مجلة العلوم البحتة والتطبيقية
Journal of Pure & Applied Sciences
www.Suj.sebhau.edu.ly ISSN 2521-9200
Received 09/05/2017 Revised 21/10/2017 Published online 15/08/2018

العلاقة بين كميات انتاج محصول الشعير والمكوّنات الاساسية للإنتاج بمشروع وادي إيروان الزراعي

محمد السلهاب
قسم الرياضيات – كلية التربية أوباري – جامعة سبها، ليبيا
للمراسلة:moh.asselhab@sebhau.edu.ly

الملخص تهدف الدراسة إلى تقدير أفضل علاقة انحداريه لأثر المكونات الاساسية للإنتاج على الكميات المنتجة من محصول الشعير بمشروع إيروان الزراعي. للغرض تم تحديد خمسة مكونات كمُدخلات للعملية الإنتاجية، هي؛ المساحة، المياه، السماد الأساسي، السماد التكميلي والسماد السائل، إضافة لمحصول الشعير (الهدف) كمُخرج للعملية. جمعت مشاهدات المتغيرات على مدى اثنان وعشرون موسم زراعي متعاقب. باستخدام أدوات الانحدار الخطي المتعدد تم تقدير ثلاثة نماذج انحداريه. الأول: خطي متعدد بالمكونات الخمسة. بتشخيصه كان يعاني من بعض مشاكل تحليل الانحدار الخطي. بتقييمه ككل كان ذو دلالة احصائية بتفسيره حوالي 72% من التغير الكلي للإنتاج. من عيوبه؛ أن جميع معاملات انحداره الجزئية لم تكن ذات دلالة إحصائية، السمادين الأساسي والسائل سالبي الأثر على الإنتاج، مما يوجب استبعادهما، إضافة الى أن المساحة والمياه عاليي الارتباط، يتوجب استبعاد مكوّن المياه. الثاني: خطي متعدد بمكوني المساحة والسماد التكميلي. بتشخيصه لا يعاني أياً من مشاكل الانحدار الخطي. بتقييمه ككل كان ذو دلالة احصائية بتفسيره حوالي 70% من التغير الكلي للإنتاج، ومعامل المساحة ذو دلالة احصائية. الثالث: خطي بسيط بمكوّن المساحة. بتشخيصه لا يعاني أياً من مشاكل الانحدار. بتقييمه ككل كان ذو دلالة احصائية بتفسيره حوالي 65% من التغير الكلي للإنتاج، ومعامل انحداره ذو دلالة احصائية. يبدو أن النموذج الثاني هو الأكثر ملاءمة لوصف عملية انتاج الشعير بالمشروع، ويمكن استخدامه للتقدير والتنبؤ.

الكلمات المفتاحية: مدخلات، مخرجات، عملية انتاج شعير، انحدار خطي متعدد، نمذجة، مشروع إيروان.

The relationship between amounts of barley yield and basic production components in Wadi Irawan agricultural project

Mohammed Asselhab
Mathematics Department, Faculty of Education Ubari, Sebha University, Libya
Corresponding Author: moh.asselhab@sebhau.edu.ly

Abstract The study aimed to estimate the best regressive relation for the effect of basic production components on the amounts of barley yield in Irawan project. Five components have been determined: Area, Water, Basic Fertilizer (BF), Additional Fertilizer (AF) and Liquid Fertilizer (LF) as Inputs, beside the Production (criterion) as an Output. Observed data collected along twenty-two successive agricultural seasons. Using multiple linear regression (MLR) tools, three models had estimated. First: Five predictors (MLR) model. Model's diagnosis showed that it was suffering from some regression problems. Model's assessment; overall it was significant where 72% of the variability in Production could be accounted for by variability in the considered predictors, but all the regression coefficients were not significant. Moreover, two predictors (BF) and (LF) with negative affected, so both should be dropped. Area and Water were highly correlated Water should be dropped. Second: Two predictors (Refined) MLR model. Diagnosis showed that it was free of regression problems. Assessment; overall the model was significant where 70% of the variability in Production could be accounted by variability in the Area and (AF). The regression coefficient of Area was significant. Third: simple LR model. Diagnosis showed that it was free of regression problems. Assessment; overall the model was significant with 65% of the variability in Production could be accounted for by variability in the Area, its regression coefficient was significant. Second model seems to be the best fit for describing the barley production process in Wadi Irawan agricultural project, and could use for both estimation and prediction.

Keywords: inputs, outputs, Barley production process, MLR, modeling, Irawan project.

المقدمة Introduction

تلعب الزراعة دورا هاما في استقرار وتطوّر الحضارات البشرية فهي من أقدم وأهم المهن التي زاولها الإنسان، فغالبية سكان العالم يعملون في مجالي الزراعة والرعي لما لهما من أهمية اقتصادية في توفير الغذاء. مرت الزراعة بمراحل متنوعة من بدائية معتمدة على الجهد البشري والمعدات البسيطة إلى متطورة باستخدام الآلات الميكانيكية والتقنيات الزراعية الحديثة. مشروع إيروان الزراعي هو أحد مشاريع انتاج الحبوب بنظام الري الدائم بمنطقة فزان جنوب غربي ليبيا، أنشئ لغرض ضمان توفير الأمن الغذائي. تدار حساباته ومعاملاته المالية وفقا

لنظام الحسابات الحكومية المتمثلة بمصروفات وإيرادات وليست وفقا لحسابات تجارية حيث الربح والخسارة. في كل الأحوال يتوجب تركيز الجهد وتوجيه الاهتمام على زيادة وتحسين جودة كميات انتاج محاصيل الحبوب وبأقل تكلفة ممكنة من خلال تحديد مكوناتها الأساسية والظروف البيئية المصاحبة للعملية الانتاجية، لمعرفة مساهمة كل مكوّن منها بمفرده أو بمعية غيره من المكونات الأخرى.

حددت الدراسة عدد ستة متغيرات منها خمس مكونات أساسية لإنتاج الشعير $(k = 5)$ كمتغيرات مستقلة $(X's)$ تمثل مُدخلات العملية، إضافة للهدف وهو الكميات المنتجة من محصول الشعير كمتغير تابع مُخرج العملية. جمعت بيانات المتغيرات على مدى اثنان وعشرون موسماً زراعياً متعاقباً $(t = n = 22)$ وهي كافية لإجراء الدراسة حيث أن $(n > k)$.

الجدول التالي يبين المتغيرات.

جدول1: متغيرات الدراسة.

الكميات	الوحدة	المتغيرات	الرمز
المساحة المزروعة	هكتار	Area	(x_1)
المياه المستخدمة	متر مكعب	Water	(x_2)
السماد الأساسي	طن	Basic Fertilizer (BF)	(x_3)
السماد التكميلي	طن	Additional Fertilizer (AF)	(x_4)
السماد السائل	لتر	Liquid Fertilizer (LF)	(x_5)
انتاج الشعير	طن	Production (Prod.)	(y)

تكمن أهمية هذه الدراسة بأنها تطرقت لموضوع هام وله بالغ الأثر على امكانية فهم ميكانيكية وآلية تفاعل مكونات الانتاج ومدى مساهمة كل منها لبلورة المحصول في صورته النهائية.

المواد وطرق العمل Tools and methodology

انتهجت الدراسة استخدام أساليب الانحدار الخطي المتعدد Multiple linear regression (MLR) بما تنطوي عليه من شروط وافتراضات يتوجب تحققها بكل من البيانات الخام والصيغ الانحدارية لغرض معرفة أثر المتغيرات التفسيرية ومدى أهميتها على المتغير التابع، يتأتى ذلك من خلال صياغة نماذج في إطار نظري ومن البيانات المشاهدة يتم تقدير معالمها ثم تشخيصها وتقييم مدى فعاليتها [11].

في سبيل تحقيق ذلك تم تنفيذ مجموعة من الإجراءات على البيانات والنماذج المستهدفة. وهي:

أولاً: صياغة النموذج Formulating the Model.

ثانياً: تقدير المعالم Estimating the Parameters.

ثالثاً: التمثيل الرياضي Mathematical Visualization.

رابعاً: تقييم فعالية النموذج Assessing the Model، من خلال:

1. تقييم النموذج ككل اختبار دلالة معامل الارتباط المتعدد (ρ).
2. تقييم معاملات الانحدار الجزيئة المقدرة $(\hat{\beta}'s)$ باختبار الدلالة المعنوية للميول كلاً على حده.

خامساً: تشخيص النموذج Regression Diagnostics، باختبار:

1. خطية العلاقة فيما بين المتنبأت والهدف Linearity.
2. اعتدالية توزيع الاخطاء العشوائية Normality.
3. ثبات تباين الأخطاء العشوائية Homoscedasticity.
4. استقلالية الأخطاء Independence of errors.
5. الاشتراك أو التعدد الخطي Multicollinearity.
6. تشخيص التأثير Influence diagnostics.

سادساً: استخدام الانحدار المتين Robust Regression.

سابعاً: التفسير الاقتصادي Economic Interpretation.

ثامناً: تنقية النموذج Refining the Regression إن لزم الأمر.

النتائج Results

استخدمت الدراسة البرنامجين الاحصائيين: R 3.4.2 و SPSS v.23 لتنفيذ متطلبات التحليل الاحصائي. قام البرنامجين آلياً بحساب قيم تقديرات معاملات الانحدار، الإحصاءات المطلوبة، الاختبارات ومستوى الاحتمالية المقابل لها، وكذلك الرسوم البيانية التشخيصية. ستعرض جداول النتائج والأشكال البيانية تباعا في السياق حال ولحظة تناول كل منها بالمناقشة والتعليق.

المناقشة Discussion

التحاليل والاختبارات الإحصائية تعتمد على افتراضات معينة متعلقة بالبيانات المستخدمة في التحليل، فقبل الشروع بتنفيذ خطوات التحليل الاحصائي يتوجب اجراء الاختبارات التالية بخصوص المتغيرات:

1. **الكشف عن القيم الشاذة** Outliers detection.

من خلال بيانات ملحق (4) المتعلق بعرض الغصن والورقة Steam and leaf لمتغيرات الدراسة، كان متغير المساحة Area متضمن ثلاثة مشاهدات متطرفة Deviant observations (Extremes) وهي تمثل مشاهدات المواسم الثلاث الأولى من عمر المشروع، وكذلك متغير المياه Water بقيمتين متطرفين للموسمين الاولين. اعتقد ان ذلك يعزى لصغر حجم المساحات المزروعة ومنه انخفضت كمية المياه المستغلة خلال المواسم الأولى.

2. **اختبار الاعتدالية** Normally test فيما إذا كانت البيانات لا تتوزع طبيعيا عوضا عن مجرد افتراض انها تتوزع باعتدال.

بالنظر والتمعن بالأشكال البيانية بملحق (5) المتعلق بعرض المدرج التكراري Histogram والمنحنى التكراري لكل متغير كل على حده يبدو أن متغيرات الإنتاج Production، السمادين الأساسي (BF) والتكميلي (AF) تقترب جدا من التوزيع الطبيعي، في حين ان متغيرات المساحة Area، المياه Water والسماد السائل (LF) قد ابتعدت عن الاعتدالية في توزيعها. دعما لذلك تم استخدام اختبار "شابيرو ـــ ويلك" (Shapiro-Wilk) للاعتدالية، لاختبار فرض العدم H_0 : البيانات تتوزع طبيعياً مقابل الفرض البديل H_1 : البيانات لا تتوزع طبيعياً. الجدول التالي يبين احصاءات الاختبار (W) ومستوى الأهمية.

جدول 2: بيانات اختبار "شابيرو–ويلك".

