جمهورية العراق
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة القادسية
كلية علوم الحاسوب والرياضيات
قسم الإحصاء والمعلوماتية

# دراسة العوامل المؤثرة للمرضى المصابين بارتفاع وانخفاض نسبة اليوريا في الدم باستخدام تحليل الانحدار

بحث مقدم

الى مجلس كلية علوم الحاسوب وتكنولوجيا المعلومات/ قسم الاحصاء والمعلوماتية وهو جزء من متطلبات نيل درجة البكالوريوس في علوم الإحصاء والمعلوماتية

من قبل الطالبتين

رفل حسن سليم

هالة حسين كاظم

إشراف

أ.د. طاهر ريسان دخيل

1438 ..... 2017

## الاهداء

**بسم النور المبين اله العالمين الذي اضاء لنا المطامير وزادنا في بهاءه العظيم ايمانا وعلما شافعا يقين.....**

**الى من بلغ الرسالة وادى الامانة ونصح الامة الى نبي الرحمة ونور العالمين سيدنا محمد (صل الله عليه واله وسلم)**

**الى من كلله الله بلهيبه والوقار الى من علمني العطاء بدون انتظار.....الى من احمل اسمه بكل افتخار .....ارجو من الله ان يمد في عمرك لترى ثمارا قد حان قطفها بعد طول انتظار وستبقى كلماتك نجوم اهتدي بها اليوم وفي الغد والى الابد.....**

**"والدي العزيز"**

**الى ملاكي في الحياة ....الى معنى الحنان والتفاني الى بسمه الحياة وسر الوجود الى من كان دعائها سر نجاحي وحنانها بلسم جراحي الى اغلى الحبايب....**

**"والدتي الحبيبة"**

**الى الذين مهدو لنا طريق العلم والمعرفة.....**

**الى جميع اساتذتنا الافاضل.....**

**واخيرا اخص بالشكر والتقدير الدكتور طاهر ريسان دخيل**

# (الجانب النظري)


| الفصل الأول | |
|---|---|
| رقم الصفحة | اسم الموضوع |
| 6 | المقدمة |
| 7 | الهدف |

| الفصل الثاني | |
|---|---|
| رقم الصفحة | اسم الموضوع |
| 9 | متوسط مربعات الخطأ العشوائي(MSE) |
| 9 | طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية(OLS) |
| 9 | الانحدار الخطي البسيط |
| 13 | تفسير المعالم |
| 14 | خواص تقديرات دالة الانحدار الخطي البسيط |
| 16 | تقدير تباين حدود الخطأ العشوائي للمجتمع |
| 20 | الانحدار الخطي العام(المتعدد) |

# (الجانب التطبيقي)


| الفصل الثالث | |
|---|---|
| رقم الصفحة | اسم الموضوع |
| 23 | جمع ووصف البيانات |
| 24 | الارتباط ومعنويته |
| 26 | تحليل الانحدار |

| الفصل الرابع | |
|---|---|
| رقم الصفحة | اسم الموضوع |
| 37 | الاستنتاجات |
| 37 | التوصيات |
| 38 | المصادر |

# الفصل الاول

## المقدمة وهدف البحث

**المقدمة**

يعد الانحدار الخطي من اقدم واهم الادوات الاحصائية في دراسة العلاقة بين المتغيرات واستخدم بشكل واسع في بحوث علوم الحياة والبحوث البيئية وغيرها من العلوم التطبيقية. كما ان موضوع تحليل النماذج الخطية متعددة المتغيرات من المواضيع المهمة في الاحصاء الرياضي لأنه يصف العلاقة بين المتغيرات على هيئة معادلة خطية كما ان له استعمالات كثيرة منها التنبؤ حيث يتم به تقدير الاستجابة والتنبؤ بها الذي كثيرا ما يفيد في التخطيط واتخاذ القرارات ويستخدم ايضا لأغراض السيطرة على قيم المتغيرات المعتمدة بتغيير قيم المتغيرات التوضيحية وللحصول على تنبؤ جديد حول ظاهرة معينة يجب معرفة قيم المعلمات الموجودة في النموذج الخطي متعدد المتغيرات ولصعوبة معرفة القيم الحقيقية لمعلمات النموذج تم اللجوء الى تقدير هذه المعلمات ومن اكثر واقدم طرائق التقدير هي طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية عندما تتوزع البيانات توزيعا طبيعيا وبقيت هذه الطريقة احدى اساليب تقدير معلمات الانحدار الخطي لمدة زمنية طويلة وقد تم ذكرها ايضا في اغلب الكتب الاحصائية لما امتازت به مقدراتها من صفات جيدة الا ان الباحثين واجهوا مشكلة ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي عند احتوائها على القيم الشاذة والتي نتجت عن اخطاء في وصف البيانات او تسجيل مشاهدات خاطئة قد يكون لها تأثير على مقدرات المربعات الصغرى حيث انها قد تسحب اليها خط التوفيق للمربعات الصغرى في العقود الخمسة السابقة حظيت مشكلة القيم الشاذة في البيانات باهتمام كبير بسبب ادراك الكثير من الباحثين لخطورة استخدام الاساليب التقليدية في تقدير المعلمات عند ظهور هذه المشكلة والتي ادى الى البحث عن طرائق بديلة عن طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية والتي تدعى بالطرائق

الحصـينة حيـث انهـا ذات متعـددات قليلـة الحساسـية والتـأثر تجـاه القـيم الشـاذة عنـد وجودهـا حيـث ان متعـددات هـذه الطرائـق تمتلـك كفـاءة ماديـة الـى طريقـة المربعـات الصـغرى فـي حالـة عـدم وجـود القـيم الشـاذة وذات كفـاءة اعلـى بكثيـر مـن المربعـات الصـغرى فـي حالـة وجـود القـيم الشـاذة كمـا انهـا تمتلـك صـفات جيـدة سـواء كـان التوزيـع طبيعيـا او ارتفـاع او انخفاض غير طبيعي.

