الفصل الاول

المقدمة

1-1: تمهيد.

يعد الاقتصاد القياسي فرع من فروع علم الاقتصاد الذي يعنى بتحليل الظواهر الاقتصادية الواقعية تحليلاً كمياً فهذا الفرع من علم الاقتصاد يعتمد في قياس العلاقات الاقتصادية وتحليلها على دمج النظرية الاقتصادية والرياضيات والاساليب الإحصائية في نموذج متكامل. بيد ان علم الاقتصاد القياسى حديثا نسبيا اذا ما قورن بالعلوم الاقتصادية الاخرى واستخدم مصطلح الاقتصاد القياسي اول مرة في العام 1926م من قبل الاقتصادي النرويجي (فريش –Frish) وقد اسس بعض واضعي الفكر الاقتصادي الاوائل امثال (مور – H. More) و(شولتز – H. Schultz) و(ستون – R. Stone) الجمعية الدولية للاقتصاد القياسي(International Econometrics Association) في العام 1930م ثم توسع تطبيق مبادئ الاقتصاد القياسي بعد الحرب العالمية الثانية واخذت انشطة هذا العلم تشمل تقديرات لمعالم او لثوابت نماذج اقتصادية مؤلفة من عدة معادلات ومنذ ذلك التاريخ والاقتصاد القياسي يستخدم كأداة فعالة في حل المشكلات الاقتصادية وفي عمليات التخطيط الاقتصادي (حسام والسواعي،2013م،9). ومن ابرز النماذج الاحصائية التي تستخدم بصورة واسعة في حل المشكلة الاقتصادية النموذج الخطي ويعرف ايضاً بنموذج الانحدار الخطي الذي يعتمد في مفهومه على دراسة تأثيرات المتغيرات المستقلة على المتغير التابع بهدف التنبوء بدرجات المتغير التابع من خلال درجات المتغيرات المستقلة، وهناك عدة طرق يتم بواسطتها بناء النموذج الخطي لأي بيانات اشهرها طريقة المربعات الصغرى العادية وطريقة الامكان الاعظم وطريقة الانحرافات، وتوجد شروط خاصة لكل طريقة من طرق تقدير النموذج الخطي التي يجب توفرها كي يكون النموذج المقترح نموذجاً جيداً يعتمد عليه في التنبوءات المستقبلية وبالتالي فقدان اي واحد من هذه الشروط يؤدي الى حدوث مشكلات في النموذج الخطي يترتب عليها فقدان واحد او اكثر من الخواص

التي يتمتع بها النموذج الخطي،عليه تقوم هذه الدراسة بالتطرق للمشاكل التي من الممكن ان تنتهك واحدة او اكثر من فرضيات النموذج الخطي والكشف عنها بالطرق والاختبارات الاحصائية المختلفة والتعرف على اساليب معالجة هذه المشاكل وبصفة خاصة تقوم هذه الدراسة على المقارنة بين اساليب معالجة المشكلات التي يعاني منها النموذج الخطي (الارتباط الذاتي، عدم تجانس التباين والتداخل الخطي) وتقديم افضل الحلول في التخلص من هذه المشكلات بالمعايير والمقاييس الاحصائية المختلفة.

1-2: مشكلة الدراسة.

من خلال بيانات واقعية في صياغة نموذج الانحدر الخطي يوجد عدد من المعايير في تقدير معلمات هذا النموذج ومن ثم تقييم هذه المعلمات لتحديد ما اذا كانت هذه التقديرات ذات مدلول او معنى من الناحية الاقتصادية وما اذا كانت مقبولة من الناحية الاحصائية علماً بان الاعتبارات الاحصائية (معامل التحديد واختبارات المعنوية) تأتي في المرتبة الثانية بعد اختبارات مدى ملاءمة التقديرات للمعايير الاقتصادية (معايير اختبار الارتباط الذاتي، معايير اختبار الاعتماد الخطي، معايير اختبار عدم ثبات التباين .....الخ). بالتالي صياغة النموذج الخطي دون دراية بهذه المعايير يقود الى نتائج خاطئة فلا تقبل تقديرات ذات دلالة احصائية تخالف الاعتبارات الاقتصادية عند اختبار القدرة التفسيرية للنموذج الخطي بالتالي يمكن صياغة مشكلة الدراسة الاساسية في السؤال التالي:

هل من الممكن معرفة النموذج الخطي الامثل من خلال المقارنة بين اساليب معالجة مشكلات النموذج؟

ويتفرع من سؤال الدراسة الرئيسي الاسئلة الفرعية التالية:

1. ما مدى ملاءمة تقدير معلمات النموذج الخطي لمعايير القياس الاقتصادية؟
2. ما مدى ملاءمة تقدير معلمات النموذج الخطي للمعايير الاحصائية؟

1-3: اهمية الدراسة.

تبرز اهمية هذه الدراسة من واقع ان:

1. بناء النموذج الخطي وتقدير معالمه دون دراية ودون تحقق من الشروط والافتراضات الواجب توفرها عند تطبيقه يقود الى نتائج غير صحيحة.
2. بيانات اي دراسة تهتم ببناء النماذج الخطية غالباً او في معظمها تعاني من مشكلات في النموذج الخطي تبعها كمشكلة الارتباط الذاتي، التعدد الخطي ومشكلة عدم تجانس التباين.
3. مقدرة النموذج التفسيرية للظاهرة محل الدراسة تعتمد وبشكل كبير على مدى ملاءمة تقدير معلمات النموذج للمعايير الاقتصادية والمعايير الاحصائية.

1-4: اهداف الدراسة.

تهدف الدراسة الى:

1. تقدير وتحليل العوامل المؤثرة على الناتج المحلي الاجمالي السوداني والتعرف على الاساليب والاختبارات الاحصائية المستخدمة في الكشف عن المشكلات التي يعاني منها النموذج الخطي المتعدد.
2. التعرف على الاساليب والاختبارات الاحصائية المختلفة في معالجة مشكلات النموذج الخطي المتعدد والمقارنة بينها.
3. تطبيق طرق واساليب الاقتصاد القياسي علي عينة مأخوذة من بيانات الناتج المحلي الاجمالي السوداني.
4. معرفة ما مدى ملاءمة تقدير معلمات نموذج الناتج المحلي الاجمالي السوداني للمعايير الاقتصادية والاحصائية.

1-5: فرضيات الدراسة.

يمكن صياغة فرضية الدراسة الاساسية في الفرضية التالية:

من الممكن الوصول الى نموذج الناتج المحلي الاجمالي السوداني القياسي من خلال المقارنة بين اساليب معالجة مشكلات النموذج.

ويتفرع من الفرضية الاساسية الفرضيات التالية:

1. نموذج الناتج المحلي الاجمالي السوداني يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين الاخطاء العشوائية.
2. نموذج الناتج المحلي الاجمالي السوداني يعاني من مشكلة عدم ثبات تباين الاخطاء العشوائية.
3. نموذج الناتج المحلي الاجمالي السوداني يعاني من مشكلة التعدد الخطي.

1-6: منهجية واجراءات الدراسة.

اتبع الباحث المنهج الوصفي باعتباره انسب المناهج توافقاً مع طبيعة الدراسة بالاضافة الى استخدام الصيغ الرياضية المتمثلة في توضيح المفاهيم الاساسية للاقتصاد القياسي وبعض مشكلات نموذج الانحدار، واستخدام اسلوب الدراسة التطبيقية فيما يتعلق بالجانب التطبيقي للدراسة بواسطة البرنامج الاحصائي Eviews ووفقاً لمنهج الدراسة اتبع الباحث الاجراءات اللازمة من رصد وحصر وتصنيف ومن ثم تحليل المعلومات والبيانات المتحصل عليها للتحقق من فرضيات الدرسة متمثلاً ذلك في الآتي:

1. مراجعه شاملة للدراسات ذات العلاقه بالاقتصاد القياسي التي تهتم بالنماذج الاقتصادية وخاصة النماذج الخطية.
2. تحليل المتطلبات للتعرف على الشروط اللازمة لاختيار نموذج خطي جيد لاغراض التنبوء المستقبلية.
3. بناء نموذج خطي من خلال عينة الدراسة استعانة ببرامج الحزم الاحصائية الجاهزة.
4. فحص المشكلات التي يعاني منها النموذج الخطي.
5. تطبيق الاختبارات والاساليب الاحصائية للتخلص من المشكلات التي يعاني منها النموذج الخطي.
6. تقديم افضل الاساليب المتبعة في معالجة مشكلات النموذج الخطي بناءاً على المعايير والمقاييس المتبعة لذلك.

1-7: عينة الدراسة.

العينة قيد الدراسة والتطبيق عبارة عن بيانات اخذت من الجهاز المركزي للاحصاء السوداني على بيانات الناتج المحلي الاجمالي في الفترة من 1996م الى 2009م.

1-8: حدود الدرسة.

1. الحدود الموضوعية:

النموذج الخطي – بيانات الناتج المحلي الاجمالي السوداني.

2. الحدود الزمانية:

تشمل الدراسة الفترة من: 1996م – 2009م.

3. الحدود المكانية:

جمهوية السودان، الجهاز المركزي للإحصاء.

1-9:الدراسات السابقه.

1. عبد المعين احمد محمد،(2017م)،عنوان الدراسة، مشكلة الارتباط الذاتي بالتطبيق على دالة الاستيراد في السودان للفترة 1980م الى 2014م ،رسالة ماجستير منشورة، كلية الدراسات التجارية، جامعة السودان للعلوم والتكنلوجيا، الخرطوم، السودان.

مستخلص واهداف الدراسه ونتائجها: هدفت الدراسة الى معرفة العوامل التي تؤثر على دالة الاستيراد في السودان في الفترة 1980م الى 2014م ومعرفة حالة الارتباط الذاتي واستعراض اسباب المشكلة ومصادرها والآثار المترتبة عليها وطرق معالجتها. تمثلت مشكلة الدراسة في ان بعض النماذج القياسية المقدرة تعاني من مشاكل في الاقتصاد القياسي نتيجة لاختلال احد فروض المربعات الصغرى العادية، واستخدم الباحث المنهج الوصفي التحليلي لاستعراض البيانات المتوفرة عن دالة الاستيراد وتوصلت الدراسة الى عدة نتائج اهمها ان نموذج دالة الاستيراد في السودان خلال الفترة المذكورة يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي واوصت الدراسة بالعمل على زيادة الصادرات لزيادة عرض العملات الاجنبية واحلال الواردات.

2. محمد احمد محمد حسن، (2015م)، عنوان الدراسة : استخدام طريقة التجميع واثرها في حل مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين في نموذج الانحدار الخطي المتعدد ، حيث تم توليد بيانات تعاني من مشكلتي الإرتباط الذاتي وعدم تجانس التباين، وتم تطبيق طريقة التجميع على البيانات المولدة بعدد فئات مختلفة لإختبار اثر عمليات التجميع المختلفة على مشكلتي الإرتباط الذاتي وعدم تجانس التباين التي تعاني منها البيانات الأصلية، خلصت الدراسة بالوثوق في طريقة التجميع حيث يمكن إعتمادها كطريقة جديدة تستخدم في معالجة مشكلتي الإرتباط الذاتي وعدم تجانس التباين. وأوصت الدراسة بإستخدام طريقة التجميع ليس لأنها تعمل على تقليل التكلفة المادية وتوفر الجهد فقط بل لأنها تعمل أيضا على تحسين مواصفات البيانات ومن ثم يتم الوصول الى نتائج افضل عند التحليل. كما أوصت الدراسة بالإهتمام بطريقة التجميع وعمل دراسة اوسع لها حتى يمكن تضمينها كطريقة من الطرق المستخدمة في علاج مشاكل الإرتباط الخطي البسيط والمتعدد.

3. احمد عبدالرحيم الزين مصطفى، (2011م) دراسة بعنوان: تقدير دوال الاقتصاد الكلي السوداني ذات التداخل الخطي واهم ما توصلت اليه الدراسة ان التقدير بإنحدار الحرف اعطى نماذج تتناسب ومنطقية العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع وان مقدرات انحدار الحرف رغم تحيزها إلا انها افضل من مقدرات OLS غير المتحيزة في حالة وجود مشكلة تداخل خطي وتوصلت الدراسة ايضاً الى ان الدخل القومي مؤشر لحجم الإستثمار والطلب على النقود.

4. عبيد محمود محسن الزوبعي(2010م)، عنوان الدراسة: طريقة معدلة للكشف عن الارتباطات الذاتيه واختبار دقة النموذج، رسالة منشورة بمجلة العلوم الرياضيه كلية الجريف شرق التقنية.

مستخلص واهداف الدراسه ونتائجها: اهتمت الدراسه بواحده من المشكلات التي يعاني منها النموذج الخطي وهي مشكلة الارتباط الذاتي وذلك بتطبيق اختبار Box &Liung في تقدير معلمات النموذج بعد ايجاد قيمة الاخطاء المتعدده ومن ثم ايجاد دالة الارتباط الذاتي ACF ، وعند تحقق الاختبار يكون النموذج المقترح خالياً من

مشكلة الارتباط الذاتي وبهذا يكون هذا الاختبار بديلاً عن اختبار ديربن واتسن DW وفي حالة عدم تحقق الاختبار فان ذلك يدل على وجود الارتباط الذاتي وتتم معالجته وفق الطرق المعروفه ثم يجري الاختبار مرة اخرى على النموذج بعد التعديل. تم التطبيق على عدد من الامثله وكانت النتائج فعاله وخلصت الدراسه الى مجموعة من الاستنتاجات والتوصييات اهمها ان الطريقه المعدله فعاله في تشخيص وجود مشكلة الارتباط الذاتي كما في اختبار DW وتتميز عليه بعدم وجود مناطق فشل الاختبار بالاضافه الى ذلك فان الطريقه المعدله فعاله في تحديد دقة وكفاءة النموذج المقترح وسهلة العمليات الحسابييه.

5. حسين يوسف عبد الله(2009م)، عنوان الدراسه: Assimilations Study of Ridge Regression Method with Autocorrelated ،رسالة منشورة بمجلة كلية العلوم والتقانه جامعة شندي، الخرطوم،السودان.

مستخلص واهداف الدراسه ونتائجها: تناولت الدراسه النموذج الخطي العام الذي يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي من الدرجه الاولى والدرجه الثانيه بالاضافه لمشكلة التداخل الخطي المتعدد، وقد تم استخدام اسلوب المحاكاة في توليد بيانات تعاني من المشكلتين في وقت واحد وتم استخدام طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين في معالجة الارتباط الذاتي بدرجتيه الاولى والثانيه كما استخدم اسلوب Ridge Regression في معالجة التداخل الخطي المتعدد علاوة على ذلك استخدمت المقاييس الاحصائيه في عملية التقييم والمقارنه. ومن خلال نتائج تجربة المحاكاة تم التوصل الى ان ازالة الارتباط الذاتي من الدرجه الاولى اوالثانيه من البيانات التي تعاني من التداخل الخطي المتعدد يؤدي الى زيادة خطورة التداخل الخطي المتعدد وتقل خطورة المشكله اذا كان عدد المتغيرات التوضيحيه قليل ، اما من بين انواع الاساليب في عملية المقارنه وجد ان اسلوب الحرف العمومي افضل من الحرف الاعتيادي خاصة اذا كان حجم العينه كبيراً .

6. حسن جعفر حسن حضره،(2009م)، عنوان الدراسة، تحليل الطلب على النقود في السودان خلال الفترة 1970م الى 2005م، رسالة ماجستير منشورة، جامعة النيلين، الخرطوم، السودان.

مستخلص واهداف الدراسه ونتائجها: هدفت الدراسة الى توضيح العوامل المؤثرة في الطلب على النقود في السودان وذلك من خلال صياغة نموذج قياسي يتميز بالكفاءة ولتحقيق هذا الهدف كانت فرضية الدراسة الاساسية يوجد تأثير معنوي من العوامل المؤثرة في الطلب على النقود في السودان المتمثلة في الناتج المحلي الاجمالي ومعدل التضخم وسعر الصرف، اعتمدت الدراسة في التحليل على المنهج الوصفي وذلك من خلال جمع البيانات كما تم استخدام المنهج القياسي وذلك باستخدام نموذج الانحدار الخطي المتعدد في تقدير الدالة واتضح من خلال احصائية ديربن واتسن ان البيانات تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي وتم التخلص من هذه المشكلة بواسطة طريقة ديربن واتسن ذات المرحلتين واسفرت المعالجة عن نتائج جيدة حيث تم الحصول على نموذج احصائي كفؤ واوصت الدراسة بتوفير الاسباب التي تؤدي الى زيادة الناتج المحلي الاجمالي بإعتباره مؤشراً للنمو الاقتصادي.

7. ذوالنون محمد حامد،(2006م)، عنوان الدراسة، مشكلة الارتباط الذاتي في بعض متغيرات الاقتصاد السوداني خلال الفترة 1970م الى 2004م، رسالة ماجستير منشورة، كلية الدراسات التجارية، جامعة السودان للعلوم والتكنلوجيا، الخرطوم، السودان.

مستخلص واهداف الدراسه ونتائجها: هدفت الدراسة الى التعرف على مشكلة الارتباط الذاتي ومسبباته وطرق معالجته كما هدفت الدراسة الى معرفة تأثير العوامل المحددة للإستثمار في السودان في الفترة المذكورة من خلال الوصول الى نموذج قياسي مقترح يحدد العلاقة بين متغيرات الدراسة والاستثمار، حيث كانت فرضية الدراسة الاساسية هي وجود علاقة سببية بين الاستثمار والعوامل المؤثرة عليه المتمثلة في الواردات والدخل القومي والاستثمارات لفترات سابقة والضرائب المباشرة واسعار الصرف. اتبع الباحث المنهج الوصفي لوصف متغيرات الدراسة وتوصلت

الدراسة الى العديد من النتائج اهمها ان الاستثمار يمكن ان يمثل بمعادلة خطية مع الواردات والدخل القومي والاستثمارات لفترات سابقة والضرائب المباشرة وسعر الصرف وان افضل نموذج للاستثمار من بين النماذج التي تم تكوينها هو النموذج الذي يكون فيه الاستثمار دالة لكل من الواردات والاستثمار لفترات سابقة وتبين وجود مشكلة الارتباط الذاتي في نموذج الاستثمار وتم التخلص من هذه المشكلة باستخدام طريقة الفروق واوصت الدراسة الى استخدام النموذج في التخطيط الاستثماري والتنبؤ به في خطط استثمارية قادمة.

8. الشيخ السماني محمد، (2005م)، دراسة بعنوان: أثر التجميع على مشكلة التداخل الخطي المتعدد، وتوصلت الدراسة انه في حالة توفر عدة تجميعات تعالج مشكلة التداخل الخطي المتعدد فإنه يوجد من بينها تجميعات مفضلة على غيرها في علاج المشكلة يمكن ملاحظتها عند محاولة عدة تجميعات مختلفة، وان معيار (VIF) يتأثر بتوزيع قيم المتغيرات المستقلة دون مقاديرها وذلك عند ازالة الجزء العشري من قيم المتغيرات وجعل الحدود الدنيا لها تساوي الواحد فإن قراءة المعيار (VIF) لها يظل على ماهو عليه لايتغير.

9. مناهل سيد احمد مصطفى سيد احمد ، (2005م)، دراسة بعنوان : توظيف البيانات العرضية لمعالجة مشكلة التداخل الخطي المتعدد في دالة كوب- دوقلاس بالتطبيق على شركة النيل الازرق للتغليف والطباعة واهم ما توصلت اليه الدراسة ان استخدام البيانات العرضية في دالة كوب-دوقلاس ادى الى معالجة مشكلة التداخل الخطي حيث أن (VIF) بعد استخدام البيانات العرضية كان اقل من (10) وهذا يشير الى معالجة المشكلة كذلك توصلت الدراسة من الصيغة التقديرية لدالة انتاج كوب - دوقلاس ان زيادة عدد العمال عامل واحد سيؤدي الى زيادة الانتاج بمقدار 0.326 طن بثبات رأس المال.

10. اكرام عبيد فضل الله سعد،(2004م)، عنوان الدراسة: أثر التجميع على حل مشكلة عدم تجانس التباين (تم التطبيق فيه على نموذج الإنحدار الخطي البسيط وتوصلت الدراسة الى نتائج عديدة اهمها ان عملية التجميع تعمل على تغيير

مواصفات البيانات حيث انها تخفض الإختلافات بين المفردات فلا يكون هنالك مجال لتشتت القيم بدرجة كبيرة بالتالي فإن عملية التجميع عملت على ازالة مشكلة عدم تجانس التباين بين التجميعات التي تم تكوينها في البيانات الأصلية بعدد فئات مختلفة.

1-10: المقارنة بين الدراسة الحالية والدراسات السابقة.

من الواضح ان جميع الدراسات السابقة اهتمت اما عن مشكلة الارتباط الذاتي او مشكلة التعدد الخطي بينما تهتم هذه الدراسة بمشاكل القياس (الارتباط الذاتي، عدم ثبات تباين الاخطاء العشوائية والتعدد الخطي)، واعتمدت هذه الدراسة طريقة اختبار بريش – كودفري في الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي واختبار Arch في الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين ومصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة في الكشف عن مشكلة التعدد الخطي وهي طرق غير مستخدمة في جميع الدراسات السابقة، كذلك تمت معالجة جميع مشكلات القياس في هذه الدراسة بأكثر من طريقة ومن ثم المقارنة بين جميع المعالجات وتقديم افضل طريقة في التخلص من المشكلة قيد الدراسة، بينما تم في الدراسات السابقة التخلص من مشكلتي الارتباط الذاتي والتداخل الخطي وبطريقة واحدة فقط في كل دراسة.

1-11: هيكل الدراسة.

تم تقسيم هذه الدراسة الى خمسة فصول الفصل الاول (المقدمة) واشتمل هذا الفصل على تمهيد، مشكلة الدراسة، اهمية واهداف الدراسة، فرضيات الدراسة، منهجية واجراءات الدراسة، عينة الدراسة، حدود الدراسة، الدراسات السابقة وهيكل الدراسة. اما الفصل الثاني (نموذج الانحدار الخطي المتعدد) تناول شرحاً مفصلاً لنموذج الانحدار الخطي المتعدد وكيفية الكشف عن مشكلات النموذج بالاضافة الى التعرف على اساليب معالجة مشكلات النموذج. وتناول الفصل الثالث (الناتج المحلي الاجمالي) طرق قياس الناتج المحلي الاجمالي بالاضافة الى نبذة تعريفية عن الجهاز المركزي للاحصاء السوداني، الفصل الرابع (الجانب التطبيقي) بين كيفية قياس متغيرات الدراسة المختلفة او ما يعرف بإجراءات الدراسة وبيان الاساليب

الاحصائية المستخدمة في تحليل البيانات ومن ثم اختبار فرضيات الدراسة. وتحقيقاً لاهداف الدراسة بمقارنه اساليب معالجة مشكلات النموذج الخطي في ضوء المعايير الاحصائيه المستخدمه لاغراض المقارنه يعرض الباحث النتائج التي توصلت اليها الدراسة وتفسيرها ومناقشتها. وفي الفصل الخامس(النتائج والتوصيات) يعرض الباحث ملخص النتائج التي توصلت اليها الدراسة كما يقدم تفسيرات علمية للنتائج التي ظهرت ويشمل ايضاً الاستنتاجات المنبثقة عن تلك النتائج والتوصيات.

الفصل الثاني

نموذج الانحدار الخطي المتعدد

2-1: الانحدار ومفهومه. Regression Concept

في دراسة العلاقة بين ظاهرتين او اكثر اذا كان الهدف تحديد نوع وقوة العلاقة فاننا ندرس الارتباط Correlation اما اذا كان الهدف دراسة العلاقة من خلال التمثيل البياني بأفضل علاقة اقتران ممكنة بالشكل $Y_i = f(x)$ فاننا ندرس الانحدار Regression ويسمى المستقيم او المنحنى الذي يمثل هذا الاقتران بمستقيم او منحنى الانحدار وهو من الاساليب الاحصائية المستخدمة لتحديد التأثيرات بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع عن طريق معادلة الانحدار للتنبؤ بقيمة المتغير التابع بدلالة المتغيرات المستقلة فاذا كان عدد المتغيرات المستقلة واحد يسمى انحدار خطي بسيط Simple Linear Regression (زايد، 2007م،934) ، اما اذا كان عدد المتغيرات المستقلة اكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد Multiple Regression وللانحدار عدة تعريفات منها (النجار،2015،34) :

1. الميل او الانحدار نحو الوسط.
2. ايجاد النموذج الذي يمثل العلاقة السببية بين متغيرين او اكثر.
3. يستخدم للتنبؤ بقيمة متغير عن طريق معرفة متغير آخر مرتبط به.
4. العلاقة بين المتغيرات من خلال بناء معادلة تستخدم للتقدير والتنبؤ بقيمة المتغير التابع بدلالة متغير او متغيرات مستقلة.
5. الانحدار الخطي يعني ان تكون معادلة التقدير عند عرضها بيانياً على شكل خط مستقيم.