Variable	W	p-value	
Production	0.95626	0.417500	> 0.05
Area	0.86609	0.006627	< 0.05
Water	0.90089	0.030970	< 0.05
(BF)	0.93433	0.151000	> 0.05
(AF)	0.92447	0.094120	> 0.05
(LF)	0.86319	0.005861	< 0.05

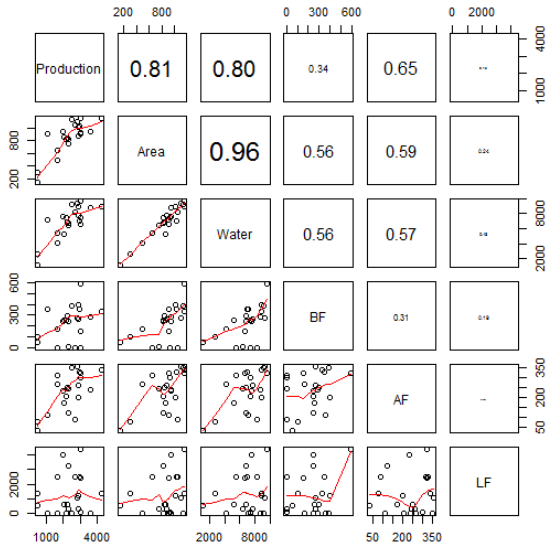
من خلال نتائج التحليل بجدول 2 نجد انه بخصوص بيانات متغيرات الإنتاج Production، السمادين الأساسي (BF) والإضافي (AF) يبدو أنه لا يوجد دليل لرفض الفرض الصفري ومنه يمكن افتراض انها تتوزع طبيعياً، في حين ان بيانات المساحة Area، المياه Water والسماد السائل (LF) يبدو انها تبتعد عن الاعتدالية، وهذا يدعم ويؤكد التشخيص النظري من خلال الرسوم البيانية.

3. **اختبار خطية العلاقة** Linearity test فيما بين المتغير التابع والمتغيرات التفسيرية كلٍ على حده، كأزواج Pairs، كتوطئة:

جدول 3: معاملات بيرسون للارتباط الخطي بين المتغيرات كأزواج.

	Prod	Area	Water	(BF)	(AF)	(LF)
Prod	1	.810	.800	.340	.650	3.10
Area	.810	1	.960	.590	.590	4.20
Water	.800	.960	1	.560	.570	8.10
(BF)	.340	9.50	.560	1	.310	9.10
(AF)	.650	.590	.570	.310	1	.090
(LF)	.130	.240	.180	.190	.090	1

شكل 1 التالي يوضح مصفوفة بجميع متغيرات الدراسة بكل المحاور الممكنة، يحوي قطرها الرئيسي أسماء المتغيرات، نصفها السفلي يبين بكل مربع شكل انتشار متغيرين إضافة الى "منعّم لويس" Lowess smoother، النصف العلوي يبين قيم الارتباطات بحجم نص يقابل قوة الارتباط الذي يمثله.



شكل 1: مصفوفة تشمل تنعيم لويس والارتباطات للمتغيرات كأزواج.

من خلال بيانات الصف الاول بجدول 3، وكل من الصف الاول والعمود الأول من شكل 1 يلاحظ وجود ثلاث متغيرات تفسيرية ذات دلالة معنوية احصائية بارتباطاتها العالية بالمتغير التابع وهي: المساحة Area، المياه Water والسماد الإضافي (AF)، في حين أن متغيري السمادين الأساسي (BF) والسائل (LF) لم يكونا كذلك. يبدو ان ذلك اجمالا اخلال بشرط خطية العلاقة.

الاستخدام الصحيح لنماذج الانحدار المتعدد يتطلب توفر عدة شروط وافتراضات حاسمة ودقيقة يتطلب الامر اختبار مدى تحققها لكي يتم الاطمئنان للنتائج والاستنتاجات، ومن ثم تعميمها [10].

قدرت الدراسة ثلاثة نماذج انحداريه باستخدام طرق مختلفة لانحدار المتغير التابع "الإنتاج" Production على عدد محدد من المتغيرات المستقلة بكل نموذج وفقا لمعطيات ونتائج التشخيص. وكانت النماذج المقدّرة كالتالي:

النموذج الأول First model

انحدار خطي متعدد بخمس متغيرات تفسيرية

- أولاً: صياغة النموذج Formulating the Model.

صيغت العلاقة بجعل كمية الإنتاج دالة في المكونات كالتالي:

$$(\text{Prod.})_t = \beta_0 + \beta_1(\text{Area})_t + \beta_2(\text{Water})_t + \beta_3(\text{BF})_t + \beta_4(\text{AF})_t + \beta_5(\text{LF})_t + e_t \quad (1)$$

حيث: $t = 1, 2, ..., 22$

ويمكن صياغتها على هيئة مصفوفات كما يلي:

$$\underline{Y}_{(n\times 1)} = X_{(n)\times(k+1)} \cdot \underline{B}_{(k+1)\times 1} + \underline{E}_{(n\times 1)}$$
$$\underline{Y}_{(22\times 1)} = X_{(22\times 6)} \cdot \underline{B}_{(6\times 1)} + \underline{E}_{(22\times 1)} \quad (2)$$

حيث أن:

$\underline{Y}_{22\times 1}$: متجه عمودي يمثل مشاهدات المتغير التابع.

$X_{22\times 6}$: مصفوفة مشاهدات المتغيرات المستقلة عناصر قيم عمودها الأول الواحد الصحيح ليمثل الحد الثابت (β_0).

$\underline{B}_{6\times 1}$: متجه عمودي يمثل معاملات الانحدار المجهولة.

$\underline{E}_{22\times 1}$: متجه عمودي يمثل الأخطاء العشوائية للنموذج.

- ثانياً: تقدير معالم النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS).

جدول 4: مقدرات معاملات الانحدار بطريقة (OLS)

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
(Intercept)	-243.738	426.346	-0.572	0.575
Area	1.652	1.698	0.973	0.345
Water	0.122	0.199	0.612	0.549
(BF)	-0.918	0.955	-0.961	0.351
(AF)	2.490	1.521	1.636	0.121
(LF)	-0.020	0.093	-0.216	0.832

الخطأ المعياري للبواقي (553.426) Residual standard error بدرجة حرية (16) d.f.

جدول 5: معاملات التحديد وقيمة (D.W)

R	R Square	Adjusted R Square	Durbin-Watson
0.850	0.722	0.635	1.883

من نتائج جدول 4 يمكن كتابة الصيغة المقدّرة للنموذج كالتالي:

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3 + \hat{\beta}_4 x_4 + \hat{\beta}_5 x_5$$
$$= -243.738 + 1.652\,(\text{Area}) + 0.122\,(\text{Water}) - 0.918\,(\text{BF}) + 2.489\,(\text{AF}) - 0.020\,(\text{LF}) \quad (3)$$

- ثالثاً: التمثيل الرياضي Mathematical Visualization.

النموذج المقدّر بالمعادلة (3) رياضياً يمثل مسطح في فضاء رياضي سداسي الأبعاد [6] محاوره بعدد متغيرات الدراسة. لا يمكن تمثيله هندسيا، ويتم التعامل معه بواسطة المصفوفات.

- رابعاً: تقييم مدى فعالية النموذج Assessing the Model.

بإجراء الاختبارين التاليين:

1. اختبار دلالة الانحدار ككل.

بواسطته يتم اختبار معامل الارتباط المتعدد العلاقة فيما بين المتنبأت $(x's)$ مجتمعة والمتغير التابع (y). باختبار الفرض الصفري $(H_0 : \rho_{y\,x_1x_2x_3x_4x_5} = 0)$ الارتباط المتعدد بالمجتمع يساوي صفر. أي لا يوجد ارتباط بين المتنبأت والمتغير التابع. مقابل الفرض البديل $(H_1 : \rho_{y\,x_1x_2x_3x_4x_5} \neq 0)$ الارتباط المتعدد بالمجتمع لا يساوي صفر.

جدول 6: تحليل التباين (ANOVA)

S.O.V	Sum of Squares	df	Mean Square	F value	Pr(>F)
Regression	12739897	5	2547979	8.319	0.000
Residual	4900478	16	306280		
Total	17640375	21			

من نتائج جدول 6 تحليل التباين (ANOVA) كان مستوي المعنوية (0.000)وهو اقل من مستوى الدلالة المعتمد $(\alpha = 0.05)$ وهذا يدعم رفض H_0، أي الارتباط الحقيقي بالمجتمع لا يساوي صفر.

ومنه يبدو أنه توجد علاقة خطية بين كميات انتاج الشعير وبين مكونات الإنتاج مجتمعة. إضافة إلى أن قيمة معامل التحديد المتعدد $(R^2 = 0.722)$ القوة التفسيرية لنموذج الانحدار الخطي المتعدد المقدّر. المكونات الخمسة مجتمعه استطاعت تفسير حوالي (72%) من التغيرات الكلية الحاصلة بكمية الإنتاج.

2. اختبار دلالة المعاملات الجزئية للانحدار (الميول).

لغرض معرفة أهمية معاملات الانحدار الجزئية $(\beta's)$ باختبار اختلاف معاملات الانحدار معنويا عن الصفر عن طريق اختبار الفرض الصفري $H_0 : \beta_i = 0$ مقابل الفرض البديل $H_1 : \beta_i \neq 0$ على الأقل إحداها لا يساوي صفر. من جدول 4 المتعلق بمعاملات الانحدار الجزئية للنموذج نجد أن جميع المعاملات ليست ذات دلالة معنوية في الابتعاد عن الصفر، فجميع قيم المعنوية أكبر من مستوي الدلالة المعتمد $(\alpha = 0.05)$، فلا يرفض الفرض الصفري. ومنه يبدو أنه بالرغم من أن المكونات الخمسة مجتمعة قد فسرت حوالي (72%) من التغير في كميات الإنتاج إلا أن مساهمة كلٍ منها بمفرده لم يكن ذو دلالة معنوية إحصائياً.

- خامساً: تشخيص النموذج Regression Diagnostics.

قبل القبول بنتائج تحليل الانحدار من الأهمية بمكان اجراء الاختبارات التشخصية للتأكد من خلوه من مشاكل الانحدار، فيما يلي اختبارات التشخيص المنفذة مقرونة بنتائجها:

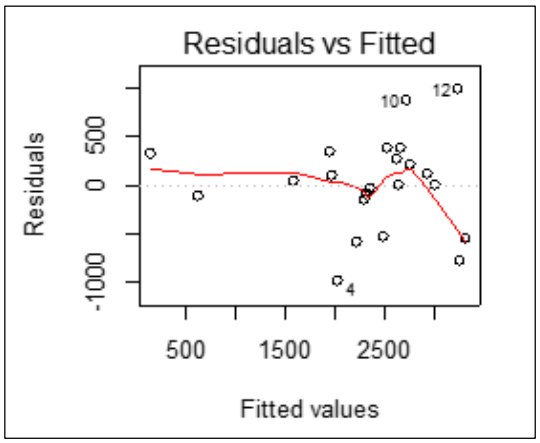
1. اختبار فرضية الخطية Linearity test.

من خلال بيانات جدول 3 معاملات الارتباط الخطي يلاحظ أنه بخصوص متغيري السمادين الأساسي (BF) والسائل (LF)

كانت علاقة الأول ضعيفة والثاني ضعيفة جدا بالمتغير التابع، وهذا يخل بشرط خطية العلاقة بالنموذج.

2. فرضية ثبات تباين الأخطاء العشوائية omoscedasticity.

