Houghton.

Howell, D. C. (2013). *Statistics methods for psychology(8th.ed).* Belmont: Wadsworth, Cengage Learning.

Hoyle, R. H. (1995). Structural equation modeling: Basic concepts and fundamental issues .*In R . H. Hoyle (Eds.),Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications(PP 1-15* ). Thousand Oaks, CA: Sage.

Hoyle, R. H, & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation modeling. *In R. H. Hoyle (Eds.), Structural Equation Modeling: concepts, issues, and application* (PP.158-175*)* .thousand Oaks: Sage.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Eds.), *Structural equation modeling: concepts, issues, and applications (PP. 76- 99).* Thousand Oaks, CA: Sage.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure analysis: Sensitivity under parameterized model misspecification. *Psychological Methods , 3*, 424- 453.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis. Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1- 55.

Huck, S. W. (2012). *Reading statistics and research (6th.ed).* Boston: Pearson.

Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1988). *LISREL 7: A guide to the program and applications (2 nd. ed).* Chicago: Illinois.

Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1993). *LISREL 8: user's reference guide.* Mooresville, In: scientific software.

Kaiser, H. F. (1960). An index of factorial simplicity. *Psychometrika, 35*, 401-415.

Kaplan, D. (2000). *Structural equation modeling: Foundations and extensions.* Thousand oaks, CA: Sage.

Keith, T. Z. (2014). *Multiple regression and beyond: An introduction to multiple regression and structural equation modeling (2nd ed).* New York: Routeledge.

Kline, R. K. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling (4th.ed).* New York: Guilford publications, Inc.

MacCallum, R. C. (1986). Specification searches in covariance structure modeling. *Psychological Bulletin, 100,* 107-120.

MacCallum, R. C, & Austin, J. T. (2000). Application of structural equation modeling in psychological research. *Annual Review of Psychology, 51,* 201-226.

MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowit, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin, 111,* 490 – 504 .

Marsh, H . W., Hau, T., & Grayson . D. (2005). Goodness of fit evaluation in structural equation modeling . *In A. Mayday – Olivares & J . McCardle (eds.), Psychometrics : A festschrift to Roderick P. McDonald (PP. 275-340 ).* Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, INC.

Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness of fit indexes in confirmatory analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin, 103,* 391-411.

Martines, M. P. (2005). The use of structural equation modeling in counseling psychology research. *The Counseling Psychologist, 33,* 269- 298.

Maruyama, G. M. (1998). *Basics of structural equation modeling.* Thousand Oaks: Sage publications, Inc.

McDonald, R. P., & Ho, M. R. (2000). Principles and practice of reporting structural equation modeling. *Psychological Methods, 7,* 64- 82.

McDonald, R. P., & Marsh, H. W. (1990). Choosing a multivariate model: No centrality and goodness of fit. *Psychological bulletin, 107*, 247.

Mote,T. A. (1970). An artifact of the rotation of too few factors: Study orientation VS. trait anxiety. *Revista Interamericana De Psicologia*, 37, 267-305.

Mulaik, S. A. (1990). Blurring the distinctions between component analysis and common factor analysis. *Multivariate Behavioral Research, 25*, 53-59.

Mulaik, S. A. (2009). *Linear causal modeling with structural equations.* Boca Raton: Chapman & Hall-CRC.

Mulaik, S. A., & Millsap, R. E. (2000). Doing the four step right. *Structural Equation Modeling, 7*, 36- 73.

Mulaik, S. A., Jams, L. R., Alstine, J. V ., Bonnett, N., lind, S., & Stilwell, D. C. (1989) . Evaluation of goodness of fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin, 105*, 430-445.

Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2002). How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power. *Structural Equation Modeling, 4,* 599-620.

Nolan, S. A., & Henzien, T. E. (2012). *Statistics for the behavioral sciences(2nd.ed).* New York: Worth Publishers.

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd.ed). New York: McGraw –Hill.

Olejnik. S., & Algina, J. (2000). Measures of effect Size for comparative studies: Applications, interpretations, and limitations. *Contemporary Educational Psychology, 25*, 241 – 286

Ormee, J. G. & Hudson, W. W. (1995). The problem of sample size estimation: Confidence intervals. *Social Work Research,19*, 121-127.

