الفصل الأول

١ – ١ تمهيد:

الإنحدار الخطي المتعدد هو دراسة العلاقة البينية بين متغير متأثر أو تابع (y) وأكثر من متغير مؤثر مستقل (X_i) بواسطة معادلة رياضية تسمى نموذج الإنحدار الخطي المتعدد ومن الضروري التفريق بين نوعين من العلاقات التي تربط المتغير التابع بالمتغيرات المستقلة، النوع الأول يسمى بالعلاقة الدالية والثاني يسمى بالعلاقة الإحصائية.

يمكن تمثيل العلاقة الدالية بالعلاقة الرياضية $y = f(X)$ وهذا يعني أن تغير قيم المتغير التابع يعتمد فقط على تباين المتغيرات المستقلة في النموذج، وذلك ولعدم امكانية تضمين النموذج جميع المتغيرات المؤثرة في الظاهرة المدروسة، أما بسبب عدم توافر البيانات عن بعض المتغيرات من جهة، أو لعدم أهمية بعضها الآخر من جهة أخرى ، وهذا ما لا يمكن حدوثه في الدراسات الإجتماعية والإقتصادية، ومن هنا كان لا بد من تضمين النموذج فضلا عن المتغيرات المستقلة (X_i) حدا يمثل متغير الخطأ العشوائي $Ui = (y - \hat{y})$ والذي يقيس الجزء من التغير في المتغير التابع والذي سببه المتغيرات المستقلة غير المدرجة في نموذج الإنحدار ، ويمكن تفسير إضافة المتغير العشوائي (U_i) إلى النموذج بالأسباب الآتية:

١– عدم إحتواء النموذج على جميع المتغيرات المستقلة المؤثرة في الظاهرة.

٢– عشوائية الإستجابات الأساسية.

وعلى الرغم من أهمية هذا الأسلوب في جميع الدراسات البحثية، إلا أنه يجب توخي الحذر الشديد عند تطبيقه، لأنه غالبًا ما يساء فهمه وإستخدامه بالشكل الصحيح بسهولة، ويمكن أن

يعطي عندها نتائج غير صحيحة ومضللة ، خصوصًا إذا لم تراع الشروط أو الإفتراضات على البيانات عند تطبيقه ويصبح غير ذي مصداقية في النتائج والتفسير. ولقد تم في هذا البحث التحدث عن مشكلتين من المشاكل التي تنجم من إختلال فرضيات نموذج الإنحدار الخطي المتعدد والمرتبطة بالخطأ العشوائي وهما مشكلة الإرتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين، وطرق الحل المستخدمة سابقا لحل المشكلتين، وإستخدام طريقة جديدة لحل المشكلتين نظن أنها أفضل من الطرق السابقة واوفر في الجهد والزمن.

1-2 مشكلة البحث:

إنصب الإهتمام في السنوات الأخيرة على إستخدام الأسلوب القياسي الإقتصادي كأحد أساليب التحليل الكمي في معالجة المشاكل والمعضلات التي تشخصها النظرية الإقتصادية، وفي رسم الخطط الإقتصادية وصياغة القرارات التخطيطية، بعد ان أصبحت الفرضيات النظرية تصاغ بشكل معادلات قابلة للقياس والإختبار بواسطة الطرق الإحصائية المتمثلة في نماذج الإنحدار الخطي البسيط والمتعدد ولكن هنالك بعض المشاكل تواجه هذه المعادلات بإختلال بعض فرضيات النموذج كإختلال شرط عدم التغاير والذي تنتج عنه مشكلة الإرتباط الذاتي وإختلال شرط ثبات التباين والذي تنتج عنه مشكلة عدم تجانس التباين. هذه المشاكل تؤثر على فعالية النموذج ومعلوم ان هنالك طرق معروفة لحل هذه المشاكل ولكن كلها تعتمد على إجراء تحويلات في البيانات مما قد يؤثر على طبيعة هذه البيانات في هذه الدراسة يقوم الدارس بإيجاد اسلوب جديد يساهم في حل هذه المشكلة وهي طريقة معروفة وعلمية ولاتعتمد على التحويلات مما يضمن الحفاظ على طبيعة البيانات وهي طريقة التجميع.

1-3أهمية البحث:

تكمن أهمية هذه الدراسة في تناولها لطريقة سهلة إجرائيا ومثبتة علميا ولا تغير في طبيعة البيانات لاستخلاص نتائج إحصائية سريعة ودقيقة تستخدم في شتى المجالات، وهي طريقة التجميع (aggregation). وهو إستخدام جديد يمكن ان يساعد في حل المشاكل القياسية لنموذج الإنحدار الخطي . مثل مشكلة الإرتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين.

1-4 أهداف البحث:

يهدف البحث الى:

١) معرفة أثر التجميع على مواصفات البيانات الإحصائية الأصلية هل، يعمل على تحسينها أم تسوء أم تظل كما هي؟

٢) معرفة اثر التجميع في حل مشكلة الإرتباط الذاتي.

٣) معرفة اثر التجميع في حل مشكلة عدم تجانس التباين.

وذلك من خلال دراسة اثر تطبيق طريقة التجميع على بيانات تعاني من مشكلتي الإرتباط الذاتي و عدم تجانس التباين.

1-5منهجية البحث:

تم إتباع المنهج الوصفي الإحصائي في هذه الدراسة في توليد بيانات إحصائية تعاني من مشكلة الإرتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين لتطبيق الدراسة عليها وفي تجميع البيانات بعدد من الفئات محدد للحصول على بيانات أقل حجما. وأيضاً إستخدام المنهج التحليلي في الكشف عن وجود مشكلة الإرتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين في البيانات الأصلية

وكذلك المجمعة وإستنباط اثر التجميع على مشكلة الإرتباط الذاتي وعلى مشكلة عدم تجانس التباين.

1-6 فرضيات البحث:

قامت هذه الدراسة لإختبار الفروض الآتية:

أولاً : إستخدام البيانات التجميعية يعمل على إذالة مشاكل البيانات الأصلية.

ثانياً: إستخدام البيانات التجميعية يذيل مشكلة الإرتباط الذاتي التي تواجه طريقة المربعات الصغرى العادية.

ثالثاً: كل ما كان التجميع بعدد الفئات اقل تكون البيانات ابعد عن مشكلة الإرتباط الذاتي

رابعاً: إستخدام البيانات التجميعية يزيل مشكلة عدم تجانس التباين التي تواجه طريقة المربعات الصغرى العادية.

خاساً : توجد بيانات تجميعية افضل من غيرها في حل مشكلة عدم تجانس التباين.

سادساً : يمكن ايجاد بيانات تجميعية مثلى لحل المشكلتين.

١-٧ الدراسات السابقة:

١) في العام ٢٠٠٤م قام السيد/ إكرام عبيد فضل الله سعد بتقديم بحث بعنوان (أثر التجميع على حل مشكلة عدم تجانس التباين) تم التطبيق فيه على نموذج الإنحدار الخطي البسيط وأهم ماتوصل الية البحث:

- عملية التجميع تعمل على تغيير مواصفات البيانات حيث أنها تخفض الإختلافات بين المفردات فلايكون هنالك مجال لتشتت القيم بدرجة كبيرة لذا فإن عملية التجميع عملت على إذالة مشكلة عدم تجانس التباين.
- بين التجميعات التي التي تم تكوينها في البيانات الأصلية بعدد فئات مختلفة فإن هنالك تجميع تكون بياناته أكثر تجانسا.
- تعمل طريقة التجميع على تقليل التكلفة المادية وتوفير الوقت والجهد والتوصل للمعلومة بسرعة وسهولة.

٢) في العام ٢٠٠٤م قام السيد / طارق حسين محمد بتقديم بحث بعنوان (اثر التجميع على مشكلة الإرتباط الذاتي) واهم ماتوصل اليه البحث:

- بعد إستخدام البيانات المجمعة لاتذال مشكلة الإرتباط الذاتي موجودة.

٣) في العام ٢٠٠٥م قام السيد / الشيخ السماني محمد بتقديم بحث بعنوان (أثر التجميع على مشكلة التداخل الخطي المتعدد) واهم ما توصل اليه:

- 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 تجميعات مختلفة.
- إن معيار (VIF) يتأثر بتوزيع قيم المتغيرات المستقلة دون مقاديرها وذلك عند إذالة الجزء العشري من قيم المتغيرات وجعل الحدود الدنيا لها تساوي الواحد فإن قراءة المعيار (VIF) لها يظل على ماهو عليه لايتغير.

٤) في العام ٢٠٠٥م قام السيد/ مناهل سيدأحمد مصطفى سيدأحمد بتقديم بحث بعنوان (توظيف البيانات العرضية لمعالجة مشكلة التداخل الخطي المتعدد في دالة كوب–دوقلاس بالتطبيق على شركة النيل الازرق للتغليف والطباعة) وأهم ما توصل اليه:

- إستخدام البيانات العرضية في دالة كوب–دوقلاس أدى الى معالجة مشكلة التداخل الخطي حيث أن VIF بعد إستخدام البيانات العرضية كان أقل من ١٠ وهذا يشير الى معالجة المشكلة.
- من الصيغة التقديرية لدالة إنتاج كوب–دوقلاس نلاحظ ان زيادة عدد العمال عامل واحد سيؤدي ال زيادة الانتاج بمقدار ٠,٣٢٦ طن بثبات راس المال

٥) عام ٢٠١١م قام السيد/ أحمد عبدالرحيم الزين مصطفى بتقديم بحث بعنوان (تقدير دوال الإقتصاد الكلي السوداني ذات التداخل الخطي) واهم ما توصل اليه

- التقدير بإنحدار الحرف أعطى نماذج تتناسب ومنطقية العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.
- مقدرات إنحدار الحرف رغم تحيزها إلا أنها أفضل من مقدرات (ols) غير المتحيزة في حالة وجود مشكلة تداخل خطي.
- الدخل القومي مؤشر لحجم الإستثمار والطلب على النقود.

١-٨ هيكلة البحث:

يتناول الباحث في خطته للبحث الذي يتألف من أربعة فصول كالآتي:

الفصل الأول

يتناول تمهيد للبحث ومشكلة البحث وأهمية البحث وأهداف البحث ومنهجية البحث ومنهجية البحث وفرضيات البحث وهيكلية البحث والدراسات السابقة التي تناولت موضوع حل مشاكل الإنحدار الخطي بإستخدام طريقة التجميع.

الفصل الثاني:

تناول الفصل الثاني النموذج الخطي العام وفرضياته والمشاكل الناجمة عن إختلال بعض هذه الفرضيات والطرق المستخدمة سابقا في حل هذه المشاكل

الفصل الثالث

تناول الفصل الثالث مفهوم التجميع وأنواع التجميع ومستوى التجميع وتحيز التجميع

الفصل الرابع

يحتوي الفصل الرابع الجانب التطبيقي وفيه تم تناول توليد بيانات تعاني من مشكلتي البحث وإستخدام طريقة التجميع في عمل عدد من التجميعات للبيانات ودراسة كيفية حل المشكلة عن طريق التجميع والنتائج والتوصيات التي تحصلنا عليها.

الفصل الخامس

يتناول هذا الفصل النتائج والتوصيات التي توصل اليها الباحث بنهاية هذه الدراسة.

الفصل الثاني

2-1 تمهيد:

نفترض أن هنالك علاقة خطية بين المتغيرات التابعة Y_i والمتغيرات المستقلة X_{i1} , X_{i2} , Xi3 , ... , X_{ip} , وحد الخطأ U_i فإن كان لدينا عدد n من المشاهدات يمكن كتابة العلاقة بالشكل الآتي:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{I1} + \beta_2 X_{I2} + \ldots + \beta_P X_{IP} + U_i \quad ; I=1,2,3 \ldots,n \quad \ldots\ldots\ldots(1-2)$$

حيث أن:

Y_i: تمثل المتغير المعتمد أو التابع dependent variable

X_{i1} , X_{i2} , X_{i3} , ... , X_{ip} : تمثل المتغيرات التوضيحية explanatory coefficients

β_0 ,β_2 ,β_3 ... , β_n تمثل معاملات نموذج الإنحدار regression coefficients

U_i : تمثل المتغير العشوائي random variable أو حد الخطأ error term

ويمكن صياغة النموذج 2-1 بإستخدام المصفوفات كما يأتي:

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ . \\ . \\ . \\ Y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \ldots & X_{1p} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \ldots & X_{2p} \\ : & : & . & \ldots & : \\ . & . & . & \ldots & . \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \ldots & X_{np} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ . \\ . \\ . \\ \beta_p \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} U_1 \\ U_2 \\ . \\ . \\ . \\ U_n \end{pmatrix} \quad \ldots\ldots (2-2)$$

حيث أن :

Y: متجه مشاهدات المتغير التابع وذو الابعاد nx1 .

X: مصفوفة مشاهدات المتغيرات التوضيحية وذات الابعاد nx(p+1) .

β: متجه لمعالم النموذج المراد تقديرها وذو الابعاد (p+1) x1.

U: متجه الأحطاء وذو الابعاد n x1.

2-1-1 فرضيات نموذج الإنحدار الخطي:

لكي يتم تقدير معالم النموذج (2-2) بإحدي طرائق التقدير المعروفة والتي منها طريقة المربعات الصغرى الإعتيادية OLS ولضمان أن تكون المقدرات ذوات خصائص مرغوب فيها فإن هنالك فرضيات معينة يجب توفرها في النموذج، وتتعلق بعض هذه الفرضيات بالعلاقة الدالية (شكل النموذج) والبعض الاخر مرتبط بالمتغير العشوائي U بينما يتعلق بعضها الاخر بالمتغيرات التوضيحية ، ولعل اهم هذه الفروض هي:

١- أن تكون العلاقة صحيحة الصياغة اي تكون مشاهدات المتغير المعتمد Y يمكن التعبير عنها بتركيبة خطية من المتغيرات التوضيحية X's والمعالم β's والمتغير العشوائي U كما في النموذج (2-1).

٢- أن يكون U_i متغير عشوائي حقيقي. أي ان كل قيمة تأخذها U_i في مدة زمنية تعتمد على المصادفة وقد تكون موجبة أو سالبة أو مساوية للصفر.

٣- أن يكون توزيع U_i توزيعا طبيعيا.

٤- القيمة المتوقعة للمتغير العشوائي تساوي الصفر أي أن:

$$E(\mathbf{U}) = 0$$

$$E(\mathbf{U}\,\mathbf{U}') = \sigma^2\mathbf{I} \qquad -٥$$

ويمكن تفسير هذه الفرضية الى جزئين:

(١) $E(\mathbf{U}\,\mathbf{U}') = \sigma^2\mathbf{I}$ وهذا يعني ان تباين U ثابت (تجابس التباين)

(٢) $E(U_i\,U_{i+S}) = 0 \quad : s \neq 0$ وهذا يعني عدم ترابط قيم U في المدد المختلفة (عدم وجود إرتباط ذات)[Koutsoyiannis , 1977].

٦- المتغيرات التوضيحية X's تكون ثابتة وليست متغيرات عشوائية وعليه فإن المصدر الوحيد للعشوائية يمين معادلة الإنحدار الخطي العام يتمثل في قيم حد الخطأ U.

٧- المتغير العشوائي U_i والمتغيرات التوضيحية X's مستقلات عن بعضها أي أن

$$E(\mathbf{X}\,\mathbf{U}) = \mathbf{0}$$

$$\text{Rank}(\mathbf{X}) = p < n \qquad -٨$$

حيث أن:

n: حجم العينة

P: عدد المعالم المراد تقديرها.

وتتضمن هذه الفرضية:

(١) عدد المشاهدات يجب إن يكون اكبر من عدد المعالم المراد تقديرها

أعمدة وصفوف المصفوفة **X** مستقلة خطيا (Linearly Independent) عن بعضها البعض بمعنى ان تكون متعامدة (Orthogonal) [Johonston , 1972] .

2-1-2 التقدير بطريقة المربعات الصغرى الإعتيادية:

هنالك طرائق عديدة لتقدير معلمات نموذج الإنحدار الخطي ومن هذه الطرائق طريقة المربعات الصغرى الإعتيادية OLS حيث تعد هذه الطريقة اسلوب قياسي لتوفيق أفضل خط مستقيم لعينة المشاهدات X , Y حيث يتضمن هذا الاسلوب تصغير مجموع المربعات لإنحرافات النقاط الفعلية عن خط التوفيق الى أدنى حد ممكن أي $\text{Min } \Sigma (Y_i - \hat{Y}_i)^2$

حيث أن:

Y_i: المشاهدات الفعلية.

$\hat{Y}_i$: القيم المتوقعة المناظرة،

بحيث يكون:

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (3-2)$$

وهي البواقي Residuals أي بواقي المربعات الصغرى.

وتجدر الاشارة هنا إلى انه لابد من أخذ مجموع مربعات الإنحرافات عن خط التوفيق لان بعض القيم الفعلية ل Y_i تقع أعلى خط الإنحدار فيتولد عنها انحرافات موجبة والبعض الاخر لقيم Y_i يقع اسفل خط الإنحدار فيتولد عنها إنحرافات سالبة، في حين البعض الثالث من

قيم Y_i يقع على خط الإنحدار فلا يتولد عنها انحرافات، مجموع هذه الانحرافات سيكون صفرا وبذلك فإن هذا المعيار سيكون مرفوض لعدم قدرته على التمييز بين التوفيق الجيد من غيره، وبذات الوقت لايعني ان الانحرافات سوف تختفي بتوفيق خط المربعات الصغرى لذلك لابد من إيجاد مربعات الانحرافات ومحاولة جعل هذه المربعات أقل مايمكن وفوق ذلك أنها تتمتع بصفات كثيرة مرغوب فيها منها عدم التحيز والاتساق والكفاءة والكفاية وذلك في حالة توفر الشروط المذكورة انفا كما أنها تتسم بسهولة التطبيق ومنطقية النتائج التي يتم الحصول عليها.

ويكون مقدر المربعات الصغرى الاعتيادية كما يلي :

$$\hat{B}_{ols} = (X'X)^{-1}X'Y \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4-2)$$

2-2 مشكلة الإرتباط الذاتي:

2-2-1 تمهيد:

تظهر ظاهرة الإرتباط الذاتي في أغلب الدراسات التي تأخذ شكل السلاسل الزمنية Time Series وغالبا ماتكون المشاهدات المتتالية للسلسلة الزمنية غير مستقلة، ولذلك يجب إستخدام اساليب إحصائية خاصة عند دراسة مثل هذه البيانات والتنبؤ بقيمها في المستقبل، ويعد اسلوب التحليل الحديث الذي قدمه العالمان بوكس وجنكنز في كتابهما الصادر عام (1970) احد الادوات الإحصائية التي يمكن الاعتماد عليها في تحليل مثل هذه البيانات ويتمثل هذا الاسلوب في (التعرف – التقدير – التشخيص – التنبؤ) ففي مرحلة التعرف يتم تعريف النموذج المبدئي ، وتعد كل من دالة الإرتباط الذاتي (ACF) ودالة الإرتباط الذاتي الجزئي (PACF) أداة أساسية في تحديد رتبة النموذج. وفي مرحلة التقدير يتم تقدير معالم النموذج الذي تم إختياره في المرحلة الاولى. وفي مرحلة التشخيص يتم دراسة كفاءة النموذج المبدئي ودراسة امكانية تحسينه

وتطويره لتحليل البيانات موضع الدراسة وهذه المرحلة لها دور هام وفعال في الحكم على ملاءمة النموذج المقترح. ويعد التنبؤ الهدف النهائي من تحليل السلسلة الزمنية ولايتم الانتقال الى هذه المرحلة الا بعد التأكد من ان النموذج المبدئي الذي تم إختباره في مرحلة التعرف قد اجتاز كافة الفحوص والإختبارات التي اجريت عليه بكفاءة عالية [ANSION, 1990].

