الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة أبي بكر بالقايد – تلمسان –

كلية العلوم الاقتصادية، التجارية و علوم التسيير

المشاكل القياسية

د. بن معمر عبد الباسط .

مقدمة عامة

الاقتصاد القياسي هو اسلوب من اساليب التحليل الاقتصادي و الذي يهتم بالتقدير العددي (الكمي) للعلاقات بين المتغيارات الاقتصادية معتمدا في ذلك على النظرية الاقتصادية و الرياضيات و الاحصاء للوصول الى هدفه الخاص باختبار الفروض و التقدير ومن تم التنبؤ بالضواهر الاقتصادية .

و يعد الانحدار الخطي 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 . و نماذج الانحدار بأشكالها المختلفة تعاني عادة من مشاكل قياسية متعددة ويؤدي وجود هذه المشاكل إلى اختلال أحد (أو كل) افتراضات 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.

1- مشكلة التداخل الخطي المتعدد
2- مشكلة الارتباط الذاتي
3- مشكلة عدم تجانس التباين

مقدمة

تقوم طريقة المربعات الصغرى على اساس عدد من الافتراضات و لا شك أن الافتراضات الخاصة بنموذج الانحدار الخطي قد تتوفر في الواقع و قد لا تتوفر. و في حالة توفرها تكون طريقة المربعات الصغرى العادية صالحة للاستخدام في قياس العلاقات الاقتصادية محلّ الدّراسة ، أما في حالة عدم توافرها فإن طريقة المربعات الصغرى العادية لا تصبح هي الطريقة الملائمة لتقدير معلمات العلاقات الاقتصادية، و هذا يترتب عليه ظهور بعض المشاكل القياسية التي تجعل من هده الطريقة اسلوبا غير ملائما ويتعين البحث في هذه الحالة عن طرق قياسية أخرى أكثر ملائمة.

1_ مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

يعتبر احد المشاكل القياسية التي تنشأ نتيجة لاحتلال بعض افتراضات طريقة المربعات الصغرى العادية.

1-1 : تعريف مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

*التداخل او الارتباط او الازدواج الخطي المتعدد مصطلح مركب من Multi متعدد ومشترك Co او متداخل او مرتبط Linearity خطي.

*يشير مصطلح الامتداد الخطي المتعدد الى وجود ارتباط خطي بين عدد من المتغيرات التفسيرية في نموذج الانحدار.ومن ثم فان مشكلة الامتداد الخطي المتعدد لا توجد في حالة الانحدار البسيط وانما توجد في حالة الانحدار المتعدد.[1]

*يعرف التداخل الخطي او الاشتراك الخطي طبقا لرانجر فريش Ranger Frish بشكل اساسي وجد علاقة خطية تامة او مضبوطة بين بعض او كل المتغيرات المستقلة المتضمنة في نموذج الانحدار المراد دراسته.[2]

2-1 اسباب وجود التداخل الخطي المتعدد.

تتعدد اسباب مشكلة التداخل الخطي المتعدد ونذكر منها :

- ❖ اتجاه المتغيرات الاقتصادية معا للتغير مع مرور الزمن.
- ❖ استخدام متغيرات مستقلة ذات فترة ابطاء في المعادلة المراد تقديرها.
- ❖ زيادة التباين والتباين المشترك للمقدرات بدرجة كبيرة.
- ❖ الاخطاء المعيارية للقيم المقدرة لمعاملات الانحدار تكون كبيرة جدا.[3]

وهناك اسباب اخرى نذكرها :

- ❖ قد تشترك جميع المتغيرات المستقلة في اتجاه زمني عام.
- ❖ من الممكن ان تتغير بعض المتغيرات المستقلة سوية بسبب عدم جمع البيانات من قاعدة واسعة وبشكل كاف
- ❖ وجود علاقة تقريبية بين بعض المتغيرات المستقلة كما هو الحالة في استخدام متغير التباطئ الزمني.[4]
- ❖ القيم المقدرة لمعاملات الانحدار سوف تكون غير محددة وغير دقيقة..

3-1 : اثار مشكلة التداخل الخطي.

لمشكلة التداخل عدة اثار يتاثر بها :

1/- ان قيمة محدد المصفوفة ذو قيمة قليلة جدا وقريبة للصفر مما يجعل قيمة عناصر معكوس المصفوفة كبيرا جدا وهذا يعني عند الحصول على تباينات المعالم ستكون كبيرة

---

[1]/-د.عبد القادر محمّد عبد القادر عطيه،الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق،كلية التجارة،جامعةالاسكندرية،الدار الجامعة،2005،ص466.

[2]/-د. محمّد علي حسن،د.عفاف عبد الجبار سعيد،الاقتصاد القياسي النظرية والتطبيق،دار وائل للطباعة والنشر،عمان،ط1998،01.

[3]/-أ.طهراوي فريد،مطبوعة جامعية قي الاقتصاد القياسي،محاضرات وامثلة،كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير،تخصص اقتصاد كمي ،جامعة اكلي محند اولحاج،البويرة،2016-2017،ص112.

[4]/-pdf،الفصل الاول*خطة البحث*،محاضرة 11،مشاكل القياس الاقتصادي،ص17-55.

