Estimation of the multiple linear regression model for the production quantity of Al-Zahi in Al-Mamoun Factory using the (r-(k-d)) method in the presence of the problems of autocorrelation and multicollinearity together

Saja Mohammad Hussein
Zainab abd alsatar

Baghdad university , college of fine arts, financial Dept.

Baghdad university , college of administration and economic, Dept. of Statistics

zainab.a@cofarts.uobaghdad.edu.iq

Estimation of the multiple linear regression model for the production quantity of Al-Zahi in Al-Mamoun Factory using the (r-(k-d)) method in the presence of the problems of autocorrelation and multicollinearity together

Saja Mohammad Hussein

Baghdad university , college of administration and economic, Dept. of Statistics
saja@coadec.uobaghdad.edu.iq

Zainab abd alsatar

Baghdad university , college of fine arts, financial Dept.
zainab.a@cofarts.uobaghdad.edu.iq

Abstract:
The controlling production is one of the important goals that economic institutions strive to achieve. The quantities of production are essential for industrial establishments, and one of the most important statistical models used is the linear regression model. Ordinary Least Squares (OLS) is commonly used to estimate the linear regression model. However, this method requires a set of assumptions. If one or more of these assumptions are violated, it may lead to inaccurate and undesired estimates.
These problems often manifest in the multiple linear regression model as problem of multicollinearity and autocorrelation together. In this study, **r-(k-d)** method was used to estimate the model for the production quantity of cleaning materials in AL-Maamon industry in the General Company for vegetable oil industry. This approach addressed the issues of multicollinearity and autocorrelation simultaneously.

Keywords: Multicollinearity, Autocorrelation, Multiple Linear Regression Model, Generalized Least Squares (GLS).

1-المقدمة وهدف البحث

ان تحليل الانحدار هو احد الاساليب الاحصائية واسعة الاستعمال في تحليل البيانات وذلك لسهولة استعمالها في معرفة وتفسير العلاقات المختلفة بين الظواهر عن طريق تحديد العلاقات بين المتغيرات و يعد تحليل الانحدار الخطي المتعدد احد اكثر الاساليب استعمالا في كثير من المجالات من اجل الوصول الى نتائج افضل للعلاقة المدروسة بواسطة الاستعمال الامثل للبيانات . ويفترض فيه وجود علاقة خطية بين المتغير المعتمد Y (dependent variable) وعدة متغيرات توضيحية X (Explanatory variable) والهدف من تحليل الانحدار الخطي المتعدد هو التنبؤ بقيم مستقبلية وكذلك يستعمل لتقدير قيم سابقة ويكون ذلك بالاعتماد على دراسة حالات اخرى. ولانموذج الانحدار المتعدد الاتي:

$$\underline{Y} = X\underline{\beta} + \underline{U} \qquad \text{.....(1)}$$

اذ ان : $\underline{Y}$: تمثل متجه من الدرجة $n\times 1$ لمشاهدات المتغير المعتمد

X : تمثل مصفوفة المتغيرات التوضيحية من الدرجة $n \times (p+1)$

ß: تمثل متجه من الدرجة $((p+1) \times 1)$

n : تمثل عدد المشاهدات

p : هي عدد المتغيرات التوضيحية

U : حد الخطا من الدرجة nx1

ولكي نتمكن من تقدير معاملات انموذج الانحدار المتعدد (Ganeral Linear Model) باستعمال المربعات الصغرى الاعتيادية فينبغي توفر الفروض [2] وعند عدم تحقق احد الفروض في انموذج الانحدار فسوف تظهر مشاكل عديدة فعندما لاتتحقق الفروض الاتية:

ان تكون الاخطاء العشوائية غير مرتبطة خطيا مع بقية الاخطاء العشوائية الاخرى اي ان قيم الخطا العشوائي في اي فترة زمنية لاتعتمد على قيمتة في فترة زمنية اخرى بحيث ان

$$\text{Var-}cov\ (U'U) = 0$$

$$E\ (U_i, U_j) = 0 \qquad i \neq j$$

وعندما لايتحقق الفرض بان لمعادلة الانحدار اكثر من متغير توضيحي فينبغي ان تكون المتغيرات التوضيحية غير مرتبطة مع بعضها خطيا