**الهدف**

يهدف هذا البحث الى دراسة العوامل او المتغيرات المؤثرة على نسبة اليوريا في الدم لبعض المرضى المصابين بهذا المرض في محافظة القادسية

# الفصل الثاني

## بعض المفاهيم الاحصائية الاساسية

## بعض المفاهيم الاحصائية الاساسية

### 1-متوسط مربع الخطأ العشوائي (MSE):

متوسط مربع الخطأ العشوائي هو مقياس للدقة يتم حسابه تسريع الخطأ لكل مشاهدة في مجموعة ومن ثم ايجاد المعدل او متوسط القيم لمجموع هذه المربعات حيث ان الاخطاء يتم تربيعها قبل اخذ مجموعها.

### 2-طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS)

وهي من اكثر الطرائق لتقدير معلمات الانحدار الخطي استخداما وتتضمن جعل مجموع مربعات الخطأ اقل ما يمكن وتعرف بالصيغة الاتية:

$$SSE\ \sum_{i=1}^{n} ei^2 = \sum_{i=1}^{n}(yi - \beta_0 - \beta_1 \ldots . - \beta_p x^1 pi)^2 \ldots\ldots(1)$$

### 1- الانحدار الخطي البسيط Simple liner Regression (S L R)

**أ- بناء نموذج انحدار خطي بسيط Model Structure =**

يمكن نمذجة العلاقة بين المتغيرين التابع (y) والمستقل (X) على الشكل التالي:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + U_i \quad \ldots(2)$$

$$i = 1,2,3 \ldots . n$$

حيث ان:

$Y_i$: المتغير التابع

$X_i$: المتغير المستقل

$\beta$: معلمات النموذج

إن الخطأ في تفسير ($y_i$) يرجع الى الاسباب التالية:

1-اهمال بعض المتغيرات المستقلة التي يمكن ان تؤثر على المتغير التابع في النموذج.

2-الصياغة الرياضية غير السليمة للنموذج.

3-حدوث خطأ في كل من تجميع البيانات وقياس المتغيرات الاقتصادية.

4-تحديد خاطئ للمتغيرات من خلال اغفال متغيرات هامة في نموذج الانحدار المراد تقديره او احتواء هذا النموذج على متغيرات مستقلة غير هامة.

5-تغير معاملات الانحدار حيث انها لا تبقى ثابتة اثناء الفترة الزمنية التي يتم تجميع البيانات عنها.

6-العلامة الحقيقية بين المتغيرين التابع والمستقل قد تكون غير خطية.

**ب- تقدير دالة الانحدار الخطي البسيط**

***Estimation of simple Linear Regression Function***

تمثل المعادلة(2) نموذج الانحدار الخطي البسيط وعند اخذ التوقيع لهذه المعاملة نحصل على:

$$E(yi) = \beta_0 + \beta_1 xi \quad .....(3)$$

حيث ان توقع الخطأ يساوي صفر:

$$E(Ui) = 0$$

المعادلة (3) تسمى دالة الانحدار (Regression Function) وعند استخراج تقدير المعلمات$(\beta_1 \& \beta_0)$ ستكون المعادلة التقديرية بالصيغة التالية

$$\hat{y}i = \hat{B}_0 + \hat{B}_1 X_i \quad .....(4)$$

حيث ان ( $\hat{y}_i$) تمثل القيمة التقديرية الى القيمة المتوسطة الحقيقية للمتغير التابع [E(yi)] وتسمى ايضا القيمة التنبؤية للمتغير التابع وهي تقدير غير متغير الى $[E(yi)]$ وهذا يعني ان

$$E(\hat{y}i) = E(yi) \ldots\ldots (5)$$

ولإيجاد معادلة الانحدار التقديرية لابد من ايجاد تقديرات المعلمات $(\beta_1 \& \beta_0)$ من خلال استعمال الطريقتين التاليتين:

**1- طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية**

***Ordinary Least Square Method (OLS)***

ان اساس طريقة المربعات الصغرى يعتمد على حساب قيم المعالم المجهولة لنموذج الانحدار $(\beta_1 \& \beta_0)$ والتي تجعل مجموع مربعات الاخطاء العشوائية في نهايتها الصغرى. حيث ان قيم المعالم المحسوبة بهذه الطريقة تسمى تقديرات المربعات الصغرى التي تجعل مجموع مربعات الاخطاء العشوائية في نهايتها الصغرى. ان الصيغة الرياضية لطريقة المربعات الصغرى يمكن تقدير معالمها من خلال سحب عينات عشوائية من المجتمع قيد الدراسة لحجم (n) ومن خلال المعادلة (2) وكما يلي:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X + ei$$

i=1,2,3…n

وللحصول على الصيغ الرياضية لتقدير معلمات النموذج نتبع الخطوات التالية:

$$ei = yi - B_0 - B_1\, Xi \qquad \ldots..(6)$$

$$\sum_{i=1}^{n} ei^2 = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \beta_0 - \beta_1\, X_i)^2 \quad .....(7)$$

2- **طريقة الامكان الاعظم** ***Maximum likelihood Method (ML)***

ان احتمال انتماء العينة الى المجتمع الذي سحبت منه يكون اكبر احتمال انتماء هذه العينة الى اي مجتمع اخر وربما ان تقدير معالم المجتمع يتم عن طريق قيم مشاهدات العينة وذلك باحتساب احتمال انتساب العينة الى تلك المجتمعات المختلفة لذا يستوجب تشخيص المجتمع الذي تنتمي اليه تلك العينة في ضوء اكبر احتمال متحقق

بـين مختلـف هـذه الاحتمـالات و بشـكل عـام يقصـد باحتمـال تحقـق المشـاهدة بدالـة الكثافـة الاحتماليـة (Probability Density Function) لكـل مشـاهدة مـن مشـاهدات المتغيـر التـابع واسـتنادا الـى الغـرض القائـل بـان الاخطـاء الناتجـة مـن الفـرق بـين القيمـة الحقيقيـة والقيمـة التقديريـة تتـوزع توزيعـا طبيعيـا اي ان مشـاهدات المتغيـر التابع تتوزع توزيعا طبيعيا بمتوسط وتباين قدرهما:

$$E(yi) = \beta_0 + \beta_1 xi$$
$$v(yi) = \sigma^2 u \qquad .....(8)$$

فـاذا اخـذنا عينـة عشـوائية بحجـم (n) فـأن دالـة الكثافـة الاحتماليـة (P.d.f) لكل مشاهدة من مشاهدات المتغير التابع يمكن كتابتها بالصيغة التالية:

$$F(yi) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\ exp\left\{-\frac{[y_i - E(y_i)]^2}{2\sigma^2}\right\} \quad .....(9)$$