نفذ اختبار ثبات التباين Constancy of variances برسم القيم المقدرة Fitted values مقابل البواقي Residuals كما هو موضح بالشكل التالي:

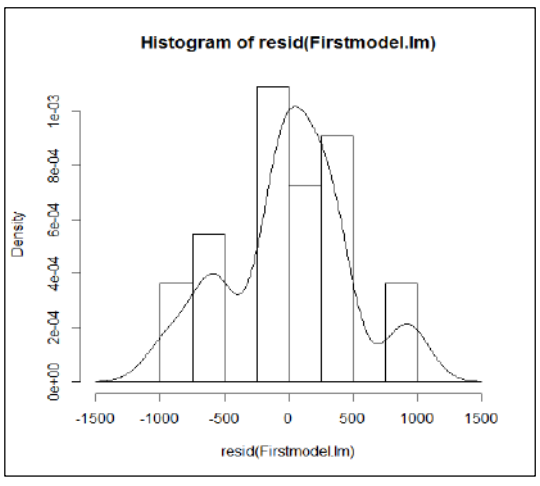


شكل 2: انتشار بيانات القيم المقدرة مقابل البواقي.

من خلال شكل 2 يلاحظ أن البواقي متناثرة عشوائياً حول وسطها (الصفر)، ومنه يبدو أن تباين الأخطاء العشوائية للنموذج متجانسة، أي أن النموذج لا يعاني من مشكلة عدم ثبات تباين الاخطاء العشوائية Hetreoscedasticity.

3. اختبار فرضية اعتدالية الأخطاء Normality of Errors.

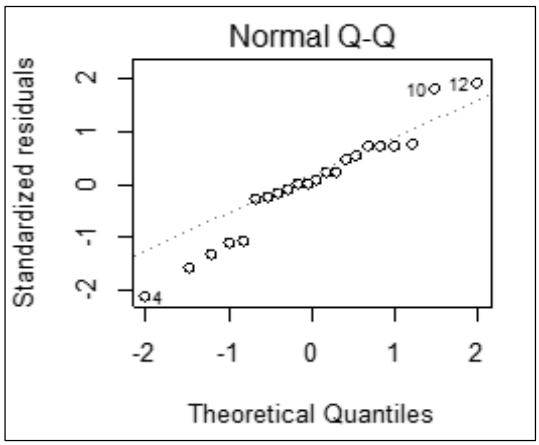
باستخدام طريقة بيانية تمثلت برسم كل من المدرج التكراري Histogram ودالة الكثافة Density للبواقي [5].



شكل 3: المدرج التكراري ودالة الكثافة Density للبواقي.

من خلال الشكل يبدو جليا أن توزيع بواقي الانحدار يقترب كثيرا من التوزيع الطبيعي بمتوسط صفر وتباين ثابت، وبذلك يكون شرط الاعتدالية متحقق بالنموذج.

للحسم تم استخدام Quantile-Quantile (Q-Q) plot لذات الغرض كما هو موضح بالشكل التالي:

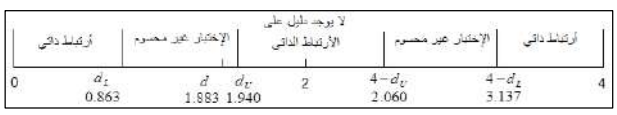


شكل 4: رسم (Q-Q) لبواقي النموذج.

من خلال الرسم نلاحظ ان شكل نقاط البيانات على هيئة خط مستقيم تقريبا مما يعني أن الأخطاء تتوزع طبيعيا [9]. يؤكد ذلك اختبار "شابيرو–ويلك" للاعتدالية (Shapiro-Wilk test) حيث كانت قيمة احصاءة الاختبار (W = 0.96253) ودرجة المعنوية (p-value = 0.542) وهذا يدعم الفرض الصفري بأن الأخطاء تتوزع طبيعياً.

4. اختبار استقلالية الأخطاء Independence of errors test.

تم استخدام اختبار "دوربن–واتسون" Durbin-Watson (D.W) باختبار فرض العدم H_0 : لا يوجد ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى بين الأخطاء العشوائية مقابل الفرض البديل H_1 : يوجد ارتباط ذاتي. وبما أن: $(n = 22)$ و $(k = 5)$، $(\alpha = 0.05)$ فمن جدول (D.W) استخرجت القيمتين $(d_L = 0.863)$ و $(d_U = 1.940)$ [17]. منه تم تحديد القيم الحرجة. من نتائج التحليل كانت قيمة احصاءة (D.W) للنموذج تساوي $(d = 1.883)$.



شكل 5: اختبار "دوربن–واتسون" للارتباط الذاتي للأخطاء.

من الشكل يلاحظ أن قيمة احصاءة "دوربن –واتسون" تقع ضمن الفترة الغير محسومة للاختبار.

5. اختبار الاشتراك الخطي Collinearity test بين المتنبأت.

بالنظر لإحصاءات الاشتراك الخطي Collinearity Statistics للمتغيرات التفسيرية المدرجة بالجدول التالي:

جدول 7: إحصاءات الاشتراك الخطي للمتغيرات التفسيرية

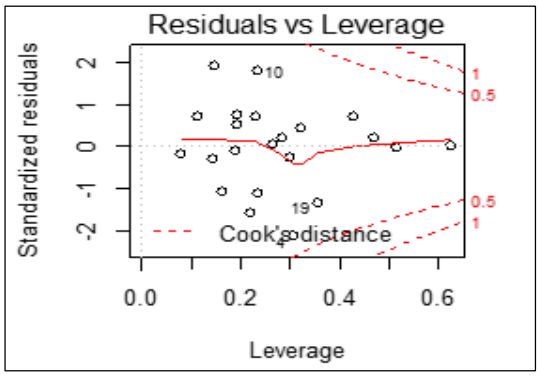
	Tolerance	VIF
Area	0.075	13.340
Water	0.079	12.612
(BF)	0.677	1.477
(AF)	0.654	1.529
(LF)	0.903	1.108

من خلال بيانات الجدول نجد أن قيم التباين المسموح Tolerance لمتغير المساحة Area تساوي 0.075 وللمياه Water تساوي 0.079 وهي منخفضة، في حين أن قيم معامل تضخم التباين Variance inflation factor (VIF) للمتغيرين تساوي 13.340 و12.612 على التوالي، وهي مرتفعة. وهذا دليل على أن النموذج يعاني من مشكلة التعدد أو الاشتراك الخطي تحديداً بين متغيري المساحة Area والمياه Water [12].

6. تشخيص التأثير Influence diagnostics.

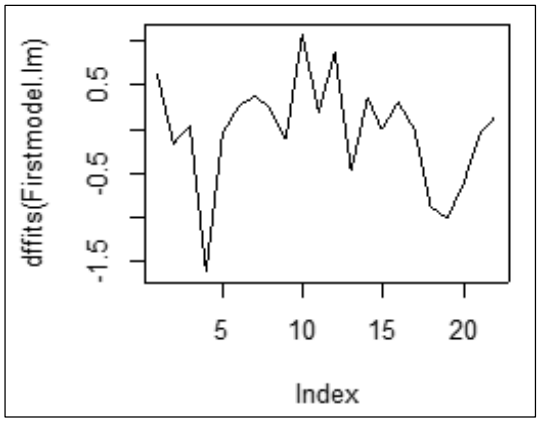
في حالة الانحدار الخطي البسيط (SLR)، الحالات المشتملة على قيم (y) لا تتبع النمط العام للتالف مع قيم (x) يمكنها في بعض الأحيان التأثير بإفراط شديد على نتائج النموذج، ويكون ذلك حقيقة إذا كانت قيم (x) لنفس الحالة هي أيضا قيم شاذة، ويمكن استكشاف قيم (x) المتطرفة بسهولة من خلال الرسوم البيانية الاولية. أما في حالة الانحدار الخطي المتعدد (MLR)، فان الرسوم البيانية الأولية قد لا تميط اللثام عنها جميعا. أحد مقاييس المسافة لحالات محددة لقيم (x) عن المتوسطات العامة Overall means يعرف بالقيم الرافعة Leverage points، وجبريا تسمى بقيم القبعة Hat values. إضافة الى انه يمكن الاخذ بالاعتبار مقياس مباشر للتأثير العام هو "مقياس مسافة كوك" Cook's distance measure الذي يعكس التغير العام في القيم المقدّرة التي تفيد فيما إذا تم اكتشاف حالة محددة. إذا كانت مسافة كوك تقترب من 1 (او تزيد)، فإن التأثير العالي لتلك الحالة يمكن اختباره عن طريق إعادة تقدير النموذج بعد حذف (استبعاد) لتلك الحالة [10].

لإجراء اختبار القيم الرافعة Leverage points test الذي يعطى إشارة فيما إذا كانت أي من البيانات لها تأثيرات كبيرة "مسافة كوك" Cook's distance أو قوة مؤثرة Leverage على تقدير معاملات الانحدار الجزئية ($\beta's$). للغرض استخدمت طريقة بيانية كالتالي:



شكل 6: تشخيص النموذج (اختبار القيم الرافعة).

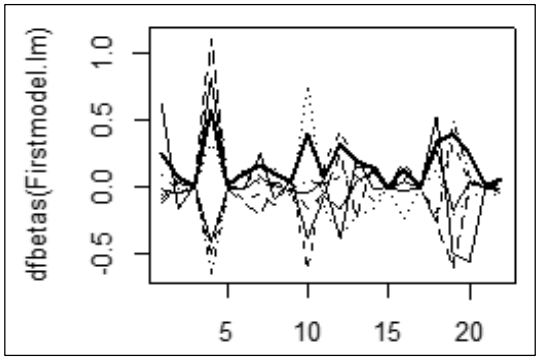
من خلال شكل 6 يمكن ملاحظة أن الحالات (المواسم الزراعية) التي تمثل كل من الأزمنة (4)، (10) و(19) يبدو أن لها معظم النفوذ. فيما يلي مزيد من التشخيص المعمّق.



شكل 7: تشخيص النموذج (تحديد أثر القيم الرافعة).

شكل 7 يعبر عن مدى تأثير المشاهدات على القيم المقدرة المتعلقة بها، ومنه أيضا يبدو جلياً ان المشاهدة (4) كان لها بالغ الأثر، يليها المشاهدات (10)، (19) و(12) على التوالي. حيث كانت مسافات كوك Cook's distance المتعلقة بها تقترب من 1 ومنها ما تجاوز ذلك ليدخل مرحلة التأثير العالي جدا.

من خلال الشكل التالي يمكن معرفة أثر استبعاد القيم الرافعة.



شكل 8: تشخيص النموذج (أثر استبعاد القيم الرافعة).

شكل 8 يعطي التغير في المعاملات المقدرة إذا استبعدت المشاهدة، نسبة لخطائها المعياري (الجزء المقطوع Intercept هو الخط المتواصل، الميل Slope هو الخط المتقطع). الخط المتصل السميك يمثل Cooks distance.

▪ سادساً: الانحدار المتين Robust Regression (RR)

تعتبر طريقة المربعات الصغرى (OLS) أكثر الطرق انتشاراً لتوفيق نماذج الانحدار، وهي تعتمد على الافتراض الضمني بأن جميع المشاهدات لها نفس التأثير على نموذج الانحدار الموفق، وهو مالا يحدث في الواقع العملي، حيث توجد دائما مشاهدات تختلف عن باقي البيانات وتؤثر بصورة أكبر على مقدرات المربعات الصغرى. في حالة وجود قيم مؤثرة بشكل فاعل Leverage points فإنه من المناسب استخدام الانحدار المتين المتمثل بطريقة Huber، التي تحاول إيجاد مقدرات لا تتأثر بالمشاهدات الشاذة بصورة كبيرة. الطريقة تعطي أخطاء معيارية [10].

