**الفصل الثالث : تحليل الانحدار الخطي المتعدد**

**1.3 تمهيــــــــــــــد:**

يعد الانحدار الخطي المتعدد من الأساليب الإحصائية المتقدمة والتي تضمن دقة الاستدلال من أجل تحسين نتائج البحث عن طريق الاستخدام الأمثل للبيانات في إيجاد علاقات سببية بين الظواهر موضوع البحث .

والانحدار الخطي المتعدد هو عبارة عن انحدار للمتغير التابع () على العديد من المتغيرات المستقلة  لذا فهو يستخدم في التنبؤ بتغيرات المتغير التابع الذي يؤثر فيه عدة متغيرات مستقلة أي تعتمد فكرته على العلاقات الدلالية التي تستخدم ما يعرف بشكل التشتت أو الانتشار ، فبإمكاننا التنبؤ بالمستوى الرقمي في فعالية رمي المطرقة على سبيل المثال اعتمادا ً على دراسة حالات أخرى للرامي كالعمر الزمني والعمر التدريبي والمهارة والمواصفات الجسمية وغيرها .

إن الانحدار الخطي المتعدد ليس مجرد أسلوب واحد وإنما مجموعة من الأساليب التي يمكن استخدامها لمعرفة العلاقة بين متغير تابع مستمر وعدد من المتغيرات المستقلة التي عادة ً ما تكون مستمرة)

**يستند النموذج الخطي المتعدد على افتراض وجود علاقة خطية بين متغير تابع**  **وعدد من المتغيرات المستقلة**  **وحد عشوائي ، ويعبر عن هذه العلاقة بالنسبة لn من المشاهدات وk من المتغيرات المستقلة بالشكل الأتي**[[1]](#footnote-2):



وفي واقع الآمر فإن هذه المعادلة هي واحدة من جملة معادلات يبلغ عددها (n) تكون نظام المعادلات الأتي :



هذه المعادلة تتضمن () من المعلومات المطلوب تقديرها علما بان الحد الأول منها  يمثل الحد الثابت الآمر الذي يتطلب اللجوء إلى المصفوفات والمتجهات لتقدير تلك المعلمات، عليه يمكن صياغة هذه المعادلات في صورة مصفوفات كآلاتي :

=   +  …. ( 2 ) 

وباختصار يمكن كتابة العلاقة السابقة كالآتي[[2]](#footnote-3):



: متجه عمودي أبعاده () يحتوي مشاهدات المتغير التابع .

 : مصفوفة أبعادها () تحتوي مشاهدات المتغيرات المستقلة يحتوي عمودها الأول على قيم الواحد الصحيح ليمثل الحد الثابت .

: متجه عمودي أبعاده () يحتوي على المعالم المطلوب تقديرها .

: متجه عمودي أبعاده () يحتوي على الأخطاء العشوائية .

وبما أن المعادلة (1) هي العلاقة الحقيقية المجهولة والمراد تقديرها باستخدام الإحصاءات المتوفرة عن المتغير التابع  والمتغيرات المستقلة ، فإنه يستوجب تحقق الفروض الأساسية الخاصة ب التالية :

**2.3 الفرضيات التي يقوم عليها نموذج الإنحدار الخطي المتعدد:**

\* تأخذ علاقة النموذج الخطي المتعدد الصيغة التالية[[3]](#footnote-4):



\* i يتوزع توزيعا طبيعيا متعدد المتغيرات.

\* القيمة المتوقعة لمتجه حد الخطأ تساوي صفرا أي أن: 

=  =  = 

\* تباين العناصر العشوائية ثابت، والتباين المشترك بينها يساوي صفرا أي أن [[4]](#footnote-5):



=  

= 



= 





 حيث أن:



وتسمى المصفوفة العددية أعلاه بمصفوفة التباين والتباين المشترك "Variance -CovarianceMatrix" لحد الخطأ، حيث تشكل العناصر القطرية في المصفوفة تباين قيم ، بينما تبقى العناصر غير القطرية ( أعلى وأسفل القطر ) مساوية للصفر لانعدام التباين المشترك والترابط بين قيم i .

**ويمكن تلخيص الفرضيات السابقة رياضيا كما يلي:**  **~** 

\*  تؤول الى مصفوفة محدودة غير فردية.

\* عدم وجود غرتباط خطي بين المتغيرات المستقلة كما أن عدد المشاهدات يجب أن يزيد على عدد المعلمات المطلوب تقديرها أي أن :  حيث أن  رتبة مصفوفة البيانات و  عدد المتغيرات المستقلة ، وهي أصغر من عدد المشاهدات ، وهذه الفرضية ضرورية جدا لضمان أيجاد معكوس المصفوفة  إذ أن عدم توفر هذا الفرض يجعل رتبة المصفوفة  اقل من  وبالتالي فان رتبة  التي تستخدم في الحصول على مقدرات OLS بدورها اقل من  ولا يمكن إيجاد معكوسا لها أي أن :  غير معرفة لن محدده يؤول الى الصفر وهذا ما يسبب ما يسمى **بمشكلة الارتباط الخطي المتعدد**، وبالتالي لا يمكن الحصول على المقدرات باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية .

\*  مصفوفة غير عشوائية[[5]](#footnote-6)، وتعني هذه الفرضية أنه إذا أخذنا عينة أخرى تتكون من مشاهدة فإن المصفوفة  (مصفوفة المتغيرات المفسرة) تبقى دون تغيير، المصدر الوحيد للتغير هنا هو شعاع الخطأ العشوائيوهذا ما يؤثر على الشعاع  أي ; 

**3.3 تقدير شعاع المعالم :**

باستعمال طريقة() وبإتباع نفس خطوات التقدير التي رأيناها في النموذج الخطي البسيط نستطيع تقدير النموذج الخطي المتعدد باستعمال طريقتي المعادلات الطبيعية وجبر المصفوفات كالآتي:

**1.3.3 طريقة المعادلات الطبيعية:**

في مثل هذه تكون طريقة المعادلات الطبيعية غير عملية، فهي تتطلب وقتا طويلا لإيجاد صيغة مقدرات النموذج، زيادة على ذلك فإن هذه الصيغ تحتاج إلى عمليات حسابية معقدة.

في حالة وجود متغيرين مستقلين فقط وهي أبسط حالة لنموذج الانحدار المتعدد تكون صيغة النموذج كما يلي:



النموذج المقدر هو:



حيث أن:

 هي مقدرات  على الترتيب و مقدر.

تهدف هذه الطريقة إلى إيجاد تقدير للشعاع الذي يُصَغِّر مجموع مربعات الانحراف  بين القيمة المقدرة  والقيمة الحقيقيةأي:



ومن خلال التعويض عن  بما يساويها وأخذ المشتقات الجزئية بالنسبة إلى ومساواتها بالصفر نحصل على :

الشرط اللازم لتدنئة قيمة  هو أن تكون المشتقات الجزئية بالنسبة ل  معدومة أي[[6]](#footnote-7):  

المعادلة رقم: (6) تعبر عن ما يسمى بالمعادلة الطبيعية الأولى.



المعادلة رقم: (7) تعبر عن ما يسمى بالمعادلة الطبيعية الثانية.



المعادلة رقم: (8) تعبر عن ما يسمى بالمعادلة الطبيعية الثالثة.

وتمثل المعادلات (6) و (7 ) و (8) المعادلات الطبيعية الثلاث التي تستخدم في تقدير المعالم الثلاثة المجهولة  وهذه المعادلات يمكن حلها بإحدى الطرق الآتية :

**2.3.3 طريقة المحددات :**

يمكن أن تحل هذه المعادلات بواسطة قاعدة كرا يمر للحصول على قيم من المعلمات وعلى النحو الآتي :









ومن النظام أعلاه، يمكن أيجاد المحددات الآتية :

**** = 

****= 

**** = 





**أما بالنسبة ل فيتم الحصول عليه عن طريق : **

**3.3.3 طريقة المصفوفات :**

تهدف هذه الطريقة إلى إيجاد تقدير للشعاع الذي يُصَغِّر مجموع مربعات الانحراف  بين القيمة المقدرة  والقيمة الحقيقية.



للحصول على النهاية الصغرى فيجب أن يحقق الشرط الضروري:



وبما أن رتبة هي  فإن : مصفوفة مربعة  رتبتها وتقبل معكوس .

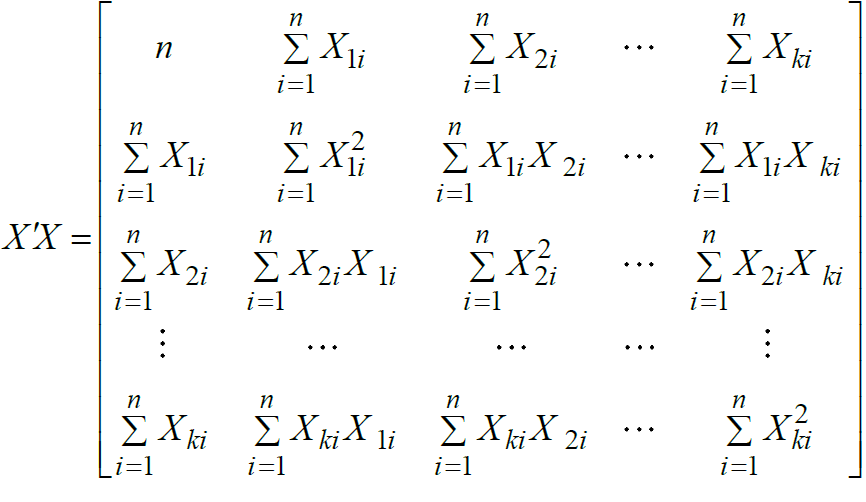
ومنه: 

نضرب طرفي المعادلة بـ لنحصل على :  وهو تقدير لـ .

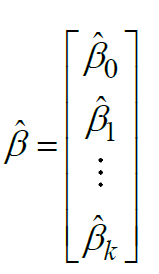
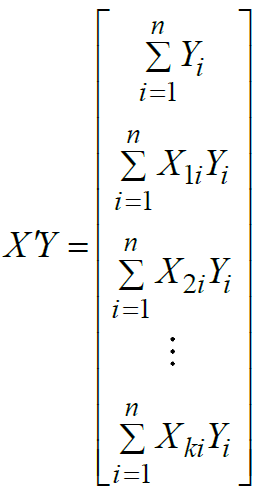
وللتأكد من أن المتحصل عليه هو قيمة دنيا لـ ، يجب تحقيق الشرط من الدرجة الثانية:

 وهي مصفوفة موجبة معرفة ومنه فإن هو نهاية صغرى.

**المصفوفة**  هي على الشكل التالي[[7]](#footnote-8):



**المصفوفة**  هي على الشكل التالي:

**4.3.3 طريقة الانحرافات :**

عن وسطهما الحسابي: x وyمن الممكن الحصول على المقدرات **باستخدام الانحرافات** وذلك بواسطة







إذن تصبح معادلة الانحدار بالمعطيات المركزة بالشكل الآتي:

 نلاحظ من هذه المعادلة أن الحد الثابت لا يوجد .

وفي واقع الآمر فإن هذه المعادلة هي واحدة من جملة معادلات يبلغ عددها (n) تكون نظام المعادلات الآتي :



هذه المعادلة تتضمن () من المعلومات المطلوب تقديرها علما بان الحد الأول منها  يمثل الحد الثابت الأمر الذي يتطلب اللجوء إلى المصفوفات والمتجهات لتقدير تلك المعلمات، عليه يمكن صياغة هذه المعادلات في صورة مصفوفات كآلاتي :

=   +  …. ( 2 )

وباختصار يمكن كتابة العلاقة السابقة كالآتي:



: متجه عمودي أبعاده () يحتوي مشاهدات المتغير التابع .

 : مصفوفة أبعادها () تحتوي مشاهدات المتغيرات المستقلة لا يحتوي عمودها الأول على قيم الواحد الصحيح لأنه لا يوجد الحد الثابت .

: متجه عمودي أبعاده () يحتوي على المعالم المطلوب تقديرها .

: متجه عمودي أبعاده () يحتوي على الأخطاء العشوائية .

مثلا يمكننا ببساطة إيجاد كالآتي:

لدينا :



للحصول على النهاية الصغرى فيجب أن يحقق الشرط الضروري:



وبما أن رتبة هي  فإن : مصفوفة مربعة  رتبتها وتقبل معكوس .

ومنه: 

نضرب طرفي المعادلة بـ لنحصل على :  وهو تقدير لـ .

 و 

=  

**يمكنننا ايجا عناصر هذه المصفوفة انطلاقا من المعطيات الأصلية كما يلي :**













**حالة خاصة في المعطيات المركزة:**

المصفوفة بالانحرافات وباستخدام المعطيات الأصلية هي على الشكل التالي: 

أي أن:



أي أن تصبح على الشكل التالي:



**المصفوفة**  **بالانحرافات وباستخدام المعطيات الأصلية هي على الشكل التالي**: 

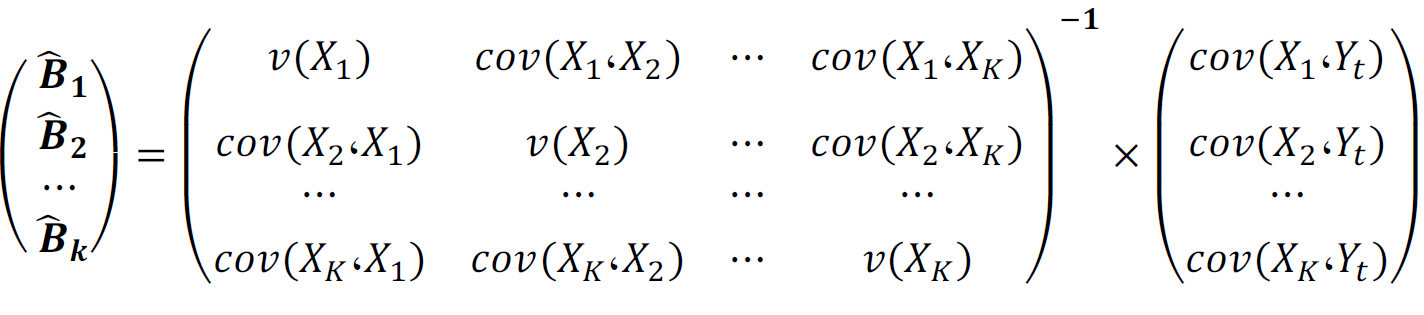
أي أن:



**اي أن**  تصبح على الشكل التالي:



**وبالتالي فإن:**

****

**فيحسب بالطريقة التالية:  أما**

****

**مثال تطبيقي :**

الجدول التالي يتضمن البيانات الخاصة بالاستيراد كمتغير تابع  والدخل الوطني كمتغير مستقل أول  وأسعار الاستيراد كمتغير مستقل ثاني  في إحدى الدول للفترة من : 2002- 2010.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **الاستيراد** | **الدخل الوطني** | **السعر** |
| **20** | **3** | **02** |
| **22** | **5** | **02** |
| **23** | **6** | **02.5** |
| **24** | **7** | **3.5** |
| **26** | **8** | **4.5** |
| **29** | **9** | **06** |
| **30** | **11** | **7** |
| **34** | **12** | **10** |
| **37** | **13** | **10.5** |
| **40** | **16** | **12** |
|  |  |  |

**1\*أوجد المعادلة المقدرة باستخدام المعطيات العادية والمركزة " الانحرافات".**





بالتطبيق العددي نتحصل على :





* **تقدير المعلمات باستخدام الانحرافات :**





















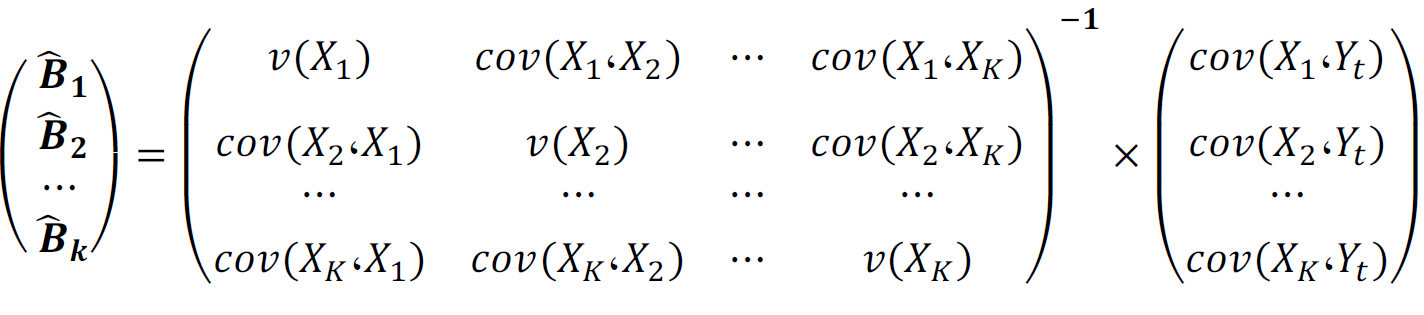


 , 





**لدينا :**

****

**في مثالنا لدينا متغيرتين مستقلتين وبالتالي:**

= 

**أي أن :**

=

**لدينا :**











**بالتعويض نجد :**

 =



* **شرح المعنى الاقتصادي لمعالم الانحدار المقدرة :**

تشير التقديرات إلى وجود علاقة طردية بين الاستيراد  والدخل الوطني فكل زيادة في الدخل الوطني بمقدار وحدة واحدة تزداد الاستيراد  ب 065 وحدة مع ثبات أثر السعر .

كما تشير المعادلة إلى وجود علاقة طردية بين السعر والاستيراد  فزيادة السعر بوحدة واحدة تؤدي إلى زيادة الاستيراد  ب 1.11 وحدة مع ثبات أثر الدخل الوطني. وهذا مخالف للنظرية الاقتصادية لأن النظرية الاقتصادية تشير إلى علاقة عكسية بين السعر والاستيراد.

**4.3 الخصائص الإحصائية للمعالم المقدرة:**

**1.4.3 التوقع:**

لدينا: 

و أيضا : 

بتعويض قيمة  في المعادلة 01 نجد:





بإدخال التوقع الرياضي :

 / 

نتحصل على:   

**نستنتج أن  المحصل عليه بطريقة المربعات الصغرى مقدرة غير متحيزة.**

**حسب نظرية " Marco**v **- Gausse" والتي تقول من بين المقدرات الخطية وغير المتحيزة، تكون مقدرات طريقة المربعات الصغرى العادية "OLS" أفضل مقدرات خطية غير متحيزة " BLUE " حيث أن لها أصغر تباين ممكن مقارنة مع بقية المقدرات الخطية وغير المتحيزة الأخرى.**

**تتضمن هذه النظرية خاصية أقل تباين للمقدرات ويمكن البرهنة عليها بعد إيجاد تباينات المقدرات كما يلي:**

**2.4.3 تباين المقدرات:**

لدينا: من المعادلة رقم 02 نجد:



نعوض  في المعادلة رقم 03 نجد:





بإدخال التوقع الرياضي :



لدينا : 

بتعويض هذه العلاقة في المعادلة رقم : 04 نجد:



نتحصل على:



حيث : تباين الحد العشوائي.