2-2: تصنيفات نماذج الانحدار. Regression Modeling

تعد مشكلة تحديد النموذج المستخدم في عملية التنبؤ او التقدير باستخدام نماذج الانحدار من اهم المشاكل التي تواجه الباحث حيث تتداخل العديد من العوامل في تحديد اختيار النموذج الملائم للتحليل منها نوعية البيانات، طبيعة المتغيرات المستخدمة في التحليل ومستويات قياسها وطبيعة المتغيرات محل الدراسة، وبوجه

عام يمكن القول ان نماذج الانحدار يمكن تصنيفها تبعاً للعديد من العوامل اهمها (محمد شامل، 2005، 609):

1. **عدد المتغيرات:** هناك تقسيم شائع لنماذج الانحدار يتم تبعاً لعدد المتغيرات المطلوب دراستها في النموذج وهذا التقسيم هو:

أ. نماذج الانحدار الخطي البسيط: تستخدم في حالة بحث العلاقة بين متغيرين فقط احدهما تابع والآخر مستقل.

ب. نماذج الانحدار المتعدد: تستخدم في حالة وجود متغير تابع واكثر من متغير مستقل.

2. **شكل العلاقة بين المتغيرات:** هنا يمكن ان نميز بين نوعين من انواع نماذج الانحدار:

أ. نماذج الانحدار الخطي. Linear Regression

ب. نماذج الانحدار المنحنى (غير الخطي). Nonlinear Regression

3. **مستوى القياس للمتغيرات:** هنا يوجد تقسيمات شائعة ايضاً وهي(حامد،2003م،4):

أ. نماذج الانحدار التقليدية: تستخدم في حالة ما اذا كان المتغير التابع متغيراً كمياً (فئوياً او نسبياً). لتقدير صيغة رياضية للعلاقة بين متغيرين كميين او اكثر، بهدف التنبؤ بقيمة المتغير التابع بمعلومية قيم المتغير (او المتغيرات) المستقلة وذلك من خلال معادلة الانحدار، ويمكن ان تأخذ معادلة الانحدار احد الاشكال الرياضية المعروفة مثل شكل كثيرات الحدود او الدالة الاسية او الدالة اللوغريثمية حسب طبيعة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة، ولكن اشهر صور دالة الانحدار واكثرها انتشاراً في التطبيقات العملية هي دالة الانحدار الخطية.

ب. نماذج الانحدار اللوجستي : تستخدم في حالة ما اذا كان المتغير التابع متغيراً كيفياً (ترتيبياً او اسمياً).

4. **طريقة تجميع البيانات:** تجمع البيانات اللازمة للدراسة اما من سلاسل زمنية Time Series او من بيانات القطاع المستعرض Cross Section Data او

الدمج بينهما، وتختلف المعلمات الناتجة عن استخدام كل اسلوب في معناها عن استخدام الاسلوب الآخر، ففي حالة استخدام السلاسل الزمنية يتم جمع البيانات الزمنية للمتغيرات التابعة والمستقلة عن عدة سنوات لفترات زمنية متتالية اما في حالة جمع البيانات من القطاع المستعرض فيتم جمع البيانات عن فترة زمنية معينة.

2-3: الاقتصاد القياسي وتحليل الانحدار. Econometric and Regression Analysis

يمثل الانحدار جزءاً هاماً من نظرية الاحصاء ويستخدم في الكثير من مجالات المعرفة المختلفة ففي الاقتصاد مثلاً يعتبر الانحدار الاداة العملية التحليلية الاساسية في الاقتصاد القياسي حيث يعتبر الاقتصاد القياسى اسلوب من اساليب التحليل الاقتصادى الكمى الذي يهتم بصياغة وتقدير واختيار وتحليل النماذج الاقتصادية مستخدماً النظرية الاقتصادية والاحصاء والرياضيات بهدف اختيار النظريات الاقتصادية المختلفة من ناحية والمساعدة فى عملية اتخاذ القرارات ووضع السياسات الاقتصادية من ناحية اخرى، ويمكن تعريف الاقتصاد القياسي بانه اسلوب من اساليب التحليل الاقتصادي الذي يهتم بالتقدير الكمي للعلاقات بين المتغيرات الاقتصادية فتتكون عبارة الاقتصاد القياسي Econometrics من كلمتين اصلهما يوناني الاولى كلمة Economics وتعني علم الاقتصاد والثانية Metrics وتعني القياسات اذ تستند مادة الاقتصاد القياسي بالأساس على قياس العلاقات بين المتغيرات الاقتصادية (بسام وآخرون، 2002م،17)، وبرغم تعدد التعريفات المختلفة للاقتصاد القياسي الا انها تكاد تنبثق على انه تطبيق للرياضيات والاساليب الاحصائيه لقياس واختبار الظواهر الاقتصادية فيمكننا القول ان الاقتصاد القياسي تكامل بين النظرية الاقتصادية والرياضيات والاحصاء بشقيه الوصفي والاستدلالي لصياغة العلاقات الاقتصادية رياضياً ثم قياسها بعد تحويلها الى علاقات احصائية او عشوائية واختبارها ثم الاعتماد عليها في رسم السياسات الاقتصادية الملائمة ويهدف الاقتصاد القياسى الى تحقيق ثلاثة اهداف هى:

1. اختيار النظريات الاقتصادية والتحقق من مدى انطباق هذه النظرية مع الواقع الفعلى ومن ثم يمكن قبولها او رفضها او تعديلها والتوصل الى نظرية اقتصادية جديدة.
2. المساعدة فى عملية اتخاذ القرارات الاقتصادية من خلال توفيره لتقديرات كمية للعلاقات الاقتصادية بين المتغيرات، فالاقتصاد القياسى يمكنه توفير مثلاً تقديرات عن مرونتي العرض والطلب وان هذه التقديرات تعتبر مهمة فى عملية اتخاذ القرارات الاقتصادية.
3. المساعدة فى وضع وتقييم السياسات الاقتصادية من خلال توفيره التنبؤات عن المتغيرات الاقتصادية فى المستقبل.

2-4: اقسام علم الاقتصاد القياسي.

يمكن تقسيم الاقتصاد القياسي الى قسمين هما (عز الدين، 2008م،21) :

1. الاقتصاد القياسي النظري: وهو عبارة عن ذلك الفرع من الاقتصاد القياسي والذي يختص بتطوير طرق واساليب احصائية لقياس العلاقات الاقتصادية مناسبة للطبيعة المتميزة للبيانات الاقتصادية من جهة والعلاقات الاقتصادية من جهة اخرى ويطلق عليها طرق واساليب الاقتصاد القياسي وتشمل الجهود الهادفة الى ايجاد الطرق الملائمة لقياس العلاقات الاقتصادية والتي تتميز بخصائص معينة.

2. الاقتصاد القياسي التطبيقي: يهتم باستخدام الاقتصاد القياسي النظري على فروع معينة من النظرية الاقتصادية مثل الطلب والعرض، الانتاج والاستهلاك والاستثمار وغيرها والهدف هو قياس العلاقات الاقتصادية في هذه المجالات واختبار مدى التوافق بين النظرية والواقع ومحاولة الحصول على تنبؤات خاصة بتطوير الظاهرة في المستقبل.

2-5: مراحل بناء نموذج اقتصاد قياسى.

الخطوات الآتية تحدد مراحل بناء النموذج (حسام والسواعي، 2013م،21-32).

1. <u>مرحلة توصيف او صياغة النموذج ووضع الفروض</u>: Specification Of The Model

يقصد بتوصيف النموذج ان يتم تحديد الظاهرة المراد دراستها ومن ثم تحديد المتغيرات او العوامل التي تساعد على تفسير سلوك هذه الظاهرة ليتم وضع الافتراضات التبسيطية تمهيداً لصياغة الفرض المفسر ويتم التعبير عن هذه المتغيرات والعلاقات في صورة رياضية لذا نجد ان هذه المرحلة تتبني على خطوات عدة اهمها:

أ. تحديد متغيرات النموذج سواء المتغير التابع او المتغيرات المستقلة (المفسرة) من واقع النظرية الاقتصادية واي معلومات عن الظاهرة.

ب.تحديد عدد العلاقات الداخلة في النموذج.

ج. تحديد الشكل الرياضي للنموذج فيما اذا كانت العلاقات خطية ام غير خطية.

د. تحديد الاشارات والقيم المتوقعة للمعلمات وغالباً ما تدلنا النظرية الاقتصادية على اشارة المعلمات (سالبة او موجبة) وفق طبيعة استجابة المتغير التابع لاي من المتغيرات المستقلة (التفسيرية). كما تدلنا النظرية الاقتصادية ايضاً عن المدى الذي تقع فيه قيمة هذه المعالم فمعامل الميل الحدي للاستهلاك (MPC) على سبيل المثال يجب ان يقع بين الصفر والواحد الصحيح وهكذا.

هـ. تحويل النموذج الرياضي الى نموذج احصائي بإدخال المتغير العشوائي والسبب في اضافته يرجع الى العوامل التالية:

i. خطأ حذف المتغيرات ذات العلاقة.
ii. اخطاء القياس.
iii. اخطاء توصيف النموذج.
iv. اخطاء التجميع.
v. اخطاء ناتجة عن عنصر العشوائية المرافق للسلوك البشري.

2. مرحلة تقدير معلمات النموذج: Estimation Stage

ويتم في هذه المرحلة القياس والتقدير بعد الانتهاء من المرحلة الاولى وتعد هذه المرحلة فنية بحتة تعتمد اساساً على البيانات الواقعية التي تم جمعها عن المتغيرات وعلى طرق واساليب الاقتصاد القياسي وتنطوي هذه المرحلة على خطوات عدة اهمها:

أ. تجميع البيانات عن المتغيرات الداخلة في النموذج: وهذه البيانات اما ان تكون في صورة سلسلة زمنية Time Series Data (وهي بيانات عن متغير ما في فترات زمنية مختلفة) مثل الدخل القومي السوداني للفترة من 2005م الى 2015م. وقد تكون بيانات مقطعية Cross Section Data (وهي بيانات عن متغير ما في نقطة زمنية معينة) مثل الدخل القومي لمجموعة دول في سنة معينة. وقد تحتوي البيانات على مزيج من بيانات السلسلة الزمنية والمقطعية Panel Data مثل بيانات عن الدخل القومي لمجموعة دول خلال الفترة 1990م – 2011م. بيد ان هذه البيانات قد تكون كمية قابلة للقياس او نوعية وقد يستخدم الباحث الاقتصادي ما يسمى بالمتغيرات الوهمية Dummy Variable وهي متغيرات يفترض الباحث لها قيمة تحكمية بين الصفر والواحد لتوضيح اثر هذه المتغيرات النوعية على المتغير التابع كأن يفترض مثلاً في حالة السلسلة الزمنية قيمة (1) صحيح منذ الانضمام الى منظمة التجارة العالمية WTO والقيمة (0) قبل ذلك التاريخ.

ب. دراسة الارتباط بين المتغيرات المستقلة او التفسيرية : لا بد من ملاحظة انه في حالة وجود درجة ارتباط كبيرة بين المتغيرات المستقلة في المعادلة فانه يصعب فصل اثر كل متغير مستقل منها على حدة على المتغير التابع، وفي هذه الحالة اي الارتباط الخطي القوي او التام بين المتغيرات المستقلة يستحيل الحصول على تقديرات لمعلمات النموذج.

ج. دراسة الشروط الخاصة بالحالة التمييزية للمعادلات المكونة للنموذج: اي التأكد من ان المعاملات التي سيتم تقديرها باستخدام طرق معينة للقياس هي

فعلاً معالم الدالة التي تهمنا بالفعل، وذلك في حالة النماذج متعددة المعادلات. اذ تتحدد طريقة القياس للحالة التمييزية فقد تكون علاقات النموذج فوق مميزة او تحت مميزة او مميزة فقط، وذلك كله يتم من خلال التعرف على امكانية الحصول على معالم الصورة الهيكلية للنموذج وفي ضوء تحديد درجة تمييز المعادلة تتحدد طرق القياس:

i. في حالة المعادلات المميزة فقط تستخدم طريقة المربعات الصغرى غير المباشرة.
ii. في حالة المعادلات فوق المميزة تستخدم طرق عدة على كل معادلة على حدة مثل طريقة المربعات الصغرى على مرحلتين وطريقة الاحتمال الاكبر للمعلومات المحددة.
iii. في حالة المعادلات تحت المميزة لا يمكن استخدام اي من الطرق فهي حالة ميئوس منها.

د. اختيار طريقة القياس الملائمة: حيث تنقسم طرق واساليب القياس الى مجموعتين هما :

i. طرق قياس لمعادلة واحدة: وهي الطرق التي تطبق في كل مرة على علاقة اقتصادية واحدة خلال فترة زمنية معينة، واهم هذه الطرق طريقة المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Square (OLS) او طريقة المربعات الصغرى العامة Generalized Least Square (GLS)
ii. طرق المعادلات المتعددة (الانية) Simultaneous Equation Techniques : وهي الطرق التي تطبق على النماذج متعددة المعادلات في نفس الوقت وتنقسم هذه الطرق بدورها الى مجموعتين :

1) الطرق التي تطبق على معادلة واحدة مثل :

أ. طريقة المربعات الصغرى غير المباشرة (ILS) Indirect Least Square .
ب. طريقة المربعات الصغرى على مرحلتين (TLS) Two-Stage Least Square .

ج. الاحتمال الاعظم للمعلومات المحددة (LIML) Limited Information Maximum Likelihood .

2) الطرق التي تطبق على جميع المعادلات مرة واحدة مثل:

أ. طريقة المربعات الصغرى على ثلاث مراحل Three Stage Least Square .

ب. الاحتمال الاعظم للمعلومات الكاملة Full Information Maximum Likelihood .

ويتم اختيار طريقة التقدير او القياس على اساس طبيعة النموذج محل البحث (معادلة واحدة او متعدد المعادلات) والحالة التمييزية للمعادلات (مميزة فقط او فوق مميزة) والفروض المتعلقة بالتوزيعات الاحتمالية لمتغير الخطأ العشوائي U_i وكذلك الوقت والتكاليف والبساطة.

وافضل الطرق هي تلك التي تعطي في الظروف السابقة اكثر التقديرات جودة وجودة التقديرات هذه تتوقف على توفر خصائص معينة مثل (عدم التحيز، الاتساق، الكفاءة والاقل تباين).

3. تقييم تقديرات معالم النموذج: Evaluation Of Estimation

بعد ان ينهي الباحث تقدير القيم الرقمية لمعلمات النموذج من خلال بيانات واقعية تبدأ مرحلة تقييم هذه القيم المقدرة بمعنى تحديد ما اذا كانت هذه التقديرات ذات مدلول او معنى من الناحية الاقتصادية وما اذا كانت مقبولة من الناحية الاحصائية ويطلق عليها اختبارات الدرجة الاولى، وهنالك ايضاً اختبارات الدرجة الثانية الخاصة بتوافر شروط الطريقة المتبعة في القياس بمعنى آخر اختبارات الدرجة الثانية تبحث عن مدى قبول القيم المقدرة للنموذج في ضوء معايير الاقتصاد القياسي وبالتالي يوجد عدد من المعايير التي تمكننا من اتمام عملية تقييم القيم المقدرة اهمها :

أ. اختبار مدى ملاءمة التقديرات للمعايير الاقتصادية: Economic Criteria :

وهذه تحددها النظرية الاقتصادية وتتعلق باشارات وحجم معاملات العلاقات الاقتصادية وبالتالي تفرض النظرية الاقتصادية قيوداً على

اشارات وقيم لمعلمات العلاقات الاقتصادية فاذا جاءت المعلمات على عكس ما تقرره النظرية سواء فيما يتعلق بالاشارة او القيمة فان هذا يمكن ان يكون مبرراً لرفض هذه المعلمات المقدرة ومن ثم يعاد النظر في صياغة العلاقة او البحث عن علاقات اخرى لم تؤخذ في الحسبان، او التحقق من دقة البيانات او من توافر الشروط الخاصة بالطريقة المستخدمة في القياس او قد توجد مبررات منطقية لها من القوة ما يؤدي للتسليم بصحة التقديرات ورفض ما قررته النظرية الاقتصادية.

ب. اختبار مدى ملاءمة التقديرات للمعايير الاحصائية: Statistical Criteria :

وتعرف باختبارات الدرجة الاولى First Order Tests وهي تهدف الى التحقق من:

i. مقدرة النموذج التفسيرية للظاهرة محل الدراسة: وتختبر القدرة التفسيرية للنموذج بمعامل التحديد Determination Coefficient ويعرف لختصاراً (R^2) وهو مربع معامل الارتباط ويقيس دقة توفيق معادلة الانحدار ويختبر القدرة التفسيرية للنموذج بمعنى انه يوضح النسبة التي يمكن تفسيرها من المتغير التابع بدلالة المتغيرات المستقلة في الدالة والتي من المفترض ان تكون دالة خطية وتنحصر قيمته بين الصفر والواحد الصحيح وتكون العلاقة قوية كلما اقترب معامل التحديد من الواحد الصحيح والعكس صحيح. ولا يعتبر معامل التحديد وحده كافياً للحكم على العلاقة الاقتصادية ففي بعض الحالات يكون معامل التحديد مرتفعاً وفي نفس الوقت لا يعني ذلك ارتفاع القوة التفسيرية للنموذج ويرجع ذلك الى عدم معنوية مقدرات النموذج لوجود اتجاهات عامة قوية في المتغيرات المستقلة وهو ما يعرف بمشكلة التعدد الخطي Multicollinearity ، او قد يكون معامل التحديد منخفضاً ولا يكون مبرراً لضعف القدرة التفسيرية للنموذج وسبب انخفاض معامل التحديد

قد يرجع الى ان العلاقة بين المتغيرات غير خطية او استبعاد متغيرات مستقلة يترتب على ادراجها في النموذج ارتفاع قيمة معامل التحديد.

ii. التحقق في مدى الثقة الاحصائية في التقديرات الخاصة بمعلمات النموذج: وتعرف باختبارات المعنوية ويتم فيها استخدام اختبار F لاختبار معنوية العلاقة الخطية للانحدار ككل وانه يمكن الاعتماد على تقديرات المعلمات الاصلية للنموذج بناءاً على مدى الثقة في معلومات النموذج وبعد التأكد من معنوية النموذج يتم اختبار معنوية كل معلمة على حدة بوسطة اختبار T (المعلمة هي كل مقياس احصائي مرتبط بالمجتمع ويميز جميع مفرداته، امين ابراهيم، 2005م، 8) وهنا تظهر اهمية الخطأ المعياري للتقدير والذي يعبر عن درجة تباين او تشتت المعلمات المقدرة من العينة حول المعلمات الحقيقية للمجتمع. كما يجب الأخذ في الاعتبار انه لا تقبل تقديرات ذات دلالة احصائية تخالف الاعتبارات الاقتصادية ومن اهم الخصائص الاقتصادية في تقدير المعلمات:

1) عدم التحيز Unbiasedness
2) الكفاءة Efficiency
3) اقل تباين Minimum Variance
4) اقل متوسط لمربعات الاخطاء Minimum Means Square Error
5) افضل تقدير خطي غير متحيز (BLUE) Best Linear Unbiased Estimator

ج. **اختبار مدى ملاءمة التقديرات لمعايير الاقتصاد القياسي: Econometric Criteria**

ويطلق عليها اختبارات الدرجة الثانية وهي معايير قياسية معينة تتحقق من توافر شروط معينة حتى تتحقق المعنوية الاحصائية وان عدم توفر هذه الشروط يؤدي الى عدم صلاحية المعايير الاحصائية لقياس مدى الثقة في المعلمات المقدرة من ناحية وفقدان التقديرات المتحصل عليها بعض الصفات

التي تجعلها تقديرات جيدة من ناحية اخرى وبعد التأكد من صحة افتراضات او شروط الطريقة المتبعة في القياس (معايير الاقتصاد القياسي) يمكن القول بتحقيق خصائص الطريقة المتبعة في القياس واهمها عدم التحيز والاتساق واقل تباين يضاف الى ذلك ضرورة التأكد من قدرة النموذج على اعطاء تنبؤات مستقبلية يمكن الاعتماد عليها ومن امثلة معايير الاقتصاد القياسي ما يلي:

i. معايير اختبار الارتباط الذاتي (التسلسلي) بين الاخطاء العشوائية e_i .
ii. معايير اختبار عدم ثبات تباين المتغير العشوائي.
iii. معايير اختبار الاعتماد الخطي: لاختبار مشكلة الارتباط بين المتغيرات المستقلة.
iv. معايير اختبار الحالة التمييزية (التعريفية) في المعادلات التي يتكون منها النموذج.
v. معايير اختبار جودة اخطاء القياس او المشاهدة في المتغيرات المستقلة.

والجدول التالي يبين اهم الاختبارات المستخدمة في التحقق من مدى ملاءمة التقديرات لمعايير الاقتصاد القياسي (اختبارات الدرجة الثانية).

جدول (2-1)الاختبارات الاحصائية حسب معايير الاقتصاد القياسي (اختبارات الدرجة الثانية)

معايير الاقتصاد القياسي		الاختبارات الاحصائية المستخدمة
معايير اختبار الارتباط الذاتي (التسلسلي) بين الأخطاء العشوائية e_t Autocorrelation	ارتباط ذاتي من الدرجة الاولى	1) Durbin Watson للعينات الصغيرة (أقل من 30). 2) Durbin's H للمتغيرات ذات ابطاء زمني
	ارتباط ذاتي من الدرجات الأعلى	1) Breusch-Goodfrey 2) Lagrange Multiplier
	ارتباط ذاتي من الدرجة الرابعة	Wallis
معايير اختبار عدم ثبات تباين المتغير العشوائي Hetroscedasticity		1) Spearman 2) park 3) Likelihood Ratio 4) Goldfeld-Quandt 5) Ramsey&White
معايير اختبار الإعتماد الخطي Multicollenearity		6) Farrar-Glauber 7) Frish analysis 8) Klien

المصدر: اعداد الباحث يونيو 2017.

د. اختبار القدرة التنبؤية للنموذج: يهدف الاقتصاد القياسي من تقدير معالم النموذج الى التنبؤ بقيم الظاهرة الاقتصادية في المستقبل مع ملاحظة:

i. التنبؤ في حالة نموذج المعادلة الواحدة يختلف عن التنبؤ في حالة النموذج متعدد المتغيرات.

ii. يمكن استخدام تقديرات معالم النموذج لفترة اخرى لا تدخل في فترة العينة ثم مقارنة القيمة المتحصل عليها بالقيمة الفعلية للمتغير التابع ثم اختبار الفرق بين القيمتين لحصائياً كأحد اساليب التنبؤ.

iii. الاسلوب الثاني للتقويم هو اعادة تقدير معالم النموذج بعد اضافة بيانات فترة جديدة ثم مقارنة البيانات الجديدة بالسابقة واختبار معنوية الفرق المطلق بالطرق الاحصائية المناسبة. ويكون اجراء اختبار معنوية الفرق المطلق بين القيم المقدرة والقيم الفعلية للمتغير التابع بواسطة بعض الاختبارات الخاصة بقياس القدرة التنبؤية ومنها:

1) اختبار معنوية الفرق بين قيم المتغير التابع المقدرة وقيم المتغير التابع الفعلية باستخدام اختبار T .
2) اختبار Show الذي يقوم على اساس اختبار F .
3) اختبار معامل عدم التساوي لهنري ثايل والذي يشير الى ارتفاع دقة التنبؤ باقتراب قيمته من الصفر.
4) معامل جانس الذي يقيس قدرة النموذج على التنبؤ خلال فترة العينة وما بعدها.

