



جمهورية العراق

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة كربلاء المقدسة

كلية الادارة والاقتصاد

قسم الاحصاء

# تقدير وقت البقاء لمرضى كوفيد 19 بالاعتماد على تأثير أهم العوامل المؤثرة عليه

اطروحة

مقدمة الى مجلس كلية الادارة والاقتصاد – جامعة كربلاء المقدسة وهي  
جزء من متطلبات نيل درجة الدكتوراه فلسفة في الاحصاء

تقدمت بها

رواء نوري حسين حسن

بإشراف

أ.د. عواد كاظم شعلان الخالدي



وَكُلَّ شَيْءٍ أَحْصَيْنَاهُ فِي إِمَامٍ مُّبِينٍ

صَدَقَ اللَّهُ الْعَلِيُّ الْعَظِيمُ

سورة يس الآية (12)

## اقرار المشرف

اشهد ان اعداد الاطروحة الموسومة بـ

(تقدير وقت البقاء لمرضى كوفيد ١٩ بالاعتماد على تأثير اهم العوامل المؤثرة عليه) والتي تقدمت بها الطالبة ( رواء نوري حسين ) قد جرى تحت اشرافي في جامعة كربلاء /كلية الادارة والاقتصاد، وهي جزء من متطلبات نيل درجة الدكتوراه فلسفة في الاحصاء .

المشرف: أ.د. عواد كاظم الخالدي

التاريخ / / ٢٠٢٢

---

## توصية السيد رئيس القسم

(بناءً على توصية الاستاذ المشرف اشرح الاطروحة للمناقشة)


أ.د. شروق عبد الرضا السباح

رئيس القسم

التاريخ / / ٢٠٢٢

## اقرار الخبير اللغوي

اقر بان الاطروحة الموسومة بـ ( تقدير وقت البقاء لمرضى كوفيد ١٩  
بالاعتماد على تأثير اهم العوامل المؤثرة عليه ) والتي تقدمت بها الطالبة  
( رواء نوري حسين ) في جامعة كربلاء /كلية الادارة والاقتصاد/قسم  
الاحصاء، قد جرت مراجعتها من الناحية اللغوية حتى اصبحت ذات اسلوب  
لغوي سليم وخالٍ من الازطاء اللغوية ولأجله وقعت ...

  
أ.م. د. صلاح مهدي جابر

جامعة كربلاء/كلية الادارة والاقتصاد

## اقرار رئيس لجنة الدراسات العليا

بناء على ترشيح السيد المشرف والسيد رئيس القسم ، وكذلك التوصية العلمية للمقومين العلميين واللغوي لأطروحة الدكتوراه الموسومة بـ ( تقدير وقت البقاء لمرضى كوفيد ١٩ بالاعتماد على تأثير اهم العوامل المؤثرة عليّة ) /قسم الاحصاء للطالبة رواء نوري حسين ارشح هذه الاطروحة للمناقشة

أ.ك. علي احمد فارس

رئيس لجنة الدراسات العليا

معاون العميد للشؤون العلمية والدراسات العليا  
التاريخ / / ٢٠٢٢

## اقرار مجلس الكلية

اقر مجلس كلية الادارة والاقتصاد/جامعة كربلاء على توصية لجنة المناقشة

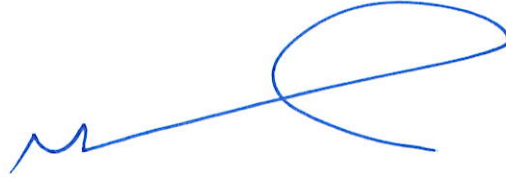
أ.د. محمد حسين الجبوري

عميد كلية الادارة والاقتصاد

التاريخ / / ٢٠٢٢

## اقرار لجنة المناقشة

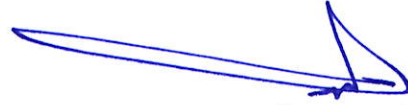
نشهد نحن اعضاء لجنة المناقشة بأننا اطلعنا على اطروحة الدكتوراه الموسومة بـ (تقدير وقت البقاء لمرضى كوفيد 19 بالاعتماد على تأثير اهم العوامل المؤثرة عليه ) والمقدمة من قبل الطالبة ( رواء نوري حسين ) وقد ناقشنا الطالبة في محتوياتها وفيما له علاقة بها ، ووجدنا انها جديرة بالقبول لنيل درجة دكتوراه فلسفة في الاحصاء بتقدير ( جيد جداً ) .



أ.د. حامد سعد نوري الشمرتي  
جامعة البيان/كلية الادارة  
والاقتصاد  
(رئيسا)



أ.د. شروق عبد الرضا السباح  
جامعة كربلاء/كلية الادارة  
والاقتصاد  
(عضوا)



أ.د. احمد شاكر محمد طاهر  
الجامعة المستنصرية/طليبة  
الادارة والاقتصاد  
(عضوا)



أ.م.م. مشتاق كريم عبد  
الرحيم جامعة كربلاء /كلية  
الادارة والاقتصاد  
(عضوا)

أ.م.د. سميرة فيصل حطوط  
جامعة الكوفة/كلية التربية  
للبنات  
(عضوا)



أ.د. عواد كاظم شعلان  
جامعة وارث الانبياء (ع)/كلية  
الادارة والاقتصاد  
(عضوا ومشرفا)

## اهداء

قال تعالى (قل اعملوا فسيرى الله عملكم ورسوله والمؤمنون )

الهي لا يطيب الليل الا بشكرك ولا يطيب النهار الا بطاعتك

ولا تطيب اللحظات الا بذكرك ولا تطيب الاخرة الا بعفوك

ولا تطيب الجنة الا برويتك

الى من بلغ الرسالة وادى الامانة ونصح الامة الى نبي الرحمة ونور العالمين

سيدنا محمد صلى الله عليه واله وسلم

والى من هم أقرب الخلق الى الله وأولى الناس وأعلمهم اهل البيت عليهم افضل الصلاة والسلام اجمعين

الى التي دعائها سر نجاحي امي الغالية

الى بلد العلم والعلماء بلدي الحبيب العراق

الى الذين حملوا اقدس رسالة في الحياة الى الذين مهدوا لنا طريق العلم والمعرفة اساتذتنا الافاضل

الى منارة العلم والعلماء الى الصرح الشامخ جامعة كربلاء المقدسة

## شكر وعرفان

الحمد لله رب العالمين

الحمد لله الكريم المنان الرحمن الرحيم الذي خلق الإنسان وعلمه البيان وانطق لسانه بأبي الذكر والقرآن واصلي واسلم على

مبعوث العناية الإلهية والهداية الربانية سيدنا محمد واله الاطهار

وارفع أكف الضراعة لله جل وعلا الذي سدّد خطاي ووقفني الى انجاز هذه الأطروحة

واتقدم بالشكر والتقدير والفضل والامتنان الى استاذي الدكتور "عواد كاظم الخالدي" عميد كلية الادارة والاقتصاد جامعة

وارث الانبياء (عليه السلام) والمشرف على الاطروحة الذي قدم لي نموذجا منفردا في الثراء العلمي والمتابعة لكل خطواتي

ليثري الاطروحة بعلمة وملاحظاته وعلى اشرافه الدائم وملاحظاته والمساعدة في اتمام الدراسة ولايسعني الا ان ادعو الله ان

يجزيه على كل خير ليواصل عطاء الانساني والعلمي بلا حدود .

كما اتقدم بالشكر والتقدير الى السادة رئيس وأعضاء لجنة المناقشة تفضلهم بالموافقة على مناقشة محتويات اطروحتي واغنائها

بالملاحظات والآراء العلمية السديدة

واتقدم بالشكر الجزيل لوالدتي الغالية لمساندتها وتشجيعها لي طول فترة دراستي

واشكر كثيرا جميع الاساتذة الذين قدموا لنا العلم والتشجيع مهما بلغت درجته

وانطلاقاً من قول المصطفى ("صلى الله عليه واله وسلم") "من يشكر الناس لا يشكر الله"

يطيب لي ان اتقدم بجزيل الشكر وعظيم الامتنان الى كل من ساهم في مساعدتي وتوجيهي



## المحتويات

رقم الصفحة	الموضوع
vi-iv	• قائمة الرموز المستعملة في البحث
vii	• قائمة الجداول
viii	• قائمة الأشكال
ix-xi	• المستخلص
5-1	الفصل الاول : منهجية الدراسة
2-1	المقدمة
2	مشكلة الأطروحة
2	هدف الأطروحة
5-2	الاستعراض المرجعي
31-6	الفصل الثاني : الجانب النظري
6	تمهيد
6	توزيع كما العام
7-6	كوفيد 19
9-7	المصطلحات والمفاهيم ذات العلاقة بالأطروحة

10-9	تحليل البقاء على قيد الحياة	5-2
11-10	بيانات البقاء	6-2
13-11	المراقبة أو الاختفاء	7-2
16-13	الدوال الأساسية للمتغيرات	8-2
17-16	نماذج البقاء	9-2
21-17	الانموذج المعلمي : انموذج المخاطرة النسبية لكما العام	10-2
27-21	الانموذج شبه المعلمي : انموذج المخاطرة النسبية لCox	11-2
30-27	الانموذج اللامعلمي المقترح : انموذج المخاطرة النسبية لKaplan Meier	12-2
31-30	التحليل العاملي	13-2
<b>الفصل الثالث : الجانب التطبيقي</b>		
52-32		
32	تمهيد	1-3
37-32	بيانات الدراسة	2-3
38-37	التوزيع الاحتمالي للبيانات	3-3
38	عوامل المخاطرة المؤثرة في أوقات البقاء	4-3
44-38	التحليل العاملي للبيانات	5-3
45	دالة البقاء لأنموذج المخاطرة النسبية لكما العام	6-3

46	طريقة المربعات الصغرى المعلمية	7-3
47-46	طريقة نيوتن رافسن في توزيع كاما العام	8-3
48	طريقة نيوتن رافسن في انموذج cox	9-3
49	طريقة المربعات الصغرى اللامعلمية	10-3
50-49	طريقة نيوتن رافسن في انموذج Kaplan- meier	11-3
50	اختيار متوسط الخطأ التربيعي m.s.e.	12-3
52-51	النتائج	13-3
<b>الفصل الرابع: الاستنتاجات والتوصيات</b>		
53	الاستنتاجات	1-4
54	التوصيات	2-4
<b>المصادر</b>		
<b>الملحق</b>		

## قائمة الرموز المستعملة في البحث

ت	الرمز	العنوان
1	$T_i$	وقت البقاء المشاهد ( حدوث الوفاة للمفردة $i$ )
2	$Z_i$	وقت مراقبة ( عدم حدوث الوفاة للمفردة $i$ )
3	$t_i$	القيم المشاهدة لأوقات البقاء
4	$\delta_i$	متغير الحالة
5	$f(t)$	دالة الكثافة الاحتمالية لمتغير وقت البقاء العشوائي
6	$F(t)$	دالة التوزيع لمتغير وقت البقاء العشوائي
7	$S(t)$	دالة البقاء لمتغير وقت البقاء العشوائي
8	$h(t)$	دالة المخاطرة لمتغير وقت البقاء العشوائي
9	$H(t)$	دالة المخاطرة التجميعية لمتغير وقت البقاء العشوائي
10	$H(x, t)$	أنموذج المخاطرة النسبية بدلالة دالة المخاطرة
11	$\psi(x)$	دالة بالمتغيرات التوضيحية
12	$h_0(\cdot)$	دالة المخاطرة الاساسية
13	$S(x, t)$	أنموذج المخاطرة النسبية بدلالة دالة البقاء
14	$S_0(t)$	دالة البقاء الاساسية

15	$f(x, t)$	أ نموذج المخاطرة النسبية بدلالة دالة الكثافة الاحتمالية
16	$f_0(t)$	دالة الكثافة الاحتمالية الاساسية
17	$\Theta(x)$	دالة مقيدة اذ أن الجانب الايمن غير سالب
18	$\beta$	متجه معلمات المتغيرات التوضيحية
19	$\lambda$	معلمة في توزيع كاما العام
20	$\alpha$	معلمة في توزيع كاما العام
21	$T$	معلمة في توزيع كاما العام
22	$L(\beta)$	دالة الامكان الاعظم الكاملة
23	$\beta'x$	المجموعة الخطية للمتغيرات التوضيحية
24	$L_p(\beta)$	دالة الامكان الجزئية
25	$n$	عدد المفردات التي تم دراستها في العينة
26	$r$	عدد حالات الوفاة في الدراسة
27	$d_i$	عدد حالات الوفاة التي تقابل كل وقت وفاة
28	$n_i$	عدد الحالات الذين كانوا على قيد الحياة
29	$T_i$	تمثل المدة الزمنية بين وقتي الوفاة المتتاليين
30	$x_{is}^*$	المتغيرات التوضيحية بعد طرح الوسيط

وسيط المتغيرات التوضيحية	$M_{\underline{x}(s)}$	31
المتغير المعتمد بعد طرح الوسيط	$y_{is}^*$	32
وسيط المتغير المعتمد	$M_{\underline{y}(s)}$	33
إحصاءه تستخدم في تقدير معلمات الأنموذج الخطي بطريقة المربعات الصغرى	$G(\beta)$	34
مؤشر المتغير المعتمد	$j$	35
عدد المشاهدات لكل متغير	$i$	36
متجه صف لقيم المتغيرات التوضيحية	$\underline{x}_{(i)}^*$	37
متجه المعلمات الاولية	$\widehat{\underline{\beta}}_{(j)}$	38
تمثل دالة متجه مقدرات الامكان الاعظم لمعلمات الأنموذج	$g(\beta)$	39
عدد معلمات الأنموذج	$p$	40
مصفوفة معلومات فيشر	$I(\beta)$	41
مصفوفة Hessian	$H(\beta)$	42
مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعلمات المقدره	$V(\widehat{\beta})$	43

## قائمة الجداول

الرمز	العنوان	رقم الصفحة
1-3	طبيعة البيانات التي تم جمعت عن مرضى كوفيد	
2-3	اجراء اختبار حسن المطابقة (Goodness of Fit)	
3-3	نسبة التباين المفسر عند تطبيقات التحليل العاملي (طريقة المركبات الاساسية)	
4-3	نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 13 )	
5-3	نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 12)	
6-3	نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 11)	
7-3	نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 10)	
8-3	نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 9)	
9-3	نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 8)	
10-3	نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 7)	
11-3	نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 6)	

## قائمة الاشكال

رقم الصفحة	العنوان	الرمز
	دالة البقاء	<b>1-3</b>



## المستخلص

تعتمد الاطروحة على تقدير انموذجات المخاطرة النسبية لأسلوب معلمي ولا معلمي وشبة معلمي لتحديد تأثير عوامل المخاطرة على أوقات بقاء مرضى كوفيد 19 الذي يعد من بين الامراض الأكثر خطورة التي تهدد حياة الانسان ومسبب مهم للوفيات في جميع انحاء العالم ، تتمثل مشكلة الاطروحة بعدم وجود تشخيص دقيق للعوامل المؤثرة في أوقات بقاء للمرضى على قيد الحياة ، ويهدف البحث الى تشخيص العوامل المهمة التي تؤثر في أوقات بقاء المصابين على قيد الحياة وتقدير معالم أنموذجات المخاطرة التي تمكن من تحسين سبل مواجهة المرض والوقاية منه وكذلك للتنبؤ بالمستقبل عند حدوث اصابات جديده ، قسمت الاطروحة الى اربعة فصول تكون الاول من المقدمة ومنهجية البحث ، والفصل الثاني يحتوي الجانب النظري لانموذجات المخاطرة واشتقاق مصفوفة المعلومات للأنموذج وكيفية تقدير المعالم حسب انموذجات (Cox ، gamma) ، (Kaplan Meier) ، واحتوى الفصل الثالث الجانب التطبيقي حيث قام الباحث بزيارات متعددة الى مدينة الامام الحسين الطبية في محافظة كربلاء المقدسة لغرض جمع البيانات اللازمة لتحقيق اهداف البحث للحالات المصابة خلال الشهر الثالث والرابع والخامس لعام 2020 عن قيم (11) عاملاً من عوامل المخاطرة للمصابين والبالغ عددهم (126) مريضاً ومن بين مجموعة عوامل المخاطرة اعتمدنا على اهم العوامل المتمثلة في العمر وضغط الدم ومرض السكري والتي حددت باستخدام الاسلوب العاملي ومصدر المعلومة ، وبالاعتماداً على البرنامج الفرعي (spc) الذي يرتبط مع برنامج (excel) حيث وجد ان بيانات اوقات البقاء تتوزع توزيع كما العام بثلاث معالم ثم تم ايجاد قيم انموذجات المخاطرة ومصفوفة المعلومات ثم تقدير المعالم حسب انموذجات (Cox ، gamma) ، (Kaplan Meier) ( ) والفصل الرابع هو مناقشة النتائج التي تم التوصل لها في تحليل البيانات حيث أظهرت نتائج طريقة نيوتن رافسن لمشتقات دوال المخاطرة في توزيع كما ابتعاداً قليلاً عن القيم التقديرية لمعاملات توزيع كما العام  $\alpha, \lambda, T$  فيما تقاربت نتائج التقدير لانموذج cox شبه المعلمي، بشكل يكاد ان يكون متطابقاً ، بينما أدى انموذج Kaplan-meier اللامعلمي الى قيم متقاربة مع تقديرات معالم التوزيع العام لكامل. وان انموذج Cox أفضل من انموذج Gamma ومن انموذج Kaplan-meier باستخدام معيار متوسط مربعات الخطا تربيعي كمعيار للمفاضلة.

الفصل الاول  
منهجية الدراسة

# الفصل الاول

## منهجية الدراسة

### Introduction

### 1-1 المقدمة

يمتاز تحليل البقاء بتحديد الشكل الدالي للعلاقة بين وقت حدوث الحدث مع متغيرات توضيحية كمية او وصفية . وتم استعمال تحليل البقاء في الكثير من الابحاث في مجال الصناعة والطب، وغيرها من المجالات الحياتية. يُعد تحليل البقاء طريقة حديثة للتحليل كونها قائمة على ان الوقت حتى حدوث الحدث قيد الدراسة هو المتغير المعتمد ,ويكون فيها الوقت العامل الاساس لتحليل البيانات بحسب موضوع الدراسة ولكون الوقت عاملاً مهماً لاستمرارية عمل المكنائ والمعدات في الصناعة أو شفاء المرضى في مجال الطب ويتأثر بعوامل متعددة لذلك يوجد احتياج لتطوير وسائل احصائية من اجل زيادة الدقة ومعرفة العوامل المؤثرة في مدة بقاء المريض على قيد الحياة او مدة بقاء المكنائ والمعدات صالحة للعمل.

توجد انموذجات بقاء متعددة لدراسة تأثير المتغيرات التوضيحية على أوقات البقاء، منها انموذجات معلمية مثل توزيع كما gamma dist وشبه معلمية مثل توزيع كوكس Cox Model، في هذه الدراسة تم الاعتماد على انموذج لامعلمي هو مقدر كابلان ماير Kaplan Meier لمعرفة المتغيرات التوضيحية المؤثرة في أوقات البقاء.

اهتم الكثير من الباحثين بدراسة مقدر كابلان ماير، ومن هنا جاءت فكرة البحث لدراسة تأثير مجموعة من العوامل المتمثلة بالمتغيرات التوضيحية على اوقات البقاء المتمثلة بالمتغير المعتمد لمرضى كوفيد 19 وهي حالة مرضية اصبحت شائعة الحدوث وتشكل خطراً على حياة الاشخاص وتعد- وفق أحدث الاحصاءات الطبية- المسبب الرئيس للوفاة في العالم .

ان بناء انموذجات بقاء لدراسة العوامل التي تؤثر في المرض ودراسة المتغير المعتمد أوقات بقاء مرضى كوفيد19، تمكنا من تحسين وسائل مكافحة هذا المرض، غير أن وجود مجموعة كبيرة من العوامل(المتغيرات التوضيحية) التي تؤثر في أوقات بقاء مرضى كوفيد19 على قيد الحياة قد يؤدي الى ظهور مشكلة في صعوبة تقدير معاملات انموذجات البقاء . ودراسة تأثير هذه المتغيرات على أوقات بقاء هؤلاء المرضى فان ذلك يتطلب اختزال وتحديد اهم هذه العوامل لنتمكن من بناء انموذج البقاء المناسب للدراسة. وهذا يتطلب تقدير أهمية كل عامل من العوامل المؤثرة في أوقات بقاء مرضى كوفيد19 في انموذجات البقاء بأقل تباين ممكن اذ ان المرض يعد المسبب الرئيس للوفيات حالياً في جميع انحاء العالم، ذلك ان هذا المرض يسبب عدم وصول كمية كافية من الاوكسجين الى الدم .هناك العديد من الصعوبات التي تواجه محاولات الحد من

انتشار المرض إذ ان بعض الاشخاص قد يعانون من عدة عوامل مخاطرة وليس عامل واحد فقط فقد يكون شخص مصاباً بارتفاع ضغط الدم والسمنة والسكر فضلاً عن اذا كان لديه تاريخ مرضي للإصابة بأمراض الرئتين في سن مبكرة وهنا تبرز أهمية الجهود الوقائية والكشف عن أهم عوامل المخاطرة ومعرفة الاسباب الرئيسية للإصابة بهذا المرض. قسمت الاطروحة الى اربعة فصول، يكون الاول من المقدمة، ومشكلة البحث، والهدف من البحث وتحدثنا عن تحليل بيانات البقاء وفكرة عن مرض كوفيد19 واسبابه وايضاً أهم المصطلحات والمفاهيم الخاصة بالاطروحة. و احتوى الفصل الثاني على الجانب النظري بعض انموذجات البقاء تحليل البقاء وشكل بيانات البقاء ، والدوال التي استعملت لتحليل بيانات البقاء، واشتقاق مصفوفة المعلومات والمخاطرة النسبية للأنموذج وكيفية تقدير المعالم حسب الاسلوب المعلمي وهو انموذج المخاطرة النسبية  $\gamma$  distribution واسلوب شبه معلمي انموذج المخاطرة النسبية ل Cox. واسلوب لامعلمي انموذج المخاطرة النسبية ل Kaplan Meier وخصص الفصل الثالث الجانب لتطبيقي يتم التوصل إليه من بيانات البحث حسب صيغ علمية في الفصول الاخرى. والفصل الرابع تضمن مناقشة النتائج التي تم التوصل لها في تحليل البيانات.

## Problem of Research

### 2-1 مشكلة الاطروحة

تتمثل مشكلة الاطروحة بعدم وجود تشخيص دقيق للعوامل المؤثرة في أوقات بقاء مرضى كوفيد19 على قيد الحياة.

## Objective of Research

### 3-1 هدف الاطروحة

يهدف البحث الى تشخيص العوامل المؤثرة في أوقات البقاء على قيد الحياة للمصابين بمرض كوفيد وتقدير معالم أنموذج المخاطرة من اجل الحصول على انموذجات المخاطرة التي تمكن من تحسين سبل مواجهة المرض والوقاية منه وكذلك للتنبؤ بالمستقبل عند حدوث اصابات جديدة.

## Review of Literature

### 4-1 الاستعراض المرجعي

اخذت الدراسة انموذجات البقاء حيزا كبيرا في البحث العلمي، لكونها تهتم بحياة الانسان، وديمومة بقائه، وهنا سندرج قسما من البحوث التي لها علاقة بما تروم اليه هذه الاطروحة:

ففي عام 1976 قام Bradley Efron<sup>(8)</sup> بدراسة كفاءة الدالة الاحتمالية لكوكس للبيانات الخاضعة للرقابة ، فقد اقترح كوكس طريقة بسيطة لتحليل الانحدار للبيانات الخاضعة للرقابة، عن طريق عملية حسابية للمعلومات. ووضح Bradley أن طريقة كوكس تتمتع بكفاءة كاملة تقريباً وتكون مرضية في العديد من المواقف الواقعية، عن طريق دراسة ارتباط طريقة كوكس مع مقدر كابلان ماير لمنحنى البقاء.

في عام 1985 قام M. A. Hurley<sup>(11)</sup> بدراسة تطبيقية للانموذجات الخطية العامة لتحليل البقاء مع نوعين من الفشل لتحليل بيانات البقاء فقد يحدث نوعان من الفشل ويتم فيه حساب عدد حالات الفشل من النوع الأول لكل سلسلة من الفواصل الزمنية  $n$  ولكن يتم تحديد عدد حالات الفشل من النوع الثاني فقط لكامل المدة.

في عام 1986 قام J. Mau<sup>(13)</sup> بدراسة طريقة رسومية لاكتشاف التأثيرات المعتمدة في الوقت للمتغيرات المشتركة في بيانات البقاء إذ تتم مقارنة المعلومات المرئية من مخططات دوال الانحدار مع معاملات الانحدار من انموذج المخاطر النسبية الأصلي المقترح متعدد الخطوات وكوكس. اظهرت النتائج أن دوال الانحدار يمكن أن توفر معلومات مهمة قد يتم تفويتها عند تطبيق إنموذج كوكس فقط كما أنها أسهل في الحصول عليها وأكثر مرونة من معاملات الانحدار من إنموذج متعدد الخطوات. يتم شرح الطريقة في سياق بيانات البقاء الخاضعة للرقابة الصحيحة.

في عام 1988 قام A. S. Hedayat, etal.<sup>(10)</sup> بدراسة توضح المعرفة الموجودة عن التصاميم المثلى لمقارنة معالجات الاختبار بعناصر التحكم الموجودة في إطار 0- way و 1- way و 2- way لانموذجات عدم التجانس. النتائج مع الأمثلة العددية.

في عام 1990 قام A.C. Kimber<sup>(12)</sup> بدراسة تحليل البيانات الاستكشافية للبيانات التي يحتمل أن تكون خاضعة للرقابة من التوزيعات المنحرفة إذ تضمن بعض تقنيات تحليل البيانات البسيطة فيما يتعلق بالبيانات المنحرفة ، كما قد ينشأ في دراسات الموثوقية أو البقاء على قيد الحياة ، على سبيل المثال. يتم التحقيق في الفرز الأولي للقيم المتطرفة عن طريق قواعد وضع العلامات الخارجية ويتم تكييف الأساليب القائمة على قيمة الحروف للتعامل مع الملاحظات الخاضعة للرقابة عن طريق مقدر حد المنتج.

في عام 1998 قام S. D. Walter Dr., M. Eliasziw, A. Donner<sup>(14)</sup> في دراسة الموثوقية  
اذ يتم قياس الموثوقية باستعمال الارتباط تعتمد الطريقة على تقريب وظيفي أن التقريب له توافق  
ممتاز مع النتائج الدقيقة ويمكن للمرء استعماله بسهولة دون حساب رقمي مكثف. كما تمت  
مناقشة تكوينات التصميم المثلى ؛ بالنسبة لقيم الموثوقية التي تبلغ مايقارب 40 في المائة أو أعلى  
، فإن استعمال ملاحظتين أو ثلاث ملاحظات لكل موضوع سيقال من العدد الإجمالي للملاحظات  
المطلوبة.

في عام 2013 قام Angela Noufaily, M. C. Jones<sup>(5)</sup> بدراسة اسوب معياري خاص  
للانحدار الكمي، اذ يتم نمذجة توزيعه الشرطي عن طريق توزيع كما العام ، ومتغير واحد ،  
والاعتماد على معلمات توزيع كما العام الذي يتم عن طريق الأشكال الخطية واللوغاريتمية  
الخطية. مع وجود ستة متغيرات فقط على الأكثر ، تسمح هذه الانموذجات بمجموعة واسعة من  
الأشكال التوزيعية ربما تبدو مناسبة للعديد من المواقف العملية. وأن تقدير الاحتمالية القصوى  
للانموذجات هو أمر بسيط من الناحية الحسابية ، وأن الكميات المقدره تتصرف بشكل جيد ، وأن  
استعماله مقاربات الاحتمالية القصوى القياسية لإجراء اختبارات نسبة الاحتمالية لعدد المعلمات  
المطلوبة بناءً على المعلومات المتوقعة ، بشكل مبدئي اختباراً بسيطاً لمدى ملاءمة الإنموذج  
بأكمله. تم تضمينه تحليلين للبيانات ، من المجالات الصحية والبيئية ، إلى جانب نتائج المحاكاة.

في عام 2013 قام Josué Almansa<sup>(2)</sup> , etal. بدراسة إنموذج خليط العوامل لبيانات البقاء  
على قيد الحياة متعدد المتغيرات: تطبيق لتحليل الاضطرابات النفسية مدى الحياة وهو إنموذج  
بقاء زمني منفصل تحليلياً يجمع بين نظرية استجابة عنصر الخليط ووظائف خطر الوقت  
المنفصلة لوصف ارتباطات الاضطراب أثناء احتساب الرقابة. يستعمل هذا الإنموذج لوصف  
مدى انتشار المرض على مدار العمر والاعتلال المشترك لثمانية من اضطرابات الاكتئاب  
والقلق من الدراسة الأوروبية لوبائيات الاضطرابات العقلية.