وتسمى المصفوفة العددية أعلاه بمصفوفة التباين والتباين المشترك "Variance -CovarianceMatrix" للمعالم المقدرة، حيث تشكل العناصر القطرية في المصفوفة تباين المعالم المقدرة ، بينما العناصر غير القطرية ( أعلى وأسفل القطر ) التباين المشترك والترابط بين أي إثنين من هاته المعالم المقدرة.

= 

من المصفوفة أعلاه يمكن إستنتاج مايلي:

 أي أن :

 أي أن :

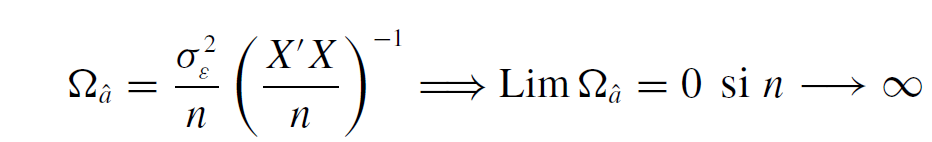


**وبالتالي فإن تباين أي عنصر من عناصرهوعبارة عن حاصل ضرب قيمة  بما يقابلها من العناصر الواقعة على قطر المصفوفة، كما أن قيمة التباين المشترك بين أي اثنين من عناصرهوعبارة عن حاصل ضرب بالعنصر المقابل لها والواقع خارج نطاق القطر للمصفوفة[[8]](#footnote-9).**

**يمكن أن نبرهن عن هذا التباين**  **هو الأقل بحساب نهايته عندما يكون n كبير نسبيا** **:**



**إذا كانت الفرضيتين الرابعة والخامسة محققتين فإن :**

****

**تباين المقدرات باستخدام المعطيات المركزة:**

**يمكننا إيجاد مصفوفة التباين والتباين المشترك باستخدام المعطيات المركزة كما يلي:**



فلنأخذ مثالا لنموذج متكون من متغيرتين مستقلتين في النموذج



 تكتب على الشكل التالي:



= 

**نلاحظ من مصفوفة التباين والتباين المشترك للمقدرات بالنحرافات أنها لا تتضمن تباين الحد الثابت**

 كما أنها لا تتضمن التباين المشترك للحد الثابت مع أي ميل حدي 

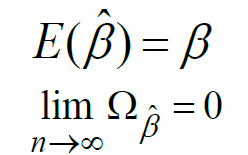
**نستطيع أن نستخرج تباين الحد الثابت بكل سهولة من العلاقة الآتية:**

****

** منقول مصفوفة المتوسطات الحسابية في حالة متغيرتين مستقلتين:  و **

**خاصية الاتساق:**

**بما أن**  **تحقق الشروط :**

****

**فإن المقدرات  هي مقدرات متسقة للمعالم **

**5.3 تقدير تباين الأخطاء :**

إحدى فرضيات النموذج هي  وبما أن غير معروف، فينبغي تقديره:



نضع : ، حيث *تسمى المصفوفة الدورية* أي :



بالإضافة إلى ذلك :  

ومنه:  أي : 

ندخل التوقع الرياضي على الطرفين : 

ويجب الملاحظة أن أثريساوي أثر ، ونعلم أيضا أن أثر =أثر.

يكون لدينا إذن : أثر ()=أثر ()



نعلم أن:  وعليه: 

ومنه : 

حيث :  ; 

لكي نحصل على تقدير غير متحيز لـ  يكفي قسمة العبارة على  :



في حالة الانحدار المتعدد حيث هناك  معلم للتقدير و عدد المشاهدات، وهذا يُعطي عدد درجات الحرية ، إذن :



**6.3 اختبار جودة التوفيق والارتباط:**

**1.6.3 معامل التحديد**  **: Multiple Coefficient of determination**

ويعد مؤشر أساس في تقييم مدى معنوية العلاقة بين المتغير التابع () والمتغيرات المستقلة ( ) حيث : () ، بعبارة أخرى هو مقياس يوضح نسبة مساهمة المتغيرات المستقلة في تفسير التغير الحاصل في المتغير التابع . ويمكن حسابه كالأتي:

بذلك يمكن كتابة معادلة الانحرافات الكلية كآلاتي :













لدينا :







أي أن :









: تمثل الانحرافات الكلية .

 : تمثل الانحرافات الموضحة من قبل خط الانحدار .

: تمثلا الانحرافات غير الموضحة .

**وبما أن معامل التحديد عبارة عن نسبة الانحرافات الموضحة من قيل خط الانحدار إلى الانحرافات الكلية " Total variation " ، فانه يمثل نسبة مجموع مربعات التغير في المتغيرات المستقلة إلى مجموع المربعات الكلية[[9]](#footnote-10) :**



**ملاحظة : **

* **عندما يكون  قريب من الواحد فهذا يدل على جودة التوفيق وقوة القدرة التفسيرية للنموذج والعكس صحيح.**
* **إذا كان: "SCR=0" فهذا يعني أن النموذج هو عبارة عن خط مستقيم ولا توجد أخطاء في النموذج وهي حالة نادرة الحدوث.**
* **أما إذا كان: " SCE=0" فهذا يعني ان المتغيرات المستقلة لا تفسر إطلاقا المتغير التابع وهي حالة نادرة الحدوث ايضا.**

**يمكن إيجاد معامل التحديد بالانحرافات كما يلي:**

حيث : 



**ايجاد معامل التحديد المصحح  :**

إن إضافة متغيرات مستقلة جديدة إلى المعادلة يؤدي إلى رفع قيمة ، وذلك لثبات قيمة المقام وتغير قيمة البسط بمقدار غير أن الاستمرار بإضافة المتغيرات المستقلة سيؤدي إلى انخفاض درجات الحرية، مما يتطلب استخراج معامل التحديد المعدل أو المصحح  على النحو الآتي[[10]](#footnote-11) :

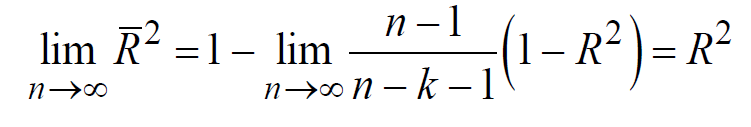






نلاحظ أن:  إذا كانت 

يمكن أن نلاحظ أنه عندما يكون عدد المشاهدات n كبير نسبيا فإن  يؤول إلى 



**نتيجة : إذا كان حجم العينة  كبيرا، فإن  و يقتربان قي قيمتهما، لكن في العينات الصغيرة، إذا كان عدد المتغيرات المستقلة كبيرا بالمقارنة مع حجم العينة، فإن  يقل بكثير على، ويمكن أن يأخذ قيما سالبة، في هذه الحالة يجب شرحه على أساس أن قيمته تساوي الصفر.**

**مثال : في المثال التطبيقي السابق أوجد :**

**2\*اوجد الانحراف المعياري المقدر للمعلمات المقدرة باستخدام المعطيات الأصلية والانحرافات:**

\* **حساب الانحراف المعياري المقدر للمعلمات المقدرة** .

****

= 

لدينا :  و  
إيجاد :

لدينا : 













= 

* **حساب الانحراف المعياري للمفدرات :**

****

** **

** **

** **

* **حساب الانحراف المعياري للمفدرات " بطريقة الانحرافات :**

بالانحرافات مصفوفة التباين والتباين المشترك على الشكل التالي:

لدينا :   
إيجاد :

لدينا : 















* **حساب الانحراف المعياري للمفدرات :**

****

** **

** **

* **حساب الانحراف المعياري للحد الثابت باستخدام الانحرافات :**





** **

* **إيجاد معامل التحديد مع التفسير****:**









أو :



**التفسير :** الاستيراد  مفسر ب : 99% عن طريق الدخل الوطني و السعر  وتبقى 01% تدخل ضمن هامش الخطأ وهي متغيرات أخرى لم تدرج في النموذج أو أخطاء إرتكبناها أثناء القياس ، على العموم هو هامش قليل جدا دلالة على قوة النموذج التفسيرية.

* **إيجاد معامل التحديد المصحح** **:**





**2.6.3 معامل الارتباط الجزئي: Partial Correlation**

في بعض الظواهر والدراسات يوجد هناك عدد من المتغيرات (ثلاثة فأكثر) مرتبطة بعلاقة رياضية فيما بينها مثل: إنفاق أسرة يكون مرتبط بدخلها الشهري و عدد افرداها وكذلك حجم مبيعات سلعة معينة يرتبط بسعرها وحجم الدعاية لها وكذلك الفترة الزمنية للبيع ففي هذه الحالة، ولغرض حساب معامل الارتباط بين متغيرين اثنين في دراسة معينة مع وجود متغيرات أخرى نلجأ إلى حساب ما يسمى بالارتباط الجزئي .

الارتباط الجزئي هو: العلاقة الرياضية الصافية بين متغيرين اثنين فقط مع وجود متغيرات أخرى قيد الدراسة ويمكن حساب هذه العلاقة الرياضية من خلال معامل الارتباط الجزئي.

إن الفرق بينه وبين معامل الارتباط البسيط هو أن معامل بيرسون يستخرج العلاقة بين متغيرين اثنين لأي ظاهرة بدون يأخذ بنظر الاعتبار وجود متغيرات أخرى تؤثر في الظاهرة أو لا ، بينما معامل الارتباط الجزئي لا يأخذ بنظر الاعتبار وجود متغيرات أخرى تؤثر في الظاهرة فحسب وإنما يقوم باستبعاد أثرها لكي يستخرج الارتباط الصافي بين أي متغيرين.

**1.2.6.3 حساب معامل الارتباط الجزئي**

ليكن لدينا نموذج انحدار متكون من متغيرتين مستقلتين كالاتي:



* **معامل الارتباط الجزئي بين** [[11]](#footnote-12)**:**

 **حيث تعني العبارة بين القوسين تثبيت المتغيرة عند مستواها المتوسط.**

 : معامل الارتباط البسيط بين المتغيرتين .

 : معامل الارتباط البسيط بين المتغيرتين .

 : معامل الارتباط البسيط بين المتغيرتين .

* **معامل الارتباط الجزئي بين** **:**

 **حيث تعني العبارة بين القوسين تثبيت المتغيرة عند مستواها المتوسط.**

**2.2.6.3 خصائص معامل الارتباط الجزئي:**

\* إن قيمة معامل الارتباط الجزئي تتراوح بين (1-,1)

\* تفسر قيمته كما تفسر قيمة معامل الارتباط البسيط.

\* إن معامل الارتباط الجزئي لأي متغيرين تكون إشارته مماثلة لإشارة معامل الارتباط البسيط بينهما.

**مثال تطبيقي :**

**إنطلاقا من المعطيات السابقة أوجد معامل الارتباط الجزئي  مع تثبيت  ثم**

**أوجد معامل الارتباط الجزئي  مع تثبيت .**

* **معامل الارتباط الجزئي بين :**

 **حيث تعني العبارة بين القوسين تثبيت المتغيرة عند مستواها المتوسط.**

 : معامل الارتباط البسيط بين المتغيرتين .

 : معامل الارتباط البسيط بين المتغيرتين .

 : معامل الارتباط البسيط بين المتغيرتين .





* **معامل الارتباط الجزئي بين** **:**



**نلاحظ من النتائج المتحصل عليها أن المتغيرة اكثر مساهمة في تفسير من المتغيرة **

**7.3 اختبار الفرضيات لنموذج الخطي المتعدد :**

يهدف هذا العنصر إلى توسيع معارفنا الأساسية لنموذج الانحدار وذلك بإجراء اختبار معنوية الانحدار المتعدد والمقدر باستخدام توزيع اختبار إحصاءه ومقارنته باختبار  ومن ثم تقييم كفاءة الأداء العام لنموذج الانحدار المتعدد  ومقارنته بمعامل التحديد المقدر المعدل  ، وكذلك اختبار العلاقة بين  و  من خلال جدول تحليل التباين  , ثم علاقة  بقيمة المتغير العشوائي  .

**1.7.3 اختبار معنوية المعالم (****) :**

يستخدم اختبار  لتقييم معنوية تأثير المتغيرات المستقلة في المتغير التابع y في نموذج الانحدار المتعدد يعتمد على نوعين من الفروض [[12]](#footnote-13):

(فرضية العدم) المعلمة ليس لها دلالة معنوية



المعلمة لها دلالة معنوية  (الفرضية البديلة)

وبعد احتساب قيمة () تقارن مع قيمتها الجدولية لتحديد قبول او رفض فرضية العدم ومن ثم تقييم معنوية معلمات النموذج المقدر، والصيغة الرياضية لهذا الاختبار يمكن بيانها كما يلي[[13]](#footnote-14) :

: القيمة المحسوبة.

وما دمنا نختبر فرضية العدم وتنص على انعدام  فإن قيمة  تصبح على الشكل التالي: ، حيث يتم قبول أو رفض الفرضيةبمستوى معنوية  على أساس مقارنة مع القيمة المجدولة حيث أن :  يتم قراءتها من جدول ستودينت كالتالي: حيث أن:

: مستوى المعنوية و : عدد المتغيرات المستقلة في نموذج الانحدار الخطي المتعدد المراد دراسته .

إذا كانت  ففي هذه الحالة المعلمة ليس لها معنوية إحصائية أي يساوي معنويا الصفر .

إذا كانت  أي المعلمة لها معنوية إحصائية فهو يختلف معنويا عن الصفر.

**ملاحظة: عندما يكون حجم العينة كبيرا () فينبغي استعمال التوزيع الطبيعي و يمكن أخذ القيمة الحرجة  و ذلك بحساب المساحة المظلة للتوزيع الطبيعي.**

**2.7.3 اختبار فيشر**  **– Statistics**

يستهدف هذا الاختبار معرفة مدى معنوية العلاقة الخطية بين المتغيرات المستقلة X1 , X2 , ...XK على المتغير التابع Y ، وكما هو الحال في الانحدار البسيط فإنه يعتمد على نوعين من الفروض[[14]](#footnote-15):

(فرضية العدم) الانحدار ككل ليس له دلالة معنوية

الانحدار ككل له دلالة معنوية معامل (الفرضية البديلة)

والصيغة الرياضية لهذا الاختبار هي :





وبعد احتساب قيمة  تقارن مع قيمتها الجدولية بدرجة حرية  و  للبسط والمقام ولمستوى معنوية معين .

* عندما تكون نرفض فرضية العدم  ونقبل الفرضية البديلة  مما يدل على أنه من بين معلمات النموذج يوجد واحد على الأقل يختلف عن الصفر أي أن هناك متغيرا مفسرا له تأثير جوهري على المتغير التابع بمعنى أن معادلة الانحدار المقدرة لها معنوية إحصائيا.
* عندما تكون نقبل فرضية العدم أي جميع المتغيرات التفسيرية لا تمارس أي تأثير على المتغير التابع وتكون معادلة الانحدار المقدرة غير معنوية إحصائيا.

**3.7.3 جدول تحليل التباين ANOVA** [[15]](#footnote-16)**:**

لغرض الوقوف على تأثير كل من ،  في المتغير التابع  ، لابد من عمل جدول تحليل التباين لبيان أثر المتغيرين المستقلين و في النموذج.

## جدول تحليل التباين

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| اختبار | متوسط مربعات الخطأ | درجات الحرية | مجموع مربعات الخطأ | مصدر التباين |
|  |  |  |  | الانحراف الموضح من قبل و SCE |
|  |  |  | الانحراف غير الموضحSCR |
|  |  | الانحراف الكليSCT |

**4.7.3 قياس حدود الثقة :**

عند مستوى معنوية  يكون مجال الثقة لكلا المعلمين :

و الصيغة الرياضية لتقدير حدود الثقة هي:

الانحراف المعياري المعلمة المقدرة المعلمة المقدرة معلمة المجتمع أي:

   
 : القيمة الحرجة لتوزيع  بدرجة حرية  و نسبة معنوية  ونجدها من جدول لتوزيع القيمة المحسوبة.

**ملاحظة: عندما يكون حجم العينة كبيرا () فينبغي استعمال التوزيع الطبيعي و يمكن أخذ القيمة الحرجة  و ذلك بحساب المساحة المظلة للتوزيع الطبيعي.**

وتصبح العلاقة السابقة كالأتي:

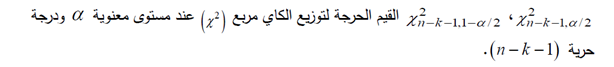
 : القيمة الحرجة للتوزيع *الطبيعي* بدرجة حرية  و نسبة معنوية  ونجد من جدول التوزيع الطبيعي القيمة المجدولة.

**ايجاد مجال الثقة لتباين الأخطاء :**

عند مستوى معنوية  يكون مجال الثقة لتباين الخطاء:









**3\* مثال تطبيقي : اختبر معنوية المعلمات باستخدام اختبار** **عند مستوى معنوية****.**

* **اختبار معنوية ميل الدخل الوطني عند مستوى معنوية.**

فرضيات هذا الاختبار هي:

(فرضية العدم) المعلمة ليس لها دلالة معنوية

المعلمة لها دلالة معنوية  (الفرضية البديلة)

يتم هذا لاختبار بإيجاد القيمة المحسوبة  وتساوي :

حيث أن: 

وما دمنا نختبر فرضية العدم وتنص على انعدام  فإن قيمة  تصبح على الشكل التالي: 

حيث أن :

نلاحظ أن :  نقبل الفرضية  ونرفض الفرضية  أي أن المعلمة لها معنوية إحصائية أي أن الدخل الوطني يؤثر على الاستيراد.

* **اختبار معنوية ميل السعر عند مستوى معنوية .**

فرضيات هذا الاختبار هي:

(فرضية العدم) المعلمة ليس لها دلالة معنوية

المعلمة لها دلالة معنوية  (الفرضية البديلة)

يتم هذا لاختبار بإيجاد القيمة المحسوبة  وتساوي :

حيث أن: 

وما دمنا نختبر فرضية العدم وتنص على انعدام  فإن قيمة  تصبح على الشكل التالي: 

حيث أن :

نلاحظ أن :  نقبل الفرضية  ونرفض الفرضية  أي أن المعلمة لها معنوية إحصائية أي أن السعر يؤثر على الاستيراد.

* **اختبر معنوية الحد الثابت عند مستوى معنوية.**

فرضيات هذا الاختبار هي:

(فرضية العدم) المعلمة ليس لها دلالة معنوية

المعلمة لها دلالة معنوية  (الفرضية البديلة)

يتم هذا لاختبار بإيجاد القيمة المحسوبة  وتساوي :

حيث أن: 

وما دمنا نختبر فرضية العدم وتنص على انعدام  فإن قيمة  تصبح على الشكل التالي: 

حيث أن :

نلاحظ أن :  نقبل الفرضية  ونرفض الفرضية  أي أن المعلمة لها معنوية إحصائية.