وبناءاً على هذه الاختبارات اذا كان الفرق بين القيم المقدرة الفعلية غير معنوي تبعاً لاختباري T اوF او اقتربت قيمة معامل عدم التساوي من الصفر وكذلك قيمة معامل جانس فان ذلك يدل على ارتفاع القدرة التنبؤية للنموذج بالتالي يمكن الاعتماد على تقديرات النموذج في الحصول على تنبؤات يعتد بها في المستقبل، اما اذا كان الفرق معنوياً دل ذلك على ضعف القوة التنبؤية للنموذج وترجع معنوية الفرق وضعف القوة التنبؤية للنموذج للاسباب التالية:

i. قد لا تكون قيم المتغيرات المستقلة المستخدمة في التنبؤ غير صحيحة.

ii. وجود نقص في بيانات ومشاهدات العينة مما يؤدي الى ضعف تقديرات المعاملات.

iii. قد تكون تقديرات المعاملات جيدة لفترة العينة الا ان الشروط الهيكلية للنموذج قد تتغير عما كانت عليه قبل فترة الاساس لتقدير النموذج ومن ثم فان التقديرات القديمة لا يمكن ان تكون جيدة للتنبؤ.

iv. تغير الظروف الاقتصادية والاجتماعية المؤثرة على المتغيرات.

2-6: نموذج الانحدار الخطي المتعدد. Multiple Regression Model

يعد الانحدار الخطي المتعدد او النموذج الخطي العام من الاساليب الاحصائية المتقدمة والتي تضمن دقة الاستدلال من اجل تحسين نتائج البحث عن طريق الاستخدام الامثل للبيانات في ايجاد علاقات سببية بين الظواهر موضوع البحث والانحدار الخطي المتعدد عبارة عن انحدار للمتغير التابع (Y) على العديد من المتغيرات المستقلة $X_1 , X_2 , ...,X_K$ لذا فهو يستخدم في التنبؤ بتغيرات المتغير التابع الذي يؤثر فيه عدة متغيرات مستقلة اي تعتمد فكرته على العلاقات الدلالية التي تستخدم ما يعرف بشكل التشتت او الانتشار. والانحدار الخطي المتعدد ليس مجرد اسلوب واحد وانما مجموعة من الاساليب التي يمكن استخدامها لمعرفة العلاقة بين متغير تابع مستمر وعدد من المتغيرات المستقلة التي عادةً ما تكون مستمرة (الهمالي، 2014م،473).

2-7: الصيغة الرياضية لنموذج الانحدار الخطي المتعدد.

يستند النموذج الخطي العام على افتراض وجود علاقة خطية ما بين متغير معتمد Y_i وعدد من المتغيرات المستقلة ويعطى بالمعادلة الخطية التالية (عبد المحمود، 1997م،71):

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + ... + \beta_k X_{ki} + e_i , \quad i = 1,.....,n \qquad (2-1)$$

حيث $x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}, ..., x_{ki}$ هي المتغيرات المُفسَّرة او المستقلة للمتغير المفسَّر او التابع Y_i. بينما $\beta_0, \beta_1, ..., \beta_k$ هي معالم النموذج، لدينا هنا (k-1) معلم في النموذج، وفي الاستعمالات الاقتصادية غالباً ما يأخذ المتغير x_1 العدد الصحيح واحد. وفي واقع الامر فان المعادلة (1-2) هي واحدة من جملة معادلات يبلغ عددها n تكون نظام المعادلات التالي:

$$\begin{aligned}
Y_1 &= \beta_1 + \beta_2 X_{21} + \beta_3 X_{31} + ... + \beta_k X_{k1} + \mu_1 \\
Y_2 &= \beta_1 + \beta_2 X_{22} + \beta_3 X_{32} + ... + \beta_k X_{k2} + \mu_2 \\
&\vdots \\
&\vdots \\
Y_n &= \beta_1 + \beta_2 X_{2n} + \beta_3 X_{3n} + ... + \beta_k X_{kn} + \mu_n
\end{aligned} \qquad (2\text{-}2)$$

ويمكن كتابة هذا النظام على الشكل المصفوفي التالي:

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \cdots & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \cdots & X_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \cdots & X_{nk} \end{pmatrix}, \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}, \quad \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix} \qquad (2\text{-}3)$$

او بإختصار :

$$Y = X\beta + \mu \qquad (2\text{-}4)$$

حيث:

Y: متجه عمودي من الدرجة (n×1) يحتوي على n مشاهدة للمتغير التابع Y

X: مصفوفة من الدرجة (n×k) تحتوي مشاهدات المتغيرات المستقلة $x_2, x_3, \ldots, x_k$ وعمودها الاول يحتوي على قيم الواحد الصحيح.

β: متجه عمودي من الدرجة (k×1) يحتوي المعالم المجهولة $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \ldots, \beta_k$

μ: متجه عمودي من الدرجة (n×1) يحتوي قيم المتغير العشوائي المجهولة

2-8: اسباب ادخال المتغير العشوائي μ

ما يجب ملاحظته ان Y_i مشروح من طرف k متغير مُفسَّر و لا يمكن لهذه الاخيرة ان تفسر Y بشكل تام لانه لا يمكننا في غالب الاحيان حصر جميع

الظواهر المؤثرة على Y لذلك يدرج حد الخطأ μ الذي يتضمن كل المعلومات التي لا تقدمها المتغيرات المفسرة و نفترض عادة بان المتغيرات المستقلة كلما اخذت بعين الاعتبار كلما كانت المعلومات التي يقدمها الخطأ العشوائي مهملة، ويفسر ادخال المتغير العشوائي μ بالآتي (فرج، 2006م،2):

1. وجود عدة متغيرات تفسيرية ذات تأثير ضئيل او غير منتظم على المتغير التابع Y قد استبعدت من العلاقة الخطية التامة وتم التعويض عنها بالمتغير العشوائي μ.
2. وجود اخطاء ممكنة في قياس المتغير التابع Y تم تضمين تأثيرها في المتغير العشوائي μ.
3. وجود مكون عشوائي في السلوك الانساني تم تضمين مفعوله في المتغير العشوائي μ ويمكن تقسيم السلوك الانسانى الى:
   i. سلوك يمكن التنبؤ به من خلال النمط العام (التكرار) الذى يمارسه السلوك الانسانى.
   ii. سلوك او تصرفات تتسم بطابع العشوائية ولايمكن التنبؤ بها ويتأثر هذا السلوك بارادة الانسان وتطور عقليته وعاداته واذواقه وتقاليده.
4. عدم ملاءمة النموذج الذي تم اختياره للبيانات ولاحداث توازن في العلاقة ادخل المتغير العشوائي μ.

2-9: الفرضيات الاساسية للنموذج.

ان بناء نموذج الانحدار الخطي يجب ان يكون مستوفياً لعدد من الفرضيات التي يمكن اجمالها كما يلي (Shavelson,1988,593-595) :

1. الفرضية الاولى: المتغيرات الُمفَسِّرة المهملة في النموذج لها اثر متوسط معدوم بمعنى آخر تكون قيمة المتغير العشوائي μ موزعة توزيعاً طبيعياً بحيث تكون القيمة المتوقعة له مساوية للصفر $E(\mu)=0$ وهذا معناه ان تعتمد القيمة المتوقعة للمتغير التابع Y_i على المتغيرات المستقلة X_i فقط.
2. الفرضية الثانية : $\begin{cases} \text{var}(\mu_i)=\sigma^2, & \forall i=1.....n \\ \text{cov}(\mu_i,\mu_j)=0, & \forall i\neq j \end{cases}$

حيث ان $\text{var}(\mu_i)=\sigma^2 \quad \forall i=1.....n$ هي فرضية تجانس التباين "Homoscedasticity" لمختلف الحدود العشوائية وهذا كفيل بابعاد الحالة التي تكون فيها الاخطاء تتبع تغيرات قيم المتغيرات المفسرة و $Cov(\mu_i,\mu_j)=0 \quad \forall i\neq j$، اي ان الاخطاء ليست مرتبطة ببعضها وان نتيجة تجربة لا تؤثر على بقية النتائج ويمكن كتابة هاتين الفرضيتين على الشكل المصفوفي :

$$\Omega_\mu = E(\mu\mu') = \begin{pmatrix} \sigma_\mu^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_\mu^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_\mu^2 \end{pmatrix} = \sigma_\mu^2 I_n$$

تسمى المصفوفة Ω_μ مصفوفة التباينات والتغايرات للاخطاء(Variance-Covariance Matrix)

3. الفرضية الثالثة: مصفوفة البيانات X غير عشوائية وثابتة: تعني بان قيم المتغيرات المستقلة يمكن مراقبتها وبالاضافة الى ذلك تفترض X ثابتة لضمان ان قيم المتغيرات المستقلة لا تتغير من حين لآخر اي :

$$\text{cov}(X,\mu)=E(X'\mu)=0$$

4. مصفوفة البيانات X من الرتبة (n×k) حيث n عدد المشاهدات في كل متغير و k تمثل عدد الاعمدة (عدد المتغيرات المستقلة بما فيها X_i) ويجب ان يكون عدد المتغيرات k اقل من عدد المشاهدات حتى تكون اعمدة المصفوفة X متجهات مستقلة عن بعضها خطياً ولا توجد علاقة خطية تامة بين المتغيرات المستقلة او ما يعرف بالتعدد الخطي Multicollinearity
5. لايوجد ارتباط بين المتغيرات المستقلة والمتغير العشوائي μ.
6. لايوجد اخطاء تجميع البيانات.
7. امكانية تشخيص (تمييز) العلاقة المراد تقديرها.

2-10: تقدير معالم النموذج بطريقة المربعات الصغرى. Estimation by the Ordinary Least Squares Method (OLS)

تعرف طريقة المربعات الصغرى العادية على انها اسلوب قياسي لتوفيق افضل خط مستقيم لعينة مشاهدات X,Y حيث يتضمن هذا الاسلوب تصغير مجموع

المربعات لانحرافات النقاط الفعلية عن خط التوفيق الى ادنى حد ممكن اي (شومان،2007م،21):

$$Min \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \widehat{Y}_i)^2$$

حيث:

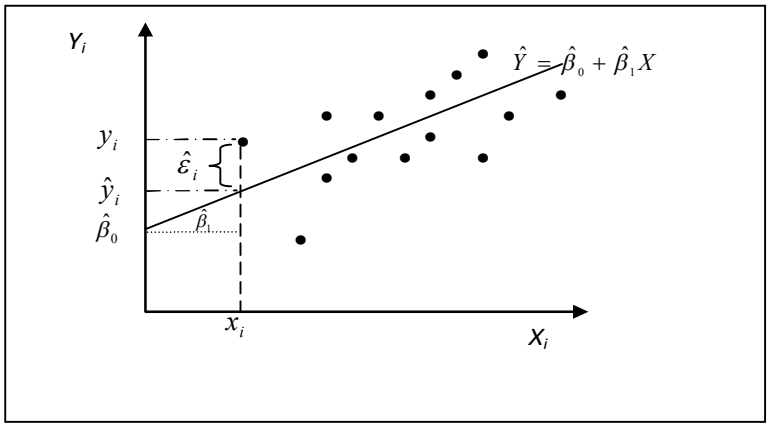
Y_i : المشاهدات الفعلية

$\widehat{Y}_i$: القيم المتوقعة المناظرة بحيث تكون: $e_i = Y_i - \widehat{Y}_i$ (2-5)

وهي بواقي المربعات الصغرى Residuals

وتجدر الاشارة هنا الى انه لابد من اخذ مجموع مربعات الانحرافات عن خط التوفيق لان بعض القيم الفعلية لـ Y_i تقع اعلى خط الانحدار فيتولد عنها انحرافات موجبة والبعض الثاني لقيم Y_i يقع اسفل خط الانحدار فيتولد عنها انحرافات سالبة في حين ان البعض الآخر من قيم Y_i يقع على خط الانحدار فلا يتولد عنها انحرافات، مجموع هذه الانحرافات بالنتيجة سيكون صفراً اي ان : $\sum_{i=1}^{n} e_i = 0$ وبذلك فان هذا المعيار سيكون مرفوضاً لعدم قدرته على التمييز بين التوفيق الجيد من غيره وبذات الوقت فهو لا يعني ان الانحرافات سوف تختفي بتوفيق خط المربعات الصغرى لذلك لابد من ايجاد مربعات الانحرافات ومحاولة جعل هذه المربعات $\sum_{i=1}^{n} e^2_i$ اصغر مايمكن ومن هنا جاءت تسمية طريقة المربعات الصغرى (انظر الشكل رقم (2-1).

شكل (2-1) : شكل الانتشار وخط الانحدار المقدر



المصدر: حسام والسواعي، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق،2013م

وللحصول على تقديرات المربعات الصغرى العادية لمتجه المعالم β فاننا نكتب المعادلة المقدرة التي يراد الحصول عليها كما يلي(عبد المحمود، 1997م،76-79):

$$Y_i = \widehat{Y}_i + e_i$$
$$= \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \hat{\beta}_3 X_{3i} + \ldots + \hat{\beta}_k X_{ki} + e_i, \quad i = 1, \ldots\ldots, n \qquad (2\text{-}6)$$

وباستخدام المصفوفات:

$$Y_i = \widehat{Y}_i + e_i$$
$$= x_i \hat{\beta}_i + e_i \qquad (2\text{-}7)$$

حيث:

$\widehat{Y}_i$: متجه عمودي من الدرجة (n×1) يحتوي على القيم المقدرة للمتغير التابع Y

$\hat{\beta}_i$: متجه عمودي من الدرجة (k×1) يحتوي على مقدرات المربعات الصغرى العادية $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \ldots, \hat{\beta}_k$

e_i : متجه عمودي من الدرجة (n×1) يحتوي على البواقي

ونحصل على مقدرات المربعات الصغرى العادية باختيار قيم $\hat{\beta}_i$ التي تصَغِّر مجموع مربعات البواقي الى ادنى قيمة ممكنة اي انه يجب تصغير $\sum_{i=1}^{n} e^2{}_i$ والذي يمكن كتابته على اساس المضروب الداخلي (Inner Product) للمتجه e اي:

$$\sum_{i=1}^{n} e^2{}_i = e'e \qquad (2\text{-}8)$$

حيث ان:

$$e'e = \begin{bmatrix} e_1 & e_2 & \ldots & e_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix}$$
$$= e^2_1 + e^2_2 + \ldots + e^2_n$$
$$= \sum_{i=1}^{n} e^2_i$$

وبناءاً على ذلك تصبح مسألة النهاية الصغرى:

$$\sum_{i=1}^{n} e^2{}_i \quad = \min(\, e' e \,) \qquad (2\text{-}9)$$

وبما ان : $Y_i = x_i \hat{\beta}_i + e_i$ ، فان : $e_i = Y_i - x_i \hat{\beta}_i$

وبالتالي فان:

$$\begin{aligned} e'e &= (Y_i - x_i \hat{\beta}_i)'(Y_i - x_i \hat{\beta}_i) \\ &= (Y' - x' \hat{\beta}')(Y - x \hat{\beta}) \\ &= Y'Y - Y' x \hat{\beta} - Y x' \hat{\beta}' + x' \hat{\beta}' x \hat{\beta} \end{aligned} \qquad (2\text{-}10)$$

وبملاحظة ان : $Y' x \hat{\beta}$ رقم حقيقي بالتالي يساوي المبدلة $Y x' \hat{\beta}'$ وبتعويض المبدلة في المعادلة (2-10):

$$\begin{aligned} e'e &= Y'Y - Y x' \hat{\beta}' - Y x' \hat{\beta}' + x' \hat{\beta}' x \hat{\beta} \\ &= Y'Y - 2\hat{\beta}' x'Y + \hat{\beta}^2 x'x \end{aligned} \qquad (2\text{-}11)$$

لان: $\hat{\beta}' \hat{\beta} = \hat{\beta}^2$

وباستعمال تفاضل المصفوفات فان شرط الدرجة الاولى الضروري لمسألة النهاية الصغرى في المعادلة (2-9) تعطي:

$$\frac{\partial (e'e)}{\partial \hat{\beta}} = 0 \Leftrightarrow 2(X'X)\hat{\beta} - 2X'Y = 0$$

ومنها: $(X'X)\hat{\beta} = X'Y \qquad (2\text{-}12)$

نضرب طرفي المعادلة بـ$(X'X)^{-1}$ لنحصل على :

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y \qquad (2\text{-}13)$$

بشرط ان يوجد المعكوس $(X'X)^{-1}$

2-11: خصائص مقدرات المربعات الصغرى.

تمتلك مقدرات المربعات الصغرى العادية $\hat{\beta}$ والتي تعرف بخط الانحدار المقدر الخصائص الحسابية والاحصائية المرغوب فيها التالية (فرج، 2006م،8-22):

2-11-1: الخصائص الحسابية.

1. يمر الخط المقدر من نقطة متوسطات العينة $(\overline{X},\overline{Y})$ وهذه النقطة تحقق المعادلة (7).
2. القيمة المتوسطة للمشاهدات الحقيقية Y تساوي القيمة المتوسطة للمتغيرات التقديرية $\hat{Y}$ اي ان : $\overline{\hat{Y}}=\overline{Y}$.
3. مجموع البواقي يساوي صفر اي ان : $\sum_{i=1}^{n} e_i = 0$.
4. البواقي e_i لاترتبط بالمتغيرات المستقلة X_i ولا بانحرافات X_i عن وسطها الحسابي اي ان : $\sum_{i=1}^{n} X_i e_i = \sum_{i=1}^{n} x_i e_i = 0$ (حيث x_i هي انحرافات X_i عن وسطها الحسابي).
5. البواقي e_i لاترتبط بالقيم المقدرة $\hat{Y}$ ولا بانحرافاتها $\hat{y}$ اي ان : $\sum_{i=1}^{n} Y_i e_i = \sum_{i=1}^{n} y_i e_i = 0$ (حيث $\hat{y}$ هي انحرافات $\hat{Y}$ عن وسطها الحسابي).

2-11-2: الخصائص الاحصائية.

1. الخطية: لرؤية خاصية الخطية يمكن كتابة المعادلة $\hat{\beta}=(X'X)^{-1}X'Y$ على الصورة : $\hat{\beta}=kY$ (2-14)

حيث k مصفوفة من الدرجة (k×n) تحتوي على ثوابت $k=(X'X)^{-1}X'$ وبالتالي فان متجه المقدرات $\hat{\beta}$ يعتمد بصورة خطية على متجه المتغير التابع Y .

2. عدم التحيز: التحيز هو ذلك الفرق بين مقدرة ما ووسط توزيعها فاذا كان هذا الفرق لايختلف عن الصفر نقول عن ذلك المقدر بانه غير متحيز، وبمعنى آخر عدم التحيز يعني ان القيمة المتوقعة (الوسط) لكل عنصر من عناصر المتجه تساوي العنصر المقابل في متجه المعالم الحقيقية اي ان : $E\left(\hat{\beta}\right)=\beta$.

2. افضل مقدر خطي غير متحيز BLUE : تنطلق هذه الفكرة من نظرية Gauss-Markov والتي تقول" من بين المقدرات الخطية وغير المتحيزة تكون مقدرة المربعات الصغرى العادية هي افضل مقدرة خطية غير متحيزة حيث ان لها اصغر تباين ممكن مقارنة مع بقية المقدرات الخطية وغير المتحيزة الاخرى".

3. خاصية الاتساق: اذا واجهنا مشكلة تحيز مقدرة ما فاننا ننظر الى الخاصية التقاربية لذلك المقدر ويحدث ذلك عندما يكون المتغير المستقل X_i عبارة عن متغير تابع ومبطأ بفترة زمنية ما، ونقول عن $\hat{\beta}_i$ بانه مقدر متسق (Consistent Estimator) اذا كان $n \to \infty$ فان توزيع المعاينة لـ $\hat{\beta}_i$ يقترب من القيمة الحقيقية β_i ونقول ان النهاية الاحتمالية للمقدر $\hat{\beta}_i$ هي β_i وتكتب : $p\lim_{n\to\infty}(\hat{\beta}_i) = \beta_i$

لكن هذا الشرط غير كاف للحصول على مقدر متسق بل يجب ان تكون قيمتا التحيز والتباين تقتربان او تساويان الصفر كلما اقتربت n من ما لا نهاية اي:

$$\begin{aligned} &1.\lim_{n\to\infty} E(\hat{\beta}_i) = p\lim_{n\to\infty}(\hat{\beta}_i) = \beta_i \\ &2.\lim_{n\to\infty} \text{var}(\hat{\beta}_i) = p\lim_{n\to\infty} \text{var}(\hat{\beta}_i) = 0 \end{aligned} \qquad (2\text{-}15)$$

وبتحقق هذين الشرطين نقول عن المقدر $\hat{\beta}_i$ بانه مقدر متسق للمعلمة الحقيقية.

2-12: جودة توفيق النموذج الخطي العام (القدرة التفسيرية لمتغيرات النموذج). Goodness of the General Linear Model

يستعمل معامل التحديد R^2 ومعامل التحديد المعدل $\overline{R^2}$ واحصاءة F التي يمكن الحصول عليها من تحليل التباين لاختبار جودة توفيق النموذج الخطي العام ولقياس القدرة التفسيرية للمتغيرات المستقلة الداخلة في النموذج (شومان، 2008م،63).

2-12-1: معامل التحديد R^2 ومعامل التحديد المعدل.

Coefficient of determination (R^2) and AdjestedCoefficient of determination ($\overline{R^2}$)

عندما يكون لدينا اكثر من متغير مستقل في نموذج الانحدار الخطي ننتقل من معامل التحديد العادي (معامل الارتباط البسيط) الى معامل التحديد المضاعف وفي حين ان الاول يقيس العلاقة بين متغير مستقل وآخر تابع فان الثاني وبالاضافة الى

نفس الدور فانه يمكن ان يدرس العلاقة الموجودة ما بين المتغير التابع Y وعدة متغيرات مستقلة مرة واحدة ويسمى بمعامل التحديد المتعدد، وهو يشير الى النسبة التي يمكن تفسيرها من التغير الكلي في المتغير التابع Y بدلالة المتغيرات المستقلة الداخلة في المعادلة ويستعمل كمقياس لجودة التوفيق في نموذج الانحدار المحتوي على k متغير مستقل ولحساب معامل التحديد المتعدد للنموذج الخطي العام (ذي k متغير مستقل)(Myers,1986,28):

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + ... + \beta_k X_{ki} + e_i, \quad i = 1,.....,n$$

ويكون معامل التحديد R^2 عبارة عن النسبة بين مجموع مربعات الانحدار RSS الى مجموع المربعات الكلية TSS أي ان :

$$R^2 = \frac{RSS}{TSS} \qquad (2\text{-}16)$$

حيث:

$$TSS = \sum_{i=1}^{n} y_i^{\,2} = \sum_{i=1}^{n} Y_i^{\,2} - n\overline{Y^2}$$

$$= Y'Y - n\overline{Y^2} \qquad (2\text{-}17)$$

$$RSS = Y'Y - \hat{\beta}'X'Y$$

$$= Y'Y - n\overline{Y^2} - e'e \qquad (2\text{-}18)$$

من المعادلة: $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \qquad (2\text{-}19)$

ومبدلتها : $\hat{\beta}' = (X'X)^{-1}XY' \qquad (2\text{-}20)$

ومن المعادلة : $e'e = Y'Y - Yx'\hat{\beta}' - Yx'\hat{\beta}' + x'\hat{\beta}'x\hat{\beta} \qquad (2\text{-}21)$

بتعويض المعادلتين (2-19) و (2-20) في المعادلة (2-21) :

$$e'e = Y'Y - \hat{\beta}'X'Y - Y'X(X'X)^{-1}X'Y + (X'X)^{-1}XY'X'X(X'X)^{-1}X'Y$$

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

$$\because (X'X)(X'X)^{-1} = 1$$

$$\therefore e'e = Y'Y - \hat{\beta}'X'Y - Y'Y + Y'Y$$

عليه: $\therefore e'e = Y'Y - \hat{\beta}'X'Y \qquad (2\text{-}22)$

وبتعويض المعادلة (2-22) في المعادلة (2-18):

$$RSS = Y'Y - \hat{\beta}'X'Y \qquad (2\text{-}23)$$

بالتالي فان:

$$R^2 = \frac{RSS}{TSS} = \frac{\hat{\beta}'X'Y - n\overline{Y}^2}{Y'Y - n\overline{Y}^2} \qquad (2\text{-}24)$$

وتتراوح قيمة R^2 بين الصفر (عندما لا تفسر معادلة الانحدار اياً من التغير في Y) والواحد الصحيح (عندما تقع كل النقاط على خط الانحدار). وعلى الرغم من كون معامل التحديد مقياساً سهل الحساب والتفسير الا ان هناك بعض من المشاكل نواجهها مع استعماله منها (اللافي،2003م،379):

1. كل النتائج الاحصائية تأتي من الفرضية القائلة بان النموذج المبني في المعادلة $Y = X\beta + \varepsilon$ يكون صحيحاً وليس لدينا طريقة او قيمة احصائية بديلة للمقارنة.

