مقدمة في

تحليل نماذج الانحدار باستخدام EVIEWS

AN INTRODUCTION TO ANALYSIS OF REGRESSION MODELS BY EVIEWS

الأستاذ الدكتور

سمير خالد صافي

أستاذ الاحصاء

2015

أ.د. سمير خالد صافي

مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام EVIEWS

2015



المؤلف في سطور:

المؤهلات العلمية

- دكتوراه في الاحصاء - الجامعة الأمريكية بواشنطن - الولايات المتحدة الأمريكية - 2004م.
- ماجستير في الاحصاء - الجامعة الأمريكية بواشنطن - الولايات المتحدة الأمريكية - 1998م.
- بكالوريوس في الاحصاء والحسابات العلمية. جامعة المنصورة – جمهورية مصر العربية - 1993م.

الخبرات الأكاديمية

- نشر العديد من الابحاث العلمية في المجلات العلمية المحلية والدولية المحكمة.
- عضوية هيئة تحرير العديد من المجلات العلمية المحلية والدولية المحكمة.
- أستاذ الاحصاء - كلية التجارة - الجامعة الاسلامية بغزة. فلسطين. 2014م.
- أستاذ الاحصاء المشارك - كلية التجارة - الجامعة الاسلامية بغزة. فلسطين. 2009 -2014م.
- أستاذ الاحصاء المساعد - كلية التجارة - الجامعة الاسلامية بغزة. فلسطين. 2005 -2009م.
- أستاذ الاحصاء المساعد - جامعة جيمس مادبسون (James Madison University) - ولاية فرجينيا الأمريكية. 2004 – 2005م.
- محاضر- جامعة هاورد (Howard University) واشنطن مقاطعة كولومبيا. 2003 - 2004م.
- مدرس -الجامعة الأمريكية (American University) واشنطن مقاطعة كولومبيا. 2000-2004م.
- مدرس - كلية التجارة - الجامعة الاسلامية بغزة. فلسطين. 1998 - 2000م.
- معيد - كلية التجارة - الجامعة الاسلامية بغزة. فلسطين. 1994 - 1997م.

الخبرات الادارية

- نائب عميد كلية التجارة - الجامعة الاسلامية بغزة. فلسطين. 2014م.
- رئيس قسم الاقتصاد والعلوم السياسية بكلية التجارة - الجامعة الاسلامية بغزة. فلسطين. في الفترات 1998-2000م، 2005-2006م، 2011 -2013م.
- عميد خدمة المجتمع والتعليم المستمر- الجامعة الاسلامية بغزة. فلسطين. 2007-2009م.
- نائب عميد خدمة المجتمع والتعليم المستمر- الجامعة الاسلامية بغزة. فلسطين. 2006-2007م.

الخبرات العملية

- خبير واستشاري في التحليل الاحصائي في مختلف المجالات العلمية والتربوية.
- الاشراف على العديد من الدورات التدريبية في مجال التحليل الاحصائي.

الناشر: مكتبة آفاق

شارع اللاتيني – مقابل الجامعة الإسلامية

غزة – فلسطين

تلفون: 2824485

Designed by: www.KhaledSafi.com

مقدمـــة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews

الجزء الثاني

An Introduction to Analysis of Regression Models by EViews

الأستاذ الدكتور

سمير خالد صافي

أستاذ الإحصاء

2015م

الجامعة الإسلامية – غزة
The Islamic University - Gaza
شئون البحث العلمي والدراسات العليا
Ext:1140
Email: research@iugaza.edu.ps

الرقم ج س غ /R2014-02/A/28
التاريخ Date 2014/02/08م

نتيجـــة تحكيـــم كتاب

الأخ الدكتور/ سمير خالد صافي حفظه الله

السلام عليكم ورحمة الله وبركاته،،،

يطيب لنا أن نبعث إليكم بخالص تقديرنا لرغبتكم في تحكيم الكتاب الموسوم بـــ:

مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام Eviews

وبعد استيفاء كافة إجراءات التحكيم الخاصة بهذا الكتاب والاطلاع على تقارير المحكمين، فقد تقرر

"أن هذا الكتاب صالح ككتاب تدريسي للتقدم به للترقية"

مع تمنياتنا بدوام التقدم والاهتمام بالبحث العلمي.

والله ولي التوفيق،،،

نائب الرئيس لشئون البحث العلمي والدراسات العليا

أ.د. محمد موسى شبات

صورة للملف .

P.O. Box 108, Rimal, Gaza, Palestine fax: +970 (8) 286 0800 فاكس Tel: +970 (8) 286 0700 ص.ب. 108 الرمال، غزة، فلسطين هاتف
public@iugaza.edu.ps www.iugaza.edu.ps

تقرير المُحَكِمَيْن

الموضوع/ تحكيم كتاب "مقدمـــــة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews"

أولاً: يُشَكِل هذا الكتاب إضافة نوعية للمكتبة العربية في مجال تحليل الانحدار، ويُمكن أن يُستفاد منه لأغراض التدريس في مساق مبادئ الاقتصاد القياسي والتحليل الكمي لطلبة إدارة الأعمال في مرحلة الماجستير.

ثانياً: إن إضافة دليل الاستخدام لبرنامج EViews سيساعد الطلبة على فهم الجانب التطبيقي لنماذج تحليل الانحدار وتمكينهم من استخداماته المختلفة.

ثالثاً: كان الباحث موفقاً في لغة العرض لبساطة ووضوح اللغة والعرض لموضوعات الكتاب.

نتمنى للباحث كل التوفيق وللجامعة الإسلامية مزيداً من التطور في دعم البحث العلمي وخصوصاً الذي يعتمد عليه في التدريس.

مع كل الاحترام والتقدير



© جميع حقوق الطبع والنشر محفوظة للمؤلف

لا يجوز نشر أي جزء من هذا الكتاب أو إعادة طبعه أو اختزان مادته العلمية أو نقله بأي صورة كانت إلكترونية أو ميكانيكية أو بالتصوير أو خلاف ذلـــك دون موافقة كتابية من المؤلف.

بسم الله الرحمن الرحيم

وَآتَاكُم مِّن كُلِّ مَا سَأَلْتُمُوهُ وَإِن تَعُدُّواْ نِعْمَتَ ٱللَّهِ لاَ تُحْصُوهَا إِنَّ ٱلإِنْسَانَ لَظَلُومٌ كَفَّارٌ إبراهيم (34)

وَإِن تَعُدُّواْ نِعْمَةَ ٱللَّهِ لاَ تُحْصُوهَآ إِنَّ ٱللَّهَ لَغَفُورٌ رَّحِيمٌ النحل (18)

ثُمَّ بَعَثْنَاهُمْ لِنَعْلَمَ أَيُّ الحِزْبَيْنِ أَحْصَىٰ لِمَا لَبِثُواْ أَمَدا الكهف (12)

وَيَقُولُونَ يٰوَيْلَتَنَا مَالِ هَٰذَا ٱلْكِتَابِ لاَ يُغَادِرُ صَغِيرَةً وَلاَ كَبِيرَةً إِلاَّ أَحْصَاهَا الكهف (49)

لَّقَدْ أَحْصَاهُمْ وَعَدَّهُمْ عَدّاً مريم (94)

إِنَّا نَحْنُ نُحْيِي ٱلْمَوْتَىٰ وَنَكْتُبُ مَا قَدَّمُواْ وَآثَارَهُمْ وَكُلَّ شَيْءٍ أَحْصَيْنَاهُ فِيۤ إِمَامٍ مُّبِينٍ يس (12)

يَوْمَ يَبْعَثُهُمُ ٱللَّهُ جَمِيعاً فَيُنَبِّئُهُمْ بِمَا عَمِلُوۤاْ أَحْصَاهُ ٱللَّهُ وَنَسُوهُ وَٱللَّهُ عَلَىٰ كُلِّ شَيْءٍ شَهِيدٌ المجادلة (6)

يٰأَيُّهَا ٱلنَّبِيُّ إِذَا طَلَّقْتُمُ ٱلنِّسَآءَ فَطَلِّقُوهُنَّ لِعِدَّتِهِنَّ وَأَحْصُواْ ٱلْعِدَّةَ الطلاق (1)

لِّيَعْلَمَ أَن قَدْ أَبْلَغُواْ رِسَالاَتِ رَبِّهِمْ وَأَحَاطَ بِمَا لَدَيْهِمْ وَأَحْصَىٰ كُلَّ شَيْءٍ عَدَداً الجن (28)

عَلِمَ أَن لَّن تُحْصُوهُ فَتَابَ عَلَيْكُمْ المزمل (20)

وَكُلَّ شَيْءٍ أَحْصَيْنَاهُ كِتَاباً النبأ (29)

صدق الله العظيم

الإهـــداء

.. إلى روح والديَّ..

تكريماً وإجلالاً واعترافاً بفضلهما وتضحياتهما

﴿وَاخْفِضْ لَهُمَا جَنَاحَ الذُّلِّ مِنْ الرَّحْمَةِ وَقُلْ رَّبِّ ارْحَمْهُمَا كَمَا رَبَّيَانِي صَغِيراً﴾

(الإسراء، 24)

.. إلى زوجتي الغالية..

التي كانت وما تزال حافزاً إلى كل ما أقوم به من أعمال

والتي بذلت الكثير من الجهد والتضحية بحب وحنان

.. إلى أبنائي وبناتي..

تعويضاً عن ساعات وأيام وشهور العمل الطويلة

التي قضيتها منعزلاً وبعيداً عنهم.

شكر و تقدير

عن أبي هريرة مرفوعاً: " **لا يشكر الله من لا يشكر الناس**" وهو حديث صحيح صححه الألباني. إسناد صحيح رواه الإمام أحمد والبخاري وأبو داود والترمذي وابن حبان والطيالسي.

أود أن أتقدم بالشكر الجزيل والتقدير لكل من ساهم في أن يخرج هذا الكتاب إلى النور... إلى الإخوة الزملاء وذلك لمراجعتهم هذا الكتاب وملاحظاتهم القيمَّة والتي ساهمت في تنقيح هذه الطبعة، راجياً من الله العلي القدير أن يجعل ذلك في ميزان حسناتهم جميعاً. أخص بالشكر:

شئون البحث العلمي والدراسات العليا في الجامعة الإسلامية بغزة وذلك على الدعم المادي للكتاب.

الشكر موصول لكلٍ من الأستاذ الدكتور محمد إبراهيم مقداد– أستاذ الاقتصاد في الجامعة الإسلامية بغزة، الأستاذ الدكتور عبدالله محمد الهبيل – أستاذ الإحصاء في جامعة الأزهر بغزة، الدكتور خليل أحمد النمروطي– أستاذ الاقتصاد المشارك في الجامعة الإسلامية، الدكتور رائد بشير صالحة – أستاذ الإحصاء المشارك في الجامعة الإسلامية، الدكتور أكرم إسماعيل سمور – أستاذ إدارة الأعمال المساعد في الجامعة الإسلامية بغزة، الدكتور بسام عبدالجواد أبوحمد – أستاذ الإدارة الصحية المساعد في جامعة القدس أبو ديس، الدكتور حازم إسماعيل الشيخ أحمد - أستاذ الإحصاء المساعد في جامعة القدس

المفتوحة، الدكتور سيف الدين يوسف عودة – أستاذ الاقتصاد المساعد ومسئول فريق السياسة النقدية والأسواق المالية في سلطة النقد الفلسطينية بغزة، الأستاذ إبراهيم عابد المدرس بقسم الاقتصاد والإحصاء التطبيقي في الجامعة الإسلامية.

كما أتقدم بخاص بالشكر والتقدير إلى الأستاذ محمد مروان بربخ – المدرس بقسم الاقتصاد والإحصاء التطبيقي في الجامعة الإسلامية الذي بذل جهداً كبيراً في طباعة جزءاً كبيراً من الكتاب، وكذلك الشكر موصول لأبنائي خالد، حمزة، وعلي لمساهمتهم في طباعة أجزاء من هذا الكتاب.

المؤلف

أ. د. سمير خالد صافي

قائمة المحتويات

قائمة المحتويات ..... م
قائمة الجداول ..... ف
قائمة الأشكال ..... ر
التقديم ..... ث
المقدمة ..... ج ج
الفصل الثامن 37
التداخل الخطي المتعدد 37
1.8 مقدمة 39
2.8 الافتراضات التقليدية لطريقة المربعات الصغرى العادية 40
3.8 الخصائص الحسابية لمُقدّرات المربعات الصغرى العادية 42
4.8 الخصائص الإحصائية لمُقدّرات المربعات الصغرى العادية 43
5.8 طبيعية مشكلة التداخل الخطي المتعدد 46
1.5.8 التداخل الخطي المتعدد التام 46
2.5.8 التداخل الخطي المتعدد غير التام 47
6.8 أسباب وجود التداخل الخطي المتعدد 49
7.8 الآثار المترتبة على وجود التداخل الخطي المتعدد 50
8.8 اكتشاف التداخل الخطي المتعدد 52
1.8.8 معاملات الارتباط الخطية الثنائية الكبيرة 52
2.8.8 معامل التحديد R^2 53
3.8.8 قيمتا اختباري F و T 53
4.8.8 معامل تضخم التباين Variance Inflation Factor (VIF) 54
9.8 معالجة مشكلة التداخل الخطي المتعدد 57
10.8 تطبيقات عملية 61
11.8 تمرينات عملية 78
الفصل التاسع 81
الارتباط الذاتي (التسلسلي) 81
1.9 مقدمة 83

2.9 طبيعة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية 84
1.2.9 الارتباط الذاتي النقي Pure Autocorrelation 84
2.2.9 الارتباط الذاتي غير النقي: Impure Autocorrelation 85
3.9 أسباب وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية 86
4.9 الآثار المترتبة على وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية 88
5.9 اكتشاف الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية 88
6.9 اختبار داربن - واتسون Durbin-Watson Test 90
1.6.9 شروط استخدام اختبار داربن - واتسون 91
2.6.9 اختبار الارتباط الذاتي الموجب 92
3.6.9 اختبار الارتباط الذاتي السالب 94
4.6.9 اختبار الارتباط الذاتي من طرفين 95
5.6.9 عيوب اختبار داربن - واتسون 96
6.6.9 العلاقة بين DW وقيمة ρ المُقدّرة 97
7.9 معالجة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية 98
1.7.9 طريقة الفرق الأول 99
2.7.9 طريقة المربعات الصغرى المعممة 99
3.7.9 طريقة نيوي - ويست للأخطاء المعيارية 105
8.9 تطبيقات عملية 106
9.9 تمرينات عملية 122

الفصل العاشر 127

عدم تجانس (اختلاف) التباين 127

1.10 مقدمة 129
2.10 طبيعة عدم تجانس التباين 129
1.2.10 عدم تجانس التباين النقي 130
2.2.10 عدم تجانس التباين غير النقي 132
3.10 أسباب عدم تجانس التباين 132
4.10 الآثار المترتبة على عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي 133
5.10 طرق اكتشاف عدم تجانس التباين 135
1.5.10 توصيف النموذج 135
2.5.10 طبيعة البيانات 135
3.5.10 الرسم البياني 135
4.5.10 اختبار معامل سبيرمان لارتباط الرتب 136
5.5.10 اختبار بارك 137
6.5.10 اختبار وايت 138
7.5.10 اختبار جليسر 140

8.5.10 اختبار برويش - باجان - جود فريي 142
9.5.10 اختبار هارفيHarvey Test 143
10.5.10 طريقة المجموعتين 144
6.10 معالجة مشكلة عدم تجانس التباين حد الخطأ العشوائي 146
1.6.10 طريقة المربعات الصغرى المرجحة (الموزونة) WLS Method 146
2.6.10 طريقة تصحيح الأخطاء المعيارية 150
3.6.10 طريقة إعادة تعريف المتغيرات 151
7.10 تطبيقات عملية 152
8.10 تمرينات عملية 180

الفصل الحادي عشر 183

حالات عملية 183

1.11 مقدمة 185
2.11 الحالة العملية الشاملة 185
تحليل مدى قدرة القطاع المصرفي الفلسطيني على جذب المدخرات وتأثيرها على التنمية الاقتصادية 185
3.11 حالات عملية إضافية 224
1.3.11 الحالة العملية الأولى 224
تقدير حجم الاقتصاد غير الرسمي في الأراضي الفلسطينية 224
2.3.11 الحالة العملية الثانية 227
تقدير دالة الطلب على استهلاك الكهرباء للقطاع العائلي في فلسطين 227
3.3.11 الحالة العملية الثالثة 230
الاستثمار الأجنبي في الأراضي الفلسطينية وأثره على التنمية الاقتصادية 230

الملاحق 233

ملحق A: الجداول الإحصائية 235

A1: جدول التوزيع الطبيعي المعياري: قيم Z السالبة 235
A2: جدول التوزيع الطبيعي المعياري: قيم Z الموجبة 237
A3: جدول توزيع T 239
A4: جدول توزيع مربع كاي 241
A5: جدول توزيع F 243
A6: القيم الحرجة للاختبار DW – النموذج يشتمل على المقدار الثابت 249
A7: القيم الحرجة للاختبار DW– النموذج لا يشتمل على المقدار الثابت 253

ملحق B: الأحرف اليونانية GREEK ALPHABET 255

ملحق C: المصطلحات الإحصائية STATISTICAL VOCABULARIES 257

المراجع.....265
أولاً: قائمة المراجع باللغة العربية 267
ثانياً: قائمة المراجع باللغة الإنجليزية 269

قائمة الجداول

جدول (1.8) قيم معامل التحديد و VIF المقابلة.....55
جدول (2.8): نتائج اختبار Covariance Analysis- التطبيق العملي (1.8) 62
جدول (3.8): نتائج اختبار معامل تضخم التباين (VIF) - التطبيق العملي (1.8) 64
جدول (4.8): نتائج اختبار Covariance Analysis - التطبيق العملي (2.8) 65
جدول (5.8): نتائج اختبار معامل تضخم التباين (VIF) - التطبيق العملي (2.8) 66
جدول (6.8): نتائج اختبار (VIF) بعد إعادة تحويل المتغيرات- التطبيق العملي (2.8) 68
جدول (7.8): نتائج اختبار Covariance Analysis - التطبيق العملي (3.8) 69
جدول (8.8): نتائج اختبار معامل تضخم التباين (VIF) - التطبيق العملي (3.8) 70
جدول (9.8): نتائج نموذج عدد الإصابات – التطبيق العملي (4.8) 72
جدول (10.8): نتائج اختبار Covariance Analysis - التطبيق العملي (4.8).....73
جدول (11.8): نتائج اختبار معامل تضخم التباين (VIF) - التطبيق العملي (4.8) 74
جدول (12.8): نتائج نموذج عدد الإصابات – بعد إعادة تعريف المتغيرات 75
جدول (13.8): نتائج اختبار Covariance Analysis بعد إعادة تعريف المتغيرات 76
جدول (14.8): نتائج (VIF) بعد إعادة تعريف المتغيرات - التطبيق العملي (4.8) 77
جدول (1.9): نتائج نموذج النقد 109
جدول (2.9): نتائج نموذج النقد باستخدام طريقة الفرق الأول 110
جدول (3.9): نتائج نموذج النقد لتقدير قيمة ρ باستخدام AR(1).....111
جدول (4.9): نتائج نموذج النقد لتقدير قيمة ρ باستخدام SM(-1) 112
جدول (5.9): نتائج نموذج النقد بعد التحويل باستخدام AR(1) 114
جدول (6.9): نتائج نموذج النقد بعد التحويل باستخدام SM(-1) 116
جدول (7.9): نتائج نموذج الواردات 118
جدول (1.10): نتائج نموذج مستوى المخزون.....153
جدول (2.10): نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey في نموذج مستوى المخزون.....157
جدول (3.10): نتائج اختبار Harvey في نموذج مستوى المخزون.....158

جدول (4.10): نتائج اختبار Glejser في نموذج مستوى المخزون 158
جدول (5.10): نتائج اختبار General White Test في نموذج مستوى المخزون..... 159
جدول (6.10): نتائج اختبار White في نموذج مستوى المخزون 159
جدول (7.10): نتائج اختبار بارك Park Test في نموذج مستوى المخزون 160
جدول (8.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود..... 162
جدول (9.10): نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey في نموذج استهلاك الوقود 166
جدول (10.10): نتائج اختبار Harvey في نموذج استهلاك الوقود 166
جدول (11.10): نتائج اختبار Glejser في نموذج استهلاك الوقود 166
جدول (12.10): نتائج اختبار General White في نموذج استهلاك الوقود 167
جدول (13.10): نتائج اختبار White في نموذج استهلاك الوقود..... 167
جدول (14.10): نتائج اختبار بارك Park Test في نموذج استهلاك الوقود 169
جدول (15.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود باستخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة - المتغير الموزون (REG)..... 171
جدول (16.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود باستخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة - المتغير الموزون (REG) مباشرة..... 173
جدول (17.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود باستخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة - المتغير الموزون (ABS(RES)) 174
جدول (18.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود باستخدام طريقة White 176
جدول (19.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود باستخدام طريقة HAC(Newey-West)..... 177
جدول (20.10): نتائج اختبار White في نموذج استهلاك الوقود المُحَوّل- المتغير الموزون (REG) 178
جدول (21.10): نتائج اختبار White في نموذج استهلاك الوقود المُحَوّل- المتغير الموزون (ABS(RES)) 178
جدول (22.10): نتائج اختبار White في نموذج استهلاك الوقود المُحَوّل باستخدام طريقة " وايت" 179
جدول (23.10): نتائج اختبار White لنموذج استهلاك الوقود المُحَوّل باستخدام طريقة " نيوي-ويست" 179
جدول (1.11): نتائج نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل الفائدة 201

جدول (2.11): نتائج فترة الثقة لنموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل الفائدة..... 204
جدول (3.11): نتائج نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على حجم التضخم وإجمالي الناتج المحلي 210
جدول (4.11): نتائج فترة الثقة لنموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على حجم التـــضخم وإجمـــالي الناتج المحلي..... 212
جدول (5.11): نتائج اختيار Covariance Analysis - نموذج انحدار حجم الودائع..... 215
جدول (6.11): نتائج اختيار معامل تضخم التباين (VIF) - لنموذج انحدار حجم الودائع..... 216
جدول (7.11): نتائج نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية باستخدام طريقة الفرق الأول 218
جدول (8.11): نتائج نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية لتقدير قيمة ρ باستخدام AR(1)..... 219
جدول (9.11): نتائج نموذج حجم الودائع الادخارية لتقدير قيمة ρ باستخدام SAV(-1)..... 220
جدول (10.11): نتائج نموذج حجم الودائع الادخارية بعد التحويل باستخدام AR(1) 220
جدول (11.11): نتائج نموذج حجم الودائع الادخارية بعد التحويل باستخدام SAV(-1) 222
جدول (12.11): نتائج اختبار General White في نموذج حجم الودائع الادخارية..... 223

قائمة الأشكال

شكل (1.8): التداخل الخطي المتعدد التام 47
شكل (2.8): التداخل الخطي المتعدد غير التام 48
شكل (3.8): المربع الحواري للاختيار Covariance Analysis 61
شكل (4.8): كتابة النموذج في حالة تحويل المتغيرات - التطبيق العملي (2.8) 67
شكل (1.9): عدم وجود الارتباط الذاتي 89
شكل (2.9): الارتباط الذاتي الموجب 89
شكل (3.9): الارتباط الذاتي السالب 90
شكل (4.9): اختبار الارتباط الذاتي الموجب 93
شكل (5.9): اختبار الارتباط الذاتي السالب 95
شكل (6.9): اختبار الارتباط الذاتي من طرفين 96
شكل (7.9): المربع الحواري للاختيار New Object 107
شكل (8.9): المربع الحواري لإدخال نموذج النقد 108
شكل (9.9): المربع الحواري لإدخال نموذج النقد باستخدام AR(1) 113
شكل (1.10): عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي - نموذج الاستهلاك على الدخل 131
شكل (2.10): المربع الحواري للاختيار Forecast 154
شكل (3.10.أ): شكل انتشار RES^2 مقابل S 155
شكل (3.10.ب): شكل انتشار RES^2 مقابل R 155
شكل (3.10.ج): شكل انتشار RES^2 مقابل IF 156
شكل (4.10): اختبارات عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي - 1 156
شكل (5.10): اختبارات عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي - 2 157
شكل (6.10.أ): شكل انتشار RES^2 مقابل REG 164
شكل (6.10.ب): شكل انتشار RES^2 مقابل TAX 164
شكل (6.10.ج): شكل انتشار RES^2 مقابل IF 165
شكل (7.10): المربع الحواري لتطبيق طريقة المربعات الصغرى المرجحة WLS 170
شكل (8.10): المربع الحواري لتطبيق طريقة المربعات الصغرى المرجحة WLS مباشرة 172

شكل (9.10): المربع الحواري لتطبيق طريقة White لمعالجة عدم تجانس حد الخطأ العشوائي ... 175
شكل (1.11): الحالة العملية الأولى - فتح ملف (1)..... 193
شكل (2.11): الحالة العملية الأولى - فتح ملف (2)..... 194
شكل (3.11): الحالة العملية الأولى- تحويل البيانات السنوية إلى ربعية..... 196
شكل (4.11): شكل الانتشار لنموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل الفائدة 199
شكل (5.11): رسم خط انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل الفائدة..... 202
شكل (6.11): شكل الانتشار لنموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على حجم التضخم وإجمالي الناتج المحلي..... 208

التقديم

الأستاذ الدكتور/ محمد إبراهيم مقداد

مساعد نائب الرئيس للبحث العلمي والدراسات العليا

الجامعة الإسلامية - غزة

يسعدني أن أكتب تقديماً لكتاب " تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews"، وقد كنت كتبت كتاباً في القياس الاقتصادي وواجهت مشاكل عدة فيما يتعلق بنماذج الانحدار وشروطها وعلاج مشكلاتها بالبرامج السائدة، إلى أن اطلعت على هذا الكتاب لمؤلفه الأستاذ الدكتور/ سمير صافي الذي أثرى المكتبة العربية بدراسة نماذج الانحدار باستخدام EViews. وقد اطلعت على الكتاب وسعدت بمحتوياته، سواء ما يتعلق بسهولة عرض البرنامج وسهولة معالجة البيانات وحل المشكلات التي تواجه الانحدار البسيط والمتعدد، كمشكلة الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين أو التداخل الخطي المتعدد. وكذلك في عرضه للصيغ الرياضية المختلفة لنماذج الانحدار، واستخدامه لبرنامج جديد وسهل الاستخدام للباحثين وطلبة الماجستير والدكتوراه فيما يتعلق بالتحليل الكمي للبيانات.

هذا الكتاب يعتبر مرجعاً هاماً للباحثين ومحللي البيانات، ونوصي كل طلبة العلم والخريجين وطلبة الدراسات العليا باقتنائه واعتماد آلياته في عملية التحليل لما يتسم به من دقة المعلومة وسهولة عرضها وقدرة الباحث غير المتخصص على تطبيقها.

ومن الجدير بالذكر أن الأستاذ الدكتور/ سمير صافي مشهود له بحسن الكتابة وسرعة التجاوب مع احتياجات الطلبة والباحثين ومع متطلبات البرامج الجديدة؛ مما يجعلنا نستقبل كتاباته بجدية واهتمام وننصح بها جميع المهتمين. وإلى مزيد من التقدم في خدمة العلم وطلابه.

الأستاذ الدكتور/ عبدالله محمد الهبيل

أستاذ الإحصاء

كلية الاقتصاد والعلوم الإدارية

جامعة الأزهر - غزة

يشرفني في هذا المقام أن أسرد بكلمات قليلة تقديم لكتاب " مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews" من تأليف الأخ الزميل الأستاذ الدكتور/ سمير خالد صافي. حيث يتناول هذا الكتاب موضوع مهم في الإحصاء ألا وهو تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews والذي بحاجة ماسة له من قبل الباحثين والطلبة المتخصصين في المجالات الاقتصادية في مرحلتي البكالوريوس والدراسات العليا.

من وجهة نظري أن موضوعات هذا الكتاب قد تم عرضها بأسلوب مُبَسط وسهل فهمه، واعتمد المؤلف على منهجية تجمع ما بين النظرية الاقتصادية والتحليل الإحصائي. أتمنى أن يلقى هذا الكتاب والذي يعتبر من الكتب المتخصصة والمتميزة والتي تفتقر لها المكتبة العربية اهتماماً من الطلبة والباحثين على حدٍ سواء، راجياً من الله العلي القدير أن يجعل ذلك الجهد المُميز للأخ المؤلف في ميزان حسناته.

والله الموفق،،،

الدكتور/ خليل أحمد النمروطي

رئيس قسم الاقتصاد والعلوم السياسية

أستاذ الاقتصاد المشارك

الجامعة الإسلامية - غزة

إنه لمن دواعي سروري أن أقدم كتاب " مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدامEViews7" من تأليف الأخ الزميل الأستاذ الدكتور/ سمير خالد صافي لطلبة الدراسات العليا والباحثين في المجال الاقتصادي.

ومن خلال قراءتي واطلاعي على الكتاب لمست تنوعاً وترابطاً في المواضيع التي عرضها المؤلف، وقد اتسم أسلوب العرض بالتسلسل المنطقي والأسلوب الشيق وذلك من خلال العديد من الأمثلة التطبيقية والحالات العملية التي عرضها المؤلف. وقد اجتهد المؤلف بشكل واضح بإثراء الكتاب بالعديد من الأمثلة الاقتصادية وكيفية تطبيقها وتحليلها من خلال برنامج EViews7.

ختاماً وبكل ثقة يعتبر الكتاب مرجعاً رئيساً هاماً في الاقتصاد القياسي يخدم جميع الباحثين وطلبة الدراسات العليا بكيفية استخدام نماذج الانحدار لتفسير الظواهر الاقتصادية المختلفة.

مع خالص الأمنيات بالتوفيق والنجاح الدائم للمؤلف

الدكتور/ سيف الدين يوسف عودة

مسئول فريق السياسة النقدية والأسواق المالية

سلطة النقد الفلسطينية

لعل المتتبع للمكتبة العربية في مجال كتب الإحصاء التطبيقي باستخدام بعض البرامج الحاسوبية يدرك أن هناك وفرة نسبية ربما في تطبيقات الإحصاء باستخدام برنامج SPSS ولكنه سرعان ما يكتشف النقص الحاد في الكتب التي تعالج موضوعات الإحصاء باستخدام برنامج (EViews) بما يتضمنه هذا البرنامج من صفات ومزايا تميزه عن برنامج SPSS، ولذلك ندرك سريعاً مدى أهمية الكتاب الذي بين أيدينا اليوم بعنوان " مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews" من تأليف الأخ الزميل الأستاذ الدكتور/ سمير خالد صافي، والذي يقدم فيه إضافة جديدة يسد بها ثغرة من الثغرات التي تعاني منها مكتبتنا العربية، ويحاول دوماً توفير مادة علمية تشرح أساليب الإحصاء لمستخدميها، خاصةً من غير المتخصصين في الإحصاء بأسلوب سهل ومشوق وواضح.

إن هذا الكتاب بما يتضمنه من موضوعات غاية في الأهمية لاسيما موضوعات الانحدار سواء لطلبة البكالوريوس أو طلبة الدراسات العليا أو لمختلف الباحثين، وبأسلوب تطبيقي سهل وممتع يعتبر الكتاب الأول في فلسطين " حسب علمي واطلاعي" الذي يشرح هذه الموضوعات باستخدام برنامج (EViews)، وهذا سيعزز بالتأكيد من قدرات الطلبة والباحثين في مختلف مستوياتهم وتخصصاتهم على إجراء التحليل الإحصائي لبيانات أبحاثهم أو رسائلهم العلمية بأنفسهم دون حاجة للجوء إلى مكاتب التحليل الإحصائي.

أستطيع القول بكل طمأنينة كبيرة أن هذا الكتاب يتسم بالأسلوب الواضح والمتدرج في عرض فصوله بدءاً من الأساليب الإحصائية الوصفية ومروراً بموضوعات الانحدار ومشاكله الإحصائية وكيفية علاجها، ويبتعد عن تعقيدات المعادلات الرياضية والإحصاء الرياضي، ويشرح ويُفسر مخرجات التحليل الإحصائي بطريقة واقعية وعملية من خلال العديد من الأمثلة والحالات التطبيقية الواقعية، وبالتالي فهو يتميز بصفتين أساسيتين: الأولى أنه يشرح أهم موضوعات الإحصاء وأكثرها استخداما في الحياة العملية من قبل الباحثين أو الطلبة ألا وهي موضوعات الانحدار بأسلوب عملي لغير المتخصصين في مجال الإحصاء، والثانية أنه يشرح هذه الموضوعات باستخدام أكثر البرامج الحاسوبية استخداماً من قبل المتخصصين ألا وهو برنامج (EViews).

لا يسعني في هذا المقام إلا أن أشكر وأهنئ أخي العزيز الأستاذ الدكتور/ سمير صافي على هذا الانجاز العلمي الهام والذي لم يكن الأول بالطبع، ولن يكون الأخير بإذن الله، ونشجعه دوماً على استكمال هذه الخطوة بالمزيد من الخطوات الأخرى في مجال شرح الموضوعات الأخرى في الإحصاء باستخدام البرامج الإحصائية المختلفة، وأسأل الله العلي القدير أن يجعل ذلك في ميزان حسناته، وفي ميزان حسنات والديه رحمهما الله وأسكنهما الفردوس الأعلى (فقد اخبرني أن هذا الكتاب لا يبغي من ورائه كسباً أو غاية دنيوية وإنما هو صدقة جارية عن روح والديه)، وأن يجزيه عنا وعن طلبة العلم وعن كل من سيستفيد من هذا الكتاب خير الجزاء إنه نعم المولى ونعم المجيب، وآخر دعوانا أن الحمد لله رب العالمين.

الدكتور/ رائد بشير صالحة

أستاذ الإحصاء المشارك

قسم الرياضيات-كلية العلوم

الجامعة الإسلامية - غزة

إنه لمن بواعث السرور و الفخر في نفسي أن أقدم لكتاب أخي العزيز الأستاذ الدكتور/ سمير خالد صافى وهو بعنوان "مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews" وبعد دراستي للكتاب فلقد لمست مدى الجهد الذي بذله المؤلف في عرض الموضوعات وتوضيحها بأسلوب شيق وسهل للاستيعاب والفهم من قبل القارئ مما يجعل دراسته ميسرة لطلبة البكالوريوس فضلاً عن طلبة الدراسات العليا ولكل من له اهتمام بالعمل الإحصائي.

فبداية إن اختيار المؤلف لموضوع الكتاب ينم عن الإدراك الواسع من قبله لحاجة المكتبة العربية من موضوعات جديدة، فإن هذا الكتاب هو الأول من نوعه من حيث أنه يعرض استخدام البرنامج الإحصائي EViews والذي يتمتع بدرجة عالية من الدقة في تحليل نماذج الانحدار. كما أن موضوعات فصول الكتاب تمنح القارئ الفرصة ليكون مطلعاً على أهم وأحدث التطورات في تحليل نماذج الانحدار والكتاب يزخر بالتطبيقات العملية والأمثلة التوضيحية.

وفى ختام تقديمي هذا أتقدم بالشكر الجزيل لأخي الأستاذ الدكتور/ سمير خالد صافى على ما بذله من جهد ووقت في إخراج هذا الكتاب لنا بهذه الكيفية المتميزة وأن يجعله الله في ميزان حسناته و أن ينفع بعلمه كل طالب علم.

الدكتور/ بسام عبـــدالجواد أبـــو حمد

أستاذ الإدارة الصحية المساعد

جامعة القدس أبو ديس

فرع غزة

إنه لمن دواعي فخري وغبطتي أن أُسطر بعض الكلمات في هذا الكتاب القَيم الـــذي ألفـــه الزميل العزيز الأستاذ الدكتور/ سمير خالد صافي. شعرت بالفخر وأنا أطالع صفحات هذا الكتاب لأسباب عديدة، فالتأليف والمساهمة في عالم المعرفة متطلـــب يجـــب بالـــضرورة التركيز عليه لتعزيز دورنا كفلسطينيين في المساهمة الإنـــسانية، ولـــدحض الادعـــاءات المغرضة بأننا أمة تعيش في غياهب الظلام والتخلف.

إن هذا الكتاب في مجال الإحصاء يغطي جانباً مهماً من العلوم وضـــرورياً لـــيس فقط للعلوم الطبيعية بل أيضاً للعلوم الإنسانية. الإحصاء كعلم يعطي معلومة مفيدة ومنظمة وذات مصداقية عالية وأساس في تطور المجتمعات ورقيها.

إن تركيز الكتاب على نماذج الانحدار يعتبر أيضاً إضافة نوعية كونها من أكثـــر الطرق الإحصائية دقة وتحديداً. كم كنت سعيداً عندما قرأت كتاب إحصاء باللغة العربيـــة، بنماذج وتطبيقات عملية من واقع المجتمع العربي مستأنساً بثقافته الغزيرة.

أتمنى للباحثين والقراء الاستمتاع والاستفادة من قراءة هذا الكتاب، وأتمنى للمؤلف كل الصحة والعافية لتقديم المزيد من المؤلفات في هذا المجال الهام.

والله الموفق،،،

الدكتور/ حازم إسماعيل الشيخ أحمد

أستاذ الإحصاء الرياضي المساعد

جامعة القدس المفتوحة - غزة

مع ما نشهده من تطور مذهل في شتى فروع علوم الاقتصاد، تظهر الحاجة إلى تطـــوير البرمجيات التطبيقية المرافقة التي تعكس الجوانب الإحـــصائية المـــساندة لتلـــك الفـــروع وخاصة تلك المرتبطة بموضوعات الاقتصاد القياسي، وقد شرفت بالاطلاع على كتـــاب " مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews"، للأستاذ الدكتور/ سمير خالد صافي والذي تناول العديد من العناوين والموضوعات المهمة والمتنوعة بأسلوب متدرج، مزاوجاً بين النظرية والتطبيق.

إن هذا الكتاب بلغته العربية الرصينة لهو إضافة علمية متميزة للمكتبـــة العربيـــة التي لا زالت بحاجة للمزيد من الجهود البحثية لمثل تلك البرمجيات الحديثة، وقـــد صـــيغ بأسلوب يتميز بالدقة والوضوح المتسلسل معتمدا على الرسوم التوضيحية لنوافذ وتعليمات برنامج EViews في غير موضع من الكتاب.

ومع ما تقدم فإنني مطمئن للقول بان هذا الكتاب قـــدم جانـــب مـــن موضـــوعات الاقتصاد القياسي بأسلوب شيق وقد غطى الجوانب التطبيقية الأساسية لتلك الموضـــوعات بطريقة تفصيلية سلسة خاصة في موضوع الانحدار بأنواعه وبتفصيلاته.

أخيراً أسأل الله تعالى أن يثقل بهذا الجهد موازين زميلنا الفاضل الأخ الأســـتاذ الـــدكتور/ سمير صافي وان يجزيه عنا خير الجزاء. كما أتمنى أن يكون هذا الكتاب منطلقا للمزيـــد من الجهود الخيرة وعوناً للباحثين وللطلبة العرب وإثراءً للمكتبة العربية.

المقدمة

لقد تعددت مجالات وتطبيقات علم الاقتصاد القياسي الكمي والذي يعتبر تحليل نماذج الانحدار أحد مكوناته الأساسية. يعتبر موضوع الانحدار واحد من الموضوعات الحيوية والمهمة في علم الإحصاء، ويهدف إلى تفسير مختلف الظواهر وبخاصة الظواهر الاقتصادية منها، معتمداً في ذلك على القياس الفعلي والدقيق للمتغيرات موضع الدراسة واستنباط العلاقات فيما بينها باستخدام النظرية العلمية والأساليب الإحصائية والرياضية وبرامج الحاسوب الجاهزة والتي تعتبر بمثابة العمود الفقري للاقتصاد القياسي في العصر الحالي.

إن بناء نماذج الانحدار أصبح الأداة الرئيسة في تقدير مكونات العلوم المختلفة بصورة عامة والنظرية الاقتصادية بصورة خاصة، وذلك بإيجاد تقديرات عددية تكون أقرب إلى الواقع؛ بهدف أن تكون تلك التقديرات أكثر منطقية وقبولاً. لقد حرصت في هذا الكتاب على التوفيق بين النظرية الاقتصادية واختيار الأساليب الإحصائية المناسبة؛ من أجل إيجاد تقديرات كمية دقيقة لبناء نماذج الانحدار المناسبة والتي يمكن استخدامها للمساعدة في التنبؤ واتخاذ القرار المناسب للظاهرة المراد دراستها.

هناك الكثير من برامج الحاسوب التي تقوم بالمعالجة الإحصائية للظواهر الاقتصادية؛ إلا أنها تفتقر إلى المعالجة الشاملة التي يحتاجها الباحثون والطلبة في مختلف مستوياتهم في الاقتصاد القياسي. يعتبر برنامج EViews الأكثر استخداماً بين

الاقتصاديين والإحصائيين على حد سواء ويشتمل البرنامج على الكثير من الموضـــوعات التي يتناولها الاقتصاد القياسي.

اعتمدت منهجية هذا الكتاب على الجمـــع بـــين النظريـــة الاقتـــصادية والتحليـــل الإحصائي ذو العلاقة بعلم الاقتصاد وبالتالي تنحصر مهمة الإحصائي في تقديم الأســـاليب الإحصائية بصورة عامة وعلى المتخصصين في فروع العلم المختلفة اســـتخدام المناســـب منها لأغراضهم المعرفية والبحثية على حدٍ سواء، إذ يضع الإحصائيون القواعد والأســـس الواجب إتباعها وذلك من حيث تصميم وجمع البيانات وتنظيمهـــا وعرضـــها ووصـــفها إحصائياً وتحليلها وكذلك التفسيرات والتعميمات الإحصائية المتعلقة بالنتائج.

لقد تم الأخذ بعين الاعتبار توضيح الجانب النظري للأسلوب الإحصائي من خلال الشرح المبسط، وذلك باستخدام بيانات اقتصادية حقيقية لمشكلات بحثيـــة، يتبعهـــا شـــرح مفصل خطوة بخطوة لطريقة تحليل هذه المشكلات البحثية باستخدام EViews، ثم شـــرح مفصل للنتائج وكيفية فهمها وكتابتها في التقرير النهائي. وتم أيضاً عرض المادة العلميـــة والعملية بأسلوب شيق وميسر من أجل تحقيق الأهداف المنشودة بشكل أفضل.

ونظراً لتعدد الحاجة إلى كتاب باللغة العربية ويتناول برنامج EViews، وكـــذلك لافتقار المكتبة العربية إلى كتب متخصصة والتي تتناول تحليل نماذج الانحدار باســـتخدام برنامج EViews ولحاجة الكثير من الباحثين والطلبة - وخصوصاً الاقتصاديين مـــنهم - على اختلاف مستوياتهم وتخصصاتهم وخاصة طلبة الدراسات العليا، وكذلك العاملين فـــي مجال البحوث الإدارية التطبيقية، وكذلك تشجيع العديد من الزملاء على ضرورة إتمام هذا العمل لما فيه مصلحة الجميع؛ لهذه الأسباب وغيرها فقد رأيت أنه من واجبـــي أن أقـــوم

بإعداد كتاب مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews بأسلوب مبسط وشامل لمستخدمي هذا البرنامج ليلبي حاجة الباحثين والطلبة بأقل جهد ووقت ممكنين. ومتجنباً الإكثار من استخدام المعادلات الرياضية حتى يستطيع الباحثون الذين لديهم خلفية بسيطة عن الرياضيات فهم طبيعة نماذج الانحدار القياسية وحلول التطبيقات العملية والتمارين المختلفة. وفي هذا الكتاب تم عرض تحليل نماذج الانحدار باستخدام برنامج EViews من خلال الإصدار السابع للبرنامج.

تم إعداد وتصميم هذا الكتاب "مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews" بأسلوب مبسط ليسهل فهمه واستيعابه على الطلبة والباحثين. ويعتبر هذا الكتاب مقدمة مهمة لدراسة موضوع تحليل السلاسل الزمنية والتنبؤ والتي سنتعرض إليها من خلال كتاب منفصل ليحقق هذا الغرض إن شاء الله سبحانه وتعالى. يصلح هذا الكتاب للتدريس الجامعي للطلبة في مرحلتي البكالوريوس والماجستير، ويمكن شرح موضوعات هذا الكتاب في فصل دراسي واحد.

تم تقسيم الكتاب إلى أحد عشر فصلاً: تناول **الفصل الأول** طبيعة الاقتصاد القياسي، حيث يناقش هذا الفصل تعريف، أهداف، ومنهجية الاقتصاد القياسي. كذلك توصيف، تقدير، ومعالجة النموذج القياسي المُقدّر ومن ثم تقييم القوة التنبؤية للنموذج. كذلك تم التعرف على طبيعة البيانات موضحاً أنواع المتغيرات المختلفة مثل المتغيرات الاسمية، الترتيبية، الفترية، والنسبية. ثم تم عرض أنواع البيانات المختلفة مثل بيانات السلاسل الزمنية، البيانات المقطعية "اللحظية"، البيانات المقطعية المُجمعة والطولية المُجمعة، كذلك شرح المتغيرات الوهمية والمتغيرات الموسمية. أما **الفصل الثاني** فيبدأ

بإعطاء مقدمة عن برنامج EViews وذلك عن طريق التعرف على طريقة إعداد والتعامل مع برنامج EViews. ينتقل **الفصل الثالث** لدراسة إدخال البيانات، حيث يعرض هذا الفصل طريقة إنشاء ورقة عمل وإدخال بيانات السلاسل الزمنية، البيانات المقطعية، البيانات المقطعية المُجمعة والطولية المُجمعة. كذلك والتعرف على طرق عرض ومراجعة البيانات. **الفصل الرابع** يعرض معالجة البيانات وذلك من خلال التعرف إلى دوال EViews بما فيها الدوال الرياضية، السلاسل الزمنية، الدوال الإحصائية، ودوال التوزيعات الإحصائية، كذلك يتناول هذا الفصل طريقة استحداث (إنشاء) متغيرات جديدة، ثم يشرح هذا الفصل كذلك تحويل البيانات ذات التكرار الأقل إلى الأكبر، أو العكس. بينما يتناول **الفصل الخامس** توصيف النموذج وذلك من خلال عرض أهم الصيغ الرياضية لنماذج الانحدار ومنها: الصيغة الخطية، التربيعية، العكسية، كثيرة الحدود. يتناول هذا الفصل أيضاً تعريف واستخدام متغيرات متباطئة زمنياً والمتغيرات الوهمية واختيار المتغيرات المستقلة. كما ناقش كلٌّ من **الفصل السادس والسابع** موضوعي الانحدار الخطي البسيط والمتعدد وذلك من خلال التعرف على الاختبارات الإحصائية لمعالم الانحدار الخطي، فترات الثقة لمعالم الانحدار، العلاقة بين فترات الثقة واختبار الفرضيات من طرفين، وكذلك معرفة اختبار جودة الملاءمة الكلية لنموذج الانحدار الخطي البسيط والمتعدد. في حين جاءت الفصول الثلاثة الأخيرة لتناقش أهم الموضوعات وهو المشاكل القياسية. حيث تم استعراض طبيعية وأسباب المشكلة، والآثار المترتبة عليها، وكذلك اكتشاف ومعالجة المشكلة. حيث جاء **الفصل الثامن** مستعرضاً الافتراضات التقليدية لنموذج الانحدار الخطي وذلك من خلال شرح الافتراضات التقليدية لطريقة المربعات

الصغرى العادية، ومعرفة الخصائص الحسابية والإحصائية لمُقدّرات طريقة المربعات الصغرى العادية، ومن ثم شرح مشكلة التداخل الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة وتداخلها في نموذج الانحدار. أما **الفصل التاسع** فقد جاء ليقدم أهم مشاكل استخدام النماذج القياسية، وهي مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية، ثم جاء **الفصل العاشر** ليناقش عدم تجانس تباين المتغير العشوائي. وأخيراً يعرض الفصل **الحادي عشر** حالة عملية شاملة لمختلف موضوعات فصول الكتاب، وكذلك بعض الحالات العملية من رسائل طلبة الماجستير في قسم اقتصاديات التنمية بكلية التجارة في الجامعة الإسلامية، وذلك بهدف التدريب العملي على نماذج قياسية شاملة من خلال تطبيق الأساليب الإحصائية المناسبة؛ لتصبح رحلة الباحث مع موضوع دراسة نماذج الانحدار شيقة ومثمرة.

ومن الجدير بالذكر بأنه قد تم تخصيص العديد من التطبيقات والأمثلة العملية المحلولة في نهاية كل فصل والتي تم جمعها من البيئة الفلسطينية وذلك في أغلب التطبيقات والتمرينات العملية، وكذلك التمرينات العملية والتي تتعلق بالموضوع ذي العلاقة. ويضم الكتاب العديد من الأمثلة الاقتصادية والحالات العملية ذات العلاقة بالظواهر الاقتصادية وذلك في فصول الكتاب المختلفة.

وتشتمل قائمة الملاحق على ثلاثة ملاحق. حيث يعرض الملحق الأول بعض الجداول الإحصائية مثل التوزيع الطبيعي المعياري، توزيع T، توزيع مربع كاي، توزيع F، والقيم الحرجة لاختبار داربن- واتسون (Durbin-Watson). أما الملحق الثاني فيقدم الأحرف اليونانية، ويحتوي الملحق الثالث على أهم المصطلحات الإحصائية.

يمكن الحصول على جميع ملفات البيانات الخاصة بالتطبيقات العملية، والتمرينات، وكذلك الحالات العملية المختلفة التي تم استخدامها خلال فصول الكتاب من خلال الموقع الشخصي للمؤلف:

http://www.samirsafi.com/reg2014.htm

وأخيراً يسعدني تقديم كتاب مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام برنامج EViews راجياً من الله العلي القدير أن يحقق الهدف المنشود منه بحيث يكون مرشداً نافعاً للطلبة والباحثين في التعرف والإلمام بالمفاهيم الأساسية والتطبيقات العملية لتحليل نماذج الانحدار.

أعتذر مقدماً عن أي خطأ غير مقصود أو سهو عند عرض هذا المُؤلَّف فالكمال لله وحده سبحانه وتعالى. وأسأل الله العلي القدير أن يحوز هذا المُؤلَّف القبول سواء من الطلبة أو المهتمين بدراسة تحليل نماذج الانحدار باستخدام برنامج EViews، ولأنني أؤمن بالنقد البنّاء والتوجيه السليم فإنني سأكون سعيداً لو تلقيت أية ملاحظات أو انتقادات أو آراء من زملائي والدارسين حتى أستطيع من خلال ذلك أن أُدخل على هذا الكتاب التحسينات، والتعديلات، والإضافات في الطبعات القادمة إن شاء الله تعالى والتي من شأنها أن تسهم في تحسينه وتجعله يفي بالأهداف التي وُضِعَ من أجلها.

المؤلف

أ. د. سمير خالد صافي

12 ربيع أول 1436هـ

3 يناير 2015 م

الفصل الثامن

8

التداخل الخطي المتعدد

Multicollinearity

بعد الانتهاء من قراءة هذا الفصل سيكون لدى القارئ القدرة على التعرف على أهم الافتراضات التقليدية لنموذج الانحدار الخطي، وكذلك طبيعة التداخل الخطي المتعدد (التداخل الخطي المتعدد) بين المتغيرات المستقلة وطرق اكتشافه وعلاجه في حالة وجوده وذلك من خلال دراسة الموضوعات التالية:

- الافتراضات التقليدية لطريقة المربعات الصغرى العادية.
- الخصائص الحسابية والإحصائية لمُقدّرات المربعات الصغرى العادية.
- طبيعية مشكلة التداخل الخطي المتعدد.
- أسباب وجود التداخل الخطي المتعدد.
- الآثار المترتبة على وجود التداخل الخطي المتعدد.
- طرق اكتشاف التداخل الخطي المتعدد.
- طرق معالجة مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

1.8 مقدمة

طريقة المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Squares (OLS) هي أسلوب لإيجاد أفضل خط مستقيم يربط العلاقة بين المتغير التابع والمتغير أو المتغيرات المستقلة. وتعتمد هذه الطريقة على أن يكون مجموع المربعات الرأسية لانحرافات القيم الفعلية لكل مشاهدة عن القيم المُقدّرة من خلال الخط المستقيم أقل ما يمكن. وبعبارة أخرى فإن هذه الطريقة تعطي أقل مجموع مربعات لانحرافات النقاط الرأسية عن الخط المستقيم.

ولكي نتمكن من بناء نموذج قياسي دقيق باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير معادلة الانحدار الخطي البسيط في (6.1) أو معادلة الانحدار الخطي المتعدد في (7.1)، يجب توافر مجموعة من الافتراضات العلمية لنحصل على الدقة المطلوبة للنموذج. وتتعلق بعض تلك الافتراضات بتوزيع قيم المتغير العشوائي، والبعض الآخر بالعلاقة بين المتغير التابع والمتغير أو المتغيرات المستقلة، وكذلك افتراضات تتعلق بالعلاقة بين المتغيرات المستقلة ذاتها.

في حالة توافر تلك الافتراضات، فإن طريقة المربعات الصغرى تعطي أفضل النتائج والتقديرات لمعالم الانحدار المجهولة حسب نظرية جاوس – ماركوف (Gauss-Markov)، حيث تشير هذه النظرية أن مُقدّرات هذه الطريقة لها أقل تباين من بين مجموعة المُقدّرات الخطية غير المتحيزة. أما في حالة عدم تحقق تلك الشروط فإن طريقة المربعات الصغرى لا تصبح مناسبة لتقدير معالم الانحدار وذلك لمختلف الظواهر الاقتصادية.

لذلك يجب على الباحث اختبار مدى توافر افتراضات طريقة المربعات الصغرى العادية من عدمه، لأنه في حالة عدم توافرها أو تحققها فإنه ينشأ عن ذلك ظهور بعض المشاكل القياسية للنموذج المستخدم وهذا يجعل استخدام هذه الطريقة غير مناسب لتقدير معالم النموذج القياسي.