$$\text{Var- Cov}\ (X'X) = 0$$

فستظهر مشكلتي التعدد الخطي و الارتباط الذاتي و التي لها تاثيرات غير جيدة على عملية التقديروبالتالي يتوجب ان يتم الكشف عنهما وايجاد الحلول المناسبة لمعالجة هذه المشاكل والحصول على تقديرات افضل . ونظرا لكون هاتين المشاكلتين لها تاثيرات سلبية على عملية التقدير فلقد اهتم الكثير من الباحثين بهذه المشاكل وحاول العديد منهم وضع عدة طرائق تقدير من اجل معالجتها والتوصل الى حل للمشكلتين معا منهم G. Trenkler [6] حيث قام بدمج مقدرات المربعات الصغرى العامة مع مقدر انحدار الحرف الاعتيادي وايضا قام الباحثيين (Sakallıoglu ,Siray and Kaçıranlar) [12] في عام(2012) م بتعديل مقدر صف (r-k) باضافه مقدرالمربعات الصغرى العامة GLS اليه لكي يتخلص من مشكلتي الارتباط الذاتي والتعدد الخطي في حال ظهورها معا بنفس الوقت وكما اجروا دراسة محاكاه لمقارنة اداء المقدر المقترح مع مقدر المركبات الرئيسية (PCR) (Principal Component Regression)ومقدر (ORR))باستعمال معياري(MMSE) (Matrix mean Square Error)و (SMSE) (Scalar Mean Square Error)واشارت نتائج دراسة المحاكاة التي اجريت بان مقـــدر صف (r-k) الجديد هو افضل من بقية المقدرات وباستعمال معيار SMSE. وقدم الباحثان (Chandra and Tyagi) [5] في عام(2017) م مقدر r-(k,d) class من اجل معالجة مشكلة الارتباط الذاتي حيث تفوق المقدر الجديد على نظيراته من المقدرات التي تم المقارنة معها باستعمال معيار متوسط مربعات الخطأ ودراسة خصائص المقدر المقترح .

ان الهدف الرئيسي لكل مؤسسة انتاجية هو الوصول الى اعلى نسبة وجودة للانتاج وباقل التكاليف ولهذا اصبحت قضية الانتاج هي احد الاهداف المهمة التي تسعى اليها المؤسسات الاقتصادية الكبرى فلذلك اهتم الباحثون باهم المشاكل والمعوقات التي تقف امام هذه القضية وقاموا باجراء العديد من الدراسات والبحوث لايجاد الحلول المناسبة لهذه المشاكل وبالتالي تحسين مستوى الانتاج وفي هذا البحث سنقوم بدراسة بيانات حقيقية والتي تخص انتاج مادة الزاهي المصنعة من قبل معمل المامون في قطاع الشركة العامة لصناعة الزيوت النباتية والتابعة الى وزارة الصناعة والمعادن والتي تعاني من وجود مشكلتي التعدد الخطي والارتباط الذاتي معا .

ان هدف البحث هو تقدير انموذج الانحدار الخطي المتعدد لكمية انتاج مادة الزاهي والذي يعاني من مشكلتي الارتباط الذاتي والتعدد الخطي معا من خلال استعمال طريقة تقدير مدمجة لتقدير المعلمات عند وجود هاتين المشكلتين معا في نفس الوقت وهي طريقة **r-(k,d) class**

2. مشكلة التعدد الخطي(The Multicollinearity Problem)و طرائق الكشف عن وجودها وهي احدى مشاكل الانحدار الخطي المتعدد وتحدث عند خرق احد فروض التحليل و يكون هنالك ارتباط خطي بين المتغيرات التوضيحية في نموذج الانحدار فيكون هنالك صعوبة في فصل أثر كل متغير على المتغير المعتمد لهذا لايمكن في هذه الحالة استعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتياديــة OLS. فعندما تكون محدد مصفوفة المعلومات مساويا الى الصفر $|X'X| = 0$ ستكون رتبة المصفوفة غير كاملة اي تصبح الرتبة اقل من عدد المعاملات فلا نستطيع ايجاد معكوس المصفوفة وبالتالي عدم امكانية ايجاد مقدرات للانموذج مما تؤدي الى حدوث مشكلة التعدد الخطي التام **(Perfect Multicollinearity)** [1].اما في حال كون محدد مصفوفة المعلومات قريبة من الصفر $|X'X| \approx 0$ فستكون معاملاتها ذات تباينات كبيرة نتيجة زيادة في حجم الاخطاء المعيارية وتكون عملية التقدير هنا غير مجدية لكون التقديرات التي سنحصل عليها غيردقيقة مما يتسبب في ظهور مشكلة التعدد الخطي الشبه التام **(Semi Perfect Multicollinearity)** [1].توجد عده طرائق للكشف عن وجود مشكلة التعدد الخطي واهمها :