2. ان R^2 غير حساس لعدد المتغيرات المستقلة والموجودة بالنموذج حيث ان اضافة متغيرات مستقلة اخرى لمعادلة الانحدار لا يمكن ابداً ان تقلل من قيمة R^2 وبالعكس فانها يمكن ان تزيد من قيمته (لان اضافة متغير مستقل جديد للنموذج لا يؤثر في التغيرات الكلية TSS بينما يزيد في قيمة الانحرافات المشروحة ESS) ويصبح تفسير واستعمال R^2 صعباً عندما يكون النموذج بدون الحد الثابت حيث ليس بالضرورة في هذه الحالة ان يكون محصوراً بين الصفر والواحد.

3. كما ان قيمة R^2 تكون عالية وبشكل خيالي اذا كان ميل خط الانحدار كبيراً او تباين المتغير المستقل كبيراً.

ان الصعوبات والمآخذ السابقة في استعمال R^2 كمقياس لجودة التوفيق راجعة لان هذا المعامل يعتمد على التغيرات الحاصلة في Y (المشروحة وغير المشروحة) وبالتالي فانه لا يأخذ بعين الاعتبار عدد درجات الحرية في اي مشكل احصائي ولهذا الغرض يستعمل معامل آخر يسمى معامل التحديد المعدل (المصحح) $\overline{R}^2$.

فاذا كان تعريف R^2 هو: $R^2 = \frac{RSS}{TSS}$

فان تعريف $\overline{R}^2$ هو:

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{RSS/(n-k-1)}{TSS/(n-1)} \qquad (2\text{-}25)$$

حيث:

n : عدد المشاهدات

$k+1$: عدد المعالم المقدرة

وبتعويض بسيط نجد :

$$\overline{R}^2 = 1 - (1 - R^2)\left(\frac{n-k-1}{n-1}\right) \qquad (2\text{-}26)$$

ومن المعادلة الاخيرة اعلاه تظهر العلاقة بين R^2و $\overline{R}^2$حيث ان:

1. $R^2 \geq \overline{R}^2$ اذا كانت $k > 1$
2. $R^2 = \overline{R}^2$ اذا كانت $k = 1$

اذا كان حجم العينة n كبيرا، فان R^2 و $\overline{R}^2$ يقتربان في قيمتيهما لكن في العينات الصغيرة اذا كان عدد المتغيرات المستقلة كبيراً بالمقارنة مع حجم العينة فان $\overline{R}^2$ يقل بكثير علىR^2 ويمكن ان يأخذ قيماً سالبة في هذه الحالة يجب شرحه على اساس ان قيمته تساوي الصفر.

اذاً $\overline{R}^2$ له مجموعة من الخصائص تجعله وسيلة قياس لجودة التوفيق افضل منR^2 فهو على الاقل يجيب عن تساؤلات بعض الباحثين حول اهمية زيادة عدد المتغيرات للنموذج بدون التفكير في سبب ظهور هذه المتغيرات على كل حال رغم ذلك لا يجب التفكير في ان $\overline{R}^2$ يحل كل المشاكل المتعلقة بالمقياس R^2 لجودة التوفيق حيث ان القرار حول امكانية ظهور بعض المتغيرات في النموذج ام لا تبقى معتمدة على اعتبارات نظرية اخرى في القياس الاقتصادي كما ان القيمة العددية لـ $\overline{R}^2$ تكون حساسة جداً لنوع المعطيات او البيانات المستعملة.

2-12-2: احصائية F Statistics–F

ان الهدف الاساسي من اجراء اختبار F عن طريق جدول تحليل التباين Anova Table كما ذكرنا سابقاً هو اختبار معنوية النموذج بصورة كلية وهذا يعني اختبار تأثير المتغيرات المستقلة مجتمعة على المتغير المعتمد اي اختبار الفرضية

الصفرية (فرض العدم) H_0: (فرض العدم هو صيغة مبدئية عن معلمة المجتمع المجهولة ،المعاني وآخرون،2012م، 199).

$$H_0 : \hat{B}_1 = \hat{B}_2 = \hat{B}_K = 0$$

مقابل الفرضية البديلة H_1 (فرض البديل هو صيغة مبدئية تشير الى نفس المعلمة المجهولة لها عينة تختلف عن العينة التي حددها فرض العدم، المعاني وآخرون،2012م، 199) وتنص الفرضية البديلة على وجود علاقة معنوية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع أي :

$$H_1 : \hat{B}_1 \# \hat{B}_2 \# ... \hat{B}_k \# 0$$

والصيغة الرياضية لهذا الاختبار هي :

$$F = \frac{\hat{B}' x' y lk}{e' e \ln - k - 1}$$

او :
$$F = \frac{R^2 lk}{1 - R^2 \ln - k - 1} \quad (2\text{-}27)$$

وبعد احتساب قيمة F تقارن مع قيمتها الجدولية بدرجة حرية (k) و (n-k-1) للبسط والمقام (درجات الحرية هي حجم العينه ناقصاً واحد ،امير حنا،1990م، 504) ولمستوى معنوية معين (مستوى المعنوية هو افضل مؤشر عن مدى مصداقية الفرض محل الاختبار، مصطفى زايد،2007م، 600). فاذا كانت القيمة المحتسبة اكبر من القيمة الجدولية ترفض H_0 وتقبل H_1 اي ان العلاقة المدروسة معنوية وهناك على الاقل متغير مستقل واحد من المتغيرات X_K ذو تأثير في Y . اما اذا كانت القيمة المحتسبة اصغر من القيمة الجدولية فان ذلك يعني قبول H_0 اي ان العلاقة الخطية المدروسة غير معنوية اي انه ليس ثمة تأثير من اي متغير من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع والجدول التالي يوضح الشكل العام لتحليل التباين (الجمعة،2004م،640).

جدول (2-2): تحليل التباين

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط مجموع المربعات	اختبار F
الانحدار	SSR	K−1	SSR/K−1	$F=\frac{SSR/K-1}{SSE/n-k}$
البواقي	SSE	n−K	SSE/n−K	
الإجمالي	SST	n−1	n−1	

المصدر: الجمعة، مقدمة في التحليل الاحصائي،2004م.

2-13: المشكلات القياسية في نموذج الانحدار الخطي. (اختلال فرضيات النموذج).

Econometrics Problems in Linear Regression Model

هناك العديد من الافتراضات لابد من توافرها عند استخدام اسلوب تحليل التباين وطريقة المربعات الصغرى (OLS) عند الاستدلال حول معالم نماذج الانحدار الخطية وهذه الافتراضات بعضها يخص المتغير العشوائي في النموذج μ وبعضها يخص المتغيرات المستقلة والبعض الآخر يخص العلاقة بين المتغير العشوائي والمتغيرات المستقلة حيث ان تقديرات المربعات الصغرى لمعالم الانحدار تتصف بان لها احسن تقدير لتوافر تلك الشروط كما انه لايمكن اجراء اختبارات المعنوية الاحصائية مثل اختيار T واختبار F الا اذا تم التحقق من هذه الافتراضات واهمها (محمد شامل، 2005،678):

1. الفروض الخاصة بالمتغير العشوائي μ:

i. القيمة المتوقعة للمتغير العشوائي تساوي صفر اي : $E(\mu)=0$.

ii. تباين المتغير العشوائي ثابت لجميع المشاهدات أي : $Var(\mu)=\sigma_{\mu_i}^{\ 2}$

iii. لايوجد ارتباط ذاتي او تسلسلي بين الاخطاء العشوائية اي يوجد استقلال للاخطاء العشوائية فالخطأ في اي مشاهدة مستقل عن الخطأ في المشاهدات الاخرى بمعنى ان التغاير Covariance بين الاخطاء يساوي صفر: $Cov(\mu_1,\mu_2)=0$.

iv. المتغير العشوائي μ يتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط يساوي صفر وتباين ثابت يساوي $\sigma_{\mu_i}^2$ اي ان : $\mu_i \sim N(0,\sigma_{\mu_i}^2)$

2. الفروض الخاصة بالمتغيرات المستقلة.

i. المتغيرات المستقلة عبارة عن متغيرات عشوائية اي انها كميات ثابتة في العينات المتكررة وانه قد تم قياسها بدون اخطاء.

ii. لايوجد اعتماد خطي تام بين المتغيرات المستقلة.

وفي حالة عدم تحقق كل الفروض السابقة او بعضها فاننا نواجه بما يسمى مشاكل القياس التي لابد من معالجتها حتى تتمتع المعالم المقدرة بطريقة المربعات الصغرى بالخصائص المرغوب فيها ومن اهم مشاكل القياس:

1. الارتباط الذاتي للاخطاء.Autocorrelation
2. عدم ثبات تباين الخطأ. Hetroscedasticity
3. التعدد الخطي. Multicollinearity

2-14: مشكلة الارتباط الذاتي.Autocorrelation

مضمون مفهوم الارتباط الذاتي هو كون قيمة المتغير العشوائي الذي يحدث خلال فترة زمنية محددة U_t يرتبط بقيمة نفس المتغيرات العشوائية التي تسبقه او تليه U_{t-1} بحيث يكون التغاير لا يساوي الصفر اي :$cov(U_t, U_{t-1}) \neq 0$. وهو ما يخالف احد الافتراضات الكلاسيكية لطريقة المربعات الصغرى العادية الخاصة بالمتغير العشوائي ويلاحظ ان ظاهرة الارتباط الذاتي كثيرة الحدوث في بيانات السلاسل الزمنية Time Series اكثر منها في بيانات المقطع العرضي Cross-Section (بسام وآخرون،2002م،229).

2-14-1: اشكال الارتباط الذاتي.

يمكن النظر الى اشكال الارتباط الذاتي من زوايا مختلفة منها الآتية (حسام والسواعي،2013م،305):

1. من حيث الرتبة: قد يكون الارتباط من الرتبة الاولى First Order او الرتبة الثانية او رتبة اعلى ففي حالة وجود ارتباط من الرتبة الاولى فان ذلك يعني وجود

ارتباط بين القيم المقدرة للخطا العشوائي في فترة زمنية معينة والقيمة المقدرة له في الفترة السابقة مباشرة ويمكن تمثيل حالة الارتباط الذاتي من الرتبة الاولى بمعادلة الانحدار التالية:

$$\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2\text{-}28)$$

حيث:

μ_t : القيم المشاهدة للخطأ العشوائي في الفترة الزمنية t.

μ_{t-1} : القيم المشاهدة للخطأ العشوائي في الفترة الزمنية السابقة t-1.

ρ : معامل الارتباط الذاتي.

اما في حالة ما تكون كل قيمة من قيم الخطأ العشوائي مرتبطة بالقيمتين السابقتين لها فان الارتباط يكون من الرتبة الثانية Second Order ويمكن تمثيل هذه الحالة بمعادلة الانحدار التالية:

$$\mu_t = \rho_1\mu_{t-1} + \rho_2\mu_{t-2} + \varepsilon_t \quad (2\text{-}29)$$

حيث:

ρ_1 : معامل الارتباط الذاتي بين القيمة المشاهدة للخطأ في الفترة t والقيمة المشاهدة في الفترة السابقة t-1.

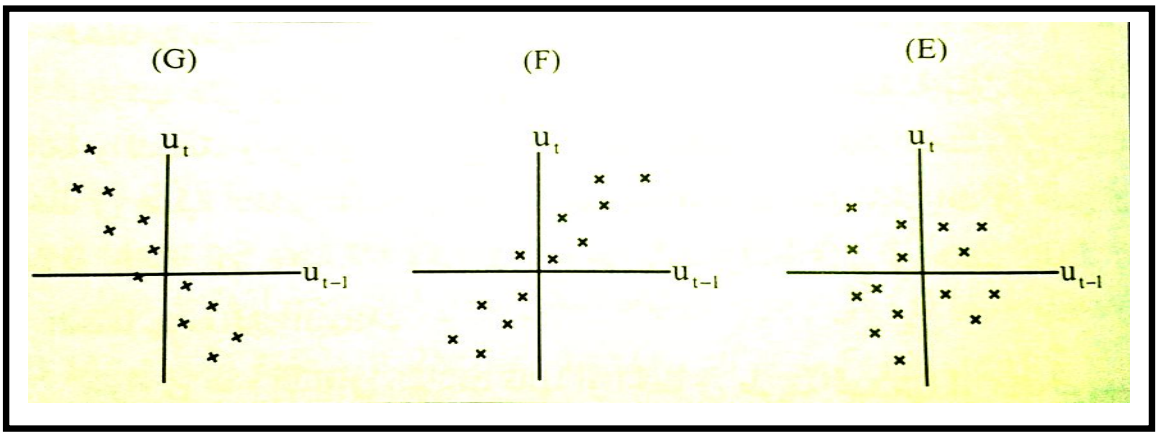
ρ_2 : معامل الارتباط الذاتي بين القيمة المشاهدة للخطأ في الفترة t والقيمة المشاهدة في الفترة قبل السابقة t-2.

وهكذا بالنسبة للارتباط الذاتي من الرتب الاعلى الا ان الملاحظ ان معظم تطبيقات الاقتصادالقياسي تتضمن ارتباطاً ذاتياً من الدرجة الاولى.

2. من حيث اتجاه الارتباط بين الاخطاء: الارتباط الذاتي بين الاخطاء قد يكون موجباً او سالباً شأنه في ذلك شأن معامل الارتباط بين اي متغيرين ولكن الارتباط الذاتي يكون بين مشاهدات نفس المتغير حيث يكون الارتباط الذاتي موجباً اذا كانت قيمته اكبر من الصفر ويكون سالباً اذا كانت قيمته اقل من الصفر اي : $-1 \le \rho \le +1$ وتكون مشكلة الارتباط الذاتي عند حدودها القصوى اذا كان معامل الارتباط الذاتي $\rho = \pm 1$ ويكون الارتباط الذاتي منعدماً عندما $\rho = 0$ ومن الملاحظ ان معظم السلاسل الزمنية الاقتصاديةتظهر ارتباطاً ذاتياً موجباً .

3. من حيث البيانات الزمنية: قد يكون الارتباط الذاتي تسلسلياً Time Series Autocorrelation ويقصد به ان يكون الارتباط بين القيم المتتالية للخطأ العشوائي عبر فترات زمنية متتالية حيث تكون البيانات المستخدمة في هذه الحالة في شكل سلاسل زمنية وقد يكون الارتباط الذاتي قطاعي Sectional Autocorrelation والذي يشير الى ان الارتباط الذاتي يكون بين قيم الخطأ العشوائي الخاص بمفردات العينة عند نقطة زمنية معينة اذ تكون البيانات المستخدمة في هذه الحالة في شكل بيانات مقطعية Cross Section . وعموماً يمكن ان نقول ان الشكل الانتشاري للبواقي يمكن ان يوضح لنا اتجاه وطبيعة الارتباط الذاتي لحدود الخطأ وفيما يلي اشكال توضح عدة حالات من الارتباط الذاتي للبوقي.

شكل (2-2) اتجاه وطبيعة الارتباط الذاتي لحدود الخطأ العشوائي



المصدر: حسام والسواعي، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق،2013م

حيث يشير الشكل E الى عدم وجود ارتباط ذاتي بينما يشير الشكل F الى ارتباط ذاتي موجب والشكل G للارتباط الذاتي السالب.

2-14-2: اسباب وجود الارتباط الذاتي.

يوجد الارتباط الذاتي بين قيم المتغير العشوائي U_i لعدة اسباب اهمها:

1. الخطأ في توصيف النموذج المقدر من حيث الصياغة الرياضية فقد تكون الصورة الحقيقية للنموذج خطية وتم تطبيق الصورة غير الخطية او العكس(اسماعيل،2001م،413).

2. عدم ادخال جميع المتغيرات المستقلة المؤثرة في المتغير التابع في العلاقة المقدرة فاذا كانت قيم هذه المتغيرات مرتبطة ذاتياً او متأثرة بالإتجاه العام (وهذا يحدث بالاخص للمتغيرات الاقتصادية) فان هذا ينعكس على المتغير العشوائي ومن ثم تكون قيم المتغير العشوائي مرتبطة ذاتياً (رمضان،1998م،213).
3. وجود خطأ منتظم في قياس بعض متغيرات النموذج. (اسماعيل،2001م،414).

2-14-3: المشاكل المترتبة على وجود الارتباط الذاتي.

هناك العديد من المشاكل المترتبة على وجود الارتباط الذاتي منها (كليجيان،2001م،310):

1. معاملات الانحدار المقدرة غير متحيزة الا انها لا تملك خاصية الكفاءة (الاقل تباين) ويمكن ان تكون غير فعالة.
2. الاخطاء المعيارية للمعلمات المقدرة تكون اقل من قيمتها الحقيقية مما يؤدي الى قبول بعض المتغيرات المستقلة غير المعنوية احصائياً في النموذج.
3. فترات الثقة واختبارات الفروض التي تستخدم توزيعات T و F غير دقيقة لاعتمادها على حساب الخطأ المعياري للنموذج.

2-14-4: اكتشاف وجود الارتباط الذاتي.

يمكن اكتشاف وجود الارتباط الذاتي او التسلسلي بين البواقي e_i بعدة طرق اهمها (نتر،2000م،649-654):

1. الطريقة البيانية: حيث يتم اجراء انحدار المربعات الصغرى العادية ومن ثم تحسب البواقي e_i ثم يتم رسم البواقي في اشكال بيانية عبر الزمن وذلك لملاحظة الاتجاه العام للبواقي بمجرد النظر بيد ان هذه الطريقة تقريبية وليست كافية للدلالة على وجود المشكلة بل يجب استكمال الطريقة البيانية ببعض الطرق الاخرى.

2. اختبار ديربن – واتسن Durbin-Watson : من اكثر اختبارات الارتباط الذاتي شيوعاً لسهولة اجرائه وفيه يتم الحصول على قيمة ديربن – واتسن (DW) المحسوبة وهي قيمة تتراوح بين الصفر والاربعة ($0 \leq DW \leq 4$) وفق العلاقة :

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{n} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} (e_t)^2} \qquad (2\text{-}30)$$

ثم يتم استخدام جدول ديربن – واتسن لايجاد القيمة الجدولية ومقارنتها مع القيمة المحسوبة ليتم رفض او قبول وجود الارتباط الذاتي حيث:

لا يوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية : H_0

يوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية:H_1

والقيمة الجدولية هنا قيمتان قيمة صغرى d_L وقيمة كبرى d_U عند مستوى معنوية α وعدد المتغيرات المستقلة (K) ثم تتم المقارنة على النحو التالي:

جدول (2–3) : المقارنة بين قيمتي ديربن واتسن المحسوبة والجدولية

الحالة	قيمة DW المحسوبة	القرار
1	$(4\text{-}d_L) \le DW \le 4$	ارتباط ذاتي سالب
2	$(4\text{-}d_U) \le DW \le (4\text{-}d_L)$	قرار غير محدد
3	$2 \le DW \le (4\text{-}d_U)$	لا يوجد ارتباط ذاتي
4	$d_U \le DW \le 2$	لا يوجد ارتباط ذاتي
5	$d_L \le DW \le d_U$	قرار غير محدد
6	$0 \le DW \le d_L$	ارتباط ذاتي موجب

المصدر: حسام والسواعي، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق،2013م

3. اختبار بريش – كودفري (Breusch–Godfrey Serial Correlation LM Test)

وتتلخص خطوات هذا الاختبار في الآتي:

1. تقدير معادلة النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS للحصول على البواقي e_I.
2. تحديد الانحدار المساعد وتقديره.
3. يتم حساب معامل التحديد R^2 من الانحدار المساعد حيث لوحظ ان $(n\text{-}m)\ R^2$ يخضع لتوزيع مربع كاي χ^2.
4. يتم تحديد الفرض العدمي H_0 والفرض البديلH_1 علي النحو التالي:

H_0 : لا يوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية

H_1: يوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية

5. يتم مقارنة قيمة $(n-m)R^2$ مع القيمة الجدولية في جداول مربع كاي χ^2 عند مستوى معنوية معين (n عدد المشاهدات و m عدد المتغيرات المستقلة) فاذا كانت القيمة المحسوبة اكبر من او تساوي القيمة الجدولية فاننا نرفض فرض العدم ونقبل فرض البديل والذي يقضي بوجود ارتباط ذاتي اما اذا كانت القيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية فاننا لا نستطيع رفض فرض العدم وبالتالي فلا يوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية.

ويمنح البرنامج الاحصائي Eviews الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بواسطة اختبار بريش – كودفري (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test) حيث يمكن الاستغناء عن المقارنة بين قيمة مربع كاي المحسوبة والقيمة الجدولية واتخاذ القرار بواسطة القيمة الاحتمالية P-Value فاذا كانت القيمة الاحتمالية الاحصائية (Obs*R-squared) اكبر من مستوى المعنوية (α) فاننا نقبل فرض العدم ونستنتج من ذلك انه لا يوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية اما اذا كانت القيمة الاحتمالية الاحصائية (Obs*R-squared) اقل من او تساوي مستوى المعنوية (α) فاننا نرفض فرض العدم ونقبل فرض البديل ونستنتج من ذلك يوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية.

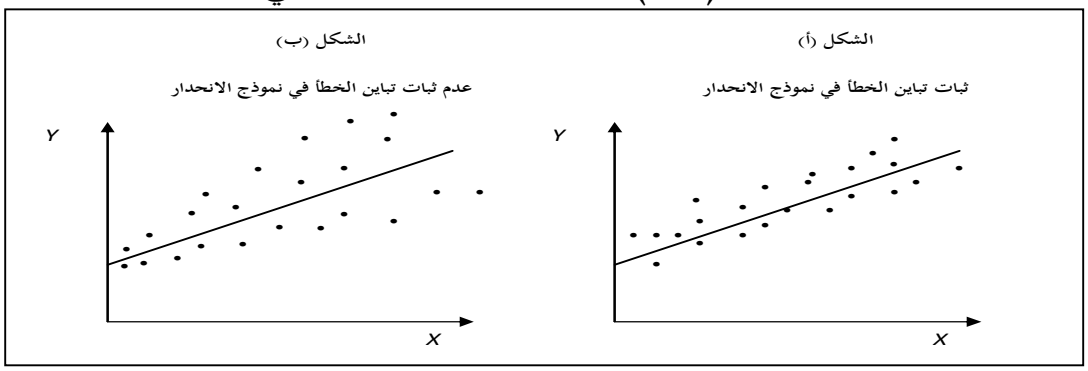
2-15: مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء Heteroscedasticity

ذكرنا سابقاً ان احد الافتراضات التي يعتمد عليها في تقدير الانحدار هي فرضية ثبات (او تجانس) الخطأ العشوائي μ لكن اذا لم تتحقق هذه الفرضية بالنسبة لكل قيم المتغيرات المستقلة في الانحدار فاننا نواجه مشكلة عدم ثبات التباين (فارس،2009م،244) مما يؤدي الى تقديرات لا تتمتع بالكفاءة وفي هذه الحالة تكون الاخطاء حول خط الانحدار المقدرة ليس لها نفس التباين وتكون مصفوفة التباين–التباين المشترك للاخطاء كما يلي:

$$\Omega_{\varepsilon} = E(\varepsilon\varepsilon') = \begin{pmatrix} \sigma^2_{\varepsilon,1} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma^2_{\varepsilon,2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma^2_{\varepsilon,n} \end{pmatrix} \neq \sigma^2_{\varepsilon} I_n$$

من الملاحظ ان تباينات الاخطاء ليست ثابتة على القطر الرئيسي وبالتالي تباين الاخطاء مرتبط بقيم المتغير المستقل ويوضح الشكل رقم (2-3-أ) العلاقة المتوقعة بين المتغيرين التابع Y والمستقل X في حالة ثبات تباين الخطأ، ويلاحظ من خلال هذا الشكل ان تباين حد الخطأ لا يعتمد على قيم X.

شكل (2-3) اتجاه تباين الخطأ العشوائي



المصدر: حسام والسواعي، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق،2013م

ويوضح الشكل رقم (2-3-ب) حالة عدم ثبات التباين لحد الخطأ $E(\varepsilon_i^2) \neq \sigma^2, \forall i$ حيث نلاحظ ان زيادة X سوف تؤدي الى زيادة تباين حد الخطأ وترتبط هذه المشكلة ببيانات المقطع المستعرض Cross-section data اكثر من بيانات السلسلة الزمنية Cross-series data (بسام وآخرون،2002م،203)

2-15-1: اسباب ظهور مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء.