**4\* تقدير معالم النموذج عند مستوى ثقة.**

لدينا :





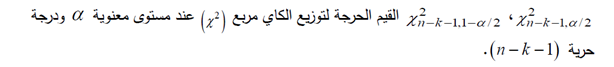


* هذا يعني أن هناك احتمال  أن تقع القيمة الحقيقية لمعلمة المجتمع  بين الحدين الأعلى 17.89 والأدنى 14.08 ، وأن هناك احتمال أن تقع خارج هذين الحدين.
* نفس الشيء بالنسبة للمعلمة  هناك احتمال  أن تقع القيمة الحقيقية لمعلمة المجتمع  بين الحدين الأعلى 1.23 والأدنى 0.061 ، وأن هناك احتمال أن تقع خارج هذين الحدين.
* نفس الشيء بالنسبة للمعلمة  هناك احتمال  أن تقع القيمة الحقيقية لمعلمة المجتمع  بين الحدين الأعلى 1.72 والأدنى 0.49 ، وأن هناك احتمال أن تقع خارج هذين الحدين.

**4\* تقدير تباين الأخطاء عند مستوى ثقة****:**

**لدينا :**









* هذا يعني أن هناك احتمال  أن تقع القيمة الحقيقية لتباين الأخطاء  بين الحدين الأعلى 1.98 والأدنى 1.55 ، وأن هناك احتمال أن تقع خارج هذين الحدين.

## " ANOVA" جدول تحليل التباين

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| اختبار | متوسط مربعات الخطأ | درجات الحرية | مجموع مربعات الخطأ | مصدر التباين |
|  |  |  |  | الانحراف الموضح من قبل و SCE |
|  |  |  | الانحراف غير الموضحSCR |
|  |  | الانحراف الكليSCT |

**5\*اختبار معنوية الانحدار ككل باستخدام اختبار** **عند مستوى معنوية**  **.**

الصيغة الرياضية للفرضية المراد اختبارها كالأتي:

(فرضية العدم) الانحدار ككل ليس له دلالة معنوية

الانحدار ككل له دلالة معنوية  (الفرضية البديلة)

يتم أولا تحديد قيمة  المحسوبة كالتالي:





أو : 

في توزيع  القيمة المجدولة لإحصائية  في هده الحالة تعتمد على درجتي حرية 2 (في البسط) و  (في المقام).



إذا كان  نقبل  ونرفض الانحدار ككل له دلالة معنوية إحصائية أي أن: الدخل الوطني  والسعر  يؤثران معا في الاستيراد .

**8.3 اختبار صلاحية النموذج لكل فترة ( اختبار CHOW)**

إذا كنا بصدد اختبار ما إذا كان النموذج صالحاً لكل الفترة الزمنية المستخدمة ، خاصة إذا تعلق الأمر بالبيانات في شكل سلاسل زمنية، حيث غالباً ما تحدث تغيرات جوهرية اقتصادية كانت أم سياسية من شأنها أن تؤثر على معلمات النموذج، ومن ثم يصبح النموذج متكون من نقطة انعطاف التي حدثت فيها التغيرات، وبالتالي فالنموذج يصبح غير قادر على تفسير كل المدة الزمنية المستخدمة ونتائجه تكون مظللة، فيصبح من الغير الممكن الاعتماد على نموذج واحد لتمثيل لكل فترة، وبالتالي فلابد من تقسيم السلسلة الزمنية المستخدمة إلى قسمين ويتم تقدير نموذج الانحدار في كل فترة .

نقدر النموذج انطلاقا من عينتين جزئيتين  و  مع ، حيث[[16]](#footnote-17) :



**نختبر الفرضيات التالية :**

(فرضية العدم) النموذج يحافظ على نفس بنائه الهيكلي

الانحدارين مختلفين  (الفرضية البديلة)

إن هذا النوع من الاختبارات يسمى باختبار المساواة ما بين مجموعات و بين معالم الانحدار أو اختبارات التغير الهيكلي أو اختبار CHOW وهو إحدى التطبيقات المهمة لتحليل التباين[[17]](#footnote-18).

تعرف إحصائية فيشر كما يلي :



مع :



إذا كانت ، ففي هذه الحالة نقبل الفرضية ، أي أن النموذج يحافظ على نفس بنائه الهيكلي.

**9.3 التنبؤ:**

**1.9.3 التنبؤ باستعمال الانحدار الخطي المتعدد**

لاحتساب حدود الثقة لأية مشاهدة (نقطة ) من مشاهدات الانحدار للمجتمع أو بعبارة أخرى لحساب القيمة الحقيقية ل عند مستوى معنوية معين للمتغير المستقل في النموذج ، نفترض أن النقطة المراد تقدير حدود ثقتها هي. ولتقدير المجال الذي يمكن أن تقع فيه قيمة المقابلة لتشكيلة معينة من قيم المتغيرات المستقلة  يجب اشتقاق متباينة القيمة.

التنبؤ في المستقبل باستخدام نموذج الانحدار المتعدد كما يلي:





وباختصار :  حيث أن:  شعاع التنبؤ.

**\*مجال الثقة للتنبؤ**

ولغرض اشتقاق المتباينة الخاصة بتقدير فترات حدود الثقة للقيمة يجب اشتقاق وتباين القيمة  وكالاتي :

لايجاد الوسط فاننا ناخذ القيمة المتوقعة ل :



ولإيجاد التباين :





لنعرف شعاع أخطاء التنبؤ:



أما تباين شعاع أخطاء التنبؤ فهو:



لنجد في الأخير: 

مجال الثقة للتبؤ:





**2.9.3 التنبؤ باستخام القيمة المتوقعة :**

وإذا كنا بصدد التنبؤ وقياس حدود الثقة للقيمة المتوقعة  فان مجال الثقة للتنبؤ[[18]](#footnote-19):





**10.3 اختبار مقدرة النموذج على التنبؤ**:

قصد اختبار فعالية النموذج على التنبؤ ، نقوم بفحص ما إذا كانت قيم المتغيرات الداخلية الأصلية متطابقة مع قيم المتغيرات ( المحسوبة ) للقيام بهذا الاختبار لدينا بالإضافة إلى التحليل العادي البياني عدد من المؤشرات الإحصائية التالية :

**\* متوسط الخطـأ :** يعرف متوسط الخطأ كما يلي :

1. 

حيث :

: المتغيرة الداخلية المحاكية .

 : المتغيرة الداخلية المشاهدة .

: يمثل حجم العينة

1. **متوسط نسبة الخطأ:**



نشير هنا أن المشكل مع هذين المعيارين، هو أنها يمكنها أن تنعدم، وبالتالي لا يمكننا إظهار الفروق بين المتغيرات الملاحظة والمتغيرات المحاكية بفعل نفي القيم الموجبة والسالبة أثر بعضها البعض،لذا هذا العيب يمكن أن يأخذ في الحسابات من طرف المعايير الإحصائية التالية :

1. **متوسط القيم المطلقة للخطأ :**



1. **متوسط القيم المطلقة لنسبة للخطأ :**



1. **متوسط مربع للخطأ :**



1. **متوسط مربع نسبة للخطأ :**



نستعمل عامة جذر لمتوسط مربع الخطأ المعرف بـ :



1. **معامل متباينة تايل** *(***Coefficient d’inégalité de Theil)**









- إذا كان  و وبالتالي فنحن هنا في محاكاة كاملة **Simulation Parfaite**.

- إذا كان  فالنتائج المتنبأ بها (المتوقعة) للنموذج هي أسوأ ما يكون [[19]](#footnote-20)(1)

**11.3 الانحدار غير الخطي**:

في بعض الأحيان تتنبأ النظرية الاقتصادية بأن العلاقة بين المتغيرات هي علاقة غير خطية حيث أن العلاقة غير الخطية لاستعمل كثيرا وربما تكون مقبولة عندما تحول إلى علاقة خطية. وهناك صيغ مختلفة يمكن أن تأخذها العلاقة غير الخطية البسيطة .

**1.11.3 النموذج اللوغاريتمي المزدوج:**



حيث  يمثل أساس اللوغاريتم الطبيعي ويساوي 2.71828

 ثابت موجب.

بأخذ اللوغاريتم الطبيعي لكلا الطرفين في المعادلة 01 نجد:





بوضع: 



يصبح لدينا:



تمثل المعادلة (02) العلاقة الخطية بين و والتي يمكن حلها بسهولة حسب طريقة .

**2.11.3 النموذج شبه اللوغاريتمي:**

بالرجوع إلى التحليل الرياضي نفترض أن العلاقة بين المتغير التابع  والمتغير المفسر  تأخذ الشكل التالي:



بأخذ اللوغاريتم الطبيعي لطرفي المعادلة (03) نجد:





وهي علاقة خطية بسيطة يمكن حلها بطريقة OLS

**3.11.3 النموذج شبه اللوغاريتمي المعكوس:**

يمكن صياغة النموذج شبه اللوغاريتمي المعكوس كمايلي:



بإدخال اللوغاريتم الطبيعي على طرفي المعادلة (04) نجد:





حيث: 

ومنه نحصل على علاقة خطية بسيطة يمكن حلها بواسطة طريقة OLS.

**4.11.3 النموذج الأسي:**

يمكن صياغته كمايلي:



بإدخال اللوغاريتم إلى طرفي المعادلة(05) نجد:





وهي علاقة خطية بسيطة يمكن حلها بواسطة طريقة .

**12.3 القيود الخطية على معالم العلاقات الاقتصادية:**

في كثير من الأحيان تحدد النظرية الاقتصادية قيودا خطية على بعض معالم العلاقات الاقتصادية كأن تفترض مثلا تساوي المعلمتين  و  " بمعنى أن الفرق بينهما يساوي صفرا " أو أن تفترض أن مجموع " الفرق " بين معلمتين يساوي قيمة معينة.

فعلى سبيل المثال إذا كانت لدينا دالة إنتاج كوب- دوجلاص الآتية:



حيث : كمية الناتج من السلعة.

 : المدخلات من عنصر العمل.

 : المدخلات من عنصر رأس المال.

فقد يرغب الباحث في اختبار الفرض بأن الإنتاج يخضع لقانون ثبات الغلة أو بمعنى أخر: 

في مثل هذه الحالات يتطلب الأمر تقدير معالم أو معاملات العلاقة الاقتصادية تحت وجود هذه القيود الخطية الأمر الذي يجعل التقديرات المتحصل عليها في هذه الحالة تحقق القيد أو القيود الخطية المفروضة. ومن الناحية الأخرى فإننا نهتم باختبار هذه القيود التي تفرضها النظرية لنتحقق مما إذا كانت صحيحة أم لا وذلك لمجموعة معينة من المشاهدات.

**1.12.3 تقديرات المربعات الصغرى في نموذج الانحدار الخطي العام تحت مجموعة من القيود الخطية على المعالم :**

لنفرض نموذج الانحدار المتعدد والذي يمكن بالشكل المصفوفي التالي:



ولنفترض أن هناك مجموعة من القيود الخطية على معالم النموذج تأخذ الصورة التالية:



حيث : مصفوفة تتكون من عناصر معروفة من الدرجة .

 :عدد القيود الخطية المفروضة.

ومما ينبغي ملاحظته أيضا أن المصفوفة  تحتوي على عدد من الصفوف بقد عدد القيود الخطية بمعنى أن كل صف في يمثل قيد خطي على معالم النموذج . أما متجه العمود  فهو يتكون من عناصر معروفة عددها يساوي عدد القيود الخطية أي عددها .

فعلى سبيل المثال إذا كان لدينا قيد خطي على الصورة :

 أو 

فإنه يمكن كتابة هذا القيد على الصورة :  كما يلي:



حيث:  تتكون من صف واحد "قيد خطي واحد " ،  تتكون من عنصر واحد فقط .

كذلك إذا كان لدينا قيد خطي على الصورة:



فإنه يمكن كتابة هذا القيد على الصورة :  كما يلي:



أما إذا أردنا فرض القيدين السابقين معا على معالم النموذج فإنه يمكن كتابتهما كما يلي:



حيث  تتكون في هذه الحالة من صفين " **قيدين خطيين** " ،  تتكون من عنصرين فقط بقدر عدد القيود الخطية المفروضة .

**2.12.3 اشتقاق تقديرات المربعات الصغرى تحت القيود الخطية** **:**

يعرف نموذج الانحدار الخطي العام بأنه نموذج الانحدار غير المقيد الذي يتم فيه تقدير بدون أي قيود خطية مفروضة عليها . أما النموذج الذي يتم فيه تقدير تحت مجموعة من القيود الخطية فإنه يعرف بنموذج الانحدار المقيد . ويمكن كتابة نموذج الانحدار المقيد المقدر على النحو التالي:



حيث  و  تمثل متجه التقديرات ومتجه الأخطاء المقيدين.

وتقديرات المربعات الصغرى المقيدة ل  تحسب على الشكل التالي :



**3.12.3 اختبار القيود الخطية:**

لاختبار القود الخطية السابقة فإن فرض العدم والفرض البديل والاختبار المستخدم يمكن كتابتهم على الشكل التالي:







* عندما تكون نرفض فرضية العدم  ونقبل الفرضية البديلة  مما يدل على القيود الخطية غير صحيحة.
* عندما تكون نقبل فرضية العدم أي ان القيود الخطية صحيحة.

**مثال :**

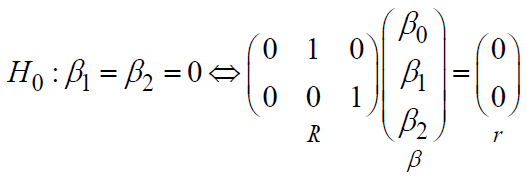
* **5\*اختبار معنوية الانحدار ككل باستخدام اختبار** باستخدام القيود الخطية **عند مستوى معنوية**  **.**



ينبغي كتابة فرضية العدم على الشكل :



نلاحظ أن :



يمكننا كتابة الاحصائية  كما يلي :



مع :













**6\*إيجاد قيمة** **علما أن :** **و** 



وباختصار :  حيث أن:  شعاع التنبؤ.



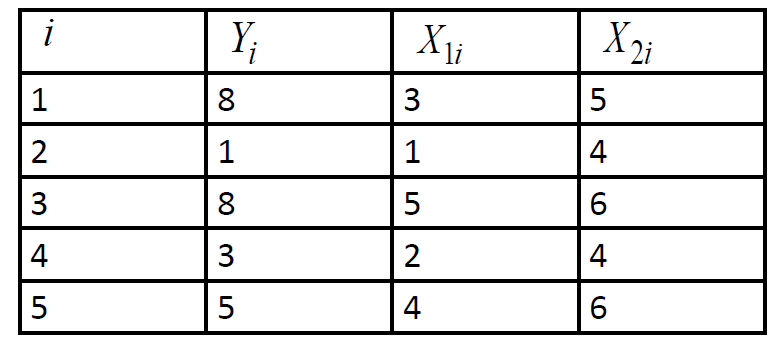
**7\*** تحديد مجال الثقة للاستيراد المتنبأ به سابقا عند مستوى ثقة .

لدينا : 





**مثال تطبيقي : الجدول التالي يتضمن البيانات الخاصة بالمتغير تابع   و في إحدى الدول ل 5 مشاهدات التالية:**



**المطلوب:**

**نفس أسئلة المثال التطبيقي السابق**

**-1الكتابة المصفوفية لنموذج الانحار:**



=   +  …. ( 2 )

**2\*إيجاد المعادلة المقدرة باستخدام المعطيات العادية والمركزة " الانحرافات".**





بالتطبيق العددي نتحصل على :





* **تقدير المعلمات باستخدام الانحرافات :**























 , 





**في مثالنا لدينا متغيرتين مستقلتين وبالتالي:**

= 

**أي أن :**

=

**لدينا :**











**بالتعويض نجد :**

 =



* **شرح المعنى الاقتصادي لمعالم الانحدار المقدرة .**

تشير التقديرات إلى وجود علاقة طردية بين  و فكل زيادة في  بمقدار وحدة واحدة تزداد  ب 065 وحدة مع ثبات أثر  .

كما تشير المعادلة إلى وجود علاقة طردية بين  و  فزيادة  بوحدة واحدة تؤدي إلى زيادة  ب 1.11 وحدة مع ثبات أثر .

**2**\* **حساب الانحراف المعياري المقدر للمعلمات المقدرة** .

****

= 

لدينا :  و  
إيجاد :

لدينا : 











= 

* **حساب الانحراف المعياري للمفدرات :**

****

** **

** **

** **

* **حساب الانحراف المعياري للمفدرات " بطريقة الانحرافات :**

بالانحرافات مصفوفة التباين والتباين المشترك على الشكل التالي:

لدينا :   
إيجاد :

لدينا : 

















* **حساب الانحراف المعياري للمقدرات :**

****

** **

** **

* **حساب الانحراف المعياري للحد الثابت باستخدام الانحرافات :**





** **

* **إيجاد معامل التحديد مع التفسير.**



أو :



**التفسير :**  مفسر ب : 69% عن طريق و  وتبقى 31% تدخل ضمن هامش الخطأ وهي متغيرات أخرى لم تدرج في النموذج أو أخطاء إرتكبناها أثناء القياس ، على العموم هو هامش كبير نوعا ما دلالة على ضعف النموذج التفسيرية.

* **إيجاد معامل التحديد المصحح .**





**إنطلاقا من المعطيات السابقة أوجد معامل الارتباط الجزئي  مع تثبيت  ثم**

**أوجد معامل الارتباط الجزئي  مع تثبيت .**

* **معامل الارتباط الجزئي بين :**

 **حيث تعني العبارة بين القوسين تثبيت المتغيرة عند مستواها المتوسط.**

 : معامل الارتباط البسيط بين المتغيرتين .

 : معامل الارتباط البسيط بين المتغيرتين .

 : معامل الارتباط البسيط بين المتغيرتين .