في عام 2015 قام كل من Bandyopadhyay , etal.<sup>(3)</sup> بدراسة إنموذج المخاطر النسبية  
معدل العلاج الهامشي لبيانات البقاء المكاني وهي دراسة عن الأسنان لبيانات متعددة المتغيرات ،  
مثل الوقت حتى فقدان الأسنان بسبب أمراض اللثة. لتحديد عوامل الخطر المرتبطة بفقدان  
الأسنان ، وللتنبؤ بالنتائج لكل مريض. ، إذ افترضوا إنموذجاً للمخاطر النسبية مع وجود جزء

باقٍ لنمذجة هذه البيانات المترابطة المجمعة وحساب الاعتماد بين الأسنان القريبية باستعمال نقاط الضعف المكانية التي تم نمذجتها كمجموعات خطية من التأثيرات العشوائية المستقرة الإيجابية. ما يسمح بتقديرات قابلة للتفسير لتأثيرات عوامل الخطر على فقدان الأسنان. إمكانات هذا الإنموذج عن طريق دراسات المحاكاة والتطبيق على مجموعة بيانات حقيقية تم الحصول عليها من عيادة خاصة للثة ، ووضحت مزاياها على الانموذجات المنافسة الأخرى لتحديد عوامل الخطر المهمة لفقدان الأسنان والتنبؤ بالعمر المتبقي لأسنان المريض.

في عام 2018 قام Meiling Hao<sup>(9)</sup> وآخرون بدراسة الاستدلال شبه المعلمي لإنموذج كوكس الوظيفي عن طريق تقدير الاحتمالية الجزئية القصوى وشبه المعلمية واختبار الفرضيات لإنموذج كوكس الوظيفي في تحليل البيانات الخاضعة للرقابة الصحيحة باستعمال كل من التنبؤات الوظيفية والعديدية. يعد اشتقاق التوزيع المقارب المشترك للمقدرات ذات الأبعاد المحدودة واللانهائية مشكلة نظرية صعبة للغاية بسبب تعقيد الانموذجات شبه المعلمية ، ويتم تقديم مثال للبيانات الخاضعة للرقابة الصحيحة من دراسة تحسين رعاية مرضى إصابات الرئة الحادة.

في عام 2019 قام etal. , Cambior<sup>(4)</sup> بدراسة إجراء متغير فعال لتقدير انموذجات كوكس بمخاطر غير متناسبة في وجود خطأ غير مُقاس لتقدير تأثير استئصال باطنة الشريان مقابل دعائم الشريان السباتي على وقت وفاة المرضى الذين يعانون من مرض الشريان السباتي باستعمال بيانات مرتبطة بتسجيل مبادرة جودة الأوعية الدموية - بيانات الرعاية الطبية.

**الفصل الثاني**  
**الجانب النظري**



## الفصل الثاني

### الجانب النظري

#### 1-2 تمهيد:

يهتم هذا الفصل باستعراض الأساليب الإحصائية التي اعتمدها الاطروحة لتحليل البيانات المتعلقة بالمرضى المصابين بفيروس كوفيد 19، مع اشتقاق المعادلات التي تحتاجها عملية التحليل، إذ تم توضيح مفهوم تحليل البقاء وبيانات البقاء والدوال المستعملة في التحليل وتقدير المعلمات بطريقة لا معلمية بأنموذج المخاطرة النسبية (Kaplan Meier) و معلمية بأنموذج المخاطرة النسبية (gamma distribution) وشبه معلمية بأنموذج المخاطرة النسبية (cox).

#### generalized gamma distribution

#### 2-2 توزيع كاما العام

توزيع كاما العام<sup>(17)</sup> هو توزيع احتمالي مستمر محدد بثلاث معلمات. هذا التوزيع هو في الواقع اعمام لتوزيع كاما لمعلمتين. نظراً لأن العديد من التوزيعات المستعملة لتحليل البقاء (مثل التوزيع الأسي، وتوزيع وايبل، وتوزيع كاما، والتوزيع شبه الطبيعي) هي حالات خاصة لتوزيع كاما العام، يستعمل أحياناً لتحديد الإنموذج المناسب وفقاً لمجموعة البيانات. توزيع كاما العام ذو ثلاث معلمات  $T, \alpha, \lambda > 0$ ، له دالة كثافة احتمالية<sup>(17)</sup> كما يأتي:

$$f(y; T, \alpha, \lambda) = \frac{T}{\lambda \Gamma(\alpha)} \left(\frac{y}{\lambda}\right)^{\alpha T - 1} e^{-\left(\frac{y}{\lambda}\right)^T}, y > 0, T, \alpha, \lambda > 0 \dots \dots \dots (1 - 2)$$

$\Gamma(\cdot)$ : تمثل دالة كاما

$T, \alpha$ : تمثل معلمات الشكل

$\lambda$ : تمثل معلمة القياس

#### coved 19

#### 3-2 كوفيد 19

ظهر فيروس كوفيد19 الشرق الاوسط<sup>(15)</sup> في أواخر عام 2012، وهو عبارة عن مجموعة من الفيروسات التي يمكن أن تسبب للإنسان العديد من أمراض الجهاز التنفسي. وقد ظهر الفيروس من مصدر حيواني غير معروف. وعلى الرغم انه من المعتقد أن الجمال هي المصدر الاساسي لنقل الفيروس إلى الإنسان، إلا أنه يمكن أن ينتقل أيضا بطريق العدوي بين البشر. يصيب الفيروس الجهاز التنفسي في الانسان و الحيوان ، و يتسبب للإنسان في الحمي والسعال وصعوبات في التنفس. ويمكن ان يؤدي الى الاصابة بالالتهاب الرئوي والفشل الكلوي احيانا.

ومعظم من اصيب بالفيروس حتى الآن هم من كبار السن او ممن يعانون من حالات مرضية اخرى. عملية انتقال الفيروس ليست معروفة بشكل اكيد حتى الآن. الا انه من المعتقد انه ينتقل عبر رذاذ المريض في اثناء السعال او العطس. و يعنى هذا ان الفيروس لا ينتقل بسهولة بين البشر بدون الاتصال المباشر. يعتقد العلماء ان الفيروس ليس شديد العدوى، و الا لظهرت حالات اكثر بكثير من الاصابة به. ويعد الفيروس ضعيفا اذ لا يمكنه البقاء اكثر من يوم واحد خارج جسم الانسان،<sup>(15)</sup> ويمكن القضاء عليه بالمنظفات والمطهرات العادية. وتكمن الخطورة الكبرى للفيروس في احتمال انتشاره على نطاق واسع في العالم بسبب حركة السفر والسياحة والحج او التعرض لحيوانات مصابة، او انخفاض الوعي والنظافة اللازمة، ولايزال الاطباء غير متأكدين من انسب العلاجات له. الا ان المرضى يحتاجون الى اجهزة لمساعدتهم على التنفس. ان اتباع قواعد الصحة بشكل عام هو الالهام لمنع انتشار المرض، مثل تجنب المرضى وتجنب الاتصال باي افرازات ناتجة عن المرضى مثل اللعاب او رذاذ السعال او العطس، فضلاً عن الاهتمام بنظافة اليدين.

## 4-2 المصطلحات والمفاهيم ذات العلاقة بالأطروحة

### Terms and concepts related to the thesis

هنالك بعض المصطلحات والمفاهيم التي تم استعمالها في الاطروحة ، والتي نحتاج الى توضيحها ، ومنها

#### 1-4-2 مصفوفة المعلومات Information Matrix

مصفوفة المعلومات الخاصة بأي تصميم من التصاميم تكون مصفوفة متماثلة ومعرفة غير سالبة) أي أن قيمها الذاتية جميعها موجبة) تكون مصفوفة المعلومات في حالة الانموذج الخطية عبارة عن قيم مجاميع المتغيرات التوضيحية غير معتمدة على متجه معلمات الانموذج الخطي  $\hat{\beta}$  بينما مصفوفة المعلومات في حالة الانموذج اللاخطية تكون معتمدة على متجه معلمات الانموذج غير الخطي  $\hat{\beta}$  , إذ ان عناصر المصفوفة  $X$  في الانموذج اللاخطية عبارة عن مشتقات جزئية بالنسبة لمعلمات الانموذج أي أن عناصر المصفوفة  $X$  دوال لمعلمات غير معروفة.

توجد علاقة بين مصفوفة المعلومات ومصفوفة التباين والتباين المشترك للمعلمات المقدرة  $[\sigma^2(X'X)^{-1}]$  وتكون بحسب الصيغة 1-2 :

$$I(\theta) = E \left( \frac{\partial}{\partial \theta} \ln f(x, \theta) \right)^2 \dots \dots \dots (2 - 2)$$

إذ إن:

$I(\theta)$ : مصفوفة المعلومات الخاصة بالأنموذج .

$f(x, \theta)$ : الدالة الاحتمالية.

## 2-4-2 مصفوفة هيسيان : Hessian Matrix

مصفوفة هسه أو هيسيان<sup>(16)</sup> هي مصفوفة مربعة تتكون من المشتقات الجزئية من الدرجة الثانية لدالة ذات قيمة رقمية ، أو حقل عددي . يصف الانحناء المحلي Local Curvature لدالة متعددة المتغيرات. تم تطوير مصفوفة هسه في القرن التاسع عشر من عالم الرياضيات الألماني<sup>(16)</sup> لودفيج أوتو هيسه Ludwig Otto Hesse وسميت لاحقاً باسمه. استعملت هيس في الأصل مصطلح "المحددات الدالية".

نفترض الدالة  $f: R^n \Rightarrow R$  هي دالة تأخذ متجه المدخلات  $x \in R^n$  ومخرجات الدالة  $f(x) \in R$  إذا كانت المشتقات الجزئية من الدرجة الثانية للدالة  $f$  موجودة ومستمرة<sup>(16)</sup> على منطلق الدالة أذن مصفوفة Hessian للدالة  $f$  هي مصفوفة مربعة من الدرجة  $n \times n$  وفق الصيغة الآتية:

$$H = \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_i \partial x_j} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 f(x)}{(\partial x_1)^2} & \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_1 \partial x_2} & \dots & \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_1 \partial x_n} \\ \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_2 \partial x_1} & \frac{\partial^2 f(x)}{(\partial x_2)^2} & \dots & \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_2 \partial x_n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_n \partial x_1} & \frac{\partial^2 f(x)}{\partial x_n \partial x_2} & \dots & \frac{\partial^2 f(x)}{(\partial x_n)^2} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (3 - 2)$$

## Survival function دالة البقاء 3-4-2

يرمز لدالة البقاء بالرمز  $S(t)$  ، ويتم اشتقاقها كما يأتي:

$$S(t) = 1 - F(t) \quad \dots \dots \dots (4 - 2)$$

$$S(t) = 1 - \int_t^{\infty} f(t) \quad \dots \dots \dots (5 - 2)$$

ودالة البقاء لتوزيع كاما العام<sup>(17)</sup> ، هي:

$$S(t) = 1 - \int_t^{\infty} \left( \frac{T}{\lambda \Gamma(\alpha)} \left( \frac{y}{\lambda} \right)^{\alpha T - 1} e^{-\left( \frac{y}{\lambda} \right)^T} \right) dy \quad \dots \dots \dots (6 - 2)$$

$$S(t) = e^{-\left( \frac{t}{\lambda} \right)^T} \sum_{j=0}^{\alpha-1} \frac{\left( \frac{t}{\lambda} \right)^{\alpha j}}{j!} \quad \dots \dots \dots (7 - 2)$$

ولدراسة تأثير عوامل المخاطرة التي تؤثر على الإصابة بفيروس كوفيد19 على أوقات بقاء المرضى المصابين بهذا المرض، تم استعمال ثلاثة انموذجات احصائية في تقدير معلمات انموذجات المخاطرة وهي:

1- أسلوب معلمي gamma dist.

2- أسلوب شبه معلمي Cox

3- أسلوب لا معلمي Kaplan Meier

وذلك بعد ان يتم تحديد اهم العوامل المؤثرة في بقاء مرضى كوفيد19 على قيد الحياة واختزال العدد الكبير من عوامل المخاطرة التي حددها الاطباء المختصين الى عدد أقل تمثل أهم عوامل المخاطرة التي تؤثر في اصابة كوفيد19 بتطبيق أسلوب التحليل العاملي.

## 5-2 تحليل البقاء على قيد الحياة

تحليل البقاء<sup>(1)</sup> وهو احد افرع علم الاحصاء يحلل الزمن المتوقع حتى وقوع الحدث ، مثال على ذلك موت الكائن الحي او فشل في نظام ميكانيكي. تحليل البقاء مفيد لمعرفة بعض المعلومات ، منها نسبة السكان الباقين على قيد الحياة بعد زمن معين وبأي معدل يموتون و الاسباب العديدة للوفاة اي الظروف و الخصائص التي تؤدي الى زيادة او تقليل احتمال البقاء احياء ، ويسمى الموضوع ايضا الموثوقية ويسمى تحليل الموثوقية في علم الهندسة ، وتحليل مدة و النمذجة في الاقتصاد<sup>(1)</sup>، اما في علم الاجتماع يسمى تحليل تاريخ الأحداث، ان تحليل البقاء يحتوي أحداث تم تحديدها بوقت محدد. وبالإمكان ان تتم معالجة غيرها من الحالات بطريقة أفضل عن طريق نماذج تفسر الأحداث الغامضة بشكل اوضح.

ان تحليل البقاء<sup>(1)</sup> يكون متضمن النمذجة لبيانات الوقت للأحداث ؛ اذ يعد الموت و الفشل هو حدث في الأدبيات لتحليل البقاء إذا حدث حدث واحد فقط ، وبعدها موت الكائن الحي او كسر الاله، الاحداث المتكررة أو النماذج المتكررة تقلل من هذا الافتراض.

ل للوصول الى هذه المعلومات<sup>(1)</sup> ، يجب تحديد مدى الحياة . ففي حالة البقاء البيولوجي ، يكون الموت واضحا ، اما في حالة تحليل الموثوقية في الهندسة الميكانيكية ، يعد الفشل محددًا ، وذلك لان بعض الانظمة الميكانيكية فشلا جزئي، او بدرجات ، حتى البقاء البيولوجي ، تكون بعض من الأحداث غامضة ، مثل النوبة القلبية أو فشل اعضاء أخرى. اذ ان الدراسة للحدث المتكرر له صلة بموثوقية النظام ، وايضا الكثير في العلوم الاجتماعية والمجال الطبي.

ومن طرائق استعمال تحليل البقاء<sup>(1)</sup> انه اذا كانت لدينا اكثر من مجموعة يمكننا المقارنة بأوقات البقاء وحتى يتم وصف تأثير المتغير على البقاء يتم اختبار ترتيب السجل كما في الانحدار للمخاطرة النسبية اذ يصف وقت البقاء كما في جداول الحياة ومنحنى كابلان ماير.

## 1-5-2 بعض المصطلحات في تحليل البقاء

تستعمل المصطلحات التالية في تحليل البقاء<sup>(1)</sup>:

- 1- المراقبة : تخضع البيانات للمراقبة عند توفر المعلومات عن وقت البقاء.
- 2- الحدث : اذ يمثل الحدث الوفاة والمرض وايضا الشفاء.
- 3- الوقت : نحسب الوقت من بداية وقت مراقبة العلاج او العملية الجراحية إلى حدث يمثل رقم 0 الشفاء و رقم 1 الموت ، او نهاية الدراسة تمثل رقم 2 ، اما 3 تمثل ترك الدراسة.
- 4- دالة البقاء :  $S(t)$  احتمال البقاء لمدة أطول من الزمن.

## 6-2 بيانات البقاء

تعرف بانها الوقت المسجل<sup>(1)</sup> للوحدة من بدء التجربة حتى وقوع الحدث وهي متغير عشوائي موجب، وتوزع بإحدى التوزيعات الاحتمالية ، وقد واجه الباحثين وجود احتمال ان بعض

الحالات لا يمكن مشاهدة وقت البقاء لها بسبب كون الحدث لا يحدث للمفردة قبل نهاية الدراسة. أو ان تترك وتفقد بعض المفردات قبل نهاية الدراسة.

لذلك (1) تم تصنيف بيانات البقاء الى الكاملة وغير الكاملة، تمثل بيانات البقاء الكاملة وقت البقاء المسجل حتى حدوث حدث الوفاة او الشفاء اي توفر معلومات عن مدة بقاء كل حالة كما في بيانات الجانب التطبيقي اما بيانات المراقبة الغير كاملة وهي بيانات البقاء التي تحتوي بيانات المراقبة والتي تجاهلها يؤدي الى خلل في التحليل ان سبب المراقبة هو انتهاء مدة الدراسة بدون حدوث الحدث لجزء من المفردات مثلا بسبب انسحاب المريض او ان المريض فقد متابعة بسبب السفر، وايضاً انقطاع المريض عن مراجعة المشفى او قد تسوء حالة المريض فيعالج بعلاج آخر او اجراء عملية جراحية له او اسباب اخرى، فالمراقبة هي مفردات وقت حدوث الحدث لها غير معلوم فتكون بيانات بقاء غير كاملة (1)، اما المراقبة المعلوماتية يكون فيها وقت الشفاء او الوفاة ووقتا المراقبة مرتبطان وهي مراقبة متكررة في بيانات البقاء فبعض البيانات يحدث لها الحدث ويحدد وقت البقاء وبعضها لا توجد عنها معلومات. اذ يؤدي انسحاب المفردة عدم معرفة وقت الحدث لذلك تراقب اما اذا كان وقت المراقبة مستقل عن وقت حدوث الحدث فتسمى مراقبة غير معلوماتية، ومن انواعها في الموضوع التالي (1).

## 7-2 المراقبة أو الاختفاء

بيانات المراقبة (6) هي مفردات لا يعرف زمن حدوث الحدث لها و يمكن تتبعها لمدة معينة ، والمراقبة تكون في بيانات البقاء اذ ان بعض المفردات يحدث فيها حدث وبالتالي نستطيع تحديد وقت بقاء لها وبعضها لا تتوفر بيانات كافية عنها ، ويشترط فيها ان تكون مستقلة اي لا تعتمد على خطورة التجربة ، ان بيانات البقاء هي بيانات مراقبة يجب عدم اهمالها لأجل ان يكون التحليل دقيق وذلك لصعوبة تحليل بيانات البقاء (6).

اسباب مراقبة البيانات (6) :

- 1- حالة البقاء غير معلومة بسبب كون بعض البيانات فقدت المتابعة، كما في حالة السفر للمريض.
- 2- بعض المرضى لا يحدث لهم حدث رغم انتهاء الدراسة.
- 3- انسحاب المريض اثناء الدراسة ، بسبب تغيير الدواء او عدم مراجعة المشفى بعد العملية او غيرها من الاسباب.

4- قد يقع حدث اخر لا علاقة له بالدراسة يؤدي الى وفاة بسبب حادث سير او الوفاة بسبب مرض اخر.

ومن اهم انواع المراقبة :

## 1-7-2 المراقبة من النوع الاول Type I Censoring

وتسمى المراقبة الثابتة<sup>(6)</sup> كون مدتها الكلية ثابتة لكن عدد الاحداث يكون متغير عشوائي ، ومنه يتحدد وقت توقف الدراسة بعد مدة محددة والمراقبة من النوع الاول تأخذ أحد الاشكال التالية:

## 1-1-7-2 المراقبة اليمنى Right Censoring

المفردات التي تدعى بالمراقبة اليمنى<sup>(6)</sup> هي عندما يكون زمن بقاء المفردة يفوق زمن انتهاء الدراسة اذ ان بعض المفردات تبقى على قيد الحياة عند نهاية الدراسة اي تكون مرتبطة بالمفردات التي لم يحدث لها حدث وهي اكثر الانواع استعمالا بتحليل البقاء.

اهم اسباب المراقبة اليمنى :

- 1- توجد مفردات لم يحدث فيها اي حدث.
- 2- فقدان الاتصال بالمفردة لأسباب عديدة.
- 3- اذا قرر ترك الدراسة قبل الحدث.

## 2-1-7-2 المراقبة اليسرى Left Censoring

عندما يكون وقت حدوث الحدث معلوم فقط<sup>(6)</sup> في حين التعرض للخطر غير معلوم، كما في بعض الامراض يكون وقت بداية الاصابة غير معلوم لكن وقت الوفاة هو المعلوم ، عندئذ تسمى مراقبة يسرى.

## 3-1-7-2 المراقبة في فترة Interval Censoring

عندما يكون وقت حدوث الحدث بالضبط غير معلوم<sup>(6)</sup> لبعض المفردات لكن الفترة الزمنية التي وقع فيها الحدث معلومة ، تسمى بيانات مراقبة في فترة.

## 2-7-2 المراقبة من النوع الثاني Type II Censoring

في هذا النوع تكون مدة الدراسة الكلية هي متغير عشوائي<sup>(6)</sup> اذ يحدد وقت انتهاء الدراسة بعد عدد محدد من حالات حدوث الحدث ، ويكون عدد المفردات التي يحدث لها الحدث معروف.

## 3-7-2 المراقبة العشوائية Random Censoring

في المراقبة العشوائية<sup>(1)</sup> نفترض أن وقت البقاء و وقت المراقبة متغيران عشوائيان مستقلان<sup>(6)</sup> اذ أن  $Y_i = \min(s_i, u_i)$  اي هو وقت البقاء او وقت المراقبة ايهما اقل وايضا يكون وقت اختفاء متوقع  $s_i$  و وقت بقاء متوقع  $u_i$  لكل مفردة ، وان  $Y_i$  يدعى المتغير المؤشر ومنه نعرف ان المشاهدة انتهت بالمراقبة او بالوفاة و يعد هذا النوع مزيج من النوعين السابقين.

## 8-2 الدوال الاساسية للمتغيرات

اذا كانت  $T$  متغير<sup>(1)</sup> يمثل الزمن للبقاء ( $T \geq 0$ ) وهو موجب ويعد متغير عشوائي وله دالة الكثافة الاحتمالية p. d. f. وهي  $f(t)$  ودالة توزيع تراكمية c. d. f. وهي  $F(t)$  وهو يصف زمن البقاء بعدة دوال اساسية<sup>(6)</sup> والتي منها :

### 1- دالة الكثافة الاحتمالية The Probability Density Function

هي احتمال المفردة<sup>(1)</sup> التي قد تفشل في المدة  $t$  الى  $(t+\Delta t)$  اذ ان  $\Delta t$  وقت صغير جداً يكفي لحدوث حدث ، وهي دالة وقت البقاء للمتغير العشوائي  $t$  للتوزيع الاحتمالي وتكون غير سالبة اذ ان المساحة بين قيم متغير البقاء و منحنى الكثافة الاحتمالية هو واحد وصيغتها:

$$f(t) = Pr(T = t) =$$

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta t} pr(t \leq T \leq t + \Delta t) \dots \dots \dots (8 - 2)$$

$$f(t) > 0 \text{ for all } t \geq 0$$



$$f(t) = 0 \text{ for } t < 0$$

بينما دالة وقت البقاء لتوزيع المتغير العشوائي T اي احتمال البقاء على قيد الحياة من وقت البدء للتجربة الى أقل من وقت البقاء المشاهد t وصيغتها:

$$F(t) = p(T < t) = \int_0^t f(u)du \quad \dots \dots \dots (9 - 2)$$

## The Survival Function

## 2- دالة البقاء

ورمزها S(t) اذ ان دالة البقاء<sup>(1)</sup> S(t) تكون موجبة لجميع t ضمن المدة (0,t) وهي دالة تناقضية لجميع قيم (t) تقع قيمها بين الواحد والصفير وتعرف على انها احتمال بقاء شخص معين مدة لا تقل عن t ، وذلك لان :

$$S(\infty)=0 , S(0)=1$$

$$S(t)=P(T \geq t)$$

اذ ان F(t) دالة التوزيع التراكمية للمتغير T ويرمز لها c. d. f. وكما يأتي:

$$F(t)=P(T \leq t)$$

$$S(t)=1-F(t) \quad \dots \dots \dots (10 - 2)$$

$$F(t)+S(t)=1 \quad \dots \dots \dots (11 - 2)$$

اما دالة الكثافة الاحتمالية p. d. f. تستخدم للتعبير عن الزمن أيضاً ، وهي مشتقة لدالة التوزيع التراكمي ويمكن ايجادها كما يأتي:

$$f(t) = \frac{d}{dt}F(t) = \frac{d}{dt}(1 - S(t)) = -S'(t) \quad \dots \dots \dots (12 - 2)$$

$$S(t)=1-F(t)$$

$$\frac{d}{dt}S(t) = -f(t)$$

$$f(t) = -S'(t)$$

## The Hazard Function

## 3- دالة المخاطرة

ويرمز لها ب h(t)<sup>(1)</sup> وتعرف دالة المخاطرة لوقت البقاء t بانها احتمال الوفاة قيد الدراسة خلال المدة (t ، t + Δ t) مع العلم ان المفردة هي على قيد الحياة حتى الوقت t ، وهي

دالة دائما موجبة  $h(t) \geq 0$  ليس لها حد اعلى، وتسمى معدل الخطر Hazard Rate عندما تكون قيمة ثابتة غير معتمده على الزمن ، وايضا معدل الفشل لعمر معين Age Specific Failure Rate، ان دالة البقاء توضح تطور البيانات وان دالة الخطر تستعمل خلال العملية العمرية لكل وحدة زمنية وهي مهمة في تحليل بيانات البقاء وتعطى بالصيغة الاتية :

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{p(t < T < t + \Delta t \setminus T > t)}{\Delta t} \quad \dots \dots \dots (13 - 2)$$

وبحسب التعريف للاحتمال الشرطي :

$$= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{p(t < T < t + \Delta t, T > t)}{p(T > t) \cdot \Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

تتميز دالة المخاطرة بكونها تستعمل لتحديد شكل الانموذج للبيانات وكذلك تساعد في تحديد الانموذج الرياضي لبيانات البقاء اذ ان انموذج البقاء يكتب بشكل حدود دالة المخاطرة وتقيس الامكانية الاتية ، بينما دالة البقاء هي مقياس تراكمي للزمن ودالة المخاطرة تكون متزايدة ثم متناقصة وبالعكس ، وقيم الدالة بين الصفر وما لا نهاية.

#### Cumulative Hazard Function 4- دالة المخاطرة التراكمية

وهي دالة المجموع التراكمي<sup>(1)</sup> في معدل الخطورة والتي تقابل مفردات من الزمن 0 الى t وايضا تسمى دالة المخاطرة المتصاعدة يرمز لها دائما H(t) ويمكن ايجادها بالطريقة التالية :

$$\begin{aligned} H(t) &= \int_0^t h(x) dx = \int_0^t \frac{f(x)}{S(x)} dx \\ &= - \int_0^t \frac{1}{S(x)} \left[ \frac{d}{dx} S(x) \right] dx = -\ln(S(t)) \quad \dots \dots \dots (14 - 2) \end{aligned}$$

ان القيمة المتوقعة لوقت البقاء (T) هي متوسط زمن البقاء ورمزها ( $\mu$ ) وبما ان

$$\frac{d}{dt} S(t) = -f(t)$$

تعطى حسب الصيغة التالية:

$$\mu = E(T) = \int_0^{\infty} t * f(t) dt = \int_0^{\infty} t * \partial S(t) dt \quad \dots \dots \dots (15 - 2)$$

اذ ان

$E(T)$ : هو توقع الحياة

$S(t)$ : احتمالية البقاء حي بعد الزمن t

## 5- العلاقات بين دوال البقاء Relationship of Survival Functions

يمكن ايجاد قيم  $f(t), S(t), h(t)$  اذا تم ايجاد احداها عن طريق العلاقات التالية<sup>(6)</sup>:

$$1- f(t) = h(t)e^{-\int_0^t h(x)dx} = h(t)e^{-H(t)} \quad \dots \dots \dots (16 - 2)$$

$$2- S(t) = e^{-\int_0^t h(x)dx} = e^{-H(t)} \quad \dots \dots \dots (17 - 2)$$

$$3- h(t) = \frac{f(x)}{S(x)} = \frac{f(x)}{1-F(t)} = \frac{\partial F(x)}{1-F(t)} \quad \dots \dots \dots (18 - 2)$$

## Survival Models

## 9-2 نماذج البقاء

اقترح العالمان Cox and Oakes عام 1984 ان وقت البقاء<sup>(7)</sup> يتأثر بمجموعة من المتغيرات التوضيحية لها خصائص مختلفة لذلك نمذجة بيانات البقاء هو من اجل تحديد المتغيرات التوضيحية المؤثرة في متغير البقاء، وتقدير دالة المخاطرة وتقدير دالة البقاء اذ ان طرائق النمذجة القياسية في تقدير المعلمات غير ملائمة لبيانات البقاء الغير الكاملة. ان نماذج البقاء هي في العادة نماذج لا خطية اذ ان المتغير العشوائي هو المتغير المعتمد وهو متغير الاستجابة ايضا والمتغيرات التوضيحية هي التي تؤثر في مدة البقاء، وهذه المتغيرات هي المتغيرات الخارجية المؤثرة على الظاهرة و متغير الحالة وهو متغير مقياس نوعي يأخذ القيم (1) للاوقات المشاهدة و(0) للاوقات المراقبة ومتغير نوعي مثل الجنس والعمر والشهادة والعمل ومن نماذج البقاء كما يأتي :

## 1-9-2 انموذج المخاطرة النسبية Proportional Hazard Model

يفترض هذا الانموذج ان دالة المخاطرة تناسبية<sup>(7)</sup> أي ان المتغيرات التوضيحية للانموذج لها تأثير مضاعف في دالة المخاطرة لدراسة تأثير متجه محدد للمتغيرات التوضيحية

في وقت البقاء ، اذ يحتوي هذا الانموذج نماذج البقاء اللامعلمية وشبه المعلمية ، وايضا المعلمية وبالتالي الخطورة تكون ثابتة ، ان المخاطرة تناسبية في المتغيرات التوضيحية لكل مفردة في المفردات لذا يستعمل بسهولة تفسير المتغيرات التوضيحية المؤثرة في متغير وقت البقاء ، صيغة انموذج المخاطرة النسبية كما يأتي :

$$h(x, t) = h_0(t)\psi(x) \dots \dots \dots (19 - 2) \quad \text{صيغة الانموذج}$$

$$f(x, t) = f_0(t) \psi(x) (S_0(t))^{\psi(x)-1} \dots \dots \dots (20 - 2) \quad \text{دالة الكثافة الاحتمالية}$$

$$S(x, t) = (S_0(t))^{\psi(x)} \dots \dots \dots (21 - 2) \quad \text{صيغة الانموذج بدلالة دالة البقاء}$$

$$h(x, t) = h_0(t) * \psi(x) \dots \dots \dots (22 - 2) \quad \text{انموذج دالة المخاطرة}$$

## 10-2 الانموذج المعلمي :انموذج المخاطرة النسبية لكاما العام

### Parametric Model: General Gamma Proportional

#### Hazard Mode

ان بيانات اوقات البقاء تعتمد على توزيع احتمالي لإيجاد مقدرات الامكان الاعظم للمعلمات لدالة المخاطرة النسبية وايضا تحديد دالة المخاطرة الاساسية وذلك بتعظيم دالة امكان التوزيع الاحتمالي الذي تتبعه اوقات البقاء. فيما يأتي الاشتقاقات والتي هي دوال أنموذج المخاطرة النسبية لتوزيع كاما العام.(17).