ولكن سوف تقتصر هذه الدراسة على المرحلة الاولى وهي مرحلة التعرف التي تعتمد على دالة الإرتباط الذاتي موضوع الدراسة.

وأيضاً تظهر هذه المشكلة في البيانات المقطعية Cross Sector data وخاصة التي تكون في شكل مجاميع Grouping of observation واسباب هذه المشكلة عادة تكون ل:

١- حذف بعض المتغيرات التوضيحية من العلاقة المدروسة

٢- التشخيص غير الدقيق للعلاقة بين المتغير المعتمد والمتغيرات التوضيحية

٣- قد تكون هنالك عوامل عشوائية تؤثر على القيم المتتالية للبواقي كما يحدث في حالات الحروب وعدم الاستقرار والجفاف وغير ذلك من الحالات التي يمتد اثرها على مدى مشاهدات عديدة متعاقبة مما يحدث مشكلة إرتباط ذاتي بين أحطاء تلك المشاهدات

٤- إجراء تعديلات في البيانات او اللجوء الى تقدير قيم بعض المشاهدات اعتمادا على قيم مشاهدات اخرى

وتحدث هذه المشكلة عندما لايتحقق الجذء الثاني من الفرض الخامس من فروض النموذج الخطي وهي فرضية إنعدام الإرتباط الذاتي بين حدود الأحطاء $E(U_I U_{I+S}) = 0 : s \neq 0$

أي عندما يكون هنالك ترابط بين حدود الخطأ في الفترات المختلفة(أموري هادي ، 1988).

2-2-2 أنواع الإرتباط الذاتي:

نجد ان هنالك نوعين من الإرتباط الذاتي وهي:

١- الإرتباط الذاتي الموجب:

يحدث عندما يكون هنالك إحتمال حدوث خطأ موجب يلي ويسبق حدوث خطأ موجب. أو حدوث خطأ سالب يلي ويسبق حدوث خطأ سالب أو بمعنى اخر. أو بمعنى اخر عندما يكون لبواقي عديدة نفس الإشارة (تأخذعدد من البواقي المتتالية نفس الاشارة)

٢- الإرتباط الذاتي السالب:

وهو احتمال حدوث خطأ سالب يلي ويسبق خطأ موجب وهكذا، أي عندما تغير البواقي اشارتها بشكل متتالي.

2-2-3 تحليل الإرتباط الذاتي:

نجد ان هيكل الإرتباط الذاتي يعتمد على طبيعة الترابط بين الأحطاء العشوائية، فإذا إعتمد الخطأ العشوائي لكل فترة بشكل خطي على الخطأ العشوائي للفترات السابقة $U_t = f(U_{t-1})$ يعرف بالإرتباط الذاتي من الدرجة الاولى. أما إذا اعتمد الخطأ العشوائي لكل فترة على الخطأ العشوائي للفترات السابقة الثانية $U_t = f(U_{t-1} , U_{t-2})$ فيعرف بالإرتباط الذاتي من الدرجة الثانية. وهكذا...

2-2-4 النتائج المترتبة على مشكلة الإرتباط الذاتي:

١- تظل المعالم المقدرة بإستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية تتمتع بخاصية عدم التحيز

٢- المعالم المقدرة بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية تكون ذات تباينات كبيرة مقارنة بطرق تقدير اخرى

٣- يكون تباين الحد العشوائي مقدرا متحيزا حيث تكون قيمة S^2 المحسوبة أقل من القيمة الفعلية لتباين الحد العشوائي σ^2 ونتيجة لذلك فإن كافة الإختبارات ومنها t , F تكون غير دقيقة.

٤- عدم دقة التنبؤات المستخلصة بموجب طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية(عبدالقادر، ١٩٩).

2-2-5 طرق إكتشاف مشكلة الإرتباط الذاتي:

أبسط الطرق لإختبار مشكلة الإرتباط الذاتي هي فحص إشارات قيم البواقي مع عنصر الزمن ولقد طرحت في الادبيات الإحصائية مجموعة كبيرة من الإختبارات بعضها يستخدم للعينات الصغيرة والبعض الاخر للعينات الكبيرة.

ويمكن صياغة فرض العدم والفرض البديل لإختبار الإرتباط الذاتي في صورته العامة اي عندما يكون النموذج في صورته العامة

$$U_t = \rho_1 U_{t-1} + \rho_2 U_{t-2} + \rho_3 U_{t-3} + \ldots + \rho_j U_{t-j} + W_t \quad , j = 1,2,3,\ldots$$

$$\left.\begin{array}{ll} H0: \rho j = 0 & \text{لا يوجد إرتباط ذاتي من الدرجة } j \\ Ha: \rho j \neq o & \text{يوجد إرتباط ذاتي من الدرجة } j \\ & j = 1,2,3,\ldots \end{array}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (5-2)$$

وسوف نتناول بعض من هذه الإختبارات.

أ- **إختبار Van Neumann Ratio**

يعد هذا الإختبار أقدم الإختبارات النظرية حيث تم تعريفه عام 1941 من قبل Van Neumann ويستخدم لإختبار الإرتباط الذاتي في شكل نسبة كما يأتي:

$$\delta = \frac{\Sigma(ei - ei-1)/\, n-1}{\Sigma(et-\bar{e})2/n} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \qquad (6-2)$$

حيث أن:

e_t تمثل البواقي الناتجة من تطبيق *OLS* وعليه فإن $\bar{e} = 0$ وعندما تكون n كبيرة فإن نسبة δ تتوزع توزيع طبيعي تقريبي حيث أن:

$$E(\delta) = 2n / n-1 \quad , \quad var(\delta) = (4n^2(n-2))/ ((n+1)(n-1)^2)$$

ويتم إختبار الإرتباط الذاتي من الدرجة الاولى بمقارنة القيمة المحسوبة من *Van Neumann* مع المنطقة الحرجة مسبقا من التوزيع الطبيعي بوسط وتباين مناسبين.

ويستخدم هذا الإختبار في حالة العينات الكبيرة حيث تكون نتائجه غير دقيقة في حالة العينات الصغيرة، ويفترض في هذا الإختبار ان تتوزع قيم e بصورة مستقلة وهذا في الواقع غير صحيح بالنسبة لبواقي المربعات الصغرى حتى إذا كانت حدود الخطأ الحقيقية موزعة بصورة مستقلة[Johnston , 1972].

ب- إختبار Durbin-Watson (D.W)

يعد إختبار *D.W* من أكثر الإختبارات شيوعا نظرا لسهولة تطبيقه، وهو من إختبارات الدرجة الاولى ويستخدم في حالة العينات الصغيرة على الا تقل عن *(15)* مشاهدة. ويعتمد هذا الإختبار على إيجاد مايسمى بالإحصاءة *d* التي تعرف بالشكل الآتي:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{n} (et - et-1)2}{\Sigma(et)2} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (7-2)$$

في حالة الإرتباط الذاتي الموجب نلاحظ ان الفروقات الاولى (first differences) تكون صغيرة في قيمها المطلقة بالمقارنة مع قيم e المطلقة بينما في الإرتباط الذاتي السالب تكون كبيرة مقارنة مع قيم e وعليه تكون قيم d صغيرة في الإرتباط الذاتي الموجب وكبيرة في الإرتباط الذاتي السالب.

ونجد ان قيمة d تنحصر بين الصفر والاربعة وعليه فعندما تكون قيمة d قريبة من الصفر دل ذلك على وجود الإرتباط الذاتي الموجب في حين كلما كانت قريبة من الاربعة دل ذلك على وجود الإرتباط الذاتي السالب أما إذا اقتربت من القيمة (2) دل ذلك على عدم وجود الإرتباط الذاتي.

ونحدد من D.W الحد الاعلى du والحد الادنى dl لمستويات المعنوية لقيم d. وبناء على ذلك تكون المقارنات كما يأتي:

- إذا كان d < dl نرفض H_0 يوجد إرتباط ذاتي موجب
- إذاكان d > du نقبل H_0لايوجد إرتباط ذاتي موجب
- إذا كان dl < d < du يكون الإختبار غير حاسم

أما إذا تجاوزت قيمة d الرقم 2 نختبر الفرض البديل وجود إرتباط ذاتي سالب من الذرجة الاولى بحساب 4 – d ومقرنتها مع du و dl كما في الإرتباط الذاتي الموجب [Durbin & Watson , 1950].

ويعاب على D.W الآتي:

١- يكون الإختبار غير ملائم في حالة إستخدام القيم المتباطئة للمتغيرات التوضيحية وإستخدام القيم المتباطئة للمتغير التابع.

٢- المنطقة غير الحاسمة في الإختبار

نجد أن كثير من الكتاب والباحثين حاولو معالجة المنطقة غير الحاسمة في إختبار D.W من ضمنهم Theil & Nagar، 1961 حيث قاما بوضع فرضيات جديدة منها ان الفروقات الاولى والثانية للمتغيرات التوضيحية تكون صغيرة في قيمها المطلقة مقارنة مع قيم تلك المتغيرات وقد اشتقوا مستويات معنوية وحيدة ل d وقد إتفق معهم Malinvand في نفس الرأي حيث اقترح تطبيق D.W على النحو التالي:

نرفض H_0 عندما تكون d < du اي قام بتوسيع منطقة الرفض[Koutsoyiannis , 1977].

ت- إختبار h ل Durbin:

قام Durbin بإقتراح إختبار اخر ليسد النقص في إختبار D.W في حالة القيم التباطئية للمتغيرات التوضيحية ويسمى الإختبار المقترح بإختبار h. بالاضافة الى ذلك فإن h يستخدم إذا كان عدد المشاهدات كبير.

بفرض ان نموذج الإنحدار المقدر كما يلي:

$$\hat{Y}_t = \hat{\beta}_o + \hat{\beta}_1 Y_{t-1} + \hat{\beta}_2 Y_{t-2} + \hat{\beta}_3 Y_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(8-2)$$

وصيغة الإختبار المقترح هي:

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1-n(V(\hat{\beta}1)}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(9-2)$$

حيث $v(\hat{\beta}_1)$ عبارة عن تباين معامل الإنحدار المقدر الخاص بالمتغير التابع ذو فتر ة إبطاء واحدة اي Y_{t-1}، ويلاحظ ان هذا الإختبار لايمكن حسابه إذا كانت $n(V(\hat{\beta}_1)) \geq 1$.

وهنا h تعتبر متغير عشوائي يتوزع توزيعا طبيعيا بمتوسط صفر وتباين واحد، ولذلك فإن قيمة h المحسوبة تقارن نع قيمة Z الجدولية عند مستوى معنوية معين، فإذا كانت قيمة h اصغر او تساوي قيمة Z فإنه يقبل فرض العدم ولاوجود لإرتباط ذاتي والا يرفض فرض العدم وذلك يدل على وجود الإرتباط الذاتي في نموذج الإنحدار(بسام يونس& انمار أمين & عادل موسى ، 2002).

ث- إختبار معنوية معامل الإرتباط الذاتي:

يمكننا إختبار الإرتباط الذاتي من خلال إختبار معنوية معامل الإرتباط الذاتي ρ فإذا ماكانت معنوية دل ذلك على وجود إرتباط والعكس صحيح. فنجد ان هذه الطريقة تصلح لجميع اشكال وهياكل الإرتباط الذاتي، فمثلا في الإرتباط الذاتي من الذرجة الاولى

$$U_t = \rho U_{t-1} + E_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (9-2)$$

نطبق المربعات الصغرى الاعتيادية لتقدير المعادلة (9-2) ونستخرج قيمة $\hat{\rho}$ ثم بإستخدام إختبار t نختبر معنوية المعلمة ρ فإذا ما كانت معنوية دل ذلك على وجود علاقة بين

U_t , U_{t-1} وعليه يوجد إرتباط ذاتي من الدرجة الاولى أما إذا كانت غير معنوية دل ذلك على عدم وجود الإرتباط الذاتي [Koutsoyiann is , 1977].

هذه الطريقة تساعدنا أيضاً في حساب القيم التقديرية لمعاملات الإرتباط الذاتي

2-2-6 طرق معالجة مشكلة الإرتباط الذاتي:

هنالك طرق عديدة لمعالجة و جود ظاهرة الإرتباط الذاتي بين قيم الخطأ العشوائي، وبفرض ان نموذج الإنحدار معرفة حسب المعادلة (2-1) وأن حد الخطأ فيه يعاني من الإرتباط الذاتي المشار إليه انفا، وتعتمد الطريقة التي ينبغي ان تعالك بها المشكلة على اسباب حدوث المشكلة ، ومن هذه الطرق(مخلوف، ابراهيم أحمد، (١٤٢٥هـ).

أ- إضافة متغيرات توضيحية:

تستخدم هذه الطريقة فقط إذا تأكد ان سبب المشكلة هو حذف متغبر أو متغيرات توضيحية وتتلخص هذه الطريقة في الآتي:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + U_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (10-2)$$

يعاني من مشكلة الإرتباط الذاتي.

نحول النموذج (2-10) الى الصيغة الآتية:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + MY_{t-1} + U_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (11-2)$$

ونقدر β_0 و β_1 و M بإستخدام المربعات الصغرى الاعتيادية ثم ندخل متغير توضيحي جديد ونلاحظ مايحدث للمعلمة M إذا انخفضت قيمتها نعتمد المتغير الجديد، أما إذا لم ينخفض نستبدله بمتغير توضيحي اخر وهكذا(فرحات ، لطفي ، ١٩٨٩).

ب- **إعادة صياغة النموذج:**

إذا كان سبب المشكلة هو عدم صياغة النموذج القياسي بشكل صحيح فتكمن المعالجة في إعادة صياغة النموذج حتى تتفق مع واقع العلاقة [Koutsoyiann is , 1977].

ت- **طريقة تحويل البيانات:**

ويطلق عليها أيضاً طريقة Cochrance-Orcutt وهي من أسهل الطرق إستخداما، لنفرض وجود نموذج الإنحدار (2-10) وبإفتراض أن U_t يعاني من الإرتباط من الرتبة الاولى حسب المعادلة (2-9) فيتم تحويل البيانات بالطريقة الآتية:

اعتمادا على المعادلة (2-10)

$$Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + U_{t-1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (12-2)$$

نضرب هذه المعادلة ب $\hat{\rho}$ فنحصل على:

$$\hat{\rho} Y_{t-1} = \hat{\rho}\beta_0 + \hat{\rho}\beta_1 X_{t-1} + \hat{\rho} U_{t-1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (13-2)$$

وبطرح المعادلة (2-13)من المعادلة (2-12) نحصل على:

$$Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1} = \beta_0(1 - \hat{\rho}) + \beta_1(X_t - \hat{\rho} X_{t-1}) + U_t - \hat{\rho} U_{t-1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (14-2)$$

بفرض الآتي:

$$\left.\begin{array}{c} Y_t^* = Y_t - \hat{\rho}\, Y_{t-1} \\ X_t^* = X_t - \hat{\rho}\, X_{t-1} \\ V_t = U_t - \hat{\rho} U_{t-1} \\ \alpha_0 = \beta_0(1 - \hat{\rho}) \\ \alpha_1 = \beta_1 \end{array}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (15-2).$$

وعليه فإن المعادلة (2−14)تصبح

$$Y_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 X_t^* + V_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (16-2)$$

في هذه المعادلة نلاحظ ان هنالك فقدان للقيمة الاولى لكل من Y^* , X^* لان عدد القيم فيها n−1 عليه يتم حساب هاتين القيمتين من الآتي:

$$\left.\begin{array}{c} Y_{1=}^* Y_1\sqrt{1-\hat{\rho}^2} \\ X_1^* = X_1\sqrt{1-\hat{\rho}^2} \end{array}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (17-2)$$

فيتم تقدير النموذج (2−16) فنحصل على

$$\hat{Y}_t^* = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_t^* \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (18-2)$$

يعاد إختبار وجود الإرتباط الذاتي بالنسبة للنموذج (2−18) فإذا تم قبول H_0 فهذا يعني ان عملية التحويل اعلاه ادت الى التخلص من الإرتباط الذاتي. أما إذا تبين ان النموذج لايزال يعاني من هذه الظاهرة يلجأالى عملية تحويل من الرتبة الثانية أي تؤخذ Y_{t-2} في المعادلة (2−12) وتسمى هذه الطريقة بطريقة الإعادة(وليد اسماعيل & احمد محمد ، 2003).

ولغرض إستخدام النموذج الأصلي في التنبؤ يتم الرجوع اليها كالآتي:

$$(Y_t - \hat{\rho}\, Y_{t-1}) = \hat{\beta}_0(1-\hat{\rho}) + \hat{\beta}_1 (X_t - \hat{\rho} X_{t-1})$$

$$\Rightarrow \hat{Y}_t = \widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{0}}(\mathbf{1}-\hat{\boldsymbol{\rho}}) + \hat{\beta}_1 (X_t - \hat{\rho} X_{t-1}) + \hat{\rho}\hat{Y}_{t-1} \qquad t= 2, 3... n \quad \ldots\ldots\ldots (19-2)$$

وهذا يمثل نموذج انحدار خطي متعدد فيه متغيرين مستقلين هما $\hat{Y}_{t-1}$ و $X_t - \hat{\rho} X_{t-1}$

ومقدرات هذا النموذج هي $\hat{\rho}$ و $\hat{\beta}_1$ و $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{0}}(\mathbf{1}-\hat{\boldsymbol{\rho}})$

ويمكن الحصول على المشاهدة المقدرة الاولى من خلال النموذج (2-16).

$$\hat{Y}_{1t}^{*} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_1^{*} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (20-2)$$

وبتعويض (2-17) في (2-20) نحصل على:

$$\hat{Y}_1\sqrt{1-\hat{\rho}^2} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_1\sqrt{1-\hat{\rho}^2}$$

$$\Rightarrow \hat{Y}_1 = \frac{\widehat{\beta}_1 (1-\hat{\rho}^2)}{\sqrt{1-\hat{\rho}^2}} + \widehat{\beta_1}\, X_1 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (21-2)$$

وهو نموذج انحدار خطي بسيط فيه معلمة المقطع $\frac{\widehat{\beta}_1 (1-\hat{\rho}^2)}{\sqrt{1-\hat{\rho}^2}}$ والميل $\hat{\beta}_1$.

2-2-6-4 طريقة المربعات الصغرى العمومية:

إختصارا يرمزلها ب GLSm ، ويعتبر البروفسيور Aitken أول من استخدم هذه الطريقة عام 1935 لذلك تسمى هذه الطريقة احيانا بطريقة Aitken.

وتعطي طريقة Aitken الحل لمشكلة الإرتباط الذاتي بين قيم حد الخطأ في النموذج الإقتصادي،

ويمكن تلخيص هذه الطريقة فيما يلي:

عند وجود الإرتباط الذاتي فإن:

$$E(UU') = \sigma_u^2 \Omega \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (22-2)$$

حيث Ω مصفوفة متماثلة موجبة التعريف Positive Definite ذات سعة (nxn) وبوجود الإرتباط الذاتي من الرتبة الاولى فإن:

$$\Omega = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \ldots & \rho^{n-1} \\ \rho & 1 & \rho & \ldots & \rho^{n-2} \\ . & . & . & \ldots & . \\ . & . & . & \ldots & . \\ . & . & . & \ldots & . \\ \rho^{n-1} & \rho^{n-2} & \rho^{n-3} & \ldots & 1 \end{bmatrix}$$

وعليه فإنه عند تقدير β في النموذج الخطي العام وبوجود الإرتباط الذاتي سنحصل على:

$$\hat{\tilde{\beta}} = (X'\Omega X)^{-1} X'\Omega^{-1} Y \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (23-2)$$

وتسمى $\hat{\tilde{\beta}}$ بمقدر Aitken وبناء على ذلك فإن:

$$V(\hat{\tilde{\beta}}) = \sigma_u^2 (X'\Omega^{-1}X)^{-1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (24-2)$$

أما في مقدرات المربعات الصغرى الاعتيادية لاحظنا بأنه لاوجود للمصفوفة Ω لأنها تقابل المصفوفة الاحادية في تلك الطريقة ، عليه فإن نموذج الإنحدار الخطي العام المقدر $\hat{Y} = X\hat{\beta}$ سيكون خاليا من الإرتباط الذاتي(بسام يونس& انمار أمين & عادل موسى ، 2002).