جدول 8: مقدرات معاملات الانحدار بطريقة الانحدار المتين.

	Value	Std. Error	t value
(Intercept)	-141.022	434.504	-0.325
Area	2.208	1.730	1.277
Water	0.060	0.203	0.297
(BF)	-0.580	0.973	-0.597
(AF)	1.768	1.550	1.140
(LF)	-0.052	0.095	-0.554

الخطأ المعياري للبواقي (308.3) Residual standard error بدرجة حرية (16) d.f.

من نتائج جدول (8) يمكن كتابة صيغة النموذج المقدّر كالتالي:

$$\begin{aligned}\hat{y} &= \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3 + \hat{\beta}_4 x_4 + \hat{\beta}_5 x_5 \\ &= -141.022 + 2.208\,(\text{Area}) + 0.060\,(\text{Water}) \\ &\quad - 0.580\,(\text{BF}) + 1.768\,(\text{AF}) - 0.052\,(\text{LF})\end{aligned} \qquad (4)$$

مخرجات الطريقة لم تعطى قيم (R^2) وكذلك احصاءة (F) لأنه لا يمكن حسابهما (على الأقل ليس بنفس الطرق المعهودة). القيم العددية للمعاملات الجزئية للانحدار قد طرأ عليها تغيرات بكميات قليلة، ولكن المستوى العام لدلالة المتغيرات يبقى كما هو عليه، والاستنتاج النهائي سوف لن يتغير [10].

▪ سابعاً: التفسير الاقتصادي Economic Interpretation.

سؤال يطرح نفسه وبقوة، هل النموذج المُقدّر يتوافق مع نظريات الاقتصاد القياسي؟ بالنموذج ثلاثة مكونات كانت بأثر موجب يصب باتجاه زيادة الإنتاج وهي المساحة Area، المياه Water والسماد التكميلي (AF) وهذا متطابق مع النظريات الاقتصادية، وإن كان النموذج ككل غير ذو دلالة إحصائية. متغيرين كانا بأثر سالب يصب باتجاه نقص الإنتاج وهما السمادين الأساسي (BF) والسائل (LF) وهذا يتنافى ويتعارض مع النظريات الاقتصادية.

▪ ثامناً: تنقية النموذج Refining the Regression.

يتوجب تنقية النموذج بالإبقاء فقط على مكوني المساحة Area والسماد التكميلي (AF)، واستبعاد كل من مكوّن المياه Water لارتباطه العالي بمكوّن المساحة، وكذلك مكوني السمادين الأساسي (BF) والسائل (LF) لأثرهما السالب على الإنتاج.

النموذج الثاني Second model

انحدار خطي متعدد بمتغيرين تفسيريين

▪ أولاً: صياغة النموذج Formulating the Model.

صيغت العلاقة بجعل الإنتاج دالة في المكونين كالتالي:

$$(\text{Prod.})_t = \beta_0 + \beta_1 (\text{Area})_t + \beta_2 (\text{AF})_t + e_t \qquad (5)$$

حيث: $t = 1, 2, \ldots, 22$

▪ ثانياً: تقدير معالم النموذج باستخدام طريقة (OLS).

جدول 9: مقدرات معاملات الانحدار بطريقة (OLS)

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
(Intercept)	-180.078	401.190	-0.449	0.65861
Area	2.271	4.145	0.973	0.00055
(AF)	2.575	1.450	1.775	0.09184

الخطأ المعياري للبواقي (528.786) Residual standard error بدرجة حرية (19) d.f.

جدول 10: معاملات التحديد وقيمة (D.W).

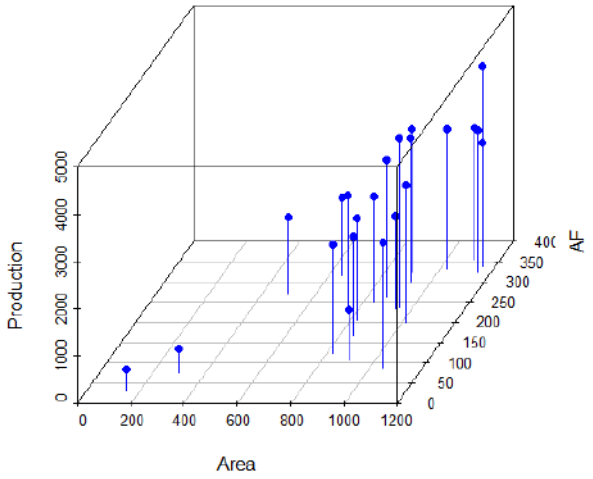
R	R Square	Adjusted R Square	Durbin-Watson
0.836	0.699	0.667	2.073

من نتائج جدول 9 يمكن كتابة صيغة النموذج المقدّر كالتالي:

$$\hat{y} = \bar{\beta}_0 + \bar{\beta}_1 x_1 + \bar{\beta}_4 x_4 = -180.078 + 2.271(\text{Area}) + 2.575(\text{AF}) \quad (6)$$

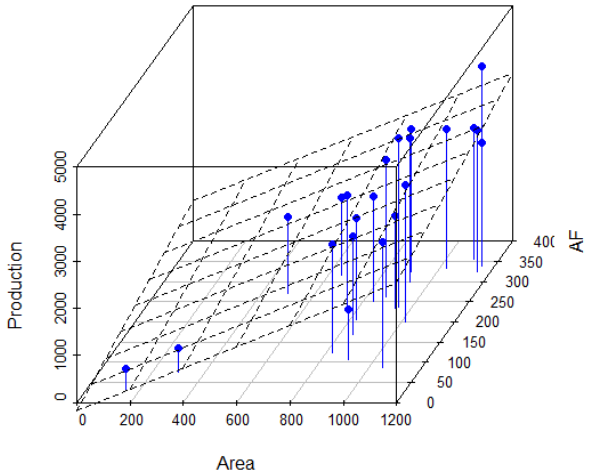
- ثالثاً: التمثيل الرياضي Mathematical Visualization.

هو نموذج في فضاء ثلاثي الأبعاد [3]. بثلاث محاور، الإنتاج Production يمثل على المحور الرأسي وكل من المساحة Area والسماد التكميل AF يمثلان على المحورين الباقيين. كما يلي:



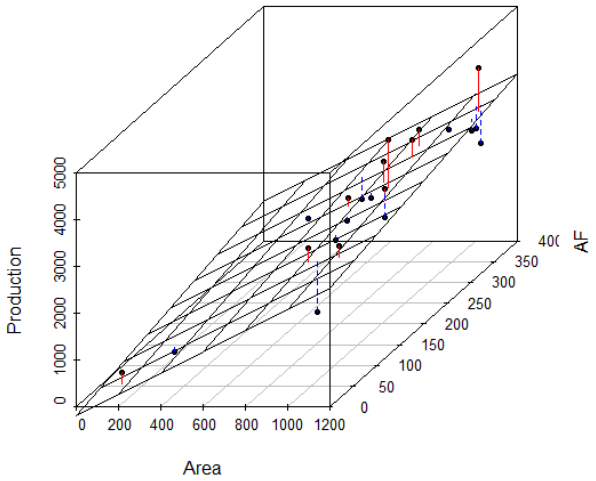
شكل 9: انتشار نقاط البيانات في فضاء ثلاثي الأبعاد.

شكل 9 يمثل شكل انتشار نقاط البيانات Scatter plots في فضاء ثلاثي الأبعاد وكل نقطة يمكن تصوّرها على أنها كرة على رأس قمة سارية علم ارتفاعها يقابل قيمة الإنتاج وقاعدتها تتموضع بفضاء ثنائي الأبعاد يحددها كل من المساحة Area والسماد التكميلي AF.



شكل 10: التمثيل الهندسي للمستوى الانحداري.

شكل 10 يبين التمثيل الهندسي لنموذج الانحدار وهو عبارة عن مستوى Plane في فضاء ثلاثي الأبعاد يعرف بالمستوى الانحداري Regression plane.



شكل 11: بواقي النموذج الانحداري.

شكل 11 يبين أن المستوى الانحداري يوفّق بين جميع نقاط البيانات بحيث يجعل البواقي أقل ما يمكن. واقعياً بعض النقاط ستكون أعلى منه والبعض الآخر أسفله. منه يمكن النظر للبواقي على انها انحرافات عن المسطح الانحداري. المستوى ينحدر من الأمام للخلف وهذا الانحدار هو ميل السماد التكميلي (AF) بمعادلة الانحدار، كذلك ينحدر المستوى من اليمين لليسار وهذا الانحدار يمثل ميل المساحة Area [11].

- رابعاً: تقييم مدى فعالية النموذج Assessing the Model.

بإجراء الاختبارين التاليين:

1. اختبار دلالة الانحدار ككل.

نختبر الفرض الصفري $(H_0 : \rho_{y x_1 x_4} = 0)$ الارتباط المتعدد بالمجتمع يساوي صفر، مقابل الفرض البديل $(H_1 : \rho_{y x_1 x_4} \neq 0)$ الارتباط لا يساوي صفر.

جدول 11: جدول تحليل التباين (ANOVA)

S.O.V	Sum of Squares	df	Mean Square	F value	Pr(>F)
Regression	12327703	2	6163852	22.044	0.000
Residual	5312671	19	279614		
Total	17640374	21			

من خلال جدول 11 تحليل التباين (ANOVA) كان مستوي المعنوية (0.000) وهذا يدعم رفض H_0، أي أن الارتباط الحقيقي بالمجتمع لا يساوي صفر. ومنه نستنتج انه توجد علاقة خطية بين الإنتاج وكل من المساحة (Area) وكمية السماد التكميلي (AF). وقيمة معامل التحديد $(R^2 = 0.699)$ أي أن

المكونين قد فسرا حوالي (70%) من التغيرات الكلية الحاصلة بكمية أنتاج الشعير.

2. اختبار دلالة المعاملات الجزئية للانحدار (الميول):

نختبر الفرض الصفري $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ مقابل الفرض البديل H_1: على الأقل إحداها لا يساوي صفر. ومن بيانات جدول 9 معاملات الانحدار للنموذج كانت قيمة مستوى المعنوية لمعامل المساحة Area يساوي (0.001) وهذا يعني أن المعامل له دلالة معنوية في الابتعاد عن الصفر، ومنه نرفض H_0. أما مستوى المعنوية لمعامل السماد التكميلي(AF) كان (0.092)، ومنه لا يرفض H_0.

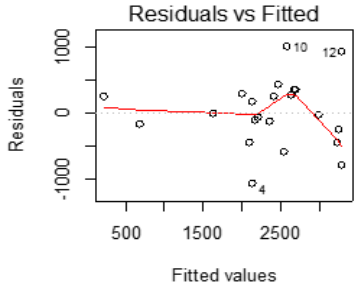
- خامساً: تشخيص النموذج Regression Diagnostics.

1. اختبار فرضية الخطية Linearity test:

من جدول 3، وشكل 1 كان ارتباط المساحة بالإنتاج عالي جداً كذلك السماد التكميلي بالإنتاج، ومنه شرط الخطية متوفر بالنموذج.

2. فرضية ثبات تباين الأخطاء العشوائية Homoscedasticity.