### 1-10-2 دالة المخاطرة الاساسية

نعتمد على دوال البقاء الاساسية لتوزيع كاما العام التي تتمثل في دالة الكثافة الاحتمالية (17)

$$(GG(\alpha, T, \lambda))$$

$$f(y: , T, \alpha, \lambda) = \frac{T}{\lambda \Gamma(\alpha)} \left(\frac{y}{\lambda}\right)^{\alpha T - 1} e^{-\left(\frac{y}{\lambda}\right)^T} \quad y > 0 , T, \alpha, \lambda > 0 \dots \dots (23 - 2)$$

اذ ان

$\Gamma(.)$  : تمثل دالة كاما

$T, \alpha$  : تمثل معلمات الشكل

$\lambda$  : تمثل معلمة القياس

وعليه فان دالة البقاء تتمثل بالمعادلة 38

$$S(t) = e^{-(\frac{t}{\lambda})^T} \sum_{j=0}^{\alpha-1} \frac{(\frac{t}{\lambda})^{\alpha j}}{j!} \dots \dots \dots (24 - 2)$$

وبما ان دالة المخاطرة الاساسية

$$h_0(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \dots \dots \dots (25 - 2)$$

فان

$$h_0(t) = \frac{\frac{T}{\lambda \Gamma(\alpha)} (\frac{t}{\lambda})^{\alpha T - 1} e^{-(\frac{t}{\lambda})^T}}{e^{-(\frac{t}{\lambda})^T} \sum_{j=0}^{\alpha-1} \frac{(\frac{t}{\lambda})^{\alpha j}}{j!}} \dots \dots \dots (26 - 2)$$

ومنها فان

$$h_0(t) = \frac{T}{\lambda \Gamma \alpha} \left[ \frac{\sum_{j=0}^{\alpha-1} (\frac{t}{\lambda})^{\alpha(j-T)+1}}{j!} \right]^{-1} \dots \dots \dots (27 - 2)$$

صيغة انموذج المخاطرة النسبية بتعويض الصيغة رقم (27 - 2) في الصيغة (2 - 19) كالتالي:

$$h_i(t) = \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) \frac{T}{\lambda \Gamma \alpha} \left( \frac{\sum_{j=0}^{\alpha-1} (\frac{t}{\lambda})^{\alpha(j-T)+1}}{j!} \right)^{-1} \dots \dots (28 - 2)$$

$$h_i(t) = \exp(\beta' x_i) \frac{T}{\lambda \Gamma \alpha} \left( \frac{\sum_{j=0}^{\alpha-1} (\frac{t}{\lambda})^{\alpha(j-T)+1}}{j!} \right)^{-1} \dots \dots \dots (29 - 2)$$

## 2-10-2 تقدير دالة الإمكان الأعظم لأنموذج المخاطرة النسبية لتوزيع لكاما العام :

لكي نجعل دالة الامكان اعظم ما يمكن لتوزيع كما نستعمل طريقة الامكان الاعظم ، اذ ان بيانات أوقات البقاء تتضمن أوقات بقاء تم حدوث الحدث لها (حدث الوفاة او الشفاء)، لذلك فان دالة الكثافة الاحتمالية  $f(t)$  ستمثل اوقات الوفاة او الشفاء في دالة الامكان الاعظم أما وقت البقاء للمفردات التي على قيد الحياة وتحت المراقبة تمثلها دالة البقاء  $S(t)$  ولذلك ستكون دالة الامكان الاعظم; كالاتي<sup>(17)</sup>:

$$L = \prod_{i=1}^n \{S(t)\}^{1-\delta_i} \{f(t)\}^{\delta_i} \quad \dots \dots \dots (30 - 2)$$

إذ إن

$n$  : هي عدد حالات العينة المدروسة.

$\delta_i$  : متغير الحالة يعطى القيمة واحد عند وقت البقاء المشاهد  $t_i$ .

ويعطى القيمة صفر عند وقت البقاء المراقب  $t_i$ .

$f(t)$  : هي دالة الكثافة الاحتمالية للخطورة النسبية في أنموذج كاما العام.

$S(t)$  : هي دالة البقاء للخطورة النسبية في أنموذج كاما العام.

نأخذ اللوغاريتم للصيغة (45) كالتالي :

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [(1 - \delta_i) \ln S(t) + \delta_i \ln f(t)] \quad \dots \dots \dots (31 - 2)$$

نعوض عن دالة الكثافة الاحتمالية :

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [\delta_i \ln(S(t)h(t)) + \ln S(t) (1 - \delta_i)] \quad \dots \dots \dots (32 - 2)$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [\ln S(t) + \delta_i \ln S(t) + \delta_i \ln h(t) - \delta_i \ln S(t)] \quad \dots \dots \dots (33 - 2)$$

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^n [\ln S(t) + \delta_i \ln h(t)] \quad \dots \dots \dots (34 - 2)$$

$$S(t_i) = e^{-\left(\frac{t}{\lambda}\right)^T} \sum_{j=0}^{\alpha-1} \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\alpha j} / j! \quad \dots \dots \dots (35 - 2)$$

$$h_i(t) = \exp(\beta' x_i) \frac{T}{\lambda \Gamma \alpha} \left( \frac{\sum_{j=0}^{\alpha-1} \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\alpha(j-T)+1}}{j!} \right)^{-1} \quad \dots \dots \dots (36 - 2)$$

بتعويض المعادلتين رقم (35-2) و(36-2) في المعادلة الآتية:

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^n \left[ \delta_i \ln \left\{ \exp(\beta' x_i) \frac{T}{\lambda \Gamma \alpha} \left( \frac{\sum_{j=0}^{\alpha-1} \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\alpha(j-T)+1}}{j!} \right)^{-1} \right\} + \ln \left( e^{-\left(\frac{t}{\lambda}\right)^T} \sum_{j=0}^{\alpha-1} \frac{\left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\alpha j}}{j!} \right) \right] \quad \dots \dots \dots (37 - 2)$$

$$\begin{aligned}
\ln L(\beta) &= \\
&\sum_{i=1}^n \left[ \delta_i [(\beta' x_i) + \ln T - \ln \lambda - \ln \Gamma \alpha - \ln \sum_{j=0}^{\alpha-1} \frac{\left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\alpha(j-T)+1}}{j!}] - \right. \\
&\left. \left(\frac{t}{\lambda}\right)^T + \ln \left( \sum_{j=0}^{\alpha-1} \frac{\left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\alpha j}}{j!} \right) \right] \dots \dots \dots (38 - 2) \\
&= \sum_{i=1}^n \left[ \delta_i [(\beta' x_i) + \ln T - \ln \lambda - \ln \Gamma \alpha + \alpha T \ln t - \alpha T \ln \lambda - \ln \sum_{j=0}^{\alpha-1} \frac{\left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\alpha j+1}}{j!}] - \right. \\
&\left. \left(\frac{t}{\lambda}\right)^T + \ln \left( \sum_{j=0}^{\alpha-1} \frac{\left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\alpha j}}{j!} \right) \right] \dots \dots \dots (39 - 2)
\end{aligned}$$

$$\frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \beta_k} = \sum_{i=1}^n \delta_i x_{ki} \quad k = 1, 2, 3, \dots \dots \dots (40 - 2)$$

$$\frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{(\partial \beta_k)^2} = 0 \quad k = 1, 2, 3, \dots \quad 56$$

$$\frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial T} = \sum_{i=1}^n \left[ \delta_i \left( \frac{1}{T} + \alpha \ln \left( \frac{t}{\lambda} \right) \right) - \left( \frac{t}{\lambda} \right)^T \ln \left( \frac{t}{\lambda} \right) \right] \dots \dots \dots (41 - 2)$$

$$\frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{(\partial T)^2} = \sum_{i=1}^n \left[ \delta_i \left( \frac{-1}{T^2} \right) - \left( \frac{t}{\lambda} \right)^T \left( \ln \left( \frac{t}{\lambda} \right) \right)^2 \right] \dots \dots \dots (42 - 2)$$

$$\frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial T \partial \beta_k} = 0 \quad k = 1, 2, 3, \dots \dots \dots (43 - 2)$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \lambda} &= \\
&\sum_{i=1}^n \left[ \delta_i \left( \frac{-1}{\lambda} - \frac{T \alpha}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \left\{ \alpha \left( \frac{t}{\lambda} \right)^\alpha + 1 \right\} + \frac{1}{\lambda} \left( \frac{t}{\lambda} \right)^T + \frac{\alpha}{\lambda} \left( \frac{t}{\lambda} \right)^\alpha \right) \right] \dots \dots \dots (44 - 2)
\end{aligned}$$

$$\frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \lambda \partial \beta_k} = 0 \quad k = 1, 2, 3, \dots \dots \dots (45 - 2)$$

$$\frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \lambda \partial T} = \sum_{i=1}^n \left[ \delta_i \left( -\frac{\alpha}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \left( \frac{t}{\lambda} \right)^T (\ln t - \ln \lambda) \right) \right] \dots \dots \dots (46 - 2)$$

$$\frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{(\partial \lambda)^2} = -\frac{1}{\lambda^2} \sum_{i=1}^n \left[ \alpha \delta_i \left\{ T + \left( \frac{t}{\lambda} \right)^\alpha \right\} + \left( \frac{t}{\lambda} \right)^T + \alpha \left( \frac{t}{\lambda} \right)^\alpha \right] \dots \dots \dots (47 - 2)$$

وبتطبيق أسلوب نيوتن - رافسن الذي هو طريقة للتحليل العددي لحل المعادلات وهذه الطريقة وفق الصيغة أدناه:

$$\hat{\beta}_{s+1} = \hat{\beta}_s + [I^{-1}(\hat{\beta}_s)][u(\hat{\beta}_s)] \dots \dots \dots (48 - 2)$$

إذ أن

S: وهي عدد الدورات لمتجه المعلمات.

$\hat{\beta}_{S+1}$ : وهو متجه قيم المعلمات الجديدة.

$\hat{\beta}_S$ : وهو متجه قيم اولية للمعلمات.

$I^{-1}(\hat{\beta}_S)$ : وهو معكوس مصفوفة معلومات معلمات الانموذج يحتوي المشتقات الثانية

للوغاريتم دالة الامكان الاعظم للمعلمات.

$u(\hat{\beta}_S)$ : وهو متجه المشتقات الاولى للوغاريتم دالة الامكان الاعظم للمعلمات.

$$I(\beta) = -H(\beta) \quad \dots \dots \dots (49 - 2)$$

$$I(\beta) = - \left( \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_j \partial \beta_k} \right) \quad \dots \dots \dots (50 - 2)$$

$$I(\beta) = - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial \beta_1)^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1 \partial \beta_3} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1 \partial \alpha} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1 \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1 \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial \beta_2)^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2 \partial \beta_3} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2 \partial \alpha} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2 \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2 \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial \beta_3)^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3 \partial \alpha} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3 \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3 \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial \beta_3} & (\partial \alpha)^2 & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial \beta_3} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial \alpha} & (\partial \lambda)^2 & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \beta_3} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \alpha} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial T)^2} \end{bmatrix} \quad \dots \dots \dots (51 - 2)$$

$$V(\hat{\beta}) = I^{-1}(\hat{\beta}) \quad \dots \dots \dots (52 - 2)$$

$$\hat{\beta}_{S+1} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \alpha \\ \lambda \\ T \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial \beta_1)^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1 \partial \beta_3} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1 \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1 \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial \beta_2)^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2 \partial \beta_3} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2 \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2 \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial \beta_3)^2} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3 \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3 \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial \beta_3} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial \beta_3} & \dots & (\partial \lambda)^2 & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \beta_3} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial T)^2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1} \\ \frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2} \\ \frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3} \\ \frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha} \\ \frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda} \\ \frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial T} \end{bmatrix} \quad \dots (52 - 2)$$

## 11-2 الانموذج شبه المعلمي: انموذج المخاطرة النسبية لCox

### The Semi Parametric Procedure: Cox Proportional Hazard Model

اولا: تحديد شكل دالة المخاطرة الاساسية



عام 1972 اقترح العالم David Cox انموذج<sup>(1)</sup> المخاطرة النسبية ل Cox شبه المعلمي وهو من اكثر النماذج استعمالا، اذ انه لا توجد فرضيات تنص على انه من الضروري توفر شكل لدالة المخاطرة الاساسية في النماذج شبه المعلمية للمخاطرة النسبية اذ تقدر العلاقة بين المتغيرات التوضيحية و دالة المخاطرة النسبية بدون اي افتراضات عن شكل دالة المخاطرة الاساسية. ،لذا تم استعماله في تحليل بيانات البقاء كونها تتعامل مع الوقت عن طريق تقدير جزء من معالمه<sup>(1)</sup> وذلك باستعمال طريقة الامكان الاعظم الجزئية، إذ يتكون من دالتين دالة لا معلمية لها شكل غير محدد لدالة المخاطرة الاساسية وتعتمد على أوقات البقاء ودالة معلمية لدراسة تأثير المتغيرات التوضيحية في انموذج المخاطرة النسبية وهي لا تعتمد على أوقات البقاء ، لذلك هو انموذج شبه معلمي ، وتكون صيغة انموذج المخاطرة النسبية COX حسب الصيغة الآتية:

$$h(t; x) = \exp(\beta x) h_0(t) \quad t > 0 \quad \dots \dots \dots (53 - 2)$$

$$h(t; x) = \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} \dots + \beta_n x_n) h_0(t), \quad t > 0 \dots (54 - 2)$$

$h_0(t)$ : الدالة الاساسية للمخاطرة المفردة وتكون موجبة عندما يكون متجه المتغيرات التوضيحية جميع قيمه صفراً .

$\exp(\beta x)$ : وهي تأثير المتغيرات التوضيحية الذي يكون بشكل مضاعف على دالة المخاطرة وهي المخاطرة النسبية المستقلة عن الزمن t وغير السالبة.

$\beta x$ : مجموعة المتغيرات التوضيحية ولا تحتوي الحد الثابت لأنه موجود مع دالة المخاطرة الاساسية  $h_0(t)$ .

و يستعمل اسلوب Cox لنمذجة الوقت الى حدث معين لقيم المتغيرات التوضيحية والتي تكون ثابتة مع الزمن او تعتمد على الوقت اذ تحتوي البيانات على حالات مراقبة وحالات غير مراقبة ولهذا متغير الحالة يكون متغيراً ثنائياً و يستعمل ايضا واحد او اكثر من المتغيرات التوضيحية للتنبؤ بالحدث<sup>(1)</sup>، وايضا لا يعتمد على قيم اوقات الحدث وإنما يعتمد على ترتيب اوقات حدوث الحدث.

**ثانيا : مقدرات الإمكان الأعظم الجزئية لمعلمات انموذج المخاطرة النسبية لcox**

في عام 1975 اقترح<sup>(1)</sup> Cox استعمال دالة الامكان الجزئية وذلك بعد ان توصل الى الاستدلال في تقدير معلمات ( $\beta$ ) في دالة المخاطرة الاساسية بالاعتماد على ترتيب الاحداث التي

تقابل الوفاة او الشفاء لكي نحصل على مقدرات الامكان الاعظم الجزئية و لكي نحقق نفس الخواص التقريبية لمقدرات الامكان الاعظم الكاملة ونحصل على تقدير المعلمات تكون الصيغة الاتية:

$$L_p(\beta) = \frac{h_j(t_{(i)})}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} h_l(t_{(i)})} \dots \dots \dots (55 - 2)$$

$$L_p(\beta) = \frac{h_0(t)(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n)}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n)} \dots \dots (56 - 2)$$

نطبق المضروب للاحتمالات الشرطية بعد ان تختصر الدالة  $h_0(t)$  في البسط وفي المقام فتكون الدالة كما يأتي:

$$L_p(\beta) = \prod_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n)}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n)} \right]^{\delta_i} \dots \dots (57 - 2)$$

إذ إن

$n$ : عدد المفردات التي في العينة.

$\delta_i$ : متغير الحالة يعطى القيمة واحد عند وقت البقاء المشاهد الذي حصل فيه الحدث  $t_i$  وتكون البيانات فيه غير المراقبة ويعطى القيمة صفر عند وقت البقاء المراقب  $t_i$ .

$R(t_{(i)})$ : وهم عدد الذين لازالوا على قيد الحياة غير المراقبين في وقت يسبق وقت الوفاة او هي مجموعة الخطر عند الوقت  $t_i$ .

و باعادة الكتابة للصيغة رقم (57-2) وبالاتماد على حالات الشفاء او الوفاة:

$$L_p(\beta) = \prod_{i=1}^n \frac{\exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n)}{\sum_{i \in R(t_{(i)})} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n)} \dots \dots \dots (58 - 2)$$

$n$ : وهو عدد مفردات الشفاء او الوفاة.

نلاحظ ان دالة لا تعتمد على دالة المخاطرة الاساسية ولا تعتمد على وقت الحدث في حين تعتمد على ترتيب حدوث الحدث المشاهد ترتيب تصاعدي و تعتمد على احتمالات شرطية لوقت البقاء وهي دالة للمعلمات . وبعد ان نأخذ اللوغاريتم للمعلمات غير المعروفة  $(\beta_1, \beta_2, \beta_3)$  نشق الدالة ونساوي المشتقة للصفر كما يأتي:

$$\ln L_p(\beta) = \sum_{i=1}^r \left( (\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n) - \ln \sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n) \right) \dots \dots \dots (59 - 2)$$

$$\frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1} = \sum_{i=1}^r \left( x_{i1} - \left( \sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n) X_{i1} \right) \left( \frac{1}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n)} \right) \right) \dots \dots \dots (60 - 2)$$

$$= \sum_{i=1}^r \left( x_{i1} - \left( \sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n) X_{i1} \right) \left( \frac{1}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n)} \right) \right) = 0 \dots \dots \dots (61 - 2)$$

$$\frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2} = \sum_{i=1}^r \left( x_{i2} - \left( \sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n) X_{i2} \right) \left( \frac{1}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots + \beta_n x_n)} \right) \right) \dots \dots \dots (62 - 2)$$

$$= \sum_{i=1}^r \left( x_{i2} - \frac{1}{\sum_{l \in R(t(i))} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n)} \sum_{l \in R(t(i))} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n) X_{i2} \right) = 0 \dots \dots \dots (63 - 2)$$

$$\frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3} =$$

$$\sum_{i=1}^r \left( x_{i3} - \left( \sum_{l \in R(t(i))} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n) X_{i3} \right) \left( \frac{1}{\sum_{l \in R(t(i))} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n)} \right) \right) \dots \dots \dots (64 - 2)$$

$$= \sum_{i=1}^r \left( x_{i3} - \left( \sum_{l \in R(t(i))} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n) X_{i3} \right) \left( \frac{1}{\sum_{l \in R(t(i))} \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n)} \right) \right) = 0$$

ثالثا : تباين مقدرات الإمكان الأعظم الجزئية

نحصل على تباين مقدرات الإمكان الأعظم الجزئية عن طريق اخذ المشتقة الثانية للوغاريتم دالة الامكان الاعظم الجزئية بالنسبة للمعلمات غير المعروفة وتعويضها في الصيغة الاتية  
اذ إن قطرها الرئيسي يمثل تباين معلمات انموذج المخاطرة اي التباين والتباين المشترك ثم حساب المعكوس لمصفوفة المعلومات وهي تمثل الصيغة الاتية:

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_1)^2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_3} \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_2)^2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2 \partial \beta_3} \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_3)^2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1} \\ \frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2} \\ \frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3} \end{bmatrix}$$

رابعاً : مصفوفة معلومات نموذج المخاطرة النسبية لـCox

ان مصفوفة المعلومات المستعملة عند أنموذج المخاطرة النسبية جزئية لاحتوائها لوغاريتم دالة الامكان الاعظم الجزئية ، وبأخذ المشتقة الثانية للوغاريتم الدالة الجزئية لمعلمات الأنموذج غير المعروفة كما يأتي :

$$\frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_1)^2} = \sum_{i=1}^r \left( - \frac{\left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i1} \right)^2 + \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i1}^2}{\left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \right)^2} \right) \dots \dots \dots (65 - 2)$$

$$\frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_2)^2} = \sum_{i=1}^r \left( - \frac{\left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i2} \right)^2 + \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i2}^2}{\left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \right)^2} \right) \dots \dots \dots (66 - 2)$$

$$\frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_3)^2} = \sum_{i=1}^r \left( - \frac{\left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i3} \right)^2 + \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i3}^2}{\left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \right)^2} \right) \dots \dots \dots (67 - 2)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} &= \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2 \partial \beta_1} \\ &= \sum_{i=1}^r \left( - \frac{\sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i1} X_{i2} \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) + \left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i1} \right) \left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i2} \right)}{\left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \right)^2} \right) \dots \dots \dots (67 - 2) \end{aligned}$$

$$\frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_3} = \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3 \partial \beta_1} = \sum_{i=1}^r \left( - \frac{\sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i1} X_{i3} + \left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i1} \right) \left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i3} \right)}{\left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \right)^2} \right) \dots \dots \dots (68 - 2)$$

$$\begin{aligned} &2) \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2 \partial \beta_3} &= \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3 \partial \beta_2} \\ &= \sum_{i=1}^r \left( - \frac{\left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i2} \right) \left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i3} \right) + \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) X_{i2} X_{i3}}{\left( \sum_{l \in R(t_{(j)})} \exp(\hat{\beta} X_{(i)}) \right)^2} \right) \dots \dots \dots (69 - 2) \end{aligned}$$

$$I(\beta) = - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_1)^2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_3} \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_2)^2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2 \partial \beta_3} \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_3)^2} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (70 - 2)$$

## 12-2 الانموذج اللامعلمي المقترح : انموذج المخاطرة النسبية ل Kaplan Meier

### The Proposed Nonparametric Procedure: Kaplan Meier

### Proportional Hazard Model

#### اولا :تحديد دالة المخاطرة الاساسية

اقترح <sup>(1)</sup> Edward Kaplan and Paul Meier عام 1958 انموذج المخاطرة

النسبية ل Kaplan Meier يتم فيه استعمال مقدر دالة المخاطرة لإيجاد دالة المخاطرة الاساسية لبيانات البقاء عن طريق النسبة بين عدد الوفيات في وقت معين وعدد الحالات الخطرة عند ذلك الوقت ، على فرض ان دالة المخاطرة تكون ثابتة بين وقت الوفاة او الشفاء المتتالي اذ ان المخاطرة توجد عن طريق القسمة على المدة الزمنية ، ان مقدر دالة المخاطرة يكون كالتالي :

$$\hat{h}(t) = \prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} \dots \dots \dots (71 - 2)$$

إذ إن :

$T_i$ : المدة الزمنية بين وفاتين متتاليتين  $T_i = t_{i+1} - t_i$  ,  $t_i \leq t < t_{i+1}$  .

$d_i$  : عدد مفردات الوفاة او التي تقابل كل وقت وفاة.

$n_i$ : عدد المفردات التي كانت على قيد الحياة قبل الوقت  $t(i)$  و عدد المفردات الخطرة في

الوقت  $t(i)$  .

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(\beta X) \dots \dots \dots (72 - 2)$$

$$h_i(t) = \prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) \dots \dots \dots (73 - 2)$$

نعوض الصيغة (71-2) في الصيغة (73-2) ليكون انموذج المخاطرة النسبية كالتالي :

$$h_i(t) = \prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} \exp(\beta X) \quad \dots \dots \dots (74 - 2)$$

ثانيا : طريقة المربعات الصغرى اللامعلمية

### Nonparametric Least Square Method

يتم تقدير معلمات الجزء الاول<sup>(17)</sup> من الانموذج بتحويل بيانات المتغيرات التوضيحية الى بيانات رتبية وايجاد الوسيط للمتغير المعتمد و للمتغيرات التوضيحية ومن ثم يطرح الوسيط من المتغيرات كما يأتي:

$$x_{is}^* = (x_{is} - Med_{\underline{x}(s)}) \dots \dots \dots (75 - 2)$$

$$y_{is}^* = (y_{ij} - Med_{\underline{y}(s)}) \dots \dots \dots (76 - 2)$$

تحسب  $G(\beta)$  وهي إحصاءه تستعمل عند تقدير المعلمات بطريقة المربعات الصغرى للانموذج كما يأتي :

$$G_{sj}(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^n x_{is}^* (y_{ij}^* - \underline{x}_{(i)}^* \hat{\beta}_{(j)}) \dots \dots \dots (77 - 2)$$

إذ إن

$\underline{x}_{(i)}^*$  : متجه الصف  $i$  للمتغيرات التوضيحية.

$i$  : عدد المشاهدات في المتغير.

$\hat{\beta}_{(j)}$  : متجه المعلمات التي قيمتها الاولية متجه اصفار .

$j$  :يشير الى المتغير المعتمد.

$S$  : يشير الى عدد المتغيرات التوضيحية.

4. حساب  $\hat{\beta}$  كما يأتي :

$$\hat{\beta} = \underline{G}_n(0)(\underline{x}_{(n)}^*)^{-1} \dots \dots \dots (78 - 2)$$

$\underline{G}_n(0)$  : وهي  $G_{sj}(\hat{\beta})$  المحسوبة في الصيغة (77-2)

إذ إن :

$$x_n^* = (x_{is} - Med_{\underline{x}(s)})' (x_{is} - Med_{\underline{x}(s)}) \dots \dots \dots (79 - 2)$$

5. يحسب المقدر النهائي  $\hat{\beta}$  عن طريق تعويض المقدر الابتدائي  $(\beta_1, \beta_2, \beta_3)$  في الصيغة (2) - بعدا نعوض  $G_{sj}(\hat{\beta})$  في الصيغة (2-78) ثم يقدر متجه المعلمات. أما الجزء الآخر في الانموذج فهو قيمة ثابتة.

### ثالثا: تباين معلمات انموذج المخاطرة النسبية المقدر ل Kaplan Meier

نجد التباين للمعلمات المقدر في انموذج المخاطرة عن طريق اشتقاق انموذج المخاطرة النسبية مشتقتين اولى وثانية للمعلمات غير المعروفة  $(\beta_1, \beta_2, \beta_3)$  ثم تعوض في مصفوفة المعلومات ثم نحسب المعكوس للمصفوفة لنجد مصفوفة التباين والتباين المشترك إذ ان القطر الرئيس هو تباين معلمات انموذج المخاطرة النسبية ل Kaplan Meier .

### رابعا : مصفوفة معلومات أنموذج المخاطرة النسبية ل Kaplan Meier

مصفوفة المعلومات تكون عن طريق المشتقة الثانية لأنموذج المخاطرة النسبية بالصيغة (2-90) إذ تشتق بالاعتماد على دالة المتغيرات التوضيحية لان دالة المخاطرة هي ثابتة لا تحتوي معلمات وكما يأتي:  
r : عدد حالات الوفاة في الدراسة

$$h(t, x) = \prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} * \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) \dots (80 - 2)$$

$$\frac{\partial h(t, x)}{\partial \beta_1} =$$

$$\prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} * x_{1i} * \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) \dots \dots \dots (81 - 2)$$

$$\frac{\partial h(t, x)}{\partial \beta_2} =$$

$$\prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} * x_{2i} * \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) \dots \dots \dots (82 - 2)$$

$$\frac{\partial h(t, x)}{\partial \beta_3} =$$

$$\prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} * x_{3i} * \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) \dots \dots \dots (83 - 2)$$

$$\frac{\partial^2 h(t, x)}{(\partial \beta_1)^2} = \prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} * x_{1i}^2 * \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i}) \dots \dots \dots (84 -$$

2)



$$\frac{\partial^2 h(t,x)}{(\partial \beta_2)^2} = \prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} * x_{2i}^2 * \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{2i}) \dots \dots \dots (85 -$$

2)

$$\frac{\partial^2 h(t,x)}{(\partial \beta_3)^2} = \prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} * x_{3i}^2 * \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i}) \dots \dots \dots (86 -$$

2)

$$\frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} = \frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_2 \partial \beta_1} = \prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} * x_{1i} x_{2i} * \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} +$$

$$\beta_3 x_{3i}) \dots \dots \dots (87 - 2)$$

$$\frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_1 \partial \beta_3} = \frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_3 \partial \beta_1} = \prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} * x_{1i} x_{3i} * \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} +$$

$$\beta_3 x_{3i}) \dots \dots \dots (88 - 2)$$

$$\frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_3 \partial \beta_2} = \frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_2 \partial \beta_3} = \prod_{i=1}^r \frac{d_i}{n_i T_i} * x_{2i} x_{3i} * \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} +$$

$$\beta_3 x_{3i}) \dots \dots \dots (89 - 2)$$

وبذلك فإن مصفوفة المعلومات لفشر تكون كالآتي :

$$I(\beta) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 h(t,x)}{(\partial \beta_1)^2} & \frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_1 \partial \beta_3} \\ \frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_2 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 h(t,x)}{(\partial \beta_2)^2} & \frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_2 \partial \beta_3} \\ \frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_3 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 h(t,x)}{\partial \beta_3 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 h(t,x)}{(\partial \beta_3)^2} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (90 - 2)$$

ومنها نجد مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعلمات المقدرة .