**تفسير المعالم** ***Exegesis the parameters*** $(\boldsymbol{B_0}$ & $\boldsymbol{B_1})$

$B_0$: تمثـل المسـافة العموديـة بـين نقطـة الاصـل ونقطـة تقـاطع خـط الانحـدار مـع المحـور الصـادي$(y - axis)$ لـذلك يمكـن ان تكـون $B_0$سالبة او موجبة او مساوية للصفر

$B_1$: تمثـل ظـل الزاويـة التـي يضـعها خـط الانحـدار مـع مسـتوى الافـق حيث$(X - axis)$

$$B_1 = \tan(\theta) = \frac{\sin(\theta)}{\cos(\theta)} = \frac{\text{المقابل}}{\text{المجاور}} = \frac{y_2 - y_1}{X_2 - X_1} = \frac{\Delta y}{\Delta x} \qquad .....(10)$$

**ملاحظـة**: مـن المعـروف ان ظـل الزاويـة (Θ) يكـون موجـب فـي الربـع الاول والربـع الثالـث وسـالبا فـي الـربعين الاخـرين لـذلك اذا كـان الميـل (B1) موجـب معنـى ذلـك ان خـط الانحـدار يمـر فـي الربـع الاول وامتـداده الـى الربـع الثالـث وعكـس ذلـك اذا كـان الميـل (B1)سـالب معنـى ذلـك ان خط الانحدار يمر بالربع الثاني وامتداده الى الرابع

**خواص تقديرات دالة الانحدار الخطي البسيط:**

تمتاز تقديرات دالة الانحدار الخطي البسيط ببعض الخواص هي :

**1- الخاصية الخطية Linearity Property**

تعتبـر المعـالم المقـدرة حسـب طـرق التقـدير الموضـحة فـي البنـود السـابقة خطيـة ومكـن وضـعها فـي صـورة دالـة او تركيبـة خطيـة (Linear Combination) من المتغير وكما يأتي:

$$B_1^{\wedge} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{\chi})^2} \quad .....(11)$$

$$let\ Ki = \frac{(X_i - \bar{\chi})}{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{\chi})^2} \quad ....(12)$$

$$B_1^n \sum_{i=1}^{n} k\ y \qquad \ldots.(13)$$

$$B_1^n = K_1\ y_1 + K_2 y_2 + \cdots \ldots. + Knyn \quad .....(14)$$

**نظريــة:** اذا كانــت كــل مــن$(K_1 , K_2 , K_3 , \dots \dots \dots . Kn)$ عبــارة عــن ثوابــت وان كــل مــن $(y_1, y_2, y_3, \dots . . , y_n)$ عبــارة عــن متغيــرات عشــوائية مســتقلة تتــوزع توزيعــا طبيعيــا فــان التركيبــة الخطيــة لهــم هــي الاخرى تتوزع توزيعا طبيعيا

حيـث $K_i$ هــي قيمــة مرجحــة للمتغيــر المعتمــد عنــدها تصــبح $(\hat{B}_1)$ هــي الاخرى تتوزع توزيعاً طبيعياً.

## 2-خاصية عدم التحيز unbiased property

تعني خاصية عدم ان الفرق بين القيمة المتوقعة لتقديرات المعالم

$E(B_1)$ ، $E(B_0)$ وقيمة المعلمة الحقيقة يساوي صفر اي ان

$$E(\hat{B}_1) - B_1 = 0 \rightarrow E(\widehat{B_1}) = B_1 \quad .....(15)$$

$$E(\widehat{B_0}) - B_0 = 0 \rightarrow E(\widehat{B_0}) = B_0 \quad .....(16)$$

اي ان وسطها الحسابي يساوي القيمة الحقيقة للمعلمة

## 3- خاصية افضل مقرر(اقل تباين)

### *Best Minimum variance property*

وهو تحديد تباين المعالم من خلال الانحراف بين المعالم المقدرة وقيمتها المتوقعة

1- معامل خط الانحدار $B_1$

$$var(\widehat{B_1}) = \mathrm{E}\left[\widehat{B_1} - E(\widehat{B_1})\right]^2 \quad .....(17)$$

2- معامل التقاطع $B_2$

$$var(\widehat{B_0}) = \mathrm{E}\left[\widehat{B_0} - E(\widehat{B_0})\right]^2 \quad .....(18)$$

**تقدير تباين حدود الخطأ العشوائي للمجتمع**

***Population variance Estimation for Random Error***

ان نموذج الانحدار الخطي البسيط للمجتمع او ما يماثل النموذج النظري تم توضيحه سابقا من خلال العلاقة التالية :

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad .....(19)$$

اما خط انحدار المجتمع فهو :

$$E(y_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i \quad .....(20)$$

وان خط انحدار العينة هو :

$$\widehat{y_i} = \widehat{\beta_0} + \widehat{\beta_1} X_i \quad .....(21)$$

الفرق بين القيمة المشاهدة والقيمة المتوقعة للمتغير التتابع عند اي مستوى من مستويات المتغير المستقل يسمى خطأ انحدار القيمة او الخطأ العشوائي للعينة وهذه الاخطاء غالبا ما تسمى بالبواقي (Residuals) ويرمز لها بالرمز (e) . وهو تقدير الى خطأ تباين المجتمع (u) .

**صفات الخطأ العشوائي للعينة هي :**

a- مجموع انحرافات القيم المشاهدة الى المتغير التابع عن خط انحدار العينة ( القيم التقديرية) مساوي للصفر ، اي ان مجموع البواقي مساو للصفر .

$$\sum_{i=1}^{n} e_i = 0$$

b- توقع البواقي يساوي صفر

$\therefore E(e_i) = 0$

c- مجموع مربعات الاخطاء العشوائية اصغر ما يمكن ان ($\sum_{i=1}^{n} ei^2$ اصغر ما يمكن)

d- مجموع البواقي الموزونة مساو للصفر عندما يكون المتبقي في المحاولة موزونا بمستوى المتغير المستقل في المحاولة (i) اي ان

$$\sum_{i=1}^{n} e_i x_i = 0$$

e- مجموع البواقي الموزونة مساو للصفر عندما يكون المتبقي في المحاولة (i) موزونا بالقيمة التقديرية للمتغير التابع في المحاولة (i) اي ان

$$\sum_{1=1}^{n} e_i \, \widehat{y_i} = 0$$

**اختبار الفرضيات حول معاملات الانحدار البسيط**

- الفرضية الاحصائية هي عبارة عن فرض او ادعاء حول معلمة او اكثر لمجتمع واحد او عدة مجتمعات حيث ان مسألة قبول هذا الفرض تحدد على اساس المعلومات التي يتم الحصول عليها من العينة لذلك نأخذ عينة ملائمة من المجتمع الذي ندرسه ونستخدم معلومات هذه العينة للوصول الى قرار ملائم حول قبول او رفض الفرضية الاحصائية وفقا للسياق التالي :

1- نقبل الفرضية عندما تكون بيانات العينة تساند الفرضية ونرفضها عندما تكون بيانات العينة على النقيض منها .

