

# المقارنة بين الازان الاعتيادية والازان البيزية الشرطية في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية

م.م. اياد حبيب شمال / كلية الادارة والاقتصاد جامعة ديالى

تاريخ التقديم: 2018/7/10

تاريخ القبول: 2018/9/9

## Abstract: المستخلص

يناقش هذا البحث مشكلة التعدد الخطي شبه التام في انموذج الانحدار اللاخطي ( انموذج الانحدار اللوجستي المتعدد) ، عندما يكون المتغير المعتمد متغير نوعيا يمثل ثنائي الاستجابة اما ان يساوي واحد لحدوث استجابة او صفر لعدم حدوث استجابة ، من خلال استعمال مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية (IPCE) التي تعتمد على الازان الاعتيادية والازان البيزية الشرطية .  
اذ تم تطبيق مقدرات هذا الانموذج من خلال استعمال نوعين من تراكيز الادوية هما تركيز ciprodar (المتغير  $X_1$ ) وتركيز garaycin (المتغير  $X_2$ ) على عدد من الاشخاص المصابين بمرض الالتهاب الكلوي الذين يمثلون المتغير المعتمد  $y_i$  ( $y_i = 1$ ) الشخص يشفى من المرض ،  $y_i = 0$  الشخص لم يشفى من المرض ) ، ومن خلال متوسط مربعات الخطأ MSE كانت النتائج تدل على ان مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية بالاعتماد على اوزان بيز الشرطية افضل من مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية بالاعتماد على الازان الاعتيادية .

**المصطلحات الرئيسية للبحث/** انموذج الانحدار اللاخطي ، مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية، الازان الاعتيادية ، الازان البيزية الشرطية.



مجلة العلوم

الاقتصادية والإدارية

العدد 109 المجلد 24

الصفحات 535-544



## المقارنة بين الازوان الاعتيادية والازوان البيزية الشرطية في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية

### المبحث الاول الجانب النظري<sup>[ii][i]</sup>

#### 1-1 المقدمة Introduction<sup>[ii][i]</sup>

في الكثير من التطبيقات الاحصائية عند دراسة العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات التوضيحية يكون شكل العلاقة غير خطية ، وهذا ما يمكن مشاهدته في المتغير التابع ثنائي الاستجابة وبالتحديد مع نموذج الانحدار اللوجستي المتعدد فالمتغير التابع هنا يكون الاشخاص المصابين بمرض الالتهاب الكلوي ( $y_i = 1$ ) الشخص يشفى من المرض ،  $y_i = 0$  الشخص لم يشفى من المرض ( ، فتعاني المتغيرات التوضيحية في الانموذج اللوجستي من مشكلة التعدد الخطي شبه التام لذا يتم استعمال مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية (IPCE) التي تعتمد على الازوان ، ويتم تطبيق الازوان الاعتيادية والازوان البيزية على المقدرات<sup>[iii]</sup>

ان اسلوب الازوان الاعتيادي يعتمد بدرجة كبيرة على عدد الاشخاص المشافين وحجم العينة التي يتم اخذها اما اسلوب الازوان البيزية الشرطية فهو يعتمد بالدرجة الاولى على التوزيع الاحتمالي الاول **prior probability distribution** الملائم الى معلمة توزيع ثنائي الحدين بالاضافة الى المعلومات التي يتم الحصول عليها من خلال المشاهدات المأخوذة من العينة واخيرا نحصل على التوزيع اللاحق **posterior distribution** الذي يمكن من خلاله تقدير الازوان وتباين التوزيع النهائي والتي تستعمل في مقدرات الامكان الاعظم التكرارية ومقدرات المركبات الرئيسية التكرارية IPCE الخاصة بمعلمات الانموذج اللوجستي في حالة مشكلة التعدد الخطي شبه التام<sup>[iii][i]</sup>