2.8 الافتراضات التقليدية لطريقة المربعات الصغرى العادية
The Classical Assumptions for OLS

النموذج الاحتمالي الخاص بالحد العشوائي (العنصر العشوائي) ε يختص بتحديد المتوسط الحسابي، التباين، التغاير، كما يمكن تحديد نوعية التوزيع الاحتمالي الخاص بالحد العشوائي.

أهم الافتراضات الخاصة بحد الخطأ العشوائي:

1. **حد الخطأ العشوائي:**

ε_i عبارة عن حد الخطأ العشوائي، وهذا يعني أن كل قيمة من قيم ε_i وفي أي فترة زمنية تعتمد على الصدفة، وقد تكون هذه القيمة سالبة، موجبة، أو مساوية للصفر.

2. **المتوسط الحسابي:**

القيمة المتوقعة لحد الخطأ العشوائي ε تساوي صفراً، وهذا يعني أن كل قيمة من قيم المتغير المستقل سوف تأخذ قيماً مقابلة لحد الخطأ العشوائي ε_i، وهذه القيمة قد تكون أكبر أو أصغر أو مساوية للصفر، وحاصل جمع هذه القيم يكون مساويا للصفر وبالتالي المتوسط الحسابي لـ ε_i يساوي صفراً، أي أن:

$$E(\varepsilon_i) = 0 \qquad (8.1)$$

وبذلك فإن معادلة الانحدار الخطي البسيط في (6.1) تصبح على النحو التالي:

$$E(Y_i)=\hat{Y}_i=\beta_0+\beta_1 X_{1i} \qquad (8.2)$$

وكذلك فإن معادلة الانحدار الخطي المتعدد في (7.1) تصبح على النحو التالي:

$$E(Y_i)=\hat{Y}_i=\beta_0+\beta_1 X_{1i}+\beta_2 X_{2i}+\cdots+\beta_k X_{ki} \qquad (8.3)$$

3. التباين:

تباين حد الخطأ العشوائي يكون ثابتاً ومتجانس في كل فترة ولكل قيم X_i، وهذا يعني أن تباين قيم ε_i حول متوسطها يكون ثابتاً في كل فترة زمنية وبالنسبة لجميع قيم المتغير المستقل X_i، أي أن:

$$Var(\varepsilon_i)=E(\varepsilon_i^2)=\sigma_\varepsilon^2 \qquad (8.4)$$

4. التوزيع الطبيعي:

حد الخطأ العشوائي له توزيع طبيعي، وهذا يعني أن توزيع ε_i حول متوسطه الحسابي يكون متماثلاً وذلك عند كل قيمة من قيم المتغير المستقل X_i. هذا الفرض ليس ضرورياً للوصول إلى تقديرات معالم الانحدار عن طريق استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، ولكنه مهم لإجراء الاختبارات المتعلقة بمعنوية هذه المعالم. ونتيجة لهذا الفرض فإن توزيع Y وكذلك توزيع المعاينة لمعالم الانحدار المقدرة تتبع أيضاً التوزيع الطبيعي، وهذا يمكننا من استخدام كلٍ من اختباري T، F.

ملاحظة: يمكن وضع الافتراضات الأربعة السابقة على النحو التالي:

$$\varepsilon_i \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2) \qquad (8.5)$$

5. التغاير والارتباط:

حدود الخطأ العشوائي غير مرتبطة ذاتياً فيما بينها، أي أن القيم المختلفة التي يأخذها المتغير العشوائي ε_i عند كل قيمة من قيم المتغير المستقل تكون مستقلة عن بعضها البعض. بالتالي فإن التباين المشترك لـ ε_i مع ε_j لأي قيم i, j يكون مساويًا للصفر، أي أن:

$$Cov\left(\varepsilon_i, \varepsilon_j\right) = \mathrm{E}\left(\varepsilon_i\, \varepsilon_j\right) = 0,\ for\ i \neq j,\ i, j = 1, 2, \ldots, n \qquad (8.6)$$

6. المتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة) غير مرتبطة مع حد الخطأ العشوائي

المتغير المستقل X يأخذ قيماً ثابتة في المعاينات المتكررة فيكون X و ε غير مرتبطان (مستقلان). وهذا يعني أن قيم ε_i تكون غير مرتبطة بأي من المتغيرات المستقلة، أي أن:

$$Cov\left(X_i, \varepsilon_i\right) = \mathrm{E}\left(X_i\, \varepsilon_i\right) = X_i\, \mathrm{E}\left(\varepsilon_i\right) = 0 \qquad (8.7)$$

7. المتغيرات المستقلة غير مرتبطة خطياً فيما بينها

يعتبر عدم الارتباط بين المتغيرات المستقلة في حالة الانحدار الخطي المتعدد أحد افتراضات استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، أي عدم وجود ارتباط خطي متعدد.

3.8 الخصائص الحسابية لمُقدّرات المربعات الصغرى العادية

خط الانحدار المُقدّر $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \mathrm{X}_i$ له الخصائص الحسابية التالية:

1. يمر الخط المقدر من نقطة متوسطات العينة لـــ X، Y.
2. القيمة المتوسطة لقيم $\hat{Y}$ تساوى القيمة المتوسطة لقيم Y.
3. مجموع البواقي (انحرافات القيم الفعلية عن القيم المُقدّرة) يساوى صفر، أي أن:

$$\sum_{i=1}^{n} e_i = \sum_{i=1}^{n} \left(Y_i - \hat{Y}\right) = 0 \qquad (8.8)$$

4. البواقي e_i لا ترتبط بـــ X_i
5. البواقي e_i لا ترتبط بالقيمة المقدرة لـــ Y_i

4.8 الخصائص الإحصائية لمُقدّرات المربعات الصغرى العادية

تتميز مُقدَرات المعالم المستنتجة من خلال طريقة المربعات الصغرى العادية على الخصائص الإحصائية التالية:

1. **المُقدّرات الخطية: Linear Estimators**

مُقدّرات طريقة المربعات الصغرى العادية تكون خطية في مشاهدات المتغير التابع.

2. **المُقدّرات غير المتحيزة: Unbiased Estimators**

مُقدّرات طريقة المربعات الصغرى العادية تعتبر غير متحيزة، أي أن القيمة المتوقعة لتلك المُقدّرات تساوى القيمة الحقيقة للمعلمة، فمثلاً:

$$E\left(\hat{\beta}\right) = \beta \qquad (8.9)$$

وهذا يعني أن $\hat{\beta}$ تعتبر غير متحيزة للمعلمة الحقيقة β.

3. الكفاءة: Efficiency

تشير نظرية جاوس – ماركوف (Gauss- Markov) إلى كفاية مُقدّرات طريقة المربعات الصغرى العادية، حيث تنص النظرية على ما يلي:

بافتراض تحقق الافتراضات الكلاسيكية لنموذج الانحدار مقدرات المربعات الصغرى العادية هي أفضل مقدرات خطية غير متحيزة من جميع كل المقدرات غير المتحيزة الخطية."

- مع ملاحظة أن:
- شرط التوزيع الطبيعي غير ضروري في هذه النظرية، وأن كلمة أفضل
- تعني أن مُقدّرات طريقة المربعات الصغرى العادية لها أقل تباين.

مما سبق يتضح أن مُقدّرات طريقة المربعات الصغرى العادية هي أفضل مُقدّرات خطية غير متحيزة(Best Linear Unbiased Estimators (BLUE.

يوجد نوعان من الاختبارات لمعرفة مدى توافر هذه الافتراضات هما:

- الاختبارات غير الرسمية (Informal Tests)
- الاختبارات الرسمية (Formal Tests)

ويقصد بالاختبارات غير الرسمية بأنها تلك الاختبارات التي تعتمد على الرسم البياني لتشخيص المشكلة، بينما الاختبارات الرسمية فهي تعتمد على الاختبارات الإحصائية في تشخيص المشكلة، أو بعبارة أخرى الطرق الرقمية أو الكمية لتشخيص المشكلة؛ وهي بالتالي أكثر دقة وضوحاً في عملية اكتشاف المشكلة لذلك فتعطي الاختبارات الرسمية نتائج أكثر دقة من الاختبارات غير الرسمية.

سوف نناقش في الفصل الحالي والفصلين التاليين ثلاث مشاكل قياسية رئيسة هي:

- مشكلة التداخل الخطي المتعدد (Multicollinearity).
- مشكلة الارتباط الذاتي (Autocorrelation –serial correlation).
- مشكلة عدم تجانس (اختلاف) التباين (Heteroskedasticity).

وسيتم تناول خمس نقاط رئيسة لكل مشكلة من تلك المشاكل وهي:

- طبيعية المشكلة The Nature of the Problem
- أسباب المشكلة The Reasons of the Problem
- الآثار المترتبة عليها The Consequences of the Problem
- اكتشاف المشكلة Detection of the Problem
- معالجة المشكلة Remedy of the Problem

وكذلك سيتم شرح تطبيقات عملية لاكتشاف ومعالجة المشكلة باستخدام ***EViews***.

سنناقش في هذا الفصل أحد افتراضات نموذج الانحدار الخطي المتعدد وهو عدم وجود ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة، وفي حالة عدم تحقق هذا الافتراض، أي إذا كان هناك ارتباط خطي بين المتغيرات المستقلة فإن ذلك يدل على وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

نناقش في هذا الفصل خمس نقاط رئيسة هي:

- طبيعية التداخل الخطي المتعدد The Nature of Multicollinearity
- أسباب التداخل الخطي المتعدد The Reasons of Multicollinearity
- الآثار المترتبة على التداخل الخطي المتعدد

The Consequences of Multicollinearity

- اكتشاف التداخل الخطي المتعدد Detection of Multicollinearity
- معالجة التداخل الخطي المتعدد Remedy of Multicollinearity

5.8 طبيعية مشكلة التداخل الخطي المتعدد

The Nature of Multicollinearity

التداخل الخطي المتعدد أو الارتباط الخطي المتعدد هو مصطلح مكون من ***Multi*** وتعني متعدد، ***Co*** وتعني مشترك أو متداخل أو مرتبط، و ***Linearity*** وتعني خطي. وهو يعني وجود علاقة خطية تامة أو قريبة من الخطية بين المتغيرات المستقلة. من الجدير بالذكر أنه في معظم المتغيرات الاقتصادية يوجد درجة من التداخل بين المتغيرات المستقلة. وينقسم التداخل الخطي المتعدد إلى قسمين:

1.5.8 التداخل الخطي المتعدد التام

Perfect Multicollinearity

في هذه الحالة يكون هناك ارتباط خطي تام بين بعض أو كل المتغيرات المستقلة، أي أن معامل الارتباط فيما بينها يساوي الواحد الصحيح، وفي هذه الحالة لا يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية، وبذلك يكون من الصعب الحصول على قيم عددية، فمثلاً:

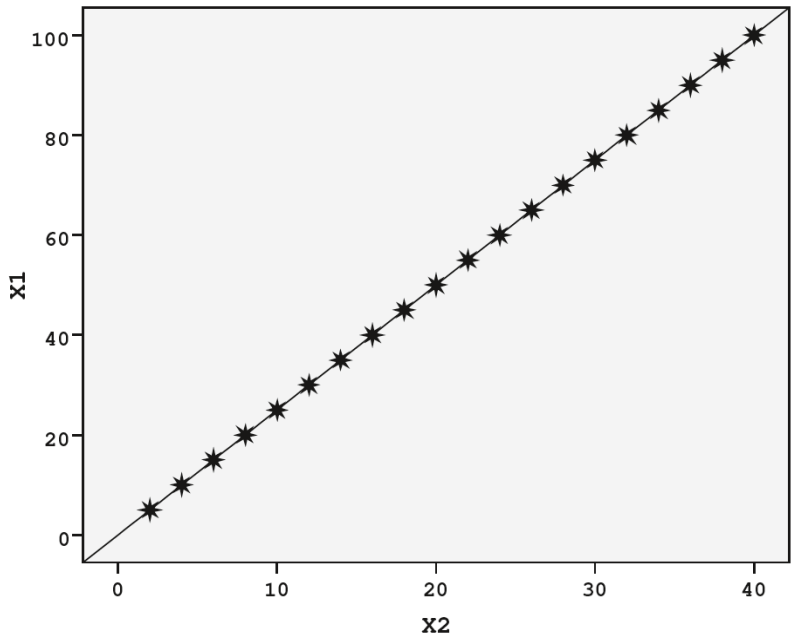
$$X_{1i} = a_0 + a_1 X_{2i}$$

حيث أن a_0 , a_1 ثابتان ويكون الحد العشوائي في هذه العلاقة منعدم، وأن X_1 , X_2 متغيران مستقلان في النموذج التالي:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$$

حيث أن: Y : المتغير التابع، X_1 , X_2 المتغيران المستقلان.

شكل (1.8) يوضح وجود ارتباط خطي تام بين المتغيرين X_1 , X_2 .



شكل (1.8): التداخل الخطي المتعدد التام

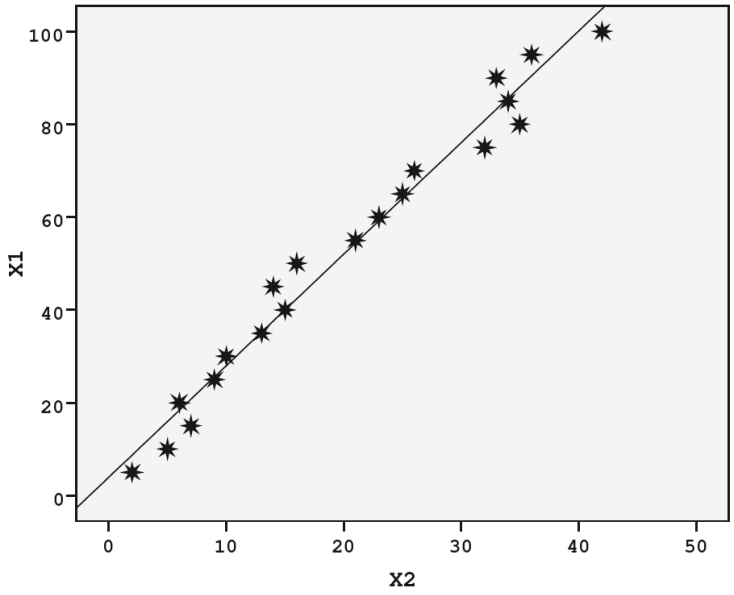
2.5.8 التداخل الخطي المتعدد غير التام

Imperfect Multicollinearity

في التطبيقات العملية من الصعب أن يكون هناك ارتباط تام بين المتغيرات المستقلة، وإنما وجود درجة معينة من الارتباط بين هذه المتغيرات، أي أن معامل الارتباط بين أي زوج من المتغيرات المستقلة يقع بين الصفر والواحد الصحيح، فمثلاً:

$$X_{1i} = a_0 + a_1 X_{2i} + \varepsilon_i$$

حيث ε_i حد الخطأ العشوائي والذي يُحوِّل العلاقة بين X_1 , X_2 من علاقة مؤكدة إلى احتمالية. شكل (2.8) يوضح وجود ارتباط خطي قوي (غير تام) بين المتغيرين X_1 , X_2 .



شكل (2.8): التداخل الخطي المتعدد غير التام

ملاحظة:

إذا كان معامل الارتباط بين المتغيرات المستقلة مساوياً للصفر، فإن المتغيرات المستقلة تسمى بالمتغيرات المتعامدة والتي يكون تغايرها مساوياً للصفر، وفي هذه الحالة ليس من المفيد إجراء انحدار خطي متعدد للمتغير التابع على المتغيرات المستقلة، حيث أن كل

معلمة من معاملات الانحدار β_i يمكن تقديرها بإجراء انحدار خطي بسيط للمتغير التابع على كل متغير من المتغيرات المستقلة.

6.8 أسباب وجود التداخل الخطي المتعدد

The Reasons of Multicollinearity

من أهم أسباب وجود التداخل الخطي المتعدد ما يلي:

- المتغيرات الاقتصادية تتغير معاً مع مرور الزمن سواء بالزيادة أو النقصان، فمثلاً نجد أن الدخل والاستهلاك والادخار تزداد في الوضع الاقتصادي الجيد (وضع الانتعاش)، بينما هذه المتغيرات تميل إلى الانخفاض في حالة الوضع الاقتصادي السيئ (وضع الانكماش)، وحيث أن هناك ارتباط بين هذه المتغيرات فإن التداخل الخطي المتعدد سوف يتحقق.
- استخدام المتغيرات المستقلة المتباطئة زمنياً (Lagged variables) في النموذج المراد تقديره، فمثلاً X_t , X_{t-1} حيث نجد أن قيمة الدخل في الفترة الزمنية (X_t) يتحدد جزئياً بواسطة قيمته في الفترة الزمنية السابقة (X_{t-1})، وحيث أن هناك ارتباط بين القيم المتتالية لمتغير ما فإن التداخل الخطي المتعدد سوف يتحقق.
- وبناء على ذلك فإن التداخل الخطي المتعدد غالبا يتحقق في حالة اتجاه المتغيرات الاقتصادية للتغير معاً مع مرور الزمن، وكذلك في النماذج التي تحتوي على المتغيرات المستقلة المتباطئة زمنياً (Distributed Lag Models).

7.8 الآثار المترتبة على وجود التداخل الخطي المتعدد
The Consequences of Multicollinearity

أولاً: في حالة التداخل الخطي المتعدد التام:

التداخل الخطي المتعدد التام يعنى وجود علاقة خطية تامة بين المتغيرات المستقلة. في هذه الحالة لا يمكن الحصول على تقديرات لمعالم الانحدار، وكذلك فإن الأخطاء المعيارية لتلك التقديرات تكون كبيرة جداً.

ثانيا: في حالة التداخل الخطي المتعدد غير التام

التداخل الخطي المتعدد غير التام يعنى وجود علاقة خطية كبيرة بين المتغيرات المستقلة ولكنها ليست تامة. توجد في هذه الحالة خمسة آثار رئيسة هي:

1. تقديرات معاملات معالم معادلة الانحدار تكون غير متحيزة إحصائياً، أي أن قيم معاملات تلك المعالم المتوقعة تساوى قيم المعالم الحقيقية بالرغم من وجود درجة كبيرة من التداخل الخطي المتعدد، ولكن قيمتها العددية تكون غير دقيقة.
2. تباينات معاملات الانحدار وبالتالي أخطائها المعيارية تكون كبيرة، وتزداد كلما كانت درجة العلاقة الخطية بين المتغيرات المستقلة كبيرة، ويترتب على زيادة قيم الأخطاء المعيارية ما يلي:

أ. اتساع فترات الثقة لمعالم الانحدار والحصول على استنتاجات وتعميمات زائفة بالنسبة لنتائج الاختبارات الإحصائية.

ب. من الصعب التمييز بين المتغير المستقلة المهمة وغير المهمة في النموذج، حيث تكون هناك فرصة كبيرة للحصول على أخطاء أكبر لمقدرات معالم الانحدار في

حالة التداخل الخطي المتعدد منه في حالة عدم وجوده، مما يؤدي إلى حذف بعض المتغيرات المستقلة المهمة مما يؤدي إلى انخفاض قيمة معامل التحديد المُعدَّل.

ج. على الرغم من أن تقديرات معاملات معالم الانحدار تكون غير متحيزة، ولكنها تتبع توزيعات ذات تباينات كبيرة وبالتالي أخطاء معيارية كبيرة.

1. بناء على ما ذكر في (2) فإنه يتم الحصول على قيم صغيرة لاختبارات (t)، مما يؤدي إلى عدم رفض فرض غير صحيح، أي زيادة الوقوع في الخطأ من النوع الثاني، وبالتالي عدم معنوية معالم الانحدار.
2. قيمة معامل التحديد R^2 تكون كبيرة نظراً لوجود علاقة قوية بين المتغيرات المستقلة، ولكن غالبية معالم الانحدار تكون غير معنوية إحصائياً حسب ما تم ذكره في (3).
3. تصبح مقدرات معاملات الانحدار حساسة لأي تغيرات في تحديد نموذج الانحدار، فمثلاً:

أ. إضافة أو حذف متغيرات مستقلة، أو حتى مشاهدات قليلة قد يؤدي إلى تغيرات كبيرة في قيم المعاملات المُقدّرة في حالة وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد بشكل كبير.

ب. عند حذف متغير مستقل غير مؤثر (غير دال إحصائياً)، فإن معاملات الانحدار المتبقية في النموذج تتغير بشكل كبير، قد تتغير إشارة تلك المعاملات من (-) أو (+)،

أو العكس. بالإضافة إلى أن المتغيرات المتبقية قد تتحول هي أيضاً من متغيرات مؤثرة إلى متغيرات غير مؤثرة، أو العكس.

8.8 اكتشاف التداخل الخطي المتعدد

Detection of Multicollinearity

من المعلوم أن التداخل الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة يكون موجوداً في معظم العلاقات الاقتصادية، حيث أن تلك المتغيرات ترتبط بدرجات مختلفة بين بعضها البعض. نحن نتساءل دائماً عن قوة وجود التداخل الخطي المتعدد وليس مجرد وجوده. هناك العديد من الاختبارات الخاصة لاكتشاف التداخل الخطي المتعدد نعرض أربعة منها كالتالي:

1.8.8 معاملات الارتباط الخطية الثنائية الكبيرة

إذا كان معامل الارتباط الخطي البسيط بين متغيرين مستقلين كبيراً فهذا مؤشر على وجود التداخل الخطي المتعدد. اعتبر بعض الباحثين الاقتصاديين أن معامل الارتباط مساوياً 0.5 أو أكثر يدل على وجود التداخل الخطي المتعدد، ولكن يرى البعض الآخر أن قيمة معامل الارتباط تكون كبيرة إذا تسببت في زيادة الأخطاء المعيارية لمعاملات الانحدار المهمة. يمكن اعتبار أن أكبر قيمة لمعامل الارتباط بين Y وكل متغير من المتغيرات المستقلة كقاعدة عامة للحكم على خطورة وجود التداخل الخطي المتعدد، فإذا كان معامل الارتباط بين أي زوج من أزواج المتغيرات المستقلة أكبر من تلك القيمة، فإن ذلك يدل على خطورة وجود التداخل الخطي المتعدد.

في هذه الحالة يجب ملاحظة ما يلي:

1. في حالة وجود أكثر من متغيرين مستقلين، فإنه قد يكون معامل الارتباط الخطي البسيط صغيراً، ولكن درجة التداخل الخطي المتعدد في النموذج تكون كبيرة.
2. لا يمكن الاعتماد على هذه الطريقة في حالة وجود علاقة خطية بين أحد المتغيرات المستقلة وباقي المتغيرات المستقلة الأخرى، فمثلاً $X_1 = 3X_2 - 0.5X_3 + \varepsilon$.

2.8.8 معامل التحديد R^2

من الطرق المهمة لاختبار وجود التداخل الخطي المتعدد هو ارتفاع قيمة معامل التحديد R^2، وفي نفس الوقت عدم معنوية بعض أو كل معاملات الانحدار الخطي باستخدام اختبار (t)، أي عدم معنوية بعض أو كل المتغيرات المستقلة. ارتفاع قيمة معامل التحديد، تعني أنه يوجد على الأقل متغير مستقل واحد معنوياً. تعتبر هذه الطريقة دليلاً على وجود علاقة خطية قوية بين المتغيرات المستقلة.

3.8.8 قيمتا اختباري F و T

عندما تكون قيمة F كبيرة فإننا نتوقع أن يكون على الأقل أحد المتغيرات المستقلة دال إحصائياً (معنوياً)، ولكن مع وجود التداخل الخطي المتعدد فإن ذلك قد لا يحدث. هذه الطريقة أحياناً لا تعمل بكفاءة في حالتين:

- إذا كان هناك خمسة متغيرات مستقلة مثلاً، ولكن التداخل الخطي المتعدد موجود في ثلاثة متغيرات مستقلة منهم مثلاً.
- هذه الطريقة أحياناً لا تساعد في معرفة أي من المتغيرات قد يكون السبب في خطورة وجود التداخل الخطي المتعدد.

4.8.8 معامل تضخم التباين Variance Inflation Factor (VIF)

كما تم الإشارة إليه مسبقاً فإن التداخل الخطي المتعدد يظهر نتيجة العلاقة بين متغير أو أكثر من المتغيرات المستقلة بالمتغيرات المستقلة الأخرى. لذلك فإن أحد طرق معرفة أي من هذه المتغيرات المستقلة يرتبط خفياً أكثر مع بقية المتغيرات المستقلة الأخرى، هي إجراء مجموعة من معادلات الانحدار لكل متغير مستقل على مجموعة من المتغيرات المستقلة الأخرى وحساب معامل التحديد الناتج من كل معادلة انحدار.

يقيس معامل تضخم التباين VIFمقدار الزيادة في تباين مُقدّرات معالم الانحدار نتيجة وجود التداخل الخطي المتعدد فكلما كانت قيمة معامل VIF كبيرة، زاد تباين التقديرات وبالتالي أخطائها المعيارية، ونتيجة لذلك تقل قيمة اختبار T المستخدمة في اختبارات معنوية تلك المعالم.

طريقة حساب معامل تضخم التباين(VIF):

تعتمد طريقة حساب معامل التضخم على ثلاث خطوات هي:

1. إجراء انحدار X_i على جميع المتغيرات المستقلة الأخرى، فمثلاً $i=1$، فإن معادلة الانحدار تكون:

$$X_1=\beta_0+\beta_1X_2+\beta_2X_3+\cdots+\beta_kX_k+\varepsilon \qquad (8.10)$$

2. نحسب قيمة معامل التحديد غير المعدل R_1^2

3. نحسب قيمة VIF لـــ $\hat{\beta}_1$ من المعادلة التالية:

$$VIF(\hat{\beta}_1)=\frac{1}{1-R_1^2} \qquad (8.11)$$

حيث R_1^2 قيمة معامل التحديد من الخطوة السابقة.

نلاحظ من خلال المعادلة (8.11) ما يلي:

- عندما يكون $R_1^2=1$ أي وجود ارتباط تام بين المتغير المستقل X_1 وباقي المتغيرات المستقلة الأخرى الموجودة في النموذج فإن قيمة $\text{VIF}\left(\hat{\beta}_1\right)=\infty$.
- عندما يكون $R_1^2=0$ أي عدم وجود ارتباط بين المتغير المستقل X_1 وباقي المتغيرات المستقلة الأخرى الموجودة في النموذج فإن قيمة $\text{VIF}\left(\hat{\beta}_1\right)=1$.
- بناء على الملاحظتين السابقتين فإن $1\le \text{VIF}\left(\hat{\beta}_1\right)\le\infty$

وبذلك يمكن القول بأنه كلما زادت قيمة R_1^2 واقتربت من الواحد الصحيح فان قيمة VIF تزداد وتصل إلى أكبر قيمة لها وهي ∞، بينما كلما قلت قيمة R_1^2 واقتربت من الصفر، فان قيمة VIF تقل وتصل إلى أصغر قيمة لها وهي الواحد الصحيح. جدول (1.8) يوضح بعض قيم R_i^2، VIF.

جدول (1.8) قيم معامل التحديد وVIF المقابلة

R^2	VIF
0	1
0.5	2
0.8	5
0.9	10
0.99	100

- يمكن استخدام مقلوب VIF كمؤشر للحكم على خطورة التداخل الخطي المتعدد ويسمى بفترة السماح (Tolerance)، وكلٍ منها يعطيان نفس الاستنتاج فمثلاً إذا كانت $VIF = 5$، فإن قيمة $TOL = 0.2$، وهذا يعني أنه إذا كان $VIF > 5$ مؤشر على خطورة التداخل الخطي المتعدد، فإن $TOL < 0.2$ يعطي نفس الاستنتاج.
- حيث لا توجد جداول إحصائية يمكن استخدامها لمعرفة ما إذا كانت قيمة VIF كبيرة من عدمه، لكن اتفق الباحثون على أنه إذا زادت قيمة VIF عن 5 فإن ذلك مؤشر على وجود التداخل الخطي المتعدد في نموذج الانحدار الخطي المتعدد.

عند استخدام VIF للحكم على وجود التداخل الخطي المتعدد يجب ملاحظة ما يلي:

- كلما زاد عدد المتغيرات المستقلة فإنه من المناسب زيادة القيمة 5 تدريجياً.
- يستخدم VIF لمعرفة درجة الخطورة الناتجة عن التداخل الخطي المتعدد، ولكن ليس للحكم على ما إذا كان التداخل الخطي المتعدد موجوداً أم لا، وذلك لأن التداخل الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة يكون موجوداً غالباً بدرجات متفاوتة في الظواهر الاقتصادية المختلفة.

طريقة أخرى للحكم على وجود التداخل الخطي المتعدد:

1. احسب VIF_i، حيث $i = 1,2,\ldots,K$، K عدد المتغيرات المستقلة في النموذج
2. احسب المتوسط الحسابي للقيم في (1) أي أن:

$$\overline{VIF} = \frac{\sum_{i=1}^{K} VIF_i}{K} \qquad (8.12)$$

3. احسب قيمة معامل التحديد R^2 لنموذج الانحدار الخطي للمتغير التابع Y على جميع المتغيرات المستقلة، ثم احسب قيمة VIF من خلال المعادلة التالية:

$$\text{VIF} = \frac{1}{1-R^2} \qquad (8.13)$$

4.أ- مقارنة قيمة $\overline{\text{VIF}}$ في (8.12) مع قيمة VIF في (8.13)، فإذا كانت قيمة $\overline{\text{VIF}} > \text{VIF}$، فإن ذلك يدل على خطورة وجود التداخل الخطي المتعدد والعكس صحيح.

4.ب- مقارنة قيمة VIF_i مع قيمة $\overline{\text{VIF}}$ فإذا كانت قيمة $\text{VIF}_i > \overline{\text{VIF}}$، فإن ذلك يدل على أن المتغير X_i يسبب خطورة التداخل الخطي المتعدد ويجب معالجته كما سيتم شرحه لاحقاً.

9.8 معالجة مشكلة التداخل الخطي المتعدد

Remedy of Multicollinearity

الخطوة الأولى التي يجب أن نبدأ بها في معالجة أي مشكلة من المشاكل القياسية هي الرجوع إلى توصيف النموذج المستخدم في التحليل، لأنه من المحتمل أن يكون النموذج المستخدم في التحليل قد تم توصيفه بطريقة غير صحيحة. لذا على الباحث أن يتأكد ما إذا كان النموذج المقترح تؤيده النظرية الاقتصادية، وفي مثل هذه الحالات يجب التأكد من أن جميع المتغيرات المستقلة المناسبة موجودة في النموذج المستخدم وكذلك شكل دالة النموذج سليمة.

في حالة التأكد من أن توصيف النموذج المستخدم سليماً فإنه لا بد من معالجة المشكلة القياسية محل الدراسة والبحث. من خلال ما تم شرحه مسبقا فإن وجود التداخل

الخطي المتعدد لا يعتبر مشكلة، وإنما المشكلة هي درجة خطورة التداخل الخطي المتعدد.

هناك عدة طرق لمعالجة التداخل الخطي المتعدد نذكر منها ست طرق كما يلي:

1. **لا نفعل شيئاً في كل من الحالات التالية:**

- إذا كانت درجة التداخل الخطي المتعدد منخفضة فإنه يمكن قبول هذه المشكلة.
- إذا لم تتغير قيم اختبار(T) لدرجة أن تصبح معاملات معالم الانحدار غير معنوية، أو لم تتغير القيم المُقدّرة لتلك المعاملات أو إشاراتها المتوقعة.
- إذا كان حذف المتغير المُسَبِب للمشكلة من النموذج يسبب تحيز أو خطأ في توصيف النموذج المستخدم في التحليل.

2. **حذف متغير أو أكثر من المتغيرات المستقلة.**

- تعتبر هذه الطريقة فعّالة وذات قيمة في حالة وجود متغيرين مستقلين يقيسان نفس الشيء.
- يفضل استخدام النظرية الاقتصادية لاتخاذ القرار المناسب.

3. **زيادة حجم العينة**

- عادة غير ممكن زيادة حجم العينة، ولكن تعتبر من طرق المعالجة الفعّالة إذا سمحت الظروف بذلك.
- العينات ذات الحجم الكبير غالباً تقلل من قيمة تباين معاملات الانحدار المُقدّرة، وبذلك تقلل من تأثير خطورة التداخل الخطي المتعدد.

4. إحلال متغيرات

إحلال متغيرات مستقلة متباطئة زمنياً محل المتغيرات المستقلة الأخرى في نماذج فترات الإبطاء الموزعة.

5. إعادة تعريف المتغيرات

يتم إعادة تعريف المتغيرات وذلك عن طريق إيجاد الفرق الأول لكل متغير من متغيرات النموذج، ثم إعادة إجراء الانحدار مرة أخرى. في هذه الحالة إذا كانت العلاقة بين المتغيرين X_1 , X_2 قوية ليس من الضرورة بأن هذه العلاقة القوية سوف تكون موجودة بين الفرق الأول للمتغيرات.

فمثلاً إذا أخذنا في الاعتبار العلاقة بين الطلب على الدجاج وكلٍ من سعر الدجاج وسعر اللحوم والدخل المتاح فإن:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t \qquad (8.14)$$

حيث أن العلاقة تتحقق في الفترة السابقة $t-1$ فإن:

$$Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{1t-1} + \beta_2 X_{2t-2} + \beta_3 X_{3t-3} + \varepsilon_{t-1} \qquad (8.15)$$

بطرح المعادلة (8.15) من (8.14) نحصل على:

$$Y_t^* = \beta_1 X_{1t}^* + \beta_2 X_{2t}^* + \beta_3 X_{3t}^* + \varepsilon_t^* \qquad (8.16)$$

حيث أن

$$Y_t^* = Y_t - Y_{t-1},\ X_{1t}^* = X_{1t} - X_{1t-1},\ X_{2t}^* = X_{2t} - X_{2t-1},$$
$$X_{3t}^* = X_{3t} - X_{3t-1},\ \varepsilon_t^* = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$$

ومعنى ذلك أن العلاقة القوية بين X_{1t}, X_{2t} مثلاً ليست من الضروري أن تكون موجودة بين المتغيرين X^*_{1t}, X^*_{2t}

ومن الجدير بالذكر أنه يترتب على هذه الطريقة بعض المشاكل أهمها تغير خصائص الخطأ في النموذج الجديد. فإذا كانت الأخطاء في النموذج الأصلي ε_t مستقلة عن بعضها البعض، فإن الأخطاء في النموذج الآخر ε^*_t سوف تكون مرتبطة ذاتياً مع بعضها البعض في معظم الحالات. هذا يعني أن حل مشكلة التداخل الخطي المتعدد يمكن أن يتسبب في ظهور مشكلة أخرى، وهي مشكلة الارتباط الذاتي أو الارتباط التسلسلي بين الأخطاء وهذا ما سيتم شرحه في الفصل التاسع.

ملاحظة:

يجب مراعاة الدقة عند إعادة تعريف للمتغيرات وذلك لأنه من الممكن أن يؤدي ذلك إلـــى صعوبة تفسير النتائج وكذلك عدم منطقية المتغيرات الجديدة.

6. استخدام طريقة انحدار ريدج Ridge Regression

تقوم هذه الطريقة على إدخال تعديل على مُقدرات معاملات الانحدار، ويترتب على ذلك تخفيض كبير في تباينات هذه المُقدرات، وبالتالي تقليل أخطائها المعيارية، وتكون متوسطات مربعات الخطأ Mean Square Error (MSE) في هذه الحالة أقل من تقديرات طريقة المربعات الصغرى العادية.

10.8 تطبيقات عملية

تطبيق عملي (1.8):

باستخدام بيانات التطبيق العملي (1.7). المطلوب:

1. هل تتوقع وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد في النموذج المُقدَّر؟ ما أسباب ذلك؟
2. اقترح طريقة لمعالجة المشكلة، ثم فسِّر النتيجة التي ستحصل عليها.

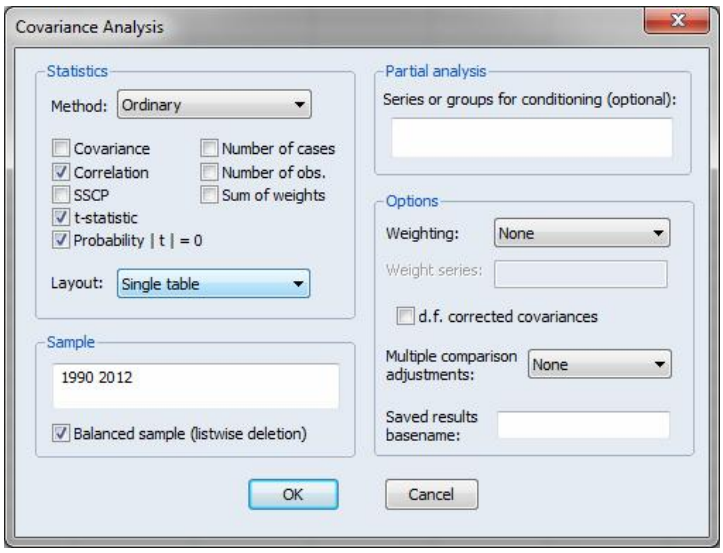
الحل:

أولاً: باستخدام معامل الارتباط الخطي بين المتغيرين:

- اعرض بيانات المتغيرين – كما سبق شرحه في الفصل السادس.
- من شاشة عرض بيانات المتغيرين اختر:

View ► Covariance Analysis

- أكمل المربع الحواري كما في شكل (3.8):



شكل (3.8): المربع الحواري للاختيار Covariance Analysis

اضغط ***OK*** فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (2.8)

جدول (2.8): نتائج اختبار Covariance Analysis - التطبيق العملي (1.8)

```
Covariance Analysis: Ordinary
Date: 04/23/13   Time: 14:39
Sample: 1990 2012
Included observations: 23
```

Correlation t-Statistic Probability	X1	X2
X1	1.000000 ----- -----	
X2	-0.992229 -36.54362 0.0000	1.000000 ----- -----

1. اختبار وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد وأسباب وجودها

من خلال النتائج الموضحة في جدول (2.8) تبين أن قيمة معامل الارتباط بين سعر السلعة X_1 والدخل X_2 يساوي 0.99- وقيمة اختبار (T) يساوي 36.54- وقيمة الاحتمال (P.Value) تساوي 0.0000، بالتالي يمكن القول بأنه توجد علاقة عكسية قوية جداً بين سعر السلعة والدخل، ويعتبر ذلك مؤشر على وجود ارتباط خطي خطير في النموذج، ما يتطلب علاجاً لهذه المشكلة.

2. اقتراح لمعالجة المشكلة

إحدى الطرق المقترحة للعلاج هي أن نحذف أحد المتغيرين من النموذج

- إذا تم حذف سعر السلعة X_1 فإننا نحصل على المعادلة التالية:

$$\hat{Y}_i = -10.36 + 0.066X_2$$
$$SE(\beta) = (1.817) \quad (0.0017)$$
$$T = -5.703 \quad 38.966$$
$$R^2 = 0.986$$

- إذا تم حذف الدخل X_2 فإننا نحصل على المعادلة التالية:

$$\hat{Y}_i = 121.42 - 0.832X_1$$
$$SE(\beta) = (1.766) \quad (0.022)$$
$$T = 68.759 \quad -37.835$$
$$R^2 = 0.986$$

ونلاحظ في الحالتين أن كل من المتغيرين المستقلين دال إحصائياً بدرجة كبيرة، مما يشير إلى أن المتغيرين مرتبطين معاً بصورة كبيرة.

ثانياً: باستخدام طريقة VIF

- أوجد معادلة انحدار Y على كلٍ من X_1, X_2 كما سبق شرحه، أو اضغط (**=eq1**) في نافذة المتغيرات.
- من نافذة النتائج اختر:

View ► Coefficient Diagnostics ► Variance Inflation Factor

- نحصل على النتائج الموضحة في جدول (3.8).

جدول (3.8): نتائج اختيار معامل تضخم التباين (VIF) - التطبيق العملي (1.8)

Variance Inflation Factors
Date: 04/23/13 Time: 14:59
Sample: 1990 2012
Included observations: 23

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	577.8385	2855.073	NA
X1	0.023100	736.7164	64.59219
X2	0.000146	826.4712	64.59219

- من خلال النتائج الموضحة في جدول (3.8) تبين أن قيمة $VIF = 64.59$، وهي كبيرة جداً، مما يشير إلى وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد بصورة خطيرة.

تطبيق عملي (2.8):

ملف (Example8.2) يشتمل على البيانات المتعلقة بالادخار القومي S (بالمليون دولار) في فلسطين كمتغير تابع وكلٍ من الدخل القومي INCT (بالمليون دولار)، الرقم القياسي لأسعار المستهلك CPI و تعداد السكان POP (بالآلاف)(كمتغيرات مستقلة في الفترة 1996 إلى 2009. المطلوب:

1. هل تتوقع وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد في النموذج المُقدَّر؟ ما أسباب ذلك؟
2. اقترح طريقة لمعالجة المشكلة، ثم فسِّر النتيجة التي ستحصل عليها.

الحل:

1. اختبار وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد

أولاً: باستخدام معامل الارتباط الخطي بين المتغيرين:

باستخدام معامل الارتباط الخطي بين كل متغيرين مستقلين نحصل على البيانات الموضحة في جدول (4.8) كما سبق شرحه.

جدول (4.8): نتائج اختبار Covariance Analysis - التطبيق العملي (2.8)

```
Covariance Analysis: Ordinary
Date: 04/23/13   Time: 15:14
Sample: 1996 2009
Included observations: 14
```

Correlation t-Statistic Probability	INCT	CPI	POP
INCT	1.000000 ----- -----		
CPI	0.805645 4.711081 0.0005	1.000000 ----- -----	
POP	0.767999 4.153985 0.0013	0.994451 32.74586 0.0000	1.000000 ----- -----

من خلال نتائج جدول (4.8) تبين أن قيمة معامل الارتباط بين الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI) والدخل القومي (INCT) يساوي 0.806 وقيمة اختبار (T) تساوي 4.71 وقيمة الاحتمال (P.Value) تساوي 0.005 وهي أقل من 0.05، مما يدل على وجود علاقة طردية قوية معنوية بينهما بالمثل توجد علاقة طردية بين تعداد

السكان(POP) وكلٍ من المتغيرين السابقين. وهذا يعتبر هذا مؤشر على وجود ارتباط خطي بالنموذج.

ثانياً: باستخدام طريقة VIF

- قدر معادلة انحدار S على كلٍ من CPI، INCT، POP كما سبق شرحه.
- احصل على قيم VIF كما سبق شرحه، نتائج VIFموضحة في جدول (5.8).

جدول (5.8): نتائج اختبار معامل تضخم التباين (VIF) - التطبيق العملي (2.8)

Variance Inflation Factors
Date: 04/23/13 Time: 15:21
Sample: 1996 2009
Included observations: 14

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	. 903568	868.6703	NA
CPI	6212.625	5648.763	147.3760
INCT	0.046257	109.5961	3.976396
POP	9.010316	9494.936	126.0904

- من خلال جدول (5.8) تبين أن قيمة VIF=147.4 لمتغير CPI، VIF=3.98 لمتغير INCT، VIF=126.1 لمتغير POP، مما يدل على وجود مشكلة ارتباط خطي من CPI، POP.

2. معالجة المشكلة

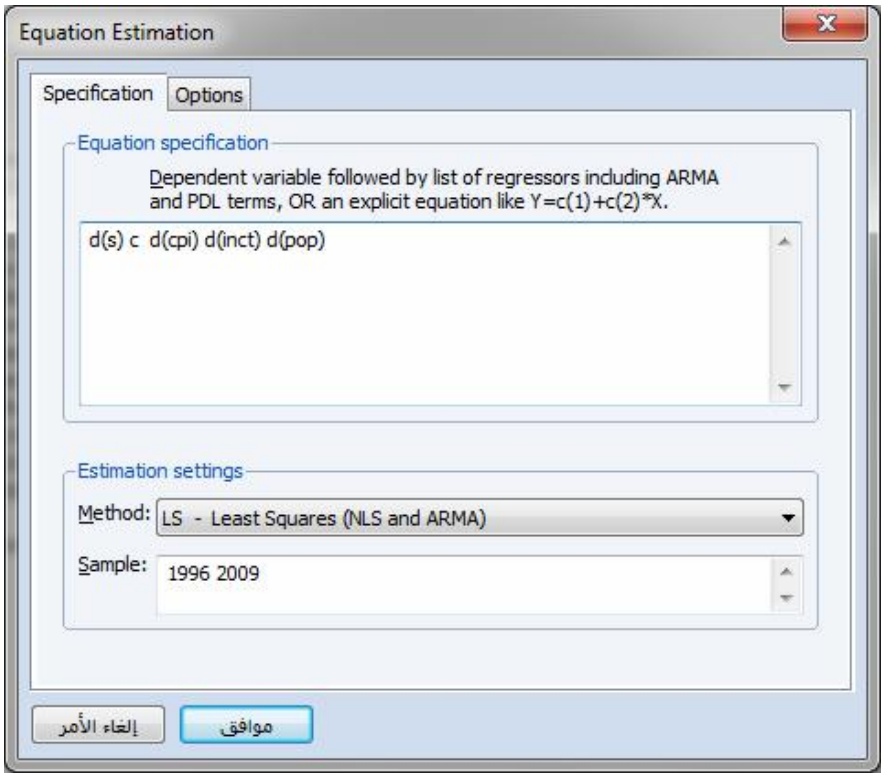
- يمكن معالجة المشكلة عن طريق تحويل المتغيرات وذلك بإيجاد الفرق الأول لكل متغير من متغيرات النموذج، ثم إعادة إجراء الانحدار مرة أخرى. ويمكن إجراء ذلك من خلال ***E-view*** كما يلي:

Quick ► Estimate Equation

- ثم أكتب في مربع توصيف المعادلة:

d(S) C d(CPI) d(INCT) d(POP)

كما يظهر في شكل (4.8):



شكل (4.8): كتابة النموذج في حالة تحويل المتغيرات - التطبيق العملي (2.8)

- من خلال نافذة النموذج المُقدّر اختر:

View ► Coefficient Diagnostics ► Variance Inflation Factor

- نحصل على النتائج الموضحة في جدول (6.8).

جدول (6.8): نتائج اختيار (VIF) بعد إعادة تحويل المتغيرات - التطبيق العملي (2.8)

Variance Inflation Factors
Date: 04/23/13 Time: 15:28
Sample: 1996 2009
Included observations: 13

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	4088243.	190.4239	NA
D(CPI)	5789.859	6.022930	1.395525
D(INCT)	0.203754	2.392004	1.855289
D(POP)	456.0103	196.2549	1.444839

- قيمة VIF لكل متغير من المتغيرات المستقلة الثلاثة أقل من 5 مما يشير على عدم وجود تداخل خطي متعدد بالنموذج بعد إعادة تعريف المتغيرات.

تطبيق عملي (3.8):

ملف (Example8.3) يشتمل على البيانات المتعلقة بإجمالي الناتج المحلي GDP في فلسطين كمتغير تابع وكلٍ من إجمالي المساعدات الإنمائية الرسميةODA، إجمالي القروض الأجنبية LOAN و إجمالي الاستثمارات الأجنبية FI (بالمليون دولار)كمتغيرات مستقلة في الفترة 1995 إلى 2009. المطلوب: هل تتوقع وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد في النموذج المُقدَّر؟ ما أسباب ذلك؟

الحل:

1. اختبار وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد

أولاً: باستخدام معامل الارتباط الخطي بين المتغيرين:

باستخدام معامل الارتباط بين كل متغيرين مستقلين نحصل على البيانات الموضحة في جدول (7.8) كما سبق شرحه.

جدول (7.8): نتائج اختبار Covariance Analysis - التطبيق العملي (3.8)

```
Covariance Analysis: Ordinary
Date: 04/23/13   Time: 15:40
Sample (adjusted): 1995 2007
Included observations: 13 after adjustments
Balanced sample (listwise missing value deletion)
```

Correlation t-Statistic Probability	FI	LOAN	ODA
FI	1.000000 ----- -----		
LOAN	-0.222795 -0.757978 0.4644	1.000000 ----- -----	
ODA	-0.604466 -2.516579 0.0286	0.111181 0.371046 0.7177	1.000000 ----- -----

من خلال نتائج جدول (7.8) تبين أن قيمة معامل الارتباط LOAN، FI تساوي 0.223، وقيمة اختبار (T) تساوي 0.758- وقيمة الاحتمال (P.Value) تساوي 0.4644، وهي أكبر من 0.05 مما يدل على عدم وجود ارتباط خطي معنوي بين LOAN، FI. كذلك لا يوجد ارتباط خطي معنوي بين المتغيرين ODA، LOAN. أما

بالنسبة للمتغيرين ODA، FI فيوجد ارتباط عكسي معنوي بينهما، حيث تبين أن قيمة معامل الارتباط بينهما تساوي 0.604- وقيمة الاحتمال (P.Value) تساوي 0.0286. معاملات الارتباطات الخطية الثلاثة تشير بشكل عام على عدم خطورة وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

ثانياً: باستخدام طريقة VIF

نتائج VIF كما سبق شرحه موضحة في جدول (8.8).

جدول (8.8): نتائج اختيار معامل تضخم التباين (VIF) - التطبيق العملي (3.8)

Variance Inflation Factors
Date: 04/23/13 Time: 15:39
Sample: 1995 2009
Included observations: 13

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	603469.9	20.02259	NA
FI	9.438860	4.107699	1.639048
LOAN	2.663194	1.637850	1.053194
ODA	0.682411	11.12229	1.577186

من خلال نتائج جدول (8.8) تبين أن قيمة VIF تساوى 1.64، 1.05، 1.58 لكل من FI، LOAN، ODA، على الترتيب. حيث أن هذه القيم أقل من 5، مما يدل على عدم وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

تطبيق عملي (4.8):

ملف (Example8.4) يشتمل على البيانات الخاصة بإحدى شركات المقاولات في الفترة 1981–2010 حيث:

Y : عدد الإصابات

X_1 : نسبة العمل الآلي في رفع مواد البناء

X_2 : عدد العمال في السنة

X_3 : كمية مواد البناء المرفوعة من العمال آليا

المطلوب:

1. اكتب النموذج القياسي المقترح
2. ما هي الإشارات المتوقعة لمعاملات الانحدار؟
3. هل تتوقع وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد في النموذج المُقدَّر؟ ما أسباب ذلك؟
4. اقترح طريقة لمعالجة المشكلة، ثم فسِّر النتيجة التي ستحصل عليها.

الحل:

1. النموذج القياسي المقترح:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \varepsilon_t$$

2. الإشارات المتوقعة:

$$\beta_1 < 0 \ , \ \beta_2 > 0, \beta_3 < 0$$

- نتائج النموذج القياسي موضحة في جدول (9.8).

جدول (9.8): نتائج نموذج عدد الإصابات – التطبيق العملي (4.8)

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/23/13 Time: 20:17
Sample: 1981 2010
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.602792	0.590195	6.104412	0.0000
X1	-0.025211	0.004090	-6.164098	0.0000
X2	-0.016792	0.005291	-3.173447	0.0038
X3	0.093681	0.142955	0.655318	0.5180

R-squared	0.677589	Mean dependent var	1.210000
Adjusted R-squared	0.640387	S.D. dependent var	0.171545
S.E. of regression	0.102871	Akaike info criterion	-1.587108
Sum squared resid	0.275146	Schwarz criterion	-1.400281
Log likelihood	27.80662	Hannan-Quinn criter	-1.527340
F-statistic	18.21411	Durbin-Watson stat	1.892796
Prob(F-statistic)	0.000001		

تبين من النتائج الموضحة في جدول (9.8) ما يلي:

- إشارة معامل X_1 هي نفس الإشارة المتوقعة
- لكن كل من إشارتي معاملي X_2 ، X_3 عكس المتوقع
- كذلك X_3 غير دال إحصائياً
- قيمة معامل التحديد المعدل $\overline{R}^2 = 0.6404$
- قيمة $F = 18.214$ ، $Prob.Value = 0.0000$ وهي دالة إحصائياً مما يعني أن النموذج جيد.

3. اختبار وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد

أولاً: باستخدام معامل الارتباط الخطي بين المتغيرين:

باستخدام معامل الارتباط الخطي بين كل متغيرين مستقلين نحصل على البيانات الموضحة في جدول (10.8) كما سبق شرحه.

جدول (10.8): نتائج اختبار Covariance Analysis - التطبيق العملي (4.8)

```
Covariance Analysis: Ordinary
Date: 04/23/13   Time: 20:20
Sample: 1981 2010
Included observations: 30
Correlation
t-Statistic
Probability
```

	X1	X2	X3
X1	1.000000		

X2	-0.947948	1.000000	
	-15.75268	-----	
	0.0000	-----	
X3	0.832970	-0.932367	1.000000
	7.965871	-13.64710	-----
	0.0000	0.0000	-----

من خلال نتائج جدول (10.8) تبين ما يلي:

- قيمة معامل الارتباط بين X_1 ، X_2 يساوي 0.945-، P.Value = 0.000
- قيمة معامل الارتباط بين X_1 ، X_3 يساوي 0.833، P.Value = 0.000
- قيمة معامل الارتباط بين X_2 ، X_3 يساوي 0.932-، P.Value = 0.000

هذه النتائج تشير إلى وجود علاقات ارتباطات معنوية بين المتغيرات المستقلة، ويعتبر ذلك مؤشراً على وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

ثانياً: باستخدام طريقة VIF

- نتائج VIF - كما سبق شرحه موضحة - في جدول (11.8).

جدول (11.8): نتائج اختيار معامل تضخم التباين (VIF) - التطبيق العملي (4.8)

Variance Inflation Factors
Date: 04/23/13 Time: 20:25
Sample: 1981 2010
Included observations: 30

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.348330	987.4666	NA
X1	1.67E-05	267.9099	12.25504
X2	2.80E-05	144.4335	28.70875
X3	0.020436	74.84801	9.507846

من خلال جدول (11.8) تبين أن متوسط VIF لجميع المتغيرات المستقلة يساوي

$$\overline{VIF} = \frac{12.26 + 28.71 + 9.51}{3} = 16.82$$

- قيمة VIF لكلٍ من X_1 ، X_2 أكبر من $\overline{VIF}$، وبالتالي فإن مشكلة التداخل الخطـــي المتعدد موجودة في النموذج.
- طريقة ثانية:
- احسب قيمة VIF من خلال المعادلة (8.4):

$$\text{VIF} = \frac{1}{1 - 0.678^2} = 3.11$$

واضح أن $\text{VIF} > \overline{\text{VIF}}$ ، مما يدل على خطورة وجود التداخل الخطي المتعدد.

