الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبيــة.
وزارة التعليــم العالــي والبحــث العلمـــي.
جامعة العقيد آكلي محند أولحاج بالبويرة.
كلية العلوم الاقتصادية، التجاريــة وعلــوم التسيير.
قسم: العلوم الاقتصادية.

دروس وتمارين محلولـــة في:

مبادئ نظرية القياس الاقتصادي

-مفاهيم نظرية وتطبيقات على حزمة *Eviews 7.0* -

SAHLA MAHLA

موجهة إلى طلبة العلوم الاقتصادية، التجارية وعلوم التسيير، الاقتصاد الكمي والاحصاء التطبيقي.

من إعداد:
د. فريد بختي -أستاذ محاضر أ -

السنة الجامعيــة
2016- 2015

مقدمة عامة	**07**
الفصل الأول: مقدمة عن برنامج *Eviews 7.0*	
تمهيد	12
المبحث الأول: ماهية البرنامج وكيفية انشاء وادخال البيانات	**13**
المطلب الأول: كيفية إنشاء ملف (*Creating Workfile*)	14
المطلب الثاني: إدخال بيانات السلاسل الزمنية	15
المبحث الثاني: ادخال البيانات والمعالجة الاحصائية	**16**
المطلب الأول: إدخال البيانات (*Data Entering*)	16
المطلب الثاني: المعالجة الاحصائية للبيانات	17
المطلب الثالث: إنشاء وحذف المتغيرات والعمليات على المتغيرات الموجودة	21
الفصل الثاني: النمذجة ومنهجية البحث في الاقتصاد القياسي	
تمهيد	24
المبحث الأول: تعيين النموذج	**24**
المطلب الأول: تحديد متغيرات النموذج	24
المطلب الثاني: صياغة الشكل الرياضي للنموذج	24
المطلب الثالث: تحديد التوقعات القبلية	25
المبحث الثاني: تقدير معلمات النموذج	**26**
المطلب الأول: تجميع البيانات	26
المطلب الثاني: التعامل مع مشاكل التجميع	26
المطلب الثالث: اختيار طريقة القياس الملائمة	27
المبحث الثالث: تقييم المعلمات المقدرة بالنموذج	**27**
المطلب الأول: المعايير الاقتصادية	27
المطلب الثاني: المعايير الإحصائية (اختبارات الرتبة الأولى)	27
المطلب الثالث: المعايير القياسية (اختبارات الرتبة الثانية)	28
تطبيقات محلولة	28
الفصل الثالث: أساليب التنبؤ	
تمهيد	30
المبحث الأول: أنواع التنبؤ	**30**
المطلب الأول: الأساليب النظامية في التنبؤ	30
المطلب الثاني: الأساليب غير النظامية	32
المبحث الثاني: التنبؤ العلمي ونماذج الانحدار	**33**

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المطلب الأول: تعريف التنبؤ العلمي	33
المطلب الثاني: أنواع التنبؤ العلمي	33
المطلب الثالث: مقدرة النموذج على التنبؤ	34
تطبيقات محلولة	34
الفصل الرابع: مفاهيم عامة في الاقتصاد القياسي	
تمهيد	36
المبحث الأول: تعريف القياس الاقتصادي ووظائفه	**36**
المطلب الأول: تعريف القياس الاقتصادي	36
المطلب الثاني: اختبار النظريات أو الفروض الاقتصادية	37
المطلب الثالث: بناء وتقدير النماذج القياسية الاقتصادية واختبارها	37
المطلب الرابع: التنبؤ وتحليل السياسات الاقتصادية	37
المبحث الثاني: نماذج الانحدار واختبار الفروض	**37**
المطلب الأول: نموذج الانحدار الخطي البسيط	37
المطلب الثاني: نموذج الانحدار المتعدد	44
المبحث الثالث: الاختبارات الإحصائية حول معنوية المعالم	**46**
المطلب الأول: النموذج الخطي البسيط	46
المطلب الثاني: النموذج الخطي المتعدد	48
تطبيقات محلولة	50
الفصل الخامس: تحليل التباين	
تمهيد	58
المبحث الأول: ماهية تحليل التباين	**58**
المطلب الأول: مفهوم تحليل التباين	58
المطلب الثاني: جدول تحليل التباين	59
المبحث الثاني: تحليل التباين لنماذج الانحدار	**60**
المطلب الأول: تحليل التباين في الانحدار الخطي البسيط	60
المطلب الثاني: تحليل التباين في الانحدار الخطي المتعدد	62
تطبيقات محلولة	64
الفصل السادس: مشاكل تحليل الانحدار	
تمهيد	70
المبحث الأول: مشكلة التعدد أو الامتداد الخطي	**70**
المطلب الأول: أسباب ظهور التداخل الخطي	70
المطلب الثاني: مؤشرات وجود التداخل الخطي	70

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المطلب الثالث: اختبارات الكشف عن الامتداد الخطي	71
المطلب الرابع: حلول مشكلة التعدد الخطي	71
المبحث الثاني: عدم تجانس تباين الخطأ	**72**
المطلب الأول: اختبارات الكشف عن عدم تجانس تباين الخطأ	72
المطلب الثاني: أنواع اختلاف التباين	74
المطلب الثالث: معالجة مشكلة اختلاف التباين	75
المبحث الثالث: مشكلة الارتباط الذاتي	**79**
المطلب الأول: اختبار دربين واتسون (*Durbin-Watson*)	79
المطلب الثاني: اختبار (*Breusch- Godfrey*) (*LM test*)	82
تطبيقات محلولة	84
الفصل السابع: الارتباط	
تمهيد	87
المبحث الأول: الارتباط بين المتغيرات الكمية	**87**
المطلب الأول: الارتباط الخطي البسيط	87
المطلب الثاني: الارتباط المتعدد والارتباط الجزئي	89
المطلب الثالث: العلاقة بين معاملات الارتباط البسيطة، الجزئية والمتعدد	92
المبحث الثاني: الارتباط وقياسه بين المتغيرات الكيفية	**93**
المطلب الأول: المقاييس الاحصائية لارتباط المتغيرات النوعية	93
المطلب الثاني: قياس الارتباط بين المتغيرات الاسمية	97
المطلب الثالث: الارتباط بين المتغيرات الترتيبية	99
تطبيقات محلولة	101
الفصل الثامن: النماذج غير الخطية	
تمهيد	103
المبحث الأول: النماذج القياسية غير الخطية	**103**
المطلب الأول: النموذج الخطي اللوغارتمي	103
المطلب الثاني: النموذج شبه اللوغارتمي	104
المطلب الثالث: النموذج المقلوب	105
المطلب الرابع: نموذج الانحدار متعدد الحدود	105
المبحث الثاني: اختيار الشكل الرياضي واختبار الاستقرارية الهيكلية	**106**
المطلب الأول: اختيار الشكل الدالي المناسب للنموذج القياسي	106
المطلب الثاني: اختبار شاو للتغير الهيكلي العام	107
تطبيقات محلولة	109

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الفصل التاسع: المتغيرات الوهمية	
تمهيد	**112**
المبحث الأول: مفاهيم عامة	112
المطلب الأول: مفهوم المتغيرات النوعية	112
المطلب الثاني: أسلوب استخدام المتغيرات النوعية في التحليل القياسي	112
المبحث الثاني: أهم النماذج للمتغيرات الوهمية	**115**
المطلب الأول: نموذج صفات وهمية متعددة كمتغير مستقل وهمي واحد دون وجود متغيرات مستقلة كمية	115
المطلب الثاني: نموذج أكثر من متغير مستقل نوعي دون وجود متغير مستقل كمي	118
المطلب الثالث: متغيرات مستقلة نوعية وكمية	119
المطلب الرابع: نموذج يحتوي على أكثر من متغير كمي وأكثر من متغير نوعي	121
تطبيقات	121
الفصل العاشر: النماذج المتخلفة زمنيا	
تمهيد	123
المبحث الأول: ماهية التخلف الزمني وأسباب وجوده	**123**
المطلب الأول: ماهية التخلف الزمني	123
المطلب الثاني: أسباب وجود الابطاء	124
المبحث الثاني: تقدير نماذج الابطاء	**124**
المطلب الأول: نموذج أدهوك (*Adhoc*)	124
المطلب الثاني: نموذج الابطاء الهندسي لـ: كويك (*Koyck*)	125
المطلب الثالث: نموذج التوقع المكيف لـ: كافان (*Cagan*)	128
المطلب الرابع: نموذج التعديل الجزئي لـ: نيرلوف (*Nerlove*)	129
المطلب الخامس: نموذج فترة الابطاء متعدد الحدود لـ: ألمون (*Almon*)	129
تطبيقات محلولة	132
الفصل الحادي عشر: النماذج الخطية ذات المعادلات الآنية	
تمهيد	139
المبحث الأول: مفاهيم عامة وأساسية حول نماذج المعادلات الآنية	**139**
المطلب الأول: الشكل الهيكلي للنموذج العام (*La Forme Structurelles*)	139
المطلب الثاني: الشكل المختصر (المختزل) للنموذج الكامل (*La Forme Réduite*)	141
المطلب الثالث: مشكلة التعرف(التشخيص)	142
المبحث الثاني: طرق تقدير نموذج المعادلات الآنية	**143**
المطلب الأول: طريقة المربعات الصغرى غير المباشرة (*MCI*)	144

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المطلب الثاني: طريقة المربعات الصغرى المضاعفة (*DMC*)	144
المطلب الثالث: طريقة المربعات الصغرى الثلاثية لزلنر (*Zellner*)	145
تطبيقات محلولة	146
قائمة المراجع	**152**
جداول احصائية	**155**
جدول التوزيع الطبيعي الممركز المعياري	156
جدول توزيع ستيودنت	157
جدول التوزيع لـ: كاي -دو	158
جدول التوزيع لـ: فيشر	159
القيم الحرجة لـ: داربين - واتسون	161
القيم الحرجة لاختبار R	164
القيم الحرجة لإحصاءة سبيرمان	165

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

مقدمة عامة

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الاقتصاد القياسي التطبيقي يهدف إلى تطبيق نظرية القياس الاقتصادي على الميادين الاقتصادية لاختيار العلاقات الاقتصادية. والتنبؤ كذلك بالظواهر الاقتصادية وذلك للخروج بنتائج تساعد على عملية اتخاذ القرار في إطار السياسات الاقتصادية، والهدف الأساسي من معظم البحوث القياسية هو تحليل وتقييم العلاقات بين مجموعة من المتغيرات بغرض الوصول إلى صيغة تصف هذه العلاقات، وتعتبر أساليب تحليل الانحدار من أهم وأقوى أساليب التحليل الإحصائي لهذه المتغيرات. وتستخدم أساليب الانحدار في معظم أنواع البحث العلمي التي غالبا ما تضم متغيرات تابعة يمكن التنبؤ بها من متغيرات أخرى تعرف بالمتغيرات المفسرة.

سنحاول في هذه المطبوعة تقديم مفاهيم عامة حول نمذجة التصرفات الاقتصادية في شكل نموذج إحصائي وقياسي، يشرح ويوضح مختلف العلاقات الاقتصادية فيما بينها، أو ما يسمى بنموذج القياس الاقتصادي، وحتى نتمكن من قبول أو رفض هذا البناء الإحصائي والاقتصادي للنموذج نعتمد على ثلاثة معايير وهي: المعايير الاقتصادية المعروفة مسبقا، والتي تحدد بواسطة مبادئ النظرية الاقتصادية، حيث تتعلق بإشارة وحجم مقدرات المعالم، المعايير الإحصائية أو ما يسمى بمعايير النظرية الإحصائية، وآخر هذه المعايير هو مقاييس نظرية القياس الاقتصادي والمعروفة بواسطة نظرية القياس الاقتصادي.

لقد كان نتيجة لتطور علم الاقتصاد وظهور نظريات عديدة تحاول تفسير الظواهر الاقتصادية والتنبؤ بأثر التغير في بعض المتغيرات على بعضها الأخر، ولكون هذه النظريات تتصف بطابع المعرفة النوعية (الوصفية) (***Qualitative***)، وبالتالي يتعذر استخدامها في التنبؤ واتخاذ القرارات إضافة إلى أنها استنتاجات منطقية معينة غير معروف مقدما فيما إذا كانت تنطبق أولا تنطبق على الواقع الذي تزعم النظرية تفسيره بالإضافة إلى الصياغات التي تقدمها النظرية الاقتصادية[1].

SAHLA MAHLA

وتحتل النماذج الاقتصادية الكلية مكانة وموضعا أساسيا (مهما) في الدراسات الاقتصادية الحديثة، وهذا راجع إلى تطور الطرق الإحصائية المطبقة على الاقتصاد.

ويمكن أن يعرف النموذج الاقتصادي بأنه عبارة عن استخدام اللغة الرياضية لإعادة صياغة موضوع النموذج وهذا في شكل نظام يبين السببية أي (علة – معلول) والبنيوية – التشكيلية في عناصر الموضوع الأصلي[2].

وتقسم في الوقت الحاضر النماذج الاقتصادية الكلية إلى ثلاث فئات:

1 -النماذج النظرية – التحليلية الكلية (***Aggreated***) للنمو الاقتصادي.

2 -النماذج التطبيقية ذات الغرض الواحد تتعلق بهيكل العلاقات الإنتاجية المتبادلة بين القطاعات.

3 -النماذج الاقتصادية القياسية المفصلة ذات الأغراض المتعددة.

يعتبر هذا المقياس كغيره من المقاييس وحتى يتمكن الطالب من فهمه بكل سهولة لابد من ادراك بعض المعارف، خاصة منها المتعلقة بـ: الاحصاء الوصفي (مقاييس النزعة المركزية، مقاييس التشتت، مقاييس الشكل وغيرها)، الاحصاء الرياضي (المتغيرات العشوائية ومختلف التوزيعات الاحتمالية سواء كانت منفصلة أو مستمرة إضافة إلى طرق التقدير، المعاينة واختبار الفرضيات، ...)، الرياضيات (الدوال بمختلف اشكالها، الاشتقاق، ...) والركيزة الأساسية التي يجب على الطالب محاولة التحكم فيها هي برمجية "***Eviews 7.0***" ولا يمكنه بلوغ هدفه هذا إلا من خلال التحكم فيه.

---

[1] أموري هادي كاظم الحسناوي: "**طرق القياس الاقتصادي**"، دار وائل للنشر، عمان، ص 7.

[2] ف. س. دادايان: "**النماذج الاقتصادية العالمية**"، ديوان المطبوعات الجامعية 1992، ص85.

وتظهر أهمية الحزمة الاحصائية (***Eviews***)في أنه يجمع مجموعة متكاملة من البرامج التي تمكن الباحث من استخدام هذه الطرق القياسية في معالجة مشاكل القياس بسبب الجزء العشوائي. وذلك من خلال التقدير القياسي (***Econometric***) واستعراض مظاهر مختلفة لعرض نتائج هذه الطرق القياسية (***Views***) ومن هنا جاء اسم البرنامج (***Eviews***). وتتسلسل خطوات التعامل مع بيانات المتغيرات الاقتصادية من ما يعرف بالتحليل الإحصائي الوصفي للبيانات ثم التحليل الكمي القياسي لها.

يعتبر برنامج التحليل الإحصائي (***Eviews***)أحد البرامج الإحصائية التي زاد استخدامها من قبل الباحثين للقيام بالتحليلات الإحصائية، ويستخدم البرنامج في كثير من المجالات العلمية والتي تشمل على سبيل المثال، العلوم الاقتصادية، العلوم الإدارية والاجتماعية والهندسية والزراعية. حيث قمنا بتقسيم هذه المطبوعة إلى احدى عشر فصلا، وهي على النحو التالي:

الفصل الأول: مقدمة عن برنامج ***Eviews 7.0*** حيث تم تقسيمه إلى مبحثين، المبحث الأول: ماهية البرنامج وكيفية انشاء وادخال البيانات، أما المبحث الثاني: ادخال البيانات والمعالجة الاحصائية لها.

الفصل الثاني: النمذجة ومنهجية البحث في الاقتصاد القياسي، هو الآخر تم تقسيمه إلى ثلاثة مباحث وهي: المبحث الأول: تعيين النموذج أما المبحث الثاني: تقدير معلمات النموذج في حين خصص المبحث الثالث إلى: تقييم المعلمات المقدرة بالنموذج.

الفصل الثالث: أساليب التنبؤ، وتم تقسيمه إلى مبحثين: المبحث الأول: أنواع التنبؤ أما المبحث الثاني: التنبؤ العلمي ونماذج الانحدار.

الفصل الرابع: مفاهيم عامة في الاقتصاد القياسي، هو الآخر تم تقسيمه إلى ثلاثة مباحث وهي: المبحث الأول: تعريف القياس الاقتصادي ووظائفه، المبحث الثاني: نماذج الانحدار واختبار الفروض، المبحث الثالث: الاختبارات الإحصائية حول معنوية المعالم.

الفصل الخامس: تحليل التباين، وتم تقسيمه إلى مبحثين: المبحث الأول: ماهية تحليل التباين أما المبحث الثاني تم تخصيصه إلى: تحليل التباين لنماذج الانحدار.

الفصل السادس: مشاكل تحليل الانحدار، تم تقسيمه إلى ثلاثة مباحث وهي: المبحث الأول: مشكلة التعدد أو الامتداد الخطي، المبحث الثاني: عدم تجانس تباين الخطأ، المبحث الثالث: اختبار نظرية انعدام الارتباط الذاتي.

الفصل السابع: الارتباط، وتم تقسيمه إلى مبحثين وهما: المبحث الأول: الارتباط بين المتغيرات الكمية، المبحث الثاني: الارتباط وقياسه بين المتغيرات الكيفية.

الفصل الثامن: النماذج غير الخطية، وتم تقسيمه إلى مبحثين وهما: المبحث الأول: النماذج القياسية غير الخطية، المبحث الثاني: اختيار الشكل الرياضي واختبار الاستقرارية الهيكلية.

الفصل التاسع: المتغيرات الوهمية، هو الآخر تم تقسيمه إلى مبحثين وهما: المبحث الأول: مفاهيم عامة حول المتغيرات الوهمية، المبحث الثاني: أهم النماذج للمتغيرات الوهمية

الفصل التاسع: النماذج المتخلفة زمنيا، هو الآخر تم تقسيمه إلى مبحثين وهما: المبحث الأول: ماهية التخلف الزمني وأسباب وجوده، المبحث الثاني: تقدير نماذج الابطاء.

الفصل الحادي عشر: النماذج الخطية ذات المعادلات الآنية ، هو الآخر تم تقسيمه إلى مبحثين وهما: المبحث الأول: مفاهيم عامة وأساسية حول نماذج المعادلات الآنية، المبحث الثاني: طرق تقدير نموذج المعادلات الآنية.

SAHLA MAHLA

إضافة الى احتواء كل فصل من هذه الفصول على مجموعة من الامثلة التدعيمية لفهم الدروس، ومجموعة من التطبيقات المحلولة.

الفصل الأول: مقدمة عن برنامج *Eviews 7.0*
تمهيد
المبحث الأول: ماهية البرنامج وكيفية انشاء وادخال البيانات
المطلب الأول: كيفية إنشاء ملف (*Creating Workfile*)
المطلب الثاني: إدخال بيانات السلاسل الزمنية
المبحث الثاني: ادخال البيانات والمعالجة الاحصائية
المطلب الأول: إدخال البيانات (*Data Entering*)
المطلب الثاني: المعالجة الاحصائية للبيانات
المطلب الثالث: إنشاء وحذف المتغيرات والعمليات على المتغيرات الموجودة.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تمهيد:

الاقتصاد القياسي ونماذجه المختلفة يهتم بدراسة العلاقات بين مختلف المتغيرات الاقتصادية، التي لها خاصية هامة وهو اعتبارها متغيرات عشوائية، أي يوجد جزء من مكوناتها لا يمكن تفسيره ولذا توجد بعض الطرق القياسية لمعالجة هذا الجزء العشوائي. وتظهر أهمية الحزمة الاحصائية (*Eviews*)في أنه يجمع مجموعة متكاملة من البرامج التي تمكن الباحث من استخدام هذه الطرق القياسية في معالجة مشاكل القياس بسبب هذا الجزء العشوائي. وذلك من خلال التقدير القياسي (*Econometric*) واستعراض مظاهر مختلفة لعرض نتائج هذه الطرق القياسية (*Views*) ومن هنا جاء اسم البرنامج (*Eviews*). وتتسلسل خطوات التعامل مع بيانات المتغيرات الاقتصادية من ما يعرف بالتحليل الإحصائي الوصفي للبيانات ثم التحليل الكمي القياسي لها[3].

التحليل الإحصائي الوصفي (*Descriptive Statistics*):

- مقاييس النزعة المركزية (الوسط – الوسيط – المنوال، ... إلخ)؛
- مقاييس التشتت (التباين – الانحراف المعياري – التفرطح – الالتواء).

لإجراء التحليل القياسي للعلاقات بين المتغيرات الاقتصادية يفضل الباحث توفر أساليب توجيه للمعالجة التحليلية، فعل سبيل المثال عند رغبة الباحث الدراسة القياسية للكمية المطلوبة والسعر ومدى مطابقة البيانات للنظرية الاقتصادية، يمكن من خلال هذا البرنامج تكوين مجموعة من بيانات المتغيرات ثم عرض هذه المجموعة على الأشكال التالية:

- عرض بياني: خط – منحنى – شكل انتشار نقطي؛
- علاقات ارتباطيه خطية: معامل الارتباط البسيط – مصفوفة الارتباط؛
- المكونات العشوائية لبيانات السلاسل الزمنية؛
- الاختبارات الاحصائية للعلاقات؛

SAHLA MAHLA
مذكرات التخرج في الجزائر

في النهاية يقوم الباحث بتقدير العلاقات بين المتغيرات سواء ذات المعادلة الواحدة أو ذات النظام متعدد المعادلات. وتشمل هذه المرحلة القسمان الأساسيان في الاستدلال الاحصائي وهما التقدير واختبارات الفروض الإحصائية حول المعالم.

ولاستخدام برنامج (*Eviews*). توجد طريقتين للتعامل مع البرنامج:

1 - الاختيار من قائمة الخيارات مثل أي برنامج من البرامج التي تستخدم أسلوب النوافذ؛

2 - التعامل الفعال باستخدام أوامر البرنامج وذلك في شاشة كتابة الأوامر.

تتكون ملفات البرنامج من عدة أنواع منها:

- ملف العمل؛
- ملف قواعد البيانات؛
- ملف البرمجة؛
- ملف النص.

---

[3] لمعلومات أكثر أنظر:

-خالد محمد السواعي: "**أساسيات القياس الاقتصادي باستخدام *Eviews***"، دار الكتاب الثقافي، الأردن، 2011.

-دليل البرنامج الإحصائي "***Eviews***".

وتتمثل أهم خطوات استخدام البرنامج:

- انشاء ملف العمل في ذاكرة البرنامج؛
- إدخال البيانات؛
- استعراض ومراجعة البيانات ومن ثم تصحيح الاخطاء؛
- استحداث المتغيرات الجديدة للتحويلات الرياضية؛
- إجراء التقدير القياسي؛
- حفظ ملف العمل.

المبحث الأول: ماهية البرنامج وكيفية انشاء وادخال البيانات.

يعتبر برنامج التحليل الإحصائي (*Eviews*)أحد البرامج الإحصائية التي زاد استخدامها من قبل الباحثين للقيام بالتحليلات الإحصائية، ويستخدم البرنامج في كثير من المجالات العلمية والتي تشمل على سبيل المثال، العلوم الاقتصادية، العلوم الإدارية والاجتماعية والهندسية والزراعية.

والصفحة الرئيسة لهذا البرنامج موضحة في الشكل التالي:

سطر العنوان (*Title Bar*): يتضمن اسم البرنامج.

القائمة الرئيسية (*Main Menu*): تحتوي على العديد من القوائم والتي تتضمن مختلف الوظائف التي يمكننا البرنامج من استعمالها.

نافذة التحكم (*Command Window*): عبارة عن شريط ابيض موجود في البرنامج الكلي نستطيع من خلاله القيام ببعض العمليات كـ: ادخال البيانات.

النافذة العملية (*Work Area*): تقع في وسط البرنامج وتحتوي على ملف العمل الجاري.

وضع مجرى العمل (*Status line*): يحتوي على مجموعة من القوائم والتي تمدنا بمجموعة من المعلومات، وهي:

رسالة النافذة (*Message Area*).

مكان حفظ الحزمة (*Default Directory*).

(*Default Database*).

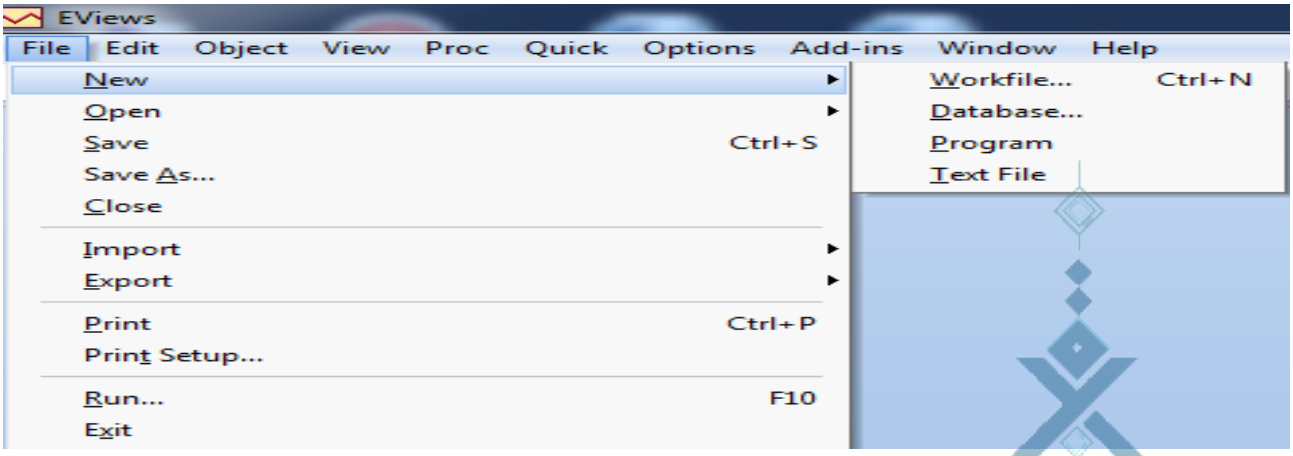
ملف العمل (*Current Workfile*).

المطلب الأول: كيفية إنشاء ملف (*Creating Workfile*).

الخطوة الأولى في العمل على هذا البرنامج تتمثل في إنشاء ملف وذلك كالتالي: من قائمة البرامج يتم فتح برنامج (*Eviews*) ثم اختر:

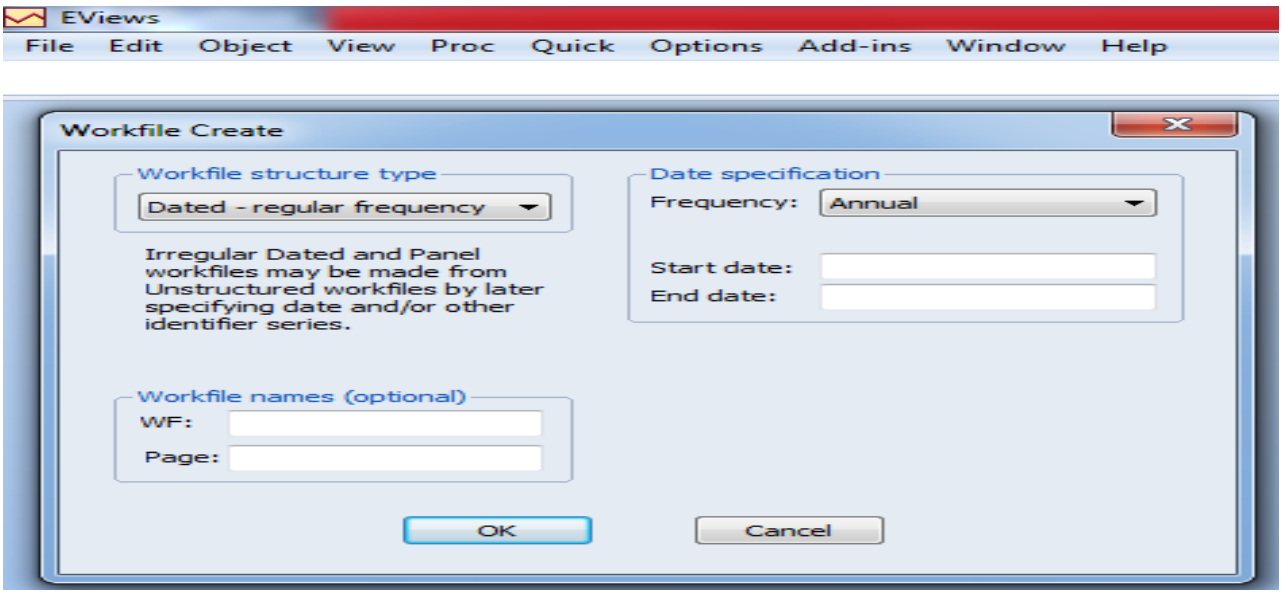
File ⟶ ***New*** ⟶ ***Workfile***

كما هو موضح في الشكل التالي:

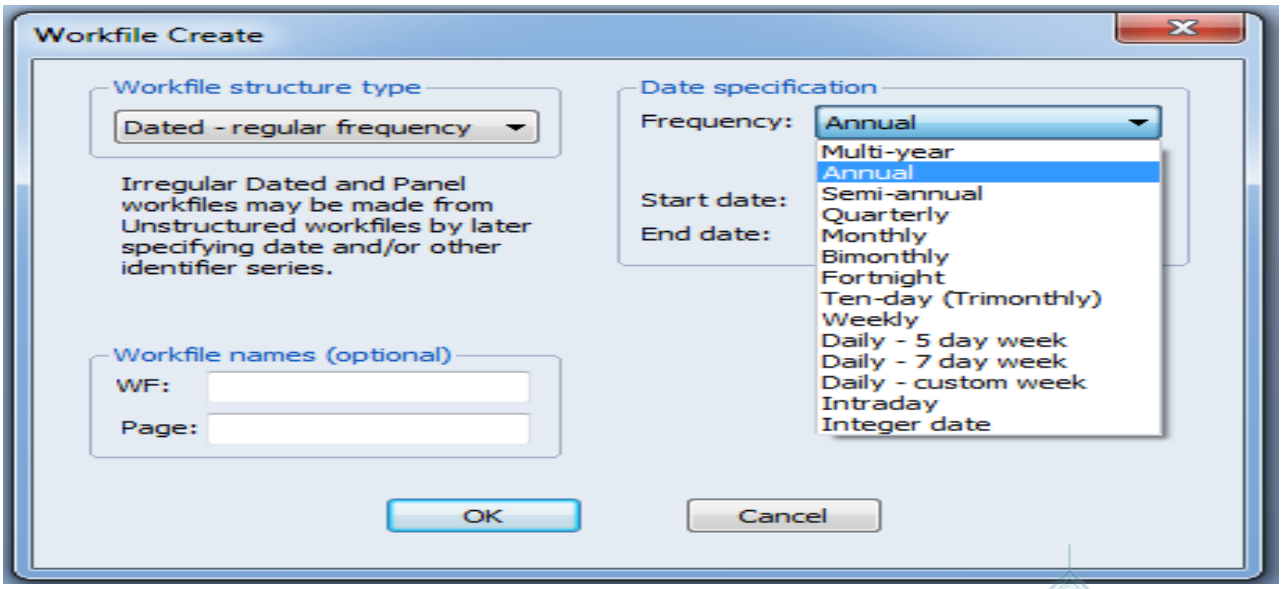


نقوم بالضغط على *Workfile*.

فتظهر لك شاشة توضح مدى الملف الذي تريد إنشائه وذلك يعتمد على نوع البيانات التي لديك هل هي بيانات سلسله زمنيه (سنوية، نصف سنوية، ربع سنوية، شهريه، أسبوعيه، يوميه) أو بيانات غير مؤرخه (الشاشة التي تظهر أمامك تعطينا بيانات السلسلة الزمنية السنوية مباشرة) كما يظهر من الشكل التالي:



الشكل السابق يحتوي على خانتين أساسيتين وهما نقطة بداية البيانات (***Start date***) ونقطة نهاية المعطيات (***End date***)، وإذا أردنا تغيير طبيعة المعطيات، من الشاشة السابقة نضغط على (***Annual***) فيظهر لنا:



الشكل أعلاه يبين لنا أنه بإمكاننا ادخال عدة أنواع من المعطيات ومن بينها: متعددة السنوات، السنوية، السداسية، الثلاثية، الشهرية، الاسبوعية والبيانات غير المؤرخة.

المطلب الثاني: إدخال بيانات السلاسل الزمنية.

- **البيانات متعددة السنوات:** إذا كانت البيانات دورية ودورها أكبر من سنة أي أنها تتكرر كل سنتين أو أكثر، فإنه يمكن كتابتها رقمين مثل: (80، 06) أو أربعة أرقام مثل (1980، 2006).

مثل:

Start date: 1980 *End date*: 2006

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

- **البيانات السنوية:** نفس الأمر بالنسبة للبيانات السنوية مع مراعاة أن الدور هنا هو سنة واحدة.
- **البيانات النصف سنوية (السداسية):** تكتب السنة ثم (نقطتان رأسيتان أو فاصلة أو نقطه) ثم رقم الربع ثم (نقطتان رأسيتان أو فاصلة أو نقطه) مثل: 2006.1.ونفس الشيء بالنسبة للبيانات الربع سنوية، البيانات الشهرية.

مثل:

Start date 1998:1 *End date* 2008:4

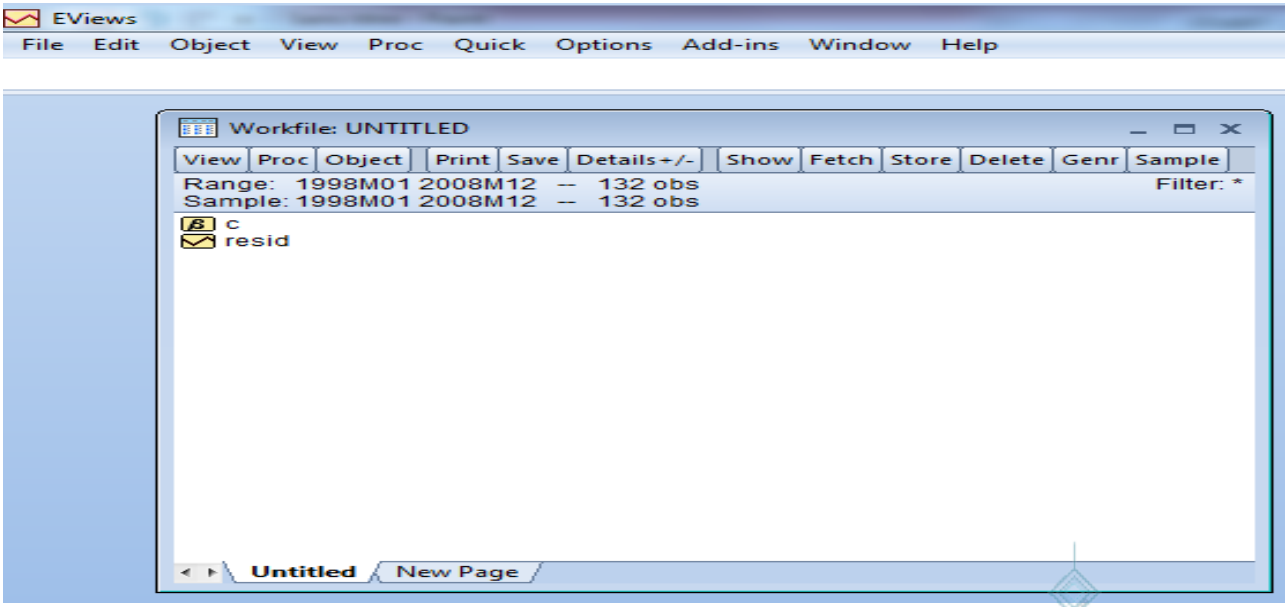
- **البيانات الأسبوعية واليومية:** يكتب الشهر ثم (سلاش (/) أو فاصلة) ثم يكتب اليوم ثم (سلاش (/) أو فاصلة) ثم تكتب السنة.

مثل: البيانات الاسبوعية.

Start date 1/1/1998 *End date* 12/4/2008

- **البيانات غير المؤرخة:** نحدد مباشرة نقطة البداية ونقطة النهاية.

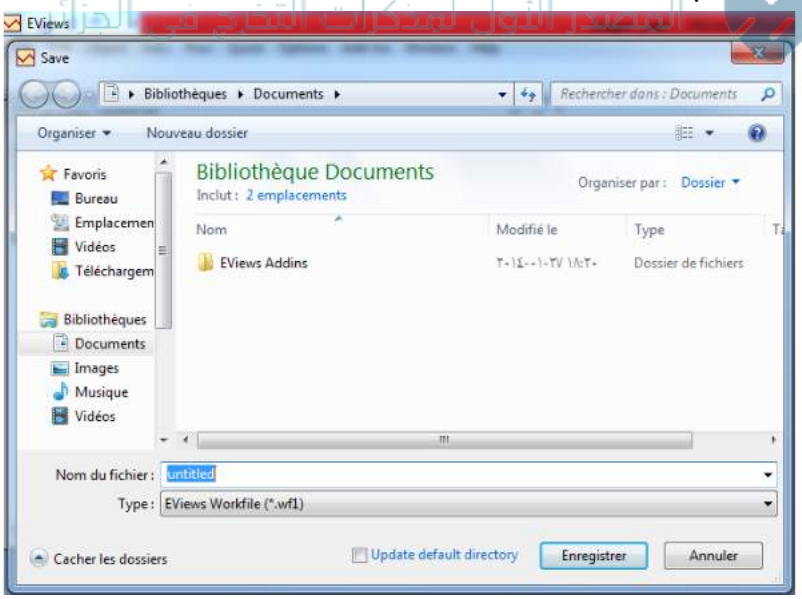
بعد الانتهاء من تحديد نوع البيانات (وبافتراض أن البيانات شهرية وتمتد من: شهر جانفي 1998 إلى غاية ديسمبر 2008) وبعد تحديد تاريخ البداية والنهاية والضغط على ***(Ok)*** يظهر لك الشكل التالي:



بعد الانتهاء من ادخال البيانات واعطاء الأمر(***Ok***) سوف يظهر شباك ويكون غير مسمى (***UNTITLED***) (الشكل السابق) لأننا لم نحفظ ملف العمل بعد. ويظهر في الشباك ايقونتين، وهما:

- *C* عبارة عن متجهة المعاملات التي سوف تقدر.
- *Resid* عبارة عن سلسلة البواقي.

يمكن حفظ ملف العمل الذي بين يدك وذلك من خلال النقر على خانة (***Save***) وبعدها يظهر لك النافذة التالية والتي يمكنك من خلالها تسمية الملف وحفظه.



المبحث الثاني: ادخال البيانات والمعالجة الاحصائية.

المطلب الأول: إدخال البيانات (*Data Entering*).

يتم إنشاء البيانات في برنامج (***Eveiws***) بإحدى الطريقتين:

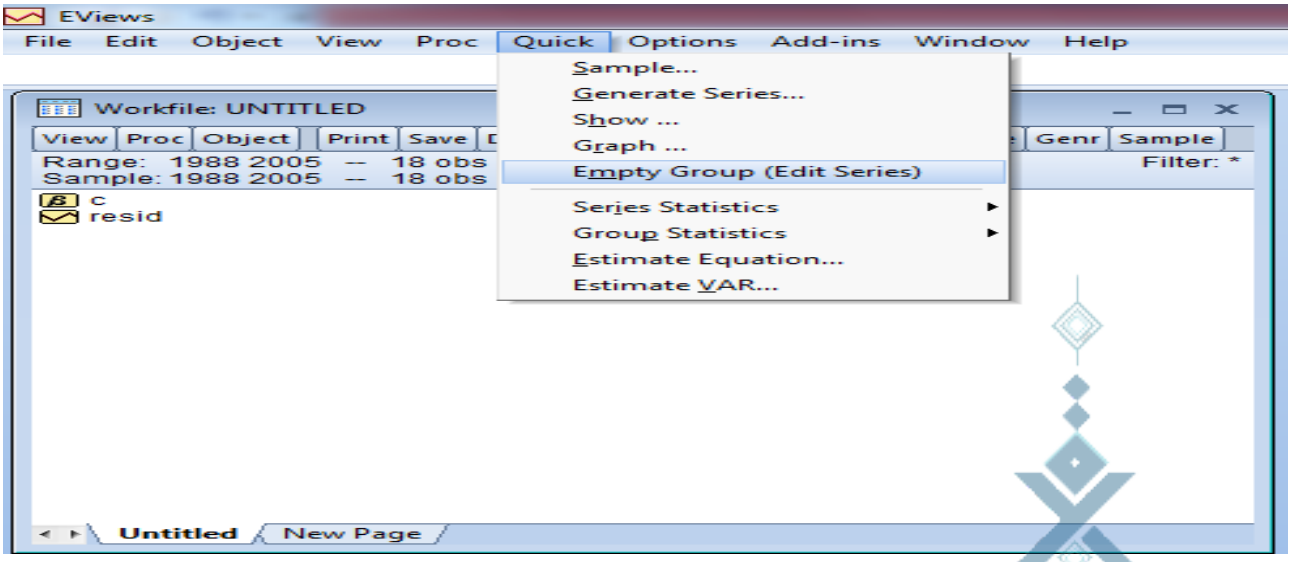
1 -بنقل بيانات محفوظة من ملف آخر تم إنشاؤه على برنامج (***Excel***)أو (***Text***)؛

2 -عن طريق إدخالها يدويا في الملف الذي تم إنشاؤه (***Workfile***).

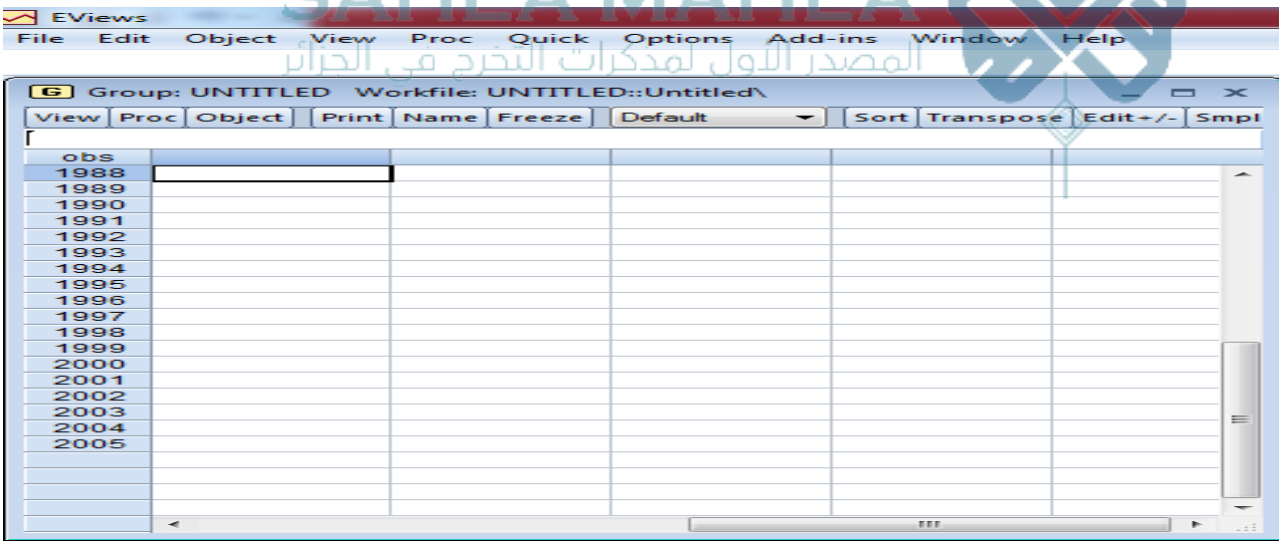
بالنسبة للطريقة الأولى وفي برنامج (***Eviews 7.0***) يتم مباشرة نسخ المعطيات ونقلها للبرنامج. أما بالنسبة للطريقة الثانية فإنه لإدخال البيانات لابد أن يكون لديك ملف تم تكوينه حسب البيانات التي لديك (سنوية، ثلاثية، شهريه، ...الخ). من قائمة شريط الأوامر أختر:

Quick ⟶ Empty Group (Edit Series)

كالتالي:



بعد النقر على الخانة السابقة ستظهر لك الصفحة التالية:



SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

والتي يمكنك إدخال بياناتك فيها ثم حفظها. يمكن تسمية الأعمدة من خلال الضغط على خانة (***Name***) ثم كتابة اسم المتغير (***x, y, ...***) ثم الضغط على (***Ok***).

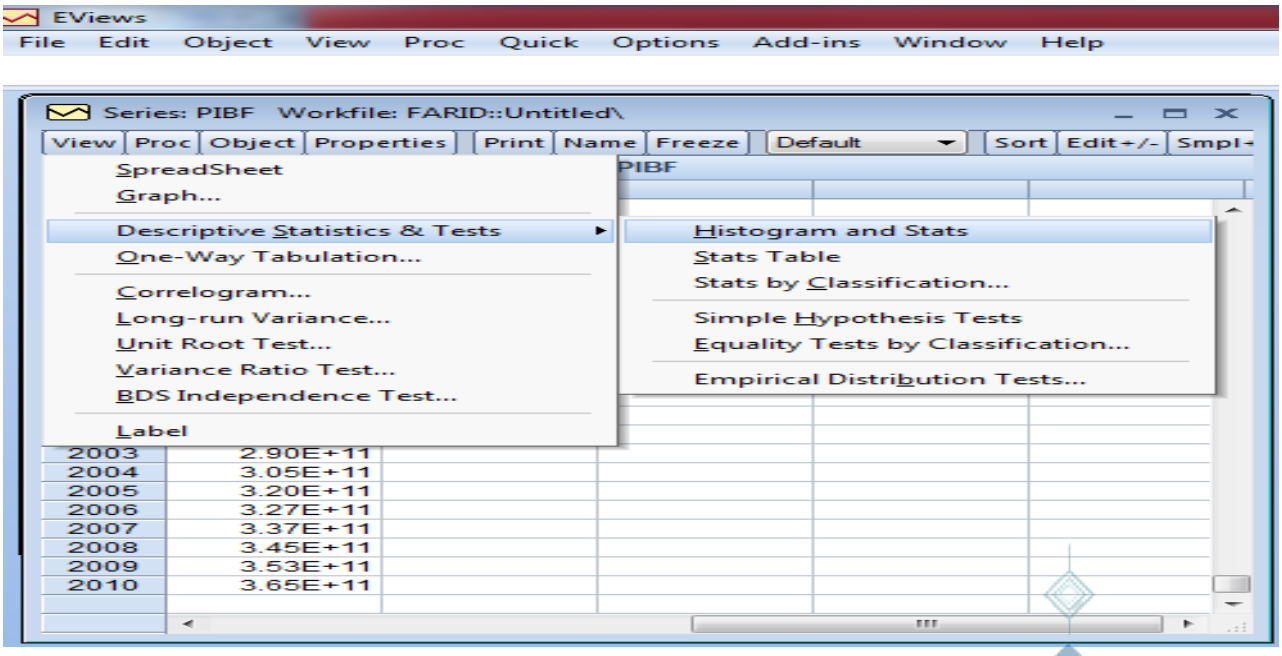
المطلب الثاني: المعالجة الاحصائية للبيانات.

1 -شكل التوزيع للبيانات (*Histogram*):

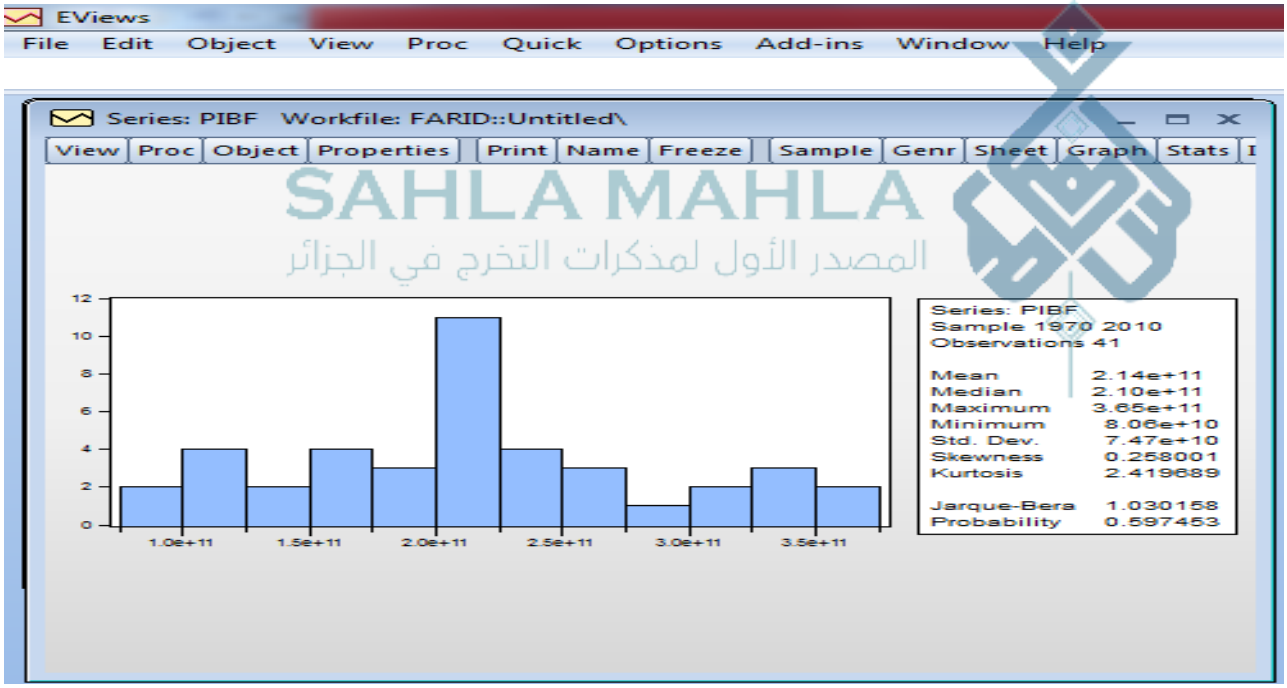
لإيجاد شكل التوزيع لمتغير معين نقوم بفتح صفحة تلك المتغير وبعدها نقوم بالنقر على:

View ⟶ Descriptive Statistics & Tests ⟶ Histogram and Stats

وذلك كما هو موضح بالشكل التالي:



وبعد الضغط على (*Ok*) يظهر لنا الشكل التالي:



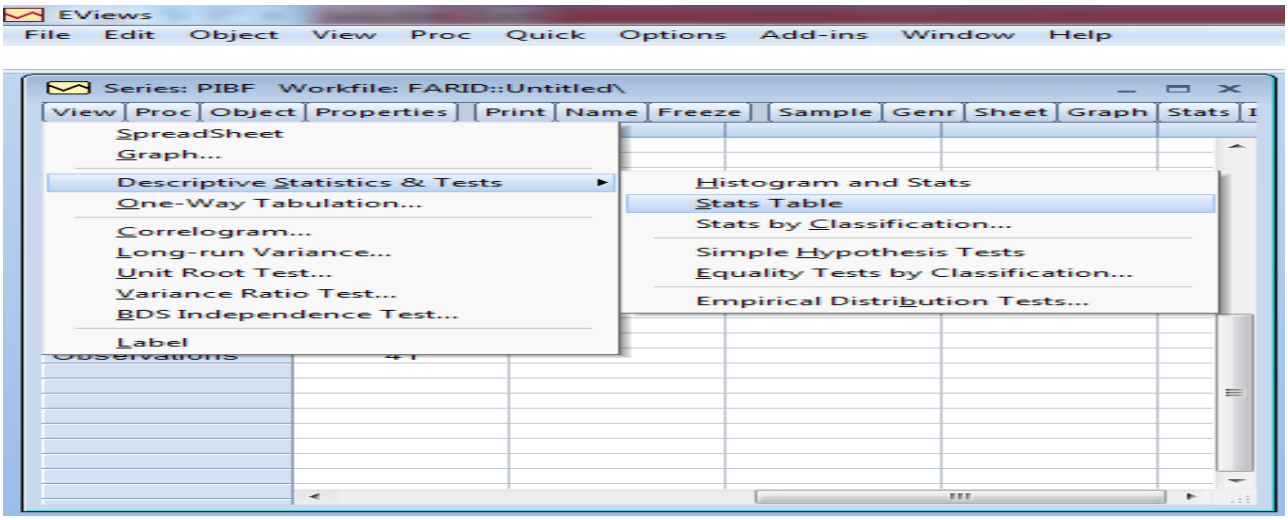
والشكل أعلاه يبين لنا العديد من المقاييس الاحصائية، من بينها: اسم المتغير، حجم العينة، المتوسط، الوسيط، القيمة القصوى، القيمة الدنيا، الانحراف المعياري ومقاييس الشكل.