## 13-2 التحليل العاملي :

يعتبر التحليل العاملي أسلوب من أساليب التحليلات الإحصائية، ويستخدم هذا التحليل لعمل وصف دقيق للتباين بين كافة المتغيرات التي يتم مشاهدتها أو ملاحظتها، وتسمى هذه المتغيرات بالعوامل. يعتبر الهدف الرئيسي للتحليل العاملي<sup>(17)</sup> هو تحديد المتغيرات المستقلة، ويتم في هذه الحالة نمذجة كافة المتغيرات التي تم رصدها لمجموعة من العوامل المحتملة. للتحليل العاملي أهمية كبيرة إذ يعتبر التحليل العاملي طريقة تساعد الباحث على دراسة العينات. وهو وسيلة مثالية لتحليل البيانات الخاصة بكافة العلوم. وجميع النتائج الخاصة بهذا التحليل دقيقة يمكننا من خلال هذا التحليل أن نحصل على معلومات حول مجتمع الدراسة. أن التحليل العاملي هو عبارة عن

أسلوب إحصائي يتكون من مجموعة كبيرة من المتغيرات، وتستخدم في وصف الظواهر المعقدة، ويتم ذلك من خلال التحليل الدقيق لمصفوفة الارتباط وذلك بين المتغيرات التي يمكنها وصف الظاهرة. وأهم الخطوات لعمل هذا التحليل عمل مصفوفة توضح من خلالها معاملات الارتباط الخاصة بكل المتغيرات<sup>(17)</sup>. وتجميع كل الارتباطات في كافة الأعمدة، حيث نجمع الارتباطات في كل عمود ونقوم بحساب مجموع الارتباطات المتواجدة في كافة الأعمدة، وتعتبر هذه الخطوة من أهم الخطوات. نقوم بإخراج الجذر التربيعي الخاص بمجموعة من الارتباطات في الأعمدة. بعد ذلك نقوم بتقسيم الناتج الذي تم إخرجه من كل عمود ومن ثم يتم تقييمها على الجذر التربيعي، ومن ثم نقوم بتحديد لتشعبات. نقوم بضرب التشعب الخاص بالاختبار الأول في نفسه ويجب أن نقوم بوضع النتيجة في الخلية الأولى، ومن ثم نقوم بضرب التشعب الثاني في نفسه ثم نقوم بوضع النتيجة في الخلية الثانية. نعمل على طرح المصفوفة الخاصة بالارتباط والتي تنتج من المصفوفة الأساسية، وبذلك سيكون لدينا مصفوفة جديدة. الخطوة التالية هي أن نقوم بحساب الجذر الكامن، وكذلك نقوم بحساب نسبة التباين، يعتبر الجذر الكامن هو عبارة عن مجموع كافة المربعات الخاصة بالتشعبات وقسمتها على العامل. الخطوة الأخيرة هي عملية التدوير، فيمكن أن يكون تدوير بشكل مائل أو يتم التدوير بشكل متعامد، وأهمية التدوير أنه يعمل على إعادة توزيع الجذر الكامن والتباين<sup>(17)</sup> وكذلك التشعبات

الفصل الثالث  
الجانب التطبيقي

## الفصل الثالث

### الجانب التطبيقي

#### 1-3 تمهيد

في هذا الفصل تم تقدير معلمات انودجات البقاء بأقل تباين ممكن وتحديد وتقدير تأثير المتغيرات التوضيحية المؤثرة في المرضى المصابين بفيروس كوفيد 19 ، اذ تم في هذا الفصل تطبيق الصيغ الرياضية للجانب النظري.

#### 2-3 بيانات الدراسة :

قام الباحث بزيارات متعددة الى مدينة الامام الحسين الطبية لغرض جمع البيانات اللازمة لتحقيق اهداف البحث اذ تم اختيار مدينة الامام الحسين الطبية من بين المشافي المختصة بفيروس كوفيد 19 في محافظة كربلاء المقدسة بهدف الحصول على بيانات دقيقة ويومية عن الحالات المصابة في 3 اشهر للمرضى بفيروس كوفيد 19 عن قيم (11) عاملاً من عوامل المخاطرة الخطرة على المصابين حسب راي عدد من الاطباء المختصين بأمراض الجهاز التنفسي وهي نتائج الفحوصات التي تم اجراءها للمرضى المصابين والراقدين في المراكز التخصصية والمشافي والتي يجب ان تكون محفوظة في الملفات للمرضى والبالغ عددهم (126) مريضاً وهم عينة عشوائية من عدد المرضى الكلي المصابين بفيروس كوفيد 19 في مدينة الامام الحسين (ع) الطبية ، مدينة الزائرين/الحجر الصحي ، مشفى الهندية العام ، فندق بلازة/الحجر الصحي ، عيادة خاصة خلال الشهر الثالث والرابع والخامس لعام 2020 موزعين على المشافي الاتية :

- (1) 92 مريضاً راقدين في مدينة الامام الحسين (ع) الطبية
- (2) 23 مريضاً راقدين في مدينة الزائرين/الحجر الصحي
- (3) 8 مرضى راقدين في مشفى الهندية العام
- (4) مريضين راقدان في فندق بلازة/الحجر الصحي
- (5) مريض واحد في عيادة خاصة د/ حيدر سلوم

إذ إن

العمود الاول : تسلسل المريض.

البقاء : مدة الاصابة بفيروس كوفيد 19 بالأيام

الحالة : حالة المريض (1) حصول الوفاة (0) خروجه متحسن

$x_1$  : متغير الجنس (1) ذكر (2) انثى

$x_2$  : متغير العمر.

$x_3$  : متغير العنوان.

$x_4$  : متغير ضغط الدم (0) لا يعاني من ضغط الدم (1) يعاني من ضغط الدم

$x_5$  : متغير السكري (0) لا يعاني من السكري (1) يعاني من السكري

$x_6$  : متغير امراض القلب.

$x_7$  : متغير ct+ (المفراس)

$x_8$  : متغير ضمور الغدة الدرقية.

$x_9$  : متغير السرطان.

$x_{10}$  : متغير التدخين.

$x_{11}$  : متغير مصدر المعلومة اذ يمثل هذا المتغير المشفى الذي اخذت منه

المعلومه.

الجدول (3 – 1) طبيعة البيانات التي تم جمعت عن مرضى كوفيد 19

ت	مدة البقاء بالأيام	الحالة	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_5$	$x_6$	$x_7$	$x_8$	$x_9$	$x_{10}$	$x_{11}$
1	20	0	2	23	8	0	0	0	0	0	0	0	1
2	19	1	2	65	9	1	0	0	0	0	0	0	1
3	18	0	1	20	10	0	0	0	0	0	0	0	1
4	25	1	1	68	2	0	0	0	0	0	0	0	1
5	26	0	1	37	3	0	0	0	0	0	0	0	1
6	27	0	1	70	4	1	1	0	0	0	0	0	1
7	14	1	2	70	6	1	1	1	0	0	0	0	4
8	17	0	2	70	7	0	0	0	0	0	0	0	1
9	29	0	2	60	12	1	1	1	0	0	0	0	1
10	28	0	2	31	12	0	0	0	0	0	0	0	1
11	18	0	2	58	7	0	0	0	0	0	0	0	1
12	15	0	1	63	11	0	0	0	0	0	0	0	1
13	22	0	1	28	1	0	0	0	0	0	0	0	1
14	37	1	1	35	13	0	1	0	0	0	0	0	1
15	23	0	2	52	14	0	0	0	0	1	0	0	1

16	20	0	1	40	15	0	0	0	0	0	0	0	1
17	41	0	1	62	16	1	0	0	0	0	0	0	1
18	24	0	1	37	17	0	0	0	0	0	0	0	1
19	32	0	1	46	18	0	0	0	0	0	0	0	1
20	20	0	1	46	19	0	0	0	0	0	0	0	1
21	21	0	1	43	11	0	0	0	0	0	0	0	1
22	22	0	1	48	15	0	0	0	0	0	0	0	1
23	30	0	1	79	20	1	0	0	0	0	0	0	1
24	22	0	1	59	21	1	0	0	0	0	0	0	1
25	30	0	1	85	23	0	0	0	0	0	0	0	1
26	27	1	1	40	26	0	0	0	0	0	0	0	1
27	25	1	1	70	8	1	0	0	0	0	0	0	1
28	31	0	1	63	22	1	1	0	0	0	0	0	1
29	25	0	1	51	23	1	1	0	0	0	0	0	1
30	41	0	2	60	24	1	1	0	0	0	0	0	1
31	18	0	1	72	4	1	1	0	0	0	0	0	1
32	25	0	1	70	3	0	1	0	0	0	0	0	1
33	37	0	2	65	4	0	0	0	0	0	0	0	1
34	27	0	1	35	27	0	1	1	0	0	0	0	5
35	26	0	1	70	8	0	1	1	0	0	0	0	1
36	20	0	1	37	25	0	0	0	0	0	0	0	1
37	28	0	1	52	7	0	0	0	0	0	0	0	1
38	37	0	1	30	28	0	0	0	0	0	0	0	1
39	24	0	1	77	9	0	0	0	0	0	0	0	1
40	22	0	1	75	16	0	0	0	0	0	0	0	1
41	22	0	2	60	27	0	0	0	0	0	0	0	5
42	25	0	1	80	27	0	0	0	0	0	0	0	5
43	20	0	1	30	27	0	0	0	0	0	0	0	5
44	26	0	1	39	1	0	0	0	0	0	0	0	1
45	30	0	1	65	12	1	0	0	0	0	0	0	1
46	25	0	1	49	29	0	0	0	0	0	0	0	1
47	22	0	1	57	30	0	0	0	0	0	0	0	1

48	26	0	1	34	19	0	1	0	0	0	0	1	1
49	21	0	2	52	22	0	0	0	0	0	0	0	1
50	20	0	2	20	27	0	0	0	0	0	0	0	5
51	25	0	1	30	31	0	0	0	0	0	0	0	1
52	28	0	1	39	27	0	0	0	0	0	0	0	5
53	30	0	1	50	32	1	0	0	0	0	0	0	1
54	29	0	1	39	33	1	0	0	0	0	0	0	1
55	32	0	2	68	34	1	0	0	0	0	0	0	1
56	30	0	1	62	6	0	0	0	0	0	0	0	1
57	38	0	1	95	35	1	1	0	0	0	0	0	1
58	33	0	1	52	19	0	0	0	0	0	0	0	1
59	31	0	1	47	36	0	0	0	0	0	0	0	1
60	19	0	1	25	29	0	0	0	0	0	0	0	5
61	23	0	1	39	34	0	0	0	0	0	0	0	1
62	19	0	1	37	27	0	0	0	0	0	0	0	1
63	26	0	2	54	34	0	0	0	0	0	0	0	1
64	28	0	1	52	2	0	0	1	0	0	0	0	1
65	23	0	1	22	3	0	0	0	1	0	0	0	1
66	42	0	1	52	37	0	0	0	0	0	0	0	1
67	30	0	1	49	4	0	0	0	1	0	0	0	1
68	27	0	2	24	4	0	0	0	0	0	0	0	1
69	30	0	1	62	5	0	0	0	0	0	0	0	1
70	21	0	1	35	6	0	0	0	0	0	0	0	1
71	30	0	1	55	27	0	0	0	0	0	0	0	5
72	27	0	2	70	2	0	0	0	0	0	0	0	2
73	24	0	2	25	38	0	0	0	0	0	0	0	2
74	14	0	2	5	38	0	0	0	0	0	0	0	2
75	33	0	1	52	23	0	0	0	1	0	0	0	1
76	21	0	1	55	39	0	0	0	1	0	0	0	1
77	40	0	1	60	4	0	0	0	1	0	0	0	1
78	25	0	1	60	27	0	0	0	0	0	0	0	1
79	22	0	2	32	34	0	0	0	0	0	0	0	2

80	15	0	2	12	27	0	0	0	0	0	0	0	3
81	26	0	1	37	27	0	0	0	0	0	0	0	3
82	38	0	2	32	3	0	0	0	0	0	0	0	1
83	16	0	1	12	40	0	0	0	0	0	0	0	2
84	19	0	1	18	35	0	0	0	0	0	0	0	2
85	15	0	2	10	41	0	0	0	0	0	0	0	2
86	14	0	2	7	24	0	0	0	0	0	0	0	2
87	31	0	1	66	24	0	0	0	0	0	0	0	2
88	25	0	1	69	2	0	1	0	1	0	0	0	1
89	19	0	1	35	42	0	0	0	0	0	0	0	6
90	29	1	2	53	11	0	0	0	0	0	1	0	1
91	28	0	1	25	8	0	0	0	0	0	0	0	1
92	31	0	2	34	19	0	0	0	0	0	0	0	1
93	13	0	1	4	12	0	0	0	0	0	0	0	1
94	26	0	2	27	12	0	0	0	0	0	0	0	1
95	15	0	2	9	12	0	0	0	0	0	0	0	1
96	26	0	2	75	43	1	1	0	0	0	0	0	1
97	20	0	1	35	39	0	0	0	0	0	0	0	2
98	17	0	1	53	5	0	0	0	0	0	0	0	2
99	18	0	2	25	27	0	0	0	0	0	0	0	2
100	24	0	1	34	34	0	0	0	0	0	0	0	2
101	17	0	2	29	27	0	0	0	0	0	0	0	2
102	23	0	1	27	27	0	0	0	0	0	0	0	2
103	19	0	1	26	3	0	0	0	0	0	0	0	2
104	20	0	1	23	40	0	0	0	0	0	0	0	2
105	22	0	1	23	35	0	0	0	0	0	0	0	2
106	27	0	1	35	41	0	0	0	0	0	0	0	2
107	23	0	2	23	24	0	0	0	0	0	0	0	2
108	19	0	1	35	42	0	0	0	0	0	0	0	2
109	29	0	1	23	11	0	0	0	0	0	0	0	1
110	20	0	1	30	4	0	0	0	0	0	0	0	1
111	23	0	1	29	39	0	0	0	0	0	0	0	1



112	14	0	1	27	6	0	0	0	0	0	0	0	1
113	24	0	1	26	39	0	0	0	0	0	0	0	1
114	24	0	1	23	44	0	0	0	0	0	0	0	1
115	30	0	2	23	39	0	0	0	0	0	0	0	1
116	29	0	1	35	45	0	0	0	0	0	0	0	1
117	23	0	2	23	43	0	0	0	0	0	0	0	1
118	15	0	2	26	39	0	0	0	0	0	0	0	1
119	16	0	1	26	46	0	0	0	0	0	0	0	1
120	23	0	2	27	27	0	0	0	0	0	0	0	1
121	24	0	2	66	15	0	0	0	0	0	0	0	2
122	33	0	1	69	20	0	0	0	0	0	0	0	2
123	26	0	1	35	21	0	0	0	0	0	0	0	2
124	20	0	1	35	23	0	0	0	0	0	0	0	2
125	22	0	1	25	26	0	0	0	0	0	0	0	2
126	32	0	1	34	39	0	0	0	0	0	0	0	2

### 3-3 التوزيع الاحتمالي للبيانات

لتحديد التوزيع الاحتمالي لقيم المتغير العشوائي لتحليل أي ظاهرة علميا والذي يمثل متغير أوقات البقاء تم استعمال خاصية spc التي تضاف للتطبيق الجاهز (excel) لتحديد توزيع عينة بيانات البحث والمدرجة في الجدول (1-3) وتم اجراء اختبار حسن المطابقة (Goodness of Fit) وفق احصاءة اندرسون – ديرلنك Anderson –Darling اذ تم اختبار الفرضية الاتية :

$H_0$  بيانات البقاء تتبع توزيع كاما العام بثلاث معالم

$H_1$  بيانات البقاء لا تتبع توزيع كاما العام بثلاث معالم

والقيم التي حصلنا عليها كالآتي :

جدول رقم 2-3 اجراء اختبار حسن المطابقة (Goodness of Fit)

Descriptive Statistics							
Kurt	Skew	Max	Min	Median	StDev	Mean	Count
0.132	0.509	42.00	13.00	24.00	6.334	24.70	126

AIC	LRT	p Value	AD	Log-Likelihood	Threshold	Scale	Shape	Distribution
821.0	0.577	>0.25	0.401	-407.5	4.890	2.044	9.693	Gamma - Three Parameter

توصلت نتائج الاختبارات ان الاحصاءة المحسوبة لعينة بيانات أوقات البقاء Anderson Darling=0.401 الى عدم رفض الفرضية العدم لذلك فان أوقات البقاء للعينة تتبع توزيع كما وقيم المعلمات هي :

$$\alpha=2.044$$

$$\lambda=9.693$$

$$T=4.89$$

### 4-3 عوامل المخاطرة المؤثرة في أوقات البقاء

تم دراسة اهم العوامل التي حددها اطباء الجهاز التنفسي وهي (11) عاملاً أي المتغيرات التي تؤثر في المتغير المعتمد الذي يمثل وقت البقاء سواء كانت نماذج بقاء معلمية او شبه معلمية ، للتأثير وللتقدير في أوقات البقاء للمرضى في حالة استعمال طريقة الامكان الاعظم او طريقة الامكان الاعظم الجزئية.

يصعب دراسة كل العوامل التي تؤثر على الاصابة بفيروس كوفيد 19 لذا يفضل اعتماد أسلوباً علمياً رصيناً مناسباً لتقليص العوامل التي تم ذكرها من قبل الاطباء المختصين

### 5-3 التحليل العاملي للبيانات

يعد التحليل العاملي أكثر اسلوب يستعمل لتقليص عدد العوامل عن طريق مركبات خطية مستقلة ، اذ ان اول مركبة تعطي أعلى تباين بينما اخر مركبة تعطي اقل تباين اذ ان كل مركبة تفسر نسبة من التباين ، ليتم بناء أنموذج المخاطرة النسبية المعلمي لكما وشبه المعلمي Cox ولا معلمي Kaplan Meier للعوامل ذات الاهمية والموجودة في المركبة الاولى وتفسر أعلى نسبة من التباين في برنامج (SPSS Statistics 18) وبتكرار تطبيق التحليل العاملي وفي كل مرة يتم استبعاد عامل مخاطرة ذو التشعب الاقل الذي يظهر في المركبات الاساسية التي تفسر نسبة قليلة من التباين بين عوامل المخاطرة اذ تم تطبيقه 9 مرات مع الاخذ باراء الاطباء المختصين وحصلنا على تشبعات عوامل مركبة اساسية قيمتها العينية تفسر 42.61% من التباين الكلي بين

العوامل المخاطرة على أوقات بقاء مرضى فيروس كوفيد 19 وهي متغير العمر و ضغط الدم و متغير السكر.

والجدول (3-3) يوضح نسبة التباين المفسر و القيم العينية للنتائج التي ظهرت عند تطبيق كل تكرار في طريقة المركبات الاساسية وبعد تحديد كل عامل يستبعد في كل مره اعتمادا على التشبعات للمركبات الاساسية.

جدول(3-3)

نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (طريقة المركبات الاساسية)

Component		Initial Eigenvalues		
		Total	% of Variance	Cumulative %
dimension0	1	2.42	18.64	18.64
	2	1.52	11.68	30.32
	3	1.43	11.00	41.32
	4	1.12	8.62	49.94
	5	1.11	8.57	58.51
	6	1.07	8.22	66.73
	7	0.89	6.82	73.55
	8	0.82	6.31	79.86
	9	0.72	5.52	85.38
	10	0.64	4.95	90.33
	11	0.54	4.12	94.45
	12	0.39	3.00	97.45
	13	0.33	2.55	100.00

التطبيق الاول: اعتماد جميع عوامل المخاطرة

جدول(4-3)

Component	Initial Eigenvalues
-----------	---------------------

		Total	% of Variance	Cumulative%
dimension0	1	2.42	20.15	20.15
	2	1.52	12.65	32.80
	3	1.42	11.80	44.61
	4	1.12	9.31	53.92
	5	1.10	9.16	63.08
	6	0.89	7.44	70.52
	7	0.82	6.84	77.36
	8	0.72	5.98	83.34
	9	0.67	5.60	88.94
	10	0.54	4.51	93.45
	11	0.43	3.59	97.04
	12	0.35	2.96	100.00

نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 13 )

التطبيق الثاني استبعاد عامل التدخين من بين عوامل المخاطرة اذ يفسر اقل نسبة من التباين والبالغة (2.96%)

### جدول (3-5)

نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 12)

Component		Initial Eigenvalues		
		Total	% of Variance	Cumulative %
dimension0	1	2.41	21.90	21.90
	2	1.50	13.68	35.58
	3	1.22	11.09	46.67
	4	1.10	10.02	56.70
	5	0.99	9.03	65.73
	6	0.84	7.64	73.37

	7	0.79	7.19	80.56
	8	0.71	6.46	87.02
	9	0.63	5.75	92.77
	10	0.43	3.93	96.70
	11	0.36	3.30	100.00

التطبيق الثالث بعد استبعاد عامل التدخين في التطبيق الثاني تم استبعاد السرطان من بين عوامل المخاطرة اذ يفسر اقل نسبة من التباين والبالغة (3.30%)

### جدول (3-6)

نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 11)

Component	Initial Eigenvalues			
	Total	% of Variance	Cumulative %	
dimension0	1	2.41	24.09	24.09
	2	1.50	15.05	39.14
	3	1.15	11.53	50.67
	4	1.09	10.93	61.60
	5	0.88	8.82	70.41
	6	0.79	7.93	78.35
	7	0.73	7.27	85.62
	8	0.64	6.39	92.01
	9	0.43	4.33	96.34
	10	0.37	3.66	100.00

التطبيق الرابع بعد استبعاد عامل التدخين والسرطان في التطبيقات السابقة تم استبعاد عامل ضمور الغدة الدرقية من بين عوامل المخاطرة اذ يفسر اقل نسبة من التباين والبالغة (3.66%)

(3.66)

جدول(7-3)

نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 10)

Component		Initial Eigenvalues		
		Total	% of Variance	Cumulative %
dimension0	1	2.40	26.67	26.67
	2	1.39	15.47	42.14
	3	1.15	12.81	54.95
	4	0.99	11.02	65.96
	5	0.87	9.65	75.61
	6	0.75	8.29	83.90
	7	0.64	7.11	91.00
	8	0.44	4.89	95.90
	9	0.37	4.10	100.00

التطبيق الخامس بعد استبعاد عامل التدخين والسرطان وضمور الغدة الدرقية في التطبيقات السابقة تم استبعاد عامل c.t+ من بين عوامل المخاطرة اذ يفسر اقل نسبة من التباين والبالغة (4.10%)

جدول(8-3)

نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 9)

Component		Initial Eigenvalues		
		Total	% of Variance	Cumulative %
dimension0	1	2.30	28.72	28.72
	2	1.20	14.96	43.68
	3	1.15	14.38	58.07
	4	0.92	11.51	69.58
	5	0.79	9.83	79.41
	6	0.73	9.18	88.59

	7	0.54	6.76	95.36
	8	0.37	4.64	100.00

التطبيق السادس بعد استبعاد عامل التدخين والسرطان وضمور الغدة الدرقية و c.t+ في التطبيقات السابقة تم استبعاد عامل القلب من بين عوامل المخاطرة اذ يفسر اقل نسبة من التباين والبالغة (4.64%)

### جدول (9-3)

نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 8)

Component		Initial Eigenvalues		
		Total	% of Variance	Cumulative %
dimension 0	1	2.22	31.78	31.78
	2	1.18	16.82	48.60
	3	1.05	15.00	63.60
	4	0.82	11.68	75.28
	5	0.79	11.22	86.50
	6	0.54	7.73	94.24
	7	0.40	5.76	100.00

التطبيق السابع بعد استبعاد عامل التدخين والسرطان وضمور الغدة الدرقية و c.t+ والقلب في التطبيقات السابقة تم استبعاد عامل مصدر المعلومة من بين عوامل المخاطرة اذ يفسر اقل نسبة من التباين والبالغة (5.76%)

### جدول (10-3)

نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 7)

Component		Initial Eigenvalues		
		Total	% of Variance	Cumulative %
dimension 0	1	2.14	35.64	35.64
	2	1.17	19.46	55.10
	3	0.88	14.67	69.77
	4	0.81	13.50	83.27

	5	0.54	9.04	92.31
	6	0.46	7.69	100.00

التطبيق الثامن بعد استبعاد عامل التدخين وضمور الغدة الدرقية والسرطان والمصدر والقلب وc.t+ في التطبيقات السابقة تم استبعاد عامل عنوان المريض من بين عوامل المخاطرة اذ يفسر اقل نسبة من التباين والبالغة (7.69%)

### جدول(3-11)

نسبة التباين المفسر عند تطبيق التحليل العاملي (باستبعاد المركبة رقم 6)

Component	Initial Eigenvalues		
	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2.13	42.61	42.61
2	1.01	20.11	62.72
3	0.85	17.00	79.72
4	0.54	10.85	90.57
5	0.47	9.43	100.00

التطبيق التاسع بعد استبعاد عامل التدخين وضمور الغدة الدرقية ومصدر المعلومة وامراض القلب وc.t+ والعنوان والسرطان في التطبيقات السابقة تم استبعاد عامل الجنس من بين عوامل المخاطرة اذ يفسر اقل نسبة من التباين والبالغة (9.43%)

بعد استبعاد اكثر العوامل اظهرت نتائج التحليل العاملي اظهرت ان العوامل المتمثلة بمتغير السكري ومتغير العمر ومتغير ضغط الدم ، تفسر ما مقداره 42.61% من التباين الكلي بعد ان بلغت تشبعات العوامل أقصاها في مركبة رئيسة واحدة. وتم اعادة تسمية هذه العوامل لتسهيل الحل كالاتي :

$x_1$  = عامل العمر

$x_2$  = عامل الضغط

$x_3$  = عامل السكري



### 6-3 دالة البقاء لأنموذج المخاطرة النسبية لكاما العام

وجد في الجانب التطبيقي ان البيانات التي حصلنا عليها لأوقات البقاء لمرضى كوفيد 19 تتبع توزيع كاما العام بثلاث معلمات وتم ايجاد دالة البقاء بعد الاشتقاقات للمعادلات حيث تم تطبيق هذه المعادلة على البيانات وان قيم المعال هي كالاتي:

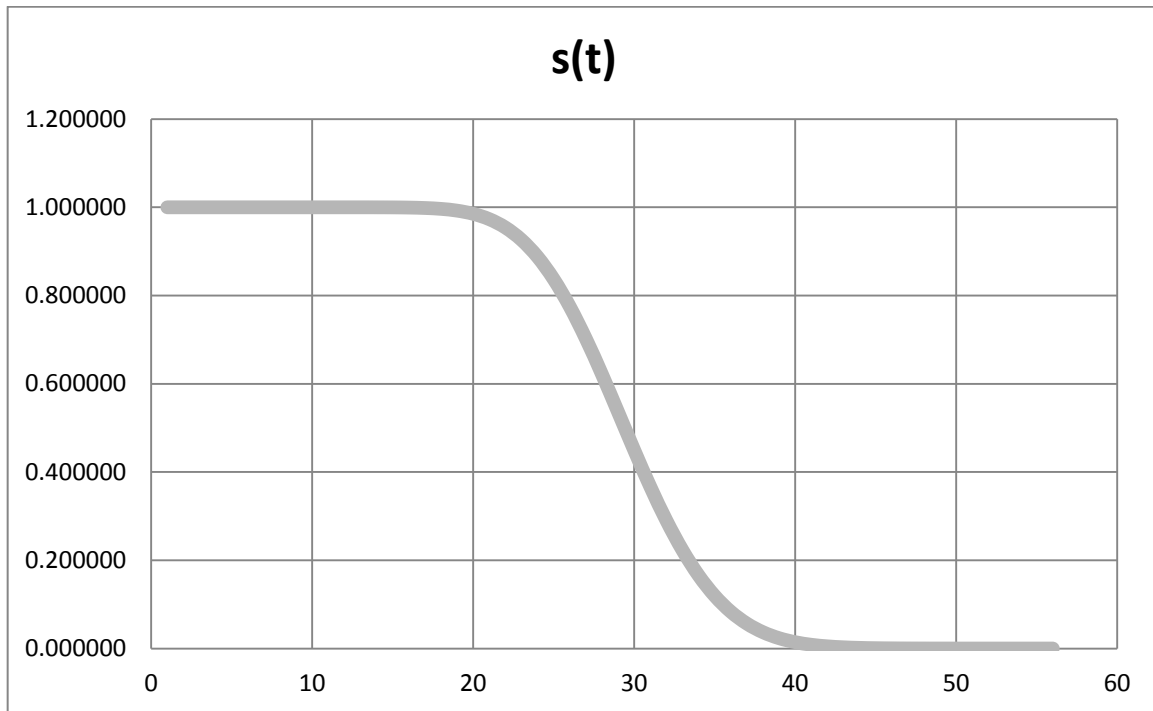
$$\alpha=2.044$$

$$\lambda=9.693$$

$$T=4.89$$

في الجدول (3 - 1) وبعد تقليص عدد العوامل المؤثرة في التحليل العاملي للتوصل لقيم دالة البقاء وكانت كما في الجدول رقم (1) الملحق اذ يقل احتمال البقاء على قيد الحياة كلما زادت مدة البقاء للمرضى المصابين بكوفيد وايضا تحديد شكل دالة البقاء للتوزيع الاحتمالي الذي تتبعه أوقات البقاء و التي هي كما يأتي :