2-3 مشكلة عدم تجانس التباين:

2-3-1 تحليل تمهيدي لطبيعة مشكلة عدم تجانس التباين Heteroscedasticity:

إحدى فرضيات الإنحدار الخطي سواء كان بسيطا أو متعددا هي ثبات او تجانس تباين الخطأ، أي أن:

$$V(U_i) = E(U_i^2) - [(EU_i)^2] = E(U_i^2) = \sigma^2_u \qquad \forall \quad i= 1,2,3,\dots n$$

والتي تظهر أن ذلك التباين يكون متساوي في القيم عند القطر الرئيسي اي أن تباين قيم (u_i) حول متوسط هذه القيم ثابت لجميع قيم (x)، وبذلك نتحصل على تجانس التباين

وعندما لا تتحقق هذه الفرضية فإن:

$$V(U_i) = E(U_i^2) - [(EU_i)^2] = E(U_i^2) = \sigma^2_{ui} \qquad \forall \quad i= 1,2,3,\dots n$$

حيث وجود الحرف i يشير الى ان كل قيمة من قيم الخطأ العشوائي لها تباين مختلف من تباين باقي القيم.

وتظهر هنا مشكلة عدم تجانس التباين Heteroscedasticity في حالة تطبيق طريقة (OLS)، حيث لوحظ من خلال الدراسات التطبيقية، وفي ظل تلك المشكلة، اننا نحصل على تقديرات خطية غير متحيزة لمعاملات الإنحدار، لكن هذه التقديرات تكون غير كفوءة، وبالتالي فان الخصائص الإحصائية لمعاملات الإنحدار تكون مشوشة، كون ان الانتشار لمشاهدات الخط المقدر حول خط الإنحدار للمجتمع الإحصائي ليس هو الأقل انتشاراً، اذ قورن بالخط مثلاً الذي يمكن تقديره بطريقة اخرى غير طريقة (OLS)، الأمر الذي يعطي تباين اكبر، وبالتالي خطأ معياري كبير في تقدير معاملات الإنحدار، فتكون النتائج مضللة لكثير من الإختبارات، سواًء من الدرجة الاولى او الدرجة الثانية. ومعنى هذا فقدان النموذج لإحدى خصائص طريقة (OLS) والمتمثلة بخاصية أقل تباين(عبد القادر ، ١٩٩٧).

إن **عدم** تجانس التباين للمتغير العشوائي، يظهر بشكل جلي عند إستخدام بيانات المقطع العرضي Cross Section Data وليس بيانات السلسلة الزمنية Time Series Data، وذلك لكون كل مشاهدة من بيانات المقطع العرضي تحتوي على مجموعة عينات لنفس السنة. وان هذه المشاهدات وخصوصاً للمتغير المستقل، تكون ذات حجوم مختلفة، كبيرة ومتوسطة وصغيرة، الامر الذي يؤثر على مشاهدات المتغير التابع فيظهر اختلافاً في قيمه تبعاً لوقوع كل مشاهدة. على عكس بيانات السلسلة الزمنية، التي تظهر وكأنها ذات ترتيب متشابه لكون بياناتها تجمع عادة من نفس الشيء، كالناتج المحلي الاجمالي او الإنفاق الإستهلاكي، خلال فترة زمنية.

وفي هذا الصدد يجب أن ننوه، وكما رأينا سابقاً، أن **مشكلة** الإرتباط الذاتي، تكون صفة مميزة في بيانات السلسلة الزمنية، في حين ان **مشكلة عدم** التجانس، هي صفة مميزة لبيانات المقطع العرضي. الا انه في بعض الاحيان يظهر **عدم** التجانس في بيانات السلسلة الزمنية[ANSION 1990] .

ان **عدم** تجانس تباين المتغير العشوائي، يؤدي الى نتائج تؤثر على النموذج المقدر، سواء استخدم لدراسة تطبيقية، او اعتمد لتنبؤات مستقبلية. وفي مقدمة تلك النتائج ان المقدرات المتحصل عليها بطريقة (OLS) لا تتمتع بخاصية اصغر تباين، ذلا تكون تلك المقدرات غير كفوءة في العينات الصغيرة، والأكثر من ذلك غير كفوءة أيضاً حتى في العينات الكبيرة. وفي حالة إستخدام للتنبؤ بقيم (Y_i) عند اية قيم معطاة للمتغير المستقل (X_i) من البيانات الأصلية، في حالة وجود تباين عالي، فان التنبؤ سيكون غير كفوء. أما عند إختبار النموذج من الناحية الإحصائية ، فانه يتوقع ان تكون النتائج مضللة وذلك لان تباين المعلمات يعتمد على تباين

المتغير العشوائي، وفي حالة كون التباين غير متجانس وكبير ، فانه لا يمكن إستخدام صيغة تباين المعلمات للحصول على إختبارات المعنوية وحدود الثقة Cofidence Intervals.

2-3-2 إختبارات وجود مشكلة عدم تجانس التباين

هناك طرق مختلفة للكشف عن **عدم** التجانس منها التي تعتمد الرسم البياني الشامل لقيم بواقي المشاهدات، أو الرسم البياني لقيم البواقي وعلاقتها بالزمن، في حين هناك طرق رياضية قد تكون أكثر حسماً في إختبار وجود تلك **المشكلة**.

أ- إختبار الرسم البياني Plot Test

حسب هذه الطريقة يتم إختبار مربع البواقي وذلك برسم مشاهدات هذا المتغير مقابل المشاهدات المقدرة من خط الإنحدار، فإذا ظهر هناك نمط منتظم Systematic Pattren، بمعنى كانت الأحطاء متجانسة، بحيث لا توجد انماط مختلفة البواقي، فان هذا يعني ان هناك ثبات تباين المتغير العشوائي. أما إذا كان هناك اختلافاً في الشكل النظامي وبالتالي وجود انماط مختلفة للبواقي تدل على وجود **عدم** تجانس التباين.

وبدلاً من الرسم الإنتشاري لمربعات البواقي والقيم المقدرة للإنحدار ممكن ان نضع مربعات البواقي مقابل أحد المتغيرات المستقلة، خصوصاً إذا كانت نتيجة الشكل الانتشاري لمربعات البواقي مقابل القيم المقدرة لا يظهر نمطاً نظامياً بين المتغيرين . فيكون هناك، فنقوم برسم مربعات البواقي مقابل كل متغير مستقل او مقابل الزمن، من اجل معرفة فيما إذا كانت البواقي تتغير بطريقة نظامية ذات صلة بالمتغير المقابل لها. وبذلك ننتقل الى طريقة رسم بياني ذو شكل مختلف، تسمى طريقة الرسم البياني للتتابع الزمني Time Sequence Plot، ويمكن بموجبها توضيح العلاقة بين البواقي والزمن بيانياً بجعل الزمن على المحور الافقي والبواقي على

المحور العمودي، فتظهر اشكالاً لانماط محددة، قد يدل احدها على انه لا يوجد تأثير طويل المدى للزمن على المتغير العشوائي (U) في حالة **عدم** زيادة تباين البواقي مع التزايد في قيم المتغير المستقل (X)، وهذا يعني تجانس تباين المتغير العشوائي[ANSION 1990].

من جانب آخر، قد يظهر للشكل الانتشاري نمط آخر، يبين ان تباين البواقي يتزايد تناسبياً مع التزايد في (X) والذي يعني أن النموذج في حالة **عدم** التجانس. أما إذا تبين في الشكل الانتشاري ان العلاقة خطية او تربيعية، فهذا يعني ان النموذج المستخدم في التحليل غير صحيح ، مما خلق حالة من **عدم** التجانس، لذا يجب تحويل البيانات عن طريق قسمة طرفي معادلة الإنحدار للنموذج الأصلي على (X) من اجل الغاء حالة **عدم** التجانس، والتي سنتناولها عند مناقشة طرق معالجة **عدم** التجانس للمتغير العشوائي.

ب- **إختبار كولدفيلد - كوانت Goldfeld-Quandt**

تستخدم هذه الطريقة على حد سواء في الإنحدار الخطي البسيط والمتعدد ولكن يجب ان يكون هنا عدد المشاهدات على الأقل مساو لضعف عدد المعلمات في النموذج.

تعد هذه الطريقة من الطرق القديمة التي اختبرت حالة **عدم** التجانس للخطأ، وذات الإستخدام الأكثر انتشاراً في الدراسات التطبيقية، حيث قدم Goldfeld و Quandt عام ١٩٦٥ صيغة للإختبار تعتمد على توزيع إحصائية F، حيث يتم تبويب مشاهدات المتغيرين التابع والمستقل وفقاً لتزايد قيم المتغير المستقل وليكن (X_i)، بعدما تحذف المشاهدات المركزية من العينة، وذلك لزيادة قوة الإختبار الإحصائي وجعله أكثر حساسية Sensitive، والتي تؤدي الى تقليل قوة الإختبار.

ان عملية اختيار عدد المشاهدات المركزية المحذوفة عملية موضوعية الى حد بعيد، لذا فان Harvey و Phillips اقترحا عام ١٩٧٤ ان العدد المحذوف يجب ان لا يتجاوز ثلث عدد المشاهدات الكلي، في حين هناك من يفضل حذف ربع عدد المشاهدات الكلية. وبعد عملية الحذف هذه تقسم المشاهدات الباقية الى عينتين جزئيتين متساويتين، تضم العينة الجزئية الاولى قيم (X_i) الصغيرة، في حين تضم العينة الجزئية الثانية قيم (X_i) الكبيرة. ويفترض هنا في ظل فرض تجانس التباين ، أن تباينات الاضطراب هي نفسها في كلتا العينيتين الجزئيتين، بينما في ظل الفرضية البديلة، فان تباينات الاضطراب سوف تختلف بشكل منتظم(الراوي ، محمود ، ١٩٨٧).

الخطوتين الاخيرتين وقبل تطبيق صيغة هذا الإختبار، هو إيجاد انحدار (Y_i) على (X_i) لكل عينة جزئية ، واحتساب تباين الخطأ لكل عينة جزئية ثم يطبق الإختبار الذي يأخذ الشكل الآتي:

$$F=(\max(\sigma^2_{u1} , \sigma^2_{u2})) / (\min(\sigma^2_{u1} , \sigma^2_{u2})) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (25-2)$$

ان الصيغة اعلاه تتبع توزيع (F) بدرجة حرية (n_2-k-1) , (n_1-k-1) ومستوى معنوية معين، (n_2) و (n_1) هما عدد مشاهدات العينة الجزئية الثانية والاولى على التوالي و (k) عدد المتغيرات المستقلة.

فإذا كانت (F) المقدرة اكبر من (F) الجدولية فتقبل الفرضية البديلة وهذا يعني ان هناك **عدم** تجانس التباين ويجب هنا ان نجد طريقة لاستبعاد اثر **عدم** التجانس بإحدى طرق المعالجة. أما إذا كان العكس فتقبل فرضية العدموهذا يعني ان تباين الخطأ ثابتاً .

ت- إختبار إرتباط الرتب لسبيرمان Spearman's Rank Correlation Test

يعتبر إختبار سبيرمان لمعامل إرتباط الرتب من أبسط واقدم الإختبارات للكشف عن حالة **عدم** تجانس تباين المتغير العشوائي في النموذج المقدر سواء كان بسيطاً او متعدد، كما يمكن إستخدامه للعينات الكبيرة والصغيرة أيضاً.

يعتمد هذا الإختبار على القيم المطلقة لحد الخطأ $|e_i|$ وقيم المتغير او المتغيرات المستقلة (X_i) الداخلة في النموذج، حيث يقيس درجة الإرتباط بين رتب القيم المطلقة لـ (e_i) ورتب المتغير المستقل (X_i).

ففي حالة الإنحدار الخطي البسيط يتم حساب القيم المطلقة للبواقي $|e_i|$ ومن ثم حساب معامل إرتباط الرتب r_s بين المتغير المستقل (X_i) والقيم المطلقة للبواقي $|e_i|$ حسب الصيغة الآتية:

$$r_s = 1- (6\Sigma D^2_i) / (n(n^2-1)) \quad \text{.....(26-2)}$$

حيث D_i تمثل الفروق بين رتب الاذواج المتناظرة لكل من (X_i) و $|e_i|$ ثم حساب قيمة t لمعامل إرتباط الرتب r_s بالصيغة الآتية:

$$t = (r_s \sqrt{(n-2)}) /(\sqrt{(1-r_s^2)}) \quad \text{.....(27-2)}$$

تقارن قيم t المحسوبة مع الجدولية بدرجة حرية $n-2$ فإذا قبلنا فرض العدم فإن ذلك يدل علي عدم وجود مشكلة تجانس التباين أما إذا رفضنا فرض العدم فذلك يدل على وجود مشكلة عدم تجانس التباين(Green,William, (1993)).

أما في حالة الإنحدار المتعدد فاننا نحسب معامل إرتباط الرتب لكل متغير مستقل مع $|e_i|$ اي اننا نحسب عدد k من إرتباط الرتب كل على حده ثم نوجد قيمة t لكل قيمة إرتباط بالصيغة:

$$t = (r_s \sqrt{(n-k-1)}) / (\sqrt{(1-r_s^2)}) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (28-2)$$

ثم تقارن قيم t المحسوبة مع القيمة الجدولية فإذا كانت قيمة واحدة على الأقل من بين القيم معنوية نرفض فرض العدم وذلك يدل على عدم تجانس التباين(بسام يونس& انمار أمين & عادل موسى، 2002).

أما إذا كانت جميع القيم غير معنوية أي (قبول فرض العدم) فإن ذلك يدل على أن التباين متجانس.

ث- **إختبار بارك Park Test**

لقد صاغ بارك إختباره هذا عام ١٩٦٦، مستفيداً من ملاحظته لإختبار الرسم البياني، من ان تباين الخطأ σ^2_{ui} هو دالة في المتغير المستقل (X_i) وهذه الدالة تأخذ الصورة التالية:

$$\sigma^2_{ui} = \sigma^2_u X^{\delta}_i e^{\lambda i} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (29-2)$$

وبأخذ لوغرثم هذه الدالة تصبح

$$\text{Log } \sigma^2_{ui} = \sigma^2_u + \delta \log X_i + \lambda_i \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (30-2)$$

حيث λ_i حد الاصطراب التصادفي وحيث ان σ^2_{ui} غير معلومة يتم إستخدام e_i^2 كتقريب لها ولذلك فإن Z^* يمكن كتابتها على الصورة التالية:

$$\text{Log } \sigma^2_i = \sigma^2_u + \delta \log X_i + \lambda_i \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (31-2)$$

وتصبح

$$\text{Log } \sigma^2_i = \gamma + \delta \ X^*_i + \lambda_i \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(33-2)$$

حيث أن

$$\gamma = \sigma^2_u \quad \text{و} \quad X^*_i = \log X_i$$

وتكون خطوات الإختبار في النموذج الخطي البسيط بتوفيق معادلة الإنحدار الخطي البسيط على ضوء البيانات المعطاه عن (X,Y) ثم يتم حساب قيم الأحطاء وتربيعها وإيجاد قيم لوغريثماتها وكذلك لوغريثمات المتغير المستقل المقابلة لها(بسام يونس& انمار أمين & عادل موسى ، 2002).

أي إيجاد قيم $X^*_i = \log X_i$ وقيم $\log (e_i^2)$

ثم يتم توفيق معادلة الإنحدار:

$$\text{Log } e^2_i = \gamma + \delta \ X^*_i + \lambda_i \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(34-2)$$

اي إيجاد قيم المعادلة المقدرة:

$$\text{Log } e^2_i = \gamma + \hat{\delta} \ X^*_i \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(35-2)$$

ثم يتم إختبار معنوية $\hat{\delta}$ بإستخدام إختبار t العادي فإذا كانت معنوية ذلك يدل على وجود مشكلة عدم تجانس التباين أما إذا كانت غير معنوية دل ذلك على انه لاتوجد مشكلة عدم تجانس التباين.

2-3-3 طرق معالجة عدم تجانس التباين : Remedy of Heteroscedasticity

تتم معالجة عدم تجانس التباين عن طريق التحويل للنموذج الأصلي ويتوقف شكل التحويل للنموذج الأصلي على نمط عدم تجانس تباين حد الخطأ في النموذج الأصلي المقدر.

ويفترض ان النموذج الأصلي كان كالآتي:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + U_i \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (36-2)$$

وهنالك عدة انماط (إفتراضات)لعدم تجانس تباين الخطأ، ويختلف النموذج أو المعادلة المحولة من إفتراض لاخر (بسام يونس& انمار أمين & عادل موسى ، 2002).

أ- **الإفتراض الاول:**

يكون شكل التباين فيه كالآتي:

$$\sigma_{u_i}^2 = \sigma_u^2 X_i^2 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (37-2)$$

لمعالجة هذه الحالة تتم قسمة النموذج الأصلي على X_i (الجزر التربيعي لمعامل σ_u^2 في المعادلة (2-37)) كالآتي :

$$\frac{Y_i}{X_i} = \frac{\beta_0}{X_i} + \beta_1 + \frac{U_i}{X_i} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (38-2)$$

نلاحظ ان حد الخطأ الجديد في النموذج (2-38) هو $\frac{U_i}{X_i}$ وهو متجانس التباين لان:

$$V\left(\frac{U_i}{X_I}\right) = E\left(\frac{U_i}{X_i}\right)^2 - \left[E\left(\frac{U_i}{X_i}\right)\right]^2 = \frac{1}{X_i^2} E(U_i)^2 - \frac{1}{X_i^2} [E(U_i)]^2$$

$$= \frac{1}{X_i^2}\sigma_{u_i}^2 - 0 = \frac{1}{X_i^2}\ \sigma_u^2\ X_i^2 = \sigma_u^2$$

بعد تقدير النموذج (2−38) ينتج:

$$\frac{\widehat{Y_i}}{X_i} = \frac{\widehat{\beta_0}}{X_i} + \widehat{\beta_1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (39-2)$$

نلاحظ في هذا النموذج الحد الثابت هو $\widehat{\beta_1}$ بينما الميل هو $\hat{\beta}_0$ على العكس من النموذج الأصلي المقدر

ب- الإفتراض الثاني:

$$\sigma_{u_i}^2 = \sigma_u^2 X_i \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (40-2)$$

لمعالجة عدم تجانس التباين في هذه الحالة تتم قسمة النموذج الأصلي على $\sqrt{X_i}$، ويمكن التحقق من انه تم التخلص من من الظاهرة بملاحظة الآتي :

$$\frac{Y_i}{\sqrt{X_i}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{X_i}} + \beta_1\sqrt{X_{i1}} + \frac{U_i}{\sqrt{X_i}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (41-2)$$

$$V\left(\frac{U_i}{\sqrt{X_i}}\right) = E\left(\frac{U_i}{\sqrt{X_i}}\right)^2 - \left[E\left(\frac{U_i}{\sqrt{X_i}}\right)\right]^2 = \frac{1}{X_i}\,\sigma_{u_i}^2 = \frac{1}{X_i}\,\sigma_{u_i}^2 X_i = \sigma_{u_i}^2$$

وبعد تقدير النموذج نحصل على:

$$\frac{\widehat{Y_i}}{\sqrt{X_i}} = \frac{\widehat{\beta_0}}{\sqrt{X_i}} + \hat{\beta}_1\sqrt{X_i} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (42-2)$$

نلاحظ ان هذا النموذج يمثل نموذج انحدار خطي متعدد بدون قاطع .