2 -الخصائص الإحصائية للبيانات:

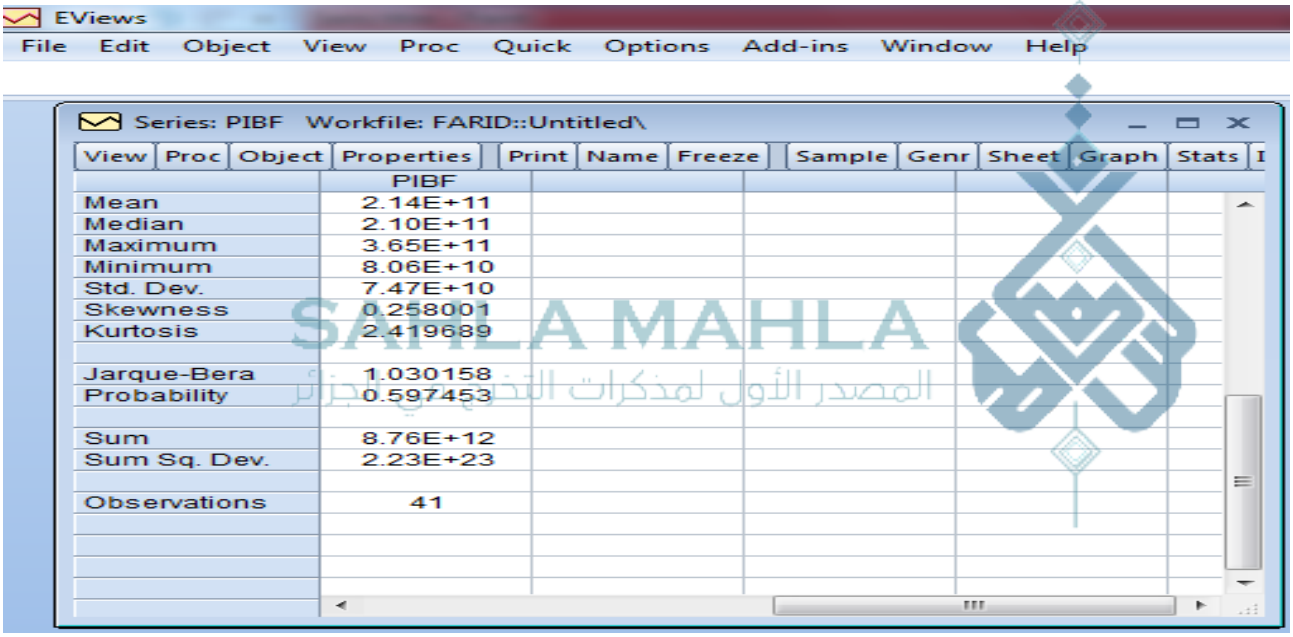
لإيجاد الخصائص الإحصائية للمتغيرات افتح البيانات ثم أنقر على:

View ⟶ ***Descriptive Statistics & Tests*** ⟶ ***Stats Table***

كما هو موضح بالشكل التالي:



وبعد الضغط على (***Ok***) يظهر لنا الشكل التالي:



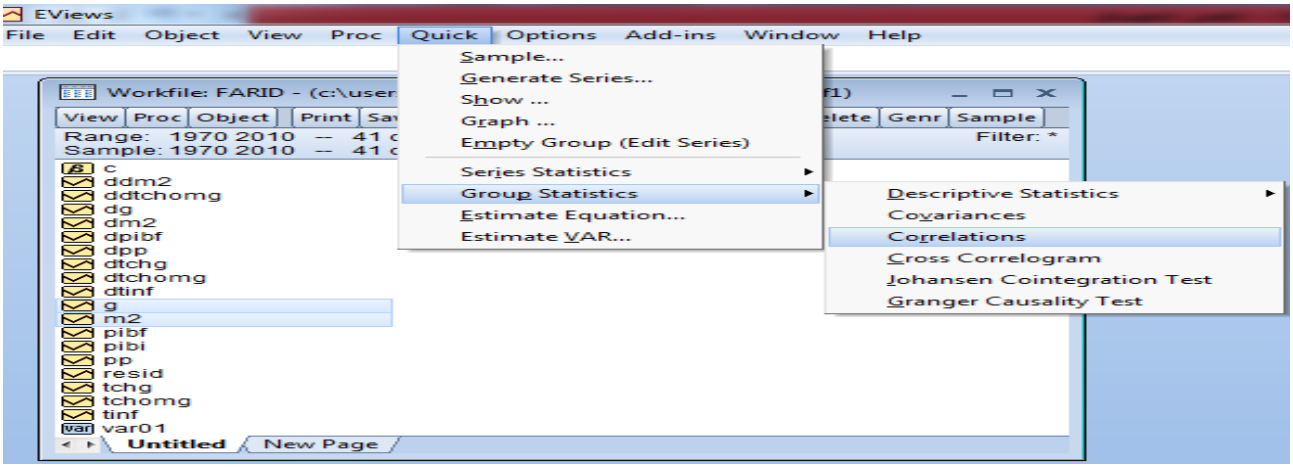
SAMIA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

3 -إيجاد مصفوفة الارتباط والتغاير بين المتغيرات:

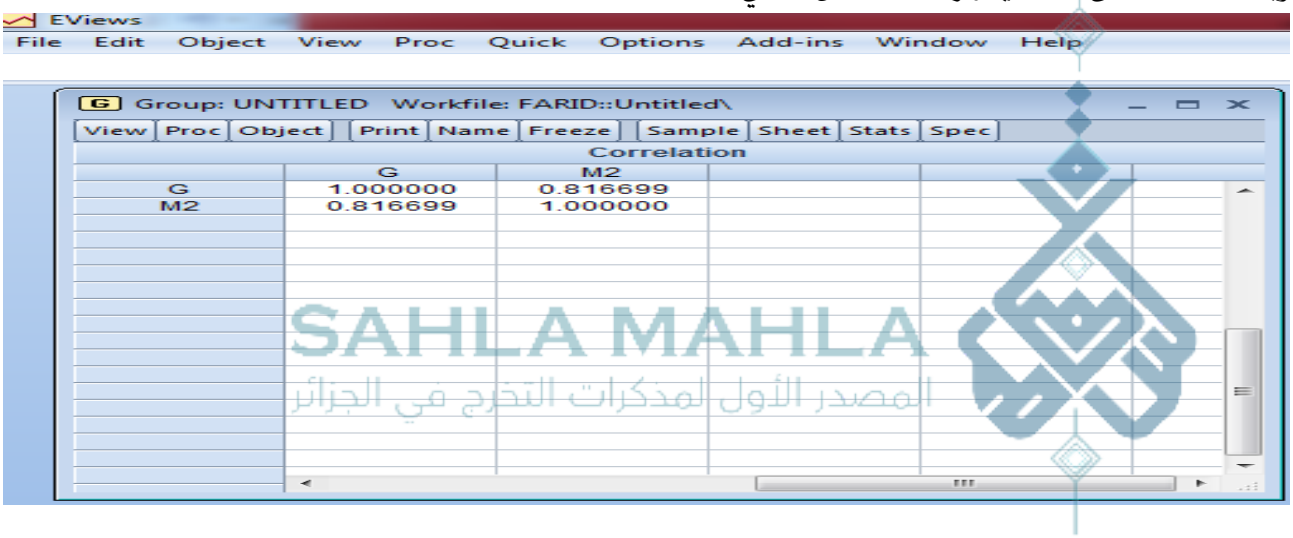
يمكنك ايجاد مصفوفة الارتباط أو التغاير باتباع الأوامر التالية:

Quick ⟵ ***Group Statistics*** ⟵ ***Correlations (Covarianses)***

وذلك كما هو موضح بالشكل التالي:



وبعد الضغط على ***(Ok)*** يظهر لنا الشكل التالي:

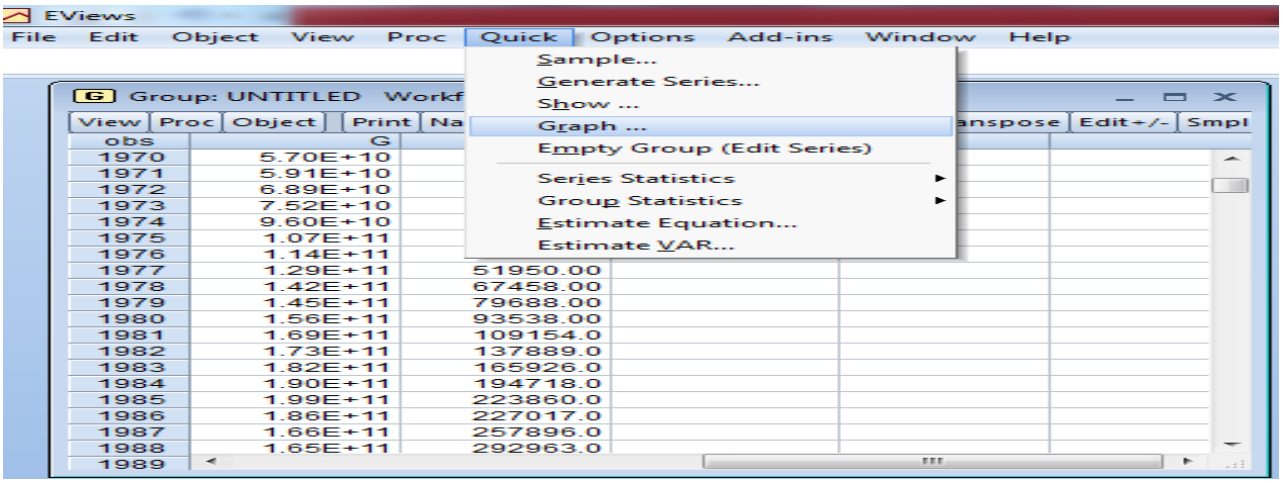


4 -رسم المتغيرات:

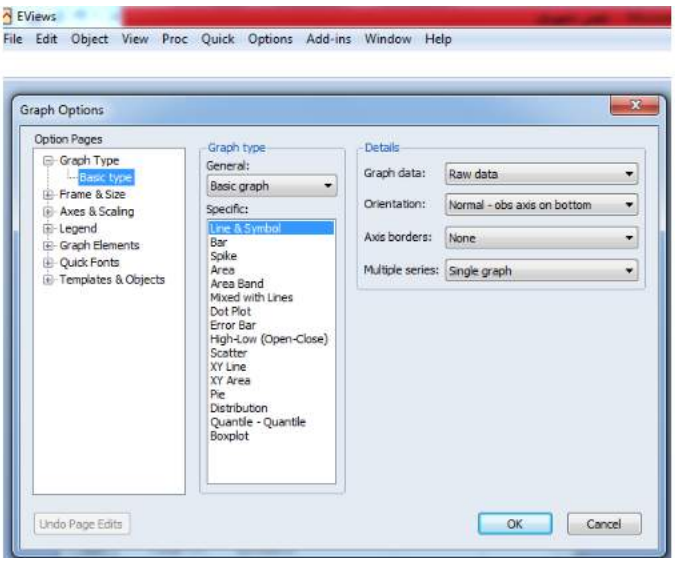
هناك طريقتين للرسم بعد اختيار السلسلة أو السلاسل التي يراد رسمها :

1 -من شريط القوائم:

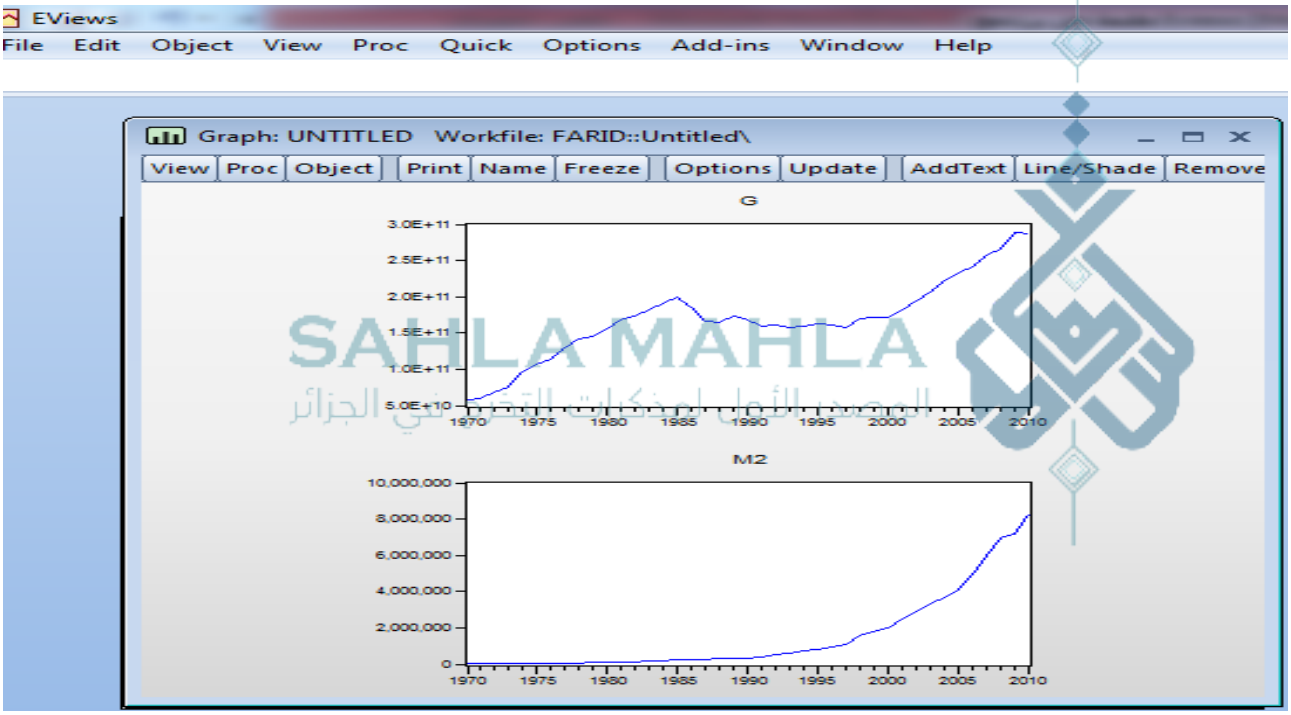
Quick ⟶ graph



وبعد النقر على ***(Ok)*** يظهر لنا:



وبعد اختيار الشكل المناسب ننقر على ***(Ok)*** فيظهر:



2 -من الشريط أعلى صفحة البيانات: نختار ***(View)*** ثم نختار ***(multigraph)***. ونحدد شكل الرسم البياني (انتشار، انحدار، أعمدة، ... الخ)

المطلب الثالث: إنشاء وحذف المتغيرات والعمليات على المتغيرات الموجودة.

1 -إنشاء وحذف المتغيرات:

يمكن انشاء متغيرات جديده وذلك بفتح الملف الذي تريد انشاء المتغير فيه ثم انشاء اسم المتغير بإحدى الطريقتين:

1 -باستخدام نافذة البرنامج وذلك بكتابة ***(genr)*** ثم اسم المتغير المراد إنشائه.

2 -اختيار الأمر التالي من قائمة أوامر البرنامج ***(Quick/Generate Series)*** أو الضغط على ***(Genr)*** من قائمة أوامر نافذة الملف.

لحذف متغير من الملف ظلل المتغير المراد حذفه ثم اختر الأمر التالي من شريط أدوات الملف:

Objects ⟵ ***Delete Selected*** ⟵ ***Yes***

2 -اجراء عمليات على متغيرات موجودة:

يمكن اجراء العمليات الجبرية على المتغيرات المدخلة عن طريق:

(*Quick – Generate Series*) واختصارها **(*Genr*)**. ثم تحت خانة **(*Enter Equation*)** نضع رمز السلسلة الجديدة ثم علامة المساواة ثم العملية الحسابية المطلوبة.

ويمكن اجراء العمليات الحسابية الاساسية مباشرة:

1 -الجمع (+).

2 -الطرح (-).

3 -الضرب (×).

4 -القسمة (/).

5 -الرفع إلى قوة (^).

مثال:

Genr y = (x+z)
Genr y = (x-z)
*Genr y = (x*z)*
Genr y = (x/z)
Genr y = (x^2)
Genr y= log(x)

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

بالنسبة للعمليات الاحصائية الأخرى مثل المتوسط **(*mean*)**، أو اللوغاريتم **(*log*)**، أو المعكوس **(*inv*)**، أو معدل التغير **(*pch*)** كما يلي: بأن نضع رمز السلسلة المطلوبة ثم علامة المساواة ثم رمز **(@)** ثم اختصار العملية المطلوبة ثم السلسة الاصلية التي نجري عليها العملية بين قوسين كما يلي :

(*S=@inv(X)*) لإجراء معكوس القيم في **(*X*)**.

الفصل الثاني: النمذجة ومنهجية البحث في الاقتصاد القياسي
تمهيد
المبحث الأول: تعيين النموذج
المطلب الأول: تحديد متغيرات النموذج
المطلب الثاني: صياغة الشكل الرياضي للنموذج
المطلب الثالث: تحديد التوقعات القبلية
المبحث الثاني: تقدير معلمات النموذج
المطلب الأول: تجميع البيانات
المطلب الثاني: التعامل مع مشاكل التجميع
المطلب الثالث: اختيار طريقة القياس الملائمة
المبحث الثالث: تقييم المعلمات المقدرة بالنموذج
المطلب الأول: المعايير الاقتصادية
المطلب الثاني: المعايير الإحصائية (اختبارات الرتبة الأولى)
المطلب الثالث: المعايير القياسية (اختبارات الرتبة الثانية)
تطبيقات محلولة

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تمهيد:

العلاقات التي تحددها النظرية الاقتصادية والتي يمكن قياسها كميا هي في الغالب علاقات سببية. ولذلك فهناك مجموعة من معادلات النماذج الاقتصادية لا حاجة لنا لتقديرها وتلك هي المعادلات التعريفية مثل شروط التوازن والتي تعتبر في الواقع متطابقات وليست معادلات، مثال ذلك معادلة الدخل القومي حيث: $Y = G$، هي تعبير رياضي عن تعريف حجم الدخل (Y)، نستخدم (≡) بدلا من (=) حيث تعني الأولى أن الطرفان متطابقان أي متساويان بالتعريف، فهي إذن معادلة تعريفية لا تفسر أسباب تحديد أو تغيرات حجم الدخل القومي، معنى ذلك أن العلاقات السببية هي محور الاهتمام في عملية القياس الاقتصادي. وأي بحث في مجال الاقتصاد القياسي يمر بعدة مراحل يمكن عرضها في أربعة مراحل وهي:

المرحلة الأولى: تعيين النموذج (أو مرحلة وضع الفروض).

المرحلة الثانية: تقدير معلمات (أو مرحلة اختبار الفروض).

المرحلة الثالثة: تقييم المعلمات المقدرة للنموذج.

المرحلة الرابعة: اختبار مقدرة النموذج على التنبؤ.

المبحث الأول: تعيين النموذج.

النموذج مفهوم علمي، الغاية منه تبسيط الواقع وذلك بالأخذ بعين الاعتبار الظاهرة الأساسية والملائمة[4].

يقصد بتعيين النموذج صياغة العلاقات الاقتصادية محل البحث في صورة رياضية حتى يمكن قياس معاملاتها باستخدام ما يسمى ، وتنطوي هذه المرحلة على عدد من الخطوات، أهمها:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المطلب الأول: تحديد متغيرات النموذج.

أي تحديد المتغير التابع والمتغيرات المستقلة أو التفسيرية والتي تؤثر في المتغير التابع، حيث يمكن للباحث أن يحدد المتغيرات التي يتضمنها النموذج عند دراسته لظاهرة اقتصادية معينة من خلال مصادر عديدة، ولعل أول هذه المصادر النظرية الاقتصادية، وثانيها المعلومات المتاحة من دراسات قياسية سابقة في المجال الذي يبحث فيه بوجه عام، وثالثها المعلومات المتاحة خاص، ولكن بالرغم من ذلك فإنه لا يمكن بوجه عام إدراج جميع المتغيرات التفسيرية التي تؤثر في الظاهرة محل البحث (في النموذج الذي يتعين تقدير معلماته)، وذلك لصعوبات كثيرة أهمها على الأقل صعوبات القياس، ولذلك عادة ما يتم الاقتصار فقط على عدد منها وهي المتغيرات الأكثر أهمية، أما تأثير المتغيرات الأقل أهمية فإنه يؤخذ في الاعتبار عن طريق إدخال متغير عشوائي في النموذج.

المطلب الثاني: صياغة الشكل الرياضي للنموذج.

يقصد بالشكل الرياضي للنموذج عدد المعادلات التي يحتوي عليها (فقد تكون معادلة واحدة أو عدد من المعادلات)، ودرجة خطية النموذج (فقد يكون نموذج خطي أو غير خطي)، ودرجة تجانس كل معادلة (فقد تكون غير متجانسة أو متجانسة من أي درجة)، والنظرية ما لا توضح الشكل الرياضي الدقيق للنموذج.

ولكن بالرغم من ذلك فإن النظرية الاقتصادية قد تقدم لنا أحيانا بعض المعلومات التي تفيد – ولو إلى حد ما –في تحديد بعض ملامح الشكل الرياضي للنموذج.

---

[4] محمد شريف إلمان: "**محاضرات في التحليل الاقتصادي الكلي**"، منشورات برتي، الجزائر، 1994، ص 8.

ولاشك أن الخطأ في تحديد الشكل الرياضي الملائم للنموذج يترتب عليه أخطاء جسيمة فيما يتعلق بقياس وتفسير العلاقة محل البحث، و لعل هذا يرجع إلى أن نتائج القياس تعتمد بدرجة كبيرة على صيغة الشكل الرياضي التي يختارها الباحث لتفسير الظاهرة.

ونظرا لأن النظرية الاقتصادية لا تقدم في كثير من الحالات ما لا يوضح الشكل الرياضي الملائم للنموذج، فإن الباحثين يلجؤون لبعض الوسائل التي تعينهم على ذلك، و من الأساليب التي تتبع في هذا الصدد أن يقوم الباحث بجمع بيانات عن المتغيرات المختلفة التي يحتوي عليها النموذج، ثم يقوم برصد هذه البيانات في شكل انتشار ذو محورين يتضمن المتغير التابع على محور وأحد المتغيرات المستقلة على المحور الآخر، و من خلال معاينة شكل الانتشار يمكن الحكم مبدئيا على نوع العلاقة بين المتغير التابع و كل متغير مستقل، هل هي خطية أم غير خطية، و بناءا على ذلك يمكن للباحث اختيار الشكل الملائم للنموذج، ولكن تعتبر مقدرة هذا الأسلوب محدودة بمتغيرين، ولذا فإنه حتى لو كانت العلاقة بين المتغير التابع و كل متغير مستقل على حدى خطية، فإن هذا لا يضمن أن تظل هذه العلاقة خطية عندما تؤخذ كل المتغيرات دفعة واحدة.

ولهذا السبب فإن الباحثين يقومون بتجريب الصيغ الرياضية المختلفة عند القياس في حالة وجود علاقات متعددة، ثم يختارون الصيغة التي تعطي نتائج أكثر معقولية من الناحيتين الاقتصادية والإحصائية.

و يسترشد الباحثون بعدد من العوامل عند تحديدهم لعدد المعادلات التي يحتوي عليها النموذج من أهمها:

1 -درجة تعقيد الظاهرة، فكلما كانت الظاهرة معقدة، و كانت المتغيرات التي تؤثر فيها كثيرة، ويؤثر بعضها في بعض، كلما كان من الأفضل استخدام نموذج ذو معادلات متعددة حتى يأخذ هذه العلاقات المتشابكة في الحسبان، و لاشك أن استخدام نموذج من معادلة واحدة في مثل هذه الحالة يؤدي إلى خطأ في تقدير المعلمات نظرا لأنه يحتوي على قدر كبير من التبسيط.

2 -الهدف من تقدير النموذج: يعتبر الهدف من تقدير النموذج أحد العوامل التي تحدد حجم النموذج، فهناك بعض المتغيرات التي يمكن إسقاطها من النموذج نظرا لعدم أهميتها بالنسبة لبعض الأهداف، في حين يتعين إدراجها في النموذج في حالة بعض الأهداف الأخرى.

3 -مدى توافر البيانات: قد يضطر الباحث إلى إسقاط بعض العلاقات من النموذج نظرا لعدم توافر بيانات عنها أو نتيجة لعدم إمكانية قياسها.

ولاشك أن مرحلة التعيين تعتبر من أهم وأصعب مراحل القياس، ولذا فإن الباحث قد يتعرض لكثير من الأخطاء عند تنفيذها، مثال ذلك إغفاله لبعض المتغيرات من النموذج لعدم الإلمام بها أو لعدم توافر بيانات عنها، أو افتراضه الشكل الرياضي غير المناسب لقياس الظاهرة.

المطلب الثالث: تحديد التوقعات القبلية.

يتعين تحديد توقعات نظرية مسبقة عن إشارة وحجم معلمات العلاقة الاقتصادية محل القياس بناءا على ما تقدمه المصادر السابقة من معلومات. تعتبر التوقعات القبلية للإشارة وحجم المعلمات هامة بالنسبة لمرحلة ما بعد التقدير، حيث يتم اختبار المدلول الاقتصادي للمعلمات المقدرة من خلال مقارنتها مع التوقعات القبلية من حيث إشارتها و حجما.

SAHLA MAHLA
مذكرات التخرج في الجزائر

المبحث الثاني: تقدير معلمات النموذج.

ينتقل الباحث إلى مرحلة قياس أو تقدير المعلمات (تميز العلاقات السببية) بعد الانتهاء من صياغة العلاقات محل البحث في شكل رياضي خلال مرحلة التعيين، ويعتمد الباحث أساسا في تقديره للمعلمات على بيانات واقعية يتم جمعها عن المتغيرات التي يتضمنها النموذج، و على فنون قياسية تستخدم في عملية القياس و هي تسمى مقدرات، و تنطوي هذه المرحلة على ثلاث خطوات على الأقل وهي:

المطلب الأول: تجميع البيانات.

يتعين على الباحث أن يقوم بجمع بيانات عن المتغيرات التي يحتوي عليها النموذج من مصادر عديدة، وسوف نركز في هذا القسم على نقطتين أساسيتين وهما:

أ -أنواع البيانات:

-بيانات سلسلة زمنية؛

-بيانات قطاعية؛

-بيانات سلسلة قطاعية؛

-بيانات تجريبية؛

-بيانات أخرى.

ب -بعض أساليب إعداد البيانات: من أهم أساليب إعداد البيانات الأرقام القياسية والقيم الحقيقية (يشير الرقم القياسي لمتغير ما في فترة معينة (t) لنسبة المطلقة لهذا المتغير في إلى قيمة نفس المتغير في سنة الأساس مضروبة في 100). (أما القيم الحقيقة: يوجد هناك فرق بين القيمة النقدية والقيمة الحقيقية للمغير. فالقيمة النقدية لمتغير ما تشير إلى قيمة هذا المتغير معبرا عنها للأسعار الجارية. أما القيمة الحقيقية لمتغير فإنها تشير إلى قيمة المتغير معبرا عنها بوحدات نقدية وفقا للأسعار الثابتة -أسعار سنة الأساس -أي أن القيمة الحقيقة تعزل أثر التغير في الأسعار الجارية).

ومن المفيد دائما أن نعبر عن المتغيرات الاقتصادية باستخدام قيمها الحقيقة بدلا من القيم النقدية.

المطلب الثاني: التعامل مع مشاكل التجميع.

تنشأ مشاكل التجميع عندما يحتاج الباحث لاستخدام مغيرات تجميعية في الدالة محل القياس، مثل الناتج الوطني، الاستهلاك الوطني، و عملية التجميع قد تتم على أكثر من مستوى فهناك التجميع على مستوى الأفراد، مثل الدخل الوطني الذي هو عبارة عن مجموع دخول الأفراد، أو الناتج الوطني والذي هو عبارة عن مجموع نواتج المنشآت.

وهناك أيضا التجميع على مستوى السلع، فإذا أردنا تقدير دالة الطلب على السلع الغذائية مثلا في مجتمع ما، فإننا نحتاج لتجميع كميات السلع المختلفة و تجميع أسعارها.

كما أن التجميع قد يتم على مستوى فترات زمنية، ففي بعض الحالات تنشر المصادر الإحصائية بيانات عن فترات أقصر من الفترات المطلوبة من قبل النظرية، ففي هذه الحالة لابد من تجميعها ويمكن أن يكون العكس.

وبالطبع يتعين على الباحث أن يتأكد من حل مشاكل التجميع قبل أن يبدأ في عملية تقدير المعلمات.

SAHLA MAHLA

المطلب الثالث: اختيار طريقة القياس الملائمة.

يوجد هناك طرق قياسية عديدة يمكن استخدامها في قياس العلاقات الاقتصادية أهمها:

- طرق المعادلة الواحدة: و هي تطبق على كل معادلة من معادلات النموذج على حدى، ومن أمثلتها طريقة المربعات الصغرى العادية، و طريقة الصيغ المختصرة و غيرها.
- طرق المعادلات الآنية: ومن أمثلتها طريقة MCO ذات المراحل الثلاث، و تختلف هذه الطرق في ملائمتها لعملية القياس من حالة لأخرى تبعا لعدة عوامل منها: طبيعة العلاقة محل البحث، هل هي معقدة أم بسيطة، وخصائص المقدرات التي تعطيها كل طريقة، هل هي غير متحيزة ومتسقة وكافية أم غير ذلك، و الهدف من البحث القياسي، هل هو اختبار ، أو التنبؤ. كما تختلف هذه الطرق من حيث كمية البيانات التي تتطلبها وتكاليف البحث، ويتعين على الباحث الاسترشاد بهذه العوامل عند اختياره لطريقة القياس الملائمة.

المبحث الثالث: تقييم المعلمات المقدرة بالنموذج.

بعد أن ينتهي الباحث من تقدير القيم الرقمية لمعلمات النموذج من خلال بيانات واقعية، فإنه يشرع في تقييم المعلمات المقدرة، و المقصود بتقييم المعلمات المقدرة هو تحديد ما إذا كانت قيم هذه المعلمات لها مدلول أو معنى من الناحية الاقتصادية، و ما إذا كانت مقبولة من الناحية الإحصائية. و يوجد هناك عدد من المعايير التي تمكننا من إتمام عملية التقييم أهمها:

المطلب الأول: المعايير الاقتصادية.

تتحدد المعايير الاقتصادية التي تستخدم في تقييم المعلمات من خلال مبادئ النظرية الاقتصادية و تتعلق هذه المعايير بحجم و إشارة المعلمات المقدرة، فالنظرية الاقتصادية تضع قيودا مسبقة على حجم وإشارة المعلمات و هي تعتمد في ذلك على منطق معين، فإذا ما جاءت المعلمات المقدرة على عكس ما تقرره النظرية مسبقا فإن هذا يمكن أن يكون مبررا لرفض هذه المعلمات المقدر ما لم يوجد هناك من المبررات المنطقية القوية ما يؤدي للتسليم بصحة التقديرات و رفض ما ، و في مثل هذه الحالة يجب عرض هذه المبررات بوضوح. و بالرغم من ذلك فإنه في بعض الحالات يأتي اختلاف المعلمات المقدرة عما تقرره النظرية الاقتصادية مسبقا نتيجة لقصور في المعطيات المستخدمة في تقدير النموذج، أو نتيجة لكون بعض فروض الطريقة القياسية المستخدمة في القياس غير صحيحة.

المطلب الثاني: المعايير الإحصائية (اختبارات الرتبة الأولى).

تهدف المعايير الإحصائية إلى اختبار مدى الثقة الإحصائية في التقديرات الخاصة بمعلمات النموذج، ومن أهمها معامل التحديد واختبارات المعنوية.

المطلب الثالث: المعايير القياسية (اختبارات الرتبة الثانية).

تهدف هذه المعايير إلى التأكد من أن الافتراضات التي تقوم عليها المعايير الإحصائية منطبقة في الواقع، فإذا كانت هذه الافتراضات متوافرة في الواقع فإن هذا يكسب المعلمات المقدرة صفات معينة، أهمها عدم التحيز و الاتساق، أما إذا لم تتحقق هذه الافتراضات فإن هذا يؤدي إلى فقدان المعلمات المقدرة بعض الصفات السابقة، بل ويؤدي أصلا إلى عدم صلاحية المعايير الإحصائية نفسها لقياس مدى الثقة في المعلمات المقدرة. وهذا يعني أن المعايير القياسية تستخدم في اختبار المعايير الإحصائية نفسها ولذا فهي تسمى اختبارات الرتبة الثانية،

ومن بين هذه المعايير معايير الارتباط الذاتي، ومعايير الامتداد الخطي المتعدد، ومعايير التعرف، ومعايير ثبات التباين و غيرها.

تطبيقات محلولة:

1 -عرف النموذج ، وما هي أهم أنواعه؟

2 -ما المقصود بنموذج القياس الاقتصادي؟ وما هي خطوات بناؤه؟

3 -ما هي أهم أنواع العلاقات الاقتصادية؟

4 -ما هي مصادر البيانات؟ وما هي طرق تجميعها؟

5 -كيف يمكننا تقييم نموذج القياس الاقتصادي؟

حلول هذه التطبيقات موجودة في ثنايا هذا الفصل.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الفصل الثالث: أساليب التنبؤ
تمهيد
المبحث الأول: أنواع التنبؤ
المطلب الأول: الأساليب النظامية في التنبؤ
1 -نماذج سببية
2 -نماذج غير سببية
المطلب الثاني: الأساليب غير النظامية
1 -أساليب التناظر والمقارنة
2 -الأساليب المعتمدة على آراء ذوي الشأن والخبرة
المبحث الثاني: التنبؤ العلمي ونماذج الانحدار
المطلب الأول: تعريف التنبؤ العلمي
المطلب الثاني: أنواع التنبؤ العلمي
المطلب الثالث: مقدرة النموذج على التنبؤ

SAHLA MAHLA
المعتمد الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تمهيد:

التنبؤ العلمي يعتبر تقدير كمي للقيم المتوقعة للمتغيرات التابعة في المستقبل القريب بناءا على ما هو متاح لدينا من معلومات عن الماضي و الحاضر، و يلاحظ هنا أن التنبؤ العلمي يفترض إن سلوك الظواهر الاقتصادية في المستقبل القريب ما هو إلا امتداد لسلوك هذه الظواهر في الماضي القريب. و من ثم فإن حدوث تغيرات فجائية لم تكن متوقعة من الممكن أن تؤدي لعدم دقة التنبؤات العلمية الخاصة بمستقبل الظواهر الاقتصادية. حيث سنتناول في هذا الفصل أهم انواع التنبؤ اضافة إلى التنبؤ العلمي ونماذج الانحدار

المبحث الأول: أنواع.

هناك العديد من المعايير لتصنيف انواع التنبؤ، سنتناولها في العناصر الموالية.

المطلب الأول: الأساليب في التنبؤ.

تعتمد على قاعدة صريحة بشأن جميع المتغيرات التفسيرية التي تفسر سلوك الظاهرة، واستنادا على النظرية الاقتصادية بتحديد جميع المتغيرات التي تدخل في تفسير الظاهرة على شكل نموذج رياضي قابل للتقدير، وتنقسم إلى مجموعتين: نماذج سببية ونماذج غير سببية.

1 -نماذج: يعتمد المتغير موضوع البحث على متغيرات تفسيرية تفسر سُلوكه، وبالاعتماد على نظرية معينة في تفسير الظاهرة موضوع البحث يتم صياغة العلاقة على شكل نموذج رياضي قابل لتقدير، مثال ذلك تفسير استهلاك الأسر من سلعة معينة C، بدخول تلك الأسر Y، وسعر السلعة P واستنادا لنظرية الطلب يتم صياغة النموذج: $C=a+bY+cP$، ثم تقدير معلمات النموذج a,b,c باستخدام الوسائل الإحصائية المتوفرة (مثال: طريقة المربعات الصغرى). ومن أهم النماذج السببية:

أ -نماذج القياسي: تعتمد هذه النماذج في قياس وتفسير العلاقة بين المتغيرات إستادا إلى النظرية الاقتصادية بشأن المتغيرات التي تدخل في تفسير سلوك المتغير التابع، مثال: تفسير دالة الاستهلاك بواسطة الدخل المتاح مع ثبات العوامل الأخرى: $C=a+bY+\varepsilon$، حيث:

C: الاستهلاك؛

Y: الدخل المتاح؛

ε: عنصر عشوائي.

وتتطلب هذه النماذج:

- تحديد النظرية الاقتصادية الخاصة بموضوع البحث؛
- صياغة النموذج رياضيا؛
- جمع بمتغيرات النموذج؛
- تقدير النموذج؛
- اختبار النموذج؛
- استخدام النموذج في التنبؤ؛

ب -نماذج المدخلات والمخرجات: يتم تصوير العلاقة التبادلية بين مختلف القطاعات الاقتصادية خلال العملية الإنتاجية في جداول مدخلات ومخرجات في فترة زمنية معينة (سنة)، من خلال توضيح مدخلات كل قطاع من

SAHLA MAHLA

احتياجاته من مستلزمات الإنتاج لكل القطاعات الأخرى، وتستخدم نماذج المدخلات والمخرجات في عملية التخطيط والتنبؤ.

ج -**نماذج الأمثلية والبرمجة الخطية:** تعتبر البرمجة الخطية من أهم نماذج الأمثلية، وتهتم بطريقة استخدام الموارد المتاحة في وصف العلاقة أو أكثر من خلال تعظيم أو تصغير دالة الهدف والتي تحتوى على متغيرات هيكلية يتم تحديد مستوياتها بشكل يحقق أكبر (أصغر) قيمة لدالة الهدف.

د -**نماذج المحاكاة:** لتفادي أية مشكلة قد تواجه الباحث عند إجراء التجارب على أي نظام حقيقي، يستخدم لذلك نماذج المحاكاة وهي نماذج رياضية تمثل وتعكس جميع خصائص وسلوك النظام الحقيقي للتعرف على الآثار المحتملة لقرارات معينة قد تؤثر على المسار المستقبلي لبعض المتغيرات، كما تستخدم في المفاضلة بين عدد من السياسات الاقتصادية التي تحقق الهدف المنشود.

هـ -**نماذج ديناميكية خطية:** تم التركيز في السنوات الأخيرة على أنواع جديدة من النماذج الحتمية غير خطية، حيث اتضح أنها قادرة على توصيف سلوك عدد كبير من السلاسل الزمنية التي لا تقدر النماذج التقليدية على توصيفها. من بين هذه النماذج نماذج الفوضى ونماذج الكارثة وعدد من النماذج الأخرى. تستمد نظرية الفوضى والكارثة جذورها من الرياضيات والفيزياء. ولا تزال تطبيقاتها في الاقتصاد قليلة ومشتتة. من أهم إسهامات نظرية الفوضى أنها أوضحت بأن المسارات الزمنية المعقدة، غالبا ما يمكن تمثيلها بنماذج ديناميكية حتمية مبسطة، بالإضافة لذلك فهناك نوع معين من السلوك يمكن الاعتقاد بأنه عشوائي وفوق قدرة النمذجة لكنه يمكن أن يمثل بنماذج الفوضى. كما أنه يوجد نماذج غير خطية أخرى مثل:

-نماذج: يمثل هذا النظام في صيغة انحدار ذاتي *AR* يتحول بين نظامين حسب قيمة المتغير موضوع البحث.

-نماذج *STAR*: تشبه نماذج ماعدا صيغة التحريك حيث تأخذ الدالة اللوجيستيكية.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

2 -**نماذج غير السببية:** تعتمد هذه النماذج على القيم التاريخية للمتغير المراد التنبؤ بقيمته المستقبلية ولا تحتاج إلى تحديد المتغيرات التي تفسر سلوكه. ومن أهم النماذج غير السببية، نجد:

أ -**إسقاطات الاتجاه العام:** يعتبر إسقاطات الاتجاه العام من أكثر الطرق شيوعا في التنبؤات طويلة المدى للمتغيرات الاقتصادية، ويعرف الاتجاه العام لسلسلة على أنه النمط العام للتغير في قيم المتغير موضوع البحث مع تجاهل المتغيرات الأخرى سواء الموسمية، الدورية أو العشوائية، كما أن تذبذبات السلسلة الزمنية ناتجة عن مكوناتها التالية:

- الاتجاه العام، الحركة العامة على المدى البعيد؛
- التقلبات الموسمية، تقلبات منتظمة تكرر نفسها حسب فترة زمنية؛
- التقلبات الدورية، حسب الدورة الاقتصادية؛
- التقلبات العشوائية، لأسباب عوامل الطبيعة وغيرها.

ب -**النماذج الإحصائية للسلاسل الزمنية:** تُركِز هذه النماذج على الجانب العشوائي في السلسلة الزمنية، وتنقسم إلى :

- نماذج انحدار ذاتي *AR*، حيث تُكتب القيمة الجارية كدالة خطية في القيم السابقة لنفس المتغير.

❖ نماذج متوسطات متحركة *MA*، حيث تُكتب القيمة للمتغير كدالة خطية في القيمة الجارية لعنصر الخطأ العشوائي وعدد من قيمه السابقة.

❖ نماذج بوكس وجنكنز، يمكن التوفيق بين النموذجين *AR*، *MA* بنموذج *ARMA*، حيث تمر هذه الطريقة بعدة مراحل قبل إجراء أية تنبؤ:

- التمييز، تحديد ؛
- التقدير؛
- اختبار سوء التوصيف، التأكد من دقة النماذج؛
- التنبؤ (سوف نتناول هذه الطريقة بالإضافة إلى بعض الطرق الأخرى في مراحل متقدمة من هذا البحث).

❖ نماذج متجه الانحدار الذاتي *VAR*، تُستخدم في النماذج الآنية التي يوجد فيها علاقات تبادلية بين المتغيرات.

المطلب الثاني: الأساليب غير النظامية.

تعتمد على التقدير الذاتي، ولا تحتاج إلى قاعدة أو تحديد المتغيرات التي تفسر سلوك المتغير موضوع الاهتمام، وإنما تعتمد على الخبرة والتقدير الشخصي. وتنقسم إلى مجموعتين:

1 -أساليب: يتم التنبؤ بمسار متغير باستخدام المسار المحتمل لنفس المغيرات في حالات متشابه، مثال: التعرف على أثر تخفيض العملة على التضخم، وذلك من خلال التعرف على أثر تخفيض العملة لبلد ما مشابه جدا لاقتصاد البلد.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

2 -الأساليب المعتمدة على: وتنقسم تلك النماذج إلى:

❖ المسوحات: تهدف إلى التعرف على رأي ذوي الشأن والخبرة وتوقعاتهم في بعض الأنشطة الاقتصادية لغرض التنبؤ ببعض المؤشرات الاقتصادية، مثال: التنبؤات باتجاهات السوق ومعدلات التضخم. تتم من خلال استطلاع عينة من المعنيين بذلك باستخدام استبيان خصص لذلك.

❖ الخبراء: تتمثل في إجراء حوار بين عدد من الخبراء والمفكرين لتبادل الأفكار في المواضيع الاقتصادية التي تهم المجتمع بالدرجة الأولى وتقديم حلول لجميع المشكلات القائمة، وقد تؤدي هذه الطريقة إلى تصور محدد بشأن المستقبل .

❖ طريقة: من الطرق الشائعة في الدول المتقدمة، والأساس في تلك الطريقة هو الاعتماد على رأي عدد من الخبراء تم جمعهم بدقة والمزج والتنسيق بين آرائهم بشأن تنبؤاتهم للمواضيع البحث ثم التوصل لرأي واحد لجميع القضايا المطروحة.

❖ طريقة: السيناريو عبارة عن وصف أو سرد لمجموعة من الأحداث والتصرفات المحتمل وقوعها في المستقبل ووصف للقوى المؤدية إلى وقوعها، ويعد هذا الوصف بناء على ترتيب منطقي لتسلسل الأحداث، ومحاولة تحديد جميع الروابط القائمة بينها، باعتبار أن هذه الأحداث لا تقع منعزلة عن بعضها البعض، وأنها ترتبط من خلال عملية ديناميكية، أي أن السيناريو يتكون من عنصرين: الأحداث والتصرفات.

المبحث الثاني: التنبؤ العلمي ونماذج الانحدار.

كما أشرنا سابقا إن من أهم أهداف الاقتصاد القياسي التنبؤ بسلوك الظواهر الاقتصادية، حيث يعتبر التنبؤ المرحلة الاخيرة من مراحل البحث في الاقتصاد القياسي.

المطلب الأول: تعريف العلمي.

يمكن تعريف التنبؤ العلمي بأنه تقدير كمي للقيم المتوقعة للمتغيرات التابعة في المستقبل القريب بناءا على ما هو متاح لدينا من معلومات عن الماضي و الحاضر، و يلاحظ هنا أن التنبؤ العلمي يفترض إن سلوك الظواهر الاقتصادية في المستقبل القريب ما هو إلا امتداد لسلوك هذه الظواهر في الماضي القريب. و من ثم فإن حدوث تغيرات فجائية لم تكن متوقعة من الممكن أن تؤدي لعدم دقة التنبؤات العلمية الخاصة بمستقبل الظواهر الاقتصادية.

المطلب الثاني: أنواع التنبؤ العلمي.

يمكن في هذا الصدد أن نفرق بين أنواع عديدة من التنبؤات وفقا لعدد من المعايير[5]:

1 -صيغة التنبؤ: ونفرق هنا بين تنبؤ النقطة (*Point Forecast*) وتنبؤ الفترة (*Interval Forecast*). أما عن تنبؤ النقطة فهو يتمثل في التنبؤ بقيمة واحدة للمتغير التابع في كل فترة مقبلة. وفيما يتعلق بتنبؤ الفترة فهو يتمثل في التنبؤ بمدى معين تقع داخله قيمة المتغير التابع باحتمال معين.

2 -فترة التنبؤ: يمكن التفرقة أيضا بين نوعين من التنبؤ وفقا لمعيار فترة التنبؤ:

-تنبؤ بعد التحقق (*Expost Forecast*).

-تنبؤ (*Exante Forecast*).

SAHLA MAHLA
مذكرات التخرج في الجزائر

ويلاحظ أن كلا النوعين يتنبأ بالقيم المتوقعة للمتغير التابع في فترة تالية للفترة التي تم تقدير النموذج خلالها. غير أن التنبؤ بعد التحقق يتوقع قيما للمتغير التابع في فترة متاح عنها بيانات فعلية. وهذا يتيح فرصة التأكد من مدى صحة التوقعات من خلال مقارنتها بالبيانات الفعلية المتاحة. أما فيما يتعلق بالتنبؤ قبل التحقق فهو يتوقع بقيم المتغير التابع في فترات مستقبلية لا تتاح عنها بيانات خاصة بالمتغير التابع.

3 -درجة التأكد: يمكن التفرقة وفقا لهذا المعيار بين نوعين من التنبؤ، وهما:

- التنبؤ المشروط (*Conditional*).

- التنبؤ غير المشروط (*Unconditional Forecast*).

حيث أن التنبؤ غير المشروط يتمثل في التنبؤ بقيم المتغير التابع بناءا على معلومات فعلية متاحة عن المتغيرات التفسيرية، و من ثم فإن كل أنواع التنبؤ بعد التحقق. أما في حالة التنبؤ المشروط فإن قيم إحدى المتغيرات التفسيرية التي سوف يتم على أساسها توقع قيم المتغير التابع لا تكون معروفة على وجه التأكيد وإنما يتعين توقعها هي الأخرى. ومن ثم فإن دقة التنبؤ بقيمة المتغير التابع تكون مشروطة بمدى دقة القيم المفترضة للمتغير التفسيري.

4 -درجة: وفي هذا الصدد قد يتم التنبؤ باستخدام نموذج انحدار مكون من معادلة واحدة أو باستخدام نموذج مكون من عدد من المعادلات.

---

[5] عطية عبد القادر محمد عبد القادر: "**الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق**"، منشورات الدار الجامعية، مصر، 2000، ص 583.

المطلب الثالث: تقييم على التنبؤ.

إن من أهم أهداف الاقتصاد القياسي التنبؤ بقيم المتغيرات الاقتصادية في المستقبل، و لذا يتعين اختبار مدى مقدرة النموذج القياسي على التنبؤ قبل استخدامه في هذا الغرض، فمن الممكن أن يجتاز النموذج جميع الاختبارات السابقة ولكن لا يكون صالحا للتنبؤ، فالتنبؤ قائم على أساس افتراض أن المستقبل القريب امتداد للماضي القريب ولكن إذا حدثت تغيرات هيكلية سريعة في الظروف الاقتصادية للمجتمع، فإن النموذج القياسي ربما لا يكون قادرا على التنبؤ بهذه التغيرات، ولاختبار مقدرة النموذج على التنبؤ لابد من اختبار مدى استقرار المعلمات المقدرة عبر الزمن، واختبار مدى حساسية هذه التقديرات للتغير في حجم العينة.

وخلاصة القول إن متطلبات النموذج القياسي:

هناك مجموعة من الخصائص يجب أن تتوفر في النموذج القياسي حتى نطمئن لجودة التقديرات التي حصلنا عليها ومن ثم يمكن الاعتماد عليها، وفيما يلي نذكر تلك الخصائص بإيجاز وهي[6]:

1 -يجب أن يكون النموذج متماشيا مع قواعد و افتراضات النظرية الاقتصادية فيجب أن يصف بدقة الظاهرة الاقتصادية محل الدراسة؛

2 -يجب أن يكون النموذج قادرا على تفسير الظواهر التي تحدث في الواقع، فيجب أن يوضع السلوك الاقتصادي للمتغيرات التي يهدف العلاقات الكمية فيما بينها؛

3 -يجب أن تكون تقديرات المعاملات دقيقة بمعنى أنها يجب أن تمثل أفضل تقريب للقيم الحقيقية للمعلمات، فبالإضافة إلى ضرورة استيفائها للمعايير الاقتصادية والإحصائية يجب أن تكون المقدرات غير متحيزة، متسقة وكفئة؛

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

4 -يجب أن يكون النموذج قادرا على تقديم توقعات أو تنبؤات دقيقة عن القيم المستقبلية لمتغيراته التابعة والداخلية؛

5 -يجب أن يقدم النموذج العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية بأبسط طريقة ممكنة.

تطبيقات محلولة:

1 -ما هي أنواع التنبؤ؟

2 -كيف يمكننا مقدرة النموذج على التنبؤ؟

حلول التطبيقات موجودة ضمن هذا الفصل.

[6] نعمة الله نجيب إبراهيم: "**مقدمة في مبادئ الاقتصاد القياسي**"، مؤسسة شباب الجامعة، مصر، 2002، ص 29.