جدا بسبب ضرب قيمة مطلقة تمثل تباين العينة وبالتالي الى تضاؤل قيمة t المحسوبة مما يستنتج الباحث على عدم معنوية المعالم المقدرة وبالتالي سيرفض الفرضية البديلة ويقبل بالفرضية العدمية.

2/- وجود علاقة طردية ما بين معامل الارتباط للمتغيرات المستقلة وبين ارتفاع قيمة تباين المعالم.

3/- ارتفاع قيمة معامل التحديد المتعدد مما يجعل الباحث يحكم على ان المتغيرات المستقلة لها قدرة الكاملة على تاويل التغيرات الحاصلة في المتغير التابع ويعزز ثقة الباحث بالنموذج المقدر ارتفاع قيمة F المحسوبة نتيجة ارتفاع معامل التحديد وبالتالي ستكون النتائج مضللة وقد يعتقد الباحث ان نموذجه المقدر معافى وصحيح الا ان معالمه ضعيفة وعد معنوياتها بسبب ضعف البيانات وواقيتها او غير ذلك من التبريرات التي يؤلها حول النموذج المقدر.[5]

4-1 : حلول مشكلة التداخل الخطي المتعدد.

تعتمد هذه الحلول على مدى خطورة المشكلة وعلى البيانات المتوفرة وعلى الاهمية الخاصة بالمتغيرات التي لا يوجد بينها اشتراك خطي وعلى الهدف من التقديرات الخاصة بالمعادلة ومن هنا يمكننا ان نذكر الاتي :

1-يقترح بعض الاقتصادين ان مشكلة الاشتراك الخطي لا تؤثر بدرجة خطيرة على المعاملات المقدرة،وممكن القبول بوجودها في المعادلة مع بعض التحفظات على النتائج .

2- اقتصاديون اخرين يعتقدون بانهم اذا كانت هذه المشكلة تؤثر على بعض العوامل الغير هامة فمن الممكن استبعادها من العلاقة المراد دراستها.

3-ربما تؤثر هذه المشكلة على بعض المعاملات فقط،بينما يظل البعض الاخر غير متأثر بها.وبالتالي المعاملات الغير متاثرة يمكن الاستفادة منها في التحليل بالذات في التنبؤ Prediction في اتخاذ القرارات،وفي الغالب اذا كان الهدف من المعادلة المقدرة هو لاغراض التنبؤ بسلوك المتغيرات في المستقبل فمن الممكن استعمال المعاملات بالرغم من وجود مشكلة الاشتراك الخطي تؤثر بدرجة خطيرة على معاملات بعض المتغيرات الهامة فان في هذه الحالة يمكن اجراء احدى الخطوات الاتية :

أ-زيادة حجم العينة، بجمع بيانات اضافية ويفضل الا يقل حجم العينة عن 25مشاهدة والا يزيد عدد المتغيرات عن خمسة متغيرات مستقلة.

---

[5]/-د.عدنان داود العزاوي،الاقتصاد القياسي نظرية وحلول،كلية الادارة والاقتصاد،جامعة الكوفة،دار جريد للنشر والتوزيع،1ط،2016،ص92.

ب-الاستفادة بمعلومات خارجية عن بعض المعاملات كان يستخدم الميل الحدي للاستهلاك MPC والمستخرج من دراسات المقاطع العرضية.

ج-الاستعانة ببعض المتغيرات من الفترات السابقة .*Lagged Variables

د- اضافة متغيرات جديدة للعلاقة.

ه- حذف اواضافة متغير جديد والهدف من ذلك هوالتخلص من مشكلة الاشتراك الخطي المتعدداو على الاقل تخفيض درجته والمعيار هنا مدى مطابقة النتائج مع منطوق النظرية الاقتصادية.

و- لا حاجة للتعديل وذلك في الحالات التالية :

*عندما تكون درجة الاستراك الخطي المتعدد لا تسبب القلق اي غير عالية او غير تامة.

*عندما تكون درجة الاشتراك الخطي المتعدد عالية ولها تاثير على مقدرات معاملات لا تهم الباحث.

*عندما تكون درجة الاشتراك الخطي عالية لا تؤثر على نتائج الدراسة قيد البحث.

ن-تحويل العلاقة الدالية عن طريق استخدام الادوات والمفاهيم الرياضية،من اجل الحصول على علاقة دالية جيدة،ولكن الخطورة تكمن في هذا الجزء في مدى مطابقة النتائج لمنطوق النظرية الاقتصادية.

نستنتج من ذلك بان مشكلة الاشتراك الخطي ليست مشكلة سهلة.ويستطيع الباحث بصورة عامة ان يزيد من كفاءة تقديراته اذا كان قادرا على زيادة حجم العينة،لان دقة التقديرات تزداد بزيادة عدد المشاهدات التي نعتمد عليها في عملية التقدير.فمهما كانت قيمة المتغير العشوائي المقدرة eiفان قيمة التباين للمعاملات Var(B) او Var(A) تنخفض بزيادة حجم العينة ولكن هذا الحل غيرممكن في اغلب الاحيان، كما ان مشكلة الاشتراك الخطي اذا كانت خطيرة فان زيادة حجم العينة لا يحل المشكلة.[6]

2- : مشكلة الارتباط الذاتي.

الفرضية الاساسية لتطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية.