2- ان قبول الفرضية هو ناتج عن عدم توفر ادلة كافية لرفضها من بيانات العينة لذلك فأن القبول لهذه الفرضية بناءا على المعلومات العينة فان ذلك يعني بأن الفرضية خاطئة .

يوجد نوعان من الفرضيات يسمى النوع الاول بفرضية العدم ويرمز لها بالرمز ($H_0$) وهي تتعلق بالمعلمة موضوع الدراسة وهي تحدد القيم التي يعتقد الباحث بانها لا تعبر عن القيمة الحقيقية للمعلمة .

اما الفرضية الثانية فهي الفرضية البديلة ويرمز لها بالرمز ($H_1$) وهي التي تحدد قيم المعلمة التي يعتقد الباحث بانها صحيحة فاذا اردنا اثبات ان الميل لخط الانحدار (y) على (x) للمجتمع لا يساوي صفر ($B_1 \neq 0$) فأن الفرضية يمكن وضعها بالشكل التالي :

$$H_0: B_1 = 0$$

$$H_1: B_1 \neq 0$$

يسمى اختبار الفرضية هذا بالاختبار بطرفين او جانبين

اما اذا اردنا اثبات ان ميل انحدار المجتمع موجبا $B_1 > 0$ يمكن وضع الفرضية بالشكل التالي

$$H_0: B_1 \leq 0$$

$$H_0: B_1 > 0$$

يسمى اختبار الفرضية هذا بالاختبار بطرف واحد او جانب واحد . يوجد نوعان شائعان من الاخطاء في اختبار الفرضيات هما :

خطأ من النوع الاول : رفض الفرضية ($H_0$) عندما ($H_0$) صحيحة يوجد لهذا النوع من الخطأ احتمال مقداره ($\alpha$)

$$\alpha = p(rejection\ of\ H_0\ when H_0 is\ true)$$

خطأ من النوع الثاني : قبول الفرضية ($H_0$) عندما ($H_1$) صحيحة

يوجد لهذا النوع من الخطأ احتمال مقداره $(\delta)$

$$whenH_1 is\ true)\delta = p(rejection\ of\ H_0$$

تقدير التباين الى $(B_0)$ هو :

$$S^2(\hat{B}_0) = \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{Sxx}\right) Se^2 \qquad \ldots\ldots\ (22)$$

تقدير الخطأ المعياري الى $(B_0)$ هو

$$S(\hat{B}_0) = \sqrt{\left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{Sxx}\right)}\ Se \qquad \ldots\ldots(23)$$

تقدير التباين الى $(B_1)$ هو

$$S^2(\hat{B}_1) = \frac{Se^2}{Sxx} \qquad \ldots\ldots\ (24)$$

تقدير الخطأ المعياري الى $(B_1)$ هو

$$S(\hat{B}_1) = \frac{Se}{\sqrt{Sxx}} \qquad \ldots\ldots\ldots(25)$$

توزيع المعاينة الى $\left(\frac{\hat{B}_0 - B_0}{S\hat{B}_0}\right)$ و $\left(\frac{\hat{B}_1 - B_1}{S(\hat{B}_1)}\right)$ هو توزيع (t) بدرجة حرية (n-2):

$$\frac{\hat{B}_0 - B_0}{S(\hat{B}_0)} \sim t(n-2)$$

$\ldots\ldots$ (26)

$$\frac{\hat{B}_1 - B_1}{S(\hat{B}_1)} \sim t(n-2)$$

توزيع المعاينة الى $\frac{\hat{y}_0 - E(y_0)}{S(\hat{y}_0)}$ هو توزيع *(t)* بدرجة حرية *(n-2)* :

$$\frac{\hat{y}_0 - E(y_0)}{S(\hat{y}_0)} \backsim t(n-2) \quad \ldots\ldots(27)$$

**2- الانحدار الخطي العام ( المتعدد)**

**أ-النموذج الخطي العام ( المتعدد)**

كما اوضحنا سابقا فان نموذج خط الانحدار البسيط يمثل العلاقة الخطية بين متغيرين هما المتغير التابع والمتغير المستقل الا ان الدراسات و البحوث الاقتصادية وتطورات المجتمع تتطلب دائما دراسة اكثر من متغير مستقل ومعرفة مدى تأثيره على المتغير التابع او توسيع عدد العوامل التي تؤثر في تفسير المتغيرات لذلك فالنموذج الخطي العام ( المتعدد) يشمل متغير تابع واحد ومتغيرين او اكثر من المتغيرات المستقلة وخطأ عشوائي هو ($u_i$) وبذلك يكون الشكل الرياضي لنموذج خط الانحدار المتعدد هو :

$$y_i = B_0 + B_1 \times X_1 + B_2 \times X_2 \ldots\ldots + B_k \times X_k + u_i \quad \ldots(28)$$

حيث ان :

المتغير التابع : $y_i$

المتغيرات المستقلة: $X_1, X_2 \ldots, X_k$

معالم النموذج : $B_j$

حد الخطأ: $U_i$

$$i = 1,2,3, \ldots\ldots n \qquad j = 0,1,2, \ldots\ldots, k$$

ويمكن اعادة كتابة النموذج اعلاه بالشكل التالي :

$$y_i = \sum_{j=0}^{k} B_j X_j + u_i \ \ldots\ldots (29)$$

**ب - تقدير النموذج الخطي العام**

**1-** طريقة المربعات الصغرى

تستخدم طريقة المربعات الصغرى لتقدير معالم نموذج الانحدار الخطي المتعدد

$$\mathrm{Y} = \mathrm{XB} + \mathrm{U} \ldots\ldots (30)$$

$$\mathrm{U} = \mathrm{Y} - \mathrm{XB} \ldots\ldots (31)$$

$$\sum_{i=1}^{n} U_i{}^2 = U_1{}^2 + U_2{}^2 + \cdots U_n{}^2 = \grave{U}U \ldots\ldots (32)$$