شكل رقم (1-3) دالة البقاء



### 7-3 طريقة المربعات الصغرى المعلمية:

تم ايجاد قيم المعلمات الاولية بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية في برنامج excel وكانت كما يأتي :

$$\hat{\beta}_1 = 0.124532$$

$$\hat{\beta}_2 = 0.717243$$

$$\hat{\beta}_3 = 0.379098$$

### 8-3 طريقة نيوتن رافسن في توزيع كاما العام :

تم تطبيق طريقة نيوتن رافسن لايجاد المعالم الغير معروفة لمشتقات دوال المخاطرة في توزيع كاما العام بعد اشتقاقها في المعدلات من معادلة رقم(2-24) الى معادلة رقم (2-51) وايجاد قيم المشتقات كما في الملحق جدول رقم 2 كالآتي :

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{bmatrix} 0.125 \\ 0.717 \\ 0.379 \\ 2.044 \\ 9.693 \\ 4.89 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 401 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 2 & 0 & 0 \\ 401 & 3 & 2 & 2.044 & 2410.144 & -25345.036 \\ 0 & 0 & 0 & 2410.144 & 23501.458 & 2614.797 \\ 0 & 0 & 0 & -25345.036 & 2614.797 & -129445.144 \end{bmatrix}^{-1} * \begin{bmatrix} 401 \\ 3 \\ 2 \\ 2.044 \\ 2410.144 \\ -25345.036 \end{bmatrix}$$

وبما ان المصفوفة خطية حيث لا يمكن ايجاد معكوس المصفوفة اذ ان المعالم  $\beta_1$  ,  $\beta_2$  ,  $\beta_3$  ثابتة القيم وتم ايجاد باقي المعالم الغير معروفة بالمصفوفة الاتية:

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{bmatrix} \alpha \\ \lambda \\ T \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial \alpha)^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial \alpha} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial \lambda)^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial T} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \alpha} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T \partial \lambda} & \frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial T)^2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial \alpha} \\ \frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda} \\ \frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial T} \end{bmatrix} \quad \dots \dots \dots (1 - 3)$$

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{pmatrix} 2.044 \\ 9.693 \\ 4.89 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 2.044 & 2410.144 & -25345.036 \\ 2410.144 & 23501.458 & 2614.797 \\ -25345.036 & 2614.797 & -129445.144 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 2.044 \\ 2410.144 \\ -25345.036 \end{pmatrix}$$

وباعتبار ان قيمة  $\alpha$  ثابتة وذلك للصعوبة في ايجاد المشتقة وقيمها

$$= \begin{pmatrix} 2.044 \\ 9.693 \\ 4.89 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 0.000 & -1.674E - 05 & -4.103E - 05 \\ -1.674E - 05 & 4.380E - 05 & 4.164E - 06 \\ -4.103E - 05 & 4.164E - 06 & 3.927E - 07 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2.044 \\ 2410.144 \\ -25345.036 \end{pmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{pmatrix} 1.044 \\ 9.693 \\ 4.89 \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\lambda} \\ \hat{T} \end{bmatrix}$$

وهي قيم المعلمات المقدره النهائية والتي منها تم ايجاد قيمة y المقدره كما في الملحق الجدول رقم 3 ومن ثم ايجاد قيمة متوسط الخطا التربيعي للمقارنة مع النماذج الاخرى كالاتي:

$$\sum_{i=1}^n (Y - \hat{Y})^2 = 4166.382$$

$$d.f (m.s.e.) = 120$$

$$m.s.e. = 4166.382/120 = 34.17985$$

### 3-9 طريقة نيوتن رافسن في انموذج COX :

تم تطبيق طريقة نيوتن رافسن لايجاد المعالم الغير معروفة لمشتقات دوال المخاطرة في انموذج COX بعد اشتقاقها في المعادلات من معادلة رقم (2-53) الى المعادلة رقم (2-70) وايجاد قيم المشتقات كما في الملحق الجداول رقم (4,5,6,7,8,9) ومن مصفوفة المعلومات نحصل على مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعلمات المقدره كالاتي :

$$V(\hat{\beta}) = \begin{bmatrix} 0.000 & -0.049 & -0.026 \\ -0.049 & 10.067 & -5.232 \\ -0.026 & -5.232 & 8.437 \end{bmatrix}$$

وبتطبيق طريقة نيوتن رافسن كالاتي :

$$\hat{\beta}_{s+1} =$$

$$\begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_1)^2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_3} \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_2)^2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2 \partial \beta_3} \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_3)^2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1} \\ \frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2} \\ \frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (2 - 3)$$

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{bmatrix} 0.125 \\ 0.717 \\ 0.379 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 0.000 & -0.049 & -0.026 \\ -0.049 & 10.068 & -5.232 \\ -0.026 & -5.232 & 8.437 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{bmatrix} 0.125 \\ 0.717 \\ 0.379 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix}$$

وهي قيم المعلمات المقدره النهائية والتي تم ايجاد قيمة y المقدره كما في الملحق الجدول رقم 3 ومن ثم ايجاد قيمة متوسط الخطأ التربيعي للمقارنة مع النماذج الاخرى كالاتي:

$$\sum_{i=1}^n (Y - \hat{Y})^2 = 4166.382$$

$$d.f (m.s.e.) = 123$$

$$m.s.e. = 4166.382/123 = 33.873$$

### 10-3 طريقة المربعات الصغرى اللامعلمية :

بعد تطبيق طريقة المربعات الصغرى اللامعلمية كما في الملحق جدول رقم 10 وذلك بطرح قيمة الوسيط لكل متغير من قيم ذلك المتغير سواء للمتغيرات التوضيحية او المتغير المعتمد وايجاد قيم المعلمات الاولية لتقدير متوسط الخطا التربيعي m.s.e. لانموذج Kaplan-meier كونه انموذج لامعلمي كانت قيم المعلمات التي وجدت كالآتي:

$$\hat{\beta}_1 = 0.124532389$$

$$\hat{\beta}_2 = 0.718153161$$

$$\hat{\beta}_3 = 0.379831979$$

### 11-3 طريقة نيوتن رافسن في انموذج Kaplan-meier :

بعد ايجاد دالة المخاطرة لانموذج كابلان ماير كما في الملحق جدول رقم 11 تم تطبيق طريقة نيوتن رافسن لايجاد المعالم الغير معروفة لمشتقات دوال المخاطرة في انموذج Kaplan-meier بعد اشتقاق المعدلات تم ايجاد قيم المشتقات كما في الملحق جدول رقم 12 ومن مصفوفة المعلومات نحصل على مصفوفة التباين والتباين المشترك للمعلمات المقدره كالآتي :

$$V(\hat{\beta}) = \begin{bmatrix} 1178019.678 & 13504.79322 & 4824.634199 \\ 13504.79322 & 200.5837669 & 76.58149522 \\ 4824.634199 & 76.58149522 & 76.58149522 \end{bmatrix}$$

وبتطبيق طريقة نيوتن رافسن كالآتي :

$$\hat{\beta}_{s+1} =$$

$$\begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_1)^2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_3} \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_2)^2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2 \partial \beta_3} \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3 \partial \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3 \partial \beta_2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\beta)}{(\partial \beta_3)^2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_1} \\ \frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_2} \\ \frac{\partial \ln L_p(\beta)}{\partial \beta_3} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (3 - 3)$$

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{bmatrix} 0.124532389 \\ 0.718153161 \\ 0.379831979 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 1178019.678 & 13504.79322 & 4824.634199 \\ 13504.79322 & 200.5837669 & 76.58149522 \\ 4824.634199 & 76.58149522 & 76.58149522 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 17413.49981 \\ 200.5837669 \\ 76.58149522 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{bmatrix} 0.109863183 \\ 0.744997569 \\ 0.277147538 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix}$$

وهي قيم المعلمات المقدرة النهائية والتي منها تم ايجاد قيمة y المقدرة كما في الملحق الجدول رقم 13 ومن ثم ايجاد قيمة متوسط الخطأ التربيعي للمقارنة مع النماذج الاخرى كالآتي:

$$\sum_{i=1}^n (Y - \hat{Y})^2 = 4177.943698$$

$$d.f (m.s.e.) = 123$$

$$m.s.e. = 4177.943698/123 = 33.96702194$$

### 12-3 اختيار متوسط الخطأ التربيعي m.s.e. :

يتم اختيار افضل متوسط خطأ تربيعي اعتمادا على القيمة التي تم ايجادها اذ ان القيم الاقل هي الافضل وتم ايجاد ثلاث متوسطات وهي كما يأتي:

متوسط الخطأ التربيعي لانموذج كاما العام المعلمي وقيمته 35.01162.

متوسط الخطأ التربيعي لانموذج cox شبه المعلمي وقيمته 34.1507.

متوسط الخطأ التربيعي لانموذج Kaplan-meier اللامعلمي وقيمته 34.24544.

لذلك يكون انموذج cox هو الافضل لتقدير المعلمات.

### 3-13 النتائج:

تم تحليل البيانات المتعلقة بالمرضى المصابين بفيروس كوفيد 19، تحليل عاملي لتقليص عدد المتغيرات التوضيحية وتم التوصل الى تشبعت عوامل مركبة اساسية واحدة قيمتها العينية تفسر 42.61% من التباين الكلي وتتضمن 3 متغيرات توضيحية الاكثر تأثيرا في مدة البقاء لمرضى فيروس كوفيد 19 وهي متغير السكري ومتغير العمر ومتغير ضغط الدم والتركيز على العوامل المهمة التي تؤثر في الاصابة بفيروس كوفيد 19.

اذ قمنا باستخدام التطبيق الجاهز (excel) لتحديد توزيع عينة بيانات أوقات البقاء المشمولين بالبحث واجراء اختبار حسن المطابقة (Goodness of Fit) وفق إحصاءه اندرسون – ديرلنك Anderson –Darling اذ تم اختبار الفرضية الاتية:

$H_0$  : بيانات البقاء تتبع توزيع كما العام.

$H_1$  : بيانات البقاء لا تتبع توزيع كما العام.

وكانت المعالم المقدرة كالاتي:

$$\alpha=2.044$$

$$\lambda=9.693$$

$$T=4.89$$

تم ايجاد قيم المعالم الاولية بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية في برنامج excel وكانت كما يأتي :

$$\hat{\beta}_1 = 0.124532$$

$$\hat{\beta}_2 = 0.717243$$

$$\hat{\beta}_3 = 0.379098$$

حصلنا على مقدرات لمعلمات نماذج البقاء وذلك حسب طريقة التقدير لدراسة تأثير عوامل المخاطرة التي تؤثر على الاصابة بفيروس كوفيد 19 وعلى أوقات بقاء المرضى المصابين بهذا المرض، عن طريق انموذج بقاء لدراسة العلاقة بينهم اذ تم استعمال أسلوب احصائي معلمي *distribution gamma* في تقدير معلمات نماذج البقاء اذ قمنا بدراسة تأثير مجموعة من العوامل المتمثلة بالمتغيرات التوضيحية على اوقات البقاء المتمثلة بالمتغير المعتمد لمرضى كوفيد 19 وهي حالة مرضية اصبحت شائعة الحدوث وتشكل خطراً على حياة الاشخاص وتعد

وفق أحدث الاحصاءات الطبية المسبب الرئيس للوفاة في العالم واختزال وتحديد اهم هذه العوامل  
لنتمكن من بناء انموذج البقاء المناسب للدراسة.

استعمال طريقة نيوتن رافسن لايجاد المعالم الغير معروفة لمشتقات دوال المخاطرة في توزيع  
كما العام بعد اشتقاقها في مجموعة من المعادلات وايجاد قيم المشتقات كما في الملحق جدول  
رقم 2 اذ وجدت المعالم بالقيم الاتية:

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{pmatrix} 9.693 \\ 4.89 \\ 1.044 \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\lambda} \\ \hat{T} \\ \hat{\alpha} \end{bmatrix}$$

استعمال طريقة نيوتن رافسن لايجاد المعالم الغير معروفة لمشتقات دوال المخاطرة في انموذج  
cox شبه المعلمي بعد اشتقاقها في مجموعة من المعادلات وايجاد قيم المشتقات كما في الملحق  
جدول رقم ( 4,5,6,7,8,9 ) اذ وجدت المعالم بالقيم الاتية:

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{bmatrix} 0.124532 \\ 0.717243 \\ 0.379098 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix}$$

استعمال طريقة نيوتن رافسن لايجاد المعالم الغير معروفة لمشتقات دوال المخاطرة في انموذج  
Kaplan-meier اللامعلمي بعد اشتقاقها في مجموعة من المعادلات تم ايجاد قيم المشتقات كما  
في الملحق جدول رقم ( 12 ) اذ وجدت المعالم بالقيم الاتية:

$$\hat{\beta}_{s+1} = \begin{bmatrix} 0.109863183 \\ 0.744997569 \\ 0.277147538 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix}$$

تم اختيار افضل متوسط خطأ تربيعي اعتمادا على القيمة التي تم ايجادها اذ ان القيم الاقل هي  
الافضل وتم ايجاد ثلاث متوسطات وهي كما يأتي:

متوسط الخطأ التربيعي لانموذج كما العام المعلمي وقيمه 34.17985.

متوسط الخطأ التربيعي لانموذج cox شبه المعلمي وقيمه 33.873.

متوسط الخطأ التربيعي لانموذج Kaplan-meier اللامعلمي وقيمه 33.967.

لذلك يكون لانموذج cox هو الافضل لتقدير المعلمات.



## الفصل الرابع

### الاستنتاجات والتوصيات

## الفصل الرابع

### 1-4 الاستنتاجات

- 1- استنتجنا ان التحليل العاملي للعوامل التي يعتقد انها لها تأثيرا مباشرا على مدة البقاء للمرضى لمصابين بمرض كوفيد 19 ، ان هناك ثلاثة عوامل رئيسة تؤثر في مدة بقاء المصابين بمرض كوفيد 19 وهي متغير السكري ومتغير العمر ومتغير ضغط الدم ، وبلغت قوتها التفسيرية  $R^2 = 86.8\%$  لمعدل بقاء المريض المصاب على قيد الحياة لحين الوفاة. كما أظهرت نتائج التحليل العاملي ان العوامل المتمثلة بمتغير السكري ومتغير العمر ومتغير ضغط الدم ، تفسر ما مقداره 42.61% من التباين الكلي بعد ان بلغت تشبعات العوامل أقصاها في مركبة رئيسة واحدة.
- 2- أظهرت اختبارات حسن المطابقة ان البيانات تخضع لتوزيع كاما العام وفق إحصاء اندرسون – ديرلنك Anderson –Darling .
- 3- أظهرت نتائج استعمال طريقة نيوتن رافسن لإيجاد المعالم الغير معروفة لمشتقات دوال المخاطرة في توزيع كاما ابتعادا قليلا عن القيم التقديرية لمعاملات توزيع كاما العام  $\alpha, \lambda, T$  فيما تقاربت نتائج التقدير باستعمال طريقة نيوتن رافسن لإيجاد المعالم الغير معروفة لمشتقات دوال المخاطرة في انموذج COX شبه المعلمي، بشكل يكاد ان يكون متطابقا ، بينما أدى استعمال طريقة نيوتن رافسن لإيجاد المعالم الغير معروفة لمشتقات دوال المخاطرة في انموذج Kaplan-meier اللامعلمي الى قيم متقاربة مع تقديرات معالم التوزيع العام لكاما.
- 4- أظهرت نتائج التحليل ان انموذج Cox شبه المعلمي أفضل من انموذج كاما العام المعلمي ، وافضل من انموذج Kaplan-maier اللامعلمي باستعمال معيار متوسط مربعات الخطا تربيعي كمعيار للمفاضلة.
- 5- ظهرت نتائج التحليل للبيانات المدروسة وفقاً لنموذج كاما ان احتمال بقاء الشخص على قيد الحياة عشرة ايام هو احتمال اكيد اي ان المصاب بمرض كوفيد19 بإمكانة المقاومة لمدة عشرة ايام فيما ينخفض احتمال بقاءه الى الصفر ان لم يتم علاجه خلال 55 يوم.

## 2-4 التوصيات

- 1- بعض الاشخاص قد يعانون من عدة عوامل مخاطرة وليس عامل واحد فقط فقد يكون شخص مصاباً بارتفاع ضغط الدم والسمنة والسكر فضلاً عن اذا كان لديه تاريخ مرضي للإصابة بأمراض الرئتين في سن مبكرة وهنا تبرز اهمية الجهود الوقائية والكشف عن أهم عوامل المخاطرة ومعرفة الاسباب الرئيسية للإصابة بهذا المرض، لذلك نوصي باعتماد اكثر من نموذج للمخاطرة والدمج بينها واختيار الافضل.
- 2- اعتماد التحليل العملي الاحصائي قبل البدء باستعمال انموذجات التوزيع ودوال المخاطرة لتقليص عدد العوامل الداخلة في التحليل وهو ما يركز الانتباه الى العوامل الحقيقية التي تؤثر في مدة البقاء.
- 3- الاعتماد على انموذجات لامعلمية وشبه معلمية ومحاولة زيادة عدد المعلمات الداخلة في الانموذجات المستهدفة في التحليل لكون المعلمة تختزن الكثير من المعلومات عن البيانات قيد الدراسة.

## المصادر

## المصادر العربية :

- ١- أبو دحروج، سمير فرج رشيد ، ٢٠١٦ ، مقارنة بين نماذج البقاء لدراسة محددات وفيات الاطفال في فلسطين . رسالة ماجستير، قسم الاحصاء ,كلية الاقتصاد والعلوم الادارية ,جامعة الازهر – غزة.

## المصادر الاجنبية:

- 2- Almansa ,Josué& others. 2013. A factor mixture model for multivariate survival data: an application to the analysis of lifetime mental disorders
- 3- Bandyopadhyay ,Patrick Schnell Dipankar & other. 2015. A marginal cure rate proportional hazards model for spatial survival data
- 4- Camblor ,Pablo Martínez &others. 2019. An instrumental variable procedure for estimating Cox models with non-proportional hazards in the presence of unmeasured confounding
- 5- C, Angela Noufaily, M . 2013. Parametric quantile regression based on the generalized gamma distribution
- 6- Collett, D. (2015). Modelling Survival Data in Medical Research. Chapman and Hall/CRC
- 7- Cox, D. R. (1984). Analysis of Survival Data. Chapman and Hall/CRC.
- 8- Efron, Bradley. 1976. The Efficiency of Cox's Likelihood Function for Censored Data. Journal of the American Statistical Association
- 9- Hao, Meiling& other. 2018. Semiparametric Inference for the Functional Cox Model

- 10- Hedayat, A, S & Jacroux, Mike & Majumdar, Dibyen . 1988.  
Optimal Designs for Comparing Test Treatments with Controls
- 11- Hurley, M, A . 1985 . An Application of Generalized Linear  
Models to Survival Analysis with Two Types of Failure
- 12- Kimber, A,C. 1990. Exploratory Data Analysis for Possibly  
Censored Data from Skewed Distributions
- 13- Mau, J. 1986, On a Graphical Method for the Detection of  
Time-Dependent Effects of Covariates in Survival Data
- 14- Walter, Dr S& Eliasziw D & Donner ,M ,A . 1998. A new  
approach to the construction of optimal designs Sample size and  
optimal designs for reliability studies
- 15- Website:  
[https://www.bbc.com/arabic/scienceandtech/2014/04/140428\\_health\\_corona\\_virus](https://www.bbc.com/arabic/scienceandtech/2014/04/140428_health_corona_virus)
- 16- Website:  
[https://stringfixer.com/ar/Hessian\\_matrix](https://stringfixer.com/ar/Hessian_matrix)
- 17- Website:  
<https://ar.wikipedia.org/>

الملحق

جدول رقم ١ قيم دالة البقاء

<b>life time</b>	<b>s(t)</b>
<b>1</b>	<b>1.000000</b>
<b>2</b>	<b>1.000000</b>
<b>3</b>	<b>1.000000</b>
<b>4</b>	<b>1.000000</b>
<b>5</b>	<b>1.000000</b>
<b>6</b>	<b>1.000000</b>
<b>7</b>	<b>1.000000</b>
<b>8</b>	<b>1.000000</b>
<b>9</b>	<b>1.000000</b>
<b>10</b>	<b>1.000000</b>
<b>11</b>	<b>0.999999</b>
<b>12</b>	<b>0.999995</b>
<b>13</b>	<b>0.999979</b>
<b>14</b>	<b>0.999925</b>
<b>15</b>	<b>0.999770</b>
<b>16</b>	<b>0.999365</b>
<b>17</b>	<b>0.998416</b>
<b>18</b>	<b>0.996388</b>
<b>19</b>	<b>0.992412</b>



<b>20</b>	<b>0.985209</b>
<b>21</b>	<b>0.973092</b>
<b>22</b>	<b>0.954074</b>
<b>23</b>	<b>0.926105</b>
<b>24</b>	<b>0.887430</b>
<b>25</b>	<b>0.836990</b>
<b>26</b>	<b>0.774776</b>
<b>27</b>	<b>0.702025</b>
<b>28</b>	<b>0.621201</b>
<b>29</b>	<b>0.535726</b>
<b>30</b>	<b>0.449532</b>
<b>31</b>	<b>0.366524</b>
<b>32</b>	<b>0.290075</b>
<b>33</b>	<b>0.222654</b>
<b>34</b>	<b>0.165656</b>
<b>35</b>	<b>0.119413</b>
<b>36</b>	<b>0.083375</b>
<b>37</b>	<b>0.056376</b>
<b>38</b>	<b>0.036913</b>
<b>39</b>	<b>0.023403</b>
<b>40</b>	<b>0.014368</b>

<b>41</b>	<b>0.008543</b>
<b>42</b>	<b>0.004919</b>
<b>43</b>	<b>0.002744</b>
<b>44</b>	<b>0.001483</b>
<b>45</b>	<b>0.000776</b>
<b>46</b>	<b>0.000394</b>
<b>47</b>	<b>0.000194</b>
<b>48</b>	<b>0.000092</b>
<b>49</b>	<b>0.000043</b>
<b>50</b>	<b>0.000019</b>
<b>51</b>	<b>0.000008</b>
<b>52</b>	<b>0.000004</b>
<b>53</b>	<b>0.000001</b>
<b>54</b>	<b>0.000001</b>
<b>55</b>	<b>0.000000</b>
<b>56</b>	<b>0.000000</b>

جدول رقم ٢ طريقة نيوتن رافسن لإيجاد المعلمات المقدرة لأنموذج كاما المعلمي

	$\frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_1}$	$\frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_2}$	$\frac{\partial \ln L(\hat{\beta})}{\partial \beta_3}$	$\frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial T}$	$\frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial T)^2}$	$\frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial \alpha}$	$\frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{\partial \lambda \partial T}$	$\frac{\partial^2 \ln L(\hat{\beta})}{(\partial \lambda)^2}$
1	0	0	0	- 25.01447 953	-76.5351	4.48969 7815	2.58067 5	43.5186 4092
2	65	1	0	- 16.50663 263	-51.6528	3.41047 7934	1.65509 3	53.0480 8261
3	0	0	0	- 12.76938 361	-33.7745	2.87562 5742	1.31738 2	27.8734 4031
4	68	0	0	- 95.29326 461	-386.737	12.5031 2271	9.84116 3	141.183 0884
5	0	0	0	- 122.9195 229	-507.803	14.4368 5443	12.6812 7	139.936 43
6	0	0	0	- 153.4870 22	-658.056	17.1687 9719	15.8348 3	166.417 1512
7	70	1	1	- 1.263358 21	-3.99446	0.48576 1585	0.01808 9	24.6988 0705
8	0	0	0	- 8.764023 68	-21.2819	2.27424 6188	0.90416	22.0442 683
9	0	0	0	- 232.8698 419	-1067.42	23.9031 7514	24.0245 4	231.693 4767
10	0	0	0	- 189.8697 781	-842.666	20.3093 3237	19.5883 4	196.858 3587
11	0	0	0	- 12.76938 361	-33.7745	2.87562 5742	1.31738 2	27.8734 4031
12	0	0	0	- 3.693476 218	-7.36523	1.38745 7641	0.38104 6	13.4486 2691
13	0	0	0	- 45.11163 701	-155.4	6.80436 1548	4.65404 3	65.9546 7648
14	35	0	1	- 933.9138 894	-5244.57	77.6423 4519	96.4420 1	772.577 572
15	0	0	0	- 59.10545 403	-214.339	8.29015 3944	6.09774 6	80.3564 6218
16	0	0	0	- 25.01447	-76.5351	4.48969 7815	2.58067 5	43.5186 4092

				953				
17	0	0	0	- 1666.281 15	-10041.5	123.219 4899	171.905 6	1194.36 6515
18	0	0	0	- 76.36456 954	-290.267	10.0348 938	7.87832 1	97.2682 2562
19	0	0	0	- 410.7029 061	-2050.68	37.8991 1065	42.3710 8	367.356 0795
20	0	0	0	- 25.01447 953	-76.5351	4.48969 7815	2.58067 5	43.5186 4092
21	0	0	0	- 33.89360 278	-110.356	5.54690 6795	3.49670 9	53.7661 6756
22	0	0	0	- 45.11163 701	-155.4	6.80436 1548	4.65404 3	65.9546 7648
23	0	0	0	- 283.3618 055	-1338.78	27.9981 6175	29.2336 5	271.386 1818
24	0	0	0	- 45.11163 701	-155.4	6.80436 1548	4.65404 3	65.9546 7648
25	0	0	0	- 283.3618 055	-1338.78	27.9981 6175	29.2336 5	271.386 1818
26	40	0	0	- 151.1885 822	-658.056	17.8492 5314	15.6239 6	193.003 1307
27	70	1	0	- 95.29326 461	-386.737	12.5031 2271	9.84116 3	141.183 0884
28	0	0	0	- 342.2961 987	-1663.9	32.6453 4854	35.3137 5	316.431 3634
29	0	0	0	- 97.43439 604	-386.737	12.0718 1055	10.0520 4	117.012 0597
30	0	0	0	- 1666.281 15	-10041.5	123.219 4899	171.905 6	1194.36 6515
31	0	0	0	- 12.76938 361	-33.7745	2.87562 5742	1.31738 2	27.8734 4031
32	0	0	0	- 97.43439 604	-386.737	12.0718 1055	10.0520 4	117.012 0597
33	0	0	0	- 936.8563	-5244.57	75.4143 5269	96.6528 8	730.991 3207

				549				
34	0	0	0	- 153.4870 22	-658.056	17.1687 9719	15.8348 3	166.417 1512
35	0	0	0	- 122.9195 229	-507.803	14.4368 5443	12.6812 7	139.936 43
36	0	0	0	- 25.01447 953	-76.5351	4.48969 7815	2.58067 5	43.5186 4092
37	0	0	0	- 189.8697 781	-842.666	20.3093 3237	19.5883 4	196.858 3587
38	0	0	0	- 936.8563 549	-5244.57	75.4143 5269	96.6528 8	730.991 3207
39	0	0	0	- 76.36456 954	-290.267	10.0348 938	7.87832 1	97.2682 2562
40	0	0	0	- 45.11163 701	-155.4	6.80436 1548	4.65404 3	65.9546 7648
41	0	0	0	- 45.11163 701	-155.4	6.80436 1548	4.65404 3	65.9546 7648
42	0	0	0	- 97.43439 604	-386.737	12.0718 1055	10.0520 4	117.012 0597
43	0	0	0	- 25.01447 953	-76.5351	4.48969 7815	2.58067 5	43.5186 4092
44	0	0	0	- 122.9195 229	-507.803	14.4368 5443	12.6812 7	139.936 43
45	0	0	0	- 283.3618 055	-1338.78	27.9981 6175	29.2336 5	271.386 1818
46	0	0	0	- 97.43439 604	-386.737	12.0718 1055	10.0520 4	117.012 0597
47	0	0	0	- 45.11163 701	-155.4	6.80436 1548	4.65404 3	65.9546 7648
48	0	0	0	- 122.9195 229	-507.803	14.4368 5443	12.6812 7	139.936 43
49	0	0	0	- 33.89360 278	-110.356	5.54690 6795	3.49670 9	53.7661 6756
50	0	0	0	- 25.01447	-76.5351	4.48969 7815	2.58067 5	43.5186 4092