1-2 : تعريف بمشكلة الارتباط الذاتي.

[6]/-شيخي محمد،طرق الاقتصاد القياسي،محاضرات وتطبيقات،الجزائر،دار الحامد،ط01،2011.

*يمكن تعريفه على انه : الارتباط بين اعضاء لسلسلة من المشاهدات رتبت في بيانات سلسلة زمنية او في بيانات المقطع العرضي.[7]

*يشير بوجه عام الى وجود ارتباط بين القيم المشاهدة لنفس المتغيروفي نماذج الانحدار عادة ما تشير مشكلة الارتباط الذاتي الى 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 باحد الافتراضات التي تقوم عليها طريقة المربعات الصغرى العادية،وهي تعني ان خطأ ماحدث في فترة ما،ثم أخذ يؤثر في الأخطاء الخاصة بالفترات التالية بطريقة تؤدي لتكرار نفس الخطأ أكثر من مرة.أي أنه قد يوجد هناك خطأ واحد ولكنه يتكرر في كل الفترات التالية بما يؤدي لظهور قيم الحد العشوائي عند مستوى يختلف عن القيم الحقيقية.[8]

2-2 : اسباب مشكلة الارتباط الذاتي.

لمشكلة الارتباط الذاتي اسباب ونذكر منها :

1-حذف بعض المتغيرات المستقلة من النموذج،وفي هذه الحالة يظهر ما يسمى شبه الارتباط الذاتي وتاثير ذلك المتغير سوف يظهر ضمن المتغير العشوائي U.

2-سوء توصيف الرياضية للنموذج.

3-عدم دقة المعلومات والبيانات قد يؤثر على حدود الاضطراب .

4-سوى توصيف المتغير العشوائي Uحيث انه بيانات السلاسل الزمنية قد يمتد اثر العوامل العشوائية لاكثر من فترة زمنية واحدة.

5- واخيرا فان لحيز الارتباط دورا في ظهوره وخاصة في بيانات المقاطع الاقليمية.[9]

3-2- : اشكال الارتباط الذاتي .

يمكن النظر إلى مشكلة الارتباط الذاتي من عدة جوانب مختلفة منها:

1من حيث الرتبة (الدرجة):

---

[7]/-د.مجيد علي حسن،د.عفاف عبد الجبار سعيد،المرجع السابق،ص442.

[8]/-د.عبد القادرمحمّد عبد القادر عطيه،المرجع السابق،ص440.

[9]/-د.طهراوي فريد،المرجع السابق،ص78.

يمكن أن يكون الارتباط من الدرجة الأولى (Autocorrelation Order First) ،وهذا يعني وجود ارتباط بين القيم المقدرة للخطأ العشوائي في فترة زمنية معينة والقيمة المقدرة في الفترة السابقة مباشرة، أي:

$$ut = \rho\, ut\text{-}1 + \varepsilon t$$

حيث : ut :قيم الخطأ العشوائي في الزمن t.

ut-1 :قيم الخطأ العشوائي في الزمن t-1

P : معامل الارتباط الذاتي.

وإذا كانت قيمة الخطأ العشوائي مرتبطة بالقيمتين السابقتين لها، فإن الارتباط يكون من الرتبة الثانية (Second) Autocorrelation Orderوهذا حسب المعادلة التالية :

$$ut = p1t\ Ut\text{-}1 + \rho 2Ut\text{-}2 + \varepsilon t$$

حيث :

P1:هو معامل الارتباط الذاتي بين الخطأ في الفترة t (ut) والخطأ في الفترة السابقة (ut-1) t-1.

P2:هو معامل الارتباط الذاتي بين الخطأ في الفترة t (ut) والخطأ في الفترة t- (ut-2) 2 وهكذا بالنسبة للارتباط الذاتي من الرتبة أعلى.

2/- من حيث اتجاه الارتباط :

فقد يكون الارتباط الذاتي بين الأخطاء موجبا أو سالبا، يكون موجبا إذا كانت قيمته أكبر من الصفر،ويكون سالبا إذا كانت قيمته أقل من الصفر، فهو محصور إذن بين1- و1 كما يلي :

$$-1 \leq \rho \leq +1$$

فإذا كان معامل الارتباط الذاتي يساوي ±1 فهذا يعني أن الارتباط الذاتي يكون تاما وتكون المشكلة عند حدودها القصوى. والعكس صحيح، أي إذا كان معامل الارتباط الذاتي معدوما أي يساوي الصفر فهذا يعني انعدام وجود مشكلة الارتباط الذاتي.[10]

4-2- : اثار مشكلة الارتباط الذاتي وعلاجها.

[10]/-د.علاقوب نبيلة،محاضرات في النمذجة القياسية باستعمال برنامج Eviews،موجهة لطلبة الماستر02،تخصص مالية وتجارة دولية،كلية العلوم الاقتصادية ،جامعة احمد بوقرة،بومرداس،2019،2020.

*الفرع الاول : اثار مشكلة الارتباط الذاتي .

عند تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية OLS في تقدير نموذج ما مع وجود ارتباط ذاتي فان :

*تخفف دقة المعاملات المقدرة بموجب OLS وتكون لها تباينات كبيرة نسبيا لذلك يمكننا الحصول على تقدير اكثر دقة باستخدام طريقة اخرى مثل طريقة المربعات الصغرى العامة GLS.