Pagano, R. P. (2013). *Understanding statistics in the behavioral sciences*(10th.ed). Belmont: Wadsworth, Cengage Learning.

Pedhazur, E. J. (1997). *Multiple regression in behavioral research (3rd.ed).* Austuralia: Wadsworth, Thomson Learning.

Privitera, G. J. (2015). *Statistics for the behavioral sciemces*(2nd.ed). Canda: Sage Publications,Inc.

Quintana, S. M., & Maxwell, S. E. (1999). Implications of recent development in structural equation modeling for counseling psychology. *The Counseling Psychologist, 27*, 485- 537.

Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2006). *A first course in structural equation modeling* (2nd. ed). New Jersey: Erlbaum.

Rosenberg, M. (1965). *Socity and adolescents self image.* Princeton, N J: Prinction university.

Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *Beginner's guide to structural equation modeling* (3rd ed). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.

Shadish, W. R., & Cook, T. D. (2002). *Expermintal and quasi-experimental designs for generalized causal inference.* Boston: Hougheton Mifflin Company.

Shah, R., & Goldstein, S. M. (2006). Use of structural equation modeling in operations management research: Looking back and forward. *Journal of Operation Management, 24*, 148-169.

Sharama, S., Mukherjee, S., Kumar, A., & Dillon, W. R. (2005). A simulation study to investigate the use of cut off values for

assessing model fit in covariance structural models. *Journal of Business Research, 58,* 935- 943.

Steiger, J . H., & lind, J. M. (1980). *Statistical based tests for the number of common factors.* Paper presented the Meeting of Psychometric society, Iowa City, IA.

Steiger, J. H. (1990b). Some additional thoughts on component , and factor indeterminacy. *Multivariate* Behavioral Research, *25*,41-45.

Steven, J. P. (1980). Power of the multivariate analysis of variance tests. *Psychological Bulletin, 88,* 728- 737.

Steven, J. P. (2009). *Applied multivariate statistics for the social sciences.* New York: Routledge.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007 ). *Using multivariate statistics (4 th.ed).* Boston: Allyn & Bacon.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6 th.ed). New Jersy: Pearson. Education, Inc

Tatsuoka, M. (1993). Effect Size. *In G. Keren & C. lewis (Eds.), A Handbook for Data analyses in the behavioral sciences: Methodological Issues.* New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, publishers

Thompson, B. (2000). Ten commandments of structural equation modeling. *In L. G. Grimm & P. R. Yarnold(Eds.), Reading and understanding more multivariate statistics(pp. 261-283).* Washington, DC: Amrican Psychological Association.

Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications.* Washington: American psychological Association.

Ullman, J. B. (2006). Structural equation modeling: Reviewing the basics and Moving forward. *Journal of Personality Assessment, 87,* 35- 50.

Ullman,J. B., & Bentler, P. M. (2013). Structural equation modeling .*In. I. B. Weiner (Eds.), Handbook of Psychology* (2nd .ed.), (pp. 661 – 690 ) . John wiely & Sons, Inc.

Velicr,W. F., & Jackson, D. N. (1990). Component analysis versus common factor analysis: Some further observations. *Multivariate Behavioral Research, 25,* 97-114.

West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation modeling with non normal variables: problems and remedies. *In R. H. Hoyle (Eds.), Structural equation modeling: concepts, issues, and applications (PP. 65- 75).* Thousand Oaks, CA: Sage.

Weston, R., & Gore, P. A. (2006). A brief guide to structural equation modeling. *The Counseling Psychologist, 34,* 719 - 751.

Widman, K. F. (1990). Bias in pattern loadings represented by common factor analysis and component analysis. *Multivariate Behavioral Research, 25*, 89-95.

Wilsson Van Voorhis, C.R. & Morgan, B. L. (2007). Understanding powr and rules of thumb for determining sample sizes. *Tutorials in Quantative Methods for Psychology, 3*, 43-50.

Zwick, W. R., &Velicer,W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin, 99*, 432-442.