				953				
51	0	0	0	- 97.43439 604	-386.737	12.0718 1055	10.0520 4	117.012 0597
52	0	0	0	- 189.8697 781	-842.666	20.3093 3237	19.5883 4	196.858 3587
53	0	0	0	- 283.3618 055	-1338.78	27.9981 6175	29.2336 5	271.386 1818
54	0	0	0	- 232.8698 419	-1067.42	23.9031 7514	24.0245 4	231.693 4767
55	0	0	0	- 410.7029 061	-2050.68	37.8991 1065	42.3710 8	367.356 0795
56	0	0	0	- 283.3618 055	-1338.78	27.9981 6175	29.2336 5	271.386 1818
57	0	0	0	- 1088.603 546	-6215.14	85.6476 395	112.308 2	830.182 5697
58	0	0	0	- 489.6946 021	-2507.84	43.8172 403	50.5204 4	424.720 5102
59	0	0	0	- 342.2961 987	-1663.9	32.6453 4854	35.3137 5	316.431 3634
60	0	0	0	- 18.08681 516	-51.6528	3.60705 8494	1.86596 7	34.9632 1798
61	0	0	0	- 59.10545 403	-214.339	8.29015 3944	6.09774 6	80.3564 6218
62	0	0	0	- 18.08681 516	-51.6528	3.60705 8494	1.86596 7	34.9632 1798
63	0	0	0	- 122.9195 229	-507.803	14.4368 5443	12.6812 7	139.936 43
64	0	0	0	- 189.8697 781	-842.666	20.3093 3237	19.5883 4	196.858 3587
65	0	0	0	- 59.10545 403	-214.339	8.29015 3944	6.09774 6	80.3564 6218
66	0	0	0	- 1905.991 801	-11677.8	138.329 6264	196.635 9	1340.82 9069
67	0	0	0	- 283.3618	-1338.78	27.9981 6175	29.2336 5	271.386 1818

				055				
<b>68</b>	0	0	0	- 153.4870 22	-658.056	17.1687 9719	15.8348 3	166.417 1512
<b>69</b>	0	0	0	- 283.3618 055	-1338.78	27.9981 6175	29.2336 5	271.386 1818
<b>70</b>	0	0	0	- 33.89360 278	-110.356	5.54690 6795	3.49670 9	53.7661 6756
<b>71</b>	0	0	0	- 283.3618 055	-1338.78	27.9981 6175	29.2336 5	271.386 1818
<b>72</b>	0	0	0	- 153.4870 22	-658.056	17.1687 9719	15.8348 3	166.417 1512
<b>73</b>	0	0	0	- 76.36456 954	-290.267	10.0348 938	7.87832 1	97.2682 2562
<b>74</b>	0	0	0	- 2.219340 643	-3.99446	1.06985 1967	0.22896 3	10.3700 7512
<b>75</b>	0	0	0	- 489.6946 021	-2507.84	43.8172 403	50.5204 4	424.720 5102
<b>76</b>	0	0	0	- 33.89360 278	-110.356	5.54690 6795	3.49670 9	53.7661 6756
<b>77</b>	0	0	0	- 1451.470 628	-8597.46	109.463 6758	149.744 2	1061.03 1409
<b>78</b>	0	0	0	- 97.43439 604	-386.737	12.0718 1055	10.0520 4	117.012 0597
<b>79</b>	0	0	0	- 45.11163 701	-155.4	6.80436 1548	4.65404 3	65.9546 7648
<b>80</b>	0	0	0	- 3.693476 218	-7.36523	1.38745 7641	0.38104 6	13.4486 2691
<b>81</b>	0	0	0	- 122.9195 229	-507.803	14.4368 5443	12.6812 7	139.936 43
<b>82</b>	0	0	0	- 1088.603 546	-6215.14	85.6476 395	112.308 2	830.182 5697
<b>83</b>	0	0	0	- 5.812512 501	-12.84	1.78387 2264	0.59966 1	17.2910 7385
<b>84</b>	0	0	0	- 18.08681	-51.6528	3.60705 8494	1.86596 7	34.9632 1798

				516				
<b>85</b>	0	0	0	- 3.693476 218	-7.36523	1.38745 7641	0.38104 6	13.4486 2691
<b>86</b>	0	0	0	- 2.219340 643	-3.99446	1.06985 1967	0.22896 3	10.3700 7512
<b>87</b>	0	0	0	- 342.2961 987	-1663.9	32.6453 4854	35.3137 5	316.431 3634
<b>88</b>	0	0	0	- 97.43439 604	-386.737	12.0718 1055	10.0520 4	117.012 0597
<b>89</b>	0	0	0	- 18.08681 516	-51.6528	3.60705 8494	1.86596 7	34.9632 1798
<b>90</b>	53	0	0	- 230.4253 4	-1067.42	24.8528 1569	23.8136 6	260.888 6625
<b>91</b>	0	0	0	- 189.8697 781	-842.666	20.3093 3237	19.5883 4	196.858 3587
<b>92</b>	0	0	0	- 342.2961 987	-1663.9	32.6453 4854	35.3137 5	316.431 3634
<b>93</b>	0	0	0	- 1.233325 142	-2.05622	0.81769 4864	0.12723 9	7.92591 6317
<b>94</b>	0	0	0	- 122.9195 229	-507.803	14.4368 5443	12.6812 7	139.936 43
<b>95</b>	0	0	0	- 3.693476 218	-7.36523	1.38745 7641	0.38104 6	13.4486 2691
<b>96</b>	0	0	0	- 122.9195 229	-507.803	14.4368 5443	12.6812 7	139.936 43
<b>97</b>	0	0	0	- 25.01447 953	-76.5351	4.48969 7815	2.58067 5	43.5186 4092
<b>98</b>	0	0	0	- 8.764023 68	-21.2819	2.27424 6188	0.90416	22.0442 683
<b>99</b>	0	0	0	- 12.76938 361	-33.7745	2.87562 5742	1.31738 2	27.8734 4031
<b>100</b>	0	0	0	- 76.36456 954	-290.267	10.0348 938	7.87832 1	97.2682 2562
<b>101</b>	0	0	0	- 8.764023	-21.2819	2.27424 6188	0.90416	22.0442 683



				68				
<b>102</b>	0	0	0	- 59.10545 403	-214.339	8.29015 3944	6.09774 6	80.3564 6218
<b>103</b>	0	0	0	- 18.08681 516	-51.6528	3.60705 8494	1.86596 7	34.9632 1798
<b>104</b>	0	0	0	- 25.01447 953	-76.5351	4.48969 7815	2.58067 5	43.5186 4092
<b>105</b>	0	0	0	- 45.11163 701	-155.4	6.80436 1548	4.65404 3	65.9546 7648
<b>106</b>	0	0	0	- 153.4870 22	-658.056	17.1687 9719	15.8348 3	166.417 1512
<b>107</b>	0	0	0	- 59.10545 403	-214.339	8.29015 3944	6.09774 6	80.3564 6218
<b>108</b>	0	0	0	- 18.08681 516	-51.6528	3.60705 8494	1.86596 7	34.9632 1798
<b>109</b>	0	0	0	- 232.8698 419	-1067.42	23.9031 7514	24.0245 4	231.693 4767
<b>110</b>	0	0	0	- 25.01447 953	-76.5351	4.48969 7815	2.58067 5	43.5186 4092
<b>111</b>	0	0	0	- 59.10545 403	-214.339	8.29015 3944	6.09774 6	80.3564 6218
<b>112</b>	0	0	0	- 2.219340 643	-3.99446	1.06985 1967	0.22896 3	10.3700 7512
<b>113</b>	0	0	0	- 76.36456 954	-290.267	10.0348 938	7.87832 1	97.2682 2562
<b>114</b>	0	0	0	- 76.36456 954	-290.267	10.0348 938	7.87832 1	97.2682 2562
<b>115</b>	0	0	0	- 283.3618 055	-1338.78	27.9981 6175	29.2336 5	271.386 1818
<b>116</b>	0	0	0	- 232.8698 419	-1067.42	23.9031 7514	24.0245 4	231.693 4767
<b>117</b>	0	0	0	- 59.10545 403	-214.339	8.29015 3944	6.09774 6	80.3564 6218
<b>118</b>	0	0	0	- 3.693476	-7.36523	1.38745 7641	0.38104 6	13.4486 2691

				218					
119	0	0	0	- 5.812512 501	-12.84	1.78387 2264	0.59966 1	17.2910 7385	
120	0	0	0	- 59.10545 403	-214.339	8.29015 3944	6.09774 6	80.3564 6218	
121	0	0	0	- 76.36456 954	-290.267	10.0348 938	7.87832 1	97.2682 2562	
122	0	0	0	- 489.6946 021	-2507.84	43.8172 403	50.5204 4	424.720 5102	
123	0	0	0	- 122.9195 229	-507.803	14.4368 5443	12.6812 7	139.936 43	
124	0	0	0	- 25.01447 953	-76.5351	4.48969 7815	2.58067 5	43.5186 4092	
125	0	0	0	- 45.11163 701	-155.4	6.80436 1548	4.65404 3	65.9546 7648	
126	0	0	0	- 410.7029 061	-2050.68	37.8991 1065	42.3710 8	367.356 0795	
المجموع	401	3	2	- 25345.03 609	-129445	2410.14 4004	2614.79 7	23501.4 5807	

جدول رقم ٣ طريقة ايجاد متوسط الخطأ التربيعي، m.s.e. لامتودج كما المعلمي

id	life time	s	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$\beta_1 x_1$	$\beta_2 x_2$	$\beta_3 x_3$	$\hat{Y}$	$Y - \hat{Y}$	$(Y - \hat{Y})^2$
1	20	0	23	0	0	2.864226	0	0	22.00879	-2.00879	4.03525
2	19	1	65	1	0	8.094552	0.717243	0	27.95636	-8.95636	80.21642
3	18	0	20	0	0	2.490631	0	0	21.6352	-3.6352	13.21467
4	25	1	68	0	0	8.468147	0	0	27.61271	-2.61271	6.826275
5	26	0	37	0	0	4.607668	0	0	23.75224	2.247765	5.052446
6	27	0	70	1	1	8.71721	0.717243	0.379098	28.95812	-1.95812	3.834228
7	14	1	70	1	1	8.71721	0.717243	0.379098	28.95812	-14.9581	223.7453
8	17	0	70	0	0	8.71721	0	0	27.86178	-10.8618	117.9782
9	29	0	60	1	1	7.471894	0.717243	0.379098	27.7128	1.287197	1.656877
10	28	0	31	0	0	3.860479	0	0	23.00505	4.994954	24.94957
11	18	0	58	0	0	7.222831	0	0	26.3674	-8.3674	70.01335
12	15	0	63	0	0	7.845489	0	0	26.99006	-11.9901	143.7614
13	22	0	28	0	0	3.486884	0	0	22.63145	-0.63145	0.39873
14	37	1	35	0	1	4.358605	0	0.379098	23.88227	13.11773	172.0748

15	23	0	52	0	0	6.475642	0	0	25.62021	-2.62021	6.865494
16	20	0	40	0	0	4.981263	0	0	24.12583	-4.12583	17.02247
17	41	0	62	1	0	7.720958	0.717243	0	27.58277	13.41723	180.0221
18	24	0	37	0	0	4.607668	0	0	23.75224	0.247765	0.061387
19	32	0	46	0	0	5.728452	0	0	24.87302	7.126981	50.79385
20	20	0	46	0	0	5.728452	0	0	24.87302	-4.87302	23.74632
21	21	0	43	0	0	5.354858	0	0	24.49942	-3.49942	12.24597
22	22	0	48	0	0	5.977516	0	0	25.12208	-3.12208	9.747399
23	30	0	79	1	0	9.837994	0.717243	0	29.6998	0.300196	0.090118
24	22	0	59	1	0	7.347363	0.717243	0	27.20917	-5.20917	27.13548
25	30	0	85	0	0	10.58518	0	0	29.72975	0.270249	0.073035
26	27	1	40	0	0	4.981263	0	0	24.12583	2.87417	8.260853
27	25	1	70	1	0	8.71721	0.717243	0	28.57902	-3.57902	12.80938
28	31	0	63	1	1	7.845489	0.717243	0.379098	28.0864	2.913603	8.48908
29	25	0	51	1	1	6.35111	0.717243	0.379098	26.59202	-1.59202	2.534523
30	41	0	60	1	1	7.471894	0.717243	0.379098	27.7128	13.2872	176.5496
31	18	0	72	1	1	8.966273	0.717243	0.379098	29.20718	-11.2072	125.6009
32	25	0	70	0	1	8.71721	0	0.379098	28.24088	-3.24088	10.50327
33	37	0	65	0	0	8.094552	0	0	27.23912	9.760881	95.27479
34	27	0	35	0	1	4.358605	0	0.379098	23.88227	3.117729	9.720237
35	26	0	70	0	1	8.71721	0	0.379098	28.24088	-2.24088	5.021524
36	20	0	37	0	0	4.607668	0	0	23.75224	-3.75224	14.07927
37	28	0	52	0	0	6.475642	0	0	25.62021	2.379791	5.663406
38	37	0	30	0	0	3.735947	0	0	22.88051	14.11949	199.3599
39	24	0	77	0	0	9.588931	0	0	28.7335	-4.7335	22.40601
40	22	0	75	0	0	9.339868	0	0	28.48444	-6.48444	42.0479
41	22	0	60	0	0	7.471894	0	0	26.61646	-4.61646	21.31172
42	25	0	80	0	0	9.962526	0	0	29.10709	-4.10709	16.86821
43	20	0	30	0	0	3.735947	0	0	22.88051	-2.88051	8.297362
44	26	0	39	0	0	4.856731	0	0	24.0013	1.998702	3.994808
45	30	0	65	1	0	8.094552	0.717243	0	27.95636	2.043638	4.176456
46	25	0	49	0	0	6.102047	0	0	25.24661	-0.24661	0.060819
47	22	0	57	0	0	7.0983	0	0	26.24287	-4.24287	18.00192
48	26	0	34	0	1	4.234074	0	0.379098	23.75774	2.242261	5.027734
49	21	0	52	0	0	6.475642	0	0	25.62021	-4.62021	21.34633
50	20	0	20	0	0	2.490631	0	0	21.6352	-1.6352	2.673874
51	25	0	30	0	0	3.735947	0	0	22.88051	2.119486	4.49222
52	28	0	39	0	0	4.856731	0	0	24.0013	3.998702	15.98961
53	30	0	50	1	0	6.226579	0.717243	0	26.08839	3.911611	15.3007
54	29	0	39	1	0	4.856731	0.717243	0	24.71854	4.281459	18.33089
55	32	0	68	1	0	8.468147	0.717243	0	28.32996	3.670043	13.46922
56	30	0	62	0	0	7.720958	0	0	26.86552	3.134475	9.824936
57	38	0	95	1	1	11.8305	0.717243	0.379098	32.07141	5.928592	35.1482
58	33	0	52	0	0	6.475642	0	0	25.62021	7.379791	54.46132

59	31	0	47	0	0	5.852984	0	0	24.99755	6.002449	36.02939
60	19	0	25	0	0	3.113289	0	0	22.25786	-3.25786	10.61363
61	23	0	39	0	0	4.856731	0	0	24.0013	-1.0013	1.002598
62	19	0	37	0	0	4.607668	0	0	23.75224	-4.75224	22.58374
63	26	0	54	0	0	6.724705	0	0	25.86927	0.130728	0.01709
64	28	0	52	0	0	6.475642	0	0	25.62021	2.379791	5.663406
65	23	0	22	0	0	2.739695	0	0	21.88426	1.115738	1.244872
66	42	0	52	0	0	6.475642	0	0	25.62021	16.37979	268.2976
67	30	0	49	0	0	6.102047	0	0	25.24661	4.753386	22.59468
68	27	0	24	0	0	2.988758	0	0	22.13332	4.866675	23.68453
69	30	0	62	0	0	7.720958	0	0	26.86552	3.134475	9.824936
70	21	0	35	0	0	4.358605	0	0	23.50317	-2.50317	6.265871
71	30	0	55	0	0	6.849237	0	0	25.9938	4.006196	16.04961
72	27	0	70	0	0	8.71721	0	0	27.86178	-0.86178	0.74266
73	24	0	25	0	0	3.113289	0	0	22.25786	1.742144	3.035064
74	14	0	5	0	0	0.622658	0	0	19.76722	-5.76722	33.26088
75	33	0	52	0	0	6.475642	0	0	25.62021	7.379791	54.46132
76	21	0	55	0	0	6.849237	0	0	25.9938	-4.9938	24.93807
77	40	0	60	0	0	7.471894	0	0	26.61646	13.38354	179.1191
78	25	0	60	0	0	7.471894	0	0	26.61646	-1.61646	2.612948
79	22	0	32	0	0	3.98501	0	0	23.12958	-1.12958	1.275945
80	15	0	12	0	0	1.494379	0	0	20.63895	-5.63895	31.79771
81	26	0	37	0	0	4.607668	0	0	23.75224	2.247765	5.052446
82	38	0	32	0	0	3.98501	0	0	23.12958	14.87042	221.1295
83	16	0	12	0	0	1.494379	0	0	20.63895	-4.63895	21.51982
84	19	0	18	0	0	2.241568	0	0	21.38614	-2.38614	5.693642
85	15	0	10	0	0	1.245316	0	0	20.38988	-5.38988	29.05084
86	14	0	7	0	0	0.871721	0	0	20.01629	-6.01629	36.19572
87	31	0	66	0	0	8.219084	0	0	27.36365	3.636349	13.22303
88	25	0	69	0	1	8.592679	0	0.379098	28.11634	-3.11634	9.7116
89	19	0	35	0	0	4.358605	0	0	23.50317	-4.50317	20.27856
90	29	1	53	0	0	6.600173	0	0	25.74474	3.25526	10.59671
91	28	0	25	0	0	3.113289	0	0	22.25786	5.742144	32.97221
92	31	0	34	0	0	4.234074	0	0	23.37864	7.621359	58.08512
93	13	0	4	0	0	0.498126	0	0	19.64269	-6.64269	44.12537
94	26	0	27	0	0	3.362352	0	0	22.50692	3.493081	12.20161
95	15	0	9	0	0	1.120784	0	0	20.26535	-5.26535	27.72392
96	26	0	75	1	1	9.339868	0.717243	0.379098	29.58078	-3.58078	12.82196
97	20	0	35	0	0	4.358605	0	0	23.50317	-3.50317	12.27221
98	17	0	53	0	0	6.600173	0	0	25.74474	-8.74474	76.47048
99	18	0	25	0	0	3.113289	0	0	22.25786	-4.25786	18.12934
100	24	0	34	0	0	4.234074	0	0	23.37864	0.621359	0.386088
101	17	0	29	0	0	3.611416	0	0	22.75598	-5.75598	33.13134
102	23	0	27	0	0	3.362352	0	0	22.50692	0.493081	0.243128

103	19	0	26	0	0	3.237821	0	0	22.38239	-3.38239	11.44055
104	20	0	23	0	0	2.864226	0	0	22.00879	-2.00879	4.03525
105	22	0	23	0	0	2.864226	0	0	22.00879	-0.00879	7.73E-05
106	27	0	35	0	0	4.358605	0	0	23.50317	3.496828	12.22781
107	23	0	23	0	0	2.864226	0	0	22.00879	0.991207	0.982491
108	19	0	35	0	0	4.358605	0	0	23.50317	-4.50317	20.27856
109	29	0	23	0	0	2.864226	0	0	22.00879	6.991207	48.87697
110	20	0	30	0	0	3.735947	0	0	22.88051	-2.88051	8.297362
111	23	0	29	0	0	3.611416	0	0	22.75598	0.244017	0.059544
112	14	0	27	0	0	3.362352	0	0	22.50692	-8.50692	72.36768
113	24	0	26	0	0	3.237821	0	0	22.38239	1.617612	2.616669
114	24	0	23	0	0	2.864226	0	0	22.00879	1.991207	3.964905
115	30	0	23	0	0	2.864226	0	0	22.00879	7.991207	63.85939
116	29	0	35	0	0	4.358605	0	0	23.50317	5.496828	30.21512
117	23	0	23	0	0	2.864226	0	0	22.00879	0.991207	0.982491
118	15	0	26	0	0	3.237821	0	0	22.38239	-7.38239	54.49965
119	16	0	26	0	0	3.237821	0	0	22.38239	-6.38239	40.73488
120	23	0	27	0	0	3.362352	0	0	22.50692	0.493081	0.243128
121	24	0	66	0	0	8.219084	0	0	27.36365	-3.36365	11.31415
122	33	0	69	0	0	8.592679	0	0	27.73725	5.262754	27.69658
123	26	0	35	0	0	4.358605	0	0	23.50317	2.496828	6.23415
124	20	0	35	0	0	4.358605	0	0	23.50317	-3.50317	12.27221
125	22	0	25	0	0	3.113289	0	0	22.25786	-0.25786	0.06649
126	32	0	34	0	0	4.234074	0	0	23.37864	8.621359	74.32784
المجموع											4166.382

جدول رقم ٤ ايجاد قيمة المشتقة  $B_1$  لأنموذج COX شبه المعلمي

id	$b_1x_1$	$b_2x_2$	$b_3x_3$	$\beta X_{(i)}$	$\exp(\beta X_{(i)})$	$x_{i1}^2$	$x_{i1}^2 \beta X_{(i)}$	$\exp(\beta X_{(i)}) X_{i1}$	$\left( \sum_{i \in R(t_{(j)})} \exp(\beta X_{(i)}) X_{i1} \right)^2$	$\left( \sum_{i \in R(t_{(j)})} \exp(\beta X_{(i)}) \right)^2$
1	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	529	9276.26835	403.3160153	162663.8082	307.493
2	8.094552	0.717243	0	8.811795	6712.959	4225	28362253	436342.3545	1.90395E+11	45063823
3	2.490631	0	0	2.490631	12.06889	400	4827.55797	241.3778983	58263.2898	145.6582
4	8.468147	0	0	8.468147	4760.686	4624	22013411.2	323726.6349	1.04799E+11	22664129
5	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	1369	137242.409	3709.25431	13758567.54	10050.09
6	8.71721	0.717243	0.379098	9.813552	18279.79	4900	89570983.9	1279585.484	1.63734E+12	3.34E+08
7	8.71721	0.717243	0.379098	9.813552	18279.79	4900	89570983.9	1279585.484	1.63734E+12	3.34E+08
8	8.71721	0	0	8.71721	6107.117	4900	29924875.4	427498.22	1.82755E+11	37296883
9	7.471894	0.717243	0.379098	8.568236	5261.838	3600	18942618.5	315710.3082	99672998706	27686944
10	3.860479	0	0	3.860479	47.48808	961	45636.0473	1472.130559	2167168.382	2255.118
11	7.222831	0	0	7.222831	1370.363	3364	4609902.65	79481.08018	6317242107	1877896
12	7.845489	0	0	7.845489	2554.187	3969	10137567.1	160913.7638	25893239370	6523870
13	3.486884	0	0	3.486884	32.68395	784	25624.2151	915.1505386	837500.5082	1068.24
14	4.358605	0	0.379098	4.737704	114.1717	1225	139860.346	3996.009885	15968095	13035.18
15	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	2704	1755263.02	33755.05804	1139403943	421377.2
16	4.981263	0	0	4.981263	145.6582	1600	233053.159	5826.32898	33946109.39	21216.32
17	7.720958	0.717243	0	8.4382	4620.233	3844	17760176.1	286454.4529	82056153583	21346554
18	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	1369	137242.409	3709.25431	13758567.54	10050.09
19	5.728452	0	0	5.728452	307.493	2116	650655.233	14144.67898	200071943.4	94551.96
20	5.728452	0	0	5.728452	307.493	2116	650655.233	14144.67898	200071943.4	94551.96
21	5.354858	0	0	5.354858	211.6339	1849	391310.993	9100.255657	82814653.03	44788.89
22	5.977516	0	0	5.977516	394.4591	2304	908833.839	18934.03831	358497806.8	155598
23	9.837994	0.71	0	10.555	38377.91	6241	239516508	3031854.52	9.19214E+12	1.47E+09

		7243		24				8		
24	7.347363	0.71 7243	0	8.0646 06	3179.902	3481	11069239. 5	187614.229 4	3519909908 2	10111778
25	10.58518	0	0	10.585 18	39544.57	7225	285709546	3361288.78	1.12983E+13	1.56E+09
26	4.981263	0	0	4.9812 63	145.6582	1600	233053.15 9	5826.32898	33946109.39	21216.32
27	8.71721	0.71 7243	0	9.4344 53	12512.12	4900	61309386. 5	875848.379 1	7.6711E+11	1.57E+08
28	7.845489	0.71 7243	0.37 9098	8.9418 3	7645.179	3969	30343714	481646.254 3	2.31983E+11	58448756
29	6.35111	0.71 7243	0.37 9098	7.4474 52	1715.486	2601	4461978.6 3	87489.7771 4	7654461103	2942892
30	7.471894	0.71 7243	0.37 9098	8.5682 36	5261.838	3600	18942618. 5	315710.308 2	9967299870 6	27686944
31	8.966273	0.71 7243	0.37 9098	10.062 61	23449.74	5184	121563448	1688381.21 6	2.85063E+12	5.5E+08
32	8.71721	0	0.37 9098	9.0963 09	8922.296	4900	43719252. 2	624560.745 8	3.90076E+11	79607372
33	8.094552	0	0	8.0945 52	3276.57	4225	13843506. 5	212977.022 4	4535921205 7	10735908
34	4.358605	0	0.37 9098	4.7377 04	114.1717	1225	139860.34 6	3996.00988 5	15968095	13035.18
35	8.71721	0	0.37 9098	9.0963 09	8922.296	4900	43719252. 2	624560.745 8	3.90076E+11	79607372
36	4.607668	0	0	4.6076 68	100.2501	1369	137242.40 9	3709.25431	13758567.54	10050.09
37	6.475642	0	0	6.4756 42	649.1357	2704	1755263.0 2	33755.0580 4	1139403943	421377.2
38	3.735947	0	0	3.7359 47	41.92772	900	37734.949 1	1257.83163 6	1582140.425	1757.934
39	9.588931	0	0	9.5889 31	14602.25	5929	86576763. 8	1124373.55 6	1.26422E+12	2.13E+08
40	9.339868	0	0	9.3398 68	11382.91	5625	64028845. 9	853717.945 5	7.28834E+11	1.3E+08
41	7.471894	0	0	7.4718 94	1757.934	3600	6328561.7	105476.028 3	1112519254 9	3090331
42	9.962526	0	0	9.9625 26	21216.32	6400	135784438	1697305.46 9	2.88085E+12	4.5E+08
43	3.735947	0	0	3.7359 47	41.92772	900	37734.949 1	1257.83163 6	1582140.425	1757.934
44	4.856731	0	0	4.8567 31	128.6032	1521	195605.40 5	5015.52319 9	25155472.96	16538.77
45	8.094552	0.71 7243	0	8.8117 95	6712.959	4225	28362253	436342.354 5	1.90395E+11	45063823
46	6.102047	0	0	6.1020 47	446.7714	2401	1072698.1 9	21891.7998 8	479250902.1	199604.7
47	7.0983	0	0	7.0983	1209.908	3249	3930991.4 9	68964.7629 1	4756138524	1463878
48	4.234074	0	0.37	4.6131	100.8034	1156	116528.71	3427.31523	11746489.71	10161.32

			9098	72			8	4		
49	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	2704	1755263.02	33755.05804	1139403943	421377.2
50	2.490631	0	0	2.490631	12.06889	400	4827.55797	241.3778983	58263.2898	145.6582
51	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	900	37734.9491	1257.831636	1582140.425	1757.934
52	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	1521	195605.405	5015.523199	25155472.96	16538.77
53	6.226579	0.717243	0	6.943822	1036.725	2500	2591811.39	51836.22771	2686994503	1074798
54	4.856731	0.717243	0	5.573974	263.4792	1521	400751.79	10275.68691	105589741.5	69421.26
55	8.468147	0.717243	0	9.18539	9753.582	4624	45100563.2	663243.5767	4.39892E+11	95132362
56	7.720958	0	0	7.720958	2255.118	3844	8668673.53	139817.315	19548881574	5085557
57	11.8305	0.717243	0.379098	12.92684	411202.4	9025	3711101715	39064228.58	1.52601E+15	1.69E+11
58	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	2704	1755263.02	33755.05804	1139403943	421377.2
59	5.852984	0	0	5.852984	348.2721	2209	769332.988	16368.78698	267937187.1	121293.4
60	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	625	14059.3227	562.3729086	316263.2883	506.0213
61	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	1521	195605.405	5015.523199	25155472.96	16538.77
62	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	1369	137242.409	3709.25431	13758567.54	10050.09
63	6.724705	0	0	6.724705	832.7263	2916	2428229.81	44967.21862	2022050751	693433
64	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	2704	1755263.02	33755.05804	1139403943	421377.2
65	2.739695	0	0	2.739695	15.48226	484	7493.41212	340.6096416	116014.928	239.7003
66	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	2704	1755263.02	33755.05804	1139403943	421377.2
67	6.102047	0	0	6.102047	446.7714	2401	1072698.19	21891.79988	479250902.1	199604.7
68	2.988758	0	0	2.988758	19.861	576	11439.9333	476.6638855	227208.4598	394.4591
69	7.720958	0	0	7.720958	2255.118	3844	8668673.53	139817.315	19548881574	5085557
70	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	1225	95731.359	2735.181685	7481218.849	6107.117
71	6.849237	0	0	6.849237	943.1606	3025	2853060.76	51873.83195	2690894441	889551.9
72	8.71721	0	0	8.71721	6107.117	4900	29924875.4	427498.22	1.82755E+11	37296883
73	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	625	14059.322	562.372908	316263.2883	506.0213