* **معامل الارتباط الجزئي بين** **:**



**نلاحظ من النتائج المتحصل عليها أن المتغيرة اكثر مساهمة في تفسير من المتغيرة **

* **3\* اختبار معنوية المعالم باستخدام اختبار ستودينت :**
* **اختبر معنوية الحد الثابت عند مستوى معنوية.**

فرضيات هذا الاختبار هي:

(فرضية العدم) المعلمة ليس لها دلالة معنوية

المعلمة لها دلالة معنوية  (الفرضية البديلة)

يتم هذا لاختبار بإيجاد القيمة المحسوبة  وتساوي :

حيث أن: 

وما دمنا نختبر فرضية العدم وتنص على انعدام  فإن قيمة  تصبح على الشكل التالي: 

حيث أن :

نلاحظ أن :  نقبل الفرضية  ونرفض الفرضية  أي أن المعلمة ليس لها معنوية إحصائية

* **اختبار معنوية الميل الأول عند مستوى معنوية.**

فرضيات هذا الاختبار هي:

(فرضية العدم) المعلمة ليس لها دلالة معنوية

المعلمة لها دلالة معنوية  (الفرضية البديلة)

يتم هذا لاختبار بإيجاد القيمة المحسوبة  وتساوي :

حيث أن: 

وما دمنا نختبر فرضية العدم وتنص على انعدام  فإن قيمة  تصبح على الشكل التالي: 

حيث أن :

نلاحظ أن :  نقبل الفرضية  ونرفض الفرضية  أي أن المعلمة ليس لها معنوية إحصائية

* **اختبار معنوية الميل الثاني عند مستوى معنوية .**

فرضيات هذا الاختبار هي:

(فرضية العدم) المعلمة ليس لها دلالة معنوية

المعلمة لها دلالة معنوية  (الفرضية البديلة)

يتم هذا لاختبار بإيجاد القيمة المحسوبة  وتساوي :

حيث أن: 

وما دمنا نختبر فرضية العدم وتنص على انعدام  فإن قيمة  تصبح على الشكل التالي: 

حيث أن :

نلاحظ أن :  نقبل الفرضية  ونرفض الفرضية  أي أن المعلمة ليس لها معنوية إحصائية

**4\* تقدير معالم النموذج عند مستوى ثقة.**

لدينا :





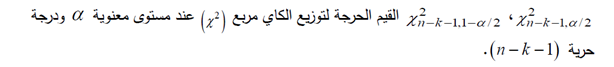


* هذا يعني أن هناك احتمال  أن تقع القيمة الحقيقية لمعلمة المجتمع  بين الحدين الأعلى 58.234 والأدنى -48.234 ، وأن هناك احتمال أن تقع خارج هذين الحدين.
* نفس الشيء بالنسبة للمعلمة  هناك احتمال  أن تقع القيمة الحقيقية لمعلمة المجتمع  بين الحدين الأعلى 12.82 والأدنى -7.82 ، وأن هناك احتمال أن تقع خارج هذين الحدين.
* نفس الشيء بالنسبة للمعلمة  هناك احتمال  أن تقع القيمة الحقيقية لمعلمة المجتمع  بين الحدين الأعلى 14.754 والأدنى -17.754 ، وأن هناك احتمال أن تقع خارج هذين الحدين.

**4\* تقدير تباين الأخطاء عند مستوى ثقة****:**

**لدينا :**









* هذا يعني أن هناك احتمال  أن تقع القيمة الحقيقية لتباين الأخطاء  بين الحدين الأعلى 225.5 والأدنى 1.55 ، وأن هناك احتمال أن تقع خارج هذين الحدين.

## " ANOVA" جدول تحليل التباين

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| اختبار | متوسط مربعات الخطأ | درجات الحرية | مجموع مربعات الخطأ | مصدر التباين |
|  |  |  |  | الانحراف الموضح من قبل و SCE |
|  |  |  | الانحراف غير الموضحSCR |
|  |  | الانحراف الكليSCT |

**5\*اختبار معنوية المعلمات باستخدام اختبار** **عند مستوى معنوية**  **.**

الصيغة الرياضية للفرضية المراد اختبارها كالأتي:

(فرضية العدم) الانحدار ككل ليس له دلالة معنوية

الانحدار ككل له دلالة معنوية  (الفرضية البديلة)

يتم أولا تحديد قيمة  المحسوبة كالتالي:





أو : 

في توزيع  القيمة المجدولة لإحصائية  في هده الحالة تعتمد على درجتي حرية 2 (في البسط) و  (في المقام).



نلاحظ أن :  نقبل  ونرفض الانحدار ككل ليس له دلالة معنوية إحصائية أي أن:  و  لا يؤثران معا  .

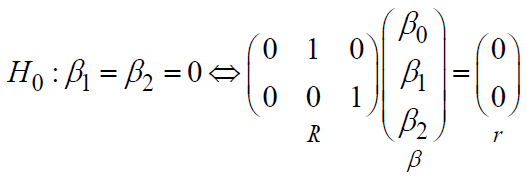
**\*اختبار معنوية الانحدار ككل باستخدام اختبار** باستخدام القيود الخطية **عند مستوى معنوية**  **.**



ينبغي كتابة فرضية العدم على الشكل :



نلاحظ أن :



يمكننا كتابة الاحصائية  كما يلي :



مع :





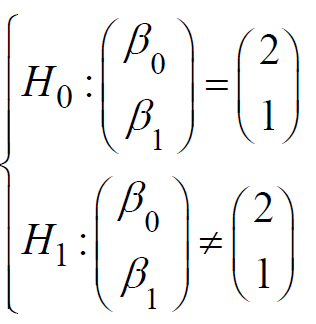








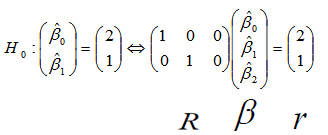
**\*اختبار الفرضية التالية** **عند مستوى معنوية** **:**

****

ينبغي كتابة فرضية العدم على الشكل :



نلاحظ أن :



يمكننا كتابة الاحصائية  كما يلي :



مع :















نلاحظ أن :  نقبل  ونرفض .

**6\*إيجاد قيمة** **علما أن :** **و** 



وباختصار :  حيث أن:  شعاع التنبؤ.



**7\*** تحديد مجال الثقة للاستيراد المتنبأ به سابقا عند مستوى ثقة .

لدينا : 





**الفصل الرابع: مشاكل القياس الاقتصادي**

**1.4 تمهيــــــــــــــــــد:**

نماذج الانحدار بأشكالها المختلفة تعاني عادة من مشاكل قياسية متعددة ويؤدي وجود هذه المشاكل إلى اختلال أحد (أو كل) افتراضـات طريقة المربعات الصغرى العادية، وتصبح هذه الطريقة غير ملائمة لتقدير معلمات العلاقات الاقتصادية، لذلك يتعين في هذه الحالة البحث عن طرق قياسية أخرى أكثر ملائمة و حتى نختبر مدى توفر هذه الافتراضات يتعين إجراء بعض الاختبارات مستخدمين بعض المعايير القياسية، وسوف نتعرض في هذا الفصل لثلاثة مشاكل قياسية وهي: مشكلة التعدد الخطي ومشكلة عدم ثبات التباين. إضافة إلى مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء.

**2.4 مشكلة التعدد الخطي:**

يعود تاريخ التعدد الخطي الى المقال الذي نشره Frisch في سنة 1934 حيث وضح فيه مفهوم التعدد الخطي بأن المتغيرات التي تتعامل معها قد تكون واقعة تحت تأثير علاقتين أو أكثر، بعبارة أخرى يشير مصطلح الانحدار الخطي المتعدد إلى وجود ارتباط خطي بين عدد من المتغيرات التفسيرية في نموذج الانحدار، وبذلك يتم خرق أحد فرضيات نموذج الانحدار الخطي المتعدد "أي أن لا يكون هناك

ارتباطاً خطياً متعدداً بين المتغيرات المستقلة"، ومن ثم فإن مشكلة التعدد الخطي المتعدد لا توجد في حالة الانحدار البسيط و إنما يوجد فقط في حالة الانحدار المتعدد[[20]](#footnote-21).

عند وجود علاقة ارتباط تامة بين متغيرين تفسيريين أو بين جميع المتغيرات التفسيرية المكونة للنموذج يصبح محدد المصفوفة  يساوي صفرا، حيث يستحيل إيجاد معكوس المصفوفة، وبالتالي عدم إمكانية استخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية، أو أن يكون محدد المصفوفة  قريبا من الصفر في حالة الارتباط غير التام الذي معه تضمحل قدرة  على عكس الخصائص الحقيقية لمعلمات النموذج ويكون النموذج ذا قدرة تنبؤية ضعيفة.

على سبيل المثال إذا كان هناك نموذج ارتباط خطي متعدد يحتوي على متغيرين مستقلين : و  التالي:



إذا حدث ارتباط بين  و  كما يلي:



نقول أن هناك مشكلة ارتباط خطي متعدد، ومعامل الارتباط البسيط بين المتغيرين المستقلين يساوي الواحد الصحيح:

باستخدام معامل الارتباط  أو مر بعها معامل التحديد  نحدد إذا كان هناك ارتباط خطي متعدد.



* إذا كان معامل الارتباط  يساوي الصفر فانه ليس هناك مشكلة ارتباط خطي متعدد.
* إذا كانت هناك ارتباط كامل آي أن  فنول أن هناك ارتباط خطي متعدد تام، وعند حدوث الارتباط الخطي التام لا نستطيع إجراء التقدير باستخدام المربعات الصغرى العادية ، ولكن هذه المشكلة لا تحدث كثيرا في الدراسات العملية إلا في ظروف استثنائية ويمكن معالجتها بحذف أحد المتغيرات لان الآخر يقوم مقامه..

**1.2.4 أسباب التعدد الخطي :**

يرجع طهور مشكلة التعدد الخطي لعدة عوامل أهمها:

**\*** تميل المتغيرات الاقتصادية لان تتغير معا عبر الزمن نظرا لأنها تتأثر جميعها بنفس العوامل **.**فعلى سبيل المثال تزداد معظم المتغيرات الاقتصادية في أوقات الرواج أو النمو الاقتصادي السريع.فزيادة الطلب الكلي على السلع والخدمات يصاحبها زيادة في الإنتاج وزيادة في العمالة وزيادة في الدخل وزيادة في الاستثمار والاستهلاك والادخار وارتفاع الأسعار. والعكس يحدث في فترات الكساد[[21]](#footnote-22).

\* استخدام المتغيرات ذات الفجوة الزمنية كمتغيرات تفسيرية بنموذج الانحدار. فعلى سبيل المثال يظهر الدخل الجاري للفترة الحالية ودخل الفترة السابقة في دالة الاستهلاك كمتغيرات مستقلة تؤثر في استهلاك الفترة الحالية، فتأخذ دالة الاستهلاك الصيغة التالية:



\* بالرغم من أن مشكلة التعدد الخطي عادة ما تظهر في حالة استخدام بيانات سلسلة زمنية إلا أنها قد تظهر في بعض الحالات عند استخدام بيانات قطاعية. فعلى سبيل المثال يلاحظ انه في حالة استخدام بيانات قطاعية لمجموعة مؤسسات صناعية لتقدير دالة إنتاج،فان الكميات المستخدمة من العمل ورأس المال كمتغيرات مستقلة قد ترتبط بشدة. ويرجع هذه إلى أن المؤسسات الكبيرة عادة ما تستخدم كميات كبيرة من كل من العمل ورأس المال،في حين أن المؤسسات الصغيرة عادة ما تستخدم كميات قليلة من كل من العمل ورأس المال[[22]](#footnote-23).

\* يؤدي صغر حجم العينة بحيث يصبح عدد المشاهدات قريبا من عدد المتغيرات التفسيرية إلى ظهور مشكلة التعدد الخطي. وتسمى هذه المشكلة بمشكلة صغر حجم العينة.

**2.2.4 نتائج التعدد الخطي**[[23]](#footnote-24)**:**

**أولا: حالة تعدد خطي تام:**

\* تصبح القيم المقدرة للمعلمات غير محددة.

\* الأخطاء المعيارية للمعلمات المقدرة تصبح كبيرة كبرا لا نهائيا.

**ثانيا : التعدد الخطي غير التام :**

\* تصبح المعلمات المقدرة غير دقيقة وان كان من الممكن في هذه الحالة تقدير قيم منفصلة لكل منها.

\* كبر الأخطاء المعيارية للمعلمات المقدرة كبرا محددا.

\* قد يكون هناك بعض المتغيرات ذات الأهمية الكبيرة في تفسير الظاهرة محل البحث، أي أن معامل التحديد لدالة الانحدار المقدرة باستخدام بيانات عنها يكون مرتفعا، إلا أن وجود ارتباط بينها قد يؤدي لتضخم الأخطاء المعيارية للمعلمات المقدرة مما قد يدفع الباحث لحذف بعض هذه المتغيرات مؤديا بذلك إلى انخفاض معامل التحديد وإضعاف المقدرة التفسيرية للنموذج، بالإضافة إلى سوء تعيين النموذج وما يترتب عليه من خطأ في التقدير يسمى بخطأ الحذف.

\* يؤدي وجود التعدد الخطي إلى كبر معامل التحديد مع عدم معنوية المعلمات المقدرة.

\* تصبح مقدرات طريقة المربعات الصغرى حساسة للتغيرات الطفيفة في البيانات.

**3.2.4 اختبار وجود مشكلة التعدد الخطي:**

**1.3.2.4 اختبار Klein:**

يبدو أن كلاين يقبل بان الارتباط الخطي المتعدد ليس بالضرورة مشكلة مالم يكن ذلك الارتباط الخطي المتعدد اكبر نسبياً من درجة الارتباط المتعدد الكلي بين كل المتغيرات آنياً، ويعتقـد كلايـن أن الارتباط  الخطي يكون مؤذياً إذا كان الارتباط الداخلي يكون اكبر من الارتباط الكلي، ولكن يعاب على هذا الاختبار أن درجة الارتباط الداخلي بين المتغيرات المستقلة لا تعتبر معيارا دقيقا لمدى التأثير الذي يحدثه وجود التعدد الخطي على قيم المعلمات المقدرة وقيم الأخطاء المعيارية. فقد تكون معاملات الارتباط البسيطة بين المتغيرات المستقلة منخفضة بالرغم من وجود مشكلة تعدد خطي خطير.

**2.3.2.4 طريقة التحليل الترافدي ل Frisch:**

تكمن هذه الطريقة في إجراء انحدار للمتغير التابع على كل متغير مستقل على حدى، ومنه نحصل على كل الانحدارات الأولية، ثم نختار الانحدار الأولي الذي يعطي أفضل النتائج في ضوء المعايير المستخدمة، ثم نضيف تدريجياً متغيرات مفسرة أخرى و نختبر أثاره على الأخطاء المعيارية و على ، ويكون المتغير المضاف للانحدار ذا معنوية إذا تحققت فيه الشروط التالية**[[24]](#footnote-25)**:

\* إذا حَسَّن المتغير المستقل الجديد من  بدون أن يجعل المعالم الفردية مرفوضة بطريقة خاطئة، نحتفظ بهذا المتغير ونعتبره كمتغير مستقل.

\* إذا أثر المتغير المستقل المضاف بشكل واضح على إشارات و قيم معلمات الانحدار لتكون قيم غير مقبولة اقتصادياً فإنه يمكننا القول بأن هذا مؤشر على وجود التعدد الخطي بشكل معقد.

إن التحليل الترافدي لFrischينص على تقدير كل الانحدارات الممكنة ما بين المتغيرات الموجودة بالعلاقة المدروسة آخذين كل متغير بالترتيب كمتغير تابع و اعتبار كل الانحدارات الممكنة لكل متغير في بقية المتغيرات و التي ندخلها تدريجياً في التحليل، و من الواضح أن التحليل الترافدي يتطلب منا حسابات كثيرة، و منه تكون المقارنات ما بين النتائج معقدة أكثر.

**1.2.3.2.4 مثال تطبيقي 03 على اختبار Firsche:**

حاولنا من خلال هذا المثال بناء نموذج اقتصادي قياسي للاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر خلال الفترة : 1985-2013.

أعطت نتائج التقدير الأولية النتائج التالية:



**اختبار : FIRSH وفقا لهذا الاختبار يتم إتباع الخطوات التالية:**

سوف نقوم باختبار كل متغير مفسر على حدى من أجل معرفة مدى تأثير كل من هذه المتغيرات.

**1\* انحدار الاستثمار الأجنبي المباشر على GDP خلال الفترة : (2013 -1985).**

تحصلنا على النموذج التالي:



" 13.14" " 2.53-"

من خلال النموذج نلاحظ أن الاستثمار الأجنبي المباشر يرتبط بعلاقة طردية بالناتج المحلي الإجمالي، وهذا يتوافق مع توقعاتنا إذن معامل له معنوية اقتصادية ، أما من الناحية الإحصائية نقبل معلمة الناتج المحلي الإجمالي، وهذا لأن إحصائية ستودنت  أكبر من القيمة المجدولة ل ، أما فيما يخص معامل التحديد  مما يؤكد على قدرة النموذج التفسيرية بين الناتج المحلي الإجمالي والاستثمار الأجنبي المباشر، كما أن إحصائية فيشر تساوي 170.78 وهي أكبر من بمستوى معنوية 5٪ . إذن معامل الناتج المحلي GDP له معنوية إحصائية واقتصادية.

**2\* انحدار الاستثمار الأجنبي المباشر على INF خلال الفترة : (2013 -1985).**

نحصل على النموذج الموالي:



" -3.37" " 5.51"

من خلال النموذج نلاحظ أن الاستثمار الأجنبي المباشر يرتبط بعلاقة عكسية بالتضخم، وهذا يتوافق مع توقعاتنا إذن معامل له معنوية اقتصادية، أما من الناحية الإحصائية نقبل معلمة التضخم، وهذا لأن إحصائية ستودنت  أكبر من القيمة المجدولة ل ، أما فيما يخص معامل التحديد  مما يؤكد على ضعف قدرة النموذج التفسيرية بين الناتج التضخم والاستثمار الأجنبي المباشر ، كما أن إحصائية فيشر تساوي 172.78 وهي أكبر من بمستوى معنوية 5٪ . إذن معامل التضخم  له معنوية إحصائية واقتصادية.

**3\* انحدار الاستثمار الأجنبي المباشر على IBS "معدل الضريبة على أرباح الشركات " خلال الفترة : (2013 -1985).**

تحصلنا على النموذج التالي:



" -5.69" " 6.98"

من خلال النموذج نلاحظ أن الاستثمار الأجنبي المباشر يرتبط بعلاقة طردية مع معدل الضريبة على أرباح الشركات  ، وهذا يتوافق مع توقعاتنا إذن معامل له معنوية اقتصادية، أما من الناحية الإحصائية نقبل معلمة معدل الضريبة على أرباح الشركات، وهذا لأن إحصائية ستودنت  أكبر من القيمة المجدولة ل ، أما فيما يخص معامل التحديد  مما يؤكد على متوسط قدرة النموذج التفسيرية بين معدل الضريبة على أرباح الشركات  والاستثمار الأجنبي المباشر ، كما أن إحصائية فيشر تساوي 32.4 وهي أكبر من بمستوى معنوية 5٪ . إذن معامل معدل الضريبة على أرباح الشركات  IBSS له معنوية إحصائية واقتصادية.

**4\* انحدار الاستثمار الأجنبي المباشر على سعر الصرف خلال الفترة : (2013 -1985).**

**تحصلنا على النموذج التالي:**



" 4.95" " -1.40"

من خلال النموذج نلاحظ أن الاستثمار الأجنبي المباشر يرتبط بعلاقة طردية مع سعر الصرف، حيث أن سعر الصرف الحقيقي له تأثير موجب على تدفق الاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر كما يمكن تفسير هذه العلاقة الموجبة بين سعر الصرف والاستثمار الأجنبي المباشر في الجزائر بأن نسبة كبيرة من مشروعات الاستثمار الأجنبي المباشر تتجه لهدف تصدير(أغلبية الاستثمارات في قطاع المحروقات) وهذا يعني أن العائد يكون بالعملة الأجنبية ومنه انخفاض العملة المحلية سيكون له أثر ايجابي على المستثمر الأجنبي حين يقيم هذا العائد بالعملة المحلية إذن معامل سعر الصرفلها معنوية اقتصادية.