ت- الإفتراض الثالث:

$$\sigma_{u_i}^2 = \sigma_u^2\left[E\left(\hat{Y}_i\right)\right]^2 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (43-2)$$

ولمعالجة عدم تجانس التباين في هذه الحالة يتم قسمة النموذج الأصلي على $E(\hat{Y}_i)$، أي $\beta_0 + \beta_1 X_i$

فنحصل على :

$$\frac{Y_i}{\beta_0 + \beta_1 X_i} = \frac{\beta_0}{\beta_0 + \beta_1 X_i} + \frac{\beta_1 X_i}{\beta_0 + \beta_1 X_i} + \frac{U_i}{\beta_0 + \beta_1 X_i} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (44-2)$$

بعد تقدير *النموذج (44-2)* وللرجوع الى النموذج الأصلي المقدر يتم الضرب ب $\beta_0 + \beta_1 X_i$ فنحصل على نموذج انحدار لا يعاني من ظاهرة عدم تجانس التباين في الخطأ.

ث- *الإفتراض الرابع*:

$$\sigma_{u_i}^2 = \sigma_u^2 |e_i| \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (45-2)$$

ولمعالجة عدم تجانس التباين في هذه الحالة تتم قسمة النموذج الأصلي على $\sqrt{|e_i|}$ فنحصل على:

$$\frac{Y_i}{\sqrt{|e_i|}} = \frac{\beta_0}{\sqrt{|e_i|}} + \frac{\beta_1 X_i}{\sqrt{|e_i|}} + \frac{U_i}{\sqrt{|e_i|}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (46-2)$$

بعد تقدير *النموذج (46-2)* يتم ضربه ب $\sqrt{|e_i|}$ فنحصل على نموذج انحدار خالي من الظاهرة.

ج- **الإفتراض الخامس:**

وهو عبارة عن أحد التحويلات اللوغاريثمية ، فكما هو معلوم فكما هو معلوم فإن أخذ اللوغرثمات للقيم يؤدي الى تقارب هذه القيم من بعضها وهذا يعني بالتالي انخفاض تباين القيم. ففي هذا الإفتراض يتم أخذ اللوغاريثمات لقيم المتغيرين X , Y فنحصل على نموذج الإنحدار الآتي:

$$\text{Log } Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{ Log } X_i + U_i \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (47-2)$$

ويتم تقدير هذا النموذج عن طريق المربعات الصغرى الاعتيادية والذي يكون خاليا من الظاهرة .

ح- الإفتراض السادس:

وهو حالة عامة ففي جميع الحالات السابقة فإن:

$$\sigma_{u_i}^2 = \sigma_u^2 \, f(X_i) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (48-2)$$

ولذلك وللتخلص من عدم تجابس التباين للمتغير العشوائي U ، تتم قسمة جميع حدود نموذج الإنحدار الأصلي على الجزر التربيعي لمعامل σ_u^2 أي على $\sqrt{f(X_i)}$ (بسام يونس& انمار أمين & عادل موسى ، 2002).

2-4 مشكلة التداخل الخطي المتعدد:

2-4-1 تحليل تمهيدي للمشكلة:

يعتبر الإحصائي النرويجي Frisch أول من لاحظ ظاهرة التداخل الخطي المتعدد عند تحليله لبيانات السلاسل الزمنية، حيث اتضح له انه في معظم الحالات وجود درجة عالية من التداخل الخطي بين المتغيرات المستقلة.

وتحدث هذه المشكلة عندما لايتحقق الجزء الثاني من الفرض الثامن وهي ان تكون صفوف واعمدة المصفوفة x مستقلة خطيا أي متعامدة. إن ظاهرة التداخل الخطي المتعدد هي ظاهرة خاصة بالنموذج الخطي المتعدد لأنها تدرس العلاقة بين المتغيرات الإقتصادية، ومن الإفتراضات الأساسية التي يقوم عليها نموذج الإنحدار الخطي المتعدد هي عدم وجود علاقة

تامة بين المتغيرات المستقلة أو بين متغير مستقل وأي تشكيلة خطية من المتغيرات المستقلة الاخرى [Johonston , 1972] .

وعموما عند دراسة التداخل الخطي المتعدد، فإن الذي يهم الباحث هو الكشف عن الدرجة العليا من التداخل الخطي وليس المشكلة في وجود أو عدم وجود التداخل الخطي المتعدد أي ان المشكلة تكون في الدرجة وليس في النوعية لانة من المفترض أن يكون هنالك تداخلات خطية بين المتغيرات المستقلة عند دراسة نموذج الإنحدار الخطي المتعدد. أسباب حدوث ظاهرة التعدد الخطي.

١- من الممكن أن تتغير بعض المتغيرات المستقلة سوية، فعلى سبيل المثال، وفي فترة الازدهار الإقتصادي يلاحظ أن المتغيرات الإقتصادية كالدخل والاستثمار تزداد بوقت واحد، وتنخفض في وقت واحد في فترة الكساد. لذلك فعندما نستخدم هذه المتغيرات كمتغيرات تفسيرية في النموذج تبرز ظاهرة التعدد الخطي، مما يجعل من الصعب أو المستحيل عزل تأثيراتها الفردية على المتغير التابع.

٢- إستخدام المتغيرات المختلفة. زمنيا كمتغيرات تفسيرية في النموذج . فعلى سبيل المثال ، يستخدم الدخل الحالي ، والدخل السابق كمتغيرات تفسيرية سوية في النموذج . ومن الطبيعي أن القيم المتطابقة لأي متغير إقتصادي تظهر نوع من الإرتباط، ولهذا السبب تظهر مشكلة الإرتباط الخطي المتعدد.

2-4-2 النتائج المترتبة على ظهور مشكلة التعدد الخطي:

إن من أهم النتائج المترتبة على ظهور مشكلة التعدد الخطي هو إرتفاع قيمة معامل التحديد وإرتفاع في قيمة (F) المحسوبة وانخفاض في قيم (T) لمعاملات النموذج المقدر،

وبالتالي انخفاض في معنوية مقدرات المربعات الصغرى الإعتيادية (Ordinary least square) وبالتالي الحصول على تقديرات غير آفوءة أي لاتمتلك أقل تباين ممكن(Martin،2007).

2-4-3 أنواع التداخل الخطي المتعدد:

هنالك نوعين من التداخل الخطي:

١- التداخل الخطي التام:

ويقصد به ان العلاقة بين المتغيرات المستقلة المسببة للمشكلة تكون تامة . فإذا افترضنا النموذج المقدر الآتي لتوضيح المشكلة:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (49-2)$$

فهنا يكون $r_{X_1 X_2} = \mp 1$

ونعلم أن $\hat{\beta} = (\boldsymbol{X'X})^{-1} X'Y$

وهنا تواجهنا مشكلة عند تقدير معلمات النموذج إذ أن $(\boldsymbol{X'X})^{-1} = 0$ عليه لايمكن تقدير معلمات نموذج الإنحدار[Koutsoyiannis , 1977].

كما انه لايمكن إيجاد تباينات المقدرات والتغايرات المشتركة فيها لأنها كلها تعتمد على قيمة $(\boldsymbol{X'X})^{-1}$.

٢- الدرجات العليا من التداخل الخطي:

ويقصد به ان العلاقة قوية بين المتغيرين x_1 , x_2 وتقترب من ∓ 1.

وفي هذه الحالة فإن $|(\boldsymbol{X'X})|$ سيكون صغيرا جدا ويقترب من الصفر، ويترتب على ذلك الآتي:

أ- قيم المقدرات $\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1$ تكون كبيرة جدا، وي هذه الحالة تكون مقدرات متحيزة.

ب- تباينات هذه المقدرات والتغايرات المشتركة أيضاً تكون كبيرة جدا(بسام يونس& انمار أمين & عادل موسى ، 2002).

لذا فإن المقدرات لن تتمتع بالخصائص BLUE.

2-4-4 إختبارات وجود مشكلة التداخل الخطي المتعدد:

فرض العدم الذي نريد إختباره هنا عدم وجود إرتباطات عالية بين المتغيرات المستقلة ضد الفرضية البديلة التي تشير الى وجود إرتباطات عالية بين المتغيرات المستقلة.

هنالك عدة إختبارات لكشف وجود التداخل الخطي المتعدد من اهمها:

أ- **تحليل: Frisch :Frisch's Analysis**

وتتلخص هذه الطريقة في الخطوات الآتية:

١- نحسب جميع الإرتباطات بين المتغيرات المستقلة. اي نحسب قيم

$$r_{X_1,X_2} \ , r_{X_1,X_3} \ , r_{X_1,X_4} \ , \ldots , r_{X_{k-1},X_k}$$

٢- تقدير النموذج الكلي وإختبار معنويته عن طريق F، فإذا كانت معنوية ننتقل الى الخطوة التالية أما إذا كانت غير معنوية فلا معنى لإختبار وجود الظاهرة.

٣- بعد الحصول على معنوية النموذج يتم تقدير كافة نماذج الإنحدار البسيطة مع حساب معامل التحديد لكل نموذج(*Forsund F.,Sarafoglou N., (2005*).

٤- نختار أفضل نموذج انحدار بسيط (اعتمادا على اعلى قيمة معامل تحديد)، ومن ثم ندخل متغير اخر للنموذج ونعيد تقدير النموذج ذو المتغيرين ونتفحص الانحرافات المعيارية للمقدرات ومعامل التحديد للنموذج ، ويترتب على ذلك الآتي:

أ- إذا كان دخول هذا المتغير يؤدي الى زيادة معامل التحديد مع تغيير قيم المقدرات (باستثناء القاطع) والانحرافات المعيارية للمقدرات مع بقاء المتغير الاول معنويا، فإن ذلك يعني ان للمتغير الجديد اهمية في النموذج.

ب- أما إذا كان دخول المتغير الجديد لم يؤدي الى زيادة معامل التحديد ولم يؤدي الى تغيرات كبيرة في قيم المقدرات والانحرافات المعيارية لها، فان دخول هذا المتغير في هذه المرحلة الى النموذج غير ذا اهمية عليه يتم اختيار متغير اخر.

٥- نستمر بتطبيق الخطوات السابقة الى ان نصل الى النموذج الاخير والذي يضم المتغيرات المستقلة المهمة. فإذا كان النموذج الاخير لايضم كافة المتغيرات المستقلة فهذا يعني ان هذا النموذج يعاني من التداخل الخطي المتعدد وان المتغيرات المستقلة التي لم تدخل النموذج هي السبب في وجود التداخل. أما إذا كان لدخول المتغير الاخير اهمية واصبح النموذج يضم كافة المتغيرات المستقلة فهذا يعني لاوجود للتداخل الخطي المتعدد.

ت- إختبار Farrar-Glauber:

اقترح كل من Farrar و Glauber ثلاثة إختبارات للكشف عن التداخل الخطي المتعدد وهي إختبارات χ^2 , F , t

١- إختبار مربع كاي:

يستخدم إختبار مربع كاي χ^2 لتحديد وجود أو عدم وجود التداخل الخطي المتعدد في المعادلة المقدرة، ويعتمد هذا الإختبار على حساب محدد مصفوفة الإرتباطات الخطية البسيطة بين المتغيرات المستقلة، وللتسهيل سوف نفترض ان المعادلة المقدرة :

$$\widehat{Y_i} = \widehat{\beta_0} + \widehat{\beta_1}\, x_{1i} + \widehat{\beta_2}\, x_{2i} + \widehat{\beta_3}\, x_{3i} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (50-2)$$

ومصفوفة الإرتباطات البسيطة لهذا النموذج سوف تكون:

$$R = \begin{pmatrix} 1 & r_{X_1,X_2} & r_{X_1,X_3} \\ & 1 & r_{X_2,X_3} \\ & & 1 \end{pmatrix} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (51-2)$$

واعتمادا على محدد المصفوفة R يمكن ان تميز ثلاث حالات وهى:

أ- إذا كان $|R| = 0$ اذن يكون $r_{X_2,X_3} = \mp 1$ ، $r_{X_1,X_3} = \mp 1$ ، $r_{X_1,X_2} = \mp 1$، وفي هذه الحالة فإن هنالك تذاخلا خطيا تاما بين المتغيرات المستقلة الثلاث.

ب-إذا كان $|R| = 1$ اذن يكون $r_{X_1,X_3} = 0$ و $r_{X_2,X_3} = 0$ و $r_{X_1,X_2} = 0$ ، وفي هذه الحالة هنالك استقلالا خطيا تاما بين المتغيرات المستقلة وفي هذه الحالة يقال ان هذه المتغيرات نتعامدة ولا وجود للتداخل الخطي المتعدد.

ت-$|R| > 0$ ، فإنه لإكتشاف التداخل الخطي المتعدد يتم حساب الإحصائية χ^2 وفق المعادلة :

$$\chi^2 = -[n-1-\frac{1}{6}(2k+5)] \log |R| \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (52-2)$$

وتستخرج القيمة الجدولية ل χ^2 *من جدول مربع كاي عند درجة حرية* $\frac{1}{2}K(K-1)$ حيث K *عدد المتغيرات المستقلة في النموذج ومستوى معنوية* α.

فإا قبلنا فرض العدم دل ذلك على عدم وجود تداخل خطي متعدد والعكس صحيح.

٢-إختبار *F* :

في هذا الإختبار يمكن تحديد المتغير او المتغيرات المستقلة المتسببة في ظهور الظاهرة فيما إذا ثبت وجودها ، ويتم اجراء هذا الإختبار بإجراء الخطوات الآتية:

إذا افترضنا المعادلة المقدرة *(2-50)*

أ- نحسب معاملات الإرتباط المتعدد بين النتغيرات المستقلة . اي نحسب:

r_{X_1,X_2X_3} و r_{X_2,X_1X_3} و r_{X_3,X_1X_2}

ب-نختبر كل إرتباط متعدد ، فمثلا بالنسبة للمتغير X_1 نختبر الفرضية الآتية :

$H_0 : \rho_{X_1,X_2X_3} = 0$

$H_1 : \rho_{X_1,X_2X_3} \neq 0$

وهكذا الحال بالنسبة ل X_2 , X_3 .ونختبر الفرضية السابقة عن طريق الإحصائية الآتية :

$$F(X_1) = \frac{r^2_{X_1,X_2X_3} / (k-1)}{(1-r^2_{X_1,X_2X_3}) / (n-k)} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2-53)$$

حيث يمثل $r^2_{X_1,X_2X_3}$ معامل التحديد في نموذج انحدار متعدد فيه X_1 متغير معتمد و X_2 , X_3 متغيرات مستقلة (أحمد فريد، (٢٠٠٨م).

ت–تقارن قيمة Fالمحسوبة لكل متغير مع F *الجدولية بدرجة حرية* $k-1\ ,\ n-k$ *ومستوى معنوية* α .

فإذا قبلنا فرض العدم دل ذلك على عدم وجود ان المتغير المعني غير مرتبط بباقي المتغيرات خطيا والعكس صحيح.

٣–إختبار *t*:

في هذا الإختبار كما هو الال في إختبار F من الممكن تحديد المتغير المستقل المسؤول عن وجود التداخل الخطي المتعدد . وتقوم فكرة هذا الإختبار على حساب الإرتباطات الجزئية بين كل متغيرين مستقلين بثبات باقي المتغيرات المستقلة . وبفرض النموذج *(2–50)* تكون خطوات هذا الإختبار:

أ– يتم حساب معاملات الإرتباط الجزئية $r_{x_1 x_2 , x_3}$ و $r_{x_2 x_1 , x_3}$ و $r_{x_3 x_1 , x_2}$

ب–يتم إختبار كل إرتباط جزئي وإختبار الفرضيات ، فبالنسبة ل $r_{x_1 x_2 , x_3}$ تكون الفرضية المراد إختبارها هي:

$$H_0 : \rho_{x_1 x_2 , x_3} = 0$$

$$H_1 : \rho_{x_1 x_2 , x_3} \neq 0$$

وتكون إحصاءة t *كالآتي :*

$$t_{x_1 x_2 , x_3} = \frac{r_{x_1 x_2 , x_3} \sqrt{n-k}}{\sqrt{1-r^2_{x_1 x_2 , x_3}}} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (54–2)$$

وهكذا الحال بالنسبة للإرتباطات الجزئية الاخرى.

ت- تتم حساب قيمة tالمحسوبة ومقارنتها مع t الجدولية بدرجة حرية $n-k$ ومستوى معنوية $\alpha / 2$ فإذا قبلنا فرض العدم دل ذلك على عدم وجود تداخل خطي متعدد بين المتغيرين X_1, X_2 *والعكس صحيح*

ث- *عامل تضخم التباين* (VIF):

يستخدم عامل تضخم التباين كمعيار للكشف عن التداخل الخطي المتعدد وتحديد المتغير المستقل المسؤول عن ذلك. ويعرف بالمعادلة الآتية:

$$VIF = \frac{1}{1-R_j^2} \qquad j= 1,2,3,\ldots,k \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(55-2)$$

حيث يحسب *هذا المعيار* لكل متغير مستقل في نموذج الإنحدار المتعدد وعليه فإذا تضمن النموذج k من المتغيرات المستقلة هذا يعني ان هنالك k من عوامل تضخم التباين وتمثل R_j^2 معامل التحديد في نموذج إنحدار فيه المتغير المستقل X_j متغير معتمد وباقي المتغيرات المستقلة تمثل المتغيرات المستقلة من الجهة الاخرى من النموذج.

فإذا كان $VIF > 10$ تكون هنالك اشارة لوجود تداخل خطي متعدد بين X_j *وباقي المتغيرات وهذا يستوجب حذف هذا المتغير من النموذج لانه السبب في وجود المشكلة*(بسام يونس& انمار أمين & عادل موسى ، 2002).

2-4-5 *طرق* معالجة التداخل الخطي المتعدد:

علمنا ان التداخل الخطي ليس مشكلة وانما المشكلة تكون في الدرجات العالية من التداخل الخطي فإذا كانت درجة التداخل الخطي منخفضة فمن الممكن قبول هذا التداخل أما إذا كانت

درجة التداخل الخطي مرتفعة فيجب العمل على معالجة هذا التداخل بواحدة او أكثر من الطرق الآتية:

أ- جمع بيانات اضافية:

كلما كبر حجم العينة عن طريق اضافة بيانات جديدة كلما ساعد ذلك على تخفيض حجم التباينات، وينصح في البحوث القياسية الا يقل حجم العينه عن 25 مشاهده والايزيد عدد المتغيرات عن خمسة متغيرات مستقلة.

ب- الاستعانة بمعلومات خارجية:

إذا كان هنالك تقدير لمعلمة احد المتغيرات الذي يتصف بكونه مرتبطا إرتباطا متعدد فيمكن إستخدام هذا التقدير الذي تم خارج إطار البحث مع نتائج دراسة البحث قيد الدراسة

ت- تحويل العلاقة الدالية:

تتم تحويل العلاقة الدالية بإستخدام ادوات ومفاهيم رياضية لإيجاد علاقة دالية جديدة .ولكن عند إستخدام هذه الطريقة يجب ملاحظة النتائج عند تحليلها وتفسيرها ومدى مطابقتها للنظرية الإقتصادية.

ث- حذف أو إضافة متغير:

قد يلجأ الباحث المستخدم للاسلوب القياسي الى حذف المتغير الذي يمتاز بالإرتباط العالي مع المتغيرات المستقاة الاخرى، او قد يضيف متغير اخر ذو اهمية بالنسبة للنموذج

الفصل الثالث

٣-١ تمهيد:

لقد إنصب الإهتمام في السنوات الأخيرة على إستخدام الأسلوب القياسي الإقتصادي كأحد أساليب التحليل الكمي في معالجة المشاكل والمعضلات التي تشخصها النظرية الإقتصادية ، وفي رسم الخطط الإقتصادية وصياغة القرارات التخطيطية، بعد ان أصبحت الفرضيات النظرية تصاغ بشكل معادلات قابلة للقياس والإختبار بواسطة الطرق الإحصائية ولقد تكلمنا في الفصل السابق عن مشاكل الإنحدار المتعدد وطرق إكتشافها وطرق علاجها المتبعة سابقا.