**2-** طريقة الامكان الاعظم

سبق وان تم التطرق في تحليل الانحدار البسيط الى ان تقديرات الامكان الاعظم تكافئ تقديرات المربعات الصغرى ، وكذلك الحال بالنسبة للنموذج الخطي العام وبموجب الفرضيات الاساسية المارة الذكر وكما هو معروف فأن موجه الاخطاء يتوزع كالاتي :

$$U \sim N(\sigma^2 n\,, Tn) \ldots\ldots (33)$$

وكانت لدينا دالة الكثافة الاحتمالية *(p.d.f)* التالية

$$f(y_1, y_2, \ldots . y_4) = \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right]^n \ \exp\left\{\frac{\sum_{i=0}^{n}[y_i - E(y_i)]^2}{2\sigma^2}\right\} \ldots\ldots (34)$$

# الفصل الثالث

## الجانب التطبيقي

# جمع ووصف البيانات

لقد حصلت الباحثتان على البيانات من مستشفى الديوانية التعليمي التي تمثل المتغيرات لبعض المرضى المصابين بارتفاع وانخفاض نسبة اليوريا في الدم وبعض المتغيرات التي يعتقد بانها تأثر بنسبة اليوريا في الدم مثل ال

Gender,Age,Ca,Cr,Po4,K,Na

| Descriptive Statistics | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Variance | Std. Deviation | Mean | Maximum | Minimum | N | |
| 3155.122 | 56.17047 | 170.9800 | 300.00 | 35.00 | 50 | Urea |
| .240 | .490 | 1.62 | 2 | 1 | 50 | Gender |
| 351.822 | 18.75692 | 51.1200 | 89.00 | 13.00 | 50 | Age |
| 1.637 | 1.27945 | 8.6225 | 12.00 | 6.00 | 48 | Ca |
| 214.675 | 14.65181 | 10.4352 | 98.00 | 2.50 | 50 | Cr |
| 6.208 | 2.49157 | 6.6067 | 12.00 | 3.20 | 45 | Po4 |
| 1.416 | 1.18984 | 5.6682 | 9.00 | 3.70 | 44 | K |
| 51.843 | 7.20024 | 135.4444 | 156.00 | 121.00 | 45 | Na |

ويتضح من خلال الجدول اعلاه الذي تم من قبل الباحثتان بان :-

Urea قيمتها الصغرى 35 اما الكبرى 300 والوسط الحسابي 170.98اما الانحراف المعياري 56.17047 اما التباين 3155.122

Gender قيمته الصغرى 1 اما الكبرى 2 والوسط الحسابي 1.62 اما الانحراف المعياري 490 اما التباين 240

Age قيمته الصغرى 13 اما الكبرى 89والوسط الحسابي 51.12 اما الانحراف المعياري 18.75692 اما التباين 351.822

Ca قيمته الصغرى 6 اما الكبرى 12 والوسط الحسابي 8.6225 اما الانحراف المعياري 1.27945 اما التباين 1.637

Cr قيمته الصغرى 2.5 اما الكبرى 98 والوسط الحسابي 10.4352 اما الانحراف المعياري 14.65181 اما التباين 214.675

Po4 قيمته الصغرى 3.20اما الكبرى 12 و الوسط الحسابي 6.6067 اما الانحراف المعياري 2.49157 اما التباين 6.208

K قيمته الصغرى 3.70 اما الكبرى 9 والوسط الحسابي 5.6682 اما الانحراف المعياري 1.18984 اما التباين 1.416

Na قيمته الصغرى121 اما الكبرى 156 والوسط الحسابي 135.4444اما الانحراف المعياري 7.20024 اما التباين 51.843

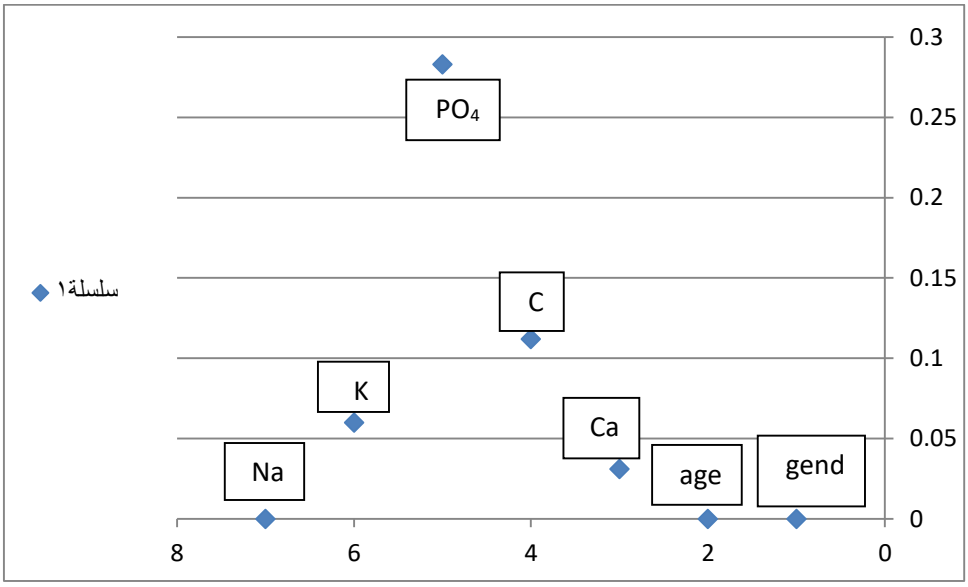
# الارتباط ومعنويته

اوجدت الباحثتان ان قيم الارتباط بين المتغيرات المستخدمة وقد وضعت في الجدول التالي