4. معالجة المشكلة

- يمكن معالجة المشكلة عن طريق إجراء إعادة تعريف للمتغيـــرات، وذلـــك بقـــسمة جميع المتغيرات على X_3. ويمكن إجراء ذلك من خلال ***E-view*** كما يلي:

Quick ► Estimate Equation

- ثم أكتب في مربع توصيف المعادلة التالي:

Y/X3 C X1/X3 X2/X3

- نحصل على النتائج الموضحة في جدول (12.8).

جدول (12.8): نتائج نموذج عدد الإصابات – بعد إعادة تعريف المتغيرات

```
Dependent Variable: Y/X3
Method: Least Squares
Date: 04/23/13   Time: 20:21
Sample: 1981 2010
Included observations: 30
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.045034	0.164109	6.367946	0.0000
X1/X3	-0.006848	0.002497	-2.742217	0.0107
X2/X3	0.016077	0.001033	15.56653	0.0000

R-squared	0.918114	Mean dependent var	1.330998
Adjusted R-squared	0.912048	S.D. dependent var	0.599201
S.E. of regression	0.177703	Akaike info criterion	-0.522764
Sum squared resid	0.852618	Schwarz criterion	-0.382645
Log likelihood	10.84147	Hannan-Quinn criter	-0.477939
F-statistic	151.3625	Durbin-Watson stat	1.537997
Prob(F-statistic)	0.000000		

تبين من النتائج الموضحة في جدول (12.8) ما يلي:

- إشارة معامل X_1/X_3 سالبة وتتفق مع الإشارة المتوقعة
- كذلك إشارة X_2/X_3 موجبة وتتفق مع الإشارة المتوقعة،

- قيمة معامل التحديد المعدل $\overline{R}^2 = 0.9181$ ، وهي أفضل من قيمتها قبل إعادة التعريف المتغيرات ($\overline{R}^2 = 0.6404$)، مما يدل على أن النموذج أفضل.

بعد معالجة المشكلة يجب إعادة اختبار وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد للتأكد من عدم وجودها، ويمكن التحقق من ذلك بطريقتين كما يلي:

أولاً: باستخدام معامل الارتباط الخطي بين المتغيرين:

- يمكن إنشاء المتغيرين $X_1new = X_1/X_3$ ، $X_2new = X_2/X_3$ كما سبق شرحه.
- باستخدام معامل الارتباط الخطي بين كل متغيرين مستقلين نحصل على البيانات الموضحة في جدول (13.8) كما سبق شرحه.

جدول (13.8): نتائج اختبار Covariance Analysis بعد إعادة تعريف المتغيرات

```
Covariance Analysis: Ordinary
Date: 04/23/13   Time: 22:08
Sample: 1981 2010
Included observations: 30
```

Correlation t-Statistic Probability	X1NEW	X2NEW
X1NEW	1.000000 ----- -----	
X2NEW	0.582134 3.788449 0.0007	1.000000 ----- -----

من خلال نتائج جدول (13.8) تبين أن قيمة معامل الارتباط بين قيمة معامل الارتباط X_1new ، X_2new تساوي 0.582 وهي مقبولة.

ثانياً: باستخدام طريقة VIF

- نتائج VIF موضحة في جدول (14.8).

جدول (14.8): نتائج (VIF) بعد إعادة تعريف المتغيرات - التطبيق العملي (4.8)

```
Variance Inflation Factors
Date: 04/23/13   Time: 20:23
Sample: 1981 2010
Included observations: 30
```

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.026932	25.58544	NA
X1/X3	6.24E-06	34.06719	1.512584
X2/X3	1.07E-06	3.981682	1.512584

من خلال النتائج السابقة تبين أن قيمة $VIF = 1.513$، وهي أقل من 5 وبالتالي فإن النموذج الخطي بعد إعادة تعريف المتغيرات خالي من مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

11.8 تمرينات عملية

تمرين عملي (1)

ملف (PRO8.1) يشتمل على البيانات المتعلقة بدالة SEN كمتغير تابع وكلٍ من معامل جينيGINI ، إجمالي الدخل المحلي GDP كمتغيرين مستقلين وذلك في (130) دولة.

المطلوب:

1. هل تتوقع وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد في النموذج المُقدَّر؟ ما أسباب ذلك؟
2. اقترح طريقة لمعالجة المشكلة، ثم فسِّر النتيجة التي ستحصل عليها.

تطبيق عملي (2):

ملف (PRO8.2) يشتمل على البيانات الخاصة بالكمية المطلوبة QUAN، سعر السلعة PRICE، سعر سلعة أخرى بديلة SUB.

المطلوب:

1. هل تتوقع وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد في النموذج المُقدَّر؟ ما أسباب ذلك؟
2. اقترح طريقة لمعالجة المشكلة، ثم فسِّر النتيجة التي ستحصل عليها.

تمرين عملي (3):

ملف (PRO8.3) يشتمل على البيانات المتعلقة بالإنفاق على الملابس (Y) والمتغيرات المستقلة: الدخل المتاح (X1)، الأصول الثابتة (X2)، الرقم القياسي لأسعار الملابس (X3)، والرقم القياسي العام للأسعار (X4) في الفترة من 2003-2012.

المطلوب:

1. هل تتوقع وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد في النموذج المُقدَّر؟ ما أسباب ذلك؟
2. اقترح طريقة لمعالجة المشكلة، ثم فسِّر النتيجة التي ستحصل عليها.

تمرين عملي (4):

ملف (PRO8.4) يشتمل على البيانات المتعلقة بالإنفاق الاستهلاكي للأسرة في الأسبوع (Y) والدخل الأسبوعي للأسرة (X1) و حجم الأسرة (X2) وذلك لـــ 12 أسرة.

المطلوب:

1. هل تتوقع وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد في النموذج المُقدَّر؟ ما أسباب ذلك؟
2. اقترح طريقة لمعالجة المشكلة، ثم فسِّر النتيجة التي ستحصل عليها.

تمرين عملي (5):

مستخدماً ملفات البيانات التالية: PRO7.1، PRO7.2 ،PRO7.3، PRO7.4

المطلوب:

1. هل تتوقع وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد في النموذج المُقدَّر؟ ما أسباب ذلك؟
2. اقترح طريقة لمعالجة المشكلة، ثم فسِّر النتيجة التي ستحصل عليها.

9

الفصل التاسع

الارتباط الذاتي (التسلسلي)

Autocorrelation

بعد الانتهاء من قراءة هذا الفصل سيكون لدى القارئ القدرة على التعرف على طبيعة الارتباط الذاتي وطرق اكتشافه وعلاجه في حالة وجوده وذلك من خلال دراسة الموضوعات التالية:

- طبيعة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية ويشتمل على الارتباط الذاتي النقي وغير النقي.
- أسباب وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية.
- الآثار المترتبة على وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية.
- اكتشاف الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية.
- طرق معالجة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية.

1.9 مقدمة

طريقة المربعات الصغرى العادية في النموذج الخطي تشترط عدم وجود ظاهرة الارتباط الذاتي. ظاهرة الارتباط الذاتي تعني وجود ارتباط بين المشاهدات المتسلسلة لنفس المتغير، خلال فترة زمنية معينة كما في حالة بيانات السلاسل الزمنية، أو في مجال معين وذلك في حالة البيانات المقطعية، وتسمى أحياناً هذه الظاهرة باسم ظاهرة الارتباط التسلسلي.

يعتبر وجود الارتباط الذاتي انتهاك أحد افتراضات نموذج الانحدار الخطي، وعادة ينشأ الارتباط الذاتي في حالة وجود بيانات السلاسل الزمنية، وهذا لا يعني عدم وجودها في حالة البيانات المقطعية، ولكن هذه الظاهرة تحدث بصورة أكبر في حالة بيانات السلاسل الزمنية.

نناقش في هذا الفصل خمس نقاط رئيسة هي:

- طبيعية المشكلة The Nature of Autocorrelation
- أسباب المشكلة The Reasons of Autocorrelation
- الآثار المترتبة The Consequences of Autocorrelation
- اكتشاف المشكلة Detection of Autocorrelation
- معالجة المشكلة Remedy of Autocorrelation

2.9 طبيعة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية
The Nature of Autocorrelation

يقصد بالارتباط الذاتي هو أن قيم المتغير العشوائي التي تحدث خلال فترة زمنية ε_i، ترتبط بقيم المتغير التي تسبقها أو تليها، وهذا يعني أن:

$$Cov\left(\varepsilon_i , \varepsilon_{i-1}\right) \neq 0 \qquad (9.1)$$

لكل قيم i. يوجد نوعان من الارتباط الذاتي هما:

1.2.9 الارتباط الذاتي النقي Pure Autocorrelation

يحدث الارتباط الذاتي النقي عند انتهاك تحقق الفرضية المتعلقة باستقلالية الأخطاء العشوائية، ويعتبر الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى من أكثر الأنواع شيوعاً وفيها تكون القيمة الحالية للخطأ العشوائي دالة في القيمة السابقة لهذا الخطأ أي أن:

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t \qquad (9.2)$$

حيث أن:

ε_t: حد الخطأ العشوائي في معادلة الانحدار المستهدفة

ρ: معامل الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى

u_t: الخطأ العشوائي التقليدي (خطأ عشوائي غير مرتبط ذاتياً، توقعه يساوي صفر وتباينه ثابت)

خصائص معامل الارتباط الذاتي ρ:

- قيمة ρ محصورة بين $(-1,1)$ أي أن: $-1 \leq \rho \leq 1$
- إشارة ρ تدل على طبيعة الارتباط الذاتي في نموذج الانحدار، حيث أن:

- أ. الارتباط الذاتي الموجب يعني أن حد الخطأ العشوائي يميل أن تكون له نفس الإشارة من فترة زمنية إلى الفترة الزمنية اللاحقة.
- ب. الارتباط الذاتي السالب يعني أن حد الخطأ العشوائي يتبادل إشاراته من السالب إلى الموجب، وهكذا بالنسبة للمشاهدات المتتالية.
- القيمة المطلقة لـ ρ تدل على قوة الارتباط الذاتي، حيث أنه:
- أ. إذا كانت قيمة $\rho = 0$، فهذا يعني عدم وجود ارتباط ذاتي.
- ب. كلما اقتربت القيمة المطلقة لـ ρ من الواحد الصحيح، فهذا يعني أن قيمة حد الخطأ العشوائي السابقة ε_{t-1} تصبح أكثر أهمية في تحديد القيمة الحالية لحد الخطأ العشوائي ε_t، وأن درجة الارتباط الذاتي تكون كبيرة.

2.2.9 الارتباط الذاتي غير النقي: Impure Autocorrelation

الارتباط الذاتي غير النقي عبارة عن ارتباط ذاتي ينشأ في حالة حدوث خطأ في توصيف الصيغة الرياضية للنموذج وذلك من خلال:

- حذف متغير أو متغيرات مهمة.
- صياغة الدالة غير مناسبة.

ويمكن توضيح ذلك كما يلي:

أولاً: في حالة حذف متغير مهم

بافتراض أن نموذج الانحدار الفعلي يعطى من المعادلة:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t \qquad (9.3)$$

حيث أن ε_t حد الخطأ العشوائي التقليدي، بافتراض أنه تم حذف المتغير X_2، أو أن بياناته غير متوفرة، بالتالي يكون:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \varepsilon_t^* \qquad (9.4)$$

حيث أن $\varepsilon_t^* = \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$

بالتالي أصبح ε_t^* خطأ غير تقليدي، حيث أن ε_t^* دالة أيضا في المتغير المستقل X_2، ونتيجة لذلك أصبح ε_t^* مرتبط ذاتياً حتى وإن كان ε_t الفعلي غير مرتبط ذاتياً.

ثانياً: في حالة أن نموذج الدالة غير مناسب

بافتراض أن نموذج الانحدار الفعلي لمعادلة من الدرجة الثانية كما يلي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{1t}^2 + \varepsilon_t \qquad (9.5)$$

ولكن تم استخدام الانحدار الخطي من الدرجة الأولى:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \varepsilon_t^* \qquad (9.6)$$

حيث أن ε_t^* دالة في حد الخطأ العشوائي ε_t والفرق بين نموذج الدالة الخطي وغير الخطي.

3.9 أسباب وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية

هناك عدة أسباب لوجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية، نذكر ستة أسباب رئيسة منها كما يلي:

1. حذف بعض المتغيرات المستقلة المهمة ذات العلاقة في النموذج، وفي هذه الحالة يظهر ما يسمى بالارتباط الذاتي، لأنه إذا تم حذف هذه المتغيرات فإن أثر ذلك

سوف ينعكس على قيم المتغير العشوائي، وبالتالي يكون هناك ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية.

2. خطأ في توصيف الصيغة الرياضية للنموذج، فمثلاً إذا كانت العلاقة الفعلية بين المتغيرين Y, X يمثلها منحنى، وكانت الصيغة التي تم اختيارها بين المتغيرين هي الصيغة الخطية، فإنه يوجد احتمال كبير لوجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية.
3. عدم دقة البيانات قد تؤدي إلى وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية.
4. حد الخطأ العشوائي يتأثر تلقائياً في حالة وجود الأزمات والاضطرابات والحروب والبراكين والزلازل والفيضانات والكوارث وغيرها، حيث يمتد أثر تلك العوامل العشوائية لأكثر من فترة زمنية واحدة، وهذا يؤدي إلى زيادة ارتباط قيم ذلك المتغير.
5. الأخطاء العشوائية في اللحظة الزمنية t تؤثر بصورة أكبر على الأخطاء العشوائية في اللحظة الزمنية $t+1$، وذلك في حالة بيانات السلاسل الزمنية الشهرية أو الربعية، وهذا التأثير يكون أكبر من تأثير الأخطاء العشوائية في حالة السلاسل الزمنية السنوية.
6. المشاكل والأزمات التي تحدث في إحدى البلدان قد تؤثر على دول مجاورة، وبالتالي يمكن أن يظهر الارتباط الذاتي في حالة البيانات المقطعية.

4.9 الآثار المترتبة على وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية

هناك ثلاثة أثار رئيسة في حالة وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية وهي كما يلي:

1. تقديرات معاملات معالم معادلة الانحدار - كما في حالة التداخل الخطي المتعدد - تكون غير متحيزة إحصائياً، أي أن قيمتها المتوقعة تساوى قيم المعالم الحقيقية ولكن قيمتها العددية تكون غير دقيقة.
2. تباينات معاملات معالم معادلة الانحدار - كما في حالة التداخل الخطي المتعدد - لا تتمتع بخاصية الأقل تباين أو أفضل التقديرات، ويترتب على ذلك اتساع فترات الثقة لمعالم الانحدار، وبالتالي الحصول على استنتاجات وتعميمات زائفة بالنسبة لنتائج الاختبارات الإحصائية.
3. الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية يُسَبِب تحيز مُقدرات طريقة المربعات الصغرى للأخطاء المعيارية، وبالتالي يؤدي إلى نتائج زائفة في اختبار الفرضيات الإحصائية.

5.9 اكتشاف الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية

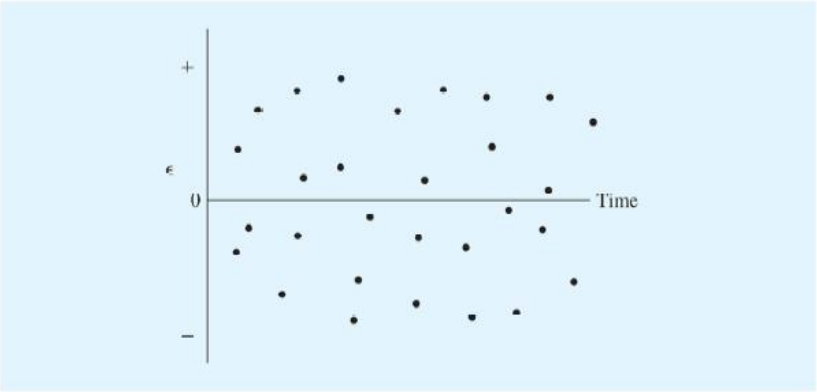
هناك طريقتين لاكتشاف الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية هما:

أولاً: الطريقة غير الرسمية Informal Method

في هذه الحالة يتم رسم الأخطاء (البواقي) مع الزمن، فإذا كان هناك اتجاه (نمط) معين فإن هذا يعتبر دليلاً على وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية.

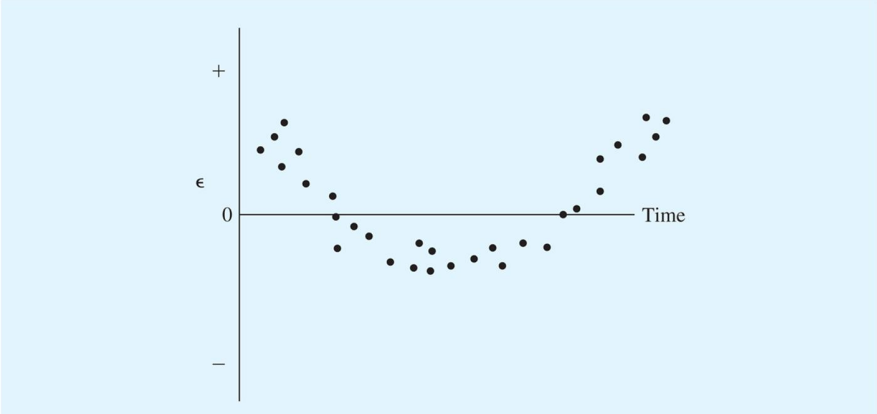
هناك ثلاثة احتمالات هي:

1. إذا كانت البواقي تنتشر بصورة عشوائية غير منتظمة حول محور الــزمن، فهــذا دليل على عدم دلالة وجود الارتباط الذاتي بين عناصر الأخطاء (البواقي).



شكل (1.9): عدم وجود الارتباط الذاتي

2. أما إذا كانت البواقي تميل على أن تكون لها نفس الإشارة من فترة زمنية مــا للفتــرة الزمنية التالية لها مباشرة فهذا دليل على وجود ارتباط ذاتي موجب.



3.

شكل (2.9): الارتباط الذاتي الموجب

3. أما إذا كانت البواقي تميل على أن تُبَدِّل إشاراتها من سالب إلى موجب، ثـم يتكـرر ذلك فهذا دليل على وجود ارتباط ذاتي سالب.



شكل (3.9): الارتباط الذاتي السالب

ثانياً: الطريقة الرسمية Formal Method

توجد عدة اختبارات يمكن استخدامها لاختبار أن الأخطاء غير مرتبطة ذاتياً (أي فرض استقلال الأخطاء). ومن أهم هذه الاختبارات وأكثرها شيوعاً واستخداماً هو **اختبار داربن - واتسون** Durbin Watson.

6.9 اختبار داربن - واتسون Durbin-Watson Test

اقترح داربن - واتسون اختباراً لمعرفة ما إذا كانت الأخطاء العشوائية مستقلة عن بعضها البعض، وذلك من خلال بحث نشره سنة 1951 في مجلة Biometrica، وتقوم فكرة هذا

الاختبار على أساس استخدام البواقي (Residuals) وتحليل الانحدار، ويطلق أحياناً عليه اسم اختبار DW أو D.

1.6.9 شروط استخدام اختبار داربن - واتسون

هناك ثلاثة شروط أساسية يجب تحققها قبل استخدام اختبار DW هي:

1. أن يحتوى نموذج الانحدار على المقدار الثابت (Intercept).
2. أن حد الخطأ العشوائي ε_t يرتبط بالسابق له ε_{t-1}، أي ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى، ويكون على الصورة التالية:

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t \qquad (9.7)$$

حيث أن:

ρ: معامل الارتباط من الدرجة الأولى، u_t: حد الخطأ العشوائي التقليدي.

3. ألا يحتوي نموذج الانحدار على قيمة أو قيم متباطئة زمنياً للمتغير Y ضمن مجموعة المتغيرات المستقلة، بذلك فإنه لا يمكن تطبيق اختبار DW على نموذج الانحدار التالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + \alpha Y_{t-1} + u_t \qquad (9.8)$$

حيث أن توزيع اختبار DW غير معروف فقد اقترح داربن- واتسون أن توزيع DW يقع بين توزيعين آخرين D_L، D_U، حيث D_L تعني الحد الأدنى لقيم DW النظرية، وأن D_U تعني الحد الأعلى لقيم DW النظرية. ويمكن تحديد قيمتي D_L، D_U من خلال جداول خاصة أُعدت من قبل داربن- واتسون وذلك بمعرفة كل من:

1. عدد المشاهدات (n).
2. عدد المتغيرات المستقلة (K) في نموذج الانحدار فيما عدا المقدار الثابت.
3. مستوى المعنوية (α) وعادة نستخدم في الدراسات الاقتصادية التطبيقية قيمة α ما بين 1%، 5%.

ملاحظة: يعطي جدول داربن - واتسون (ملحق A) هذه القيم وذلك عند مستويات مختلفة لكل من n، K، α.

هناك ثلاث حالات رئيسة لقيم DW هي:

1. إذا كانت $DW \cong 2$ فلا يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء سواء موجباً أو سالباً.
2. إذا كانت $DW \cong 0$ فإنه يوجد ارتباط ذاتي موجب متطرف بين الأخطاء.
3. إذا كانت $DW \cong 4$ فإنه يوجد ارتباط ذاتي سالب متطرف بين الأخطاء.

من الجدير بالذكر أن الارتباط الذاتي بين الأخطاء قد يكون سالباً أو موجباً، ولكن الارتباط الذاتي الموجب هو الأكثر شيوعاً في البيانات الاقتصادية، ويتم اختبار وجود الارتباط الذاتي الموجب أو السالب على النحو التالي:

2.6.9 اختبار الارتباط الذاتي الموجب

يمكن اختبار الارتباط الذاتي الموجب بين الأخطاء إذا كانت قيمة DW أقل من 2 .

هناك ثلاث خطوات لاختبار الارتباط الذاتي الموجب هي:

1. صياغة فرضيتا العدم والبديلة على الصورة التالية:

$$H_1: \rho > 0 \quad \text{مقابل} \quad H_0: \rho = 0$$

2. حساب قيمة DW من خلال نتائج برنامج **EViews**، مع ملاحظة أن معظم البرامج الإحصائية تعطي قيمة DW مباشرة، أو من خلال خيارات بناء نموذج الانحدار.

3. مقارنة قيمة DW مع قيمتي D_L، D_U على النحو التالي كما في شكل (4.9):

- إذا كانت $DW \le D_L$ فإننا نرفض فرضية العدم $H_0: \rho = 0$ ونقبل الفرض البديل $H_1: \rho > 0$، أي يوجد ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء وفي هذه الحالة لا يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معالم نموذج الانحدار.
- إذا كانت $DW \ge D_U$ فإننا لا نرفض فرضية العدم $H_0: \rho = 0$، وبالتالي يمكن القول بأنه لا توجد أدلة كافية من بيانات العينة لدعم الفرضية البديلة $H_1: \rho > 0$، وبذلك يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معالم نموذج الانحدار.
- إذا كانت $D_L < DW < D_U$ فإن الاختبار لا يكون حاسماً أو محدداً (inconclusive)، أي انه لا يمكننا معرفة وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء من عدمه. في هذه الحالة يجب زيادة حجم العينة (عدد المشاهدات n) أو زيادة عدد المتغيرات K أو كلاهما، ثم إعادة تقدير نموذج الانحدار مرة أخرى.

منطقة عدم رفض الفرض $H_0: \rho = 0$	الاختبار لا يكون حاسماً أو محدداً	منطقة قبول الفرض $H_1: \rho > 0$
عدم وجود ارتباط ذاتي	منطقة غير محددة	ارتباط ذاتي موجب
D_U		D_L

شكل (4.9): اختبار الارتباط الذاتي الموجب

3.6.9 اختبار الارتباط الذاتي السالب

يمكن اختبار الارتباط الذاتي السالب بين الأخطاء إذا كانت قيمة DW أكبر من 2.

هناك ثلاث خطوات لاختبار الارتباط الذاتي السالب هي:

1. صياغة فرضيتا العدم والبديلة على الصورة التالية:

$$H_1: \rho < 0 \quad \text{مقابل} \quad H_0: \rho = 0$$

2. حساب قيمة DW من خلال نتائج برنامج **EViews**، مع ملاحظة أن معظم البرامج الإحصائية تعطي قيمة DW مباشرة، أو من خلال خيارات بناء نموذج الانحدار.

3. مقارنة قيمة $4-DW$ مع قيمتي D_L ، D_U على النحو التالي كما في شكل (5.9):

- إذا كانت $4-DW < D_L$ ، $(DW > 4-D_L)$ فإننا نرفض فرضية العدم $H_0: \rho = 0$ ونقبل الفرض البديل $H_1: \rho < 0$ ، أي يوجد ارتباط ذاتي سالب بين الأخطاء، وفي هذه الحالة لا يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معالم نموذج الانحدار.
- إذا كانت $4-DW > D_U$ ، $\left(DW < 4-D_U\right)$ فإننا لا نرفض فرضية العدم $H_0: \rho = 0$ ، وبالتالي يمكن القول بأنه لا توجد أدلة كافية من بيانات العينة لدعم الفرضية البديلة $H_1: \rho < 0$ ، وبذلك يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معالم نموذج الانحدار.
- إذا كانت $D_L \le 4-DW \le D_U$ ، $\left(4-D_U \le DW \le 4-D_L\right)$ فإن الاختبار لا يكون حاسماً أو محدداً (inconclusive)، أي انه لا يمكننا معرفة

وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء من عدمه. في هذه الحالة يجب زيادة حجم العينة (عدد المشاهدات n) أو زيادة عدد المتغيرات k أو كلاهما، ثم إعادة تقدير نموذج الانحدار مرة أخرى.

منطقة قبول الفرض $H_1: \rho < 0$	الاختبار لا يكون حاسماً أو محدداً	منطقة عدم رفض الفرض $H_0: \rho = 0$
ارتباط ذاتي سالب	منطقة غير محددة	لا يوجد ارتباط ذاتي سالب
$4-D_L$		$4-D_U$

شكل (5.9): اختبار الارتباط الذاتي السالب

4.6.9 اختبار الارتباط الذاتي من طرفين

هناك ثلاث خطوات لاختبار الارتباط الذاتي من طرفين هي:

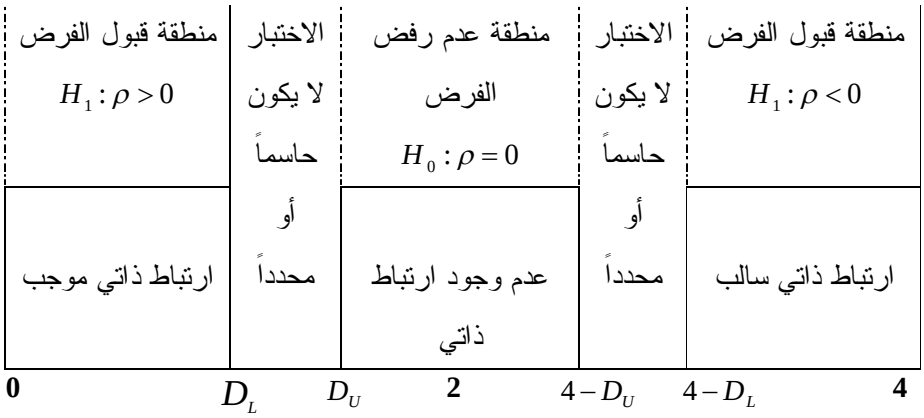
1. صياغة فرضيتا العدم والبديلة على الصورة التالية:

$$H_1: \rho \neq 0 \quad \text{مقابل} \quad H_0: \rho = 0$$

2. حساب قيمة DW من خلال نتائج برنامج EViews، مع ملاحظة أن معظم البرامج الإحصائية تعطي قيمة DW مباشرة، أو من خلال خيارات بناء نموذج الانحدار.

3. مقارنة قيمة الإحصاء DW مع قيمتي D_L ، D_U على النحو التالي كما في شكل (6.9):

- إذا كانت $DW < D_L$ ، فإننا نرفض فرضية العـــدم $H_0: \rho = 0$ ونـــستنتج وجـــود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء.
- إذا كانت $DW > 4 - D_L$ ، فإننا نرفض فرضية العدم $H_0: \rho = 0$ ونستنتج وجـــود ارتباط ذاتي سالب بين الأخطاء.
- إذا كانت $D_U \le DW \le 4 - D_U$ ، لا نرفض فرضية العـــدم $H_0: \rho = 0$ ونـــستنتج بعدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.
- خلاف ذلك يكون اختبار DW غير حاسم أو غير محدد (inconclusive).



شكل (6.9): اختبار الارتباط الذاتي من طرفين

5.6.9 عيوب اختبار داربن - واتسون

من أهم عيوب استخدام اختبار داربن- واتسون ما يلي:

1. اختبار DW غير مناسب في حالة وجود متغيرات مستقلة متباطئة زمنيـــاً (Lagged independent variables)

2. وجود مدى لقيم DW التي يكون فيها اختبار DW غير حاسم أو غير محـــدد وهـــي $(D_L < DW < D_U)$ أو $(4-D_U < DW < 4-D_L)$

3. اختبار DW لا يصلح في حالة الارتباط الذاتي من درجات أعلى من الدرجة الأولى، أو إذا كانت أشكال الارتباط الذاتي غير خطية.

من الجدير بالذكر بأن هناك عدة اختبارات أخرى للكشف عن ظاهرة الارتباط الذاتي بالإضافة إلى اختبار داربن- واتسون، ومن أشهرها اختبار معدل فون- نيومان (Von-Neumann Ratio)، اختبار ثايل (Theil)، وكذلك اختبار هينشو (Henshaw)، وغيرها من الاختبارات الأخرى.

6.6.9 العلاقة بين DW وقيمة ρ المُقدّرة

يمكن إثبات أن:

$$DW \cong 2(1-\hat{\rho}) \qquad (9.9)$$

حيث أن $\hat{\rho}$ هي قيمة معامل الارتباط الذاتي المُقدّرة بين الأخطاء من الدرجة الأولى ويمكن ملاحظة التالي:

- إذا كانت $\hat{\rho}=0$ فإن $DW=2$
- إذا كانت $\hat{\rho}=1$ فإن $DW=0$
- إذا كانت $\hat{\rho}=-1$ فإن $DW=4$

- إذا كانت $0<\hat{\rho}<1$ فإن $0<DW<2$
- إذا كانت $-1<\hat{\rho}<0$ فإن $2<DW<4$

يمكن تقدير قيمة ρ بعدة طرق نذكر منها طريقتين:

أولاً: من المعادلة (9.9) نجد أن:

$$\hat{\rho}\equiv 1-\frac{DW}{2} \qquad (9.10)$$

ثانياً: باستخدام صيغة ثايل وناجر Theil and Nagar

$$\hat{\rho}=\frac{n^2\left(1-\frac{DW}{2}\right)+K'^2}{n^2-K'^2} \qquad (9.11)$$

حيث أن:

n: عدد المشاهدات.

K': عدد معاملات الانحدار في النموذج بما في ذلك المقدار الثابت.

7.9 معالجة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية

نقطة البداية لمعالجة مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية، هي النظر بعناية إلى توصيف الصيغة الرياضية لنموذج الانحدار، حيث ربما يكون هناك ارتباط ذاتي غير تام، وذلك من خلال السؤالين التاليين:

- هل لم يتم حذف متغير أو متغيرات مهمة؟
- هل نموذج توصيف الصيغة الرياضية للنموذج مناسبة؟

فإذا كانت الإجابة على السؤالين السابقين بـــ " لا" فنبدأ بمعالجة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية.

هناك عدة طرق لمعالجة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية نذكر منها:

1. طريقة الفرق الأول First Difference Method
2. طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS)
3. طريقة نيوي - ويست للأخطاء المعيارية Newey-West Standard Error

سنتناول شرح هذه الطرق لمعالجة الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية.

1.7.9 طريقة الفرق الأول

بافتراض أنه لدينا نموذج الانحدار التالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t \qquad (9.12)$$

بأخذ الفرق الأول لجميع المتغيرات كما يلي:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{1t} + \beta_2 \Delta X_{2t} + \cdots + \beta_k \Delta X_{kt} + \varepsilon_t \qquad (9.13)$$

حيث أن:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1},\ \Delta X_{1t} = X_{1t} - X_{1t-1}, \ldots, \Delta X_{kt} = X_{kt} - X_{kt-1}$$

2.7.9 طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS)

تعتمد طريقة المربعات الصغرى المعممة على تحويل النموذج الأصلي إلى نموذج آخر جديد، بحيث تكون الأخطاء مستقلة فيما بينها وبالتالي يمكننا تطبيق طريقة المربعات

الصغرى العادية. يمكن تقسيم طريقة المعالجة إلى حالتين إحداهما إذا كانت ρ معلومة والأخرى إذا كانت ρ مجهولة، وتسمى هذه الطريقة باسم طريقة المربعات الصغرى المعممة. سنتناول شرح كلاً من هاتين الحالتين فيما يلي:

أولاً: إذا كانت ρ معلومة

بافتراض أنه لدينا معادلة انحدار بحيث أن الأخطاء ترتبط ذاتياً من الدرجة الأولى كما يلي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t \qquad (9.14)$$

حيث أن:

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t \qquad (9.15)$$

وأن u_t هو حد الخطأ العشوائي الكلاسيكي أي أن:

$$E(u_t)=0\ ,\ E(u_t^2)=\sigma_u^2\ ,\ E(u_t, u_{t+s})=0\ ,\ s \neq 0$$

بالتعويض من المعادلة (9.15) في (9.14) نحصل على:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + \rho \varepsilon_{t-1} + u_t \qquad (9.16)$$

بكتابة المعادلة (9.14) في الفترة الزمنية t-1، فيصبح النموذج.

$$Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{1t-1} + \beta_2 X_{2t-1} + \cdots + \beta_k X_{kt-1} + \varepsilon_{t-1} \qquad (9.17)$$

بضرب المعادلة (9.17) في ρ نحصل على:

$$\rho Y_{t-1} = \rho\beta_0 + \rho\beta_1 X_{1t-1} + \rho\beta_2 X_{2t-1} + \cdots + \rho\beta_k X_{kt-1} + \rho\varepsilon_{t-1} \qquad (9.18)$$

وبطرح المعادلة (9.18) من (9.16) نحصل على:

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = \beta_0(1-\rho) + \beta_1(X_{1t} - \rho X_{1t-1}) + \beta_2(X_{2t} - \rho X_{2t-1}) + \cdots + \beta_k(X_{kt} - \rho X_{kt-1}) + u_t \quad (9.19)$$

وتعرف المعادلة (9.19) بمعادلة الفروقات المعممة وهي معادلة مهمة في معالجة الارتباط الذاتي بين الأخطاء، وقد تكتب أحياناً على الصورة التالية:

$$Y_t^* = \alpha + \beta_1 X_{1t}^* + \beta_2 X_{2t}^* + \cdots + \beta_k X_{kt}^* + u_t \quad (9.20)$$

حيث أن:

$$Y_t^* = Y_t - \rho Y_{t-1},\ \alpha = \beta_0(1-\rho),$$
$$X_t^* = X_{1t} - \rho X_{1t-1}, \ldots, X_{tk}^* = X_{tK} - X_{kt-1}$$

وذلك لقيم $t = 1, 2, \ldots, n$.

وبذلك تم تحويل النموذج (9.14) إلى النموذج (9.20) خالي من الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية، وبالتالي يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية لتقدير معالم النموذج الجديد. طريقة التحويل السابقة ينتج عنها فقد المشاهدات الأولى لكل من المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، ويمكن تقدير هذه المشاهدات على النحو التالي:

$$Y_{1t}^* = Y_1\sqrt{1-\rho^2},\ X_{1t}^* = X_1\sqrt{1-\rho^2}, \ldots, X_{k1}^* = X_{kt}\sqrt{1-\rho^2} \quad (9.21)$$

ومن الجدير بالذكر أن معالم معاملات النموذج الأصلي هي نفس معاملات النموذج الجديد، فيما عدا المقدار الثابت β_0 والذي يمكن الحصول عليه على النحو التالي:

$$\beta_0 = \frac{\hat{\alpha}}{(1-\hat{\rho})} \quad (9.22)$$

ثانياً: إذا كانت ρ مجهولة

طريقة المربعات الصغرى المعممة تعتمد على معرفة قيمة معامل الارتباط الذاتي بين الأخطاء ρ، وحيث أنه غالباً تكون قيمة ρ مجهولة، لذلك يتطلب أولاً تقدير قيمة ρ ثم إجراء التحويل كما تم شرحه في (أولاً). هناك عدة طرق لتقدير ρ منها:

أ- طريقة كوكران- أوركات The Cochrane – Orcutt Method

في هذه الطريقة نجرى الآتي:

1. نجرى الانحدار العادي ثم نحفظ البواقي $\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{Y}_t$، ثم نجرى انحدار البواقي $\hat{\varepsilon}_t$ على البواقي في اللحظة الزمنية السابقة، أي $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ لأننا نتوقع أن تكون البواقي من الدرجة الأولى كما يلي:

$$\hat{\varepsilon}_t = \rho\hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t \qquad (9.23)$$

2. حيث u_t هو حد الخطأ العشوائي الكلاسيكي ونحصل على القيمة المُقدّرة لـ ρ.

3. نكون نموذج الانحدار بعد التحويل على الصورة التالية:

$$Y_t - \hat{\rho}Y_{t-1} = \beta_0(1-\hat{\rho}) + \beta_1(X_{1t} - \hat{\rho}X_{1t-1}) + \beta_2(X_{2t} - \hat{\rho}X_{2t-1}) + \cdots + \beta_k(X_{kt} - \hat{\rho}X_{kt-1}) + u_t \qquad (9.24)$$

4. ثم نطبق طريقة المربعات الصغرى العادية على نموذج الانحدار في صورته الجديدة (9.24).

5. إذا كانت قيمة DW تدل على وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء، فيتم تكرار الخطوة رقم (1) للحصول على $\hat{\varepsilon}_t^*$ وذلك بأن نطبق طريقة المربعات الصغرى العادية على البواقي الجديدة:

$$\hat{\varepsilon}_t^* = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1}^* + u_t^* \qquad (9.25)$$

6. ثم نحصل على $\hat{\rho}$ وهي القيمة المُقدّرة الثانية لـ ρ، علماً بأن:

$$\hat{\rho} = 1 - \frac{DW_2}{2} \qquad (9.26)$$

7. يتم حساب DW_2 من الخطوة (3).

8. استخدام $\hat{\rho}$ لتحويل المتغيرات المستقلة كما في الخطوة الثانية.

9. طبق طريقة المربعات الصغرى العادية على نموذج الانحدار في صورته الجديدة كما في (4).

10. إذا كانت قيمة DW_3 المحسوبة من الخطوة (5)، تدل على وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء، نبدأ بالخطوة الثالثة، وهكذا ونتوقف حتى يصبح الفرق بين القيمة المُقدّرة الحالية لـ ρ والسابقة لها صغيراً جداً فمثلاً: $\hat{\hat{\rho}} - \hat{\rho} < 0.01$.

ملاحظة:

فمثلاً في حالة وجود ثلاثة متغيرات مستقلة، يمكن إجراء الخطوات السابقة من خلال برنامج ***EViews*** بسهولة، وذلك باستخدام الأمر التالي:

```
Y C X1 X2 X3
```

فنحصل على أفضل قيمة مقدرة لـ ρ، ثم نُكَوِّن النموذج الجديد بعد التحويل كما في معادلة (9.24) من خلال الأمر التالي:

```
Y-ρ*Y(-1) C X1-ρ*X1(-1) X2-ρ*X2(-1) X3-ρ*X3(-1)
```

ب - طريقة داربن Durbin Method

اقترح داربن أن يتم إجراء طريقة المربعات الصغرى العادية على النحو التالي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + \beta_{k+1} Y_{t-1} + u_t \qquad (9.27)$$

يتضح من المعادلة (9.27) أن طريقة داربن تعتمد على تقدير قيمة ρ كما يلي:

- إعادة إجراء الانحدار للمتغير التابع Y_t على المتغيرات المستقلة بالإضافة إلى Y_{t-1}.
- فتكون قيمة $\hat{\beta}_{k+1}$ هي تقدير لقيمة ρ.
- ثم نُكَوِّن النموذج الجديد بعد التحويل كما سبق شرحه.

ملاحظة:

في حالة وجود ثلاثة متغيرات مستقلة، يمكن إجراء الانحدار في المعادلة (9.27) من خلال برنامج ***EViews***، وذلك باستخدام الأمر التالي:

```
Y C X1 X2 X3 Y(-1)
```

- نحصل على تقدير لمعلمة $Y(-1)$ وهي تعتبر تقدير لـ ρ.
- ثم نطبق طريقة المربعات الصغرى العادية من خلال برنامج ***EViews***، وذلك باستخدام الأمر التالي:

```
Y-ρ*Y(-1) C X1-ρ*X1(-1) X2-ρ*X2(-1) X3-ρ*X3(-1)
```

3.7.9 طريقة نيوي - ويست للأخطاء المعيارية

Newey –West Standard Error

تقوم هذه الطريقة على تصحيح الأخطاء المعيارية بدون تغيير مُقدرات معاملات الانحدار، وذلك لان وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء لا يسبب تحيز في تقدير المعاملات، ولكن يؤثر على الأخطاء المعيارية وهذا هو سبب قوة هذه الطريقة.

مُقدرات الأخطاء المعيارية باستخدام هذه الطريقة متحيزة، ولكن عادة تعطى نتائج أكثر دقة من الأخطاء المعيارية غير المصححة في حالة وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء، لهذا السبب يمكن استخدام الأخطاء المعيارية المُقدرة باستخدام هذه الطريقة لإجراء اختبار الفرضيات باستخدام اختبار (T). الأخطاء المعيارية باستخدام هذه الطريقة أكبر من الأخطاء المعيارية المُقدرة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية؛ وبالتالي نحصل على قيمة أقل لاختبار (T). سنقوم بشرح استخدام هذه الطريقة باستخدام ***EViews***.

8.9 تطبيقات عملية

تطبيق عملي (1.9):

ملف (Example9.1) يشتمل على البيانات المتعلقة بعرض النقد في أحد الأسواق المالية (SM) كمتغير تابع، وكلٍ من الفائدة على الودائع الآجلة المحلية (IR)، وحجم الودائع الآجلة المحلية (DEP) بملايين الدولارات كمتغيرين مستقلين، وذلك في الفترة 1978-2011. المطلوب:

1. اختبر الفرض الخاص باستقلال الأخطاء العشوائية عند مستوى دلالة 5%.
2. إذا أظهر الاختبار السابق وجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء. المطلوب:
   أ. معالجة المشكلة باستخدام طريقة الفروق ثم أكتب النموذج الجديد.
   ب. تقدير قيمة ρ بطريقتين مختلفتين.
   ج. تقدير نموذج الانحدار لكل من الطريقتين السابقتين في (ب).

الحل:

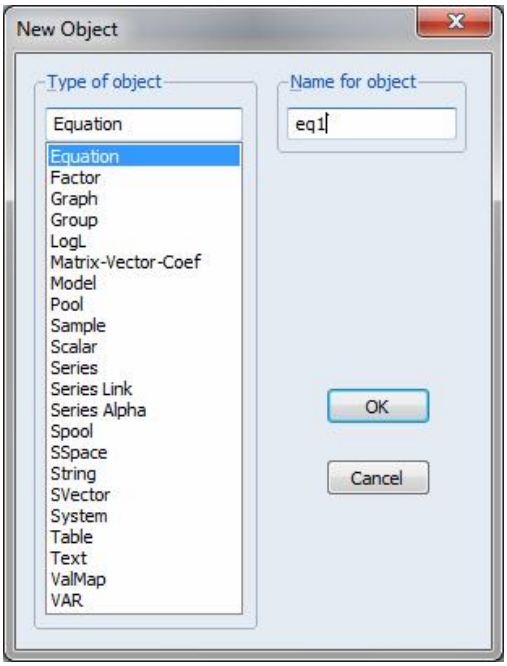
1. اختبر الفرض الخاص باستقلال الأخطاء العشوائية عند مستوى دلالة 5%.

لإيجاد معادلة الانحدار الخطي نتبع الخطوات التالية في برنامج ***EViews***:

- من شريط القوائم اختر

Object ► New Object

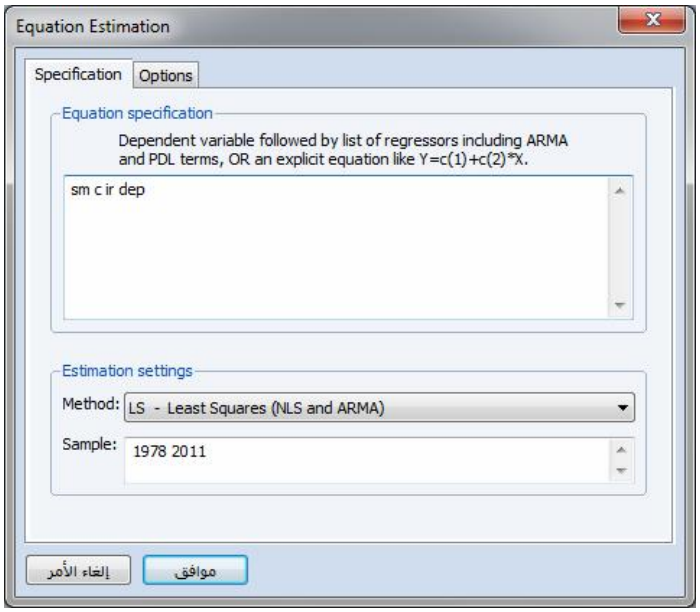
فيظهر المربع الحواري في الشكل (7.9):



شكل (7.9): المربع الحواري للاختيار New Object

- اختر ***Equation*** أسفل ***Type of Object***.
- أكتب ***eq1*** كاسم للمعادلة وذلك ***Name for Object***.
- اضغط ***Ok***.
- أكتب المعادلة التالية كما في شكل (8.9).

```
sm C ir dep
```



شكل (8.9): المربع الحواري لإدخال نموذج النقد

فنحصل على النتائج في جدول (1.9).

- من خلال النتائج في جدول (1.9) نجد أن قيمة $DW = 0.4875$ ، عند درجات حرية $k = 2$, $n = 34$, $D_U = 1.58$, $D_L = 1.33$ (وذلك باستخدام جداول DW في الملحق A). حيث أن $DW = 0.4875$ أقل من D_L ، لذلك فإننا نرفض فرضية العدم ونقبل الفرض البديل بوجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء.

جدول (1.9): نتائج نموذج النقد

Dependent Variable: SM
Method: Least Squares
Sample: 1978 2011
Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-215.8214	210.8181	-1.023733	0.3139
IR	-5.390700	2.864897	-1.881639	0.0693
DEP	2.449469	0.142843	17.14795	0.0000

R-squared	0.980735	Mean dependent var	5140.874
Adjusted R-squared	0.979492	S.D. dependent var	5591.730
S.E. of regression	800.7639	Akaike info criterion	16.29311
Sum squared resid	19877908	Schwarz criterion	16.42779
Log likelihood	-273.9828	Hannan-Quinn criter	16.33904
F-statistic	789.0766	Durbin-Watson stat	0.487516
Prob(F-statistic)	0.000000		

2. معالجة المشكلة

أ. معالجة المشكلة باستخدام طريقة الفرق الأول

- مستخدماً الخطوات السابقة أكتب المعادلة التالية مع حفظها باسم ***eq2***:

```
d(sm) C d(ir) d(dep)
```

- اضغط *موافق* فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (2.9).

جدول (2.9): نتائج نموذج النقد باستخدام طريقة الفرق الأول

Dependent Variable: D(SM)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1979 2011
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	87.99102	121.5206	0.724083	0.4746
D(IR)	-2.059077	2.752795	-0.747995	0.4603
D(DEP)	1.824587	0.313624	5.817753	0.0000

R-squared	0.584537	Mean dependent var	598.0727
Adjusted R-squared	0.556839	S.D. dependent var	798.0575
S.E. of regression	531.2694	Akaike info criterion	15.47492
Sum squared resid	.8467416	Schwarz criterion	15.61097
Log likelihood	-252.3362	Hannan-Quinn criter	15.52070
F-statistic	21.10428	Durbin-Watson stat	2.007790
Prob(F-statistic)	0.000002		

- من خلال النتائج في جدول (2.9) نجد أن قيمة $DW = 2.01$ ، عند درجات حريـــة $n = 33$, $k = 2$, $D_L = 1.32$, $D_U = 1.57$. (لاحظ أن عدد المشاهدات يقل بمقدار واحد عند أخذ الفرق الأول). حيث أن $DW = 2.01$ أكبر مـــن D_U ، لـــذلك لا يمكن رفض فرض العدم القائل بعدم وجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء.
- نموذج الانحدار في صورته النهائية هو:

$$SM_t^* = 87.99 - 2.06\,IR_t^* + 1.82\,DEP_t^*$$

حيث أن:

$$SM_t^* = SM_t - SM_{t-1},\ IR_t^* = IR_t - IR_{t-1},\ \mathrm{DEP}_t^* = \mathrm{DEP}_t - DEP_{t-1}$$

ب. تقدير قيمة ρ بطريقتين مختلفتين:

الطريقة الأولى: باستخدام طريقة كوكران- أوركات Cochrane – Orcutt

- أكتب المعادلة التالية كما تم شرحه مسبقاً مع حفظها باسم ***eq3***.

```
sm C ir dep ar(1)
```

- لاحظ أنه تم كتابة ***ar(1)*** في نهاية المعادلة السابقة.
- نحصل على النتائج الموضحة في جدول (3.9)، ونجد أن قيمة $\hat{\rho} = 0.832$

جدول (3.9): نتائج نموذج النقد لتقدير قيمة ρ باستخدام AR(1)

```
Dependent Variable: SM
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1979 2011
Included observations: 33 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	122.6332	853.4579	0.143690	0.8867
IR	-2.752939	2.846141	-0.967253	0.3414
DEP	2.159628	0.203103	10.63316	0.0000
AR(1)	0.832318	0.124946	6.661401	0.0000

R-squared	0.991967	Mean dependent var	5288.267
Adjusted R-squared	0.991136	S.D. dependent var	5610.956
S.E. of regression	528.2576	Akaike info criterion	15.49026
Sum squared resid	.8092626	Schwarz criterion	15.67165
Log likelihood	-251.5892	Hannan-Quinn criter	15.55129
F-statistic	1193.736	Durbin-Watson stat	1.795977
Prob(F-statistic)	0.000000		

الطريقة الثانية: باستخدام طريقة داربن Durbin Method

- أكتب المعادلة التالية كما تم شرحه مسبقاً مع حفظها باسم ***eq4***.

```
sm C ir dep sm(-1)
```

- لاحظ أنه تم كتابة ***sm(-1)*** في نهاية المعادلة السابقة.
- نحصل على النتائج الموضحة في جدول (4.9)، ونجد أن قيمة $\hat{\rho}=0.7899$.

جدول (4.9): نتائج نموذج النقد لتقدير قيمة ρ باستخدام SM(-1)

```
Dependent Variable: SM
Method: Least Squares
Date: 04/27/13   Time: 14:16
Sample (adjusted): 1979 2011
Included observations: 33 after adjustments
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-60.54218	145.0965	-0.417255	0.6796
IR	-1.317887	1.970341	-0.668862	0.5089
DEP	0.713598	0.279476	2.553339	0.0162
SM(-1)	0.789905	0.120022	6.581351	0.0000

R-squared	0.992151	Mean dependent var	5288.267
Adjusted R-squared	0.991339	S.D. dependent var	5610.956
S.E. of regression	522.1834	Akaike info criterion	15.46713
Sum squared resid	.7907590	Schwarz criterion	15.64852
Log likelihood	-251.2076	Hannan-Quinn criter	15.52816
F-statistic	1221.896	Durbin-Watson stat	1.952573
Prob(F-statistic)	0.000000		

ملاحظة:

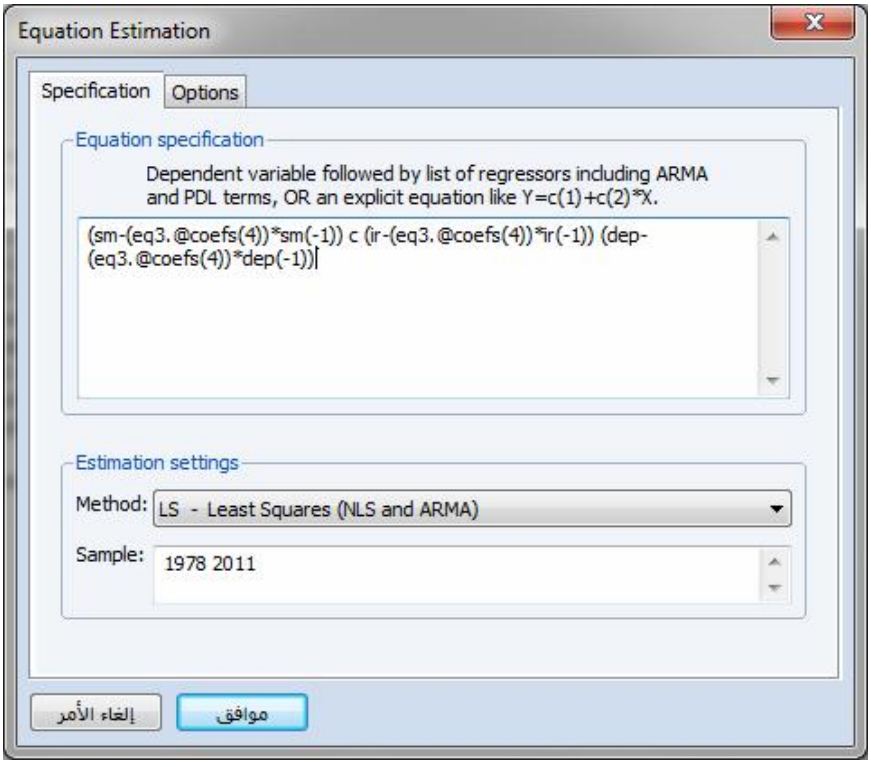
- تم إدراج كلاً من ar(1) أو sm(-1) كأحد المتغيرات المستقلة لعلاج مشكلة وجود الارتباط الذاتي.
- من الضروري عدم إدراج متغير ar(1) أو sm(-1) في النموذج النهائي المُقدَّر كأحد المتغيرات المستقلة، ولكن يجب تقدير نموذج الانحدار في أي من الطريقتين السابقتين باستخدام المعادلة (9.24) كما يلي:

ج. تقدير نموذج الانحدار لكل من الطريقتين السابقتين في (ب).

الطريقة الأولى: باستخدام كوكران- أوركات Cochrane – Orcutt

- اضغط ***eq3*** في نافذة المتغيرات -تذكر أن المعادلة تم حفظها باسم ***eq3***.
- أسفل خانة توصيف المعادلة نكتب المعادلة التالية كما في شكل (9.9).