والان نريد ان نتعرض لطريقة جديدة يمكن إستخدامها في علاج في علاج هذه المشاكل وهذه الطريقة تعد اسلوب إحصائي حديث يمكن إستخدامة عند تحليل العينات وتقدير بعض مقدراتها وهي طريقة تسهل التعامل مع البيانات لأنها تعمل على اختزال مفردات العينة بحيث يمكن التعامل معها وهذه الطريقة هي طريقة التجميع *Aggregation* و تعد اساليب التجميع بين بيانات بيانات المقاطع العرضية من الاساليب الحديثة في التحليل القياسي الكمي ومن الاساليب الإحصائية المستحدثة لحل مشاكل بيانات المقاطع العرضية ومشاكل السلاسل الزمنية أيضاً وللتجميع طرق كثيرة وعديدة وتعد طريقة المتوسطات أكثر هذه الطرق شيوعا وإستخداما وتتمثل هذه الطريقة في تقسيم مفردات العينة الى فئات بطول محدد ثم يؤخذ متوسط كل فئة مع الاخذ في الاعتبار تكرار كل فئة وهذه هي الطريقة التي تم تطبيقها في هذه الدراسة. ولتوضيح مفهوم التجميع وطرقه بصورة اوضح خصص هذا الفصل [زغلول – مصطفى (١٩٩٣)] .

٢-٣ مفهوم التجميع the concept of aggregation:

التجميع هو تقليل العلاقات حتى تصبح بسيطة وسهلة التحليل أي ان عملية التجميع هي عملية تقليل للعلاقات التي لاترغب فيها مباشرة الى ان تصل هذه العلاقات الى ادنى حد.

وبمعنى اخر تعتبر عملية التجميع هي العملية التي تتم بواسطتها التضحية بجزء من المعطيات المتاحة من اجل حل المشكلة وجعلها أكثر سهولة. وذلك لعدم كفاية البيانات في بعض الجوانب ولتمكين الباحث من التحكم في كمية البيانات المستخدمة.

كما يعتقد كثير من الباحثون أن البيانات الجزئية أفضل أفضل الى حد ما من البيانات الكلية. في الوقت الذي قد تكون فيه البيانات الجزئية غير متاحة او باهظة الثمن لذا يتم إستخدام التجميع من اجل الاهداف المعملية.

ويمكن التعامل مع التجميع بمفهومين:

المفهوم الاول: ويركز هذا المفهوم على تكوين علاقات كلية تتسق مع معطيات العلاقات الفردية وذلك بإستخدام اسلوب مناسب للتجميع [عباس].

فيفرض ان العلاقة الكلية هي علاقة خطية غير مستقلة بين الطلب التجميعي (المتغير التابع) (Y) والدخل التجميعي (المتغير المستقل) (X)وبالتالي تكون دالة الطلب الكلي على الصورة

$$Y = A X + B \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (1-3)$$

حيث Y = الطلب الكلي

X = الدخل الكلي

A = ميل المستقيم في دالة الطلب الكلية

B = الجزء المقطوع من محور الكمية في دالة الطلب الكلية

وإذا ما جمعنا دوال الطلب الفردية نحصل على الصورة التجميعية

$\Sigma Y_i = \Sigma A_i X_i + \Sigma B_i$ ..... (2−3)

والان نصل الى أساس المشكلة وهي ماهية علاقة المتغيرات والمعاملات الكلية التي ظهرت في المعادلة (2−3) بنظائرها في المعادلة (1−3) نجد أن:

ΣY_i لاتثير مشكلة ويمكن التعبير عنها ب (Y)

ΣB_i أيضاً لاتثير مشكلة عند وضعها في صورة مختصرة (B)

$\Sigma A_i X_i$ هذا المجموع يعبر عن مجموع حاصل ضرب متغيرين هما (X,A) وتتم محاولة التبسيط طبقا للمفاهيم كالآتي:

أولاً : نعتبر ان المقدار $\Sigma A_i X_i$ هو مجموع دخول الافراد (X_i) مرجحة باوزان (A_i) التي تمثل الميل للحدية للاستهلاك.

ثانياً: يمكن حساب المتوسط العام للدخول المرجحة وذلك بقسمة مجموع هذه الدخول المرجحة $\Sigma A_i X_i$ على مجموع الاوزان ΣAi وبذلك يكون:

$$\bar{X} = \frac{\Sigma Ai\ Xi}{\Sigma A_i}$$

ثالثاً: يمكن الحصول على الدخل الكلي المرجح (X) وذلك بضرب المتوسط العام للدخول المرجحة في عدد هذه الدخول.

$$X = N\,\bar{X} = N\,\frac{\Sigma Ai\,Xi}{\Sigma A_i} = \frac{N}{\Sigma A_i}\Sigma A_i\,X_i \ldots\ldots\ldots \quad (3-3)$$

وإذا ما أخذنا المقدار $\frac{N}{\Sigma A_i}$ وهو مقلوب متوسط وحدة الإنحدار الفردي او متوسط الميل الحدي للاستهلاك الفردي، ورمزنا لمتوسط وحدة الإنحدار الفردي بالرمز $(\bar{A})$ فإن $A = N\bar{A}$ حيث A تمثل الإنحدار الكلي او الميل الحدي للاستهلاك.

وحيث ان $\bar{A} = \frac{\Sigma A_i}{N}$ ومنها نجد ان $\frac{N}{\Sigma A_i} = \frac{1}{A}$ وتكون:

$$X = \frac{1}{A}\Sigma A_i\,X_i$$

أي أن $A\,X = \Sigma A_i\,X_i$ وبذلك يمكن وضع المعادلة (3−1) في في صورة المعادلة (3−2)

المفهوم الثاني: ويركز هذا المفهوم على التوفيق الإحصائي للعلاقات الكلية الناتجة من تجمعات محدودة في علاقات فردية، فإذا كان لدينا العلاقة التجميعية (3−2) نحاول ان نوفق منها علاقة إحصائية خطية للمتغيرين الكليين $X\ ,\ Y$ لتصبح العلاقة الكلية (3−1) وقد افترض إستخدام اسلوب التجميع البسيط حيث:

$$Y = \Sigma y_i$$

$$X = \Sigma x_i$$

وقبل البدء في إيجاد العلاقة الكلية يجب ان يكون واضحا طبيعة المتغيرات والمعاملات التي تربط بينها. ففي مثالنا المبسط لدالة الطلب يجب ان نأخذ في الإعتبار نقطتين أساسيتين ونضعهما موضع التحليل والدراسة:

النقطة الاولى: ان المتغيرين y_i , x_i يتحركان خلال الزمن عليه تكون العلاقة الخطية في الصورة:

$$Y = A X + B + U \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(4-3)$$

حيث U عبارة عن البواقي أو الفرق

ويمكن توفيق هذه المعادلة بالاسلوب الإحصائي مثل طريقة المربعات الصغرى.

النقطة الثانية: ان المعاملات الكلية (A,B)تختلفات تماما عن المعاملات الفردية (A_i, X_i) وذلك لتأثرهما بتحريك المتغيرات خلال الزمن مما يؤدي الى ظهور تحيز إحصائي عند تقديرهما خلال الفترة الزمنية.

الكثير من الدراسات المتقاطعة اسست على البيانات الجزئية ولم يتم اثباتها بدقة مما جعل الكثير من الباحثين يفضلون تفادي مثل هذه المصادر البيانية.

٣-٣ أنواع التجميع: Type of aggregation

التجميع في نماذج الإقتصاد القياسي يبدو انه يحمل الكثير من الغموض حتى يومنا هذا. والنداء اليوم بإستخدام النماذج الصغيرة وليس الكبيرة، النماذج البسيطة وليس المعقدة، لذلك يكون النداء بإستخدام التجميع العالي الكبير من اجل اطفاء طابع البساطة. ونجد ان درجة التجميع التي يجب تطبيقها والقاعدة التي يجب إستخدامها تعتمد على نوع المشكلة التي يراد إختبارها لذلك يكون اختيار النوع الملائم من التجميع ودرجة التجميع تخضع لقرار النظرية الكلية تعتبر ذات طبيعة بسيطة جدا. والتجميعات ما هي الا متوسطات من النظريات الجذئية بعد اخضاعها لنظرة قياسية. مثلا إذا اوضحت النظرية الجزئية إن طلب الشركات لعناصر العمل يعتمد على الكمية

المنتجة في العادة يجب ان توضع النظرية الكلية في الشكل الآتي (الطلب الكلي للعمالة يعتمد على مؤشر الانتاج).

يمكن التمييز بين انواع التجميع وفقا لثلاث محاور كالآتي:

التجميع مثله مثل العلاقات الكلية قد يحتوي العديد من الاشكال الرياضية، وفقا لذلك يمكن التمييز بين مختلف الانواع للتجميع عن طريق التقسيم المناسب لانواع المعادلات.

التمييز الثاني للتجميع أساسي لانه يعتمد على الهدف الذي من اجله تم التجميع كالتجميع على مستوى الافراد مثل الشركات والمستهلكين والتجميع على مستوى السلع.

وهنالك نوع ثالث من انواع التجميع وهو الذي يتعلق بالفترات الزمنية.

وانواع التجميع الثلاثة المذكورة انفا لها درجات عالية من الخصوصية . فالتجميع الخاص بالفترات الزمنية قد يحدث لكل فرد ولكل نوع من انواع السلع ، كما ان التجميع على مستوى السلع يمكن ان يحدث لكل فرد.

من الواضح ان نماذج الإقتصاد القياسي العادي تشمل على عدد كبير من المعادلات والتي تكون دائما عالية التجميع ومعادلاتها في الغالب تكون مشتقة من المعادلات الجزئية بواسطة التجميع المتزامن لعدة انواع.

٣-٤ مستوى التجميع: Level of aggregation

ان مستوى التجميع يعتمد على الغرض من النموذج. فمن اجل الكشف عن انماط النمو للدخل وعن أساسيات الإقتصاد الاخرى تستخدم نماذج التجميع الكبرى (العليا) للنجاح في التخطيط الإقتصادي. أما بالنسبة للتنبؤ والتحليل السياسي فانه يجب اختيار مستوى التجميع بدقة متناهية.

ان الفائدة التي يمكن استخلاصها من النموذج تعتمد بصورة أساسية على عدد المعادلات والمتغيرات المستخدمة. لاجل بناء نموذج إقتصاد قياسي عملي يجب تبسيط العلاقات للعالم الحقيقي . وان عملية التبسيط تتم بعدة طرق نذكر منها:

١- تجميع الافراد المستهلكين: إن معادلات نموذج الإقتصاد القياسي تقوم بوصف السلوك الجماعي بدلا عن السلوك الفردي. ومثل هذا النوع من المعادلات يسمى دوال طلب السوق مثال لذلك الدخل الكلي هو حاصل جمع دخول الافراد ، الناتج الكلي هو حاصل جمع انتاج شركات الافراد ...الخ

٢- تجميع الشركات في صناعة وتجميع الصناعات في شكل قطاعات قليلة. مثال لذلك دالة الانتاج للصناعات الكيميائية او لقطاع التصنيع ككل.

٣- التجميع الخاص بالسلع: هنالك مجموعة كبيرة من السلع تعتبركوحدة انتاج مثال المواد الغذائية، المعدات المنزلية وفي هذه الحالة بمكاننا اجراء عملية التجميع على الكميات لمختلف السلع وذلك بإستخدام المؤشرات الكمية المناسبة.

٤- اختيار المتغيرات الأكثر اهمية ووضوحا: ان العديد من المتغيرات المستخدمة في النظام يتم ازالتها من كل معادلة (بفرض معاملها صفر) ويترك تاثيرها لاستيعابه بواسطة العنصر العشوائي للدالة (u).

٥- تجميع الفترات الزمنية: في حالات عديدة نجد المصادر الإحصائية تقوم بنشر البيانات التي ترجع الى فروق الوقت (أطول أو أقصر) بدلا عن الوحدة الزمنية المطلوبة في نظرية العلاقة التي تقوم بين المتغيرات الإقتصادية. مثال لذلك انتاج معظم السلع المصنعة ينجز في فترة اقصر من سنة. فإذا قمنا بإستخدام الارقام السنوية قد يكون هنالك خطأ في معاملات دالة الانتاج.

٦- التجميع الجبري: مثال لذلك التعداد السكاني لمدينة ،للدوال، الاقاليم، أو انتاج الاقاليم لكل قطر أو للعالم ككل ...الخ

المصادر الانفة الذكر للتجميع تخلق الكثير من التعقيد والذي قد يحمل تحيز التجميع في تقدير المعاملات. وانه من الضروري بمكان فحص امكتنية مثل تلك المصادر لتوخي الخطأ قبل اجراء عملية تقدير الدالة، وضبط متغيرات التجميع او النموذج وفقا لذلك.

تبسيط الشكل الرياضي للدوال: simplification of the mathematical form of the function

ان التعقيدات التي غالبا ما تكتنف العالم الحقيقي تتطلب دوال غير خطية ومتقطعة و...الخ. ومع ذلك فإننا عادة في نماذج الإقتصاد القياسي نوظف الدوال ذات الخصائص الرياضية البسيطة كما انه من المفترض ان تكون الدوال الرياضية في المتغيرات الأصليةأو في سجلاتها مع مشتقاتها الجزئية مستمرة وخطية في معاملاتها ...الخ

ماهو العدد الامثل للمعاملات التي يجب أن يشملها النموذج؟

ليس هنالك قانون ثابت للاشارة الى عدد المعاملات التي يجب ان توجد في النموذج. وان هذا الأمر يتوقف على عدة اعتبارات:

١- الغرض من النموذج

٢- البيانات المتاحة

٣- اهمية القطاعات المحتلفة للمتغيرات المختلفة

٤- مستوى المعلومات المفضلة التي يرغب فيها ... الخ

إن المستوى الأمثل لتبسيط تلك المعادلات لايمكن باي حال من الاحوال تقديره على اسس مسبقة ، وذلك بسبب أن ذلك يعتمد على عدة عوامل والتي يجب مراعاتها في اي حالة خاصة. ومع ذلك فإن المحدد الرئيسى لمستوى التجميع هو الفرض الذي من اجله يتم يتم تقدير النموذج.

وفيما يتعلق بعدد المتغيرات بعدد المتغيرات بامكاننا ملاحظة الآتي:

- إن عدد المتغيرات الداخلية هو نفس عدد المتغيرات الخاصة بالنموذج بالرغم من ان عدد المتغيرات الخارجية قد يكون اكبر حسب اختيارنا.
- ليس هنالك اي قيد في اعداد المتغيرات الخارجية غير ان هذا القيد يتم في حالة المتغيرات الداخلية. عليه يجب على باني النموذج توحي الحرص الشديد وذلك عند إستخدام المتغيرات الخارجية، فكلما استخدمنا متغيرات كثيرة في بناء النموذج فإننا نخاص الى نموذج أكثر تعقيدا مما يقتضي إستخدام الكثير من البيانات وبالتالي تواجهنا مشكلة الحساب المتنامية نتيجة لذلك. فإذا كان النموذج مصمم من اجل التحليل السياسي فإنه يجب ان يحتوي على اكبر قدر ممكن من الاليات السياسية وهي المتغيرات التي تقع تحت السيطرة المباشرة للحكومة مثل الضرائب المختلفة، المساعدات المختلفة الاشكال، الغرامات ...الخ وذلك من اجل ان يكون النموذج أكثر فعالية في الإستخدام لتقييم الاثار المترتبة لبدائل السياسات الإقتصادية. والنموذج السياسي يجب ان يزودنا بالمعاملات المناسبة (المعادلات والمتغيرات) لتقييم اي مجموعة من السياسات الإقتصادية.
- اي من المتغيرات يمكن ان تكون داخلية ويمكن اعتبارها خارجية ، اي نموذج بيانات يعتمد على طبيعة المتغيرات مثل اعتماده على الغرض الذي صمم من اجله النموذج، والمتغيرات مثل الصادرات والايرادات والضرائب الحكومية قد تعامل كمتغيرات خارجية

في بعض النماذج وقد تعامل كمتغيرات داخلية في نماذج اخرى . وكمثال لذلك يمكن اخذ متغير كينز: $C= a_0 + a_1y \quad , \quad I = \bar{I} \quad , \quad y= C + I + G$

في هذا النموذج الاستهلاك والدخل هي المتغيرات الداخلية وتعتبر مشتركة (تعتمد على بعضها البعض)، ففي المعادلة الاولى (y) تحدد الاستهلاك في حين انه في المعادلة الثالثة الدخل يحدد بواسطة الاستهلاك. أما المتغيرات الاستثمار (I) والانفاق الحكومي (G) والتي تكون قيمها معطاه خارج هذا النموذج الخاص ومع ذلك فإنه من الخطأ الاعتقاد بان المتغيرات الخارجية بواسطة متغيرات اخرى في بعض النماذج الاخرى. ولكن في حالة النموذج الخاص فان القيم الخارجية لها تؤخذ بطريقة مستقلة ذاتيا. في هذا النموذج الخاص المتغير الخارجي يحدد قيمة بعض المتغيرات الداخلية. ولكن القيمة الخاصه به لايمكن تحديدها بواسطة المتغيرات الاخرى في النموذج . مثال لذلك في نموذج كينز السابق في تصميم الدخل فرض الاستثمار كمتغير خارجي، وهذا يعني ان مستوى الاستثمار مصمم بقوة خارج هذا النموذج. ومن ثم فهو يحدد المتغيرات الاخرى في النموذج ولكن لايحدد بها. ومع ذلك يمكننا التعبير عن الاستثمار بإعتباره دالة في معدل الفائدة والمستوى السابق للدخل:

$$C = a_0 + a_1y \quad , \quad I = b_0 + b_1r + b_2y_{t-1} \quad , \quad y = C + I + G$$

هذه الصيغة تختلف عن الصيغة الاولى فقط في دالة الاستثمار [كاظم – علي هادي ، (١٩٩٠)].

الاستثمار متغير داخلي يحدد بواسطة معدل الفائدة (r) والمستوى السابق للدخل. والمتغير (y_{t-1}) يعرف بمتغير الابطاء ويكون محدد مسبقا ومعلوم. معدل الفائدة يمكن اخذه كمتير خارجي. مثلا إذا حدد بواسطة الحكومة. ومع ذلك إذا افترضنا أن (r) ليست متغير خرجي ، فإنه يجب علينا

ادخال معادلة اضافية لشرح تصميمه. عليه فإنه بامكاننا ان نقول ان معدل الفائدة يحدد بواسطة مستوى الاستثمار السابق وبواسطة عرض النقود.

عرض النقود يعتبر متغير اضافي ويمكن إفتراضه كمتغير خارجي. والا فإنه يجب علينا ادخال متغير اخر أو عدة متغيرات اخرى لتوضيحه وهكذا...

وبالطبع فإنه لايمكننا الاستمرار في هذا المنوال الى النهاية . يجب علينا التوقف في مكان ما، والا فإن النظام يصبح من المستحيل إستخدامه فإذا ما قمنا بإدخال متغيرات جديدة ومتغيرا جديدة باستمرار من اجل توضيح المتغيرات التفسيرية لبعض المعادلات الاخرى فإننا في النهاية نخلص الى عوامل تعتبر غير إقتصادية. هذا لاننا سوف نصل في النهاية الى دوال تشمل على متغيرات تفسيرية غير إقتصادية. المتغيرات الخارجية يتم تحديدها جوهريا بواسطة العوامل التقنية السياسية، الفيزيائية أو العوامل الدستورية. ومع ذلك فإنه في معظم البحوث التطبيقية فإننا ناخذ الكثير من المتغيرات الإقتصادية بإعتبارها متغيرات خارجية، وذلك نسبة لعدم استطاعتنا أو رغبتنا في الحصول على معادلات منفصلة لكل متغيرات النظام.