نفذ اختبار ثبات التباين Constancy of variances برسم القيم المقدرة Fitted values مقابل البواقي Residuals، كالتالي:

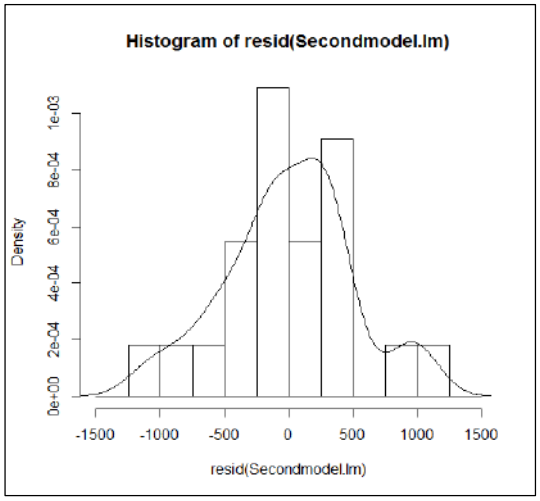


شكل 12: انتشار بيانات القيم المقدرة مقابل البواقي.

من شكل 12 يلاحظ أن البواقي متشكلة عشوائياً حول وسطها الصفر، ذلك النسق يعطي انطباع عن تجانس تباين الأخطاء العشوائية. منه نستنتج أن فرضية تجانس الأخطاء العشوائية متوفرة.

3. اختبار فرضية اعتدالية الأخطاء Normality of Errors.

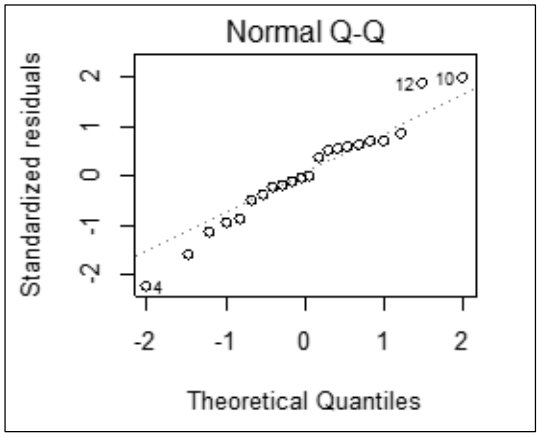
باستخدام طريقة بيانية تمثلت برسم كل من المدرج التكراري Histogram ودالة الكثافة Density للبواقي [5].



شكل 13: المدرج التكراري والكثافة للبواقي.

من خلال شكل 13 يبدو جليا أن توزيع بواقي الانحدار يقترب كثيرا من التوزيع الطبيعي بمتوسط صفر وتباين ثابت.

كذلك تم استخدام (Q-Q) plot لذات الغرض كما هو موضح بالشكل التالي:



شكل 14: رسم (Q-Q) لبواقي النموذج.

من خلال شكل 14 نلاحظ ان شكل نقاط البيانات يمتد على هيئة خط مستقيم مما يعني أن الأخطاء تتوزع طبيعيا. يؤكد ذلك اختبار "شابيرو–ويلك" للاعتدالية (Shapiro-Wilk test) كانت قيمة احصاءة الاختبار (W =0.97461) ودرجة المعنوية (0.815) وهذا يدعم الفرض الصفري بأن الأخطاء تتوزع طبيعياً.

4. اختبار استقلالية الأخطاء Independence of errors test.

باستخدام اختبار "دوربن –واتسون" Durbin-Watson (DW) test بموجبه يختبر فرض العدم H_0: لا يوجد ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى بين الأخطاء العشوائية، مقابل الفرض البديل H_1: يوجد ارتباط ذاتي. وبما أن: $(n = 22)$، $(k = 2)$ و $(\alpha = 0.05)$، فمن جدول (DW) استخرجت قيم

($d_L = 0.915$) و ($d_U = 1.284$). ومن جدول 10 كانت قيمة احصاءة "دوربن –واتسون" تساوي ($d = 2.073$). ومن شكل 14 يلاحظ أنها تقع ضمن فترة عدم وجود ارتباط ذاتي.

شكل 15: اختبار "دوربن–واتسون" للارتباط الذاتي للأخطاء.

5. اختبار الاشتراك الخطي Collinearity test بين المتغيرين.

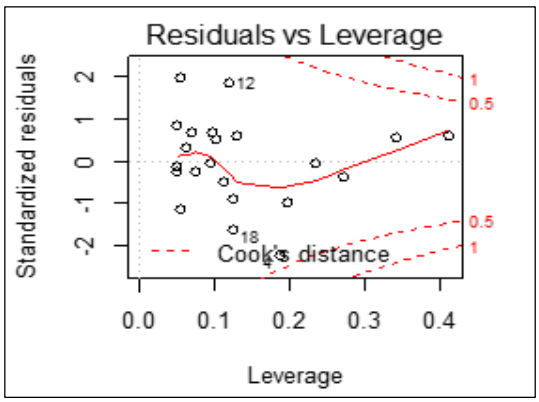
بالنظر لإحصاءات الاشتراك الخطي Collinearity Statistics للمتغيرين التفسيريين المدرجة بالجدول التالي:

جدول 14: إحصاءات الاشتراك الخطي للمتغيرين التفسيريين.

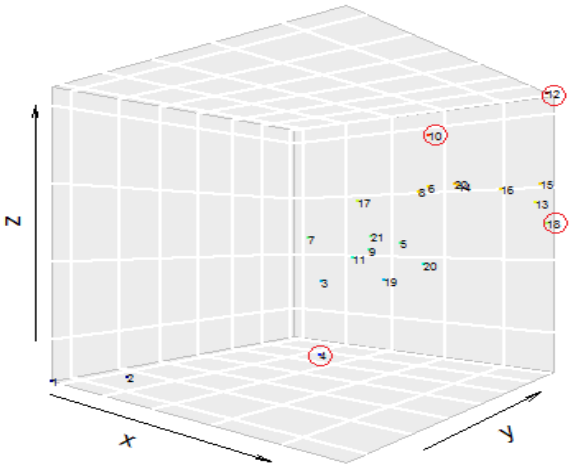
	Tolerance	VIF
Area	0.657	1.522
(AF)	0. 657	1.522

من جدول 14 المتعلق بإحصاءات الاشتراك الخطي Collinearity statistics نجد أن قيم التباين المسموح Tolerance لكلا المتغيرين التفسيريين بالنموذج المساحة والسماد التكميلي تساوي 0.657 وهي مرتفعة، في حين أن قيم معامل تضخم التباين (VIF) لكلا المتغيرين تساوي 1.522 وهي منخفضة. وهذا دليل على عدم وجود لمشكلة الاشتراك الخطي بالنموذج (Keith, 2006).

6. تشخيص التأثير Influence diagnostics.

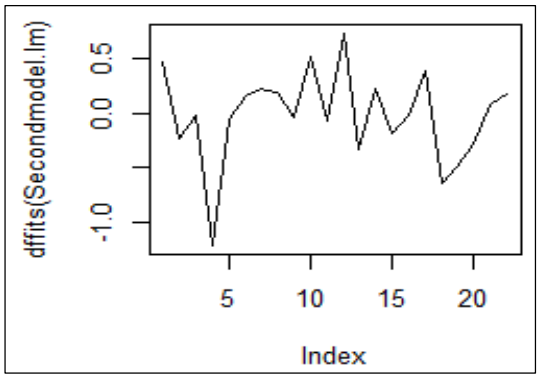


شكل 16: تشخيص النموذج (اختبار القيم الرافعة).



شكل 17: يحدد البيانات المؤثرة، ذات أكبر مسافة ابتعاد عن المسطح الانحداري.

من خلال شكلي 16 و17 يمكن ملاحظة أن المواسم الزراعية التي تمثل الأزمنة (4)، (12)، (10) و(18) التي يبدو أن لها معظم النفوذ. فيما يلي مزيد من التشخيص المعمّق.

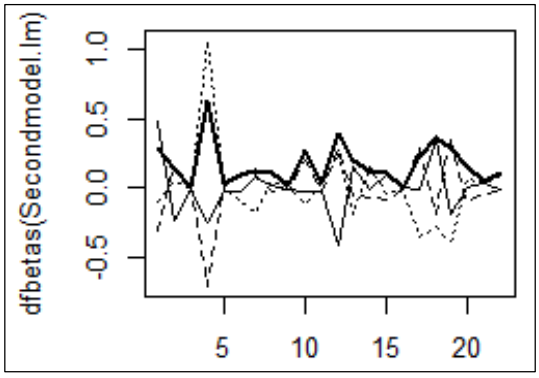


شكل 18: تشخيص النموذج (تحديد أثر القيم الرافعة).

شكل 18 يعبر عن مدى تأثير المشاهدات على القيم المقدرة المتعلقة بها، ومنه أيضا يبدو جلياً ان المشاهدة (4) كان لها بالغ الأثر، يليها المشاهدات (12)، (10) و(18) على التوالي. حيث كانت مسافات كوك Cook's distance المتعلقة بها تقترب من 1 ومنها ما تجاوز ذلك ليدخل مرحلة التأثير العالي جدا.

من خلال شكل 19 التالي يمكن معرفة أثر استبعاد القيم الرافعة.

الشكل يعطي التغير في المعاملات المقدرة إذا استبعدت المشاهدة، نسبة لخطائها المعياري (الجزء المقطوع Intercept هو الخط المتواصل، الميل Slope هو الخط المتقطع). الخط المتصل السميك يمثل Cooks distance.



شكل 19: تشخيص النموذج (أثر استبعاد القيم الرافعة).

▪ سادساً: الانحدار المتين Robust Regression (RR)

لوجود قيم مؤثرة بشكل فاعل Leverage points تم استخدام الانحدار المتين.

جدول 15: مقدرات معاملات الانحدار بطريقة الانحدار المتين.

	Value	Std. Error	t value
(Intercept)	−101.684	349.560	-0.291
Area	2.378	0.477	4.981
(AF)	1.874	1.264	1.483

الخطأ المعياري للبواقي (346.6) Residual standard error بدرجة حرية (19) d.f.

من نتائج جدول 15 يمكن كتابة صيغة النموذج المقدّر كالتالي:

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_4 x_4 = -101.684 + 2.378\,(\text{Area}) + 1.874\,(\text{AF}) \quad (7)$$

يلاحظ أن القيم العددية للمعاملات الجزئية للانحدار قد طرأ عليها تغيرات بكميات قليلة، ولكن المستوى العام لدلالة المتغيرات يبقى كما هو عليه، والاستنتاج النهائي سوف لن يتغير.

▪ سابعاً: التفسير الاقتصادي Economic Interpretation.

النموذج يشمل مكوني المساحة والسماد التكميلي، فالمساحة حاضنة والسماد التكميلي عنصر محفز ومكمل، وكلما زادت رقعة المساحة تطلب الأمر زيادة كمية السماد .

▪ ثامناً: إعادة تنقية النموذج Re-refining the Regression.

سيتم إعادة تنقية النموذج من خلال تقدير نموذج خطي بسيط بمكون المساحة كمتغير تفسيري.

النموذج الثالث Third model

انحدار خطي بسيط بمكون المساحة

▪ أولاً: صياغة النموذج Formulating the Model.

صيغت العلاقة بجعل الإنتاج دالة في المساحة كالتالي:

$$(\text{Prod.})_t = \beta_0 + \beta_1 (\text{Area})_t + e_t \quad (8)$$

حيث: $t = 1, 2, \ldots, 22$

▪ ثانياً: تقدير معالم النموذج باستخدام طريقة (OLS).

جدول 16: مقدرات معاملات الانحدار بطريقة (OLS).

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
(Intercept)	-65.002	416.679	-0.156	0.878
Area	2.841	0.467	6.079	0.000

الخطأ المعياري للبواقي (556.512) Residual standard error بدرجة حرية (20) d.f.

جدول 17: معاملات التحديد وقيمة (D.W).