```
(sm-(eq3.@coefs(4))*sm(-1)) c
(ir-(eq3.@coefs(4))*ir(-1))
(dep-(eq3.@coefs(4))*dep(-1))
```



شكل (9.9): المربع الحواري لإدخال نموذج النقد باستخدام AR(1)

يجب ملاحظة ما يلي:

- تم استدعاء قيمة $\hat{\rho} = 0.832$ من خلال الأمر ***eq3.@coefs(4)***
- وجود النقطة (.) بعد ***eq3.***
- ***eq3*** هو اسم معادلة الانحدار المطلوبة.
- العلامة @ تسبق الأمر في برنامج ***EViews.***
- الأمر ***coefs(4)*** يستدعي قيمة معامل الانحدار الرابعة في النموذج، وهي في هذه الحالة تقابل AR(1) أي قيمة $\hat{\rho}$.
- يمكن استبدال المعادلة السابقة كما يلي:

sm-0.832*sm(-1) c ir-0.832*ir(-1) dep-0.832*dep(-1)

- اضغط موافق فنحصل على النتائج الموضحة في جدول(5.9).

جدول (5.9): نتائج نموذج النقد بعد التحويل باستخدام AR(1)

Dependent Variable: SM-(EQ3.@COEFS(4))*SM(-1)
Method: Least Squares
Date: 04/27/13 Time: 18:38
Sample (adjusted): 1979 2011
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.56335	127.2408	0.161610	0.8727
IR-(EQ3.@COEFS(4))*IR(-1)	-2.752939	2.796197	-0.984530	0.3327
DEP-(EQ3.@COEFS(4))*DEP(-1)	2.159628	0.180636	11.95566	0.0000

R-squared	0.890185	Mean dependent var	1384.532
Adjusted R-squared	0.882864	S.D. dependent var	1517.539
S.E. of regression	519.3787	Akaike info criterion	15.42965
Sum squared resid	.8092626	Schwarz criterion	15.56570
Log likelihood	-251.5892	Hannan-Quinn criter	15.47543
F-statistic	121.5939	Durbin-Watson stat	1.795977
Prob(F-statistic)	0.000000		

- من خلال النتائج الموضحة في جدول (5.9)، معادلة الانحدار بعد التحويل باستخدام AR(1) هي:

$$SM_t^* = 20.56 - 2.75IR_t^* + 2.16DEP_t^*$$

- قيمة $DW = 1.796$ ، وهي أكبر من D_U ، بالتالي لا توجد مشكلة ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء العشوائية.

الطريقة الثانية: باستخدام طريقة داربن Durbin Method

- اضغط ***eq4*** في نافذة المتغيرات - تذكر أن المعادلة تم حفظها باسم ***eq4***.
- أسفل خانة توصيف المعادلة نكتب المعادلة التالية كما تم شرحه مسبقاً.
-

```
(sm-(eq4.@coefs(4))*sm(-1)) c
(ir-(eq4.@coefs(4))*ir(-1))
(dep-(eq4.@coefs(4))*dep(-1))
```

- اضغط موافق فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (6.9).

جدول (6.9): نتائج نموذج النقد بعد التحويل باستخدام SM(-1)

Dependent Variable: SM-(EQ4.@COEFS(4))*SM(-1)
Method: Least Squares
Date: 04/27/13 Time: 18:49
Sample (adjusted): 1979 2011
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.953420	128.9066	0.022911	0.9819
IR-(EQ4.@COEFS(4))*IR(-1)	-2.819092	2.815298	-1.001348	0.3247
DEP-(EQ4.@COEFS(4))*DEP(-1)	2.193197	0.169640	12.92854	0.0000

R-squared	0.913920	Mean dependent var	1583.461
Adjusted R-squared	0.908181	S.D. dependent var	1717.032
S.E. of regression	520.2883	Akaike info criterion	15.43315
Sum squared resid	.8120998	Schwarz criterion	15.56920
Log likelihood	-251.6470	Hannan-Quinn criter	15.47893
F-statistic	159.2564	Durbin-Watson stat	1.722051
Prob(F-statistic)	0.000000		

- من خلال النتائج في جدول (6.9)، معادلة الانحدار بعد التحويل باستخدام SM(-1) هي:

$$SM_t^* = 2.95 - 2.882IR_t^* + 2.19DEP_t^*$$

- قيمة $DW = 1.722$ ، وهي أكبر من D_U ، بالتالي لا توجد مشكلة ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء العشوائية.

تطبيق عملي (2.9):

ملف (Example9.2) يشتمل على البيانات الخاصة بـــالواردات (Y_t) والنـــاتج المحلـــي الإجمالي (X_t) بالمليون دولار في إحدى الدول في الفترة 1990-2010. المطلوب:

1. تقدير معادلة انحدار الواردات على الناتج المحلي الإجمالي.
2. اختبر الفرض الخاص باستقلال الأخطاء العشوائية عند مستوى دلالة 5%.

إذا أظهر الاختبار السابق وجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء. المطلوب تقدير قيمـــة معامل الارتباط الذاتي ρ باستخدام:

أ. العلاقة التقريبية بين ρ, DW .

ب. طريقة ثايل وناجر Theil and Nagar Method.

ج. طريقة داربن Durbin Method.

د. طريقة كوكران- أوركات Cochrane – Orcutt Method .

تقدير نموذج الانحدار لكل من الطريقتين في (ج، د).

الحل:

1. إيجاد معادلة الانحدار الخطي:

- نكتب أسفل توصيف المعادلة:

```
y c x
```

ثم نحفظ المعادلة باسم ***eq1*** كما سبق شرحه، ونحصل على النتائج الموضحة في جدول (7.9).

جدول (7.9): نتائج نموذج الواردات

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/27/13 Time: 22:52
Sample: 1991 2010
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1492.450	486.3302	3.068799	0.0066
X	0.124106	0.009316	13.32191	0.0000

R-squared	0.907916	Mean dependent var	7800.200
Adjusted R-squared	0.902800	S.D. dependent var	1592.614
S.E. of regression	496.5281	Akaike info criterion	15.34780
Sum squared resid	.4437722	Schwarz criterion	15.44737
Log likelihood	-151.4780	Hannan-Quinn criter	15.36723
F-statistic	177.4732	Durbin-Watson stat	0.282868
Prob(F-statistic)	0.000000		

من خلال النتائج في جدول (7.9) نحصل على:

$$\hat{Y}_t = 1492.45 + 0.124X_t$$
$$\hat{SE}(\beta) = (486.33) \quad (0.009)$$
$$T = (3.069) \quad (13.322)$$
$$\bar{R}^2 = 0.9028,\ \text{DW} = 0.283$$

2. اختبار استقلال الأخطاء العشوائية

حيث أن $DW < 2$ لذلك نختبر الارتباط الذاتي الموجب بين الأخطاء كما يلي:

$H_0 : \rho = 0$ مقابل $H_1 : \rho > 0$. ومن جدول داربن - واتسون (ملحق A) عند درجات حرية $k = 1$ وحجم العينة $n = 20$ عند مستوى دلالة $\alpha = 0.05$ نجد $D_L = 1.201, D_U = 1.411$، وحيث أن $DW < 1.201$، لذلك فإننا نرفض فرضية العدم ونقبل الفرض البديل بوجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء العشوائية.

3. تقدير معامل الارتباط الذاتي الموجب للأخطاء باستخدام:

أ. العلاقة التقريبية بين $\hat{\rho}$ ، DW

من المعادلة (9.10)، نجد أن $\hat{\rho} \equiv 1 - \frac{0.283}{2} = 0.8585$

ب. باستخدام ثايل وناجر Theil and Naga

من المعادلة (11.10)، نجد أن $\hat{\rho} = \frac{n^2(1 - \frac{DW}{2}) + K'^2}{n^2 - K'^2} = 0.863$

ج. طريقة داربن Durbin Method

بإجراء الانحدار المتعدد للمتغير التابع Y_t على X_t ، Y_{t-1} نكتب أسفل توصيف المعادلة:

```
y C x Y(-1)
```

ثم نحفظ المعادلة باسم ***eq2*** كما سبق شرحه، ونحصل على المعادلة التالية:

$$\hat{Y}_t = 612.476 + 0.011X_t + 0.883Y_{t-1}$$

وعلى ذلك فإن قيمة $\hat{\rho}$ وهي معامل Y_{t-1} في المعادلة السابقة تساوي 0.883

د. طريقة كوكران - أوركات Cochrane – Orcutt Method

- من نافذة ***Equation Estimator*** نكتب الأمر التالي:

```
Y c x ar(1)
```

أسفل توصيف المعادلة، ونحفظ المعادلة باسم ***eq4*** كما سبق شرحه، ونحصل على المعادلة التالية:

$$\hat{Y}_t = 9170.5 + 0.00286X_t + 0.932\,AR(1)$$

وعلى ذلك فإن قيمة $\hat{\rho}$ وهي معامل $AR(1)$ في المعادلة السابقة تساوي 0.932

4. تقدير نموذج الانحدار لكل من الطريقتين في (ج، د).

أولاً: تقدير معادلة انحدار الواردات على الناتج المحلي الإجمالي من النموذج المُحـوّل المقدرة باستخدام داربن ($\hat{\rho}$ =0.883).

- من نافذة ***Equation Estimator*** اكتب الأمر التالي:

```
(y-(eq2.@coefs(2))*y(-1)) c
(x-(eq2.@coefs(2))*x(-1))
```

- نحفظ المعادلة باسم ***eq3*** كما سبق شرحه.
- اضغط ***موافق*** فنحصل على المعادلة التالية:

$$\hat{Y}_t^* = 750.716 + 0.0051X_t^*$$
$$SE(\beta) = (162.760) \quad (0.0198)$$
$$T = (4.612) \quad (2.572)$$
$$\bar{R}^2 = 0.238,\ DW = 1.527$$

ومن جدول داربن - واتسون (ملحق A) عند درجات حرية $k = 1$ وحجم العينة $n = 19$ عند مستوى دلالة $\alpha = 0.05$ ، نجد $D_U = 1.401$, $D_L = 1.18$ ، وحيث أن $DW > D_U$ لذلك فإننا لا نرفض فرضية العدم، والقائل بعدم وجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء.

ثانياً: تقدير معادلة انحدار الواردات على الناتج المحلي الإجمالي من النموذج المُحـوّل المقدرة باستخدام كوكران - أوركت ($\hat{\rho}$ =0.932).

- من نافذة ***Equation Estimator*** نكتب الأمر التالي:

```
(y-(eq4.@coefs(3))*y(-1)) c
(x-(eq4.@coefs(3))*x(-1))
```

- اضغط *موافق* فنحصل على المعادلة التالية:

$$Y_t^* = 619.892 + 0.029X_t^*$$
$$SE(\beta) = (141.486) \quad (0.0247)$$
$$T = (4.381) \quad (1.161)$$
$$\bar{R}^2 = 0.019,\ DW = 1.678$$

ومن جدول داربن - واتسون (ملحق A) عند درجات حرية $k = 1$ وحجم العينة $n = 19$ عند مستوى دلالة $\alpha = 0.05$ ، نجد $D_L = 1.18$, $D_U = 1.401$ ، وحيث أن $DW > D_U$ لذلك فإننا لا نرفض فرضية العدم، والقائل بعدم وجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء.

وبالتالي فإن عملية التحويل باستخدام طريقة داربن أو كوكران-أوركات قد نجحت في التخلص من مشكلة الارتباط الذاتي، ولذلك نختار الطريقة الأفضل التي لها معامل التحديد الأكبر، وهي في هذه الحالة طريقة داربن.

9.9 تمرينات عملية

تمرين عملي (1)

ملف (PRO9.1) يشتمل على البيانات المتعلقة بكمية الطلب على الأسماك للفرد الواحد (DF_t) كمتغير تابع، وكلٍ من سعر السمك (PF_t)، سعر اللحم (PB_t)، الدخل المتاح (YD_t) في السنة t بالشيقل (الدولار = 3.6 شيقل) كمتغيرات مستقلة، وذلك في الفترة 1987-2011.

المطلوب:

1. كوِّن نموذج انحدار DF_t على PF_t، PB_t، YD_t
2. اختبر الفرض الخاص باستقلال الأخطاء العشوائية عند مستوى دلالة 5%.

تمرين عملي (2)

ملف (PRO9.2) يشتمل على البيانات المتعلقة بكمية الطلب على الدجاج للفرد الواحد (DC_t) كمتغير تابع، وكلٍ من سعر الدجاج (PC_t)، سعر اللحم (PB_t)، الدخل المتاح (YD_t) في السنة t بالشيقل (الدولار = 3.6 شيقل) كمتغيرات مستقلة، وذلك في الفترة 1970-2012.

المطلوب:

1. كوِّن نموذج انحدار DC_t على PC_t، PB_t، YD_t.
2. اختبر الفرض الخاص باستقلال الأخطاء العشوائية عند مستوى دلالة 5%.
3. إذا أظهر الاختبار السابق وجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء. المطلوب:

أ. معالجة المشكلة باستخدام طريقة الفروق ثم أكتب النموذج الجديد.

ب. تقدير قيمة ρ بطريقتين مختلفتين.

ج. تقدير نموذج الانحدار لكل من الطريقتين السابقتين في (ب).

تمرين عملي (3)

ملف (PRO9.3) يشتمل على البيانات المتعلقة بحجم مبيعات (Sales)، والإنفاق على الإعلان(Exp) (بآلاف الدولارات) لمؤسسة معينة وذلك في الفترة 1983-2012.

المطلوب:

1. كوِّن نموذج انحدار Sales على Exp.
2. هل يعاني النموذج المقدر من مشكلة الارتباط الذاتي؟ (استعمل بعض الرسومات البيانية والطرق التحليلية).
3. أعد تقدير النموذج للتخلص من الارتباط الذاتي إذا تطلب الأمر ذلك.

تمرين عملي (4)

ملف (PRO9.4) يشتمل على البيانات المتعلقة بالواردات (Y) والناتج المحلى الإجمالي (X) بالمليون دولار في إحدى الدول في الفترة من 1993- 2012.

المطلوب:

1. تقدير معادلة انحدار الواردات على الناتج المحلى الإجمالي.
2. اختبار الفرض الخاص باستقلال الأخطاء.

3. إذا أظهر الاختبار السابق رفض فرض استقلال الأخطاء فقدر قيمة معامل الارتباط ρ بطريقتين مختلفتين.
4. أعد تقدير معادلة انحدار الواردات على الناتج المحلى الإجمالي في حالة وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

تمرين عملي (5):

ملف (PRO9.5) يشتمل على البيانات المتعلقة بالإنفاق الاستهلاكي السنوي (Y) والدخل المتاح (X) في إحدى الدول خلال الفترة 2001-2012 بملايين الدولارات في إحدى الدول.

المطلوب:

1. تقدير معادلة انحدار Y على X وإيجاد معامل التحديد.
2. اختبار الفرض الخاص باستقلال الأخطاء.
3. إذا أظهر الاختبار السابق رفض فرض استقلال الأخطاء فقدر قيمة معامل الارتباط ρ بطريقتين مختلفتين.
4. أوجد معادلة انحدار Y على X وإيجاد النموذج المُحول، واختبر فرض استقلال الأخطاء في هذه الحالة.

تمرين عملي (6):

ملف (PRO9.6) يشتمل على البيانات المتعلقة بمتوسط الاستهلاك الشخصي (Y) والدخل الشخصي المتاح للإنفاق (X) بالشيقل (الدولار = 3.6 شيقل)، وذلك في الفتـــرة 1997-2011 لإحدى الدول.

المطلوب:

1. تقدير معادلة انحدار Y على X وإيجاد معامل التحديد.
2. اختبار الفرض الخاص باستقلال الأخطاء.
3. إذا أظهر الاختبار السابق رفض فرض استقلال الأخطاء فقدر قيمة معامل الارتباط ρ بطريقتين مختلفتين.
4. أوجد معادلة انحدار Y على X وإيجاد النموذج المُحول، واختبر فـــرض اســـتقلال الأخطاء في هذه الحالة.

الفصل العاشر

عدم تجانس (اختلاف) التباين

Heteroskedasticity (Non-Constant Variance)

10

بعد الانتهاء من قراءة هذا الفصل سيكون لدى القارئ القدرة على التعرف على طبيعة تجانس تباين حد الخطأ العشوائي وطرق اكتشافه وعلاجه في حالة وجوده وذلك من خلال دراسة الموضوعات التالية:

- طبيعية عدم تجانس حد تباين الخطأ العشوائي ويشتمل على تباين حد الخطأ العشوائي النقي وغير التام.
- أسباب عدم تجانس تباين الخطأ العشوائي.
- الآثار المترتبة على عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.
- طرق اكتشاف عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.
- معالجة مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

1.10 مقدمة

من أهم افتراضات نموذج الانحدار الخطي هو تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، وفي حالة عدم تحقق هذا الافتراض، أي إذا كان هناك عدم تجانس لتباين حد الخطأ العشوائي، فإن ذلك يدل على وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، أي أن حد الخطأ العشوائي ليس لها نفس قيمة التباين. كلمة Heteroskedasticity تتكون من شقين الأول: Hetero وتعني عدم تجانس أو عدم تساوي، والثانيskedasticity وتعني الانتشار أو التباين.

نناقش في هذا الفصل خمس نقاط رئيسة هي:

- طبيعية عدم تجانس التباين The Nature of Heteroskedasticity
- أسباب عدم تجانس التباين The Reasons of Heteroskedasticity
- الآثار المترتبة على عدم تجانس التباين

The Consequences of Heteroskedasticity

- اكتشاف عدم تجانس التباين Detection of Heteroskedasticity
- معالجة عدم تجانس التباين Remedy of Heteroskedasticity

2.10 طبيعية عدم تجانس التباين

The Nature of Heteroskedasticity

يقصد بعدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي أن قيمة هذا التباين تعتمد على قيم المتغير المستقل (X) المختلفة، وينقسم إلى قسمين:

1.2.10 عدم تجانس التباين النقي
Pure Heteroskedasticity

يحدث هذا النوع من عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي عندما لا تتحقق أحد افتراضات نموذج الانحدار المتعدد والمتعلقة بتجانس تباين حد الخطأ العشوائي، ويقصد بذلك أن:

$$Var(\varepsilon_i)=\sigma^2 \qquad (10.1)$$

وبدلاً من أن يتحقق الافتراض فإنه يكون:

$$Var(\varepsilon_i)=\sigma_i^2, i=1,2,\ldots,n \qquad (10.2)$$

وهذا يعني أن تباين حد الخطأ العشوائي يختلف من مشاهدة إلى أخرى.

القاعدة العامة:

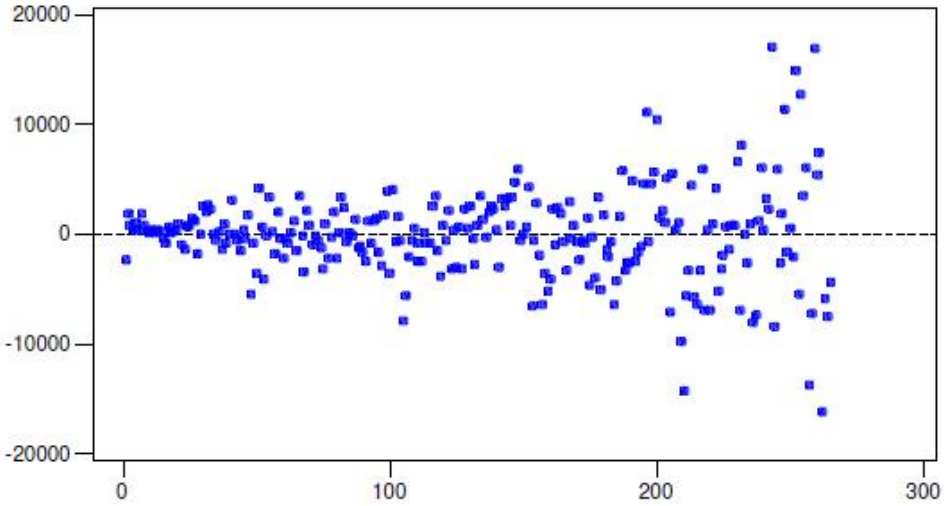
إذا كانت البواقي تنتشر بطريقة عشوائية لا تعكس أي مسار منتظم مقابل قيم المتغير المستقل (X_i)، فهذا يدل على تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، وفي المقابل إذ كانت البواقي لها اتجاه أو مسار معين فهذا يدل على عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

ملاحظة:

عادة تظهر مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي بصورة رئيسة في حالة الدراسات التي تعتمد على البيانات المقطعية Cross-Section Data، أكثر من ظهورها في بيانات السلاسل الزمنية Time Series Data، وذلك لأن البيانات المقطعية تختص بخصائص وحدات مختلفة الأحجام في فترات زمنية معينة، واختلاف الأحجام يؤدي إلى اختلاف التباين.

فمثلاً في نموذج الاستهلاك على الدخل، نجد أن تباين الخطأ الخاص بالإنفاق الاستهلاكي لعائلات الدخل المرتفع عادة ما يكون أكبر مقارنة بتباين الخطأ الخاص بإنفاق

العائلات ذات الدخل المنخفض، لأن معظم إنفاق الأسر ذات الدخل المنخفض يكون مركزاً في الأساس على الضروريات، وذلك من شأنه يجعل تفاوت مستويات الاستهلاك في أدنى مستوى لها كما يظهر في شكل (1.10).



شكل (1.10): عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي - نموذج الاستهلاك على الدخل

بفرض أنه لدينا نموذج الانحدار الخطي المتعدد:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i \qquad (10.3)$$

في حالة وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي يكون:

$$Var(\varepsilon_i) = \sigma^2 Z_i^2 \qquad (10.4)$$

حيث Z_i يمثل المتغير الذي له السبب الأكبر في وجود هذه المشكلة. من المحتمل ألا يكون هذا المتغير من ضمن متغيرات النموذج (10.3). وفي هذه الحالة فإن تباين حد

الخطأ العشوائي تتناسب طردياً مع مربع قيم المتغير المستقل المسبب لهذه المشكلة، و σ^2 مقدار ثابت يتم تقديره من النموذج المستخدم.

2.2.10 عدم تجانس التباين غير النقي
Impure Heteroskedasticity

تباين حد الخطأ العشوائي غير النقي يشابه حالة الارتباط الذاتي غير التام، حيث أن مشكلة تباين حد الخطأ العشوائي غير النقي يمكن أن يحدث بسبب خطأ في توصيف النموذج، ودائماً يحدث بسبب حذف متغير أو متغيرات مستقلة مهمة من النموذج أكثر من حدوث خطأ في نموذج الدالة المستخدم. ويمكن تفسير ذلك بأن جزء التأثير المحذوف بسبب إهمال أحد المتغيرات المستقلة، يتم امتصاصه من قبل حد الخطأ العشوائي، فإن كان هذا الجزء له تباين غير ثابت فيؤدي إلى أن يكون تباين حد الخطأ العشوائي كذلك غير ثابت، حتى وإن كان في الأصل له تباين ثابت؛ لذا فإنه من الضروري كأول خطوة لمعالجة المشكلة هو التأكد من صحة توصيف نموذج الانحدار.

3.10 أسباب عدم تجانس التباين
Reasons of Heteroskedasticity

1. **عند دراسة العلاقة بين الدخل والأنفاق:** إذا زاد دخل الأسرة فإن الأنفاق يزداد تبعاً لذلك، وبالتالي يزداد تباين حد الخطأ العشوائي، لأن الأسر ذات الدخل المرتفع يكون إنفاقها أكبر من الأسر ذات الدخل المنخفض، حيث أن الأسر ذات الدخل المرتفع تحاول غالباً المحافظة على مستوى معين من المعيشة، وفي حالة تناقص دخلها في فترة معينة

فإنها تحاول أن تعيش على نفس مستوى المعيشة وذلك على حساب نقص مدخراتها. وغالباً في حالة الدخل المرتفع فإن الأخطاء تكون كبيرة بينما تقل هذه الأخطاء في حالة الدخل المنخفض، وبذلك لا يتحقق الفرض المتعلق بتجانس تباينات الأخطاء.

2. **عند دراسة العلاقة بين مستوى التعليم والتدخين**: في معظم الأحوال إذا زاد عدد سنوات التعليم للشخص فإن ممارسته للتدخين سوف تقل عبر الزمن، ومن ثم فإن تباين حد الخطأ العشوائي سوف يقل.

3. **عند دراسة العلاقة بين حجم المبيعات ومكان التوزيع**: عادة حجم المبيعات يختلف حسب حجم المدينة، فمن البديهي أن حجم المبيعات سوف يزداد للمدن ذات عدد السكان الأكبر من المدن الصغيرة، ومن المتوقع أن يزداد تباين حد الخطأ العشوائي بازدياد عدد السكان. وبالتالي يمكن القول بأن طبيعة الدراسة قد يجعل تباين حد الخطأ العشوائي لا يتحقق في حالات كثيرة، وعلى ذلك فإنه من الضروري دراسة الآثار المترتبة على عدم تحقق هذا الفرض.

4.10 الآثار المترتبة على عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي

إذا لم يتحقق الفرض الخاص بتجانس تباين حد الخطأ العشوائي فإن هناك خمسة آثار رئيسة تحدث إذا تم استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير النموذج وهي:

1. تباين حد الخطأ العشوائي النقي لا يسبب تحيز في تقدير معاملات معالم معادلة الانحدار، غير أن ذلك لا يعني دقة التقديرات التي تحصل عليها لتلك المعالم، أي تبقي المعالم المُقدّرة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية غير متحيزة، ولكن تفقد صفة الكفاءة.

2. مُقدّرات المربعات الصغرى العادية لا تتمتع بخاصية الأقل تباين وذلك ضمن مجموعة المتغيرات غير المتحيزة.
3. عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي يسبب تحيزاً في الأخطاء المعيارية لمقدرات معالم الانحدار، مما يؤدي إلى الحصول على نتائج مضللة بالنسبة لاختبارات الفرضيات. في هذه الحالة فإن الأخطاء المعيارية لتقديرات معالم الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية تكون مُقدّرة بأكبر من قيمتها الحقيقية، مما يجعل قيم T تكون مُقدّرة بأقل من قيمتها الحقيقية، وبالتالي يؤدي إلى عدم معنوية المتغيرات المستقلة، مما يؤدي إلى عدم رفض فرض غير صحيح أي زيادة الوقوع في الخطأ من النوع الثاني.
4. تصبح فترات الثقة أكثر اتساعاً كما تقل قوة اختبارات المعنوية نظراً لان مُقدّرات طريقة المربعات الصغرى العادية لا تتمتع بخاصية أقل تباين.
5. التنبؤ بقيمة المتغير التابع عند قيمة معينة للمتغير المستقل أو المتغيرات المستقلة، والذي يعتمد على تقديرات معالم الانحدار يكون له تباين كبير، وذلك لأن تباين التنبؤ عبارة عن تباينات حد الخطأ العشوائي مضافاً إليها تباينات تقدير معالم الانحدار، والتي أصبحت لا تتمتع بخاصية الأقل تباين في حالة وجود عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

5.10 طرق اكتشاف عدم تجانس التباين

هناك عدة طرق يمكن من خلالها اكتشاف عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي منها:

1.5.10 توصيف النموذج

يمكن أن يكون توصيف النموذج خاطئاً خاصة من حيث شمولية النموذج على كل المتغيرات المستقلة المهمة، أي فحص إمكانية حذف متغير أو متغيرات مستقلة مهمة.

2.5.10 طبيعة البيانات

أحياناً طبيعة البيانات تعطي فرصة كبيرة أن تكون تباينات حد الخطأ العشوائي غير ثابتة، فمثلاً في حالة دراسة العلاقة بين الاستهلاك والدخل لمجموعة من الأسر، فقد يزداد تباين حد الخطأ العشوائي حول خط انحدار الاستهلاك على الدخل مع زيادة الدخل، وبالتالي بصفة عامة يمكن افتراض عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي في الدراسات أو البحوث المماثلة، وذلك اعتماداً على نتائج الدراسات السابقة.

3.5.10 الرسم البياني

نقوم بتقدير معادلة خط انحدار المتغير التابع على المتغير المستقل أو مجموعة من المتغيرات المستقلة ونحسب الأخطاء (البواقي)، هناك حالتان:

أولاً: في حالة الانحدار الخطي البسيط

نرسم مربعات الأخطاء المُقدّرة على المحور الرأسي والمتغير المستقل على المحور الأفقي أو نرسم الأخطاء المُقدّرة مقابل المتغير المستقل.

ثانياً: في حالة الانحدار الخطي المتعدد

1. نرسم مربعات الأخطاء المُقدّرة على المحور الرأسي وكل متغير مستقل على حـــده على المحور الأفقي.

2. نرسم مربعات الأخطاء المُقدّرة على المحور الرأسي والقيم المُقدرة للمتغير التـــابع (Y) التي نحصل عليها من معادلة الانحدار وذلك على المحور الأفقي.

يتم اكتشاف عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي باستخدام عدة اختبارات منها ما يلي:

4.5.10 اختبار معامل سبيرمان لارتباط الرتب
Spearman Rank Test

يستخدم هذا الاختبار لكل متغير من المتغيرات المستقلة على حده وذلك بإتباع الخطوات التالية:

1. تقدير معادلة الانحدار للمتغير التابع على المتغير المستقل X_1 مثلاً.
2. نحسب الأخطاء (البواقي) e_i
3. نرتب القيم المطلقة للأخطاء وكذلك قيم المتغير المستقل X_1 ترتيبـــاً تـــصاعديا (أو تنازليا.)
4. نحسب معامل سبيرمان للرتب وذلك من خلال المعادلة التالية:

$$r_s = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{n} d_i^2}{n(n^2-1)} \qquad (10.5)$$

حيث:

d_i يمثل الفرق بين رتب المتغير المستقل X_1 ورتب الأخطاء e_i

r_s: معامل سبيرمان لارتباط الرتب بين X_1 ، e_i في العينة.

5. نقوم باختبار الفرضية التالية:

H_0 : تباينات الأخطاء ثابتة $(\rho_S = 0)$ مقابل H_1 : تباينات الأخطاء غير ثابتة $(\rho_S \neq 0)$

حيث ρ_S : معامل سبيرمان لارتباط الرتب بين X_1 ، ε_i في المجتمع.

6. نحسب قيمة الاختبار:

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \qquad (10.6)$$

7. القرار: نرفض H_0 إذا كانت $|t| > t\left(\frac{\alpha}{2}; n-2\right)$، ولا يمكن رفض H_0 إذا كانت $|t| \leq t\left(\frac{\alpha}{2}; n-2\right)$.

5.5.10 اختبار بارك

Park Test

يعتمد اختبار "بارك" في اكتشافه لمشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي في نموذج الانحدار على ثلاث خطوات رئيسة هي:

1. تقدير معادلة انحدار المتغير التابع على المتغير أو المتغيرات المستقلة، ومنها يتم حساب تقدير الأخطاء e_i حيث $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$
2. تقدير معادلة انحدار الأخطاء كمتغير تابع وأحد المتغيرات المستقلة المُسببة لوجود مشكلة عدم تجانس التباين ليكن X_1 مثلاً على النحو التالي:

$$\ln e_i^2 = \beta_0 + \beta_1 \ln X_1 + \varepsilon_i \qquad (10.7)$$

حيث ε_i عبارة عن حد الخطأ العشوائي التقليدي.

اختبار معنوية معامل $\ln X_1$ أي معنوية β_1 . توجد حالتان:

- إذا تـــم رفـــض الفرضـــية الـــصفرية $H_0 : \beta_1 = 0$ وقبـــول الفرضـــية البديلـــة $H_1 : \beta_1 \neq 0$ ، فإن ذلك يُعتبر دليلاً على وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطـــأ العشوائي.
- أما إذا تم عدم رفض $H_0 : \beta_1 = 0$ ، فإنه يمكن القول بأن نموذج الانحدار لا يعـــاني من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

عيوب اختبار بارك:

من أهم عيوب استخدام اختبار " بارك" أن الخطأ العشوائي ε_i في المعادلة (7.10) قد لا تتوافر فيه افتراضات طريقة المربعات الصغرى العادية، وربما يكون تباين ε_i غير ثابت.

6.5.10 اختبار وايت

White Test

يعتمد اختبار "وايت" في اكتشافه لمشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي في نموذج الانحدار على ثلاث خطوات رئيسة هي:

1. تقدير معادلة انحدار المتغير التابع على المتغير أو المتغيرات المستقلة، ومنهـــا يـــتم حساب تقدير الأخطاء e_i حيث $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$ ، كما في اختبار " بارك".
2. تقدير معادلة انحدار مربعات الأخطاء e_i^2 كمتغيـــر تـــابع وكـــل مـــن المتغيـــرات المستقلة، مربعاتها، وكذلك حاصل ضربها مثنى مثنى. فمثلاً في حالة وجود ثـــلاث متغيرات مستقلة نقوم بتقدير نموذج الانحدار التالي:

$$e_i^2=\beta_0+\beta_1X_{1i}+\beta_2X_{2i}+\beta_3X_{3i}+\beta_4X_{1i}^2+\beta_5X_{2i}^2+\beta_6X_3^2+\beta_7X_{1i}X_{2i}+\beta_8X_{1i}X_{3i}+\beta_9X_{2i}X_{3i}+\varepsilon_i \quad (10.8)$$

نقوم باختبار معنوية نموذج الانحدار بشكل عام كما يلي:

أ. نحسب قيمة الإحصاء $W = NR^2$ حيث أن N عدد المشاهدات، R^2 معامل التحديد (غير المُعدّل).

ب. الإحصاء W له اختبار مربع كاي بدرجات حرية تساوي عدد معاملات الانحدار في (10.8) (درجات حرية (df) = 9 في هذه الحالة).

توجد حالتان:

- إذا كانت $W > \chi^2(\alpha;df)$ فإننا نرفض H_0: تباينات الأخطاء ثابتة ونقبل الفرض البديل H_1: تباينات الأخطاء غير ثابتة.
- أما إذا كانت $W \le \chi^2(\alpha;df)$ فإننا لا نرفض H_0: تباينات الأخطاء ثابتة، ونستنتج أن نموذج الانحدار لا يعاني من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي

ملاحظات:

- اختبار "وايت" يشتمل على كل المتغيرات المستقلة ومربعاتها وحاصل ضربها مثنى مثنى ويسمى White Test with Cross Terms أو General White Test.

- هناك صورة أخرى لاختبار " وايت"، حيث يشتمل على مربعات المتغيرات المستقلة فقط. (سيتم توضيح ذلك لاحقا من خلال استخدام برنامج (**EViews**).

مميزات اختبار " وايت"

- لا يتطلب معلومات سابقة عن مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.
- لا يشترط تحقق التوزيع الطبيعي للبواقي.
- يصلح للعينات كبيرة الحجم التي حجمها 30 فأكثر.

7.5.10 اختبار جليسر

Glejser Test

يعتمد اختبار " جليسر" في اكتشافه لمشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي في نموذج الانحدار على ثلاث خطوات رئيسة هي:

1. تقدير معادلة انحدار المتغير التابع على المتغير أو المتغيرات المستقلة، ومنها يتم حساب تقدير الأخطاء e_i حيث $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$، كما في اختباري " بارك"، و " وايت".
2. تقدير معادلة انحدار القيم المطلقة للأخطاء كمتغير تابع على المتغير أو المتغيرات المستقلة، فمثلاً في حالة وجود ثلاثة متغيرات مستقلة نقوم بتقدير نموذج الانحدار التالي:

$$|e_i| = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon_i \quad (10.9)$$

3. نقوم باختبار معنوية نموذج الانحدار بشكل عام كما يلي:

أ. نحسب قيمة الإحصاء $W = NR^2$ حيث أن N عدد المشاهدات، R^2 معامل التحديد (غير المُعدّل).

ب. الإحصاء W له اختبار مربع كاي بدرجات حرية تساوي عدد المتغيرات المستقلة في (10.9) (درجات حرية (df) = 3 في هذه الحالة).

توجد حالتان:

- إذا كانت $W > \chi^2(\alpha;df)$ فإننا نرفض H_0: تباينات الأخطاء ثابتة ونقبل الفرض البديل H_1: تباينات الأخطاء غير ثابتة.
- أما إذا كانت $W \leq \chi^2(\alpha;df)$ فإننا لا نرفض H_0: تباينات الأخطاء ثابتة، ونستنتج أن نموذج الانحدار لا يعاني من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

ملاحظة:

هناك عدة صيغ لاختبار " جليسر" منها انحدار $|e_i|$ على المتغير المستقل الذي يُعتقد أنه يرتبط بالأخطاء فمثلاً X_1، ويتم في هذه حالة تجربة عدد من الصيغ المختلفة لـ X_1 منها: X_1 نفسه، $\sqrt{X_1}$، $\frac{1}{X_1}$، $\frac{1}{\sqrt{X_1}}$، X_1^2

عيوب اختبار " جليسر"

يعاب على اختبار " جليسر" أن المتغير العشوائي ε_i قد لا تتوافر فيه افتراضات طريقة المربعات الصغرى من حيث أن:

- قيمته المتوقعة لا تساوي الصفر $E(\varepsilon_i) \neq 0$
- عدم تجانس التباين.
- الارتباط الذاتي للخطأ العشوائي ε_i.

8.5.10 اختبار برويش - باجان - جود فريي
Breusch –Pagan-Godfrey (BPG)

يعتمد اختبار "BPG " في اكتشافه لمشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي في نموذج الانحدار على ثلاث خطوات رئيسة هي:

1. تقدير معادلة انحدار المتغير التابع على المتغير أو المتغيرات المستقلة، ومنها يتم حساب تقدير الأخطاء e_i حيث $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$، كما في الاختبارات السابقة.
2. تقدير معادلة انحدار مربعات الأخطاء كمتغير تابع، على المتغير المستقل أو المتغيرات المستقلة، فمثلاً في حالة وجود ثلاث متغيرات مستقلة نقوم بتقدير نموذج الانحدار التالي:

$$e_i^2 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon_i \qquad (10.10)$$

3. نقوم باختبار معنوية نموذج الانحدار بشكل عام كما يلي:
   أ. نحسب قيمة الإحصاء $W = NR^2$ حيث أن N عدد المشاهدات، R^2 معامل التحديد (غير المُعدّل).
   ب. الإحصاء W له اختبار مربع كاي بدرجات حرية تساوي عدد المتغيرات المستقلة في (10.10) (درجات حرية (df) = 3 في هذه الحالة)، كما في اختبار "جليسر".

توجد حالتان:

- إذا كانت $W > \chi^2(\alpha; df)$ فإننا نرفض H_0: تباينات الأخطاء ثابتة ونقبل الفرض البديل H_1: تباينات الأخطاء غير ثابتة.

- أما إذا كانت $W \leq \chi^2(\alpha;df)$ فإننا لا نرفض H_0: تباينات الأخطاء ثابتة، ونستنتج أن نموذج الانحدار لا يعاني من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

مميزات اختبار BPG

- يشتمل هذا الاختبار على مدى كبير من حالات الاختلاف التباين، إذ يشتمل الاختبار على الحالات التي يكون فيها التباين دالة غير محددة مسبقاً لعدد من المتغيرات المستقلة.
- يستخدم في حالة العينات كبيرة الحجم وتزداد قوته بزيادة حجم العينة.

عيوب اختبار BPG

يعاب على اختبار " BPG" ما يلي:

- أنه حساس جدا في حالة عدم توافر شروط التوزيع الطبيعي.
- يتطلب معرفة أسباب مشكلة عدم تجانس التباين.

9.5.10 اختبار هارفي Harvey Test

يعتمد اختبار "Harvey" في اكتشافه لمشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي في نموذج الانحدار على ثلاث خطوات رئيسة هي:

1. تقدير معادلة انحدار المتغير التابع على المتغير أو المتغيرات المستقلة، ومنها يتم حساب تقدير الأخطاء e_i حيث $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$، كما في الاختبارات السابقة.

2. تقدير معادلة انحدار لوغاريتم مربعات الأخطاء كمتغير تابع، على المتغير المستقل أو المتغيرات المستقلة، فمثلاً في حالة وجود ثلاث متغيرات مستقلة نقوم بتقدير نموذج الانحدار التالي:

$$\ln\left(e_i^2\right)=\beta_0+\beta_1X_1+\beta_2X_2+\beta_3X_3+\varepsilon_i \qquad (10.11)$$

3. نقوم باختبار معنوية نموذج الانحدار بشكل عام كما يلي:

أ. نحسب قيمة الإحصاء $W = NR^2$ حيث أن N عدد المشاهدات، R^2 معامل التحديد (غير المُعدّل).

ب. الإحصاء W له اختبار مربع كاي بدرجات حرية تساوي عدد المتغيرات المستقلة في (10.11) (درجات حرية (df) = 3 في هذه الحالة)، كما في اختباري " جليسر" و"BPG" .

توجد حالتان:

- إذا كانت $W > \chi^2(\alpha;df)$ فإننا نرفض H_0: تباينات الأخطاء ثابتة ونقبل الفرض البديل H_1: تباينات الأخطاء غير ثابتة.
- أما إذا كانت $W \le \chi^2(\alpha;df)$ فإننا لا نرفض H_0: تباينات الأخطاء ثابتة، ونستنتج أن نموذج الانحدار لا يعاني من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

10.5.10 طريقة المجموعتين

تعتمد طريقة المجموعتين على الخطوات التالية:

1. نرتب قيم المتغير المستقل X ترتيباً تصاعدياً.

2. نقوم بتقدير نموذجين للانحدار، أحدهما للقيم الصغرى والآخر للقيم العظمى، مع حذف 20% من البيانات في المنتصف.

3. نقوم بحساب الإحصاء التالي:

$$R = \frac{SSE_2}{SSE_1} \qquad (10.12)$$

حيث SSE_2, SSE_1 تشيران إلى مجموع مربعات الأخطاء لكل من النموذجين، على الترتيب.

الإحصاء R في (10.12) له اختبار F بدرجات حرية $df = \frac{1}{2}(n - d - 2k)$، حيث n: عدد المشاهدات الكلي، d: عدد المشاهدات المحذوفة، k: عدد المتغيرات المستقلة.

نرفض الفرضية الصفرية H_0 القائلة بأن تباين حد الخطأ العشوائي ثابت إذا كان $R > F(\alpha; df, df)$.

ملاحظات:

هناك اختبارات أخرى لاكتشاف مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي منها اختبار "كولدفيلد وكوانت Goldfeld and Quandt".

- يتيح استخدام ***EViews*** إجراء اختبار "مخصص" لاكتشاف مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، وذلك باختبار ثلاث صور مختلفة للمتغير التابع وهي:
- مربعات الأخطاء.
- لوغاريتم مربعات الأخطاء.
- القيمة المطلقة للأخطاء.

6.10 معالجة مشكلة عدم تجانس التباين حد الخطأ العشوائي

تبدأ معالجة مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي بمراجعة توصيف نموذج الانحدار، وذلك للتأكد من أنه يشتمل على كل المتغيرات المستقلة المهمة، أي لا يكون هناك متغيرات مستقلة مؤثرة في المتغير التابع لا يشتمل عليها النموذج. بعد التحقق من ذلك فهناك ثلاث طرق رئيسة لمعالجة هذه المشكلة هي:

1. طريقة المربعات الصغرى المرجحة Weighted Least Squares (WLS)
2. طريقة تصحيح الأخطاء المعيارية Heteroskedasticity Corrected Standard Error (HC)
3. إعادة تعريف المتغيرات Redefining The Variables

1.6.10 طريقة المربعات الصغرى المرجحة (الموزونة) WLS Method

يتم معالجة مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي من خلال إجراء تحويل النموذج الأصلي، بحيث يضمن توافر فرض تجانس التباين في النموذج المحول وبالتالي يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية، والحصول على تقديرات غير متحيزة يتوافر فيها خاصية أقل تباين ضمن مجموعة من المقدرات الخطية غير المتحيزة، أو الحصول على أفضل المُقدرات. يتوقف شكل النموذج الأصلي على طبيعة نمط عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج الأصلي.

بافتراض أنه لدينا نموذج الانحدار الخطي المتعدد في الصورة التالية:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i \qquad (10.13)$$

يمكن توضيح بعض طرق التحويل للنموذج السابق على النحو التالي:

الحالة الأولى:

إذا كان تباين الخطأ يتناسب مع مربع المتغير المستقل – علاقة غير خطية – (X_1 مثلاً)، أي أن:

$$E\left(\varepsilon_i^2\right)=\sigma^2 X_{1i}^2 \qquad (10.14)$$

فإن التحويل المناسب هو قسمة طرفي المعادلة (10.13) على X_1 فنحصل على:

$$\frac{Y_i}{X_1}=\beta_0\frac{1}{X_1}+\beta_1+\beta_2\frac{X_{2i}}{X_1}+\frac{\varepsilon_i}{X_1} \qquad (10.15)$$

وبالتالي فإن تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج (10.15) يساوي:

$$E\left(\frac{\varepsilon_i}{X_1}\right)^2=\frac{1}{X_{1i}^2}E\left(\varepsilon_i^2\right)=\frac{1}{X_{1i}^2}\left(\sigma^2 X_{1i}^2\right)=\sigma^2 \qquad (10.16)$$

أي أن تباين الخطأ في النموذج الجديد المحول (10.15) يساوي σ^2 (أي مقدار ثابت)، بالإضافة لاستيفائه بقية فروض المربعات الصغرى العادية وبالتالي يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية للحصول على مُقدرات نموذج الانحدار الخطي المتعدد المطلوب.

وبمقارنة (10.13) مع (10.14) يمكن ملاحظة التالي:

المقدار الثابت في النموذج المُحوّل (β_1) هو معامل الانحدار في النموذج الأصلي.

معامل الانحدار في النموذج المُحوّل (β_0) هو المقدار الثابت في النموذج الأصلي.

لذلك يجب مراعاة ذلك عند التعليق على النتائج بحيث:

المقدار الثابت في النموذج المُحوّل (β_1) هو تقدير لمعامل الانحدار في النموذج الأصلي.

معامل الانحدار في النموذج المُحوّل (β_0) هو تقدير للمقدار الثابت في النموذج الأصلي.

في النموذج الأصلي تكون العلاقة بين Y وكلٍ من X_1, X_2، بينما في النموذج المُحوّل فإن العلاقة بين $\frac{Y_i}{X_{1i}}$ وكلٍ من $\frac{1}{X_{1i}}, \frac{X_{2i}}{X_{1i}}$.

ملاحظة: يعتبر هذا التحويل من أكثر التحويلات استخداماً وشيوعاً في المسائل الاقتصادية.

الحالة الثانية:

إذا كان تباين الخطأ يتناسب مع قيم المتغير المستقل -علاقة خطية- (X_1 مثلاً)، أي أن:

$$E\left(\varepsilon_i^2\right)=\sigma^2 X_{1i} \qquad (10.17)$$

فإن التحويل المناسب في هذه الحالة هو قسمة طرفي المعادلة (10.17) على $\sqrt{X_{1i}}$ فنحصل على:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{X_{1i}}}=\beta_0\frac{1}{\sqrt{X_{1i}}}+\beta_1\sqrt{X_{1i}}+\beta_2\frac{X_{2i}}{\sqrt{X_{1i}}}+\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_{1i}}} \qquad (10.18)$$

وبالتالي فإن تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج (10.18) يساوي:

$$E\left(\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_{1i}}}\right)^2=\frac{1}{X_{1i}}E\left(\varepsilon_i^2\right)=\frac{1}{X_{1i}}\left(\sigma^2 X_{1i}\right)=\sigma^2 \qquad (10.19)$$

أي أن تباين الخطأ في النموذج الجديد المُحوّل (10.19) يساوي σ^2 (أي مقدار ثابت)، بالإضافة لاستيفائه بقية فروض المربعات الصغرى العادية، وبالتالي يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية، ونلاحظ أن النموذج الجديد لا يشتمل على مقدار ثابت.

وبالتالي يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية للحصول على مُقدرات نموذج الانحدار الخطي المتعدد المطلوب.

الحالة الثالثة:

إذا كان تباين الخطأ يتناسب مع مربعات القيم التقديرية للمتغير التابع، أي أن:

$$E(\varepsilon_i^2)=\sigma^2\hat{Y}_i^2 \qquad (10.20)$$

فإن التحويل المناسب في هذه الحالة هو قسمة طرفي المعادلة (10.20) على $\hat{Y}_i$ فنحصل على:

$$\frac{Y_i}{\hat{Y}_i}=\beta_0\frac{1}{\hat{Y}_i}+\beta_1\frac{X_{1i}}{\hat{Y}_i}+\beta_2\frac{X_{2i}}{\hat{Y}_i}+\frac{\varepsilon_i}{\hat{Y}_i} \qquad (10.21)$$

حيث $\hat{Y}_i=\beta_0+\beta_1X_{1i}+\beta_2X_{2i}$

وبالتالي فإن تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج (.2110) يساوي:

$$E\left(\frac{\varepsilon_i}{\hat{Y}_i}\right)^2=\frac{1}{\hat{Y}_i^2}E\left(\varepsilon_i^2\right)=\frac{1}{\hat{Y}_i^2}\left(\sigma^2\hat{Y}_i^2\right)=\sigma^2 \qquad (10.22)$$

أي أن تباين الخطأ في النموذج الجديد المُحوّل (10.22) يساوي σ^2 (أي مقدار ثابت)، بالإضافة لاستيفائه بقية فروض المربعات الصغرى العادية، وبالتالي يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية، ونلاحظ أن النموذج الجديد لا يشتمل على مقدار ثابت.

الحالة الرابعة:

إذا كان تباين الخطأ يتناسب مع القيم المُطْلقة لبواقي طريقة المربعات الصغرى العادية، أي أن:

$$E\left(\varepsilon_i^2\right)=|e_i|\sigma^2 \qquad (10.23)$$

وبالتالي فن التحويل المناسب في هذه الحالة هو قسمة طرفي المعادلة (10.23) على $\sqrt{|e_i|}$ فنحصل على التالي:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{|e_i|}}=\beta_0\frac{1}{\sqrt{|e_i|}}+\beta_1\frac{X_{1i}}{\sqrt{|e_i|}}+\beta_2\frac{X_{2i}}{\sqrt{|e_i|}}+\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{|e_i|}} \qquad (10.24)$$

وبالتالي فإن تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج (10.24) يساوي:

$$E\left(\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{|e_i|}}\right)^2=\frac{1}{|e_i|}E\left(\varepsilon_i^2\right)=\frac{1}{|e_i|}\left(\sigma^2|e_i|\right)=\sigma^2 \qquad (10.25)$$

أي أن تباين الخطأ في النموذج الجديد المُحوّل (10.25) يساوي σ^2 (أي مقدار ثابت)، بالإضافة لاستيفائه بقية فروض المربعات الصغرى العادية، وبالتالي يمكن تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية، ونلاحظ أن النموذج الجديد لا يشتمل على مقدار ثابت.

يتضح مما سبق أنه يمكننا الحصول على تقديرات غير متحيزة ذات تباين أصغر، وذلك بتطبيق طريقة المربعات العادية على صورة مُعدّلة من النماذج الأصلية ويكون فيها حد الخطأ العشوائي له تباين ثابت.

2.6.10 طريقة تصحيح الأخطاء المعيارية

كما ذكرنا سابقاً، مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي لا تسبب تحيز في تقدير معاملات الانحدار، لكن مُقدّرات طريقة المربعات الصغرى العادية لا تتمتع بخاصية الأقل تباين، لذلك فإن هذه الطريقة تقوم على تصحيح الأخطاء المعيارية بدون تغيير تقديرات معالم نموذج الانحدار. عادة تكون الأخطاء المعيارية لمعالم نموذج الانحدار باستخدام هذه الطريقة أكبر من نظيراتها باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، وبالتالي فإن هذه

الطريقة تكون مُقدّراتها لقيم T أقل منها. بالرغم من ذلك فإن طريقة تصحيح الأخطاء المعيارية تكون أدق من تقديرات طريقة المربعات الصغرى العادية في حالة وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي ؛ ونتيجة لذلك فإن تقديرات الأخطاء المعيارية هذه الطريقة يمكن استخدامها في اختبار T وأي اختبار فرضيات أخرى.

3.6.10 طريقة إعادة تعريف المتغيرات

أحياناً يكون من المناسب إعادة تعريف المتغيرات بطريقة معينة تؤدي إلى تجنب مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي. من أهم حالات إعادة تعريف المتغيرات ما يلي:

أولاً: التحويلات اللوغاريتمية المزدوجة The Double Log Transformation

إن تحويل النموذج الأصلي إلى الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة سوف يؤدي غالبا إلى تقليل تباين حد الخطأ العشوائي، وتكون المعادلة المُحوّلة المناسبة للنموذج الأصلي في حالة وجود متغيرين مستقلين X_1, X_2 مثلاً على النحو التالي:

$$ln(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 ln(X_{1i}) + \beta_2 ln(X_{2i}) + \varepsilon_i \qquad (10.26)$$

مع الأخذ بعين الاعتبار أن إعادة تعريف المتغيرات قد يؤدي إلى مشكلة خطأ في توصيف النموذج، من ناحية تغير شكل دالة النموذج الأصلي. مع ملاحظة أن الصيغة اللوغاريتمية تعتبر ذات أهمية كبيرة في تقدير النماذج القياسية، وذلك لأنها تعطي المرونات طويلة الأجل للتغيرات الاقتصادية المستقلة وتأثيرها على المتغير التابع. وفي حالة أن قيم أحد المتغيرات المستقلة سالبة أو مساوية للصفر، فإنه يجب إضافة مقدار ثابت موجب لجميع قيم ذلك المتغير حتى تصبح موجبة، وذلك لسببين هما:

- قيمة اللوغاريتم غير مُعرفة للقيم السالبة.

- قيمة اللوغاريتم عندما $X = 0$ تساوي سالب ما لانهاية $(\lim_{x \to 0} \ln(x) = -\infty)$.

ثانياً: قسمة متغيرات النموذج على أحد المتغيرات المستقلة

فمثلاً إذا كان المتغير التابع استهلاك الدجاج وأحد المتغيرات المستقلة هو " عدد السكان"، ففي هذه الحالة يمكن قسمة المتغير التابع والمتغيرات المستقلة (إن أمكن) على متغير " عدد السكان" فيصبح المتغير التابع استهلاك الدجاج للفرد الواحد.

ملاحظة:

يجب مراعاة الدقة عند إعادة تعريف للمتغيرات وذلك لأنه من الممكن أن يؤدي ذلك إلى صعوبة تفسير النتائج وكذلك عدم منطقية المتغيرات الجديدة.

7.10 تطبيقات عملية

تطبيق عملي (1.10):

ملف (Example10.1) يشتمل على البيانات المتعلقة بمستوى المخزون من البضائع I وحجم المبيعات S، كلاهما بملايين الدولارات و نسب الاقتراض R وذلك لـ 35 شركة صناعية. من المعلوم بأن مستوى المخزون من البضائع يرتبط طردياً مع حجم المبيعات وعكسياً مع نسب الاقتراض. **المطلوب:**

1. كوِّن نموذج انحدار I على كل من S، R.
2. اختبار وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي بيانياً. ما تعليقك على الرسم البياني؟

3. استعمل الاختبارات المتاحة في برنامج ***EViews*** للتحقق من وجود المشكلة. فسِّر النتائج تفسيراً كاملاً.

الحل:

1. كوِّن نموذج انحدار I على كل من S، R.

- من خلال برنامج ***EViews*** اتبع الخطوات التالية:

Object ► New Object

- لتسمية نموذج الانحدار، اكتب: ***eq1*** أسفل ***Name for object*** ثم اكتب:

i c s r

- وذلك في الجزء المخصص لتوصيف المعادلة كما سبق شرحه، فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (1.10). بالتالي فإن نموذج انحدار I على كل من S، R هو:

$$\hat{I} = 14.42 + 0.06\,S - 0.63\,R$$

جدول (1.10): نتائج نموذج مستوى المخزون

Dependent Variable: I
Method: Least Squares
Sample: 1 35
Included observations: 35

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.42089	1.446341	9.970601	0.0000
S	0.061179	0.007627	8.021118	0.0000
R	-0.625873	0.044151	-14.17588	0.0000

R-squared	0.991589	Mean dependent var	14.65714
Adjusted R-squared	0.991063	S.D. dependent var	3.038410
S.E. of regression	0.287238	Akaike info criterion	0.424803
Sum squared resid	2.640177	Schwarz criterion	0.558119
Log likelihood	-4.434059	Hannan-Quinn criter	0.470824
F-statistic	1886.210	Durbin-Watson stat	1.764510
Prob(F-statistic)	0.000000		

2. اختبار وجود مشكلة عدم تجانس حد الخطأ العشوائي بيانياً.

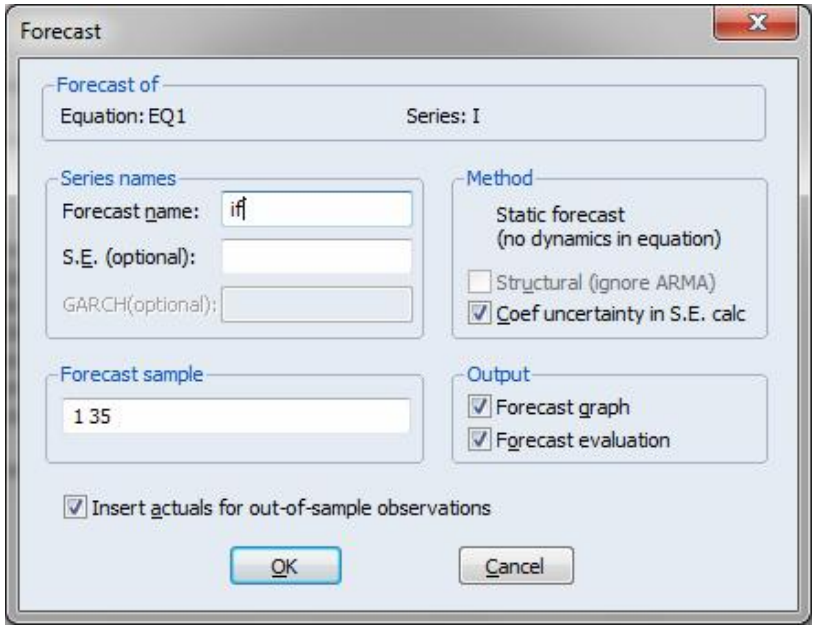
أولاً: إنشاء متغير لمربعات البواقي (الأخطاء):

Object ► Generate Series

ثم اكتب: ***RES2=resid^2*** أسفل ***Enter equation*** كما سبق شرحه.

ثانياً: إنشاء متغير لقيم المتغير التابع المُقدِّرة:

من خلال نافذة مخرجات تقدير النموذج اختر ***Forecast*** فيظهر المربع الحواري في شكل (2.10). نلاحظ وجود ***if*** مقابل ***Forecast name*** وهو عبارة عن اسم المتغير الذي يشتمل على قيم المتغير التابع المُقدِّرة، مع ملاحظة أنه يمكن استبدال الاسم بأي اسم آخر. اضغط ***OK*** فيتم إنشاء المتغير المطلوب ويظهر في قائمة المتغيرات.



شكل (2.10): المربع الحواري للاختبار Forecast

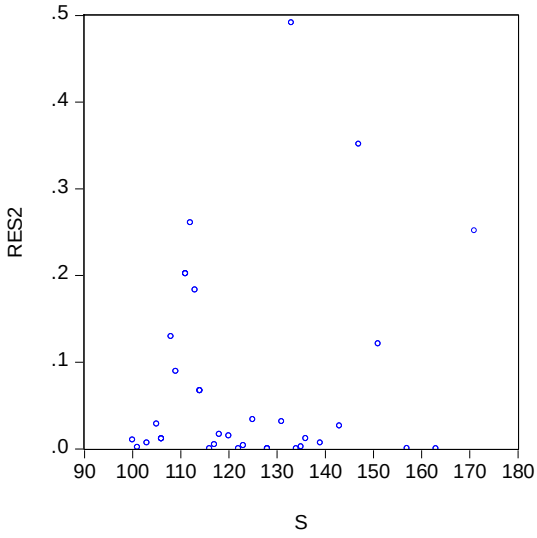
ثالثاً: لرسم مربعات البواقي مع المتغير المستقل " حجم المبيعات" اختر المتغيرين S، RES2 على الترتيب ثم اضغط ***Enter*** لعرض محتويات هذين المتغيرين.

رابعاً: من نافذة عرض البيانات اختر ***View ► Graph*** ثم اختر ***Scatter*** أسفل ***Specific***، فنحصل على الرسم في شكل (3.10-أ).

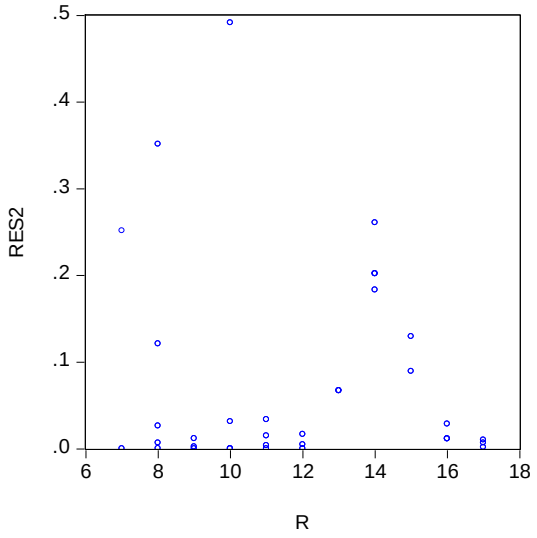
خامساً: نكرر (ثالثاً) و(رابعاً) لرسم مربعات البواقي مع المتغير المستقل " نسب الاقتراض R". اختر المتغيرين R، RES2 على الترتيب، فنحصل على الرسم في شكل (3.10-ب).

سادساً: نكرر (ثالثاً) و(رابعاً) لرسم مربعات البواقي مع قيم المتغير التابع المتوقعة، اختر المتغيرين IF، RES2 على الترتيب، فنحصل على الرسم في شكل (3.10-ج).

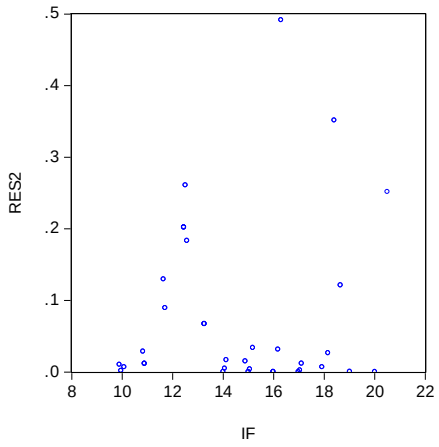
الأشكال (3.10-أ، 3.10-ب، و 3.10-ج) تعكس حالة تجانس التباين حول العلاقة الخطية المقدَّرة حيث أن النقاط منتشرة بشكل عشوائي و لا تتخذ نمطاً معيناً.



شكل (3.10.أ): شكل انتشار RES^2 مقابل S



شكل (3.10.ب): شكل انتشار RES^2 مقابل R



شكل (3.10.ج): شكل انتشار RES^2 مقابل IF

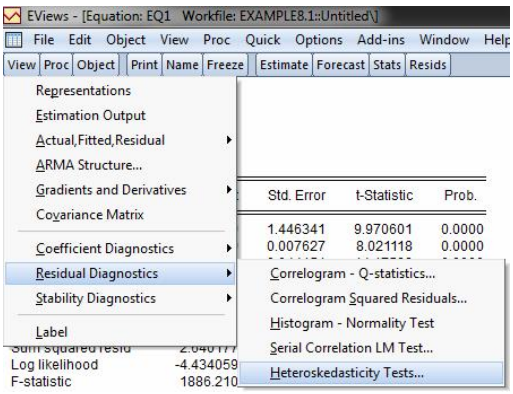
3. استخدام الاختبارات الواردة في هذا الفصل للتحقق من وجود المشكلة.

أولاً: اختبار Breusch-Pagan-Godfrey Test

- من خلال نافذة مخرجات تقدير النموذج اختر

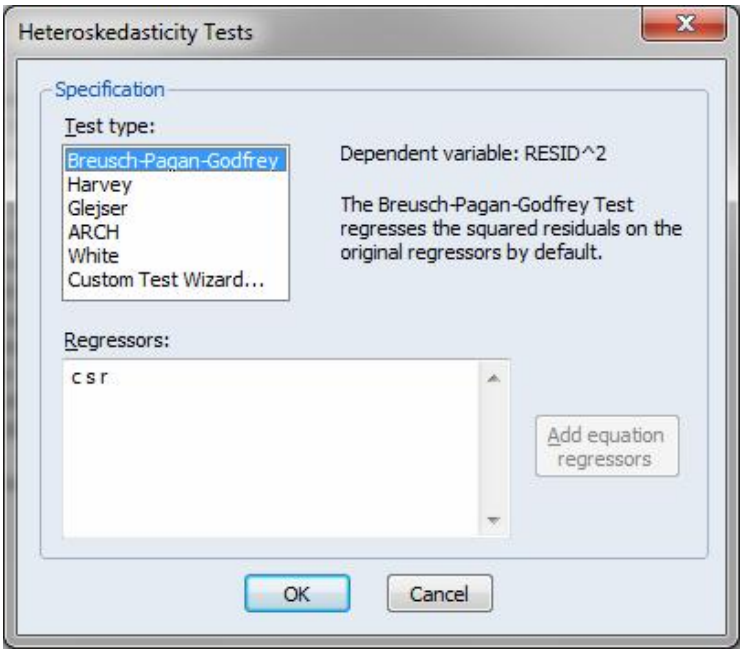
View ► Residual Diagnostics ► Heteroskedasticity Tests

- فيظهر المربع الحواري في شكل (4.10):



شكل (4.10): اختبارات عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي - 1

- فتظهر اختبارات عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي كما في شكل (5.10):



شكل (5.10): اختبارات عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي - 2

- من شكل (5.10) نختار الاختبار ***Breusch-Pagan-Godfrey Test***، فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (2.10).

جدول (2.10): نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey في نموذج مستوى المخزون

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.907773	Prob. F(2,32)	0.4136
Obs*R-squared	1.879140	Prob. Chi-Square(2)	0.3908
Scaled explained SS	1.835849	Prob. Chi-Square(2)	0.3993

ثانياً: اختبار Harvey Test

- من شكل (5.10) اختر ***Harvey*** فنحصل على النتـــائج الموضـــحة فـــي جـــدول (3.10).

جدول (3.10): نتائج اختبار Harvey في نموذج مستوى المخزون

Heteroskedasticity Test: Harvey

F-statistic	1.554738	Prob. F(2,32)	0.2268
Obs*R-squared	3.099780	Prob. Chi-Square(2)	0.2123
Scaled explained SS	7.559591	Prob. Chi-Square(2)	0.0228

ثالثاً: اختبار Glejser Test

- من شكل (7.10) اختر ***Glejser*** فنحصل على النتائج الموضـــحة فـــي جـــدول (4.10).

جدول (4.10): نتائج اختبار Glejser في نموذج مستوى المخزون

Heteroskedasticity Test: Glejser

F-statistic	0.926553	Prob. F(2,32)	0.4063
Obs*R-squared	1.915887	Prob. Chi-Square(2)	0.3837
Scaled explained SS	2.282856	Prob. Chi-Square(2)	0.3194

رابعاً:

أ- اختبار General White Test

- من شكل (5.10) اختر ***White***، مع بقاء الاختيار ***Include White cross terms*** ☑. فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (5.10).

جدول (5.10): نتائج اختبار General White Test في نموذج مستوى المخزون

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.158894	Prob. F(5,29)	0.0864
Obs*R-squared	9.493943	Prob. Chi-Square(5)	0.0909
Scaled explained SS	9.275229	Prob. Chi-Square(5)	0.0986

ب- اختبار White Test

- من شكل (5.10) اختر ***White***، مع إزالة ✓ مقابل ***Include White cross terms***
- فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (6.10).

جدول (6.10): نتائج اختبار White في نموذج مستوى المخزون

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.573023	Prob. F(2,32)	0.5695
Obs*R-squared	1.210148	Prob. Chi-Square(2)	0.5460
Scaled explained SS	1.182269	Prob. Chi-Square(2)	0.5537

- تبين من خلال الجداول (2.10) – (6.10) أن قيمة الاحتمال (Prob. Value) أكبر من مستوى الدلالة 0.05، بالتالي لا يمكن رفض الفرضية الصفرية التي تنص على تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، ومن ثم يمكن القول أن نموذج الانحدار لا يعاني من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

خامساً: اختبار بارك Park Test

- من خلال برنامج ***EViews*** اتبع الخطوات التالية:

Object ► New Object

- لتسمية نموذج الانحدار، اكتب: ***Park*** أسفل ***Name for object*** ثم اكتب:

log(res2) c log(s)

- وذلك في الجزء المخصص لتوصيف المعادلة كما سبق شـرحه، فنحـصل علـى النتائج الموضحة في جدول (7.10). بالتالي فإن نموذج انحدار **log(res2)** علـى **log(s)** هو:

$$\widehat{\log}(RES2) = 6.725 - 2.396\log(S)$$
$$SE(\beta) = (20.929) \qquad (4.347)$$
$$T = (0.321) \qquad (-0.551)$$

- تبين من خلال الجـداول (7.10) أن قيمـة الاحتمـال (Prob. Value) تـساوي 0.7500 وهي أكبر من مستوى الدلالة 0.05، بالتالي لا يمكن رفـض الفرضـية الصفرية التي تنص على تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، ومن ثم يمكن القول أن نموذج الانحدار لا يعاني من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

جدول (7.10): نتائج اختبار بارك Park Test في نموذج مستوى المخزون