٣-٥ التجميع المتسق Consistent Aggregation:

يعتبر التجميع متسق عندما تكون المعلومات المستخدمة فيه أكثر تفصيلا من تلك المتضمنة في التجميعات الاخرى والتي تأتي بنتائج موحدة عند تحليل المشكلة التي تكون بين ايدينا. لتوضيح مفهوم التجميع المتسق دعنا نفترض ان كل استهلاك دالة لدخل الاسرة فقط، ودعنا نعرف مجموع الدخل (الدخل الكلي) كحاصل جمع الدخول الدخول الاسرية ومجموع الاستهلاك (الاستهلاك الكلي) كحاصل جمع الاستهلاك الاسري في اي الحالات يعرف الاستهلاك الكلي كدالة في الدخل الكلي.

إذا لم تكن هنالك أي قيود في توزيع الدخل فإن الشرط الضروري والكافي هو أن كل الميول الحدية للمستهلك تكون ثابتة ومتساوية.

إذا افترضنا ان الإهتمام الوحيد للباحث هو التنبؤ بمجموع الاستهلاك (الاستهلاك الكلي) هذه الخاصي للميول الحدية تؤكد ان إجراءات التجميع الموصوفة تعتبر متسقة. معرفة توزيع الدخل على سبيل المثال قد لاتؤثر على نتيجة هذا التحليل.

على ضوء ماذكر فإن الاتساق يعني المعرفة التامة بالعلاقات الكلية (الدالة المرتبطة بالتجميعات) وبالقيم للمتغيرات المستقلة المجمعة، والتي قد تقود لنفس القيم المعتمد مثل المعرفة بالعلاقة الجزئية وبقيم التغيرات المستقلة للفرد. سوف يفترض وجود عدد من الدوال الفردية أو العلاقات الجزئية مثال لذلك استهلاك الاسرة كدالة في دخلها والمتغيرات الاخرى والمنفعة الفردية كدالة في السلع المستهلكة. نحن نبحث عن حالات يكون فيها التجميع للفرد يعتمد على تجميع المتغيرات. ويمكن التعبير عنه كدالة كلية لمجموع المتغيرات المستقلة للدخل.

إذا من المرغوب فيه ان ترى في اي الحالات يمكن فرض الاتساق. هذا يقود لطريق الاتساق لمشكلة التجميع والتي يمكن تقسيمها الى ثلاث انواع[كاظم – علي هادي ، (١٩٩٠)].

١- بإعطاء نظرية جزئية وبإعطاء خصائص معينة يجب تحقيق النظرية الكلية، المرء بامكانه المحاولة لإنشاء تجميعات للمتغيرات الجزئية والتي تكون متسقة مع النظرية الجزئية وخصائصها

٢- بنظرية جزئية معينة وتجميعات معينة بامكان المرء المحاولة لإيجاد نوع النظرية الكلية المحتواه بين التجميعات

٣- بنظرية كلية معينة والتي تجرى وفقا لتجميعات معينة فإنه بامكاننا محاولة إيجاد القيود المرتبطة بالنظرية الجزئية وذلك لاجل جعلها أكثر اتساقا مع النظرية الكلية.

٣-٦ التجميع الكلي Actual Aggregation:

الطريقة المعتادة في انشاء التجميعات والنظريات الكلية تعتبر ذات طبيعة بسيطة جدا. التجميعات تكون متوسطات، أرقام قياسية أو مجاميع قومية والنظريات الكلية دائما تشتق من النظريات الجزئية بواسطة الفكر القياسي أو النظرة القياسية. مثلا إذا اخبرتنا النظرية الجزئية بأن طلب المنشأة لعنصر العمل يعتمد على الكمية المنتجة والنظرية الكلية غالبا ماتعطى في الشكل الآتي: (الطلب الكلي لعنصر العمل يعتمد على مؤشر الانتاج). بناء عليه سوف تسمى هذه الطريقة بالطريقة القياسية لمشكلة التجميع . واضح ان الميزة الرئيسية لهذه الطريقة موجودة في بساطتها . علاوة على ذلك يمكن إدخال أرقام قياسية بين التجميعات المشار اليها ضمنيا وهذا يمكننا من المحاولة لإيجاد أرقام قياسية مثلى (في حالة معينة).

٣-٧ تجميع الفترة الزمنية Aggregation of Periods:

في إختبار الوحدة الزمنية المناسبة يعتبر وجه اخر من مشاكل التجميع. وانه من الضرورة بامكان إدراك إن الخيارات البديلة للفترات الزمنية تعمل على كبت أو تكبير الخصائص الديناميكية للبيانات. ((*Thei I . H , (1965*))

السياسة المطلوبة تؤثر بقوة على إختبار سلوك المعادلة ، إحتمال تحديد العلاقة بالمدى القصير، في هذه الحالة تجعل فترة طلب البيانات قصيرة جدا، بحيث ان عامل عامل التكرار المخفض

في المحتوى يحدد المتغيرات التي تكون ثابتة على وجه التقريب وتلك التي تكون متوقفة على الاختلاف قصير المدى، والممارسة السياسية سوف تتحمل عبء التفسير.

عادة هنالك اوضاع لتقدير المعاملات كما هنالك العديد من الأحطاء المتباينة التي تصاحب مختلف الفترات الزمنية. فإذا ما كنا نرغب في توضيح اختلاف كل دقيقة بدقيقة أو ساعة بساعة في السلاسل الزمنية الإقتصادية فإنه بامكاننا فعل ذلك. بالرغم من ان ذلك يتطلب العديد من السنوات لإجراء الدراسة ويتطلب عدد كبير جدا من المتغيرات لتوضيح كل هذه المتغيرات الزمنية (الفترات المختلفة) ولكننا وبكل بساطة قد نكون غير راغبين في مثل تلك المتغيرات الزمنية القصيرة . عندما نبعد عوامل تلك الفترة القصيرة من معادلة الإنحدار وأيضاً توزعها بحرية وتكون غير مرتبطة بالمتغيرات التي توضح الحركة طويلة المدى، يكون المتوسط فوق الزمن مرشح خارج التقلبات قصيرة المدى. إن امكانية دراسة استقرار السياسات يكون مقصورا عندما يتم تقدير المعالم الابتدئية طويلة المدى. إذا اتضح ان هنالك أحطاء ملاحظة في المتغيرات المستقلة فإنه يتم توزيعها عشوائيا وبطريقة مستقلة، التجميع الزمني يقلل تحيز أحطاء الملاحظة، برغم ان التحيز من المحتمل يزيد وذلك كثيرا ما يحدث ، فأحطاء الملاحظة للسلاسل الزمنية تكون عالية الإرتباط الذاتي.

٣-٨ تحيز التجميع Aggregation Bios:

بما أن المنشأة الفردية والبيانات الجزئية الاخرى في الغالب ماتكون غير متاحة أو باهظة التكلفة فإن المتغيرات المستقلة المجمعة سوف تكون في العادة قاعدة بيانات مستخدمة للتنبؤ بمتغير التجميع التابع. إن العلاقات التحليلية التي تربط بين التقديرات الجزئية والكلية قد تمت دراستها

بواسطة .Theil H عام 1965 والذي يعود اليه تأسيس منهج ذو اهمية بالغة في الاسهام في نظرية التجميع ، وهذه احد خلاصات Their الرئيسية لنظرية التجميع.

عموما معاملات الإنحدار تقدر بطريقة المربعات الصغرى، من ملاحظات التجميع للمتغيرات المستقلة والتي تختلف من متوسطات المعالم الجزئية للفرد بمقدار يسمى تحيز التجميع والذي تعتمد درجته على شروط تكافؤ معينة . ومع ذلك وفي حالات كثيرة يكون تحيز التجميع صفرا.

أولاً : الأوزان الملائمة للتجميعات الخطية للمتغيرات المستقلة سوف تبعد تحيز التجميع بواسطة الانشاء والتخمين من هذه الاوزان المجمعة سوف يكون الناتج مساو للتنبؤ (التخمين) مثل مجموع التنبؤات الجزئية المستخدمة للمتغيرات الجزئية والمعالم الجزئية. إن القيد الأساسي لتطبيق هذه النظرية يقع على طبيعة الاوزان التى اظهرها Thil لتصبح الوحيدة الملائمة ، وهذه الاوزان هي المعالم الجزئية للفرد ، بالطبع إذا كانت هذه هي التي تعرفها لاتوجد صعوبة في رفعها في المقام الاول، وبما أن هذه المعاملات الجزئية أفضل من الكلية المقدرة يجب إستخدامها.

ثانياً: إن عملية جمع التنبؤات (التوقعات) الجزئية سيكون مساويا للتنبؤات الكلية عند اخذ حالتين في وقت واحد. المتغيرات الجزئية لكل فرد يجب ان تختلف نسبيا بكل بساطة، التجميع غير الموزون أو المتغيرات الكلية والمتغيرات المتناسبة في المتغيرات الجزئية يجن ان تكون متساوية لكل فرد. ولكن احتمال ان تواجهنا هذه الحالة في التطبيق العملي ضعيف. الحالتين سيتم انجازهما ذاتيا إذا نمت المتغيرات الجزئية المستقلة بنفس المعدل . عليه فإنه حتى إذا كانت المعالم الجزئية مختلفة أو شبه جزئية سوف تصبح تنبؤات كلية إذا قسمت المنشات الفردية

لمجموعات مع معدلات نمو متساوية في المتغيرات المستقلة، وذلك يعتبر معيارا ذو خصائص تطبيقية وعملية سهلة.

ثالثاً: حتى عندما يكون تحيز التجميع صفرا، إختلاف المعالم الجزئية سوف يكون سبب في جعل التنبؤات الكلية تختلف من حاصل جمع التنبؤات الجزئية عندما تنتهك حالة التجانس للفقرة السابقة، الا إذا كان تغير كل المتغيرات الجزئية للفرد متساوية

رابعاً: عندما تتساوى كل المعالم الجزئية (أو المتغيرات الجزئية) غير المتشابهة يكون تحيز التجميع صفرا. من غير شك أن الكمية لنفس الشيئ تحدث عندما تكون المتغيرات الجزئية غير المتشابهة يكون إرتباطها الجزئي صفرا مع المتغير الكلي تحت الدراسة.

خاساً : اخر امكانية لتحويل تحيز التجميع لصفر أيضاً غير عامة لكن مهمة للغاية ، وتتوقف على مدى قوة الباحث الباطنية في احداث هذه النتائج وكل المعالم المتطابقة يجب ان تكون متساوية، وهذه القضية مقبولة وبديهية ومعروفة من عدة سنوات. مإذا يعني هذا للمهمة العملية للتجميع؟ بما انه لاتوجد طريقة بعينها تجعل كل المعالم الجزية معطاه داخل مجموعة متساوية ، فإننا سوف نشترط بطريقة واضحة بأن معاملات الإنحدار يجب أن تتساوى ضمنيا فرض حد الخطأ الإحصائي وفقا لتحليل التباين . في الغالب الأعم السلاسل الزمنية للفرد غير متاحة لذلك نقوم بالتقسيم الى تجميعات فرعية ليتم إستخدامها بدلا عنها.

عرف Theil تحيز التجميع بأنه هو الفرق بين الميل (الإنحدار) المقدر من تجميع البيانات والتقدير غير المتحيز أو المتوسط للمعالم الجزئية المتطابقة (المتشابهة)

الفصل الرابع

٤-١ توليد بيانات تعاني من مشكلتي عدم الإرتباط الذاتي وعدم تجانس التباين:

لمعرفة أثر التجميع على مشكلة الإرتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين كان لابد من إيجاد بيانات تعاني من مشكلة الإرتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين، بإستخدام الحزمة البرمجية SPSS تم توليد بيانات حجمها 783 مشاهدة، من متغير معتمد y وثلاث متغيرات مستقلة x_1,x_2,x_3 ، تم إختبار هذه البيانات فوجدت أنها تعاني من مشكلة الإرتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين (هذه الإختبارات موجودة في٤-٤ و ٤-٦).

٤-٢ تطبيق طريقة التجميع بعدد من الفئات:

لمعالجة مشكلة الإرتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين في البيانات المولدة تم إستخدام طريقة التجميع وهي طريقة جديدة في هذا المجال واستخدمت للتأكد من الفرض القائل بأن إستخدام البيانات التجميعية يعمل على إزالة مشكلة الإرتباط الذاتي في بيانات الإنحدار الخطي المتعدد، والفرض القائل بان إستخدام البيانات التجميعية يعمل على إزالة مشكلة عدم تجانس التباين في بيانات الإنحدار الخطي المتعدد. تمت عملية تجميع البيانات بإستخدام الحزمة البرمجية spss، حيث تم تحويل البيانات الى فئات ووضعها في مجموعات مختلفة، المجموعة الاولى تحتوي على خمسة فئات والمجموعة الثانية تحتوي على ستة فئات والمجموعة الثالثة تحتوي على سبعة فئات... وهكذا حتى المجموعة السادسة عشر تحتوي على عشرين فئة. وذلك للتأكد من فروض الدراسة. تم تكوين فئات هذه المجموعات في الخطوات الآتية:

- تم تحديد متغير الإستجابة Y كمتغير يتم التجميع على أساسه.

- تم تحديد المدى وأكبر قيمة وأصغر قيمة لبيانات المتغير ثم تحديد طول الفئة لكل مجموعة حسب عدد فئاتها كالآتي:

المدى = اكبر مفردة – اصغر مفردة، ثم إيجاد طول الفئة، وطول الفئة = المدي / عدد الفئات وتقريب الناتج الى أعلى

- اصغر مفردة = 127.25− وأكبر مفردة = 147.93 والمدى = 275.18
- تم تكوين الفئات بإيجاد الحد الادنى والحد الاعلى لكل فئة والحد الادنى للفئة الاولى يساوي أصغر مفردة للبيانات والحد الأعلى يساوي الحد الادنى + طول الفئة والحد الادنى للفئة اللاحقة هو الحد الادنى للفئة السابقة وهكذا[حامد الشمرتي ، مؤيد الفضل (٢٠٠٥)]
- تم تطبيق هذه الفئات في إيجاد المتغير r والذي يدل على إعادة ترميز قيم المتغير y بإعطاء الفئة الاولى الرقم 1 والفئة الثانية الرقم 2 وهكذا وذلك بإستخدام الحزمة البرمجية spss
- تم إستخدام هذه الخطوات في إجراء عملية التجميع لكل المجموعات من المجموعات المذكوره سابقا وتم حفظ كل جدول على حده (جدول البيانات الأساسية وجداول البيانات المجمعة موجودة بالملاحق).

٤−٣ تجهيز البيانات الأصلية والبيانات المجمعة لإجراء الإختبارات

تم تجهيز هذه الجداول لإجراء الإختبارات اللازمة بإجراء الخطوات التالية:

- تم بإجراء إنحدار خطي متعدد للمتغير العشوائي y من المتغيرات العشوائية x_1,x_2,x_3 ومن ثم إيجاد قيم ، $\widehat{\beta_3}$ ، $\widehat{\beta_2}$ ، $\widehat{\beta_1}$ ، $\widehat{\beta_0}$ للبيانات الأصلية والبيانات المجمعة والجدول رقم(1−4) يوضح تلخيص لبيانات الجداول الناتجة:

جدول رقم (٤-١) يوضح قيم معالم الإنحدار المقدرة للبيانات الأصلية والبيانات المجمعة

مصدر البيانات	قيمة $\widehat{\beta_0}$	قيمة $\widehat{\beta_1}$	قيمة $\widehat{\beta_2}$	قيمة $\widehat{\beta_3}$
البيانات الأصلية	8.321	0.01	0.007	0.057
المجموعة الاولى	−148.744	1.904	1.586	−13.72
المجموعة الثانية	−207.533	− 0.75	1.787	− 5.097
المجموعة الثالثة	−64.351	−3.079	1.814	0.202
المجموعة الرابعة	−364.323	9.958	−0.465	−25.538
المجموعة الخامسة	−248.942	3.429	1.095	−14.696
المجموعة السادسة	166.673	0.262	−0.45	−4.838
المجموعة السابعة	−1.269	0.483	0.486	−4.217
المجموعة الثامنة	8.626	2.808	−0.258	−7.468
المجموعة التاسعة	74.994	−0.012	0.305	−2.285
المجموعة العاشرة	−119.648	1.368	0.351	−5.146
المجموعة الحادية عشر	58.998	1.41	0.076	−5.343
المجموعة الثانية عشر	−22.072	2.813	0.093	−9.124
المجموعة الثالثة عشر	−96.259	5.728	−0.212	−15.956
المجموعة الرابعة عشر	−85.866	2.274	0.403	−8.625
المجموعة الخامسة عشر	−45.425	2.928	0.264	−10.264
المجموعة السادسة عشر	42.144	−0.572	0.32	−0.308

المصدر الباحث بواسطة spss

- تم إيجاد عمود $\hat{Y}_i$ (القيم المقدرة لمتغير الإستجابة) لكل جدول من الجداول المذكورة سابقا وتمت تسيمة المتغير ب z بإستخدام الأمر compute variable في حزمة تحليل البيانات spss والتي تم بواسطتها حساب القيم المقدرة للمتغير المعتمد لكل جدول من المعادلة الخاصة به

$$z= \widehat{\beta_0} + \widehat{\beta_1}\ x_1+\widehat{\beta_2}\ x_2 +\widehat{\beta_3}\ x_3 \quad \ldots\ldots\ldots (1-4)$$

- تم إيجاد عمود $\widehat{E}$ (قيم الأحطاء المقدرة) بإسم e لكل جدول بستخدام الأمر compute variable في حزمة تحليل البيانات spss بإستخدام المعادلة:

$$e = Y - Z \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2-4)$$

- تم إيجاد عمود القيم المطلقة للأحطاء لكل جدول بإسم ee تم حفظ هذه الإجراءات في كل جدول على حدة

بنهاية هذه المرحلة أصبح لدينا ١٧ جدول جاهز لإجراء الإختبارات التي نحتاجها في المباحث القادمة.