*يكون تباين القيم المقدرة لمعاملات نموذج الانحدار متحيزا نحو الاسفل،لذلك فان كافة القوانين الذي تعتمد على التباين كقوانين تكون غير دقيقة اختبار قيمة t واحصاءة f.

*عدم دقة التنبؤات المستخلصة باستخدام OLS لذلك يمكن الحصول على تنبؤات اكثر دقة باستخدام GLS.

*الفرع الثاني : طرق علاج مشكلة الارتباط الذاتي.

1/-الطريقة الاولى:

غالبا يلجأ الاقتصاديون لتسهيل الامور بادخال المتغير التابع كمتغير مستقل بمعنى اخر اذا كانت السلسلة تبدا من 1992 للمتغير التابع وكذلك المتغيرات المستقلة فانه يمكن ادخال بيانات المتغير التابع لعام1991 مقابل المتغير التابع لعام 1992 وتسمى هذه الطريقة بطريقة متغير ابطاء.ولكن لا تتوافر في معظم الاحيان البيانات عن عام سابق للسلسلة الزمنية المستخدمة في هذه الحالة يمكن التضحية بمشاهدة واحدة نظير التخلص من اثر الارتباط الذاتي .

2/- الطريقة الثانية :

ان اهمال احد المتغيرات قد يؤدي الو وجود الارتباط الذاتي في هذه الطريقة يتم توصيف الدالة وادخال متغيرات ثم اهمالهاولما كانت الفترة 1982-1986تتصف بتراجع الدخل مع زيادة الاستهلاك نتيجة لعوامل خارجية منها انخفاض اسعار النفط الخام واثار ازة سوق المناخ فيمكن ادخال متغير صوري تكون قيمة مساوية الواحد الصحيح خلال فترة 1982-1986 ومساوية للصفر فيما عدا ذلك والبيانات اللازمة لايجاد معادلة الانحدار الجديدة.

3/- الطريقة الثالثة:

اتضح من الطريقتين السابقتين ان تجاهل او اغفال بعض المتغيرات في توصيف النموذج ادى الى وجود ارتباط ذاتي للبواقي في النموذج الاصلي وبمعالجة النموذج للتخلص من الارتباط الذاتي وجد ان كلتا الطريقتين ادت الى تحسينDW لتقع في منطقة قبول رفض العم

والطريقة التالية تستخدم ما يطلق علية الطريقة العامة للمربعات الصغرى وتعتمد هذه الطريقة على تحويل البيانات الاصلية الى الصورة التي تمكننا من الحصول على نموذج يكون المتغير العشوائي فيه خاضع لفروض طريقة المربعات الصغرى العادية [11]

3 : مشكلة عدم تجانس التباين

3-1 : تعريف و طبيعة مشكلة عدم تجانس التباين

اختلاف التباين 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

ان عدم صدق الفرضية لنموذج الانحدار و المتمثلة في ثبات حد الخطأ اي ان : $E(u_i^2) = \partial$ تخلق مشكلة في القياس و هي مشكلة تباين حد الخطأ (Heteroscedaticity) التي يكون فيها الاخطاء المعيارية لعامل حد الخطأ او الازعاج ليس لها نفس التباين لكل المشاهدات[12].

و بالتالي فان التشوه في التقدير حاصل لامحالة و لا يمكن الاعتداد بنتائج التقديرات لاتخاذ قرارات اقتصادية او مصيرية او القيام بالتنبؤ المستقبلي لعدم صحة هذه التقديرات

ان هذه المشكلة غالبا ما تحدث في النماذج التي تعتمد على البيانات المقطعية (cross-section) و في بيانات ذا نوع يكون فيه تفاوت تباين الخطأ العشوائي بحيث تارة يكون كبيرا و تارة اخرى يصبح صغيرا و يمكن ان يحدث هذه في بيانات الانفاقات الاسرية او ما يسمى انفاق العوائل الى السلع الغذائية اذ ينصب كل دخول العوائل المتدنية الدخل على السلع الضرورية بينما تختلف الاسر ذات الدخل المتوسط و العالي عن تواجهات الانفاق عن الاسر ذات الدخل الواطي مما يجعل هذه البيانات متفاوتة بشكل كبير.[13]

وبافتراض لدينا نموذج الانحدار العام التالي :

$$Y_i=B_0+B_1 X_{i1}+\cdots+B_K X_{iK}+U_i \qquad (1)$$

$$i=1,2,,\ldots,n$$

اذ ان :

---

[11] from tharwat Abdelmonemطرق معالجة الارتباط الذاتي//issuu.com.:https-/

[12]

[13] د. عدنان داود العذاري-الاقتصاد القياسي نظرية وحلول(تطبيق باستخدام برنامج Minitab relase14)–دار جرير للنشر و التوزيع- الطبعة الاولى 2016- عمان الاردن ص 108/107 .

$Bjj=0,1,2,\ldots\ldots,K$: تمثل معالم العلاقة الخطية

ويمكن كتابة النموذج (1) باستخدام المصفوفات كما يأتي :

$$\underline{\boldsymbol{Y}}=\underline{\boldsymbol{XB}}+\boldsymbol{U} \quad (\mathbf{2})$$

حيث ان :

Y : متجه ذو بعد $(n*1)$ من مشاهدات المتغير المعتمد.