2-1- مقياس عامل تضخم التباين VIF (Variance Inflation Factor)

قام Marquarat عام 1970 باقتراح مقياس يكشف عن مشكلة التعدد الخطي في تحليل الانحدارالمتعدد عندما يكون هنالك ارتباط بين المتغيرات التوضيحية في الانموذج حيث يقيس مدى تضخم التباين للمتغير التوضيحي وارتباطه بالمتغيرات التوضيحية الاخرى ويعتمد هذا المقياس على معامل التحديد ويكتب بالصيغة الاتية:

$$VIF = \frac{1}{1-R_j^2}$$

اذ ان R_J^2 : معامل الارتباط (معامل التحديد) للانحدار بين المتغير التوضيحي X_J وبقية المتغيرات التوضيحية الاخرى فاذا كانت قيمة المقياس مساوية الى الواحد فيدل ذلك على عدم وجود مشكلة تعدد خطي اما اذا كان المقياس اكبر من 5 فيدل ذلك على وجود مشكلة تعدد خطي[1]

2-2- **مؤشر الحالة (Condition Index)**

يقوم هذا المقياس على اساس قسمة اكبر جذر مميز على كل الجذور المميزة بصورة متتالية وحسب الصيغة الآتية:

$$C.I = \sqrt{\frac{\lambda_{max}}{\lambda_i}} \qquad i = 1,2, \dots \dots \dots P$$

حيث ان λ : تمثل الجذور المميزه لمصفوفة المعلومات

و اذا كانت قيمتة اقل من 15 فهذا يدل على عدم وجود مشكلة التعدد الخطي اما اذا كانت قيمتة اكبر من 15 فيدل على وجود مشكلة التعدد الخطي اما لو كانت قيمتة اكبر من 30 فذلك يبين مدى خطورة مشكلة التعدد الخطي[1]

3. مشكلة الارتباط الذاتي (The Autocorrelation problem)واختبار وجودها يحدث الارتباط الذاتي نتيجة وجود ارتباطات بين الاخطاء اي ان الاخطاء غير مستقـــلة عن بعضها البعض عند تقدير انموذج الانحدار الخطي (1) المتعدد اي ان التباين المشترك لايســـــــاوي صفر $E(u_i, u_j) \neq 0$ بحيث $i \neq j$ وتعتبر هذه المشكلة اختراق لاحدى فروض طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية حيث ان المعلمات لاتكون (Best linear(unbaised Estimator BLUE)افضل تقدير خطي غير متحيز) وان من اسباب حدوثها هو وجود مشكلة في البيانات التي تم الحصول عليها بشكل متكرر مع مرور الزمن اي البيانات مرتبطة مع نفسها وتظهر هذه المشكلة ايضا في الدراسات التي تاتي على شكل سلاسل زمنية او عند حذف بعض المتغيرات التوضيحية من الانموذج او نتيجة لاجراء تعديل على البيانات الموجودة او نقوم بتقدير قيم بعض المشاهدات بالاعتماد على قيم مشاهدات اخرى فسوف تتكون علاقة بين اخطاء تلك المشاهدات وسوف تؤثر على طبيعتها وتوزيعها.توجد هنالك طرائق عديدة للكشف عن مشكلة الارتباط الذاتي بين الاخطاء العشوائية للسلسلة الزمنية قيد البحث ومن اهمها :

3-1-اختبار ديربن واتسن(Durbin- Watson Test)

قدم كلا من (Durbin- Watson) عام 1950 م بايجاد اختبار يكشف عن وجود مشكلة الارتباط الذاتي والذي يعتمد على الاخطاء العشوائية في انموذج الانحدار الخطي العام كما يستعمل للارتباط الذاتي من الدرجة الاولى فقط ويعد هذا الاختبار من افضل و اكثر الاختبارات استعمالاً لسهولة تطبيقة و يقوم بحساب الاخطاء العشوائية للانموذج ولغرض اجراء هذا الاختبار بدءاً نقوم بوضع الفرضية التالية:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