| Correlations | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Gender | Age | Urea | Ca | Cr | Po4 | K | Na |
| Urea | Pearson Correlation | -.199- | -.021- | 1 | .031 | .112 | .283 | .060 | -.056- |
| | Sig. (2-tailed) | .166 | .887 | | .833 | .438 | .060 | .697 | .714 |
| | N | 50 | 50 | 50 | 48 | 50 | 45 | 44 | 45 |
| Gender | Pearson Correlation | 1 | .398** | -.199- | .142 | -.229- | -.101- | -.081- | -.112- |
| | Sig. (2-tailed) | | .004 | .166 | .335 | .110 | .510 | .603 | .463 |
| | N | 50 | 50 | 50 | 48 | 50 | 45 | 44 | 45 |
| Age | Pearson Correlation | .398** | 1 | -.021- | .187 | -.091- | -.259- | -.018- | .019 |
| | Sig. (2-tailed) | .004 | | .887 | .204 | .529 | .086 | .907 | .903 |
| | N | 50 | 50 | 50 | 48 | 50 | 45 | 44 | 45 |
| Ca | Pearson Correlation | .142 | .187 | .031 | 1 | -.022- | .144 | .045 | -.085- |
| | Sig. (2-tailed) | .335 | .204 | .833 | | .881 | .358 | .775 | .585 |
| | N | 48 | 48 | 48 | 48 | 48 | 43 | 42 | 44 |
| Cr | Pearson Correlation | -.229- | -.091- | .112 | -.022- | 1 | .017 | -.133- | -.180- |
| | Sig. (2-tailed) | .110 | .529 | .438 | .881 | | .911 | .390 | .237 |
| | N | 50 | 50 | 50 | 48 | 50 | 45 | 44 | 45 |
| Po4 | Pearson Correlation | -.101- | -.259- | .283 | .144 | .017 | 1 | .215 | .013 |
| | Sig. (2-tailed) | .510 | .086 | .060 | .358 | .911 | | .184 | .937 |
| | N | 45 | 45 | 45 | 43 | 45 | 45 | 40 | 40 |

| | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| K | Pearson Correlation | -.081- | -.018- | .060 | .045 | -.133- | .215 | 1 | .099 |
| | Sig. (2-tailed) | .603 | .907 | .697 | .775 | .390 | .184 | | .536 |
| | N | 44 | 44 | 44 | 42 | 44 | 40 | 44 | 41 |
| Na | Pearson Correlation | -.112- | .019 | -.056- | -.085- | -.180- | .013 | .099 | 1 |
| | Sig. (2-tailed) | .463 | .903 | .714 | .585 | .237 | .937 | .536 | |
| | N | 45 | 45 | 45 | 44 | 45 | 40 | 41 | 45 |
| **. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed). | | | | | | | | | |

يتضح من خلال الجدول اعلاه بأن sig كانت مساوية الى 0.06 وهي اكبر من مستوى الدلالة 0.10 هذا يعني ان po4 له ارتباط بقيمة ارتفاع وانخفاض اليوريا وبما ان قيمة الارتباط قيمه طرديه هذا يعني ان ارتفاع ال po4 يؤدي الى ارتفاع قيمة اليوريا بينما لم يكن هنالك علاقه ارتباط للمتغيرات البقية مع قيمة اليوريا هذا يعني ان باقي المتغيرات لايوجد لها تاثير على اليوريا




ان الرسم أعلاه يمثل ارتباط اليوريا مع باقي العناصر

# تحليل الانحدار

الجدول التالي يمثل قيم الارتباط ومعامل التحديد والتحديد المصحح وقيم Durbin-Watson حيث بلغ معامل التحديد R Square (0.04) اما معامل التحديد المصحح فبلغت قيمته (0.02) وهذا يعني ان نموذج الانحدار المستخدم فسر ما نسبته 4٪ من الانحرافات الكلية وتشير قيمة Durbin-Watson التي كانت قيمتها مساوية الى (1.9) وهي قريبة من 2 وهو دليل على انعدام وجود مشكلة الارتباط الذاتي

Model Summery

| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | .199a | .040 | .020 | 55.619 | 1.936 |

a. Predictors: (Constant), Gender

b. Dependent Variable: Urea

اما جدول تحليل التباين فيبين قيمة F المحسوبة التي كانت قيمتها مساوية الى 1.977 وبما ان قيمة المعنوية الخاصة بها التي تساوي 0.166 وهي اكبر من مستوى الدلالة 0.05 هذا يعني ان الجنس لا يؤثر على ارتفاع وانخفاض نسبة اليوريا في الدم

ANOVA

| Model | | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Regression | 6114.416 | 1 | 6114.416 | 1.977 | .166b |
| | Residual | 148486.564 | 48 | 3093.470 | | |
| | Total | 154600.980 | 49 | | | |

a. Dependent Variable: Urea

b. Predictors: (Constant), Gender

وهذا ما يثبته الجدول التالي الذي يوضح قيم معلمات الانحدار حيث كانت قيمة معلمة β1 مساوية الى 22.783- وقيمة اختبار t المقابلة لها 1.406- وهي قيمة غير معنوية بسبب sig تساوي 0.166 كانت اكبر من مستوى دلالة 0.05

Coefficients

| Model | | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | t | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | B | Std. Error | Beta | | |
| 1 | (Constant) | 207.888 | 27.405 | | 7.586 | .000 |
| | Gender | -22.783- | 16.205 | -.199- | -1.406- | .166 |

a. Dependent Variable: Urea

الجدول التالي يمثل قيم الارتباط ومعامل التحديد والتحديد المصحح وقيم Durbin-Watson حيث بلغ معامل التحديد R Square (0.000) اما معامل التحديد المصحح فبلغت قيمته (0.020-) وهذا يعني ان نموذج الانحدار المستخدم فسر عدد قليل من البيانات من الانحرافات الكلية وتشير قيمة Durbin-Watson التي كانت قيمتها مساوية الى (1.867) وهي قريبة من 2 وهو دليل على انعدام وجود مشكلة الارتباط الذاتي

Model Summery

| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | .021a | .000 | -.020- | 56.741 | 1.867 |

a. Predictors: (Constant), Age

b. Dependent Variable: Urea

اما جدول تحليل التباين فيبين قيمة F المحسوبة التي كانت قيمتها مساوية الى (0.020) وبما ان قيمة المعنوية الخاصة بها التي تساوي(0.887) وهي اكبر من مستوى الدلالة 0.05 هذا يعني ان الجنس لا يؤثر على ارتفاع وانخفاض نسبة اليوريا في الدم