٤-٤ إختبار وجود مشكلة الإرتباط الذاتي في البيانات الأصلية والبيانات المجمعة:

لإختبار وجود مشكلة الإرتباط الذاتي في البيانات الأصلية والبيانات التي تم إجراء عمليات التجميع عليها تم إستخدام طريقة إختبار معنوية معامل الإرتباط الذاتي المذكورة في الفصل الثاني لأنها الطريقة الأضمن ولأنها لاتحتوي على مناطق غير حاسمة وقد تمت الإختبارات في الخطوات الآتية:

أولاً : تم إجراء انحدار خطي بسيط للمتغير e_i على المتغير e_{i-1} للبيانات الأصلية (البيانات المولدة) وكان الجدول رقم (4-2) الآتي:

جدول رقم (٤-٢) يوضح إختبار معنوية معامل الإرتباط الذاتي للبيانات الأصلية

المقدرات	قيمة المقدر	قيمة t المحسوبة	معنوية الإختبار (sig)
$\widehat{\beta_0}$	−23.776	−10.263	0.000
$\widehat{\beta_1}$	0.764	7.621	0.000

المصدر الباحث بواسطة spss

من قيمة t_{cal} = 7.621 وقيمة t_{tab} =2.326 نجد أن قيمة الإرتباط معنوية أي يوجد إرتباط ذاتي من الدرجة الاولى ومن قيمة معنوية الإختبار = 0.000 هذا يدل على أن الإرتباط الذاتي معنوي عند درجة حرية ٥% وعند درجة حرية ١%

وهذا دليل على أن البيانات الأصلية تعاني من مشكلة إرتباط ذاتي من الدرجة الاولى عالي لأن قيمة معنوية الإختبار =0.000

ثانياً : تم إجراء إنحدار خطي بسيط للمتغير e_i على المتغير e_{i-1} لبيانات المجموعات من المجموعة الاولى وحتى المجموعة السادسة عشر (البيانات المجمعة) وتم تلخيص ناتج الجداول في الجدول (4-3) :

جدول رقم(٤-٣) يوضح تلخيص نتائج إختبارات معنوية الإرتباط الذاتي لبيانات المجموعات المختلفة

نتيجة الإختبار	قيمة t الجدولية	قيمة t المحسوبة	قيمة ρ	عدد الفئات	التجميع
إرتباط ذاتي غير معنوي	٢,٧٧٦	-٠,١٦٩	-٠,١٣٣	٥	المجموعة الاولى
إرتباط ذاتي غير معنوي	٢,٥٧١	٠,٥١٣	٠,٢٦٩	٦	المجموعة الثانية
إرتباط ذاتي غير معنوي	٢,٤٤٧	٠,٧٠٥	٠,٢٩٧	٧	المجموعة الثالثة
إرتباط ذاتي غير معنوي	٢,٣٦٥	١,١٢٦	٠,٣٣٩	٨	المجموعة الرابعة
إرتباط ذاتي غير معنوي	٢,٣٠٦	٢,٠٧٢	٠,٥٠٦	٩	المجموعة الخامسة
إرتباط ذاتي معنوي	٢,٢٦٢	٣,٣٠٥	٠,٩٣٧	١٠	المجموعة السادسة
إرتباط ذاتي معنوي	٢,٢٢٨	٣,٠٠٨	٠,٩٩٧	١١	المجموعة السابعة
إرتباط ذاتي معنوي	٢,٢٠١	٢,٩٣٥	٠,٨٤٨	١٢	المجموعة الثامنة
إرتباط ذاتي معنوي	٢,١٧٩	٤,١٧٢	٠,٩٦٧	١٣	المجموعة التاسعة
إرتباط ذاتي معنوي	٢,١٦	٢,٦٣٩	٠,٧٧٦	١٤	المجموعة العاشرة
إرتباط ذاتي معنوي	٢,١٤٥	٣,٦٢٩	٠,٨٣٨	١٥	المجموعة الحادية عشر
إرتباط ذاتي معنوي	٢,١٣١	٢,٩٠٨	٠,٥٨	١٦	المجموعة الثانية عشر
إرتباط ذاتي معنوي	٢,١٢	٣,٢٥٩	٠,٦٨٤	١٧	المجموعة الثالثة عشر
إرتباط ذاتي معنوي	٢,١١	١,٨٧٣	٠,٤٩١	١٨	المجموعة الرابعة عشر
إرتباط ذاتي معنوي	٢,١٠١	٣,٤٣٨	٠,٦٥٨	١٩	المجموعة الخامسة عشر
إرتباط ذاتي معنوي	٢,٠٩٣	٩,٧٥١	٠,٩٦٨	٢٠	المجموعة السادسة عشر

المصدر الباحث بواسطة spss

من الجدول (٤-٣) نلاحظ أنه تمت معالجة مشكلة الإرتباط الذاتي في المجموعات الخمسة الاوائل فقط، وظهرت المشكلة مجددا إبتداء من المجموعة السادسة وحتى المجموعة السادسة عشر. ونستنتج من ذلك أن حل مشكلة الإرتباط الذاتي بإستخدام طريقة التجميع ليست مطلقة.

٤-٥ طريقة تحديد أفضل تجميع لحل مشكلة الإرتباط الذاتي:

لتحديد أفضل تجميع في حل مشكلة الإرتباط الذاتي من بين التجميعات التي حلت المشكلة، تم حساب قيمة معنوية الإختبار للتجميعات التي حلت المشكلة، وكل مازادت قيمة معنوية الإختبار دل ذلك على أن التجميع أفضل في حل المشكلة. وتم تلخيص القيم المتحصل عليها في الجدول (٤-٤):

جدول رقم (٤-٤) يوضح ترتيب التجميعات حسب الأفضلية في حل مشكلة الإرتباط الذاتي

التجميع	عدد الفئات	قيمة ρ	معنوية الإختبار
المجموعة الاولى	٥	-٠,١٣٣	٠,٨٨١
المجموعة الثانية	٦	٠,٢٦٩	٠,٦٤٣
المجموعة الثالثة	٧	٠,٢٩٧	٠,٥١٩
المجموعة الرابعة	٨	٠,٣٣٩	٠,٣١١
المجموعة الخامسة	٩	٠,٥٠٦	٠,٠٨٤

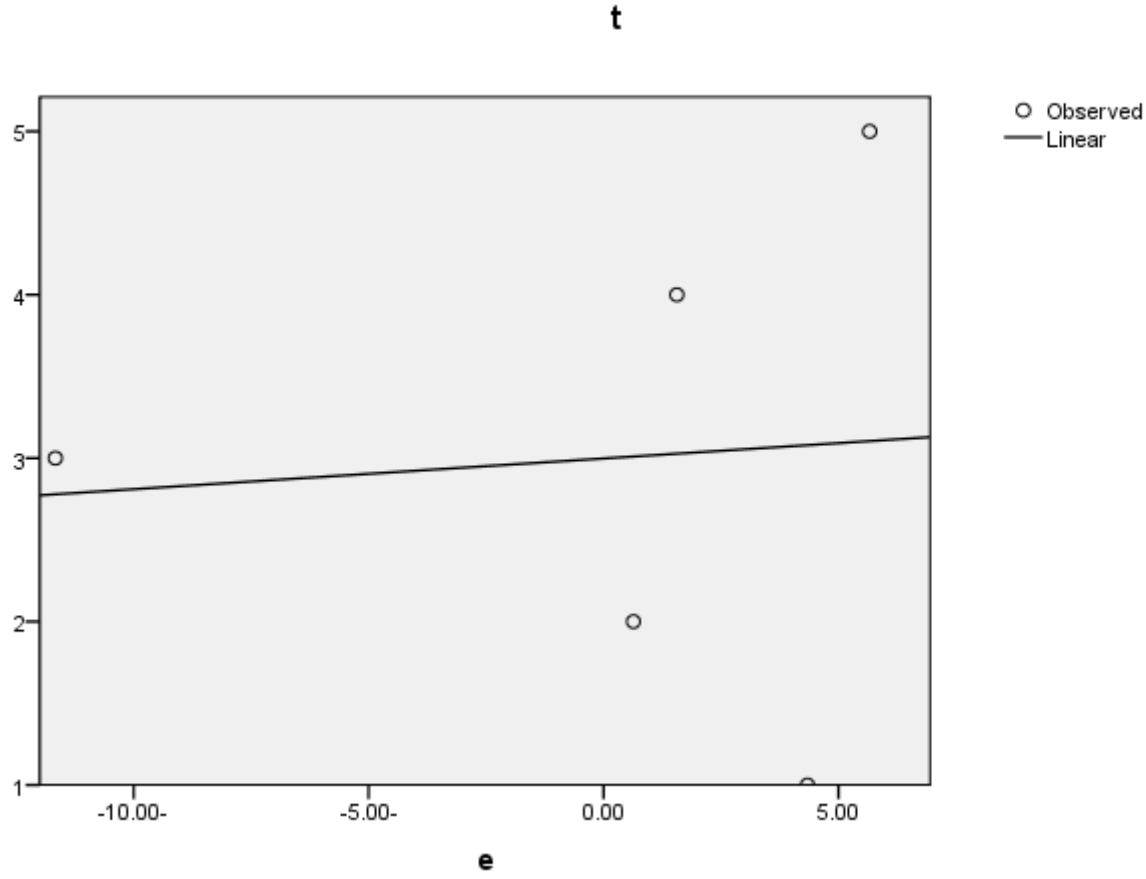
المصدر الباحث بواسطة spss

من الجدول (٤-٤) نلاحظ أن المجموعة الاولى (ذات الخمس فئات) هي الأفضل في حل مشكلة الإرتباط الذاتي لأنه يحقق أكبر قيمة لمعنوية الإختبار ونلاحظ أيضاً كل مازادت عدد

فئات التجميع كل ماكان التجميع أقل أفضلية في حل المشكلة، والمجموعة الخامسة (ذات التسع فئات) هي الاسوأ في حل المشكلة حيث أن بياناتها قريبة من لوجود إرتباط ذاتي معنوي بينها.

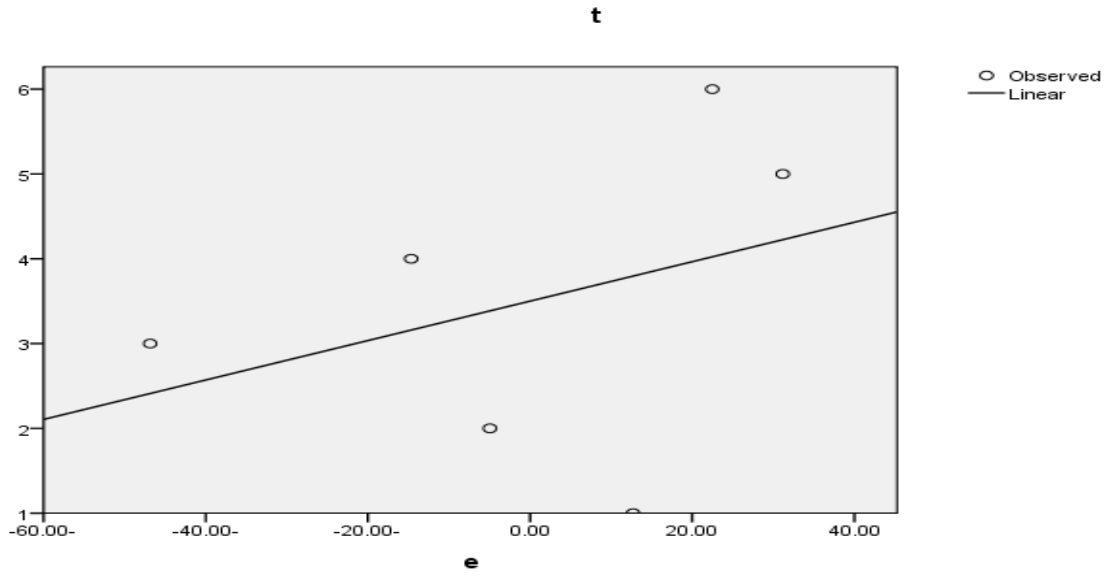
ولتوضيح إرتباط الأحطاء بالزمن والذي ينتج منه حدوث مشكلة الإرتباط الذاتي تم رسم أشكال لقيم المتغير e (قيم الأحطاء) مع المتغير t (الزمن) للمجموعات الاولي، االثانية، الثالثة، الرابعة والخامسة التي لا تعاني من مشكلة الإرتباط الذاتي ومقارتها مع شكل إنتشار بيانات أحطاء المجموعة التاسعة مع الزمن لأن المجموعة التاسعة هي أكثر المجموعات المجمعة معناة من مشكلة الإرتباط الذاتي.

شكل رقم (٤-١) يوضح انتشار قيم أحطاء المجموعة الاولى مع الزمن



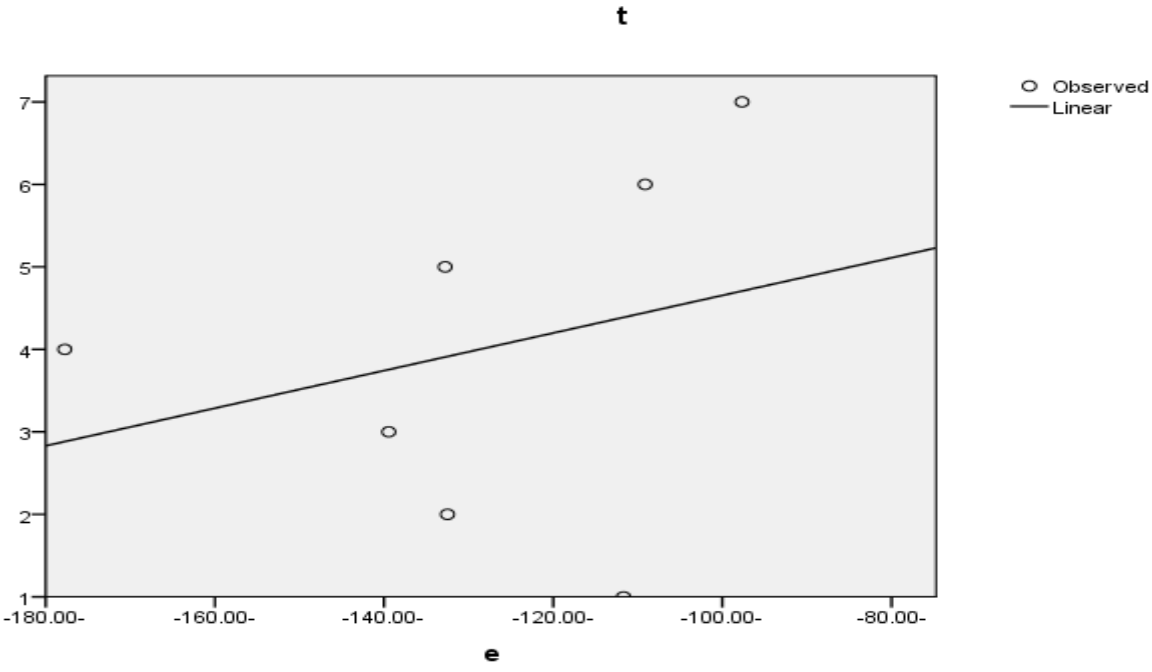
المصدر الباحث بواسطة spss

شكل رقم (٤-٢) يوضح إنتشار قيم أحطاء المجموعة الثانية مع الزمن



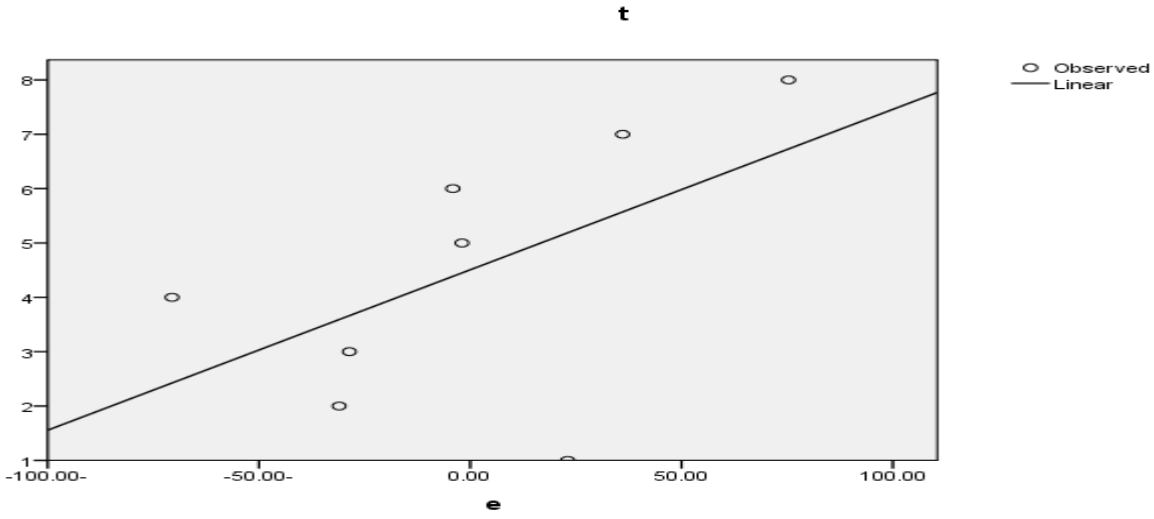
المصدر الباحث بواسطة spss

شكل رقم (٤-٣) يوضح انتشار قيم أحطاء المجموعة الثانية مع الزمن



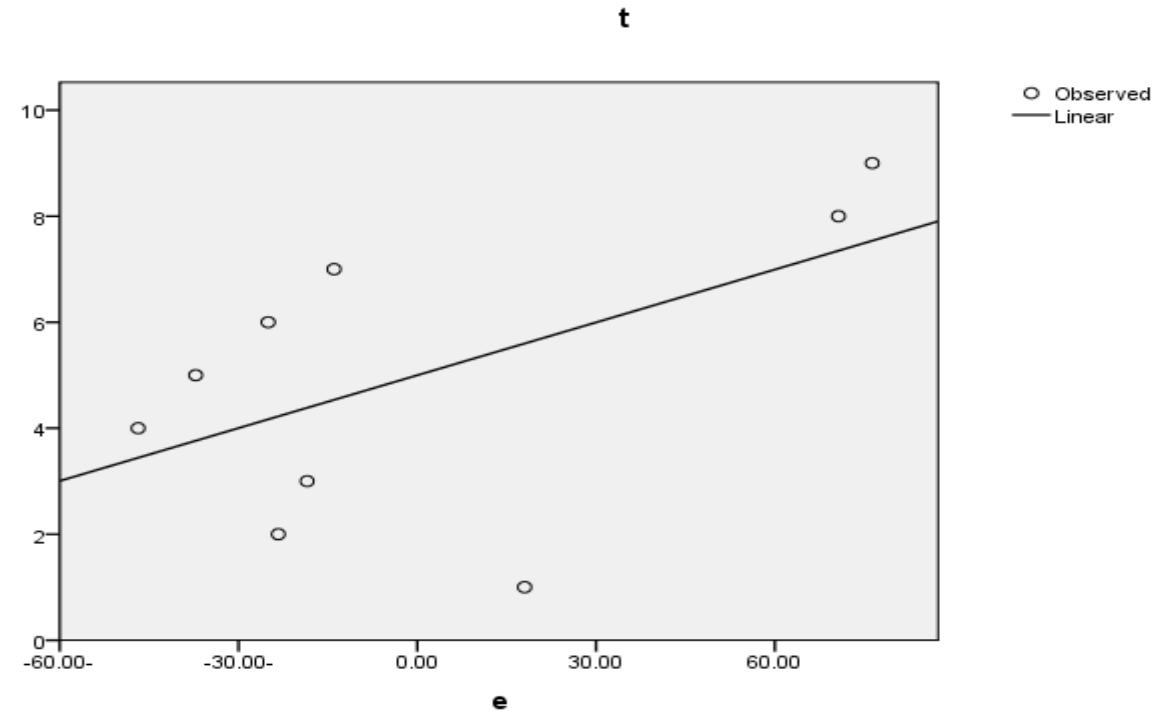
المصدر الباحث بواسطة spss

شكل رقم (٤-٤) يوضح انتشار قيم أحطاء المجموعة الرابعة مع الزمن



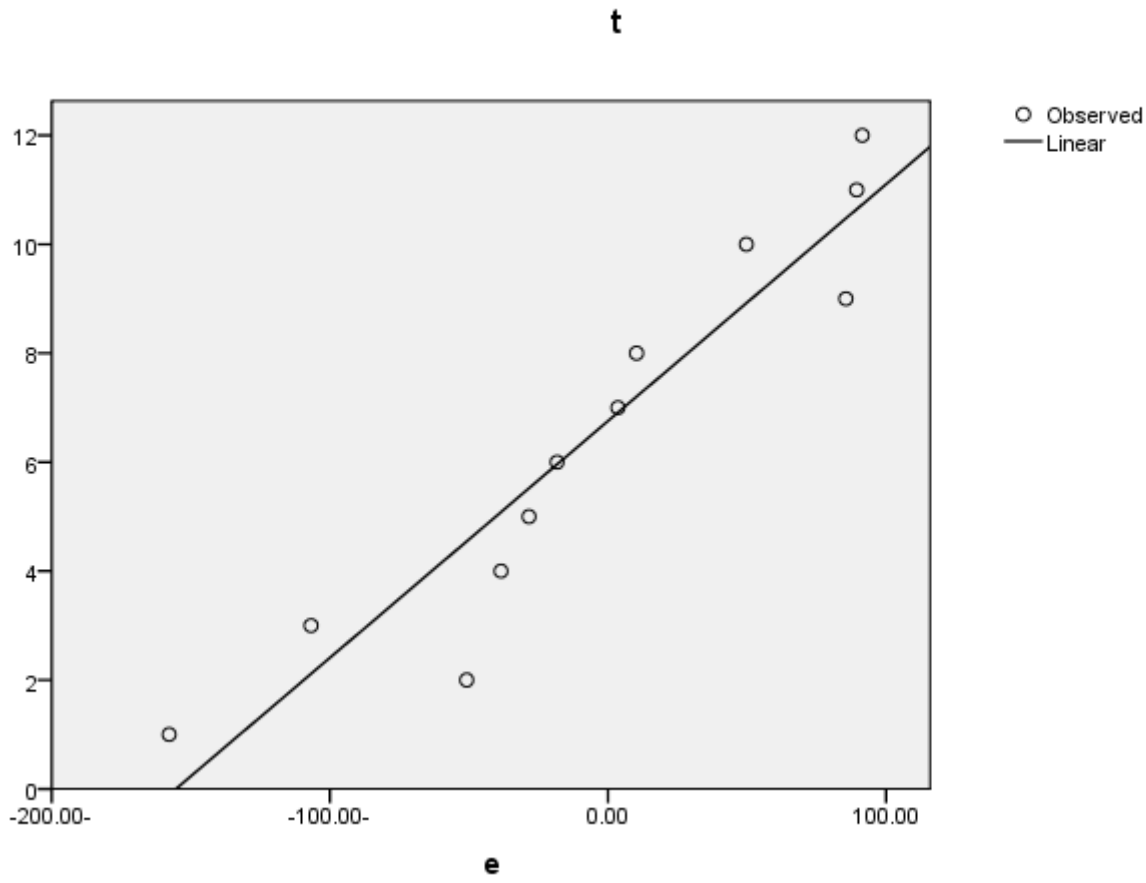
المصدر الباحث بواسطة spss

شكل رقم (٤-٥) يوضح انتشار قيم أحطاء المجموعة الخامسة مع الزمن



المصدر الباحث بواسطة spss

شكل رقم (٦-٤) يوضح انتشار قيم أحطاء المجموعة التاسعة مع الزمن



المصدر الباحث بواسطة spss

نلاحظ كيف أن البيانات في المجموعات الخمسة الاولي بعيدة عن خط الإنحدار على العكس من بيانات المجموعة التاسعة الذي تظهر فيه البيانات قريبة جدا لخط الإنحدار.