```
Dependent Variable: LOG(RES2)
Method: Least Squares
Date: 05/03/13   Time: 06:21
Sample: 1 35
Included observations: 35
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	.Prob
C	6.725197	20.92854	0.321341	0.7500
LOG(S)	-2.395985	4.346743	-0.551214	0.5852

تطبيق عملي (2.10):

ملف (Example10.2) يشتمل على البيانات المتعلقة بكميات استهلاك الوقود PCON (بملايين البراميل) و كلٍ من عدد السيارات المسجلة في المدينة REG وقيمة الضريبة المضافة على الوقود TAX، وذلك لـ 50 مدينة. من المعلوم بأن كميات استهلاك الوقود يرتبط طردياً مع عدد السيارات المسجلة وعكسياً مع قيمة الضريبة المضافة على الوقود.

المطلوب:

1. كوِّن نموذج انحدار PCON على كل من REG، TAX.
2. اختبار وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي بيانياً. ما تعليقك على الرسم البياني؟
3. استعمل الاختبارات المتاحة في برنامج ***EViews*** للتحقق من وجود المشكلة. فسِّر النتائج تفسيراً كاملاً.
4. استخدم طريقة المربعات الصغرى المرجحة Weighted Least Squares لمعالجة هذه المشكلة مع اعتبار بأن تباين الخطأ يتناسب مع مربع عدد السيارات المسجلة.
5. استخدم طريقة المربعات الصغرى المرجحة Weighted Least Squares لمعالجة هذه المشكلة مع اعتبار بأن تباين الخطأ يتناسب مع البواقي.
6. استخدام طريقة " وايت" White Test لمعالجة هذه المشكلة.
7. استخدام طريقة " نيوي-ويست" HAC (Newey-West) لمعالجة هذه المشكلة.
8. استخدام اختبار " وايت" General White Test للتحقق من عدم وجود المشكلة في النماذج المحوَّلة في 4-7.

الحل:

1. **كوِّن نموذج انحدار PCON على كل من REG، TAX.**

- من خلال برنامج ***EViews*** اتبع الخطوات التالية:

Object ► New Object

- لتسمية نموذج الانحدار، اكتب: ***eq1*** أسفل ***Name for object*** ثم اكتب:

pcon c reg tax

- وذلك في الجزء المخصص لتوصيف المعادلة كما سبق شرحه. فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (8.10) بالتالي فإن نموذج انحدار I على كل من S، R هو:

$$PCON = 551.688 + 0.186\,REG - 53.591\,TAX$$

جدول (8.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود

Dependent Variable: PCON
Method: Least Squares
Date: 05/02/13 Time: 22:56
Sample: 1 50
Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	.Prob
C	551.6880	186.2709	2.961750	0.0048
REG	0.186132	0.011719	15.88302	0.0000
TAX	-53.59101	16.85588	-3.179365	0.0026

R-squared	0.866368	Mean dependent var	603.7000
Adjusted R-squared	0.860682	S.D. dependent var	677.8267
S.E. of regression	253.0010	Akaike info criterion	13.96279
Sum squared resid	.3008447	Schwarz criterion	14.07751
Log likelihood	-346.0697	.Hannan-Quinn criter	14.00648
F-statistic	152.3567	Durbin-Watson stat	2.197170
Prob(F-statistic)	0.000000		

2. **اختبار وجود مشكلة عدم تجانس حد الخطأ العشوائي بيانياً.**

أولاً: إنشاء متغير لمربعات البواقي (الأخطاء)

Object ► Generate Series

- ثم اكتب: ***RES2=resid^2*** أسفل ***Enter equation*** كما سبق شرحه.

ثانياً: إنشاء متغير لقيم المتغير التابع المُقدِّرة.

من خلال نافذة مخرجات تقدير النموذج اختر ***Forecast*** فيظهر المربع الحواري في شكل (2.10). نلاحظ الاسم ***Forecast name*** مقابل ***if*** وهو عبارة عن قيم المتغير التابع المُقدِّرة " يمكن استبدال الاسم بأي اسم آخر"، اضغط ***OK*** فيتم إنشاء المتغير المطلوب ويظهر في قائمة المتغيرات.

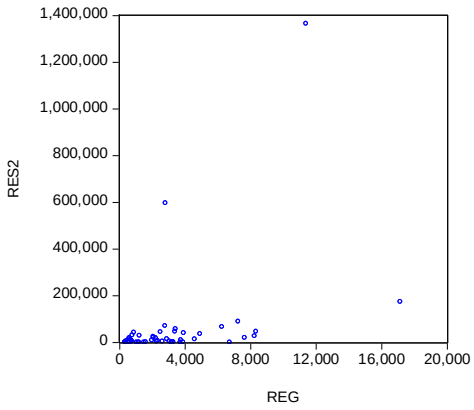
ثالثاً: لرسم مربعات البواقي مع المتغير المستقل " عدد السيارات المسجلة" اختر المتغيرين REG، RES2 على الترتيب ثم اضغط ***Enter*** لعرض محتويات هذين المتغيرين.

رابعاً: من نافذة عرض البيانات اختر ***View ► Graph*** ثم اختر ***Scatter*** أسفل ***Specific*** فنحصل على الرسم في شكل (6.10-أ).

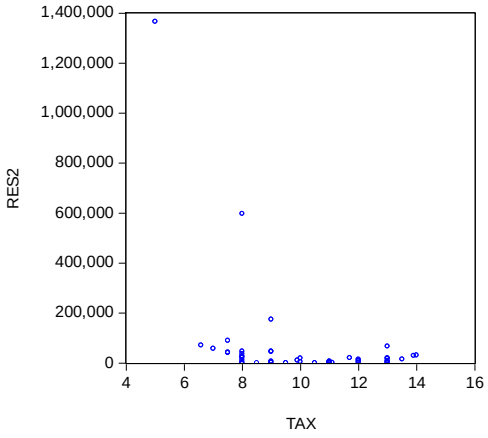
خامساً: نكرر (ثالثاً) و (رابعاً) لرسم مربعات البواقي مع المتغير المستقل " قيمة الضريبة المضافة "، اختر المتغيرينTAX، RES2 على الترتيب، فنحصل على الرسم في شكل (6.10-ب).

سادساً: نكرر (ثالثاً و (رابعاً) لرسم مربعات البواقي مع قيم المتغير التابع المتوقعة، اختر المتغيرين IF، RES2 على الترتيب، فنحصل على الرسم في شكل (6.10-ج).

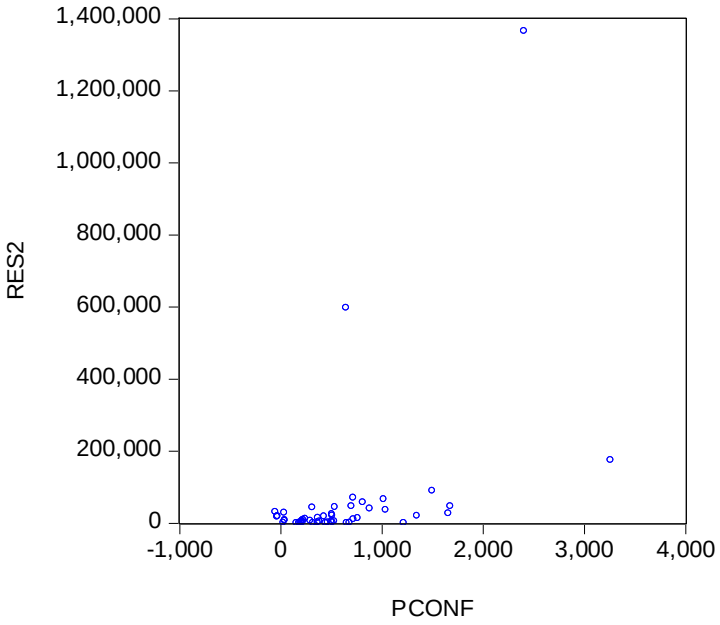
الأشكال (6.10-أ، 6.10-ب، و 6.10-ج) تعكس حالة عدم تجانس التباين حول العلاقة الخطية المقدرة حيث أن النقاط تأخذ نمطاً معيناً ولا تنتشر بشكل عشوائي حول العلاقة الخطية المقدَّرة.



شكل (6.10.أ): شكل انتشار RES^2 مقابل REG



شكل (6.10.ب): شكل انتشار RES^2 مقابل TAX



شكل (6.10.ج): شكل انتشار RES^2 مقابل IF

3. **استخدام الاختبارات الواردة في هذا الفصل للتحقق من وجود المشكلة.**

أولاً: اختبار Breusch-Pagan-Godfrey Test

- من خلال نافذة مخرجات تقدير النموذج اختر

View ► Residual Diagnostics ► Heteroskedasticity Tests

- كما في شكل (4.10).
- تظهر اختبارات عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي كما في شكل (5.10).
- من شكل (5.10) نختار الاختبار Breusch-Pagan-Godfrey Test، فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (9.10).

جدول (9.10): نتائج اختبار Breusch-Pagan-Godfrey في نموذج استهلاك الوقود

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	9.168744	Prob. F(2,47)	0.0004
Obs*R-squared	14.03290	Prob. Chi-Square(2)	0.0009
Scaled explained SS	72.24304	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

ثانياً: اختبار Harvey Test

- من شكل (5.10) اختر ***Harvey*** فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (10.10).

جدول (10.10): نتائج اختبار Harvey في نموذج استهلاك الوقود

Heteroskedasticity Test: Harvey

F-statistic	7.551631	Prob. F(2,47)	0.0014
Obs*R-squared	12.15980	Prob. Chi-Square(2)	0.0023
Scaled explained SS	12.21396	Prob. Chi-Square(2)	0.0022

ثالثاً: اختبار Glejser Test

- من شكل (5.10) اختر ***Glejser*** فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (11.10).

جدول (11.10): نتائج اختبار Glejser في نموذج استهلاك الوقود

Heteroskedasticity Test: Glejser

F-statistic	14.87282	Prob. F(2,47)	0.0000
Obs*R-squared	19.37937	Prob. Chi-Square(2)	0.0001
Scaled explained SS	31.07382	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

رابعاً:

أ- اختبار General White Test

- من شكل (5.10) اختر ***White***، مع بقاء الاختيار ***Include White cross terms*** ☑
- فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (12.10).

جدول (12.10): نتائج اختبار General White **في نموذج استهلاك الوقود**

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	17.43051	Prob. F(5,44)	0.0000
Obs*R-squared	33.22564	Prob. Chi-Square(5)	0.0000
Scaled explained SS	171.0496	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

ب- اختبار White Test

- من شكل (5.10) اختر ***White***، مع إزالة ✓ مقابل ☐ ***Include White cross terms***
- فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (13.10).

جدول (13.10): نتائج اختبار White **في نموذج استهلاك الوقود**

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	6.972463	Prob. F(2,47)	0.0022
Obs*R-squared	11.44060	Prob. Chi-Square(2)	0.0033
Scaled explained SS	58.89756	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

- تبين من خلال الجداول (9.8) – (13.8) أن قيمة الاحتمال (Prob. Value) أقل من مستوى الدلالة 0.05، بالتالي نرفض الفرضية الصفرية التي تنص على تجانس

تباين حد الخطأ العشوائي، ومن ثم يمكن القول أن نموذج الانحدار يعاني من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

خامساً: اختبار بارك Park Test

- من خلال برنامج ***EViews*** اتبع الخطوات التالية:

Object ► New Object

- لتسمية نموذج الانحدار، اكتب: ***Park*** أسفل ***Name for object***
- اكتب:

```
log(res2) c log(reg)
```

وذلك في الجزء المخصص لتوصيف المعادلة كما سبق شرحه، فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (14.8). بالتالي فإن نموذج انحدار log(res2) على log(reg) هو:

$$\widehat{\log}(RES2) = 1.650 + 0.952\ \log(REG)$$

$$SE(\beta) = (2.374) \qquad (0.308)$$

$$T = (0.695) \qquad (3.088)$$

$$\bar{R}^2 = 0.148,\ n = 50$$

- تبين من خلال الجداول (14.10) أن قيمة الاحتمال (Prob. Value) تساوي 0.0033 وهي أقل من مستوى الدلالة 0.05، بالتالي نرفض الفرضية الصفرية

التي تنص على تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، ومن ثم يمكن القول أن نمـــوذج الانحدار يعاني من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

جدول (14.10): نتائج اختبار بارك Park Test في نموذج استهلاك الوقود

```
Dependent Variable: LOG(RES2)
Method: Least Squares
Date: 05/03/13   Time: 06:44
Sample: 1 50
Included observations: 50
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.650293	2.374469	0.695016	0.4904
LOG(REG)	0.951916	0.308304	3.087594	0.0033

R-squared	0.165700	Mean dependent var	8.925457
Adjusted R-squared	0.148318	S.D. dependent var	2.248987
S.E. of regression	2.075513	Akaike info criterion	4.337472
Sum squared resid	206.7723	Schwarz criterion	4.413953
Log likelihood	-106.4368	Hannan-Quinn criter.	4.366596
F-statistic	9.533234	Durbin-Watson stat	1.759930
Prob(F-statistic)	0.003349		

4. استخدم طريقـــة المربعـــات الـــصغرى المرجحـــة Weighted Least Squares لمعالجة هذه المشكلة مع اعتبار بأن تباين الخطأ يتناسب مـــع مربـــع عـــدد الـــسيارات المسجلة.

- من خلال برنامج ***EViews*** اتبع الخطوات التالية:

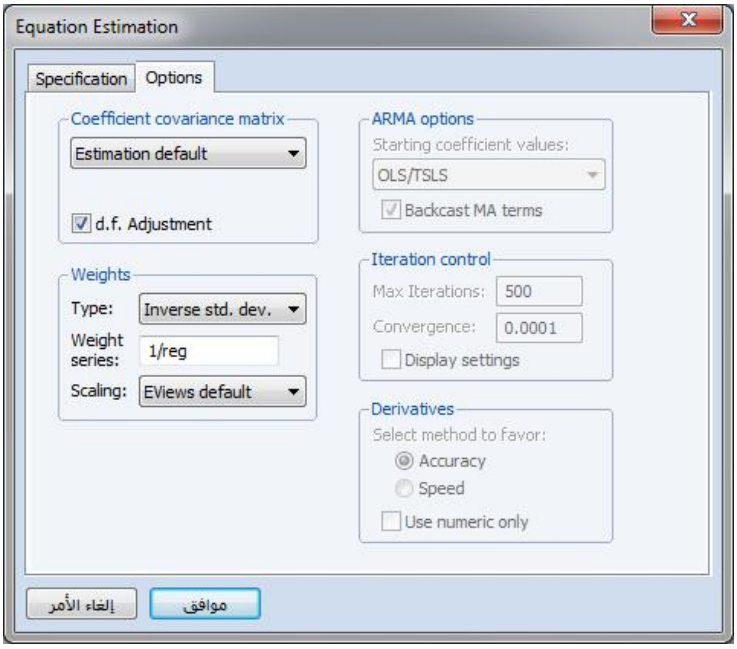
Object ► New Object

- لتسمية نموذج الانحدار، اكتب: ***wls*** أسفل ***Name for object*** ثم اكتب:

pcon c reg tax

وذلك في الجزء المخصص لتوصيف المعادلة كما سبق شرحه.

- اضغط **Options** ثم اختر **.inv. Std. dev** مقابل: **Type** وذلك أسفل **Weights**، اكتب: **1/reg** مقابل **Weight series:** كما يظهر في شكل (7.10).



شكل (7.10): المربع الحواري لتطبيق طريقة المربعات الصغرى المرجحة WLS

فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (15.10). بالتالي فإن نموذج انحدار استهلاك الوقود باستخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة- المتغير الموزون (REG) هو:

$$PCON_i/REG_i = \beta_0/REG_i + \beta_1 + \beta_2\ TAX_i/REG_i + \varepsilon_i$$

أي أن:

$$PCON_i/REG_i = 218.54/REG_i + 0.168 - 17.389\, TAX_i/REG_i$$
$$SE(\beta) = (218.540) \quad (0.014) \quad (4.682)$$
$$T = (4.54) \quad (12.27) \quad (-3.71)$$
$$\bar{R}^2 = 0.761,\ n = 50$$

جدول (15.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود باستخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة - المتغير الموزون (REG)

```
Dependent Variable: PCON
Method: Least Squares
Date: 05/03/13   Time: 06:57
Sample: 1 50
Included observations: 50
Weighting series: 1/REG
Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)

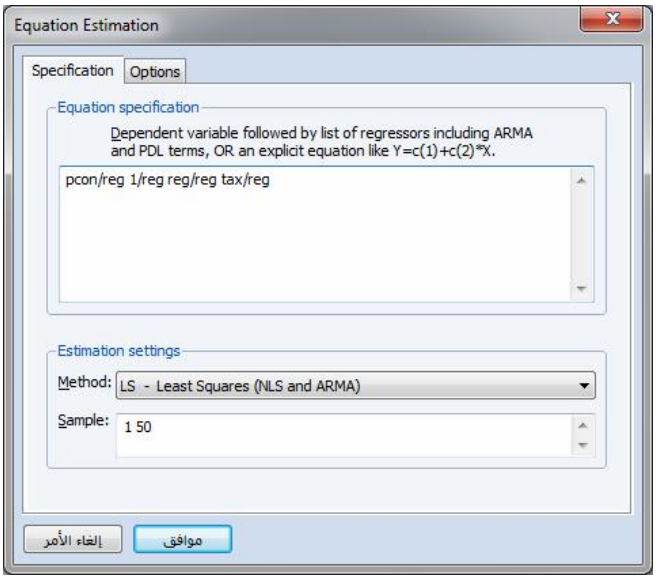
Variable            Coefficient Std. Error   t-Statistic  Prob.
C                   218.5395    48.10330     4.543129     0.0000
REG                 0.167831    0.013675     12.27294     0.0000
TAX                 -17.38900   4.682179     -3.713870    0.0005
                    Weighted Statistics
R-squared           0.770759        Mean dependent var   266.8488
Adjusted R-squared  0.761004        S.D. dependent var   110.8242
S.E. of regression  90.52581        Akaike info criterion11.90727
Sum squared resid   385161.4        Schwarz criterion    12.02199
Log likelihood      -294.6818       Hannan-Quinn criter. 11.95096
F-statistic         79.01235        Durbin-Watson stat   1.921759
Prob(F-statistic)   0.000000        Weighted mean dep.   159.4857
                    Unweighted Statistics
R-squared           0.838657        Mean dependent var   603.7000
Adjusted R-squared  0.831791        S.D. dependent var   677.8267
S.E. of regression  277.9990        Sum squared resid    3632322.
Durbin-Watson stat  2.065675
```

- يمكن الحصول على نفس النتيجة السابقة وذلك بكتابة:

```
pcon/reg 1/reg reg/reg tax/reg
```

- وذلك في الجزء المخصص لتوصيف المعادلة كما في شكل (8.10).

- فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (16.10)، وهي نفس النتيجة التي حصلنا عليها في جدول (15.10).



شكل (8.10): المربع الحواري لتطبيق طريقة المربعات الصغرى المرجحة WLS مباشرة

جدول (16.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود باستخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة - المتغير الموزون (REG) مباشرة

```
Dependent Variable: PCON/REG
Method: Least Squares
Sample: 1 50
Included observations: 50
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1/REG	218.5395	48.10330	4.543129	0.0000
REG/REG	0.167831	0.013675	12.27294	0.0000
TAX/REG	-17.38900	4.682179	-3.713870	0.0005

R-squared	0.360003	Mean dependent var	0.198373
Adjusted R-squared	0.332770	S.D. dependent var	0.082386
S.E. of regression	0.067296	Akaike info criterion	-2.501302
Sum squared resid	0.212852	Schwarz criterion	-2.386581
Log likelihood	65.53256	Hannan-Quinn criter.	-2.457616
Durbin-Watson stat	1.921759		

5. **استخدم طريقة المربعات الصغرى المرجحة** Weighted Least Squares **لمعالجة هذه المشكلة مع اعتبار بأن تباين الخطأ يتناسب مع البواقي.**

- أنشئ متغير لإيجاد القيم المطلقة للأخطاء وذلك باستخدام الأمر ***abs(resid)*** مع تسميته باسم ***ABS_R0***.
- اختر ***Object ► New Object***
- لتسمية نموذج الانحدار، اكتب: ***wls_res*** أسفل ***Name for object***
- ثم اكتب:

pcon c reg tax

وذلك في الجزء المخصص لتوصيف المعادلة.

- اكتب: ***1/ (ABS_R0)^.5*** مقابل ***Weight series:*** كما في شكل (7.10).

- ونحصل على النتائج الموضحة في جدول (17.10).
- بالتالي فإن نموذج انحدار استهلاك الوقود باستخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة - المتغير الموزون (REG) هو:

$$\frac{PCON_i}{\sqrt{RES_i}} = \frac{385.289}{\sqrt{RES_i}} + \frac{0.179\ REG}{\sqrt{RES_i}} - \frac{36.039 TAX_i}{\sqrt{RES_i}}$$

$$SE(\beta) = (69.166) \qquad (0.003) \qquad (6.684)$$

$$\bar{R}^2 = 0.987,\ n = 50$$

جدول (17.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود باستخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة - المتغير الموزون (ABS(RES))

Dependent Variable: PCON
Method: Least Squares
Sample: 1 50
Included observations: 50
Weighting series: 1/(ABS_R0)^.5
Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	385.2894	69.16560	5.570535	0.0000
REG	0.179030	0.003008	59.51107	0.0000
TAX	-36.03910	6.683739	-5.392056	0.0000

Weighted Statistics			
R-squared	0.987457	Mean dependent var	513.3755
Adjusted R-squared	0.986923	S.D. dependent var	1021.465
S.E. of regression	79.23836	Akaike info criterion	11.64092
Sum squared resid	295099.7	Schwarz criterion	11.75564
F-statistic	1850.005	Durbin-Watson stat	1.711941
Prob(F-statistic)	0.000000	Weighted mean dep.	633.6396

Unweighted Statistics			
R-squared	0.860749	Mean dependent var	603.7000
Adjusted R-squared	0.854823	S.D. dependent var	677.8267
S.E. of regression	258.2661	Sum squared resid	3134965.
Durbin-Watson stat	2.156883		

6. **استخدام طريقة " وايت" White Test لمعالجة هذه المشكلة.**

- من خلال برنامج ***EViews*** اتبع الخطوات التالية:

Object ► New Object

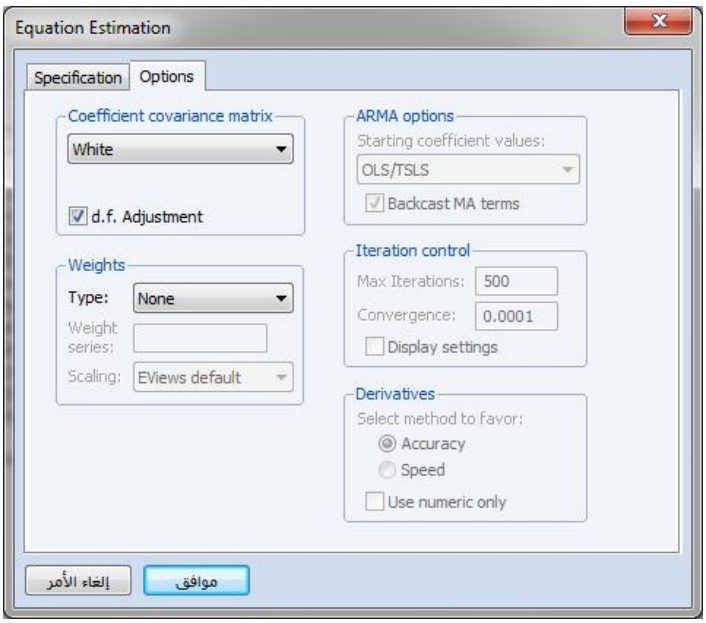
- لتسمية نموذج الانحدار، اكتب: ***white_remedy*** أسفل ***Name for object***

- ثم اكتب:

```
pcon c reg tax
```

وذلك في الجزء المخصص لتوصيف المعادلة كما سبق شرحه.

- اضغط ***Options***، اختر ***White*** وذلك أسفل ***Coefficient covariance*** ***matrix***، كما يظهر في شكل (10.10) ثم اضغط ***موافق***.



شكل (9.10): المربع الحواري لتطبيق طريقة White لمعالجة عدم تجانس حد الخطأ العشوائي

فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (18.10). بالتالي فإن نموذج انحدار استهلاك الوقود باستخدام طريقة White هو:

$$\widehat{PCON} = 551.688 + 0.186\,REG - 53.591\,TAX$$

$$SE(\beta) = (237.157) \quad (0.022) \quad (23.898)$$

$$\bar{R}^2 = 0.861,\ n = 50$$

جدول (18.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود باستخدام طريقة White

Dependent Variable: PCON
Method: Least Squares
Date: 05/03/13 Time: 17:13
Sample: 1 50
Included observations: 50
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	551.6880	237.1574	2.326252	0.0244
REG	0.186132	0.021533	8.644038	0.0000
TAX	-53.59101	23.89750	-2.242536	0.0297

R-squared	0.866368	Mean dependent var	603.7000
Adjusted R-squared	0.860682	S.D. dependent var	677.8267
S.E. of regression	253.0010	Akaike info criterion	13.96279
Sum squared resid	3008447.	Schwarz criterion	14.07751
Log likelihood	-346.0697	Hannan-Quinn criter.	14.00648
F-statistic	152.3567	Durbin-Watson stat	2.197170
Prob(F-statistic)	0.000000		

7. استخدام طريقة " نيوي - ويست" (Newey-West) HAC لمعالجة هذه المشكلة.

- من خلال شكل (10.10) اختر ***HAC(Newey-West)*** وذلك أسفل ***Coefficient covariance matrix***، ثم اضغط *موافق*.
- فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (19.10).

- بالتالي فإن نموذج انحدار استهلاك الوقود باستخدام طريقة ***HAC(Newey-West)*** هو:

$$\widehat{PCON} = 551.688 + 0.186\,REG - 53.591\,TAX$$
$$SE(\beta) = (219.123) \quad (0.022) \quad (22.792)$$
$$\bar{R}^2 = 0.861,\ n = 50$$