الفصل الرابع: مفاهيم عامة في الاقتصاد القياسي
تمهيد
المبحث الأول: تعريف القياس الاقتصادي ووظائفه
المطلب الأول: تعريف القياس الاقتصادي
المطلب الثاني: اختبار النظريات أو الفروض الاقتصادية
المطلب الثالث: بناء وتقدير النماذج القياسية الاقتصادية واختبارها
المطلب الرابع: التنبؤ وتحليل السياسات الاقتصادية
المبحث الثاني: نماذج الانحدار واختبار الفروض
1 -نموذج الانحدار الخطي البسيط
2 -نموذج الانحدار المتعدد
المبحث الثالث: الاختبارات الإحصائية حول معنوية المعالم
1 -النموذج الخطي البسيط
2 -النموذج الخطي المتعدد
تطبيقات محلولة

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تمهيد:

الاقتصاد القياسي التطبيقي يهدف إلى تطبيق نظرية القياس الاقتصادي على الميادين الاقتصادية لاختيار العلاقات الاقتصادية[7]. والتنبؤ كذلك بالظواهر الاقتصادية وذلك للخروج بنتائج تساعد على عملية اتخاذ القرار في إطار السياسات الاقتصادية، والهدف الأساسي من معظم البحوث القياسية هو تحليل وتقييم العلاقات بين مجموعة من المتغيرات بغرض الوصول إلى صيغة تصف هذه العلاقات، وتعتبر أساليب تحليل الانحدار من أهم وأقوى أساليب التحليل الإحصائي لهذه المتغيرات. وتستخدم أساليب الانحدار في معظم أنواع البحث العلمي التي غالبا ما تضم متغيرات تابعة يمكن التنبؤ بها من متغيرات أخرى تعرف بالمتغيرات المفسرة.

المبحث الأول: تعريف القياس الاقتصادي ووظائفه.

إن من أهم اهداف القياس الاقتصادي هو التنبؤ بالأحداث الاقتصادية أو المتغيرات الاقتصادية المستقبلية، وذلك بغرض التحليل الاقتصادي في الأوقات المناسبة، لكن قبل ذلك يمكننا أن نطرح التساؤل التالي: ما المقصود بالقياس الاقتصادي، وما هي أهم وظائفه؟ والاجابة على هذا التساؤل سوف نتناولها في الناصر الموالية.

المطلب الأول: تعريف القياس الاقتصادي.

يعتبر القياس الاقتصادي فرع من فروع علم الاقتصاد حيث أنه تكمل للنظرية الاقتصادية من جهة والرياضيات ولأساليب الإحصائية من جهة أخرى وذلك بهدف اختبار الفروض عن الظواهر الاقتصادية وكذا التنبؤ بالقيم المستقبلية للمتغيرات أو الظواهر الاقتصادية ويقسم القياس الاقتصادي إلى جزأين نظري وتطبيقي وبصفة عامة يتضمن قياس العلاقات الاقتصادية بينما يبحث الاقتصاد القياسي التطبيقي المشاكل والنتائج في مجال اقتصاد معين أو ظاهرة اقتصادية معينة.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

إن القياس الاقتصادي هو من ناحية علم ومن ناحية أخرى فن، إذ أن الحدس والحكم الجيد للباحث يلعبان دورا حاسما، ويمكن تلخيص تعريف القياس الاقتصاد القياسي كما عرفه الباحث "*Maddala*" القياس الاقتصادي هو تطبيق طرق تحليل المعطيات الاقتصادية بهدف التأكد الميداني من مدى صحة النظرية الاقتصادية الذي يتم على أساسها قبول أو رفض هذه النظرية[8]. كما عرفه العالم الاقتصادي (*Samuelson*) في عام 1954 بأنه "التحليل الكمي للظواهر الاقتصادية الفعلية. والاقتصاد القياسي هو أحد فروع علم الاقتصاد ويهتم بقياس وتحليل العلاقات الاقتصادية مستخدما في ذلك: النظرية الاقتصادية، المعادلات الرياضية والأساليب الإحصائية.

وتتمثل أهم وظائف الاقتصاد القياسي في:

- اختبار النظريات أو الفروض الاقتصادية؛
- بناء وتقدير النماذج القياسية الاقتصادية واختبارها؛
- التنبؤ وتحليل السياسات الاقتصادية.

[7] تومي صالح: "**مدخل لنظرية القياس الاقتصادي**"، الجزء الأول، *OPU*، الجزائر، 1999، ص 8.

[8] المرجع السابق ذكره، ص 1.

المطلب الثاني: اختبار النظريات أو الفروض الاقتصادية.

قبل ظهور الاقتصاد القياسي كانت جل النظريات الاقتصادية تصاغ بأسلوب لفظي لغوي بالاعتماد على الأسلوب الاستنباطي حيث تم بناء هذه النظريات بناءا على فهم واقع السلوك الاقتصادي للأفراد والوحدات الاقتصادية ولقد استعمل القياس الاقتصادي في البداية لاختبار مدى قدرة هذه النظريات على تفسير الواقع الفعلي للوحدات الاقتصادية[9]، يتم هذا الاختبار بالاعتماد على أساليب القياس الاقتصادي والتي تؤدي في النهاية إلى التوصل إلى نظريات جديدة أو تعديل النظريات القائمة.

المطلب الثالث: بناء وتقدير النماذج القياسية الاقتصادية واختبارها.

يتم بناء النماذج باستعمال نظرية القياس الاقتصادي حيث يلعب دور لحدس وحكم الباحثون هنا دورا حاسما ويتجلى ذلك من خلال إعطاء شكل قياسي للنموذج بحيث يمكنه هذا الشكل من ممارسة الاختبار الميداني وهناك عدة طرق لبناء نموذج القياس الاقتصادي من النموذج الاقتصادي عن طريق تحديد الشكل الدالي المناسب لهذا النموذج وبتوفر مجموعة من البيانات يمكن تقدير واختبار هذه النماذج وهذه التقديرات أساسية كما تسمى عملية اتخاذ القرار.

المطلب الرابع: التنبؤ وتحليل السياسات الاقتصادية.

إن أهم هدف القياس الاقتصادي هو التنبؤ بالأحداث الاقتصادية أو المتغيرات الاقتصادية المستقبلية، وذلك بغرض التحليل الاقتصادي واتخاذ القرارات المناسبة في الأوقات المناسبة، حيث تولى التنبؤات بأهمية كبيرة من طرف الدول المتقدمة عند وضع سياستها الاقتصادية وكذا لتفادي معرفة وقوع الأزمات والتغيرات في الاقتصاديات وذلك لتفادي وقوع هذه الأحداث والأزمات قبل فوات الأوان أو على الأقل اتخاذ الإجراءات المناسبة للتقليل من وقع هذه الصدمات.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المبحث الثاني: نماذج الانحدار واختبار الفروض.

الانحدار يعني ايجاد علاقة أو ترابط أحد المتغيرات بالمتغيرات الأخرى، وتسمى الدالة التي تربط بينهم بدالة الانحدار. والهدف من دراسته هو التنبؤ بقيمة المتغير التابع بمعرفة مستويات المتغير أو المتغيرات المستقلة، ويمكن التفرقة بين:

- نماذج الانحدار الخطية.
- نماذج الانحدار غير الخطية.

وفي النوع الأول والذي سنتناوله في هذا الفصل، هو الآخر يتفرع إلى نوعين من النماذج، وهي: النموذج الخطي البسيط والنموذج الخطي المتعدد.

المطلب الأول: نموذج الانحدار الخطي البسيط.

يستخدم نموذج الانحدار البسيط لتحليل العلاقة الخطية بين متغيرين يسمى أحدهما المتغير التابع Y[10] والآخر متغير مستقل X[11]. حيث يعتبر الانحدار الخطي البسيط من الأساليب الإحصائية التي تستخدم في قياس العلاقة بين متغيرين على هيئة علاقة دالية، يسمى أحد المتغيرات (متغير تابع) والآخر (متغير مستقل أو مُفسِر) وهو

[9] نعمة الله نجب إبراهيم: مرجع سبق ذكره، 2002، ص 10.

[10] يمكن تسمية المتغير التابع بالمتغير الداخلي لكون قيمته تتكون داخل إرادة النموذج.

[11] يسمى أيضا بالمتغير الخارجي وذلك لكون قيمته تتحدد خارج النموذج.

المتسبب في تغير المتغير التابع، والانحدار الخطي كأداة للقياس لا تحدد أي المتغيرات يكون تابع أو مستقل، وإنما يلجأ الباحث إلى النظرية الاقتصادية في تحديد المتغيرات، مثال: تفسير ظاهرة الاستهلاك بالدخل (مع ثبات العوامل الأخرى)، فالنظرية الاقتصادية تقول أن استهلاك الفرد مرتبط بالدخل. وبالتالي فالباحث يسعى إلى إعطاء شكل للعلاقة بين المتغيرات الاقتصادية على شكل دالة، ويكون شكل العلاقة بين المتغيرين كالتالي:

حيث:

X_i : قيم المشاهدة "i" الخاصة بالمتغير المستقل؛

Y_i : قيم المشاهدة "i" الخاصة بالمتغير التابع؛

i : رقم المشاهدة وتتغير من $1,2,...,n$.

إذن نموذج الانحدار الخطي البسيط يعني ايجاد صيغة أو معادلة رياضية تعبر عن العلاقة بين متغيرتين، أحدهما تابع والآخر مستقل، وهذه العلاقة تستعمل للتنبؤ (بعد تقديرها وتقييمها) بالقيم اللاحقة أو المستقبلية للمتغير التابع حسب المعلوم من المتغير المستقل.

1 -الفرضيات الأساسية لنموذج: إن هذه الفرضيات خاصة بالمتغير العشوائي (ε_i)، وهي:

1 - العلاقة خطية: $Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$

2 -القيمة المتوقعة للمتغير العشوائي (ε_i) أي وسطه يساوي الصفر: $E(\varepsilon_i) = 0$

3 -تجانس تباينات الأخطاء أي أن تباين حد الخطأ في كل فترة ومشاهدة متساو: $E(\varepsilon_i^2) = \delta_\varepsilon^2$

4 -إن القيمة التي يأخذها حد الخطأ في فترة ما تكون غير مرتبطة، وغير متعلقة بقيمة في أي فترة أخرى أي تجانس تباينات الأخطاء:

$$E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \quad \forall i \neq j$$

5 -انتظام قيم المتغير المستقل أي يأخذ قيم ثابتة والتي يمكن الحصول عليها في العينات المتكررة بحيث أن المتغير المستقل يكون هو الآخر غير مرتبط مع عنصر الخطأ (ε_i) أي:.

6 -يتبع المتغير العشوائي (ε_i) التوزيع الطبيعي.

ويمكن ارجاع سبب وجود الخطأ العشوائي في النموذج إلى:

- اهمال بعض المتغيرات المستقلة المهمة في تفسير المتغير التابع.
- الصياغة الرياضية غير السليمة للنموذج.
- وجود أخطاء في تجميع البيانات أو قياس المتغيرات.

2 -تقدير المعالم بطريقة المربعات الصغرى *MCO*: في ظل الفرضيات السابقة، تعتبر طريقة (*MCO*) أحسن طريقة لتقدير معالم النموذج ويمكن تعريف طريقة المربعات الصغرى العادية على أنها أفضل طريقة لتقدير وحساب القيم التقديرية لمعالم النموذج ، أو كما يعرفها الباحث "*Johnston*": "على أنها قانون أو طريقة تقدير بعض المعالم غير المعروفة، حيث أن المقدر هو القيمة العددية لها والناتجة من تطبيق ذلك القانون أو تلك الطريقة على مجموعة بيانات العينة المعنية بالدراسة".

❖ تعتمد طريقة (*MCO*) في تقدير هذه المعالم على مبدأ أساسي وهو تصغير أو تقليل مجموع مربعات البواقي أو انحرافات القيم الحقيقية على القيم المقدرة، أي:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث:

$\hat{\alpha}$: القيمة المقدرة لـ α ؛

$\hat{\beta}$: القيمة المقدرة لـ β ؛

e_i : البواقي.

لإيجاد قيمة ($\hat{\alpha}$) و($\hat{\beta}$) التي من شأنها تصغير S إلى أدنى حد ممكن، نقوم باشتقاق S بالنسبة لـ: ($\hat{\alpha}$) و($\hat{\beta}$)على الترتيب ونجعلهما مساويان للصفر، أي:

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^{n} e_i^2}{\partial \hat{\alpha}} = -2\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_i) = 0 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^{n} e_i^2}{\partial \hat{\beta}} = -2\sum_{i=1}^{n}X_i(Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_i) = 0 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(2)$$

تسمى العلاقتين (1) و(2) المعادلات الطبيعية التي يؤدي حلها للحصول على قيم ($\hat{\alpha}$) و($\hat{\beta}$)، وبحل المعادلتين نجد القيم المقدرة:

$$\hat{\alpha} = \overline{Y} - \hat{\beta}\overline{X}$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})(Y_i - \overline{Y})}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n}X_iY_i - n\overline{X}\overline{Y}}{\sum_{i=1}^{n}X_i^2 - n\overline{X}^2}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

بوضع:

نجد:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i y_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}$$

ومن أهم خصائص مقدرات النموذج الخطي البسيط باستعمال طريقة "*MCO*":

-غير متحيزة؛

-لها أقل تباين؛

-أنها متسقة؛

-في ظل تحقق فرضيات النموذج لها توزيع طبيعي. ومن ثم يتصف مقدر هذه الطريقة بالمقدر الجيد غير المتحيز "*BLUE*".[12]

[12] *BLUE: Best Linear Unbiased Estimator.*

ملاحظة: متوسط قيم المتغير التابع $\overline{Y}$ يساوي متوسط قيم المتغير التابع المقدرة $\hat{\overline{Y}}$.

الإثبات:

لدينا:

$$e = Y - \hat{Y}$$

ندخل $\sum$ على طرفي المعادلة فنتحصل:

3 -حساب معامل الارتباط الخطي البسيط[13]: عبارة عن مؤشر احصائي، ويستعمل هذا المعامل لقياس درجة الارتباط وطبيعته بين متغيرتين كميتين العلاقة بينهما خطية[14]، ولتكن المتغيرة (y) والمتغيرة (x)، ويرمز له عادة بالرمز "r"، وهو محصور دائما بين: $-1 \le r_{xy} \le +1$.

فإذا كان $(r = +1)$: هناك ارتباط طردي (موجب) تام بين المتغيرين (y) و(x).

وإذا كان$(r = -1)$: هناك ارتباط عكسي (سالب) تام بين المتغيرين (y) و(x).

أما إذا كان $(r = 0)$: لا توجد علاقة خطية بين (y) و(x): بمعنى أنهما يميلان إلى التحرك بدون صلة بينهما.

تجدر الإشارة إلى أن إشارته تكون من نفس إشارة المعلمة المقدرة $\hat{\beta}$، ليس له وحدة قياس ويقيس الارتباط بين متغيرتين العلاقة بينهما خطية.

كما أنه في حالة الانحدار البسيط فإن هذا المعامل هو الجذر التربيعي الموجب لمعامل التحديد[15].

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ويتم حسابه رياضيا كالتالي:

$$r_{xy} = \frac{COV(X,Y)}{\sqrt{V(X)}\sqrt{V(Y)}} = \frac{\frac{1}{n}\sum (X - \overline{X})(Y - \overline{Y})}{\sqrt{\delta_X^2 . \delta_Y^2}}$$

مثال: أثبت صحة العلاقات التالية:

1 -معامل الارتباط محصور بين +1 و -1؟

2 - $r = \hat{\beta}_1 . \frac{\delta_x}{\delta_y}$ ؟

3 -إشارة معامل الارتباط تكون إشارة المعلمة المقدرة $\hat{\beta}$ ؟

4 - إذا كان معاملي انحدار متغيرتين هما: $\hat{\alpha}_1 . \hat{\beta}_1$ فأثبت أن: $r^2 = \hat{\alpha}_1 . \hat{\beta}_1$ ؟

الحل:

1 -اثبات أن معامل الارتباط محصور بين +1 و -1؟

---

[13] أنظر:

- *Ricco Rakotomalala : «**Analyse de corrélation Étude des dépendances - Variables quantitatives**», Version* 1.0, *Université Lumière Lyon* 2, 2012.

[14] إن وجود علاقة الارتباط بين المتغيرين لا تعني وجود علاقة سببية وعلاقة تبعية بينهما.

[15] في حالة الانحدار الخطي البسيط إن معامل الارتباط يسمى بسيط ويساوي.

من المعلوم أنه:

$$V(X) \geq 0$$

إذن:

$$V(\frac{X}{\delta_X} + \frac{Y}{\delta_Y}) \geq 0$$

لدينا:

$$V(aX + bY) = a^2V(X) + b^2V(Y) + 2abCOV(X,Y)$$

إذن:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

وبنفس الطريقة نثبت الاتجاه الآخر من خلال استعمال العلاقة:

$$V(aX - bY) = a^2V(X) + b^2V(Y) - 2abCOV(X,Y) \geq 0$$

2 -إثبات أن: $r = \hat{\beta}_1 . \frac{\delta_x}{\delta_y}$:

لدينا:

$$r_{xy} = \frac{COV(X,Y)}{\sqrt{V(X)}\sqrt{V(Y)}}$$
$$= \frac{COV(X,Y)}{\delta_X . \delta_Y}$$

نقوم بضرب وقسمة العلاقة الأخيرة بـ: δ_X

$$r_{xy} = \frac{COV(X,Y)}{\delta_X . \delta_Y} . \frac{\delta_X}{\delta_X}$$
$$= \frac{COV(X,Y)}{\delta_X^2} . \frac{\delta_X}{\delta_Y}$$
$$= \hat{B}_1 . \frac{\delta_X}{\delta_Y}$$

3 -اثبات أن إشارة معامل الارتباط تكون إشارة المعلمة المقدرة $\hat{\beta}$:

لدينا:

$$r = \hat{\beta}_1 . \frac{\delta_x}{\delta_y}$$

ومن جهة أخرى لدينا: $\delta_x \geq 0$ و $\delta_y \geq 0$

إذن إشارة: $\hat{B}_1$ من اشارة: r.

4 -إذا كان معاملي انحدار متغيرتين هما: $\hat{\alpha}_1.\hat{\beta}_1$ فأثبت أن: $r^2 = \hat{\alpha}_1.\hat{\beta}_1$

4 -معامل حساب معامل التحديد R^2: هو الآخر عبارة عن مؤشر احصائي ويمكن أن يسمى أيضا بـ: معامل التفسير، ويعرف معامل التحديد (R^2) بأنه نسبة التغير الإجمالي في y الذي يفسره انحدار y على x، أو بعبارة أخرى فإنه يشير إلى التغير الكلي في التغير التابع y التي يمكننا تفسيرها بدلالة المتغير المستقل المدرجة بالنموذج x.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

- كلما كانت المشاهدات أقرب إلى خط الانحدار كلما صغرت البواقي، وبالتالي زادت نسبة تفسير معادلة الانحدار المقدرة للمتغير التابع.
- التغير الإجمالي في y يساوي التغير المفسر زائد التغير البواقي.

$$\sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum e_i^2$$
$$\text{SCT} \quad = \quad \text{SCE} \quad + \quad \text{SCR}$$

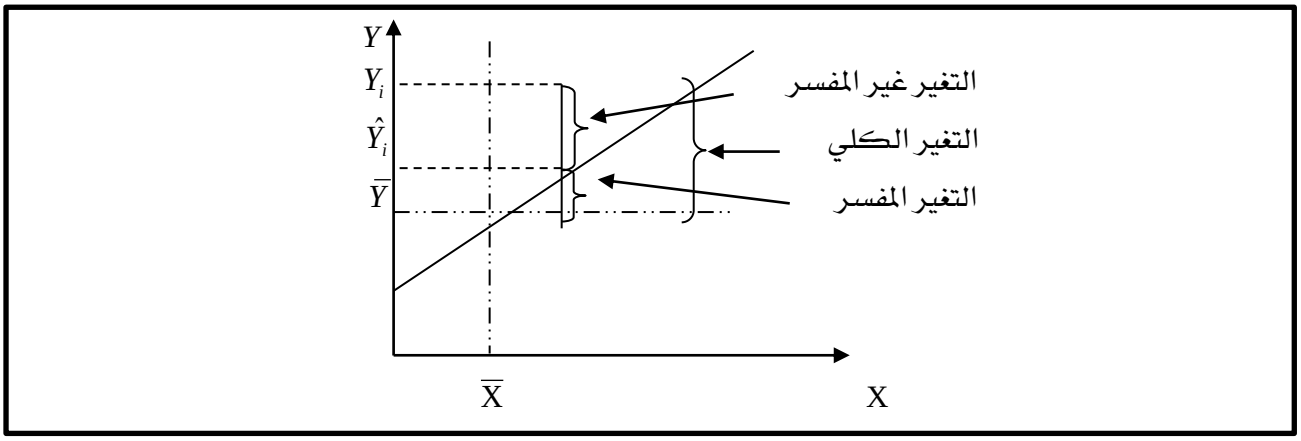
حيث:

SCT : مجموع مربعات الانحرافات الكلية؛

SCE : مجموع مربعات الانحرافات المفسرة؛

SCR : مجموع مربعات الأخطاء.

ويمكن توضيح مختلف هذه المجاميع بيانيا على النحو التالي:



وتقاس جودة التوفيق في ضوء معامل التحديد الذي يرمز له عادة بالرمز (R^2) ويعرف بأنه عبارة عن النسبة ما بين الانحرافات المشروحة والانحرافات الكلية: Y .

أي:

$$R^2 = \frac{SCE}{SCT} = 1 - \frac{SCR}{SCT}$$

$$\sum (Y_i - \bar{Y})^2 / \sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 / \sum (Y_i - \bar{Y})^2 + \sum e_i^2 / \sum (Y_i - \bar{Y})^2$$

$$1 = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 / \sum (Y_i - \bar{Y})^2 + \sum e_i^2 / \sum (Y_i - \bar{Y})^2$$

$$1 = R^2 + \sum e_i^2 / \sum (Y_i - \bar{Y})^2$$

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e_t^2}{\sum (y - \bar{y})^2}$$

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{y}_t - \bar{y})^2}{\sum (y_t - \bar{y})^2}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

يكون R^2 دائما موجب وتتراوح قيمته بين الصفر والواحد، أي: $0 \le R^2 \le 1$.

- تكون جودة التوفيق قد بلغت الحد الأعلى عندما تكون ($R^2 = 1$).
- تكون معدومة عندما تكون قيمة ($R^2 = 0$).

وبصورة عامة يكون النموذج مقبول كلما تحرك R^2 إلى 1 ابتداء من قيمة 2/1.

ملاحظة: إذا كان $r = +1$ أو $R^2 = 1$ فإن النموذج في هذه الحالة يدعى بالمثالي أو بدون أخطاء.

مثال:

أثبت أن: $(r_{xy})^2 = R^2$ في حالة النموذج الخطي البسيط؟

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{y}_t - \bar{y})^2}{\sum (y_t - \bar{y})^2} = \frac{\sum (\hat{B}_0 + \hat{\beta}_1 x - \bar{y})^2}{\sum (y_t - \bar{y})^2}$$

نقوم بتعويض المعلمة المقدرة للحد الثابت في العلاقة السابقة: $\hat{B}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{y}_t - \bar{y})^2}{\sum(y_t - \bar{y})^2} = \frac{\sum(\bar{y} - \hat{\beta}_1\bar{x} + \hat{\beta}_1 x - \bar{y})^2}{\sum(y_t - \bar{y})^2}$$
$$= \frac{\sum(-\hat{\beta}_1\bar{x} + \hat{\beta}_1 x)^2}{\sum(y_t - \bar{y})^2}$$
$$= \hat{\beta}_1^2 \frac{\sum(x - \bar{x})^2}{\sum(y_t - \bar{y})^2}$$

نقوم بتعويض قيمة: $\hat{\beta}_1$ في العلاقة السابقة:

$$R^2 = \frac{[\sum(x-\bar{x})(y-\bar{y})]^2}{[\sum(x-\bar{x})^2]^2} \cdot \frac{\sum(x-\bar{x})^2}{\sum(y-\bar{y})^2}$$
$$= \frac{\sum(x-\bar{x})(y-\bar{y})}{\sum(x-\bar{x})^2} \cdot \frac{\sum(x-\bar{x})(y-\bar{y})}{\sum(y-\bar{y})^2} = r.r = r^2$$

5 -حساب معامل التحديد المصحح $\bar{R}^2$: مصحح معناه بدرجات الحرية، يحل معامل التحديد المصحح $\bar{R}^2$ مشكلة جودة التوفيق في حالة الإضافة المستمرة للمتغيرات، حيث تبرز عيوب R^2، إذ أنه وعند إضافة أي متغير وبغض النظر على أهمية هذه المتغيرة فإن R^2 يزداد أو يبقى ثابت، ولكن $\bar{R}^2$ لا يزداد إلا إذا كان المتغير المدرج مهم وينقص في حالة كون المتغير المدرج غير مهم، هذا ما يجعله يقيس جودة التوفيق أفضل من R^2 بالإضافة إلى كونه حساس لدرجات الحرية ويعطى رياضيا بـ:

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

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

يكون لدينا في نموذج الانحدار الخطي البسيط $R^2 = \bar{R}^2$ أما في نموذج الانحدار الخطي المتعدد يكون $\bar{R}^2 \leq \bar{R}^2$.

المطلب الثاني: نموذج الانحدار المتعدد.

لقد رأينا في نموذج الانحدار الخطي البسيط أن المتغير التابع y يرتبط بمتغير مستقل واحد x ولكن في الواقع الاقتصادي فإن المتغير التابع y_i يمكن أن ترتبط بالعديد من المتغيرات المستقلة x_i حيث ($i = 1,2,...,k$) فتصبح معادلة الانحدار كالتالي[16]:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + ... + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i, \quad \forall i = 1,2,...,n$$

أي:

[16] لمعلومات أكثر أنظر:

- *G.S.Maddala:"**Introduction to Econometrics**", Second Edition, Macmillan, 1992.*
- *Gujarati Damodar N: **"Basic Econometrics"**, Fourth Edition, McGraw−Hill, New York, 2004*

$$y_1 = \beta_0 + \beta_1 x_{11} + \beta_2 x_{21} + ... + + \beta_k x_{k1} + \varepsilon_1$$
$$y_2 = \beta_0 + \beta_1 x_{12} + \beta_2 x_{22} + ... + + \beta_k x_{k2} + \varepsilon_2$$
.
.
.
$$y_n = \beta_0 + \beta_1 x_{1n} + \beta_2 x_{2n} + ... + + \beta_k x_{kn} + \varepsilon_n$$

يمكن كتابة هذه المعادلات على الشكل المصفوفاتي التالي:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ . \\ . \\ . \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & . & . & . & x_{k1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & . & . & . & x_{k2} \\ . & . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . & . \\ 1 & x_{1n} & x_{2n} & . & . & . & x_{kn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ . \\ . \\ . \\ \beta_k \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ . \\ . \\ . \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}$$
$$Y \qquad\qquad X \qquad\qquad \beta \quad \varepsilon$$

وبوضع:

نتحصل على النموذج الخطي المتعدد في شكله العام (الشكل المصفوفاتي):

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

حيث أن أبعاد كل من Y، X، β و ε كما يلي:

$$Y \to (n,1)$$
$$X \to (n,k)$$
$$\beta \to (k,1)$$
$$\varepsilon \to (n,1)$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ملاحظة: إن نموذج الانحدار الخطي المتعدد عبارة عن تعميم للنموذج الخطي البسيط.

1 -الفرضيات الأساسية للنموذج: بالإضافة إلى كل الفرضيات المذكورة في النموذج الخطي البسيط نضيف في تحليل الانحدار المتعدد:

- أن عدد المشاهدات يجب أن يزيد على عدد المعالم المطلوب تقديرها أي $n>k$.
- وأنه كذلك لا يوجد أي علاقة خطية بين المتغيرات المستقلة أي أن رتبة المصفوفة (x) تساوي k، أي الأعمدة مستقلة خطيا، أو بعبارة: $rang\,(x) = k$.

2 -تقدير المعالم بطريقة المربعات الصغرى (*MCO*): لدينا النموذج الخطي العام:

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

يجب حساب $\hat{\beta}$ شعاع المقدر لـ β.

وكما رأينا في السابق فإن طريقة المربعات الصغرى تعتمد على تصغير مجموع مربعات البواقي ويعبر عن البواقي بواسطة المصفوفات.

$$\hat{Y} = X\hat{\beta}$$
$$e = Y - \hat{Y}$$

حيث:

$$e = \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ e_n \end{pmatrix}$$

$$\sum e^2 = e'e$$

مع أن e' هو منقول الشعاع e.

$$\sum e_i^2 = \sum (Y - \hat{Y})'(Y - \hat{Y})$$

وباشتقاق $\sum e^2$ بالنسبة إلى β ومساواتها بصفر نجد قيمة $\hat{\beta}$ كتالي:

$$\hat{\beta} = (\mathrm{X'X})^{-1}\mathrm{X'Y}$$

3 -معامل التحديد المتعدد:

نعلم أن:

$$\mathrm{R}^2 = \frac{\mathrm{SCE}}{\mathrm{SCT}}$$

$$R^2 = 1 - \sum e_i^2 / \sum (Y_i - \bar{Y})^2$$

4 -معامل التحديد المصحح: يعرف معامل التحديد المصحح $\bar{R}^2$ بالعلاقة التالية:

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

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المبحث الثالث: الاختبارات الإحصائية حول معنوية المعالم.

المطلب الأول: النموذج الخطي البسيط.

ليكن لدينا النموذج:

$$\mathrm{Yi} = \alpha + \beta \mathrm{X_i} + \varepsilon_i$$

نختبر العلاقة بين المتغير المستقل (X_i) والمتغير التابع (Y_i) وذلك بوضع الفرضية H_0 التي تنص على عدم وجود علاقة بينهما فتكون الفرضية البديلة H_1.

وتعتبر عملية اختبار الفروض واحدة من أهم استخدامات النموذج الخطي البسيط، ويكتب:

$$\begin{cases} H_0 : \hat{\alpha} = \bar{\alpha} \\ H_1 : \hat{\alpha} \neq \bar{\alpha} \end{cases} \qquad \begin{cases} H_0 : \hat{\beta} = \bar{\beta} \\ H_1 : \hat{\beta} = \bar{\beta} \end{cases}$$

ولاختبار معنوية معاملات الانحدار المقدرة ($\hat{\alpha}$ ، $\hat{\beta}$) يتم استخدام اختبار ستودنت.

1 -اختبار *t-student*: يتم هذا لاختبار بإيجاد القيمة المحسوبة T_c، وتساوي:

$$T_c = \left| \frac{\hat{\alpha} - \bar{\alpha}}{\hat{\delta}_{\hat{\alpha}}} \right|$$

$$T_c = \left| \frac{\hat{\beta} - \bar{\beta}}{\hat{\delta}_{\hat{\beta}}} \right|$$

حيث:

$\hat{\delta}_{\hat{\alpha}}$ و $\hat{\delta}_{\hat{\beta}}$ الانحراف المعياري لكل من $\hat{\alpha}$ ، $\hat{\beta}$ على التوالي.

$\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ هما قيمتا كل من α, β على التوالي في ظل H_0.

وتعطى قيمة الانحراف المعياري للمعلمات المقدرة على النحو التالي:

$$\hat{\delta}_{\hat{\alpha}} = \sqrt{\hat{\delta}_{\varepsilon}^2 . \frac{\sum x^2}{n \sum (x - \bar{x})^2}} = \sqrt{\hat{\delta}_{\varepsilon}^2 . (\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum (x - \bar{x})^2})}$$

$$\hat{\delta}_{\hat{\beta}} = \sqrt{\hat{\delta}_{\varepsilon}^2 . \frac{1}{\sum (x - \bar{x})^2}}$$

مع:

(التباين المقدر للأخطاء)

وبما أن H_0 تنص على انعدام α, β فإن قيمة T_c تصبح:

$$T_c = \left| \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\delta}_{\hat{\alpha}}} \right|$$

$$T_c = \left| \frac{\hat{\beta}}{\hat{\delta}_{\hat{\beta}}} \right|$$

ويتم رفض أو قبول الفرضية H_0 على أساس مقارنة T_c مع القيمة المجدولة T_t، حيث T_t يتم قراءتها من جدول توزيع ستودنت كالتالي: $T_t = T_{n-2}^{\alpha/2}$.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث

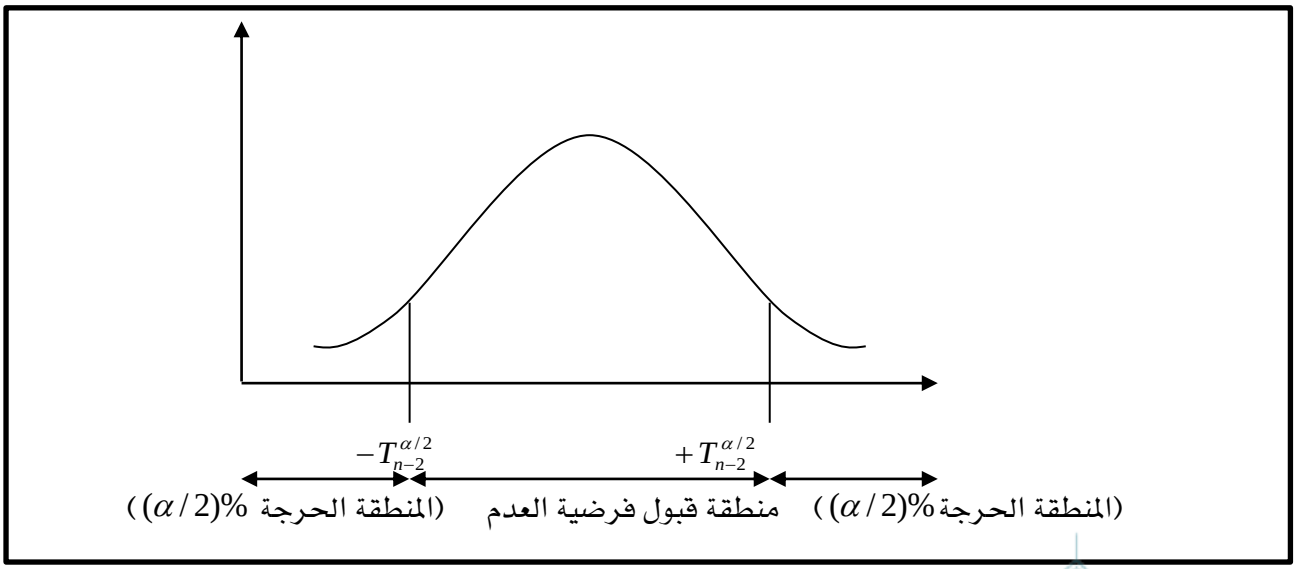
- k : عدد الوسائط، في هذه الحالة $k=2$.
- α : مستوى المعنوية.

والقرار يكون على النحو التالي:

❖ إذا كانت ($T_c > T_t$) أي T المحسوبة أكبر من T_t، أي $T_c > T_{n-2}^{\alpha/2}$ فإننا نرفض الفرضية H_0.

❖ أما إذا كانت $T_c < T_{n-2}^{\alpha/2}$ فإنه يتم قبول H_0 ورفض H_1.

وهذا صالح بالنسبة لكل من اختبار معنوية α, β.



2 -اختبار فيشر F (*Ficher*) أو اختبار المعنوية الكلية: يتم بواسطة هذا الاختبار المعنوية الإجمالية للانحدار باستخدام نسبة التباين المفسر إلى التباين غير المفسر. وتكون صيغة رياضية للفرضية مراد اختبارها هي:

$$\begin{cases} H_0 : \hat{\alpha} = \hat{\beta} = 0 \\ H_1 : \hat{\alpha} \neq \hat{\beta} \neq 0 \end{cases}$$

ويتم أولا تحديد القيمة المحسوبة F كالتالي:

$$F = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})/(1)}{\sum e_i^2/(n-2)} = \frac{R^2/(1)}{(1-R^2)/(n-2)}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج

ويتم إيجاد القيمة المجدولة $F_t = F_{(1,n-2)}$ من جدول التوزيع لفيشر، ويتم بعد ذلك المقارنة بين القيمة المحسوبة والقيمة المجدولة فإذا كان:

- $F_c > F_t$ نقبل H_1 أي هناك علاقة بين (X) و(Y).
- $F_c > F_t$ نقبل H_0 أي لا توجد علاقة بين (X) و (Y).

المطلب الثاني: النموذج الخطي المتعدد.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \ldots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i, \quad \forall i = 1,2,\ldots,n$$

تعتبر العلاقة بين كل المتغيرات المستقلة (X) والمتغير التابع (Y) وبنفس الطريقة التي رأيناها في النموذج الخطي البسيط، بحيث نضع فرضية العدم:

1 -اختبار ستودنت T:

$$\begin{cases} H_0 : \hat{\beta}_i = 0 \\ H_1 : \hat{\beta}_i \neq 0 \end{cases}$$

في هذا الاختبار تحسب قيم الموافقة بالنسبة لكل:

$$T_c = \left| \frac{\hat{\beta}_i}{\hat{\delta}_{\hat{\beta}_i}} \right|$$

حيث:

$$\hat{\delta}^2_{\hat{\beta}} = \hat{\delta}^2_{\varepsilon}(\mathrm{x}'\mathrm{x})^{-1}$$

$$\hat{\delta}^2_{\varepsilon} = \frac{\sum e_i^2}{n-k}$$ و

ثم نقارن قيمة T_c مع القيمة المجدولة لدرجة حرية $(n\text{-}k)$ ولمستوى معنوية α ونقبل أو نرفض فرضية العدم H_0 حسب القاعدة التالية:

- إذا كانت قيمة T_c المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة $(T_c > T_{n-k}^{\alpha/2})$ فإننا نرفض الفرضية H_0.
- وإذا كانت قيمة T_c المحسوبة أصغر من القيمة المجدولة $(T_c < T_{n-k}^{\alpha/2})$فإننا نقبل الفرضية H_0 أي أن المتغير المستقل (x_i) لا يؤثر على المتغير التابع (Y).

2 -اختبار فيشر: *Ficher*: يتم هذا الاختبار بحساب الإحصائية F وذلك باستعمال العلاقة التالية:

$$F_c = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})/(k-1)}{\sum e_i^2/(n-k)} = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)}$$

ونقارن قيمة F مع القيم المجدولة لدرجتي حرية $(k\text{-}1)$ و $(n\text{-}k)$ ولمستوى معنوية α.

ونقبل أو نرفض فرضية العدم H_0 حسب القاعدة التالية:

- إذا كانت قيمة F المحسوبة أصغر من القيمة المجدولة فإننا نقبل فرضية العدم H_0.
- أما إذا كانت F المحسوبة أكبر من F المجدولة فإننا نرفض فرضية H_0.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تطبيقات محلولة حول النموذج الخطي البسيط

التمرين الأول:

أجب على الأسئلة التالية باختصار:

1) ما هو مبدأ طريقة المربعات الصغرى العادية؟
2) عرف النموذج وما هي أهم أنواعه؟
3) ما هي أهم أنواع العلاقات الاقتصادية؟
4) برهن أن قيم المقدرات لمعالم النموذج الخطي البسيط هما:

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X}, \quad \hat{\beta} = \frac{\sum x_t y_t - n\bar{X}\bar{Y}}{\sum x_t^2 - n\bar{X}^2} = \frac{\text{cov}(x_t, y_t)}{v(x_t)}$$

ما هي أهم خصائص هذه المقدرات؟

التمرين الثاني:

البيانات التالية تظهر تطور أسعار مادة ما بالدينار والكميات المطلوبة منها في إحدى المدن بمئات الأطنان.

1) حدد المتغير التابع والمتغير المستقل؟ على معلم متعامد ومتجانس ارسم شكل الانتشار. ماذا تستنتج ؟
2) أوجد معادلة انحدار الكميات على الأسعار؟
3) أوجد معامل الارتباط الخطي بين المتغيرتين وفسره ؟

التمرين الثالث:

1) إذا كان $\delta_x = 0.89$ من جهة ومن جهة أخرى: $\bar{Y} = 8$ و $\delta_y = 1.67$ ، وأن معامل الارتباط قيمته هي: 0.8. فأوجد معادلة خط انحدار y على x ؟
2) إذا علمت أن: $\delta_x = 0.61, \delta_y = 1.22$ ، وأن: $\hat{y} = 21.28 + 0.84x$. فأحسب معامل الارتباط بين المتغيرتين؟

التمرين الرابع:

المعادلة التالية توضح مبيعات السيارات لمؤسسة معينة والكتلة الاجرية الشهرية لعمالها وذلك خلال 88 شهرا:

$$S_t = \alpha + \beta W_t + \varepsilon_t$$

حيث أن:

S_t : تمثل المبيعات شهريا، W_t : الكتلة الاجرية الشهرية. وبعد تطبيق قانون المربعات الصغرى تحصلنا على المعادلة المقدرة أدناه:

$$\hat{S}_t = 1767.61 + 7.48W_t$$
$$SE \quad (238.87)\ (18.5) \qquad R^2 = 0.8$$

1) اشرح المعنى الاقتصادي للمعلمتين المقدرتين؟
2) أوجد قيمة التباين للمعلمتين المقدرتين؟
3) اختبر صحة الفرضيتين: $\alpha = 0, \quad \beta = 0$ وأوجد مجال ثقة للمعلمتين المقدرتين عند مستوى معنوية $\lambda = 5\%$ ؟

SAHLA MAHLA

حل التطبيقات

التمرين الأول:

1 -مبدأ طريقة المربعات الصغرى العادية هو إيجاد أفضل خط يمر بأكبر عدد ممكن من سحابة النقاط، ويكون ذلك من خلال تصغير مجموع مربعات الأخطاء بين القيم الحقيقية والقيم المقدرة بالنموذج.

2 -تعريف النموذج وأهم أنواعه:

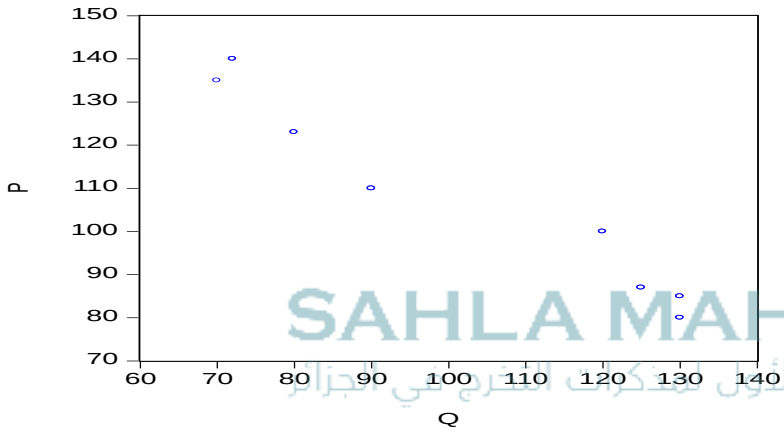
النموذج هو تعبير مبسط للنظرية الاقتصادية، ومن أهم أنواعه نجد: نماذج البرمجة الخطية، نماذج القياس الاقتصادي ونماذج السلاسل الزمنية.

3 -أهم أنواع العلاقات الاقتصادية: علاقات توازنية، علاقات سلوكية وعلاقات تعريفية.

4 -البرهان موجود في المحاضرة.

التمرين الثاني:

1 -المتغير التابع هو الكمية بينما المتغير المستقل هو السعر (تم ذلك من خلال النظرية الاقتصادية).



SAHLA MAHLA
المصدر الأول لتذكرات التخرج في الجزائر

2 -إيجاد معادلة انحدار الكميات على الأسعار:

المعادلة المقدرة يمكن كتابتها على الشكل الموالي:

$$\hat{Q}_t = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 \hat{P}_t$$

حيث:

$$\hat{B}_0 = \overline{Q} - \hat{\beta}_1 \overline{P}, \quad \hat{B}_1 = \frac{\text{cov}(Q_t, P_t)}{v(P_t)}$$

الفترة	P	Q	$P.Q$	P^2	Q^2
1	80	130	10400	6400	16900
2	85	130	11050	7225	16900
3	87	125	10875	7569	15625
4	100	120	12000	10000	14400
5	110	90	9900	12100	8100
6	123	80	9840	15129	6400
7	140	72	10080	19600	5184
8	135	70	9450	18225	4900
المجموع	860	817	83595	96248	88409

من خلال الحسابات الموجودة في الجدول، نقوم بحساب المعلمتين المقدرتين:

$$\hat{B}_1 = \frac{\text{cov}(Q_t, P_t)}{v(P_t)} = \frac{1/8(83595) - 102.12*107.5}{1/8(96248) - (107.5)^2} = -1.11$$

$$\hat{B}_0 = \overline{Q} - \hat{\beta}_1 \overline{P} = 102.12 + 1.11*107.5 = 221.445$$

أو من خلال البرنامج مباشرة:

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Q
Method: Least Squares
Date: 03/11/16 Time: 19:57
Sample: 1 8
Included observations: 8

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P	-1.114402	0.106025	-10.51074	0.0000
C	221.9232	11.62946	19.08285	0.0000

R-squared	0.948487	Mean dependent var	102.1250
Adjusted R-squared	0.939902	S.D. dependent var	26.65353
S.E. of regression	6.534105	Akaike info criterion	6.804266
Sum squared resid	256.1672	Schwarz criterion	6.824126
Log likelihood	-25.21706	Hannan-Quinn criter.	6.670316
F-statistic	110.4757	Durbin-Watson stat	2.660537
Prob(F-statistic)	0.000044		

3 -حساب معامل الارتباط الخطي البسيط:

لدينا:

$$r_{QP} = \frac{\text{cov}(Q_t, P_t)}{\delta_Q * \delta_P} = \frac{-528.525}{24.95*21.78} = -0.9$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تفسير قيمة معامل الارتباط:

توجد علاقة عكسية قوية بين المتغيرتين.

التمرين الثالث:

1 -إيجاد معدلة انحدار y على x :

$$\hat{y}_t = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 x_t$$

ولدينا من جهة أخرى:

$$r = \hat{B}_1 * \frac{\delta_x}{\delta_y} \Rightarrow \hat{B}_1 = r * \frac{\delta_y}{\delta_x} = 0.8 * \frac{1.67}{0.89} = 1.49$$

$$\hat{B}_0 = \bar{y} - \hat{B}_1 \bar{x} = 8 - 1.49 * 2 = 5.02$$

2 -حساب معامل الارتباط:

$$r = \hat{B}_1 * \frac{\delta_x}{\delta_y} = 0.84 * \frac{0.61}{1.22} = 0.4$$

التمرين الرابع:

1 -شرح المعنى الاقتصادي للمعلمتين المقدرتين:

$\hat{\alpha}$: المعلمة الثابتة في هذا النموذج تمثل

هذه المبيعات تمثل المخزون.

$\hat{B}$: تمثل ، أي كلما زادت المتغيرة المستقلة بوحدة واحدة زادت المتغيرة التابعة بـ: $\hat{B}$ وحدة.

2 -إيجاد قيمة التباين للمعلمتين المقدرتين:

$$v(\hat{\alpha}) = (238.87)^2 = 57058.87$$

$$v(\hat{B}) = (18.5)^2 = 342.25$$

3 -اختبار صحة الفرضيتين:

بالنسبة للمعلمة الأولى:

$$H_0 : \hat{\alpha} = 0 / H_0 : \hat{\alpha} \neq 0$$

$$T_c = \left| \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\delta}_{\hat{\alpha}}} \right| = \left| \frac{1767.61}{238.87} \right| = 7.39$$

$$T_t = t_{88-2}^{0.0025} = 1.95$$

ومنه نرفض فرضية العدم لأن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة عند مستوى معنوية قدره 5 بالمائة.

بالنسبة للمعلمة الثانية:

$$H_0 : \hat{B} = 0 / H_0 : \hat{B} \neq 0$$

$$T_c = \left| \frac{\hat{B}}{\hat{\delta}_{\hat{B}}} \right| = \left| \frac{7.48}{18.5} \right| = 0.404$$

$$T_t = t_{88-2}^{0.0025} = 1.95$$

ومنه نقبل فرضية العدم لأن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة عند مستوى معنوية قدره 5 بالمائة.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

3 -تكوين مجال الثقة للمعلمتين:

يعطى مجال الثقة في شكله العام على النحو التالي:

$$B_i \in \left[\hat{B}_i \mp \hat{\delta}_{\hat{B}_i} . t_{n-2}^{\lambda/2} \right]$$

مجال الثقة للمعلمة الأولى:

$$\alpha \in [167.61 \mp 238.87 * 1.95.]$$

$$\alpha \in [1301.81; 2233.4.]$$

ونفس الأمر بالنسبة للمعلمة الثانية.

تطبيقات إضافية

التمرين الأول:

1)

حلول تطبيقات نموذج الانحدار المتعدد

حل التمرين الأول:

تقدير معالم النموذج المتعدد بطريقة المصفوفات في حالة: $y_t = B_0 + B_1 x_{1t} + B_2 x_{2t} + \varepsilon_t$

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/11/16 Time: 20:12
Sample: 1 4
Included observations: 4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	-2.838710	5.853572	-0.484953	0.7125
X2	1.580645	1.497831	1.055290	0.4829
C	4.096774	17.75706	0.230712	0.8556

R-squared	0.747097	Mean dependent var	5.000000
Adjusted R-squared	0.241290	S.D. dependent var	4.082483
S.E. of regression	3.556004	Akaike info criterion	5.488857
Sum squared resid	12.64516	Schwarz criterion	5.028578
Log likelihood	-7.977715	Hannan-Quinn criter.	4.478809
F-statistic	1.477041	Durbin-Watson stat	2.112903
Prob(F-statistic)	0.502895		

تقدير معالم النموذج المتعدد بطريقة المصفوفات في حالة: $y_t = B_1 x_{1t} + B_2 x_{2t} + \varepsilon_t$

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/11/16 Time: 20:14
Sample: 1 4
Included observations: 4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	-1.561449	1.379796	-1.131652	0.3752
X2	1.315653	0.697659	1.885813	0.2000

R-squared	0.733635	Mean dependent var	5.000000
Adjusted R-squared	0.600453	S.D. dependent var	4.082483
S.E. of regression	2.580527	Akaike info criterion	5.040717
Sum squared resid	13.31824	Schwarz criterion	4.733864
Log likelihood	-8.081435	Hannan-Quinn criter.	4.367352
Durbin-Watson stat	2.027887		

SAHLA MAHLA

حل التمرين الثاني:

النموذج أعلاه هو دالة الإنتاج لكوب - دوغلاس، حيث:

$$Q = A.K^{\alpha}.L.^{b}e^{\varepsilon}$$

Q : كمية الانتاج، A : ثابت، K : رأس المال، L : العمل، α : مرونة رأس المال، b : مرونة العمل، e : أساس اللوغاريتم العشري.

يمكننا تقدير النموذج اعلاه باستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية وذلك بإدخال اللوغاريتم على كلتا طرفي المعادلة.

الفصل الخامس: تحليل التباين
تمهيد
المبحث الأول: ماهية تحليل التباين
المطلب الأول: مفهوم تحليل التباين
المطلب الثاني: جدول تحليل التباين
المبحث الثاني: تحليل التباين لنماذج الانحدار
المطلب الأول: تحليل التباين في الانحدار الخطي البسيط
المطلب الثاني: تحليل التباين في الانحدار الخطي المتعدد
تطبيقات حول تحليل التباين
حل التطبيقات

SAHLA MAHLA
الموقع الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تمهيد:

يلعب علم الإحصاء دورا أساسيا في مجال البحث العلمي كأداة من أدوات التحليل والتفسير، فمن خلال استخدام الأساليب الإحصائية يتمكن الباحث من اتخاذ القرارات المناسبة بشأن الحكم على قبول أو رفض الفروض الإحصائية.