في هذا البحث نحاول اعطا فكره واضحة عن اسلوب الازوان الاعتيادية واسلوب الازوان البيزية الشرطية التي تستعمل في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية IPCE لتقدير معلمات الانموذج اللوجستي في حالة مشكلة التعدد الخطي شبه التام من خلال تطبيق عملي لدراسة عدد الاشخاص المصابين بمرض الالتهاب الكلوي كمتغير تابع (متغير استجابة) والتراكيز المختلفة من دواعين (كمتغيران مستقلان) يمثلان سبب وودار وكارمسين اعطيت اليهم في مستشفى الكلى الخاص بمحافظة واسط ، ومن ثم المقارنة بين هذين الاسلوبين من خلال مقياس متوسط مربعات الخطأ MSE اذ تم التحليل الاحصائي في هذا البحث باستعمال البرنامج الاحصائي SPSS و برمجة R ويتضمن البحث اربعة مباحث هي : المبحث الاول منهجية البحث (المستخلص، المقدمة، مشكلة البحث، هدف البحث) ، المبحث الثاني تضمن الجانب النظري الذي تم التطرق فيه الى الازوان الاعتيادية والازوان البيزية الشرطية ومقدرات المركبات الرئيسية التكرارية) ، المبحث الثالث تضمن الجانب التطبيقي تطبيق الطرق الاحصائية على بيانات الالتهاب الكلوي وبيان اهم الازوان ، المبحث الرابع تضمن اهم الاستنتاجات والتوصيات التي توصل اليها الباحث.

#### 2-1 مشكلة البحث : research problem

من المشاكل التي تسجلها البيانات والتي تعاني منها النماذج اللاخطية وجود علاقة بين المتغيرات التوضيحية والتي تسمى بمشكلة التعدد الخطي شبه التام والتي لا يمكن تقدير معلماتها باستعمال مقدرات المربعات الصغرى OLS ومقدرات الامكان الاعظم MLS لذا يتم استعمال مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية IPCE.

#### 3-1 هدف البحث Object of research

يهدف هذا البحث لتطبيق طريقة مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية IPCE والتي تعتمد في التقدير الاول على مقدرات الامكان الاعظم التكرارية بالاضافة الى الازوان الاعتيادية والازوان البيزية الشرطية و التي يتم استعمالها في معالجة مشكلة التعدد الخطي شبه التام بين المتغيرات التوضيحية ، ثم المقارنة بين افضلية الازوان المستعملة في طريقة المركبات التكرارية من خلال مقياس متوسط مربعات الخطأ MSE .



## المقارنة بين الأوزان الاعتيادية والأوزان البيزية الشرطية في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية

### المبحث الثاني الجانب النظري [i] [iii] [iv] [v] [vii]

#### 1-2 الجانب النظري [vii]

عندما يكون المتغير المعتمد متغير نوعيا نرى بان تكون العلاقة بين المتغير المعتمد والمتغيرات التوضيحية غير خطية (Nonlinear) وهذا ما يمكن مشاهدته في التجارب العملية التي تميل الى استعمال نماذج غير خطية مثل الدالة اللوجستية (Logistic Function) والتي يكون النموذج العام لها بالشكل الاتي [vii]

$$P = E (y/x_1 x_2 \dots x_k) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} \beta_2 x_{i2} \dots \beta_k x_{ik})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} \beta_2 x_{i2} \dots \beta_k x_{ik})} \dots (1)$$

ان ميزة الدالة اللوجستية هي دالة رتيبة (Monotonic Function) وتقع قيم الدالة بين الصفر والواحد لذلك تكون على شكل S ومن السهل جعل دالة النموذج اللوجستي خطية من خلال صيغة التحويل الاتية [viii]:

$$p^* = \ln \frac{E (y/x_1 x_2 \dots x_k)}{1 - E (y/x_1 x_2 \dots x_k)} \dots (2)$$

اذ ان النسبة  $\frac{E (y/x_1 x_2 \dots x_k)}{1 - E (y/x_1 x_2 \dots x_k)}$  تمثل نسبة احتمال حدوث حدث الى عدم حدوث ذلك لحدث والتي يتم التعبير عنها من خلال الأوزان كالآتي:

#### 2-2 الأوزان الاعتيادية [ii]

في هذه الأوزان للدالة اللوجستية نفترض ان هناك تكرارات من القيم لكل مستوى من مستويات المتغير التوضيحي فان المتغير التوضيحي الاول  $X_1$  له المستويات  $(x_{11} x_{12} x_{13} \dots x_{1m})$  وهكذا لبقية المتغيرات على التوالي ، وان هناك  $n_i$  من قيم المشاهدات قد تكرر لكل مستوى من مستويات المتغير التوضيحي ( اذ ان  $n_i$  تأخذ قيم صفر والقيمة واحد لكل مستوى من مستويات المتغيرات التوضيحية X) فإذا فرضنا  $y_{i1}$  هي عدد ظهور القيمة واحد لكل مستوى من مستويات المتغيرات التوضيحية ، فان نسبة ظهور الواحد في كل مستوى من مستويات المتغيرات التوضيحية تسمى بالنسب الاعتيادية ويمكن التعبير عنها كالآتي [ii]:

$$p_i = \frac{y_{i1}}{n_i} \quad i = 1, 2, 3, \dots m \dots (3)$$

ويمكن توضيح النسب الاعتيادية من خلال الجدول الاتي

(جدول رقم 1 يمثل الأوزان الاعتيادية)

$m$	$n_i$	$y_{i1}$	$p_i = \frac{y_{i1}}{n_i}$	$x_1 x_2 \dots x_k$
1	$n_1 = 0, 1, 1, 0, 1, 1, 1, 0, 0, 1, 1, 1$	8	0.66	$x_{11} x_{21} \dots x_{k1}$
2		4	0.44	$x_{12} x_{22} \dots x_{k2}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$m$	$0, 1, 0, 1, 0, 0, n_m =$	2	0.33	$x_{1m} x_{2m} \dots x_{km}$



## المقارنة بين الازنان الاعتيادية والازنان البيزية الشرطية في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية

ان النسبة الاعتيادية  $p_i$  تمثل معلمة توزيع ثنائي الحدين (binomial distribution) بمتوسط مقدارة  $n_i p_i$  وتباين مقدارة  $n_i p_i (1 - p_i)$  اذ ان  $p_i$  احتمال وجود الصفة التي تأثر بالمتغيرات التوضيحية ، لذا فإن الازنان الاعتيادية التي يمكن استخدامها في طريقة تقدير المركبات الرئيسية التكرارية تمثل تباين توزيع ثنائي الحدين وهي كالآتي [i]:

$$\hat{w}_i = n_i p_i (1 - p_i) \quad \dots \quad (4)$$

### 3-2 الازنان البيزية الشرطية [v][iv][iii]

هنا سيتم الاعتماد على اسلوب بيز الشرطي لتحديد الازنان من خلال فرض ان التوزيع الاولي للمعلمة  $p$  هو توزيع منظم وله دالة كثافة احتمالية كالآتي [v][iv]:

$$\dots \quad (5) \quad g(p) = \frac{1}{b-a} = \frac{1}{1-0} = 1 ; \quad 0 \leq p \leq 1$$

المتغير المعتمد  $y_{i1}$  يمثل عدد حالات النجاح (حالات الشفاء) وله توزيع ثنائي الحدين بدالة كتلة احتمالية كالآتي [v]:

$$p(y \setminus p) = C_{y_{i1}}^n p^{y_{i1}} (1 - p)^{n - y_{i1}} \quad y_{i1} = 0, 1, 2, 3, \dots, n \quad \dots \quad (6)$$

فان دالة الترجيح (likelihood function) لتوزيع ثنائي الحدين تعطى بالصيغة التالية :

$$L(p \setminus y) = p^y (1 - p)^{n - y} \quad \dots \quad (7)$$

وباستعمال نظرية بيز يمكن ايجاد التوزيع النهائي (التوزيع اللاحق) posterior distribution للمعلمة  $p$  كالآتي [iii]:

$$h(p \setminus y) = \frac{L(p \setminus y) * g(p)}{\int_0^1 L(p \setminus y) * g(p) dp}$$

$$h(p \setminus y) = \frac{p^y (1 - p)^{n - y} * 1}{\int_0^1 p^y (1 - p)^{n - y} * 1 dp} \quad \dots \quad (8)$$

اي ان التوزيع النهائي للمعلمة  $p$  يمثل توزيع بيتا والذي يأخذ الصيغة الآتية

$$h(p \setminus y) = \frac{\Gamma_{n+2}}{\Gamma_{y+1} \Gamma_{n-y+1}} p^y (1 - p)^{n-y} \quad \dots \quad (9)$$