				89			7	6		
74	0.622658	0	0	0.622658	1.863875	25	46.596885	9.319377001	86.85078769	3.474032
75	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	2704	1755263.02	33755.05804	1139403943	421377.2
76	6.849237	0	0	6.849237	943.1606	3025	2853060.76	51873.83195	2690894441	889551.9
77	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	3600	6328561.7	105476.0283	11125192549	3090331
78	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	3600	6328561.7	105476.0283	11125192549	3090331
79	3.98501	0	0	3.98501	53.78585	1024	55076.707	1721.147093	2962347.317	2892.917
80	1.494379	0	0	1.494379	4.456568	144	641.745742	53.47881181	2859.983313	19.861
81	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	1369	137242.409	3709.25431	13758567.54	10050.09
82	3.98501	0	0	3.98501	53.78585	1024	55076.707	1721.147093	2962347.317	2892.917
83	1.494379	0	0	1.494379	4.456568	144	641.745742	53.47881181	2859.983313	19.861
84	2.241568	0	0	2.241568	9.408075	324	3048.21619	169.3453439	28677.84551	88.51187
85	1.245316	0	0	1.245316	3.474032	100	347.403151	34.74031508	1206.889492	12.06889
86	0.871721	0	0	0.871721	2.391022	49	117.160093	16.73715612	280.1323949	5.716988
87	8.219084	0	0	8.219084	3711.101	4356	16165555.8	244932.6634	59992009607	13772270
88	8.592679	0	0.379098	8.971777	7877.588	4761	37505197	543553.5799	2.9545E+11	62056394
89	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	1225	95731.359	2735.181685	7481218.849	6107.117
90	6.600173	0	0	6.600173	735.2227	2809	2065240.48	38966.8016	1518411627	540552.4
91	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	625	14059.3227	562.3729086	316263.2883	506.0213
92	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	1156	79761.368	2345.922589	5503352.793	4760.686
93	0.498126	0	0	0.498126	1.645635	16	26.3301591	6.582539783	43.32982999	2.708114
94	3.362352	0	0	3.362352	28.857	729	21036.7507	779.1389166	607057.4514	832.7263
95	1.120784	0	0	1.120784	3.067258	81	248.447938	27.60532644	762.0540477	9.408075
96	9.339868	0.717243	0.379098	10.43621	34071.26	5625	191650814	2555344.186	6.52978E+12	1.16E+09
97	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	1225	95731.359	2735.181685	7481218.849	6107.117
98	6.600173	0	0	6.600173	735.2227	2809	2065240.4	38966.8016	1518411627	540552.4

				73			8			
99	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	625	14059.3227	562.3729086	316263.2883	506.0213
100	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	1156	79761.368	2345.922589	5503352.793	4760.686
101	3.611416	0	0	3.611416	37.01842	841	31132.4916	1073.534193	1152475.663	1370.363
102	3.362352	0	0	3.362352	28.857	729	21036.7507	779.1389166	607057.4514	832.7263
103	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	676	17223.2241	662.431698	438815.7545	649.1357
104	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	529	9276.26835	403.3160153	162663.8082	307.493
105	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	529	9276.26835	403.3160153	162663.8082	307.493
106	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	1225	95731.359	2735.181685	7481218.849	6107.117
107	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	529	9276.26835	403.3160153	162663.8082	307.493
108	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	1225	95731.359	2735.181685	7481218.849	6107.117
109	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	529	9276.26835	403.3160153	162663.8082	307.493
110	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	900	37734.9491	1257.831636	1582140.425	1757.934
111	3.611416	0	0	3.611416	37.01842	841	31132.4916	1073.534193	1152475.663	1370.363
112	3.362352	0	0	3.362352	28.857	729	21036.7507	779.1389166	607057.4514	832.7263
113	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	676	17223.2241	662.431698	438815.7545	649.1357
114	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	529	9276.26835	403.3160153	162663.8082	307.493
115	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	529	9276.26835	403.3160153	162663.8082	307.493
116	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	1225	95731.359	2735.181685	7481218.849	6107.117
117	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	529	9276.26835	403.3160153	162663.8082	307.493
118	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	676	17223.2241	662.431698	438815.7545	649.1357
119	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	676	17223.2241	662.431698	438815.7545	649.1357
120	3.362352	0	0	3.362352	28.857	729	21036.7507	779.1389166	607057.4514	832.7263
121	8.219084	0	0	8.219084	3711.101	4356	16165555.8	244932.6634	59992009607	13772270
122	8.592679	0	0	8.592679	5392.037	4761	25671490	372050.5802	1.38422E+11	29074067
123	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	1225	95731.359	2735.18168	7481218.849	6107.117

				05				5		
124	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	1225	95731.359	2735.181685	7481218.849	6107.117
125	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	625	14059.3227	562.3729086	316263.2883	506.0213
126	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	1156	79761.368	2345.922589	5503352.793	4760.686
المجموع					783315.5		5650310123		1.56816E+15	
							$B_1$	9769.067463		

جدول رقم ٥ ايجاد قيمة المشتقة لل  $B_2$  لانموذج COX شبه المعلمي

id	$b_1x_1$	$b_2x_2$	$b_3x_3$	$\hat{\beta}X_{(i)}$	$exp(\hat{\beta}X_{(i)})$	$x_{i2}^2$	$x_{i2}^2\hat{\beta}X_{(i)}$	$exp(\hat{\beta}X_{(i)})X_{i2}$	$\left(\sum_{i \in R(t_{(j)})} exp(\hat{\beta}X_{(i)})X_{i2}\right)^2$	$\left(\sum_{i \in R(t_{(j)})} exp(\hat{\beta}X_{(i)})\right)^2$
1	2.8642 26	0	0	2.8642 26	17.53548	0	0	0	0	307.493
2	8.0945 52	0.71 7243	0	8.8117 95	6712.959	1	6712.9 59	6712.95 9	45063823	45063823
3	2.4906 31	0	0	2.4906 31	12.06889	0	0	0	0	145.6582
4	8.4681 47	0	0	8.4681 47	4760.686	0	0	0	0	22664129
5	4.6076 68	0	0	4.6076 68	100.2501	0	0	0	0	10050.09
6	8.7172 1	0.71 7243	0.3790 98	9.8135 52	18279.79	1	18279. 79	18279.7 9	3.34E+08	3.34E+08
7	8.7172 1	0.71 7243	0.3790 98	9.8135 52	18279.79	1	18279. 79	18279.7 9	3.34E+08	3.34E+08
8	8.7172 1	0	0	8.7172 1	6107.117	0	0	0	0	37296883
9	7.4718 94	0.71 7243	0.3790 98	8.5682 36	5261.838	1	5261.8 38	5261.83 8	27686944	27686944
10	3.8604 79	0	0	3.8604 79	47.48808	0	0	0	0	2255.118
11	7.2228 31	0	0	7.2228 31	1370.363	0	0	0	0	1877896
12	7.8454 89	0	0	7.8454 89	2554.187	0	0	0	0	6523870
13	3.4868 84	0	0	3.4868 84	32.68395	0	0	0	0	1068.24
14	4.3586 05	0	0.3790 98	4.7377 04	114.1717	0	0	0	0	13035.18
15	6.4756 42	0	0	6.4756 42	649.1357	0	0	0	0	421377.2
16	4.9812 63	0	0	4.9812 63	145.6582	0	0	0	0	21216.32
17	7.7209 58	0.71 7243	0	8.4382	4620.233	1	4620.2 33	4620.23 3	21346554	21346554
18	4.6076 68	0	0	4.6076 68	100.2501	0	0	0	0	10050.09
19	5.7284 52	0	0	5.7284 52	307.493	0	0	0	0	94551.96
20	5.7284 52	0	0	5.7284 52	307.493	0	0	0	0	94551.96
21	5.3548 58	0	0	5.3548 58	211.6339	0	0	0	0	44788.89
22	5.9775 16	0	0	5.9775 16	394.4591	0	0	0	0	155598
23	9.8379 94	0.71 7243	0	10.555 24	38377.91	1	38377. 91	38377.9 1	1.47E+09	1.47E+09
24	7.3473	0.71	0	8.0646	3179.902	1	3179.9	3179.90	10111778	10111778

	63	7243		06			02	2		
25	10.585 18	0	0	10.585 18	39544.57	0	0	0	0	1.56E+09
26	4.9812 63	0	0	4.9812 63	145.6582	0	0	0	0	21216.32
27	8.7172 1	0.71 7243	0	9.4344 53	12512.12	1	12512. 12	12512.1 2	1.57E+08	1.57E+08
28	7.8454 89	0.71 7243	0.3790 98	8.9418 3	7645.179	1	7645.1 79	7645.17 9	58448756	58448756
29	6.3511 1	0.71 7243	0.3790 98	7.4474 52	1715.486	1	1715.4 86	1715.48 6	2942892	2942892
30	7.4718 94	0.71 7243	0.3790 98	8.5682 36	5261.838	1	5261.8 38	5261.83 8	27686944	27686944
31	8.9662 73	0.71 7243	0.3790 98	10.062 61	23449.74	1	23449. 74	23449.7 4	5.5E+08	5.5E+08
32	8.7172 1	0	0.3790 98	9.0963 09	8922.296	0	0	0	0	79607372
33	8.0945 52	0	0	8.0945 52	3276.57	0	0	0	0	10735908
34	4.3586 05	0	0.3790 98	4.7377 04	114.1717	0	0	0	0	13035.18
35	8.7172 1	0	0.3790 98	9.0963 09	8922.296	0	0	0	0	79607372
36	4.6076 68	0	0	4.6076 68	100.2501	0	0	0	0	10050.09
37	6.4756 42	0	0	6.4756 42	649.1357	0	0	0	0	421377.2
38	3.7359 47	0	0	3.7359 47	41.92772	0	0	0	0	1757.934
39	9.5889 31	0	0	9.5889 31	14602.25	0	0	0	0	2.13E+08
40	9.3398 68	0	0	9.3398 68	11382.91	0	0	0	0	1.3E+08
41	7.4718 94	0	0	7.4718 94	1757.934	0	0	0	0	3090331
42	9.9625 26	0	0	9.9625 26	21216.32	0	0	0	0	4.5E+08
43	3.7359 47	0	0	3.7359 47	41.92772	0	0	0	0	1757.934
44	4.8567 31	0	0	4.8567 31	128.6032	0	0	0	0	16538.77
45	8.0945 52	0.71 7243	0	8.8117 95	6712.959	1	6712.9 59	6712.95 9	45063823	45063823
46	6.1020 47	0	0	6.1020 47	446.7714	0	0	0	0	199604.7
47	7.0983	0	0	7.0983	1209.908	0	0	0	0	1463878
48	4.2340 74	0	0.3790 98	4.6131 72	100.8034	0	0	0	0	10161.32
49	6.4756 42	0	0	6.4756 42	649.1357	0	0	0	0	421377.2

50	2.4906 31	0	0	2.4906 31	12.06889	0	0	0	0	145.6582
51	3.7359 47	0	0	3.7359 47	41.92772	0	0	0	0	1757.934
52	4.8567 31	0	0	4.8567 31	128.6032	0	0	0	0	16538.77
53	6.2265 79	0.71 7243	0	6.9438 22	1036.725	1	1036.7 25	1036.72 5	1074798	1074798
54	4.8567 31	0.71 7243	0	5.5739 74	263.4792	1	263.47 92	263.479 2	69421.26	69421.26
55	8.4681 47	0.71 7243	0	9.1853 9	9753.582	1	9753.5 82	9753.58 2	95132362	95132362
56	7.7209 58	0	0	7.7209 58	2255.118	0	0	0	0	5085557
57	11.830 5	0.71 7243	0.3790 98	12.926 84	411202.4	1	41120 2.4	411202. 4	1.69E+11	1.69E+11
58	6.4756 42	0	0	6.4756 42	649.1357	0	0	0	0	421377.2
59	5.8529 84	0	0	5.8529 84	348.2721	0	0	0	0	121293.4
60	3.1132 89	0	0	3.1132 89	22.49492	0	0	0	0	506.0213
61	4.8567 31	0	0	4.8567 31	128.6032	0	0	0	0	16538.77
62	4.6076 68	0	0	4.6076 68	100.2501	0	0	0	0	10050.09
63	6.7247 05	0	0	6.7247 05	832.7263	0	0	0	0	693433
64	6.4756 42	0	0	6.4756 42	649.1357	0	0	0	0	421377.2
65	2.7396 95	0	0	2.7396 95	15.48226	0	0	0	0	239.7003
66	6.4756 42	0	0	6.4756 42	649.1357	0	0	0	0	421377.2
67	6.1020 47	0	0	6.1020 47	446.7714	0	0	0	0	199604.7
68	2.9887 58	0	0	2.9887 58	19.861	0	0	0	0	394.4591
69	7.7209 58	0	0	7.7209 58	2255.118	0	0	0	0	5085557
70	4.3586 05	0	0	4.3586 05	78.14805	0	0	0	0	6107.117
71	6.8492 37	0	0	6.8492 37	943.1606	0	0	0	0	889551.9
72	8.7172 1	0	0	8.7172 1	6107.117	0	0	0	0	37296883
73	3.1132 89	0	0	3.1132 89	22.49492	0	0	0	0	506.0213
74	0.6226 58	0	0	0.6226 58	1.863875	0	0	0	0	3.474032

75	6.4756 42	0	0	6.4756 42	649.1357	0	0	0	0	421377.2
76	6.8492 37	0	0	6.8492 37	943.1606	0	0	0	0	889551.9
77	7.4718 94	0	0	7.4718 94	1757.934	0	0	0	0	3090331
78	7.4718 94	0	0	7.4718 94	1757.934	0	0	0	0	3090331
79	3.9850 1	0	0	3.9850 1	53.78585	0	0	0	0	2892.917
80	1.4943 79	0	0	1.4943 79	4.456568	0	0	0	0	19.861
81	4.6076 68	0	0	4.6076 68	100.2501	0	0	0	0	10050.09
82	3.9850 1	0	0	3.9850 1	53.78585	0	0	0	0	2892.917
83	1.4943 79	0	0	1.4943 79	4.456568	0	0	0	0	19.861
84	2.2415 68	0	0	2.2415 68	9.408075	0	0	0	0	88.51187
85	1.2453 16	0	0	1.2453 16	3.474032	0	0	0	0	12.06889
86	0.8717 21	0	0	0.8717 21	2.391022	0	0	0	0	5.716988
87	8.2190 84	0	0	8.2190 84	3711.101	0	0	0	0	13772270
88	8.5926 79	0	0.3790 98	8.9717 77	7877.588	0	0	0	0	62056394
89	4.3586 05	0	0	4.3586 05	78.14805	0	0	0	0	6107.117
90	6.6001 73	0	0	6.6001 73	735.2227	0	0	0	0	540552.4
91	3.1132 89	0	0	3.1132 89	22.49492	0	0	0	0	506.0213
92	4.2340 74	0	0	4.2340 74	68.99772	0	0	0	0	4760.686
93	0.4981 26	0	0	0.4981 26	1.645635	0	0	0	0	2.708114
94	3.3623 52	0	0	3.3623 52	28.857	0	0	0	0	832.7263
95	1.1207 84	0	0	1.1207 84	3.067258	0	0	0	0	9.408075
96	9.3398 68	0.71 7243	0.3790 98	10.436 21	34071.26	1	34071. 26	34071.2 6	1.16E+09	1.16E+09
97	4.3586 05	0	0	4.3586 05	78.14805	0	0	0	0	6107.117
98	6.6001 73	0	0	6.6001 73	735.2227	0	0	0	0	540552.4
99	3.1132 89	0	0	3.1132 89	22.49492	0	0	0	0	506.0213

100	4.2340 74	0	0	4.2340 74	68.99772	0	0	0	0	4760.686
101	3.6114 16	0	0	3.6114 16	37.01842	0	0	0	0	1370.363
102	3.3623 52	0	0	3.3623 52	28.857	0	0	0	0	832.7263
103	3.2378 21	0	0	3.2378 21	25.47814	0	0	0	0	649.1357
104	2.8642 26	0	0	2.8642 26	17.53548	0	0	0	0	307.493
105	2.8642 26	0	0	2.8642 26	17.53548	0	0	0	0	307.493
106	4.3586 05	0	0	4.3586 05	78.14805	0	0	0	0	6107.117
107	2.8642 26	0	0	2.8642 26	17.53548	0	0	0	0	307.493
108	4.3586 05	0	0	4.3586 05	78.14805	0	0	0	0	6107.117
109	2.8642 26	0	0	2.8642 26	17.53548	0	0	0	0	307.493
110	3.7359 47	0	0	3.7359 47	41.92772	0	0	0	0	1757.934
111	3.6114 16	0	0	3.6114 16	37.01842	0	0	0	0	1370.363
112	3.3623 52	0	0	3.3623 52	28.857	0	0	0	0	832.7263
113	3.2378 21	0	0	3.2378 21	25.47814	0	0	0	0	649.1357
114	2.8642 26	0	0	2.8642 26	17.53548	0	0	0	0	307.493
115	2.8642 26	0	0	2.8642 26	17.53548	0	0	0	0	307.493
116	4.3586 05	0	0	4.3586 05	78.14805	0	0	0	0	6107.117
117	2.8642 26	0	0	2.8642 26	17.53548	0	0	0	0	307.493
118	3.2378 21	0	0	3.2378 21	25.47814	0	0	0	0	649.1357
119	3.2378 21	0	0	3.2378 21	25.47814	0	0	0	0	649.1357
120	3.3623 52	0	0	3.3623 52	28.857	0	0	0	0	832.7263
121	8.2190 84	0	0	8.2190 84	3711.101	0	0	0	0	13772270
122	8.5926 79	0	0	8.5926 79	5392.037	0	0	0	0	29074067
123	4.3586 05	0	0	4.3586 05	78.14805	0	0	0	0	6107.117
124	4.3586 05	0	0	4.3586 05	78.14805	0	0	0	0	6107.117



125	3.1132 89	0	0	3.1132 89	22.49492	0	0	0	0	506.0213
126	4.2340 74	0	0	4.2340 74	68.99772	0	0	0	0	4760.686
المجموع					783315.5		60833 7.2		1.73E+11	
							$\beta_2$	1.05927		

جدول رقم ٦ ايجاد قيمة المشتقة لل  $b_3$  لانودج cox شبه المعلمي

id	$b_1x_1$	$b_2x_2$	$b_3x_3$	$\beta X_{(i)}$	$\exp(\beta X_{(i)})$	$x_{i3}^2$	$x_{i3}^2 \beta X_{(i)}$	$\exp(\beta X_{(i)}) X_{i3}$	$\left(\sum_{i \in I(t_0)} \exp(\beta X_{(i)}) X_{i3}\right)^2$	$\left(\sum_{i \in I(t_0)} \exp(\beta X_{(i)})\right)^2$
1	2.86422 6	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493
2	8.09455 2	0.71724 3	0	8.811795	6712.959	0	0	0	0	45063823
3	2.49063 1	0	0	2.490631	12.06889	0	0	0	0	145.6582
4	8.46814 7	0	0	8.468147	4760.686	0	0	0	0	22664129
5	4.60766 8	0	0	4.607668	100.2501	0	0	0	0	10050.09
6	8.71721	0.71724 3	0.37909 8	9.813552	18279.79	1	18279.7 9	18279.7 9	3.34E+0 8	3.34E+08
7	8.71721	0.71724 3	0.37909 8	9.813552	18279.79	1	18279.7 9	18279.7 9	3.34E+0 8	3.34E+08
8	8.71721	0	0	8.71721	6107.117	0	0	0	0	37296883
9	7.47189 4	0.71724 3	0.37909 8	8.568236	5261.838	1	5261.83 8	5261.83 8	276869 44	27686944
10	3.86047 9	0	0	3.860479	47.48808	0	0	0	0	2255.118
11	7.22283 1	0	0	7.222831	1370.363	0	0	0	0	1877896
12	7.84548 9	0	0	7.845489	2554.187	0	0	0	0	6523870
13	3.48688 4	0	0	3.486884	32.68395	0	0	0	0	1068.24
14	4.35860 5	0	0.37909 8	4.737704	114.1717	1	114.171 7	114.171 7	13035.1 8	13035.18
15	6.47564 2	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2
16	4.98126 3	0	0	4.981263	145.6582	0	0	0	0	21216.32
17	7.72095 8	0.71724 3	0	8.4382	4620.233	0	0	0	0	21346554
18	4.60766 8	0	0	4.607668	100.2501	0	0	0	0	10050.09
19	5.72845 2	0	0	5.728452	307.493	0	0	0	0	94551.96
20	5.72845 2	0	0	5.728452	307.493	0	0	0	0	94551.96
21	5.35485 8	0	0	5.354858	211.6339	0	0	0	0	44788.89
22	5.97751 6	0	0	5.977516	394.4591	0	0	0	0	155598
23	9.83799 4	0.71724 3	0	10.55524	38377.91	0	0	0	0	1.47E+09
24	7.34736 3	0.71724 3	0	8.064606	3179.902	0	0	0	0	10111778

25	10.58518	0	0	10.58518	39544.57	0	0	0	0	1.56E+09
26	4.981263	0	0	4.981263	145.6582	0	0	0	0	21216.32
27	8.71721	0.717243	0	9.434453	12512.12	0	0	0	0	1.57E+08
28	7.845489	0.717243	0.379098	8.94183	7645.179	1	7645.179	7645.179	58448756	58448756
29	6.35111	0.717243	0.379098	7.447452	1715.486	1	1715.486	1715.486	2942892	2942892
30	7.471894	0.717243	0.379098	8.568236	5261.838	1	5261.838	5261.838	27686944	27686944
31	8.966273	0.717243	0.379098	10.06261	23449.74	1	23449.74	23449.74	5.5E+08	5.5E+08
32	8.71721	0	0.379098	9.096309	8922.296	1	8922.296	8922.296	79607372	79607372
33	8.094552	0	0	8.094552	3276.57	0	0	0	0	10735908
34	4.358605	0	0.379098	4.737704	114.1717	1	114.1717	114.1717	13035.18	13035.18
35	8.71721	0	0.379098	9.096309	8922.296	1	8922.296	8922.296	79607372	79607372
36	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	0	0	10050.09
37	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2
38	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	0	0	1757.934
39	9.588931	0	0	9.588931	14602.25	0	0	0	0	2.13E+08
40	9.339868	0	0	9.339868	11382.91	0	0	0	0	1.3E+08
41	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	0	0	0	0	3090331
42	9.962526	0	0	9.962526	21216.32	0	0	0	0	4.5E+08
43	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	0	0	1757.934
44	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	0	0	0	0	16538.77
45	8.094552	0.717243	0	8.811795	6712.959	0	0	0	0	45063823
46	6.102047	0	0	6.102047	446.7714	0	0	0	0	199604.7
47	7.0983	0	0	7.0983	1209.908	0	0	0	0	1463878
48	4.234074	0	0.379098	4.613172	100.8034	1	100.8034	100.8034	10161.32	10161.32
49	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2
50	2.49063	0	0	2.490631	12.06889	0	0	0	0	145.6582

	1									
51	3.73594 7	0	0	3.735947	41.92772	0	0	0	0	1757.934
52	4.85673 1	0	0	4.856731	128.6032	0	0	0	0	16538.77
53	6.22657 9	0.71724 3	0	6.943822	1036.725	0	0	0	0	1074798
54	4.85673 1	0.71724 3	0	5.573974	263.4792	0	0	0	0	69421.26
55	8.46814 7	0.71724 3	0	9.18539	9753.582	0	0	0	0	95132362
56	7.72095 8	0	0	7.720958	2255.118	0	0	0	0	5085557
57	11.8305	0.71724 3	0.37909 8	12.92684	411202.4	1	411202. 4	411202. 4	1.69E+1 1	1.69E+11
58	6.47564 2	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2
59	5.85298 4	0	0	5.852984	348.2721	0	0	0	0	121293.4
60	3.11328 9	0	0	3.113289	22.49492	0	0	0	0	506.0213
61	4.85673 1	0	0	4.856731	128.6032	0	0	0	0	16538.77
62	4.60766 8	0	0	4.607668	100.2501	0	0	0	0	10050.09
63	6.72470 5	0	0	6.724705	832.7263	0	0	0	0	693433
64	6.47564 2	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2
65	2.73969 5	0	0	2.739695	15.48226	0	0	0	0	239.7003
66	6.47564 2	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2
67	6.10204 7	0	0	6.102047	446.7714	0	0	0	0	199604.7
68	2.98875 8	0	0	2.988758	19.861	0	0	0	0	394.4591
69	7.72095 8	0	0	7.720958	2255.118	0	0	0	0	5085557
70	4.35860 5	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117
71	6.84923 7	0	0	6.849237	943.1606	0	0	0	0	889551.9
72	8.71721	0	0	8.71721	6107.117	0	0	0	0	37296883
73	3.11328 9	0	0	3.113289	22.49492	0	0	0	0	506.0213
74	0.62265 8	0	0	0.622658	1.863875	0	0	0	0	3.474032
75	6.47564 2	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2

76	6.84923 7	0	0	6.849237	943.1606	0	0	0	0	889551.9
77	7.47189 4	0	0	7.471894	1757.934	0	0	0	0	3090331
78	7.47189 4	0	0	7.471894	1757.934	0	0	0	0	3090331
79	3.98501	0	0	3.98501	53.78585	0	0	0	0	2892.917
80	1.49437 9	0	0	1.494379	4.456568	0	0	0	0	19.861
81	4.60766 8	0	0	4.607668	100.2501	0	0	0	0	10050.09
82	3.98501	0	0	3.98501	53.78585	0	0	0	0	2892.917
83	1.49437 9	0	0	1.494379	4.456568	0	0	0	0	19.861
84	2.24156 8	0	0	2.241568	9.408075	0	0	0	0	88.51187
85	1.24531 6	0	0	1.245316	3.474032	0	0	0	0	12.06889
86	0.87172 1	0	0	0.871721	2.391022	0	0	0	0	5.716988
87	8.21908 4	0	0	8.219084	3711.101	0	0	0	0	13772270
88	8.59267 9	0	0.37909 8	8.971777	7877.588	1	7877.58 8	7877.58 8	620563 94	62056394
89	4.35860 5	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117
90	6.60017 3	0	0	6.600173	735.2227	0	0	0	0	540552.4
91	3.11328 9	0	0	3.113289	22.49492	0	0	0	0	506.0213
92	4.23407 4	0	0	4.234074	68.99772	0	0	0	0	4760.686
93	0.49812 6	0	0	0.498126	1.645635	0	0	0	0	2.708114
94	3.36235 2	0	0	3.362352	28.857	0	0	0	0	832.7263
95	1.12078 4	0	0	1.120784	3.067258	0	0	0	0	9.408075
96	9.33986 8	0.71724 3	0.37909 8	10.43621	34071.26	1	34071.2 6	34071.2 6	1.16E+0 9	1.16E+09
97	4.35860 5	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117
98	6.60017 3	0	0	6.600173	735.2227	0	0	0	0	540552.4
99	3.11328 9	0	0	3.113289	22.49492	0	0	0	0	506.0213
100	4.23407 4	0	0	4.234074	68.99772	0	0	0	0	4760.686
101	3.61141 6	0	0	3.611416	37.01842	0	0	0	0	1370.363

102	3.36235 2	0	0	3.362352	28.857	0	0	0	0	832.7263
103	3.23782 1	0	0	3.237821	25.47814	0	0	0	0	649.1357
104	2.86422 6	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493
105	2.86422 6	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493
106	4.35860 5	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117
107	2.86422 6	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493
108	4.35860 5	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117
109	2.86422 6	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493
110	3.73594 7	0	0	3.735947	41.92772	0	0	0	0	1757.934
111	3.61141 6	0	0	3.611416	37.01842	0	0	0	0	1370.363
112	3.36235 2	0	0	3.362352	28.857	0	0	0	0	832.7263
113	3.23782 1	0	0	3.237821	25.47814	0	0	0	0	649.1357
114	2.86422 6	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493
115	2.86422 6	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493
116	4.35860 5	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117
117	2.86422 6	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493
118	3.23782 1	0	0	3.237821	25.47814	0	0	0	0	649.1357
119	3.23782 1	0	0	3.237821	25.47814	0	0	0	0	649.1357
120	3.36235 2	0	0	3.362352	28.857	0	0	0	0	832.7263
121	8.21908 4	0	0	8.219084	3711.101	0	0	0	0	13772270
122	8.59267 9	0	0	8.592679	5392.037	0	0	0	0	29074067
123	4.35860 5	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117
124	4.35860 5	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117
125	3.11328 9	0	0	3.113289	22.49492	0	0	0	0	506.0213
126	4.23407 4	0	0	4.234074	68.99772	0	0	0	0	4760.686