وعلى افتراض ان الفروق العشوائية تاخذ الصيغة الاتية :

$$U_i = pU_j + e_t$$

$$U_i = Y_i - \hat{Y}_i$$

وتكتب صيغة الاختبار بالشكل الاتي

$$D.W = \frac{\Sigma (U_i - U_j)^2}{\Sigma U_i^2}$$

و ان قيمة (D.W) تتراوح بين الصفر والاربعة فاذا كانت(D.W)قريبة من الصفر فيدل على وجود ارتباط ذاتي موجب واما اذا كانت قيمة(D.W) تقترب من الاربعة فهذا يدل على وجود ارتباط ذاتي سالب اما اذا كانت قيمة (D.W) تساوي اثنان فيدل ذلك على عدم وجود ارتباط ذاتي .ويتم الاعتماد على جداول Durbin- Watson لبيان مدى معنوية الاختبار فيتم اما قبول فرضية العدم او رفضـــــها. [1]

4- مقدر r-(k,d) class :

لقد حظيت مشكلتي التعدد الخطي والارتباط الذاتي بأهتمام الكثير من الباحثين لكثرة ظهورهما معا وتأثيراتها السيئة على عملية التقدير فيتوجب الكشف عنها وايجاد الحلول الملائمة للتخلص منها فتوصل الكثير منهم الى ايجاد طرق جديدة عن طريق دمج مقدرين فقط

ولكنها كانت غير مجدية وخاصة اذا كان هنالك تعدد خطي تام كبير ولكن في السنوات الاخيرة توصل باحثين اخرين الى دمج اكثر من مقدرحيث وجدوا بأن الدمج سوف يحمل مزايا جميع المقدرات وبالتالي الحصول على مقدرات افضل وبالتالي الحصول على اقل متوسط مربعات خطا ممكن (MSE) وسنستعرض في هذا البحث احد تلك الطرق وهو **مقدر r-(k,d) class حيث** قدم الباحثان[5] (Chandra and Tyagi) في عام 2017 طريقة تقدير جديدة تقوم بمعالجة مشكلتي التعدد الخطي والارتباط الذاتي معا وتدعى بمقدرr-(k,d) class وذلك عن طريق دمج عدة مقدرات مع بعضها وهي مقدر المربعات الصغرى الاعتيادية(OLS)ومقدر انحدار الحرف الاعتيادي(ORR) ومقدر انحدار المركبات الرئيسية (PCR) ومقدر ليو LIU و مقدرذات المعلمتين (TP) ومقدر r-(d)class ومقدر r-k)class) ومقدر المربعات الصغرى العامة (GLS).

$$\widehat{\beta}_r(d) = T_r(T_r'X'XT_r + I_r)^{-1}(I_r + d\,(T_r'X'XT_r)^{-1})T_r'X'Y \ldots\ldots (2)$$

$$0< d < 1 \text{ و } r\leq p \quad \text{ و ان}$$

ان صيغة مقدر r-(k,d)class تكون على النحو التالي :

$$\tilde{\beta}_r(K,d) = T_r\left(T_r'X'V^{-1}XT_r + kI_r\right)^{-1}\left(T_r'X'V^{-1}Y + KdT_r'\tilde{\beta}_r\right) \quad \ldots..(2\ )$$

$$\tilde{\beta}_r = T_r\left(T_r'X'V^{-1}XT_r\right)^{-1}T_r'X'V^{-1}Y \text{ و ان}$$

وبالتعويض عن $\tilde{\beta}_r$فان صيغة المقدر ستكون كالاتي :

$$\tilde{\beta}_r(K,d) = T_r\left(T_r'X'V^{-1}XT_r + kI_r\right)^{-1}\left(T_r'X'V^{-1}XT_r\right)^{-1}\left(T_r'X'V^{-1}XT_r + KdI_r\right)T_r'X'V^{-1}Y \quad \ldots..(3\ )$$

كما يمكن كتابة مقدر r-(k,d)classكما مبين في ادناه :

$$\tilde{\beta}_r(K,d) = T_rS_r(K)^{-1}\Lambda_r^{-1}S_r(Kd)T_r'X'V^{-1}Y(36.2)$$

$$= A_1\hat{\beta}_{GLS}$$

$$A_1 = T_rS_r(K)^{-1}S_r(Kd)T_r'$$

$$S_r(q) = \Lambda_r + qI_r q=1,k,d,kd \quad \text{ و ان}$$

$$S_r(kd) = \Lambda_r KdI_r$$

ان متوسط مربعات الخطا لمقدر r-(k,d)classتكون كالتالي[8] :

$$\text{MSE } \tilde{\beta}_r(K,d) = \sigma^2T_rS_r(K)^{-1}S_r(Kd)\Lambda_r^{-1}S_r(Kd)S_r(K)^{-1}T_r' + T\,B_1T'\beta\beta'\,T\,B_1T'$$

$$\ldots\ldots..(\ 4\ )$$

$$B_1 = \begin{pmatrix} k\,(1-d)S_r(K)^{-1} & 0 \\ 0 & I_{P-r} \end{pmatrix} \text{حيث ان}$$