أما من الناحية الإحصائية نقبل معلمة سعر الصرف، وهذا لأن إحصائية ستودنت  أكبر من القيمة المجدولة ل، أما فيما يخص معامل التحديد  مما يؤكد على متوسط قدرة النموذج التفسيرية بين سعر الصرف  والاستثمار الأجنبي المباشر ، كما أن إحصائية فيشر تساوي 24.58 وهي أكبر من بمستوى معنوية 5٪ . إذن معامل سعر الصرف   له معنوية إحصائية واقتصادية.

بعد القيام بإجراء الانحدار للمتغير التابع على كل متغير مفسر على حدى سوف نختار معادلة الانحدار التي تعطي أفضل النتائج على أساس عدة اختبارات و التي سوف نلاحظها في الجدول التالي:

**جدول رقم( 01 ) : اختبار معادلة الانحدار التي تعطي أفضل النتائج:**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | إحصائيات | إحصائيات | Schwarz criterion | Akaike info criterion | S.E.of regression | المعنوية الإحصائية |  |
| النموذج 01 | **13.14** | **172.78** | **13.66** | **13.56** | **204.79** | **نعم** | **0.89** |
| النموذج 02 | **-3.37** | **172.78** | **15.45** | **15.35** | **501.14** | **نعم** | **0.35** |
| النموذج 03 | **-5.69** | **32.40** | **14.95** | **14.85** | **390.10** | **نعم** | **0.60** |
| النموذج 04 | **4.95** | **24.58** | **15.11** | **15.01** | **422** | **نعم** | **0.53** |

**المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج 9.0Eviews**

نلاحظ من خلال الجدول أن أفضل معادلة انحدار التي تعطي أفضل النتائج في ضوء المعايير المستعملة هو النموذج الثاني فهي الأفضل سواء من حيث إحصائية ستودنت أو إحصائية فيشر أو معامل التحديد أو الخطأ المعياري أو معيار akaihe info criterion أو sswruohc noiretirc، ومنه نختار معادلة الانحدار في النموذج الثاني و إدخال المتغيرات المفسرة بالتدريج و فحص أثرها على الأخطاء المعيارية و معامل التحديد حيث يمكن تلخيص هذه النماذج في الجدول التالي:

**جدول رقم(02) : حساب أهمية المتغير المفسر الإضافي:**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| النموذج | | الثابت | GDP | IBS | INF | TCH |  |  | F | SERE | |
| **2** | IDE=f(GDP) | **(-2.53)** | **(13.14)** | **\_** | **\_** | **\_** |  |  |  | **204.79** |
| **6** | IDE=f(GDP,IBS) | **(-1,59)** | **0.25**  **(6.9)** | **13.609**  **(1.28)** | **-** | **-** | **0.899** | **0.889** | **89.87** | **201.715** |
| **7** | IDE=f(GDP,IBS) | **-** | **0.16**  **(14.809)** | **3.168-**  **(2.307-)** | **\_** | **\_** | **0.877** | **0.881** | **165.09** | **208.985** |
| **8** | IDE=f(GDP,INF) | **60.105-**  **(0.55-)** | **0.196**  **(10.39)** | **\_** | **5.978-**  **(1.17-)** | **\_** | **0.898** | **0.888** | **88.64** | **202.966** |
| **9** | IDE=f(GDP,INF) | **\_** | **0.187**  **(17.41)** | **\_** | **8.26-**  **(2.80-)** | **\_** | **0.897** | **0.892** | **183.01** | **199.59** |
| **10** | IDE=f(GDP,TCH) | **101.68-**  **(1.25-)** | **0.236**  **(8.46)** | **\_** | **\_** | **3.26-**  **(1.21-)** | **0.899** | **0.889** | **89.13** | **202.467** |
| **11** | IDE=f(GDP,TCH) | **\_** | **0.243**  **(8.72)** | **\_** | **\_** | **5.345-**  **(2.51-)** | **0.861** | **0.886** | **172** | **205.209** |
| **12** | IDE=f(GDP,IBS,INF) | **619.52-**  **(1.125-)** | **0.233**  **(5.728)** | **11.344**  **(1.036)** | **4.74-**  **(0.91-)** | **\_** | **0.904** | **0.888** | **59.67** | **202.586** |
| **13** | IDE=f(GDP,IBS,INF) | **\_** | **0.190**  **(13.99)** | **0.733-**  **(0.339-)** | **6.965-**  **(1.432-)** | **\_** | **0.897** | **0.887** | **87.70** | **203.937** |
| **14** | IDE=f(GDP,IBS,TCH) | **579.52-**  **(0.54-)** | **0.248**  **(6.48)** | **9.28**  **(0.451)** | **-** | **1.27-**  **(0.247-)** | **0.9** | **0.884** | **57.123** | **206.623** |
| **15** | IDE=f(GDP,IBS,TCH) | **\_** | **0.34**  **(8.24)** | **1.9-**  **(1.21-)** | **\_** | **3.74-**  **(1,5-)** | **0.898** | **0.888** | **88.65** | **202.961** |
| **16** | IDE=f(GDP,INF,TCH) | **4.43**  **(0.03)** | **0.224**  **(7.65)** | **\_** | **6.10-**  **(1.21-)** | **0.332-**  **(1.25-)** | **0.906** | **0.891** | **61.33** | **200.09** |
| **17** | IDE=f(GDP,INF,TCH) | **\_** | **0.224**  **(7.92)** | **\_** | **5.96-**  **(1.8-)** | **3.28-**  **(1.41-)** | **0.906** | **0.897** | **96.83** | **195.03** |

**المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج 9.0Eviews .**

نلاحظ من خلال الجدول أن جميع النماذج ليس لها معنوية إحصائية إلا في معامل GDP باستثناء ثلاث نماذج وهي:

IDE= F(GDP, TCH) IDE= F (GDP,INF) IDE=F(GDP, IBS)

كما نلاحظ في النموذج IDE= F(GDP, TCH) أن إشارة معلمة TCHلا تتوافق مع توقعاتنا ومنطق النظرية الاقتصادية، ومنه هذا المتغير مرفوض من الناحية الاقتصادية ومنه سوف نختار النموذج الذي يعطينا أفضل النتائج من بين النموذجين الباقيين على أساس عدة اختبارات.

**جدول رقم (03): مقارنة النتائج.**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | إحصائيات |  |  | S.E.of regression | Schwarz | Akaike |
| النموذج الثاني  IDE=f(GDP) | **172.78** | **0.891** | **0.886** | **204.79** | **10.82** | **10.72** |
| النموذج التاسع  IDE=f(GDP,INF) | **183.01** | **0.897** | **0.892** | **199.59** | **10.77** | **10.67** |
| النموذج السابع  IDE=f(GDP,IBS) | **165.09** | **0.887** | **0.881** | **208.985** | **1.86** | **10.76** |

**المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج .EVIEWS**

\* من خلال النموذج التاسع عند إضافة INF للنموذج الثاني أنه قد حسن من قيمة معامل التحديد وكذلك معامل التحديد المعدل، حيث أصبح يساوي 0.892 بعدما كان يساوي 0.886 في النموذج الثاني.

\*من خلال النموذج السابع عند إضافة IBS للنموذج الثاني أنه قد خفض من قيمة معامل التحديد وكذلك معامل التحديد المعدل حيث أصبح يساوي0.881 بعد ما كان يساوي 0.886 في النموذج الثاني.

ومنه نستنتج أن النموذج التاسع هو الأفضل من بين النماذج، ضف إلى ذلك أن النموذج:

IDE= F(GDP, INF) نحصل فيه على توفيق أفضل سواء من ناحية معامل التحديد أو معامل التحديد المعدل أو إحصائية فيشر أو الخطأ المعياري أو اختبار **akaike** أو **Schwarz**.

**4.3.2.4 طريقة Farrar-Glauber [[25]](#footnote-26) :**

إن أسلوب كلاين تم تحجيمه من قبل كل من (**Farrar-Glauber**) في بحثهما المعنون **Multicollinerity in regression analysis** مشكلة الارتباط الخطـي المتعـدد فـي تحليـل الانحدار، والمنشور في مجلـة **Review of econamics and statistic**، سنة 1967 ويـستند اختبار (**Farrar-Glauber**) الى إحصائية () حيث يتم اختبار الفرضية التالية:

(استقلال خطي) 

(ارتباط خطي) 

ويمكن التعبير عن إحصائية **Farrar-Glauber** (القيمة المحسوبة) كما يلي:



حيث  هو حجم العينة،  هو عدد المتغيرات المفسرة في النموذج و ln هو اللوغاريتم النبيري لمحدد مصفوفة معاملات الارتباط التالية :



عندما تكون قيمة المحدد تقترب من الصفر، فإن هناك دليل على وجود تعدد خطي.

إذا كانت قيمة  أكبر تماما من القيمة المجدولة لتوزيع  بدرجة حرية  و نسبة معنوية ، نقبل  أي هناك تعدد خطي.

وبعد ثبوت مشكلة التعدد الخطي بموجب الاختبار أعلاه، يستوجب تحديد أي متغيـر مـن المتغيـرات

المستقلة مرتبطة خطياً والتي أدى إلى حدوث مشكلة التعدد الخطي، ويتم التشخيص من خلال اختبـار

 وحسب الصيغة التالية [[26]](#footnote-27):



وذلك لاختبار الفرضيات التالية:





نقارن قيمة المحسوبة مع قيمة  النظرية بدرجتي حرية  ومستوى معنويـة  فـاذا

كانت  ترفض  أي أن المتغيرات التوضيحية مرتبطة مع بعضها وبعكسه ترفض الفرضية البديلة اي ان المتغيرات التوضيحية لا ترتبط مع بعضها ولا يشكل مصدر قلق لمـشكلة التعدد الخطي، وبذلك يتم تشخيص كافة المتغيرات المرتبطة مع بقية المتغيرات التوضيحية.

ولغرض تحديد العوامـل المسببة لحصول مثل هذه المشكلة للمتغيرات التوضيحية لذلك يجب إجراء اختبار ثالث وهو اختبار  الذي يعتمد على قيم معاملات الارتباط الجزئية ما بين كل اثنين من المتغيرات التوضيحية وبموجـب الصيغة التالية[[27]](#footnote-28) :



حيث أن :  يمثل مربع معامل الارتباط الجزئي ما بين المتغيرين المستقلين ( و )

باعتبار أن بقية المتغيرات المستقلة ثابتة .

حيث أن :





نقارن القيمة المحسوبة  والقيمة الجدولية  بدرجة حرية  ومستوى معنوية معين فإذا كانـت

كانت  ترفض  ، أي أن الارتباط الجزئي بين ( و ) معنـوي، وبذلك يتم تشخيص بشكل نهائي المتغيرات التوضيحية التي تكون سبباً في حـصول مـشكلة التعـدد الخطي.

**1.4.3.2.4 مثال تطبيقي على اختبار Farrar-Glauber :**

**إذا كانت لدينا مصفوفة الارتباطات R التالية:**



محدد الارتباط يصبح :



نلاحظ أن قيمة المحدد تقترب من الصفر، فإن هناك دليل على وجود تعدد خطي.







نلاحظ أن قيمة  الجدولية بدرجات حرية 4\*3/2=6 هي 16.8 وهي أصغر من  المحسوبة وعليه نستنتج أن هناك مشكلة التعدد الخطي.

**4.2.4 علاج مشكلة التعدد الخطي:**

يعتمد العلاج الملائم لمشكلة التعدد الخطي على طبيعة المشكلة نفسها، ونفرق في هذا الصد بين حالات عديدة:

\* إذا كانت المتغيرات التفسيرية المرتبطة متغيرات قليلة الأهمية في التأثير على الظاهرة محل البحث فقد يكون الحل هو إسقاط هذه المتغيرات، ولكن يلاحظ أن هذا الحل قد يؤدي لوجود مشكلة ارتباط ذاتي من ناحية أخرى.

\* محاولة توسيع حجم العينة من خلال إضافة بيانات كافية عن متغيرات الظاهرة المدروسة، لأنه يساعد على تخفيض حجم التباينات نظرا لوجود علاقة عكسية بين حجم العينة و قيمة التباين[[28]](#footnote-29):

\* استخدام معلومات قبلية في حالة توافرها.

\* ومن الأساليب المقترحة الأخرى لعلاج مشكلة التعدد الخطي تحويل المتغيرات، فمن أسباب التعدد الخطي المتعدد أن المتغيرات الاقتصادية تميل للتغير في نفس الاتجاه عبر الزمن. ولتفادي هذا الأثر نقوم باستخدام النسب و الفروقات عوضاً عن المتغيرات الأصلية ، ولكن ليس من المؤكد أن تؤدي هذه الطريقة بالضرورة للتخلص من مشكلة التعدد الخطي، أو تحويل شكل الدالة باستعمال

\* خلط بيانات قطاعية وبيانات سلسلة زمنية في النموذج المدروس[[29]](#footnote-30).

**5.2.4 الأسئلة والتمارين:**

لتكن لديك المعطيات المتعلقة بالواردات () والناتج الوطني الإجمالي () والرقم القياسي للأسعار

() (بالألف دج) التالية :



**ملاحظة : الأرقام ما بين قوسين هو الانحراف المعياري المقدر**

\* حدد جدول تحليل التباين للنموذج ؟

\* أحسب معامل الارتباط البسيط بين المتغيرات المستقلة ؟

\* اختبر معنوية المعالم باستخدام اختبار  عند مستوى الدلالة؟

\* مالمعني التحليلي الإحصائي لهذا النموذج ؟ تأكد من ذلك باستخدام كل الاختبارات الإحصائية التي درستها ؟

\* تم حذف المتغير  وتحصلنا على النتائج التالية:

\*هل تحسن النموذج وهل استفدنا من حذف المتغير ؟



\* قم بتقدير النموذج الأصلي باستخدام طريقة انحدار الحرف علما أن :  **؟**

**3.4 مشكلة عدم ثبات التباين:**

اختلاف التباين **Heterskedasticity** : من الفروض التي استخدمناها في طريقة المربعات الصغرى العادية:  أي أننا افترضنا ثبوت التباين**Homoskedasticity** .

تتمثل مشكلة عدم ثبات التباين في تغير تباين الحد العشوائي مع تغير قيم المتغير التفسيري، أي أن تغير المتغير التفسيري يؤدي لتغير المتغير التابع ويؤدي أيضا لتغير تباين الحد العشوائي.

هذا الفرض لا يعد مشـــــــكله في الدراســات المتعلقة بالســـــلاسل الزمنية، حيث أن  عادة تكون في نفس الترتيب وكذلك  مثل:الاستهلاك الكلي إذا رتبنا مستويات معينه لمدة 20 سنه ماضيه وكذلك الدخل قد توافق فرض ثبات التباين، ولكن عندما نتعامل مع الاقتصاد الجزئي حيث أن المشــاهدات تتباعد عن بعضها بطريقه مختلفة، ومثال ذلك الدخل والنفقات، ففرض الثبات يختل في هذه الحالة حيث يوجد تباين قليل في المستويات  المنخفضة من الدخل بينما يوجد تباين كبير في المستويات المرتفعة.

إذا رســـمنا البيانات يتوقع أن يحصل على شكل انتشــار ويتزايد التشتت كلما ارتفع مستوى الدخل ، كذلك في الدراسات الجزئية مثل دراسات دوال الطلب، ودوال التكاليف، ودوال الإنتاج.

في تلك الدراسات يأتي خرق ثبات التباين لأن هذه الدراسات تعتمد على الدراســات المقطعية **Cross** **section** (**بيانات تجمع في فتره زمنية واحدة لعدد من الوحدات الاقتصادية**) إذا حصل تفاوت في الدخل يحصل تفاوت في استهلاك السلع معناه أن تباين المتغير التابع ليس بالثابت، إلا انه في بعض الأحيان يظهر عدم التجانس في بيانات السلسلة الزمنية ، بخاصة عندما تكون تلك السلسلة ذات صبغة مالية ، مثل أسعار الأسهم ومعدلات التضخم ومعدلات التبادل الخارجي.

يوضح الشكل رقم (13) العلاقة المتوقعة بين المتغيرين التابع  والمستقل  في حالة ثبات وعدم ثبات تباين الخطأ[[30]](#footnote-31).

**الشكل رقم13 : ثبات وعدم ثبات تباين الخطأ.**

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

*X*

*Y*

•

•

•

•

•

•

•

•

•

**ثبات تباين الخطأ في نموذج الانحدار البسيط**

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

*X*

*Y*

•

•

•

•

•

•

•

•

•

**عدم ثبات تباين الخطأ في نموذج الانحدار البسيط**

**1.3.4 أسباب اختلاف التباين:**

من أهم الأسباب التي تؤدي لهذه المشكلة ما يلي:

\* وجود علاقة ذات اتجاهين بين المتغيرات الداخلية كما يحدث في النماذج ذات المعادلات الآنية.

\* استخدام البيانات المقطعية بدلا من بيانات السلسلة الزمنية، فعند استخدام بيانات قطاعية عن ميزانية عينة من الأسر، يلاحظ انه عند الدخول المنخفضة يكون تباين الإنفاق على الضروريات منخفضا وذلك نظرا لان الحد الأقصى للإنفاق لدى الطبقة الفقيرة يكون منخفضا نسبيا نتيجة لانخفاض الدخل، كما أن هناك حد أدنى لا يمكن للإنفاق أن ينخفض دونه وهو حد الكفاف. أما عند مستويات الدخول المرتفعة عادة ما يكون الإنفاق على السلع الكمالية أكثر تشتتا نظرا لعدم وجود حدود بنفس الطريقة لأقصى إنفاق أو اقل إنفاق[[31]](#footnote-32).

\* استخدام بيانات جزئية بدلا من البيانات التجميعية، فعند استخدام بيانات تجميعية تختفي الاختلافات بين المفردات حيث يلغي بعضها البعض فلا يكون هناك مجال لتشتت القيم بدرجة كبيرة. أما في حالة البيانات الجزئية كتلك المتاحة عن الأفراد أو المنشات الفردية، فعادة ما يكون التشتت كبير بين القيم للاختلافات الكبيرة بين سلوك المفردات.

**2.3.4 آثار مشكلة عدم ثبات التباين :**

**من أهم الآثار المترتبة عن مشكلة عدم التجانس التباين ما يلي:**

\* **تبقى المعلمات المقدرة باستخدام المربعات الصغرى العادية غير متحيزة و متسقة لكن تصبح غير فعالة ( تفقد خاصية الكفاءة).**

**\* لبرهان على أن : **





















**لدينا : ** تصبح العلاقة رقم 03 كالأتي : ****

* **إيجاد تباين** 















**في ظل وجود اختلاف التباين يكون تباين  هو** :











بمقارنته مع تباين  في حالة ثبات التباين نجد أن وجه الاختلاف في  كمتغير في حالة اختلاف التباين وكثابت في حالة ثبات التباين .