في العديد من الدراسات والتطبيقات الاقتصادية لا نتوقع تحقق فرض ثبات التباين ويمكن تفسير ذلك من خلال العوامل المؤثرة على حد الخطأ μ اذ يعبر هذا العنصر عن آثار اخطاء قياس المتغير التابع وآثار المتغيرات المحذوفة والمفردات المختلفة للظاهرة موضوع البحث وفيما يلي ابرز الامثلة لاسباب ظهور مشكلة عدم ثبات التباين (عز الدين، 2008م،172):

1. طبيعة بعض المتغيرات الاقتصادية، فتشتت مشاهدات البيانات المقطعية الخاصة بالمتغير التابع قد يختلف اختلافاً شديداً من مستوى لآخر من مستويات المتغير المستقل.
2. متغيرات سلوكية تعود الى تصرف البشر مما يجعل اخطاؤهم تقل بمرور الزمن مما يؤدي الى انخفاض تباين الاخطاء ايضاً خلال الفترة الزمنية.
3. كلما تقدمت وسائل جمع البيانات والمعلومات كلما قل تباين الخطأ وعليه نجد ان البيانات والمعلومات الدقيقة والواقعية المتوفرة بواسطة الوسائل العلمية الدقيقة تقلل من الاخطاء فيها.

2-15-2: آثار مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء

ويترتب على مشكلة عدم ثبات التباين عدداً من الآثار تتمثل في(عطية، 2005م،439):

1. تبقى المعالم المقدرة باستخدام المربعات الصغرى متصفة بعدم التحيز والاتساق ولكنها تفقد صفة الكفاءة.
2. تصبح التباينات المقدرة وكذلك التباينات المشتركة Covariances الخاصة بالمعالم المقدرة متحيزة وغير متسقة ولذا فان اختبارات الفرضيات لا تصبح دقيقة او ملائمة.
3. بالرغم من ان التنبؤات القائمة على اساس المعالم المقدرة باستخدام المربعات الصغرى العادية تظل غير متحيزة الا انها تفقد صفة الكفاءة وهو ما يعني انها تكون اقل مصداقية من التنبؤات الاخرى.

2-15-3: طرق الكشف عن مشكلة عدم ثبات تباين الخطأ.

يتم اكتشاف عدم ثبات تباين الاخطاء بواسطة عدة اختبارات منها ما يلي(حسام والسواعي، 2013م،277-296) :

1. الطريقة البيانية.

يتم اجراء انحدار المربعات الصغرى العادية لبيانات العينة والحصول على الاخطاء العشوائية ثم تحسب قيم مربع الاخطاء e^2_i وترسم بيانياً على اعتبار انها

تقدير لمربعات حدود الخطأ μ^2_i ، ومن ثم يتم دراسة الرسوم البيانية للعلاقة بين مربعات الخطأ والمتغيرات المستقلة واستنتاج فيما كان هناك ثبات للتباين من عدمه.

2. اختبار معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.

يتم في هذا الاختبار حساب معامل ارتباط الرتب واختباره لكل من الخطأ e_i والمتغيرات المستقلة كل على حدة ويعرف معامل ارتباط الرتب لسبيرمان كالآتي:

$$r_{e,x} = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{n} D^2_i}{n(n^2-1)} \qquad (2\text{-}31)$$

حيث : D_i تمثل الفرق بين رتب المتغير المستقل X_i والمتغير العشوائي $\hat{e}_i$ ويتم بعد ذلك استخدام معامل ارتباط الرتب للكشف عن ثبات او عدم ثبات تباين الاخطاء فالقيمة العالية لمعامل ارتباط الرتب يعني عدم ثبات التباين والعكس صحيح مع ملاحظة انه في حالة النماذج التي تحتوي على اكثر من متغير مستقل يجب علينا ان نحسب معامل ارتباط الرتب بين الاخطاء e_i وكل متغير مستقل على حدة وبافتراض ان نموذج الانحدار هو : $Y_i = a + bX_i + e_i$ فان خطوات اجراء اختبار معامل ارتباط الرتب يكون على النحو التالي:

i. يتم تقدير معادلة انحدار Y_i على X_i في ضوء البيانات المتاحة ثم يتم ايجاد البواقي e_i حيث : $\hat{e}_i = Y_i - \widehat{Y}_i$.
ii. يتم اهمال اشارة البواقي e_i بأخذ القيمة المطلقة لها اي: $|e_i|$.
iii. ترتيب قيم المتغير المستقل X_i وكذلك القيم المطلقة للمتغير العشوائي تصاعدياً او تنازلياً .
iv. نوجد الفروق بين الرتب المتناظرة بين X_i و $|e_i|$ ثم تربع هذه الفروق لنحصل على مربع فروق الرتب D_i ثم نأخذ المجموع اي: $\sum_{i=1}^{n} D^2_i$.
v. نوجد معامل ارتباط الرتب بالعلاقة (2-31).
vi. يتم اجراء اختبار معنوية معامل ارتباط الرتب لسبيرمان باستخدام اختبار t على فرض ان معامل ارتباط الرتب في المجتمع يساوي صفر اي:

H_O: r=0 (ثبات تباين الاخطاء)

H_1: r≠0 (عدم ثبات تباين الاخطاء)

وقيمة t المحسوبة هي:

$$t_{cal} = \frac{r_{|e|,x}\sqrt{n-k}}{\sqrt{1-R^2_{|e|,x}}} \qquad (2\text{-}32)$$

وقيمة t الجدولية هي:

$$t_{tab} = t_{n-k,\frac{\alpha}{2}} \qquad (2\text{-}33)$$

وبمقارنة قيمة t المحسوبة مع قيمة t الجدولية يكون قرار القبول او الرفض فاذا كانت قيمة t المحسوبة اقل من قيمة t الجدولية فاننا نقبل H_0 ويكون التباين ثابتاً ، اما اذا كانت قيمة t المحسوبة اكبر من قيمة t الجدولية فاننا نقبل H_1 ويكون التباين غير ثابت.

3. اختبار Goldfeld-Quandt:

تم اقتراح هذا الاختبار من قبل كل من Goldfeld و Quandt عام 1965 (حسام والسواعي،2013م،278) ويستخدم هذا الاختبار في حالة العينات الكبيرة كما يشترط ان يكون حجم العينة مساوياً على الاقل ضعف عدد المعالم المراد تقديرها ويفترض هذا الاختبار ان المتغير العشوائي μ يتبع التوزيع الطبيعي وبافتراض النموذج التالي $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \varepsilon_i,\ i = 1,...,n$ يمكن توضيح كيفية استخدام هذا الاختبار في اكتشاف عدم ثبات تباين الخطأ من خلال الخطوات التالية:

1. ترتيب مشاهدات X ترتيبا تصاعديا.
2. استبعاد المشاهدات الوسطى لكل من X و Y ثم تكوين مجموعتين من المشاهدات بحيث يكون لكل مجموعة على حدة معادلة خاصة بها كما يلي :
   i. المجموعة الاولى: وتتمثل في المشاهدات الخاصة بكل من X و Y الواردة قبل المشاهدات التي تم استبعادها والمعادلة الخاصة بهذه المجموعة هي:

$$Y_{1i} = a + bX_{1i} + \varepsilon_{1i} \qquad (2\text{-}34)$$

ii. المجموعة الثانية: وتتمثل في المشاهدات الخاصة بكل من X و Y الواردة بعد المشاهدات التي تم استبعادها والمعادلة الخاصة بهذه المجموعة هي:

$$Y_{2i} = c + dX_{2i} + \varepsilon_{2i} \qquad (2\text{-}35)$$

3. تقدير معاملات المعادلتين السابقتين باستعمال المربعات الصغرى :

$$\hat{Y}_{1i} = \hat{a} + \hat{b}X_{1i} \qquad (2\text{-}36)$$
$$Y_{2i} = \hat{c} + \hat{d}X_{2i}$$

4. الحصول على القيم المقدرة لحد الخطأ:

$$\hat{\varepsilon}_{1i} = Y_{1i} - \hat{Y}_{1i} \qquad (2\text{-}37)$$
$$\hat{\varepsilon}_{2i} = Y_{2i} - \hat{Y}_{2i}$$

5. ايجاد القيمة المحسوبة لاحصائية F كما يلي:

$$F = \frac{\sum \hat{\varepsilon}_{2i}^2}{\sum \hat{\varepsilon}_{1i}^2} \qquad (2\text{-}38)$$

6. ايجاد درجات الحرية:

$$DF = \frac{n - m - 2(k+1)}{2}$$

حيث k عدد المتغيرات المستقلة و m عدد المشاهدات المستبعدة.

7. ايجاد القيمة الجدولية لاحصائية F عند درجات الحرية لكل من البسط والمقام ومستوى معنوية معين.

8. المقارنة بين القيم المحسوبة لاحصائية F والقيمة الجدولية لها :

i. فاذا كانت F المحسوبة اكبر من F الجدولية نقبل الفرضية البديلة اي فرضية عدم ثبات تباين الاخطاء.

ii. اما اذا كانت F المحسوبة اقل من F الجدولية يتم قبول فرضية العدم

علماً بان اختبار Goldfeld-Quandt لا يمكن تطبيقه الا في حالة ما اذا كانت احدى المتغيرات المستقلة هي المسببة في وجود مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ.

4. اختبار White:

اقترح White (1980) اختباراً يعتمد على العلاقة بين مربعات البواقي و جميع المتغيرات المستقلة و كذا مربعاتها ويمكن ابراز خطوات هذا الاختبار كما يلي:

1. تقدير النموذج العام $Y = X\beta + \varepsilon$ بطريقة المربعات الصغرى العادية ثم حساب مربعات البواقي $\hat{\varepsilon}_t^2$.

2. تقدير المعادلة الوسيطية التالية:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \beta_1 + \beta_2 X_{t2} + \alpha_2 X_{t2}^2 + ... + \beta_k X_{tk} + \alpha_k X_{tk}^2 + u_t \qquad (2\text{-}39)$$

ثم حساب معامل التحديد الخاص بهذه المعادلة R^2.

3. فرضية ثبات تباين الاخطاء H_0 التي ينبغي اختبارها هي:

$$H_0 : \beta_0 = \alpha_1 = \beta_1 = ... = \alpha_k = \beta_k = 0$$

احصائية مضاعف لاغرانج $LM = n \times R^2$ تتبع توزيع χ^2 بدرجة حرية $2k$ اذا كان $n \times R^2$ اكبر من $\chi^2(2k)$ (القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 بنسبة معنوية α) فاننا نرفض H_0 اي اذا كان هناك على الاقل معامل واحد من معاملات المعادلة الوسيطية يختلف معنوياً عن الصفر فان تباين الاخطاء غير متجانس.

5. اختبار ثبات التباين الشرطي للأخطاء ARCH-LM:

تسمح نماذج ARCH بنمذجة المتغيرات التي تحتوي على تباين شرطي غير ثابت للاخطاء العشوائية حيث ان التطاير الشرطي الذي يعبر في الغالب عن المخاطرة غير ثابت عليه يعتمد هذا الاختبار على مضاعف لاغرانج LM وتكون خطوات اجراء الاختبار كالتالي:

1. تقدير النموذج العام $Y = X\beta + \varepsilon$ بطريقة المربعات الصغرى العادية ثم حساب مربعات البواقي $\hat{\varepsilon}_t^2$.

2. تقدير المعادلة التالية:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \theta_0 + \theta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + ... + \theta_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + u_t \qquad (2\text{-}40)$$

مع حساب معامل التحديد الخاص بهذه المعادلة R^2 نفقد في هذه الحالة q مشاهدة.

3. فرضية ثبات التباين الشرطي للاخطاء H_0 التي ينبغي اختبارها هي:

$$H_0 : \theta_0 = \theta_1 = ... = \theta_q = 0$$

احصائية مضاعف لاغرانج $LM = (n-q) \times R^2$ تتبع توزيع χ^2 بدرجة حرية q.

اذا كان $(n-q) \times R^2$ اكبر من $\chi^2(q)$ (القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 بنسبة معنوية α)

فاننا نرفض H_0 اي اذا كان هناك على الاقل معامل واحد من معاملات معادلة ARCHيختلف معنوياً عن الصفر فان التباين الشرطي للاخطاء غير متجانس.

6. اختبار برويش وياجان. Breusch and Pagan

تم تقدير هذا الاختبار عام 1997م ويعتمد هذا الاختبار على استخدام البواقي وفكرة مضاعف لاجرانج الا انه اختبار تقاربي يستخدم للعينات كبيرة الحجم وتزداد قوته بزيادة حجم العينة وخطوات هذا الاختبار هي:

i. تقدير معادلة الانحدار الاصلية باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS ومنها نحصل على البواقي :

$$e_i = Y_i - \widehat{\beta_0} + \widehat{\beta_1} X_{21} - \ldots - \widehat{\beta_k} X_{ki} \qquad (2\text{-}41)$$

ii. من البواقي يتم حساب التباين التالي:

$$\sigma_\mu{}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} e^2{}_i}{n} \qquad (2\text{-}42)$$

iii. تقدير الانحدار المساعد بين $e^2{}_i$ (تمثل تباين البواقي) والمتغيرات Z والتي تمثل بعض او كل المتغيرات المستقلة بالنموذج الاصلي بمعنى تحديد المتغيرات المراد تضمينها كمتغيرات تفسيرية لاجراء انحدار g_i على Z اي:

$$g_i = \frac{e^2{}_i}{\sigma^2{}_\mu} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1i} + \alpha_2 Z_{2i} + \ldots + \alpha_p Z_{pi} + v_i \qquad (2\text{-}43)$$

iv. نحصل على مجموع مربعات المقدر اي RSS من الانحدار ونوجد قيمة Q حيث :

$$Q = \frac{RSS}{2} \qquad (2\text{-}44)$$

وتتوزع هذه القيمة حسب توزيع مربع كاي χ^2 بدرجات حرية مقدارها عدد المعلمات المقدرة (P-1) وبمستوى معنوية α اي: $Q \sim \chi^2{}_{P-1,\alpha}$.

v. يتم اختبار الفرضية:

H_O: $\alpha_1 = \alpha_2 = \ldots = \alpha_p$ (ثبات تباين الاخطاء)

H_1: $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \ldots \neq \alpha_p$ (عدم ثبات تباين الاخطاء)

ويتم الاختبار الاحصائي بمقارنة قيمة Q المحسوبة مع القيمة الجدولية من جدول χ^2 فاذا كانت قيمة Q المحسوبة اكبر من قيمة χ^2 الجدولية فاننا نرفض H_0 وقبول فرض البديل H_1 والذي يقضي بعدم ثبات التباين اما اذا كانت قيمة Q المحسوبة اقل من قيمة χ^2 الجدولية فاننا نقبل H_0 مما يعني ثبات التباين.

ويمنح البرنامج الاحصائي Eviews الكشف عن مشكلة عدم ثبات تباين الاخطاء للاختبارات السابقة واتخاذ القرار بواسطة القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة معامل التحديد المشاهدة (Obs*R-squared) فاذا كانت اكبر من مستوى المعنوية (α) فاننا نقبل فرض العدم (H_0) ونستنتج من ذلك ثبات تباين الاخطاء العشوائية اما اذا كانت اقل من او تساوي مستوى المعنوية (α) فاننا نرفض فرض العدم (H_0) ونقبل فرض البديل ونستنتج من ذلك عدم ثبات تباين الاخطاء العشوائية.

16-2: مشكلة التعدد الخطي Multicollinearity

احدى فرضيات النموذج الكلاسيكي للانحدار المتعدد هي ان لمصفوفة المشاهدات عن المتغيرات المستقلة رتبة تامة k هذه الفرضية تسمح لنا باستنتاج مقدر $\hat{\beta}$ لـ β خطي وغير متحيز وذي تشتت اصغر وذلك انطلاقاً من المعادلة $(X'X)\hat{\beta} = X'Y$ فاذا لم تتحقق هذه الفرضية فان $(X'X)$ لن تكون ذات رتبة تامة اي تكون اقل من رتبة(X) (او(X')) اي اقل من k ومع ان $(X'X)$هي مصفوفة ذات حجم $(k \times k)$ بالتالي تكون مصفوفة شاذة (محددها معدوم) ومنه فان$(X'X)^{-1}$تكون غير موجودة وبالتالي المعادلة $(X'X)\hat{\beta} = X'Y$ لا تقبل اذاً حلاً وحيداً (عدد لا نهائي من الحلول). يضع النموذج الكلاسيكي للانحدار المتعدد $Y = X\beta + \varepsilon$ المتغير التابع $Y_i : i = 1....n$ في علاقة خطية مع المتغيرات المستقلة $X_{i1}, X_{i2}, ...X_{ik} : i = 1....n$ وكذلك مع الاخطاء العشوائية $\varepsilon_i : i = 1....n$ ، فاذا كانت بالاضافة الى ذلك رتبة X اقل من او تساوي k فان هذا يفسر بوجود ارتباط خطي بين اعمدة المصفوفة X وبعبارة اخرى تشير مشكلة التعدد الخطي الى وجود ارتباط خطي بين عدد من المتغيرات المفسِّرة ومن ثم فان هذا المشكلة لا توجد في حالة الانحدار البسيط، على هذا الاساس فقد وردت عدة تعريفات للتعبير عن مفهوم التعدد الخطي ما بين المتغيرات

التفسيرية في نموذج الانحدار الخطي المتعدد نذكر منها على سبيل المثال لا الحصر ما يلي:

1. يرى الباحثان SampritChatter Jee and Bertram Price ان مشكلة التعدد الخطي هي " حالة عدم التعامد الخطيرة ما بين المتغيرات المستقلة " (سامبريت وبرايس، 1990م، 182).
2. يرى Bowerman and O'connel بانه " حالة اعتماد كل متغير تفسيري على المتغيرات التفسيرية الاخرى" (Brice,1997,837)
3. يرى George O . Wesolowsky بانه "حالة ارتباط احد المتغيرات المستقلة بمتغير مستقل آخر او مجموعة من المتغيرات المستقلة ذات اتجاه خطي" (جورج او،1990م،73).
4. يرى Smith and Drapper بانه " الحالة المُرضية للمتغيرات التفسيرية التي تكون فيها اعمدة هذه المتغيرات في مصفوفتها $X'X$ تعتمد احداها على الاخرى بصورة تقريبية (Drapper,1981, 258) .

2-16-1: اسباب التعدد الخطي وآثاره.

ينشأ التعدد الخطي من عدة اسباب منها ما يلي (علام،1993م،649) :

1. اتجاه المتغيرات الاقتصادية معاً للتغير مع مرور الزمن فبمرور الزمن سوف تتزايد المتغيرات الاقتصادية التالية معاً (الدخل، الاستهلاك، الادخار، الاستثمار، المستوى العام للاسعار والعمالة) وحيث ان هناك ارتباط بين هذه المتغيرات فان التعدد الخطي سوف يتحقق.
2. تظهر مشكلة التعدد الخطي عندما يكون عدد المتغيرات المستقلة في النموذج اكبر من عدد المشاهدات مما يعني صغر حجم العينة.
3. طريقة جمع البيانات فقد تكون المتغيرات من العينة مرتبطة ببعضها وعلى مستوى المجتمع ربما تكون هناك بعض المتغيرات المستقلة.
4. استخدام متغيرات مستقلة ذات فترة ابطاء في المعادلة المراد تقديرها فالدخل في الفترة الزمنية الحالية يتحدد جزئياً بواسطة قيمته في الفترة الزمنية السابقة، وحيث

ان هناك ارتباط بين القيم المتتالية لمتغير ما فان التعدد الخطي سوف يتحقق وفي وجود التعدد الخطي فانه سوف يترتب عنه:

i. زيادة التباين والتباين المشترك للمقدرات بدرجة كبيرة دون التأثير على التنبؤات المستمدة من الانحدار.
ii. القيم المقدرة لمعاملات الانحدار سوف تكون غير محددة وغير دقيقة.
iii. الاخطاء المعيارية للقيم المقدرة لمعاملات الانحدار سوف تكون كبيرة جداً .

2-16: طرق الكشف عن مشكلة التعدد الخطي.

هناك العديد من الطرق التي يمكن استخدامها للكشف عن التعدد الخطي اهمها(Studenmuund, A.H, 2006) :

1. يشك في وجود التعدد الخطي اذا كان هناك ارتفاع في قيمة معامل التحديد R^2 ويكون اختبار معنوية العلاقة ككل معنوي بيد ان اختبارات المعنوية الاحصائية لكل متغير مستقل على حدة تكون غير معنوية احصائياً لمعظم المتغيرات، بمعنى آخر ان يكون تأثير المتغيرات المستقلة مجتمعة على التغير في المتغير التابع كبيرة بينما ان كل متغير مستقل على حدة لا يؤثر على التغير في المتغير التابع وذلك لارتباطه الكبير مع المتغيرات المستقلة الاخرى.
2. باستخدام معامل ارتباط بيرسون بين متغيرين او الارتباط الجزئي لاكثر من متغيرين.
3. باستخدام محدد معاملات الارتباط الجزئية في مصفوفة الارتباط (الارتباط بين المتغيرات المستقلة) فاذا كانت قيمة محدد هذه المصفوفة يقترب من الصفر كان مؤشراً لوجود التعدد الخطي.

2-17: اساليب معالجة مشكلات النموذج الخطي المتعدد

تتم معالجة مشكلات النموذج الخطي وتحديداً مشكلة الارتباط الذاتي، مشكلة عدم ثبات التباين ومشكلة التعدد الخطي بعدة طرق واساليب مختلفة تتباين فيما بينها وفيما يلي بعض من هذه الطرق.

2-17-1: طرق معالجة الارتباط الذاتي.

تتوقف الطريقة التي تعالج فيها مشكلة الارتباط الذاتي على سبب حدوث المشكلة فعندما يكون السبب هو اهمال متغير مستقل او اكثر من النموذج يتعين اضافة ذلك المتغير او المتغيرات الى النموذج وعندما يكون السبب في الصياغة غير الدقيقة فان المعالجة تتم من خلال اعادة الصياغة للنموذج بالشكل المناسب، اما اذا كان سبب المشكلة هو وجود علاقة فعلية بين البواقي فتوجد عدة طرق لمعالجة الارتباط الذاتي منها (حسام والسواعي،2013م،324-344):

1. طريقة الفرق العام The Generalized Difference Method

ويتم معالجة الارتباط الذاتي وفقاً لهذه الطريقة كما يلي:

أ. تقدير معامل الارتباط الذاتي ($\rho\hat{}$) باستخدام اياً من الطرق المستخدمة في تقدير (ρ).

ب. يتم ايجاد الفروق الاولى للمتغير التابع Y_t والمتغير المستقل X_t وذلك وفقاً لمعادلة الفرق العام الآتية:

$$(Y_t - \rho\ Y_{t-1}) = \alpha\,(1-\rho) + B(X_t - \rho\ X_{t-1}) + U_t \qquad (2\text{-}45)$$

بذلك يتم تحويل البيانات في ضوء معامل الارتباط الذاتي (ρ) على النحو الآتي:

$$Y_t^* = (Y_t - \rho\hat{}\ Y_{t-1}) \qquad (2\text{-}46)$$

$$X_t^* = (X_t - \rho\hat{}\ X_{t-1}) \qquad (2\text{-}47)$$

وبغرض تجنب اهمال المشاهدة الاولى في عملية ايجاد الفروق فيتم ايجاد تقدير لها كما يلي:

$$Y_t^* = Y_t \sqrt{1-\rho\hat{}^2} \qquad (2\text{-}48)$$

$$X_t^* = X_t \sqrt{1-\rho\hat{}^2} \qquad (2\text{-}49)$$

جـ. يتم ايجاد تقدير للقيم المحولة باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية OLS :

$$Y_t^* = a + B\hat{}\ X_t^* + e \qquad (2\text{-}50)$$

د. اخيراً يتم اختبار فرض الارتباط الذاتي على النموذج المحول باستخدام اياً من طرق الكشف عن وجود الارتباط الذاتي فاذا كان هناك قبول للفرض البديل والذي يقضي بوجود الارتباط الذاتي فانه يتعين اخذ الفروق الاولى مرة ثانية للمتغيرات المحولة مرة اخرى واعادة الاختبار الى ان يتم التأكد من عدم وجود الارتباط الذاتي في النموذج.