وان قيمة k المثلى لمقدر r-(k,d)classتعطى كالاتي :

$$K=\frac{\sigma^2}{(\alpha_i^2-d\left(\frac{\sigma^2}{(\lambda_i+\alpha_i^2)}\right))} \qquad ,\forall\, i=1,2,\dots r$$

وان قيمه d المثلى لمقدرr-(k,d)class تكون كالاتي :

$$d_{opt}=\frac{\sum_{i=1}^{r}(\frac{k\alpha_i^2-\sigma^2}{(\lambda_i+k)^2})}{\sum_{i=1}^{r}(\frac{k(\sigma^2+\lambda_i\alpha_i^2)}{\lambda_i(\lambda_i+k)^2})}$$

وان لمقدر r-(k,d)classعدة حالات خاصة وهي كالاتي :

1- عندما d=0 يصبح مقدر $((r-k)\ \text{Class estimator}$

$$=T_r\left(T_r'X'V^{-1}XT_r+kI_r\right)^{-1}T_r'X'V^{-1}Y\tilde{\beta}_r(K,0)=\tilde{\beta}_r(K)$$

2- عندما تكون k=1 سنحصل على مقدر (r-d) class

$$\tilde{\beta}_r(1,d)=\tilde{\beta}_r(d)=T_r\left(T_r'X'V^{-1}XT_r+I_r\right)^{-1}(I_r+d\,(T_r'X'V^{-1}XT_r)^{-1})T_r'X'V^{-1}Y$$

3- عندما تكون k= 0 يصبح مقدر المركبات الرئيسي(PCR)

$$\tilde{\beta}_r(0,d)=\tilde{\beta}_r=T_r\left(T_r'X'V^{-1}XT_r\right)^{-1}T_r'X'V^{-1}Y$$

4- عندما تكون k= 0 و r=p فيصبح مقدر مربعات صغرى عامة(GLS)

$$\tilde{\beta}_p(0,d)=\tilde{\beta}_{GLS}=\left(X'V^{-1}X\right)^{-1}X'V^{-1}Y$$

5- عندما تكون d=0 و r=p فيصبح مقدر انحدار الحرف (ORR)

$$\tilde{\beta}_p(k,0)=\tilde{\beta}(K)=\left(X'V^{-1}X+kI_p\right)^{-1}X'V^{-1}Y$$

6- عندما تكون K=1 و r=p يصبح مقدر ليو (LIU)

$$\tilde{\beta}_p(1,d)=\tilde{\beta}(d)=\left(X'V^{-1}X+I_p\right)^{-1}(X'V^{-1}Y+d\tilde{\beta}_{GLS})$$

7- عندما تكون r=p يصبح هنا مقدر ذات المعلمتين (TPE)

$$\tilde{\beta}_p(K,d)=\tilde{\beta}(K,d)=\left(X'V^{-1}X+kI_p\right)^{-1}\left(X'V^{-1}Y+Kd\tilde{\beta}_{GLS}\right)$$

5-الجانب التطبيقي

5-1 وصف للبيانات

تعد الشركة العامة لصناعة الزيوت النباتية التابعة لوزارة الصناعة والمعادن من الشركات العريقة والمهمة في العراق لكونها كانت تتميز بجودة الانتاج وتعدده والذي يضاهي المنتجات العالمية حيث كان يتم تسويق المنتوجات داخل العراق وحتى خارجه وتضم هذه الشركة خمس معامل والموجودة في مختلف المحافظات والتي تنتج عده انواع من المنظفات وتخضع هذه المنتجات جميعها لنظام الجودة (الايزو) وكانت توزع بعض من هذه المنتجات ضمن مفردات البطاقة التموينية اضافة الى تواجدها بقوة في الاسواق المحلية ولقد اخترنا في بحثنا هذه انتاج مادة الزاهي ففي عام 1981 بدء معمل المامون بانتاج هذه المادة ويعد هذا المعمل هو اول معمل في العراق يقوم بانتاج مادة المنظف السائل الزاهي وبعبوتين هي واحد لتر و اثنين لتر .وبعد احداث عام 2003 بدء انتاج هذه الشركة باالانخفاض نتيجة الازمات الاقتصادية والامنية في البلاد و ارتفاع اسعار المواد الاولية الداخلة في الانتاج اضافة الى منافسة المنتجات المستوردة لها . فاصبحت كلفة الانتاج اكبر اومساوية لكلفة البيع وتعد هذه مشكلة كبيرة بحد ذاتها .