X :مصفوفة ذات بعد $n*(K+1)$ من مشاهدات المتغيرات المستقلة.

B : متجه ذو بعد $(K*1)$ للمعالم.

U :متجه ذو بعد $(n*1)$ لقيم الخطأ العشوائي.

وبافتراض ان مصفوفة التباين والتباين المشترك للأخطاء هي:

$$E\ (UU\acute{}')=\sigma^2W$$

ففي حالة تجانس التباين تكون مصفوفة (W) مصفوفه احاديه (I) وان افضل تقدير غير متحيز $(BLUE)$ الى معالم (B) هي تقديرات المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) .

$$\hat{\mathrm{B}}_{\mathrm{OLS}}=(\mathrm{X}'\mathrm{X})^{-1}\mathrm{X}'\mathrm{Y} \quad (3)$$

ومصفوفة التباين والتباين المشترك للمعالم المقدرة:

$$\mathrm{var-cov}(\hat{\mathrm{B}}_{\mathrm{OLS}})=\sigma^2(\acute{\mathrm{X}}\mathrm{X})^{-1}$$

اما اذا كانت مصفوفة (W) ليست مصفوفه احاديه (I) فان عملية تقدير المعالم تكون باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS) وكما ياتي:

بما ان المصفوفة (W) مصفوفه قطريه ومربعه ومعروفه موجبه . اذن توجد مصفوفه مثل (ρ) بحيث ان $(\rho'\rho=W)$ وبضرب طرفي النموذج (2) في ρ^{-1} في هذه الحالة يمكن لتخلص من مشكلة عدم تجانس لتباين ويمكن توضيحها كما يأتي:

$$\rho^{-1}\mathrm{Y}=\rho^{-1}\mathrm{X}\beta+\rho^{-1}\mathrm{U} \quad (4)$$

العملية المذكورة انفاً بمثابة تحويل المشاهدات كافة للمتغير المعتمد من حالة عدم التجانس الى حالة التجانس

,اي ان:

$$E[(\rho^{-1}U)(\rho^{-1}U)']=E(\rho^{-1}UU'\rho'^{-1})=\rho^{-1}E(UU')\rho'^{-1}$$

$$=\rho^{-1}\sigma^2W\rho'^{-1}=\sigma^2\rho^{-1}W\rho'^{-1}$$

$$=\sigma^2\rho^{-1}\rho\rho'\rho'^{-1}=\sigma^2InIn=\sigma^2In$$

النتيجة المذكورة انفاً تسمح بأجراء تقدير لمعالم النموذج (4) بأستخدام اسلوب المربعات الصغرى وكما يأتي :

$$(\rho^{-1}U)'(\rho^{-1}U)=(\rho^{-1}Y-\rho^{-1}XB)'(\rho^{-1}Y-\rho^{-1}XB)$$
$$U'(\rho\rho')^{-1}U=Y'(\rho\rho')^{-1}Y-2B'X'(\rho\rho')Y+B'X'(\rho\rho')^{-1}XB$$

$$\therefore\rho\rho'=W$$

$$\therefore U'W-1U=Y'W-1Y-2B'X'W-1Y+B'X'W-1XB$$

وبأخذ المشتقة الاولى الى B ومساواتها للصفر نحصل على المعادله الطبيعيه الاتيه:

$$2X'W^{-1}X\hat{B}_{WLS}-2X'W^{-1}Y=0$$

وبحل المعادلة السابقة انياً نحصل على تقدي ا رت المربعات الصغرى الموزونة (WLS) للمعالم:

$$\hat{B}_{WLS}=(X'W^{-1}X)^{-1}X'W^{-1}Y \qquad (5)$$

ومن خصائص هذه التقديرات انها تقديرات غير متحيزة.

$$E[\hat{B}_{WLS}]=E[(X'W^{-1}X)X'W^{-1}(XB+U)]$$

$$=E[(X'W^{-1}X)^{-1}X'W^{-1}XB+(X'W^{-1}X)^{-1}X'U]$$

$$=B+(X'W-1X)-1X'E(U)$$

وبأخذ التوقع للطرفين

$$E(\hat{B}_{WLS})=B$$

ولها تباين وتباين مشترك هو:

$$^{14}\ var-cov(\hat{B}_{WLS})=\sigma^2(X'W^{-1}X)^{-1} \qquad (6)$$

---

[14] م. م مرتضى منصور عبدالله حمود ال هاشم - مقارنة بين اختبارات مشكلة عدم تجانس تباين الخطأ في أنموذج الانحدار الخطي المتعدد في حالة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي – مجلة العلوم الاقتصادية - جامعه ديالى كلية الإدارة والاقتصاد قسم الإحصاء-131/130

2-3 : اسباب مشكلة عدم تجانس التباين و اثارها

الفرع الاول : اسباب مشكلة عدم تجانس 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 القطاعية 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 وعادة ما يكون الحد الادنى قريبا من الحد الاقصى . 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.