ANOVA

| Model | | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Regression | 65.285 | 1 | 65.285 | .020 | .887b |
| | Residual | 154535.695 | 48 | 3219.494 | | |
| | Total | 154600.980 | 49 | | | |

a. Dependent Variable: Urea

b. Predictors: (Constant), Age

وهذا ما يثبته الجدول التالي الذي يوضح قيم معلمات الانحدار حيث كانت قيمة معلمة β1 مساوية الى 0.062- وقيمة اختبار t المقابلة لها 0.142- وهي قيمة غير معنوية بسبب sig تساوي 0.887 كانت اكبر من مستوى دلالة 0.05

Coefficients

| Model | | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | t | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | B | Std. Error | Beta | | |
| 1 | (Constant) | 174.126 | 23.504 | | 7.408 | .000 |
| | Age | -.062- | .432 | -.021- | -.142- | .887 |

a. Dependent Variable: Urea

الجدول التالي يمثل قيم الارتباط ومعامل التحديد والتحديد المصحح وقيم Durbin-Watson حيث بلغ معامل التحديد R Square (0.001) اما معامل التحديد المصحح فبلغت قيمته (0.021-) وهذا يعني ان نموذج الانحدار المستخدم فسر عدداً قليلاً من البيانات من الانحرافات الكلية وتشير قيمة Durbin-Watson التي كانت قيمتها مساوية الى (1.767) وهي قريبة من 2 وهو دليل على انعدام وجود مشكلة الارتباط الذاتي

Model Summery

| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | .031a | .001 | -.021- | 57.255 | 1.767 |

a. Predictors: (Constant), Ca

b. Dependent Variable: Urea

اما جدول تحليل التباين فيبين قيمة F المحسوبة التي كانت قيمتها مساوية الى (0.045) وبما ان قيمة المعنوية الخاصة بها التي تساوي (0.833)وهي اكبر من مستوى الدلالة 0.05 هذا يعني ان الجنس لا يؤثر على ارتفاع وانخفاض نسبة اليوريا في الدم

ANOVA

| Model | | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Regression | 146.681 | 1 | 146.681 | .045 | .833b |
| | Residual | 150793.132 | 46 | 3278.112 | | |
| | Total | 150939.813 | 47 | | | |

a. Dependent Variable: Urea

b. Predictors: (Constant), Ca

وهذا ما يثبته الجدول التالي الذي يوضح قيم معلمات الانحدار حيث كانت قيمة معلمة β1 مساوية الى 1.381وقيمة اختبار t المقابلة لها 0.212 وهي قيمة غير معنوية بسبب sig تساوي 0.833 كانت اكبر من مستوى دلالة 0.05

Coefficients

| Model | | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | t | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | B | Std. Error | Beta | | |
| 1 | (Constant) | 157.657 | 56.886 | | 2.771 | .008 |
| | Ca | 1.381 | 6.527 | .031 | .212 | .833 |

a. Dependent Variable: Urea

الجدول التالي يمثل قيم الارتباط ومعامل التحديد والتحديد المصحح وقيم Durbin-Watson حيث بلغ معامل التحديد R Square (0.013) اما معامل التحديد المصحح فبلغت قيمته (0.008-) وهذا يعني ان نموذج الانحدار المستخدم فسر ما نسبته 1٪ من الانحرافات الكلية وتشير قيمة Durbin-Watson التي كانت قيمتها مساوية الى (1.908) وهي قريبة من 2 وهو دليل على انعدام وجود مشكلة الارتباط الذاتي

Model Summery

| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | .112a | .013 | -.008- | 56.394 | 1.908 |

a. Predictors: (Constant), Cr

b. Dependent Variable: Urea

اما جدول تحليل التباين فيبين قيمة F المحسوبة التي كانت قيمتها مساوية الى (0.613) وبما ان قيمة المعنوية الخاصة بها التي تساوي (0.438) هي اكبر من مستوى الدلالة 0.05 هذا يعني ان الجنس لا يؤثر على ارتفاع وانخفاض نسبة اليوريا في الدم

ANOVA

| Model | | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Regression | 1949.424 | 1 | 1949.424 | .613 | .438b |
| | Residual | 152651.556 | 48 | 3180.241 | | |
| | Total | 154600.980 | 49 | | | |

a. Dependent Variable: Urea

b. Predictors: (Constant), Cr

وهذا ما يثبته الجدول التالي الذي يوضح قيم معلمات الانحدار حيث كانت قيمة معلمة β1 مساوية الى 0.430 وقيمة اختبار t المقابلة لها 0.783 وهي قيمة غير معنوية بسبب sig تساوي 0.438 كانت اكبر من مستوى دلالة 0.05

Coefficients

| Model | | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | t | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | B | Std. Error | Beta | | |
| 1 | (Constant) | 166.488 | 9.825 | | 16.946 | .000 |
| | Cr | .430 | .550 | .112 | .783 | .438 |

a. Dependent Variable: Urea

الجدول التالي يمثل قيم الارتباط ومعامل التحديد والتحديد المصحح وقيم Durbin-Watson حيث بلغ معامل التحديد R Square (0.080) اما معامل التحديد المصحح فبلغت قيمته (0.059) وهذا يعني ان نموذج الانحدار المستخدم فسر ما نسبته 5٪ من الانحرافات الكلية وتشير قيمة Durbin-Watson التي كانت قيمتها مساوية الى (2.260) وهي قريبة من 2 وهو دليل على ان الارتباط ارتباط عكسي تام

Model Summery

| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | .283a | .080 | .059 | 51.672 | 2.260 |

a. Predictors: (Constant), Po4

b. Dependent Variable: Urea

اما جدول تحليل التباين فيبين قيمة F المحسوبة التي كانت قيمتها مساوية الى (3.746) وبما ان قيمة المعنوية الخاصة بها التي تساوي (0.060) وهي اكبر من مستوى الدلالة 0.05 هذا يعني ان الجنس لا يؤثر على ارتفاع وانخفاض نسبة اليوريا في الدم