وبالتالي فان معدل التوزيع النهائي لتوزيع بيتا (متوسط توزيع بيتا) هو :

$$E(P_{ib}) = \hat{p}_{ib} = \frac{y_i + 1}{n_i + 2} \quad \dots \quad (10)$$

و تباين توزيع بيتا الذي تم الحصول عليه من خلال نظرية بيز يمثل الازنان البيزية الشرطية وهو [v]:

$$var(p_b) = \hat{w}_{ib} = \frac{(y_i + 1)(n_i - y_i + 1)}{(n_i + 2)^2 (n_i + 3)} \quad \dots \quad (11)$$



## المقارنة بين الازونات الاعتيادية والازونات البيزية الشريطية في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية

4-2 مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية <sup>[viii][vi]</sup> Iterative principal component estimation  
مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية (IPCE) يعتبر وسيلة لمكافحة مشكلة التعدد الخطي شبه التام في التقدير وأفضل تنبؤ من مقدرات الإمكان الأعظم التكرارية عندما استخدمت من قبل (draper and smith 1986, Myers 1981) في هذا الأسلوب يتم تحويل المتغيرات التوضيحية  $(x_1, x_2, \dots, x_k)$  إلى مجموعة جديدة من المتغيرات المتعامدة أو الغير مرتبطة تدعى المركبات الرئيسية للمصفوفة الارتباط ، هذا التحويل يرتب المتغيرات الجديدة المتعامدة حسب الأهمية ويمكن وصف مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية كالآتي <sup>[viii]</sup>:

لتكن  $x_j = (x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{kj})$  مصفوفة من متجهات المتغيرات التوضيحية تُعرف العناصر  $(i, j)$  من المصفوف  $X_K^*$  كالتالي :

$$X_K^* = q_j^{-1}(x_{ij} - \bar{x}_j) \quad \dots (12)$$

$$j = 1, 2, 3, \dots, k$$

يمثل عدد المتغيرات التوضيحية

عندما

$$q_j = \{\sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2\}^{0.5} \quad \dots (13)$$

نلاحظ بان  $X_K^* X_K^*$  مصفوفة ارتباط إلى المتغيرات التوضيحية ذات البعد  $(k \times k)$  ، يضاف إلى المصفوفة  $X_K^*$  متجه عمودي جميع قيم عناصره واحد فتكون لدينا المصفوفة .

$$X^* = (1 * X_K^*) \quad \dots (14)$$

لتكن مصفوف المعلومات  $\hat{\Phi}^{**}$  تمثل بالصيغة التالية .

$$\hat{\Phi}^{**} = X^* \hat{W} X^* \quad \dots (15)$$

$\hat{W}$  مصفوفة قطرية من الازونات .

لتكن  $F$  مصفوفة المتجهات المميزة المناظرة للجذور المميزة  $\lambda_j$  للمصفوفة المعلومات  $\hat{\Phi}^{**}$  .

في عام (1990) Marx and smith وضع بديل تكراري لمقدر المركبات الرئيسية الذي يتصرف بخلاف الباحث (Schaefer) من خلال عدم تقليص المتغيرات التوضيحية في إطار الانحدار اللوجستي لذا تعتبر الطريقة التكرارية الملائمة للأنموذج اللوجستي :

$$\text{logit}(p^*) = z^* \alpha^* \quad \dots (16)$$

$z^*$  تمثل مصفوفة المركبات الرئيسية  $(z_0^*, z_1^*, \dots, z_p^*)$  والتي يتم الحصول عليها كالتالي.

$$z^* = x^* F \quad \dots (17)$$

$\alpha^*$  تمثل قيم المعلمات الابتدائية والتي يتم الحصول عليها من الصيغة .

$$\alpha^* = \hat{F} B^* \quad \dots (18)$$



## المقارنة بين الاوزان الاعتيادية والاوزان البيزية الشرطية في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية

إذا أن  $B^*$  تمثل متجه من معلمات مقدرات الإمكان الأعظم التكرارية التي يمكن الحصول عليها من خلال الصيغة الآتية<sup>[vi]</sup>:

$$\hat{B}^{(s+1)} = \hat{B}^{(s)} + \{X'WX\}^{-1(s)} \times \{X'(y_i - n\hat{p}_i)\}^{(s)} \quad \dots (19)$$