ولقد تم جمع البيانات كما يظهر في الجدول (1)عن منتوج الزاهي المصنع من قبل مصنع المامون للفترة (2006 -2017) فقط وذلك لعدم توفر البيانات للسنوات السابقة لدى الشركة وكذلك توقف انتاج ماده الزاهي لبعض الوقت بسبب احداث عام 2003 . وكانت المتغيرات المستخدمة في هذه الدراسة هي كالاتي :

Y : تمثل كمية انتاج الزاهي سنويا وحده القياس هي (طن)

X_1 : تمثل عدد العمال في المعمل سنويا وحده القياس هي (عدد)

X_2: تمثل رواتب العمال سنويا وحده القياس هي (ملايين)

X_3: تمثل مبيعات المنتج سنويا وحده القياس (ملايين)

X_4: تمثل كلفة المواد الاولية سنويا وحده القياس هي (ملايين)

X_5: تمثل عدد ايام العمل سنويا وحده القياس (عدد)

X_6: تمثل طاقة انتاج الماكنة سنويا وحده القياس هي(طن)

X_7: تمثل كمية الانتاج المخطط لها سنويا وحده القياس هي (طن)

جدول (1) يوضح العوامل المؤثرة على كمية الانتاج لمادة الزاهي لمعمل المأمون للفترة من عام 2006 ولغاية 2017

السنة	كمية الانتاج	عدد العمال	رواتب العمال	المبيعات	تكلفة المواد الاولية	عدد ايام العمل	طاقة انتاج الماكنة	كمية الانتاج المخطط لها
2006	750.000	2500.000	205.000	241.020	752.400	6937.170	2455.000	627.200
2007	500.000	1500.000	222.000	120.620	375.600	6767.630	2395.000	313.408
2008	850.000	1500.000	229.000	115.850	361.200	14555.690	2320.000	301.000
2009	750.000	2500.000	231.000	235.860	734.400	17051.880	2235.000	612.889
2010	1000.000	3000.000	234.000	357.530	1114.800	16670.410	2185.000	928.947
2011	1500.000	2000.000	235.000	269.810	841.200	15968.490	2093.000	701.987
2012	1000.000	4000.000	240.000	314.240	979.200	15625.170	2018.000	816.428
2013	900.000	4000.000	237.000	386.680	990.000	16995.560	1948.000	824.990
2014	1000.000	3996.000	238.000	633.520	1196.400	16811.030	1940.000	996.814
2015	1000.000	4000.000	239.000	704.350	1368.100	7812.580	1024.000	1139.404
2016	1000.000	4000.000	241.000	768.990	1420.800	6897.050	904.000	1183.431
2017	1500.000	3996.000	240.000	725.100	1185.600	6126.470	803.000	987.665

اختبار البيانات. 2-5

اولا : اختبار وجود مشكلة الارتباط الذاتي :

يوجد هنالك عدة اختبارات للكشف على هذه المشكلة ومن اكثر الاختبارات واسهلها تطبيقا هو اختبار Durdin-watson ويعتمد هذا الاختبار على الاخطاء العشوائية في انموذج الانحدار وقد تم استعمال برنامج spss لاختبار البيانات الحقيقية لمنتوج الزاهي والموضحة في جدول (2) فكانت قيمة (D.W) هي 3.693 ولغرض اجراء الاختبار يتم الرجوع الى جداول Durdin-watson لايجاد القيم العليا والدنيا عند حجم عينة 12 و عدد المتغيرات التوضيحية هي 7 فكانت القيمة العليا لمعامل (D.W)هي 4 والقيمة الدنيا هي 3.63 وقد بينت النتائج بوجود مشكلة ارتباط ذاتي سالب بين الاخطاء العشوائية .

$$3.63 < 3.693 < 4$$

جدول رقم (2) يبين نتائج اختباردربن واتسون (D.W)

Model Summary[b]

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	1.000[a]	1.000	1.000	.472567	3.693

a. Predictors: (Constant), PlanedPro, WorkersSalary, MachinePro, DaysNo, Salling, BasicMaterial, WorkersNo

b. Dependent Variable: Product

ثانيا:اختبار الكشف عن التعدد الخطي:

تم اجراء اختبارين للكشف عن وجود مشكلة التعدد الخطي وهما معامل تضخم التباين VIF ودليل الحالة Condition index والتي تعد من اكثر الاختبارات شيوعا والمتوفرة في برنامج SPSS .وقد بينت نتائج اختبار(VIF) الى وجود مشكلة التعدد الخطي في المتغيرات التوضيحية كافة عدا المتغير السابع والذي يمثل كمية الانتاج المخطط لها سنويا حيث كانت قيمة VIF له مساوية الى 2.054 .