فالتباين غير ثابت يعني يتغير من مستوى لآخر في المتغير المفسر، وبالتالي يكون التباين يأخذ قيم متغيرة أي لا نستطيع أن نحركه إلى يسار الجمع .

إن اختلاف التباين يجعل المقدرات ذات تباين أكبر وهذا يعني أنها ليست أفضل المقدرات أي أن المقدرات ستخسر على وجه التحديد خاصية آدني تباين ، وبالتالي فمقدرات المربعات الصغرى العادية لن تصبح تلك المقدرات بأعلى دقه في القياس، " **هناك علاقة عكسية بين التباين ودقة القياس فإذا ارتفع التباين تقل دقة القياس**" وبالتالي نخسر أعلى دقه معناها توجد الآن مقدرات أخرى على خلاف مقدرات المربعات الصغرى العادية أكثر دقة في القياس، ومعناها ينبغي استعمال تلك المقدرات الآن وليس مقدرات م ص ع لأن الغرض في القياس الإحصائي دقة القياس ونظرا لوجود اختلاف في التباين لم تعد مقدرات م ص ع هي المقدرات التي تتميز بالدقة فهناك مقدرات أخرى تمتلك خاصية الدقة ويجب استعمال تلك المقدرات.

\* تصبح التباينات المقدرة وكذلك التغايرات الخاصة بالمعلمات المقدرة متحيزة وغير متسقة ولذا فان اختبارات الفروض لا تصبح دقيقة أو ملائمة.

\* تصبح فترات الثقة أكثر اتساعاً كما تقل قوة الاختبارات المعنوية نظراً لاختفاء خاصية أدنى تباين؛

\* التنبؤ باستخدام نتائج تقدير يكون فيه التباين غير ثابت لن يكون ممكناً[[32]](#footnote-33).

**3.3.4 اختبارات الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين :**

اكتشاف اختلاف التباين برسم القيم المقدرة للبواقي مع قيم  ، إذا كان هناك شكل منتظم يوضح اختلافات في التباين فإننا نتوقع وجود لاختلاف التباين ، ويمكن استخدام تحليل الانحدار لاختبار اختلاف التباين.

هنالك العديد من الاختبارات التي يتم استعملها للكشف عن وجود مشكلة التعدد الخطي من بينها اختبار بارك Park واختبار **Goldfeld-Quandt**.

**1.3.3.4 اختبار Park [[33]](#footnote-34):**

فرضيات هذا الاختبار:

(فرضية العدم) عدم وجود مشكلة تجانس التباين



(الفرضية البديلة) وجود مشكلة تجانس التباين



ليكن نموذج الانحدار الخطي البسيط التالي: حيث:



**أولا:** بعد تقدير هذا النموذج نقوم بالحصول على القيم المقدرة لحد الخطأ من العلاقة التالية:



**ثانيا:** استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في إجراء الانحدار على ، فينتج ما يلي:



**ثالثا:** إيجاد القيمة المحسوبة لاختبار بالنسبة لـ كما يلي:



**رابعا:** إيجاد القيمة الجدولية عند درجة حرية ومستوى معنوية معين.



**خامسا:** مقارنة القيمة المحسوبة بالقيمة الجدولية، فإذا كانت المحسوبة اكبر من القيمة المجدولة ، فإنه يتم قبول الفرض البديل ، ويدل هذا على وجود مشكلة عدم ثبات تباين الخطأ.



**1.1.3.3.4 مثال تطبيقي على اختبار بارك:**

لتكن لديك البيانات التالية والمتعلقة بالدخل والادخار.



|  |  |
| --- | --- |
| **الادخار** | **الدخل** |
| **270** | **2262** |
| **330** | **2574** |
| **420** | **2834** |
| **510** | **3900** |
| **570** | **4810** |
| **660** | **5460** |
| **900** | **6500** |
| **1050** | **7020** |

**المطلوب**: اختبار عدم تجانس التباين باستخدام اختبار  **بارك.**

**المرحلة الأولى :**

إيجاد معادلة انحدار الادخار عل ى الدخل .

كانت معادلة الانحدار المقدرة هي:



**المرحلة الثانية :**

إيجاد معادلة انحدار لوغاريتم مربعات الأخطاء على لوغاريتم المتغير المستقل " الدخل " باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية وكنت معادلة الانحدار المقدرة كالتالي:



**المرحلة الثالثة :**

(فرضية العدم) ثبات تباين الأخطاء



عدم ثبات تباين الأخطاء (الفرضية البديلة)



إيجاد القيمة المحسوبة لاختبار بالنسبة لـ كما يلي:



تقارن القيمة المحسوبة معإيجاد القيمة الجدولية عند درجة حرية ومستوى معنوية معين.



**نلاحظ أن :** المحسوبة أقل من القيمة المجدولة وبالتالي يتم قبول الفرض الصفري ويدل هذا على عدم وجود مشكلة عدم ثبات تباين الخطأ.



**2.3.3.4 اختبار جولدفيلد-كوندات Goldfeld-Quandt Test [[34]](#footnote-35) :**

يعتمد هذا الاختبار على تقسيم المشاهدات حسب الترتيب التصاعدي للتباين إلى قسمين ونحسب مقدرة التباين لكل قسم ونقارن بين مقدرتي التباين .

أي انه اختبار تساوي التباين بين الجزئين من العينة هذه الاختبار يعتمد على النسبة بين التباين والتي تعتمد على توزيع حيث يتم حساب التباين لكل جزء من العينة حيث يكون اختبار جولد فلد-كواندت:



حيث: و



يقترح جولد كواندت ترتيب البيانات الخاصة بالمتغير المستقلX والذي ترتبط معه التباين تصاعديا آو تنازليا مع حذف مشاهده من الوسط[[35]](#footnote-36).



* نقوم بتقدير انحدارين منفصلين الأول للعينة التي تشمل القيم الصغيرة من والتي يبلغ عددها ، والتباين التي تشمل القيم الكبيرة من والتي يبلغ عددها .



* تؤخذ نسبة مجموع مربعات البواقي في الانحدار الثاني إلى مجموع مربعات البواقي في الانحدار الأول وذلك للحصول على القيمة المحسوبة للإحصائية كالأتي[[36]](#footnote-37):



* إيجاد القيمة الجدولية لإحصائية عند درجات الحرية لكل من البسط والمقام، ومستوى معنوية معين .



* مقارنة بين القيم المحسوبة لإحصائية والقيمة الجدولية لها، فإذا كانت المحسوبة اكبر من الجدولية، فانه يتم قبول الفرض البديل القائل بوجود مشكلة عدم ثبات التباين للأخطاء.



**1.2.3.3.4 مثال تطبيقي على اختبار جولدفيلد-كوندات Goldfeld-Quandt Test**

في ضوء البيانات التالية التي تبين الإنفاق الاستهلاكي والدخل القابل للتصرف في اقتصاد إحدى الدول للفترة : 1983-1994.



|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | **السنوات** |
| **26.1** | **38.3** | **1983** |
| **29.3** | **43.5** | **1984** |
| **35.6** | **53.5** | **1985** |
| **39.4** | **60.8** | **1986** |
| **42.7** | **66.4** | **1987** |
| **46.3** | **71.2** | **1988** |
| **50.1** | **77.2** | **1989** |
| **54.5** | **86.1** | **1990** |
| **60.1** | **94.6** | **1991** |
| **64.9** | **102.4** | **1992** |
| **69.2** | **109.9** | **1993** |
| **73.1** | **115.6** | **1994** |

**المطلوب**: اختبار عدم تجانس التباين باستخدام اختبار  **Goldfeld Quandt**

\*نلاحظ أن البيانات الخاصة بالمتغير المستقل مرتبة تصاعديا وذلك صدفة .



\*نقوم بحذف 5/1 المشاهدات أي: 12\*1/5=2.5 مشاهدة، حيث تحذف المشاهدتين الخاصتين بسنتي 1988 و 1989 لكي تقسم البيانات إلى مجموعتين جزئيتين تضم كلا من "05 " مشاهدات وذلك على الشكل التالي:

**المجموعة الجزئية الأولى من سنة : 1983-1987:**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |
| **38.3** | **26.1** | **14.2-** | **8.52-** | **120.984** | **201.64** |
| **43.5** | **29.3** | **9-** | **5.32-** | **47.88** | **81** |
| **53.5** | **35.6** | **1** | **0.98** | **0.98** | **1** |
| **60.8** | **39.4** | **8.3** | **4.78** | **39.674** | **68.89** |
| **66.4** | **42.7** | **13.9** | **8.08** | **112.312** | **193.21** |
|  |  |  |  |  |  |

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  |  |
| **0.146075-** | **0.0213379** | **26.24** |
| **0.012583-** | **0.0001583** | **29.31** |
| **0.390287** | **0.1523239** | **35.20** |
| **0.114618-** | **0.0131372** | **39.51** |
| **0.117011-** | **0.0136915** | **42.81** |
| **0** | **0.2006488** | **173.1** |



**المجموعة الجزئية الثانية من سنة : 1990-1994:**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |  |
| **86.194.6** | **54.4** | **15.62-** | **9.86-** | **154.01** | **243.98** |
| **102.4** | **60.1** | **7.12-** | **4.26-** | **30.33** | **50.69** |
| **109.9** | **64.9** | **0.68** | **0.54** | **0.36** | **0.64** |
| **115.6** | **69.2** | **8.18** | **4.84** | **39.59** | **66.91** |
|  | **73.1** | **13.88** | **8.74** | **121.31** | **192.65** |
|  |  |  |  |  |  |



إيجاد :



لدينا :



تؤخذ نسبة مجموع مربعات البواقي في الانحدار الثاني إلى مجموع مربعات البواقي في الانحدار الأول وذلك للحصول على القيمة المحسوبة للإحصاء



* إيجاد القيمة الجدولية لإحصائية .



* نلاحظ أن المحسوبة أقل من الجدولية، قبول والتي تنص على ثبات تباين الأخطاء.



**3.3.3.4 اختبار جليسر Gleyser** [[37]](#footnote-38):

يعتمد هذا الاختبار على شكل العلاقة بين الانحرافات العشوائية والمتغير المستقل الذي تعتمد عليه تلك الانحرافات حيث يتم[[38]](#footnote-39) :

* تقدير معلمات العلاقة الخطية، ومن ثم إيجاد قيم الانحرافات الناتجة من الفرق بين القيم الحقيقية و التقديرية للمتغير التابع.
* أخذ القيمة المطلقة للبواقي كمتغير تابع في الانحدار، حيث يكون المتغير المستقل هو الذي نعتقد بارتباطه مع ، ومن الأمثلة على مثل هذه الصيغ[[39]](#footnote-40):



* اختبار معنوية معلمات العلاقة المقترحة ، من الناحية الإحصائية فإذا أعطت إحدى الصيغ أعلاه قيماً جوهرية لمعلمات الانحدارعندئذ يجب تحويل متغيرات النموذج وفقاً للصيغة المذكورة، بعبارة أخرى يمكن عن طريقها تحديد صيغة العلاقة بين الأخطاء العشوائية و المتغير المستقل.



**4.3.3.4 اختباروايت White test:** يتميز هذا الاختبار بأنه لا يعتمد على افتراض التوزيع الطبيعي كما أنه لا يتطلب معرفة أسباب عدم ثبات التباين ، إلا أنه يصلح للعينات الكبيرة فحسب.

ويتضمن اختبار وايت الخطوات التالية[[40]](#footnote-41):

* يتضمن انحدار مربعات البواقي على المتغيرات المستقلة ومربعاتها



* حساب معامل التحديد الخاص بهذه المعادلة.



* نقوم باختبار الفرضية الصفرية التالية[[41]](#footnote-42):



* حساب إحصائية وايت: تتبع توزيع بدرجة حرية.



إذا كان أكبر من (القيمة الحرجة لتوزيعبنسبة معنوية )، فإننا نرفض أي إذا كان هناك على الأقل معامل واحد من معاملات المعادلة الوسيطية يختلف معنويا عن الصفر فإن تباين الأخطاء غير متجانس[[42]](#footnote-43).



**1.4.3.34 مثال تطبيقي على اختبار وايت White test**

قمنا بدراسة قياسية لعلاقة التضخم بالاستثمار الأجنبي المباشر للفترة من: 1990- 2013 .

نريد اختبار عدم تجانس التباين باستخدام اختبار وايت كمايلي:

\* تقدير النموذج العام بطريقة المربعات الصغرى العادية ثم حساب مربعات البواقي .



\* أعطت نتائج التقدير باستخدام Eviews النتائج التالية:



* يعتمد اختبار وايت بالدرجة الأولى على تقدير انحدار مساعد من ناحية والمتغيرات التفسيرية، وفي دراستنا هذه تتمثل في: ) و ( من ناحية أخرى أي:



تقدير الصيغة التالية:



* ووفقا لهذا الاختبار نتحصل على تقدير النموذج التالي:



ولدينا:



حيث: عدد المشاهدات المستعملة في النموذج.



و لدينا: أي : عند مستوى معنوية % 5.



* إذن : وبهذا نقبل فرضية العدم وعليه يعد دليلا على تجانس التباين لحد الخطأ.



**4.3.4 طرق تصحيح مشكلة عدم ثبات التباين:**

**أولا : في حالة التباينات معلومة :**

من ابرز الطرق المستخدمة لتصحيح هذه المشكلة هي طريقة المربعات الصغرى العامة أو المرجحة

() وتقوم فكرة هذه الطريقة على إعطاء القيم ذات الانحراف الأقل عن خط الانحدار وزنا اكبر من القيم ذات الانحراف الأكبر في تقدير العلاقة محل الاعتبار[[43]](#footnote-44)، ولذا فان الوزن الذي تتخذه هو مقلوب الانحراف المعياري للبواقي:



ومن الملاحظ انه كلما قل تباين البواقي زاد الوزن والعكس صحيح. ومن ثم فإذا كان النموذج الأصلي هو:



وكان الوزن المرجح والذي يعبر عن مقلوب الانحراف المعياري للبواقسي هو حيث أن :



فإن النموذج المعدل " المرجح " الذي يتم تقديره لتلاشي مشكلة عدم ثبات التباين هو:



نقسم طرفي النموذج على σ الخطأ المعياري.



وتكتب على النحو التالي:



تشــير النجوم هذه إلى المتغيرات المصححة حيث أن :

التابع/الخطأ المعياري للعنصر العشوائي=



المفسر / الخطأ المعياري للعنصر العشوائي=



عناصر المتغير العشوائي/الخطأ المقابلة لها=



و معكوس الخطأ المعياري = وسمي بمتغير لآته يعتمد على σ وحيث إنσ متغيرة فإن معكوسها متغير.



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

* توقع الحد العشوائي = الصفر



حيث أن :



* التغاير بين القيم الخاصة بالعناصر العشوائية = الصفر



* تباين الحد العشوائي يساوي قيمه ثابتة يمكن إثبات ذلك بملاحظة أن تباين الحد العشوائي الجديد يساوي القيمة المتوقعة لـ



لكن نعوض عن القيمة في المعادلة أعلاه



تباين الحد العشوائي المصحح الآن ثابت توصلنا إلى نموذج يكون التباين فيه ثابت أي تخلصنا من اختلاف التباين. فيمكن الآن تطبيق م ص ع أي أن م ص ع تطبق على النموذج المصحح وليس النموذج الأصلي.



لأننا لو طبقنا على النموذج الأصلي نتحصل على مقدرات تفتقر إلى الكفاءة ولو طبقت على المصحح نتحصل على مقدرات تمتلك خاصية الكفاءة.

**ثانيا : في حالة التباينات مجهولة :**

في الدراسات الاقتصادية عادة تكون التباينات مجهولة ، فإذا كانت التباينات مجهولة فإنه لا يمكننا استخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة () ، وبدلا عن ذلك فإنه يتم إتباع ما يلي :



* **افتراض نمط عدم ثبات التباين :**

يتم وضع افتراضات معينة عن التباين ، ويتم تحويل " تصحيح " نموذج الانحدار الأصلي بحيث يستوفي فرض ثبات التباين اللازم للحصول على مقدرات تتسم بالكفاءة[[44]](#footnote-45).

* **الافتراض الأول:** ويقضي هذا الفرضية أن تباين الحد العشوائي يتناسب تربيعيا مع قيم المتغير المستقل وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي بقسمة طرفي المعادلة علىإلى الشكل التالي[[45]](#footnote-46):



حيث : عبارة عن حد الخطأ المحول .



ويلاحظ أن الحد العشوائي الجديد في النموذج المحول يستوفي فرض ثبات التباين:



أي أن تباين النموذج المصحح ثابت ويمكن تطبيق م ص ع على النموذج المصحح.

* **الافتراض الثاني:**



ويقضي هذا الفرضية أن تباين الحد العشوائي يتناسب خطيا مع قيم المتغير المستقل وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي بقسمة طرفي المعادلة على الجذر التربيعي للمتغير المستقل أي " " كما يلي[[46]](#footnote-47):



حيث : عبارة عن حد الخطأ المحول .



ويلاحظ أن الحد العشوائي الجديد في النموذج المحول يستوفي فرض ثبات التباين:



أي أن تباين النموذج المصحح ثابت ويمكن تطبيق م ص ع على النموذج المصحح.

* **الافتراض الثالث:** ويقضي هذا الفرضية أن تباين الحد العشوائي يتناسب تربيعيا مع قيم المتغير التابع " " وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي بقسمة طرفي المعادلة علىإلى الشكل التالي[[47]](#footnote-48):



ويلاحظ أن الحد العشوائي الجديد في النموذج المحول يستوفي فرض ثبات التباين:



أي أن تباين النموذج المصحح ثابت ويمكن تطبيق م ص ع على النموذج المصحح.

* **الافتراض الرابع:** ويقضي هذا الفرضية أن تباين الحد العشوائي يتناسب خطيا مع القيم المشاهدة لأخطاء المربعات الصغرى العادية وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي بقسمة طرفي المعادلة على الجذر التربيعي للبواقي كما يلي[[48]](#footnote-49):



أي أن تباين النموذج المصحح ثابت ويمكن تطبيق م ص ع على النموذج المصحح.

* **الافتراض الخامس: التحويل اللوغاريتمي** : ويقضي إجراء الانحدار في الصورة اللوغاريتمية على النحو التالي[[49]](#footnote-50) :



ويلاحظ هنا أن ميل الانحدار يقيس مرونة بالنسبة ل ولهذا السبب تكون الصورة اللوغاريتمية أهمية كبيرة في دراسات الاقتصاد القياسي.