وبذلك تصبح قيم معلمات  $\alpha^*$  التكرارية والتي تستعمل في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية وفق الصيغة الآتية<sup>[viii][vi]</sup>:

$$\hat{\alpha}_t^{pc} = \hat{\alpha}_{t-1}^{pc} + \Gamma_{t,t-1}^{-1} \hat{Z}^*(y_i - n\hat{p}_i) \quad \dots (20)$$

t عدد الخطوات التكرارية حتى التقارب بين المعلمات الى الصفر.

$\Gamma$  مصفوفة قطرية من الجذور المميزة للمصفوفة  $\hat{\Phi}^*$ .

لذا فان مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية ستكون بالصيغة التالية.

$$\hat{B}^{pc} = F \hat{\alpha}^{pc} \quad \dots (21)$$

أما مصفوفة التباين المشترك إلى مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية هي<sup>[8]</sup>:

$$V(\hat{B}^{pc}) = F \Gamma^{-1} F' \quad \dots (22)$$

### المبحث الثالث الجانب التطبيقي<sup>[vi]</sup>

#### 1-3 الجانب التطبيقي:

في هذا الجانب يتم معالجة مشكلة التعدد الخطي شبه التام من خلال حساب الاوزان الاعتيادية والاوزان البيزية الشرطية المستخدمة لتقدير معلمات الانموذج واجراء المقارنة بينهما لبيان ايهما افضل الاوزان لاعتيادية ام الاوزان البيزية الشرطية في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية بالاعتماد على متوسط مربعات الخطأ (MSE) للمقدرات ، إذ تم دراسة العلاقة بين تركيز دوائين الاول سبيرودار والثاني كارماسين على الاشخاص المصابين بمرض الالتهاب الكلوي في مستشفى الكلى لمحافظة واسط من خلال اخذ 17 عينة من البيانات للعام 2017 ولمدة اثني عشر شهراً وهي كالاتي :

(جدول رقم 2 يمثل العينات والاشخاص المشافين وتراكيز الادويه)

$m_i$	$n_i$	$y_i = 1$ الاشخاص المشافين	$x_1$ (ciprodar)	$x_2$ (caramycin)
1	38	25	.72	.43
2	50	23	.61	.38
3	40	16	.30	.57
4	45	23	.67	.20
5	60	30	.30	.66
6	30	16	.48	.18
7	55	27	.26	.51
8	34	20	.84	.38
9	46	22	.22	.67
10	55	16	.47	.44
11	25	12	.15	.60
12	33	18	.18	.57
13	57	28	.45	.40
14	60	23	.56	.13
15	48	21	.30	.48
16	39	19	.70	.24
17	50	26	.60	.40



## المقارنة بين الاوزان الاعتيادية والاوزان البيزية الشرطية في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية

ان الجدول رقم 2 يبين تركيز الدوائين وعدد الاشخاص المشافين واحجام العينات المختلفة فكان عدد العينات التي تم دراستها 17 عينة ، وعند دراسة العلاقة بين تراكيز الدوائين فان مصفوفة الارتباط بين التركيز الاول *ciprodar* والتركيز الثاني *caramycin* ومعامل تضخم التباين *variance inflation factor* لكل تركيز كما موضحة في الجدول رقم 3 :

(جدول رقم 3 يمثل معامل الارتباط ومعامل التضخم)

Corrrelation	X1	X2	VIF
X1	1	-0.72	11.245
X2	-0.72	1	10.376

من الجدول رقم 3 نلاحظ ان قيمة معامل الارتباط بين التركيز الاول  $X_1$  والتركيز الثاني  $X_2$  هو -0.72 هذا يدل على وجود علاقة عكسية بين التركيزين بمعنى ان كل من التركيزين لهما تأثير على بعضهما اي وجود مشكلة تعدد الخطي كما مبين من خلال قيمة معامل تضخم التباين VIF الذي كانت قيمته لكل تركيز اكبر من 10 مما يدل على وجود مشكلة التعدد الخطي شبه التام<sup>[vi]</sup>.