اما اختبار (Condition index) فتظهر نتائج الاختبار هنا بعدم وجود مشكلة التعدد الخطي عند المكون الرئيسي الاول والذي يمثل عدد العمال في المعمل و المكون الرئيسي الثاني والذي يمثل رواتب العمال والمكون الرئيسي الثالث والذي يمثل مبيعات المنتج حيث كانت قيم المؤشر اقل من 15 , اما المكون الرئيسي الرابع والذي يمثل كلفة المواد الاولية الداخلة في صناعة الزاهي والمكون الرئيسي الخامس والذي يمثل عدد ايام العمل فتشير نتائج الاختبار الى وجود مشكلة التعدد الخطي فيها حيث كانت قيمها اكبر من 15 واقل من 30 , واما المكون الرئيسي السادس والذي يمثل كمية انتاج الماكنة والمكون الرئيسي السابع والذي يمثل كمية الانتاج المخطط لها سنويا حيث تجاوزت قيمة المؤشر ال 30 مما يدل على خطورة مشكلة التعدد الخطي . والجداول ادناه يوضح التفاصيل المذكورة اعلاه :

جدول (3) والذي يمثل قيم معامل تضخم التباين

Variable	VIF
X_1	26.934
X_2	9.150
X_3	11.743
X_4	18.805
X_5	8.473
X_6	5.613
X_7	2.054

جدول (4) والذي يمثل نتائج اختبار دليل الحالة

dimension	Condition index
1	4.098
2	10.263
3	11.514
4	24.006
5	28.656
6	42.413
7	289.182

6- تحليل النتائج

نظرا لما استنتجه كلا من Chandra, S. and Tyagi, G.[5] بان مقدر r-(k-d) اثبت كفاءته على بقية المقدرات لذا تم تطبيق انموذج الانحدار المتعدد على بيانات دالة الانتاج لمادة الزاهي لمعمل المامون وتم تقدير معلماته باستعمال مقدرclass r-(k-d) . و كانت النتائج كما يظهر في الجدول (5) الاتي :

جدول (5) يوضح قيم معاملات انتاج ماده الزاهي لمقدر r-(k,d)

الحد الثابت	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
-0.00182	0.00005	0.000009	0.601	-0.0025	-0.00078	-0.00001	0.0007

ومن الجدول اعلاه نجد ان عند زياده وحدة واحدة من X_1 (عدد العمال) سيؤدي الى زيادة في Y (كمية الانتاج) بمقدار 0.00005 , واما عند زيادة وحدة واحدة من X_2 (رواتب العمال) ستؤدي لزيادة في كمية الانتاج Y بمقدار 0.000009 , وان زيادة وحدة واحدة من X_3 (المبيعات) ستؤدي الى زيادة في كمية الانتاج بمقدار0.601 , اما بالنسبه لـ X_4 (المواد الاولية) وX_5 (عدد ايام العمل) و X_6 (طاقه انتاج الماكنة) , فان كمية الانتاج سوف تتناقص عند نقصانها وبمقدار 0.0025 و0.00078 و 0.00001 على التوالي ولكل وحده واحدة منها حيث ان كمية الانتاج تنخفض بسبب عدم توفر المواد الاولية لارتفاع اسعارها وكذلك انقطاع العمال عن العمل بسبب الاوضاع التي مر بها البلد ويتاثر الانتاج ايضا عند عطل احد المكائن لقلة عددها وعدم توفر السيولة المالية لاصلاحها بوقت قصير .

واما في حين زيادة وحدة واحدة من X_7 (وهي كمية الانتاج التي تم التخطيط لها) سوف تؤدي الى زيادة في كمية الانتاج وبمقدار 0.0007 .