R	R Square	Adjusted R Square	Durbin-Watson
0.806	0.649	0.631	2.417

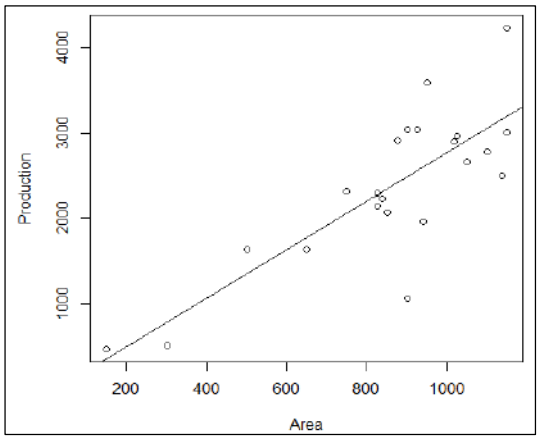
من نتائج جدول 16 يمكن كتابة صيغة النموذج المقدّر كالتالي:

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 = -65.002 + 2.841\,(\text{Area}) \quad (9)$$

▪ ثالثاً: التمثيل الرياضي Mathematical Visualization.

النموذج المُقدّر بالمعادلة (9) رياضياً هو نموذج في فضاء ثنائي الأبعاد $^{(2)}$ بمحورين هما الإنتاج (Production) على المحور الرأسي (y) والمساحة (Area) على المحور الأفقي (x). يمثل هندسياً بخط مستقيم يعرف بخط الانحدار Regression line. كما هو موضح بشكل 20 التالي:

الشكل يمثل انتشار نقاط بيانات المساحة مقابل الإنتاج في فضاء ثنائي الأبعاد ومنه يمكن النظر بعمق للبواقي حيث يمكن بسهولة مشاهدة البواقي الكبيرة بمجرد النظر إلى الانحرافات الرأسية لكل نقطة عن خط الانحدار.



شكل 20: انتشار بيانات المساحة مقابل الإنتاج وخط توفيقها.

▪ رابعاً: تقييم مدى فعالية النموذج Assessing the Model.

بإجراء الاختبارين التاليين:

1. اختبار دلالة الانحدار ككل:

باختبار الفرض الصفري $(H_0 : \rho_{y x_1} = 0)$ الارتباط بالمجتمع يساوي صفر مقابل الفرض البديل $(H_1 : \rho_{y x_1} \neq 0)$.

جدول 18: جدول تحليل التباين (ANOVA)

S.O.V	Sum of Squares	df	Mean Square	F value	Pr(>F)
Regression	11446265	1	11446265	36.959	0.000
Residual	6194109	20	309705		
Total	17640374	21			

من خلال جدول 18 تحليل التباين (ANOVA) كان مستوى المعنوية (0.000) وهذا يدعم رفض H_0، أي أن الارتباط الحقيقي بالمجتمع لا يساوي صفر. ومنه نستنتج انه توجد علاقة خطية بين الإنتاج والمساحة (Area). قيمة معامل التحديد $(R^2 = 0.649)$، فالمساحة لوحدها فسرت حوالي (65%) من التغير الكلي الحاصل بكميات الإنتاج.

2. لاختبار دلالة معامل الانحدار:

نختبر الفرض الصفري $(H_0 : \beta_1 = 0)$ مقابل الفرض البديل $(H_0 : \beta_1 \neq 0)$. من نتائج جدول 16 المتعلقة بمعاملات انحدار النموذج كانت قيمة مستوى معنوية معامل المساحة (Area) تساوي (0.000)، ومنه المعامل له دلالة معنوية احصائياً.

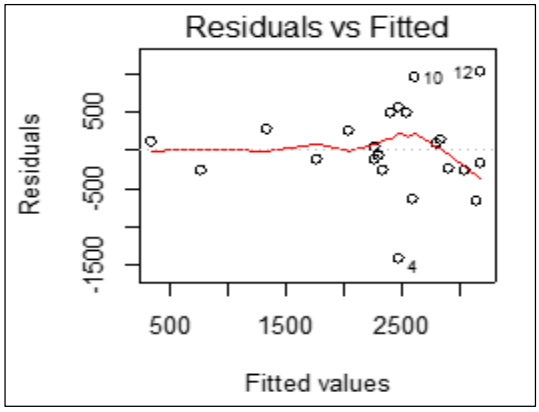
▪ خامساً: تشخيص النموذج Regression Diagnostics.

1. اختبار فرضية الخطية Linearity test:

باستخدام طريقة بيانية تمثلت برسم شكل انتشار بيانات المساحة مقابل كمية الإنتاج، والمقارنة مع معامل الارتباط الخطي بينهما، بالنظر للشكل 18 نلاحظ وجود علاقة قوية بين المساحة والإنتاج.

2. فرضية ثبات تباين الأخطاء العشوائية Homoscedasticity.

نفذ اختبار ثبات التباين Constancy of variances برسم القيم المقدرة Fitted values مقابل البواقي Residuals كما هو موضح بالشكل التالي:

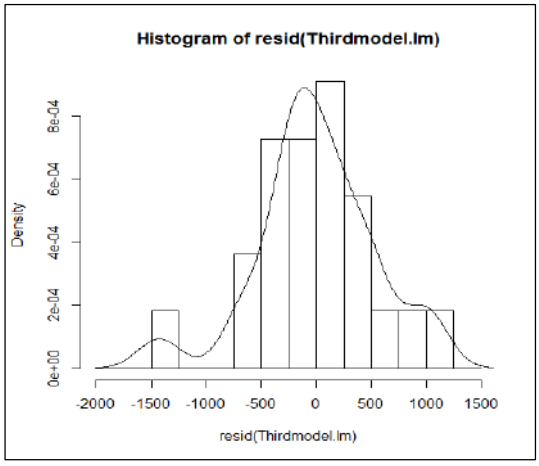


شكل 21: انتشار بيانات القيم المقدرة مقابل البواقي.

من شكل 21 يلاحظ أن البواقي متشكلة عشوائياً حول وسطها الصفر ذلك النسق يعطي انطباع عن تجانس تباين الأخطاء العشوائية بالنموذج.

3. اختبار فرضية اعتدالية الأخطاء Normality of Errors.

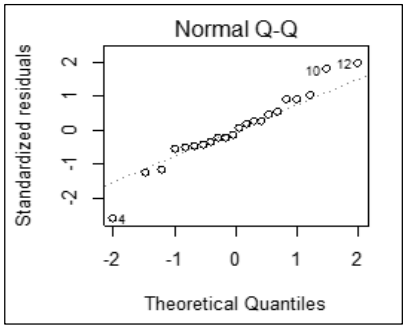
باستخدام طريقة بيانية تمثلت برسم كل من المدرج التكراري Histogram ودالة الكثافة Density للبواقي (جودة، 2009).



شكل 22: المدرج التكراري والكثافة للبواقي.

من خلال شكل 20 يبدو جليا أن توزيع بواقي الانحدار يقترب كثيرا من التوزيع الطبيعي بمتوسط صفر وتباين ثابت.

كذلك تم استخدام (Q-Q) plot لذات الغرض كما يلي:



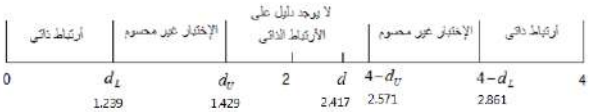
شكل 23: رسم (Q-Q) لبواقي النموذج.

من خلال شكل 23 نلاحظ ان شكل نقاط البيانات يمتد على هيئة خط مستقيم مما يعني أن الأخطاء تتوزع طبيعيا. يؤكد ذلك اختبار "شابيرو–ويلك" للاعتدالية (Shapiro-Wilk test) حيث كانت قيمة احصاءة الاختبار (W = 0.95742) ودرجة المعنوية (0.439) وهذا يدعم الفرض الصفري بأن الأخطاء تتوزع طبيعياً.

4. اختبار استقلالية الأخطاء Independence of errors test.

بأجراء اختبار "دوربن ـــ واتسون" بموجبه تختبر فرض العدم H_0 : لا يوجد ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى بين الأخطاء العشوائية للنموذج، مقابل H_1 : يوجد ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى. وحيث أن $(n=22)$، $(k=1)$ و $(\alpha=0.05)$ فمن جدول "دوربن –واتسون" كانت قيم $(d_L=1.239)$ و $(d_U=1.429)$. فمن جدول 17 كانت قيمة احصاءة "دوربن ـــ واتسون" $(d=2.417)$.

من الشكل التالي يلاحظ أنها تقع ضمن فترة عدم وجود الارتباط ذاتي.

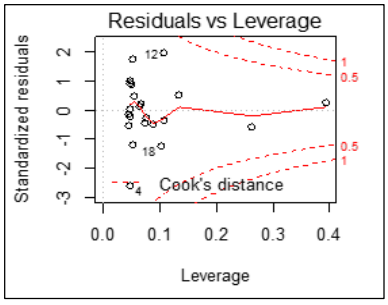


شكل 24: اختبار "دوربن–واتسون" للارتباط الذاتي للأخطاء.

5. اختبار الاشتراك الخطي Collinearity test.

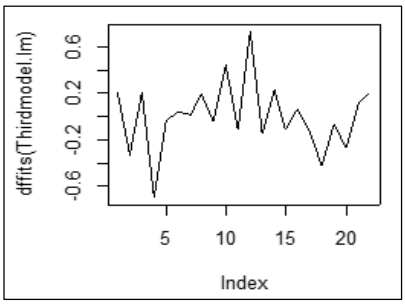
انحدار خطي بسيط فلا مجال لوجود المشكلة.

6. تشخيص التأثير Influence diagnostics.



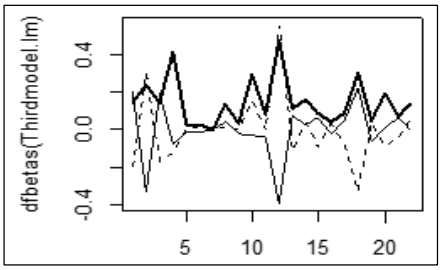
شكل 25: تشخيص النموذج (اختبار القيم الرافعة).

من خلال شكل 25 يمكن مشاهدة أن المواسم الزراعية التي تمثل الأزمنة (4)، (12) و(18) يبدو أن لها معظم النفوذ. فيما يلي مزيد من التشخيص المعمّق.



شكل 26: تشخيص النموذج (تحديد أثر القيم الرافعة).

شكل 26 يعبر عن مدى تأثير المشاهدات على القيمة المقدرة المتعلقة بها، ومنه أيضا يبدو جلياً ان المشاهدة (4) كان لها بالغ الأثر، يليها المشاهدات (12) و(18) على التوالي. حيث كانت مسافات كوك Cook's distance المتعلقة بها تقترب من 1. من خلال الشكل التالي يمكن معرفة أثر استبعاد القيم الرافعة.



شكل 27: تشخيص النموذج (أثر استبعاد القيم الرافعة).

شكل 27 يعطي التغير في المعاملات المقدرة إذا استبعدت المشاهدة، نسبة لخطائها المعياري (الجزء المقطوع Intercept هو الخط المتواصل، الميل Slope هو الخط المتقطع). الخط المتصل السميك يمثل Cooks distance.

- سادساً: الانحدار المتين Robust Regression (RR)

لوجود قيم مؤثرة بشكل فاعل Leverage points تم استخدام الانحدار المتين.

جدول 19: مقدرات معاملات الانحدار بطريقة الانحدار المتين.

	Value	Std. Error	t value
(Intercept)	8.759	381.614	0.0230
Area	2.764	0.428	6.4587

الخطأ المعياري للبواقي (378.6) Residual standard error درجة حرية (20) d.f.