باعتبار أن تحليل التباين (*Analysis Of Variance*) (*ANOVA*) طريقة احصائية يعود الفضل في ظهورها العالم فيشر الذي يعتبر أول من وضع أسس تحليل التباين سنة 1933 وقد أدى اكتشاف هذه الطريقة إلى تقدم كبير وسريع في مجال الإحصاء وتصميم التجارب، ويعتبر أسلوب تحليل التباين من أهم الأساليب الإحصائية المستخدمة في المجالات البحثية، حيث يعتمد هذا الأسلوب على عددا من الافتراضات التي تعد مشكلة تمنع استخدام هذا الأسلوب في حالة عدم تحققها.

المبحث الأول: ماهية تحليل التباين[17].

إن تحليل الانحدار الهدف منه هو تحديد العوامل التي تؤثر في المتغير التابع، فالتباين الكلي في المتغير التابع يقسم الى جزأين، وهما: الاختلاف المفسَر من قبل خط الانحدار والاختلاف غير المفسر من قبل انتشار القيم الفعلية للمتغير التابع حول خط الانحدار.

المطلب الأول: مفهوم تحليل التباين.

تحليل التباين (*Analysis of Variance*) (*ANOVA*) هو طريقة احصائية طورت من قبل الباحث الاحصائي فيشر (*Fisher*)، وهو عبارة عن اختبار الغرض منه تقسيم مجموع مربعات الانحرافات الكلية إلى مكوناتها وإرجاع كل من هذه المكونات إلى سببه.

SAHLA MAHLA

إن تحليل الانحدار الهدف منه هو تحديد العوامل التي تؤثر في المتغير التابع، فالتباين الكلي في المتغير التابع يقسم الى جزأين، وهما: الاختلاف المفسَر من قبل خط الانحدار والاختلاف غير المفسر من قبل انتشار القيم الفعلية للمتغير التابع حول خط الانحدار، ويمكن صياغته في صورة رياضية على النحو التالي:

حيث:

SST : مجموع مربعات الانحرافات الكلية (التباين الكلي) (*Sum Of Squares Total*).

SSR : مجموع مربعات الانحرافات المفسَرة (التباين المفسَر) (*Sum Of Squares Regression*).

SSE : مجموع مربعات الأخطاء (*Sum Of Squares Error*).

أما طريقة تحليل التباين لا تختلف كثيرا من حيث الهدف عن تحليل الانحدار، حيث تقوم طريقة تحليل التباين على الحصول على الاختلافات أو التباين الكلي من خلال تجميع عدة مكونات أو عوامل منفصلة هي "أسباب" أو "مصادر" (*Sources*) للمتغير المطلوب تحليله.

---

[17] لمعلومات أكثر أنظر:

-بسام يونس ابراهيم، أنمار أمين حاجي وعادل موسى يونس: "**الاقتصاد القياسي**"، عزة للنشر والتوزيع، السودان، 2002.

-جلاطو جيلالي: "**الاحصاء التطبيقي مع تمارين ومسائل محلولة**"، دار الخلدونية، الجزائر، 2007.

الفرق بين الطريقتين إذن يتمثل في أن تحليل الانحدار يعطي قيم عددية لتأثير العوامل المفسرة على المتغير التابع، في حين أن تحليل التباين يكتفي ببيان أن تلك العوامل تؤثر أو لا تؤثر على المتغير التابع، وطريقة تحليل التباين تستخدم في تحليل الانحدار للحصول على عدة اختبارات، منها:

- ❖ اختبار المعنوية الكلية للنموذج.
- ❖ اختبار معنوية تحسين تمثيل النموذج للبيانات من خلال اضافة متغيرات مستقلة الى النموذج.
- ❖ اختبار تساوي المعالم التي يتم الحصول عليها من عينات مختلفة.
- ❖ اختبار اضافة مشاهدات أخرى للنموذج أو اختبار ثبات معاملات الانحدار.

إذن يمكن تعريف تحليل التباين على أنه اسلوب احصائي الهدف منه تقسيم مجموع مربعات الانحرافات الكلية الى مكوناته الأساسية ومن ثم ارجاع كل هذه المكونات الى سببها.

المطلب الثاني: جدول تحليل التباين.

كما سبقت إليه الاشارة إن المتغير التابع ينتج عن جمع مركبتين، وهما:

- ❖ مركبة الانحدار.
- ❖ مركبة الخطأ.

ويمكن توضيحها كمايلي وذلك حسب نوع النموذج:

-حالة النموذج الخطي البسيط:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$
$$\leftrightarrow \quad \leftrightarrow$$
$$1م \quad 2م$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

-حالة النموذج الخطي المتعدد:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta 2 X_{2i} + ... + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i$$
$$\leftrightarrow \quad \leftrightarrow$$
$$1م \quad 2م$$

حيث:

م1: تمثل الاختلاف المفسَر.

م2: تمثل الاختلاف غير المفسَر.

إذن الاختلافات الكلية لها مصدرين، وهما:

المصدر الأول: الانحدار (*Regression*).

المصدر الثاني: الخطأ (*Error*).

وجدول تحليل التباين يتكون من عدة أعمدة، وهي:

العمود الأول: يبين مصادر الاختلاف أو التباين (*Sourses of variation*) (*SOV*)، والمصدرين يتمثلان في: الانحدار والخطأ، ومجموع هذين المصدرين يمثل التباين الكلي.

العمود الثاني: يتكون من درجات الحرية (*Degree Of Freedom*) (*DF*)، حيث:

- ❖ درجة حرية الانحدار: تتمثل في عدد المتغيرات المستقلة (*k*).
- ❖ درجة حرية الخطأ: عدد المشاهدات ناقص عدد المعالم المقدرة بالنموذج (*n-k-1*).

❖ درجة الحرية الكلية: مجموع الدرجتين السابقتين، وهي: (*n-1*).

العمود الثالث: مجموع المربعات (*Sum Of Squares*) (*SS*)، حيث:

$$SST=SSE+SSR$$

العمود الرابع: متوسط مجموع المربعات (*Mean Sum Of Squares*) (*MS*) ويمثل التباين لأنه ناتج عن قسمة مجموع المربعات على درجة الحرية، حيث:

❖ متوسط مجموع مربعات الانحدار (تباين الانحدار):

$$MSR=SSR/K$$

❖ متوسط مجموع مربعات الأخطاء:

❖ متوسط مجموع المربعات الكلي: لا يتم حسابه لأن اختبار فيشر لا يعتمد عليه، حيث:

$$MST=SST/n-1\neq MSR+MSE$$

العمود الخامس: اختبار فيشر والذي يتم الحصول عليه من خلال قسمة متوسط مجموع مربعات الانحدار (*MSR*) على متوسط مجموع مربعات الخطأ (*MSE*)، أي:

$$F=MSR/MSE$$

إذن:

جدول تحليل التباين عبارة عن جدول يتكون من عدة أعمدة، الهدف من تكوينه هو عرض نتائج التباين في الانحدار، وبالتالي اختبار المعنوية الكلية للنموذج باستخدام اختبار فيشر.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المبحث الثاني: تحليل التباين لنماذج الانحدار.

أسلوب تحليل التباين من أهم الأساليب الإحصائية الشائعة الاستخدام في المجالات التحليل الاحصائي، حيث يعتبر أوسع طرق تحليل البيانات في المجالات العلمية.

المطلب الأول: تحليل التباين في الانحدار الخطي البسيط.

نموذج الانحدار الخطي البسيط يكتب كمايلي:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$
$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$$
$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i$$

ودرجات الحرية هي:

❖ درجة حرية الانحدار: هي واحد *k=1*.

❖ درجة حرية الخطأ: عدد المشاهدات ناقص عدد المعالم المقدرة بالنموذج (*n-k-1=n-2*).

❖ درجة الحرية الكلية: مجموع الدرجتين السابقتين، وهي: (*n-1*).

والآن نقوم بحساب المجاميع التالية:

$$SSE = \sum e^2 = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$
$$= \sum (Y_i - \hat{B}_0 - \hat{B}_1 X_i)^2$$

ومن جهة أخرى لدينا:

$$\hat{B}_0 = \overline{Y} - \hat{B}_1 \overline{X}$$

نقوم بتعويض قيمة $\hat{B}_0$ في العلاقة السابقة:

ومن جهة أخرى لدينا:

$$\hat{B}_1 = \frac{\sum (X_i - \bar{X}) * (Y_i - \bar{Y})}{\sum (X_i - \bar{X})^2}$$

وبوضع:

$$y_i = Y_i - \bar{Y}$$
$$x_i = X_i - \bar{X}$$
$$\hat{B}_1 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} \Rightarrow \sum x_i y_i = \hat{B}_1 \sum x_i^2$$

وبالتعويض في العلاقة (1) نجد:

$$SSE = \sum e^2 = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 - 2\hat{B}_1^2 \sum x_i^2 + \hat{B}_1^2 \sum x_i^2$$
$$= \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 - \hat{B}_1^2 \sum x_i^2 \text{.....(2)}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ومن جهة أخرى لدينا:

$$SST = \sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum y_i^2$$

إذن العلاقة رقم (2) تصبح كمايلي:

$$SSE = SST - \hat{B}_1 \sum x_i^2$$

ومنه:

$$SSR = \hat{B}_1 \sum x_i^2 = \hat{B}_1 \sum x_i y_i$$

إن إختبار فيشر المحسوب من خلال جدول تحليل التباين، الهدف منه اختبار معنوية نموذج الانحدار، وهذا يعني في نموذج الانحدار البسيط اختبار تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع، لذلك اختبار فيشر يكون خاصا بالفرضية:

$$H_0 : \hat{B}_1 = 0 / H_1 : \hat{B}_1 \neq 0$$

ومن خلال ما سبق، نستنتج أن:

$$F = \frac{SSR}{SSE} = \hat{B}_1 \sum x_i^2 / \hat{\delta}_\varepsilon^2$$

ويتم مقارنة هذه القيمة مع القيمة المجدولة:

$$F(1; n-2; \lambda\%)$$

إذن اختبار فيشر هذا لا يختلف عن اختبار ستيودنت الذي تناولناه في النموذج الخطي البسيط.

ملاحظة: إذا كانت فرضية العدم $H_0 : B_1 = 0$ فإن قيمة ستيودنت المحسوبة تعطى كمايلي:

$$t=\frac{\hat{B}_1}{\hat{\delta}_{\hat{B}_1}}=\frac{\hat{B}_1}{\sqrt{\frac{\delta_\varepsilon^2}{\sum(X_i-\bar{X})^2}}}=\frac{\hat{B}_1}{\frac{\delta_\varepsilon}{\sqrt{\sum x_i^2}}}$$
$$=\frac{\hat{B}_1\sqrt{\sum x_i^2}}{\delta_\varepsilon}$$

بمقارنة قيمة t مع قيمة F المحسوبة سابقا نستنتج أن: $F=t^2$. (هذه النتيجة صالحة فقط في حالة النموذج الخطي البسيط).

وبصفة عامة يمكننا تكوين جدول تحليل التباين (*ANOVA*) كمايلي:

SOV	***DF***	***SS***	***MS***	***F***
* *Regression* (الانحدار) * *Error* (الخطأ)	*1* *n-*	$\hat{B}_1\sqrt{\sum x_i^2}$ $\sum y^2-\hat{B}_1\sum x_i^2$	δ_ε^2	$\hat{B}_1\sum x_i^2/\hat{\delta}_\varepsilon^2$
Total (الكلي)	*n-1*	$\sum y^2$	-	-

المطلب الثاني: تحليل التباين في الانحدار الخطي المتعدد.

النموذج الخطي المتعدد يكتب كمايلي[18]:

$$Y_i=\beta_0+\beta_1X_{1i}+\beta_2X_{2i}+....+\beta_kX_{ki}+\varepsilon_i \quad (\forall i=1;2;...;n)$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

النموذج يحتوي على k متغيرة مستقلة.

إن الهدف من إجراء اختبار فيشر هو اختبار المعنوية الكلية للنموذج، أي اختبار فرضية العدم التالية:

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

نقوم بحساب مجموع مختلف الانحرافات:

$$SSE=\sum e^2=\sum Y'Y-\hat{B}'X'Y$$
$$=Y''Y-(B_0 \quad B_1 \quad B_2 \quad . \quad . \quad . \quad B_k)\begin{pmatrix}\sum Y\\ \sum X_1Y\\ \sum X_2Y\\ .\\ .\\ .\\ \sum X_kY\end{pmatrix}$$

إذن:

$$\sum e^2=Y'Y-\hat{B}_0\sum Y-\hat{B}_1\sum X_1Y-...-\hat{B}_k\sum X_kY.....(3)$$

[18] لمعلومات أكثر انظر:

-بسام يونس ابراهيم، أنمار أمين حاجي وعادل موسى يونس: "**الاقتصاد القياسي**"، عزة للنشر والتوزيع، السودان، 2002.

يمكن حساب $\hat{B}_0$ من المعادلة (في حالة النموذج المتعدد):

$$\hat{B}_0 = \bar{Y} - \hat{B}_1\bar{X}_1 - ... - \hat{B}_k\bar{X}$$

إذن المعادلة رقم (3) تصبح كمايلي:

$$SSE = \sum e^2$$

$$= Y'Y - \bar{Y}\sum Y - \hat{B}_1\bar{X}_1\sum Y - ... - \hat{B}_k\bar{X}_k\sum Y - \hat{B}_1\sum X_1Y - ... - \hat{B}_k\sum X_kY$$

$$= Y'Y - \frac{(\sum Y)^2}{n} - \hat{B}_1\left[\sum X_1Y - \frac{\sum X_1\sum Y}{n}\right] - ... - \hat{B}_k\left[\sum X_kY - \frac{\sum X_k\sum Y}{n}\right]$$

$$\Rightarrow \sum e^2 = \sum y^2 - (\quad B_1 \quad B_2 \quad . \quad . \quad . \quad B_k)\begin{pmatrix} \sum x_1y \\ \sum x_2y \\ . \\ . \\ . \\ \sum x_ky \end{pmatrix}$$

$$SSE = \sum y^2 - \hat{b}'x'y.....(4)$$

حيث:

$\hat{b}'$: مقدر الشعاع B ماعدا B_0 .

$x'y$: شعاع حاصل الضرب التقاطعي بدلالة الانحرافات.

SAHLA MAHLA
الموقع الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

بمقارنة المعادلة رقم (4) مع:

$$SSE = SST - SSR$$

نجد:

$$SSR = \hat{b}'x'y$$

ومنه جدول تحليل التباين:

SOV	***DF***	***SS***	***MS***	***F***
* *Regression* (الانحدار) * *Error* (الخطأ)	k $n-k-1$	$\hat{b}'x'y$ $\sum y^2 - \hat{b}'x'y$	$\hat{b}'x'y/k$ δ_ε^2	$(\hat{b}'x'y/k)/\hat{\delta}_\varepsilon^2$
Total (الكلي)	$n-1$	$\sum y^2$	-	-

وبعد حساب قيمة فيشر نقارنها مع القيمة المجدولة $F(k;n-k-1;\lambda\%)$ ويتم قبول الفرضية البديلة إذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة.

تطبيقات حول تحليل التباين

التمرين الأول:

البيانات التالية تمثل الكمية المعروضة من سلعة ما بالطن ولتكن Y_i وسعر الطن الواحد (د ج) من تلك السلعة وليكن X_i.

1)
2)
3) أوجد دالة العرض الخطية المقدرة بطريقة المربعات الصغرى العادية؟
4) أوجد مجموع الأخطاء ومجموع مربعات الأخطاء؟
5) أوجد الدالة المقدرة بطريقة الانحرافات؟
6) كون جدول تحليل التباين؟
7) اختبر تأثير السعر على الكمية المعروضة باستعمال اختباري: فيشر وستيودنت عند مستوى معنوية قدره: 5 بالمئة؟

علما أن: $t_{10}^{5\%} = 2.228 \quad ; F(1;10;5\%) = 4.96$

التمرين الثاني:

البيانات في الجدول أدناه تمثل الكمية المطلوبة شهريا (كغ) من سلعة معينة Y، وسعر الوحدة الواحدة من السلعة (د ج) وليكن X_1، دخل الاسرة الشهري (100 د ج) وليكن X_2، أخذت هذه البيانات من عينة تتكون من 10 أسر.

1)
2)
3)
4) قدر المعالم بطريقة المربعات الصغرى العادية، وفسر المعالم المقدرة؟
5) قدر دالة الطلب بصيغة الانحرافات؟
6) قدر تباين الخطأ في هذا النموذج؟
7) أحسب مصفوفة التبيان والتباين المشترك للمعالم المقدرة؟
8) اختبر الفرضية التالية وذلك باستخدام جدول تحليل التباين؟

$H_0 : \hat{B}_1 = \hat{B}_2 = 0 / H_1 : \hat{B}_1 \neq \hat{B}_2 \neq 0 \qquad \lambda = 5\%$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حل التطبيقات

حل التمرين الأول:

1) دالة العرض المقدرة:

$$\hat{Y} = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 X$$

$$\begin{cases} \hat{B}_0 = \overline{Y} - \hat{B}_1 \overline{X} \\ \hat{B}_1 = \dfrac{\sum XY - n\overline{X}\overline{Y}}{\sum X^2 - n\overline{X}^2} \end{cases}$$

نقوم بحساب مختلف المجاميع التالية:

ومنه قيمتي المعاملين المقدرين، هما:

$$\hat{B}_0 = 3.25; \quad \hat{B}_1 = 33.75$$

$$\hat{Y} = 3.25 + 33.75X$$

2) ايجاد مجموع البواقي ومجموع مربعات البواقي:

$$ei = Y_i - \hat{Y}_i$$

$$= 3.25 + 33.75X_i$$

$$\sum e_i = 0; \quad \sum e_i^2 = 383.98$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

3) الدالة المقدرة بطريقة الانحرافات:

$$\hat{Y}_i = \hat{B}_0 X_0 + \hat{B}_1 X_i \qquad X_0 = 1$$

وبوضع:

$$y_i = Y_i - \overline{Y}_i; \quad x_i = X_i - \overline{X}; \quad x_0 = X_0 - \overline{X}_0$$

$$y_i = \hat{B}_1 x_i$$

$$\hat{B}_1 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} = \frac{156}{48} = 3.25$$

4) جدول تحليل التباين:

نقوم بحساب مختلف المجاميع التالية:

$$* \sum x_i^2 = 48$$

$$* \sum y_i = 756$$

$$* \sum Y_i^2 = 48522$$

$$* SST = \sum (Y_i - \overline{Y})^2 = \sum y_i^2 = 894$$

$$* SSR = \hat{B}_1 \sqrt{\sum x_i^2} = 507$$

$$* SSE = SST - SSR = 894 - 507 = 387$$

ومنه جدول تحليل التباين:

SOV	DF	SS	MS	F
* Regression (الانحدار) * Error (الخطأ)	n-2=10	$\hat{B}_1\sqrt{\sum x_i^2}=507$ $\sum y^2-\hat{B}_1\sum x_i^2=387$	$\delta_\varepsilon^2=38.7$	$\hat{B}_1\sum x_i^2/\hat{\delta}_\varepsilon^2$ $=13.7$
Total (الكلي)	n-1=11	$\sum y^2$	-	-

5) اختبار فيشر وستيودنت:

$F=13.7>F_{(1,10,0.05)}=4.96$

ومنه نقبل الفرضية البديلة.

اختبار ستيودنت:

$$T_c=\frac{\hat{B}_1}{\delta_\varepsilon}=\frac{\hat{B}_1}{\sqrt{\frac{38.7}{48}}}=3.6195>T_t=2.228$$

ومنه نقبل الفرضية البديلة.

حل التمرين الثاني:

1) تقدير النموذج:

$$\hat{Y}_i=\hat{B}_0+\hat{B}_1X_{1i}+\hat{B}_2X_{2i}$$

$$\hat{B}=\begin{pmatrix}\hat{B}_0\\ \hat{B}_1\\ \hat{B}_2\end{pmatrix}=(X'X)^{-1}X'Y$$

$$X'X=\begin{pmatrix}n & \sum X_1 & \sum X_2\\ - & \sum X_1^2 & \sum X_1X_2\\ - & - & \sum X_2^2\end{pmatrix},\qquad X'Y\begin{pmatrix}\sum Y\\ \sum X_1Y\\ \sum X_2Y\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}800\\ 4500\\ 7050\end{pmatrix}$$

ومنه:

$$(X'X)^{-1}=\begin{pmatrix}10.46 & -1.13 & -0.47\\ - & 0.13 & 0.05\\ - & - & 0.02\end{pmatrix}$$

$$\hat{B}=\begin{pmatrix}\hat{B}_0\\ \hat{B}_1\\ \hat{B}_2\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}111.69\\ -7.189\\ 1.43\end{pmatrix}$$

تفسير المعالم المقدرة:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

❖ $\hat{B}_0 = 111.69$: إذا كانت السلعة مجانية ولا يوجد للأسرة دخل شهريا، فإن متوسط الكمية المطلوبة شهريا من السلعة هو: 111.69 كلغ.

❖: كلما زاد سعر الوحدة الواحدة من السلعة بوحدة واحدة (دينار واحد) فإن الكمية المطلوبة من السلعة ستنخفض بمقدار: كلغ شهريا، مع ثبات دخل الاسرة.

❖ $\hat{B}_1 = 1.43$: كلما زاد دخل الاسرة (100 دينار واحد) في الشهر فإن الكمية المطلوبة من السلعة ستنخفض بمقدار: 1.43 كلغ شهريا، مع ثبات سعر السلعة.

2) النموذج المقدر بطريقة الانحرافات:

$$\ddot{y}_i = \hat{B}_1 x_{1i} + \hat{B}_2 x_{2i}$$

$$\hat{b} = \begin{pmatrix} \hat{B}_1 \\ \hat{B}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum x_1^2 & \sum x_1 x_2 \\ - & \sum x_2^2 \end{pmatrix}^{-1} * \begin{pmatrix} \sum x_1 y \\ \sum x_2 y \end{pmatrix}$$

ومن خلال المعطيات يمكن أن نجد:

$$\overline{X}_1 = 6, \quad \overline{X}_2 = 8, \quad \overline{Y} = 80, \sum x_1^2 = 30, \sum x_1 y = -300, \sum x_1 x_2 = -59, \sum x_2^2 = 158, \sum x_2 y = 650$$

ومنه:

$$\hat{b} = \begin{pmatrix} \hat{B}_1 \\ \hat{B}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.125 & 0.047 \\ - & 0.024 \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} -300 \\ 650 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -6.95 \\ 650 \end{pmatrix}$$

ملاحظة: من المفروض تكون قيم المعالم المقدرة متساوية مع نتائج السؤال السابق، لكن هذا الاختلاف راجع إلى التقريب في الحسابات.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

3) تباين الخطأ المقدر:

$$\hat{\delta}_\varepsilon^2 = \frac{\sum e^2}{n-k-1} = \frac{\sum (Y - \hat{Y})}{n-k-1} = \frac{364.22}{10-2-1} = 52.03$$

حيث: k عدد المتغيرات المستقلة.

4) مصفوفة التباين - التباين المشترك للمعالم المقدرة:

$$\hat{\Omega}_{\hat{B}} = \hat{\delta}_\varepsilon^2 (X'X)^{-1}$$

$$X'X = 50.03 * \begin{pmatrix} 10.46 & -1.13 & -0.47 \\ - & 0.13 & 0.05 \\ - & - & 0.02 \end{pmatrix}$$

5) جدول تحليل التباين:

$$\hat{b} = \begin{pmatrix} \hat{B}_1 \\ \hat{B}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -6.95 \\ 650 \end{pmatrix}$$

$$x'y = \begin{pmatrix} \sum x_1 y \\ \sum x_2 y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -300 \\ 650 \end{pmatrix}$$

$$* SSR = \hat{b}' x' y = 3060$$

$$* SST = \sum y_i^2 = 3450$$

$$* SSE = SST - SSR = 3450 - 3060 = 390$$

ومنه جدول تحليل التباين:

SOV	***DF***	***SS***	***MS***	***F***
* *Regression* (الانحدار) * *Error* (الخطأ)	*k=2* *n-k-1=7*	$\hat{b}'x'y = 3060$ $\sum y^2 - \hat{b}'x'y = 390$	$\hat{b}'x'y / k = 1530$ $\delta_\varepsilon^2 = 55.714$	$(\hat{b}'x'y / k) / \hat{\delta}_\varepsilon^2$ $= 27.46$
Total (الكلي)	*n-1=9*	$\sum y^2 = 3450$	-	-

قيمة فيشر المجدولة هي: $F(2;7;5\%) = 4.74$ ، إذن نقبل الفرضية البديلة.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الفصل السادس: مشاكل تحليل الانحدار
تمهيد
المبحث الأول: مشكلة التعدد أو الامتداد الخطي
المطلب الأول: أسباب ظهور التداخل الخطي
المطلب الثاني: مؤشرات وجود التداخل الخطي
المطلب الثالث: اختبارات الكشف عن الامتداد الخطي
1 -طريقة فريش (*Farish*)
2 -طريقة كلاين (*Klein*)
3 -طريقة فارار -كلاوبير (*Farrar-Glauber*)
المطلب الرابع: حلول مشكلة التعدد الخطي
المبحث الثاني: عدم تجانس تباين الخطأ
المطلب الأول: اختبارات الكشف عن عدم تجانس تباين الخطأ
1 -اختبار ارتباط الرتب لسبيرمان
2 -اختبار كولد فيلد وكونت (*Gold Field- Quant*)
3 -اختبار بارك (*The Park Test*)
4 -اختبار وايت (*White Test*)
المطلب الثاني: معالجة مشكلة اختلاف التباين
المبحث الثالث: مشكلة الارتباط الذاتي
المطلب الأول: اختبار دربين واتسون (*Durbin-Watson*)
المطلب الثاني: اختبار (*Breusch- Godfrey*) (*LM test*)
تطبيقات محلولة

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تمهيد:

هناك العديد من المشاكل المتعلقة بتحليل الانحدار والتي تتعلق بالإخلال بإحدى فرضياته، والغرض من تلك الفروض هو تبسيط التحليل لمعالجة نماذج الانحدار، أي أنه إذا تم الاخلال بإحدى الفروض تظهر مشكله عدم استطاعة تطبيق طرق الانحدار العادية مثل: المربعات الصغرى العادية. بدون الأخذ في الاعتبار طبيعة الفرض الذي لم يستوفي في الاعتبار، فعلى سبيل المثال في كثير من النماذج نلاحظ إن فرض التوقع للمتغير العشوائي يكون معدوم، هذا قد لا يتم استيفائه فيترتب عليه نقائص معينه فيما يخص تطبيق طرق الانحدار من جهة، ومن جهة أخرى فيما يخص الخصائص التي تمتلكها المقدرات المتحصل عليها عند تطبيق طرق الانحدار. كذلك الفرض الخاص بثبات التباين في كثير من الدراسات الاقتصادية، فرض غير مقبول لأنه محدد ومقيد أكثر من اللازم، ومن ثم لا يتم استيفائه أيضا وتظهر بالتالي عندنا مشكلة معينه لابد من أخذها في الاعتبار عندما تجرى عملية التقدير. الفرض الخاص بالتغاير في كثير من الدراسات الاقتصادية التي تعتمد على السلاسل الزمنية يعتبر فرض مقيد هو الآخر وفي الواقع في كثير من الحالات لا يستوفى وبالتالي تظهر مشكله لابد من أخذها في الاعتبار. فقط التوزيع الطبيعي في كثير من الحالات قد يكون فرض مقبول.

المبحث الأول: مشكلة التعدد أو الامتداد الخطي.

تظهر هذه المشكلة عندما يكون أكثر من متغير مستقل، وتكون في قمتها عندما يكون معامل الارتباط الخطي بين متغيرتين مستقلتين يساوي واحد[19]، وكما سبقت الاشارة في فرضيات النموذج الخطي أنه لا يوجد ارتباط بين المتغيرات المستقلة، وإذا ما وجدت هذه المشكلة فإنه لا يمكن استعمال طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معالم النموذج، لأن: $rang(X)<k$ ومنه يكون: $|X'X|=0$

SAHLA MAHLA
الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المطلب الأول: أسباب ظهور التداخل الخطي.

هناك العديد من الاسباب لظهور هذه المشكلة، ومن بينها:

- اشتراك بعض المتغيرات المستقلة في التحرك باتجاه زمني واحد.
- التغير المتداخل لعدم جمع بيانات كافية ومن عينات كبيرة.
- التحرك باتجاه واحد أو متعاكس بمعدل متزامن أو واحد ولنفس الفترة الزمنية.
- استخدام المتغيرات المتخلفة زمنيا، مثل: استخدام دخل الفترة الحالية والمعتمد على دخل الفترة السابقة.

المطلب الثاني: مؤشرات وجود التداخل الخطي.

من بين هذه المؤشرات نجد:

- ظهور على الأقل قيمة من قيم المعالم المقدرة معدومة.
- تضخم قيمة الخطأ المعياري للمقدرات.

---

[19] لمعلومات أكثر انظر:

-وليد اسماعيل السيفو، فيصل مفتاح شلوف و صائب جواد ابراهيم جواد: "**مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي -التنبؤ والاختبارات القياسية من الدرجة الثانية** -"، الاهلية للنشر والتوزيع، الأردن، 2006.

-وليد اسماعيل السيفو، فيصل مفتاح شلوف و صائب جواد ابراهيم جواد: "**مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي -التنبؤ والاختبارات القياسية من الدرجة الأولى** -"، الاهلية للنشر والتوزيع، الأردن، 2006.

- انعدام المعنوية الاحصائية لإحدى المعالم المقدرة أو أكثر رغم أن قيمة معامل التحديد عالية.
- ظهور ارتباط جزئي تام بين متغيرتين مستقلتين أو أكثر، أو بينه وبين المتغير التابع.
- تكون قيم بعض المعالم المقدرة غير صفرية لكنها متساوية.

المطلب الثالث: اختبارات الكشف عن الامتداد الخطي.

في هذا النوع من المشاكل يمكننا الاعتماد على الاخطاء المعيارية للمعالم المقدرة، معاملات الارتباط الجزئية ومعامل التحديد، ولكن لا يمكن الاعتماد على كل مؤشر على حدى، ومن بين هذه الطرق: نجد:

1 -طريقة فريش (*Farish*): في هذه الطريقة نتبع الخطوات التالية:

- ايجاد جميع الانحدارات للمتغير التابع على كل متغير مستقل، ونقوم بتقييم جميع الانحدارات بكل المعايير المعروفة.
- نختار النموذج الاحسن في ظل التقييم السابق، ونضيف اليه تدريجيا المتغيرات المستقلة (متغيرة بعد متغيرة) مع التقدير والتقييم.

وتكون المتغيرة المضافة ذات معنوية إذا حققت مايلي:

-تحسين معامل التحديد دون أن يجعل المعالم الفردية مرفوضة.

-إذا أثر هذا المتغير بشكل ايجابي على اشارة وحجم المعالم الفردية، وإذا لم يحقق هذه الشروط دل على وجود مشكلة الامتداد الخطي.

2 -طريقة كلاين(*Klein*): تعتمد هذه الطريقة على المراحل التالية:

- حساب معاملات التحديد المرافقة لانحدارات كل المتغيرات المستقلة على بقية المتغيرات المستقلة الاخرى (R_j^2).
- حساب معامل التحديد (R^2) للنموذج الأصلي. وإذا وجد أن قيمة لأحد انحدارات المرحلة الأولى يفوق قيمة معامل التحديد للنموذج الأصلي دل ذلك على وجود مشكلة التعدد الخطي.

3 -طريقة فارار -كلاوبير (*Farrar-Glauber*): في هذه الطريقة نعتمد على الخطوات التالية:

- حساب معاملات التحديد R_j^2 .
- اختبار المعنوية الاحصائية لمعاملات الارتباط المتعدد بواسطة اختبار فيشر، كمايلي:

$$H_0 : R_j^2 = 0 / H_1 : R_j^2 \neq 0$$

$$F_c = \frac{R_j^2 /(k-1)}{(1-R_j^2)/(n-k)}$$

إذا كان:

$F_c > F_t$: نقبل الفرضية البديلة ويكون المتغير Xj متعدد أومرتبط خطيا والعكس صحيح.

المطلب الرابع: حلول مشكلة التعدد الخطي.

- حذف أو تحويل المتغير المتسبب في المشكلة، كاستعمال الفروقات من الدرجة الأولى من أجل تحويل المتغير.
- زيادة عدد المشاهدات.
- اضافة متغيرات جديدة للنموذج.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

- اعادة النظر في الشكل الدالي للعلاقة الموجودة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

المبحث الثاني: عدم تجانس تباين الخطأ.

هذه المشكلة هي الاخرى تظهر عند الاخلال بإحدى فرضيات نموذج الانحدار المتعدد والتي تنص على تجانس تباينات الأخطاء[20].

المطلب الأول: اختبارات الكشف عن عدم تجانس تباين الخطأ.

من بين الاختبارات التي تستعمل للكشف عن هذه المشكلة نجد:

1 -اختبار ارتباط الرتب لسبيرمان: ويتم هذا الاختبار بعد ترتيب قيم البواقي (e_i) ترتيبا تصاعديا أو تنازليا مع قيم المتغيرة المستقلة (X) مع اهمال اشارة البواقي (e_i)، ونقوم بحساب معامل الارتباط الرتبي لسبيرمان كمايلي:

$$r_{ex} = 1 - 6\frac{\sum d_i}{n(n^2-1)}$$

حيث:

d_i : الفروق بين الرتب المتناظرة بين X_i و e_i.

n: عدد المشاهدات.

ويستخدم هذا المعامل لأن معامل الارتباط الخطي معدوم بين المتغيرتين: X_i و e_i ($\sum ex = 0$).

وعندما نتحصل على قيمة عالية لمعامل الارتباط لسبيرمان دل على وجود هذه المشكلة. وفي حالة النموذج المتعدد نحسب الارتباط لكل متغير مستقل.

2 -اختبار كولد فيلد وكونت (*Gold Field- Quant*): يستخدم عادة للعينات الكبيرة وعدم وجود ارتباط ذاتي، وتختبر فيه الفرضيات التالية:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

H_0: ثبات تجانس التباين.

H_1: عدم ثبات تجانس التباين.

ويجرى هذا الاختبار بالاعتماد على الخطوات التالية:

- ترتيب المشاهدات حسب قيمة المتغير المستقل.
- حذف بعض المشاهدات عددها (c) من وسط المشاهدات، وفي الغالب يكون ربعها.
- تقسم المشاهدات الباقية الى عينتين مساعدتين متساوية الحجم من المجموع المتبقي (n-c)، وبهذا تكون كل عينة حجمها $(n-c)/2$، وتمثل احدى العينتين n_1 للقيم الكبيرة والثانية n_2 للقيم الصغيرة للمتغير المستقل المتبقية.
- نوفق نموذج انحدار لكل عينة ومنها نستخرج مجموع مربعات البواقي للعينتين ($\sum e_{i1}^2, \sum e_{i2}^2$) وبدرجات حرية: $\frac{n-c}{2} - k$ ، حيث: k عدد المعالم.
- نقسم مجموع مربعات الاخطاء على درجات الحرية، وبالتالي نتحصل على تقديرات تباين الاخطاء لكل عينة.

---

[20] لمعلومات أكثر انظر:

*Bernard Delyon : «**Régression**», Cours de deuxième année de master, Université Rennes I, 2013*

- نقسم $\delta^2_{e_{i2}}$ على $\delta^2_{e_{i1}}$ ونتحصل على قيمة فيشر المحسوبة، أي:

ونقارن القيمة السابقة مع القيمة المجدولة بدرجة حرية: $\frac{n-c-2k}{2}$.

3 -اختبار بارك (*The Park Test*):

فرضية العدم:

$$H_0 : \delta_1^2 = \delta_2^2 = \delta_3^2 = ... = \delta_n^2$$

الفرضية البديلة إن التباين مختلف.

يفترض هذا الاختبار أن δ دالة للمتغير Z.

حيث تمثل δ تباين البواقي، و Z العامل النسبي. يعتبر اختبار بارك طريقة لاختبار اختلاف التباين ويتم ذلك باتباع الخطوات التالية:

1 -تقدر معادلة الانحدار بطريقة المربعات الصغرى وتحسب البواقي:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + e$$
$$e = Y - \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

2 -تقدر لوغاريتمات البواقي وتحسب كمتغير تابع في معادلة تتضمن Z كمتغير نسبي، يتم اختياره حسب الدراسة:

واختبار معنوية المتغير Z بإيجاد t ومقارنتها بـ: t المجدولة وقبول أو رفض فرضية العدم.

4 -اختبار وايت (*White Test*):

تتلخص خطوات هذا الاختبار في:

- تقدير النموذج الأصلي وحساب الأخطاء المقدرة بالنموذج.
- تقدير مربعات البواقي للنموذج السابق على متغيرات النموذج المستقلة، وحساب معامل التحديد لهذا النموذج.

اختبار الفرضية:

فرضية العدم: ثبات التباين (التجانس).

الفرضية البديلة: عدم ثبات التباين.

القرار:

إذا كان:

$$n.R^2 > \chi_k^2$$

نقبل الفرضية البديلة، أي وجود هذه المشكلة.

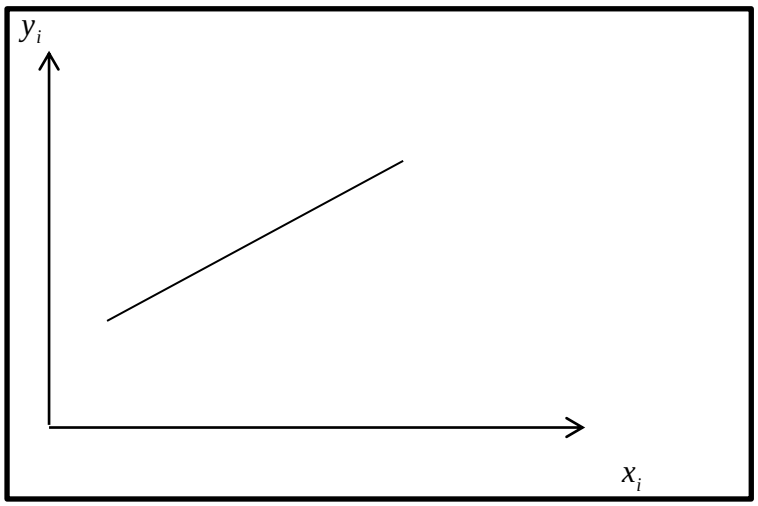
المطلب الثاني: أنواع اختلاف التباين.

فرضية ثبات التباين هي[21]:

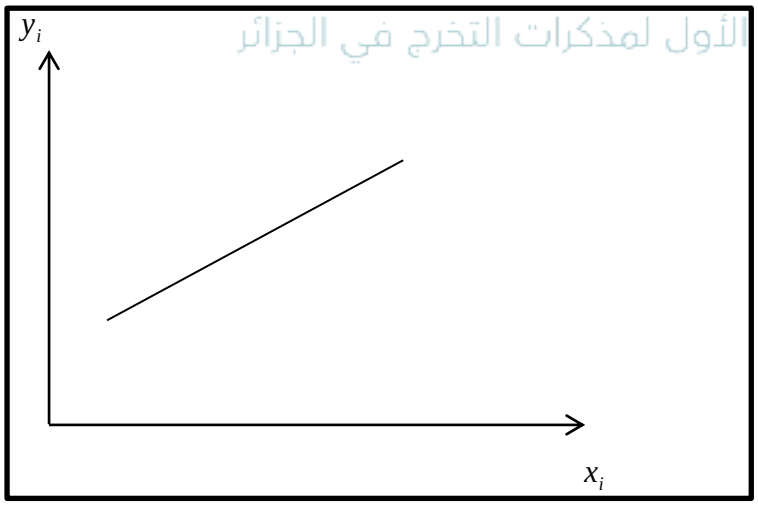
$$V(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i^2) = \delta_\varepsilon^2$$

إذا كان غير ذلك دل على وجود هذه المشكلة، أي أن قيمة δ_ε^2 تصبح دالة في قيم x_i أي: $\delta_\varepsilon^2 = f(x_i)$ ، وفي هذه الحالة نميز بين الانواع التالية:

أ -حالة تزايد التباين: أي زيادة التباين مع زيادة قيم المتغير x_i .



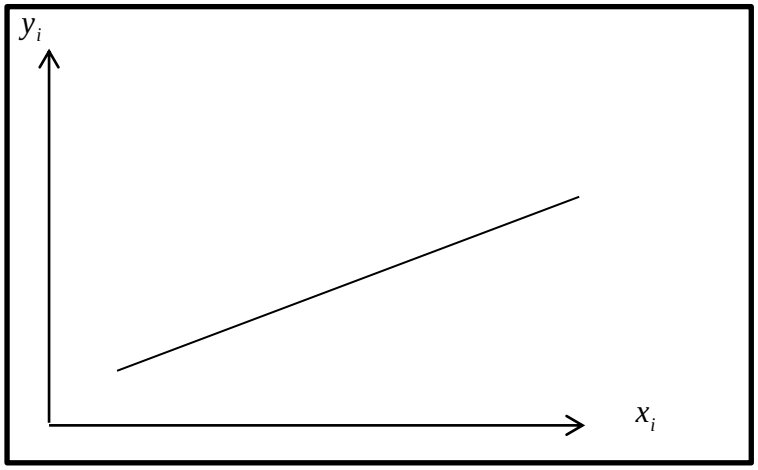
ب -حالة انخفاض التباين: أي ينخفض التباين مع زيادة قيم x_i .



SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

[21] سلسلة شوم: "الاقتصاد القياسي".

ج -**حالة ارتفاع التباين ثم انخفاضه:** وهي تجمع بين الحالتين السابقتين.



المطلب الثالث: معالجة مشكلة اختلاف التباين.

بعد اجراء الاختبار والتأكد من وجود عدم تجانس تباين الاخطاء ومن ثم نوعية عدم التجانس، فالحل إذن يكمن في تحويل النموذج الاصلي بطريقة ما تضمن الحصول على نتائج تجعل من التباين ثابتا ومتجانسا، ومن ثم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية لتوفيق النموذج المحول، ويمكن تحويل النموذج بالاعتماد على نوع عدم التجانس ومنه علاقة البواقي (e_i^2) على المتغير المستقل، حيث أنه دالة لهذا المتغير، أي: $e^2 = f(x_i)$ ، ويتم التحويل بشكل عام عن طريق قسمة النموذج الاصلي على الجذر التربيعي لقيم المتغير المسبب لهذه المشكلة.

نقسم طرفي النموذج على δ الخطأ المعياري.

$$\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_i + e_i$$

نضع:

$$\hat{Y}_i^* = \hat{\alpha}W^* + \hat{\beta}X^* + e_i^*$$

حيث:

$Y^* = \frac{Y_i}{\delta_i}$: المتغير التابع/ الخطأ المعياري للخطأ العشوائي؛

: المتغير المفسر / الخطأ المعياري للخطأ العشوائي؛

: عناصر المتغير العشوائي/ الخطأ المعياري المقابلة لها؛

$W^* = \frac{1}{\delta_i}$: معكوس الخطأ المعياري، وسمي بمتغير لأنه يعتمد على δ وحيث أن δ متغيرة فإن معكوسها متغير.

النموذج المصحح يستوفي جميع الفروض اللازمة للحصول على مقدرات مربعات صغرى عاديه تمتلك الخطية، عدم التحيز، الكفاءة، الاتساق ، الكفاءة التقاربيه.

إن توقع الخطأ العشوائي معدوم: $E(e^*) = 0$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث:

$$E(e^*) = E(\frac{e_i}{\delta_i}) = \frac{E(e_i)}{\delta_i} = 0/\delta_i = 0$$

إن التغاير بين القيم الخاصة بالأخطاء العشوائية معدومة: $COV(e_i^*, e_j^*) = 0$

$$COV(e_i, e_i) = \frac{E(e_i, e_j)}{\delta_i \delta_j} = \frac{0}{\delta_i \delta_j} = 0$$

تباين الخطأ العشوائي يساو ي قيمه ثابتة، يمكن إثبات ذلك بملاحظة أن تباين العنصر العشوائي الجديد يساوي القيمة المتوقعة لـ: $V(e^*) = E(e_i^*)^2$

$$E(e^*)^2 = E(\frac{e_i}{\delta_i})^2$$

$$E(e^*)^2 = E(\frac{e_i^2}{\delta_i^2})$$

$$E(e^*)^2 = \frac{E(e_{2i}^2)}{\delta_i^2}$$

لكن $E(e^2) = \delta^2$ نعوض عن القيمة في المعادلة أعلاه، فيصبح:

$$V(e^*)^2 = \frac{\delta_i^2}{\delta_i^2} = 1$$

تباين العنصر العشوائي المصحح الآن ثابت توصلنا إلى نموذج يكون التباين فيه ثابت أي تخلصنا من اختلاف التباين. ومنه يستوفي جميع الفروض بما فيها فرض ثبات التباين فيمكن الآن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية على النموذج:

$$Y_i^* = \hat{\alpha} W^* + \hat{\beta} X^* + e_i^*$$

لو طبقنا طريقة المربعات الصغرى العادية على النموذج الأصلي نتحصل على مقدرات تفتقر إلى الكفاءة ولو طبقت على المصحح نتحصل على مقدرات تمتلك خاصية الكفاءة.

مقدرات النموذج المصحح: نستخدم طريقة المربعات الصغرى العادية.

وباستخدام النموذج المصحح:

$$\sum \frac{Y}{\delta^2} = \hat{\alpha} \sum \frac{1}{\delta^2} + \hat{\beta} \sum \frac{X}{\delta^2}$$

$$\sum \frac{XY}{\delta^2} = \hat{\alpha} \sum \frac{X}{\delta^2} + \hat{\beta} \sum \frac{X^2}{\delta^2}$$

وبوضع: $w = \frac{1}{\delta^2}$

$$\sum w_i Y = \hat{\alpha} \sum w_i + \hat{\beta} \sum w_i X_i$$

$$\sum w_i X_i Y_i = \hat{\alpha} \sum w_i X_i + \hat{\beta} \sum w_i X_i^2$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

وبحل المعادلة نتحصل على مقدر β

$$\hat{\beta} = \frac{(\sum w_i)(\sum w_i XY) - (\sum w_i X_i)(\sum w_i Y_i)}{(\sum w_i)(\sum w_i X_1^2) - (\sum w_i X_i^2)}$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum w_i (X_i - \tilde{X})(Y_i - \tilde{Y})}{\sum W_i (X_i - \tilde{X})^2}$$

$$\tilde{\alpha} = \tilde{Y} - \tilde{\beta}\tilde{X}$$

هذه العلاقة تشبه المعادلات مربعات الصغرى العادية لكن ظهرت فيها w والتي تمثل الأوزان، إذا كان التباين ثابت تكون w=1، حيث:

$$\tilde{X} = \frac{(\sum w_i X_i)}{\sum w_i} \qquad \tilde{Y} = \frac{\sum w_i Y_i}{\sum w_i}$$

W: تمثل الأوزان ويمكن أن نعرفها إذا كانت δ^2 معروفه ولكن في الغالب مجهولة وبالتالي لا نستطيع تطبيق هذه الطريقة ولذلك نستخدم مقدرات الاحتمال الاعظم ($\tilde{\tilde{\beta}}, \tilde{\tilde{\alpha}}$) نستخدم هذه الرمز لهذه المقدرات وتكون هي افضل المقدرات وتمتلك خاصية أدني تباين بالإضافة إلا أنها تمتلك خواص الخطية وعدم التحيز.

إن هناك مشكله في اختلاف التباين مما يؤدي إلى إن بعض المشاهدات تباينها قليل والبعض الآخر كبير، مما يجعلنا نتحول إلى نموذج آخر يحاول إن يقلل من آثار هذه المشكلة ويتم ذلك بإدخال أوزان إلى النموذج والتي تكون حصيلة قسمة على التباين δ^2 لأنه إذا كان التباين قليل كانت تباينها قليل، ويترتب على ذلك الأمر دقه المشاهدات لأنه سيكون فيه علاقة عكسية بين التباين والدقة فكلما كان التباين قليل كلما يعني الانتشار حول الوسط قليل أي إن الدقة عالية وتتمركز القيم حول الوسط، إن الوزن المصحح المعطى للمشاهدة في عملية التقدير يعتمد على حجم التباين فالمشاهدة ذات التباين الكبير تقسم على قيمه كبيره والمشاهدة ذات التباين القليل تقسم على قيمه منخفضة. فالمشاهدة ذات التباين القليل تعطى وزن اكبر مما يعطي دقه اكبر بإدخال القيم ذات التباين القليل أوزان اكبر أي إن الوزن هو معكوس التباين فإذا كان التباين قليل يكون المعكوس كبير. إذا كان التباين كبير معناه إن المشاهدة الخاصة بالمتغير التابع أقل دقه وبالتالي إذا أدخلناها في عملية القياس بصورتها الحالية يمكن أن تؤثر وتؤدي إلى قياسات غير دقيقه وبالتالي تقلل من تأثيرها بإعطائها أوزان أقل في مقدرات المربعات الصغرى العادية وبإدخال اوزان في القياس وأعطينا دور أكبر للمشاهدات الدقيقة ووزن أقل للمشاهدات الأقل دقه وتظهر هذه الأوزان مدخله لإعطاء المزيد للمشاهدات الجيدة في عملية التقدير وتقليل اثر المشاهدات غير جيده في عملية التقدير ونختار المقدرات التي تفلح في تصغير مجموع المربعات الموزون المرجح وهذه هي مقدرات الاحتمال الأعظم.

إذا كان التباين δ^2 معلوم: نعوض بقيمة التباين في النموذج ونستخدم النموذج المصحح للتقدير

$$\frac{Y_i}{\delta_i} = \hat{\alpha}(\frac{1}{\delta}) + \hat{\beta}(\frac{X_i}{\delta}) + (\frac{e_i}{\delta})$$

إذا كان التباين δ^2 غير معلوم: نقوم بمحاولة تقدير التباين غير المعروف، وهناك العديد من الطرق لتقدير ذلك التباين:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

أ -افتراض أن التباين δ^2 يرتبط بعلاقه لمربع المتغير المفسر X^2

يمكن التعبير عن اختلاف التباين بالدالة التالية:

$$E(e_i^2) = \delta_i^2 X_i^2$$

أي أن التباين يساوي:

$$\delta^2 = \frac{1}{X^2} E(\delta^2)$$

ولتصحيح النموذج حسب هذه الدالة بهذا يمكن تقسيم النموذج بقيمة X حيث:

$$\frac{Y_i}{X_i} = \frac{\beta_0}{X_i} + \beta_1 + \frac{e_i}{X_i}$$

ويساوي

حيث تمثل υ المتغير العشوائي وتساوي e/X الآن يمكن إثبات ثبات تباين النموذج المصحح:

$$E(\upsilon^2) = E\left(\frac{e_i}{X_i}\right)^2 = \frac{1}{X^2{}_i} E(e^2) = \delta^2$$

أي أن تباين النموذج المصحح ثابت ويمكن تطبيق المربعات الصغرى العادية على النموذج المصحح.

ب -إن التباين يرتبط بعلاقة مع المتغير المفسر X:

يمكن التعبير عن اختلاف التباين بالدالة التالية:

$$E(e_i^2) = \delta_i^2 X_i$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

أي أن التباين:

ولتصحيح النموذج حسب هذه الدالة بهذا يمكن تقسيم النموذج بقيمة X حيث:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{X_i}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{X_i}} + \beta_1\sqrt{X_i} + \frac{e_i}{\sqrt{X_i}}$$

ويساوي:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{X_i}} = \beta_0 \frac{1}{\sqrt{X_i}} + \beta_1\sqrt{X_i} + \upsilon_i$$

حيث υ تمثل المتغير العشوائي وتساوي e لأن يمكن إثبات افتراض ثبات التباين واستخدام المربعات الصغرى العادية لتقدير β_0, β_1.