(جدول رقم 4 يمثل النسب والاوزان الاعتيادية والبيزية الشرطية)

$p_i$	$\hat{w}_i$	$\hat{p}_{ib}$	$\hat{w}_{ib}$
0.658	8.553	0.65	0.00554878
0.460	12.420	0.461538462	0.00468907
0.400	9.600	0.404761905	0.005603016
0.511	11.244	0.510638298	0.005205976
0.500	15.000	0.5	0.003968254
0.533	7.467	0.53125	0.007546165
0.491	13.745	0.49122807	0.004309018
0.588	8.235	0.583333333	0.006569069
0.478	11.478	0.479166667	0.005093183
0.291	11.345	0.298245614	0.003608537
0.480	6.240	0.481481481	0.008916324
0.545	8.182	0.542857143	0.006893424
0.491	14.246	0.491525424	0.00416547
0.383	14.183	0.387096774	0.003765918
0.438	11.813	0.44	0.004831373
0.487	9.744	0.487804878	0.00594884
0.520	12.480	0.519230769	0.004710003

في الجدول رقم 4 تم حساب قيم النسب الاعتيادية  $p_i$  وفق المعادلة رقم 3 وقيم النسب البيزية الشرطية  $\hat{p}_{ib}$  وفق المعادلة 10 ومن خلال النتائج نجد هناك تقارب كبير بين قيم النسب لكل من النسب الاعتيادية والنسب البيزية الشرطية ، وكذلك تم حساب قيم الاوزان الاعتيادية  $\hat{w}_i$  التي تمثل تباين توزيع ثنائي الحدين (Binomial distribution) وفق المعادلة رقم 4 وحساب قيم الاوزان البيزية الشرطية وفق المعادلة 11 والتي تمثل تباين توزيع بيتا (Beta distribution) ومن خلال نتائج الاوزان اعلاه نجد ان قيم الاوزان الاعتيادية تكون اكبر من قيم الاوزان البيزية الشرطية وبفارق كبير اذ كانت قيم الاوزان البيزية الشرطية اقل من الواحد .



## المقارنة بين الاوزان الاعتيادية والاوزان البيزية الشرطية في مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية

جدول رقم 5 يمثل مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية في حالة الاوزان الاعتيادية والاوزان البيزية

IPCE	$\hat{W}_i$	$\hat{W}_{ib}$
$\hat{\beta}_0$	-2.345	-1.563
$\hat{\beta}_1$	4.2313	5.8896
$\hat{\beta}_2$	5.4982	7.8954
M.S.E	0.87439	0.35653

ان الجدول رقم 5 يمثل مقدرات المركبات الرئيسية التكرارية I.P.C.E في حالة استعمال الاوزان الاعتيادية  $\hat{W}_i$  واوزان بيز الشرطية  $\hat{W}_{ib}$  في تقدير المعلمات ، و حساب متوسط مربعات الخطأ MSE في كلا الحالتين اذ نلاحظ من خلال الجدول المذكور ان قيم معلمات المركبات الرئيسية التكرارية في حالة الاوزان البيزية الشرطية اكثر تاثير من الاوزان الاعتيادية بالاعتماد على متوسط مربعات الخطأ MSE الخاص بتقدير المعلمات في حالة اوزان بيز الشرطية اقل من متوسط مربعات الخطأ MSE في حالة الاوزان الاعتيادية .

### المبحث الرابع الاستنتاجات والتوصيات:

يتضمن هذا المبحث اهم الاستنتاجات التي تم التوصل اليها من خلال المباحث السابقة في هذا البحث وكذلك التوصيات التي يوصى بها والتي تمثل الافاق المستقبلية لتطوير هذا البحث.