من نتائج جدول (7) يمكن كتابة صيغة النموذج المقدّر كالتالي:

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 = 8.759 + 2.764\,(\text{Area}) \qquad (10)$$

القيم العددية للمعاملات الجزئية للانحدار قد طرأ عليها تغيرات بكميات قليلة، ولكن المستوى العام لدلالة المتغيرات يبقى كما هو عليه، والاستنتاج النهائي سوف لن يتغير.

▪ سابعاً: التفسير الاقتصادي Economic Interpretation.

النموذج يشتمل فقط على مكوّن المساحة كمتغير تفسيري، فالمساحة هي حاضنة المحصول، وبدونها لا يمكن الحصول على الانتاج، وكلما زادت المساحة زاد الانتاج.

اختبارات مقارنة المتوسطات

Comparing means tests

صمم النموذج الثاني كتتقية للنموذج الأول باستبعاد ثلاث متغيرات تفسيرية. كحل لمشكلة التعدد الخطي Multicollinearity استبعد مكوّن المياه Water بسبب ارتباطه القوي بالمساحة Area. كذلك تم استبعاد السمادين الأساسي (BF) والسائل (LF) بسبب ضعف العلاقة الخطية لكل منهما مع المتغير التابع الإنتاج Production مما أدى إلى أثرهما السالب بالنموذج.

بخصوص السمادين المبعدين تجدر الإشارة إلى انه ببعض المواسم الزراعية لم يتم إضافتهما للمحصول. من وجهة نظر اقتصادية يتوجب الأمر معرفة أثر الإضافة من عدمها على الكميات المنتجة من حبوب الشعير. إحصائيا لإجراء الاختبارات اللازمة؛ تم تقسيم مشاهدات المتغير التابع الإنتاج Production إلى مجموعتين، الأولى (Group-1) تشمل مشاهدات الانتاج التي تم معاملتها بالسماد (Treated) والثانية (Group-2) تضم مشاهدات الانتاج التي لم يتم معاملتها بالسماد (Not treated). ومن ثم مقارنة المجموعتين (الإضافة من عدمها)، لكل من السمادين على حده.

أولاً: مقارنة المتوسطات في حالة السماد الأساسي (BF).

جدول 19: إحصاءات المجموعتين في حالة (BF)

Production	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Adding (BF)	19	2349.89	959.405	220.103
Not adding (BF)	3	2448.00	723.597	417.769

1. اختبار وجود تجانس بين المجموعتين:

باختبار الفرض الصفري $(H_0 : \sigma^2_{adding\ BF} / \sigma^2_{not\ adding\ BF} = 1)$ مقابل الفرض البديل $(H_1 : \sigma^2_{adding\ BF} / \sigma^2_{not\ adding\ BF} \neq 1)$ عند مستوى معنوية $(\alpha = 0.05)$.

من ملحق (6) نجد أن قيمة $(F = 0.231)$ المحسوبة، وقيمة احتمال المعنوية $(\alpha = 0.05 < sig. = 0.636)$ وهي أكبر من قيمة مستوى المعنوية، ومنه نستنتج انه لا توجد دلالة إحصائية، فلا يرفض الفرض الصفري الزاعم بوجود تجانس (عدم اختلاف) بين تباينات المجموعتين.

2. اختبار وجود اختلاف بين متوسطي المجموعتين:

اختبار الفرض الصفري $(H_0 : \mu_{adding\ BF} - \mu_{not\ adding\ BF} = 0)$ مقابل الفرض البديل $(H_0 : \mu_{adding\ BF} - \mu_{not\ adding\ BF} \neq 0)$ عند مستوى معنوية $(\alpha = 0.05)$.

من ملحق (6) نجد أن قيمة $(t = -0.168)$ بدرجة حرية (20)، وقيمة احتمال المعنوية $(Sig. = 0.868)$ وهي أكبر من قيمة مستوى المعنوية $(\alpha = 0.05)$، ومنه لا توجد دلالة إحصائية ولا يرفض الفرض الصفري الزاعم بتساوي متوسطي المجموعتين، ويمكن اعتبار أن متوسطي المجموعتين غير مختلفين.

وعليه فإن إضافة السماد الأساسي (BF) من عدمه لا يؤثر على الكميات المنتجة من الشعير. وهذا يدعم استبعاده من النموذج.

ثانياً: مقارنة المتوسطات في حالة السماد السائل (LF).

جدول 20: إحصاءات المجموعتين في حالة (LF)

Production	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Adding (LF)	17	2414.88	928.37	225.16
Not adding (LF)	5	2187.80	955.39	427.27

1. لاختبار وجود تجانس بين المجموعتين:

يختبر الفرض الصفري $(H_0 : \sigma^2_{adding\ LF} / \sigma^2_{not\ adding\ LF} = 1)$ مقابل الفرض البديل $(H_1 : \sigma^2_{adding\ LF} / \sigma^2_{not\ adding\ LF} \neq 1)$. عند مستوى معنوية $(\alpha = 0.05)$.

من ملحق (7) نجد أن قيمة $(F = 0.000)$ المحسوبة، وقيمة احتمال المعنوية $(Sig. = 0.991)$ وهي أكبر من قيمة مستوى المعنوية $(\alpha = 0.05)$ ومنه لا توجد دلالة إحصائية ولا يرفض الفرض الصفري الزاعم بوجود تجانس بين المجموعتين.

2. لاختبار وجود اختلاف بين متوسطي المجموعتين:

يختبر الفرض الصفري $(H_0 : \mu_{adding\ LF} - \mu_{not\ adding\ LF} = 0)$ مقابل الفرض البديل $(H_0 : \mu_{adding\ LF} - \mu_{not\ adding\ LF} \neq 0)$ عند مستوى معنوية $(\alpha = 0.05)$.

من ملحق (7) نجد أن قيمة $(t = 0.478)$ بدرجة حرية (20)، وقيمة احتمال المعنوية $(Sig. = 0.638)$ وهي أكبر من قيمة مستوى المعنوية $(\alpha = 0.05)$ومنه لا توجد دلالة إحصائية ولا رفض الفرض الصفري الزاعم بتساوي متوسطي المجموعتين.

وعليه فإن إضافة السماد السائل (LF) من عدمه لا يؤثر على الكميات المنتجة من محصول الشعير. وهذا يدعم استبعاده.

الخلاصة Conclusion

خلصت الدراسة إلى ما يلي:

1. مكوّن المساحة Area الحاضن متمثل بالتربة، أكثر المكونات أهمية. علاقته طردية بالإنتاج. لا يمكن الاستغناء عنه.
2. مكوّن المياه Water كانت علاقته موجبة وقوية جدا بالمساحة. توجب استبعاده منعا لمشكلة الاشتراك الخطي.
3. مكوّن السماد الأساسي (BF) متمثل بمركب فوسفات الأمونيوم Ammonium phosphate (18-46) كانت مساهمته سالبة على الإنتاج وهذا يخل بنظريات الاقتصاد. لذا توجب استبعاده.
4. مكوّن السماد التكميلي (AF) اليوريا Urea ساهم كانت ايجابيا على الإنتاج. تأتي أهميته في المرتبة الثانية بعد المساحة.
5. مكوّن السماد السائل (LF) مغذيات صغرى Micro-nutrient مساهمته كانت بأثر سالب على كميات الإنتاج وهذا يتعارض مع الغاية من إضافته. ومنه توجب استبعاده.
6. النموذج الثاني Second model بمكوّني المساحة Area والسماد التكميلي (AF) كان النموذج الأقرب لتمثيل أفضل علاقة انحداريه بين كميات انتاج الشعير والمكونات الأساسية.

التوصيات Recommendations

توصي الدراسة بما يلي:

1. إضافة الأسمدة والعناصر الكيميائية بناء على نتائج التحاليل الدورية والموسمية للتربة.
2. الاطلاع والاستفادة من ميراث خبرة وتجارب مشاريع زراعة وإنتاج الحبوب داخل ليبيا وخارجها.
3. تنفيذ دراسات مماثلة على مشاريع الحبوب الأخرى واجراء المقارنات، ونشر نتائج الدراسات والأبحاث.

شكر Acknowledgment

يتقدم الباحث بجزيل الشكر والعرفان إلى مشروع إيروان الزرعي متمثل بإدارة الشؤون الفنية وقسم المتابعة على تقديم البيانات الأولية للدراسة. الشكر موصول أيضا للمهندس: عبد الوهاب بركه آغله على مساعدته وتوجيهاته القيّمة التي ساهمت بإنجاز البحث.

المراجع References

[1]- الأطرقجي، محمد علي، (1980). الوسائل التطبيقية في الطرق الإحصائية. دار الطليعة ــ بيروت. ط1.

[2]- العتوم، شفيق أحمد، (2012). طرق الإحصاء باستخدام SPSS. دار المناهج للنشر والتوزيع. عمان –الأردن.

[3]- القاضي، دلال وآخرون، (2005). الإحصاء للإداريين والاقتصاديين. دار الحامد للنشر والتوزيع، الأردن.

[4]- أبو يوسف، محمد، (1989). الإحصاء في البحوث العلمية، المكتبة الأكاديمية للنشر. القاهرة ــ مصر. ط1.

[5]- جودة، محفوظ، (2009). التحليل الإحصائي المتقدم باستخدام SPSS. دار وائل للنشر والتوزيع، عمان – الأردن. ط2.

[6]- جونسون، ريتشارد وآخرون. (1998). التحليل الإحصائي للمتغيرات المتعددة من الواجهة التطبيقية. تعريب دار المريخ للنشر، الرياض –السعودية.

[7]- عبد الفتاح، عز حسن، (1428هـ). مقدمة في الإحصاء الوصفي والاستدلالي باستخدام SPSS. خوارزم العلمية للنشر والتوزيع، جدة –السعودية. ط1.

[8]- فاندل، والتر وآخرون. (1992). السلاسل الزمنية من الواجهة التطبيقية ونماذج بوكس جنكنز. تعريب دار المريخ للنشر، الرياض –السعودية.

[9]- Douglas, Alex. (2008). An Introduction to R. Tow day workshop, University of Aberdeen.

[10]- Faraway. J. (2002). Practical Regression and Anova using R. www.stat.lsa.umich. Edu/~faraway/book

[11]- Howell, David C. (2004). Fundamental Statistics for the Behavioral Sciences. Thomson Learning, 5th Ed., Belmont - USA.

[12]- Keith, T. (2006). Multiple regression and beyond. PEARSON Allyn & Bacon.

[13]- Keller, Gerald and Warrick, Brian. (2005) Statistics for Management and Economics, Duxbury Thomson Learning, 5th Ed.