* 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. [15]

الفرع الثاني : اثار مشكلة عدم تباث التباين

يترتب على وجود مشكلة عدم تباث التباين عدد من الاثار تتمثل في:

- تبقى المعلمات المقدرة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية متصفة بعدم التحيز و الاتساق و لكنها تفقد صفة الكفاءة.
- تصبح التباينات المقدرة و كذلك التغايرات الخاصة بالمعلمات المقدرة متحيزة و غير متسقة و لذا فان اختبارات الفروض لا تصبح دقيقة او ملائمة
- بالرغم من ان التنبؤات القائمة على اساس المعلمات المقدرة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية تضل غير متحيزة الا انها تفقد صفة الكفاءة و هو ما يعني

---

[15] د. عبد القادر محمد عبد القادر عطية . الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق . الدار الجامعية الاسكندرية مصر .2005 ص 499/498

انها تكون اقل مصداقية من تنبؤات اخرى تبنى على طرق تخلو من مشكلة عدم ثبات التباين[16]

3-3 : معايير الكشف (اختبارات) عن مشكلة عدم تجانس التباين

هناك عدة اختبارات للكشف عن وجود مشكلة تباين حد الخطا و من اهمها :

الفرع الاول : اختبار معامل ارتباط الرتب لسبيرمان

يعتبر هدا الاختبار من اهم و ابسط الاختبارات المستخدمة في اكتشاف مشكلة تباين حد الخطا و ذلك عن طريق الاعتماد على القيم المطلقة لحدود الخطأ $|e_i|=e_i$ وقيم المتغير المستقل (X_i) موضوع الدراسة .

حيث يقيس معامل ارتباط الرتب لسبيرمان درجة الارتباط بين مجموعتين من الرتب .

مثال : بافتراض اننا بصدد دراسة نموذج الانحدار البسيط التالي :

$$Y_i=\alpha+\beta X_i+U_i \qquad (1)$$

ولاكتشاف مشكلة تباين حد الخطا في هدا النموذج نتبع مايلي :

*تطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية (LOS) على المعادلة (1) نحصل على :

$$\hat{Y}_i=\hat{\alpha}+\hat{\beta}X_i+e_i \qquad (2)$$

*يتم ايجاد قيم البواقي التي تمثل تقدير قيم حد الخطأ (e_i)

$$e_i= Y_i- \hat{Y}_i \qquad (3)$$

*يتم ترتيب القيم المطلقة للبواقي $|e_i|_i$ او الاهمال اشارتها وقيم المتغير المستقل (X_i) تصاعديا او تنازليا ، و تعطي لكل منها رتبة وفق تسلسل القيم في الترتيب (الرتب المعطاة هي الارقام الطبيعية مع ملاحظة اخذ متوسط الرتب للقيم المكررة واعطاء هدا المتوسط لكل قيمة منها)

*ثم تقدير معامل ارتباط الرتب لسبيرمان (r_s) باستخدام الصيغة الرياضية التالية :

$$r_s =1-[\frac{6\sum d^2}{n(n^2-1)}] \qquad (4)$$

حيث ان :

[16] نفس المرجع ص 499

d_i:تمثل الفرق ما بين رتبة القيم المطلقة لحد الخطا $|e_i|$ ورتبة المتغير المستقل (X_i) المناظرة

n:عدد المشاهدات

*ايجاد قيمة *tالمحسوبة باستخدام الصيغة التالية :

$$t^* = \left[\frac{rs\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-rs^2}}\right] \qquad (5)$$

*ثم ايجاد قيمة *t الجدولية وذلك بالبحث عنها في جدول توزيع tفي نهاية هدا الكتاب عند درجات حرية (n-k+1)ومستوى معنوية (α=1%) او (α=5%).

ثم اجراء مقارنة بين قيمة *tالمحسوبة مع نظرتها قيمة t^c الجدولية . فاذا كانت قيمة t^c>t* نقبل فرضية العدم (H_0) القائلة بوجود مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ او التجانس ورفض الفرضية البديلة .

اما اذا كانت t^c<t* نرفض فرضية العدم (H_0) ونقبل الفرضية البديلة (H_1) القائلة بوجود ثبات مشكلة تباين حد الخطا . و بشكل عام يمكن القول بانه كلما كانت قيمة معامل ارتباط الرتب (r_s) عالية و قريبة من الواحد الصحيح ، دل ذلك على وجود علاقة قوية بين انحرافات حد الخطا والمتغير المستقل وبالتالي يكون هناك وجود علاقة تباين حد الخطا [17].

<u>الفرع الثاني : اختبار بارتليت</u>

يقوم هدا الاختبار على احتساب تباين الخطا العشوائي σui^2فعندما يكون هدا التباين ثابثا في المجتمعات الفرعية من المجتمع الاحصائي برمته يعني ذلك ثبات تجانس التباين وبطبيعة الحال في الاحصاء فانها تخضع للفرضيات التي تم ذكرها سلفا وهما فريضة العدم و الفرضية البديلة اذ ان فرضية العدم (H_0)تدل على ثبات تجانس التباين اي ان :

$H_0 : \sigma u1^2 = \sigma u2^2 = \sigma u3^2 \ldots\ldots\ldots\ldots = \sigma un^2$

$H_1 : \sigma u1^2 \neq \sigma u2^2 \neq \sigma u3^2 \ldots\ldots\ldots\ldots \neq \sigma un^2$

ويكون الاختبار ذا جودة عالية عندما تكون البيانات يتوافر فيها الاتي :

- عندما تكون قيمة المتغير المستقل مختلفة بعضها عن البعض الاخر
- عندما تكون هناك مستويات رئيسة و اخرئ ثانوية مثال ذلك بيانات الاسر و لغرض اجراء الاختبار نتبع ما يلي :

17

+ تقسم البيانات الى اجزاء و لتكن m من الاجزاء ، و كل جزء يحتوي على عدد من العينات N .