2.طريقة الفرق الاول The First Difference Method

وتعد هذه الطريقة حالة خاصة من طريقة الفرق العام السابقة ويتم اجراء نفس خطوات طريقة الفرق العام الا انه عند اعادة اجراء الانحدار فانه يكون على شكل فروق مع حذف ثابت المعادلة ويكون قيمة معامل الارتباط الذاتي تساوي الواحد الصحيح اي $\hat{\rho}$ =1

$$(Y_t - Y_{t-1}) = B(X_t - X_{t-1}) + U_t \qquad (2\text{-}51)$$

والنموذج المحول يكون: $$Y_t^* = B \hat{} X_t^* + e_t \qquad (2\text{-}52)$$

3. طريقة ابطاء المتغير التابع (The Lag Of The Dependent Variable Method)

يتم اجراء فترة ابطاء واحدة للمتغير التابع ($Lag\ Y_t$) ويكون ضمن المتغيرات المستقلة وفقاً للمعادلة:

$$Y_t = B_1X_t + B_2X_{t-1}\ B_3X_{t-3} + \ldots + Y_{t-1} + U_t \qquad (2\text{-}53)$$

ويتم اختبار فرض الارتباط الذاتي على النموذج المحول باستخدام اياً من طرق الكشف عن وجود الارتباط الذاتي فاذا كان هناك قبول للفرض البديل والذي يقضي بوجود الارتباط الذاتي فانه يتعين اجراء الإبطاء الثاني (Y_{t-2}) للمتغيرات المحولة مرة ثانية واعادة الاختبار الى ان يتم التأكد من عدم وجود الارتباط الذاتي في النموذج.

2-17-2: طرق معالجة عدم ثبات تباين حد الخطأ.

من ابرز الطرق المستخدمة لتصحيح المشكلة هي طريقة المربعات الصغرى المرجحة وتقوم هذه الفكرة على اعطاء القيم ذات الانحراف الاقل على خط الانحدار وزناً اكبر من القيم ذات الانحراف الاكبر في تقدير العلاقة محل الاعتبار، ويتوقف شكل النموذج الاصلي المُحوَّل على نمط عدم ثبات التباين المكتشف في النموذج الاصلي المقدر، وبفرض ان النموذج الاصلي كان كما يلي : $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i, i = 1,...,n$ فان هناك عدة انماط (افتراضات) لعدم ثبات تباين الاخطاء ويختلف النموذج او المعادلة المحولة من افتراض الى آخر نذكر من هذه الافتراضات مايلي (حسام والسواعي،2013م،296-305):

1. الافتراض الاول: $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 X_i^2$ وطبقاً لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الاصلي بقسمة طرفي المعادلة على x_i كما يلي:

$$\frac{Y_i}{X_i} = \frac{\beta_0}{X_i} + \beta_1 + \frac{\varepsilon_i}{X_i} = \beta_0 \frac{1}{X_i} + \beta_1 + \theta_i \qquad (2\text{-}54)$$

حيث : θ_i عبارة عن حد الخطأ المحول $\frac{\varepsilon_i}{X_i}$

وبإجراء انحدار $\frac{Y_i}{X_i}$ على $\frac{1}{X_i}$ بطريقة المربعات الصغرى العادية نحصل على:

$$\left(\frac{\hat{Y}_i}{X_i}\right) = \hat{\beta}_0 \frac{1}{X_i} + \hat{\beta}_1 \qquad (2\text{-}55)$$

وبضرب المعادلة المحولة المقدرة السابقة في X_i يتم الحصول على النموذج الاصلي $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$ بعد معالجة عدم ثبات التباين σ_ε^2 ويتضح مما سبق ان الحد الثابت في النموذج المحول (β_1) هو عبارة عن ميل معامل الانحدار للنموذج الاصلي، وميل معامل الانحدار للنموذج المحول هو عبارة عن الحد الثابت في النموذج الاصلي.

2. الافتراض الثاني: $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 X_i$ وطبقاً لهذا الافتراض يتم تحويل النموذج الاصلي بقسمة طرفي المعادلة على $\sqrt{x_i}$ كما يلي:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{X_i}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{X_i}} + \beta_1\sqrt{X_i} + \frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_i}} = \beta_0\frac{1}{\sqrt{X_i}} + \beta_1\sqrt{X_i} + \omega_i \qquad (2\text{-}56)$$

حيث ω_i عبارة عن حد الخطأ المحول $\frac{\varepsilon_i}{\sqrt{X_i}}$، $X_i > 0$

وبنفس الحالة الاولى نجرِ انحدار $\frac{Y_i}{\sqrt{X_i}}$ على $\frac{1}{\sqrt{X_i}}$ بواسطة المربعات الصغرى العادية.

3. الافتراض الثالث: $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2\ Y_i^2$، وطبقاً لهذا الافتراض تكون المعادلة المحولة بقسمة طرفي المعادلة على y_i كما يلي:

$$\frac{Y_i}{Y_i} = \frac{\beta_0}{Y_i} + \beta_1\frac{X_i}{Y_i} + \frac{\varepsilon_i}{Y_i} = \beta_0\frac{1}{Y_i} + \beta_1\frac{X_i}{Y_i} + \varphi \qquad (2\text{-}57)$$

4. الافتراض الرابع: $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2\ |\hat{\varepsilon}_i|$، ويتضمن هذا الافتراض ان تباين حد الخطأ دالة خطية لبواقي طريقة المربعات الصغرى العادية وطبقاً لهذا تكون المعادلة المقدرة بقسمة طرفي المعادلة على القيمة المطلقة للجذر التربيعي للبواقي كما يلي:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{|\hat{\varepsilon}_i|}} = \beta_0\frac{1}{\sqrt{|\hat{\varepsilon}_i|}} + \beta_1\frac{X_i}{\sqrt{|\hat{\varepsilon}_i|}} + \frac{\varepsilon_i}{\sqrt{|\hat{\varepsilon}_i|}} \qquad (2\text{-}58)$$

5. الافتراض الخامس : التحويلات اللوغاريثمية، ان تحويل النموذج الاصلي الى الصيغة اللوغاريثمية المزدوجة سوف يؤدي غالباً الى تقليل درجة عدم ثبات تباين حد الخطأ ومن ثم طبقاً لهذا الافتراض تكون المعادلة المحولة المناسبة للنموذج الاصلي كما يلي :

$$LnY_i = \beta_0 + \beta_1 LnX_i + \varepsilon_i \qquad (2\text{-}59)$$

2-17-3: طرق معالجة التعدد الخطي : Remedy of Multicollinearity

عند وجود التعدد الخطي فان الحلول تكون معتمدة على امكانية ايجاد مصادر اخرى للبيانات وعلى اهمية العوامل التي تسببت في ظهورها ثم على الهدف الذي من اجله نقوم بتقدير الدالة تحت الدراسة، فاذا لم يؤثر التعدد الخطي بشكل فعلي على مقدرات النموذج يقترح بعض باحثي القياس الاقتصادي اهمال وجوده في النموذج حيث يمكن تحاشي التعدد الخطي بتوسيع حجم العينة، فمثلاً يمكن تحويل البيانات السنوية الى بيانات موسمية او شهرية ان امكن ذلك، كما يمكن التخلص من التعدد الخطي باسقاط (حذف) المتغير المسبب لهذه المشكلة لكن هذه العملية يمكن ان تخلق مشاكل اخرى وهناك من يقترح ادخال معلومات اضافية للنموذج وعموماً هناك عدة طرق لمعالجة التداخل الخطي المتعدد ومنها: (حسام والسواعي،2013م،392-407)

1. **جمع بيانات اضافية:** كلما كبر حجم العينة عن طريق اضافة بيانات جديدة كلما ساعد ذلك علي تخفيض حجم التباينات ، وهذا يقلل من اثر الارتباط الخطى المتعدد وعموماً ينصح فى البحوث القياسية ان لا يقل حجم العينة عن (25) مشاهدة وان لا يزيد عدد المتغيرات عن خمسة متغيرات مستقلة.

2. **الاستعانة بمعلومات خارجية:** اذا كان هنالك تقدير لمعلمة احد المتغيرات الذى يتصف بكونه مرتبطاً إرتباطاً متعدداً فيمكن استخدام هذا التقدير الذى تم خارج اطار البحث مع نتائج دراسة البحث قيد الدراسة ، فمثلاً يمكن استخدام تقدير معلمة الميل الحدى للاستهلاك لفترة معينة ولبلد معين المستخرج من دراسة المقاطع العرضية لدراسة العلاقات بين الدخل والاسعار لنفس الفترة والبلد فى دراسات السلاسل الزمنية.

3. **تحويل العلاقة الدالية:** ويتم ذلك عن طريق استخدام الادوات والمفاهيم الرياضية

4. **حذف او اضافة متغير:** قد يلجأ الباحث المستخدم للاسلوب القياسى الى حذف المتغير الذى يمتاز بالارتباط العالى مع المتغيرات المستقلة الاخرى او قد يضيف الباحث متغير جديد آخر ذو اهمية بالنسبة للنموذج.

الفصل الثالث

الناتج المحلي الاجمالي

3-1: الناتج المحلي الاجمالي واهميته.

يعزى الاهتمام الكبير بقياس الناتج المحلي الاجمالي الى كونه مؤشراً هاماً للأداء الاقتصادي ورفاهية المجتمع لذلك اصبحت دراسة تقدير وتوزيع الناتج المحلي تحتل مركزاً بارزاً في الدراسات التطبيقية بالنسبة لجميع الاقطار خاصه في حالة توفر الاحصائيات الدقيقه عن مختلف الفعاليات الاقتصادية ويتم قياس الناتج المحلي الاجمالي بثلاث طرق هي (البنا،2012م، 213):

3-1-1: طريقه الناتج Product Method :

يتم في طريقه الناتج (Product Method) جمع قيم السلع والخدمات النهائية المنتجة محلياً في سنه معينه ويتم تقدير الناتج بضرب الكميه المنتجة من كل سلعه او خدمه في سعر الوحدة منها السائد في اسواق التجزئة فاذا كان الاقتصاد ينتج سلعتين فقط بالكميات QA و QB التي تباع في الاسواق بأسعار PA و PB على التوالي يمكن حساب الناتج المحلي الاجمالي بطريقه الناتج كما يلي:

$$GDP = P_A \times Q_A + P_B \times Q_B \qquad (3\text{-}1)$$

وعموماً يمكن صياغه المعادلة التالية لحساب الناتج المحلي لاقتصاد ينتج n سلعة نهائية:

$$GDP = \sum_{i=1}^{n} P_i \times Q_i , i = 1,2,3 \ldots\ldots n. \qquad (3\text{-}2)$$

3-1-2: طريقه الانفاق Expenditure Method :

يقاس الناتج المحلي الاجمالي بطريقه الانفاق (Expenditure Method) وذلك عن طريق جمع الانفاق على السلع والخدمات النهائية الجديدة المنتجة في الاقتصاد او الانفاق على الناتج المحلي GDP من قبل القطاعات الاقتصادية المختلفة وفق المعادلة :

$$GDP = P + I + G + (X - M) \qquad (3\text{-}3)$$

حيث:

P: تمثل الانفاق الخاص

I: تمثل الاستثمار

G: تمثل الانفاق الحكومي

M: تمثل الواردات

X: تمثل الصادرات

3-1-2-1: الانفاق الخاص :

في مجموعة القيم النقدية للسلع والخدمات النهائية التي يستهلكها الافراد ويشمل على ما ينفقه القطاع العائلي على السلع المعمرة كشراء سيارة او اثاث وغيره والسلع غير المعمرة كمختلف السلع الاستهلاكية هذا اضافه الى الخدمات المختلفة كخدمات الطبيب والمعلم والمهندس والكهربائي وغيرها .

3-1-2-2: الانفاق الاستثماري:

يقصد به مجموع القيم النقدية للسلع الاستثمارية (الراسمالية) التي تستخدم في انتاج السلع والخدمات النهائية بواسطة القطاع الخاص ". اي انه الانفاق الذي يؤدي الى زيادة القدرة الانتاجية للاقتصاد الوطني ويتضمن ما يلي:

1. شراء المعدات والآلات بواسطة منشآت الاعمال .
2. جميع الانشاءات من مخازن ومصانع ومراكز تجارية.
3. التغير في المخزون والذي يقصد به التغير في المخزون السلعي من مواد اولية ووسيطة وسلع نهائية.

3-1-2-3: الانفاق الحكومي:

يقصد به مجموع القيم النقدية للسلع او الخدمات الاستهلاكية والاستثمارية التي تشتريها الحكومة وتشمل :

1. الانفاق الجاري : ويشمل الرواتب والاجور وجميع مشتريات الحكومة من سلع مختلفة و خدمات.

2. الانفاق الاستثماري : ويشمل نفقاتها على بناء البنية التحتية من طرق وجسور ومدارس ومستشفيات ..الخ.

3-1-2-4: انفاق التجارة الخارجية:

يعرف بصافي الصادرات وهو قيمة الصادرات مطروحاً منه قيمة الواردات، فان ما ينتج داخل الدولة لا يستهلك بأكمله محلياً انما يصدر جزءاً منه يحصل عليها الاجانب مقابل انفاق من الخارج يمثل جزء يضاف للناتج القومي للدول ومن ناحية اخرى تحتاج الدولة الى تخصيص جزء من انفاقها للحصول على واردات من سلع وخدمات منتجة في الخارج وهو جزء يجب طرحه من الناتج المحلي الاجمالي وعلى ذلك يكون: صافي الصادرات = الصادرات – الواردات

3-1-3: طريقة الدخل (INCOME METHOD) :

يقاس الناتج المحلي الاجمالي بطريقة الدخل بجمع الدخول المتحققة لافراد المجتمع لقاء مساهمتهم في الانتاج مضافاً اليها صافي الضرائب واهلاكات الاصول الثابتة وعلى ذلك يكون:

الناتج المحلي الاجمالي GDP عن طريقة الدخل =

مجموع دخول العاملين (الرواتب) + الايجارات + ارباح الشركات + دخول الاعمال الصغيرة + صافي الفوائد + صافي الضرائب + الاهلاكات.

(صافي الفوائد = الفوائد المستلمة – الفوائد المدفوعة)،

(صافي الضرائب = الضرائب المدفوعة – الإعانات).

3-1-3-1: المدفوعات التحويلية:

عند تقدير الناتج بطريقة الدخل يجب استبعاد المدفوعات التحويلية الحكومية، كإعانات البطالة والضمان الاجتماعي وغيرها، باعتبارها دخولاً لا يقابلها انتاج وذلك لعدم مشاركة اصحابها في انتاج الناتج المحلي الاجمالي. كما يجب استبعاد الدخول الناتجة عن هبات الافراد لأقربائهم ، او الناتج عن التبرع الى الجهات الخيرية حيث ان هذه الدخول لم تدفع لقاء المساهمة في الانتاج فهي تعتبر من المدفوعات التحويلية الخاصة.

3-1-3-2: الضرائب غير المباشرة (INDRECT TAXES) :

من مشكلات تقدير الناتج المحلي بواسطة طريقة الدخل وجود الضرائب غير المباشرة، مثل ضريبة الانتاج او ضريبة المبيعات او ضريبة القيمة المضافة. تكون هذه الضرائب جزءاً من تكاليف الانتاج تحتسب كإيراد للدولة مقابل ما تقدمه لقطاع الاعمال من خدمات عامة كالطرق والصرف الصناعي والأمن والخدمات الصحية وغيرها من الخدمات في المناطق الصناعية. لذلك يجب اضافة الضرائب غير المباشرة الى مجموع دخول عناصر الانتاج عند تقدير قيمة الناتج المحلي الاجمالي.

3-1-3-3: الدعم غير المباشر (INDRECT SUBSIDIES):

تقوم الحكومة في كثير من الاقطار النامية بسياسة دعم اسعار بعض السلع الاستهلاكية مثل الخبز من خلال توفير الطحين للمخابز بأسعار مخفضة لذا يجب استبعاد مثل هذا الدعم غير المباشر عند تقدير الناتج المحلي الاجمالي بطريقة الدخل.

3-1-3-4: اهلاكات الاصول الثابتة:

يضيف المنتجون التكلفة السنوية لإهلاكات الاصول الثابتة الى تكاليف عناصر الانتاج الاخرى للتوصل الى سعر البيع في الاسواق لذا يجب عند حساب الناتج بطريقة الدخل اضافة تكلفة الاهلاكات الى باقي مكونات التكاليف للتوصل الى الناتج بسعر السوق.

وجدير بالذكر ان العينة قيد الدراسة والتطبيق في هذه الدراسة عبارة عن بيانات الناتج المحلي الاجمالي في الفترة من 1996-2009م اخذت من الجهاز المركزي للإحصاء السوداني وفيما يلي نبذة تعريفية مختصرة عن الجهاز المركزي للإحصاء السوداني مأخوذة من الموقع الرسمي للجهاز على الشبكة العنكبوتية.

3-2: الجهاز المركزي للإحصاء السوداني:

الجهاز المركزي للإحصاء السوداني هو الجهة الرسمية والمسئولة في السودان عن جميع البيانات والمعلومات الاحصائية واعدادها وتجهيزها ونشرها واعطاء الطبيعة الرسمية للأرقام الاحصائية كما انه المعني بتنفيذ عمليات الاحصاء وجمع

البيانات بمختلف انواعها وتخصصاتها ومستوياتها وينفذ الكثير من التعدادات العامة والمسوحات الاحصائية وله اصدارات خاصة بنتائج تلك التعدادات والمسوحات ويصدر كتاب الاحصاء السنوي نهاية كل عام وهو يضم آخر الاحصائيات والمؤشرات. ومن اهم مايهدف اليه الجهاز استكمال منظومة العمل الاحصائي الموحد والشامل في السودان ليواكب كل تطورات العصر في مختلف مناحي الحياة وتوحد المعايير والمفاهيم والتعاريف والمصطلحات الاحصائية وتطور نظام المعلومات الشامل كأداة للتخطيط والتنمية في كافة المجالات.

3-2-1: التطور التاريخي للجهاز:

في عام 1903م كانت مصلحة الاحصاء (الجهاز المركزي للإحصاء حالياً) قسماً من اقسام مصلحة الجمارك وظيفتها الاساسية اعداد احصاءات التجارة الخارجية، في عام 1932م تحول قسم الاحصاء هذا الى ما كان يعرف باللجنة الاقتصادية التي تحولت في عام 1934م الى مصلحة التجارة والاقتصاد. وفي العام 1953م انفصل قسم الاحصاء عن مصلحة التجارة والاقتصاد واصبح هذا القسم مصلحة مستقلة قائمة بذاتها عرفت بمصلحة الاحصاء تتبع لوزارة الشئون الاجتماعية في ذلك الوقت، وفي نوفمبر 1958م اصبحت مصلحة الاحصاء تابعة لرئاسة مجلس الوزراء، في عام 1969م تم انشاء وزارة التخطيط الاقتصادي وصدر قرار بتبعية مصلحة الاحصاء الى هذه الوزارة، وفي 6 نوفمبر 1995م صدر قرار مجلس الوزراء بانشاء الجهاز المركزي للاحصاء وتبعيته لوزارة المالية والاقتصاد الوطني، في العام 2000م تحول الى مجلس الوزراء ومازال حتى الان.

3-2-2: ادارات الجهاز المركزي للإحصاء.

1. ادارة الحسابات الاقتصادية: وتنقسم إلى احصاءات التجارة الخارجية، احصاءات التجارة الداخلية واحصاءات الحسابات القومية.
2. ادارة الدراسات والاحصاءات السكانية والاجتماعية.
3. ادارة الحاسب الآلي.
4. مركز التدريب الاحصائي.

الفصل الرابع

الجانب التطبيقي

4-1: عينة الدراسة.

تم جمع بيانات عينة الدراسة للناتج المحلي الإجمالي Gross Domestic Product (GDP) في الفترة من 1996م وحتى العام 2009م من الجهاز المركزي للاحصاء السوداني، علماً بان الطريقة المتبعة لحساب الناتج المحلي الاجمالي هي طريقة الانفاق Expenditure حسب المتغيرات :

الناتج المحلي الاجمالي : متغير تابع وسنرمز له بالرمز Y

الانفاق الحكومي: متغير مستقل وسنرمز له بالرمز X_1

الانفاق الخاص: متغير مستقل وسنرمز له بالرمز X_2

الاستثمار: متغير مستقل وسنرمز له بالرمز X_3

وبناءً على هذه المتغيرات يمكن صياغة نموذج الناتج المحلي الاجمالي وفق المعادلة التالية:

$$Y = X_1 + X_2 + X_3 \qquad (4\text{-}1)$$

الجدول (4-1) يبين الناتج المحلي الاجمالي السوداني ومتغيراته بملايين الجنيهات بالسعر الجاري بطريقة الانفاق.

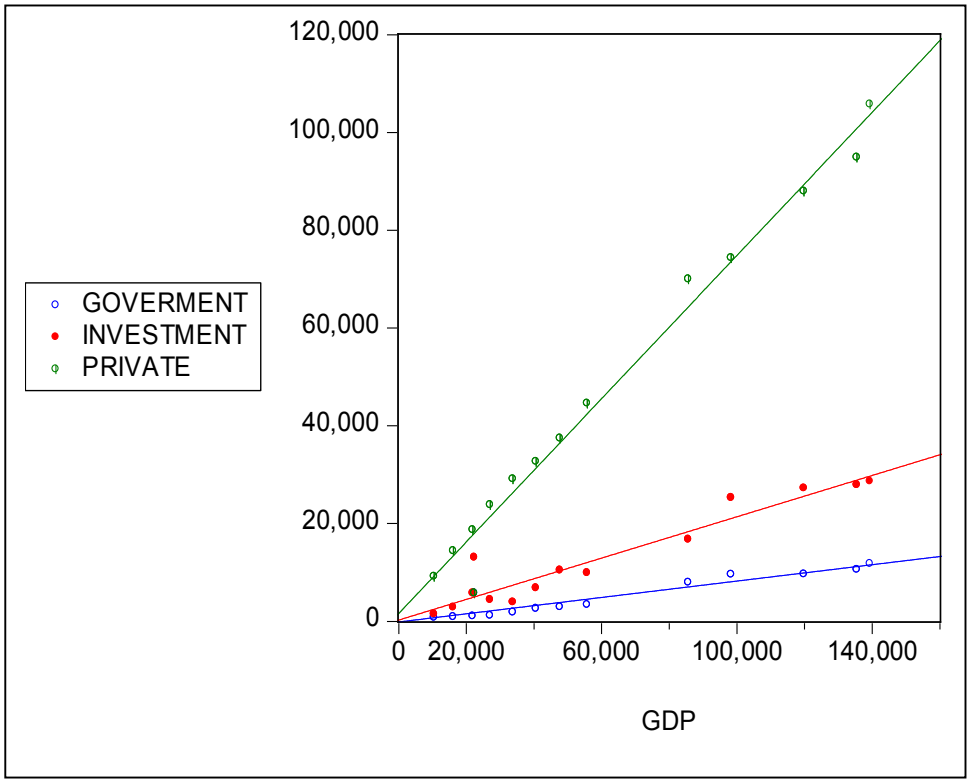
جدول (4-1): الناتج المحلي الاجمالي السوداني بملايين الجنيهات بطريقة الانفاق في الفترة 1996م-2009م

السنة	الانفاق الحكومي (X_1)	الانفاق الخاص (X_2)	الاستثمار (X_3)	الناتج المحلي الاجمالي (Y)
1996	770.5	9119.80	1409.1	10478.1
1997	912.6	14404.1	2842.9	16137.4
1998	1041.3	18647.0	5751.7	21935.9
1999	1128.0	23792.7	4424.5	27058.8
2000	1845.1	29054.3	3887.6	33770.6
2001	2615.1	32625.5	6787.5	40658.6
2002	2915.6	37466.7	10426.4	47756.1
2003	3334.0	44567.3	9880.1	55733.8
2004	5736.9	5736.9	13069.6	22405.7
2005	7916.9	69995.2	16756.3	85707.1
2006	9544.0	74333.5	25275.9	98291.9
2007	9611.2	87932.5	27235.4	119837.3
2008	10536.2	94889.2	27900.2	135511.7
2009	11758.4	105783.3	28584.7	139386.5

المصدر: الجهاز المركزي للاحصاء السوداني، اغسطس 2016م

تمثل البيانات في جدول (4-1) العلاقة بين الناتج المحلي الاجمالي السوداني (متغير تابع) في الفترة من 1996م الى العام 2009م والعوامل المؤثرة عليه (متغيرات مستقلة او تفسيرية) وهي الانفاق الحكومي، الانفاق الخاص والاستثمار والشكل (4-1) يوضح خاصية الخطية للمتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

شكل (4-1): خاصية الخطية لمتغيرات الناتج المحلي الاجمالي السوداني



المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

وحسب النظرية الاقتصادية هناك علاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية (المستقلة) الاخرى ويمكن معرفة الاثر او العلاقة بين المتغيرات التفسيرية والمتغير التابع من خلال تقدير هذه العلاقة والجدول (4-2) يبين تقدير نموذج الناتج المحلي الاجمالي السوداني في الفترة (1996م – 2009م) بواسطة طريقة المربعات الصغري العادية (OLS) ومن ثم الكشف عن وجود مشكلات القياس الاقتصادي (الارتباط الذاتي، عدم ثبات التباين والتعدد الخطي).