جدول (19.10): نتائج نموذج استهلاك الوقود باستخدام طريقة HAC(Newey-West)

```
Dependent Variable: PCON
Method: Least Squares
Sample: 1 50
Included observations: 50
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed
        bandwidth = 4.0000)
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	551.6880	219.1026	2.517829	0.0153
REG	0.186132	0.022245	8.367485	0.0000
TAX	-53.59101	22.79223	-2.351284	0.0230

R-squared	0.866368	Mean dependent var	603.7000
Adjusted R-squared	0.860682	S.D. dependent var	677.8267
S.E. of regression	253.0010	Akaike info criterion	13.96279
Log likelihood	-346.0697	Hannan-Quinn criter.	14.00648
F-statistic	152.3567	Durbin-Watson stat	2.197170
Prob(F-statistic)	0.000000		

8. استخدام اختبار " وايت" General White Test للتحقق من عدم وجود المشكلة في النماذج المحوَّلة في 4-7.

باستخدام اختبار " وايت" General White Test تم الحصول على النتائج التالية:

أولاً: بالنسبة إلى استخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة لمعالجة هذه المشكلة مع اعتبار بأن تباين الخطأ يتناسب مع مربع عدد السيارات المسجلة.

تبين من خلال جداول (20.10) أن قيمة الاحتمـــال (Prob. Value) تـــساوي 0.5669 وهي أكبر من مستوى الدلالة 0.05، بالتالي لا يمكن رفض الفرضية الصفرية التي تنص على تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، ومن ثم يمكن القول بأن استخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة مع استخدام المتغير الموزون REG أدت إلى معالجـــة مـــشكلة عـــدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

جدول (20.10): نتائج اختبار White في نموذج استهلاك الوقود المُحَوّل- المتغير الموزون (REG)

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.740230	Prob. F(5,44)	0.5975
Obs*R-squared	3.879517	Prob. Chi-Square(5)	0.5669
Scaled explained SS	18.04163	Prob. Chi-Square(5)	0.0029

ثانياً: بالنسبة إلى استخدام طريقة المربعات الـــصغرى المرجحـــة Weighted Least Squares لمعالجة هذه المشكلة مع اعتبار بأن تباين الخطأ يتناسب مع البواقي.

تبين من خلال جداول (21.10) أن قيمة الاحتمـــال (Prob. Value) تـــساوي 0.6484 وهي أكبر من مستوى الدلالة 0.05، بالتالي لا يمكن رفض الفرضية الصفرية التي تنص على تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، ومن ثم يمكن القول بأن استخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة مع استخدام المتغير الموزون ABS(RES) أدت إلى معالجـــة مـــشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

جدول (21.10): نتائج اختبار White في نموذج استهلاك الوقود المُحَوّل- المتغير الموزون (ABS(RES))

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.658720	Prob. F(6,43)	0.6830
Obs*R-squared	4.208863	Prob. Chi-Square(6)	0.6484
Scaled explained SS	5.933330	Prob. Chi-Square(6)	0.4307

ثالثاً: بالنسبة إلى استخدام طريقة " وايت" White Test لمعالجة هذه المشكلة.

تبين من خلال جداول (22.10) أن قيمة الاحتمـــال (Prob. Value) تـــساوي 0.0000 وهي أقل من مستوى الدلالة 0.05، بالتالي نرفض الفرضية الصفرية التي تـــنص علـــى تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، ومن ثم يمكن القول بأن طريقة " وايت" لم تنجح فـــي معالجة مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

جدول (22.10): نتائج اختبار White في نموذج استهلاك الوقود المُحَوّل باستخدام طريقة " وايت"

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	17.43051	Prob. F(5,44)	0.0000
Obs*R-squared	33.22564	Prob. Chi-Square(5)	0.0000
Scaled explained SS	171.0496	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

رابعاً:: بالنسبة إلى اســـتخدام طريقـــة " نيـــوي- ويـــست" HAC (Newey-West) لمعالجة هذه المشكلة.

تبين من خلال جداول (23.10) أن قيمة الاحتمـــال (Prob. Value) تـــساوي 0.0000 وهي أقل من مستوى الدلالة 0.05، بالتالي نرفض الفرضية الصفرية التي تـــنص علـــى تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، ومن ثم يمكن القول بأن طريقة " نيوي- ويـــست" لـــم تنجح في معالجة مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

جدول (23.10): نتائج اختبار White لنموذج استهلاك الوقود المُحَوّل باستخدام طريقة " نيوي-ويست"

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	17.43051	Prob. F(5,44)	0.0000
Obs*R-squared	33.22564	Prob. Chi-Square(5)	0.0000
Scaled explained SS	171.0496	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

8.10 تمرينات عملية

تمرين عملي (1)

الملف PRO10.1 يشتمل على البيانات المتعلقة بحجم مبيعات أحد المحلات الغذائية Y في أحد المناطق كمتغير تابع، وكلٍ من المتغيرات المستقلة: عدد المنافسين في المنطقة N، عدد السكان في المنطقة POP، ومتوسط دخل الأسرة للسكان في المنطقة I. مع العلم بأنه تم أخذ البيانات في المنطقة المذكورة في مساحة نصف قطرها 2 كيلومتر.

المطلوب:

1. كوِّن نموذج انحدار Y على كل من N، POP، I
2. اختبار وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي بيانياً. ما تعليقك على الرسم البياني؟
3. استخدام الاختبارات المتاحة في برنامج ***EViews*** للتحقق من وجود المشكلة. فسِّر النتائج تفسيراً كاملاً.

تمرين عملي (2)

الملف PRO10.2 يشتمل على البيانات المتعلقة بعدد الكتب الجامعية في 60 جامعة Books (بالآلاف) كمتغير تابع، وكلٍ من المتغيرات المستقلة: عدد الطلبة STU، عدد المدرسين INS، المعدل التراكمي للطالب GPA.

المطلوب:

1. كوِّن نموذج انحدار Books على كل من STU، INS، GPA.
2. اختبار وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي بيانياً. ما تعليقك على الرسم البياني؟
3. استخدام الاختبارات المتاحة في برنامج ***EViews*** للتحقق من وجود المشكلة.

4. بفرض أن هناك ارتباط خطي لكل من STU، INS بحيث أن TOT=10*INS+STU. المطلوب أنشئ المتغير TOT ثم كوِّن نموذج انحدار Books على كل من TOT، GPA.

5. أيهما تفضل نموذج الانحدار في (1) أم (4). ناقش ذلك.

6. اختبار وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي بيانياً للنموذج في (4). ما تعليقك على الرسم البياني؟

7. استخدام الاختبارات المتاحة في برنامج ***EViews*** للتحقق من وجود المشكلة للنموذج في (4). فسِّر النتائج تفسيراً كاملاً.

8. استخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة Weighted Least Squares لمعالجة هذه المشكلة وذلك للنموذج في (4) مع اعتبار بأن تباين الخطأ يتناسب مع مربع TOT.

9. استخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة Weighted Least Squares لمعالجة هذه المشكلة وذلك للنموذج في (4) مع اعتبار بأن تباين الخطأ يتناسب مع البواقي.

10. استخدام طريقة " وايت" White Test لمعالجة هذه المشكلة.

11. استخدام طريقة " نيوي- ويست" HAC (Newey-West) لمعالجة هذه المشكلة.

12. استخدام اختبار " وايت" General White Test للتحقق من عدم وجود المشكلة في النماذج المحوَّلة في 8-11.

تمرين عملي (3)

الملف PRO10.3 يشتمل على البيانات المتعلقة بعيّنة عشوائية مؤلفة من 12 عائلة فيما يختص بمتغيّري الدخل (x) والادخار (Y) بآلاف الشواقل.

المطلوب:

1. كوِّن نموذج انحدار الادخار على الدخل.
2. اختبار وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي بيانياً. ما تعليقك علـــى الرسم البياني؟
3. استخدام الاختبارات المتاحة في برنامج ***EViews*** للتحقق من وجود المشكلة.
4. استخدام طرق العلاج المختلفة لمعالجة هذه المشكلة (إن وجدت).
5. استخدام اختبار " وايت" White Test للتحقق من عدم وجود المشكلة في (4).

تمرين عملي (4)

الملف PRO10.4 يشتمل على البيانات المتعلقة بالمدخرات الشخصية (Y) والـــدخل الشخصي (X) بالمليون دولار في دولة معينة خلال الفترة 1983-2012.

المطلوب:

1. كوِّن نموذج انحدار المدخرات الشخصية على الدخل الشخصي.
2. اختبار وجود مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي بيانياً. ما تعليقك علـــى الرسم البياني؟
3. استخدام الاختبارات المتاحة في برنامج ***EViews*** للتحقق من وجـــود المـــشكلة. فسِّر النتائج تفسيراً كاملاً.
4. استخدام طرق العلاج المختلفة لمعالجة هذه المشكلة (إن وجدت).
5. استخدام اختبار " وايت" White Test للتحقق من عدم وجود المشكلة في(4).

11 الفصل الحادي عشر

حالات عملية

Case Studies

بعد الانتهاء من قراءة هذا الفصل سيكون لدى القارئ القدرة على التعرف وتحليل بعض الحالات العملية وذلك من خلال التالي:

- عرض وتحليل شامل لحالة عملية.
- تطبيق الأساليب الإحصائية المناسبة حسب طبيعة البيانات وفرضيات الدراسة.
- اكتشاف المشاكل القياسية بالطرق المناسبة.
- معالجة المشاكل القياسية بالطرق المناسبة.
- التعليق وتفسير النتائج.
- عرض لحالات عملية إضافية من أجل التدريب على نماذج قياسية شاملة.

-

1.11 مقدمة

سنقوم من خلال هذا الفصل بتقديم بعض الحالات العملية وذلك بهدف التدريب العملي على نماذج قياسية شاملة. يستطيع الباحث من خلال الحالات العملية تطبيق الأساليب الإحصائية المناسبة حسب طبيعة ونوع البيانات وفرضيات الدراسة. كذلك استخدام الطرق الإحصائية التي تم شرحها خلال فصول هذا الكتاب وذلك من اكتشاف ومعالجة المشاكل القياسية (إن وجدت). وكذلك التعليق وتفسير النتائج. مع العلم بأن الحالات العملية الواردة في هذا الفصل هي حالات عملية واقعية من رسائل طلبة الماجستير في قسم اقتصاديات التنمية بكلية التجارة في الجامعة الإسلامية.

2.11 الحالة العملية الشاملة

تحليل مدى قدرة القطاع المصرفي الفلسطيني على جذب المدخرات وتأثيرها على التنمية الاقتصادية[1]

اسم الملف: Case11a

مشكلة الدراسة:

تعاني الدول النامية من انخفاض مستويات الإنتاجية، واتجاهها التنازلي بالمقارنة لمعظم عناصر الإنتاج الذي يرتبط بدوره بعلاقة سببية تبادلية مع عدد آخر من العقبات لعل أوضحها ذلك القصور في قدرة الاقتصاد على تكوين المدخرات، بما في ذلك قصور

[1] رسالة ماجستير الطالب: معتز أكرم فروانة

القطاع المصرفي وعدم وجود أوعية ادخارية، حيث تظهر الإحصائيات الأخيرة (الصادرة عن المؤسسات الدولية) في هذه الدول ومن بينها الوضع في فلسطين، أن نسبة الادخار المحلي أخذت بالتدهور المستمر الأمر الذي أصبح لا يمكن الاعتماد عليه للوفاء بالغرض التمويلي المتوخى منها عند وضع إطار خطة التنمية الاقتصادية.

لذلك تأتي هذه الدراسة للإجابة على التساؤل الأتي:

ما مدى قدرة القطاع المصرفي الفلسطيني على جذب المدخرات، وما هو تأثيرها على التنمية الاقتصادية في فلسطين؟

فرضية الدراسة:

- هناك علاقة معنوية ذات دلالة إحصائية بين قدرة القطاع المصرفي الفلسطيني ممثلاً بـ(سعر الفائدة، معدل التضخم، صافي الدخل المتاح، الانتشار المصرفي، والزمن) على جذب المدخرات.
- هناك علاقة معنوية ذات دلالة إحصائية بين حجم المدخرات وحجم التسهيلات الائتمانية والتنمية الاقتصادية.

مصادر البيانات:

- التقارير والإحصاءات الصادرة عن سلطة النقد حول القطاع المصرفي فيما يتعلق بحجم المدخرات وحجم التسهيلات المصرفية الربع سنوية وأسعار الفائدة، وكذلك النشرات والإحصاءات التي يصدرها الجهاز المركزي للإحصاء الفلسطيني.

متغيرات الدراسة:

أولاً: المتغير التابع

SAV حجم الودائع الادخارية في القطاع المصرفي الفلسطيني.

المتغيرات المستقلة

INC نصيب الفرد من الدخل المتاح الإجمالي

INT معدل الفائدة

INC صافي الدخل المتاح

INF معدل التضخم

NB الانتشار المصرفي

REV انتفاضة الأقصى

S الحصار

ثانياً: المتغير التابع

GDP التنمية الاقتصادية وتقاس بحجم الناتج المحلي

المتغيرات المستقلة

SAV حجم الودائع الادخارية في القطاع المصرفي الفلسطيني

CR حجم التسهيلات الائتمانية

REV انتفاضة الأقصى

S الحصار

البيانات المتوفرة للفترة من 1996 - 2012، وهي عبارة عن بيانات سلسلة زمنية ربعية لجميع المتغيرات ما عدا متغير صافي الدخل المتاح فهو سلسلة زمنية سنوية.

في هذه الحالة سيتم تحليل أهم المصادر الداخلية لتمويل التنمية الاقتصادية وذلك بالبحث في مدى قدرة القطاع المصرفي الفلسطيني في جذب المدخرات اللازمة لتمويل التنمية وذلك من خلال نموذجين قياسيين هما:

النموذج الأول: قياس مدى كفاءة القطاع المصرفي الفلسطيني في ئعبئة المدخرات وذلك بالاعتماد على سلسلة زمنية لبيانات الدراسة من سنة 1995 – 2012.

ويمكن صياغة معادلة النموذج القياسي كالتالي:

$$SAV = f\left(INT, INC, INF, NB, REV, S, T\right)$$

أما معادلة خط الانحدار المتعدد ستكون كالتالي:

$$SAV_t = \beta_0 + \beta_1 INT_t + \beta_2 INC_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 NB_t + \beta_5 REV_t + \beta_6 S_t + \beta_7 T + \varepsilon_t$$

وتكون الإشارات المتوقعة للمعالم كالتالي:

$$\beta_1, \beta_2, \beta_4, \beta_7 > 0,\ \beta_3, \beta_5, \beta_6 < 0$$

النموذج الثاني: قياس أثر مدخرات القطاع المصرفي الفلسطيني والتسهيلات المقدمة لجميع القطاعات على الناتج المحلي الإجمالي من خلال المعادلة التالية:

$$GDP = f\left(SAV, CR, REV, S, T\right)$$

أما معادلة خط الانحدار المتعدد ستكون كالتالي:

$$GDP_t = \beta_0 + \beta_1 S_t + \beta_2 CR_t + \beta_3 REV_t + \beta_4 S_t + \beta_5 T + \varepsilon_t$$

وتكون الإشارات المتوقعة للمعالم كالتالي:

$$\beta_1, \beta_2, \beta_5 > 0,\ \beta_3, \beta_4 < 0$$

المطلوب:

أولاً: إنشاء متغير يمثل انتفاضة الأقصى حسب التعريف التالي:

إعطاء القيمة (1) لفترة عدم الاستقرار وذلك في الفترة (2000q4 – 2002q4) بسبب انتفاضة الأقصى، والقيمة (0) لفترة الاستقرار وذلك في الفترتين (1996q1-2000q3)، (2003q1 – 2012q4).

الحل:

- إنشاء ملف بيانات ربعية من الفترة 1996Q1 حتى 2012Q4 كما يلي.

- إنشاء ورقة عمل باستخدام الأمر التالي:

File► New ► Workfile

أو الضغط على مفتاحي ***Ctrl+N***، كما في شكل (1.3)، ثم سيظهر المربع الحواري المُبين في شكل(2.3).

- اختر *Dated - regular frequency*. ثم *Quarterly* ثم ادخل 1996:1 مقابل *Start date*، ثم 2012:4 مقابل *End date* ثم اضغط ***OK***.

- **إنشاء بيانات متغير الانتفاضة**
- **أ- إعطاء القيمة (1) للمدى 2000Q4 حتى 2004Q4**
- اختر

Object ► Generate Series

- اكتب *REV=1* أسفل *Enter Equation* حيث *REV* اسم المتغير (يمكن اختيار أي اسم آخر مناسب).
- قم بتغيير مدى البيانات أسفل *Sample* ليصبح *2000Q4 2002Q4* حتى يتناسب مع تعريف المتغير المطلوب – انظر المربع الحواري (16.3).
- اضغط OK. في هذه الحالة سيتم إعطاء القيمة 1 للفترة 2000Q4 حتى 2002Q4. أما باقي مدى البيانات فيأخذ NA وهذا يشير إلى عدم تعريف ذلك المدى.

ب- إعطاء القيمة (0) للمدى 1996Q1 حتى 2000Q3، 2003Q1 حتى 2012Q4

- ب-1: المدى 1996Q1 حتى 2000Q3
- اختر

Object ► Generate Series

- اكتب ***REV=0*** أسفل ***Enter Equation*** حيث ***REV*** اسم المتغير السابق (لا يمكن اختيار أي اسم آخر لأننا نريد إنشاء متغير واحد يشتمل على القيمتين (0،1).
- قم بتغيير مدى البيانات أسفل ***Sample*** ليصبح ***1996Q1 2000Q3***
- اضغط OK. في هذه الحالة سيتم إعطاء القيمة 0 للفترة 1996Q1 حتى 2000Q3.
- ب-2: المدى 2003Q1 حتى 2012Q4
- اختر

Object ► Generate Series

- اكتب *REV=0* أسفل *Enter Equation* حيث *REV* اسم المتغير السابق (لا يمكن اختيار أي اسم آخر لأننا نريد إنشاء متغير واحد يشتمل على القيمتين (0،1).
- قم بتغيير مدى البيانات أسفل *Sample* ليصبح *2003Q1 2012Q4*
- اضغط OK. في هذه الحالة سيتم إعطاء القيمة 0 للفترة 2003Q1 حتى 2012Q4.
- وبذلك يكون قد تم تعريف المتغير كاملاً حسب المطلوب ثم أحفظ الملف باسم DUMMY.

ثانياً: إنشاء متغير يمثل الحصار حسب التعريف التالي:

إعطاء القيمة (1) في حالة وجود الحصار بسبب الانقسام السياسي في الفترة (2006Q1-2012Q4)، والقيمة (0) في حالة عدم وجود الحصار وذلك في الفترة (1996Q1 – 2005Q4).

بنفس الطريقة السابقة نجري التالي:

- اكتب *S=0* أسفل *Enter Equation* حيث *S* اسم المتغير
- قم بتغيير مدى البيانات أسفل *Sample* ليصبح *1996Q1 2005Q4*
- اضغط ***OK***. في هذه الحالة سيتم إعطاء القيمة 0 للفترة 1996Q1 حتى 2005Q4.
- اكتب *S=1* أسفل *Enter Equation* حيث *S* اسم المتغير السابق.
- قم بتغيير مدى البيانات أسفل *Sample* ليصبح *2006Q1 2012Q4*
- اضغط ***OK***. في هذه الحالة سيتم إعطاء القيمة 1 للفترة 2006Q1 حتى 2012Q4.
- وبذلك يكون قد تم تعريف المتغير كاملاً حسب المطلوب ثم اضغط على علامة الحفظ ليتم حفظ التغييرات الجديدة على نفس الملف DUMMY.

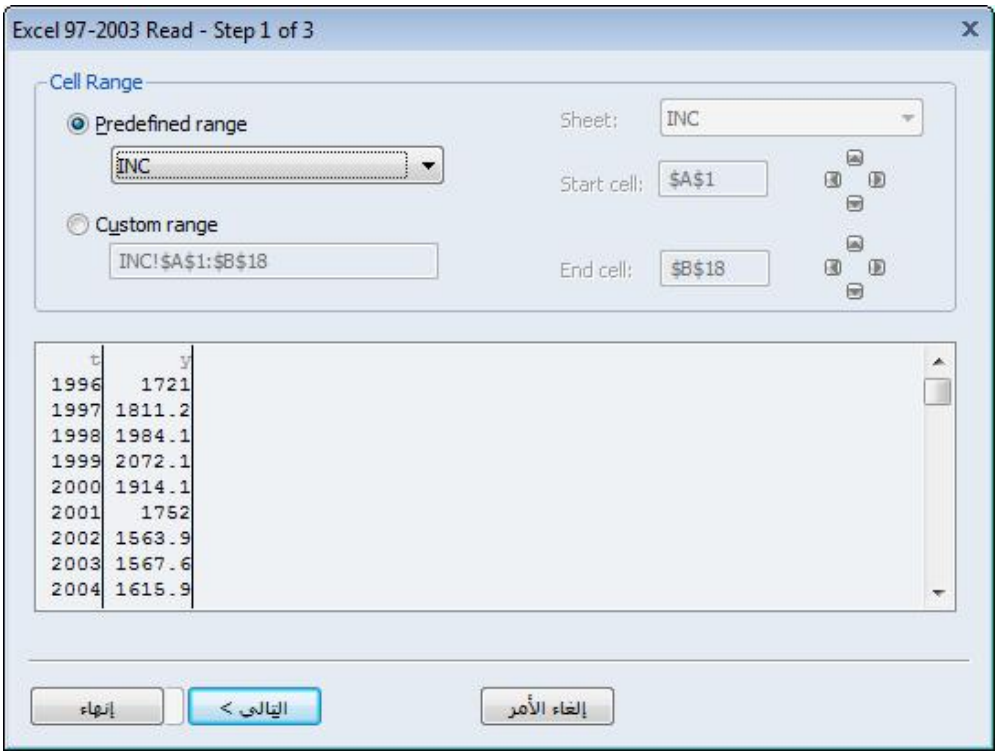
ثالثاً: تحويل بيانات صافي الدخل المتاح من سنوية إلى ربعية

افتح ملف البيانات case11.1.xls الموجود في المسار C:\data\Chapter11 ثم نتبع الخطوات التالية:

- من النافذة الرئيسة للبرنامج اختر

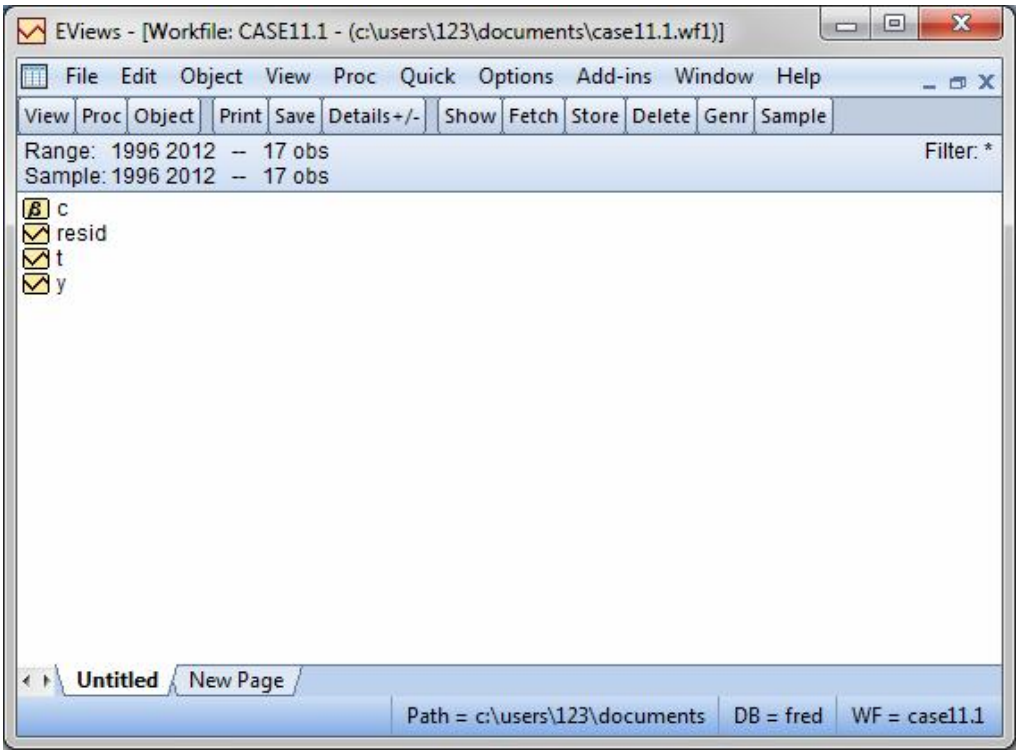
File ► Open ► EViews Workfile

- كما في شكل (19.2).
- حدد المسار المطلوب ثم اختر الملف المطلوب فتحه، في هذه الحالة اختر الملف CASE11A ثم اضغط Open، فتظهر النافذة الموضحة في شكل (1.11).



شكل (1.11): الحالة العملية الأولى - فتح ملف (1)

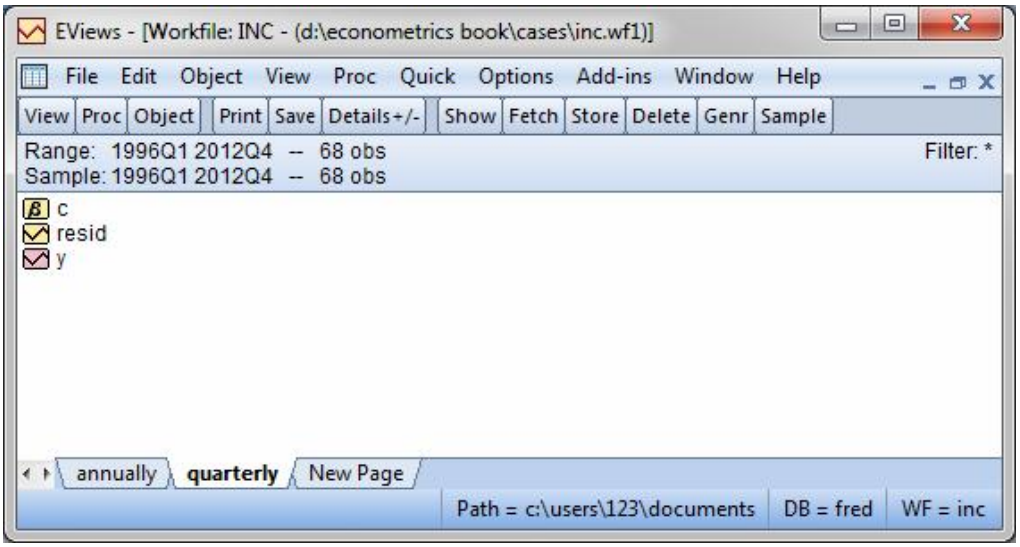
- لاحظ أنه تم اختيار ورقة العمل INC أسفل الاختيار Predefined range
- اضغط " *التالي*" ثم " *التالي*" في النافذة السابقة ثم " ***Finish***" فتظهر النافذة التالية الموضحة في شكل (2.11).



شكل (2.11): الحالة العملية الأولى - فتح ملف (2)

- أحفظ الملف باسم ***.INC***
- أعد تسمية الورقة Untitled باسم ***Annually*** وذلك على اسم الورقة باستخدام المفتاح الأيمن للفأرة ثم اختر ***Rename Workfile Page…*** ثم اكتب ***.Annually***
- اضغط على اسم الورقة New Page باستخدام المفتاح الأيمن للفأرة ثم اختر ***Specify by Frequency/Range…***

- اختـــر *Dated - regular frequency*. ثـــم *Quarterly* ثـــم اكتـــب 1996:1 مقابل ***Start date***، ثم اكتب 2012:4 مقابل ***End date*** ثم اضغط ***OK***، ثم استبدل اسم الورقة الحالية بـــ Quarterly.
- اختر صفحة البيانات السنوية Annually، ثم اضغط بالطرف الأيمن للفأرة علـــى أيقونة المتغير ***y***، ثم اختر ***Copy***.
- اختر صفحة البيانات الربعية Quarterly، ثم اضغط بالطرف الأيمـــن للفـــأرة على مكان فارغ، ثم اختر ***Paste Special***.
- حيث أن المطلوب هو تحويل البيانات السنوية إلى ربعية، أي تحويل مـــن التكـــرار الأقل إلى التكرار الأعلى ؛ لذا سنستخدم الاختيـــار " Low to high frequency method".
- اختر **Quadratic-match sum** وبالتالي تم تحويل البيانات السنوية إلى ربعيـــة وتظهر أيقونة المتغير y بعد التحويل في صفحة Quarterly كما يظهر في شـــكل (3.11).



شكل (3.11): الحالة العملية الأولى- تحويل البيانات السنوية إلى ربعية

رابعاً: افتح الملف *INC* ثم أنشئ متغيرات موسمية على النحو التالي:

Q1=1 تمثل بيانات الربع الأول، Q1=0 فيما عدا ذلك.

Q2=1 تمثل بيانات الربع الثاني، Q2=0 فيما عدا ذلك.

Q3=1 تمثل بيانات الربع الثالث، Q3=0 فيما عدا ذلك.

Q4=1 تمثل بيانات الربع الرابع، Q4=0 فيما عدا ذلك.

الحل:

- افتح ورقة البيانات الربعية *Quarterly*.
- اختر

Object ► Generate Series

- اكتب **Q1=@seas(1)** أسفل **Enter Equation** حيث **Q1** اسم المتغير. الأمر **seas(1)** يستخدم لإعطاء القيمة **1** للبيانات في الربع الأول في الفترة 1996Q1 حتى 2012Q4.
- لاحظ أن مدى البيانات أسفل **Sample** هو **1996Q1 2012Q4** وذلك حسب المطلوب.
- اضغط OK. في هذه الحالة تم إنشاء متغير باسم **Q1** بحيث يأخذ القيمة **1** للبيانات في الربع الأول في الفترة 1996Q1 حتى 2012Q4 . أما باقي مدى البيانات فيأخذ القيمة **0** حسب المطلوب.
- نكرر ما سبق لإنشاء المتغيرات الموسمية الأخرى مع استخدام الأمر **seas** كما يلي:
- الأمر **Q2=@seas(2)** يستخدم لإعطاء القيمة **1** للبيانات في الربع الثاني في الفترة 1996Q1 حتى 2012Q4 مع إنشاء متغير باسم **Q2**.
- الأمر **Q3=@seas(3)** يستخدم لإعطاء القيمة **1** للبيانات في الربع الثالث في الفترة 1996Q1 حتى 2012Q4 مع إنشاء متغير باسم **Q3**.
- الأمر **Q4=@seas(4)** يستخدم لإعطاء القيمة **1** للبيانات في الربع الرابع في الفترة 1996Q1 حتى 2012Q4 مع إنشاء متغير باسم **Q4**.

خامساً: افتح الملف *Case11a*

بافتراض أنه لديك المتغيرين: حجم الودائع الادخارية في القطاع المصرفي الفلسطيني (SAV) مقاسا بملايين الدولارات ومعدل الفائدة (INT) في الفترة 1996 – 2012.

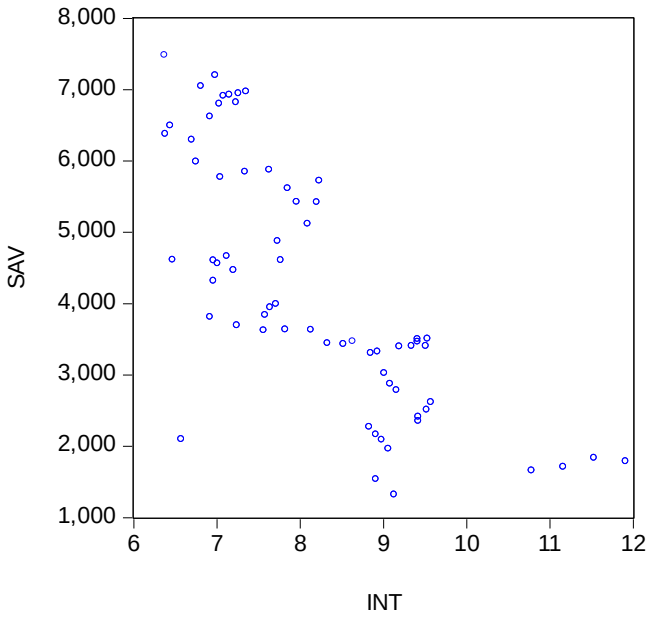
المطلوب:

1. ارسم لوحة الانتشار.
2. اختر النموذج المناسب الذي يعبر عن العلاقة بين حجم الودائع الادخارية في القطاع المصرفي الفلسطيني (SAV) ومعدل الفائدة (INT).
3. أوجد معادلة الانحدار الخاصة بذلك النموذج واكتبه بالشكل القياسي المناسب.
4. ارسم خط الانحدار.
5. اختبر معنوية كل من β_0، β_1 باستخدام اختبار t وذلك عند مستوى دلالة 5%.
6. أوجد فترة الثقة 95% لكل من β_0، β_1.
7. أوجد قيمة معامل التحديد مع تفسير النتيجة.
8. أحسب معامل الارتباط مع تفسير النتيجة.
9. هل نموذج الانحدار المقدر يصلح للتنبؤ ومناسب للبيانات؟
10. أوجد قيمة حجم الودائع الادخارية (SAV) المقدرة إذا علمت أن معدل الفائدة يساوي 6.37%.
11. أوجد قيمة الخطأ في التقدير في البند (10) علماً بأن القيمة الفعلية لحجم الودائع الادخارية 7484.10 مليون دولار.

الحل:

1. رسم لوحة الانتشار:

- اختر المتغيرين SAV، INT ثم اضغط على مفتاح الإدخال
- اختر View ثم Graph.
- اختر Scatter أسفل قائمة Graph Type
- اضغط OK، نحصل على الرسم الموضح في شكل (4.11).



شكل (4.11): شكل الانتشار لنموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل الفائدة

2. النموذج المناسب

يمكن ملاحظة من الشكل (4.11) أن النموذج الخطي يعتبر مناسباً في هذه الحالة حيث يتبين أن هنالك اتجاهاً خطياً عاماً واضحاً في العلاقة بين حجم الودائع الادخارية في القطاع المصرفي الفلسطيني (SAV) ومعدل الفائدة (INT).

3. معادلة الانحدار

لإيجاد معادلة الانحدار الخطي نتبع الخطوات التالية في برنامج:E Views

- من شريط القوائم اختر

Quick ► Estimate Equation

- ندخل معادلة خط الانحدار الخطي كما يلي:

SAV C INT

- اضغط موافق سنحصل على النتائج الموضحة في جدول (1.11).
- وبذلك تكون معادلة انحدار الإنفاق الاستهلاكي المُقدّرة هي:

$$\hat{SAV}_i = 12624.02 - 1028.019\,INT_i \qquad (11.1)$$

جدول (1.11): نتائج نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل الفائدة

Dependent Variable: SAV
Method: Least Squares
Date: 01/29/14 Time: 10:37
Sample: 1996Q1 2012Q4
Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12624.02	913.5373	13.81883	0.0000
INT	-1028.019	110.5310	-9.300732	0.0000

R-squared	0.570967	Mean dependent var	4227.863
Adjusted R-squared	0.564367	S.D. dependent var	1736.593
S.E. of regression	1146.195	Akaike info criterion	16.95568
Sum squared resid	85394582	Schwarz criterion	17.02149
Log likelihood	-566.0153	Hannan-Quinn criter.	16.98172
F-statistic	86.50361	Durbin-Watson stat	0.657461
Prob(F-statistic)	0.000000		

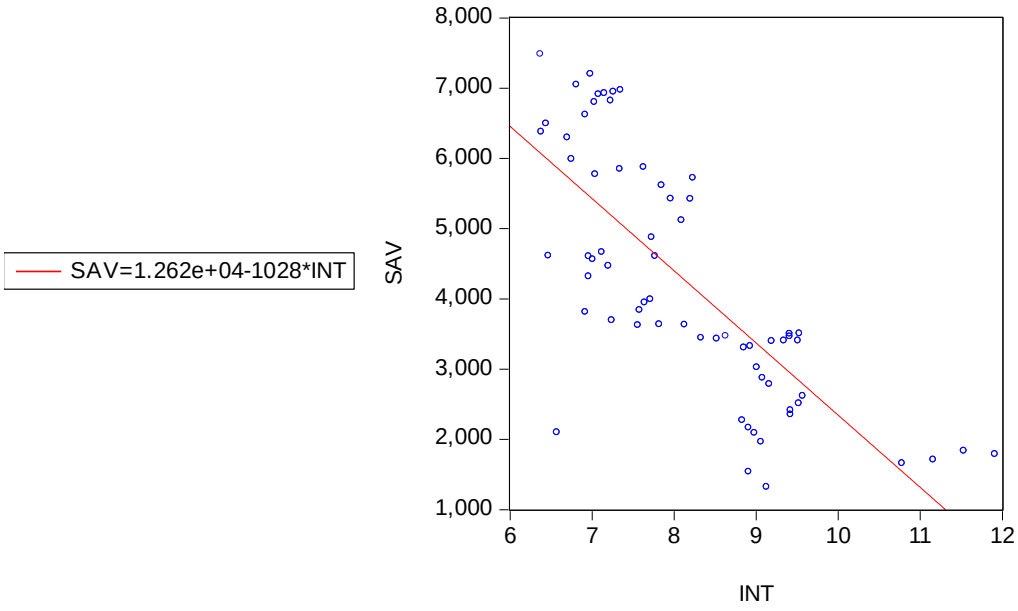
تفسير معاملي الانحدار في المعادلة (11.1):

- $\hat{\beta}_0$=12624.02 : قيمة حجم الودائع الادخارية يساوي 12624.02 مليون دولار عندما يكون معدل الفائدة يساوي صفر%، وهذا غالباً غير منطقي من الناحية العملية.
- $\hat{\beta}_1 = -1028.019$: قيمة ميل خط الانحدار المُقدّر، وهذا يعني أنه إذا معدل الفائدة المتاح بمقدار 1% فإن حجم الودائع الادخارية يقل بمقدار 1028.019 مليون.

4. رسم خط الانحدار

لرسم خط الانحدار نتبع الخطوات التالية:

- من شكل (1.6) اختر Options من خلال Fit lines فيظهر المربع الحواري في شكل (5.6).
- اختر Regression Line أسفل Type Element ثم OK فيظهر المربع الحواري في شكل (6.6).
- اختر Detailed مقابل Legend labels
- اضغط OK فيظهر المربع الحواري في شكل (6.6) ثم اضغط OK فنحصل على الرسم الموضح في شكل (5.11).



شكل (5.11): رسم خط انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل الفائدة

5. اختبار معنوية كل من $\beta_1 ، \beta_0$ باستخدام اختبار t وذلك عند مستوى دلالة 5%.

الحل:

من خلال نتائج جدول (1.11) نستنتج ما يلي:

- اختبار معنوية المعلمة β_0:

$$H_0: \beta_0 = 0 \qquad Versus \qquad H_1: \beta_0 \neq 0$$

قيمة t المحسوبة تساوي 13.819 وقيمة الاحتمال (Prob. Value) تساوي 0.0000، حيث أن قيمة الاحتمال أقل من مستوى الدلالة 5%؛ بالتالي نرفض الفرضية الصفرية القائلة بأن $\beta_0 = 0$ أي أن β_0 معنوية إحصائياً عند مستوى دلالة 5%.

- اختبار معنوية المعلمة β_1:

$$H_0: \beta_1 = 0 \qquad Versus \qquad H_1: \beta_1 \neq 0$$

قيمة t المحسوبة تساوي 9.301- وقيمة الاحتمال (Prob. Value) تساوي 0.0000، حيث أن قيمة الاحتمال أقل من مستوى الدلالة 5%؛ بالتالي نرفض الفرضية الصفرية القائلة بأن $\beta_1 = 0$ أي أن β_1 معنوية إحصائياً عند مستوى دلالة 5%، وهذا يعني أن متغير معدل الفائدة دال إحصائيا.

6. أوجد فترة الثقة 95% لكل من $\beta_1 ، \beta_0$

- من نافذة نتائج الانحدار اختر التالي:

View ► Coefficient Diagnostic ►Confidence Intervals

كما في الشكل (8.6).

- يظهر المربع الحواري كما في شكل(9.6).
- أكتب 0.95 في أسفل Confidence Intervals ثم OK فنحصل علـــى النتـــائج الموضحة في جدول (4.6)

جدول (2.11): نتائج فترة الثقة لنموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل الفائدة

```
Coefficient Confidence Intervals
Date: 01/29/14   Time: 11:04
Sample: 1996Q1 2012Q4
Included observations: 67
```

Variable	Coefficient	95% CI Low	High
C	12624.02	10799.56	14448.48
INT	-1028.019	-1248.765	-807.2736

- فترة 95% ثقة للمعلمة β_0 هي (10799.56 , 14448.48) بمعنى أن β_0 تقع في المدى $10799.56 < \beta_0 < 14448.48$.
- يلاحظ أن فترة الثقة للمعلمة β_0 لا تشتمل على الصفر وهذا يعني رفض الفرضية الصفرية القائلة بأن $H_0 : \beta_0 = 0$ وهذا يدل على أن β_0 تعتبر معنوية إحصائياً.
- فترة 95% ثقة للمعلمة β_1 هي (-1248.765, -807.2736) بمعنى أن β_1 تقع في المدى $-1248.77 < \beta_0 < -807.27$.
- يلاحظ أن فترة الثقة للمعلمة β_1 لا تشمل على الصفر وهذا يعني رفض الفرضـــية الصفرية القائلة بأن $H_0 : \beta_1 = 0$ وهذا يدل على أن β_1 تعتبر معنوية إحصائياً.

7. قيمة معامل التحديد مع تفسير النتيجة.

بالرجوع إلى النتائج الموضحة في جدول (1.11)، يمكن استنتاج ما يلي:

- قيمة معامل التحديد تساوي $R^2 = 0.5710$ وهذا يعني أن 57.10% من التغير أو التباين في حجم الودائع الادخارية تم تفسيره من خلال معدل الفائدة أو من خلال معادلة الانحدار، أما النسبة المتبقية 42.90% فترجع إلى وجود متغيرات مستقلة أخرى قد تؤثر في حجم الودائع الادخارية.

8. معامل الارتباط.

- لإيجاد معامل الارتباط نستخدم المعادلة $r = \pm\sqrt{R^2}$، حيث أن إشارة ميل الانحدار سالبة ($\hat{\beta}_1 = -1028.019$) بالتالي فإن:

$$r = -\sqrt{0.5710} = -0.7556$$

وهذا يدل على وجود ارتباط عكسي قوي بين حجم الودائع الادخارية ومعدل الفائدة.

9. هل نموذج الانحدار المقدر يصلح للتنبؤ ومناسب للبيانات؟

- حيث أن قيمة $F = 86.50$ وقيمة الاحتمال (Prob. Value) تساوي 0.000 وهي أقل من مستوى الدلالة 95%، لذلك نرفض الفرضية الصفرية القائلة بأن النموذج المقدر لا يصلح للتنبؤ، وبالتالي يمكن القول بان نموذج الانحدار المقدر يصلح للتنبؤ. مع ملاحظة أن قيمة F تساوي مربع قيمة t وذلك في حالة الانحدار البسيط أي أن: $F = t^2$، $F = (-9.300732)^2 = 86.50$.

10. التقدير

بالتعويض في المعادلة (11.1) نجد أن:

$$\hat{Y} = 12624.02 + -1028.019(6.37) = 6075.539$$

11. الخطأ في التقدير

$$e = 7484.10 - 6075.539 = 1408.561$$

سادساً: افتح الملف *Case11a*

بافتراض أنه لديك المتغيرات التالية:

المتغير التابع: حجم الودائع الادخارية في القطاع المصرفي الفلسطيني (SAV) مقاساً بملايين الدولارات.

المتغيرات المستقلة: معدل التضخم (INF)، حجم الناتج المحلي (GDP) في الفترة 2012 – 1996.

المطلوب: مستخدماً مستوى معنوية 5% أجب عما يلي:

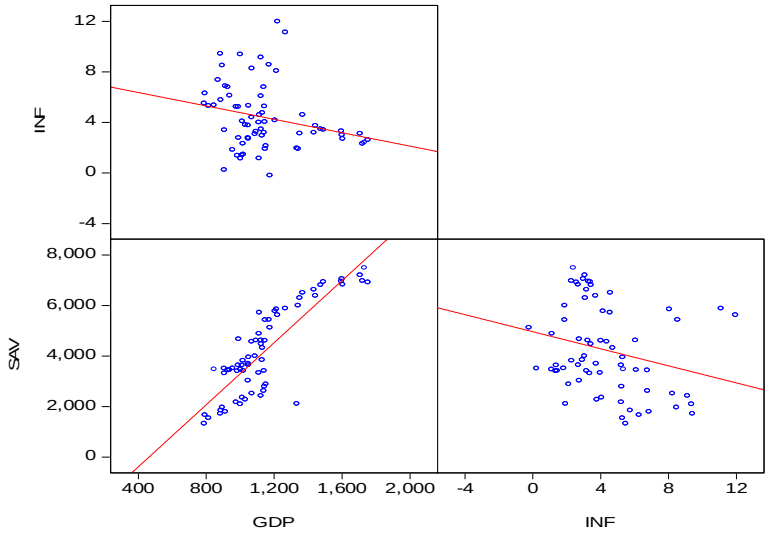
1. التحقق من توافر الفرض الخاص بتحقق العلاقة الخطية بين حجم الودائع الادخارية (SAV) وكل من معدل التضخم (INF)، حجم الناتج المحلي (GDP).
2. تقدير معادلة انحدار حجم الودائع الادخارية على كل من معدل التضخم، حجم الناتج المحلي.
3. فسِّر معاملات معادلة الانحدار.
4. اختبار معنوية معالم معادلة الانحدار $\beta_0, \beta_1, \beta_2$

5. تقدير فترة الثقة لمعالم معادلة الانحدار المتعدد.
6. إيجاد قيمة معامل التحديد R^2 ومعامل التحديد المعدل $\overline{R}^2$ مع تفسير النتيجة.
7. اختبار معنوية العلاقة الخطية للانحدار المتعدد باستخدام اختبار F.
8. قدِّر حجم الودائع الادخارية إذا علمت أن معدل التضخم 5.5، حجم الناتج المحلي 1323.3 مليون دولار. ثم احسب الباقي (الخطأ) مع العلم أن القيمة الفعلية لحجم الودائع الادخارية تساوي 1323.3 مليون دولار في هذه الحالة.

الحل:

1. **التحقق من وجود العلاقة الخطية.**

- اختر المتغيرات INF، GDP، SAV ثم اضغط على مفتاح الإدخال
- اختر View ثم Graph.
- اختر Scatter أسفل قائمة Graph Type
- اختر Regression Line مقابل Options:
- اختر Lower triangular matrix مقابل Multiple series: كما في شكل (1.7).
- اضغط OK، فنحصل على شكل الانتشار الموضحة في شكل (6.11).



شكل (6.11): شكل الانتشار لنموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على حجم التضخم وإجمالي الناتج المحلي

من خلال شكل الانتشار بين INF، GDP، SAV الموضحة في شكل (6.11)، نجد أن معظم النقاط تقع على الخط المستقيم المشار إليه في الشكل، وهذا يدل على وجود علاقة خطية بين SAV وكلٍ من INF، GDP على حده. ويتبين من الرسم البياني كذلك أن العلاقة بين حجم الودائع الادخارية (SAV) ومعدل التضخم (INF) هي علاقة عكسية، بينما العلاقة بين حجم الودائع الادخارية (SAV) وحجم الناتج المحلي (GDP) هي علاقة طردية.

2. تقدير معادلة انحدار حجم الودائع الادخارية على كل من معدل التضخم وحجم الناتج المحلي.

- من شريط القوائم اختر

Quick ► Estimate Equation

- ندخل معادلة خط الانحدار الخطي المتعدد كما يلي:

SAV C INF GDP

- اضغط موافق سنحصل على النتائج الموضحة في جدول (3.11).

من خلال النتائج الموضحة في جدول (3.11)، فإن معادلة خط انحدار حجم الودائع الادخارية على كل من معدل التضخم وحجم الناتج المحلي هي:

$$\widehat{SAV}_i = -2573.80 - 37.61\ \mathrm{INF}_i + 6.05\,\mathrm{GDP}_i$$

$$\widehat{SE}(\beta) = (647.44) \quad (45.58) \quad (0.49)$$

$$T = (-3.98) \quad (-0.83) \quad (12.40)$$

جدول (3.11): نتائج نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على حجم التضخم وإجمالي الناتج المحلي

Dependent Variable: SAV
Method: Least Squares
Date: 01/30/14 Time: 21:58
Sample: 1996Q1 2012Q4
Included observations: 67

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2573.803	647.4413	-3.975345	0.0002
INF	-37.61236	45.58049	-0.825185	0.4123
GDP	6.048657	0.487904	12.39722	0.0000

R-squared	0.724366	Mean dependent var	4227.863
Adjusted R-squared	0.715753	S.D. dependent var	1736.593
S.E. of regression	925.8621	Akaike info criterion	16.54307
Sum squared resid	54862119	Schwarz criterion	16.64179
Log likelihood	-551.1929	Hannan-Quinn criter.	16.58213
F-statistic	84.09602	Durbin-Watson stat	0.811140
Prob(F-statistic)	0.000000		

3. تفسير معاملات معادلة الانحدار.

- معامل الانحدار $\hat{\beta}_0$ في المعادلة السابقة يساوي 2573.803-، وهو يمثل **حجم الودائع الادخارية** عندما يكون كلاً من **معدل التضخم وحجم الناتج المحلي** مساوياً صفراً. وهذا غير مقبول من الناحية العملية؛ لذا تفسير $\hat{\beta}_0$ ليس منطقياً في هذه الحالة.
- معامل الانحدار $\hat{\beta}_1$ في المعادلة السابقة يساوي 37.61- وهو يعبر عن التغير في حجم الودائع الادخارية الناتج نتيجة التغير في معدل التضخم بمقدار 1% مع ثبات

حجم الناتج المحلي، وحيث أن إشارة معامل الانحدار $\hat{\beta}_1$ سالبة فهذا يعني أنه إذا زاد معدل التضخم بمقدار 1% فإن حجم الودائع الادخارية تقل بمقدار 37.61 مليون دولار.

- أما معامل الانحدار $\hat{\beta}_2$ في المعادلة السابقة يساوي 6.05 وهو يعبر عن التغير في حجم الودائع الادخارية نتيجة التغير في حجم الناتج المحلي بمليون دولار مع ثبات معدل التضخم، وحيث أن إشارة معامل الانحدار $\hat{\beta}_2$ موجبة فهذا يعني أنه إذا زاد حجم الناتج المحلي بمقدار مليون دولار فإن حجم الودائع الادخارية يزداد بمقدار 6.05 مليون دولار.

4. اختبار معنوية معالم الانحدار المتعدد.

باستخدام القيمة الاحتمالية (Prob.) نجد أن $\beta_0 \neq 0, \beta_2 \neq 0$، بالتالي يمكن القول بأن متغير حجم الناتج المحلي معنوياً ومؤثر في حجم الودائع الادخارية، بينما $\beta_1 = 0$، بالتالي يمكن القول بأن متغير معدل التضخم غير مؤثر بصورة معنوية في حجم الودائع الادخارية.

5. تقدير فترة الثقة لمعالم معادلة الانحدار المتعدد.

- من نافذة نتائج الانحدار اختر التالي:

View ► Coefficient Diagnostic ►Confidence Intervals

كما تم شرحه في الفصل السادس – انظر شكل (8.6).

- أكتب 0.95 في أسفل ***Confidence Intervals*** ثم اضغط ***OK*** فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (4.11).

جدول (4.11): نتائج فترة الثقة لنموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على حجم التضخم وإجمالي الناتج المحلي

Coefficient Confidence Intervals
Date: 01/31/14 Time: 07:57
Sample: 1996Q1 2012Q4
Included observations: 67

Variable	Coefficient	95% CI Low	High
C	-2573.803	-3867.215	-1280.390
INF	-37.61236	-128.6699	53.44515
GDP	6.048657	5.073957	7.023358

من خلال النتائج الموضحة في جدول (4.11) لتقدير فترات الثقة للمعالم نجد أن:

- تقدير فترة الثقة للمعلمة β_0 هي $-3867.22 \le \beta_0 \le -1280.39$.

وهي تعني أننا واثقون بنسبة 95% أن فترة الثقة تحتوى على قيمة المعلمة β_0 المجهولة، حيث أن فترة الثقة السابقة لا تشمل على الصفر (البداية والنهاية سالبتان) وبالتالي يمكن القول بأن $\beta_0 \neq 0$، أي أن β_0 معنوية إحصائياً وهي نفس النتيجة التي حصلنا عليها في المطلوب (4).

- تقدير فترة الثقة للمعلمة β_1 هي $-128.67 \le \beta_1 \le 53.45$.

وهي تعني أننا واثقون بنسبة 95% أن فترة الثقة تحتوى على قيمة المعلمة β_1 المجهولة، حيث أن فترة الثقة السابقة تشمل على الصفر (البداية سالبة والنهاية موجبة) وبالتالي يمكن القول بأن $\beta_1 = 0$ ، أي أن β_1 غير معنوي إحصائياً وهي نفس النتيجة التي حصلنا عليها في المطلوب (4).

- تقدير فترة الثقة للمعلمة β_2 هي $5.07 \le \beta_2 \le 7.02$.

وهي تعني أننا واثقون بنسبة 95% أن فترة الثقة تحتوى على قيمة المعلمة β_2 المجهولة، حيث أن فترة الثقة السابقة لا تشمل على الصفر (البداية والنهاية موجبتان) وبالتالي يمكن القول بأن $\beta_2 \neq 0$ ، أي أن β_2 معنوية إحصائياً وهي نفس النتيجة التي حصلنا عليها في المطلوب (4).

6. معامل التحديد R^2 ومعامل التحديد المعدل $\overline{R}^2$.

من خلال النتائج الموضحة في جدول (3.11) نجد أن معامل التحديد $R^2=0.7244$ ومعامل التحديد المعدل $\overline{R}^2=0.7158$، وهذا يعني أن 71.58% من التغيرات الكلية في حجم الودائع الادخارية يمكن تفسيرها من خلال المتغيرين المستقلين معدل التضخم وحجم الناتج المحلي، أما النسبة المتبقية 28.42% فقد ترجع إلى عوامل مستقلة أخرى قد تؤثر في حجم الودائع الادخارية.

7. اختبار معنوية العلاقة الخطية للانحدار المتعدد باستخدام اختبار F.

في هذه الحالة نقوم باختبار الفرضية الصفرية $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ مقابل الفرضية البديلة والتي تنص على أنه توجد واحدة على الأقل من معاملات الانحدار لا تساوي الصفر، أي أن $H_1: \beta_i \neq 0$.

من خلال النتائج الموضحة في جدول (3.11) نجد أن $F=84.096$، $Prob.=0.0000$، لذلك نرفض الفرضية الصفرية ونستنتج أنه توجد واحدة على الأقل من معاملات الانحدار لا تساوي الصفر. بالتالي يمكن القول بأن العلاقة الخطية للانحدار المتعدد معنوية

إحصائيا وهذا الاختبار يكافئ $H_0 : R^2 = 0$ مقابل $H_1 : R^2 \neq 0$ وهذا يدل علـــى أن R^2 تختلف معنوياً عن الصفر.

8. التنبؤ والباقي (الخطأ)

$$SAV\ (INF=5.5, GDP=1733.2) = -2573.80 - 37.61\times 5.5 + 6.05\times 1733.2$$
$$= 7702.861$$

الباقي (الخطأ) = القيمة الفعلية – القيمة المقدرة

$$-218.761 = 7702.861 - 7484.10 =$$

سابعاً: باستخدام نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل التضخم وحجم النـــاتج المحلي، **المطلوب** اختبار وجود مشكلة ارتباط خطي متعدد في النموذج المُقدَّر.

الحل:

أولاً: باستخدام معامل الارتباط الخطي بين المتغيرين:

- اعرض بيانات المتغيرين – كما سبق شرحه في الفصل السادس.
- من شاشة عرض بيانات المتغيرين اختر:

View ► Covariance Analysis

- أكمل المربع الحواري الموضح في شكل (3.8) ثم اضغط ***OK*** فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (5.11).

جدول (5.11): نتائج اختبار Covariance Analysis - نموذج انحدار حجم الودائع

```
Covariance Analysis: Ordinary
Date: 01/31/14   Time: 09:15
Sample: 1996Q1 2012Q4
Included observations: 67
Balanced sample (listwise missing value deletion)
```

Correlation t-Statistic Probability	SAV	INF	GDP
SAV	1.000000 ----- -----		
INF	-0.249904 -2.080814 0.0414	1.000000 ----- -----	
GDP	0.849372 12.97449 0.0000	-0.232207 -1.924726 0.0586	1.000000 ----- -----

من خلال النتائج الموضحة في جدول (5.11) تبين أن قيمة معامل الارتباط بين معدل التضخم وحجم الناتج المحلي يساوي 0.23- وقيمة اختبار (T) يساوي 1.925- وقيمة الاحتمال (P.Value) تساوي 0.0586، بالتالي يمكن القول بأنه توجد علاقة عكسية ضعيفة بين معدل التضخم وحجم الناتج المحلي، ويعتبر ذلك مؤشر على عدم خطورة وجود ارتباط خطي في النموذج.

ثانياً: باستخدام طريقة VIF

- من نافذة نتائج انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل التضخم وحجم الناتج المحلي اختر:

View ► Coefficient Diagnostics ► Variance Inflation Factor

- نحصل على النتائج الموضحة في جدول (6.11).

جدول (6.11): نتائج اختيار معامل تضخم التباين (VIF) - لنموذج انحدار حجم الودائع

```
Variance Inflation Factors
Date: 01/31/14   Time: 08:32
Sample: 1996Q1 2012Q4
Included observations: 67
```

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	419180.2	32.76295	NA
INF	2077.581	4.115888	1.056993
GDP	0.238050	25.72672	1.056993

- من خلال النتائج الموضحة في جدول (6.11) تبين أن قيمة $VIF = 1.057$، وهي صغيرة، مما يشير إلى عدم خطورة وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

ملاحظة: يمكن الرجوع إلى التطبيقات العملية في الفصل الثامن لمعالجة التداخل الخطي المتعدد في حالة وجوده بدرجة كبيرة.

ثامناً: باستخدام نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل التضخم وحجم الناتج المحلي، **المطلوب:**

1. اختبر الفرض الخاص باستقلال الأخطاء العشوائية عند مستوى دلالة 5%.
2. إذا أظهر الاختبار السابق وجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء. المطلوب:
   أ. معالجة المشكلة باستخدام طريقة الفروق ثم أكتب النموذج الجديد.

ب. تقدير قيمة ρ بطريقتين مختلفتين.

ج. تقدير نموذج الانحدار لكل من الطريقتين السابقتين في (ب).

الحل:

1. اختبر الفرض الخاص باستقلال الأخطاء العشوائية عند مستوى دلالة 5%.

من خلال النتائج في جدول (3.11) نجد أن قيمة DW =0.8111، عند درجات حرية $k=2$, n =65 , D_U =1.66 , D_L =1.54 (وذلك باستخدام جداول DW في الملحق A). حيث أن DW =0.8111 أقل من D_L، لذلك فإننا نرفض فرضية العدم ونقبل الفرض البديل بوجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء.

2. معالجة المشكلة

أ. معالجة المشكلة باستخدام طريقة الفرق الأول

- من شريط القوائم اختر

Quick ► Estimate Equation

- ندخل معادلة خط الانحدار الخطي المتعدد كما يلي:

d(SAV) C d(INF) d(GDP)

- اضغط *موافق* فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (7.11).
- من خلال النتائج في جدول (7.11) نجد أن قيمة DW =3.02، عند درجات حرية $k=2$, n =65 , D_U =1.66 , D_L =1.54. حيث أن DW =3.02 أكبر من D_U، لذلك لا يمكن رفض فرض العدم القائل بعدم وجود ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء.
- نموذج الانحدار في صورته النهائية هو:

$$SAV_t^* = 94.72 + 21.6\ 2\ INF_t^* + 0.16\ GDP_t^*$$

حيث أن:

$$SAV_t^* = SAV_t - SAV_{t-1},\ INF_t^* = INF_t - INF_{t-1},\ GDP_t^* = GDP_t - GDP_{t-1}$$

جدول (7.11): نتائج نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية باستخدام طريقة الفرق الأول

Dependent Variable: D(SAV)
Method: Least Squares
Date: 01/31/14 Time: 14:24
Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4
Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	94.72149	93.71437	1.010747	0.3161
D(INF)	21.61560	48.96494	0.441450	0.6604
D(GDP)	0.162127	1.415744	0.114517	0.9092

R-squared	0.003460	Mean dependent var	95.36985
Adjusted R-squared	-0.028687	S.D. dependent var	728.9130
S.E. of regression	739.2941	Akaike info criterion	16.09432
Sum squared resid	33886458	Schwarz criterion	16.19468
Log likelihood	-520.0655	Hannan-Quinn criter.	16.13392
F-statistic	0.107630	Durbin-Watson stat	3.022262
Prob(F-statistic)	0.898127		

ب. تقدير قيمة ρ بطريقتين مختلفتين:

الطريقة الأولى: باستخدام طريقة كوكران- أوركات Cochrane – Orcutt

- أكتب المعادلة التالية كما تم شرحه مسبقاً مع حفظها باسم ***eq1***.

```
SAV C INF GDP ar(1)
```

- نحصل على النتائج الموضحة في جدول (8.11)، ونجد أن قيمة $\hat{\rho} = 0.863$

جدول (8.11): نتائج نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية لتقدير قيمة ρ باستخدام AR(1)

Dependent Variable: SAV
Method: Least Squares
Date: 01/31/14 Time: 21:54
Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4
Included observations: 65 after adjustments
Convergence achieved after 22 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2738.985	1996.190	1.372106	0.1751
INF	12.18123	50.85288	0.239539	0.8115
GDP	1.688058	1.402548	1.203565	0.2334
AR(1)	0.863146	0.071930	11.99982	0.0000

R-squared	0.830569	Mean dependent var	4284.791
Adjusted R-squared	0.822237	S.D. dependent var	1721.915
S.E. of regression	725.9938	Akaike info criterion	16.07252
Sum squared resid	32151085	Schwarz criterion	16.20633
Log likelihood	-518.3570	Hannan-Quinn criter.	16.12532
F-statistic	99.67637	Durbin-Watson stat	2.778199
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .86

الطريقة الثانية: باستخدام طريقة داربن Durbin Method

- أكتب المعادلة التالية كما تم شرحه مسبقاً مع حفظها باسم ***eq2***.

SAV C INF GDP SAV(-1)

- نحصل على النتائج الموضحة في جدول (9.11)، ونجد أن قيمة $\hat{\rho}$=0.687.

جدول (9.11): نتائج نموذج حجم الودائع الادخارية لتقدير قيمة ρ باستخدام SAV(-1)

Dependent Variable: SAV
Method: Least Squares
Date: 01/31/14 Time: 22:02
Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4
Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-817.6419	540.7990	-1.511915	0.1357
INF	-4.886518	34.24537	-0.142691	0.8870
GDP	1.936141	0.667205	2.901868	0.0052
SAV(-1)	0.686612	0.093569	7.338055	0.0000

R-squared	0.848904	Mean dependent var	4284.791
Adjusted R-squared	0.841473	S.D. dependent var	1721.915
S.E. of regression	685.5873	Akaike info criterion	15.95799
Sum squared resid	28671823	Schwarz criterion	16.09180
Log likelihood	-514.6347	Hannan-Quinn criter.	16.01079
F-statistic	114.2393	Durbin-Watson stat	2.605250
Prob(F-statistic)	0.000000		

ج. تقدير نموذج الانحدار لكل من الطريقتين السابقتين في (ب).

الطريقة الأولى: باستخدام كوكران - أوركات Cochrane – Orcutt

- اضغط ***eq1*** في نافذة المتغيرات - تذكر أن المعادلة تم حفظها باسم ***eq1***.
- أسفل خانة توصيف المعادلة نكتب المعادلة التالية:

```
(sav-(eq1.@coefs(4))*sav(-1)) c
(inf-(eq1.@coefs(4))*inf(-1))
(gdp-(eq1.@coefs(4))*gdp(-1))
```

يجب ملاحظة أنه تم استدعاء قيمة $\hat{\rho} = 0.863$ من خلال الأمر ***eq1.@coefs(4)***

- اضغط موافق فنحصل على النتائج الموضحة في جدول(10.11).

جدول (10.11): نتائج نموذج حجم الودائع الادخارية بعد التحويل باستخدام AR(1)

Dependent Variable: SAV-(EQ1.@COEFS(4))*SAV(-1)
Method: Least Squares
Date: 01/31/14 Time: 22:19
Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4
Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	374.8394	231.4121	1.619792	0.1104
INF-(EQ1.@COEFS(4))*INF(-1)	12.18116	50.28050	0.242264	0.8094
GDP-(EQ1.@COEFS(4))*GDP(-1)	1.688069	1.248147	1.352460	0.1811

R-squared	0.029838	Mean dependent var	668.7091
Adjusted R-squared	-0.001458	S.D. dependent var	719.5908
S.E. of regression	720.1152	Akaike info criterion	16.04175
Sum squared resid	32151085	Schwarz criterion	16.14211
Log likelihood	-518.3570	Hannan-Quinn criter.	16.08135
F-statistic	0.953410	Durbin-Watson stat	2.778199
Prob(F-statistic)	0.391002		

من خلال النتائج الموضحة في جدول (10.11)، معادلة الانحدار بعد التحويل باستخدام AR(1) هي:

$$SAV_t^* = 374.84 + 12.18\ INF_t^* + 1.69\ GDP_t^*$$

- قيمة $DW = 2.78$، وهي أكبر من D_U، بالتالي لا توجد مشكلة ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء العشوائية.

الطريقة الثانية: باستخدام طريقة داربن Durbin Method

- اضغط ***eq2*** في نافذة المتغيرات - تذكر أن المعادلة تم حفظها باسم ***eq2***.
- أسفل خانة توصيف المعادلة نكتب المعادلة التالية كما تم شرحه مسبقاً.