٤-٦ إختبار وجود مشكلة عدم تجانس التباين في البيانات الأصلية والبيانات المجمعة:

تم إستخدام إختبار معامل إرتباط النسب لسبيرمان للتأكد من وجود مشكلة عدم تجانس التباين في البيانات الأصلية حيث أنه يعتبر أبسط أنواع إختبارات عدم تجانس التباين ويمكن تطبيقه في

حالة البيانات الصغيرة والكبيرة على حد سواء. تم إجراء الإختبار عن طريق الحزمة البرمجية spss للمتغير ee مع المتغيرات x_1, x_2, x_3 كل على حده والجداول(٤-٥)، (٤-٦)،(٤-٧) توضح ناتج هذه الإختبارات:

جدول (٤-٥) يوضح إختبار معامل إرتباط سبيرمان بين المتغيرين x_1, ee للبيانات الأصلية

المتغيرات	قيمة الإرتباط	عدد البيانات	معنوية الإختبار
X_1&ee	0.650^{**}	783	0.000

المصدر الباحث من spss

جدول (٤-٦) يوضح إختبار معامل إرتباط سبيرمان بين المتغيرين x_2, ee للبيانات الأصلية

المتغيرات	قيمة الإرتباط	عدد البيانات	معنوية الإختبار
X_2&ee	0.713^{**}	783	0.000

المصدر الباحث من spss

جدول (٤-٧) يوضح إختبار معامل إرتباط سبيرمان بين المتغيرين x_3, ee للبيانات الأصلية

المتغيرات	قيمة الإرتباط	عدد البيانات	معنوية الإختبار
X_3&ee	0.742^{**}	783	0.000

المصدر الباحث من sps

إختبار سبيرمان يقول إذا كانت قيمة الإرتباط معنوية بين القيم الطلقة للأحطاء (ee) وأحد المتغيرات المستقلة x_1 أو x_2 أو x_3 دل ذلك على وجود مشكلة عدم تجانس التباين، ومن الجداول نجد أن قيمة ال0.00 = sig في الجداول الثلاثة مما يدل أن الإرتباط معنوي بين القيم المطلقة للأحطاء والمتغيرات الثلاثة عند مستوى معنوية 1% و 5%، أي أن البيانات الحقيقية تعاني من مشكلة عدم تجانس التباين بدرجة عالية.

تم إجراء الإختبار لجداول المجموعات التي تم إجراء التجميع عليها وتم تلخيص النتائج في الجدول (٤-٨):

جدول رقم (٤-٨) يوضح إختبارات سبيرمان للبيانات المجمعة

نتيجة الإختبار	قيمة sig مع x_3	قيمة sig الإرتباط مع x_3	قيمة الإرتباط مع x_2	قيمة sig مع x_2	قيمة sig مع x_1	قيمة الإرتباط مع x_1	عدد الفئات	المجموعة
جميعها غير معنوية	٠,٢٨٥	-٠,٦٠٠	٠,١٠٠	٠,٨٧٣	٠,٣٩١	-٠,٥٠٠	٥	المجموعة الاولى
جميعها غير معنوية	٠,٥٤٤	٠,٣١٤	٠,٠٨٦	٠,٨٧٢	٠,٩٥٧	٠,٠٢٩	٦	المجموعة الثانية
جميعها غير معنوية	0.482	0.321	0.286	0.535	0.589	0.250	٧	المجموعة الثالثة
جميعها غير معنوية	0.493	-0.286	-0.357	.0385	.385	-0.357	٨	المجموعة الرابعة
جميعها غير معنوية	0.125	-0.550	-0.367	.332	0.154	-0.517	٩	المجموعة الخامسة
جميعها غير معنوية	0.293	0.370	0.212	0.556	0.556	0.212	١٠	المجموعة السادسة
جميعها غير معنوية	0.083	-0.545	-0.182	0.593	0.235	-0.391	١١	المجموعة السابعة
جميعها غير معنوية	0.255	-0.357	-0.140	0.665	0.354	-0.294	١٢	المجموعة الثامنة
جميعها غير معنوية	0.325	-0.297	-0.137	0.655	0.316	-0.302	١٣	المجموعة التاسعة
معنوية مع x_3	0.029	-0.582*	-0.147	0.615	0.081	-0.481	١٤	المجموعة العاشرة
جميعها غير معنوية	0.334	-0.268	0.239	0.390	0.390	-0.239	١٥	المجموعة الحادية عشر
جميعها غير معنوية	0.085	-0.444	-0.518	0.051	0.113	-0.412	١٦	المجموعة الثانية عشر
جميعها غير معنوية	0.096	-0.417	-0.328	0.198	0.101	-0.412	١٧	المجموعة الثالثة عشر
جميعها غير معنوية	0.150	-0.353	-0.291	0.241	0.153	-0.351	١٨	المجموعة الرابعة عشر
جميعها غير معنوية	0.101	-0.388	-0.402	0.088	0.113	-0.375	١٩	المجموعة الخامسة عشر
جميعها غير معنوية	0.424	-0.189	-0.093	0.696	0.462	-0.174	٢٠	المجموعة السادسة عشر

المصدر الباحث من spss

من الجدول رقم (٤-٨) نلاحظ أن البيانات التي تم إجراء عملية التجميع عليها جميعا لاتعاني من مشكلة عدم تجانس التباين عند مستوى معنوية 5% ومستوى معنوية 1%، إلا المجموعة العاشرة والتي تتكون من أربعة عشر فئة فهي تعاني من مشكلة عدم تجانس التباين عند مستوى معنوية 5%. أي أن طريقة التجميع أزالت مشكلة عدم تجانس التباين من البيانات.

٤-٧ طريقة تحديد أفضل تجميع في حل مشكلة عدم تجانس التباين:

لتحديد أفضل تجمع بين التجميعات المتحصل عليها تم أخذ أقل قيمة لمعنوية الإختبار لكل مجموعة في إختبارات سبيرمان للإرتباط بين متغير الأحطاء المطلقة ee والمتغيرات المستقلة الثلاث كل على حده x_1, x_2, x_3 لكل جداول التجميعات المختلفة، ثم إختيار أكبر قيمة من القيم الماخوذه لتكون المجموعة التابعة لها المجموعة صاحبة أفضل تجميع والتي تليها ثم التي تليها وهكذا. والجدول (٤-٩) يوضح ناتج هذه العملية:

جدول رقم (٤-٩) يوضح تصنيف البيانات المجمعة حسب الأفضلية في حل مشكلة عدم تجانس التباين

المجموعة	عدد الفئات	قيمة sig مع x_1	قيمة sig مع x_2	قيمة sig مع x_3	قيمة sigالأقل	الترتيب حسب الأفضلية
المجموعة الاولى	٥	٠,٣٩١	٠,٨٧٣	٠,٢٨٥	٠,٢٨٥	٨
المجموعة الثانية	٦	٠,٩٥٧	٠,٨٧٢	٠,٥٤٤	٠,٥٤٤	١
المجموعة الثالثة	٧	0.589	0.535	0.482	0.482	٢
المجموعة الرابعة	٨	.385	.0385	0.493	.0385	٤
المجموعة الخامسة	٩	0.154	.332	0.125	0.125	١٢
المجموعة السادسة	١٠	0.556	0.556	0.293	0.293	٧
المجموعة السابعة	١١	0.235	0.593	0.083	0.083	١٤
المجموعة الثامنة	١٢	0.354	0.665	0.255	0.255	٩
المجموعة التاسعة	١٣	0.316	0.655	0.325	0.316	٦
المجموعة العاشرة	١٤	0.081	0.615	0.029	0.029	١٦
المجموعة الحادية عشر	١٥	0.390	0.390	0.334	0.334	٥
المجموعة الثانية عشر	١٦	0.113	0.051	0.085	0.051	١٤
المجموعة الثالثة عشر	١٧	0.101	0.198	0.096	0.096	١٣
المجموعة الرابعة عشر	١٨	0.153	0.241	0.150	0.150	١٠
المجموعة الخامسة عشر	١٩	0.113	0.088	0.101	0.150	١٠
المجموعة السادسة عشر	٢٠	0.462	0.696	0.424	0.424	٣

المصدر الباحث من spss

من الجدول رقم (٤-١٠) يتضح لنا أن أفضل تجميع للبيانات في حل المشكلة هو التجميع الثاني ذو الستة فئات لأنه أبعد هذه التجميعات عن معنوية عدم تجانس التباين ويليه التجميع الثالث ذو السبعة فئات ويليه التجميع السادس عشر ذو العشرين فئة وهكذا حسب الترتيب الموجود في عمود الترتيب في الجدول، وأسوأ تجميع هو التجميع في المجوعة العاشرة ذات الاربعة عشر فئة. ومن هنا يتضح لنا أنه لاتوجد قاعدة للتجميع الأفضل في حل مشكلة عدم تجانس التباين.

٤-٨ البحث عن التجميع الأفضل لحل مشكلة الإرتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين معا:

في ٤-٥ وجدنا أن طريقة التجميع تحل مشكلة الإرتباط الذاتي بطريقة أقرب إلى القاعدة وهي أنه أفضل تجميع لحل المشكلة هو التجميع ذو الفئات الأقل ثم الذي يليه ثم الذي يليه، وفي المبحث الخامس وجدنا ان طريقة التجميع تحل مشكلة عدم تجانس التباين، ولكن لاتوجد قاعدة لذلك فإن الترتيب الثالث للتجميع الأكثر أفضلية كان التجميع ذو العشرين فئة، أي أكثر التجميعات من حيث عدد الفئات، أي أننا نستنتج من ذلك أن طريقة التجميع تحل مشكلة الإرتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين ولكن ليست بنفس القاعدة. وإذا بحثنا بعد ذلك عن أفضل تجميع يحل المشكلتين معا فهو التجميع في المجموعة الثانية ذو الستة فئات لأن ترتيبة الثاني في حل مشكلة الإرتباط الذاتي والأول في مشكلة عدم تجانس التباين.

٥-١ تمهيد:

تعد اساليب التجميع بين بيانات المقاطع العرضية من الاساليب الحديثة في التحليل القياسي الكمي ومن الأساليب الإحصائية المستحدثة لحل مشاكل بيانات المقاطع العرضية ومشاكل السلاسل الزمنية ايضا، ولكن لم تجرى دراسات كثيرة حتى الان في هذا المجال مع الاهمية الشديدة التى يحظى بها الاسلوب القياسي، فلقد انصب الاهتمام في السنوات الأخيرة على استخدام الاسلوب القياسي الاقتصادي كأحد أساليب التحليل الكمي في معالجة المشاكل والمعضلات التي تشخصها النظرية الاقتصادية ، وفي رسم الخطط الاقتصادية وصياغة القرارات التخطيطية ، بعد ان أصبحت الفرضيات النظرية تصاغ بشكل معادلات قابلة للقياس والاختبار بواسطة الطرق الإحصائية.

٥-٢ النتائج:

خرجت هذه الدراسة بشقيها النظري والتطبيقي ببعض النتائج والتوصيات والتي يمكن تلخيصها في الآتي:

النتائج:

١- طريقة التجميع تقلل من تباين البيانات فتجعلها أكثر تجانسا مما يساعد في حل مشاكل نموذج الإنحدار الخطي.

٢- يمكن التخلص من مشكلة الإرتباط الذاتي عن طريف تطبيق طريقة التجميع على البيانات التي تعاني من المشكلة.

٣- ليست كل البيانات التي أجريت عليها عملية التجميع تكون معافاة من مشكلة الإرتباط الذاتي.

٤- طريقة التجميع تحل مشكلة الإرتباط الذاتي بقانون ثابت وهو كل ما قل عدد الفئات كل ما كانت البيانات بعيدة عن مشكلة الإرتباط الذاتي.

٥- طريقة التجميع تحل مشكلة عدم تجانس التباين

٦- يجب إجراء عدد من التجميعات للبحث عن التجميع الأفضل في حل المشكلة.

٧- لايوجد قانون ثابت لاختيار التجميع الافضل في حل مشكلة عدم تجانس التباين ففي الدراسة وجدنا أفضل تجميع هو تجميع المجموعة الثانية تليها المجموعة الثالثة وتليها المجموعة السادسة عشر.

٨- لاتوجد علاقة ثابتة لطريقة التجميع في حل مشكلتي الإرتباط الذاتي وعدم تجانس التباين في وقت واحد.

٩- طريقة التجميع توفر الوقت والجهد والتكلفة في حل مشاكل نموذج الإنحدار الخطي.

١٠- لاتوجد علاقة واضحة لطريقة التجميع في حل مشكلتي عدم تجانس التباين والإرتباط الذاتي معا.

٥-٣ التوصيات:

١- نوصي بإعتماد طريقة التجميع كطريقة جديدة لحل مشاكل النموذج الخطي البسيط والمتعدد بدل الطرق القديمة لان طريقة التجميع طريقة امنة وتقوم فقط بتلخيص البيانات ولاتحتوي على تحويلات قد تغير من قيم البيانات.

٢- عند إستخدام طريقة التجميع في حل مشاكل الإنحدار الخطي يجب إجراء عدد من التجميعات والبحث عن التجميع الأفضل في حل المشكلة المعينة.

٣- يجب البحث في أفضلية إستخدام طريقة التجميع عن إستخدام الطرق السابقة في حل مشاكل نموذج الإنحدار لأن جميع الطرق السابقة في حل مشاكل النموذج تعتمد على تحويلات في البيانات مما قد يؤدي الى إختلال في خصائص البيانات الأصلية، اما طريقة التجميع فهي تلخيص للبيانات الأصلية.

٤- نوصي بإجراء دراسات وبحوث أكثر تستخدم طريقة التجميع لحلول مشاكل بيانات السلاسل الزمنية.

٥- يجب إجراء دراسات اكثر للتجميع وانواعة وكيفة الاستفادة منه في شتى الدراسات الإحصائية.

المراجع

المراجع العربية:

١) الراوي ، محمود (١٩٨٧م) المدخل الى تحليل الإنحدار ، دار الكتب للطباعة والنشر ،جامعة الموصل العراق.

٢) بسام، انمار،عادل ،الإقتصاد القياسي (٢٠٠٣م) دار عزة للطباعة والنشر، الخرطوم ، السودان.

٣) وليد ،احمد محمد' الإقتصاد القياسي التحليلي ،(*2003*م) دار مجدلاوي للنشر والتوزيع' عمان الاردن.

٤) عبد القادر (١٩٩٧م) الإقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق ' دار وائل للطباعة والنشر، عمان الاردن.

٥) فرحات ،لطفي (١٩٨٩م) ،قياس العلاقات الإقتصادية ' الدار الجماهيرية للنشر والتوزيع والاعلان

٦) عباس السيد (بدون تاريخ) ، 'الإقتصاد القياسي ، دار عزة للطباعة والنشر ، الخرطوم ، السودان

٧) عويس – عبدالله ، (١٩٧٥م)،الإحصاء التطبيقي ، مكتبة عين شمس

٨) زغلول – مصطفى (١٩٩٣م) ،مقدمة في الإحصاء ، القاهرة.

٩) كاظم – علي هادي ، (١٩٩٠م) ،القياس الإقتصاديالتطبيقي ،جامعة بغداد.

١٠) حامد الشمرتي ، مؤيد الفضل (٢٠٠٥م) الاساليب الإحصائية في اتخاذ القرار' دار مجدلاوي للنشر والتوزيع الاردن.

١١) مخلوف، ابراهيم أحمد، (١٤٢٥هـ)، التحليل الكمي في الإدارة ، مطابع جامعة الملك سعود الرياض.

١٢) أحمد فريد، (٢٠٠٨م)، التحليل الإقتصادي الكلي ، مؤسسة شباب الجامعة مصر.

المراجع الانجليزية:

1) Cochrance , D.& Orcutt ,GH (1949) "Application of least square Regression to relation ship containing Auto correlated Terms " , JASA ,Vol ,44 ,pp.32-61 .

2) Durbin , J. & Watson , G.S.(1950) "testing for serial correlation in least squares Regression " , Vol .37, pp.409-428 and (1950), Vol 38,pp.159-178.

3) Durbin , J.(1990) "Estimation of parameters in time series Regression analysis Model : J. Royal stat. soc .series B ,vol .122,pp139-153.

4) Johonston , J. (1972) " Econometric Methods " 2^{nd} , Ed. Mc Graw Hill Book company .York.

5) Koutsoyiannis, A.(1977) " Econometrics" 2^{ed}, Ed.Mac.Millan.

6) Thei l . H , (1965) "Linear Aggregation of Economic Relations " Amsterdam , North – Holland Publishing Company.

7) Green,William, (1993), Economettric Analysis, Macmillan publishing company ,second Edition,New York.

8) Forsund F.,Sarafoglou N., (2005), The tall of two research communities : the Diffusion of research on production Economics.

الدراسات:

١- إكرام عبيد (٢٠٠٤م)، أثر التجميع على حل مشكلة عدم تجانس التباين، رسالة ماجستير في الإحصاء، جامعة السودان ،السودان.

٢- طارق حسين (٢٠٠٤م)، اثر التجميع على مشكلة الإرتباط الذاتي، رسالة ماجستير في الإحصاء، جامعة امدرمان الإسلامية ،السودان.

٣- الشيخ السماني (٢٠٠٥م)، أثر التجميع على مشكلة التداخل الخطي المتعدد، رسالة ماجستير في الإحصاء، جامعة بخت الرضا ،السودان.

٤- مناهل سيدأحمد (٢٠٠٥م)، توظيف البيانات العرضية لمعالجة مشكلة التداخل الخطي المتعدد في دالة كوب-دوقلاس بالتطبيق على شركة النيل الازرق للتغليف والطباعة، رسالة ماجستير في الإحصاء، جامعة السودان ،السودان.

٥- أحمد عبدالرحيم (٢٠١١م)، تقدير دوال الإقتصاد الكلي السوداني ذات التداخل الخطي، رسالة دكتوراه في الإحصاء، جامعة السودان ،السودان.