جدول (4-2): تقدير النموذج حسب طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل	احصاءة F	القيمة الاحتمالية لإحصاءة F
الثابت	-1634.578	1639.049	-0.997272	0.3422				
X_1	0.085280	1.295451	0.065830	0.9488				
X_2	0.993173	0.072181	13.75951	0.0000	0.995606	0.994288	755.3129	0.000000
X_3	1.235894	0.557370	2.217369	0.0509				
معادلة الانحدار	$Y = -1634.578+0.085280\ X_1 + 0.993173X_2 + 1.235894X_3$							

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

تظهر نتائج الجدول (4-2) ان القيمة المقدرة لثابت معامل الانحدار لنموذج الناتج المحلي الاجمالي السوداني بلغت (1634.578-)، وان القيمة الاحتمالية لمتغيري (الانفاق الحكومي والاستثمار) على متغير الناتج المحلي الاجمالي هي (0.9488، 0.0509) على الترتيب وهي قيم اكبر من مستوى المعنوية (0.05) مما يدل على عدم معنوية المتغيرين المستقلين، بينما كانت القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الخاص (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (0.05) مما يعني معنوية متغير الانفاق الخاص، كما تبين ذلك الاحصاءة T للمتغيرات المستقلة وهذا امر غير جيد بالطبع اذ ان هناك متغيران غير معنويان من بين ثلاثة متغيرات ويعتبر ذلك مؤشراً ان النموذج يعاني من مشكلات. كما يبين الجدول قيمة معامل التحديد البالغة (0.995606) وهي قيمة عالية جداً تدل على ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 99.56%وهذا بالطبع امر جيد جداً وكانت القيمة الاحتمالية لاختبار F (Prob F-statistic = 0.000) وهي قيمة معنوية جداً تدل على ملاءمة النموذج المقدر في تقدير الناتج المحلي الاجمالي.

4-2: تفسير ومناقشة نتائج النموذج المقدر حسب طريقة المربعات الصغرى العادية.

عند تقدير الناتج المحلي الاجمالي السوداني بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) كانت القيمة الاحتمالية لاختبار F (ProbF-statistic = 0.000) وهي قيمة معنوية جداً وتدل على ملاءمة النموذج المقدر في تقدير الناتج المحلي

الاجمالي وكذلك القيمة المرتفعة لمعامل التحديد (R^2 = 0.995606) مما يعني ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 99.56% وهذا بالطبع امر جيد جداً وبالرغم من ذلك كان النموذج يعاني من عدم معنوية متغيري الانفاق الحكومي والاستثمار لان القيمة الاحتمالية لهما كانت اكبر من مستوى المعنوية (0.05) بينما كانت القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الخاص اقل من مستوى المعنوية مما يدل على معنوية متغير الانفاق الخاص وهنا نجد ان هناك متغيران غير معنويان ومتغير واحد فقط معنوي في ظل القيمة المرتفعة لمعامل التحديد حيث يعتبر هذا الامر مؤشراً الى ان النموذج المقدر يعاني من مشكلات قياسيه وعليه الاعتماد على هذا النموذج بشكله الحالي يقود الى استنتاجات احصائية خاطئة. وبالرغم من ان النتائج في المرحلة الاولى كانت جيدة الى حد ما حيث ان معامل التحديد كان مرتفعاً كما ثبتت المعنوية الاحصائية لمعامل الانحدار الا انه عند دراسة مشكلات القياس (الارتباط الذاتي، عدم ثبات التباين والتعدد الخطي) اظهرت نتائج الكشف عن هذه المشكلات نتائج غير مقبولة للاعتماد عليها نظراً لوجود هذه المشكلات وهذا ما اكده اختبار (بريش–كودفري) الذي اثبت ان النموذج يعاني من مشكلة ارتباط ذاتي واختبار ثبات التباين الشرطي للاخطاء (ARCH-LM) الذي اثبت عدم تجانس المتغير العشوائي وكذلك اكدت مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المستقلة للنموذج وجود ارتباط مرتفع بين المتغيرات الثلاث مما يدل على ان النموذج يعاني من مشكلة التعدد الخطي.

4–3: الكشف عن مشكلة الإرتباط الذاتي بين الاخطاء العشوائية.

بواسطة اختبار بريش – كودفري (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)

جدول (4–3): الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي حسب اختبار بريش – كودفري

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	20.04064	11.67061
القيمة الاحتمالية	0.0008	0.0029

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-3) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P−Value= 0.0029) وهي بالطبع اقل من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نرفض فرض العدم ونقبل فرض البديل ونستنتج من ذلك يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية حسب اختبار بريش – كودفري.

4-4: معالجة مشكلة الإرتباط الذاتي بين الاخطاء العشوائية.

فيما يلي بعض الطرق لمعالجة مشكلة الارتباط الذاتي:

4-4-1: طريقة الفرق العام (The General Difference Method)

جدول (4-4) : تقدير الانحدار بعد اجراء الفرق العام الاول حسب طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل	احصاءة F	القيمة الاحتمالية لإحصاءة F
الثابت	1967.447	1848.939	1.064095	0.3150				
X_1	-0.924971	1.730402	-0.534541	0.6059	0.967688	0.956917	89.84474	0.000001
X_2	0.935243	0.057413	16.28976	0.0000				
X_3	0.849705	0.539474	1.575062	0.1497				
معادلة الانحدار	$Y = 1967.447 - 0.924971X_1 + 0.935243X_2 + 0.849705X_3$							

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

بعد اجراء الفرق العام الاول على نموذج الناتج المحلي الاجمالي السابق اظهرت نتائج الجدول (4-4) ان القيمة المقدرة لثابت معامل الانحدار لنموذج الناتج المحلي الاجمالي السوداني بلغت (1967.447) وان القيمة الاحتمالية لمتغيري (الانفاق الحكومي و الاستثمار) على متغير الناتج المحلي الاجمالي هي (0.6059 ، 0.1497) على الترتيب مما يدل على عدم معنوية متغيري الانفاق الحكومي والاستثمار بينما بلغت القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الخاص (0.000) مما يعني معنوية متغير الانفاق الخاص، كما يبين الجدول قيمة معامل التحديد البالغة (0.967688) وهي قيمة عالية جداً تدل على ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 96.77% وهذا بالطبع امر جيد جداً وكانت القيمة الاحتمالية لاختبار F

(ProbF-statistic = 0.000001) وهي قيمة معنوية جداً تدل على ملاءمة النموذج المقدر في تقدير الناتج المحلي الاجمالي.

جدول (4-5): الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بعد اجراء الفرق العام الاول حسب اختبار بريش – كودفري

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	4.038244	0.0682
القيمة الاحتمالية	6.964111	0.0307

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-5) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.0307) وهي بالطبع اقل من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نرفض فرض العدم ونقبل فرض البديل ونستنتج من ذلك ان النموذج لا زال يعاني من وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية حتى بعد اجراء الفرق العام الاول مما يتطلب اجراء الفرق العام الثاني كما في جدول (4-6).

جدول (4-6) : تقدير الانحدار بعد اجراء الفرق العام الثاني حسب طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل	احصاءة F	القيمة الاحتمالية لإحصاءة F
الثابت	-432.0829	1611.024	-0.268204	0.7953	0.982357	0.975741	148.4796	0.000000
X_1	-1.301628	2.173441	-0.598879	0.5658				
X_2	0.912914	0.046173	19.77146	0.0000				
X_3	0.420232	0.545144	0.770865	0.4629				
معادلة الانحدار	$Y = -432.0829-1.301628X_1 + 0.912914X_2 + 0.420232X_3$							

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

بعد اجراء الفرق العام الثاني على نموذج الناتج المحلي الاجمالي اظهرت نتائج الجدول (4-6) ان القيمة المقدرة لثابت معامل الانحدار لنموذج الناتج المحلي الاجمالي بلغت (432.0829-)، وان القيمة الاحتمالية للمتغيرين (الانفاق الحكومي و الاستثمار) على متغير الناتج المحلي الاجمالي هي (0.5658 ، 0.4629) على الترتيب مما يدل على عدم معنوية متغيري الانفاق الحكومي والاستثمار بينما بلغت

القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الخاص (0.000) مما يعني معنوية متغير الانفاق الخاص، كما يبين الجدول قيمة معامل التحديد البالغة (0.982357) وهي قيمة عالية جداً تدل على ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 98.24% وهذا بالطبع امر جيد جداً ، وكانت القيمة الاحتمالية لاختبار F = ProbF-statistic (0.000) وهي قيمة معنوية جداً تدل على ملاءمة النموذج المقدر في تقدير الناتج المحلي الاجمالي.

جدول (4-7): الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بعد اجراء الفرق العام الثاني حسب اختبار بريش – كودفري

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	0.460441	1.596703
القيمة الاحتمالية	0.6516	0.4501

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-7) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.4501) وهي بالطبع اكبر من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نقبل فرض العدم ونستنتج من ذلك لايوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية.

4-4-2: طريقة الفرق الاول (The First Difference).

جدول (4-8): تقدير الانحدار بعد اجراء الفرق الاول حسب طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل
X_1	0.007279	1.502068	0.004846	0.9962	0.963623	0.956347
X_2	0.947868	0.056544	16.76343	0.0000		
X_3	0.987247	0.527214	1.872576	0.0906		
معادلة الانحدار	$Y = 0.007279X_1 + 0.947868X_2 + 0.987247X_3$					

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

في هذه الطريقة تم حذف ثابت المعادلة كما هو مبين في جدول (4-8) وقد اظهرت نتائج الجدول ان القيمة الاحتمالية لمتغيري (الانفاق الحكومي و الاستثمار) على متغير الناتج المحلي الاجمالي هي (0.9962 ، 0.0906) على الترتيب مما يدل

على عدم معنوية متغيري الانفاق الحكومي والاستثمار بينما بلغت القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الخاص (0.000) مما يعني معنوية متغير الانفاق الخاص. كما يبين الجدول قيمة معامل التحديد البالغة (0.963623) وهي قيمة عالية جداً تدل على ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 96.64%وهذا بالطبع امر جيد جداً .

جدول (4-9): الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بعد اجراء الفرق الاول حسب اختبار بريش – كودفري

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	13.14090	9.822270
القيمة الاحتمالية	0.0030	0.0074

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-9) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.0074) وهي بالطبع اقل من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نرفض فرض العدم ونقبل فرض البديل ونستنتج من ذلك ان النموذج لازال يعاني من وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية حتى بعد اجراء الفرق الاول مما يتطلب اجراء الفرق الثاني كما في جدول (4-10).

جدول (4-10) : تقدير الانحدار بعد اجراء الفرق الثاني حسب طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل
X_1	-1.378177	2.040507	-0.675409	0.5164	0.982198	0.978243
X_2	0.912567	0.043711	20.87742	0.0000		
X_3	0.429335	0.515270	0.833223	0.4263		
معادلة الانحدار	$Y = -1.378177X_1 + 0.912567X_2 + 0.429335X_3$					

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

اظهرت نتائج الجدول (4-10) ان القيمة الاحتمالية لمتغيري (الانفاق الحكومي و الاستثمار) على متغير الناتج المحلي الاجمالي هي (0.5164 ، 0.4263) على الترتيب مما يدل على عدم معنوية متغيري الانفاق الحكومي والاستثمار بينما بلغت القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الخاص (0.000) مما يعني معنوية متغير الانفاق الخاص كما يبين الجدول قيمة معامل التحديد البالغة

(0.982198) وهي بالطبع قيمة عالية جداً وتدل على ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 98.23%وهذا امر جيد جداً .

جدول(4-11): الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بعد اجراء الفرق الثاني حسب اختبار بريش – كودفري

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	0.377516	1.072661
القيمة الاحتمالية	0.6987	0.5849

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-11) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.5849) وهي بالطبع اكبر من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نقبل فرض العدم ونستنتج من ذلك لايوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية.

4-4-3: طريقة ابطاء المتغير التابع The Lag Of The Dependent Variable Method

جدول (4-12): تقدير الانحدار بعد اجراء ابطاء للمتغير التابع حسب طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل	احصاءة F	القيمة الاحتمالية لإحصاءة F
الثابت	-1894.388	1614.996	-1.172999	0.2745				
X_1	0.481145	1.190716	0.404080	0.6967	0.996926	0.995389	648.5870	0.000
X_2	0.991516	0.064050	15.48046	0.0000				
X_3	0.639640	0.589867	1.084381	0.3098				
ابطاء واحد للناتج المحلي (X_4)	0.118727	0.055893	2.124193	0.0664				
معادلة الانحدار	$Y = -1894.388 + 0.481145X_1 + 0.991516X_2 + 0.639640X_3 + 0.118727X_4$							

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

بعد اجراء ابطاء واحد على المتغير التابع اظهرت نتائج الجدول (4-12) ان القيمة المقدرة لثابت معامل الانحدار لنموذج الناتج المحلي الاجمالي السوداني بلغت (1894.388-) وان القيمة الاحتمالية للمتغيرات (الانفاق الحكومي ، الاستثمار وابطاء واحد للناتج المحلي) على متغير الناتج المحلي الاجمالي هي (0.6967 ، 0.3098

،0.0664) على الترتيب مما يدل على عدم معنوية المتغيرات الثلاثة بينما بلغت القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الخاص (0.000) مما يعني معنوية متغير الانفاق الخاص، كما يبين الجدول قيمة معامل التحديد البالغة (0.996926) وهي بالطبع عالية جداً تدل على ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 99.69% وهذا امر جيد جداً وكانت القيمة الاحتمالية لاختبار F (ProbF-statistic = 0.000001) وهي قيمة معنوية جداً تدل على ملاءمة النموذج المقدر في تقدير الناتج المحلي الاجمالي.

جدول (4-13): الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بعد اجراء ابطاء للمتغير التابع حسب اختبار بريش – كودفري

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	19.75550	11.28613
القيمة الاحتمالية	0.0023	0.0035

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-13) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.0035) وهي بالطبع اقل من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نرفض فرض العدم ونستنتج من ذلك يوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية.

جدول (4-14): تقدير الانحدار بعد اجراء ابطاءين للمتغير التابع حسب طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل	احصاءة F	القيمة الاحتمالية لإحصاءة F
الثابت	-2483.950	1736.405	-1.430513	0.1957	0.997157	0.995533	613.8204	0.000
X_1	-0.854420	1.185612	-0.720658	0.4945				
X_2	0.946293	0.065166	14.52123	0.0000				
X_3	1.415475	0.496736	2.849553	0.0247				
ابطاءين للناتج المحلي الاجمالي (X_5)	0.120605	0.048319	2.496004	0.0412				
معادلة الانحدار	$Y = -2483.950 - 0.854420X_1 + 0.946293X_2 + 1.415475X_3 + 0.120605X_5$							

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

بعد اجراء ابطاءين على المتغير التابع اظهرت نتائج الجدول (4-14) ان القيمة المقدرة لثابت معامل الانحدار لنموذج الناتج المحلي الاجمالي السوداني كانت

(2483.950-)، وان القيمة الاحتمالية للمتغيرات (الانفاق الخاص ، الاستثمار وابطاءين للناتج المحلي الاجمالي) على متغير الناتج المحلي الاجمالي هي (0.0000 ، 0.0247، 0.0412) على الترتيب مما يدل على معنوية المتغيرات الثلاثة بينما بلغت القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الحكومي (0.4945) مما يعني عدم معنوية متغير الانفاق الحكومي كما يبين الجدول قيمة معامل التحديد البالغة (0.997157) وهي قيمة عالية جداً تدل على ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 99.72% وهذا امر جيد جداً وكانت القيمة الاحتمالية لاختبار F (ProbF−statistic = 0.000001) وهي قيمة معنوية جداً تدل على ملاءمة النموذج المقدر في تقدير الناتج المحلي الاجمالي.

جدول (4-15): الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بعد اجراء ابطاءين للمتغير التابع حسب اختبار بريش – كودفري

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	1.274297	4.051501
القيمة الاحتمالية	0.3571	0.1319

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-15) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.1319) وهي بالطبع اكبر من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نقبل فرض العدم ونستنتج من ذلك لايوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية.

4-5: تفسير ومناقشة النتائج المتعلقة بالارتباط الذاتي .

للتخلص من مشكلة الارتباط الذاتي استخدم الباحث في ذلك ثلاثة طرق هي (طريقة الفرق العام، طريقة الفرق الاول وطريقة ابطاء المتغير التابع)، عند استخدام طريقة الفرق العام وبعد اجراء الفرق العام الاول ومن خلال القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة معامل التحديد المشاهدة تبين ان النموذج لا زال يعاني من وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية مما تتطلب اجراء الفرق العام الثاني حيث تم التخلص من مشكلة الارتباط الذاتي بين الاخطاء العشوائية وبالرغم من التخلص من هذه المشكلة الا اننا نجد ان النموذج لا زال يعاني من عدم معنوية متغيري الانفاق الحكومي والاستثمار ومعنوية متغير الانفاق الخاص فقط مما يعني ان هذه الطريقة

غير مفيدة في تقدير النموذج. وعند استخدام طريقة الفرق الاول والتي تختلف عن الطريقة السابقة (طريقة الفرق العام) انه في هذه الطريقة تم حذف ثابت المعادلة وقد تبين ان النموذج لازال يعاني من وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية وبعد اجراء الفرق الثاني على متغيرات النموذج اصبح النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي في ظل عدم معنوية متغيري الانفاق الحكومي والاستثمار ومعنوية متغير الانفاق الخاص فقط وبالتالي تعتبر هذه الطريقة غير مفيدة ايضاً في تقدير النموذج. وعند استخدام طريقة ابطاء المتغير التابع وبعد اجراء ابطاء واحد على المتغير التابع كانت القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة معامل التحديد المشاهدة اقل من مستوى المعنوية (0.05) مما يدل على وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية وبعد اجراء ابطاءين على المتغير التابع اظهرت النتائج ارتفاع في القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة معامل التحديد حتى اصبحت اكبر من مستوى المعنوية (0.05) مما يدل على عدم وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية وايضاً كانت القيمة الاحتمالية للمتغيرات (الانفاق الخاص ، الاستثمار وابطاءين للناتج المحلي الاجمالي) على متغير الناتج المحلي الاجمالي المشاهدة اقل من مستوى المعنوية (0.05) مما يدل على معنوية المتغيرات الثلاثة بينما كانت القيمة الاحتمالية اكبر من مستوى المعنوية (0.05) فقط لمتغير الانفاق الحكومي وبالتالي اصبح بالنموذج ثلاثة متغيرات معنوية ومتغير واحد فقط غير معنوي الشيء الذي ادي الى تحسن قيمة معامل التحديد وبالتالي تعتبر هذه الطريقة افضل من سابقاتها حيث يمكن الاعتماد عليها في تقدير نموذج الناتج المحلي الاجمالي.

4-6: الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية.

من جدول تقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS جدول (4-2) يتم الكشف عن وجود هذه المشكلة بواسطة اختبار ثبات التباين الشرطي للأخطاء (ARCH-LM) وذلك عند اخذ ابطاءين على حدود الخطأ العشوائي.

جدول (4-16): الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين بواسطة اختبار ARCH

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	6.906569	7.265886
القيمة الاحتمالية	0.015215	0.0264

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-16) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.0264) وهي قيمة اقل من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نرفض فرض العدم ونقبل فرض البديل ونستنتج من ذلك عدم ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية.

4-7: معالجة مشكلة عدم ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية.

فيما يلي بعض الطرق لمعالجة عدم ثبات التباين:

4-7-1: معالجة عدم ثبات التباين بطريقة التحويلات اللوغريثمية.

جدول (4-17) : تقديرالانحدار بعد اجراء التحويلات اللوغريثمية

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل	احصاءة F	القيمة الاحتمالية لإحصاءة F
الثابت	1.506551	0.220124	6.844111	0.0000				
X_1	0.234330	0.062592	3.743776	0.0038	0.995399	0.994019	721.1604	0.0000
X_2	0.528098	0.029501	17.90088	0.0000				
X_3	0.198272	0.069133	2.867958	0.0167				
معادلة الانحدار	$Y = 1.506551+0.234330\ X_1 + 0.528098X_2 + 0.198272X_3$							

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

بعد التحويلات اللوغريثمية على المتغيرات المستقلة لنموذج الناتج المحلي الاجمالي اظهرت نتائج الجدول (4-17) ان القيمة المقدرة لثابت معامل الانحدار للنموذج بلغت (1.506551)، وان القيمة الاحتمالية للمتغيرات (الانفاق الحكومي، الانفاق الخاص والاستثمار) هي(0.0038 ،0.0000 ، 0.0167) على الترتيب وهي تدل على معنوية المتغيرات المستقلة ، كما يبين الجدول قيمة معامل التحديد البالغة

(0.995399) وهي قيمة عالية جداً تدل على ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 99.54% وهذا بالطبع امر جيد جداً وكانت القيمة الاحتمالية لاختبار F (ProbF-statistic = 0.000001) وهي قيمة معنوية جداً تدل على ملاءمة النموذج المقدر في تقدير الناتج المحلي الاجمالي والجدول (4-18) يوضح نتيجة الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية بعد اجراء التحويلات اللوغريثمية لمتغيرات النموذج.

جدول (4-18): الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين بواسطة اختبار ARCH بعد اجراء التحويلات اللوغريثمية

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	0.308352	0.769540
القيمة الاحتمالية	0.7421	0.6806

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-18) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.6806) وهي بالطبع اكبر من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نقبل فرض العدم ونستنتج من ذلك ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية.

4-7-2: معالجة عدم ثبات التباين بإفتراض $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 |\hat{\varepsilon}_i|$: تكون المعادلة المقدرة بقسمة جميع المتغيرات على القيمة المطلقة للجذر التربيعي للبواقي ويوضح الجدول (4-19) نتيجة تقدير متغيرات الناتج المحلي الاجمالي السوداني بعد اجراء عملية القسمة.

جدول (4-19) : تقدير الانحدار بعد قسمة متغيرات الدراسة على القيمة المطلقة للجذر التربيعي للبواقي

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل	احصاءة F	القيمة الاحتمالية لإحصاءة F
الثابت	-8.148978	194.0808	-0.041988	0.9673	0.973012	0.964916	120.1793	0.000
X_1	0.483600	4.738267	0.102063	0.9207				
X_2	0.003570	0.004761	0.749783	0.4707				
X_3	4.190406	1.799323	2.328879	0.0421				
معادلة الانحدار	$Y = -8.148978+0.483600X_1 + 0.003570X_2 + 4.190406X_3$							

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

بعد قسمة المتغيرات على القيمة المطلقة للجذر التربيعي للبواقي اظهرت نتائج الجدول (4-19) ان القيمة المقدرة لثابت معامل الانحدار بلغت (8.148978-) وان القيمة الاحتمالية لمتغيري (الانفاق الحكومي والانفاق الخاص) على متغير الناتج المحلي الاجمالي هي (0.9207 ، 0.4707) على الترتيب مما يدل على عدم معنوية المتغيران بينما بلغت القيمة الاحتمالية لمتغير الاستثمار (0.0421) مما يعني معنوية متغير الاستثمار ، كما يبين الجدول قيمة معامل التحديد البالغة (0.973012) وهي قيمة عالية جداً تدل على ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 97.3% وهذا بالطبع امر جيد جداً وكانت القيمة الاحتمالية لاختبار F (ProbF-statistic = 0.000001) وهي قيمة معنوية جداً تدل على ملاءمة النموذج المقدر في تقدير الناتج المحلي الاجمالي والجدول (4-20) يوضح نتيجة الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية بعد بقسمة جميع المتغيرات على القيمة المطلقة للجذر التربيعي للبواقي .

جدول (4-20): الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين بواسطة اختبار ARCH بعد بقسمة جميع المتغيرات على القيمة المطلقة للجذر التربيعي للبواقي

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	1.504077	4.352966
القيمة الاحتمالية	0.2728	0.2258

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-20) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.2258) وهي بالطبع اكبر من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نقبل فرض العدم ونستنتج من ذلك ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية.