وبذلك يمكن كتابة نموذج الانحدار الخطي المتعدد الذي تم حساب قيم المتغير المعتمد التقديرية من خلاله وعلى النحو التالي :

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{i1} + \hat{\beta}_2 X_{i2} + \hat{\beta}_3 X_{i3} + \hat{\beta}_4 X_{i4} + \hat{\beta}_5 X_{i5} + \hat{\beta}_6 X_{i6} + \hat{\beta}_7 X_{i7} + U_i$$

$$\hat{Y}_i = -0.00182 + 0.00005X_{i1} + 0.000009X_{i2} + 0.601X_{i3} - 0.0025X_{i4} - X_{i5} - 0.00001X_{i6} + 0.0007X_{i7}$$

0.00078

7-الاستنتاجات

تم في هذا البحث تقدير دالة الانحدار الخطي المتعدد لكمية الانتاج لمادة الزاهي في معمل المامون الذي يعاني من وجود مشكلتي الارتباط الذاتي والتعدد الخطي باستعمال المقدر r-(k-d) حيث تم في هذا المقدر تم دمج بعض المقدرات التي تجمع بين خصائص مقدر المركبات الرئيسية (PC) ومقدر ليو (LIU) ومقدر الحرف (ORR) ومقدر .GLS وأظهرت هذه الإضافات تحسيناً في قيم الجذور المميزة للمركبات الرئيسية، مما ساهم في عدم حذف ما مقداره p−r من المتغيرات المتسببة بالمشكلة. مما يجعل المقدرأكثر فاعلية في معالجة مشاكل التعدد الخطي والارتباط الذاتي مقارنة بالمقدرات المفردة غير الهجينة. في الجانب التطبيقي، أظهرت النتائج نقاط القوة والضعف في عملية إنتاج مادة المنظف السائل الزاهي في معمل المامون، حيث كان أكثر العوامل تأثيرًا على الإنتاج هو كمية مبيعات المنتج، بينما كانت تأثيرات بقية العوامل ضعيفة.

Reference

1- عبد الجبار , زينب عبد الستار (2020) " مقارنة بعض طرائق التقدير لانموذج الانحدار الخطي العام بوجود مشكلتي الارتباط الذاتي والتعدد الخطي" رسالة ماجستير، كلية الادارة والاقتصاد–جامعة بغداد.

2.Abd Eledum, H. Y. and Alkhalifa, A. A., (2012), "Generalized Two Stages Ridge regression Estimator GTR for Multicollinearity and Autocorrelated Errors", Canadian Journal on Science and Engineering Mathematics Vol. 3 No.

3.Alkhamisi, M. A., (2010), "Ridge Estimation in Linear Models with Autocorrelated Errors", Communications in Statistics—Theory and Methods,Vol. 39, pp. 2630–2644.

4.Arowolo T. O., Adewale F. L. and Kayode, A., (2016), "A comparative study of some method of handling multicolinearity in an autocorrelated error", African Journal of Science and Technology, Vol. 13, No. 2: pp. 68 – 72.

5.Chandra, S. and Tyagi, G., (2017), "A general class of biased estimators in the presence of multicolinearity with autocorrelated errors", International Journal of mathematics and statistics, Vol. 19, No. 2, pp. 30-49.

6.G. Trenkler, (1984), "On the performance of biased estimators in the linear regression model with correlated or heteroscedastic errors", Journal of Econometrics, Vol. 25, pp. 179-190.

7.Husein, S. M., (2017), "Alternative estimators in logit model in the presence of multicollinearity and heteroscedasticity with a stochastic linear restricted", International Journal of Applied Mathematics and Statistics, Vol. 56, No.4, pp. 169-181.

8.Husein, S. M. and Abduljabar Z. A., (2020), "Comparison of the performance of some r- (k,d) class estimators with the (PCTP) estimator that used in estimating the general linear regression model in the presence of autocorrelation and multicollinearity problems at the same time", Journal of Economics and Administrative Sciences Vol. 26 No. 121 . pp. 397–414.

9.Husein, S. M. and Abduljabar Z. A., (2020), "Comparison of Some Estimation Methods for the Multiple Linear Regression Model with Existence of Both Auto - Correlation and Multicollinearity Problem, Journal of Al-Rafidain University College of Science, No. 46, pp. 128-153.

10.Kaçıranlar, S. and Sakallıoğlu, S., (2001), "Combining the Liu estimator and the principal component regression estimator", Communications in Statistics

11.Özkale, M. R., (2012), "Combining the unrestricted estimators into a single estimator and a simulation study on the unrestricted estimators", Journal of Statistical Computation and Simulation, Vol. 82, No. 5, pp. 653–688.

12.Siray, G. Ü., Kaçıranlar, S. and Sakallıoğlu, S., (2012), "r - k Class estimator in the linear regression model with correlated errors", Springer-Verlag Berlin Heidelberg, Volume 55, No. 2, pp. 393–407.