+ يقدر تباين الخطا العشوائي σui^2 لكل عينة.

يحتسب اختبار بارتليت و القيمة الناتجة تتقارب مع توزيع كاي سكويرز و مستوى معنوية معين فاذا كانت القيمة المحسوبة لاختبار اقل او تساوي الجدولية عند ذلك المستوئ من المعنوية تقبل فرضية العدم بوجود ثبات تجانس التباين ، اما ادا كانت القيمة المحتسبة اكبر من الجدولية فيعني ذلك ان تباين الخطا المحتسب للعينات الجزئية غير متجانسا يدل على ان تلك العينات تعود الى مجتمع واحد و ليس الى مجتمعات فرعية [18].

الفرع الثالث : اختبار كولدفيلد كوانت

يقوم هدا الاختبار على الاتي

- ترتب قيم المتغير X_i ترتيبا تصاعديا
- يتم حذف القيم الوسطية من قيم المتغير المستقل التي تم ترتيبها بواقع 8-9 عينات في حالة كون حجم العينة تبلغ نحو30 عينة بواقع 16-18 عينة في حالة حجم العينة الكلي يبلغ نحو 60 عينة
- تقسم العينة الباقية الى قسمين رئيسيين يمثل القسم الاول من البيانات القيم المنخفضة و القسم الثاني القيم المرتفعة
- يقدر نموذج الانحدار لكل قسم على حدة
- يحتسب التباين الخطا العشوائي (مجموع مربعات الخطا العشوائي لكل تقدير)
- يحتسب اختبار F

و يتم مقارنة القيمة المحتسبة لاختبار F مع القيم الجدولية عند مستوي المعنوية المعين و بدرجة حرية T-2 فاذا كانت القيمة المحتسبة اقل من القيمة الجدولية فنقبل فرضية العدم و يدل ذلك على تباين متجانس و العكس صحيح [19].

4-3 : طرق تصحيح مشكلة عدم تجانس حد الخطا

أولا : في حالة التباينات معلومة :

[18] د. عدنان داود العداري – مرجع سابق ص 114/113
[19] د.عدنان داود العداري –ص 115/114

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

(GLS) 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، ولذا فان الوزن الذي تتخذه هو مقلوب الانحراف المعياري للبواقي ε_t :

$$W_t = \frac{1}{\sigma_i}$$

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

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_t$$

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

$W_t = \frac{1}{\sigma_i}$ فإن النموذج المعدل " المرجح " الذي يتم تقديره لتلاشي مشكلة عدم ثبات التباين هو:

نقسم طرفي النموذج على σ الخطأ المعياري.

$$\frac{Yi}{\sigma_i} = \beta_0(\frac{1}{\sigma_i}) + \beta_1(\frac{X_i}{\sigma_i}) + (\frac{\varepsilon_i}{\sigma_i})$$

وتكتب على النحو التالي:

$$Y^*_i = \beta_1 W^* + \beta_2 X^* + \varepsilon^*_i$$

تشـير النجوم هذه إلى المتغيرات المصححة حيث أن :

التابع/الخطأ المعياري للعنصر العشوائي= $Y^* = \frac{Y_i}{\sigma_i}$

المفسر / الخطأ المعياري للعنصر العشوائي= $X^* = \frac{X_i}{\sigma_i}$

عناصر المتغير العشوائي/الخطأ المقابلة لها= $\varepsilon^* = \frac{\varepsilon_i}{\sigma_i}$

و W^* معكوس الخطأ المعياري = $W_t^* = \frac{1}{\sigma_i}$ وسمي بمتغير لآته يعتمد على σ وحيث إن σ 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 $E(\varepsilon^*) = 0$

حيث أن : $E(\varepsilon^*) = E(\frac{\varepsilon_i}{\sigma_i}) = \frac{E(\varepsilon_i)}{\sigma_i} = \frac{Zero}{\sigma_i} = 0$

- التغاير بين القيم الخاصة بالعناصر العشوائية = الصفر $COV(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$

$$COV(\varepsilon_i \varepsilon_j) = \frac{E(\varepsilon_i, \varepsilon_j)}{\sigma_i \sigma_j} = \frac{0}{\sigma_i \sigma_j} = 0$$

- تباين الحد العشوائي يساوي قيمه ثابتة يمكن إثبات ذلك بملاحظة أن تباين الحد العشوائي الجديد يساوي القيمة المتوقعة لـ $V(\varepsilon^*) = E(\varepsilon^*_i)^2$

$$E(\varepsilon^*)^2 = E(\frac{\varepsilon_i}{\sigma_i})^2$$

$$E(\varepsilon^*)^2 = E(\frac{\varepsilon^2{}_i}{\sigma^2_i})$$

$$E(\varepsilon^*)^2 = \frac{E(\varepsilon^2)_i}{\sigma^2_i}$$

لكن $E(\varepsilon^2) = \sigma^2$ نعوض عن القيمة في المعادلة أعلاه $V(\varepsilon^*)^2 = \frac{\sigma^2{}_i}{\sigma^2_i} = 1$

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.

$$Y^*_i = \beta_1 W^* + \beta_2 X^* + \varepsilon^*_i$$

لأننا لو طبقنا على النموذج الأصلي نتحصل على مقدرات تفتقر إلى الكفاءة ولو طبقت على المصحح نتحصل على مقدرات تمتلك خاصية الكفاءة.[20]

ثانيا : في حالة التباينات مجهولة :

في الدراسات الاقتصادية عادة تكون التباينات مجهولة ، فإذا كانت التباينات مجهولة فإنه لا يمكننا استخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة (GLS) ، 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.