#### 1-4 الاستنتاجات

- 1- من خلال قيمة معامل الارتباط 0.7- بين تركيز الدواء الاول ciprodar وتركيز الدواء الثاني caramycin نستنتج وجود علاقة خطية عكسية بين تركيز الدوائين ومن خلال قيم معامل التضخم التي كانت اكبر من 10 لكل من التركيزيين نستنتج وجود مشكلة التعدد الخطي شبه التام .
- 2- هناك فرق كبير بين قيم الاوزان الاعتيادية  $\hat{W}_i$  واوزان بيز الشرطية  $\hat{W}_{ib}$  اذ كانت قيم اوزان بيز الشرطية صغيرة جداً.
- 3- طريقة المركبات الرئيسية التكرارية I.P.C.E في حالة الاوزان البيزية الشرطية افضل من الاوزان الاعتيادية لانها تمتلك اقل متوسط مربعات الخطأ MSE .
- 4- نستنتج من خلال برمجة R عدد الخطوات التكرارية لمقدرات المركبات الرئيسية التكرارية I.P.C.E في حالة استعمال الاوزان البيزية الشرطية اقل من الاوزان الاعتيادية للحصول على تقدير المعلمات.

#### 2-4 التوصيات:

- يوصي الباحث بما يلي
- 1- استعمال اوزان بيز الشرطية في طريقة تقدير المركبات الرئيسية التكرارية لمعالجة مشكلة التعدد الخطي .
  - 2- دراسة ادخال متغيرات اخرى للانموذج او دراسة نماذج الانحدار اللوجستي الشبه معلمي او اللامعلمية في حالة مشكلة التعدد الخطي.
  - 3- استعمال أنظمة البرمجيات الحديثة في تبويب وارشفة البيانات.
  - 4- دراسة استعمال مقدرات المركبات التكرارية عند استعمال تراكيز اخرى في معالجة عدد الاشخاص المصابين في الالتهاب الكلوي .





## المقارنة بين الازان الاعتيادية والازان البيزية الشرطية في مقدرات العركبات الرئيسية التكرارية

### المصادر:

- i. الراوي ، خاشع محمود (1978) ، " مدخل الى تحليل الانحدار " ، جامعة الموصل ، ص 443-449.
- ii. كاظم ، اموري هادي ، ومسلم ، باسم شلبية (2002) ، " القياس الاقتصادي المتقدم النظرية والتطبيق " ، مطبعة دنيا الامل ، بغداد ، العراق
- iii. George , E.P. Box , & George , C. Tiao (1973) , " Bayesian Inference in Statistical Analysis " Addison–Wesley publishing company , California London , p.12 .
- iv. Ghosh , Joyee , & Liy , Yingbo & Robin , Mitra (2017) , " On the Use of Cauchy Prior Distributions for Bayesian Logistic Regression " , arXiv:1507.07170v2 [stat.ME] 9 Feb 2017 .
- v. Harrison , P. J. & Stevens , C. F. (1971) , " A Bayesian approach to short – term forecasting " , Operation Research ,Vol. 22 , No.2 , pp. 341-362 .
- vi. Jaimes , Flaviano Godines (2012) , " collinearty and separated data in the logistic regression model " , agvociencia , vol 46 ,n 4 , pages 411-425.
- vii. Klenibaum , David G. & Klein , Mitchel (2005) , " logistic regression " , book , springer , third edition.
- viii. Marx , Brian D. , & Smith , Eric P. (1990) , " weighted multicollinearity in logistic regression diagnostics and biased estimation techniques with an example from lake acidification " , Canadian journal of fisheries and aquatic sciences , volume 47 ,N 6 , page 1128-1135.



## Comparison between normal weights and conditional Bays weights in Iterative principal component estimators

### Abstract:

This paper discusses the problem of semi multicollinearity in the nonlinear regression model (the multi-logistic regression model) When the dependent variable is a qualitative variable, the binary response is either equal to one for a response or zero for no response, Through the use of Iterative principal component estimators Which are based on the normal weights and conditional Bays weights .

If the appliede Estimates this model Through the use of two types of drugs concentrations thy concentration of ciprodar (variable X1) On a number of people with Patients with renal disease represent the dependent variable (The person heals from the disease  $y_i = 1$  , The person has not recovered from the disease  $y_i = 0$  )from through Mean Error Squares (MSE) The results were indicative of Iterative principal component estemaite Depending on the conditional Bays weights prefer the Iterative principal component estimators Depending on the the normal weights.

**Keywords:** Nonlinear Regression Model, Iterative principal component estemaite, Normal weights , conditional Bays weights .