المبحث الثالث: مشكلة الارتباط الذاتي.

تعتبر طريقة المربعات الصغرى أحسن طرق التقدير على شكل تحقيق كل فرضيات الأساسية السابقة والتي من بينها انعدام الارتباط الذاتي بين أخطاء الفترة المختلفة أما إذا كانت هذه الفرضية غير محققة أي: $E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \neq 0 \quad \forall i \neq j$ ، فإن طريقة MCO تفقد البعض من خصائصها[22].

ومن أهم أسباب وجود هذه المشكلة نجد:

- سوء توصيف الصيغة الرياضية للنموذج.
- حذف بعض المتغيرات المستقلة المهمة من النموذج.
- عدم دقة المعلومات والبيانات.

وللكشف ظاهرة الارتباط الذاتي هناك عدة اختبارات منها:

المطلب الأول: اختبار داربين واتسون (*Durbin-Watson*).

هو من أهم الاختبارات المستخدمة في اكتشاف الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى،

1 -شروط الاختبار:

- يتعين أن لا يحتوي نموذج الانحدار الأصلي على المتغير التابع ذو الفجوة الزمنية المتأخرة.
- لا بد من أن يكون حجم العينة أكبر من 14 حتى يمكن إجراء الاختبار لأن الجداول الخاصة به تبدأ من n= 15.
- وجود بالنموذج.
- المتغيرات مرتبطة.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

2 -تطبيق الاختبار:

تنص فرضية العدم في اختبار النموذج الخطي بصدد الارتباط الذاتي على انعدام الارتباط الذاتي بين الأخطاء، أي أن معامل الارتباط الخطي بينهما يكون معدوما.

في ظل هذا النموذج:

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t$$
$$v_t \to N(0, \delta_v^2)$$

نختبر:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \\ H_0 : \rho \neq 0 \end{cases}$$

وللتأكد من وجود الارتباط الذاتي يتم حساب قيمة ($D\text{-}W$) كالتالي:

---

[22] لمعلومات أكثر انظر:

-جلاطو جيلالي: "**الاحصاء التطبيقي مع تمارين ومسائل محلولة**"، دار الخلدونية، الجزائر، 2007.

-وليد اسماعيل السيفو، فيصل مفتاح شلوف و صائب جواد ابراهيم جواد: "**مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي -التنبؤ والاختبارات القياسية من الدرجة الثانية -**"، الاهلية للنشر والتوزيع، الأردن، 2006.

$$D.W = \frac{\sum_{i=1}^{n}(e_i - e_{i-1})}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2} \approx 2(1-\rho)$$

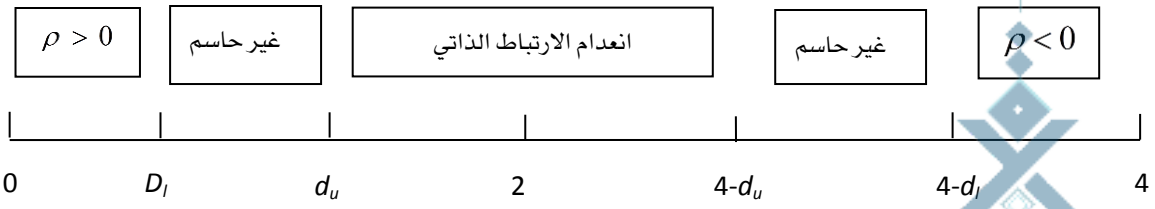
$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^{n}(e_i e_{i-1})}{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}$$

نقارن DW مع القيمتين المجدولتين:

d_l: الحد الأدنى لانعدام الارتباط الذاتي.

d_u: الحد الأقصى لانعدام الارتباط الذاتي.

وذلك حسب عدد الملاحظات (n) وعدد المتغيرات المستقبلية في النموذج لكل مستوى من مستويات الدلالة α. (1٪ أو 5٪) ويتم رفض أو قبول إحدى الفرضيتين حسب المخطط التالي:



3 -طرق تقدير معامل الارتباط من الدرجة الأولى: هناك العديد من الطرق، ومن أهمها:

أ -تقدير ρ من احصائية داربين واتسون:

$$\rho \cong (2 - DW)/2$$

ب -تقدير ρ بطريقة *Theil-Nagar*:

$$\rho = \frac{N^2\left[1 - \frac{DW}{2}\right] + (k+1)^2}{N^2 + (k+1)^2}$$

حيث:

k : عدد المتغيرات المستقلة.

ج -تقدير ρ بطريقة *Cochrane-Orcutt*:

$$\rho = \frac{\sum e_t e_{t-1}}{\sum e_{t-1}^2}$$

د -تقدير ρ من خلال العلاقة:

$$e_t = \hat{\rho} e_{t-1}$$

هـ -تقدير ρ من طريقة داربين ذات المرحلتين: (يتم شرحها في العنصر الموالي)

4 -معالجة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى:

تتوقف الطريقة التي تعالج فيها مشكلة الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى على سبب حدوث المشكلة، حيث:

- عندما يكون السبب هو اهمال متغير أو متغيرات مستقلة من النموذج يتعين اضافة ذلك المتغير أو المتغيرات إلى النموذج.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

- عندما يكون السبب هو الصياغة غير الدقيقة فإن المعالجة تتوقف على اعادة صياغة النموذج المراد دراسته من واقع العلاقة.
- أما إذا كان سبب المشكلة هو وجود علاقة فعلية بين قيم حد الخطأ أو المتغير العشوائي فيصبح معالجتها بتحويل المتغيرات المستقلة بالشكل الذي يضمن التخلص من الارتباط الذاتي.

وبصفة عامة يمكننا معالجة الارتباط الذاتي من الدرجة الاولى بالطرق التالية:

أ -طريقة الفرق العام: إذا كان لدينا:

$$Y_t = B_0 + B_1 X_t + \varepsilon_t .....(1)$$

النموذج السابق المتخلف زمنيا بفترة واحدة يكتب كمايلي:

$$Y_{t-1} = B_0 + B_1 X_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$$

نضرب العلاقة السابقة بـ: ρ فنتحصل على:

$$\rho Y_{t-1} = B_0 \rho + B_1 \rho X_{t-1} + \rho \varepsilon_{t-1} .....(2)$$

نقوم بطرح العلاقة (1) من (2) فنتحصل على:

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = B_0 - B_0 \rho + B_1 X_t - B_1 \rho X_{t-1} + \varepsilon_t - \rho \varepsilon_{t-1}$$

نضع:

$$v_t = \varepsilon_t - \rho \varepsilon_{t-1}$$

فيصبح:

$$Y_t = B_0 (1-\rho) + \rho Y_{t-1} + B_1 X_t - B_1 \rho X_{t-1} + v_t$$

ملاحظة: إذا قمنا بتقدير العلاقة السابقة نتحصل على قيمة $\hat{\rho}$ وهي معامل Y_{t-1} (الطريقة هـ من العنصر السابق) وهي **المرحلة الأولى**.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المرحلة الثانية: يمكن أن نكتب النموذج المقدر كمايلي:

نضع:

$$\begin{cases} Y^* = Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1} \\ X^* = X_t - \hat{\rho} X_{t-1} \end{cases}$$

ولتجنب فقدان المشاهدة الأولى نعوضها بـ:

$$\begin{cases} Y_1^* = Y_1 \sqrt{1-\hat{\rho}^2} \\ X_1^* = X_t \sqrt{1-\hat{\rho}^2} \end{cases}$$

المرحلة الثالثة: تقدير النموذج:

$$Y_t^* = B_0 + B_1 X_t^* + \varepsilon_t$$

ونختبر وجود الارتباط الذاتي باختبار داربين واتسون، وإن وجد نعيد نفس العمل على المتغيرتين Y_t^*, X_t^* واعادة الاختبار حتى نتأكد من عدم وجود مشكلة الارتباط الذاتي.

ب -طريقة الفرق الأول: إذا كان لدينا:

$$Y_t = B_0 + B_1 X_t + \varepsilon_t$$

نضع:

$$\begin{cases} Y^* = Y_t - Y_{t-1} \\ X^* = X_t - X_{t-1} \end{cases}$$

فيصبح لدينا:

$$Y_t^* = B_1 X_t^* + \varepsilon_t$$

نقوم بتطبيق اختبار داربين واتسون على النموذج الجديد لوجود الارتباط الذاتي من عدمه، وإن وجد نعيد نفس العمل على المتغيرتين Y_t^*, X_t^* (أي إجراء الفرق الثاني).

ملاحظة: من بين الانتقادات الموجهة لاختبار داربين واتسون أنه لا يمكن تطبيقه في حالة نموذج الانحدار يحتوي على متغيرات تابعة ذات فترات ابطاء كمتغيرات مستقلة، ولهذا قام داربين باقتراح اختبار آخر لسد هذا النقص ويسمى هذا الاختبار الجديد باختبار h وفي حالة استعماله يتطلب عدد كبير من المشاهدات.

إذا كان لدينا:

$$\hat{Y}_t = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 Y_{t-1} + \hat{B}_2 Y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}$$

أما صيغة الاختبار تعطى بـ:

حيث:

$\hat{B}_1$: هو معامل Y_{t-1}

ملاحظة: لا يمكن تطبيق هذا الاختبار في حالة $N(V(\hat{B}_1)) \geq 1$.

لدينا أيضا:

$$h \to N(0,1)$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ولهذا نقارن القيمة المحسوبة مع القيمة المجدولة من التوزيع الطبيعي (Z)، وفرضية الاختبار هي:

$$\begin{cases} H_0 : \rho \leq 0 \\ H_1 : \rho > 0 \end{cases}$$

إذا كان $h > Z$ نقبل H_1 أي يوجد ارتباط ذاتي موجب من الدرجة الأولى.

المطلب الثاني: اختبار (*Breusch- Godfrey*) (*LM test*).

من بين المعايير التي تستخدم للكشف عن الارتباط الذاتي من رتبة أعلى من الرتبة الأولى اختبار (LM) وفي هذه الحالة نجد أن:

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + ... \rho_m \varepsilon_{t-m} + \mu_t$$

وفقا لهذه الصيغة يرتبط الحد لعشوائي بالفترة الحالية وبالحدود العشوائية بالفترات السابقة حتى الفترة (m)، وفي هذه الحالة يكون فرض العدم الذي نرغب في اختباره هو:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = ... = \rho_m$$

في مواجهة الفرض البديل أن كل هذه المعاملات تختلف عن الصفر، ولإجراء هذا الاختبار نتبع الخطوات التالية:

- نقوم بتقدير دالة الانحدار الأصلية:

$$Y_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{1t} + \hat{\beta}_2 x_{2t} + ... + \hat{\beta}_p x_{pt}$$

- ثم نحسب منها البواقي (e_t) حيث:

$$e_t = y_t - \hat{y}_t$$

- نقوم بتقدير ما يسمى بالانحدار المساعد على النحو التالي:

$$e_t = \hat{c} + \hat{\alpha}_1 x_{1t} + \hat{\alpha}_2 x_{2t} + ... + \hat{\alpha}_{p-1} x_{(p-1)t} + \hat{\rho}_1 . e_{t-1} \hat{\rho} . e_{t-2} + ... + \hat{\rho}_m e_{t-m} + v_t$$

ثم نقوم بحساب معامل التحديد من الانحدار المساعد (R^2).

- يمكن إثبات أن: $(n-m)R^2 \sim \chi^2_m$.

حيث:

n : حجم العينة.

m: رتبة الارتباط الذاتي.

- بمقارنة $(n-m)R^2$ مع (χ^2_m) عند مستوى معنوية معين، ودرجة حرية (m) يمكن رفض فرضية العدم بالارتباط الذاتي فإذا كان:

$(n-m)R^2 > \chi^2_m$ نرفض (H_0) أي هناك ارتباط ذاتي على الأقل من الرتبة الأولى والعكس صحيح.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تطبيقات محلولة

التمرين الأول:

1 - هل يمكن استعمال طريقة المربعات الصغرى العادية ($MMCO$)لتقدير الدالة التالية:

$$C_t = B_0 + B_1 Y_{dt} + B_2 Y_{dt-1} + B_3 \Delta Y_{dt} + \varepsilon_t$$

2 - ما الفائدة من رسم شكل الانتشار؟

3 - كيف يمكننا اختبار المعنوية الكلية لنموذج الانحدار الخطي؟

4 - إذا كان لدينا: $k = 5; n = 10; R^2 = 0.4$.أحسب معامل التحديد المصحح وفسر قيمته؟

التمرين الثاني:

إذا توفرت لديك مجموعة من البيانات حول مستوى الواردات (Y) والناتج الوطني الإجمالي (X_1) والرقم القياسي العام للأسعار (X_2) لبلد ما.

1-

2-

3- قدر النموذج $Y_t = B_0 + B_1 X_{1t} + B_2 X_{2t} + \varepsilon_t$ ؟

4- أذكر أهم مؤشرات وجود الامتداد الخطي ؟ هل هذه المشكلة مطروحة في هذا النموذج ؟

5- قم بحل هذه المشكلة إن وجدت ؟

التمرين الثالث:

الجدول أدناه يعطينا متوسط الأجور (Y) وعدد العاملين (X)، في 30 مؤسسة في إحدى الصناعات.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

عدد العاملين	متوسط الأجور					
100	9.00	8.90	8.70	8.60	8.40	8.40
200	9.60	9.40	9.30	9.30	9.10	8.90
300	10.50	10.30	10.30	9.90	9.80	9.50
400	11.70	11.50	11.30	10.90	10.60	10.30
500	13.10	12.70	12.50	12.10	11.80	11.60

استعمل اختبار كولد فيلد وكونت للكشف عن مشكلة اختلاف التباين؟ إن وجدت هذه المشكلة قم بإزالتها ؟

التمرين الرابع:

إذا كان لدينا النموذج المقدر التالي:

$$\hat{Y}_t = 6.61 + 1.63 X_t$$

$$T_c \quad (1.98)\ (32.00) \qquad n = 20 \quad R^2 = 0.98 \quad DW = 0.70$$

استعمل اختبار داربن واتسون للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي ؟

حلول التطبيقات

حل التمرين الأول:

1 -لا يمكن استعمل طريقة المربعات الصغرى العادية لأنه يوجد تعدد خطي.

2 -الفائدة من رسم شكل الانتشار هو: معرفة نوع العلاقة بين متغيرتين.

3 -يمكننا اختبار المعنوية الكلية لنموذج الانحدار الخطي من خلال اختبار فيشر.

حل التمرين الثاني:

1 -تقدير النموذج $Y_t = B_0 + B_1 X_{1t} + B_2 X_{2t} + \varepsilon_t$:

File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/12/16 Time: 18:21
Sample: 1964 1979
Included observations: 16

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	0.078534	0.055958	1.403450	0.1839
X2	0.758554	0.761246	0.996464	0.3372
C	-101.4885	33.08031	-3.067943	0.0090

R-squared	0.987366	Mean dependent var	100.6563
Adjusted R-squared	0.985422	S.D. dependent var	71.92798
S.E. of regression	8.684477	Akaike info criterion	7.328312
Sum squared resid	980.4618	Schwarz criterion	7.473172
Log likelihood	-55.62650	Hannan-Quinn criter.	7.335730
F-statistic	507.9814	Durbin-Watson stat	1.186381
Prob(F-statistic)	0.000000		

SOLUMATH
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

2 - أهم مؤشرات وجود الامتداد الخطي:

- ظهور على قيمة من قيم المعالم المقدرة معدومة.
- تضخم قيمة الخطأ المعياري للمقدرات.
- انعدام المعنوية الاحصائية لإحدى المعالم المقدرة أو أكثر رغم أن قيمة معامل التحديد عالية.
- ظهور ارتباط جزئي تام بين متغيرتين مستقلتين أو أكثر، أو بينه وبين المتغير التابع.
- تكون قيم بعض المعالم المقدرة غير صفرية لكنها متساوية.

الفصل السابع: الارتباط
تمهيد
المبحث الأول: الارتباط بين المتغيرات الكمية
المطلب الأول: الارتباط الخطي البسيط
المطلب الثاني: الارتباط المتعدد والارتباط الجزئي
1 -الارتباط المتعدد (المضاعف)
2 -معامل الارتباط الجزئي
المطلب الثالث: العلاقة بين معاملات الارتباط البسيطة، الجزئية والمتعدد
المبحث الثاني: الارتباط وقياسه بين المتغيرات الكيفية
المطلب الأول: المقاييس الاحصائية لارتباط المتغيرات النوعية
1 -اختبار كاي تربيع (χ^2) للاستقلالية
2 -اختبار الارتباط الرتبي لسبيرمان
3 -معامل الاقتران (*Coefficient Association*)
4 -معامل التوافق
المطلب الثاني: قياس الارتباط بين المتغيرات الاسمية
1 -مقاييس الارتباط المشتقة من احصائية كاي تربيع
2 -مقاييس تخفيض نسبة الخطأ
المطلب الثالث: الارتباط بين المتغيرات الترتيبية
1 -مقياس تاو -ب (*Tau-b*)
2 -مقياس تاو -سي (*Tau-C*)
3 -مقياس قاما (*Gamma*)
4 -اختبار سومر (*Somer*)
تطبيقات محلولة

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تمهيد:

إن تحليل الارتباط يهتم بقياس درجة وقوة العلاقة بين متغيرتين أو أكثر، وهو يهدف لقياس تلك العلاقة والتعبير عنها بعدد واحد يطلق عليه اسم: معامل الارتباط، ويعرف هذا المعامل على أنه مقياس للعلاقة ما بين متغيرتين عشوائيتين.

المبحث الأول: الارتباط بين المتغيرات الكمية.

إن الارتباط يبحث في العلاقة بين المتغيرات من حيث القوة والاتجاه، وبصفة عامة يطلق عليه[23]:

- **ارتباط بسيط:** إذا كان يبحث في قوة واتجاه العلاقة بين متغيرتين.
- **ارتباط:** إذا كان يهتم بدراسة قوة واتجاه العلاقة بين عدة متغيرات.
- **ارتباط:** إذا كان يبحث في قوة واتجاه العلاقة بين مجموعة من المتغيرات مع عزل بعض المتغيرات الأخرى.

المطلب الأول: الارتباط الخطي البسيط.

إن تحليل الارتباط يهتم بقياس درجة وقوة العلاقة بين متغيرتين أو أكثر، وهو يهدف لقياس تلك العلاقة والتعبير عنها بعدد واحد يطلق عليه اسم: معامل الارتباط، ويعرف هذا المعامل على أنه مقياس للعلاقة ما بين متغيرتين عشوائيتين ولتكن X,Y.

وإذا تم رسم شكل الانتشار بين هاتين المتغيرتين فإنه يمكن التوصل الى طبيعة العلاقة ما بينهما، حيث يمكن أن نميز بين الاشكال التالية:

- **الشكل الأول:** يبين أن قيم X الكبيرة تقابلها قيم كبيرة لـ: Y والعكس صحيح، وهذا يوضح أن العلاقة طردية بين المتغيرتين، واشارة معامل الارتباط تكون موجبة.
- **الشكل الثاني:** يوضح أن قيم X الكبيرة تقابلها قيم صغيرة لـ: Y والعكس صحيح، وهذا نستدل به أن العلاقة عكسية واشارة معامل الارتباط سالبة.
- **الشكل الثالث:** إذا كانت قيم المتغيرة X تبدو أنها تتناظر مع قيم Y بشكل عشوائي فإن قيمة معامل الارتباط تقترب من الصفر، وتكون الخلاصة عدم وجود علاقة خطية ما بين المتغيرتين.
- **الشكل الرابع:** نلاحظ أن قيمة معامل الارتباط معدومة، لكن هذا لا يعني عدم وجود علاقة بين X,Y لكنها موجودة وغير خطية.

ويعتبر معامل بيرسون للارتباط من أكثر المقاييس استخداما لقياس قوة العلاقة ما بين متغيرتين ويرمز له بالرمز "r" ويطلق عليه أيضا معامل ارتباط العينة، ويعطى رياضيا بـ:

$$r_{x.y} = \frac{\text{cov}(x,y)}{\delta_x.\delta_y}$$

SAHLA MAHLA

[23] لمعلومات أكثر أنظر:

- *Régis Bourbonnais: "**Cours et Exercices Corrigés**", ed DUNOD 9éme, Paris* 2015.

-بسام يونس ابراهيم، أنمار أمين حاجي وعادل موسى يونس: "**الاقتصاد القياسي**"، عزة للنشر والتوزيع، السودان، 2002.

مثال:

تم اختيار عينة عشوائية تتكون من 8 أفراد ، ووجه لكل منهم سؤال عن عمر أبيه وعمر أمه عند ولادته، فكانت النتائج كمايلي:

أحسب معامل الارتباط بين المتغيرتين؟ وفسر قيمته؟

$r_{x.y} = 0.656$ ، وجود علاقة طردية بين المتغيرتين.

إن قيمة $r_{x.y}$ تعتبر تقدير لقيمة معامل الارتباط الخطي الحقيقي للمجتمع والذي يرمز له بالرمز: ρ ، وعلى هذا الاساس نحن بحاجة إلى معرفة معنوية $r_{x.y}$. ولاختبار هذه المعنوية يتطلب الأمر معرفة توزيع المعاينة لهذا المعامل، وقد وجد نظريا أنه:

$$T = r\sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}} \sim t_{n-2}^{\lambda/2}$$

وعليه يمكن اختبار الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \\ H_1 : \rho \neq 0 \end{cases}$$

مثال:

بالعودة إلى المثال السابق اختبر الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \\ H_1 : \rho \neq 0 \end{cases}$$

$$T = r\sqrt{\frac{n-2}{1-r^2}} = 0.656\sqrt{\frac{8-2}{1-(0.656)^2}} = 2.458 > t_{n-2}^{\lambda/2} = 2.447$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ومنه نقبل الفرضية البديلة.

ملاحظة: اختبار الفرضية السابقة يتعلق فقط لما تكون فرضية العدم: $H_0 : \rho = 0$.

إذن لما نختبر الفرضية:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = \rho_0 \\ H_1 : \rho \neq \rho_0 \end{cases}$$

فإننا نستخدم الاحصاءة التالية:

$$Z = \frac{W-U}{\delta} \sim N(0,1)$$

حيث:

$$W = 0.5\ln(\frac{1+r}{1-r})$$

مع:

$$W \sim N(0.5\ln(\frac{1+r}{1-r}), \frac{1}{n-3}$$

مثال:

بالعودة إلى المثال السابق اختبر الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0.75 \\ H1 : \rho \neq 0.75 \end{cases}, \quad \lambda = 5\%$$

لدينا:

حساب قيمة W:

متوسط W:

$$U = 0.5\ln(\frac{1+\rho}{1-\rho}) = 1/2.\ln(\frac{1+0.75}{1-0.75}) = 0.973$$

الانحراف المعياري لـ: W :

$$\delta = \sqrt{\frac{1}{n-3}} = 0.447$$

إذن:

ومنه:

$$Z = \frac{W-U}{\delta} = \frac{0.792-0.973}{0.447} = -0.403 \sim N(0,1) = -1.96$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ومنه نرفض فرضية العدم.

المطلب الثاني: الارتباط المتعدد والارتباط الجزئي.

الارتباط الجزئي عبارة عن أداة لقياس صافي الارتباط بين متغير تابع وآخر مستقل بعد حذف التأثير المشترك للمتغيرات المستقلة الأخرى أي تثبيتها.

1 -الارتباط المتعدد (المضاعف):

ليكن لدينا النموذج المتعدد التالي:

$$y_i = B_0 + B_1 x_{1i} + B_2 x_{2i} + \varepsilon_i$$

والنموذج المقدر يعطى بـ:

$$\hat{y}_i = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 x_{1i} + \hat{B}_2 x_{2i}$$

معامل التحديد لهذا النموذج هو:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e^2}{\sum (y-\bar{y})^2}$$

عند حساب مجموع مربعات الاخطاء نستعمل العلاقة التالية:

$$\sum e^2 = \sum y^2 - \hat{B}' x' y$$

معامل الارتباط المتعدد هو الجذر التربيعي لمعامل التحديد، وهو مقياس لدرجة العلاقة ما بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

2 -معامل الارتباط الجزئي: يقيس العلاقة ما بين متغيرتين (x_i, y) مع عزل تأثير متغيرة أخرى (x_j). ويرمز له بالرمز: $r_{yi.j}$ ويعطى بـ:

$$r_{yi.j} = \frac{r_{yi} - (r_{yj})(r_{ij})}{\sqrt{(1-r_{yj}^2)(1-r_{ij}^2)}}$$

حيث:

$r_{yi.j}$: معامل الارتباط الجزئي أو معامل التحديد الجزئي.

r_{yi} : يمثل معامل الارتباط ما بين x_i, y .

r_{yj} : يمثل معامل الارتباط ما بين x_j, y .

r_{ij} : يمثل معامل الارتباط ما بين x_j, x_i .

مثال:

نفرض أن البيانات التالية تم الحصول عليها من تجربة تهدف لمعرفة امكانية التنبؤ بوزن معين لنوع من الحيوانات"y_i" بعد فترة زمنية، وذلك على اساس معرفة وزنه الابتدائي "x_1" وكمية الغذاء "x_2" التي يتناولها في هذه الفترة، علما بأن:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

والمطلوب منك:

1 -تقدير النموذج؟

2 -حساب معامل التحديد؟

3 -ما نسبة التخفيض في الاختلاف في وزن الحيوان عند اضافة كمية الغذاء لمعادلة الانحدار $r_{y2.1}$ ؟

الحل:

1 -تقدير النموذج:

$$\hat{B} = \begin{pmatrix} \hat{B}_0 \\ \hat{B}_1 \\ \hat{B}_2 \end{pmatrix} = (X'X)^{-1} X'Y$$

$$(X'X)\hat{B} = X'Y$$

$$\begin{cases} n\hat{B}_0 + \hat{B}_1 \sum x_{1i} + \hat{B}_2 \sum x_{2i} = \sum y \\ \hat{B}_0 \sum x_{1i} + \hat{B}_1 \sum x_{1i}^2 + \hat{B}_2 \sum x_{1i} x_{2i} = \sum x_{2i} y \\ \hat{B}_0 \sum x_{2i} + \hat{B}_1 \sum x_{1i} x_{2i} + \hat{B}_2 \sum x_{2i}^2 = \sum x_{2i} y \end{cases}$$

وبعد حل جملة المعادلات نتحصل على:

$$\hat{B} = \begin{pmatrix} \hat{B}_0 \\ \hat{B}_1 \\ \hat{B}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -22.992 \\ 1.396 \\ 0.218 \end{pmatrix}$$

2 -حساب معامل التحديد:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e^2}{\sum (y - \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum e^2}{\sum y^2 - n\bar{y}^2}$$

$$R^2 = 0.918$$

3 -حساب $r_{y2.1}$:

$$r_{y2.1} = \frac{r_{y2} - (r_{y1})(r_{21})}{\sqrt{(1 - r_{y1}^2)(1 - r_{21}^2)}}$$

$$r_{y1} = 0.785, r_{y2} = 0.877, r_{21}^2 = 0.601$$

$$r_{y2.1} = 0.818$$

إن اضافة كمية الغذاء التي يتناولها الحيوان للنموذج قد أحدث تخفيض قدره: 81.8 بالمئة في الاختلاف في وزن الحيوان غير المفسر بمعادلة الانحدار باستخدام الوزن الابتدائي فقط.

ملاحظة: إن معامل الارتباط الجزئي $r_{yi.j}$ يسمى أيضا بمعامل الارتباط الجزئي من الدرجة الأولى. أما معامل الارتباط من الدرجة الثانية فيعطى مثلا بـ: $r_{y1.23}^2; r_{y2.13}^2; r_{y3.12}^2$.

ويمكن حساب معامل الارتباط الجزئي بطريقتين، وهما[24]:

الطريقة الأولى:

تتعلق بمعامل الارتباط البسيط وتعتمد على الخطوات التالية:

- حساب البواقي لإنحدار المتغيرة التابعة "y_i" على بقية المتغيرات المستقلة ما عدا المتغيرة "x_i" وليكن "e_1".
- حساب البواقي لإنحدار المتغيرة التابعة "x_i" على بقية المتغيرات المستقلة وليكن "e_2".

مثال:

حساب $r_{yx_3.x_1x_2}^2$

الخطوة الأولى: حساب "e_1":

$$e_1 = y - (\hat{B}_0 + \hat{B}_1 x_1 + \hat{B}_2 x_2)$$

الخطوة الثانية: حساب "e_2":

$$e_2 = x_3 - (\hat{a}_0 + \hat{a}_1 x_1 + \hat{a}_2 x_2)$$

الخطوة الثالثة: حساب:

$$r_{e_1e_2} = r_{yx_3.x_1x_2}^2$$

[24] لمعلومات أكثر أنظر:

-*Régis Bourbonnais: "**Cours et Exercices Corrigés**", ed DUNOD 9éme, Paris* 2015.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الطريقة الثانية: بالاعتماد على قيمة ستيودنت المحسوبة "t_c" في حالة النموذج الذي يتكون من "k"متغيرة مستقلة فإنه توجد علاقة بين معامل الارتباط الجزئي و قيمة ستيودنت المحسوبة، وذلك على النحو التالي:

$$r^2_{yx_i.(autrevariable)} = \frac{t_i^2}{t_i^2 + (n-k+1)}$$

حالة خاصة: في حالة النموذج الذي يتكون من ثلاثة متغيرات مستقلة فإن معاملات الارتباط الجزئي من الدرجة الأولى والثانية يعطى بـ:

$$r_{12.3} = \frac{r_{12} - r_{13} * r_{23}}{\sqrt{(1-r_{13}^2)(1-r_{23}^2)}}$$

$$r_{13.2} = \frac{r_{13} - r_{12} * r_{23}}{\sqrt{(1-r_{12}^2)(1-r_{23}^2)}}$$

$$r_{23.1} = \frac{r_{23} - r_{12} * r_{13}}{\sqrt{(1-r_{12}^2)(1-r_{13}^2)}}$$

$$r_{1.23} = \sqrt{1-(1-r_{12}^2)(1-r_{12.3}^2)}$$

$$r_{1.32} = \sqrt{1-(1-r_{13}^2)(1-r_{13.2}^2)}$$

وبعد تعويض $r_{13.2}$ و $r_{12.3}$ نجد:

$$r_{1.23} = \sqrt{\frac{r_{12}^2 + r_{13}^2 - 2r_{12}r_{13}r_{23}}{1-r_{23}^2}}$$

$$r_{2.13} = \sqrt{\frac{r_{12}^2 + r_{13}^2 - 2r_{12}r_{13}r_{23}}{1-r_{13}^2}}$$

$$r_{3.12} = \sqrt{\frac{r_{13}^2 + r_{23}^2 - 2r_{12}r_{13}r_{23}}{1-r_{12}^2}}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المطلب الثالث: العلاقة بين معاملات الارتباط البسيطة، الجزئية والمتعدد.

في حالة النموذج الخطي البسيط لدينا:

$$\sum e^2 = (1-R^2_{y.x_1})\sum (y-\bar{y})^2$$

أما في حالة النموذج الذي يتكون من متغيرتين:

$$\sum e^2 = (1-R^2_{y.x_1x_2})\sum (y-\bar{y})^2$$

حيث:

$R^2_{y.x_1x_2}$: معامل التحديد.

أما النسبة المشروحة بواسطة x_2 فقط $r^2_{yx_2.x_1}$ يمكن كتابتها كمايلي:

$$(1-R^2_{y.x_1x_2})\sum (y-\bar{y})^2 = (1-r^2_{yx_2.x_1})\sum (y-\bar{y})^2 (1-r^2_{yx_1})$$

$$1-R^2_{y.x_1x_2} = (1-r^2_{yx_2.x_1})(1-r^2_{yx_1})$$

أما في حالة النموذج الذي يتكون من ثلاثة متغيرات مستقلة:

$$1-R^2_{y.x_1x_2x_3} = (1-r^2_{yx_1})(1-r^2_{yx_2.x_1})(1-r^2_{yx_3.x_1x_2})$$

أما في حالة النموذج الذي يتكون من أربعة متغيرات مستقلة:

$$1-R^2_{y.x_1x_2x_3x_4} = (1-r^2_{yx_1})(1-r^2_{yx_2.x_1})(1-r^2_{yx_3.x_1x_2})(1-r^2_{yx_4.x_1x_2x_3})$$

المبحث الثاني: الارتباط وقياسه بين المتغيرات الكيفية.

الارتباط الكمي يعكس قوة العلاقة بين متغيرات كمية ويعطي مؤشرا كميا لقوة العلاقة، أما الارتباط بين ظاهرتين نوعيتين يسمى بالاقتران إن وجد (*Association*)، أي قياس اقتران ظاهرة نوعية مع ظاهرة نوعية أخرى أو كمية، ويسمى كذلك بالتوافق إذا كان ذلك الارتباط بين ظاهرتين كمية ونوعية.

المطلب الأول: المقاييس الاحصائية لارتباط المتغيرات النوعية.

هناك العديد من المقاييس، ومن بينها[25]:

1 -اختبار كاي تربيع (χ^2) للاستقلالية:

بلغة الاحتمالات نقول عن الحدثين A و B أنهما مستقلين إذا كان: $P(A/B) = P(A)$

ويعطى اختبار كاي تربيع كمايلي:

H_0 : مستقلين.

H_1 : مرتبطين.

القيمة المحسوبة تعطى بـ:

$$\chi^2 = \sum\left[\frac{(n_{ij} - f_{ij})^2}{f_{ij}}\right]$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث:

n_{ij} : التكرارات الفعلية.

f_{ij} : التكرارات المتوقعة، وتحسب من خلال العلاقة:

$$f_{ij} = \frac{n_{i.} * n_{.j}}{n_{..}}$$

مع:

$n_{i.}$: مجموع الصف.

$n_{.j}$: مجموع العمود.

$n_{..}$: حجم العينة.

والقيمة المحسوبة أعلاه تتبع توزيع (χ^2) بدرجة حرية مقدارها: (عدد الصفوف -1)❖(عدد الاعمدة -1). ويتم رفض فرضية الأساس إذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة.

---

[25] لمعلومات أكثر أنظر:

- *Ricco Rakotomalala : «**Analyse de corrélation Étude des dépendances - Variables quantitatives**», Version* 1.0, *Université Lumière Lyon* 2, 2012.
- *J. Paul Tsasa : «**Econométrie 1 – Manuel d'exercices**», Université Protestante au Congo Centre Congolais-Allemand de Microfinance,* 2011.

مثال:

إذا كان لدينا مؤلف لكتاب جديد يفكر في تسويق كتابه في السوق المحلي ويواجه خيارين: أن يقوم بالإشراف والتنفيذ المباشر على عملية التسويق لكتابه و/أو أن يتعاقد مع دار للنشر والتوزيع لكي تقوم بالمهمة مقابل مبلغ مالي من المبيعات.

للغرض أعلاه قام بتصميم استبيان يوضح تفضيل المستجيب بين طريقتي التسويق استنادا إلى العناصر التالية:

- مقر التوزيع الرئيسي؛
- طريقة وكيفية الاتصال المتوقعة؛
- نوع الخدمة والاهتمام الشخصي؛
- التخصص في المهنة؛
- درجة التفرغ للعمل.

وكان عدد المستجوبين هو 100 والنتائج موضحة في الجدول التالي:

	تسويق دار النشر	تسويق المؤلف	المجموع ($n_{.j}$)
	10	10	20
المتوقعة	05	05	10
نوع الشخصي	20	10	30
المهنة	15	05	20
للعمل	15	05	20
المج ($n_{i.}$)	65	35	$n_{..}=100$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

والفرضية المراد اختبارها هي: هل هذه العناصر تؤثر فعلا في تفضيل القراء بين اسلوبي التسويق؟

نقوم بحساب التكرارات المتوقعة (f_{ij}):

	تسويق دار النشر	تسويق المؤلف	المجموع ($n_{.j}$)
مقر التوزيع الرئيسي	13	07	20
طريقة وكيفية الاتصال المتوقعة	6.5	3.5	10
نوع الخدمة والاهتمام الشخصي	5.	5.	30
التخصص في المهنة	13	07	20
درجة التفرغ للعمل			20
المجموع ($n_{i.}$)	65	35	$n_{..}=100$

نقوم بحساب القيمة المحسوبة:

$$\chi^2 = \sum\left[\frac{(n_{ij} - f_{ij})^2}{f_{ij}}\right] = \frac{(10-13)^2}{13} + \frac{(10-07)^2}{7} + \frac{(5-6.5)^2}{6.5} + ... + \frac{(5-7)^2}{7} = 4.76$$

$$\chi^2 = 4.76 < \chi^2_{(2-1)(5-1)} = 9.488$$

إذن:

نقبل الفرضية الصفرية، أي أنهما مستقلين. أو بتعبير آخر أن قرار القراء في شراء الكتاب من دار النشر أو المؤلف غير مبرر بالأسباب المبينة في الاستبيان.

2 -اختبار الارتباط الرتبي لسبيرمان:

نستعمل معامل سبيرمان لارتباط الرتب إذا كان المتغيرتين وصفيتين ترتيبيتين (اسمي رتبي -رتبي رتبي) أو أن يكون أحد المتغيرتين كميا بينما الأخرى وصفية ترتيبية، أو أن يكون المتغيرتين كميتين ويكون اهتمام الباحث منصبا على الرتب أكثر من القيم.

يقيس هذا المعامل الارتباط بين ترتيبين x و y لذا يسمى بمعامل الارتباط الرتبي ويعطى بالعلاقة:

$$r_s = 1 - 6\frac{\sum(x-y)^2}{n(n^2-1)}$$

حيث:

n : عدد المشاهدات.

ملاحظة: في حالة الرتب المتساوية نقوم بتعويضها بمتوسطها الحسابي.

مثال: نريد تحديد العلاقة بين الرضى الوظيفي ومستوى الدخل في مؤسسة ما، فتم اختيار عينة تتكون من خمسة عمال، حيث تم قياس مستوى الرضى الوظيفي على مقياس من 100 درجة، وكانت النتائج كمايلي:

العامل	1	2	3	4	5
الدخل	3	10	200	100	500
علامة الرضى	60	70	70	50	90

الحل

رتبة الدخل (x)	4	2	3	1	5
رتبة الرضى (y)	2	35	3.5	1	5
$(x-y)^2$	4	2.2	0.25	0	0

إذن:

$$r_s = 1 - 6\frac{\sum(x-y)^2}{n(n^2-1)} = 1 - 6\frac{6.5}{5(25-1)} = 0.68$$

ومنه توجد علاقة طردية بين مستوى الدخل والرضى الوظيفي.

3 -معامل الاقتران (*Coefficient Association*): يستخدم معامل الاقتران في حساب العلاقة الارتباطية بين المتغيرات الوصفية الاسمية التي لها زوج من الصفات –من النوع الأول -مثل: الجنس (ذكر، أنثى)،أي بتعبير آخر الارتباط بين ظاهرتين نوعيتين يسمى بالاقتران إن وجد، ويقاس بمعامل الاقتران، فهذا المعامل إذن يقيس اقتران

متغير نوعي أو تصاحبه أو اشتراكه مع متغير نوعي آخر. (كاقتران التخصص مع الوظيفة أو اقتران الجنس مع الوظيفة).

وأهم ما يتميز به هذا المعامل أن اشارته ليس لها معنى، فهو يقيس قوة العلاقة دون اتجاهها.

مثال:

إذا كانت لدينا عينة من العمال حجمها 100 عامل منهم 60 طبيب و 40 مدرسا، وذلك وفق الجدول التالي:

التخصص / الوظيفة	طبيب		المجموع
طب	$n_{11} = 60$	$n_{12} = 00$	60
تدريس	$n_{21} = 0$	$n_{22} = 40$	40
المجموع	60	40	100

معامل التوافق يعطى بـ:

$$a = \frac{n_{11} * n_{22} - n_{21} * n_{12}}{n_{11} * n_{22} + n_{21} * n_{12}} = \frac{60 * 40 - 0 * 0}{60 * 40 + 0 * 0}$$

$$a = 1$$

إن معامل الاقتران يساوي الواحد أي اقترانا تاما موجبا وهذا يعكس أن كل موظف في تخصصه.

- أما إذا افترضنا أن كل الاطباء يعملون في المدارس والعكس بالنسبة للمدرسين فإن معامل الاقتران يعطى بـ:

$$a == \frac{0 - 40 * 60}{0 * 0 + 40 * 60}$$

$$a = -1$$

أي اقترانا تاما سالبا، أي لا يوجد أي موظف في تخصصه.

- أما إذا كان جزءا من الأطباء في التعليم وجزءا من المدرسين في الطب فإن معامل الاقتران يكون معدوم، مثلا:

$$n_{11} = 30; n_{22} = 20; n_{21} = 20; n_{12} = 30$$

$$a = \frac{n_{11} * n_{22} - n_{21} * n_{12}}{n_{11} * n_{22} + n_{21} * n_{12}} = \frac{30 * 20 - 20 * 30}{30 * 20 + 20 * 30}$$

$$a = 0$$

أي لا يوجد ارتباط للتخصص بالوظيفة.

ومن بين عيوب معامل الاقتران، نجد:

- يقتصر استخدامه على المتغيرات النوعية من النوع الأول (الجنس: ذكر، أنثى، اللون: أبيض -أسود).
- يتأثر معامل الاقتران بطريقة عرض المعلومات بالجداول.

4 -معامل التوافق: يقيس هذا المعامل درجة الارتباط بين ظاهرتين من بيانات نوعية، أو بين ظاهرة نوعية وأخرى كمية. ويعطى بالعلاقة:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

$$G = \sqrt{\frac{C-1}{C}}$$

$$et \quad C = \sum \frac{n_{ij}^2}{n_{i.} * n_{.j}}$$

مثال:

تم استجواب عينة تتكون من 100 شخص حول الوعي المصرفي، والذي يقاس بالادخار، وكان من بين هؤلاء المستجوبين: 20 شخص ذوي مستوى تعليم عال، 50 شخص ذوي مستوى تعليم متوسط و30شخص دون المتوسط، وكانت البيانات المجمعة كما هو في الجدول التالي:

المستوى / درجة الوعي	يدخر في البنك	يكتنز	المجموع $n_{.j}$
تعليم عال	$n_{11} = 20$	$n_{12} = 00$	$n_{1.} = 20$
متوسط	$n_{21} = 25$	$n_{22} = 25$	$n_{2.} = 50$
دون المتوسط	$n_{31} = 0$	$n_{32} = 30$	$n_{3.} = 30$
المجموع $n_{i.}$	$n_{i1} = 45$	$n_{i2} = 55$	100

1 -ما الهدف من هذه الدراسة في رأيك؟

2 -أحسب معامل التوافق؟

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الحل:

1 -الهدف من هذه الدراسة هو قياس الارتباط بين المستوى التعليمي والوعي المصرفي.

2 -حساب معامل التوافق:

$$G = \sqrt{\frac{C-1}{C}}$$

$$et \quad C = \sum \frac{n_{ij}^2}{n_{i.} * n_{.j}}$$

$$C = \frac{(20)^2}{45*20} + \frac{(0)^2}{55*20} + \frac{(25)^2}{45*50} + ... + \frac{(30)^2}{55*30} = 1.5$$

$$G = \sqrt{\frac{1.5-1}{1.5}} = 0.6$$

أي وجود ارتباط طردي بين مستوى التعليم ودرجة الوعي المصرفي (كلما زاد المستوى التعليمي زاد الوعي المصرفي).

ومن أهم عيوبه:

- أنه يتأثر بطريقة عرض التكرارات.
- قيمته لا تكون سالبة.

المطلب الثاني: قياس الارتباط بين المتغيرات الاسمية.

يمكن تقسيم مقاييس الارتباط بين المتغيرات النوعية إلى قسمين رئيسيين، وهما:

- مقاييس تعتمد على قيمة كاي تربيع؛
- مقاييس تعتمد على تخفيض نسبة أخطاء التقدير.

1 -مقاييس الارتباط المشتقة من احصائية كاي تربيع: من أهم هذه المقاييس نجد[26]:

أ -معامل فاي (*Coefficient Phi*): ويعطى بالعلاقة التالية:

$$\phi = \sqrt{\frac{\chi^2}{n}}$$

ملاحظة: في حالة الجداول التي أحد ابعادها أكبر من 02 تكون قيم هذا المعامل غير محصورة بين الصفر والواحد.

ب -معامل بيرسون للتوافق: لتفادي الوقوع في المشكلة السابقة، اقترح بيرسون الاحصائية التالية:

جـ -مقياس كريمر للارتباط: اقترح كربمر استخدام العلاقة التالية بدلا من معامل فاي:

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n.(k+1)}}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث:

k : عدد الاسطر أو الاعمدة أيهما أقل.

2 -مقاييس الخطأ: قاما كروسكال وقودمان (*Kruskal- Goodman*) بإيجاد بديل يعتمد على حساب نسبة التخفيض في خطأ أحد المتغيرات باستخدام قيم المتغير الآخر كمتغير مستقل، ويحسب هذا المقياس مقدار "λ" نسبة التخفيض في تفسير المتغير التابع الذي يعزى للمتغير الاخر (المستقل) كمايلي:

حيث:

$P(1)$: احتمال الخطأ المتوقع في تفسير المتغير التابع دون اعتبار للمتغير المستقل.

$P(2)$: احتمال الخطأ في تفسير المتغير التابع عندما يعتبر تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع.

مثال: يبين الجدول التالي حالة 100 شخص وذلك من حيث وضعيته من العمل ومستواه التعليمي.

المستوى / حالة العمل	عاطل	عامل	خارج	المجموع
متوسط	0	5	25	30

[26] لمعلومات أكثر أنظر:

-زكريا الشربيني: "**الاحصاء اللابارامتري**"، مكتبة الانجلو المصرية، مصر، 1990.

ثانوي	15	25	5	45
جامعي	20	5	0	25
المجموع	35	35	30	100

إذا اعتبرنا أن متغير حالة العمل هو المتغير التابع. فإن أفضل تخمين لحالة العمل بالنسبة لأي فرد في العينة سيكون تلك الحالة من العمالة التي لها أكبر معدل تكراري (الفئة التي تكون نسبة مجموعها إلى العينة أكبر ما يمكن).

في المثال أعلاه هذه الفئة تتمثل في الذين يعملون (لها نسبة 35%).

إذن نسبة الخطأ في اعتبار حالة الاستخدام ممثلة بفئة "يعمل" تساوي:

$$P(1) = 1 - 0.35 = 0.65$$

إذا استعملت المعلومات حول المستوى التعليمي (المستقل) للتنبؤ بحالة العمل، فإنه يمكن تحسين دقة التنبؤ (تقليل احتمال الوقوع في الخطأ) عند محاولة التنبؤ بحالة العمل السائدة (الأكثر احتمال)، عند كل مستوى تعليمي فإن الفئة الأكثر احتمال للحدوث تكون هي الاحتمال المتوقع لذلك المستوى التعليمي.

وعلى هذا الاساس فإن:

- حالة "خارج قوة العمل" تمثل التنبؤ للمستوى المتوسط.
- حالة "يعمل" تمثل التنبؤ للمستوى الثانوي.
- حالة "عاطل" تمثل التنبؤ للمستوى الجامعي.

إذن احتمال الخطأ في تنبؤ حالة العمل عند استخدام متغير المستوى التعليمي تساوي مجموع احتمالات كافة الامكانات الأخرى (احتمالات الخلايا غير المتوقعة في ظل معرفة المستوى التعليمي).

$$P(2) = 0.05 + 0.05 + 0.15 + 0.05 = 0.30$$

وبالتالي:

$$\lambda = \frac{0.65 - 0.3}{0.65} = 0.54$$

يعني أن 54% من خطأ التنبؤ قد تم تخفيضه بسبب استخدام المؤهل العلمي في تنبؤ حالة العمل.

وعموما تكون قيمة "λ" محصورة بين الصفر والواحد، وكلما اقتربت قيمة "λ" من الصفر يعني أن المتغير المستقل لا يساعد في تنبؤ المتغير التابع.

المطلب الثالث: الارتباط بين المتغيرات الترتيبية.

بالإضافة إلى معامل الارتباط الرتبي لسبيرمان هناك عدد من مقاييس الارتباط بين المتغيرات الترتيبية تعتمد على مقارنة قيم المتغيرتين عند جميع أزواج المشاهدات الممكنة، وتقارن عما إذا كانت متوافقة أو غير متوافقة أو متساوية. والمصطلحات هذه تعني:

- **صفة التوافق:** تعني أن قيم المتغيرتين لإحدى الحالات أعلى (أو أقل) من القيم المقابلة في الحالة الأخرى "P".
- **عدم التوافق:** يحدث إذا كانت قيمة أحد المتغيرات لإحدى الحالات أكبر من قيمته في الحالة الأخرى، في حين أن هذه العلاقة في الاتجاه المعاكس للمتغير الثاني"Q".

SAHLA MAHLA

- **التساوي:** إذا كانت الحالتين لها قيم متطابقة لأحد أو كلا المتغيرتين.

ومن أهم مقاييس الارتباط بين المتغيرات الترتيبية نجد:

1 -مقياس تاو -ب (*Tau-b*): يعطى حسب العلاقة التالية:

$$T_b = \frac{P - Q}{\sqrt{(P + Q + T_x).(P + Q + T_y)}}$$

حيث:

T_x : عدد الأزواج المتساوية للمتغير X .

T_y : عدد الازواج المتساوية للمتغير Y .

ويكون لدينا: $-1 \le T_b \le +1$.

2 -مقياس تاو -سي(*Tau-C*):

$$T_c = \frac{2m(P + Q)}{n^2(m-1)}$$

ويكون كذلك لدينا: $-1 \le T_c \le +1$.

حيث:

m : تمثل أقل عدد من الصفوف والاعمدة.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

3 -مقياس قاما (*Gamma*): يعطى بـ:

4 -اختبار سومر (*Somer*):

$$D = \frac{P - Q}{P + Q + T_Y}$$

حيث:

T_Y : عدد الازواج غير المتساوية للمتغير المستقل X .

تطبيقات هذا الفصل موجودة في ثناياه.

الفصل الثامن: النماذج غير الخطية
تمهيد
المبحث الأول: النماذج القياسية غير الخطية
المطلب الأول: النموذج الخطي اللوغارتمي
المطلب الثاني: النموذج شبه اللوغارتمي
المطلب الثالث: النموذج المقلوب
المطلب الرابع: نموذج الانحدار متعدد الحدود
المبحث الثاني: اختيار الشكل الرياضي واختبار الاستقرارية لهيكلية
المطلب الأول: اختيار الشكل الدالي المناسب للنموذج القياسي
المطلب الثاني: اختبار شاو للتغير الهيكلي العام
تطبيقات محلولة

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تمهيد:

سنتناول في هذا الفصل النماذج غير الخطية التالية: النموذج الخطي اللوغارتمي (*Modèle Log-Linéaire*)، النموذج شبه اللوغارتمي (*Modèle semi logarithmique*)، النموذج المقلوب (*Reciprocal Model*) ونموذج الانحدار متعدد الحدود (*Modèle Quadratique*). اضافة إلى كيفية المفاضلة بين الاشكال الدالية واختبار الاستقرارية الهيكلية للنماذج[27].

المبحث الأول: النماذج القياسية غير الخطية.

المطلب الأول: النموذج الخطي اللوغارتمي (*Modèle Log-Linéaire*).

يمكن اعتبار دالة كوب دوغلاس أكثر النماذج شيوعا في هذا المجال، والتي يمكن صياغتها رياضيا كمايلي:

ويمكن تحويل الدالة أعلاه الى النموذج الخطي وذلك بإدخال اللوغاريتم على كلتا طرفي المعادلة، فتصبح كمايلي:

$$\ln Y_i = B_0 + B_1 \ln L_i + B_2 \ln K_i + \varepsilon_i \ln e$$

تسمى المعادلة اعلاه بالنموذج اللوغارتمي المزدوج (*Double Log*) أو *Log-Log* أو النموذج اللوغارتمي الخطي.