```
(sav-(eq2.@coefs(4))*sav(-1)) c
(inf-(eq2.@coefs(4))*inf(-1))
(gdp-(eq2.@coefs(4))*gdp(-1))
```

- اضغط موافق فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (11.11).

جدول (11.11): نتائج نموذج حجم الودائع الادخارية بعد التحويل باستخدام SAV(-1)

```
Dependent Variable: SAV-(EQ2.@COEFS(4))*SAV(-1)
Method: Least Squares
Date: 01/31/14   Time: 22:30
Sample (adjusted): 1996Q2 2012Q4
Included observations: 65 after adjustments
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-80.39707	372.3299	-0.215930	0.8298
INF-(EQ2.@COEFS(4))*INF(-1)	-6.269971	51.64814	-0.121398	0.9038
GDP-(EQ2.@COEFS(4))*GDP(-1)	4.014942	0.942698	4.258990	0.0001

R-squared	0.227522	Mean dependent var	1408.282
Adjusted R-squared	0.202603	S.D. dependent var	814.0660
S.E. of regression	726.9370	Akaike info criterion	16.06061
Sum squared resid	32763117	Schwarz criterion	16.16097
Log likelihood	-518.9699	Hannan-Quinn criter.	16.10021
F-statistic	9.130599	Durbin-Watson stat	2.411342
Prob(F-statistic)	0.000335		

من خلال النتائج في جدول (11.11)، معادلة الانحدار بعد التحويل باستخدام SAV(-1) هي:

$$SAV_t^* = -80.40 - 6.27\,INF_t^* + 4.01 GDP_t^*$$

- قيمة DW =2.41، وهي أكبر من D_U، بالتالي لا توجد مشكلة ارتباط ذاتي موجب بين الأخطاء العشوائية.

وبالتالي فإن عملية التحويل باستخدام طريقة داربن أو كوكران-أوركات قد نجحت في التخلص من مشكلة الارتباط الذاتي، ولذلك نختار الطريقة الأفضل التي لها معامل التحديد الأكبر، وهي في هذه الحالة طريقة داربن.

تاسعاً: باستخدام نموذج انحدار حجم الودائع الادخارية على معدل التضخم وحجم النـــاتج المحلي، **المطلوب** اختبار مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي في النموذج المُقدَّر باستخدام طريقة " وايت" White Test.

الحل:

- من شكل (5.10) اختر ***White***، مع بقاء الاختيار ***Include White cross terms*** ☑
- فنحصل على النتائج الموضحة في جدول (12.11).

جدول (12.11): نتائج اختبار General White في نموذج حجم الودائع الادخارية

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.364924	Prob. F(5,61)	0.2500
Obs*R-squared	6.741647	Prob. Chi-Square(5)	0.2406
Scaled explained SS	9.443526	Prob. Chi-Square(5)	0.0926

- تبين من خلال الجدول (12.11) أن قيمـــة الاحتمـــال (Prob. Value) تـــساوي 0.2406 وهي أكبر من مستوى الدلالة 0.05، بالتالي لا نرفض الفرضية الصفرية التي تنص على تجانس تباين حد الخطأ العشوائي، ومن ثم يمكن القول أن نمـــوذج الانحدار لا يعاني من مشكلة عدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي.

ملاحظة: يمكن الرجوع إلى التطبيقات العملية في الفصل العاشر لمعالجـــة مـــشكلة عـــدم تجانس تباين حد الخطأ العشوائي في حالة وجود هذه المشكلة.

3.11 حالات عملية إضافية

1.3.11 الحالة العملية الأولى

تقدير حجم الاقتصاد غير الرسمي في الأراضي الفلسطينية[2]

اسم الملف: Case11b

مشكلة الدراسة:

نظراً لأن الحكومات الفلسطينية المتعاقبة اعتمدت بشكل مباشر على تقديرات حجم الاقتصاد الرسمي المعلن عند رسمها الخطط التنموية والاقتصادية وتغافلت عن عنصر هام وموجود فعلياً وهو الاقتصاد غير الرسمي، فإن هذا يجعلنا نعتقد أن أياً من هذه الخطط لن تُحقق أهدافها المنشودة بشكل جيد، ولذلك تبرز ضرورة استعراض مفهوم الاقتصاد غير الرسمي ومكوناته وتقدير حجمه في الأراضي الفلسطينية، وبناءاً على ما سبق، فإنه يمكن إجمال مشكلة الدراسة في التساؤل الرئيسي التالي: **ما هو حجم الاقتصاد غير الرسمي في الأراضي الفلسطينية؟**

فرضية الدراسة:

- توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين المتغيرات المستقلة (نسبة الضرائب بدون المقاصة إلى الناتج المحلي الإجمالي، نسبة الأجور والمرتبات الكلية إلى الناتج المحلي الإجمالي، سعر الفائدة على الودائع في البنوك التجارية، نسبة العاملين في مصالحهم الخاصة إلى عدد العاملين الفعليين،متوسط دخل الفرد السنوي، الانقسام

[2] رسالة ماجستير الطالب: أحمد محمود الأستاذ

السياسي بين الضفة الغربية وقطاع غزة)، وحجم الاقتصاد غير الرسمي في الأراضي الفلسطينية.

مصادر البيانات:

تم الحصول على البيانات من مصادرها الرسمية، وذلك من خلال البيانات المنشورة على موقع الجهاز المركزي للإحصاء الفلسطيني، وما ورد من بيانات في تقرير التضخم للعام 2010 الصادر عن سلطة النقد الفلسطينية.

متغيرات الدراسة:

1- المتغير التابع

$(CC/M2)_t$ نسبة النقود المتداولة خارج النظام المصرفي إلى عرض النقود بمعناها الواسع.

2- المتغيرات المستقلة

$(T/Y)_t$ نسبة الضريبة (بدون المقاصة) إلى الناتج المحلي الإجمالي.

$(W/Y)_t$ نسبة الأجور والمرتبات الكلية إلى الناتج المحلي الإجمالي.

$(R)_t$ سعر الفائدة على الودائع الادخارية بالشيكل الاسرائيلي في البنوك التجارية كمقياس لتكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالعملة.

$(SE)_t$ نسبة العاملين في مصالحهم الخاصة إلى العاملين الفعليين في الأراضي الفلسطينية.

$(GNI_{PC})_t$ نصيب الفرد من الدخل القومي الإجمالي.

DD_t متغير وهمي يأخذ القيمة 1 لفترة ما بعد الانقسام 2007/6، 0 غير ذلك.

النموذج المقترح:

$$\ln(CC/M2)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(1+(T/Y))_t + \beta_2 \ln(W/Y)_t + \beta_3 (R)_t + \beta_4 \ln(SE)_t + \beta_4 \ln(GNI_{PC})_t + DD + \varepsilon$$

المطلوب: بناء النموذج القياسي المناسب بصورته النهائية وذلك من خلال التالي:

- تطبيق الأساليب الإحصائية المناسبة حسب طبيعة البيانات وفرضيات الدراسة.
- اكتشاف المشكلة/المشاكل القياسية بالطرق المناسبة.
- معالجة المشكلة/المشاكل القياسية بالطرق المناسبة.
- بناء النموذج القياسي بصورته النهائية.
- التعليق وتفسير النتائج.

2.3.11 الحالة العملية الثانية

تقدير دالة الطلب على استهلاك الكهرباء للقطاع العائلي في فلسطين[3]

اسم الملف: Case11c

مشكلة الدراسة:

رغم وجود ثلاثة مصادر مختلفة للكهرباء في قطاع غزة (الشبكة القطرية " الإسرائيلية" بنسبة 62.5 % شركة توليد الكهرباء بنسبة30.8%،الشبكة المصرية بنسبة 6.7%) إلا أن الكمية المتوفرة حالياً لا تلبي احتياجات قطاع غزة من الكهرباء، حيث يتزايد الطلب على الكهرباء في قطاع غزة وخصوصاً في استهلاك القطاع العائلي الذي يشكل النسبة الأكبر في الاستهلاك وعدد الاشتراكات مما أصبح لزاما تفسير زيادة الطلب على الكهرباء من قبل القطاع العائلي في قطاع غزة وتحديد المؤثرات التي تؤثر فيها بشكل أساسي، خصوصاً وأن الكهرباء هي طاقة غير متجددة يلزم توفيرها للجميع، ومن خلال ما سبق تتمثل المشكلة الرئيسة في هذه الدراسة بتقدير الطلب على استهلاك الكهرباء للقطاع العائلي في قطاع غزة.

فرضيات الدراسة:

- توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين الطلب على استهلاك الطاقة الكهربائية للقطاع العائلي وبين وجود عقبات متعلقة بالبيئة الداخلية متمثلة بالمتغيرات المستقلة التالية:

---

[3] رسالة ماجستير الطالب: فادي نعيم الطويل

- (متوسط دخل الفرد، متوسط درجة الحرارة، عدد السكان، سعر الكيلو واط، متوسط نصيب الاشتراك الواحد،معدل البطالة، المتأخرات الشهرية).
- توجد علاقة ذات دلالة إحصائية عند مستوى معنوية 5% بين الطلب على استهلاك الطاقة الكهربائية للقطاع العائلي وبين وجود عقبات متعلقة بالبيئة الخارجية (الاستقرار في قطاع غزة).

مصادر البيانات:

شركة توزيع الكهرباء لمحافظات غزة، وشركة توليد الكهرباء.

متغيرات الدراسة:

الرمز	المتغيرات				
Cons	الاستهلاك من الكهرباء	المتغير التابع			
Capital	Average Per Capita Income	متوسط دخل الفرد	المتغيرات الداخلية	1	المتغيرات المستقلة
Pop	Population	عدد السكان		2	
Price	Price Of Kilo-Watt	سعر الكيلو واط		3	
Ans	Average Per Share Subscription Of Electricity	متوسط نصيب الاشتراك الواحد من الكهرباء		4	
Ns	Number Of Subscriptions	عدد الاشتراكات		5	
Tem	The Average Temperature	متوسط درجة الحرارة		6	
Um	The Unemployment Rate	معدل البطالة		7	
Arr	Arrears To Subscribers	المتأخرات السنوية على المشتركين		8	
St	Stability	الاستقرار في قطاع غزة	المتغيرات الخارجية	9	

النموذج المقترح:

$$CONS = \beta_0 + \beta_1 CAPital + \beta_2 POP - \beta_3 PRICE + \beta_4 ANS + \beta_5 NS + \beta_6 TEM + \beta_7 UM + \beta_8 ARR + \beta_9 Stability + \varepsilon$$

المطلوب: بناء النموذج القياسي المناسب بصورته النهائية وذلك من خلال التالي:

- تطبيق الأساليب الإحصائية المناسبة حسب طبيعة البيانات وفرضيات الدراسة.
- اكتشاف المشكلة/المشاكل القياسية بالطرق المناسبة.
- معالجة المشكلة/المشاكل القياسية بالطرق المناسبة.
- بناء النموذج القياسي بصورته النهائية.
- التعليق وتفسير النتائج.

3.3.11 الحالة العملية الثالثة

الاستثمار الأجنبي في الأراضي الفلسطينية وأثره على التنمية الاقتصادية[4]

اسم الملف: Case11d

مشكلة الدراسة:

يلعب الاستثمار الأجنبي المباشر كأحد مصادر التمويل الخارجي دورا مهما وحيويا نظرا لما يقدمه من خدمات للتنمية الاقتصادية وتخفيف أعبائها ومساهمته في توليد الادخار، كما يساهم في توظيف العمالة الوطنية، ويقلل من معدلات البطالة، علاوة على أنه يساهم بشكل كبير في نقل التقنية الحديثة. ومن خلال الاطلاع على الأبحاث والدراسات السابقة حول الاستثمارات الأجنبية وتأثيرها في التنمية الاقتصادية، يمكن صياغة مشكلة البحث بالسؤال التالي:

ما مدى مساهمة الاستثمارات الأجنبية في التنمية الاقتصادية في الأراضي الفلسطينية؟

فرضيات الدراسة:

- يوجد تأثير إيجابي ذو دلالة إحصائية عند مستوى 5% للاستثمار الأجنبي في التنمية الاقتصادية ممثلة في حجم الناتج المحلي الإجمالي.
- يوجد تأثير إيجابي ذو دلالة إحصائية عند مستوى 5% للاستثمار الأجنبي على الإنفاق الحكومي.
- يوجد تأثير إيجابي ذو دلالة إحصائية عند مستوى 5% للاستثمار الأجنبي على نسبة البطالة.

---

[4] رسالة ماجستير الطالب: إسماعيل ربيع الزين

مصادر البيانات:

دائرة الأبحاث والسياسات في الجهاز المركزي للإحصاء الفلسطيني.

متغيرات الدراسة:

المتغير المستقل: (Fi) الاستثمار الأجنبي المباشر

المتغيرات التابعة:

البطالة (U)، الإنفاق الحكومي (G)، التنمية الاقتصادية ويتم قياسها بالناتج المحلي الإجمالي (GDP).

النماذج المقترحة:

$$GDP = B_0 + B_1F_i + \varepsilon_i$$

$$U = B_2 + B_3 F_i + \varepsilon_i$$

$$G = B_4 + B_5 F_i + \varepsilon_i$$

المطلوب: بناء النموذج القياسي المناسب بصورته النهائية وذلك من خلال التالي:

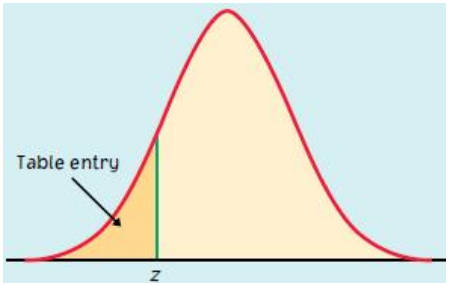
- تطبيق الأساليب الإحصائية المناسبة حسب طبيعة البيانات وفرضيات الدراسة.
- اكتشاف المشكلة/المشاكل القياسية بالطرق المناسبة.
- معالجة المشكلة/المشاكل القياسية بالطرق المناسبة.
- بناء النموذج القياسي بصورته النهائية.
- التعليق وتفسير النتائج.

الملاحق

- ملحق A: الجداول الإحصائية Statistical Tables.
- ملحق B: الأحرف اليونانية Greek Alphabet.
- ملحق C: المصطلحات الإحصائية Statistical Vocabulary.

ملحق A: الجداول الإحصائية

A1: جدول التوزيع الطبيعي المعياري: قيم Z السالبة

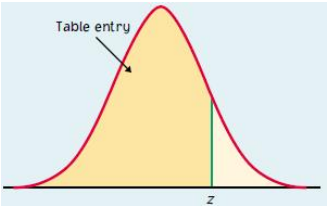


z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
-3.4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-3.3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
-3.2	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
-3.1	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
-3	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
-2.9	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001
-2.8	0.003	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
-2.7	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
-2.6	0.005	0.005	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004
-2.5	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005
-2.4	0.008	0.008	0.008	0.008	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.006
-2.3	0.011	0.010	0.010	0.010	0.010	0.009	0.009	0.009	0.009	0.008
-2.2	0.014	0.014	0.013	0.013	0.013	0.012	0.012	0.012	0.011	0.011
-2.1	0.018	0.017	0.017	0.017	0.016	0.016	0.015	0.015	0.015	0.014
-2	0.023	0.022	0.022	0.021	0.021	0.020	0.020	0.019	0.019	0.018

A1: جدول التوزيع الطبيعي المعياري: قيم Z السالبة - تابع

z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
-1.9	0.029	0.028	0.027	0.027	0.026	0.026	0.025	0.024	0.024	0.023
-1.8	0.036	0.035	0.034	0.034	0.033	0.032	0.031	0.031	0.030	0.029
-1.7	0.045	0.044	0.043	0.042	0.041	0.040	0.039	0.038	0.038	0.037
-1.6	0.055	0.054	0.053	0.052	0.051	0.049	0.048	0.047	0.046	0.046
-1.5	0.067	0.066	0.064	0.063	0.062	0.061	0.059	0.058	0.057	0.056
-1.4	0.081	0.079	0.078	0.076	0.075	0.074	0.072	0.071	0.069	0.068
-1.3	0.097	0.095	0.093	0.092	0.090	0.089	0.087	0.085	0.084	0.082
-1.2	0.115	0.113	0.111	0.109	0.107	0.106	0.104	0.102	0.100	0.099
-1.1	0.136	0.133	0.131	0.129	0.127	0.125	0.123	0.121	0.119	0.117
-1	0.159	0.156	0.154	0.152	0.149	0.147	0.145	0.142	0.140	0.138
-0.9	0.184	0.181	0.179	0.176	0.174	0.171	0.169	0.166	0.164	0.161
-0.8	0.212	0.209	0.206	0.203	0.200	0.198	0.195	0.192	0.189	0.187
-0.7	0.242	0.239	0.236	0.233	0.230	0.227	0.224	0.221	0.218	0.215
-0.6	0.274	0.271	0.268	0.264	0.261	0.258	0.255	0.251	0.248	0.245
-0.5	0.309	0.305	0.302	0.298	0.295	0.291	0.288	0.284	0.281	0.278
-0.4	0.345	0.341	0.337	0.334	0.330	0.326	0.323	0.319	0.316	0.312
-0.3	0.382	0.378	0.374	0.371	0.367	0.363	0.359	0.356	0.352	0.348
-0.2	0.421	0.417	0.413	0.409	0.405	0.401	0.397	0.394	0.390	0.386
-0.1	0.460	0.456	0.452	0.448	0.444	0.440	0.436	0.433	0.429	0.425
0.0	0.500	0.496	0.492	0.488	0.484	0.480	0.476	0.472	0.468	0.464

A2: جدول التوزيع الطبيعي المعياري: قيم Z الموجبة

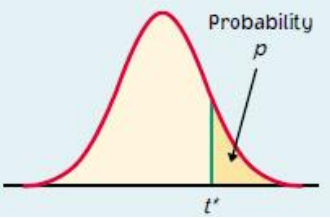


z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.000	0.500	0.504	0.508	0.512	0.516	0.520	0.524	0.528	0.532	0.536
0.100	0.540	0.544	0.548	0.552	0.556	0.560	0.564	0.567	0.571	0.575
0.200	0.579	0.583	0.587	0.591	0.595	0.599	0.603	0.606	0.610	0.614
0.300	0.618	0.622	0.626	0.629	0.633	0.637	0.641	0.644	0.648	0.652
0.400	0.655	0.659	0.663	0.666	0.670	0.674	0.677	0.681	0.684	0.688
0.500	0.691	0.695	0.698	0.702	0.705	0.709	0.712	0.716	0.719	0.722
0.600	0.726	0.729	0.732	0.736	0.739	0.742	0.745	0.749	0.752	0.755
0.700	0.758	0.761	0.764	0.767	0.770	0.773	0.776	0.779	0.782	0.785
0.800	0.788	0.791	0.794	0.797	0.800	0.802	0.805	0.808	0.811	0.813
0.900	0.816	0.819	0.821	0.824	0.826	0.829	0.831	0.834	0.836	0.839
1.000	0.841	0.844	0.846	0.848	0.851	0.853	0.855	0.858	0.860	0.862
1.100	0.864	0.867	0.869	0.871	0.873	0.875	0.877	0.879	0.881	0.883
1.200	0.885	0.887	0.889	0.891	0.893	0.894	0.896	0.898	0.900	0.901
1.300	0.903	0.905	0.907	0.908	0.910	0.911	0.913	0.915	0.916	0.918
1.400	0.919	0.921	0.922	0.924	0.925	0.926	0.928	0.929	0.931	0.932
1.500	0.933	0.934	0.936	0.937	0.938	0.939	0.941	0.942	0.943	0.944
1.600	0.945	0.946	0.947	0.948	0.949	0.951	0.952	0.953	0.954	0.954
1.700	0.955	0.956	0.957	0.958	0.959	0.960	0.961	0.962	0.962	0.963
1.800	0.964	0.965	0.966	0.966	0.967	0.968	0.969	0.969	0.970	0.971
1.900	0.971	0.972	0.973	0.973	0.974	0.974	0.975	0.976	0.976	0.977

A2: جدول التوزيع الطبيعي المعياري: قيم Z الموجبة - تابع

z	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
2.000	0.977	0.978	0.978	0.979	0.979	0.980	0.980	0.981	0.981	0.982
2.100	0.982	0.983	0.983	0.983	0.984	0.984	0.985	0.985	0.985	0.986
2.200	0.986	0.986	0.987	0.987	0.987	0.988	0.988	0.988	0.989	0.989
2.300	0.989	0.990	0.990	0.990	0.990	0.991	0.991	0.991	0.991	0.992
2.400	0.992	0.992	0.992	0.992	0.993	0.993	0.993	0.993	0.993	0.994
2.500	0.994	0.994	0.994	0.994	0.994	0.995	0.995	0.995	0.995	0.995
2.600	0.995	0.995	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996
2.700	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997
2.800	0.997	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998
2.900	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.999	0.999	0.999
3.000	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
3.100	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
3.200	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999
3.300	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
3.400	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

A3: جدول توزيع T

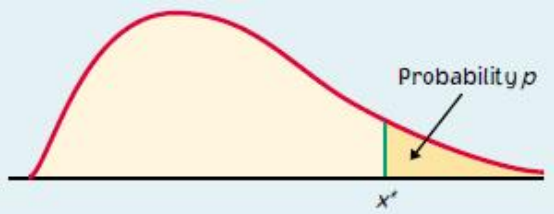


درجات الحرية	قيمة الاحتمال								
	0.25	0.2	0.15	0.1	0.05	0.025	0.02	0.01	0.005
1	1.000	1.376	1.963	3.078	6.314	12.706	15.894	31.821	63.656
2	0.816	1.061	1.386	1.886	2.920	4.303	4.849	6.965	9.925
3	0.765	0.978	1.250	1.638	2.353	3.182	3.482	4.541	5.841
4	0.741	0.941	1.190	1.533	2.132	2.776	2.999	3.747	4.604
5	0.727	0.920	1.156	1.476	2.015	2.571	2.757	3.365	4.032
6	0.718	0.906	1.134	1.440	1.943	2.447	2.612	3.143	3.707
7	0.711	0.896	1.119	1.415	1.895	2.365	2.517	2.998	3.499
8	0.706	0.889	1.108	1.397	1.860	2.306	2.449	2.896	3.355
9	0.703	0.883	1.100	1.383	1.833	2.262	2.398	2.821	3.250
10	0.700	0.879	1.093	1.372	1.812	2.228	2.359	2.764	3.169
11	0.697	0.876	1.088	1.363	1.796	2.201	2.328	2.718	3.106
12	0.695	0.873	1.083	1.356	1.782	2.179	2.303	2.681	3.055
13	0.694	0.870	1.079	1.350	1.771	2.160	2.282	2.650	3.012
14	0.692	0.868	1.076	1.345	1.761	2.145	2.264	2.624	2.977
15	0.691	0.866	1.074	1.341	1.753	2.131	2.249	2.602	2.947
16	0.690	0.865	1.071	1.337	1.746	2.120	2.235	2.583	2.921
17	0.689	0.863	1.069	1.333	1.740	2.110	2.224	2.567	2.898
18	0.688	0.862	1.067	1.330	1.734	2.101	2.214	2.552	2.878
19	0.688	0.861	1.066	1.328	1.729	2.093	2.205	2.539	2.861
20	0.687	0.860	1.064	1.325	1.725	2.086	2.197	2.528	2.845
21	0.686	0.859	1.063	1.323	1.721	2.080	2.189	2.518	2.831
22	0.686	0.858	1.061	1.321	1.717	2.074	2.183	2.508	2.819

A3: جدول توزيع T - تابع

درجات الحرية	قيمة الاحتمال								
	0.25	0.2	0.15	0.1	0.05	0.025	0.02	0.01	0.005
23	0.685	0.858	1.060	1.319	1.714	2.069	2.177	2.500	2.807
24	0.685	0.857	1.059	1.318	1.711	2.064	2.172	2.492	2.797
25	0.684	0.856	1.058	1.316	1.708	2.060	2.167	2.485	2.787
26	0.684	0.856	1.058	1.315	1.706	2.056	2.162	2.479	2.779
27	0.684	0.855	1.057	1.314	1.703	2.052	2.158	2.473	2.771
28	0.683	0.855	1.056	1.313	1.701	2.048	2.154	2.467	2.763
29	0.683	0.854	1.055	1.311	1.699	2.045	2.150	2.462	2.756
30	0.683	0.854	1.055	1.310	1.697	2.042	2.147	2.457	2.750
31	0.682	0.853	1.054	1.309	1.696	2.040	2.144	2.453	2.744
32	0.682	0.853	1.054	1.309	1.694	2.037	2.141	2.449	2.738
33	0.682	0.853	1.053	1.308	1.692	2.035	2.138	2.445	2.733
34	0.682	0.852	1.052	1.307	1.691	2.032	2.136	2.441	2.728
35	0.682	0.852	1.052	1.306	1.690	2.030	2.133	2.438	2.724
36	0.681	0.852	1.052	1.306	1.688	2.028	2.131	2.434	2.719
37	0.681	0.851	1.051	1.305	1.687	2.026	2.129	2.431	2.715
38	0.681	0.851	1.051	1.304	1.686	2.024	2.127	2.429	2.712
39	0.681	0.851	1.050	1.304	1.685	2.023	2.125	2.426	2.708
40	0.681	0.851	1.050	1.303	1.684	2.021	2.123	2.423	2.704
41	0.681	0.850	1.050	1.303	1.683	2.020	2.121	2.421	2.701
42	0.680	0.850	1.049	1.302	1.682	2.018	2.120	2.418	2.698
43	0.680	0.850	1.049	1.302	1.681	2.017	2.118	2.416	2.695
44	0.680	0.850	1.049	1.301	1.680	2.015	2.116	2.414	2.692
45	0.680	0.850	1.049	1.301	1.679	2.014	2.115	2.412	2.690
46	0.680	0.850	1.048	1.300	1.679	2.013	2.114	2.410	2.687
47	0.680	0.849	1.048	1.300	1.678	2.012	2.112	2.408	2.685
48	0.680	0.849	1.048	1.299	1.677	2.011	2.111	2.407	2.682
49	0.680	0.849	1.048	1.299	1.677	2.010	2.110	2.405	2.680
50	0.679	0.849	1.047	1.299	1.676	2.009	2.109	2.403	2.678
مستوى الثقة	50%	60%	70%	80%	90%	95%	96%	98%	99%

A4: جدول توزيع مربع كاي



درجات الحرية	قيمة الاحتمال								
	0.99	0.975	0.95	0.9	0.1	0.05	0.025	0.01	0.005
1	0.000	0.001	0.004	0.016	2.706	3.841	5.024	6.635	7.879
2	0.020	0.051	0.103	0.211	4.605	5.991	7.378	9.210	10.597
3	0.115	0.216	0.352	0.584	6.251	7.815	9.348	11.345	12.838
4	0.297	0.484	0.711	1.064	7.779	9.488	11.143	13.277	14.860
5	0.554	0.831	1.145	1.610	9.236	11.070	12.833	15.086	16.750
6	0.872	1.237	1.635	2.204	10.645	12.592	14.449	16.812	18.548
7	1.239	1.690	2.167	2.833	12.017	14.067	16.013	18.475	20.278
8	1.646	2.180	2.733	3.490	13.362	15.507	17.535	20.090	21.955
9	2.088	2.700	3.325	4.168	14.684	16.919	19.023	21.666	23.589
10	2.558	3.247	3.940	4.865	15.987	18.307	20.483	23.209	25.188
11	3.053	3.816	4.575	5.578	17.275	19.675	21.920	24.725	26.757
12	3.571	4.404	5.226	6.304	18.549	21.026	23.337	26.217	28.300
13	4.107	5.009	5.892	7.042	19.812	22.362	24.736	27.688	29.819
14	4.660	5.629	6.571	7.790	21.064	23.685	26.119	29.141	31.319
15	5.229	6.262	7.261	8.547	22.307	24.996	27.488	30.578	32.801
16	5.812	6.908	7.962	9.312	23.542	26.296	28.845	32.000	34.267
17	6.408	7.564	8.672	10.085	24.769	27.587	30.191	33.409	35.718
18	7.015	8.231	9.390	10.865	25.989	28.869	31.526	34.805	37.156
19	7.633	8.907	10.117	11.651	27.204	30.144	32.852	36.191	38.582
20	8.260	9.591	10.851	12.443	28.412	31.410	34.170	37.566	39.997
21	8.897	10.283	11.591	13.240	29.615	32.671	35.479	38.932	41.401
22	9.542	10.982	12.338	14.041	30.813	33.924	36.781	40.289	42.796
23	10.196	11.689	13.091	14.848	32.007	35.172	38.076	41.638	44.181
24	10.856	12.401	13.848	15.659	33.196	36.415	39.364	42.980	45.559

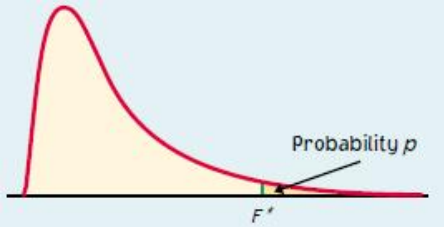
A4: جدول توزيع مربع كاي - تابع



درجات الحرية	قيمة الاحتمال								
	0.99	**0.975**	**0.95**	**0.9**	**0.1**	**0.05**	**0.025**	**0.01**	**0.005**
25	11.524	13.120	14.611	16.473	34.382	37.652	40.646	44.314	46.928
26	12.198	13.844	15.379	17.292	35.563	38.885	41.923	45.642	48.290
27	12.879	14.573	16.151	18.114	36.741	40.113	43.195	46.963	49.645
28	13.565	15.308	16.928	18.939	37.916	41.337	44.461	48.278	50.993
29	14.256	16.047	17.708	19.768	39.087	42.557	45.722	49.588	52.336
30	14.953	16.791	18.493	20.599	40.256	43.773	46.979	50.892	53.672
40	22.164	24.433	26.509	29.051	51.805	55.758	59.342	63.691	66.766
50	29.707	32.357	34.764	37.689	63.167	67.505	71.420	76.154	79.490
60	37.485	40.482	43.188	46.459	74.397	79.082	83.298	88.379	91.952
70	45.442	48.758	51.739	55.329	85.527	90.531	95.023	100.425	104.215
80	53.540	57.153	60.391	64.278	96.578	101.879	106.629	112.329	116.321
90	61.754	65.647	69.126	73.291	107.565	113.145	118.136	124.116	128.299
100	70.065	74.222	77.929	82.358	118.498	124.342	129.561	135.807	140.169

A5: جدول توزيع F

$\alpha = 0.05$



n_1	n_2									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	161.45	199.50	215.71	224.58	230.16	233.99	236.77	238.88	240.54	241.88
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38	19.40
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81	8.79
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77	4.74
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.64
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.35
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.14
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.85
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80	2.75
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71	2.67
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	2.65	2.60
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	2.59	2.54
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54	2.49
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.61	2.55	2.49	2.45
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46	2.41
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.54	2.48	2.42	2.38
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.39	2.35
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42	2.37	2.32
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.46	2.40	2.34	2.30
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.44	2.37	2.32	2.27

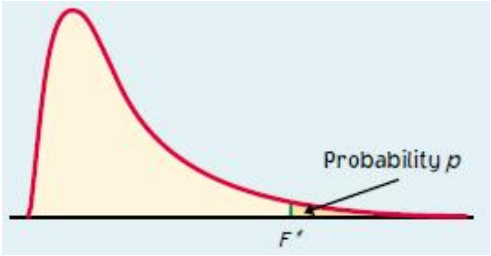
A5: جدول توزيع F: $\alpha = 0.05$ - تابع

n_1	n_2									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	2.30	2.25
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.40	2.34	2.28	2.24
26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27	2.22
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	2.25	2.20
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	2.24	2.19
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28	2.22	2.18
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.33	2.27	2.21	2.16
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.25	2.18	2.12	2.08
60	4.00	3.15	2.76	2.53	2.37	2.25	2.17	2.10	2.04	1.99
120	3.92	3.07	2.68	2.45	2.29	2.18	2.09	2.02	1.96	1.91
∞	3.84	3.00	2.60	2.37	2.21	2.10	2.01	1.94	1.88	1.83

A5: جدول توزيع F: α =0.05 - تابع

	n_2								
n_1	12	15	20	24	30	40	60	120	∞
1	243.91	245.95	248.01	249.05	250.10	251.14	252.20	253.25	254.31
2	19.41	19.43	19.45	19.45	19.46	19.47	19.48	19.49	19.50
3	8.74	8.70	8.66	8.64	8.62	8.59	8.57	8.55	8.53
4	5.91	5.86	5.80	5.77	5.75	5.72	5.69	5.66	5.63
5	4.68	4.62	4.56	4.53	4.50	4.46	4.43	4.40	4.37
6	4.00	3.94	3.87	3.84	3.81	3.77	3.74	3.70	3.67
7	3.57	3.51	3.44	3.41	3.38	3.34	3.30	3.27	3.23
8	3.28	3.22	3.15	3.12	3.08	3.04	3.01	2.97	2.93
9	3.07	3.01	2.94	2.90	2.86	2.83	2.79	2.75	2.71
10	2.91	2.85	2.77	2.74	2.70	2.66	2.62	2.58	2.54
11	2.79	2.72	2.65	2.61	2.57	2.53	2.49	2.45	2.40
12	2.69	2.62	2.54	2.51	2.47	2.43	2.38	2.34	2.30
13	2.60	2.53	2.46	2.42	2.38	2.34	2.30	2.25	2.21
14	2.53	2.46	2.39	2.35	2.31	2.27	2.22	2.18	2.13
15	2.48	2.40	2.33	2.29	2.25	2.20	2.16	2.11	2.07
16	2.42	2.35	2.28	2.24	2.19	2.15	2.11	2.06	2.01
17	2.38	2.31	2.23	2.19	2.15	2.10	2.06	2.01	1.96
18	2.34	2.27	2.19	2.15	2.11	2.06	2.02	1.97	1.92
19	2.31	2.23	2.16	2.11	2.07	2.03	1.98	1.93	1.88
20	2.28	2.20	2.12	2.08	2.04	1.99	1.95	1.90	1.84
21	2.25	2.18	2.10	2.05	2.01	1.96	1.92	1.87	1.81
22	2.23	2.15	2.07	2.03	1.98	1.94	1.89	1.84	1.78
23	2.20	2.13	2.05	2.01	1.96	1.91	1.86	1.81	1.76
24	2.18	2.11	2.03	1.98	1.94	1.89	1.84	1.79	1.73
25	2.16	2.09	2.01	1.96	1.92	1.87	1.82	1.77	1.71
26	2.15	2.07	1.99	1.95	1.90	1.85	1.80	1.75	1.69
27	2.13	2.06	1.97	1.93	1.88	1.84	1.79	1.73	1.67
28	2.12	2.04	1.96	1.91	1.87	1.82	1.77	1.71	1.65
29	2.10	2.03	1.94	1.90	1.85	1.81	1.75	1.70	1.64
30	2.09	2.01	1.93	1.89	1.84	1.79	1.74	1.68	1.62
40	2.00	1.92	1.84	1.79	1.74	1.69	1.64	1.58	1.51
60	1.92	1.84	1.75	1.70	1.65	1.59	1.53	1.47	1.39
120	1.83	1.75	1.66	1.61	1.55	1.50	1.43	1.35	1.25
∞	1.75	1.67	1.57	1.52	1.46	1.39	1.32	1.22	1.00

A5: جدول توزيع F: α =0.05 - تابع



n_1	n_2									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	4052	4999	5403	5625	5764	5859	5928	5981	6022	6056
2	98.50	99.00	99.17	99.25	99.30	99.33	99.36	99.37	99.39	99.40
3	34.12	30.82	29.46	28.71	28.24	27.91	27.67	27.49	27.35	27.23
4	21.20	18.00	16.69	15.98	15.52	15.21	14.98	14.80	14.66	14.55
5	16.26	13.27	12.06	11.39	10.97	10.67	10.46	10.29	10.16	10.05
6	13.75	10.92	9.78	9.15	8.75	8.47	8.26	8.10	7.98	7.87
7	12.25	9.55	8.45	7.85	7.46	7.19	6.99	6.84	6.72	6.62
8	11.26	8.65	7.59	7.01	6.63	6.37	6.18	6.03	5.91	5.81
9	10.56	8.02	6.99	6.42	6.06	5.80	5.61	5.47	5.35	5.26
10	10.04	7.56	6.55	5.99	5.64	5.39	5.20	5.06	4.94	4.85
11	9.65	7.21	6.22	5.67	5.32	5.07	4.89	4.74	4.63	4.54
12	9.33	6.93	5.95	5.41	5.06	4.82	4.64	4.50	4.39	4.30
13	9.07	6.70	5.74	5.21	4.86	4.62	4.44	4.30	4.19	4.10
14	8.86	6.51	5.56	5.04	4.69	4.46	4.28	4.14	4.03	3.94
15	8.68	6.36	5.42	4.89	4.56	4.32	4.14	4.00	3.89	3.80
16	8.53	6.23	5.29	4.77	4.44	4.20	4.03	3.89	3.78	3.69
17	8.40	6.11	5.18	4.67	4.34	4.10	3.93	3.79	3.68	3.59
18	8.29	6.01	5.09	4.58	4.25	4.01	3.84	3.71	3.60	3.51
19	8.18	5.93	5.01	4.50	4.17	3.94	3.77	3.63	3.52	3.43
20	8.10	5.85	4.94	4.43	4.10	3.87	3.70	3.56	3.46	3.37
21	8.02	5.78	4.87	4.37	4.04	3.81	3.64	3.51	3.40	3.31
22	7.95	5.72	4.82	4.31	3.99	3.76	3.59	3.45	3.35	3.26
23	7.88	5.66	4.76	4.26	3.94	3.71	3.54	3.41	3.30	3.21

A5: جدول توزيع F: α =0.01 - تابع

n_1	n_2									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
24	7.82	5.61	4.72	4.22	3.90	3.67	3.50	3.36	3.26	3.17
25	7.77	5.57	4.68	4.18	3.85	3.63	3.46	3.32	3.22	3.13
26	7.72	5.53	4.64	4.14	3.82	3.59	3.42	3.29	3.18	3.09
27	7.68	5.49	4.60	4.11	3.78	3.56	3.39	3.26	3.15	3.06
28	7.64	5.45	4.57	4.07	3.75	3.53	3.36	3.23	3.12	3.03
29	7.60	5.42	4.54	4.04	3.73	3.50	3.33	3.20	3.09	3.00
30	7.56	5.39	4.51	4.02	3.70	3.47	3.30	3.17	3.07	2.98
40	7.31	5.18	4.31	3.83	3.51	3.29	3.12	2.99	2.89	2.80
60	7.08	4.98	4.13	3.65	3.34	3.12	2.95	2.82	2.72	2.63
120	6.85	4.79	3.95	3.48	3.17	2.96	2.79	2.66	2.56	2.47
∞	6.64	4.61	3.78	3.32	3.02	2.80	2.64	2.51	2.41	2.32

A5: جدول توزيع F: $\alpha = 0.01$ - تابع

	n_2								
n_1	12	15	20	24	30	40	60	120	∞
1	6106	6157	6209	6235	6261	6287	6313	6339	6366
2	99.42	99.43	99.45	99.46	99.47	99.47	99.48	99.49	99.50
3	27.05	26.87	26.69	26.60	26.50	26.41	26.32	26.22	26.13
4	14.37	14.20	14.02	13.93	13.84	13.75	13.65	13.56	13.46
5	9.89	9.72	9.55	9.47	9.38	9.29	9.20	9.11	9.02
6	7.72	7.56	7.40	7.31	7.23	7.14	7.06	6.97	6.88
7	6.47	6.31	6.16	6.07	5.99	5.91	5.82	5.74	5.65
8	5.67	5.52	5.36	5.28	5.20	5.12	5.03	4.95	4.86
9	5.11	4.96	4.81	4.73	4.65	4.57	4.48	4.40	4.31
10	4.71	4.56	4.41	4.33	4.25	4.17	4.08	4.00	3.91
11	4.40	4.25	4.10	4.02	3.94	3.86	3.78	3.69	3.60
12	4.16	4.01	3.86	3.78	3.70	3.62	3.54	3.45	3.36
13	3.96	3.82	3.66	3.59	3.51	3.43	3.34	3.25	3.17
14	3.80	3.66	3.51	3.43	3.35	3.27	3.18	3.09	3.00
15	3.67	3.52	3.37	3.29	3.21	3.13	3.05	2.96	2.87
16	3.55	3.41	3.26	3.18	3.10	3.02	2.93	2.84	2.75
17	3.46	3.31	3.16	3.08	3.00	2.92	2.83	2.75	2.65
18	3.37	3.23	3.08	3.00	2.92	2.84	2.75	2.66	2.57
19	3.30	3.15	3.00	2.92	2.84	2.76	2.67	2.58	2.49
20	3.23	3.09	2.94	2.86	2.78	2.69	2.61	2.52	2.42
21	3.17	3.03	2.88	2.80	2.72	2.64	2.55	2.46	2.36
22	3.12	2.98	2.83	2.75	2.67	2.58	2.50	2.40	2.31
23	3.07	2.93	2.78	2.70	2.62	2.54	2.45	2.35	2.26
24	3.03	2.89	2.74	2.66	2.58	2.49	2.40	2.31	2.21
25	2.99	2.85	2.70	2.62	2.54	2.45	2.36	2.27	2.17
26	2.96	2.81	2.66	2.58	2.50	2.42	2.33	2.23	2.13
27	2.93	2.78	2.63	2.55	2.47	2.38	2.29	2.20	2.10
28	2.90	2.75	2.60	2.52	2.44	2.35	2.26	2.17	2.06
29	2.87	2.73	2.57	2.49	2.41	2.33	2.23	2.14	2.03
30	2.84	2.70	2.55	2.47	2.39	2.30	2.21	2.11	2.01
40	2.66	2.52	2.37	2.29	2.20	2.11	2.02	1.92	1.80
60	2.50	2.35	2.20	2.12	2.03	1.94	1.84	1.73	1.60
120	2.34	2.19	2.03	1.95	1.86	1.76	1.66	1.53	1.38
∞	2.18	2.04	1.88	1.79	1.70	1.59	1.47	1.32	1.00

A6: القيم الحرجة للاختبار DW – النموذج يشتمل على المقدار الثابت $\alpha = 0.01$

	k'=1		k'=2		k'=3		k'=4		k'=5		k'=6		k'=7		k'=8		k'=9		k'=10	
n	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU
6	0.390	1.142	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
7	0.435	1.036	0.294	1.676	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
8	0.497	1.003	0.345	1.489	0.229	2.102	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
9	0.554	0.998	0.408	1.389	0.279	1.875	0.183	2.433	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
10	0.604	1.001	0.466	1.333	0.340	1.733	0.230	2.193	0.150	2.690	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
11	0.653	1.010	0.519	1.297	0.396	1.640	0.286	2.030	0.193	2.453	0.124	2.892	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
12	0.697	1.023	0.569	1.274	0.449	1.575	0.339	1.913	0.244	2.280	0.164	2.665	0.105	3.053	-----	-----	-----	-----	-----	-----
13	0.738	1.038	0.616	1.261	0.499	1.526	0.391	1.826	0.294	2.150	0.211	2.490	0.140	2.838	0.090	3.182	-----	-----	-----	-----
14	0.776	1.054	0.660	1.254	0.547	1.490	0.441	1.757	0.343	2.049	0.257	2.354	0.183	2.667	0.122	2.981	0.078	3.287	-----	-----
15	0.811	1.070	0.700	1.252	0.591	1.465	0.487	1.705	0.390	1.967	0.303	2.244	0.226	2.530	0.161	2.817	0.107	3.101	0.068	3.374
16	0.844	1.086	0.738	1.253	0.633	1.447	0.532	1.664	0.437	1.901	0.349	2.153	0.269	2.416	0.200	2.681	0.142	2.944	0.094	3.201
17	0.873	1.102	0.773	1.255	0.672	1.432	0.574	1.631	0.481	1.847	0.393	2.078	0.313	2.319	0.241	2.566	0.179	2.811	0.127	3.053
18	0.902	1.118	0.805	1.259	0.708	1.422	0.614	1.604	0.522	1.803	0.435	2.015	0.355	2.238	0.282	2.467	0.216	2.697	0.160	2.925
19	0.928	1.133	0.835	1.264	0.742	1.416	0.650	1.583	0.561	1.767	0.476	1.963	0.396	2.169	0.322	2.381	0.255	2.597	0.196	2.813
20	0.952	1.147	0.862	1.270	0.774	1.410	0.684	1.567	0.598	1.736	0.515	1.918	0.436	2.110	0.362	2.308	0.294	2.510	0.232	2.174
21	0.975	1.161	0.889	1.276	0.803	1.408	0.718	1.554	0.634	1.712	0.552	1.881	0.474	2.059	0.400	2.244	0.331	2.434	0.268	2.625
22	0.997	1.174	0.915	1.284	0.832	1.407	0.748	1.543	0.666	1.691	0.587	1.849	0.510	2.015	0.437	2.188	0.368	2.367	0.304	2.548
23	1.017	1.186	0.938	1.290	0.858	1.407	0.777	1.535	0.699	1.674	0.620	1.821	0.545	1.977	0.473	2.140	0.404	2.308	0.340	2.479
24	1.037	1.199	0.959	1.298	0.881	1.407	0.805	1.527	0.728	1.659	0.652	1.797	0.578	1.944	0.507	2.097	0.439	2.255	0.375	2.417
25	1.055	1.210	0.981	1.305	0.906	1.408	0.832	1.521	0.756	1.645	0.682	1.776	0.610	1.915	0.540	2.059	0.473	2.209	0.409	2.362
26	1.072	1.222	1.000	1.311	0.928	1.410	0.855	1.517	0.782	1.635	0.711	1.759	0.640	1.889	0.572	2.026	0.505	2.168	0.441	2.313
27	1.088	1.232	1.019	1.318	0.948	1.413	0.878	1.514	0.808	1.625	0.738	1.743	0.669	1.867	0.602	1.997	0.536	2.131	0.473	2.269
28	1.104	1.244	1.036	1.325	0.969	1.414	0.901	1.512	0.832	1.618	0.764	1.729	0.696	1.847	0.630	1.970	0.566	2.098	0.504	2.229
29	1.119	1.254	1.053	1.332	0.988	1.418	0.921	1.511	0.855	1.611	0.788	1.718	0.723	1.830	0.658	1.947	0.595	2.068	0.533	2.193
30	1.134	1.264	1.070	1.339	1.006	1.421	0.941	1.510	0.877	1.606	0.812	1.707	0.748	1.814	0.684	1.925	0.622	2.041	0.562	2.160
31	1.147	1.274	1.085	1.345	1.022	1.425	0.960	1.509	0.897	1.601	0.834	1.698	0.772	1.800	0.710	1.906	0.649	2.017	0.589	2.131
32	1.160	1.283	1.100	1.351	1.039	1.428	0.978	1.509	0.917	1.597	0.856	1.690	0.794	1.788	0.734	1.889	0.674	1.995	0.615	2.104
33	1.171	1.291	1.114	1.358	1.055	1.432	0.995	1.510	0.935	1.594	0.876	1.683	0.816	1.776	0.757	1.874	0.698	1.975	0.641	2.080
34	1.184	1.298	1.128	1.364	1.070	1.436	1.012	1.511	0.954	1.591	0.896	1.677	0.837	1.766	0.779	1.860	0.722	1.957	0.665	2.057
35	1.195	1.307	1.141	1.370	1.085	1.439	1.028	1.512	0.971	1.589	0.914	1.671	0.857	1.757	0.800	1.847	0.744	1.940	0.689	2.037
36	1.205	1.315	1.153	1.376	1.098	1.442	1.043	1.513	0.987	1.587	0.932	1.666	0.877	1.749	0.821	1.836	0.766	1.925	0.711	2.018
37	1.217	1.322	1.164	1.383	1.112	1.446	1.058	1.514	1.004	1.585	0.950	1.662	0.895	1.742	0.841	1.825	0.787	1.911	0.733	2.001
38	1.227	1.330	1.176	1.388	1.124	1.449	1.072	1.515	1.019	1.584	0.966	1.658	0.913	1.735	0.860	1.816	0.807	1.899	0.754	1.985
39	1.237	1.337	1.187	1.392	1.137	1.452	1.085	1.517	1.033	1.583	0.982	1.655	0.930	1.729	0.878	1.807	0.826	1.887	0.774	1.970
40	1.246	1.344	1.197	1.398	1.149	1.456	1.098	1.518	1.047	1.583	0.997	1.652	0.946	1.724	0.895	1.799	0.844	1.876	0.749	1.956
45	1.288	1.376	1.245	1.424	1.201	1.474	1.156	1.528	1.111	1.583	1.065	1.643	1.019	1.704	0.974	1.768	0.927	1.834	0.881	1.902
50	1.324	1.403	1.285	1.445	1.245	1.491	1.206	1.537	1.164	1.587	1.123	1.639	1.081	1.692	1.039	1.748	0.997	1.805	0.955	1.864
55	1.356	1.428	1.320	1.466	1.284	1.505	1.246	1.548	1.209	1.592	1.172	1.638	1.134	1.685	1.095	1.734	1.057	1.785	1.018	1.837
60	1.382	1.449	1.351	1.484	1.317	1.520	1.283	1.559	1.248	1.598	1.214	1.639	1.179	1.682	1.144	1.726	1.108	1.771	1.072	1.817
65	1.407	1.467	1.377	1.500	1.346	1.534	1.314	1.568	1.283	1.604	1.251	1.642	1.218	1.680	1.186	1.720	1.153	1.761	1.120	1.802
70	1.429	1.485	1.400	1.514	1.372	1.546	1.343	1.577	1.313	1.611	1.283	1.645	1.253	1.680	1.223	1.716	1.192	1.754	1.162	1.792
75	1.448	1.501	1.422	1.529	1.395	1.557	1.368	1.586	1.340	1.617	1.313	1.649	1.284	1.682	1.256	1.714	1.227	1.748	1.199	1.783
80	1.465	1.514	1.440	1.541	1.416	1.568	1.390	1.595	1.364	1.624	1.338	1.653	1.312	1.683	1.285	1.714	1.259	1.745	1.232	1.777
85	1.481	1.529	1.458	1.553	1.434	1.577	1.411	1.603	1.386	1.630	1.362	1.657	1.337	1.685	1.312	1.714	1.287	1.743	1.262	1.773
90	1.496	1.541	1.474	1.563	1.452	1.587	1.429	1.611	1.406	1.636	1.383	1.661	1.360	1.687	1.336	1.714	1.312	1.741	1.288	1.769
95	1.510	1.552	1.489	1.573	1.468	1.596	1.446	1.618	1.425	1.641	1.403	1.666	1.381	1.690	1.358	1.715	1.336	1.741	1.313	1.767
100	1.522	1.562	1.502	1.582	1.482	1.604	1.461	1.625	1.441	1.647	1.421	1.670	1.400	1.693	1.378	1.717	1.357	1.741	1.335	1.765
150	1.611	1.637	1.598	1.651	1.584	1.665	1.571	1.679	1.557	1.693	1.543	1.708	1.530	1.722	1.515	1.737	1.501	1.752	1.486	1.767
200	1.664	1.684	1.653	1.693	1.643	1.704	1.633	1.715	1.623	1.725	1.613	1.735	1.603	1.746	1.592	1.757	1.582	1.768	1.571	1.779