[14]- Ligges, U., and Maechler, M. (2003): Scatterplot3d – an R Package for Visualizing Multivariate Data. Journal of Statistical

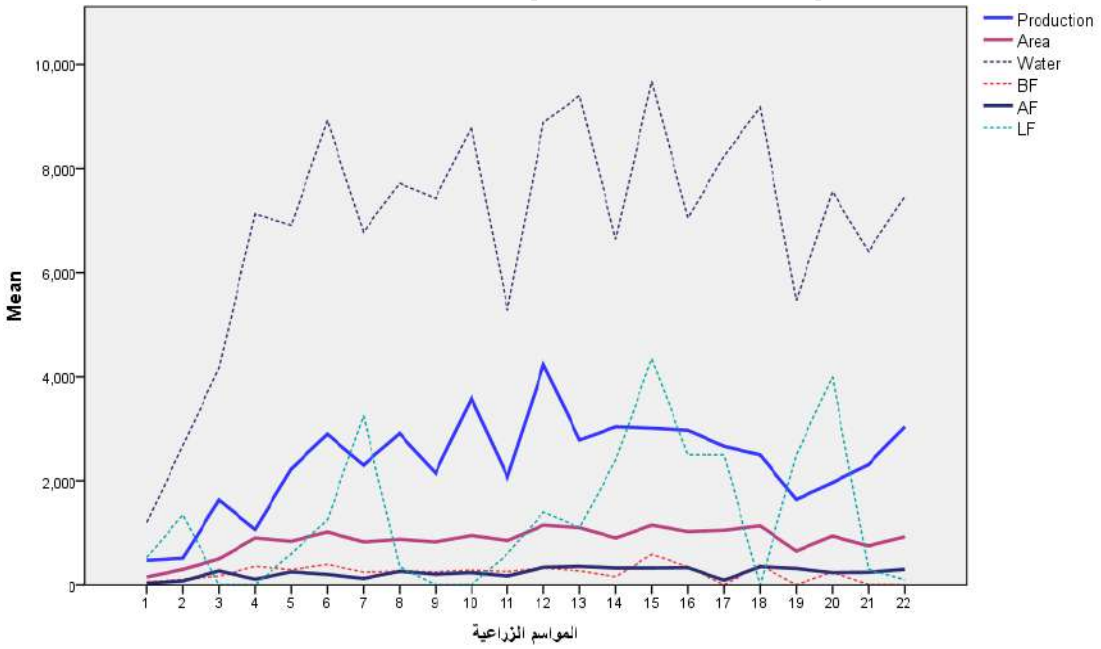
[16]- Shieh, G. (2010). On the misconception of Multicollinearity in detection of moderating effects: Multicollinearity is not always detrimental. Multivariate Behavioral Research, 45, 483- 507.
[17]- Durbin-Watson Significance Tables.
Software 8(11), 1–20. http://www.jstatsoft.org/
[15]- Mansfield, Edwin (1980), Statistics for Business and Economics, 1st Ed., Norton & Company, Inc. USA.

الملاحق
Supplements
ملحق (1)

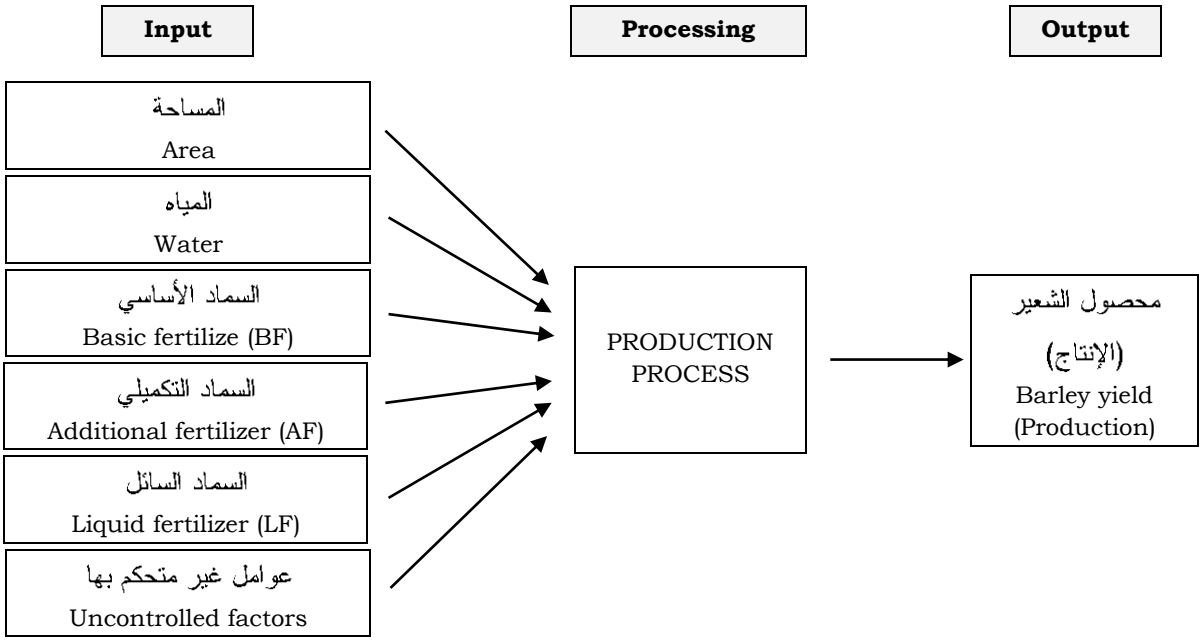
بيانات متغيرات الدراسة وتسلسلها الزمني

الزمن Time (t)	المواسم Seasons	إنتاج الشعير Production (y)	المساحة Area (x_1)	المياه Water (x_2)	السماد الأساسي (BF) (x_3)	السماد التكميلي (AF) (x_4)	السماد السائل (LF) (x_5)
1	1988 – 87	473	150	1199	52	30	525
2	1989 – 88	514	300	2679	105	75	1350
3	1990 – 89	1632	500	4170	170	270	0
4	1991 – 90	1065	900	7129	360	108	0
5	1992 – 91	2231	838	6910	293	251	600
6	1993 – 92	2899	1017	8926	395	200	1250
7	1994 – 93	2301	825	6782	247	123	3250
8	1995 – 94	2912	875	7720	262	262	350
9	1996 – 95	2147	825	7427	250	206	0
10	1997 – 96	3596	950	8807	285	237	0
11	1998 – 97	2065	850	5279	255	170	600
12	1999 – 98	4231	1150	8891	330	340	1400
13	2000 – 99	2785	1100	9402	270	357	1100
14	2001 – 00	3039	900	6643	156	325	2400
15	2002 – 01	3012	1150	9676	587	325	4350
16	2003 – 02	2970	1025	7053	350	332	2500
17	2004 – 03	2664	1050	8241	0	88	2500
18	2005 – 04	2499	1137	9178	384	352	0
19	2006 – 05	1641	650	5469	0	316	2500
20	2007 – 06	1962	940	7559	248	235	4000
21	2008 – 07	2315	750	6405	5	243	300
22	2009 – 08	3039	925	7467	0	300	100

ملحق (2): يوضح الخطوط البيانية الممثلة لجميع متغيرات الدراسة مقابل المواسم الزراعية.



ملحق (3): يوضح آلية تفاعل المكونات لبلورة المنتج في صورته النهائية.

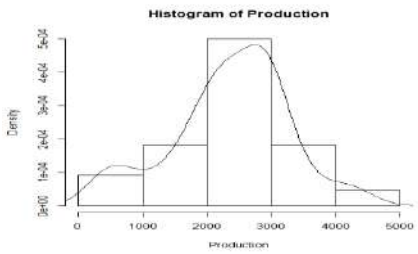


ملحق (4): عرض الغصن والورقة Steam and leaf لمتغيرات الدراسة كل على حده

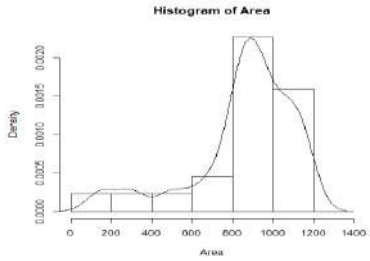
Production (y)	Area (x_1)	Water (x_2)
Production Stem-and-Leaf Plot Frequency Stem & Leaf 2.00 0 . 45 4.00 1 . 0669 11.00 2 . 01233467899 4.00 3 . 0005 1.00 4 . 2 Stem width: 1000.000 Each leaf: 1 case(s)	Area Stem-and-Leaf Plot Frequency Stem & Leaf 3.00 Extremes (=<500) 1.00 6 . 5 1.00 7 . 5 5.00 8 . 22357 5.00 9 . 00245 3.00 10 . 125 4.00 11 . 0355 Stem width: 100 Each leaf: 1 case(s)	Water Stem-and-Leaf Plot Frequency Stem & Leaf 2.00 Extremes (=<2679) 1.00 4 . 1 2.00 5 . 24 4.00 6 . 4679 6.00 7 . 014457 4.00 8 . 2889 3.00 9 . 146 Stem width: 1000 Each leaf: 1 case(s)
BF (x_3)	**AF (x_4)**	**LF (x_5)**
BF Stem-and-Leaf Plot Frequency Stem & Leaf 5.00 0 . 00005 3.00 1 . 057 8.00 2 . 44556789 5.00 3 . 35689 .00 4 . 1.00 5 . 8 Stem width: 100 Each leaf: 1 case(s)	AF Stem-and-Leaf Plot Frequency Stem & Leaf 1.00 0 . 3 2.00 0 . 78 2.00 1 . 02 1.00 1 . 7 5.00 2 . 00334 3.00 2 . 567 6.00 3 . 012234 2.00 3 . 55 Stem width: 100 Each leaf: 1 case(s)	LF Stem-and-Leaf Plot Frequency Stem & Leaf 11.00 0 . 00000133566 4.00 1 . 1234 4.00 2 . 4555 1.00 3 . 2 2.00 4 . 03 Stem width: 1000 Each leaf: 1 case(s)

ملحق (5): عرض المدرج التكراري Histogram ومنحنى Kernel density estimate لمتغيرات الدراسة كل على حده

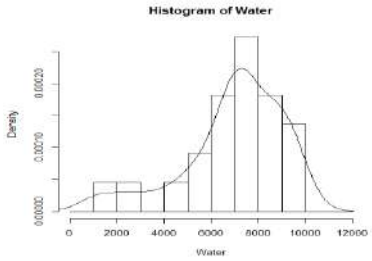
Production (y)



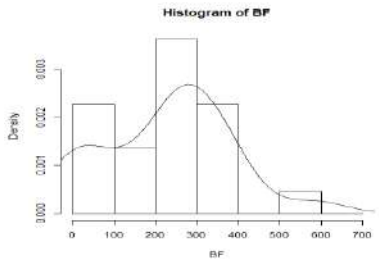
Area (x_1)



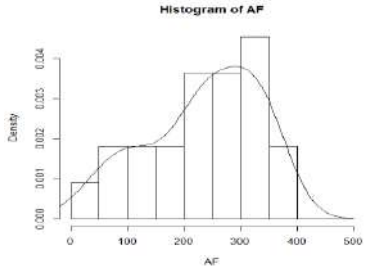
Water (x_2)



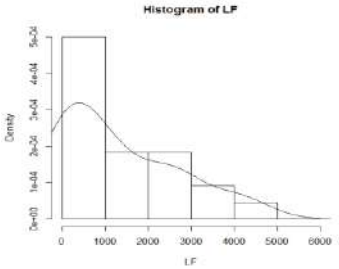
BF (x_3)



AF (x_4)



LF (x_5)



ملحق (6)

نتائج اختبار تساوي كل من تباينات ومتوسطات الإنتاج في حالتي إضافة وعدم إضافة السماد الأساسي (BF)

Independent Samples Test

Production	Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
	F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
								Lower	Upper
Equal variances assumed	0.231	0.636	-0.168	20	0.868	-98.105	583.050	-1314.326	1118.115
Equal variances not assumed			-0.208	3.237	0.848	-98.105	472.204	-1540.574	1344.364

ملحق (7)

نتائج اختبار تساوي كل من تباينات ومتوسطات الإنتاج في حالتي إضافة وعدم إضافة السماد السائل (LF)

Independent Samples Test

Production	Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
	F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
								Lower	Upper
Equal variances assumed	0.000	0.991	0.478	20	0.638	227.082	475.088	-763.934	1218.099
Equal variances not assumed			0.470	6.407	0.654	227.082	482.965	-936.742	1390.907