**5.3.4 الأسئــــــــــــــلة والتمــــــــــــــارين:**

قمنا باستخدام عينة عشوائية مكونة من 30عائلة عن الدخل والاستهلاك علما أن البيانات مقسمة إلى ست مجاميع وكل مجموعة بها خمسة مشاهدات تحصلنا على المعطيات التالية :



**ملاحظة : الأرقام ما بين قوسين هو الانحراف المعياري المقدر**

\* اختبر عدم تجانس التباين اتخدام المعطيات المقدمة عند مستوى معنوية 0.05 ؟

\* ما هو شكل عدم تجانس التباين المتحصل عليه ؟صحح ذلك بالطريقة التي تراها مناسبة ؟

**مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء: 4.4**

يشير الارتباط الذاتي بوجه عام إلى وجود ارتباط بين القيم المشاهدة لنفس المتغير وفي نماذج الانحدار عادة ما تشير مشكلة الارتباط الذاتي إلى وجود ارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي ، وفي هذه الحالة تكون قيمة معامل الارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي غير مساوية للصفر، ووجود مشكلة ارتباط ذاتي يخل بأحد الافتراضات التي تقوم عليها طريقة المربعات الصغرى العادية ، وهي تعني أن خطأ ما حدث في فترة ما ثم أخذ يؤثر في الأخطاء الخاصة بالفترات التالية بطريقة تؤدي لتكرار نفس الخطأ أكثر من مرة ، وهذا يعني أنه قد يوجد هناك خطأ واحد ولكنه يتكرر في كل الفترات التالية مما يؤدي إلى ظهور قيم الحد العشوائي عند مستوى يختلف عن القيم الحقيقية[[50]](#footnote-51).



يتم خرق فرض انعدام التغاير دائما في الدراسات التي تعتمد على بيانات تم الحصول عليها من ســلاسل زمنية، وهذا معناه أن الحدث الذي حصل في سنه عينه يتأثر بالحدث في السنة الماضية، و يشبه الارتباط الذاتي رمي حجر في الماء حيث تبدأ قواه تتلاشى تدريجيا لكن تأخذ وقتا ليتم ذلك، فكلما قصر الزمن بين المشاهدات كلما زاد احتمال وجود الارتباط الذاتي، وهذا ما يجعلنا نوجه اهتمام أكثر لوجوده في الفترات التي تضم أشهر أو فصول أكثر من المشاهدات التي تمر على سنوات[[51]](#footnote-52).

من هذا فإننا عندما تتكلم عن الارتباط الذاتي للأخطاء يستخدم هذا التعبير ويشير إلى أن التشتت الذي يحدث في الفترة t له علاقة للتشتت الذي يحدث في الفترة t-s كما أن النتائج المترتبة على الارتباط الذاتي في التقدير يعتمد على طبيعة الارتباط الذاتي نفسه.



ولتحليل الفكرة الأساسية للارتباط الذاتي ، نأخذ نموذجا خطيا بسيطا كالأتي:



ولنفرض أن الاخطاء في العلاقة 01 تتبع الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى أي أن :



من العلاقة رقم 02 يمكن الحصول على الأتي:



بالتعويض نتحصل على [[52]](#footnote-53):



وكذلك لدينا :



وهكذا بالتعويض المتسلسل للأخطاء الناتجة نتحصل على :



والمتسلسلة رقم 03 يمكن كتابنها كما يلي:



وبأخذ التباين للصيغة رقم 03 أعلاه ، علما أن :

،



أما التباين المشترك Cov بين الأخطاء فيمكن الوصول إليها كما يلي[[53]](#footnote-54) :



وبإعادة ترتيب الصيغة أعلاه نتحصل على :



وبما أ ن : نتحصل على[[54]](#footnote-55) :



وبمقارنة العلاقة رقم 04 والعلاقة رقم 05 السابقة الذكر نجد أن :



والعلاقة رقم 06 يمكن كتابتها كما يلي:



**في حالة :**  نتحصل على :



**في حالة :**  نتحصل على :



**في حالة :**  نتحصل على :



**وهكذا: في حالة :**  نتحصل على :



وبجمع هذه الحدود في مصفوفة التباين والتباين المشترك للأخطاء في حالة النموذج الخطي العام نتحصل على [[55]](#footnote-56):



فمثلا لعينة ذات حجم



اما إذا كا حجم العينة ذات حجم



حيث أن **:**



وأن قيمة محددها يعطى كالأتي:



وبشكل عام ولحجم عينة يمكن كتابة معكوس المصفوفة بالشكل الأتي[[56]](#footnote-57):



ويمكن استخراج المصفوفة المطلوبة مباشرة وذلك بحذف من العنصر الأخير للصف الأخير أو العمود الأخير فمثلا ذات الحجم تتكون كالأتي:



وهكذا فإن المصفوفة ، علما أن عناصر الصف الأول لها مطابق لعناصر الصف الأخير مع تغيير مواقع هذه العناصر ، وهي مصفوفة مربعة وذات رتبة مساوية



الى حجم العينة المدروس ، ويمكن النظر اليها باستثناء الصف الأول والأخير منها ، بأنها مصفوفة قطرية بثلاث عناصر وهي :



**1.4.4 أشكال الارتباط الذاتي:**

* **من حيث الرتبة :** قد يكون الارتباط الذاتي من الرتبة الأولى أو من الرتبة الثانية أو من رتبة اعلي. وفي حالة الارتباط الذاتي من الرتبة الأولى نجد أن كل قيمة من قيم الحد العشوائي مرتبطة بالقيمة التي تسبقها فقط ويمكن تمثيل حالة الارتباط الذاتي من هذه الرتبة بمعادلة الانحدار التالية:

مع



حيث يسمى بمعامل الارتباط الذاتي من الرتبة الأولى .



أما في حالة الارتباط الذاتي من الرتبة الثانية فان كل قيمة من قيم الحد العشوائي تكون مرتبطة بالقيمتين السابقتين لها، تمثيل حالة الارتباط الذاتي من هذه الرتبة بمعادلة الانحدار التالية:



حيث يسمى بمعامل الارتباط الذاتي بين القيمة المشاهدة للخطأ في الفترة : t والقيمة المشاهدة للخطأ في الفترة السابقة t-1.



و بمعامل الارتباط الذاتي بين القيمة المشاهدة للخطأ في الفترة : t والقيمة المشاهدة للخطأ في الفترة الزمنية قبل السابقة 2-t.

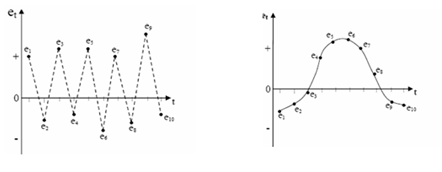


* **من حيث اتجاه الارتباط بين الأخطاء :** كما يلاحظ أن الارتباط الذاتي قد يكون موجبا إذا كان معامل الارتباط الذاتي اكبر من الصفر، وقد يكون سالبا إذا كانت قيمته اقل من الصفر، ويلاحظ في هذا الصدد أنه في حالة أن كان معامل الارتباط الذاتي مساويا يكون الارتباط الذاتي تاما وتكون مشكلة الارتباط الذاتي عند حدها الأقصى، أما إذا كان فإن هذا يشير إلى انعدام وجود هذه المشكلة.



وبالرغم من أته من الممكن أن يكون هناك ارتباط ذاتي سالب إلا أن من الملاحظ أن معظم السلاسل الزمنية الاقتصادية تظهر ارتباطا ذاتيا موجبا.

**الشكل رقم13 : الارتباط الذاتي الموجب والسالب.**



* **من حيث البيانات الزمنية :**

والارتباط الذاتي قد يكون ارتباطا ذاتيا زمنيا او ارتباطا ذاتيا قطاعيا.

* الارتباط الذاتي الزمني فهو يشير للارتباط بين القيم المتتالية للحد العشوائي عبر فترات زمنية متعاقبة عند استخدام بيانات سلسلة زمنية.
* الارتباط الذاتي القطاعي فهو يشير إلى ارتباط بين القيم المختلفة للحد العشوائي الخاصة بمفردات العينة عند نقطة زمنية معينة، ويوجد عند استخدام بيانات قطاعية.

**2.4.4أسباب وجود الارتباط الذاتي :**

تتلخص اهم أسباب وجود الارتباط الذاتي بين القيم المشاهدة للحد العشوائي فيما يلي[[57]](#footnote-58):

* حذف بعض المتغيرات التفسيرية أو المستقلة من نموذج الانحدار.
* الخطأ في صياغة الشكل الرياضي للنموذج.
* الخطأ في معالجة البيانات: ففي بعض الحالات قد تكون البيانات المنشورة شهرية ويريد الباحث بيانات على أساس ربع سنوي، فيقوم بتجميع بيانات كل ثلاثة أشهر ثم يحصل على متوسط لها. ولاشك أن تمثيل بيانات ثلاثة أشهر بنقطة واحدة ينطوي على نوع من التقريب يظهر البيانات في صورة اقل تقلبا.
* أثر الفقاعة والآثار الممتدة لها : إن حدوث عوامل عشوائية طارئة قد ينتج عنها ترابط في قيم المتغير العشوائي لعدد من الفترات ، فالكوارث الطبيعية والحروب والاضطرابات وغيرها قد يمتد أثرها لأكثر من فترة زمنية مما يؤثر على قيم المتغير التابع لعدد من الفترات مما يؤدي إلى وجود ما يسمى حالة الارتباط الذاتي الحقيقي.

**3.4.4آثار مشكلة الارتباط الذاتي:**

يمكن أن نحصر أهم آثار مشكلة الارتباط الذاتي فيما يلي[[58]](#footnote-59):

* لا يؤثر وجود الارتباط الذاتي على درجة تحيز القيم المقدرة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، فتبقى القيم المقدرة غير متحيزة رغم وجود هذه المشكلة، كما تبقى تقديرات هذه الطريقة متسقة ولكنها تفق صفة الكفاءة.
* \* يؤدي وجود مشكلة الارتباط الذاتي إلى صغر حجم الأخطاء المعيارية للمعلمات المقدرة عند استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية، الأمر الذي يؤدي إلى:
* أ- تضخم معنوية المعلمات المقدرة.
* ب- عدم دقة فترات الثقة التي تستخدم الأخطاء المعيارية في حسابها.
* ج- قد تؤدي لعدم صلاحية استخدام اختبار ستودنت.
* تصبح التنبؤات المؤسسة على النموذج غير دقيقة.
* المبالغة في تقدير معامل التحديد .



**4.4.4 طرق تقدير** **:**

**1\* تقدير بطريقة ديربن – واتسون:**



وتحسب قيمة معامل الارتباط الذاتي من العلاقة التالية :



**2\* تقدير بطريقة [[59]](#footnote-60)Theil-Nagar:**



وتحسب قيمة معامل الارتباط الذاتي من العلاقة التالية :



حيث : هي عدد المتغيرات المستقلة.



: هي عدد المشاهدات.



: هي إحصائية ديربن – واتسون .



**3\* تقدير بطريقة** [[60]](#footnote-61)**Cochrane-Orcutt:**



**اقترح CochraneوOrcutt** تقديرا بإعطاء قيمة ابتدائية لـ بواسطة القيم المقدرة لحد الخطأ.



**الخطوة الأولى: إعطاء قيمة ابتدائية لمعامل الارتباط وذلك بتقنية تقدير مباشرة**: ، فليكن: 



* **الخطوة الثانية: تقدير النموذج التالي بطريقة المربعات الصغرى العادية**:

المعالم المقدرة هي: و .



* **الخطوة الثالثة: إعادة تقدير ببواقي تقدير جديدة حيث**:



* **الخطوة الرابعة: تقدير النموذج التالي على المتغيرات ذات شبه الفروقات**:

ثم نعيد تقدير مرة أخرى ببواقي تقدير جديدة فنحصل على تقدير لـ . نكرر العملية مرات أخرى إلى غاية سكون مقدرات النموذج (عادة نكرر العملية ثلاث أو أربع مرات).



**4\* تقدير بطريقة Hildreth-Lu**[[61]](#footnote-62) **:**



* **المرحلة الأولى** : تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية وذلك باختيار اتجاه موجب أو سالب.



* **المرحلة الثانية:** تطبيق م ص ع العديد من المرات على **معادلة التصحيح** نسميها أحيانا معادلة

**الفرو قات** وهي نفس المعادلة التي يمكن الحصول عليها بتطبيق **تحويلة كوكران أوركيت** على الشكل التالي:



وبأخذ قيم مختلفة لـ على حسب الاتجاه :



**\*إذا كان موجب** : نفترض قيم خاصة في المجال **.**



**\*إذا كان سالب** : تختار نفتراض قيم خاصة على المجال .



* **المرحلة الثالثة:** نقوم بتقدير النموذج بواسطة م ص ع وتحسب **مجموع مربعات البواقي** من هذا الانحدار.



* **المرحلة الرابعة:** يكرر التقدير ونحتار التي تحقق اصغر مجموع مربعات.

هذه الطريقة يتم إجراؤها ببرامج الكمبيوتر التي يتم فيها تحديد قيم في كل مرحله، هذا سوف يؤدي إلي نفس المقدرات لـ β , α الذي تحصلتا عليه من طريقة تكرار C\_O.

تمتلك مقدرات **C-O و H**-L كل الخواص التقاربية ولكن لا يمكن استخدامها إذا كان المتغير المستقل يتبع اتجاه خطي أو إذا كان حجم العينة صغير، وذلك لأهمية المشاهدة الأولى في العينة الصغيرة .

**5.4.4 اختبارات الكشف عن الارتباط الذاتي:**

من بين الاختبارات المخصصة عن مشــكلة الارتباط الذاتي اختبار ديربن واتسون، اختبار واختبار مضاعف لاجرانج .



**1.5.4.4 اختبار ديربن – واتسون**[[62]](#footnote-63)**:**

أوسع الاختبارات استعمالا لمختلف العينات، لأنه يوجد اختبارات أخرى قد تكون أقوى من اختبار ديربن-واتســون من الناحية الإحصائية إلا أنها تكتسب قوتها في العينات كبيره الحجم، ولذلك يفضل ديربن -واتســون على الكثير من الاختبارات الأخرى، فضلا على أنه بسيط من ناحية الفكرة والتطبيق.

الاختبار مخصص للكشف عن ارتباط الذاتي من الدرجة الأولى كالأتي[[63]](#footnote-64):



(فرضية العدم ) لا يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء



(الفرضية البديلة) يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء



إذا كانت تساوي صفر تكون صفر ، وبذلك تكون ، وحيث أن تستوفي جميع فروض م ص ع ، وبالتالي يكون المتغير العشوائي للنموذج يستوفي م ص ع، كما هناك أكثر من فرضية بديله يمكن أن تفترض، فهناك الحالة التي يكون فيها الارتباط الذاتي موجب وهو الأكثر حدوثا في الدراسات الاقتصادية لكن أحيانا يكون عندك ارتباط ذاتي سالب.



ولاختبار فرضية العدم يجب حساب إحصائية من الصيغة التالية [[64]](#footnote-65):



أو ويتضح من هذه المعادلة أنه:



* إذا كانت فإن .



* إذا كانت فإن .



* إذا كانت فإن .



**1.1.5.4.4.العلاقة بين ديربن – واتسون** **ومعلمة الارتباط الذاتي:**

إذا أخذنا إحصاء **ديربن – واتسون** المحسـوب



نلاحظ أن البســط يبدأ بالمشاهدة الثانية نسبة لظهور البواقي المتباطئة في البسط.



لدبينا : " تقدير عن طريق المربعات الصغرى العادية للعلاقة :



وبالتالي فإن العلاقة رقم 01 تصبح : :

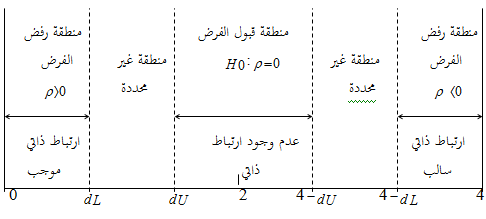


وبالتالي:



ويوضح الشكل التالي قيم ( القيم الجدولية للاختبار) ، التي تشير إلى وجود أو عدم وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى الموجب أو السالب، أو التي تجعل نتيجة الاختبار غير محددة.





**Source :** BOURBONNIAIS. R, (2004), p 123.

وبالاعتماد على هذا الشكل يمكن الحصول على نتيجة هذا الاختبار على النحو التالي[[65]](#footnote-66):

* إذا كانت أو يرفض .



* إذا كانت يقبل .



* إذا كانت أو تكون نتيجة الاختبار غير محددة



**2.1.5.4.4 عيوب اختبار ديربن – واتسون:**

* مناطق اللاحسم يقترح البعض ضم منطقة اللا حسم إلى منطقة الرفض.
* لا يطبق على النماذج التي لا تحتوي على قاطع .
* لا يستخدم إذا كان كان هناك متغيرة تابعة كمتغيرة مستقلة متأخرة زمنيا، على سبيل المثال:



للتعامل مع مثل هذه الحالات يقترح استخدام الاختبارين التاليين:

اختبار دير بن أو اختبار لاجرانج .



* + - * 1. **مثال تطبيقي على اختبار DW:**

الجدول الأتي يبين العلاقة بين حوادث السرقات وعدد مكاتب الشرطة في إحدى الدول خلال الفترة : 1990-1999، وباستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية تم تقدير العلاقة التالية:



" 3.10" " 5.4"



المطلوب :

معرفة إذا كان النموذج الخاص بالعلاقة أعلاه يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي مستخدما إحصائية DW علما أن : و



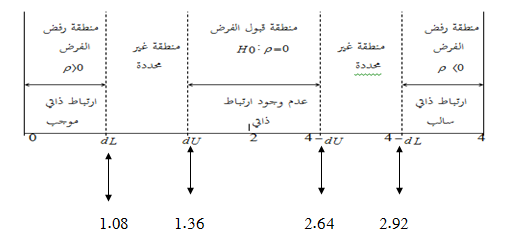
|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  |  |  |  |
| **60** | **580** | **620.271** | **40.27-** | **-** |
| **59** | **890** | **632.37** | **257.62** | **40.27-** |
| **77** | **430** | **414.56** | **15.43** | **257.62** |
| **52** | **690** | **717.07** | **27.07-** | **15.43** |
| **87** | **310** | **293.56** | **16.43** | **27.07-** |
| **50** | **750** | **741.27** | **8.72** | **16.43** |
| **80** | **460** | **378.26** | **81.73** | **8.72** |
| **52** | **630** | **717.07** | **87.07-** | **81.73** |
| **53** | **800** | **704.97** | **95.02** | **87.07-** |
| **67** | **215** | **535.56** | **320.56** | **95.02** |
|  |  |  |  |  |

(فرضية العدم) لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء



يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء (الفرضية البديلة)





وعليه فإن النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء وذلك لأن قيمة المحتسبة تقع في منطقة القبول أي قبول فرضية العدم والتي تنص على عدم وجود ارتباط ذاتي للقيم المتتالية للمتغير العشوائي.



**1.5.4.4 اختبار h-Durbin:**

بالرغم من أن اختبار "ديربن – واتسون " يعتبر من أشهر الاختبارات التي تستعمل للكشف عن وجود الإرتباط الذاتي، إلا أنه يمكن تطبيقه في حالة احتواء النموذج على متغيرة متأخرة بفترة على الأقل، حيث أن إحصائية () تكون متحيزة حول (2) ولا نجد أثرا للارتباط الذاتي رغم إمكانية وجوده بالنموذج. وقد اشتق داربين اختبارا بديلا والمسمى"-Durbin"



- لنفرض النموذج الآتي:



ونريد اختبار وجود ارتباط ذاتي أم لا؟

* نقدر النموذج (01) بواسطة () ونحسب .