K': عدد المتغيرات المستقلة في النموذج

A6: القيم الحرجة للاختبار DW– النموذج يشتمل على المقدار الثابت - تابع

$\alpha = 0.01$

	k'=11		k'=12		k'=13		k'=14		k'=15		k'=16		k'=17		k'=18		k'=19		k'=20	
n	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU
16	0.060	3.446	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
17	0.084	3.286	0.053	3.506	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
18	0.113	3.146	0.075	3.358	0.047	3.557	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
19	0.145	3.023	0.102	3.227	0.067	3.420	0.043	3.601	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
20	0.178	2.914	0.131	3.109	0.092	3.297	0.061	3.474	0.038	3.639	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
21	0.212	2.817	0.162	3.004	0.119	3.185	0.084	3.358	0.055	3.521	0.035	3.671	----	----	----	----	----	----	----	----
22	0.246	2.729	0.194	2.909	0.148	3.084	0.109	3.252	0.077	3.412	0.050	3.562	0.032	3.700	----	----	----	----	----	----
23	0.281	2.651	0.227	2.822	0.178	2.991	0.136	3.155	0.100	3.311	0.070	3.459	0.046	3.597	0.029	3.725	----	----	----	----
24	0.315	2.580	0.260	2.744	0.209	2.906	0.165	3.065	0.125	3.218	0.092	3.363	0.065	3.501	0.043	3.629	0.027	3.747	----	----
25	0.348	2.517	0.292	2.674	0.240	2.829	0.194	2.982	0.152	3.131	0.116	3.274	0.085	3.410	0.060	3.538	0.039	3.657	0.025	3.766
26	0.381	2.460	0.324	2.610	0.272	2.758	0.224	2.906	0.180	3.050	0.141	3.191	0.107	3.325	0.079	3.452	0.055	3.572	0.036	3.682
27	0.413	2.409	0.356	2.552	0.303	2.694	0.253	2.836	0.208	2.976	0.167	3.113	0.131	3.245	0.100	3.371	0.073	3.490	0.051	3.602
28	0.444	2.363	0.387	2.499	0.333	2.635	0.283	2.772	0.237	2.907	0.194	3.040	0.156	3.169	0.122	3.294	0.093	3.412	0.068	3.524
29	0.474	2.321	0.417	2.451	0.363	2.582	0.313	2.713	0.266	2.843	0.222	2.972	0.182	3.098	0.146	3.220	0.114	3.338	0.087	3.450
30	0.503	2.283	0.447	2.407	0.393	2.533	0.342	2.659	0.294	2.785	0.249	2.909	0.208	3.032	0.171	3.152	0.137	3.267	0.107	3.379
31	0.531	2.248	0.475	2.367	0.422	2.487	0.371	2.609	0.322	2.730	0.277	2.851	0.234	2.970	0.193	3.087	0.160	3.201	0.128	3.311
32	0.558	2.216	0.503	2.330	0.450	2.446	0.399	2.563	0.350	2.680	0.304	2.797	0.261	2.912	0.221	3.026	0.184	3.137	0.151	3.246
33	0.585	2.187	0.530	2.296	0.477	2.408	0.426	2.520	0.377	2.633	0.331	2.746	0.287	2.858	0.246	2.969	0.209	3.078	0.174	3.184
34	0.610	2.160	0.556	2.266	0.503	2.373	0.452	2.481	0.404	2.590	0.357	2.699	0.313	2.808	0.272	2.915	0.233	3.022	0.197	3.126
35	0.634	2.136	0.581	2.237	0.529	2.340	0.478	2.444	0.430	2.550	0.383	2.655	0.339	2.761	0.297	2.865	0.257	2.969	0.221	3.071
36	0.658	2.113	0.605	2.210	0.554	2.310	0.504	2.410	0.455	2.512	0.409	2.614	0.364	2.717	0.322	2.818	0.282	2.919	0.244	3.019
37	0.680	2.092	0.628	2.186	0.578	2.282	0.528	2.379	0.480	2.477	0.434	2.576	0.389	2.675	0.347	2.774	0.306	2.872	0.268	2.969
38	0.702	2.073	0.651	2.164	0.601	2.256	0.552	2.350	0.504	2.445	0.458	2.540	0.414	2.637	0.371	2.733	0.330	2.828	0.291	2.923
39	0.723	2.055	0.673	2.143	0.623	2.232	0.575	2.323	0.528	2.414	0.482	2.507	0.438	2.600	0.395	2.694	0.354	2.787	0.315	2.879
40	0.744	2.039	0.694	2.123	0.645	2.210	0.597	2.297	0.551	2.386	0.505	2.476	0.461	2.566	0.418	2.657	0.377	2.748	0.338	2.838
45	0.835	1.972	0.790	2.044	0.744	2.118	0.700	2.193	0.655	2.269	0.612	2.346	0.570	2.424	0.528	2.503	0.488	2.582	0.448	2.661
50	0.913	1.925	0.871	1.987	0.829	2.051	0.787	2.116	0.746	2.182	0.705	2.250	0.665	2.318	0.625	2.387	0.586	2.456	0.548	2.526
55	0.979	1.891	0.940	1.945	0.902	2.002	0.863	2.059	0.825	2.117	0.786	2.176	0.748	2.237	0.711	2.298	0.674	2.359	0.637	2.421
60	1.037	1.865	1.001	1.914	0.965	1.964	0.929	2.015	0.893	2.067	0.857	2.120	0.822	2.173	0.786	2.227	0.751	2.283	0.716	2.338
65	1.087	1.845	1.053	1.889	1.020	1.934	0.986	1.980	0.953	2.027	0.919	2.075	0.886	2.123	0.852	2.172	0.819	2.221	0.789	2.272
70	1.131	1.831	1.099	1.870	1.068	1.911	1.037	1.953	1.005	1.995	0.974	2.038	0.943	2.082	0.911	2.127	0.880	2.172	0.849	2.217
75	1.170	1.819	1.141	1.856	1.111	1.893	1.082	1.931	1.052	1.970	1.023	2.009	0.993	2.049	0.964	2.090	0.934	2.131	0.905	2.172
80	1.205	1.810	1.177	1.844	1.150	1.878	1.122	1.913	1.094	1.949	1.066	1.984	1.039	2.022	1.011	2.059	0.983	2.097	0.955	2.135
85	1.236	1.803	1.210	1.834	1.184	1.866	1.158	1.898	1.132	1.931	1.106	1.965	1.080	1.999	1.053	2.033	1.027	2.068	1.000	2.104
90	1.264	1.798	1.240	1.827	1.215	1.856	1.191	1.886	1.166	1.917	1.141	1.948	1.116	1.979	1.091	2.012	1.066	2.044	1.041	2.077
95	1.290	1.793	1.267	1.821	1.244	1.848	1.221	1.876	1.197	1.905	1.174	1.943	1.150	1.963	1.126	1.993	1.102	2.023	1.079	2.054
100	1.314	1.790	1.292	1.816	1.270	1.841	1.248	1.868	1.225	1.895	1.203	1.922	1.181	1.949	1.158	1.977	1.136	2.006	1.113	2.034
150	1.473	1.783	1.458	1.799	1.444	1.814	1.429	1.830	1.414	1.847	1.400	1.863	1.385	1.880	1.370	1.897	1.355	1.913	1.340	1.931
200	1.561	1.791	1.550	1.801	1.539	1.813	1.528	1.824	1.518	1.836	1.507	1.847	1.495	1.860	1.484	1.871	1.474	1.883	1.462	1.896

K': عدد المتغيرات المستقلة في النموذج

A6: القيم الحرجة للاختبار DW– النموذج يشتمل على المقدار الثابت - تابع

α =0.05

	k'=1		k'=2		k'=3		k'=4		k'=5		k'=6		k'=7		k'=8		k'=9		k'=10	
n	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU
6	0.610	1.400	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
7	0.700	1.356	0.467	1.896	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
8	0.763	1.332	0.559	1.777	0.367	2.287	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
9	0.824	1.320	0.629	1.699	0.455	2.128	0.296	2.588	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
10	0.879	1.320	0.697	1.641	0.525	2.016	0.376	2.414	0.243	2.822	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
11	0.927	1.324	0.758	1.604	0.595	1.928	0.444	2.283	0.315	2.645	0.203	3.004	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
12	0.971	1.331	0.812	1.579	0.658	1.864	0.512	2.177	0.380	2.506	0.268	2.832	0.171	3.149	-----	-----	-----	-----	-----	-----
13	1.010	1.340	0.861	1.562	0.715	1.816	0.574	2.094	0.444	2.390	0.328	2.692	0.230	2.985	0.147	3.266	-----	-----	-----	-----
14	1.045	1.350	0.905	1.551	0.767	1.779	0.632	2.030	0.505	2.296	0.389	2.572	0.286	2.848	0.200	3.111	0.127	3.360	-----	-----
15	1.077	1.361	0.946	1.543	0.814	1.750	0.685	1.977	0.562	2.220	0.447	2.471	0.343	2.727	0.251	2.979	0.175	3.216	0.111	3.438
16	1.106	1.371	0.982	1.539	0.857	1.728	0.734	1.935	0.615	2.157	0.502	2.388	0.398	2.624	0.304	2.860	0.222	3.090	0.155	3.304
17	1.133	1.381	1.015	1.536	0.897	1.710	0.779	1.900	0.664	2.104	0.554	2.318	0.451	2.537	0.356	2.757	0.272	2.975	0.198	3.184
18	1.158	1.391	1.046	1.535	0.933	1.696	0.820	1.872	0.710	2.060	0.603	2.258	0.502	2.461	0.407	2.668	0.321	2.873	0.244	3.073
19	1.180	1.401	1.074	1.536	0.967	1.685	0.859	1.848	0.752	2.023	0.649	2.206	0.549	2.396	0.456	2.589	0.369	2.783	0.290	2.974
20	1.201	1.411	1.100	1.537	0.998	1.676	0.894	1.828	0.792	1.991	0.691	2.162	0.595	2.339	0.502	2.521	0.416	2.704	0.336	2.885
21	1.221	1.420	1.125	1.538	1.026	1.669	0.927	1.812	0.829	1.964	0.731	2.124	0.637	2.290	0.546	2.461	0.461	2.633	0.380	2.806
22	1.239	1.429	1.147	1.541	1.053	1.664	0.958	1.797	0.863	1.940	0.769	2.090	0.677	2.246	0.588	2.407	0.504	2.571	0.424	2.735
23	1.257	1.437	1.168	1.543	1.078	1.660	0.986	1.785	0.895	1.920	0.804	2.061	0.715	2.208	0.628	2.360	0.545	2.514	0.465	2.670
24	1.273	1.446	1.188	1.546	1.101	1.656	1.013	1.775	0.925	1.902	0.837	2.035	0.750	2.174	0.666	2.318	0.584	2.464	0.506	2.613
25	1.288	1.454	1.206	1.550	1.123	1.654	1.038	1.767	0.953	1.886	0.868	2.013	0.784	2.144	0.702	2.280	0.621	2.419	0.544	2.560
26	1.302	1.461	1.224	1.553	1.143	1.652	1.062	1.759	0.979	1.873	0.897	1.992	0.816	2.117	0.735	2.246	0.657	2.379	0.581	2.513
27	1.316	1.469	1.240	1.556	1.162	1.651	1.084	1.753	1.004	1.861	0.925	1.974	0.845	2.093	0.767	2.216	0.691	2.342	0.616	2.470
28	1.328	1.476	1.255	1.560	1.181	1.650	1.104	1.747	1.028	1.850	0.951	1.959	0.874	2.071	0.798	2.188	0.723	2.309	0.649	2.431
29	1.341	1.483	1.270	1.563	1.198	1.650	1.124	1.743	1.050	1.841	0.975	1.944	0.900	2.052	0.826	2.164	0.753	2.278	0.681	2.396
30	1.352	1.489	1.284	1.567	1.214	1.650	1.143	1.739	1.071	1.833	0.998	1.931	0.926	2.034	0.854	2.141	0.782	2.251	0.712	2.363
31	1.363	1.496	1.297	1.570	1.229	1.650	1.160	1.735	1.090	1.825	1.020	1.920	0.950	2.018	0.879	2.120	0.810	2.226	0.741	2.333
32	1.373	1.502	1.309	1.574	1.244	1.650	1.177	1.732	1.109	1.819	1.041	1.909	0.972	2.004	0.904	2.102	0.836	2.203	0.769	2.306
33	1.383	1.508	1.321	1.577	1.258	1.651	1.193	1.730	1.127	1.813	1.061	1.900	0.994	1.991	0.927	2.085	0.861	2.181	0.796	2.281
34	1.393	1.514	1.333	1.580	1.271	1.652	1.208	1.728	1.144	1.808	1.079	1.891	1.015	1.978	0.950	2.069	0.885	2.162	0.821	2.257
35	1.402	1.519	1.343	1.584	1.283	1.653	1.222	1.726	1.160	1.803	1.097	1.884	1.034	1.967	0.971	2.054	0.908	2.144	0.845	2.236
36	1.411	1.525	1.354	1.587	1.295	1.654	1.236	1.724	1.175	1.799	1.114	1.876	1.053	1.957	0.991	2.041	0.930	2.127	0.868	2.216
37	1.419	1.530	1.364	1.590	1.307	1.655	1.249	1.723	1.190	1.795	1.131	1.870	1.071	1.948	1.011	2.029	0.951	2.112	0.891	2.197
38	1.427	1.535	1.373	1.594	1.318	1.656	1.261	1.722	1.204	1.792	1.146	1.864	1.088	1.939	1.029	2.017	0.970	2.098	0.912	2.180
39	1.435	1.540	1.382	1.597	1.328	1.658	1.273	1.722	1.218	1.789	1.161	1.859	1.104	1.932	1.047	2.007	0.990	2.085	0.932	2.164
40	1.442	1.544	1.391	1.600	1.338	1.659	1.285	1.721	1.230	1.786	1.175	1.854	1.120	1.924	1.064	1.997	1.008	2.072	0.952	2.149
45	1.475	1.566	1.430	1.615	1.383	1.666	1.336	1.720	1.287	1.776	1.238	1.835	1.189	1.895	1.139	1.958	1.089	2.022	1.038	2.088
50	1.503	1.585	1.462	1.628	1.421	1.674	1.378	1.721	1.335	1.771	1.291	1.822	1.246	1.875	1.201	1.930	1.156	1.986	1.110	2.044
55	1.528	1.601	1.490	1.641	1.452	1.681	1.414	1.724	1.374	1.768	1.334	1.814	1.294	1.861	1.253	1.909	1.212	1.959	1.170	2.010
60	1.549	1.616	1.514	1.652	1.480	1.689	1.444	1.727	1.408	1.767	1.372	1.808	1.335	1.850	1.298	1.894	1.260	1.939	1.222	1.984
65	1.567	1.629	1.536	1.662	1.503	1.696	1.471	1.731	1.438	1.767	1.404	1.805	1.370	1.843	1.336	1.882	1.301	1.923	1.266	1.964
70	1.583	1.641	1.554	1.672	1.525	1.703	1.494	1.735	1.464	1.768	1.433	1.802	1.401	1.838	1.369	1.874	1.337	1.910	1.305	1.948
75	1.598	1.652	1.571	1.680	1.543	1.709	1.515	1.739	1.487	1.770	1.458	1.801	1.428	1.834	1.399	1.867	1.369	1.901	1.339	1.935
80	1.611	1.662	1.586	1.688	1.560	1.715	1.534	1.743	1.507	1.772	1.480	1.801	1.453	1.831	1.425	1.861	1.397	1.893	1.369	1.925
85	1.624	1.671	1.600	1.696	1.575	1.721	1.550	1.747	1.525	1.774	1.500	1.801	1.474	1.829	1.448	1.857	1.422	1.886	1.396	1.916
90	1.635	1.679	1.612	1.703	1.589	1.726	1.566	1.751	1.542	1.776	1.518	1.801	1.494	1.827	1.469	1.854	1.445	1.881	1.420	1.909
95	1.645	1.687	1.623	1.709	1.602	1.732	1.579	1.755	1.557	1.778	1.535	1.802	1.512	1.827	1.489	1.852	1.465	1.877	1.442	1.903
100	1.654	1.694	1.634	1.715	1.613	1.736	1.592	1.758	1.571	1.780	1.550	1.803	1.528	1.826	1.506	1.850	1.484	1.874	1.462	1.898
150	1.720	1.747	1.706	1.760	1.693	1.774	1.679	1.788	1.665	1.802	1.651	1.817	1.637	1.832	1.622	1.846	1.608	1.862	1.593	1.877
200	1.758	1.779	1.748	1.789	1.738	1.799	1.728	1.809	1.718	1.820	1.707	1.831	1.697	1.841	1.686	1.852	1.675	1.863	1.665	1.874

K': عدد المتغيرات المستقلة في النموذج

A6: القيم الحرجة للاختبار DW– النموذج يشتمل على المقدار الثابت - تابع

$\alpha = 0.05$

	k'=11		k'=12		k'=13		k'=14		k'=15		k'=16		k'=17		k'=18		k'=19		k'=20	
n	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU
16	0.098	3.503	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
17	0.138	3.378	0.087	3.557	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
18	0.177	3.265	0.123	3.441	0.078	3.603	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
19	0.220	3.159	0.160	3.335	0.111	3.496	0.070	3.642	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
20	0.263	3.063	0.200	3.234	0.145	3.395	0.100	3.542	0.063	3.676	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
21	0.307	2.976	0.240	3.141	0.182	3.300	0.132	3.448	0.091	3.583	0.058	3.705	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
22	0.349	2.897	0.281	3.057	0.220	3.211	0.166	3.358	0.120	3.495	0.083	3.619	0.052	3.731	-----	-----	-----	-----	-----	-----
23	0.391	2.826	0.322	2.979	0.259	3.128	0.202	3.272	0.153	3.409	0.110	3.535	0.076	3.650	0.048	3.753	-----	-----	-----	-----
24	0.431	2.761	0.362	2.908	0.297	3.053	0.239	3.193	0.186	3.327	0.141	3.454	0.101	3.572	0.070	3.678	0.044	3.773	-----	-----
25	0.470	2.702	0.400	2.844	0.335	2.983	0.275	3.119	0.221	3.251	0.172	3.376	0.130	3.494	0.094	3.604	0.065	3.702	0.041	3.790
26	0.508	2.649	0.438	2.784	0.373	2.919	0.312	3.051	0.256	3.179	0.205	3.303	0.160	3.420	0.120	3.531	0.087	3.632	0.060	3.724
27	0.544	2.600	0.475	2.730	0.409	2.859	0.348	2.987	0.291	3.112	0.238	3.233	0.191	3.349	0.149	3.460	0.112	3.563	0.081	3.658
28	0.578	2.555	0.510	2.680	0.445	2.805	0.383	2.928	0.325	3.050	0.271	3.168	0.222	3.283	0.178	3.392	0.138	3.495	0.104	3.592
29	0.612	2.515	0.544	2.634	0.479	2.755	0.418	2.874	0.359	2.992	0.305	3.107	0.254	3.219	0.208	3.327	0.166	3.431	0.129	3.528
30	0.643	2.477	0.577	2.592	0.512	2.708	0.451	2.823	0.392	2.937	0.337	3.050	0.286	3.160	0.238	3.266	0.195	3.368	0.156	3.465
31	0.674	2.443	0.608	2.553	0.545	2.665	0.484	2.776	0.425	2.887	0.370	2.996	0.317	3.103	0.269	3.208	0.224	3.309	0.183	3.406
32	0.703	2.411	0.638	2.517	0.576	2.625	0.515	2.733	0.457	2.840	0.401	2.946	0.349	3.050	0.299	3.153	0.253	3.252	0.211	3.348
33	0.731	2.382	0.668	2.484	0.606	2.588	0.546	2.692	0.488	2.796	0.432	2.899	0.379	3.000	0.329	3.100	0.283	3.198	0.239	3.293
34	0.758	2.355	0.695	2.454	0.634	2.554	0.575	2.654	0.518	2.754	0.462	2.854	0.409	2.954	0.359	3.051	0.312	3.147	0.267	3.240
35	0.783	2.330	0.722	2.425	0.662	2.521	0.604	2.619	0.547	2.716	0.492	2.813	0.439	2.910	0.388	3.005	0.340	3.099	0.295	3.190
36	0.808	2.306	0.748	2.398	0.689	2.492	0.631	2.586	0.575	2.680	0.520	2.774	0.467	2.868	0.417	2.961	0.369	3.053	0.323	3.142
37	0.831	2.285	0.772	2.374	0.714	2.464	0.657	2.555	0.602	2.646	0.548	2.738	0.495	2.829	0.445	2.920	0.397	3.009	0.351	3.097
38	0.854	2.265	0.796	2.351	0.739	2.438	0.683	2.526	0.628	2.614	0.575	2.703	0.522	2.792	0.472	2.880	0.424	2.968	0.378	3.054
39	0.875	2.246	0.819	2.329	0.763	2.413	0.707	2.499	0.653	2.585	0.600	2.671	0.549	2.757	0.499	2.843	0.451	2.929	0.404	3.013
40	0.896	2.228	0.840	2.309	0.785	2.391	0.731	2.473	0.678	2.557	0.626	2.641	0.575	2.724	0.525	2.808	0.477	2.829	0.430	2.974
45	0.988	2.156	0.938	2.225	0.887	2.296	0.838	2.367	0.788	2.439	0.740	2.512	0.692	2.586	0.644	2.659	0.598	2.733	0.553	2.807
50	1.064	2.103	1.019	2.163	0.973	2.225	0.927	2.287	0.882	2.350	0.836	2.414	0.792	2.479	0.747	2.544	0.703	2.610	0.660	2.675
55	1.129	2.062	1.087	2.116	1.045	2.170	1.003	2.225	0.961	2.281	0.919	2.338	0.877	2.396	0.836	2.454	0.795	2.512	0.754	2.571
60	1.184	2.031	1.145	2.079	1.106	2.127	1.068	2.177	1.029	2.227	0.990	2.278	0.951	2.330	0.913	2.382	0.874	2.434	0.836	2.487
65	1.231	2.006	1.195	2.049	1.160	2.093	1.124	2.138	1.088	2.183	1.052	2.229	1.016	2.276	0.980	2.323	0.944	2.371	0.908	2.419
70	1.272	1.987	1.239	2.026	1.206	2.066	1.172	2.106	1.139	2.148	1.105	2.189	1.072	2.232	1.038	2.275	1.005	2.318	0.971	2.362
75	1.308	1.970	1.277	2.006	1.247	2.043	1.215	2.080	1.184	2.118	1.153	2.156	1.121	2.195	1.090	2.235	1.058	2.275	1.027	2.315
80	1.340	1.957	1.311	1.991	1.283	2.024	1.253	2.059	1.224	2.093	1.195	2.129	1.165	2.165	1.136	2.201	1.106	2.238	1.076	2.275
85	1.369	1.946	1.342	1.977	1.315	2.009	1.287	2.040	1.260	2.073	1.232	2.105	1.205	2.139	1.177	2.172	1.149	2.206	1.121	2.241
90	1.395	1.937	1.369	1.966	1.344	1.995	1.318	2.025	1.292	2.055	1.266	2.085	1.240	2.116	1.213	2.148	1.187	2.179	1.160	2.211
95	1.418	1.930	1.394	1.956	1.370	1.984	1.345	2.012	1.321	2.040	1.296	2.068	1.271	2.097	1.247	2.126	1.222	2.156	1.197	2.186
100	1.439	1.923	1.416	1.948	1.393	1.974	1.371	2.000	1.347	2.026	1.324	2.053	1.301	2.080	1.277	2.108	1.253	2.135	1.229	2.164
150	1.579	1.892	1.564	1.908	1.550	1.924	1.535	1.940	1.519	1.956	1.504	1.972	1.489	1.989	1.474	2.006	1.458	2.023	1.443	2.040
200	1.654	1.885	1.643	1.896	1.632	1.908	1.621	1.919	1.610	1.931	1.599	1.943	1.588	1.955	1.576	1.967	1.565	1.979	1.554	1.991

K': عدد المتغيرات المستقلة في النموذج

A7: القيم الحرجة للاختبار DW– النموذج لا يشتمل على المقدار الثابت

α =0.01

N	K=0	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5	K=6	K=7	K=8	K=9	K=10	K=11	K=12	K=13	K=14	K=15	K=16	K=17	K=18	K=19	K=20	K=21
2	0.001	----	-----	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	----	-----	-----	-----	-----	----	-----
3	0.034	0.000	-----	----	-----	----	-----	-----	----	-----	-----	----	-----	----	-----	----	-----	----	-----	-----	----	-----
4	0.127	0.022	0.000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
5	0.233	0.089	0.014	0.000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
6	0.322	0.175	0.065	0.010	0.000	-----	-----	-----	----	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
7	0.398	0.253	0.135	0.049	0.008	0.000	-----	-----	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
8	0.469	0.324	0.202	0.106	0.038	0.006	0.000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
9	0.534	0.394	0.268	0.164	0.086	0.031	0.005	0.000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
10	0.591	0.457	0.333	0.223	0.136	0.070	0.025	0.004	0.000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
11	0.643	0.515	0.394	0.284	0.189	0.114	0.059	0.021	0.003	0.000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
12	0.691	0.568	0.451	0.341	0.244	0.161	0.097	0.050	0.018	0.003	0.000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
13	0.733	0.617	0.503	0.396	0.298	0.212	0.139	0.083	0.043	0.015	0.002	0.000	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
14	0.773	0.662	0.552	0.448	0.350	0.262	0.185	0.121	0.072	0.037	0.013	0.002	0.000	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
15	0.809	0.703	0.598	0.496	0.400	0.311	0.232	0.163	0.107	0.063	0.032	0.011	0.002	0.000	-----	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
16	0.842	0.741	0.640	0.541	0.447	0.358	0.278	0.206	0.145	0.094	0.056	0.028	0.010	0.002	0.000	----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
17	0.873	0.776	0.679	0.583	0.491	0.404	0.323	0.249	0.184	0.129	0.084	0.050	0.025	0.009	0.001	0.000	-----	-----	-----	-----	-----	-----
18	0.901	0.808	0.715	0.623	0.533	0.447	0.366	0.292	0.225	0.166	0.116	0.075	0.044	0.023	0.008	0.001	0.000	-----	----	-----	-----	-----
19	0.928	0.839	0.749	0.660	0.572	0.488	0.408	0.333	0.265	0.204	0.150	0.105	0.068	0.040	0.020	0.007	0.001	0.000	----	-----	-----	-----
20	0.952	0.867	0.780	0.694	0.609	0.527	0.448	0.374	0.304	0.241	0.185	0.136	0.095	0.062	0.036	0.018	0.006	0.001	0.000	-----	-----	-----
21	0.976	0.893	0.810	0.727	0.644	0.564	0.486	0.413	0.343	0.279	0.221	0.169	0.124	0.087	0.056	0.033	0.017	0.006	0.001	0.000	-----	-----
22	0.997	0.918	0.838	0.757	0.677	0.599	0.523	0.450	0.381	0.316	0.257	0.203	0.155	0.114	0.079	0.051	0.030	0.015	0.005	0.001	0.000	-----
23	1.018	0.942	0.864	0.786	0.709	0.632	0.558	0.486	0.417	0.352	0.292	0.237	0.187	0.143	0.104	0.073	0.047	0.027	0.014	0.005	0.001	0.000
24	1.037	0.964	0.889	0.813	0.738	0.664	0.591	0.520	0.452	0.387	0.327	0.270	0.219	0.172	0.131	0.096	0.067	0.043	0.025	0.013	0.004	0.001
25	1.056	0.984	0.912	0.839	0.766	0.693	0.622	0.553	0.486	0.421	0.361	0.304	0.251	0.203	0.160	0.122	0.089	0.062	0.040	0.023	0.012	0.004
26	1.073	1.004	0.934	0.863	0.792	0.722	0.652	0.584	0.518	0.454	0.394	0.336	0.283	0.233	0.189	0.148	0.113	0.083	0.057	0.037	0.022	0.011
27	1.089	1.023	0.955	0.886	0.817	0.749	0.681	0.614	0.549	0.486	0.426	0.368	0.314	0.264	0.218	0.176	0.138	0.105	0.077	0.053	0.034	0.020
28	1.105	1.040	0.974	0.908	0.841	0.774	0.708	0.643	0.579	0.517	0.457	0.400	0.345	0.294	0.247	0.204	0.164	0.129	0.098	0.071	0.050	0.032
29	1.120	1.057	0.993	0.929	0.864	0.798	0.734	0.670	0.607	0.546	0.487	0.430	0.376	0.324	0.276	0.232	0.191	0.154	0.120	0.091	0.067	0.046
30	1.134	1.073	1.011	0.948	0.885	0.822	0.759	0.696	0.635	0.574	0.516	0.460	0.405	0.354	0.305	0.260	0.217	0.179	0.144	0.113	0.086	0.062
31	1.147	1.088	1.028	0.967	0.905	0.844	0.782	0.721	0.661	0.602	0.544	0.488	0.434	0.383	0.334	0.288	0.244	0.205	0.168	0.135	0.106	0.080
32	1.160	1.103	1.044	0.985	0.925	0.865	0.805	0.745	0.686	0.628	0.571	0.516	0.462	0.411	0.362	0.315	0.271	0.230	0.193	0.158	0.127	0.100
33	1.173	1.117	1.060	1.002	0.944	0.885	0.826	0.768	0.710	0.653	0.597	0.542	0.489	0.438	0.389	0.342	0.298	0.256	0.218	0.182	0.149	0.120
34	1.185	1.130	1.075	1.018	0.961	0.904	0.847	0.790	0.733	0.677	0.622	0.568	0.516	0.465	0.416	0.369	0.324	0.282	0.243	0.206	0.172	0.141
35	1.196	1.143	1.089	1.034	0.978	0.923	0.867	0.811	0.755	0.700	0.646	0.593	0.541	0.491	0.442	0.395	0.350	0.308	0.268	0.230	0.195	0.163
36	1.207	1.155	1.102	1.049	0.995	0.940	0.886	0.831	0.777	0.723	0.669	0.617	0.566	0.516	0.467	0.421	0.376	0.333	0.292	0.254	0.218	0.185
37	1.217	1.167	1.116	1.063	1.010	0.957	0.904	0.850	0.797	0.744	0.692	0.640	0.590	0.540	0.492	0.446	0.401	0.358	0.317	0.278	0.241	0.207
38	1.228	1.178	1.128	1.077	1.026	0.974	0.921	0.869	0.817	0.765	0.713	0.663	0.613	0.564	0.516	0.470	0.425	0.382	0.341	0.302	0.265	0.230
39	1.237	1.189	1.140	1.090	1.040	0.989	0.938	0.887	0.836	0.785	0.734	0.684	0.635	0.587	0.540	0.494	0.449	0.406	0.365	0.325	0.288	0.252
40	1.247	1.200	1.152	1.103	1.054	1.004	0.954	0.904	0.854	0.804	0.754	0.705	0.657	0.609	0.562	0.517	0.473	0.430	0.388	0.349	0.311	0.275
45	1.289	1.247	1.204	1.160	1.116	1.071	1.026	0.981	0.936	0.890	0.845	0.800	0.755	0.710	0.666	0.623	0.581	0.539	0.499	0.459	0.421	0.384
50	1.325	1.287	1.248	1.208	1.168	1.128	1.087	1.046	1.004	0.963	0.921	0.880	0.838	0.797	0.756	0.715	0.675	0.636	0.597	0.559	0.521	0.485
55	1.356	1.321	1.286	1.250	1.213	1.176	1.139	1.101	1.063	1.025	0.987	0.948	0.910	0.872	0.833	0.796	0.758	0.721	0.684	0.647	0.611	0.576
60	1.383	1.351	1.319	1.285	1.252	1.218	1.183	1.149	1.114	1.078	1.043	1.008	0.972	0.936	0.901	0.865	0.830	0.795	0.760	0.725	0.691	0.657
65	1.408	1.378	1.348	1.317	1.286	1.254	1.222	1.190	1.158	1.125	1.092	1.059	1.026	0.993	0.960	0.927	0.894	0.861	0.828	0.795	0.762	0.730
70	1.429	1.401	1.373	1.345	1.316	1.286	1.257	1.227	1.197	1.166	1.136	1.105	1.074	1.043	1.012	0.981	0.950	0.919	0.888	0.857	0.826	0.795
75	1.448	1.423	1.396	1.369	1.342	1.315	1.287	1.260	1.231	1.203	1.174	1.146	1.117	1.088	1.058	1.029	1.000	0.971	0.941	0.912	0.883	0.854
80	1.466	1.442	1.417	1.392	1.367	1.341	1.315	1.289	1.262	1.236	1.209	1.182	1.155	1.127	1.100	1.072	1.045	1.017	0.989	0.962	0.934	0.907
85	1.482	1.459	1.436	1.412	1.388	1.364	1.340	1.315	1.290	1.265	1.240	1.214	1.189	1.163	1.137	1.111	1.085	1.059	1.033	1.006	0.980	0.954
90	1.497	1.475	1.453	1.431	1.408	1.385	1.362	1.339	1.315	1.292	1.268	1.244	1.220	1.195	1.171	1.146	1.121	1.097	1.072	1.047	1.022	0.997
95	1.510	1.490	1.469	1.448	1.426	1.405	1.383	1.361	1.338	1.316	1.293	1.271	1.248	1.225	1.201	1.178	1.155	1.131	1.108	1.084	1.060	1.037
100	1.523	1.503	1.483	1.463	1.443	1.422	1.402	1.381	1.359	1.338	1.317	1.295	1.273	1.251	1.229	1.207	1.185	1.162	1.140	1.118	1.095	1.072
150	1.611	1.598	1.585	1.571	1.558	1.544	1.530	1.516	1.502	1.488	1.474	1.460	1.445	1.431	1.416	1.402	1.387	1.372	1.357	1.342	1.327	1.312
200	1.664	1.654	1.644	1.634	1.624	1.613	1.603	1.593	1.582	1.572	1.561	1.551	1.540	1.529	1.519	1.508	1.497	1.486	1.475	1.434	1.453	1.442

K': عدد المتغيرات المستقلة في النموذج

A7: القيم الحرجة للاختبار DW– النموذج لا يشتمل على المقدار الثابت - تابع

$\alpha = 0.05$

N	K=0	K=1	K=2	K=3	K=4	K=5	K=6	K=7	K=8	K=9	K=10	K=11	K=12	K=13	K=14	K=15	K=16	K=17	K=18	K=19	K=20	K=21
2	0.012	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
3	0.168	0.006	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
4	0.355	0.105	0.004	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
5	0.478	0.248	0.070	0.002	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
6	0.584	0.358	0.180	0.050	0.002	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
7	0.677	0.462	0.275	0.136	0.037	0.001	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
8	0.754	0.556	0.371	0.217	0.106	0.029	0.001	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
9	0.820	0.635	0.460	0.303	0.175	0.085	0.023	0.001	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
10	0.877	0.706	0.539	0.385	0.251	0.143	0.069	0.019	0.001	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
11	0.927	0.768	0.610	0.460	0.326	0.211	0.120	0.058	0.016	0.001	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
12	0.972	0.823	0.674	0.530	0.397	0.279	0.180	0.101	0.049	0.013	0.001	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
13	1.012	0.872	0.731	0.593	0.464	0.345	0.241	0.154	0.087	0.042	0.011	0.001	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
14	1.047	0.916	0.783	0.651	0.525	0.408	0.302	0.210	0.134	0.075	0.036	0.010	0.001	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
15	1.079	0.955	0.829	0.704	0.583	0.467	0.361	0.266	0.185	0.118	0.066	0.031	0.008	0.001	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
16	1.109	0.992	0.872	0.752	0.635	0.523	0.418	0.322	0.237	0.164	0.104	0.058	0.028	0.007	0.000	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
17	1.136	1.024	0.911	0.797	0.684	0.575	0.472	0.376	0.288	0.211	0.146	0.093	0.052	0.025	0.007	0.000	-----	-----	-----	-----	-----	-----
18	1.160	1.055	0.946	0.837	0.729	0.624	0.523	0.427	0.339	0.260	0.190	0.131	0.083	0.046	0.022	0.006	0.000	-----	-----	-----	-----	-----
19	1.183	1.082	0.979	0.875	0.771	0.669	0.570	0.476	0.388	0.307	0.235	0.171	0.118	0.075	0.041	0.020	0.005	0.000	-----	-----	-----	-----
20	1.204	1.108	1.010	0.910	0.810	0.711	0.615	0.523	0.436	0.354	0.280	0.213	0.156	0.107	0.067	0.037	0.018	0.005	0.000	-----	-----	-----
21	1.224	1.132	1.038	0.942	0.846	0.751	0.657	0.567	0.481	0.400	0.324	0.256	0.195	0.142	0.097	0.061	0.034	0.016	0.004	0.000	-----	-----
22	1.242	1.154	1.064	0.972	0.879	0.787	0.697	0.609	0.524	0.443	0.368	0.298	0.235	0.178	0.130	0.089	0.056	0.031	0.015	0.004	0.000	-----
23	1.259	1.175	1.088	1.000	0.911	0.822	0.734	0.648	0.565	0.485	0.410	0.339	0.274	0.216	0.164	0.119	0.081	0.051	0.028	0.014	0.004	0.000
24	1.275	1.194	1.111	1.026	0.940	0.854	0.769	0.685	0.604	0.525	0.450	0.380	0.314	0.254	0.199	0.151	0.110	0.075	0.047	0.026	0.012	0.003
25	1.290	1.212	1.132	1.050	0.967	0.884	0.802	0.720	0.641	0.563	0.489	0.419	0.353	0.291	0.235	0.184	0.140	0.101	0.069	0.044	0.024	0.011
26	1.304	1.229	1.152	1.073	0.993	0.913	0.833	0.753	0.676	0.600	0.527	0.457	0.390	0.328	0.271	0.218	0.171	0.130	0.094	0.064	0.040	0.022
27	1.318	1.245	1.171	1.094	1.017	0.940	0.862	0.785	0.709	0.635	0.563	0.493	0.427	0.365	0.306	0.252	0.203	0.159	0.120	0.087	0.060	0.037
28	1.330	1.260	1.188	1.115	1.040	0.965	0.889	0.815	0.741	0.668	0.597	0.529	0.463	0.400	0.341	0.286	0.236	0.190	0.148	0.112	0.081	0.055
29	1.342	1.275	1.205	1.134	1.062	0.989	0.916	0.843	0.770	0.699	0.630	0.562	0.497	0.435	0.376	0.320	0.268	0.221	0.177	0.139	0.105	0.076
30	1.354	1.288	1.221	1.152	1.082	1.011	0.940	0.869	0.799	0.729	0.661	0.595	0.530	0.468	0.409	0.353	0.301	0.252	0.207	0.166	0.130	0.098
31	1.365	1.301	1.236	1.169	1.101	1.033	0.964	0.895	0.826	0.758	0.691	0.626	0.562	0.501	0.442	0.386	0.333	0.283	0.237	0.195	0.156	0.122
32	1.375	1.313	1.250	1.185	1.120	1.053	0.986	0.919	0.852	0.785	0.720	0.653	0.593	0.532	0.474	0.418	0.364	0.314	0.267	0.223	0.183	0.147
33	1.385	1.325	1.264	1.201	1.137	1.072	1.007	0.942	0.876	0.811	0.747	0.684	0.623	0.563	0.504	0.449	0.395	0.344	0.297	0.252	0.211	0.173
34	1.394	1.336	1.277	1.216	1.153	1.091	1.027	0.963	0.900	0.836	0.774	0.712	0.651	0.592	0.534	0.479	0.425	0.374	0.326	0.280	0.238	0.199
35	1.403	1.347	1.289	1.230	1.169	1.108	1.046	0.984	0.922	0.860	0.799	0.738	0.678	0.620	0.563	0.508	0.455	0.404	0.355	0.309	0.266	0.225
36	1.412	1.357	1.301	1.243	1.184	1.125	1.064	1.004	0.943	0.883	0.823	0.763	0.705	0.647	0.591	0.536	0.483	0.432	0.384	0.337	0.293	0.252
37	1.420	1.367	1.312	1.256	1.199	1.141	1.082	1.023	0.964	0.905	0.846	0.787	0.730	0.673	0.618	0.564	0.511	0.460	0.412	0.365	0.321	0.279
38	1.428	1.376	1.323	1.268	1.212	1.156	1.099	1.041	0.983	0.925	0.868	0.811	0.754	0.698	0.644	0.590	0.538	0.488	0.439	0.392	0.347	0.305
39	1.436	1.385	1.333	1.280	1.225	1.170	1.114	1.058	1.002	0.945	0.889	0.833	0.778	0.723	0.669	0.616	0.564	0.514	0.466	0.419	0.374	0.331
40	1.443	1.394	1.343	1.291	1.238	1.184	1.130	1.075	1.020	0.965	0.909	0.854	0.800	0.746	0.693	0.641	0.590	0.540	0.492	0.445	0.400	0.357
45	1.476	1.432	1.387	1.341	1.294	1.246	1.197	1.148	1.099	1.049	1.000	0.950	0.900	0.851	0.802	0.753	0.706	0.658	0.612	0.567	0.523	0.480
50	1.504	1.464	1.424	1.382	1.340	1.297	1.253	1.209	1.164	1.120	1.075	1.029	0.984	0.939	0.894	0.849	0.804	0.760	0.717	0.674	0.631	0.590
55	1.528	1.492	1.455	1.417	1.379	1.340	1.300	1.260	1.219	1.179	1.138	1.096	1.055	1.013	0.972	0.930	0.889	0.848	0.807	0.766	0.726	0.687
60	1.549	1.516	1.482	1.447	1.412	1.376	1.340	1.303	1.266	1.229	1.191	1.153	1.115	1.077	1.038	1.000	0.962	0.923	0.885	0.847	0.810	0.772
65	1.568	1.537	1.505	1.474	1.441	1.408	1.375	1.341	1.307	1.272	1.238	1.202	1.167	1.132	1.096	1.061	1.025	0.989	0.953	0.918	0.882	0.847
70	1.584	1.555	1.526	1.497	1.467	1.436	1.405	1.374	1.342	1.310	1.278	1.245	1.213	1.180	1.147	1.113	1.080	1.047	1.013	0.980	0.947	0.914
75	1.599	1.572	1.545	1.517	1.489	1.461	1.432	1.403	1.373	1.344	1.313	1.283	1.253	1.222	1.191	1.160	1.129	1.098	1.066	1.035	1.004	0.972
80	1.612	1.587	1.561	1.536	1.509	1.483	1.456	1.429	1.401	1.373	1.345	1.317	1.288	1.259	1.230	1.201	1.172	1.143	1.113	1.084	1.054	1.025
85	1.624	1.600	1.576	1.552	1.527	1.502	1.477	1.452	1.426	1.400	1.373	1.347	1.320	1.293	1.266	1.238	1.211	1.183	1.155	1.128	1.100	1.072
90	1.635	1.613	1.590	1.567	1.544	1.520	1.497	1.472	1.448	1.423	1.399	1.373	1.348	1.323	1.297	1.271	1.245	1.219	1.193	1.167	1.141	1.114
95	1.645	1.624	1.603	1.581	1.559	1.537	1.514	1.491	1.468	1.445	1.422	1.398	1.374	1.350	1.326	1.301	1.277	1.252	1.227	1.202	1.177	1.152
100	1.654	1.634	1.614	1.593	1.573	1.551	1.530	1.508	1.487	1.465	1.442	1.420	1.397	1.374	1.352	1.328	1.305	1.282	1.258	1.235	1.211	1.187
150	1.720	1.706	1.693	1.679	1.666	1.652	1.638	1.624	1.609	1.595	1.580	1.566	1.551	1.536	1.521	1.506	1.491	1.476	1.461	1.445	1.430	1.414
200	1.759	1.748	1.738	1.728	1.718	1.708	1.697	1.687	1.676	1.666	1.655	1.644	1.633	1.622	1.611	1.600	1.589	1.578	1.567	1.556	1.544	1.533

K': عدد المتغيرات المستقلة في النموذج

ملحق B: الأحرف اليونانية Greek Alphabet

الحرف الكبير	الحرف الصغير	الاسم (اللفظ)
A	α	ALPHA (AL-fuh).
B	β	BETA (BAY-tuh)
Γ	γ	GAMMA (GAM-uh)
Δ	δ	DELTA (DEL-tuh)
E	ε	EPSILON (EP-sil-on)
Z	ζ	ZETA (ZAY-tuh)
H	η	ETA (AY-tuh)
Θ	θ	THETA (THAY-tuh)
I	ι	IOTA (eye-OH-tuh)
K	κ	KAPPA (KAP-uh)
Λ	λ	LAMBDA (LAM-duh)
M	μ	MU (MYOO)
N	ν	NU (NOO)
Ξ	ξ	XI (KS-EYE)
O	ο	OMICRON (OM-i-KRON)
Π	π	PI (PIE)
P	ρ	RHO (ROW)
Σ	σ	SIGMA (SIG-muh)
T	τ	TAU (TAU)
Y	υ	UPSILON (OOP-si-lon)
Φ	Φ,φ	PHI (FEE)
X	χ	CHI (K-EYE)
Ψ	ψ	PSI (SIGH)
Ω	ω	OMEGA (oh-MAY-guh)

المصدر: http://platonicrealms.com/encyclopedia/Greek-alphabet

ملحق C: المصطلحات الإحصائية Statistical Vocabularies

Adjusted coefficient of determination	معامل التحديد المُصحح (المُعدل)
Alternative hypothesis	الفرضية البديلة
ANOVA (Analysis of Variance)	تحليل التباين
Arithmetic mean	المتوسط الحسابي
Association	ارتباط
Assumption	افتراض
Average	معدل
Bias	تحيز
Categorical Variable	متغير نوعي
Causality	السببية
Central Limit Theorem	نظرية النهاية المركزية
Central Tendency	النزعة المركزية
Classical error term	حد الخطأ التقليدي
Coefficient of determination	معامل التحديد
Confidence interval	فترة الثقة
Constant	ثابت

ملحق C: المصطلحات الإحصائية Statistical Vocabularies - تابع

Correlation	ارتباط
Critical value	القيمة الحرجة
Cross-sectional data	البيانات المقطعية
Degrees of freedom	درجات الحرية
Dependent variable	متغير تابع
Dispersion	تشتت
Distribution	توزيع
Dominant variable	المتغير المُهيمن (المُسيطر)
Double-log functional form	الصيغة اللوغاريتمية المزدوجة
Dummy variable	المتغير الوهمي (الصوري)
Durbin–Watson statistic	إحصاء دربن-واتسون
Error variance	تباين الخطأ
Errors of estimate	أخطاء التقدير
Exogenous variable	متغير خارجي
Expected bias	التحيز المتوقع
Expected value	قيمة متوقعة

ملحق C: المصطلحات الإحصائية Statistical Vocabularies - تابع

Explained sums of squares	مجموع المربعات المُفسرة
Extreme values	القيم المتطرفة
F- distribution	توزيع ف
First-order autocorrelation coefficient	معامل الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى
Function	دالة
Generalized Least Squares (GLS)	طريقة المربعات الصغرى المعممة
Goodness of fit	حسن المطابقة
Heterogeneous	غير متجانس
Heteroskedasticity	عدم تجانس (اختلاف) التباين
Homogeneous	متجانس
Hypothesis	فرضية
Impure heteroskedasticity	عدم تجانس التباين غير النقي
Impure serial correlation	الارتباط الذاتي غير النقي
Independent (or explanatory) variable	المتغير المستقل (المُفسر)
Independent variable	متغير مستقل

ملحق C: المصطلحات الإحصائية Statistical Vocabularies - تابع

Inference	استدلال
Intercept term	الحد القاطع (الجزء المقطوع من محور Y)
Interval Variables	المتغيرات الفترية
Intervening variable	متغير دخيل
Inverse functional form	صيغة الدالة العكسية
Irrelevant variable	متغير غير ملائم
Level of significance	مستوى الدلالة
Linear regression analysis	تحليل الانحدار الخطى
Linear relation	علاقة خطية
Linear transformation	تحويل خطي
Log-linear analysis	تحليل خطى لوغاريتمي
Model Specification	توصيف النموذج
Moderating variable	متغير وسيط
Multicollinearity	التداخل الخطي المتعدد
Multiple regression model	نموذج الانحدار المتعدد
Natural log	اللوغاريتم الطبيعي

ملحق C: المصطلحات الإحصائية Statistical Vocabularies - تابع

Nominal Variables	المتغيرات الاسمية
Nonlinear relationship	علاقة غير خطية
Normal distribution	التوزيع (الطبيعي) الاعتدالي
Null hypothesis	الفرضية الصفرية (العدمية)
Omitted variable	المتغير المحذوف
One- tailed test	اختبار طرف واحد
One-Way ANOVA	تحليل التباين الأحادي (ذو الاتجاه الواحد)
Ordinal Variables	المتغيرات الترتيبية
Ordinary Least Squares (OLS)	المربعات الصغرى العادية
Outlier	قيمة متطرفة
Panel data	بيانات مقطعية عبر الزمن
Parameter	بارامتر - معلمة
Pearson's correlation coefficient	معامل ارتباط بيرسون
Perfect Multicollinearity	التداخل الخطي المتعدد التام
Point estimate	نقطة تقدير
Polynomial functional form	صيغة دالة كثيرة الحدود

ملحق C: المصطلحات الإحصائية Statistical Vocabularies - تابع

Population	مجتمع
Positive serial correlation	الارتباط الذاتي الموجب
Prediction	تنبؤ
Probability	احتمال
Pure Heteroskedasticity	عدم تجانس التباين النقي
p-value	القيمة الاحتمالية
Qualitative	نوعي
Quantitative	كمي
Random	عشوائي
Range	مدى
Ratio Variables	المتغيرات النسبية
Redundant variable	المتغيرات الزائدة
Regression analysis	تحليل الانحدار
Residual	البواقي
Residual sums of squares	مجموع مربعات البواقي (الأخطاء)
Sampling distribution	توزيع المعاينة

ملحق C: المصطلحات الإحصائية Statistical Vocabularies - تابع

Sampling error	خطأ المعاينة
Semilog functional form	صيغة الدالة شبه (نصف) اللوغاريتمية
Sensitivity analysis	تحليل الحساسية
Significance level	مستوى الدلالة
Simple correlation coefficient	معامل الارتباط البسيط
Slope coefficient	ميل المعامل
Slope dummy	ميل المتغير الوهمي
Specification bias	تحيز في التوصيف
Specification error	خطأ التوصيف
Standard deviation	الانحراف المعياري
Standard error	الخطأ المعياري
Standard normal distribution	التوزيع الطبيعي المعياري (القياسي)
Statistic	إحصاء
Stochastic error term	حد الخطأ العشوائي
T distribution	توزيع ت
The classical assumptions	الافتراضات التقليدية

ملحق C: المصطلحات الإحصائية Statistical Vocabularies - تابع

Time Series Data	بيانات السلاسل الزمنية
Time-series	سلاسل زمنية
Total sums of squares	مجموع المربعات الكلي
Two-sided test	اختبار من ذيلين (طرفين)
Type I Error	الخطأ من النوع الأول
Type II Error	الخطأ من النوع الثاني
Unbiased estimator	مُقدر غير متحيز
Variable	متغير
Variance	تباين
Variance inflation factor (VIF)	معامل تضخم التباين
Weighted average (mean)	الوسط الموزون

المراجع

References

أولاً: قائمة المراجع باللغة العربية

- أبو صالح، محمد صبحي (2001)، *الطرق الإحصائية*. دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.
- الجمّال، زكريا(2012)، *اختيار النموذج في نماذج البيانات الطولية الثابتة والعشوائية*. المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد21، ص. 266-285.
- الحسناوي، أموري هادي (2002)، *طرق الاقتصاد الاقتصادي*. دار وائل للنشر، عمان، الأردن.
- رزق الله، عايدة نخلة (2002)، *دليل الباحثين في التحليل الإحصائي*، الطبعة الأولى. البيان للطباعة، القاهرة، مصر.
- سرور، سرور علي (2006)، الإحصاء في الإدارة مع التطبيق على الحاسب الآلي – الكتاب الثاني. دار المريخ للنشر، الرياض، السعودية.
- السواعي، خالد محمد (2011)، *أساسيات القياس الاقتصادي باستخدام EViews8*. المكتبة الوطنية، عمان، الأردن.
- السيفو، وليد إسماعيل (2003)، *الاقتصاد القياسي التحليلي*. دار مجدلاوي للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.
- السيفو، وليد إسماعيل، شلوف، فيصل مفتاح، جواد، صائب جواد (2006)، *أساسيات الاقتصاد القياسي التحليلي*. الأهلية للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.
- السيفو، وليد إسماعيل، مشعل، أحمد (2008)، *الاقتصاد القياسي*، الطبعة الأولى. منشورات جامعة القدس المفتوحة. عمان- الأردن.

- الشوربجي، مجدي (1994)، *الاقتصاد القياسي- النظرية والتطبيق*. الدار المصرية اللبنانية، القاهرة، مصر.
- عبد، حميد عبيد (2011)، استعمال نماذج الإبطاء الزمني في تقدير أثر المساحة وأثر الأسعار على إنتاج الرز في العراق. مجلة كلية الإدارة والاقتصاد العدد1، العراق.
- عبدالرحمن، عبدالمحمود محمد (1995)، *مقدمة في الاقتصاد القياسي*. جامعة الملك سعود، عمادة شؤون المكتبات، السعودية.
- العذاري، عدنان داود (2010)، *الاقتصاد القياسي - نظرية وحلول، تطبيقات باستخدام برنامج Minitab*، دار جرير للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.
- عطية، عبدالقادر محمد (2004)، الحديث في *الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق. الدار الجامعية*، الإسكندرية، مصر.
- عناني، محمد عبدالسميع (2009)، *التحليل القياسي والإحصائي*. الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر.

ثانياً: قائمة المراجع باللغة الإنجليزية

- Abraham, B., Ledolter, J. (2006). *Introduction to Regression Modeling*. Thomson Learning, Inc. USA.
- Blatagi, B., H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Third Edition, John Wiley & Sons, Ltd, West Sussex.
- Baltagi, B., Jung, B. & Song, S. (2010). *Testing for heteroskedasticity and serial correlation in a random effects Panel Data Model*. Journal of Econometrics, Vol.154, Iss.2, pp. 122-124.
- Dielman, T. (2005). *Applied Regression Analysis*, Fourth Edition. Thomson Learning, Inc. USA.
- Freund, R., Wilson, W. (1998). Regression Analysis, Statistical Modeling of a Response Variable. Academic Press, USA.
- Greene, W. (2012). *Econometric Analysis*, Seventh Edition, Pearson Education, Inc., USA.
- Ho, R. (2006). Handbook of Univariate and Multivariate Data Analysis and Interpretation with SPSS. Chapman & Hall/CRC is an imprint of Taylor & Francis Group, USA.
- Hu, T. (1973). *Econometrics, An Introductory Analysis.* University Park Press, USA.
- Johnson R. A (2010). Guide to Using EViews with Using Econometrics: A Practical Guide. University of San Diego.
- Judge, G., Griffiths, W., Hill, R., Lutkepohl. H., Lee, T. (1985). *The Theory and Practice of Econometrics*, Second Edition. John Wiley and Sons, USA.
- Kunter, M., Nachtsheim, Neter, J. (2004). *Applied Linear Regression*, Fourth Edition. McGraw-Hill Irwin, USA.

- Mendenhall, W., Sincich, T. (2003). *Regression Analysis*, Sixth Edition. Pearson Education, Inc., USA.
- Mirer, T. (1988). *Economic Statistics and Econometrics*, Second Edition, Macmillan Publishing company, USA.
- Myers, R. (1990). *Classical and Modern Regression with Applications*, Second Edition. Duxbury, USA.
- Salvatore, D., Reagle, D. (2002). T*heory and Problems of Statistics and Econometrics*, Second Edition. McGraw-Hill Irwin, USA.
- Startz, R. (2009). *EViews Illustrated for Version 7*, Second Edition. Quantitative Micro Software, USA.
- Stewart. K. (2005). *Introduction to Applied Econometrics.* Thomson Learning, Inc. USA.
- Stock, J. and Watson, M. (2010). *Introduction to Econometrics*, Third Edition. Prentice Hall.
- Studenmund A. (2011). *Using Econometrics: A Practical Guide* (2011). Sixth Edition. Addison Wesley Longman.
- Vaus, D. (2002), *Analyzing Social Science Data*. London: Sage.
- Wooldridge, J. (2013). *Introductory Econometrics: A Modern Approach,* Fifth Edition. Cincinnati, OH." South-Western College.
- Wooldridge, J. (2005). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

صدر للمؤلف

- مقدمـــــة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام EViews، 2015م.
- مقدمة في الإحصاء، 2014م.
- استخدام S-PLUS في الإحصاء التطبيقي، 2009م.
- كفاءة OLS في وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية، 2008م.
- التحليل الإحصائي باستخدام SPSS، 2000م.
- الرياضيات للتجاريين، 2000م.
- مبادئ الرياضيات العامة، 1998م.
- الإكسيل والمعالجة الإحصائية والمالية، 1997م.
- المرجع السريع في نظم التشغيل "دوس وويندوز"، 1995م.
- نظام تشغيل الأقراص "DOS"، 1994م.