4-7-3: معالجة عدم ثبات التباين بإفتراض $E(\varepsilon_i^2)=\sigma^2 X$ وبالرجوع الى جدول رقم (4-2) نجد ان متغير الانفاق الحكومي صاحب اكبر قيمة احتمالية وتبعاً لهذا يتم تحويل النموذج الاصلي بقسمة طرفي المعادلة على الجذر التربيعي لمتغير الانفاق الحكومي.

جدول (4-21) : تقدير الانحدار بعد قسمة متغيرات الدراسة على الجذر التربيعي لمتغير الانفاق الحكومي

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل	احصاءة F	القيمة الاحتمالية لإحصاءة F
الثابت	-43.63384	33.96747	-1.284578	0.2279				
X_1	1.769281	0.796795	2.220496	0.0507				
X_2	1.002567	0.059198	16.93593	0.0000				
X_3	0.655266	0.358184	1.829410	0.0973				
معادلة الانحدار	$Y = -43.63384+1.769281X_1 + 1.002567X_2 + 0.655266X_3$				0.987326	0.983524	259.6710	0.000

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

بعد قسمة المتغيرات على الجذر التربيعي لمتغير الانفاق الحكومي اظهرت نتائج الجدول (4-21) ان القيمة المقدرة لثابت معامل الانحدار بلغت (43.63384-)، وان القيمة الاحتمالية لمتغيري (الانفاق الحكومي والاستثمار) على متغير الناتج المحلي الاجمالي هي (0.0507، 0.0973) على الترتيب مما يدل على عدم معنوية المتغيران بينما بلغت القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الخاص (0.000) مما يعني معنوية متغير الانفاق الخاص ، كما يبين الجدول قيمة معامل التحديد البالغة (0.987326) وهي قيمة عالية جداً تدل على ان المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع بنسبة 98.7% وهذا بالطبع امر جيد جداً وكانت القيمة الاحتمالية لاختبار F (ProbF-statistic = 0.000) وهي قيمة معنوية جداً تدل على ملاءمة النموذج المقدر في تقدير الناتج المحلي الاجمالي. والجدول (4-22) يوضح نتيجة الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية بعد قسمة جميع المتغيرات على الجذر التربيعي لمتغير الانفاق الحكومي.

جدول (4-22): الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين بواسطة اختبار ARCH بعد بقسمة جميع المتغيرات على الجذر التربيعي لمتغير الانفاق الحكومي

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	1.478609	4.301906
القيمة الاحتمالية	0.2790	0.2307

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-22) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.2307) وهي بالطبع اكبر من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نقبل فرض العدم ونستنتج من ذلك ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية.

4-8: تفسير ومناقشة النتائج المتعلقة بثبات التباين.

القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة معامل التحديد عند استخدام اختبار ثبات التباين الشرطي للاخطاء (ARCH-LM) كانت اقل من مستوى المعنوية (0.05) وهذا يدل على عدم ثبات تباين بين الاخطاء العشوائية في النموذج المقدر وعند استخدام طريقة التحويلات اللوغريثمية على المتغيرات المستقلة لنموذج الناتج المحلي الاجمالي حيث كانت القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة معامل التحديد اكبر من مستوى المعنوية (0.05) مما يؤكد التخلص من هذه المشكلة وكذلك القيمة الاحتمالية للمتغيرات (الانفاق الحكومي، الانفاق الخاص والاستثمار) دلت على معنوية المتغيرات المستقلة وهذا امر جيد جداً، بيد انه عند معالجة عدم ثبات التباين بإفتراض $E\left(\varepsilon_i^2\right)=\sigma^2\left|\hat{\varepsilon}_i\right|$ والمعالجة بإفتراض $E\left(\varepsilon_i^2\right)=\sigma^2 X$ وقد اظهرت القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة معامل التحديد المشاهدة التخلص من هذه المشكلة وبالرغم من التخلص من هذه المشكلة بالافتراضين المذكورين الا ان القيمة الاحتمالية اكدت عدم معنوية (الانفاق الحكومي والانفاق الخاص) وعدم معنوية(الانفاق الحكومي والاستثمار) على الترتيب ومعنوية متغيري الاستثمار والانفاق الخاص على الترتيب، بناءاً على ذلك تعتبر طريقة التحويلات اللوغريثمية هي الافضل في تقدير النموذج لمعنوية جميع المتغيرات المستقلة والقيمة المرتفعة لمعامل التحديد واكدت القيمة الاحتمالية لاختبار F المعنوية على ملاءمة النموذج.

4-9: الكشف عن مشكلة التعدد الخطي.

من نتائج جدول (4-2) يتضح ان الانفاق الحكومي والانفاق الخاص والاستثمار تفسر 99.56% من التغير في الناتج المحلي، ومن خلال القيمة الاحتمالية للانفاق الحكومي والاستثمار (0.9488، 0.0509) على الترتيب وهي بالطبع اكبر من (0.05) مما يعني عدم معنوية كل من الانفاق الحكومي والاستثمار،

وفي الوقت نفسه تبين القيمة الاحتمالية لتحليل التباين (F=0.000) ان الانحدار معنوي الشيء الذي يشير الى وجود مشكلة التعدد الخطي ويوضح الجدول (4-26) المتغيرات المتسببه في وجود هذه المشكلة.

جدول (4-23): مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات المستقلة

	الانفاق الحكومي	الانفاق الخاص	الاستثمار
الانفاق الحكومي	1	0.906859	0.983263
الانفاق الخاص	0.906859	1	0.919296
الاستثمار	0.983263	0.919296	1

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

يوضح جدول (4-23) ان قيمة الارتباط بين المتغيرين (الانفاق الحكومي والاستثمار) بلغت (0.983263) وهي اكبر من قيمة الارتباط بين المتغيرين(الانفاق الخاص والاستثمار) البالغة (0.919296) لذلك فالمتغيران هما المتسببان في وجود مشكلة التعدد الخطي.

4-10: معالجة مشكلة التعدد الخطي.

فيما يلي بعض الطرق لمعالجة مشكلة التعدد الخطي:

4-10-1: اسقاط المتغيرات المستقلة المتسببة في مشكلة التعدد الخطي من النموذج.

من خلال البيانات الواردة في جدول (4-2) الخاص بتقدير الناتج المحلي الاجمالي حسب طريقة المربعات الصغرى العادية كانت القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الحكومي (0.9488) وهي اعلى من القيمة الاحتمالية لمتغير الاستثمار(0.0509) وبالتالي يتم تقدير نموذج الناتج المحلي بعد حذف متغير الانفاق الحكومي.

جدول (4-24): تقدير نموذج الناتج المحلي بعد حذف متغير الانفاق الحكومي

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل	احصاءة F	القيمة الاحتمالية لإحصاءة F
الثابت	-1654.742	1535.573	-1.077605	0.3043	0.995604	0.994805	1245.724	0.000000
X_2	0.993368	0.068778	14.44304	0.0000				
X_3	1.268986	0.229601	5.526918	0.0002				
معادلة الانحدار	$Y = -1654.742 + 0.993368X_2 + 1.268986X_3$							

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

يوضح جدول (4-24) القيمة الاحتمالية للمتغيرين المستقلين (الانفاق الخاص والاستثمار) على الترتيب (0.0000، 0.0002) وهي بالطبع اقل من (0.05) مما يدل على معنوية المتغيرين وكذلك القيمة الاحتمالية للاحصاءة F هي (0.000) مما يدل على (R^2= 0.995604) معنوية النموذج وايضاً القيمة المرتفعة لمعامل التحديد مما يدل على التخلص من مشكلة التعدد الخطي بسبب معنوية كل المتغيرات المستقلة.

4-10-2: زيادة عدد المتغيرات.

يوضح جدول (4-25) نتيجة تقدير متغيرات الناتج المحلي الاجمالي السوداني بعد اضافة متغيري (الصادر X_6) والوارد(X_7) الى معادلة الناتج المحلي الاجمالي السوداني حيث تصبح المعادلة :

$$Y = X_1 + X_2 + X_3 + X_6 + X_7 \qquad (4\text{-}2)$$

جدول (4-25) : تقدير الانحدار بعد اضافة متغيري الصادر والوارد

المتغير	المعاملات	الخطأ المعياري	احصاءة T	القيمة الاحتمالية	معامل التحديد	معامل التحديد المعدل	احصاءة F	القيمة الاحتمالية لإحصاءة F
الثابت	-0.005685	0.051734	-0.109882	0.9152				
X_1	1.000020	0.00006	15125.20	0.0000				
X_2	1.000001	0.000002	429185.3	0.0000				
X_3	0.999956	0.000016	59282.72	0.0000	1.000	1.000	1.91	0.000
X_6	1.000012	0.000013	75021.67	0.0000				
X_7	-0.999973	0.000026	-38089.80	0.0000				
معادلة الانحدار	$Y = -0.009516 + 1.000001X_1 + 1.000001X_2 + 0.999994X_3 + 1.000006X_6 - 0.999999X_7$							

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

بعد اضافة متغيري (الصادر والوارد) الى معادلة الناتج المحلي الاجمالي السوداني يبين الجدول رقم (4-25) القيمة الاحتمالية لكل المتغيرات المستقلة البالغة (0.000) مما يدل على معنوية جميع المتغيرات المستقلة وكذلك القيمة الاحتمالية للاحصاءة F هي (0.000) مما يدل على معنوية النموذج وايضاً القيمة المرتفعة لمعامل التحديد ($R^2 = 1.000$) مما يدل على التخلص من مشكلة التعدد الخطي بسبب معنوية كل المتغيرات المستقلة. ومن الملاحظ ايضاً انه بعد اضافة متغيري (الصادر والوارد) فإن النموذج المقدر لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي كما يوضح الجدول (4-26)

جدول (4-26): الكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بعد اضافة متغيري (الصادر والوارد) بواسطة اختبار بريش – كودفري

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	0.243060	0.614944
القيمة الاحتمالية	0.7353	0.7353

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-26) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.7353) وهي بالطبع اكبر من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نقبل فرض العدم ونستنتج من ذلك لايوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء العشوائية.

وكذلك يبين جدول (4-27) ان النموذج المقدر لا يعاني من مشكلة عدم ثبات تباين الاخطاء العشوائية.

جدول (4-27): الكشف عن مشكلة عدم ثبات التباين بعد اضافة متغيري (الصادر والوارد) بواسطة اختبار ARCH

	احصاءة F	مربع كاي (χ^2)
القيمة	0.268411	1.149717
القيمة الاحتمالية	0.7733	0.5628

المصدر: اعداد الباحث من نتائج بيانات الدراسة الميدانية اغسطس 2017م

من جدول (4-27) نجد ان القيمة الاحتمالية P-Value لقيمة مربع كاي (χ^2) هي (P-Value= 0.5628) وهي بالطبع اكبر من مستوى المعنوية (0.05) بالتالي فاننا نقبل فرض العدم ونستنتج من ذلك ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية

4-11: تفسير ومناقشة النتائج المتعلقة بالتعدد الخطي.

من خلال الكشف عن مشكلة التعدد الخطي بوسطة مصفوفة الارتباط بين المتغيرات المستقلة كان المتغيران المتسببان في وجود مشكلة التعدد الخطي هما (الانفاق الحكومي والاستثمار) وباستخدام طريقة اسقاط المتغيرات المستقلة المتسببة في مشكلة التعدد الخطي وبناءاً على القيمة الاحتمالية لمتغير الانفاق الحكومي والتي هي اعلى من القيمة الاحتمالية لمتغير الاستثمار تم تقدير نموذج الناتج المحلي بعد حذف متغير الانفاق الحكومي حيث تم التخلص من هذه المشكلة بعد ان اظهرت القيمة الاحتمالية معنوية المتغيرين المستقلين (الانفاق الخاص والاستثمار) وكذلك القيمة الاحتمالية للاحصاءة F التي دلت على معنوية النموذج وايضاً القيمة المرتفعة لمعامل التحديد. لكن بعد اضافة متغيري (الصادر والوارد) الى معادلة الناتج المحلي الاجمالي السوداني بينت القيمة الاحتمالية لكل المتغيرات المستقلة معنوية جميع المتغيرات المستقلة وكذلك القيمة الاحتمالية للاحصاءة F وايضاً القيمة المرتفعة لمعامل التحديد مما يدل على التخلص من مشكلة التعدد الخطي وتعتبر هذه الطريقة افضل من سابقتها في التخلص من المشكلة لان الطريقة الاولى اعتمدت على على حذف متغير الانفاق الحكومي وهو من الاهمية بمكان في نموذج الناتج المحلي الاجمالي بينما في الطريقة الثانية تمت اضافة متغيري الصادر

والوارد الى نموذج الناتج المحلي الاجمالي وهما من العناصر الاساسية الداخلة في النموذج، كذلك بعد اضافة متغيري الصادر والوارد الى معادلة الناتج المحلي الاجمالي السوداني فان النموذج المقدر لا يعاني من مشكلتي الارتباط الذاتي وعدم ثبات التباين بين الاخطاء العشوائية .

الفصل الخامس

النتائج والتوصيات

من خلال الاطار النظري والجانب التطبيقي للدراسة يمكن تلخيص اهم النتائج التي توصلت اليها الدراسة بالاضافة الى التوصيات فيما يلي:

5-1: النتائج.

1. عند تقدير الناتج المحلي الاجمالي السوداني بطريقة المربعات الصغري العادية كان النموذج يعاني من مشكلات القياس (الارتباط الذاتي ، عدم ثبات التباين والتعدد الخطي) الامر الذي يقود الى نتائج خاطئة اذا تم الاستعانة بنموذج الناتج المحلي في صورته الاولية المشتملة على مشكلات القياس الاقتصادي.
2. كانت قيمة معامل التحديد (R^2) عالية جداً حتى بعد التخلص من مشكلات القياس الاقتصادي وهذا يدل على ان متغيرات (الانفاق الحكومي، الانفاق الخاص والاستثمار) تشرح نسبة كبيرة من سلوك الناتج المحلي الاجمالي.
3. معنوية قيم T المحسوبة بعد التخلص من مشكلات القياس الاقتصادي لمعظم المتغيرات المستقلة مما يدل على جودة المعادلات المقدرة.
4. عند التخلص من مشكلة الارتباط الذاتي كانت طريقة ابطاء المتغير التابع (بعد اجراء ابطاءين) افضل من طريقة الفرق العام وطريقة الفرق الاول.
5. عند معالجة عدم ثبات التباين للمتغير العشوائي في نموذج الناتج المحلي الاجمالي بطريقة التحويلات اللوغريثمية وبإفتراض $E(\varepsilon_i^2)=\sigma^2|\hat{\varepsilon}_i|$ والمعالجة بإفتراض $E(\varepsilon_i^2)=\sigma^2 X$ كانت معالجة عدم ثبات التباين بطريقة التحويلات اللوغريثمية افضل من المعالجة بالإفتراضين المذكورين.
6. بعد اضافة متغيري (الصادر والوارد) الى معادلة الناتج المحلي الاجمالي السوداني تم التخلص من مشكلة التعدد الخطي حيث كانت هذه الطريقة افضل من سابقتها المبنية على حذف متغير الانفاق الحكومي من النموذج ومن المعلوم اهمية متغير الانفاق الحكومي في تقدير الناتج المحلي الاجمالي.

5-2: التوصيات.

1. الاهتمام بعملية جمع البيانات المتعلقة بمتغيرات اي دراسة لبناء النماذج القياسية والتحقق من صحتها خاصة في الدراسات الوصفية ذات المتغيرات الكمية.
2. من الاهمية بمكان معرفة مراحل بناء النموذج القياسى مع بيان كل مرحلة وأهميتها ودورها قبل البدء في بناء اي نموذج خطي.
3. التحقق من خطية متغيرات الدراسة قبل البدء في عملية تقدير النموذج عند استخدام طريقة المربعات الصغرى العادية في عملية تقدير النموذج.
4. يجب مراعاة اختبارات مدى ملاءمة التقديرات للمعايير الاقتصادية (كمشكلة الارتباط الذاتي، عدم ثبات التباين والتعدد الخطي) فلا تقبل تقديرات ذات دلالة احصائية تخالف الاعتبارات الاقتصادية.
5. من الضروري ان يتحرى اي باحث الدقة في اتباع القواعد المنهجية او خطوات البحث العلمي التطبيقي حتى يتسنى له التوصل الى تقديرات او مقاييس ثابته وصادقة.
6. استخدام الادوات والمقاييس والاساليب الاحصائية المناسبة في الكشف عن مشاكل النموج الخطي المتعدد.
7. استخدام الادوات والمقاييس والاساليب الاحصائية المناسبة في معالجة مشكلات النموج الخطي المتعدد.
8. زيادة مساهمة الاستثمار والصادرات وترشيد الانفاق الحكومي وترشيد الاستيراد لتحقيق النمو المستهدف في الناتج الإجمالي المحلي.
9. استخدام النماذج التي تم التوصل اليها في هذه الدراسة بعد التخلص من مشكلات القياس الاقتصادي.
10. اجراء دراسة على الناتج المحلي الاجمالي بزيادة السلسلة الزمنية له والمتغيرات المستقلة واختبار المشاكل الاقتصادية.

المراجع

اولاً : المراجع باللغة العربية.

1. احمد اسماعيل المعاني، ناصر جرادات ووليد عبد الرحمن حمود المشهداني،(2012م)، اساليب البحث العلمي والاحصاء، اثراء للنشر والتوزيع، عمان، الاردن.
2. اسلام محمد البنا،(2012م)، مقدمة في مباديء الاقتصاد، الدار الجامعية ،الاسكندرية، مصر.
3. اسماعيل محمد عبد الرحمن،(2001م)، تحليل الانحدار المتعدد، معهد الادارة العامة، الرياض، المملكة العربية السعودية.
4. امير حنا هرمز،(1990م)، الاحصاء الرياضي، مديرية دار الكتب للطباعة والنشر، جامعة الموصل، العراق.
5. امير حنا هرمز،(1990م)، الاحصاء الرياضي، مديرية دار الكتب للنشر، جامعة الموصل، العراق.
6. امين ابراهيم آدم، (2005م)، المباديء الاساسية الاحصائية في الطرق التطبيقية اللامعلمية، فهرسة مكتبة الملك فهد اثناء النشر، مكة المكرمة،السعودية.
7. بسام يونس ابراهيم، انمار امين حاجي، عادل موسى يونس،(2002م)، الاقتصاد القياسي، دار عزة للنشر والتوزيع، الخرطوم، السودان.
8. جمال حامد،(2003م)، اساليب التنبؤ، اصدارات جسر التنمية، المعهد العربي للتخطيط، الكويت.
9. جورج او وويسولوسكي،(1990)، الانحدار المتعدد وتحليل التباين، ترجمة شلال حبيب الجبوري، مطابع التعليم العالي، الموصل، العراق.
10. حسام علي داؤد، خالد محمد السواعي،(2013م)، الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، دار المسيرة للنشر والتوزيع، عمان، الاردن.

11. حسن جعفر حسن حضره، (2009م)، تحليل الطلب على النقود في السودان خلال الفترة 1970م الى 2005م، رسالة ماجستير منشورة، جامعة النيلين، الخرطوم، السودان.
12. حسين يوسف عبد الله(2009م)، Assimilations Study of Ridge Regression Method with Autocorrelated ، رسالة منشورة بمجلة كلية العلوم والتقانه جامعة شندي، الخرطوم،السودان.
13. ذوالنون محمد حامد،(2006م)، مشكلة الارتباط الذاتي في بعض متغيرات الاقتصاد السوداني خلال الفترة 1970م الى 2004م، رسالة ماجستير منشورة، كلية الدراسات التجارية، جامعة السودان للعلوم والتكنلوجيا، الخرطوم، السودان.
14. رمضان نور الدين محمد،(1998م)، الاحصاء المتقدم، الجزء الاول: الاحصاء اللامعلمي – الانحدار المتعدد والارتباط والارتباط المتعدد الجزئي، كلية التجارة ، جامعة عين شمس، القاهرة، مصر.
15. سامبريت جاترجي وبيررم برايس،(1990)، تحليل الانحدار بالامثلة، ترجمة محمد مناجد الدليمي، مطابع العالي، الموصل، العراق.
16. سعد اللافي،(2003م)، الاحصاء الاستنتاجي، الجزء الاول، منشورات اكاديمية الدراسات العليا، طرابلس، ليبيا.
17. سليمان محمد طشطوش،(2001م)، اساسيات المعاينة الاحصائية، دار الشروق للنشر والتوزيع، عمان، الاردن.
18. شفيق العتوم،(2008م)، طرق الاحصاء، تطبيقات اقتصادية وادارية، دار المناهج للنشر والتوزيع، عمان، الاردن.
19. صلاح الدين محمود علام،(1993م)، الاساليب الاحصائية الاستدلالية البارامترية واللابارامترية في تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية، دار الفكر العربي، القاهرة، مصر.

20. عبد القادر عطية،(2005م)، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، مصر.
21. عبد اللطيف حسن شومان،(2008م)، مقدمة في الاحصاء التطبيقي، دار المامون للنشر والتوزيع، عمان، الاردن.
22. عبد الله عامر الهمالي،(2014م)، الاساليب الاحصائية الوصفية والاستدلالية في تحليل البيانات، المجموعة العربية للتدريب والنشر، القاهرة، مصر.
23. عبد المحمود محمد عبد الرحمن،(1997م)، مقدمة في الاقتصاد القياسي، جامعة الملك سعود، كلية العلوم الادارية، قسم الاقتصاد، الرياض، المملكة العربية السعودية.
24. عبد المعين احمد محمد،(2017م)، مشكلة الارتباط الذاتي بالتطبيق على دالة الاستيراد في السودان للفترة 1980م الى 2014م ،رسالة ماجستير منشورة، كلية الدراسات التجارية، جامعة السودان للعلوم والتكنلوجيا، الخرطوم، السودان.
25. عبيد محمود محسن الزوبعي(2010م)، طريقة معدلة للكشف عن الارتباطات الذاتيه واختبار دقة النموذج، رسالة منشورة بمجلة العلوم الرياضيه كلية الجريف شرق التقنية، الخرطوم،السودان.
26. عز الدين مالك الطيب،(2008م)، المدخل الى الاقتصاد القياسي، الجزء الاول، مطبعة جي تاون، الخرطوم، السودان.
27. علي محمد الجمعة،(2004م)، مقدمة في التحليل الاحصائي، فهرسة مكتبة الملك فهد اثناء النشر، الرياض،السعودية.
28. كليجان، هاري، واوتس، والاس،(2001م)، مقدمة في الاقتصاد القياسي: المباديء والتطبيقات، ترجمة حجازي، المرسي السيد وعطية، عبد القادر محمد، النشر العلمي والمطابع جامعة الملك سعود، الرياض ، المملكة العربية السعودية.

29. محمد حسن محمود فرج،(2006)، تحليل الانحدار،مطبعة جي تاون، الخرطوم ، السودان.
30. محمد شامل بهاء الدين فهمي،(2005م)، الاحصاء بلا معاناة، مكتبة الملك فهد الوطنية، الرياض ،المملكة العربية السعودية.
31. محمد علي الطيب فارس،(2009م)، الاحصاء التحليلي النظرية والتطبيق، آفاق الحاسوب للطباعة والنشر، الخرطوم، السودان.
32. مصطفى زايد،(2007م)، المرجع الكامل في الاحصاء، مطابع الدار الهندسية، الدقي، مصر.
33. نبيل جمعة صالح النجار،(2015م)، الاحصاء التحليلي، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان، الاردن.
34. نتر، جون ،وازرمان، ويليام، كنتروميخائيل،(2000م)، نماذج احصائية تطبيقية : انحدار، تحليل تباين وتصاميم تجريبية، ترجمة كنجو انيس اسماعيل وآخرون، النشر العلمي والمطابع جامعة الملك سعود، الرياض ،المملكة العربية السعودية.

ثانياً: المراجع باللغة الانجليزية.

1. Brice. Bower Man & Rchard T: D'connel, 1997 "Applied statistics: Improving Business processes" Richard D.Irwin, a times mirror higher education group, Inc, company.
2. Myera,R.H,1986, Classical and Modern Regression With Application, Duxbury press, Boston, USA
3. N.R. Draper & H. Smith, 1981, "Applied Regression Analysis" 2nd Edition, John wiley & Sons.
4. Shavelson, R.J.(1988) Statistics Reasoning for the Behavioral Sciences. (3rd edition). Boston: Allyan and Bacon.
5. Studenmuund, A.H, 2006, Using Econometrics: A Practical Guide, Addison Wesley, 5th edition.