ANOVA

| Model | | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Regression | 10001.465 | 1 | 10001.465 | 3.746 | .060b |
| | Residual | 114811.735 | 43 | 2670.040 | | |
| | Total | 124813.200 | 44 | | | |

a. Dependent Variable: Urea

b. Predictors: (Constant), $PO_4$

وهذا ما يثبته الجدول التالي الذي يوضح قيم معلمات الانحدار حيث كانت قيمة معلمة β1 مساوية الى 6.051 وقيمة اختبار t المقابلة لها 1.935 وهي قيمة غير معنوية بسبب sig تساوي 0.060 كانت اكبر من مستوى دلالة 0.05

Coefficients

| Model | | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | t | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | B | Std. Error | Beta | | |
| 1 | (Constant) | 132.556 | 22.045 | | 6.013 | .000 |
| | Po4 | 6.051 | 3.127 | .283 | 1.935 | .060 |

a. Dependent Variable: Urea

الجدول التالي يمثل قيم الارتباط ومعامل التحديد والتحديد المصحح وقيم Durbin-Watson حيث بلغ معامل التحديد R Square (0.004) اما معامل التحديد المصحح فبلغت قيمته (0.020-) وهذا يعني ان نموذج الانحدار المستخدم فسر ما نسبته 0.04٪ من الانحرافات الكلية وتشير قيمة Durbin-Watson التي كانت قيمتها مساوية الى (1.578) وهي قريبة من 2 وهو دليل على انعدام وجود مشكلة الارتباط الذاتي

Model Summery

| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | .060a | .004 | -.020- | 60.050 | 1.578 |

a. Predictors: (Constant), K

b. Dependent Variable: Urea

اما جدول تحليل التباين فيبين قيمة F المحسوبة التي كانت قيمتها مساوية الى (0.153) وبما ان قيمة المعنوية الخاصة بها التي تساوي (0.697) وهي اكبر من مستوى الدلالة 0.05 هذا يعني ان الجنس لا يؤثر على ارتفاع وانخفاض نسبة اليوريا في الدم

ANOVA

| Model | | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Regression | 553.353 | 1 | 553.353 | .153 | .697b |
| | Residual | 151452.556 | 42 | 3606.013 | | |
| | Total | 152005.909 | 43 | | | |

a. Dependent Variable: Urea

b. Predictors: (Constant), K

وهذا ما يثبته الجدول التالي الذي يوضح قيم معلمات الانحدار حيث كانت قيمة معلمة β1 مساوية الى 3.015 وقيمة اختبار t المقابلة لها 0.392 وهي قيمة غير معنوية بسبب sig تساوي 0.697 كانت اكبر من مستوى دلالة 0.05

Coefficients

| Model | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | t | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|
| | B | Std. Error | Beta | | |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | (Constant) | 153.865 | 44.554 | | 3.453 | .001 |
| | K | 3.015 | 7.696 | .060 | .392 | .697 |

a. Dependent Variable: Urea

الجدول التالي يمثل قيم الارتباط ومعامل التحديد والتحديد المصحح وقيم Durbin-Watson حيث بلغ معامل التحديد R Square (0.003) اما معامل التحديد المصحح فبلغت قيمته (0.02-) وهذا يعني ان نموذج الانحدار المستخدم فسر عدداً قليلاً من البيانات من الانحرافات الكلية وتشير قيمة Durbin-Watson التي كانت قيمتها مساوية الى (1.781) وهي قريبة من 2 وهو دليل على انعدام وجود مشكلة الارتباط الذاتي

Model Summary

| Model | R | R Square | Adjusted R Square | Std. Error of the Estimate | Durbin-Watson |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | .056a | .003 | -.020- | 58.055 | 1.781 |

a. Predictors: (Constant), Na

b. Dependent Variable: Urea

اما جدول تحليل التباين فيبين قيمة F المحسوبة التي كانت قيمتها مساوية الى (0.137) وبما ان قيمة المعنوية الخاصة بها التي تساوي (0.714) وهي اكبر من مستوى الدلالة 0.05 هذا يعني ان الجنس لا يؤثر على ارتفاع وانخفاض نسبة اليوريا في الدم

ANOVA

| Model | | Sum of Squares | df | Mean Square | F | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Regression | 460.376 | 1 | 460.376 | .137 | .714b |
| | Residual | 144925.268 | 43 | 3370.355 | | |
| | Total | 145385.644 | 44 | | | |

a. Dependent Variable: Urea

b. Predictors: (Constant), Na

وهذا ما يثبته الجدول التالي الذي يوضح قيم معلمات الانحدار حيث كانت قيمة معلمة β1 مساوية الى 0.449- وقيمة اختبار t المقابلة لها 0.370- وهي قيمة غير معنوية بسبب sig تساوي 0.714 كانت اكبر من مستوى دلالة 0.05

Coefficients

| Model | | Unstandardized Coefficients | | Standardized Coefficients | t | Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | B | Std. Error | Beta | | |
| 1 | (Constant) | 232.537 | 164.864 | | 1.410 | .166 |
| | Na | -.449- | 1.216 | -.056- | -.370- | .714 |

a. Dependent Variable: Urea

# الفصل الرابع

## الاستنتاجات والتوصيات

# الاستنتاجات:-

نستنتج من خلال ما توصلت اليه الباحثتان الاتي:-

لا توجد علاقة اثر بين الجنس وارتفاع او انخفاض اليوريا

وايضا لا توجد علاقة او اثر بين العمر وارتفاع وانخفاض اليوريا وكذلك باقي المتغيرات ماعدا ال po4

حيث وجدت الباحثتان ان po4 هو صاحب الاثر المعنوي تحت مستوى دلاله 0.10

حيث ان الزيادة في قيمة po4 بمقدار وحده واحده يؤدي الى ارتفاع اليوريا بمقدار 0.283

# التوصيات:-

1. الاهتمام بهذا الجانب جانب ارتفاع اليوريا واخذ متغيرات اخرى او تثبيت هذه البيانات في المستشفى لما لهذا المرض من اهمية و خطر على حياة المريض
2. اهتمام بزياده البحوث ومعرفه الجانب الطبي لتأثير ال po4 على اليوريا

# المصادر:-


1. تحليل الانحدار(طرائق واساليب باستعمال SPSS,Minitab&EViews)الجزيرة للطباعة والنشر العراق-بغداد-الوزيرية\07901329104
2. مقدمة في القياس الاقتصادي-دار ابن الاثير للطباعة والنشر جامعة الموصل 2005
3. المدخل الى تحليل الانحدار-رقم الايداع في المكتبة الوطنية ببغداد1053 لسنه 1987