* حساب بحيث أنهو مقدرمعامل الارتباط الذاتي وذلك بعد تقدير النموذج بواسطة



() حيث أن:



تحسب إحصائيته انطلاقا من العلاقة التالية[[66]](#footnote-67):



حيث عبارة عن تباين معامل الانحدار المقدر الخاص بالمتغير التابع ذو فترة إبطاء i ، و تجدر الإشارة هنا إلى أن قيمة تتوزع توزيعا طبيعيا ومن ثمة يجب مقارنة قيمتها بالقيمة الجدولية لـ الموجودة في جدول التوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية معين.



ويتلخص هذا الاختبار في ما يلي :



فإذا كانت فأنه يتم قبول أي يوجد هناك ارتباط ذاتي موجب من الدرجة i .



**1.1.5.4.4 ملاحظات على اختبار :**



\*اختبار عينه كبيره يفضل استعماله للعينات التي أكبر من 30 مشاهده.

تقل قوة الاختبار عند العينات التي أقل من 30.

\*ينهار الإحصاء إذا كانت آي لا يستخدم عندما تكون يكون بالسالب أي يكون الجذر التربيعي رقم تخيلي.

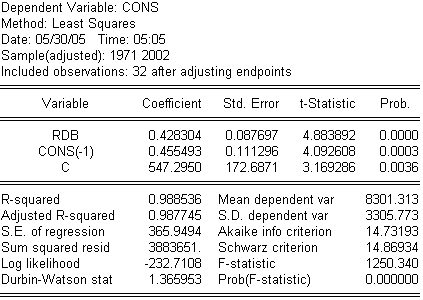


\*بحكم هذه الملاحظة الأخيرة وبحكم اعتبارات أخرى يطبق هذا الاختبار على الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى ولا يصلح للارتباط الذاتي من الدرجة الثانية.

**2.1.5.4.4 مثال تطبيقي على اختبار hd :**

قمنا بتقدير معادلة براون (**BROWN**) للاستهلاك في الجزائر خلال الفترة مابين 1971– 2002.

حصلنا على النتائج التالية:



**المطلوب :**

معرفة إذا كان النموذج الخاص بالجدول أعلاه يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي .

نلاحظ من الجدول أعلاه أن معادلة الانحدار المقدرة هي على الشكل التالي:



نلاحظ من المعادلة المقدرة أن هناك متغيرة تابعة متأخرة زمنيا وهي كأحد المتغيرات المستقلة، لذلك لاختبار الارتباط الذاتي للأخطاء لا نستخدم اختبار بل نستخدم اختبار أخر وهو اختبار"-Durbin" .



* **المرحلة الأولى** : إيجاد



* **المرحلة الثانية** : تحسب إحصائيته انطلاقا من العلاقة التالية:



حيث عبارة عن تباين معامل الانحدار المقدر الخاص بالمتغير التابع ذو فترة إبطاء .



و تجدر الإشارة هنا إلى أن قيمة تتوزع توزيعا طبيعيا ومن ثمة يجب مقارنة قيمتها بالقيمة الجدولية لـ الموجودة في جدول التوزيع الطبيعي عند مستوى معنوية معين.



ويتلخص هذا الاختبار في ما يلي :



* **المرحلة الثالثة** : تقارن القيمة المحسوبة -Durbin مع القيمة المجدولة للتوزيع الطبيعي والتي تساوي 1.96 .



نلاحظ أن القيمة المحسوبة -Durbin أكبر من القيمة المجدولة نقبل ونرفض أي أن هناك ارتباط ذاتي للأخطاء .



**2.5.4.4 اختبار Breush-Godfrey (LM):**

تعتمد هذه الطريقة على مضاعف Lagrange وهذا الاختبار يستعمل في الحالتين التاليتين:

* عندما يكون ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى أو أكثر.



* عندما يكون المتغير التابع هو متغير مفسر في المعادلة مثلا:



لإجراء هذا الاختبار نتبع الخطوات التالية:

* تقدير النموذج العام بطريقة() للحصول على البواقي



* نقوم بتقدير المعادلة الوسيطية التالية بطريقة ()



ثم نحسب من المعادلة الأخيرة، بعد ذلك نجري الاختبار التالي:



لا يوجد ارتباط ذاتي:



يوجد ارتباط ذاتي: على الأقل واحد لا يساوي الصفر



* إذا كانت: فإننا نقبل.



* إذا كانت: فإننا نقبل ويعني هذا وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء من الدرجة .



**1.2.5.4.4مثال تطبيقي على اختبار Breush-Godfrey:**

باستخدام بيانات المثال رقم 08 اختبر الارتباط الذاتي للأخطاء باستخدام اختبار **Breush-Godfrey**

لدينا المعادلة الوسيطية المقدرة على الشكل الأتي:



لدينا : وهي قيمة أقل من القيمة الحرجة عند أي نقبل الفرضية الصفرية وبالتالي لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء وهي نفس النتيجة المتحصل عليها في المثال التطبيقي رقم 08.



**6.4.4نتائج الارتباط الذاتي:** إذا كان الأخطاء العشوائية مرتبطا ذاتيا فإن مقدرات م ص ع غير متحيزة وتتميز بالاتساق لكنها ليست أفضل مقدرات " ليست كفؤة تقاربيا و في حالة م ص ع فإن تباين متحيز وعليه إذا استعملنا هذا التباين في بناء فترات الثقة وإجراء اختبارات المعنوية فإن النتائج خاطئة، ولذلك وجدنا طريقة تقود إلى الكفاءة ولو تقاربيا وتعطي فترات ثقة واختبارات صحيحة **وهي " " طريقة المربعات الصغرى العامة " .**



**1.6.4.4المربعات الصغرى العامة :**

**1.1.6.4.4 تقدير المعلمات باستخدام المربعات الصغرى العامة :**

بعد تحديد مصفوفة مثل لتقنية مشاهدات العينة من أثر وجود الارتباط الذاتي ، وبالتالي تقدير معالم النموذج الخطي العام التالي:



علما أن المصفوفة بشكل عام ولعينة حجمها تكتب كالأتي[[67]](#footnote-68):



بحيث أن :



في ظل فرضية الارتباط الذاتي للأخطاء يمكن وضع مجموع مربعات الأخطاء للنموذج الخطي العام بالشكل الأتي:



للحصول على النهاية الصغرى فيجب أن يحقق الشرط الضروري:



حيث أن :



**وبالتالي : المحصل عليه بطريقة المربعات الصغرى العامة غير متحيزة.**



**2.1.6.4.4 تباين المقدرات باستخدام المربعات الصغرى العامة:**



حيث يتم تقدير تباين العينة في ظل وجود الارتباط الذاتي للأخطاء بالشكل التالي:



**2.6.4.4 طريقة المرحلتين أو ذات الخطوتين:**

يتم تقدير النموذج العام المصحح من الارتباط الذاتي عن طريق تحويل المتغيرات عن طريق شبه الفروقات من الدرجة الأولى، لدينا[[68]](#footnote-69):

و



حيث: 



عند استخدام شبه الفروقات، نفقد المشاهدة الأولى لكل متغير ولتجنب ضياعها، نضع:



يكتب النموذج المصحح على النحو التالي:



يمكن تبيان ذلك كما يلي :

يتم تحويل مشاهدات كل من المتغير التابع والمتغيرات المستقلة بموجب المصفوفة والمعرفة فيما سبق كالأتي[[69]](#footnote-70):



وبالتالي يمكن استخدام المصفوفة لاستبعاد أثر الارتباط الذاتي من مشاهدات المتغير التابع ، وذلك بضربها في موجه المتغير التابع **:**



ونفس الشيء بالنسبة للمتغيرات المستقلةلاستبعاد أثر الارتباط الذاتي من مشاهدات المتغير التابع ، وذلك بضربها في موجه المتغير التابع **:**



تقدير النموذج الأخير بطريقة المربعات الصغرى العادية:



وتعطينا نفس تقديرات المربعات الصغرى العامة.

**3.6.6.4 مثال تطبيقي على تقديرات المربعات الصغرى العامة وطريقة المرحلتين أو ذات الخطوتين :**

عينة عشوائية ذات أربعة مشاهدات ، وجد بأن خطأ النموذج المقترح التالي:



يتوزع بالشكل التالي:



كما أن يتبع الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى :



حيث أن :



والبيانات الخاصة بالمتغير التابع والمستقل كالأتي:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | **t** |
| **0** | **0** | **1** |
| **-1** | **0** | **2** |
| **0** | **0** | **3** |
| **0** | **1** | **4** |

**المطلوب**:

* قدر معالم النموذج باستخدام :

أ\* **OLS** ب\* **GLS**

أحسب مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعالم المقدرة مستخدما: أ\* **OL**S ب\* **GLS**

* ماهي كفاءة تقدير هذه المعالم باستخدام **GLS** نسبة إلى **OLS**.
* **تقدر معالم النموذج باستخدام OLS:**



* **مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعالم المقدرة باستخدام OLS:**



نحصل على : وبالتعويض عن قيمة ا



* **تقدر معالم النموذج باستخدام GLS:**



* **مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعالم المقدرة باستخدام** **GLS**:



وبالتالي يمكن حساب كفاءة التقدير GLS نسبة إلى OLS في ظل وجود الارتباط الذاتي كالأتي:



من النتائج المتحصل عليها يتبين أن طريقة GLS أكثر كفاءة من OLS، بعبارة أخرى لو اتبعنا طريقة OLS في تقدير معالم هذا النموذج التي تتضمن بياناته وجود ارتباط ذاتي ، سنتحصل على تقدير لهذه المعالم مقدار دقتها لا تتعدى 0.22 بالنسبة للحد الثابت و 0.17 بالنسبة للميل الحدي من التقدير باستخدام GLS .

وتجدر الإشارة هنا إلى أنه يمكن المحصول على نفس التقديرات السابقة لمعالم النموذج المدروس، وذلك بإتباع أسلوب أخر يعرف ب:

* **أسلوب ذات المرحلتين، أو ذات الخطوتين"2SP" :**
* **تطبيق أسلوب ذات المرحلتين، أو ذات الخطوتين"2SP" في مثالنا السابق :**
* يتم تحويل مشاهدات كل من المتغير التابع والمتغيرات المستقلة بموجب المصفوفة والمعرفة فيما سبق كالأتي:



بما أن حجم العينة في المثال السابق هو4 لذا فإن المصفوفة سوف تأخذ الشكل التالي:



وبالتالي يمكن استخدام المصفوفة أعلاه ، لاستبعاد أثر الارتباط الذاتي من مشاهدات المتغير التابع ، وذلك بضربها في موجه المتغير التابع كالآتي:



أما المتغيرات المستقلة فيتم اتبعاد اثر الارتباط الذاتي منها بواسطة ضرب المصفوفة في مصفوفة المتغيرات المستقلة.



عليه يمكن تقدير معالم النموذج بإتباع طريقة OLS مباشرة كما يلي :



وهو نفس التقدير السابق والذي تم الحصول عليه بموجب تطبيق الصيغة العامة لأسلوب GLS أي أن :



1. BEN M’BAREK ALaya, **Séries d’exercices Corrigés d’économétrie**, Imprimere Officielle de la République Tunisienne, 2002, P14. [↑](#footnote-ref-2)
2. BOURBONNIAIS. R  OP.CIT, p 50. [↑](#footnote-ref-3)
3. GREENES. W, **Econométrie**, Pearson, France, 2005, p 10. [↑](#footnote-ref-4)
4. PHILIPPE Casin, **Econométrie Méthode et applications avec Eviews**, Edition TECHNIP,Paris, 2009, P96. [↑](#footnote-ref-5)
5. هاري كلجيان و والاس أونس، مرجع سابق، ص 80. [↑](#footnote-ref-6)
6. JOHNSTON. J, DINARDO. J, **Méthodes économétrique**, Economica, Paris, 1999 , p 21-21. [↑](#footnote-ref-7)
7. BOURBONNIAIS. R  OP.CIT, P51. [↑](#footnote-ref-8)
8. عبد المحمود محمد عبد الرحمان، **مقدمة في الاقتصاد القياسي**، عمادة شؤون المكتبات، الرياض، المملكة العربية السعودية، 1995، ص96. [↑](#footnote-ref-9)
9. مرجع سابق، ص68. [↑](#footnote-ref-10)
10. PHILIPPE D’echamp, OP.CIT, P58. [↑](#footnote-ref-11)
11. KRIAA farouk, OP.CIT, P46. [↑](#footnote-ref-12)
12. تومي صالح، مرجع سابق، ص107. [↑](#footnote-ref-13)
13. BOURBONNIAIS. R  OP.CIT, P58. [↑](#footnote-ref-14)
14. حسين علي بخيت، وسحر فتح الله، مرجع سابق، ص193. [↑](#footnote-ref-15)
15. أموري هادي كاظم الحسناوي، مرجع سابق، ص43. [↑](#footnote-ref-16)
16. شيخي محمد، مرجع سابق، ص79. [↑](#footnote-ref-17)
17. تومي صالح، (1999)، ص 153. [↑](#footnote-ref-18)
18. SAMIR GHAZOUANI/ MOHAMED GOAIED, OP.CIT, P143. [↑](#footnote-ref-19)
19. (1) Jean Louis Brillet ; **Modélisation économétrique principe et technique**, économica 1994,p86,87. [↑](#footnote-ref-20)
20. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مرجع سابق، ص 468. [↑](#footnote-ref-21)
21. ،حسام علي داود وخالد محمد السواعي، مرجع سابق، ص368. [↑](#footnote-ref-22)
22. إمتثال محمد حسن، محمد علي محمد أحمد، **مبادئ الاستدلال الإحصائي**، الإسكندرية، الدار الجامعية، 2000، ص 354. [↑](#footnote-ref-23)
23. تومي صالح، مرجع سابق، ص181. [↑](#footnote-ref-24)
24. وليد إسماعيل السيفو و فيصل مفتاح و آخرون، **مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي**، الأهلية للنشر و التوزيع، المملكة الأردنية، عمان،2007، ص 101. [↑](#footnote-ref-25)
25. أموري هادي كاظم الحسناوي، مرجع سابق، ص262. [↑](#footnote-ref-26)
26. حسين علي بخيت و سحر فتح الله، مرجع سابق، ص 250. [↑](#footnote-ref-27)
27. أموري هادي كاظم الحسناوي، مرجع سابق، ص 264. [↑](#footnote-ref-28)
28. حسين علي بخيت و سحر فتح الله، مرجع سابق، ص 253. [↑](#footnote-ref-29)
29. مرجع سابق، ص 254 [↑](#footnote-ref-30)
30. BOURBONNIAIS. R  OP.CIT, P136. [↑](#footnote-ref-31)
31. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مرجع سابق، ص 496. [↑](#footnote-ref-32)
32. هاري كلجيان و والاس أوتس، مرجع سابق، ص226. [↑](#footnote-ref-33)
33. MICHELE Cohen / JACQUELINE Pradel , OP.CIT,  P159. [↑](#footnote-ref-34)
34. PHILIPPE D’echamp, OP.CIT, P162. [↑](#footnote-ref-35)
35. BOURBONNIAIS. R, OP.CIT, p 146. [↑](#footnote-ref-36)
36. PHILIPPE Casin, OP.CIT, P161. [↑](#footnote-ref-37)
37. حسام علي داود و خالد محمد السواعي ، مرجع سابق، ص292. [↑](#footnote-ref-38)
38. BENDIB. R, (2001), p 110. [↑](#footnote-ref-39)
39. حسين علي بخيت و سحر فتح الله، (2007)، ص 279. [↑](#footnote-ref-40)
40. PHILIPPE D’echamp, OP.CIT, P163. [↑](#footnote-ref-41)
41. PHILIPPE Casin, OP.CIT, P164. [↑](#footnote-ref-42)
42. BOURBONNIAIS. R, OP.CIT, p 149. [↑](#footnote-ref-43)
43. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، 1990، ص 513. [↑](#footnote-ref-44)
44. GUJARATI. N. D, **Econométrie**, De Boeck, Bruxelles, 2004,  p 422 . [↑](#footnote-ref-45)
45. شيخي محمد، مرجع سابق، ص118. [↑](#footnote-ref-46)
46. وليد إسماعيل السيفو و فيصل مفتاح و آخرون، مرجع سابق، ص79. [↑](#footnote-ref-47)
47. حسام علي داود وخالد محمد السواعي، مرجع سابق، ص298. [↑](#footnote-ref-48)
48. MICHELE Cohen / JACQUELINE Pradel , OP.CIT,  P161. [↑](#footnote-ref-49)
49. شيخي محمد، مرجع سابق، ص 118. [↑](#footnote-ref-50)
50. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مرجع سابق، ص440. [↑](#footnote-ref-51)
51. مجيد علي حسين و غفاف عبد الجبار، **الاقتصاد القياسي: النظرية والتطبيق**، الطبعة العربية، دار اليازوزي العلمية للنشر و التوزيع، الأردن، 2007، ،ص 447. [↑](#footnote-ref-52)
52. أموري هادي كاظم الحسناوي، مرجع سابق، ص206. [↑](#footnote-ref-53)
53. BOURBONNIAIS. R, OP.CIT, 127. [↑](#footnote-ref-54)
54. شيخي محمد، محمد، مرجع سابق، ص102. [↑](#footnote-ref-55)
55. BOURBONNIAIS. R, OP.CIT, 127. [↑](#footnote-ref-56)
56. أموري هادي كاظم الحسناوي، مرجع سابق، ص207. [↑](#footnote-ref-57)
57. BOURBONNIAIS. R, OP.CIT, 119. [↑](#footnote-ref-58)
58. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مرجع سابق، ص459. [↑](#footnote-ref-59)
59. KRIAA farouk, OP.CIT, P122. [↑](#footnote-ref-60)
60. شيخي محمد، مرجع سابق، ص106. [↑](#footnote-ref-61)
61. حسام علي داود و خالد محمد السواعي، مرجع سابق، ص323. [↑](#footnote-ref-62)
62. داربين وواتسون، سنة 1950 و 1951. [↑](#footnote-ref-63)
63. JOHNSTON. J, DINARDO. J, OP.CIT, p 186. [↑](#footnote-ref-64)
64. BOURBONNIAIS. R, OP.CIT, 121. [↑](#footnote-ref-65)
65. حسام علي داود و خالد محمد السواعين مرجع سابقن ص321. [↑](#footnote-ref-66)
66. PHILIPPE Casin, OP.CIT, P173. [↑](#footnote-ref-67)
67. أموري هادي كاظم الحسناوي، مرجع سابق، ص209. [↑](#footnote-ref-68)
68. BOURBONNIAIS. R, OP.CIT, P128. [↑](#footnote-ref-69)
69. PHILIPPE Casin, OP.CIT, P175. [↑](#footnote-ref-70)