ويمكن تقدير معالم النموذج السابق بطريقة المربعات الصغرى العادية وذلك بتعريف المتغيرات الجديدة التالية:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ومنه النموذج الخطي اللوغارتمي يصبح يكتب كمايلي:

$$y^* = B_0 + B_1 x_1 + B_2 x_2 + \varepsilon_i$$

ومن أهم خصائص هذا النموذج، نجد:

- B_1, B_2 تمثلان مرونة العمل ورأس المال على التوالي.
- $B_1 + B_2$ تمثل طبيعة وفورات الاقتصادية، أي التغير النسبي في الانتاج نتيجة حدوث تغير نسبي في جميع عوامل الانتاج، ونميز بين الحالات التالية:
  - $B_1 + B_2 = 1$: وفورات الحجم الاقتصادية الثابتة.
  - : وفورات الحجم الاقتصادية المتزايدة.
  - : وفورات الحجم الاقتصادية المتناقصة.

[27] لمعلومات أكثر أنظر:

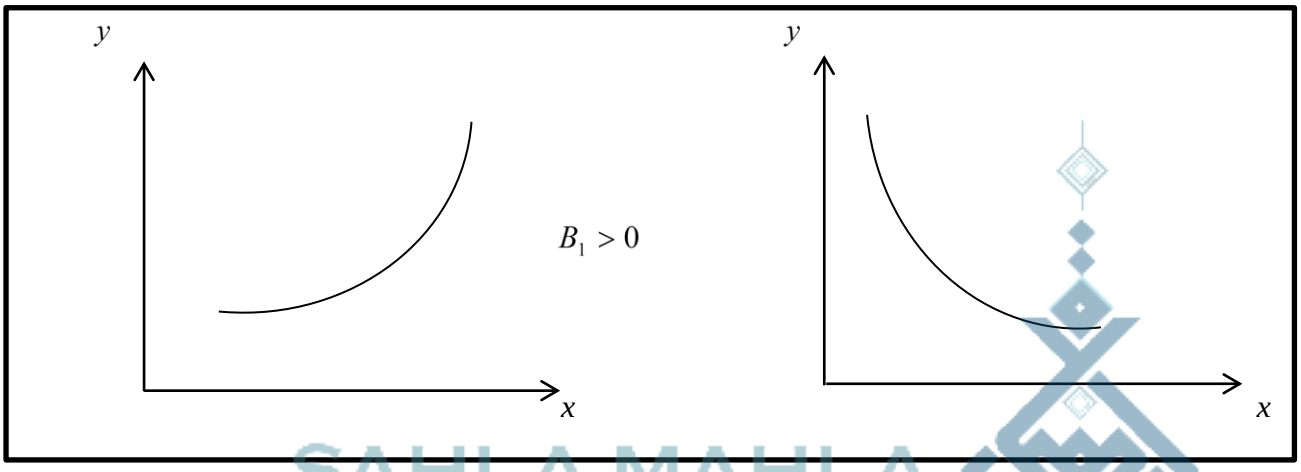
- *Steve Ambler : «**Introduction à l'économétrie Notes sur les modèles de régression non linéaires**», département des sciences économiques, Ecole des sciences de la gestion, Université du Québec à Montréal,* 2013.

المطلب الثاني: النموذج شبه اللوغارتمي (*Modèle semi logarithmique*).

في كثير من الاحيان يهتم الاقتصاديون بمعدل نمو المتغير بدلا من مستوى المتغير، فقد تشير النظرية الاقتصادية إلى تطور معدل النمو لمتغيرات اقتصادية كـ: رأس المال، الناتج الوطني الاجمالي، عرض النقود، المستوى العام للأسعار والبطالة وغيرها من المتغيرات. فالنموذج القياسي المناسب في هذه الحالة يختلف عن ما سبق دراسته، وحتى نتمكن من فهم هذا النوع من النماذج ننطلق من النموذج الأسي التالي[28]:

$$y = e^{B_0 + B_1 x}$$

وحتى نتمكن من معرفة الشكل الدالي للعلاقة السابقة يمكننا أن نميز بين الحالتين التاليتين، وذلك من خلال الرسم البياني.



SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الدالة السابقة هي دالة غير خطية ويمكن تحويلها الى علاقة خطية بإدخال اللوغاريتم على كلتا طرفي المعادلة، أي:

$$\ln y = B_0 + B_1 x$$

وبعد اضافة المتغير العشوائي نتحصل على:

$$\ln y = B_0 + B_1 x + \varepsilon \ldots\ldots\ldots (1)$$

يمكننا الحصول على النموذج أعلاه ابتداءا من قاعدة الفائدة المركبة المستخدمة في البنوك التجارية:

$$y_t = y_0 (1+g)^t$$

حيث:

y_0 : القيمة الاولية.

t : الفترة الزمنية.

g : معدل الفائدة.

وبإدخال اللوغاريتم على كلتا طرفي المعادلة نتحصل على:

$$\ln y_t = \ln y_0 + t.\ln(1+g)$$

---

[28] أنظر:

-طالب محمد عوض: "**مقدمة في الاقتصاد القياسي**"، منشورات الجامعة الأردنية، 2000.

وبوضع:

$B_0 = \ln y_0$

$B_1 = \ln(1+g)$

وبعد اضافة المتغير العشوائي نتحصل على:

المعادلة (2) تتشابه مع المعادلة (1) باستثناء ان المتغير المستقل في المعادلة الثانية عبارة عن الزمن.

يعتبر هذا النوع من النماذج مهما اذا كان المتغير المستقل عبارة عن الزمن، ففي الحالة التي يكون فيها المتغير التابع يمثل الناتج الوطني الاجمالي فإن B_1 يمثل معدل النمو الناتج عبر الزمن، ونميز بين الحالات التالية:

- $0 < B_1$: معدل نمو الناتج متزايد.
- $0 > B_1$: معدل نمو الناتج متناقص.

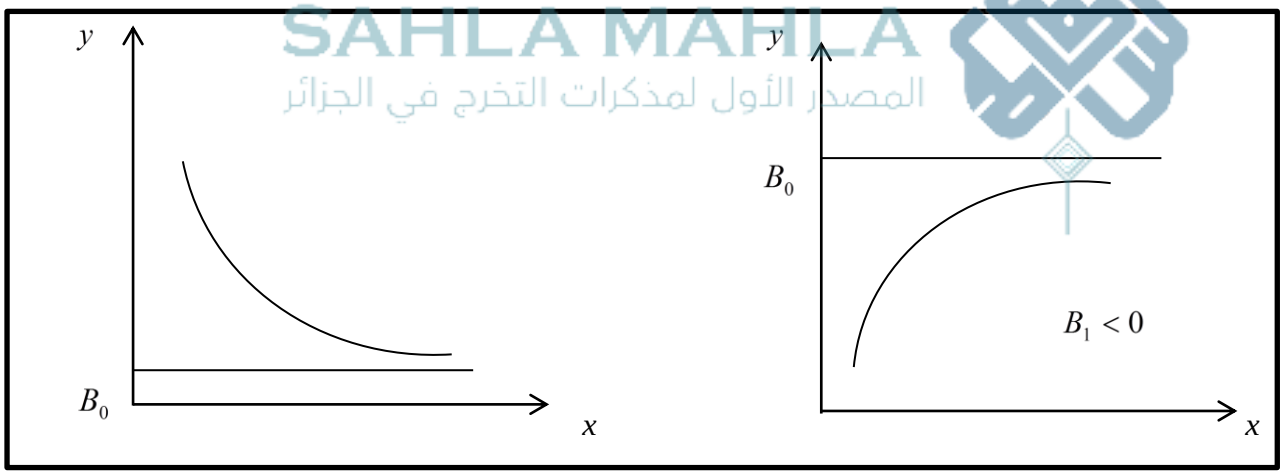
ويسمى النموذج الثاني بـ: نموذج الانحدار ثابت النمو.

المطلب الثالث: النموذج المقلوب (*Reciprocal Model*).

في بعض الحالات تكون قيم المتغير التابع تقترب من قيمة محددة، في حين قيم المتغير المستقل تقترب من القيمة اللانهائية ففي هذه الحالة فإن النموذج المناسب يأخذ الصياغة التالية:

$y_i = B_0 + B_1 / x_i + \varepsilon_i$

ويسمى هذا النموذج بنموذج الانحدار المقلوب، والشكل البياني الذي يمكن أن يأخذه هذا النموذج هو:



SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المطلب الرابع: نموذج الانحدار متعدد الحدود (*Modèle Quadratique*).

أهم استعمالات هذا النموذج نجدها في قياس وتقدير العلاقة بين التكاليف والانتاج، فمن خلال نظرية الاقتصاد الوحدوي نجد أن الانتاج يخضع قانون تناقص الغلة وهذا يعني خضوع تكاليف الانتاج لقانون تزايد التكاليف، مما يدل هذا على أن العلاقة بين الانتاج والتكاليف ليست علاقة خطية، وللحصول على دوال التكاليف المتناسبة مع قانون تناقص التكاليف فإن أحد الاشكال الدالية الشائعة الاستعمال تعطى بـ:

$TC = B_0 + B_1 Q + B_2 Q^2 + B_3 Q^3$

حيث:

TC : التكاليف الكلية.

Q : كمية الانتاج.

B_i : معالم النموذج.

وتسمى الدالة السابقة بالدالة متعددة الحدود الجبرية من الدرجة الثالثة. ودالة التكاليف المتوسطة تعطى بـ:

في حين دالة التكاليف الحدية تعطى بـ:

$$MC = dTC / dQ = +B_1 + 2B_2Q + 3B_3Q^2$$

وتسمى الدالتين السابقتين بالدوال التربيعية. وحتى نتمكن من تقدير دالة التكاليف الكلية يجب تحويلها الى نماذج قياسية وذلك بإضافة المتغير العشوائي كمايلي:

$$TC = B_0 + B_1Q + B_2Q^2 + B_3Q^3 + \varepsilon$$

ولتقدير معالم النموذج نستعمل طريقة المربعات الصغرى العادية ويجب أن تحقق المعالم المقدرة مايلي:

المبحث الثاني: اختيار الشكل الرياضي واختبار الاستقرارية الهيكلية.

في الكثير من الحالات يصعب علينا اختيار شكل العلاقة المناسبة بين مختلف المتغيرات، لذا يتوجب علينا استعمال الاختبار المناسب من أجل تحديد العلاقة بين متغيرتين أو اكثر هذا من جهة، ومن جهة أخرى وبعد تحديد نوع العلاقة هذه الأخيرة يمكن أن تكون مستقرة أو غير ذلك، وهذا ما نعرفه من اخلال تطبيق اختبار الاستقرارية الهيكلية[29].

المطلب الأول: اختيار الشكل الدالي المناسب للنموذج القياسي.

الاشكالية المطروحة هنا كيفية المفاضلة والاختيار بين مختلف الاشكال الدالية المطروحة سابقا، ومن الاختبارات المعتمد عليها في مقارنة الحالة الخطية بالحالة اللوغارتمية الخطية نجد الاختبار الذي تعرض له كل من: *Mackinnon* و*White* و *Davidson* على الحو التالي:

فرضية العدم: النموذج القياسي الصحيح خطي.

الفرضية البديلة: النموذج القياسي الصحيح خطي لوغارتمي.

ويمكن تلخيص خطوات الاختبار في:

1 - تقدير المتغير التابع (Y) على كل المتغيرات المستقلة (X) وحساب القيم المقدرة بالنموذج ($\hat{Y}$).

2 - تقدير انحدار لوغاريتم المتغير التابع () على لوغاريتم المتغيرات المستقلة ($\ln X$) وحساب القيم المقدرة للوغاريتم المتغير التابع ($\ln\hat{Y}$).

3 - نقوم بحساب المتغيرات المقدرة التالية:

4 - تقدير Y على كل المتغيرات المستقلة و Z_1.

[29] لمعلومات أكثر أنظر:

- *G. Colletaz et C. Hurlin : «**Modèles Non Linéaires et Prévisions**», Rapport de Recherche, Institut CDC pour la Recherche, Laboratoire d'Economie d'Orléans,* 2006.

-طالب محمد عوض: "**مقدمة في الاقتصاد القياسي**"، منشورات الجامعة الأردنية، 2000.

ونلاحظ قيمة احصائية اختبار سيودنت (t) المرافقة للمعلمة المقدرة للمتغير Z_1. إذا أشار اختبار ستيودنت إلى معنوية معلمة المتغير Z_1 ، فنرفض فرضية الاساس.

5 - نقدر $\ln Y$ على والمتغير Z_2 ، وترفض الفرضية البديلة إذا كانت المعلمة المقدرة والمرافقة للمتغير Z_2 معنوية وذلك بالاعتماد على اختبار ستيودنت.

المطلب الثاني: اختبار شاو للتغير الهيكلي العام (*Chow Test*)[30].

إذا افترضنا أننا نريد تقدير دالة الاستهلاك الكينزية وتوفرت لدينا بيانات الفترة 1975 -2010 لكن هناك احتمال أن علاقة الاستهلاك لفترة ما قبل التسعينيات تختلف عن الفترة التي بعدها ، ففي ظل هذه الظروف نرغب في مقارنة السلوك الاستهلاكي في هاتين الفترتين لملاحظة أي تغير هيكلي في طبيعة دالة الاستهلاك بين هاتين الفترتين.

وحتى نتمكن من مقارنة السلوك الاستهلاكي بين هاتين الفترتين نفترض النموذجين القياسيين التاليين:

الفترة الأولى:

$$y_i = a_0 + a_1 x_i + \varepsilon_i \qquad \forall i = 1,2,...,n_1$$

الفترة الثانية:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + \varepsilon_i \qquad \forall i = 1,2,...,n_2$$

وإذا افترضنا أنه لا يوجد تغير هيكلي يمكن استخدام بيانات الفترتين لتقدير الدالة التالية:

SAHLA MAHLA

ويعتمد اختبار شاو على الخطوات التالية:

1 - حساب مجموع مربعات الاخطاء ($SSE_T = \sum e^2$) من انحدار المتغير التابع (y) على المتغير المستقل (x) باستخدام البيانات كلها ($n = n_1 + n_2$).

2 - حساب مجموع مربعات الاخطاء ($SSE_1 = \sum e_1^2$) من انحدار المتغير التابع (y) على المتغير المستقل (x) باستخدام بيانات الفترة الاولى (n_1)، وبالمثل يتم حساب مجموع مربعات الاخطاء ($SSE_2 = \sum e_2^2$) من انحدار المتغير التابع (y) على المتغير المستقل (x) باستخدام بيانات الفترة الثانية (n_2).

3 - تحسب قيمة فيشر والمعرفة وفقا للعلاقة التالية:

$$F_c = \frac{[SSE_T - (SSE_1 + SSE_2)]/df = k}{(SSE_1 + SSE_2)/df^* = n_1 + n_2 - 2k}$$

حيث:

df و تشير الى درجات الحرية للبسط والمقام على التوالي.

---

[30] لمعلومات أكثر أنظر:

- *Jeffrey M. Wooldridge :* ***"Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data"****, The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England.*
- *Johnston. J:* ***"Econometric Methods"****, Fourth Edition, McGraw-Hill, New York,* 1984.
- طالب محمد عوض: "**مقدمة في الاقتصاد القياسي**"، منشورات الجامعة الأردنية، 2000.

حساب درجة حرية المقام:

تساوي مجموع درجات حرية الفترة الأولى ($n_1 - k$) + الفترة الثانية($n_2 - k$)

أي:

$$df^* = n_1 + n_2 - 2k$$

حساب درجة حرية البسط:

تساوي درجة حرية ناقص درجات حرية مجموع مربعات الأخطاء ($SSE_T = n_1 + n_2 - k$).

أي درجة حرية البسط هي:

$$df = n_1 + n_2 - k - (n_1 + n_2 - 2) = k$$

القرار:

إذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من القيمة المجدولة ترفض فرضية الاساس والتي تنص على وجود استقرار هيكلي وتقدر كل فترة على حده.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تطبيقات محلولة

التمرين الأول:

إذا كانت لدينا بيانات حول كمية الانتاج والمدخلات لاقتصاد بلد معين، وقيس الانتاج الكلي بالقيمة الحقيقية للناتج المحلي الاجمالي، أما العمل فقيس بعدد العمال ورأس المال قيس بقيمة التكوين الرأسمالي الاجمالي بالأسعار الثابتة. وفي ظل هذا وبعد تحويل وتقدير النموذج تحصلنا على:

1 - اشرح النموذج أعلاه؟

2 - اختبر معنوية معالم النموذج؟

3 - اختبر المعنوية الكلية للنموذج؟

4 - قم بتفسير معامل التحديد؟

5 - في ظل الاسئلة السابقة ماذا تستنتج؟

6 - اختبر الفرضية التالية: $\hat{B}_1 + \hat{B}_2 = 1$ ؟ ماذا تستنتج؟

التمرين الثاني:

إذا توفرت بيانات حول الناتج الوطني الاجمالي لاقتصاد معين خلال فترة زمنية محددة، وبعد عملية تحويل على المتغير وتقديره تحصلنا على:

$$\ln y = 34.8 - 0.016t$$
$$SE: \quad 0.136 \quad 0.007$$
$$R = 0.29; \quad F = 5.2; \quad n = 30$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

1 - ماذا يسمى النموذج أعلاه؟

2 - قيم النموذج بجميع ادوات نظرية القياس الاقتصادي؟

التمرين الثالث:

قمنا بتقدير دالة التكاليف الكلية في الاجل الطويل لمؤسسة ما فتحصلنا على:

$$TC = 41.9Q - 0.007Q^2 + 0.00003Q^3$$
$$TC: \quad 1.06 \quad 0.49 \quad 0.26$$
$$R^2 = 0.90; \quad F = 38.3; \quad n = 15$$

1 - أكتب الشكل الرياضي للنموذج المراد تقديره، ماذا تلاحظ؟

2 - قيم النموذج أعلاه؟

3 - ما هي الحلول المناسبة إذا ما كان النموذج غير مقبول؟

التمرين الرابع:

إذا كان لديك النموذج التالي: $y = B_0 * x^{B_1}$

كيف يمكننا تقدير النموذج أعلاه؟

حل التطبيقات

حل التمرين الثاني:

1 - يسمى النموذج أعلاه بـ: نموذج الانحدار ثابت النمو.

2 - تقييم النموذج بجميع ادوات نظرية القياس الاقتصادي: هذه الأدوات تتمثل في:

- معايير النظرية الاقتصادية.
- معايير نظرية القياس الاقتصادي.
- المعايير الاحصائية.

حل التمرين الثالث:

1 - كتابة الشكل الرياضي للنموذج المراد تقديره:

$$TC = B_1Q + B_2Q^2 + B_3Q^3 + \varepsilon_i$$

نلاحظ: الحد الثابت غير موجود ، لأن في المدى الطويل معدومة.

2 - تقييم النموذج أعلاه:

النموذج موافق للنظرية الاقتصادية ، في حين أنه غير مقبول احصائيا لأن معنوية المعالم سواء الفردية أو كليا غير معنوية.

3 - الحلول المناسبة: تقدير دالة التكاليف التربيعية.

SAHLA MAHLA

حل التمرين الرابع:

يمكننا تقدير النموذج أعلاه بتحويله إلى نموذج قياسي أولا ثم نطبق طريقة المربعات الصغرى العادية.

يمكن اضافة المتغير العشوائي حسب الحالات التالية:

أ - $y = B_0 * x^{B_1} + \varepsilon$.

ب - $y = B_0 * x^{B_1} * \varepsilon$.

ج - $y = B_0 * x^{B_1} * e^{\varepsilon}$.

د - $y = B_0 * x^{B_1} + e^{\varepsilon}$.

حتى نتمكن من تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية، ندخل اللوغاريتم على كلتا طرفي المعادلة، والحالة الأنسب هي رقم: ج، لأنه ينتج عنها نموذج خطي.

الفصل التاسع: المتغيرات الوهمية
تمهيد
المبحث الأول: مفاهيم عامة
المطلب الأول: مفهوم المتغيرات النوعية
المطلب الثاني: أسلوب استخدام المتغيرات النوعية في التحليل القياسي
المبحث الثاني: أهم النماذج للمتغيرات الوهمية
المطلب الأول: نموذج صفات وهمية متعددة كمتغير مستقل وهمي واحد دون وجود متغيرات مستقلة كمية
المطلب الثاني: نموذج أكثر من متغير مستقل نوعي دون وجود متغير مستقل كمي
المطلب الثالث: متغيرات مستقلة نوعية وكمية
المطلب الرابع: نموذج يحتوي على أكثر من متغير كمي وأكثر من متغير نوعي
تطبيقات

SAHLA MAHLA

تمهيد:

إن المتغيرات الاقتصادية بصفة عامة تصنف إلى نوعين: إما متغيرات كمية وهي القابلة للقياس الكمي أو العددي أو القيمي أو الحجمي، ومتغيرات نوعية وهي متغيرات وصفية تصف نوعية وجودة وصفة وحالة المتغير المدروس، ولكن ليس لها قياس محدد في الحياة العملية، وقد اطلق على هذه المتغيرات أسماء قياسية واحصائية مختلفة، مثل: المتغيرات الصماء (الوهمية)، المتغيرات النوعية، المتغيرات التصنيفية، المتغيرات المصطنعة، متغيرات (0، 1) والمتغيرات الترميزية.

المبحث الأول: مفاهيم عامة.

إن استخدام المتغيرات النوعية كمتغيرات مستقلة في معادلة الانحدار لم يعد مشكلة حيث أصبح ترميزها وطرق تقديرها وطرق تفسيرها شائعة باستخدام المتغيرات الوهمية، إن اختيار النموذج الصحيح لتقدير المعادلات ذات المتغيرات الوهمية ليس بالعملية السهلة البسيطة ذلك لأنها تتطلب الايفاء بعدة شروط منها ما يتعلق بعدد المتغيرات المستقلة ومنها ما يتعلق بطبيعة تلك المتغيرات.

المطلب الأول: مفهوم المتغيرات النوعية.

إن المتغيرات الاقتصادية بصفة عامة تصنف إلى نوعين: إما متغيرات كمية وهي القابلة للقياس الكمي أو العددي أو القيمي أو الحجمي، ومتغيرات نوعية وهي متغيرات وصفية تصف نوعية وجودة وصفة وحالة المتغير المدروس، ولكن ليس لها قياس محدد في الحياة العملية، وقد اطلق على هذه المتغيرات أسماء قياسية واحصائية مختلفة، مثل: المتغيرات الصماء (الوهمية)، المتغيرات النوعية، المتغيرات التصنيفية، المتغيرات المصطنعة، متغيرات (0، 1) والمتغيرات الترميزية[31].

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

وتأخذ هذه المتغيرات قيمتين تحكميتين فقط وهما: 0 و1، فالمشاهدة أو المتغير أو المادة التي لها صفة معينة أو خاصية معينة يأخذ رقما معينا، مثل: 1 والذي لا يمتلك هذه الخاصية يأخذ الرقم 0. ويكون الأساس التي تبنى عليه الصفة هو المطلق.

يأخذ التحليل الاحصائي عند تعامله مع متغيرات كمية فقط صفة تحليل احصائي كمي، والعلاقة بين المتغيرات الكمية فقط تسمى ارتباطا، وتحليل علاقتها المشتركة يسمى بتحليل التباين، أما تحليل العلاقة المشتركة بين متغيرات كمية ومتغيرات نوعية يسمى بتحليل التغاير، وقد يطلق عليه أيضا تحليل التباين.

المطلب الثاني: أسلوب استخدام المتغيرات النوعية في التحليل القياسي.

نكتفي بذكر طرق قياس المتغيرات النوعية من النوع الأول، أي متغير تفسيري وهمي واحد بصفتين دون وجود متغيرات كمية، وتستخدم هذه الصيغة لقياس التأثير الاقتصادي لظاهرة معينة (نوعية) على ظاهرة أخرى كمية، فوجود أو زيادة أو انخفاض نوع أو صنف معين من خصائص نوعية قد نجد لها آثار اقتصادية على متغير

---

[31] لمعلومات أكثر أنظر:

-عبد الحميد عبد المجيد البلداوي: "**الأساليب التطبيقية لتحليل واعداد البحوث العلمية مع حالات دراسية باستخدام برنامج *SPSS***"، دار الشروق للنشر والتوزيع، الأردن، 2009.

-رضا عبد الله أبو سريع: "**تحليل البيانات باستخدام برنامج *SPSS***"، دار الفكر، الأردن، 2004.

تابع معين، والتي يمكن قياسها باستخدام دوال معينة تضم متغير تفسيري نوعي واحد مثل: أثر الجنس (ذكر أو أنثى) على مستويات الأجور في حقول معينة وفي بلدان معينة، ويمكن لهذه الدوال أن تأخذ الصيغ:

$$y_i = a + bD_i + \varepsilon_i$$

ou

$$y_i = a + bS_i + \varepsilon_i$$

حيث:

y_i : الأجر السنوي للأستاذ خريج الجامعة في حقل اقتصادي معين أو الاجور السنوية أو الشهرية في صناعة معينة.

$S_i ou \quad D_i$: تمثل الجنس، ويأخذ القيمتين:

1: إذا كان جنس الأستاذ ذكرا.

0: إذا كان جنس الأستاذ انثى.

تمرين:

الجدول التالي يمثل معطيات مجمعة لخمسة مصانع للغزل والنسيج في دولة معينة:

والمطلوب منك:

1 -اشتقاق معادلة انحدار جنس العاملين على اجورهم؟

2 -حساب متوسط اجر كل من: العاملات ($\bar{Y}_f$)، العمال ($\bar{Y}_m$) و كل العمال ($\bar{Y}$)؟

3 -قدر النموذج السابق؟

4 -ماذا تمثل القيم المقدرة؟

5 -مثل بيانيا النتائج السابقة؟

6 -هل هناك تمييز في الاجور حسب الجنس؟

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

الحل:

1 -النموذج المراد تقديره يعطى كمايلي:

$$y_i = a + bD_i + \varepsilon_i$$

حيث:

D_i : تأخذ القيمتين:

1: ذكرا.

0: أنثى.

2 -حساب مختلف متوسط الأجور:

- متوسط أجر العاملات:

- متوسط أجر العمال الذكور:

$$\bar{Y}_m = \frac{1}{n_m}\sum y_{im} = \frac{5950}{5} = 1190$$

- متوسط اجر العمال الكلي:

$$\bar{Y} = \frac{1}{n}\sum y = \frac{10400}{10} = 1040$$

3 -تقدير معالم النموذج السابق:

$$\begin{cases} \hat{b} = \dfrac{\sum (y_i - y)(D_i - \bar{D})}{\sum (D_i - \bar{D})} = \dfrac{1100}{2.5} = 440 \\ \hat{a} = \bar{y} - b\bar{D} = 970 - 440 * 0.5 = 750 \end{cases}$$

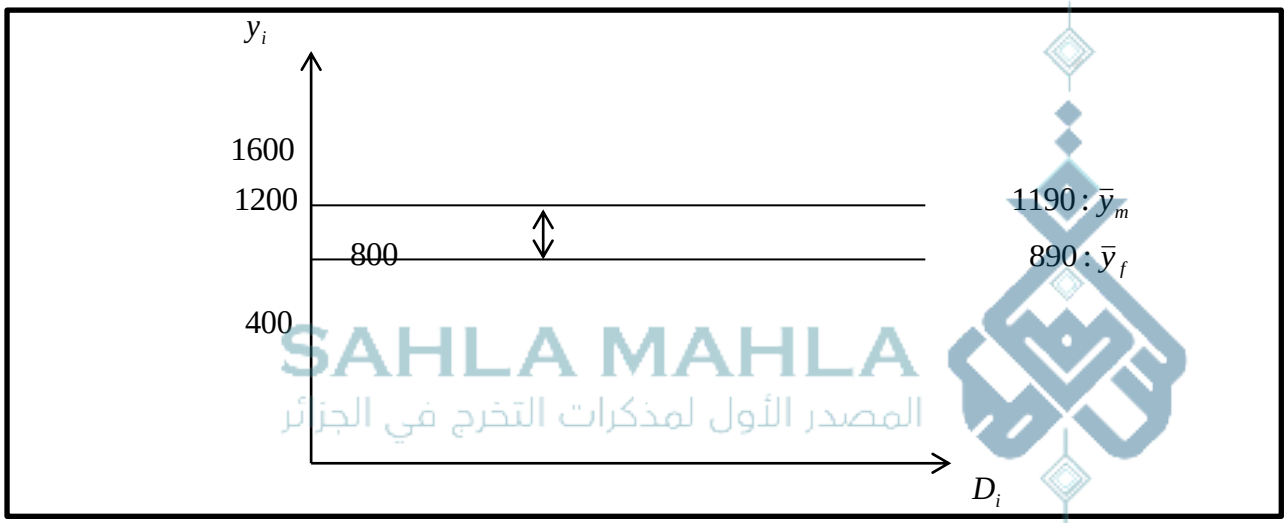
4 -القيم المقدرة تمثل:

$\hat{a}$: متوسط أجر الاناث (المعلمة التقاطعية).

$\hat{b}$: الفرق بين متوسط أجور الذكور ومتوسط أجور الاناث (المعلمة الانحدارية).

$\hat{a} + \hat{b}$: متوسط أجر الذكور.

5 -التمثيل البياني للنتائج السابقة:



SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

6 -اختبار ما إذا كان هناك تمييز في الاجور حسب الجنس:

فرضية العدم: لا توجد فوارق في الاجور حسب الجنس، أي:

$$H_0 : \hat{b} = 0$$

الفرضية البديلة: هناك فوارق في اجور الجنسين، أي:

$$H_0 : \hat{b} \neq 0$$

$$T_c = \left| \frac{\hat{b}}{\delta_{\hat{b}}} \right|$$

$$\delta_{\hat{b}}^2 = \delta_{\varepsilon}^2 \frac{1}{\sum (D - \bar{D})^2} = 12150$$

$$et : \delta_{\varepsilon}^2 = \frac{\sum e^2}{n-2}$$

$$T_c = \left| \frac{440}{110.2} \right| = 2.72 > T_t = 2.306$$

إذن هناك فروقا في متوسط الاجور حسب الجنس.

المبحث الثاني: أهم النماذج للمتغيرات الوهمية.

النماذج النوعية لها العديد من الأنواع وذلك حسب نوع وعدد المتغيرات المستقلة المدرجة بالنموذج وهذا ما سنتناوله في المطالب التالية[32].

المطلب الأول: نموذج صفات وهمية متعددة كمتغير مستقل وهمي واحد دون وجود متغيرات مستقلة كمية.

إذا أردنا مثلا اختبار تأثير المستوى التعليمي على مستويات الاجور للعاملين في مجال معين، فيمكننا استخدام هذه الصيغة، ففي حالات عديدة نجد أن هناك مثلا ثلاث مستويات تعليمية، وهي:

- عاملون بمستوى تعليمي متوسط (D_1).
- عاملون بمستوى تعليمي بكالوريا (D_2).
- عاملون بمستوى تعليمي ماجستير (D_3).

وعلى هذا الأساس نجد أن هناك ثلاثة متغيرات وهمية تعبر عن متغير وهمي واحد وهو المستوى التعليمي.

إذن يمكننا كتابة العلاقة بين المستوى التعليم والأجور على النحو التالي:

حيث:

y_i : مستوى الاجور.

D_2 : لها قيمتين وهما:

1: عندما يكون العامل ذو مستوى تعليمي بكالوريا.

0: عندما يكون العامل ذو مستوى تعليمي آخر.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

D_3 : لها قيمتين وهما:

1: عندما يكون العامل ذو مستوى تعليمي ماجستير.

0: عندما يكون العامل ذو مستوى تعليمي آخر.

ملاحظة: لا يمكن تكرار موظف واحد بأكثر من شهادة (مثل: عامل عنده مستوى تعليمي ماجستير وله بكالوريا).

المعلمة التقاطعية (a) تعني قيمة المتغير التابع (y_i) عندما تكون كل المتغيرات المستقلة المدرجة بالنموذج معدومة (أي: $D_3 = D_2 = 0$).

إذن هي تمثل القيمة التي يأخذها المتغير التابع (y_i) عندما يكون: $D_1 = 0$ وتسمى أيضا بالمعلمة الأساس.

وعلى هذا الأساس لا توجد ضرورة لكتابة المتغيرة: D_1 كمتغير ثالث لأنه يصاحب المعلمة الناقلة وقيمته تساوي الواحد.

تمرين:

إذا كانت لدينا عينة تتكون من 12 موظف ذوي مستويات تعليمية مختلفة، كما هو موضح في الجدول التالي. **والمطلوب** هو: تقدير النموذج التالي:

---

[32] لمعلومات أكثر أنظر:

-بسام يونس ابراهيم، أنمار أمين حاجي وعادل موسى يونس: "**الاقتصاد القياسي**"، عزة للنشر والتوزيع، السودان، 2002.

$y_i = a + b_1 D_2 + b_2 D_3 + \varepsilon_i$

المستوى التعليمي (D_i)	الأجر السنوي (y_i)	المشاهدة
بكالوريا	1000	1
بكالوريا	1200	2
ماجستير	1300	3
ماجستير	1400	4
ديبلوم متوسط	00	
ديبلوم متوسط	900	6
بكالوريا	100	7
بكالوريا	1200	8
ماجستير	2000	5
ماجستير	1500	10
ديبلوم متوسط	850	11
ديبلوم متوسط	950	12

الحل:

ليكن:

$\bar{y}_1$: متوسط أجر العامل ذو مستوى تعليمي الديبلوم متوسط.

$\bar{y}_2$: متوسط أجر العامل ذو مستوى تعليمي.

$\bar{y}_3$: متوسط أجر العامل ذو مستوى تعليمي ماجستير.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث:

$$\bar{y}_1 = \frac{800 + 900 + 850 + 950}{4} = 875$$

$$\bar{y}_2 = \frac{1000 + 1200 + 1100 + 1200}{4} = 1125$$

$$\bar{y}_3 = \frac{1300 + 1400 + 2000 + 1500}{4} = 1550$$

والنموذج المعطى يمكن شرح معالمه المقدرة كمايلي:

$\hat{a}$: المعلمة التقاطعية: متوسط أجر حامل الديبلوم المتوسط.

: الفرق بين متوسط أجر حامل شهادة البكالوريا ومتوسط أجر حامل شهادة الديبلوم المتوسط.

$\hat{b}_2$: الفرق بين متوسط أجر حامل شهادة الماجستير ومتوسط أجر حامل شهادة الديبلوم المتوسط.

وعلى هذا الاساس يكون لدينا :

- القيمة المتوقعة لأجر حاملي الديبلوم المتوسط هي:

$$E(y/D_3 = D_2 = 0) = \hat{a} = \bar{y}_1 = 875$$

- القيمة المتوقعة لأجر حاملي هي:

$$E(y/D_3 = 0, D_2 = 1) = \hat{b}_1 + \hat{a} = \bar{y}_2 = 1125$$

والفرق بين متوسط أجري العمال الحاملي لشهادة البكالوريا والديبلوم المتوسط هي:

$$\hat{b}_1 = 1125 - \hat{a} = 1125 - 875 = 250$$

- القيمة المتوقعة لأجر حاملي البكالوريا هي:

$$E(y/D_3 = 1, D_2 = 0) = \hat{b}_2 + \hat{a} = \bar{y}_3 = 1550$$

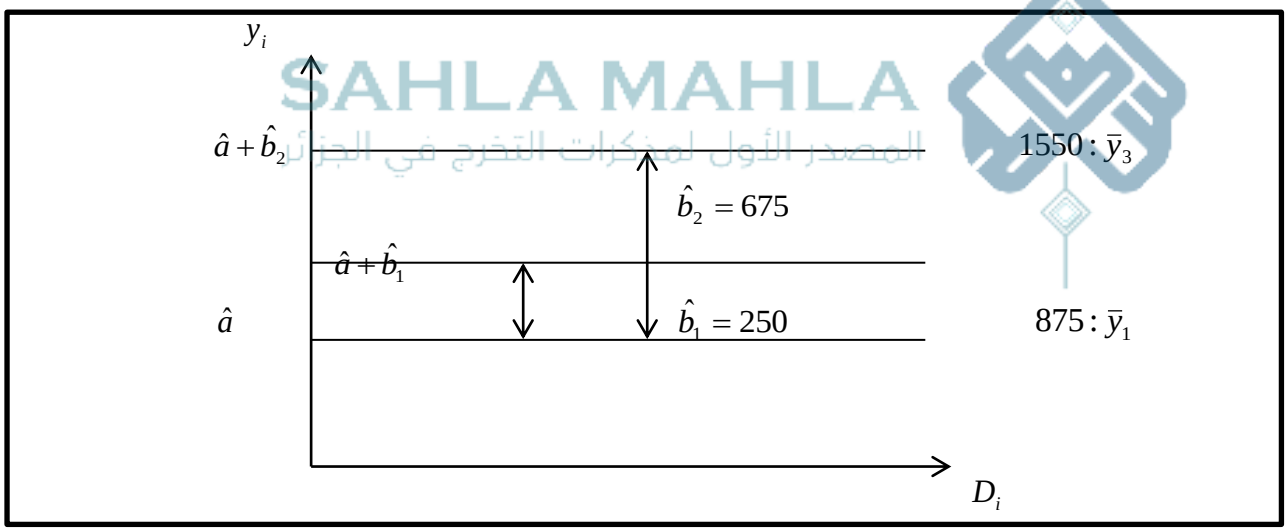
والفرق بين متوسط أجري العمال الحاملي لشهادة والديبلوم المتوسط هي:

$$\hat{b}_2 = 1550 - \hat{a} = 1550 - 875 = 675$$

إذن النموذج المقدر يعطى بـ:

$$\hat{y}_i = 875 + 250D_2 + 675D_3$$

أما التمثيل البياني الذي يوضح العلاقة بين الأجر والمؤهلات العلمية فهو كمايلي:



SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المطلب الثاني: نموذج أكثر من متغير مستقل نوعي دون وجود متغير مستقل كمي.

يمكننا بناء النموذج القياسي باستخدام أكثر من متغير مستقل نوعي واحد. إذا اعتبرنا أن اجر العامل (y_i) يتحدد بـ:

- المستوى التعليمي (ديبلوم متوسط، بكالوريا وماجستير) وليكن: D_i .
- نوع المؤسسة التي يعمل بها (قطاع: عام أو خاص) ولتكن: k_i .

في هذه الحالة يتوفر لدينا عدد من المتغيرات الصماء وعددها m ، حيث:

- m_D : عدد المتغيرات الصماء التي تمثل المستوى التعليمي، وتساوي: $3-1=2$.
- m_k : عدد المتغيرات الصماء التي تمثل نوع المؤسسة، وتساوي: $2-1=1$.

إذن:

$$m = m_D + m_k = 2 + 1 = 3$$

ومنه النموذج المراد تقديره في هذه الحالة يمكن صياغته على النحو التالي:

$$y_i = b_1 + b_2 D_2 + b_3 D_3 + a_2 k_2 + \varepsilon_i$$

حيث:

y_i : الاجور السنوية للعامل.

D_2 : لها قيمتين وهما:

1: عندما يكون العامل ذو مستوى تعليمي بكالوريا.

0: عندما يكون العامل ذو مستوى تعليمي آخر.

D_3 : لها قيمتين وهما:

1: عندما يكون العامل ذو مستوى تعليمي ماجستير.

0: عندما يكون العامل ذو مستوى تعليمي آخر.

k_2 : لها قيمتين وهما:

1: عندما يكون العامل من العاملين في القطاع الخاص.

0: عندما يكون العامل من العاملين في القطاع العام.

فئة الأساس تتمثل في العاملين من حملة الديبلوم المتوسط في القطاع العام.

وتكون القيم المقدرة لمعالم النموذج كمايلي:

$\hat{b}_1$: متوسط أجر العاملين بالقطاع العام من حاملي الديبلوم المتوسط.

$\hat{b}_1 + \hat{b}_2$: متوسط أجر العاملين بالقطاع العام من حاملي البكالوريا.

$\hat{b}_1 + \hat{b}_3$: متوسط أجر العاملين بالقطاع العام من حاملي الماجستير.

$\hat{b}_1 + \hat{a}_2$: متوسط أجر العاملين بالقطاع الخاص من حاملي الديبلوم المتوسط.

$\hat{b}_1 + \hat{b}_2 + \hat{a}_2$: متوسط أجر العاملين بالقطاع الخاص من حاملي البكالوريا.

$\hat{b}_1 + \hat{b}_3 + \hat{a}_2$: متوسط أجر العاملين بالقطاع الخاص من حاملي الماجستير.

SAHLA MAHLA

المطلب الثالث: متغيرات مستقلة نوعية وكمية.

نتناول هذا النوع من النماذج في أكثر من نموذج اتبسيط الفهم على النحو التالي:

1 -متغير كمي واحد ومتغير نوعي واحد من الصنف الأول: نفترض أن أجر العامل الحامل لشهادة البكالوريا في مجال معين (y_i) يتحدد بمتغيرتين، وهما:

- X_i : تمثل عدد سنوات الخبرة (متغير كمي).
- : الجنس (متغير نوعي).

وعلى هذا الأساس يمكننا صياغة النموذج على النحو التالي:

$$y_i = a + bD_i + cX_i + \varepsilon_i$$

مع:

D_i : لها قيمتين وهما:

1: إذا كان جنس العامل ذكر.

0: إذا كان جنس العامل أنثى.

يمكننا استنتاج متوسط الاجور حسب الجنس كمايلي:

- القيمة المتوقعة لأجر العاملة الأنثى، هي:

$$\hat{y}_f = E(y_i / X, D = 0) = \hat{a} + \hat{c}X_i$$

- القيمة المتوقعة لأجر العامل الذكر، هي:

$$\hat{y}_m = E(y_i / X, D = 1) = (\hat{a} + \hat{b}) + \hat{c}X_i$$

من خلال مقارنة القيمتين المتوقعتين نلاحظ:

- أن مقدار القيمة المتوقعة لكل فئة هو متغير.
- إن عدد سنوات الخبرة يؤثر على متوسط أجر العاملين الذكور بنفس المعدل الذي يؤثر به على متوسط أجر العاملين الاناث، وهذا المقدار يساوي:

$$\hat{c} = \frac{d\bar{y}_f}{dX} = \frac{d\bar{y}_m}{dX}$$

- إذا أردنا اختبار مدى وجود تمييز أجري يعود إلى الجنس فإننا نختبر الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0 : \hat{b} > 0 \\ H_1 : \hat{b} = 0 \end{cases}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

إذا كانت $\hat{b}$ لها معنوية احصائية فإننا نقبل فرضية وجود تمييز في الاجور يرجع إلى الجنس.

- اختيار فئة الاساس أمر تحكمي يرجع إلى الباحث.

2 -متغير كمي ومتغير نوعي بأكثر من صفتين: نفترض أن انفاق الفرد على المواصلات كمتغير تابع (y_i) يتأثر بمتغيرتين، وهما:

- X_i : دخل الفرد.
- D_i : موقع العمل متمثلا في:

D_1 : شمال المدينة.

: وسط المدينة.

D_3 : جنوب المدينة.

وعلى هذا الأساس يمكن صياغة النموذج على النحو التالي:

$$y_i = a + b_2 D_2 + b_3 D_3 + cX_i + \varepsilon_i$$

حيث:

D_2 : لها قيمتين وهما:

1: عندما يكون موقع العمل في وسط المدينة.

0: عندما يكون موقع العمل في غير وسط المدينة.

D_3 : لها قيمتين وهما:

1: عندما يكون موقع العمل في جنوب المدينة.

0: عندما يكون موقع العمل في غير جنوب المدينة.

فئة الأساس تتمثل في مجموعة العاملين الذين يعملون في شمال المدينة.

إذن:

- القيمة المتوقعة للإنفاق على المواصلات من جانب العاملين في شمال المدينة، هو:

$$E(y_i / X, D_2 = D_3 = 0) = \hat{a} + \hat{c}X_i$$

- القيمة المتوقعة للإنفاق على المواصلات من جانب العاملين في وسط المدينة، هو:

$$E(y_i / X, D_2 = 1, D_3 = 0) = \hat{a} + \hat{b}_2 + \hat{c}X_i$$

- القيمة المتوقعة للإنفاق على المواصلات من جانب العاملين في جنوب المدينة، هو:

$$E(y_i / X, D_2 = 0, D_3 = 1) = \hat{a} + \hat{b}_3 + \hat{c}X_i$$

3 -متغير كمي ومتغيرتين نوعيتين: نفرض أن أجر العامل يتأثر بثلاثة متغيرات اقتصادية وهي:

- X_i : عدد سنوات الخبرة.
- D_i : المستوى التعليمي (ديبلوم: عال أو متوسط).
- k_i : نوع المؤسسة التي يعمل بها (قطاع: عام أو خاص).

ومنه النموذج يعطى بـ:

$$y_i = a + bk_i + cD_i + gX_i + \varepsilon_i$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث:

k : لها قيمتين وهما:

1: عندما يكون العامل يعمل في القطاع الخاص.

0: عندما يكون العامل يعمل في القطاع العام.

D : لها قيمتين وهما:

1: عندما يكون العامل له مؤهل عال.

0: عندما يكون العامل له مؤهل متوسط.

فئة الأساس: تتمثل في فئة العاملين بالقطاع العام بمؤهل متوسط.

وعليه:

- القيمة المتوقعة للأجر العامل بالقطاع العام بمؤهل متوسط، هي:

$$E(y_i / X, k = D = 0) = \hat{a} + \hat{g}X_i$$

- القيمة المتوقعة للأجر العامل بالقطاع العام بمؤهل عال، هي:

$$E(y_i / X, k = 0, D = 1) = \hat{a} + \hat{c} + \hat{g}X_i$$

- القيمة المتوقعة للأجر العامل بالقطاع الخاص بمؤهل متوسط، هي:

$$E(y_i / X, k = 1, D = 0) = \hat{a} + \hat{b} + \hat{g}X_i$$

- القيمة المتوقعة للأجر العامل بالقطاع الخاص بمؤهل عال، هي:

$$E(y_i / X, k=1, D=1) = \hat{a} + \hat{b} + \hat{c} + \hat{g}X_i$$

المطلب الرابع: نموذج يحتوي على أكثر من متغير كمي وأكثر من متغير نوعي.

نفرض أن دخل عامل ما (y_i) يتأثر بالمتغيرات التالية:

- M_i : الأجر القاعدي.
- X_i : عدد سنوات الخبرة.
- k_i : نوع المؤسسة التي يعمل بها (قطاع: عام أو خاص).
- X_i : مكان العمل (المدينة أو الريف).
- D_i : جنس العامل.

بناءا على هذا النموذج يعطى بـ:

$$y_i = a + bk + cZ + gD + eM + wX_i + \varepsilon_i$$

حيث:

k : لها قيمتين وهما:

1: إذا كان العامل يعمل بمؤسسة خاصة.

0: إذا كان العامل يعمل بمؤسسة عامة.

Z : لها قيمتين وهما:

1: إذا كان العامل يعمل بمؤسسة تقع بالمدينة.

0: إذا كان العامل يعمل بمؤسسة تقع بالريف.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

D : لها قيمتين وهما:

1: إذا كان جنس العامل ذكرا.

0: إذا كان جنس العامل أنثى.

بناء على مسبق:

1 -ما هي فئة الأساس؟ **2** -ما هي القيم المتوقعة لمتوسط أجر العمال؟

تطبيقات هذا الفصل موجودة داخل محتواه وذلك من خلال الأمثلة والتمارين المحلولة.

الفصل العاشر: النماذج المتخلفة زمنيا
تمهيد
المبحث الأول: ماهية التخلف الزمني وأسباب وجوده.
المطلب الأول: ماهية التخلف الزمني.
المطلب الثاني: أسباب وجود الابطاء.
المبحث الثاني: تقدير نماذج الابطاء.
المطلب الأول: نموذج أهوك (*Adhoc*)
المطلب الثاني: نموذج الابطاء الهندسي لـ: كويك (*Koyck*)
المطلب الثالث: نموذج التوقع المكيف لـ: كافان (*Cagan*)
المطلب الرابع: نموذج التعديل الجزئي لـ: نيرلوف (*Nerlove*)
المطلب الخامس: نموذج فترة الابطاء متعدد الحدود لـ: ألمون (*Almon*)
تطبيقات محلولة

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تمهيد:

تهتم النماذج الديناميكية (نماذج فترات الابطاء أو النماذج المتخلفة زمنيا) بدراسة العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية المتخلفة وتحديد المسار الذي تتخذه تلك المتغيرات للوصول الى حالة التوازن، حيث القيمة الحاضرة للمتغير التابع لا تعتمد على القيمة الحاضرة للمتغيرات المستقلة فقط وإنما على قيمها المتباطئة زمنيا سواء كانت هذه المتغيرات داخلية أو خارجية.

المبحث الأول: ماهية التخلف الزمني وأسباب وجوده.

تعتبر نماذج الإبطاء نماذج قياسية يتأثر فيها المتغير التابع بمتغير أو مجموعة من المتغيرات تسبقه بفترة أو فترات زمنية. وهذه الحالة تعتبر الحالة العادية في المتغيرات الاقتصادية عموما، وهذه النماذج يمكن أن تتضمن مايلي[33]:

- قيم المتغيرات الخارجية متخلفة زمنيا.
- قيم المتغيرات الداخلية متخلفة زمنيا.
- قيم متغيرات خارجية وداخلية متخلفة زمنيا في النموذج ذاته. أي أن المتغيرات المتأخرة يمكن أن تكون خارجية أو داخلية أو كلاهما.

المطلب الأول: ماهية الزمني.

النموذج الخطي العام المتخلف زمنيا يمكن صياغته كمايلي:

$$Y_t = a + B_0 X_t + B_1 X_{t-1} + ... + \varepsilon_t .....(1)$$

$$Y_t = a + \sum_{i=0}^{+\infty} B_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث:

Y : المتغير التابع.

X : المتغيرات الخارجية.

a, B : معالم النموذج.

العلاقة رقم (1) ينتج ينتج عنها من الناحية العملية صعوبات عديد، يمكن أن نذكر منها:

- عذم معرفة عدد المتغيرات المتأخرة الخارجية.
- ظهور مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات الخارجية.
- زيادة عدد المتغيرات المتأخرة يتطلب زيادة حجم العينة.

إذا انخفض الحد الأعلى في المعادلة السابقة من ما لانهاية إلى المستوي ∞ فإن لبنموذج يتحول إلى نموذج محدد للتأخيرات الموزعة، ويمكن صياغته كمايلي:

$$Y_t = a + B_0 X_t + B_1 X_{t-1} + ... + B_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

[33] لمعلومات أكثر أنظر:

-بسام يونس ابراهيم، أنمار أمين حاجي وعادل موسى يونس: "**الاقتصاد القياسي**"، عزة للنشر والتوزيع، السودان، 2002.

- *Sessi Tokpavi : «**Les Modèles Dynamiques**», Cours de Master 1 Economie - Université Paris X.*

مثال:

يمكن كتابة دالة الاستهلاك كمايلي:

$$C_t = f(C_{t-1}, C_{t-2}, ..., Y_t, Y_{t-1}, ..., X_{1t}, X_{2t})$$

حيث:

C : الاستهلاك.

Y : الدخل.

X_{it} : متغيرات أخرى.

المطلب الثاني: أسباب وجود الابطاء.

يمكن ارجاع الابطاء إلى ثلاثة عوامل أساسية[34]، وهي:

1 -أسباب فنية أو تكنولوجية: تتعلق بالطبيعة الفنية لعملية الانتاج، إذ أن انتاج سلعة معينة يتطلب فترة زمنية وخلال هذه الفترة قد تحدث تغيرات تتعلق بالإنتاج كالأسعار والاجور،... إلخ، فسعرها إذن يتحدد على أساس فترات سابقة.