- الافتراض الأول: $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 X_i^2$ ويقضي هذا الفرضية أن تباين الحد العشوائي يتناسب تربيعيا مع قيم المتغير المستقل X_i وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي بقسمة طرفي المعادلة على X_i إلى الشكل التالي[21]:

[20] د عبد القادر محمد عبد القادر عطية مرجع سابق ص 514/513

$$\frac{Y_i}{X_i} = \frac{\beta_0}{X_i} + \beta_1 + \frac{\varepsilon_i}{X_i} = \beta_0 \frac{1}{X_i} + \beta_1 + \varepsilon^*_i$$

حيث : ε^*_i عبارة عن حد الخطأ المحول $\frac{\varepsilon_i}{X_i}$.

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

$$V(\varepsilon^*) = E(\varepsilon^*_i)^2 = E\left(\frac{\varepsilon_i}{X_i}\right)^2 = \frac{E(\varepsilon_i)^2}{X_i^2} = \frac{\sigma^2 X_i^2}{X_i^2} = \sigma^2$$

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

- <u>الافتراض الثاني:</u> $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 X_i$

ويقضي هذا الفرضية أن تباين الحد العشوائي يتناسب خطيا مع قيم المتغير المستقل X_i وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي بقسمة طرفي المعادلة على الجذر التربيعي للمتغير المستقل X_i أي " $\sqrt{X_i}$ " كما يلي[22]:

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

حيث : ε^*_i عبارة عن حد الخطأ المحول $\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_i}}$.

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

$$V(\varepsilon^*) = E(\varepsilon^*_i)^2 = E\left(\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_i}}\right)^2 = \frac{E(\varepsilon_i)^2}{X_i} = \frac{\sigma^2 X_i}{X_i} = \sigma^2$$

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

- <u>الافتراض الثالث:</u> $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 Y^2_i$ ويقضي هذا الفرضية أن تباين الحد العشوائي يتناسب تربيعيا مع قيم المتغير التابع " Y_i " وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي بقسمة طرفي المعادلة على Y_i إلى الشكل التالي[23]:

$$\frac{Y_i}{Y_i} = \frac{\beta_0}{Y_i} + \beta_1 \frac{X_i}{Y_i} + \frac{\varepsilon_i}{Y_i} = \beta_0 \frac{1}{Y_i} + \beta_1 \frac{X_i}{Y_i} + \varphi$$

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

$$V(\varepsilon^*) = E(\varepsilon^*_i)^2 = E\left(\frac{\varepsilon_i}{Y_i}\right)^2 = \frac{E(\varepsilon_i)^2}{Y_i^2} = \frac{\sigma^2 Y_i^2}{Y_i^2} = \sigma^2$$

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

- الافتراض الرابع: $E(\varepsilon_i^2)=\sigma^2|e_i|$ ويقضي هذا الفرضية أن تباين الحد العشوائي يتناسب خطيا مع القيم المشاهدة لأخطاء المربعات الصغرى العادية e_i وطبقا لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الأصلي بقسمة طرفي المعادلة على الجذر التربيعي للبواقي e_i كما يلي[24]:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{e}_i}=\frac{\beta_0}{\sqrt{e_i}}+\beta_1\frac{X}{\sqrt{e_i}}+\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{e_i}}$$

$$V(\varepsilon^*) \;=E(\varepsilon^*{}_i)^2=E\left(\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{e_i}}\right)^2=\frac{E(\varepsilon_i)^2}{e_i}=\frac{\sigma^2|e_i|}{e_i}=\sigma^2$$

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 :

$$Log(Y_i)=\beta_0+\beta_1 Log(X_i)+\varepsilon_i$$

ويلاحظ هنا أن ميل الانحدار $\hat{\beta}_1$ يقيس مرونة Y_i بالنسبة ل X_i ولهذا السبب تكون الصورة اللوغاريتمية أهمية كبيرة في دراسات الاقتصاد القياسي.[25]

خلاصة

لقد تطرقنا في هذا الفصل الى اهم النقاط في الادبيات النظرية للمشاكل التي تواجه الاقتصاد القياسي حيث تم التعرف على طبيعة ، اسباب و طرق فحص و علاجها فوجود هذه المشاكل يؤثر سلبا على على مقدرات النموذج بحيث لا تتحقق فيها بعض الخواص المطلوبة و هو ما يقودنا الى البحث عن بعض التعديلات للنموذج او البيانات من اجل تجنب هذه المشاكل .

---

[25] الانحدار الخطي المتعدد – جامعة بغداد