2 -أسباب أو سيكولوجية: تتعلق بالعادات والتقاليد المؤثرة في سلوك الفرد والمؤسسات الاقتصادية، فالأفراد مثلا قد لا تغير من عاداتها الاستهلاكية مباشرة بعد تناقص الاسعار أو زيادة الدخل، فإذا كانت زيادة الدخل هذه مؤقتة فإنهم يلجؤون إلى ادخارها دون التغيير من نمطهم الاستهلاكي.

3 -أسباب: تتعلق بالقوانين والتشريعات، مثلا قد تحول التشريعات الحكومية المنتج من استخدام العمل أو مادة أولية إلى عنصر أو مادة أولية أخرة. لذا فإن هذه القرارات تجعل بعض المتغيرات تعتمد على متغيرات أخرى بعد مرور فترة زمنية.

SAHLAMAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

المبحث الثاني: تقدير نماذج الابطاء.

هناك العديد من الباحثين الذين اهتموا بتقدير النماذج الآنية، واصبحت كل طريقة تعرف باسم الباحث الذي قام بها، ومن بين هذه النماذج، نجد: أدهوك (*Adhoc*) كافان (*Cagan*)، نيرلوف (*Nerlove*)، كويك (*Koyck*)) وألمون (*Almon*)

المطلب الأول: نموذج أدهوك (*Adhoc*).

لتقدير نماذج الابطاء تستخدم طريقة أدهوك لسهولة تطبيقها رياضيا، فإذا افترضنا وجود النموذج التالي:

$$Y_t = B_0 + B_1 X_t + B_2 X_{t-1} + .B_3 X_{t-2} + \varepsilon_t$$

فطريقة التقدير تتم بإستعمال طريقة المربعات الصغرى العادية كمايلي:

1 -تقدير معادلة انحدار Y_t على X_t .

2 -تقدير معادلة انحدار Y_t على X_t و.

3 -تقدير معادلة انحدار Y_t على X_t و X_{t-1} و X_{t-2} .

---

[34] أنظر:

- *G.S. Maddala:* ***"Introduction to Econometrics"****, Second Edition, Macmillan,* 1992.
- *Gujarati Damodar N:* ***"Basic Econometrics"****, Fourth Edition, McGraw−Hill, New York,* 2004.

عملية التقدير هذه تتوقف عندما تكون معلمات الانحدار المقدرة للمتغيرات ذات الابطاء غير معنوية أو عندما تتغير اشارة هذه المعالم من الموجب إلى السالب أو العكس ويجب أن تتوافق اشارة وحجم المعالم المقدرة مع النظرية الاقتصادية. ويمكن تطبيق هذه الطريقة في التقدير مهما كانت فترات الابطاء للمتغير المستقل في النموذج.

مثال:

النماذج المقدرة التالية تبين استهلاك النفط كمتغير تابع (Y_t) والطلبات الجديدة على النفط كمتغير مستقل (X_t) وذلك لمدة 09 سنوات.

(1) $Y_t = 8.37 + 0.171X_t$

(2) $Y_t = 8.27 + 0.111X_t + 0.064X_{t-1}$

(3) $Y_t = 8.27 + 0.109X_t + 0.071X_{t-1} - 0.055X_{t-2}$

(4) $Y_t = 8.32 + 0.108X_t + 0.063X_{t-1} - 0.022X_{t-2} - 0.20X_{t-3}$

المعادلة الثانية تعتبر أفضل معادلة انحدار مقدرة لأن اشارة معامل X_{t-2} في المعادلتين الأخيرتين غير ثابتة، وفي المعادلة الأخيرة كانت اشارة معامل X_{t-3} سالبة وهذا لا يمكن تفسيره اقتصاديا.

المطلب الثاني: نموذج الابطاء الهندسي لـ: كويك (*Koyck*).

اقترح كويك في 1954 طريقة جد هامة لتخفيض فترات الابطاء الزمني بمتتالية هندسية، وقد افترض البدء بنموذج التوزيع غير المحدد التالي:

$$Y_t = a + B_0 X_t + B_1 X_{t-1} + ... + \varepsilon_t .....(1)$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

كما اقترح كويك شرطين، وهما:

- كل المعالم تأخذ نفس الاشارة.
- تنخفض المعالم بمتتالية هندسية، على الشكل:

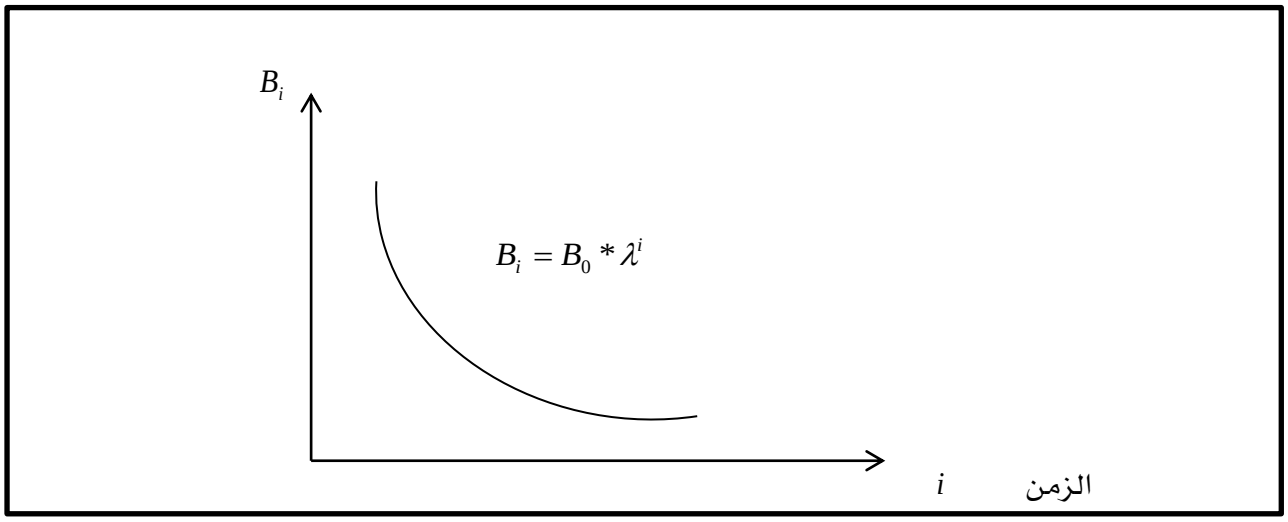
$$B_i = B_0 * \lambda^i .....(2)$$

حيث:

λ : معدل التناقص التدريجي لتوزيع الإبطاء و.

$1 - \lambda$: سرعة التعديل أو التكيف.

ويمكن تمثيل المعادلة رقم (2) بيانيا كمايلي:



من المعادلة رقم (2) والفرضيات السابقة نستنتج:

- فترات الابطاء تنخفض لأن $0 < \lambda < 1$.
- قيمة B_i تعتمد على B_0 و λ ، إذن كلما اقترب λ من الواحد يكون معدل التناقص بطئ، وكلما اقترب من الصفر يكون معدل التناقص سريع. وهذا يعني أن القيم الماضية لـ: X يكون تأثيرها أقل من القيم الحالية أو القريبة من المتغير Y.

نعوض المعادلة رقم (2) في المعادلة رقم (1) فينتج:

$$Y_t = a + (B_0 * \lambda^0)X_t + (B_0 * \lambda^1)X_{t-1} + (B_0 * \lambda^2)X_{t-2} + ... + \varepsilon_t .....(3)$$

SAHLAMAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث:

B_0 : يسمى الأثر الفوري أو القريب لأن $\lambda^0 = 1$.

الأثر على المدى البعيد هو مجموع متتالية هندسية.

العلاقة رقم (3) غير خطية بالمعلمات، لذا لا يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية عليها، واقترح كويك عمل فترة ابطاء واحدة للمعادلة رقم (3) وذلك كمايلي:

نقوم بحساب Y_{t-1} :

$$Y_{t-1} = a + B_0 * X_{t-1} + B_0.\lambda X_{t-2} + B_0\lambda^2 X_{t-3} + ... + \varepsilon_{t-1} .....(4)$$

نضرب المعادلة رقم (4) بـ: λ فنتحصل:

$$\lambda Y_{t-1} = \lambda a + B_0\lambda X_{t-1} + B_0.\lambda^2 X_{t-2} + B_0\lambda^3 X_{t-3} + ... + \lambda\varepsilon_{t-1} .....(5)$$

نقوم بطرح المعادلة رقم (3) من المعادلة رقم (5) فنتحصل:

$$Y_t - \lambda Y_{t-1} = a(1-\lambda) + B_0 X_t + .\varepsilon_t - \lambda\varepsilon_{t-1} .....(6)$$

نضع:

$$v_t = \varepsilon_t - \lambda\varepsilon_{t-1}$$

فيصبح لدينا:

المعادلة رقم (7) تعرف بتحويل كويك، وبمقارنة المعادلة رقم (7) بالمعادلة رقم (3) نلاحظ أن المعالم التي يمكن تقديرها هي ثلاثة فقط (a, B_0, λ) ولإختتبار مشكلة التعدد الخطي نستعمل اختبار داربين ***h*** والذي يعطى بـ:

$$h = \hat{\rho}\sqrt{\frac{n}{nV(\lambda)}}$$

مع $\hat{\rho}$ معامل الارتباط:

و:

n : عدد المشاهدات.

λ : معامل.

ومن أهم المؤشرات التي يمكن حسابها بعد تقدير النموذج هي:

- **الأثر قريب المدى (*Short Run Impact*):**

$$SR = B_0 = a(1-\lambda)$$

يدل على أن كل زيادة في X_t بوحدة واحدة يؤدي الى زيادة Y_t بمقدار B_0 .

- **الأثر بعيد المدى (*Long Run Impact*):**

$$LR = B_0 \frac{1}{(1-\lambda)}$$

مجموع تأثيرات المتتالية الهندسية بعد الأثر القريب.

SAHLA MAHLA
الموقع الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

- **وسيط فترة الابطاء (*Median Lag*):**

$$ML = \log(0.5)/\log(\lambda)$$
$$= -\log 2/\log(\lambda)$$

وهو الزمن المطلوب لنصف أو 50 بالمئة من التغير في Y_t الناتج من تغير X_t بمقدار وحدة واحدة.

إن صغر قيمة λ يعني كبر سرعة التعديل أي قصر فترة الابطاء، وكبر قيمة λ يعني صغر سرعة التعديل أي اطالة فترة الابطاء.

- **متوسط فترة الابطاء (*Average Lag*):**

$$AL = \lambda/(1-\lambda)$$

ويسمى أيضا بالإبطاء الموزون، ويقيس أيضا سرعة استجابة Y_t للتغير في X_t .

- **تباين توزيع الابطاء (*Variace of Lag*):**

- **معامل التقاطع المعدل:**

$$a^* = \frac{\hat{a}}{(1-\lambda)}$$

- **أوزان المتغيرات المتخلفة زمنيا:**

$$w_i = (1-\lambda)\lambda^i$$
$$et: i = 0,1,2,.....$$
$$\sum w_i = 1$$

ملاحظة: من خلال ما سبق لاحظ أن:

$$\hat{B}_1 = \hat{B}_0 - (1-\hat{\lambda})\hat{B}_0$$
$$\hat{B}_2 = \hat{B}_1 - (1-\hat{\lambda})\hat{B}_1$$
.
.
.
$$\hat{B}_k = \hat{B}_{k-1} - (1-\hat{\lambda})\hat{B}_{k-1}$$

المطلب الثالث: نموذج التوقع المكيف لـ: كافان (*Cagan*).

يستخدم هذا النوع من النماذج عادة في نموذج الانحدار الذاتي، حيث يكون المتغير التابع مكتوب بدلالة قيمه الماضية، الذي يأخذ فيه المتغير المستقل قيما متوقعة أو مثلى، كما يستعمل في تقدير دوال الطلب وبفرض أن نموذج التوقع المكيف يكتب كمايلي:

$$Y_t = B_0 + B_1 X_t^* + \varepsilon_t .....(8)$$

حيث:

Y_t : المتغير التابع.

X_t^* : السعر المتوقع للسلعة في السنة الحالية.

فإذا توقع الافراد ارتفاع الاسعار مستقبلا فإن الطلب على السلعة سوف يزداد في الفترة الحالية.

إن الاسعار المتوقعة عبارة عن متوسط مرجح الأسعار في الفترة الزمنية الحالية والأسعار المتوقعة في الفترة الزمنية السابقة، أي:

$$X_t^* = \lambda X_t + (1-\lambda)X_{t-1}^* .....(9)$$

حيث:

λ : معامل التوقع ويحقق $0 \le \lambda \le 1$.

إذا كان:

$\lambda = 1$: فإن الاسعار المتوقعة تساوي الأسعار الفعلية.

ويمكن تقدير العلاقة رقم) كمايلي:

من العلاقة رقم (9):

$$X_t^* - X_{t-1}^* = \lambda(X_t + X_{t-1}^*) .....(10)$$

ou

$$X_t^* = X_{t-1}^* + \lambda(X_t + X_{t-1}^*)$$

من خلال العلاقة رقم (8):

$$X_t^* = -\frac{B_0}{B_1} + \frac{1}{B_1}Y_t - \frac{1}{B_1}\varepsilon_t$$

SAHLA MAHLA
للحلول الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

نقوم بحساب X_{t-1}^{*} :

$$X_{t-1}^{*}=-\frac{B_0}{B_1}+\frac{1}{B_1}Y_{t-1}-\frac{1}{B_1}\varepsilon_{t-1}$$

نقوم بتعويض X_t^{*} و X_{t-1}^{*} في العلاقة رقم (10):

$$(-\frac{B_0}{B_1}+\frac{1}{B_1}Y_t-\frac{1}{B_1}\varepsilon_t)-(-\frac{B_0}{B_1}+\frac{1}{B_1}Y_{t-1}-\frac{1}{B_1}\varepsilon_{t-1})=\lambda(X_t+(-\frac{B_0}{B_1}+\frac{1}{B_1}Y_{t-1}-\frac{1}{B_1}\varepsilon_{t-1}))$$

$$\Rightarrow \frac{1}{B_1}Y_t-\frac{1}{B_1}Y_{t-1}-\frac{1}{B_1}\varepsilon_t+\frac{1}{B_1}\varepsilon_{t-1}=\lambda X_t+\lambda\frac{B_0}{B_1}-(\frac{\lambda}{B_1}-\frac{1}{B_1})Y_{t-1}+\frac{1}{B_1}\varepsilon_t+(\frac{\lambda}{B_1}-\frac{1}{B_1})\varepsilon_{t-1}$$

$$\Rightarrow Y_t=\lambda B_0+\lambda B_1X_t+(1-\lambda)Y_{t-1}+\varepsilon_t-(1-\lambda)\varepsilon_{t-1}$$

$$\Rightarrow Y_t=\lambda B_0+\lambda B_1X_t+(1-\lambda)Y_{t-1}+v_t$$

حيث:

$$v_t=\varepsilon_t-(1-\lambda)\varepsilon_{t-1}$$

المطلب الرابع: نموذج التعديل الجزئي لـ: نيرلوف (*Nerlove*).

يطلق عليه أيضا اسم نموذج تعديل الرصيد، في النموذج السابق (التوقع المكيف) كان المتغير المستقل يأخذ قيما متوقعة أو مثلى، أما في هذا النموذج فالمتغير التابع هو الذي يأخذ قيما متوقعة أو مثلى، حيث:

$$Y_t^{*}=B_0+B_1X_t+\varepsilon_t.....(11)$$

حيث:

: الرصيد الامثل أو المخطط له من رأس المال في السنة.

X_t : الناتج في السنة الحالية.

حيث Y_t عبارة عن المتوسط المرجح لـ: Y_t^{*} و Y_{t-1} ، أي:

$$Y_t=\delta Y_t^{*}+(1-\delta)Y_{t-1}+\varepsilon_t.....(12)$$

حيث:

δ : معامل التعديل ويكون: $0\le\delta\le1$.

إذا كان:

$\delta=1$ فإن: $Y_t^{*}=Y_t$.

نقوم بتعويض المعادلة رقم (11) في المعادلة رقم (12):

$$Y_t=\delta(B_0+B_1X_t+\varepsilon_t)+(1-\delta)Y_{t-1}$$

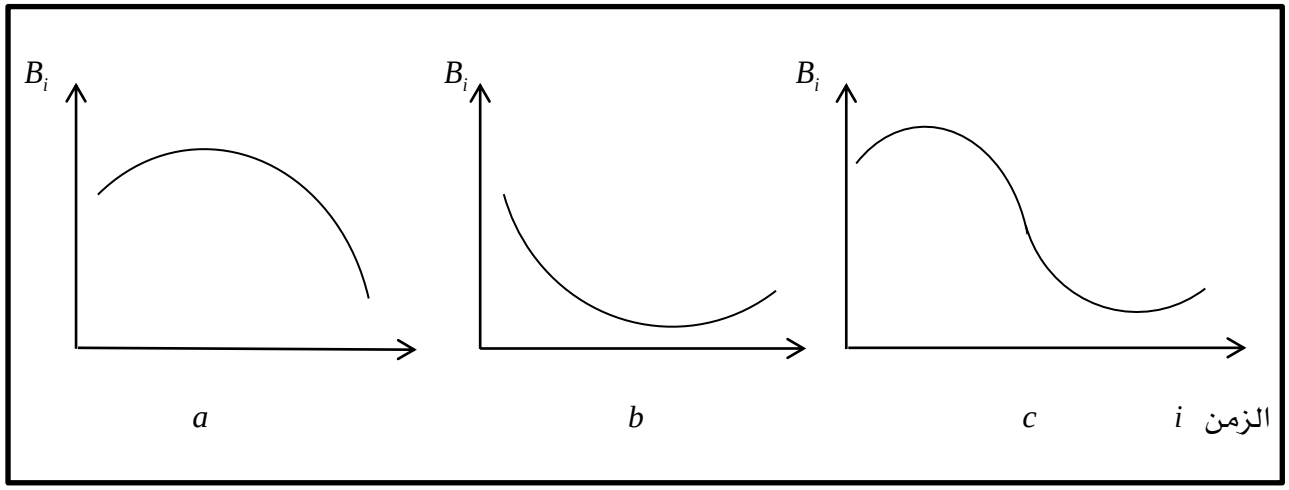
$$\Rightarrow Y_t=\delta B_0+\delta B_1X_t+(1-\delta)Y_{t-1}+v_t.....(13)$$

العلاقة رقم () تسمى بنموذج التعديل الجزئي.

المطلب الخامس: نموذج فترة الابطاء متعدد الحدود لـ: ألمون (*Almon*).

انتقد المون نموذج كويك والذي يفترض أن قيم B_i تتناقص هندسيا عبر الزمن، حيث قام المون بتطوير ذلك وذلك بفرض أن قيم B_i تأخذ صيغا مختلفة، كما هو موضح في الاشكال البيانية التالية:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر



حيث نلاحظ في الشكل a أن قيم B_i تزداد ثم تتناقص، أما الشكل b فقيم B_i تتناقص ثم تتزايد، أما الشكل c فقيم B_i تزداد وتنقص عبر الزمن.

ولكي نتمكن من فهم طرح المون يمكننا أن ننطلق من النموذج التالي:

$$Y_t = \alpha + B_0 X_t + B_1 X_{t-1} + ... + B_k X_{t-k} + \varepsilon_t .....(14)$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{k} B_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

وقد افترض المون لتقدير المعالم مايلي:

يمكننا اعطاء قيم تقريبية لـ: B_i بدلالة دالة معينة مثل: $B_i \cong f(i)$. وأفضل تقريب لهذه لدالة حسب المون هو كثير حدود من الدرجة r ، أي:

$$f(i) = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 + ... + a_r i^r$$

وتسمى هذه الطريقة بطريقة التقريب باستعمال كثير الحدود. (r : درجة كثير الحدود و $r < k$).

من خلال الدالة أعلاه يمكننا الوصول إلى قيم B_i التقريبية وذلك إذا عرفنا قيم a والدرجة r ، وخطوات هذه الطريقة تتلخص كمايلي:

- نفرض أن كثير الحدود من الدرجة الثانية:

$$B_i = f(i) = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 .....(15)$$

نعوض المعادلة رقم (15) في المعادلة رقم () فنتحصل:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{k} (a_0 + a_1 i + a_2 i^2) X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \alpha + a_0 \sum_{i=0}^{k} X_{t-i} + a_1 \sum_{i=0}^{k} i X_{t-i} + a_2 \sum_{i=0}^{k} i^2 X_{t-i} + \varepsilon_t .....(16)$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

وبوضع:

$$Z_{t0} = \sum_{i=0}^{k} X_{t-i}$$

$$Z_{t1} = \sum_{i=0}^{k} iX_{t-i}$$

$$Z_{t2} = \sum_{i=0}^{k} i^2 X_{t-i}$$

ومن ثم تصبح العلاقة رقم (16) كمايلي:

$$Y_t = \alpha + a_0 Z_{t0} + a_1 Z_{t1} + a_2 Z_{t2} + \varepsilon_t$$

- تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية نجد:

$$\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{a}_0 Z_{t0} + \hat{a}_1 Z_{t1} + \hat{a}_2 Z_{t2}$$

- ايجاد قيم: $\hat{B}_0, \hat{B}_1, ..., \hat{B}_k$ وذلك باستخدام $\hat{a}_0, \hat{a}_1, \hat{a}_k$ من خلال العلاقة:

$$B_i = f(i) = a_0 + a_1 i + a_2 i^2$$

أي:

$$\hat{B}_0 = f(0) = \hat{a}_0$$
$$\hat{B}_1 = f(1) = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 + \hat{a}_2$$
$$\hat{B}_2 = f(2) = \hat{a}_0 + 2\hat{a}_1 + 4\hat{a}_2$$
.
.
.
$$\hat{B}_k = f(k) = \hat{a}_0 + k\hat{a}_1 + k^2\hat{a}_2$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ومنه نتحصل على:

تطبيقات محلولة

التمرين الأول:

إذا كانت لدينا المعادلة المقدرة:

المطلوب:

1 -ايجاد الأثر طويل الأجل للمتغيرات المستقلة على المتغير التابع؟

2 -ايجاد قيم $\hat{B}$ لـ: 10 فترات زمنية؟

التمرين الثاني:

الجدول أدناه يعطي بيانات عن السعر الفعلي لسلعة ما كمتغير مستقل (X_t) والكمية المطلوبة من هذه السلعة كمتغير تابع (Y_t).

1 -هل يمكن تقدير بيانات الجدول حسب المعادلة رقم (8)؟

2 -كيف يمكن ايجاد سعر السلعة المتوقع؟

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

التمرين الثالث:

استعمل نموذج تعديل الرصيد لتقدير المعاملات قصيرة وطويلة الأجل لدالة الطلب على الانفاق الاستثماري مستخدما البيانات التالية:

Y_t	15.09	14.33	15.06	16.22	19.34	23.44	28.2	25.51	28.37	31.68	31.95	29.99	31.35	38.01
X_t	30.8	30.9	33.11	35.03	37.33	41	44.87	46.45	50.28	53.55	52.86	55.92	62.02	71.4

التمرين الرابع:

البيانات التالية لعشرون سنة وتخص Y_t : المخزون و X_t : المبيعات بين سنتي 1995 و2014.

السنة	Y_t	X_t
1995	45069	26480
1996	50642	27740
1997	51871	28736
1998	50070	27280
1999	52707	30219
2000	53814	30796
2001	54939	30896
2002	58213	33113
2003	60043	35032
2004	63383	37335
2005	68221	41003

2006	77965	44869
2007	84655	46449
2008	90875	50282
2009	97074	53555
2010	101645	52859
2011	102445	55917
2012	107196	62017
2013	120870	71398
2014	177135	82078

المطلوب:

استخدم أسلوب المون في تقدير المعادلة:

وذلك بفرض أن قيم B_i يمكن الحصول عليها من:

$$B_i = f(i) = a_0 + a_1 i + a_2 i^2$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حلول التطبيقات

حل التمرين الأول:

من خلال العلاقة رقم (7):

$$Y_t = a(1-\lambda) + B_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + v_t$$

أي:

1 -الأثرطويل الأجل:

$$LR = \sum \hat{B}_i = B_0 \frac{1}{(1-\lambda)} = 0.7027$$

2 -ايجاد قيم $\hat{B}$ لـ: 10 فترات زمنية:

$$\hat{B}_i = \hat{B}_o \lambda^i$$
$$\hat{B}_1 = \hat{B}_o \lambda^1 = 0.078 * 0.089 = 0.069$$
$$\hat{B}_2 = \hat{B}_o \lambda^2 = 0.078 * 0.089^2 = 0.061$$
.
.
.
$$\hat{B}_{10} = \hat{B}_o \lambda^{10} = 0.078 * 0.089^{10} = 0.024$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حل التمرين الثاني:

1 -لا يمكن تقدير المعادلة رقم (8) لأن الجدول لا يحتوي على بيانات السعر المتوقع (X_t^*).

2 -يمكننا ايجاد السعر المتوقع من خلال تقدير المعادلة التالية:

$$Y_t = \lambda B_0 + \lambda B_1 X_t + (1-\lambda) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

وبعد تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية على هذه المعادلة نجد:

$$Y_t = 1.95 + 0.08 X_t + 0.59 Y_{t-1}$$

ومنه القيم المقدرة:

$$*1-\hat{\lambda} = 0.59 \Rightarrow \hat{\lambda} = 0.4$$
$$*\hat{\lambda}\hat{B}_0 = 1.95 \Rightarrow \hat{B}_0 = 4.87$$
$$*\hat{\lambda}\hat{B}_1 = 0.08 \Rightarrow \hat{B}_1 = 0.2$$

ويمكننا إذن حساب السعر المتوقع من خلال المعادلة:

$$Y_t = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 X_t^*$$
$$\Rightarrow X_t^* = \frac{Y_t - \hat{B}_0}{\hat{B}_1}$$
$$X_1^* = 128.65,\ X_2^* = 133, ..., X_{15}^* = 177$$

حل التمرين الثالث:

نموذج تعديل الرصيد يعطى بـ:

$$Y_t = \delta B_0 + \delta B_1 X_t + (1-\delta) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

وبتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية نجد:

وبالمقارنة نجد:

$$*1-\hat{\delta} = 0.51 \Rightarrow \hat{\delta} = 0.48$$
$$*\hat{\delta}\hat{B}_0 = -1.64 \Rightarrow \hat{B}_0 = -3.40$$
$$*\hat{\delta}\hat{B}_1 = 0.31 \Rightarrow \hat{B}_1 = 0.65$$

ومنه:

$$\hat{Y}_t^* = -3.4 + 0.65 X_t$$

حل التمرين الرابع:

- ايجاد قيم:

لدينا:

$$Y_t = \alpha + a_0 Z_{t0} + a_1 Z_{t1} + a_2 Z_{t2} + \varepsilon_t \ldots\ldots\ldots(17)$$

مع:

$$Z_{t0} = \sum_{i=0}^{3} X_{t-i} = X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3}$$
$$Z_{t1} = \sum_{i=0}^{3} iX_{t-i} = X_{t-1} + 2X_{t-2} + 3X_{t-3}$$
$$Z_{t2} = \sum_{i=0}^{3} i^2 X_{t-i} = X_{t-1} + 4X_{t-2} + 9X_{t-3}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

إذن:

$$Z_{0(1998)} = X_{1998} + X_{1997} + X_{1996} + X_{1995} = 110236$$
$$Z_{1(1998)} = X_{1997} + 2X_{1996} + 3X_{1995} = 163656$$
$$Z_{2(1998)} = X_{1997} + 4X_{1996} + 9X_{1995} = 378016$$

وبنفس الطريقة نكمل الجدول التالي:

- تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية على المعادلة رقم (17):

$$Y_t = -8140.75 + 0.661 Z_{t0} + 0.90 Z_{t1} - 0.43 Z_{t2}$$

ومنه قيم B_i هي:

$$\hat{B}_0 = f(0) = \hat{a}_0 = 0.66$$
$$\hat{B}_1 = f(1) = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 + \hat{a}_2 = 1.13$$
$$\hat{B}_2 = f(2) = \hat{a}_0 + 2\hat{a}_1 + 4\hat{a}_2 = 0.73$$
$$\hat{B}3 = f(3) = \hat{a}_0 + 3\hat{a}_1 + 9\hat{a}_2 = -0.52$$

ومنه:

الفصل الحادي عشر: النماذج الخطية ذات المعادلات الآنية
تمهيد
المبحث الأول: مفاهيم عامة وأساسية حول نماذج المعادلات الآنية
المطلب الأول: الشكل الهيكلي للنموذج العام (*La Forme Structurelles*)
المطلب الثاني: الشكل المختصر (المختزل) للنموذج الكامل (*La Forme Réduite*)
المطلب الثالث: مشكلة التعرف(التشخيص)
المبحث الثاني: طرق تقدير نموذج المعادلات الآنية
المطلب الأول: طريقة المربعات الصغرى غير المباشرة (*MCI*)
المطلب الثاني: طريقة المربعات الصغرى المضاعفة (*DMC*)
المطلب الثالث: طريقة المربعات الصغرى الثلاثية لزلنر (*Zellner*)
تطبيقات محلولة

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تمهيد:

النماذج الانحدارية كما سبقت الاشارة اليه تتكون من معادلة واحدة والهدف من بنائها هو تقدير معالمها ومن ثمة التنبؤ بقيمة الظاهرة المدروسة، في حين النماذج الخطية للمعادلات الآنية تتكون على الأقل من معادلتي انحدار وفي هذا النوع من النماذج نجد هناك تأثير متبادل بين المتغير التابع والمتغير المستقل على عكس النماذج الانحدارية.

المبحث الأول: مفاهيم عامة وأساسية حول نماذج المعادلات الآنية.

إن المعادلات التي تناولناها سابقا تصف وتحلل العلاقة بين المتغيرات المستقلة ومتغير تابع[35]، بينما المعادلات المتعددة تصف وتحلل العلاقة بين:

- المتغيرات المستقلة ذاتها.
- المتغيرات والمتغيرات التابعة.
- بين المتغيرات التابعة والمتغيرات المفسرة باتجاه عكسي.
- بين المتغيرات التابعة ذاتها.

المطلب الأول: الشكل للنموذج العام (*La Forme Structurelles*).

الشكل الهيكلي للنموذج يطلق على المعادلات التي يتكون منها أي نموذج، وكل معادلة فيه تسمى بالمعادلة الهيكلية، وهذه الأخيرة هي على نوعين:

- المعادلات السلوكية، مثل: معادلة الاستهلاك الكينزية: $C = \overline{C} + cY$.
- المعادلات التعريفية، مثل: $Y = C + I + G$.

SAHLA MAHLA

والشكل الهيكلي يمثل أيضا مجموعة من المعادلات كل واحدة تصف نوع واحد للسلوك الاقتصادي.

يكون النموذج في شكله الهيكلي عندما يكون ترجمة مباشرة للنظرية الاقتصادية، أي أن كل معلمة في النموذج لها تفسير اقتصادي دقيق وخاص بها، ويمكننا التفرقة بين الأنواع التالية من المتغيرات في حالة نماذج المعادلات الآنية:

أ -**المتغيرات الداخلية:** هي المتغيرات التي تتحدد قيمها التوازنية داخل نموذج المعادلات المعطى، كما يحتاج التغير فيها إلى تفسير، فمن خلال هذا فإن من بين أهداف هذه النماذج هو تقدير القيم التوازنية.

ب -**المتغيرات:** هي المتغيرات التي تتحدد قيمها خارج النموذج.

ج -**المتغيرات المحددة (سلفا):** هي متغيرات يفترض أن تكون قيمها حددت مسبقا من خارج النموذج، وهي على نوعان: المتغيرات الخارجية والمتغيرات الداخلية المتخلفة زمنيا، والمتغيرات مسبة التحديد تستخدم كمتغيرات مستقلة للمتغيرات الداخلية أو التابعة.

ليكن لدينا:

: متغيرة داخلية ($y_1, y_2, ..., y_n$).

---

[35] لمعلومات أكثر أنظر:

- *Terence C. Mills and Kerry Patterson: **"Palgrave Handbook of Econometrics"**, Volume 2: Applied Econometrics, Macmillan,* 2009.
- *Jeffrey M. Wooldridge : **"Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data"**, The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England.*

m : متغيرة خارجية ($x_1, x_2, ..., x_n$).

n : متغيرة عشوائية ($\varepsilon_1, \varepsilon_2, ..., \varepsilon_n$).

المتغيرات ($n+m$) مرتبطة ببعضها البعض بـ: (n) معادلة، أي أن النموذج يحتوي على عدد من المعادلات تكون مساوية إلى عدد المتغيرات الداخلية.

والنموذج العام في شكله الهيكلي يمكن صياغته على النحو التالي:

$$\begin{cases} b_{11}y_{1t} + b_{12}y_{2t} + ... + b_{1n}y_{nt} + c_{11}x_{1t} + c_{12}x_{2t} + ... + c_{1m}x_{mt} = \varepsilon_{1t} \\ b_{21}y_{1t} + b_{22}y_{2t} + ... + b_{2n}y_{nt} + c_{21}x_{1t} + c_{22}x_{2t} + ... + c_{2m}x_{mt} = \varepsilon_{2t} \\ . \\ . \\ . \\ b_{n1}y_{1t} + b_{n2}y_{2t} + ... + b_{nn}y_{nt} + c_{n1}x_{1t} + c_{n2}x_{2t} + ... + c_{nm}x_{mt} = \varepsilon_{nt} \end{cases}$$

ويمكن كتابة النموذج السابق على شكل مصفوفات كمايلي:

حيث:

بعد B هو: (n,n).

بعد Y هو: ($n,1$).

بعد C هو: (n,m).

بعد X هو: ($m,1$).

بعد ε هو: ($n,1$).

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

ويمكن أن نكتب النموذج السابق كمايلي:

$$\begin{cases} y_{1t} = b_{12}y_{2t} + b_{13}y_{3t} + ... + b_{1n}y_{nt} + c_{11}x_{1t} + c_{12}x_{2t} + ... + c_{1m}x_{mt} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} = b_{21}y_{1t} + b_{23}y_{3t} + ... + b_{2n}y_{nt} + c_{21}x_{1t} + c_{22}x_{2t} + ... + c_{2m}x_{mt} + \varepsilon_{2t} \\ . \\ . \\ . \\ y_{nt} = b_{n1}y_{1t} + b_{n2}y_{2t} + ... + b_{nn-1}y_{n-1t} + c_{n1}x_{1t} + c_{n2}x_{2t} + ... + c_{nm}x_{mt} + \varepsilon_{nt} \end{cases}$$

المصفوفتين X و Y معروفتين في حين المصفوفتين B و C غير معروفتين، إذن ايجاد الحل للنموذج يعني تقدير كل المعالم (c_{ih}, b_{ij}) ($\forall i = 1,...,n; \quad \forall j = 1,...,n; \quad \forall h = 1,...,m$)

لتكن:

- المصفوفة $\hat{B}$ التي تقدر B.
- المصفوفة التي تقدر C.

إذن عدد المعالم المراد تقديرها هو:

(n,n) معلمة من b_{ij} + () معلمة من c_{ih}.

المطلب الثاني: الشكل المختصر (المختزل) للنموذج الكامل (*La forme Réduite*).

عبارة عن نموذج من المعادلات الخطية المشتقة من النموذج الهيكلي، ويلاحظ أن معادلات الشكل المختصر تجعل كل متغير داخلي على حده دالة في جميع المتغيرات المحددة سابقا للنموذج، أي أنه إذا أردنا تحويل النموذج إلى شكله المختصر يجب أن نعبر على المصفوفة () (المعرفة بالعلاقة رقم (1)) بدلالة المصفوفة (X). وحتى نتمكن من ذلك يجب أن تكون المصفوفة (B) قابلة للعكس، ويمكن حينئذ أن نكتب الشكل المختصر في شكله المصفوفاتي كمايلي[36]:

$$Y = -B^{-1}CX + B^{-1}\varepsilon$$

عدد المعالم المراد تقديرها هو: $(n,n)+(n,m)$، إذن نحن أمام مشكلة و المشكلة هذه تتمثل في أنه عدد المعادلات هو: (n,n) أقل من عدد المعالم ولهذا لا يمكننا حل جملة المعادلات السابقة.

وبصفة عامة يمكننا كتابة الشكل المختصر كمايلي:

$$\begin{cases} y_{1t} = \alpha_{11}x_{1t} + \alpha_{12}x_{2t} + ... + \alpha_{1m}x_{mt} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} = \alpha_{21}x_{1t} + \alpha_{22}x_{2t} + ... + \alpha_{2m}x_{mt} + \varepsilon_{2t} \\ . \\ . \\ . \\ y_{nt} = \alpha_{n1}x_{1t} + \alpha_{n2}x_{2t} + ... + \alpha_{nm}x_{mt} + \varepsilon_{mt} \end{cases}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث:

: معاملات الشكل المختصر.

y_i : متغيرات داخلية.

x_i : متغيرات خارجية.

حالة خاصة: النماذج التكرارية (*Les Modelés Récursifs*): نسمي نموذج من المعادلات بالنموذج التكراري، إذا كانت كل متغيرة داخلية معرفة كمايلي:

$$\begin{cases} y_{1t} = f(x_{1t}, x_{2t}, ..., x_{mt}, \varepsilon_{1t}) \\ y_{2t} = f(x_{1t}, x_{2t}, ..., x_{mt}, y_{1t}, \varepsilon_{2t}) \\ y_{3t} = f(x_{1t}, x_{2t}, ..., x_{mt}, y_{1t}, y_{2t}, \varepsilon_{3t}) \\ . \\ . \\ . \end{cases}$$

حيث المتغيرات العشوائية مستقلة.

من خلال الكتابة السابقة نلاحظ أن المعادلة الأولى لا تحتوي على أي متغير داخلي، في حين المعادلة الثانية تحتوي على متغير مستقل داخلي وهو المتغيرة الداخلية للمعادلة الأولى، وهكذا،.... وفي هذا النوع من النماذج يمكننا تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية معادلة بمعادلة. وفي هذه الحالة أيضا لا يوجد ارتباط بين المتغيرات الداخلية والمتغيرات العشوائية.

---

[36] لمعلومات أكثر أنظر:

- *Régis Bourbonnais: "**Cours et Exercices Corrigés**", ed DUNOD 9^{éme}, Paris* 2015

ويمكن تسمية هذا النوع من النماذج أيضا بالنظام المثلثي (*Triangulaire*) لأن معاملات المتغيرات الداخلية تشكل مثلث في المصفوفة (B).

المطلب الثالث: مشكلة التعرف(التشخيص).

تظهر هذه المشكلة قبل القيام بعملية تقدير النموذج، والتعرف يقصد به مدى امكانية تقدير معاملات نموذج المعادلات الهيكلية انطلاقا من الشكل المختصر، ويمكننا أن نميز بين ثلاثة حالات للتعرف أو التشخيص لمعادلات الشكل الهيكلي، وهي[37]:

- **المعادلة المحددة تماما (*Juste Identifie*): أو مشخصة تماما:** إذا كان بإمكاننا الحصول على قيمة مقدرة واحدة فقط لكل معامل من معاملات انحدار هذه المعادلة، أو بتعبير آخر يكون عدد المتغيرات الخارجية في المعادلة مساويا إلى عدد المتغيرات الداخلية في المعادلة مطروحا منها واحد.
- **المعادلة فوق المعرفة (*Sur Identifie*):** وتسمى أيضا بالمعادلة المشخصة تشخيصا علويا، يمكننا الحصول على أكثر من قيمة مقدرة واحدة لمعاملات المعادلة الهيكلية، أو بتعبير آخر عندما يكون عدد المتغيرات الخارجية في المعادلة أكبر من عدد المتغيرات الداخلية في المعادلة مطروحا منها واحد.
- **المعادلة المعرفة (*Sous Identifie*) :** وتسمى أيضا بالمعادلة المشخصة تشخيصا سفليا أو المعادلة غير المعرفة، في هذه الحالة لا يمكننا الحصول على أي قيمة مقدرة لمعاملات انحدار معادلة ما، أي يكون لدينا عدد المتغيرات الخارجية في المعادلة أقل من عدد المتغيرات الداخلية في المعادلة مطروحا منها واحد.

3 -1 -طبيعة مشكل:

الهدف من التشخيص (التعرف) هو تحديد ما إذا كان تقدير المعاملات لمعادلة ما في نموذج المعادلات الآنية ذو هدف ومعنى، وهذا الهدف يزداد صعوبة كلما احتوى النموذج على عدد أكبر من المعادلات، لهذا يمكننا معالجة الحالات السهلة فقط، والمعادلات الهيكلية يتم تحديدها بواسطة تطبيق شرطين، وهما: شرط الدرجة وشرط الرتبة.

3 -2 -قواعد التعرف:

يمكننا اكتشاف ما إذا كانت المعادلة في نموذج المعادلات الآنية معرفة أو غير معرفة وذلك من خلال توفير الشرطين التاليين: شرط الدرجة وشرط الرتبة.

ولكي يصبح بالإمكان تشخيص معادلة ما، يجب أن يتحقق الشرطين معا، بحيث يتم تحقيق شرط الدرجة ومن ثم يتم الانتقال إلى تحقيق شرط الرتبة ويمكن تلخيص هذين الشرطين كمايلي:

- **شرط:** يعتبر شرط الدرجة شرطا ضروريا للتعرف، وبموجب هذا الشرط ولكي تكون المعادلة معرفة، لابد أن يكون عدد المتغيرات المحددة سلفا (متغيرات خارجية ومتغيرات داخلية ذات تخلف زمني) المبعدة من المعادلة موضوع الدراسة أكبر من أو يساوي من عدد المتغيرات الداخلية المتضمنة في الجانب الأيمن من المعادلة ناقصا واحد، أي:

$$r \geq n-1$$

[37] لمعلومات أكثر أنظر:

- مكيد علي: "**الاقتصاد القياسي دروس ومسائل محلولة**"، ديوان المطبوعات الجامعية، الطبعة الثانية، 2011.

حيث:

n : عدد المتغيرات الداخلية في المعادلة الهيكلية المراد تقديرها.

r : عدد المتغيرات المحددة مسبقا (أو عدد المتغيرات الخارجية التي لا تظهر في المعادلة المعنية والموجودة في غيرها من معادلات النموذج).

وشرط الدرجة لتشخيص معادلة ما، هو:

$r = n-1$: المعادلة معرفة تماما.

$r > n-1$: المعادلة لها تشخيص علوي.

: المعادلة لها تشخيص سفلي (غير معرفة).

- **شرط الرتبة:** ويسمى أيضا بالشرط الكافي للتحديد أو التعرف، وتكون المعادلة الهيكلية معرفة أو محددة حسب هذا الشرط إذا تحقق مايلي:

-نحصر كل المتغيرات التي لم تظهر في المعادلة الهيكلية المراد تحديدها (خارجية وداخلية).

-نكون مصفوفة (A) بمعاملات هذه المتغيرات في المعادلات الأخرى.

-نقوم بحساب رتبة هذه المصفوفة وكذلك محددها.

إذا كان محدد هذه المصفوفة أو/و رتبة المصفوفة ($|A| = 0$) أقل من عدد المتغيرات الداخلية في النموذج ناقص واحد فإن المعادلة المعنية تعتبر غير محددة (معرفة).

أما إذا كان () ورتبة المصفوفة (A) ليس أقل من عدد المتغيرات الداخية في النموذج ناقص واحد فإن المعادلة تكون محددة أو معرفة.

SAHLA MAHLA
المرجع الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

وشرط التشخيص لتشخيص معادلة ما، هو:

$r = n-1$: المعادلة معرفة أو محددة تماما.

$r > n-1$: المعادلة لها تشخيص علوي أو فوق معرفة.

المبحث الثاني: طرق تقدير نموذج المعادلات الآنية.

طرق التقدير التي تستعمل لتقدير نموذج المعادلات الآنية تعتمد بالدرجة الأولى على طبيعة تعريف معادلات النموذج[38]، حيث:

- إذا كان النموذج تحت معرف (غير معرف أو محدد) فإننا لا يمكننا تقدير النموذج.
- إذا كانت المعادلة معرفة تماما فإنه يمكننا استعمال طريقة المربعات غير المباشرة (*MCI*) أو طريقة المربعات الصغرى المضاعفة أو المزدوجة أو ذات المرحلتين (*DMC*).
- أما إذا كانت المعادلة فوق معرفة فإننا نستعمل طريقة المربعات الصغرى المضاعفة.

المطلب الأول: طريقة المربعات الصغرى المباشرة (*MCI*).

وتسمى أيضا بطريقة الشكل المختزل، وهذه الطريقة كما سبقت إليه الاشارة تستعمل في تقدير المعادلات الهيكلية المعرفة تماما، وذلك بإتباع الخطوات التالية:

---

[38] لمعلومات أكثر أنظر::

- *G.S.Maddala:"**Introduction to Econometrics**", Second Edition, Macmillan,* 1992.
- *Johnston. J: **"Econometric Methods"**, Fourth Edition, McGraw-Hill, New York,* 1984.

- تكوين الشكل المختزل للنموذج الهيكلي المعني.
- تقدير قيم معاملات انحدار كل معادلة من معادلات النموذج المختصر بواسطة طريقة المربعات الصغرى العادية.
- باستخدام التحليل الجبري يتم الانتقال من المعادلات المقدرة للشكل المختزل للنموذج إلى المعاملات المقدرة لشكله الهيكلي (لأن النموذج معرف تماما فالحل وحيد)، أي أنه يتم تقدير المعاملات الهيكلية انطلاقا من قيم المعاملات المختزلة.

المطلب الثاني: طريقة المربعات الصغرى (*DMC*).

هذه الطريقة اكثر استعمالا في الجانب العملي مقارنة بسابقتها، وتستعمل في تقدير النماذج المعرفة تماما أو فوق معرفة، ويتم فيها تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية على مرحلتين.

إذا كان لدينا نموذج المعادلات الآنية بـ: (n) متغيرة داخلية و(m) متغيرة خارجية، والمعرف كمايلي:

$$\begin{cases} b_{11}y_{1t} + b_{12}y_{2t} + ... + b_{1n}y_{nt} + c_{11}x_{1t} + c_{12}x_{2t} + ... + c_{1m}x_{mt} = \varepsilon_{1t} \\ b_{21}y_{1t} + b_{22}y_{2t} + ... + b_{2n}y_{nt} + c_{21}x_{1t} + c_{22}x_{2t} + ... + c_{2m}x_{mt} = \varepsilon_{2t} \\ . \\ . \\ . \\ b_{n1}y_{1t} + b_{n2}y_{2t} + ... + b_{nn}y_{nt} + c_{n1}x_{1t} + c_{n2}x_{2t} + ... + c_{nm}x_{mt} = \varepsilon_{nt} \end{cases}$$

المرحلة الأولى تتمثل في ايجاد انحدار كل متغير داخلي على كل المتغيرات الخارجية (الشكل المختزل) كمايلي:

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

$$\begin{cases} y_{1t} = \alpha_{11}x_{1t} + \alpha_{12}x_{2t} + ... + \alpha_{1m}x_{mt} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} = \alpha_{21}x_{1t} + \alpha_{22}x_{2t} + ... + \alpha_{2m}x_{mt} + \varepsilon_{2t} \\ . \\ . \\ . \\ y_{nt} = \alpha_{n1}x_{1t} + \alpha_{n2}x_{2t} + ... + \alpha_{nm}x_{mt} + \varepsilon_{mt} \end{cases}$$

ثم في مرحلة ثانية نقوم بتعويض المتغيرات الداخلية الموجودة في يمين نموذج المعادلات الهيكلية بقيمها المقدرة انطلاقا من النموذج المقدر، كمايلي:

$$\begin{cases} y_{1t} = B_{12}\hat{y}_{2t} + B_{13}\hat{y}_{3t} + ... + B_{1n}\hat{y}_{nt} + c_{11}x_{1t} + c_{12}x_{2t} + ... + c_{1m}x_{mt} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} = B_{21}\hat{y}_{1t} + B_{23}\hat{y}_{3t} + ... + B_{2n}\hat{y}_{nt} + c_{21}x_{1t} + c_{22}x_{2t} + ... + c_{2m}x_{mt} + \varepsilon_{2t} \\ . \\ . \\ . \\ y_{nt} = B_{n1}y_{1t} + B_{n2}y_{2t} + ... + B_{nn}y_{nt} + c_{n1}x_{1t} + c_{n2}x_{2t} + ... + c_{nm}x_{mt} + \varepsilon_{nt} \end{cases}$$

ويمكن تلخيص خطوات هذه الطريقة في:

- تكوين الشكل المختزل للنموذج ونقدر معادلاته بطريقة المربعات الصغرى العادية.
- نحدد المتغيرات الداخلية الموجودة في الطرف الأيمن للمعادلة الهيكلية غير المعرفة والتي نريد تقديرها بطريقة المربعات الصغرى المضاعفة.

- نحسب القيم المقدرة لهذه المتغيرات بواسطة المعادلات المختزلة (التي تكون فيها هذه المتغيرات موجودة في الطرف الأيسر). (ويتم تعويض قيم المتغيرات الخارجية بقيمها الحقيقية الموجودة في البيانات الأولية).
- نعوض القيم الأولية للمتغيرات الداخلية الموجودة في الطرف الأيمن للمعادلة الهيكلية غير المعرفة بقيمها المقدرة المتحصل عليها في المرحلة السابقة.
- نستعمل طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معاملات المعادلة الهيكلية المعنية وذلك باستخدام القيم الحقيقية للمتغيرات الخارجية والقيم المقدرة للمتغيرات الداخلية الموجودة في الطرف الأيمن التي تحصلنا عليها سابقا.

المطلب الثالث: طريقة المربعات الصغرى الثلاثية لزلنر (*Zellner*).

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

تطبيقات محلولة

التمرين الأول:

ما المقصود بالنموذج الهيكلي؟ استشهد بمجموعة من الأمثلة من واقع النظرية الاقتصادية؟

التمرين الثاني:

ليكن لديك نموذج المعادلات الهيكلية التالي:

1 -ما المقصود بالشكل المختزل ؟

2 -أوجد الشكل المختزل للنموذج السابق بافتراض أن المتغيرات الداخلية هي: y_1, y_2, x_1 ؟

التمرين الثالث:

أوجد الشكل المختزل للنموذج الهيكلي التالي بافتراض أن المتغيرات الداخلية هي: y_1, y_2

التمرين الرابع:

إذا كان لديك النموذج التالي:

$$\begin{cases} C = a_0 + b_1 y \\ y = C + I + G \end{cases}$$

-1 ماذا يسمى هذا النوع من النماذج؟

-2 ما هي المتغيرات الداخلية؟

-3 أوجد الشكل المختزل؟

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

التمرين الخامس:

أوجد الشكل المختصر للنموذجين الهيكليين التاليين وذلك بفرض أن المتغيرات الداخلية هي: y_1, y_2, x_1 ؟

$$\begin{cases} y_1 = a_0 + a_{11}x_1 + a_{12}x_2 \\ y_2 = b_0 + a_{21}x_1 \\ y_1 = y_2 \end{cases} \quad , \quad \begin{cases} y_1 = a_0 + a_{11}x_1 \\ y_2 = b_0 + a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + a_{23}x_3 \\ y_1 = y_2 \end{cases}$$

التمرين السادس:

إذا كان لدينا نموذج المعادلات الآنية التالي:

$$\begin{cases} y_1 = a_0 + a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + b_{12}y_2 + b_{13}y_3 \\ y_2 = b_0 + a_{23}x_3 + b_{21}y_1 + b_{23}y_3 \\ y_3 = c_0 + b_{31}y_1 + b_{32}y_2 \end{cases}$$

المطلوب منك اختيار طبيعة تحديد المعادلات الهيكلية التي يتكون منها هذا النموذج وذلك بعد تحديد المتغيرات الداخلية والمتغيرات الخارجية؟

حلول التطبيقات

حل التمرين الأول:

- النموذج الهيكلي: هو مجموعة من المعادلات كل واحدة من هاته المعادلات تصف نوع واحد للسلوك الاقتصادي، ويكون النموذج في شكله الهيكلي إذا كان ترجمة مباشرة للنظرية الاقتصادية.
- أمثلة من الواقع الاقتصادي:

1 -نموذج العرض والطلب:

حيث:

Q_d : الكمية المطلوبة.

Q_s : الكمية المعروضة.

P : السعر.

$\varepsilon_2, \varepsilon_1$: المتغير العشوائي لدالتي الطلب والعرض على التوالي.

B_1, B, α_1, α : معالم النموذج.

2 -النموذج الكينزي لتحديد الدخل الوطني:

$$\begin{cases} C_i = \alpha + By_i + \varepsilon_i & 0 \le B \le 1 \\ y_i = C_i + I_i + G_i & \forall i = 1,...,n \end{cases}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حيث:

C, y : المتغيرات الداخلية.

I, G : المتغيرات الخارجية.

ε_i : المتغير العشوائي.

B, α : معاملات النموذج.

3 -نموذج الأجر النقدي -السعر (نموذج فيليبس):

$$\begin{cases} w_i^* = \alpha + Bu_n + B_1 P^* + \varepsilon_1 \\ P^* = \alpha_1 + B_2 w^* + B_3 R^* + B_4 M^* + \varepsilon_2 \end{cases}$$

حيث:

w_i^* : معدل التغير في الأجور النقدية.

P^* : معدل التغير في الأسعار.

وهما متغيرات داخلية.

u_n : معدل البطالة.

R^* : معدل التغير في رأس المال.

M^* : معدل التغير في سعر المواد الأولية المستوردة.

$\varepsilon_2, \varepsilon_1$: المتغيرات العشوائية.

B_i, α : معالم النموذج.

حل التمرين الثاني:

1 -الشكل المختزل: يكون فيه كل متغير داخلي عبارة عن دالة في جميع المتغيرات المحددة سلفا أو الخارجية.

2 -ايجاد الشكل المختزل للنموذج السابق بافتراض أن المتغيرات الداخلية هي::

$$\begin{cases} y_1 = a_0 + a_{11}x_1 + a_{12}x_2 \\ y_2 = b_0 + a_{21}x_1 + a_{23}x_3 \\ y_1 = y_2 \end{cases}$$

بما أن::

$$a_0 + a_{11}x_1 + a_{12}x_2 = b_0 + a_{21}x_1 + a_{23}x_3$$
$$\Leftrightarrow a_{11}x_1 - a_{21}x_1 = -a_0 + b_0 + a_{23}x_3 - a_{12}x_2$$
$$\Leftrightarrow (a_{11} - a_{21})x_1 = b_0 - a_0 - a_{12}x_2 + a_{23}x_3$$
$$\Leftrightarrow x_1 = \frac{b_0 - a_0}{(a_{11} - a_{21})} - \frac{a_{12}}{(a_{11} - a_{21})}x_2 + \frac{a_{23}}{(a_{11} - a_{21})}x_3$$

نضع:

$$\alpha_1 = \frac{b_0 - a_0}{(a_{11} - a_{21})}$$
$$\alpha_2 = -\frac{a_{12}}{(a_{11} - a_{21})}$$
$$\alpha_3 = \frac{a_{23}}{(a_{11} - a_{21})}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

نقوم بتعويض قيمة x_1 في المعادلة رقم (1) أو رقم (2) من أجل الحصول على الشكل المختزل لـ: y_2 أو y_1 :

$$y_1 = a_0 + a_{11}\left[\frac{b_0 - a_0}{(a_{11} - a_{21})} - \frac{a_{12}}{(a_{11} - a_{21})}x_2 + \frac{a_{23}}{(a_{11} - a_{21})}x_3\right] + a_{12}x_2$$
$$\Leftrightarrow y_1 = a_0 + \frac{a_{11}b_0 - a_{11}a_0}{(a_{11} - a_{21})} - \frac{a_{11}a_{12}}{(a_{11} - a_{21})}x_2 + \frac{a_{11}a_{23}}{(a_{11} - a_{21})}x_3 + a_{12}x_2$$
$$\Leftrightarrow y_1 = \frac{a_0a_{11} - a_0a_{21} + a_{11}b_0 - a_{11}a_0}{a_{11} - a_{21}} + (a_{12} - \frac{a_{11}a_{12}}{a_{11} - a_{21}})x_2 + \frac{a_{11}a_{23}}{a_{11} - a_{21}}x_3$$
$$\Leftrightarrow y_1 = \frac{a_{11}b_0 - a_0a_{21}}{a_{11} - a_{21}} - \frac{a_{21}a_{12}}{a_{11} - a_{21}}x_2 + \frac{a_{11}a_{23}}{a_{11} - a_{21}}x_3$$

نضع:

$$\alpha_4 = \frac{a_{11}b_0 - a_0a_{21}}{a_{11} - a_{21}}$$
$$\alpha_5 = -\frac{a_{21}a_{12}}{a_{11} - a_{21}}$$
$$\alpha_6 = \frac{a_{11}a_{23}}{a_{11} - a_{21}}$$

:

$$\begin{cases} y_1 = \alpha_1 - \alpha_2 x_2 + \alpha_3 x_3 \\ y_1 = y_2 = \alpha_4 + \alpha_5 x_2 + \alpha_6 x_3 \end{cases}$$

حل التمرين الرابع:

1 -يسمى هذا النموذج بالنموذج الكينزي لتحديد الدخل الوطني.

2 -المتغيرات الداخلية هي:.

3 -الشكل المختزل:

$$C = a_0 + b_1(C + I + G)$$
$$\Leftrightarrow C = a_0 + b_1 C + b_1 I + b_1 G$$
$$\Leftrightarrow C = \frac{a_0}{1-b_1} + \frac{b_1}{1-b_1} I + \frac{b_1}{1-b_1} G$$

:

$$y = a_0 + b_1 y + I + G$$
$$\Leftrightarrow (1-b_1) y = a_0 + I + G$$
$$\Leftrightarrow y = \frac{a_0}{1-b_1} + \frac{1}{1-b_1} I + \frac{1}{1-b_1} G$$

إذن:

$$\begin{cases} C = \alpha_1 + \alpha_2 I + \alpha_3 G \\ y = y_2 = \alpha_4 + \alpha_5 I + \alpha_6 G \end{cases}$$

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

حل التمرين السادس:

المتغيرات الداخلية هي: y_1, y_2, y_3.

المتغيرات الخارجية هي: x_1, x_2, x_3.

تحديد طبيعة المعادلات الهيكلية التي يتكون منها هذا النموذج:

1 -المعادلة:

أ -شرط (الشرط):

- عدد المتغيرات الداخلية الموجودة في هذه المعادلة هي: ثلاثة متغيرات ()، أي: $n = 3$.
- عدد المتغيرات الخارجية التي لا تظهر فيها وتظهر في المعادلات الأخرى هو: متغيرة واحدة (x_3)، أي: $r = 3$.

إذن:

المعادلة الهيكلية غير محددة (غير معرفة) لأن:.

ب -الشرط الكافي للتحديد (شرط الرتبة):

بما أن المعادلة غير معرفة فليس هناك ضرورة لإجراء اختبار الرتبة عليها.

2 -المعادلة الثانية:

أ -شرط الدرجة (الشرط الضروري):

- عدد المتغيرات الداخلية الموجودة في هذه المعادلة هي: ثلاثة متغيرات ()، أي:.
- عدد المتغيرات الخارجية التي لا تظهر فيها وتظهر في المعادلات الأخرى هو: متغيرتين (x_1, x_2)، أي:

إذن:

المعادلة الهيكلية محددة تماما(معرفة تماما) لأن:.

ب -الشرط الكافي للتحديد (شرط):

المتغيرات التي لم تظهر في هذه المعادلة الهيكلية هي: متغيرتين وهما: x_2, x_1 .

معاملات هذه المتغيرات في المعادلات الأخرى للنموذج هي:

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

محدد المصفوفة (A) معدوم ورتبتها ($rang(A) = 1$) أقل من عدد المتغيرات الداخلية في النموذج ناقص واحد(3 - 1)، إذن حسب هذا الشرط فإن المعادلة غير معرفة.

3 -المعادلة:

أ -شرط الدرجة (الشرط الضروري):

- عدد المتغيرات الداخلية الموجودة في هذه المعادلة هي: ثلاثة متغيرات (y_1, y_2, y_3)، أي: $n = 3$.
- عدد المتغيرات الخارجية التي لا تظهر فيها وتظهر في المعادلات الأخرى هو: ثلاثة متغيرات (x_3, x_2, x_1)، أي: $r = 3$.

إذن:

المعادلة الهيكلية فوق معرفة (لها تشخيص علوي) لأن: $r = 3 > n - 1 = 3 - 1 = 2$.

ب -الشرط الكافي للتحديد (شرط الرتبة):

المتغيرات التي لم تظهر في هذه المعادلة الهيكلية هي: ثلاثة متغيرات: x_3, x_2, x_1 .

مصفوفة معاملات هذه المتغيرات في المعادلات الأخرى للنموذج هي:

رتبة المصفوفة ($rang(A) = 2$) تساوي عدد المتغيرات الداخلية في النموذج ناقص واحد، إذن نقوم بحساب المحددات للمصفوفات المربعة المستنتجة من هذه المصفوفة (A):

$$|A_1| = \begin{vmatrix} a_{11} & a_{12} \\ 0 & 0 \end{vmatrix} = 0$$

$$|A_2| = \begin{vmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{23} \end{vmatrix} = a_{11}.a_{23} \neq 0$$

$$|A_2| = \begin{vmatrix} a_{12} & 0 \\ 0 & a_{23} \end{vmatrix} = a_{12}.a_{23} \neq 0$$

إذن:

مادام رتبة المصفوفة تساوي اثنان، ويوجد محدد على الأقل غير معدوم فالمعادلة الثالثة محددة أو معرفة.

وبالعودة إلى شرط الدرجة فإنه: $r > n - 1$ فالمعادلة فوق معرفة.

SAHLA MAHLA
المصدر الأول للمذكرات الشرح في الجزائر

قائمة المراجع

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

1 -باللغة العربية:

- أموري هادي كاظم الحسناوي: "**طرق القياس الاقتصادي**"، دار وائل للنشر، عمان.
- ف. س. دادايان: "**النماذج الاقتصادية العالمية**"، ديوان المطبوعات الجامعية 1992.
- محمد شريف إلمان: "**محاضرات في التحليل الاقتصادي الكلي**"، منشورات برتي، الجزائر، 1994.
- عطية عبد القادر محمد عبد القادر: "**الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق**"، منشورات الدار الجامعية، مصر، 2000.
- طالب محمد عوض: "**مقدمة في الاقتصاد القياسي**"، منشورات الجامعة الأردنية، 2000.
- نعمة الله نجيب إبراهيم: "**مقدمة في مبادئ الاقتصاد القياسي**"، مؤسسة شباب الجامعة، مصر، 2002.
- مكيد علي: "**الاقتصاد القياسي دروس ومسائل محلولة**"، ديوان المطبوعات الجامعية، الطبعة الثانية، 2011.
- تومي صالح: "**مدخل لنظرية القياس الاقتصادي**"، الجزء الأول، *OPU*، الجزائر، 1999.
- نعمة الله نجب إبراهيم: "**مقدمة في مبادئ الاقتصاد القياسي**"، مؤسسة شباب الجامعية، 2002.
- حشمان مولود: "**نماذج و تقنيات التنبؤ القصير المدى**"، طبعة 2002، *OPU*، الجزائر، 2002.
- خالد قدري السيد: "**التحليل الاحصائي واختبارات الفروض باستخدام برنامج *SPSS***"، ماس للطباعة، مصر، 2010.
- وليد اسماعيل السيفو، فيصل مفتاح شلوف و صائب جواد ابراهيم جواد: "**مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي -التنبؤ والاختبارات القياسية من الدرجة الأولى -**"، الاهلية للنشر والتوزيع، الأردن، 2006.
- وليد اسماعيل السيفو، فيصل مفتاح شلوف وصائب جواد ابراهيم جواد: "**مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي -التنبؤ والاختبارات القياسية من الدرجة الثانية -**"، الاهلية للنشر والتوزيع، الأردن، 2006.
- جلاطو جيلالي: "**الاحصاء التطبيقي مع تمارين ومسائل محلولة**"، دار الخلدونية، الجزائر، 2007.
- بسام يونس ابراهيم، أنمار أمين حاجي وعادل موسى يونس: "**الاقتصاد القياسي**"، عزة للنشر والتوزيع، السودان، 2002.
- خالد محمد السواعي: "**أساسيات القياس الاقتصادي باستخدام *Eviews***"، دار الكتاب الثقافي، الأردن، 2011.
- عبد الحميد عبد المجيد البلداوي: "**الأساليب التطبيقية لتحليل واعداد البحوث العلمية مع حالات دراسية باستخدام برنامج *SPSS***"، دار الشروق للنشر والتوزيع، الأردن، 2009.
- رضا عبد الله أبو سريع: "**تحليل البيانات باستخدام برنامج *SPSS***"، دار الفكر، الأردن، 2004.
- زكريا الشربيني: "**الاحصاء اللابارامتري**"، مكتبة الانجلو المصرية، مصر، 1990.

2 -باللغة الأجنبية:

- *Sims Christopher: "**Macroeconomics And Reality**", ECONOMÉTRICA,* 1980.
- *Régis Bourbonnais et Michel Tirraza: "**Analyse Des Séries Temporelle En Economiques** ", PUF,* 1998.
- *Régis Bourbonnais: "**Cours et Exercices Corrigés**", ed DUNOD 9^{éme}, Paris* 2015.
- *Michel Tenenhaus: "**Méthodes Statistique En Gestion**", DUNOD, France* 1994.

- *Lardic. Sandrine - Valérie migron : «**Econométrie De Série Temporelles Macroéconomiques Et Financières** », ECONOMICA, paris* 2002.
- *Jack Johnston, John Dinardo: **« Méthodes Econométriques »,** 4eme edition**,** ECONOMICA**,*** 1999**.**
- *Jean- Loins Brillet : « **Modélisation Econométrique** », éd ECONOMICA,* 1994.
- *Arnaud Rys, Nicolas Vaneecloo « **Econométrie** », NATHAN, Paris,* 1998.
- *M. David et J.C Michaud: "**La Prévision Approche Empirique D'une Méthode Statistique**", Paris.*1989.
- *G.S.Maddala:**"Introduction to Econometrics"**, Second Edition, Macmillan,* 1992.
- *Gujarati Damodar N: **"Basic Econometrics"**, Fourth Edition, McGraw−Hill, New York,* 2004
- *Terence C. Mills and Kerry Patterson: **"Palgrave Handbook of Econometrics"**, Volume 2: Applied Econometrics, Macmillan,* 2009.
- *Jeffrey M. Wooldridge : **"Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data"**, The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England.*
- *Johnston. J: **"Econometric Methods"**, Fourth Edition, McGraw-Hill, New York,* 1984.
- *Philippe Besse : **«Pratique de la modélisation Statistique»,** janvier* 2003*, Publications du Laboratoire de Statistique et Probabilités - UMR CNRS C5583 Université Paul Sabatier* - 31062 - *Toulouse cedex* 4.
- *Bernard Delyon : «**Régression**», Cours de deuxième année de master, Université Rennes I,* 2013
- *Éric DOR : «**Économétrie, Synthèse de cours et exercices corrigés**», Collection synthex,* 2009.
- *Ricco Rakotomalala : «**Analyse de corrélation Étude des dépendances - Variables quantitatives**», Version 1.0, Université Lumière Lyon 2,* 2012.
- *J. Paul Tsasa : «**Econométrie 1 – Manuel d'exercices**», Université Protestante au Congo Centre Congolais-Allemand de Microfinance,* 2011.
- *Sessi Tokpavi : «**Les Modèles Dynamiques**», Cours de Master 1 Economie - Université Paris X.*
- *Steve Ambler : «**Introduction à l'économétrie Notes sur les modèles de régression non linéaires**», département des sciences économiques, Ecole des sciences de la gestion, Université du Québec à Montréal,* 2013.
- *G. Colletaz et C. Hurlin : «**Modèles Non Linéaires et Prévisions**», Rapport de Recherche, Institut CDC pour la Recherche, Laboratoire d'Economie d'Orléans,* 2006.

3 -مواقع بحث:

http://www.pdfdrive.net/unit-root-tests-and-box-jenkins-pantherfile-e10273042.html
http://cabannes.org/#5
http://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/churlin_E.htm
http://pare t o.u a b.e s/m c r e el.
pareto.uab.es/mcreel/Econometrics/.
www.ssc.wisc.edu/~bhansen

SAHA MANLA
المصدر الأول لمذكرات الجزائر

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

جداول التوزيع

جدول التوزيع الطبيعي الممركز المعياري (*La loi Normale Centrée Réduite*)

$$U \sim N(0;1) \qquad P(U < u) = F(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{u} e^{-\frac{1}{2}x^2}\, dx$$

$$F(-u) = 1 - F(u) \qquad P(|U| \le u) = 2F(u) - 1$$

جدول $F(u)$ بدلالة u

u	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120	0.5160	0.5199	0.5239	0.5279	0.5319	0.5359
0,1	0,5398	0,5438	0,5478	0,5517	0,5557	0,5596	0,5636	0,5675	0,5714	0,5753
0,2	0,5793	0,5832	0,5871	0,5910	0,5948	0,5987	0,6026	0,6064	0,6103	0,6141
0,3	0,6179	0,6217	0,6255	0,6293	0,6331	0,6368	0,6406	0,6443	0,6480	0,6517
0,4	0,6554	0,6591	0,6628	0,6664	0,6700	0,6736	0,6772	0,6808	0,6844	0,6879
0,5	0,6915	0,6950	0,6985	0,7019	0,7054	0,7088	0,7123	0,7157	0,7190	0,7224
0,6	0,7257	0,7291	0,7324	0,7357	0,7389	0,7422	0,7454	0,7486	0,7517	0,7549
0,7	0,7580	0,7611	0,7642	0,7673	0,7704	0,7734	0,7764	0,7794	0,7823	0,7852
0,8	0,7881	0,7910	0,7939	0,7967	0,7995	0,8023	0,8051	0,8078	0,8106	0,8133
0,9	0,8159	0,8186	0,8212	0,8238	0,8264	0,8289	0,8315	0,8340	0,8365	0,8389
1,0	0,8413	0,8438	0,8461	0,8485	0,8508	0,8531	0,8554	0,8577	0,8599	0,8621
1,1	0,8643	0,8665	0,8686	0,8708	0,8729	0,8749	0,8770	0,8790	0,8810	0,8830
1,2	0,8849	0,8869	0,8888	0,8907	0,8925	0,8944	0,8962	0,8980	0,8997	0,9015
1,3	0,9032	0,9049	0,9066	0,9082	0,9099	0,9115	0,9131	0,9147	0,9162	0,9177
1,4	0,9192	0,9207	0,9222	0,9236	0,9251	0,9265	0,9279	0,9292	0,9306	0,9319
1,5	0,9332	0,9345	0,9357	0,9370	0,9382	0,9394	0,9406	0,9418	0,9429	0,9441
1,6	0,9452	0,9463	0,9474	0,9484	0,9495	0,9505	0,9515	0,9525	0,9535	0,9545
1,7	0,9554	0,9564	0,9573	0,9582	0,9591	0,9599	0,9608	0,9616	0,9625	0,9633
1,8	0,9641	0,9649	0,9656	0,9664	0,9671	0,9678	0,9686	0,9693	0,9699	0,9706
1,9	0,9713	0,9719	0,9726	0,9732	0,9738	0,9744	0,9750	0,9756	0,9761	0,9767
2,0	0,9772	0,9778	0,9783	0,9788	0,9793	0,9798	0,9803	0,9808	0,9812	0,9817
2,1	0,9821	0,9826	0,9830	0,9834	0,9838	0,9842	0,9846	0,9850	0,9854	0,9857
2,2	0,9861	0,9864	0,9868	0,9871	0,9875	0,9878	0,9881	0,9884	0,9887	0,9890
2,3	0,9893	0,9896	0,9898	0,9901	0,9904	0,9906	0,9909	0,9911	0,9913	0,9916
2,4	0,9918	0,9920	0,9922	0,9925	0,9927	0,9929	0,9931	0,9932	0,9934	0,9936
2,5	0,9938	0,9940	0,9941	0,9943	0,9945	0,9946	0,9948	0,9949	0,9951	0,9952
2,6	0,9953	0,9955	0,9956	0,9957	0,9959	0,9960	0,9961	0,9962	0,9963	0,9964
2,7	0,9965	0,9966	0,9967	0,9968	0,9969	0,9970	0,9971	0,9972	0,9973	0,9974
2,8	0,9974	0,9975	0,9976	0,9977	0,9977	0,9978	0,9979	0,9979	0,9980	0,9981
2,9	0,9981	0,9982	0,9982	0,9983	0,9984	0,9984	0,9985	0,9985	0,9986	0,9986
3,0	0,9987	0,9987	0,9987	0,9988	0,9988	0,9989	0,9989	0,9989	0,9990	0,9990
3,1	0,9990	0,9991	0,9991	0,9991	0,9992	0,9992	0,9992	0,9992	0,9993	0,9993
3,2	0,9993	0,9993	0,9994	0,9994	0,9994	0,9994	0,9994	0,9995	0,9995	0,9995
3,3	0,9995	0,9995	0,9995	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996	0,9997
3,4	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9997	0,9998

SAHLA MAHLA

جدول توزيع ستيودنت (**Student**) بدلالة: درجة الحرية n ومستوى المعنوية α ، حيث: $P(|T_n| > t) = \alpha$.

$$T_n = \frac{U}{\sqrt{Y/n}} \quad et \quad U \sim N(0;1) \quad Y \sim \chi^2_n$$

درجة الحرية	مستوى الدلالة أو الثقة (α)									
n	**0,90**	**0,70**	**0,50**	**0,40**	**0,30**	**0,20**	**0,10**	**0,05**	**0,02**	**0,01**
1	0,158	0,510	1,000	1,376	1,963	3,078	6,314	12,706	31,821	63,657
2	0,142	0,445	0,816	1,061	1,386	1,886	2,920	4,303	6,965	9,925
3	0,137	0,424	0,765	0,978	1,250	1,638	2,353	3,182	4,541	5,841
4	0,134	0,414	0,741	0,941	1,190	1,533	2,132	2,776	3,747	4,604
5	0,132	0,408	0,727	0,920	1,156	1,476	2,015	2,571	3,365	4,032
6	0,131	0,404	0,718	0,906	1,134	1,440	1,943	2,447	3,143	3,707
7	0,130	0,402	0,711	0,896	1,119	1,415	1,895	2,365	2,998	3,499
8	0,130	0,399	0,706	0,889	1,108	1,397	1,860	2,306	2,896	3,355
9	0,129	0,398	0,703	0,883	1,100	1,383	1,833	2,262	2,821	3,250
10	0,129	0,397	0,700	0,879	1,093	1,372	1,812	2,228	2,764	3,169
11	0,129	0,396	0,697	0,876	1,088	1,363	1,796	2,201	2,718	3,106
12	0,128	0,395	0,695	0,873	1,083	1,356	1,782	2,179	2,681	3,055
13	0,128	0,394	0,694	0,870	1,079	1,350	1,771	2,160	2,650	3,012
14	0,128	0,393	0,692	0,868	1,076	1,345	1,761	2,145	2,624	2,977
15	0,128	0,393	0,691	0,866	1,074	1,341	1,753	2,131	2,602	2,947
16	0,128	0,392	0,690	0,865	1,071	1,337	1,746	2,120	2,583	2,921
17	0,128	0,392	0,689	0,863	1,069	1,333	1,740	2,110	2,567	2,898
18	0,127	0,392	0,688	0,862	1,067	1,330	1,734	2,101	2,552	2,878
19	0,127	0,391	0,688	0,861	1,066	1,328	1,729	2,093	2,539	2,861
20	0,127	0,391	0,687	0,860	1,064	1,325	1,725	2,086	2,528	2,845
21	0,127	0,391	0,686	0,859	1,063	1,323	1,721	2,080	2,518	2,831
22	0,127	0,390	0,686	0,858	1,061	1,321	1,717	2,074	2,508	2,819
23	0,127	0,390	0,685	0,858	1,060	1,319	1,714	2,069	2,500	2,807
24	0,127	0,390	0,685	0,857	1,059	1,318	1,711	2,064	2,492	2,797
25	0,127	0,390	0,684	0,856	1,058	1,316	1,708	2,060	2,485	2,787
26	0,127	0,390	0,684	0,856	1,058	1,315	1,706	2,056	2,479	2,779
27	0,127	0,389	0,684	0,855	1,057	1,314	1,703	2,052	2,473	2,771
28	0,127	0,389	0,683	0,855	1,056	1,313	1,701	2,048	2,467	2,763
29	0,127	0,389	0,683	0,854	1,055	1,311	1,699	2,045	2,462	2,756
30	0,127	0,389	0,683	0,854	1,055	1,310	1,697	2,042	2,457	2,750
∞	0,125 66	0,38532	0,67449	0,84162	1,03643	1,28155	1,64485	1,95996	2,32634	2,57582

تقريب توزيع ستيودنت لما n يؤول إلى ما لانهاية هو التوزيع الطبيعي الممركز المعياري.

SAHLA MAHLA

جدول التوزيع لـ: كاي-دو (**Chi-Deux**) (χ_n^2).

درجة الحرية n	مستوى الدلالة أو الثقة (α)									
	0.90	**0.80**	**0.70**	**0.50**	**0.30**	**0.20**	**0.10**	**0.05**	**0.02**	**0.01**
1	0,0158	0,0642	0,148	0,455	1,074	1,642	2,706	3,841	5,412	6,635
2	0,211	0,446	0,713	1,386	2,408	3,219	4,605	5,991	7,824	9,210
3	0,584	1,005	1,424	2,366	3,665	4,642	6,251	7,815	9,837	11,341
4	1,064	1,649	2,195	3,357	4,878	5,989	7,779	9,488	11,668	13,277
5	1,610	2,343	3,000	4,351	6,064	7,289	9,236	11,070	13,388	15,086
6	2,204	3,070	3,828	5,348	7,231	8,558	10,645	12,592	15,033	16,812
7	2,833	3,822	4,671	6,346	8,383	9,803	12,017	14,067	16,622	18,475
8	3,490	4,594	5,527	7,344	9,524	11,030	13,362	15,507	18,168	20,090
9	4,168	5,380	6,393	8,343	10,656	12,242	14,684	16,919	19,679	21,666
10	4,865	6,179	7,267	9,342	11,781	13,442	15,987	18,307	21,161	23,209
11	5,578	6,989	8,148	10,341	12,899	14,631	17,275	19,675	22,618	24,725
12	6,304	7,807	9,034	11,340	14,011	15,812	18,549	21,026	24,054	26,217
13	7,042	8,634	9,926	12,340	15,119	16,985	19,812	22,362	25,472	27,688
14	7,790	9,467	10,821	13,339	16,222	18,151	21,064	23,685	26,873	29,141
15	8,547	10,307	11,721	14,339	17,322	19,311	22,307	24,996	28,259	30,578
16	9,312	11,152	12,624	15,338	18,418	20,465	23,542	26,296	29,633	32,000
17	10,085	12,002	13,531	16,338	19,511	21,615	24,769	27,587	30,995	33,409
18	10,865	12,857	14,440	17,338	20,601	22,760	25,989	28,869	32,346	34,805
19	11,651	13,716	15,352	18,338	21,689	23,900	27,204	30,144	33,687	36,191
20	12,443	14,578	16,266	19,337	22,775	25,038	28,412	31,410	35,020	37,566
21	13,240	15,445	17,182	20,337	23,858	26,171	29,615	32,671	36,343	38,932
22	14,041	16,314	18,101	21,337	24,939	27,301	30,813	33,924	37,659	40,289
23	14,848	17,187	19,021	22,337	26,018	28,429	32,007	35,172	38,968	41,638
24	15,659	18,062	19,943	23,337	27,096	29,553	33,196	36,415	40,270	42,980
25	16,473	18,940	20,867	24,337	28,172	30,675	34,382	37,652	41,566	44,314
26	17,292	19,820	21,792	25,336	29,246	31,795	35,563	38,885	42,856	45,642
27	18,114	20,703	22,719	26,336	30,319	32,912	36,741	40,113	44,140	46,963
28	18,939	21,588	23,647	27,336	31,391	34,027	37,916	41,337	45,419	48,278
29	19,768	22,475	24,577	28,336	32,461	35,139	39,087	42,557	46,693	49,588
30	20,599	23,364	25,508	29,336	33,530	36,250	40,256	43,773	47,962	50,892

من أجل $n > 30$ ، **فإن:** $\sqrt{2\chi^2} - \sqrt{2n-1} \sim N(0;1)$.

SAHLA MAHLA

جدول التوزيع لـ: فيشر (**Fisher**) ($F(n_1;n_2)$).

$$F=\frac{Y_1/n_1}{Y_2/n_2} \quad et \quad Y1\sim\chi^2_{n_1} \quad Y_2\sim\chi^2_{n_2}$$

$$P(F>F_{\alpha\%})=\alpha\%$$

n_2	$n_1=1$		$n_1=2$		$n_1=3$		$n_1=4$		$n_1=5$	
	0.05%	**0.01%**	**0.05%**	**0.01%**	**0.05%**	**0.01%**	**0.05%**	**0.01%**	**0.05%**	**0.01%**
1	161	4052	200	4999	216	5403	225	5625	230	5764
2	18,5	98.49	19,0	99.00	19,2	99.17	19,2	99.25	19,3	99.30
3	10,1	34.12	9,55	30.81	9,28	29.46	9,12	28.71	9,01	28.24
4	7,71	21.20	6,94	18.00	6,59	16.69	6,39	15.98	6,26	15.52
5	6,61	16.26	5,79	13.27	5,41	12.06	5,19	11.39	5,05	10.97
6	5,99	13.74	5,14	10.91	4,76	09.78	4,53	09.15	4,39	08.75
7	5,59	12.25	4,74	09.55	4,35	08.45	4,12	07.85	3,97	07.45
8	5,32	11.26	4,46	08.65	4,07	07.59	3,84	07.01	3,69	06.63
9	5,12	10.56	4,26	08.02	3,86	06.99	3,63	06.42	3,48	06.06
10	4,96	10.04	4,10	07.56	3,71	06.55	3,48	05.99	3,33	05.64
11	4,84	09.65	3,98	07.20	3,59	06.22	3,36	05.67	3,20	05.32
12	4,75	09.33	3,89	06.93	3,49	05.95	3,26	05.41	3,11	05.06
13	4,67	09.07	3,81	06.70	3,41	05.74	3,18	05.20	3,03	04.86
14	4,60	08.86	3,74	06.51	3,34	05.56	3,11	05.03	2,96	04.69
15	4,54	08.68	3,68	06.36	3,29	05.42	3,06	04.89	2,90	04.56
16	4,49	08.53	3,63	06.23	3,24	05.29	3,01	04.77	2,85	04.44
17	4,45	08.40	3,59	06.11	3,20	05.18	2,96	04.67	2,81	04.34
18	4,41	08.28	3,55	06.01	3,16	05.09	2,93	04.58	2,77	04.25
19	4,38	08.18	3,52	05.93	3,13	05.01	2,90	04.50	2,74	04.17
20	4,35	08.10	3,49	05.85	3,10	04.94	2,87	04.43	2,71	04.10
21	4,32	08.02	3,47	05.78	3,07	04.87	2,84	04.37	2,68	04.04
22	4,30	07.94	3,44	05.72	3,05	04.82	2,82	04.31	2,66	03.99
23	4,28	07.88	3,42	05.66	3,03	04.76	2,80	04.26	2,64	03.94
24	4,26	07.82	3,40	05.61	3,01	04.72	2,78	04.22	2,62	03.90
25	4,24	07.77	3,39	05.57	2,99	04.68	2,76	04.18	2,60	03.86
26	4.22	07.72	3.23	05.53	2.98	04.64	2.74	04.14	2.59	03.82
27	4.21	07.68	3.35	05.49	2.96	04.60	2.73	04.11	2.57	03.78
28	4.20	07.64	3.34	05.45	2.95	04.57	2.71	04.07	2.56	03.75
29	4.18	07.60	3.33	05.42	2.93	04.54	2.70	04.04	2.54	03.73
30	4,17	07.56	3,32	05.39	2,92	04.51	2,69	04.02	2,53	03.70
40	4,08	07.31	3,23	05.18	2,84	04.31	2,61	03.83	2,45	03.51
60	4.00	07.08	3,15	04.98	2,76	04.13	2,52	03.65	2,37	03.34
120	3,92	06.85	3,07	04.79	2,68	03.95	2,45	03.48	2,29	03.17
∞	3,84	06.64	3,00	04.60	2,60	03.78	2,37	03.32	2,21	03.02

SAHLA MAHLA

تابع جدول التوزيع لـ: فيشر(***Fisher***) ($F(n_1;n_2)$).

$$F=\frac{Y_1/n_1}{Y_2/n_2} \quad et \quad Y1\sim\chi^2_{n_1} \quad Y_2\sim\chi^2_{n_2}$$

$$P(F>F_{\alpha\%})=\alpha\%$$

n_2	$n_1=6$		$n_1=7$		$n_1=8$		$n_1=9$		$n_1=10$	
	0.05%	**0.01%**	**0.05%**	**0.01%**	**0.05%**	**0.01%**	**0.05%**	**0.01%**	**0.05%**	**0.01%**
1	234	5859	237	5928	239	5982	241	6023	242	6056
2	19,3	99.33	19,4	99.40	19,4	99.40	19,4	99.40	19,4	99.40
3	8,94	27.91	8,89	27.70	8,85	27.50	8,81	27.30	8,79	27.20
4	6,16	15.21	6,09	15.00	6,04	14.80	6,00	14.70	5,96	14.50
5	4,95	10.67	4,88	10.50	4,82	10.30	4,77	10.20	4,74	10.10
6	4,28	08.47	4,21	08.26	4,15	08.10	4,10	07.98	4,06	07.87
7	3,87	07.19	3,79	06.99	3,73	06.84	3,68	06.72	3,64	06.62
8	3,58	06.37	3,50	06.18	3,44	06.03	3,39	05.91	3,35	05.81
9	3,37	05.80	3,29	05.61	3,23	05.47	3,18	05.35	3,14	05.26
10	3,22	05.39	3,14	05.20	3,07	05.06	3,02	04.94	2,98	04.85
11	3,09	05.07	3,01	04.89	2,95	04.74	2,90	04.63	2,85	04.54
12	3,00	04.82	2,91	04.64	2,85	04.50	2,80	04.39	2,75	04.30
13	2,92	04.62	2,83	04.44	2,77	04.30	2,71	04.19	2,67	04.10
14	2,85	04.46	2,76	04.28	2,70	04.14	2,65	04.03	2,60	03.94
15	2,79	04.32	2,71	04.14	2,64	04.00	2,59	03.89	2,54	03.80
16	2,74	04.20	2,66	04.03	2,59	03.89	2,54	03.78	2,49	03.69
17	2,70	04.10	2,61	03.93	2,55	03.79	2,49	03.68	2,45	03.59
18	2,66	04.01	2,58	03.84	2,51	03.71	2,46	03.60	2,41	03.51
19	2,63	03.94	2,54	03.77	2,48	03.63	2,42	03.52	2,38	03.43
20	2,60	03.87	2,51	03.70	2,45	03.56	2,39	03.46	2,35	03.37
21	2,57	03.81	2,49	03.64	2,42	03.51	2,37	03.40	2,32	03.31
22	2,55	03.76	2,46	03.59	2,40	03.45	2,34	03.35	2,30	03.26
23	2,53	03.71	2,44	03.54	2,37	03.41	2,32	03.30	2,27	03.21
24	2,51	03.67	2,42	03.50	2,36	03.36	2,30	03.26	2,25	03.17
25	2,49	03.63	2,40	03.46	2,34	03.32	2,28	03.22	2,24	03.13
26	2.47	03.59	2.39	03.42	2.32	03.29	2.27	03.18	2.22	03.09
27	2.46	03.56	2.37	03.39	2.30	03.26	2.25	03.15	2.20	03.06
28	2.44	03.53	2.36	03.36	2.29	03.23	2.24	03.12	2.19	03.03
29	2.43	03.50	2.35	03.33	2.28	03.20	2.22	03.09	2.18	03.00
30	2,42	03.47	2,33	03.30	2,27	03.17	2,21	03.07	2,16	02.98
40	2,34	03.29	2,25	03.12	2,18	02.99	2,12	02.89	2,08	02.80
60	2,25	03.12	2,10	02.82	1.92	02.50	1.70	02.12	1.39	01.60
110	2,17	02.96	2,01	02.66	1.83	02.34	1,61	01.95	1,25	01.38
∞	2,10	02.80	2,01	02.64	1,94	02.51	1,88	02.41	1,83	02.32

SAHLA MAHLA

جدول داربين- واتسون (***Durbin-Watson***) (اختبار من جهة واحدة (test bilatéral : $\alpha = 10\%$ $\alpha = 5\%$; $\rho = 0 / \rho > 0$).

n	$k = 1$		$k = 2$		$k = 3$		$k = 4$		$k = 5$		$k = 6$	
	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2
15	1,08	1,36	0,95	1,54	0,82	1,75	0,69	1,97	0,56	2,21	0,45	2,47
16	1,10	1,37	0,98	1,54	0,86	1,73	0,74	1,93	0,62	2,15	0,50	2,40
17	1,13	1,38	1,02	1,54	0,90	1,71	0,78	1,90	0,67	2,10	0,55	2,32
18	1,16	1,39	1,05	1,53	0,93	1,69	0,82	1,87	0,71	2,06	0,60	2,26
19	1,18	1,40	1,08	1,53	0,97	1,68	0,86	1,85	0,75	2,02	0,65	2,21
20	1,20	1,41	1,10	1,54	1,00	1,68	0,90	1,83	0,79	1,99	0,69	2,16
21	1,22	1,42	1,13	1,54	1,03	1,67	0,93	1,81	0,83	1,96	0,73	2,12
22	1,24	1,43	1,15	1,54	1,05	1,66	0,96	1,80	0,86	1,94	0,77	2,09
23	1,26	1,44	1,17	1,54	1,08	1,66	0,99	1,79	0,90	1,92	0,80	2,06
24	1,27	1,45	1,19	1,55	1,10	1,66	1,01	1,78	0,93	1,90	0,84	2,03
25	1,29	1,45	1,21	1,55	1,12	1,66	1,04	1,77	0,95	1,89	0,87	2,01
26	1,30	1,46	1,22	1,55	1,14	1,65	1,06	1,76	0,98	1,88	0,90	1,99
27	1,32	1,47	1,24	1,56	1,16	1,65	1,08	1,76	1,01	1,86	0,92	1,97
28	1,33	1,48	1,26	1,56	1,18	1,65	1,10	1,75	1,03	1,85	0,95	1,96
29	1,34	1,48	1,27	1,56	1,20	1,65	1,12	1,74	1,05	1,84	0,97	1,94
30	1,35	1,49	1,28	1,57	1,21	1,65	1,14	1,74	1,07	1,83	1,00	1,93
31	1,36	1,50	1,30	1,57	1,23	1,65	1,16	1,74	1,09	1,83	1,02	1,92
32	1,37	1,50	1,31	1,57	1,24	1,65	1,18	1,73	1,11	1,82	1,04	1,91
33	1,38	1,51	1,32	1,58	1,26	1,65	1,19	1,73	1,13	1,81	1,06	1,90
34	1,39	1,51	1,33	1,58	1,27	1,65	1,21	1,73	1,15	1,81	1,08	1,89
35	1,40	1,52	1,34	1,58	1,28	1,65	1,22	1,73	1,16	1,80	1,10	1,88
36	1,41	1,52	1,35	1,59	1,29	1,65	1,24	1,73	1,18	1,80	1,11	1,88
37	1,42	1,53	1,36	1,59	1,31	1,66	1,25	1,72	1,19	1,80	1,13	1,87
38	1,43	1,54	1,37	1,59	1,32	1,66	1,26	1,72	1,21	1,79	1,15	1,86
39	1,43	1,54	1,38	1,60	1,33	1,66	1,27	1,72	1,22	1,79	1,16	1,86
40	1,44	1,54	1,39	1,60	1,34	1,66	1,29	1,72	1,23	1,79	1,17	1,85
45	1,48	1,57	1,43	1,62	1,38	1,67	1,34	1,72	1,29	1,78	1,24	1,84
50	1,50	1,59	1,46	1,63	1,42	1,67	1,38	1,72	1,34	1,77	1,29	1,82
55	1,53	1,60	1,49	1,64	1,45	1,68	1,41	1,72	1,38	1,77	1,33	1,81
60	1,55	1,62	1,51	1,65	1,48	1,69	1,44	1,73	1,41	1,77	1,37	1,81
65	1,57	1,63	1,54	1,66	1,50	1,70	1,47	1,73	1,44	1,77	1,40	1,80
70	1,58	1,64	1,55	1,67	1,52	1,70	1,49	1,74	1,46	1,77	1,43	1,80
75	1,60	1,65	1,57	1,68	1,54	1,71	1,51	1,74	1,49	1,77	1,46	1,80
80	1,61	1,66	1,59	1,69	1,56	1,72	1,53	1,74	1,51	1,77	1,48	1,80
85	1,62	1,67	1,60	1,70	1,57	1,72	1,55	1,75	1,52	1,77	1,50	1,80
90	1,63	1,68	1,61	1,70	1,59	1,73	1,57	1,75	1,54	1,78	1,52	1,80
95	1,64	1,69	1,62	1,71	1,60	1,73	1,58	1,75	1,56	1,78	1,54	1,80
100	1,65	1,69	1,63	1,72	1,61	1,74	1,59	1,76	1,57	1,78	1,55	1,80
150	1,72	1,75	1,71	1,76	1,69	1,77	1,68	1,79	1,66	1,80	1,65	1,82
200	1,73	1,78	1,75	1,79	1,73	1,80	1,73	1,81	1,72	1,82	1,71	1,83

SAHLA MAHLA

النماذج الثلاثة لديكي-فولار البسيط: النموذج الأول: $x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ النموذج الثاني: $x_t = \rho x_{t-1} + \gamma + \varepsilon_t$ النموذج الثالث: $x_t = \rho x_{t-1} + \delta.t + \lambda + \varepsilon_t$	فرضية الجذر الأحادي: $H_0 : \rho = 1 / H_1 : \lvert\rho\rvert < 1$ الفرضيات المشتركة: النموذج الثاني: $H_0^1 : (\gamma;\rho) = (0;1) \sim \Phi_1$ النموذج الثالث: نختبر فيه فرضيتن، وهما: الفرضية الأولى: $H_0^2 : (\lambda;\gamma;\rho) = (0;0;1) \sim \Phi_2$ الفرضية الثانية: $H_0^3 : (\lambda;\gamma;\rho) = (\lambda;0;1) \sim \Phi_3$

جدول التوزيع لـ $t_{\hat{\rho}}$

	عدد المشاهدات	مستوى الدلالة أو الثقة (α)							
	n	0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99
النموذج الأول	025	-2.66	-2.26	-1.95	-1.60	0.92	1.33	1.70	2.16
	050	-2.62	-2.25	-1.95	-1.61	0.91	1.31	1.66	2.08
	100	-2.60	-2.40	-1.95	-1.61	0.91	1.29	1.64	2.03
	250	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.29	1.63	2.01
	500	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.28	1.62	2.00
	∞	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.28	1.62	2.00
النموذج الثاني	025	-3.75	-3.33	-3.00	-2.63	-0.37	0.00	0.34	0.72
	050	-3.58	-3.22	-2.93	-2.60	-0.40	-0.03	0.29	0.66
	100	-3.51	-3.17	-2.89	-2.58	-0.42	-0.05	0.26	0.63
	250	-3.46	-3.14	-2.88	-2.57	-0.42	-0.06	0.24	0.62
	500	-3.44	-3.13	-2.87	-2.57	-0.43	-0.07	0.24	0.61
	∞	-3.43	-3.12	-2.86	-2.57	-0.44	-0.07	0.23	0.60
النموذج الثالث	025	-4.38	-3.95	-3.60	-3.24	-1.14	-0.80	-0.50	-0.15
	050	-4.15	-3.80	-3.50	-3.18	-1.19	-0.87	-0.58	-0.24
	100	-4.04	-3.73	-3.45	-3.15	-1.22	-0.90	-0.62	-0.28
	250	-3.99	-3.69	-3.43	-3.13	-1.23	-0.92	-0.64	-0.31
	500	-3.98	-3.68	-3.42	-3.13	-1.24	-0.93	-0.65	-0.32
	∞	-3.96	-3.66	-3.41	-3.12	-1.25	-0.94	-0.66	-0.33

جدول التوزيع لـ $n.(\hat{\rho}-1)$

	عدد المشاهدات	مستوى الدلالة أو الثقة (α)							
	n	0.01	0.025	0.05	0.10	0.90	0.95	0.975	0.99
النموذج الأول	025	-11.9	-09.3	-07.3	-05.3	1.01	1.40	1.79	2.28
	050	-12.9	-09.9	-07.7	-05.5	0.97	1.35	1.70	2.16
	100	-13.3	-10.2	-07.9	-05.6	0.95	1.31	1.65	2.09
	250	-13.6	-10.3	-08.0	-05.7	0.93	1.28	1.62	2.04
	500	-13.7	-10.4	-08.0	-05.7	0.93	1.28	1.61	2.04
	∞	-13.8	-10.5	-08.1	-05.7	0.93	1.28	1.60	2.03
النموذج الثاني	025	-17.2	-14.6	-12.5	-10.2	-0.76	-0.01	0.65	1.40
	050	-18.9	-15.7	-13.3	-10.7	-0.81	-0.07	0.53	1.22
	100	-19.8	-16.3	-13.7	-11.0	-0.83	-0.10	0.47	1.14
	250	-20.3	-16.6	-14.0	-11.2	-0.84	-0.12	0.43	1.09
	500	-20.5	-16.8	-14.0	-11.2	-0.84	-0.13	0.42	1.06
	∞	20.7	-16.9	-14.1	-11.3	-0.85	-0.13	0.41	1.04
النموذج الثالث	025	-22.5	-19.9	-17.9	-15.6	-3.66	-2.51	-1.53	-0.43

SAHLA MAHLA
المرصد الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

	050	-25.7	-22.4	-19.8	-16.8	-3.71	-2.60	-1.66	-0.65
	100	-27.4	-23.6	-20.7	-17.5	-3.74	-2.62	-1.73	-0.75
	250	-28.4	-24.4	-21.3	-18.0	-3.75	-2.64	-1.78	-0.82
	500	-28.9	-24.8	-21.5	-18.1	-3.76	-2.65	-1.78	-0.84
	∞	-29.5	-25.1	-21.8	-18.3	-3.77	-2.66	-1.79	-0.87

القيم الحرجة للثابت والاتجاه العام.

n	النموذج 2 (الثابت)			النموذج 3					
				الثابت			الاتجاه العام		
	%1	**%5**	**%10**	**%1**	**%5**	**%10**	**%1**	**%5**	**%10**
100	3.22	2.54	2.17	3.78	3.11	2.73	3.53	2.79	3.38
250	3.19	2.53	2.16	3.74	3.09	2.73	3.49	2.79	3.38
500	3.18	2.52	2.16	3.72	3.08	2.72	3.48	2.78	3.38
∞	3.18	2.52	2.06	3.71	3.08	2.72	3.46	2.78	3.38

القيم الحرجة في حالة اختبار الفرضيات المشتركة Φ.

- الفرضية: $H_0^3 : (\lambda;\gamma;\rho) = (\lambda;0;1) \sim \Phi_3$

n	مستوى المعنوية							
	0.01	**0.025**	**0.05**	**0.10**	**0.90**	**0.95**	**0.975**	**0.99**
25	0.74	0.90	1.08	1.33	5.91	7.24	8.65	10.61
50	0.76	0.93	1.11	1.37	5.61	6.73	7.81	9.31
100	0.76	0.94	1.12	1.38	5.47	6.49	7.44	8.73
250	0.76	0.94	1.13	1.39	5.39	6.34	7.25	8.43
500	0.76	0.94	1.13	1.39	5.36	6.30	7.20	8.34
∞	0.77	0.94	1.13	1.39	5.34	6.25	7.16	8.27

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

- الفرضية: $H_0^2 : (\lambda;\gamma;\rho) = (0;0;1) \sim \Phi_2$

n	مستوى المعنوية							
	0.01	**0.025**	**0.05**	**0.10**	**0.90**	**0.95**	**0.975**	**0.99**
25	0.61	0.75	0.89	1.10	4.67	5.68	6.75	8.21
50	0.62	0.77	0.91	1.12	4.31	5.13	5.94	7.02
100	0.63	0.77	0.92	1.12	4.16	4.88	5.59	6.50
250	0.63	0.77	0.92	1.13	4.07	4.75	5.40	6.22
500	0.63	0.77	0.92	1.13	4.05	4.71	5.35	6.15
∞	0.63	0.77	0.92	1.13	4.03	4.68	5.31	6.09

القيم الحرجة لاختبار R

m	R_l	R_u
5	2	10
6	3	11
7	3	13
8	4	14
9	5	15
10	6	16
11	7	17
12	7	17
13	8	19
14	9	20
15	10	22
16	11	23
17	11	25
18	12	26
19	13	27
20	14	28

SAHLA MAHLA
المصدر الأول لمذكرات التخرج في الجزائر

القيم الحرجة لإحصاءة سبيرمان (*Spermane*)

0.002	0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	α
0.001	0.005	0.01	0.025	0.05	0.1	$\alpha.0.5$
-	-	-	-	-	-	n
-	-	-	-	0.8000	0.8000	4
-	-	0.9000	0.9000	0.8000	0.7000	5
-	0.9429	0.8857	0.8286	0.7714	0.6000	6
0.9643	0.8929	0.8571	0.7450	0.6789	0.5357	7
0.9286	0.8571	0.8095	0.7143	0.6190	0.5000	8
0.9000	0.8167	0.7667	0.6833	0.5833	0.4667	9
0.8667	0.7818	0.7333	0.6364	0.5515	0.4424	10
0.8364	0.7545	0.0700	0.6091	0.5273	0.4182	11
0.8182	0.7273	0.6713	0.5804	0.4965	0.3986	12
0.7912	0.6978	0.6429	0.5549	0.4780	0.3791	13
0.7670	0.6747	0.6220	0.5341	0.4591	0.3626	14
0.7464	0.6536	0.6000	0.5179	0.4429	0.3500	15
0.7265	0.6324	0.5824	0.5000	0.4265	0.3382	16
0.7083	0.6152	0.5637	0.4853	0.4118	0.3260	17
0.6904	0.5975	0.5480	0.4716	0.3994	0.3148	18
0.6737	0.5825	0.5333	0.4779	0.3895	0.3070	19
0.6586	0.5684	0.5203	0.4451	0.3789	0.2977	20
0.6455	0.5545	0.5078	0.4351	0.3688	0.2909	21
0.6318	0.5426	0.4963	0.4241	0.3597	0.2829	22
0.6186	0.5306	0.4852	0.4150	0.3518	0.2767	23
0.6070	0.5200	0.4748	0.4061	0.3435	0.2704	24
0.5962	0.5100	0.4654	0.3977	0.3362	0.2646	25
0.5856	0.5002	0.4564	0.3894	0.3299	0.2588	26
0.5757	0.4915	0.4481	0.3822	0.3236	0.2540	27
0.5680	0.4828	0.4401	0.3749	0.3175	0.2490	28
0.5567	0.4744	0.4320	0.3685	0.3113	0.2443	29
0.5479	0.4665	0.4251	0.3620	0.3059	0.2400	30

SAHLA MAHLA