المجموع					783315.5		551218. 7		1.72E+1 1	
							$\beta_3$	0.98370 1		

جدول رقم ٧ ايجاد قيمة المشتقة ل  $b_3, b_3$  لأنموذج COX شبه المعلمي

id	$b_1x_1$	$b_2x_2$	$b_3x_3$	$\beta X_{(i)}$	$exp(\beta X_{(i)})$	$x_{i1}x_{i2}$	$\frac{exp(\beta X_{(i)})}{x_{i1}x_{i2}exp(\beta X_{(i)})}$	$\frac{exp(\beta X_{(i)})x_{i1}}{exp(\beta X_{(i)})x_{i2}}$	$\sum_{i \in R(t_{(j)})} exp(\beta X_{(i)})x_{i1}$	$\sum_{i \in R(t_{(j)})} exp(\beta X_{(i)})x_{i2}$	$(\sum_{i \in R(t_{(j)})} exp(\beta X_{(i)}))^2$	$exp(\beta X_{(i)})x_{i2}$
1	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	0	307.493	0
2	8.094552	0.717243	0	8.811795	6712.959	65	436342.4	436342.4	2.93E+09	0	45063823	6712.959
3	2.490631	0	0	2.490631	12.06889	0	0	241.3779	0	0	145.6582	0
4	8.468147	0	0	8.468147	4760.686	0	0	323726.6	0	0	22664129	0
5	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	3709.254	0	0	10050.09	0
6	8.71721	0.717243	0.379098	9.813552	18279.79	70	1279585	1279585	2.34E+10	0	3.34E+08	18279.79
7	8.71721	0.717243	0.379098	9.813552	18279.79	70	1279585	1279585	2.34E+10	0	3.34E+08	18279.79
8	8.71721	0	0	8.71721	6107.117	0	0	427498.2	0	0	37296883	0
9	7.471894	0.717243	0.379098	8.568236	5261.838	60	315710.3	315710.3	1.66E+09	0	27686944	5261.838
10	3.860479	0	0	3.860479	47.48808	0	0	1472.131	0	0	2255.118	0
11	7.222831	0	0	7.222831	1370.363	0	0	79481.08	0	0	1877896	0
12	7.845489	0	0	7.845489	2554.187	0	0	160913.8	0	0	6523870	0
13	3.486884	0	0	3.486884	32.68395	0	0	915.1505	0	0	1068.24	0
14	4.358605	0	0.379098	4.737704	114.1717	0	0	3996.01	0	0	13035.18	0
15	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	0	421377.2	0
16	4.981263	0	0	4.981263	145.6582	0	0	5826.329	0	0	21216.32	0
17	7.720958	0.717243	0	8.4382	4620.233	62	286454.5	286454.5	1.32E+09	0	21346554	4620.233
18	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	3709.254	0	0	10050.09	0
19	5.728452	0	0	5.728452	307.493	0	0	14144.68	0	0	94551.96	0
20	5.728452	0	0	5.728452	307.493	0	0	14144.68	0	0	94551.96	0
21	5.354858	0	0	5.354858	211.6339	0	0	9100.256	0	0	44788.89	0
22	5.977516	0	0	5.977516	394.4591	0	0	18934.04	0	0	155598	0
23	9.837994	0.717243	0	10.55524	38377.91	79	3031855	3031855	1.16E+11	0	1.47E+09	38377.91
24	7.347363	0.717243	0	8.064606	3179.902	59	187614.2	187614.2	5.97E+08	0	10111778	3179.902
25	10.58518	0	0	10.58518	39544.57	0	0	3361289	0	0	1.56E+09	0
26	4.981263	0	0	4.981263	145.6582	0	0	5826.329	0	0	21216.32	0
27	8.71721	0.717243	0	9.434453	12512.12	70	875848.4	875848.4	1.1E+10	0	1.57E+08	12512.12
28	7.845489	0.717243	0.379098	8.94183	7645.179	63	481646.3	481646.3	3.68E+09	0	58448756	7645.179
29	6.35111	0.717243	0.379098	7.447452	1715.486	51	87489.78	87489.78	1.5E+08	0	2942892	1715.486
30	7.471894	0.717243	0.379098	8.568236	5261.838	60	315710.3	315710.3	1.66E+09	0	27686944	5261.838
31	8.966273	0.717243	0.379098	10.06261	23449.74	72	1688381	1688381	3.96E+10	0	5.5E+08	23449.74
32	8.71721	0	0.379098	9.096309	8922.296	0	0	624560.7	0	0	79607372	0
33	8.094552	0	0	8.094552	3276.57	0	0	212977	0	0	10735908	0
34	4.358605	0	0.379098	4.737704	114.1717	0	0	3996.01	0	0	13035.18	0
35	8.71721	0	0.379098	9.096309	8922.296	0	0	624560.7	0	0	79607372	0
36	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	3709.254	0	0	10050.09	0
37	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	0	421377.2	0
38	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	1257.832	0	0	1757.934	0
39	9.588931	0	0	9.588931	14602.25	0	0	1124374	0	0	2.13E+08	0
40	9.339868	0	0	9.339868	11382.91	0	0	853717.9	0	0	1.3E+08	0
41	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	0	0	105476	0	0	3090331	0



42	9.962526	0	0	9.962526	21216.32	0	0	1697305	0	4.5E+08	0
43	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	1257.832	0	1757.934	0
44	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	0	0	5015.523	0	16538.77	0
45	8.094552	0.717243	0	8.811795	6712.959	65	436342.4	436342.4	2.93E+09	45063823	6712.959
46	6.102047	0	0	6.102047	446.7714	0	0	21891.8	0	199604.7	0
47	7.0983	0	0	7.0983	1209.908	0	0	68964.76	0	1463878	0
48	4.234074	0	0.379098	4.613172	100.8034	0	0	3427.315	0	10161.32	0
49	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0
50	2.490631	0	0	2.490631	12.06889	0	0	241.3779	0	145.6582	0
51	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	1257.832	0	1757.934	0
52	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	0	0	5015.523	0	16538.77	0
53	6.226579	0.717243	0	6.943822	1036.725	50	51836.23	51836.23	53739890	1074798	1036.725
54	4.856731	0.717243	0	5.573974	263.4792	39	10275.69	10275.69	2707429	69421.26	263.4792
55	8.468147	0.717243	0	9.18539	9753.582	68	663243.6	663243.6	6.47E+09	95132362	9753.582
56	7.720958	0	0	7.720958	2255.118	0	0	139817.3	0	5085557	0
57	11.8305	0.717243	0.379098	12.92684	411202.4	95	3906422 g	3906422 g	1.61E+13	1.69E+11	411202.4
58	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0
59	5.852984	0	0	5.852984	348.2721	0	0	16368.79	0	121293.4	0
60	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	562.3729	0	506.0213	0
61	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	0	0	5015.523	0	16538.77	0
62	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	3709.254	0	10050.09	0
63	6.724705	0	0	6.724705	832.7263	0	0	44967.22	0	693433	0
64	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0
65	2.739695	0	0	2.739695	15.48226	0	0	340.6096	0	239.7003	0
66	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0
67	6.102047	0	0	6.102047	446.7714	0	0	21891.8	0	199604.7	0
68	2.988758	0	0	2.988758	19.861	0	0	476.6639	0	394.4591	0
69	7.720958	0	0	7.720958	2255.118	0	0	139817.3	0	5085557	0
70	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
71	6.849237	0	0	6.849237	943.1606	0	0	51873.83	0	889551.9	0
72	8.71721	0	0	8.71721	6107.117	0	0	427498.2	0	37296883	0
73	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	562.3729	0	506.0213	0
74	0.622658	0	0	0.622658	1.863875	0	0	9.319377	0	3.474032	0
75	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0
76	6.849237	0	0	6.849237	943.1606	0	0	51873.83	0	889551.9	0
77	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	0	0	105476	0	3090331	0
78	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	0	0	105476	0	3090331	0
79	3.98501	0	0	3.98501	53.78585	0	0	1721.147	0	2892.917	0
80	1.494379	0	0	1.494379	4.456568	0	0	53.47881	0	19.861	0
81	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	3709.254	0	10050.09	0
82	3.98501	0	0	3.98501	53.78585	0	0	1721.147	0	2892.917	0
83	1.494379	0	0	1.494379	4.456568	0	0	53.47881	0	19.861	0
84	2.241568	0	0	2.241568	9.408075	0	0	169.3453	0	88.51187	0
85	1.245316	0	0	1.245316	3.474032	0	0	34.74032	0	12.06889	0

86	0.871721	0	0	0.871721	2.391022	0	0	16.73716	0	5.716988	0
87	8.219084	0	0	8.219084	3711.101	0	0	244932.7	0	13772270	0
88	8.592679	0	0.379098	8.971777	7877.588	0	0	543553.6	0	62056394	0
89	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
90	6.600173	0	0	6.600173	735.2227	0	0	38966.8	0	540552.4	0
91	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	562.3729	0	506.0213	0
92	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	0	0	2345.923	0	4760.686	0
93	0.498126	0	0	0.498126	1.645635	0	0	6.58254	0	2.708114	0
94	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	779.1389	0	832.7263	0
95	1.120784	0	0	1.120784	3.067258	0	0	27.60533	0	9.408075	0
96	9.339868	0.717243	0.379098	10.43621	34071.26	75	2555344	2555344	8.71E+10	1.16E+09	34071.26
97	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
98	6.600173	0	0	6.600173	735.2227	0	0	38966.8	0	540552.4	0
99	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	562.3729	0	506.0213	0
100	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	0	0	2345.923	0	4760.686	0
101	3.611416	0	0	3.611416	37.01842	0	0	1073.534	0	1370.363	0
102	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	779.1389	0	832.7263	0
103	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	662.4317	0	649.1357	0
104	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
105	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
106	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
107	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
108	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
109	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
110	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	1257.832	0	1757.934	0
111	3.611416	0	0	3.611416	37.01842	0	0	1073.534	0	1370.363	0
112	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	779.1389	0	832.7263	0
113	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	662.4317	0	649.1357	0
114	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
115	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
116	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
117	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
118	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	662.4317	0	649.1357	0
119	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	662.4317	0	649.1357	0
120	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	779.1389	0	832.7263	0
121	8.219084	0	0	8.219084	3711.101	0	0	244932.7	0	13772270	0
122	8.592679	0	0	8.592679	5392.037	0	0	372050.6	0	29074067	0
123	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
124	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
125	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	562.3729	0	506.0213	0
126	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	0	0	2345.923	0	4760.686	0
المجموع					783315.5		5304749 3		1.64E+13		
							$b_3 b_3$	94.42638			

جدول رقم ٨ ايجاد قيمة المشتقة لل  $B_{i1}B_{i3}$  لانودج COX شبه المعلمي

id	$b_1x_1$	$b_2x_2$	$b_3x_3$	$\beta X_{(i)}$	$exp(\beta X_{(i)})$	$x_{i1}x_{i3}$	$\frac{exp(\beta X_{(i)})}{x_{i1}x_{i3}exp(\beta X_{(i)})}$	$\frac{exp(\beta X_{(i)})x_{i1}}{exp(\beta X_{(i)})x_{i3}}$	$\sum_{i \in R(t_{(j)})} exp(\beta X_{(i)})x_{i1}$	$\sum_{i \in R(t_{(j)})} exp(\beta X_{(i)})x_{i3}$	$(\sum_{i \in R(t_{(j)})} exp(\beta X_{(i)})x_{i1})^2$	$exp(\beta X_{(i)})x_{i3}$
1	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0	0
2	8.094552	0.717243	0	8.811795	6712.959	0	0	436342.4	0	45063823	0	0
3	2.490631	0	0	2.490631	12.06889	0	0	241.3779	0	145.6582	0	0
4	8.468147	0	0	8.468147	4760.686	0	0	323726.6	0	22664129	0	0
5	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	3709.254	0	10050.09	0	0
6	8.71721	0.717243	0.379098	9.813552	18279.79	70	1279585	1279585	2.34E+10	3.34E+08	18279.79	18279.79
7	8.71721	0.717243	0.379098	9.813552	18279.79	70	1279585	1279585	2.34E+10	3.34E+08	18279.79	18279.79
8	8.71721	0	0	8.71721	6107.117	0	0	427498.2	0	37296883	0	0
9	7.471894	0.717243	0.379098	8.568236	5261.838	60	315710.3	315710.3	1.66E+09	27686944	5261.838	5261.838
10	3.860479	0	0	3.860479	47.48808	0	0	1472.131	0	2255.118	0	0
11	7.222831	0	0	7.222831	1370.363	0	0	79481.08	0	1877896	0	0
12	7.845489	0	0	7.845489	2554.187	0	0	160913.8	0	6523870	0	0
13	3.486884	0	0	3.486884	32.68395	0	0	915.1505	0	1068.24	0	0
14	4.358605	0	0.379098	4.737704	114.1717	35	3996.01	3996.01	456231.3	13035.18	114.1717	114.1717
15	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0	0
16	4.981263	0	0	4.981263	145.6582	0	0	5826.329	0	21216.32	0	0
17	7.720958	0.717243	0	8.4382	4620.233	0	0	286454.5	0	21346554	0	0
18	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	3709.254	0	10050.09	0	0
19	5.728452	0	0	5.728452	307.493	0	0	14144.68	0	94551.96	0	0
20	5.728452	0	0	5.728452	307.493	0	0	14144.68	0	94551.96	0	0
21	5.354858	0	0	5.354858	211.6339	0	0	9100.256	0	44788.89	0	0
22	5.977516	0	0	5.977516	394.4591	0	0	18934.04	0	155598	0	0
23	9.837994	0.717243	0	10.55524	38377.91	0	0	3031855	0	1.47E+09	0	0
24	7.347363	0.717243	0	8.064606	3179.902	0	0	187614.2	0	10111778	0	0
25	10.58518	0	0	10.58518	39544.57	0	0	3361289	0	1.56E+09	0	0
26	4.981263	0	0	4.981263	145.6582	0	0	5826.329	0	21216.32	0	0
27	8.71721	0.717243	0	9.434453	12512.12	0	0	875848.4	0	1.57E+08	0	0
28	7.845489	0.717243	0.379098	8.94183	7645.179	63	481646.3	481646.3	3.68E+09	58448756	7645.179	7645.179
29	6.35111	0.717243	0.379098	7.447452	1715.486	51	87489.78	87489.78	1.5E+08	2942892	1715.486	1715.486
30	7.471894	0.717243	0.379098	8.568236	5261.838	60	315710.3	315710.3	1.66E+09	27686944	5261.838	5261.838
31	8.966273	0.717243	0.379098	10.06261	23449.74	72	1688381	1688381	3.96E+10	5.5E+08	23449.74	23449.74
32	8.71721	0	0.379098	9.096309	8922.296	70	624560.7	624560.7	5.57E+09	79607372	8922.296	8922.296
33	8.094552	0	0	8.094552	3276.57	0	0	212977	0	10735908	0	0
34	4.358605	0	0.379098	4.737704	114.1717	35	3996.01	3996.01	456231.3	13035.18	114.1717	114.1717
35	8.71721	0	0.379098	9.096309	8922.296	70	624560.7	624560.7	5.57E+09	79607372	8922.296	8922.296
36	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	3709.254	0	10050.09	0	0
37	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0	0
38	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	1257.832	0	1757.934	0	0
39	9.588931	0	0	9.588931	14602.25	0	0	1124374	0	2.13E+08	0	0
40	9.339868	0	0	9.339868	11382.91	0	0	853717.9	0	1.3E+08	0	0
41	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	0	0	105476	0	3090331	0	0

42	9.962526	0	0	9.962526	21216.32	0	0	1697305	0	4.5E+08	0
43	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	1257.832	0	1757.934	0
44	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	0	0	5015.523	0	16538.77	0
45	8.094552	0.717243	0	8.811795	6712.959	0	0	436342.4	0	45063823	0
46	6.102047	0	0	6.102047	446.7714	0	0	21891.8	0	199604.7	0
47	7.0983	0	0	7.0983	1209.908	0	0	68964.76	0	1463878	0
48	4.234074	0	0.379098	4.613172	100.8034	34	3427.315	3427.315	345485	10161.32	100.8034
49	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0
50	2.490631	0	0	2.490631	12.06889	0	0	241.3779	0	145.6582	0
51	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	1257.832	0	1757.934	0
52	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	0	0	5015.523	0	16538.77	0
53	6.226579	0.717243	0	6.943822	1036.725	0	0	51836.23	0	1074798	0
54	4.856731	0.717243	0	5.573974	263.4792	0	0	10275.69	0	69421.26	0
55	8.468147	0.717243	0	9.18539	9753.582	0	0	663243.6	0	95132362	0
56	7.720958	0	0	7.720958	2255.118	0	0	139817.3	0	5085557	0
57	11.8305	0.717243	0.379098	12.92684	411202.4	95	39064229	39064229	1.61E+13	1.69E+11	411202.4
58	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0
59	5.852984	0	0	5.852984	348.2721	0	0	16368.79	0	121293.4	0
60	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	562.3729	0	506.0213	0
61	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	0	0	5015.523	0	16538.77	0
62	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	3709.254	0	10050.09	0
63	6.724705	0	0	6.724705	832.7263	0	0	44967.22	0	693433	0
64	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0
65	2.739695	0	0	2.739695	15.48226	0	0	340.6096	0	239.7003	0
66	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0
67	6.102047	0	0	6.102047	446.7714	0	0	21891.8	0	199604.7	0
68	2.988758	0	0	2.988758	19.861	0	0	476.6639	0	394.4591	0
69	7.720958	0	0	7.720958	2255.118	0	0	139817.3	0	5085557	0
70	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
71	6.849237	0	0	6.849237	943.1606	0	0	51873.83	0	889551.9	0
72	8.71721	0	0	8.71721	6107.117	0	0	427498.2	0	37296883	0
73	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	562.3729	0	506.0213	0
74	0.622658	0	0	0.622658	1.863875	0	0	9.319377	0	3.474032	0
75	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	33755.06	0	421377.2	0
76	6.849237	0	0	6.849237	943.1606	0	0	51873.83	0	889551.9	0
77	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	0	0	105476	0	3090331	0
78	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	0	0	105476	0	3090331	0
79	3.98501	0	0	3.98501	53.78585	0	0	1721.147	0	2892.917	0
80	1.494379	0	0	1.494379	4.456568	0	0	53.47881	0	19.861	0
81	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	3709.254	0	10050.09	0
82	3.98501	0	0	3.98501	53.78585	0	0	1721.147	0	2892.917	0
83	1.494379	0	0	1.494379	4.456568	0	0	53.47881	0	19.861	0
84	2.241568	0	0	2.241568	9.408075	0	0	169.3453	0	88.51187	0
85	1.245316	0	0	1.245316	3.474032	0	0	34.74032	0	12.06889	0

86	0.871721	0	0	0.871721	2.391022	0	0	16.73716	0	5.716988	0
87	8.219084	0	0	8.219084	3711.101	0	0	244932.7	0	13772270	0
88	8.592679	0	0.379098	8.971777	7877.588	69	543553.6	543553.6	4.28E+09	62056394	7877.588
89	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
90	6.600173	0	0	6.600173	735.2227	0	0	38966.8	0	540552.4	0
91	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	562.3729	0	506.0213	0
92	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	0	0	2345.923	0	4760.686	0
93	0.498126	0	0	0.498126	1.645635	0	0	6.58254	0	2.708114	0
94	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	779.1389	0	832.7263	0
95	1.120784	0	0	1.120784	3.067258	0	0	27.60533	0	9.408075	0
96	9.339868	0.717243	0.379098	10.43621	34071.26	75	2555344	2555344	8.71E+10	1.16E+09	34071.26
97	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
98	6.600173	0	0	6.600173	735.2227	0	0	38966.8	0	540552.4	0
99	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	562.3729	0	506.0213	0
100	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	0	0	2345.923	0	4760.686	0
101	3.611416	0	0	3.611416	37.01842	0	0	1073.534	0	1370.363	0
102	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	779.1389	0	832.7263	0
103	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	662.4317	0	649.1357	0
104	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
105	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
106	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
107	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
108	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
109	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
110	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	1257.832	0	1757.934	0
111	3.611416	0	0	3.611416	37.01842	0	0	1073.534	0	1370.363	0
112	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	779.1389	0	832.7263	0
113	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	662.4317	0	649.1357	0
114	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
115	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
116	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
117	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	403.316	0	307.493	0
118	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	662.4317	0	649.1357	0
119	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	662.4317	0	649.1357	0
120	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	779.1389	0	832.7263	0
121	8.219084	0	0	8.219084	3711.101	0	0	244932.7	0	13772270	0
122	8.592679	0	0	8.592679	5392.037	0	0	372050.6	0	29074067	0
123	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
124	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	2735.182	0	6107.117	0
125	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	562.3729	0	506.0213	0
126	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	0	0	2345.923	0	4760.686	0
المجموع					783315.5		4887177 6		1.63E+13		
							$B_{11}B_{13}$	88.88989			

جدول رقم ٩ ايجاد قيمة المشتقة لل  $b_2, b_3$  لانودج COX شبه المعلمي

id	$b_1x_1$	$b_2x_2$	$b_3x_3$	$\beta X_{(i)}$	$\exp(\beta X_{(i)})$	$x_{i2}x_{i3}$	$\frac{\exp(\beta X_{(i)})}{x_{i2}x_{i3}\exp(\beta X_{(i)})}$	$\frac{\exp(\beta X_{(i)})X_{i2}}{\exp(\beta X_{(i)})X_{i3}}$	$\sum_{i \in R(t_{(j)})} \exp(\beta X_{(i)})X_{i2}$	$\sum_{i \in R(t_{(j)})} \exp(\beta X_{(i)})X_{i3}$	$\left(\sum_{i \in R(t_{(j)})} \exp(\beta X_{(i)})\right)^2$	$\exp(\beta X_{(i)})X_{i3}$
1	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	0	307.493	0
2	8.094552	0.717243	0	8.811795	6712.959	0	0	6712.959	0	0	45063823	0
3	2.490631	0	0	2.490631	12.06889	0	0	0	0	0	145.6582	0
4	8.468147	0	0	8.468147	4760.686	0	0	0	0	0	22664129	0
5	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	0	0	0	10050.09	0
6	8.71721	0.717243	0.379098	9.813552	18279.79	1	18279.79	18279.79	3.34E+08	3.34E+08	3.34E+08	18279.79
7	8.71721	0.717243	0.379098	9.813552	18279.79	1	18279.79	18279.79	3.34E+08	3.34E+08	3.34E+08	18279.79
8	8.71721	0	0	8.71721	6107.117	0	0	0	0	0	37296883	0
9	7.471894	0.717243	0.379098	8.568236	5261.838	1	5261.838	5261.838	27686944	27686944	27686944	5261.838
10	3.860479	0	0	3.860479	47.48808	0	0	0	0	0	2255.118	0
11	7.222831	0	0	7.222831	1370.363	0	0	0	0	0	1877896	0
12	7.845489	0	0	7.845489	2554.187	0	0	0	0	0	6523870	0
13	3.486884	0	0	3.486884	32.68395	0	0	0	0	0	1068.24	0
14	4.358605	0	0.379098	4.737704	114.1717	0	0	0	0	0	13035.18	114.1717
15	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	0	421377.2	0
16	4.981263	0	0	4.981263	145.6582	0	0	0	0	0	21216.32	0
17	7.720958	0.717243	0	8.4382	4620.233	0	0	4620.233	0	0	21346554	0
18	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	0	0	0	10050.09	0
19	5.728452	0	0	5.728452	307.493	0	0	0	0	0	94551.96	0
20	5.728452	0	0	5.728452	307.493	0	0	0	0	0	94551.96	0
21	5.354858	0	0	5.354858	211.6339	0	0	0	0	0	44788.89	0
22	5.977516	0	0	5.977516	394.4591	0	0	0	0	0	155598	0
23	9.837994	0.717243	0	10.55524	38377.91	0	0	38377.91	0	0	1.47E+09	0
24	7.347363	0.717243	0	8.064606	3179.902	0	0	3179.902	0	0	10111778	0
25	10.58518	0	0	10.58518	39544.57	0	0	0	0	0	1.56E+09	0
26	4.981263	0	0	4.981263	145.6582	0	0	0	0	0	21216.32	0
27	8.71721	0.717243	0	9.434453	12512.12	0	0	12512.12	0	0	1.57E+08	0
28	7.845489	0.717243	0.379098	8.94183	7645.179	1	7645.179	7645.179	58448756	58448756	58448756	7645.179
29	6.35111	0.717243	0.379098	7.447452	1715.486	1	1715.486	1715.486	2942892	2942892	2942892	1715.486
30	7.471894	0.717243	0.379098	8.568236	5261.838	1	5261.838	5261.838	27686944	27686944	27686944	5261.838
31	8.966273	0.717243	0.379098	10.06261	23449.74	1	23449.74	23449.74	5.5E+08	5.5E+08	5.5E+08	23449.74
32	8.71721	0	0.379098	9.096309	8922.296	0	0	0	0	0	79607372	8922.296
33	8.094552	0	0	8.094552	3276.57	0	0	0	0	0	10735908	0
34	4.358605	0	0.379098	4.737704	114.1717	0	0	0	0	0	13035.18	114.1717
35	8.71721	0	0.379098	9.096309	8922.296	0	0	0	0	0	79607372	8922.296
36	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	0	0	0	10050.09	0
37	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	0	421377.2	0
38	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	0	0	0	1757.934	0
39	9.588931	0	0	9.588931	14602.25	0	0	0	0	0	2.13E+08	0
40	9.339868	0	0	9.339868	11382.91	0	0	0	0	0	1.3E+08	0
41	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	0	0	0	0	0	3090331	0

42	9.962526	0	0	9.962526	21216.32	0	0	0	0	4.5E+08	0
43	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	0	0	1757.934	0
44	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	0	0	0	0	16538.77	0
45	8.094552	0.717243	0	8.811795	6712.959	0	0	6712.959	0	45063823	0
46	6.102047	0	0	6.102047	446.7714	0	0	0	0	199604.7	0
47	7.0983	0	0	7.0983	1209.908	0	0	0	0	1463878	0
48	4.234074	0	0.379098	4.613172	100.8034	0	0	0	0	10161.32	100.8034
49	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2	0
50	2.490631	0	0	2.490631	12.06889	0	0	0	0	145.6582	0
51	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	0	0	1757.934	0
52	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	0	0	0	0	16538.77	0
53	6.226579	0.717243	0	6.943822	1036.725	0	0	1036.725	0	1074798	0
54	4.856731	0.717243	0	5.573974	263.4792	0	0	263.4792	0	69421.26	0
55	8.468147	0.717243	0	9.18539	9753.582	0	0	9753.582	0	95132362	0
56	7.720958	0	0	7.720958	2255.118	0	0	0	0	5085557	0
57	11.8305	0.717243	0.379098	12.92684	411202.4	1	411202.4	411202.4	1.69E+11	1.69E+11	411202.4
58	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2	0
59	5.852984	0	0	5.852984	348.2721	0	0	0	0	121293.4	0
60	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	0	0	506.0213	0
61	4.856731	0	0	4.856731	128.6032	0	0	0	0	16538.77	0
62	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	0	0	10050.09	0
63	6.724705	0	0	6.724705	832.7263	0	0	0	0	693433	0
64	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2	0
65	2.739695	0	0	2.739695	15.48226	0	0	0	0	239.7003	0
66	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2	0
67	6.102047	0	0	6.102047	446.7714	0	0	0	0	199604.7	0
68	2.988758	0	0	2.988758	19.861	0	0	0	0	394.4591	0
69	7.720958	0	0	7.720958	2255.118	0	0	0	0	5085557	0
70	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117	0
71	6.849237	0	0	6.849237	943.1606	0	0	0	0	889551.9	0
72	8.71721	0	0	8.71721	6107.117	0	0	0	0	37296883	0
73	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	0	0	506.0213	0
74	0.622658	0	0	0.622658	1.863875	0	0	0	0	3.474032	0
75	6.475642	0	0	6.475642	649.1357	0	0	0	0	421377.2	0
76	6.849237	0	0	6.849237	943.1606	0	0	0	0	889551.9	0
77	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	0	0	0	0	3090331	0
78	7.471894	0	0	7.471894	1757.934	0	0	0	0	3090331	0
79	3.98501	0	0	3.98501	53.78585	0	0	0	0	2892.917	0
80	1.494379	0	0	1.494379	4.456568	0	0	0	0	19.861	0
81	4.607668	0	0	4.607668	100.2501	0	0	0	0	10050.09	0
82	3.98501	0	0	3.98501	53.78585	0	0	0	0	2892.917	0
83	1.494379	0	0	1.494379	4.456568	0	0	0	0	19.861	0
84	2.241568	0	0	2.241568	9.408075	0	0	0	0	88.51187	0
85	1.245316	0	0	1.245316	3.474032	0	0	0	0	12.06889	0

86	0.871721	0	0	0.871721	2.391022	0	0	0	0	5.716988	0
87	8.219084	0	0	8.219084	3711.101	0	0	0	0	13772270	0
88	8.592679	0	0.379098	8.971777	7877.588	0	0	0	0	62056394	7877.588
89	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117	0
90	6.600173	0	0	6.600173	735.2227	0	0	0	0	540552.4	0
91	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	0	0	506.0213	0
92	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	0	0	0	0	4760.686	0
93	0.498126	0	0	0.498126	1.645635	0	0	0	0	2.708114	0
94	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	0	0	832.7263	0
95	1.120784	0	0	1.120784	3.067258	0	0	0	0	9.408075	0
96	9.339868	0.717243	0.379098	10.43621	34071.26	1	34071.26	34071.26	1.16E+09	1.16E+09	34071.26
97	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117	0
98	6.600173	0	0	6.600173	735.2227	0	0	0	0	540552.4	0
99	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	0	0	506.0213	0
100	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	0	0	0	0	4760.686	0
101	3.611416	0	0	3.611416	37.01842	0	0	0	0	1370.363	0
102	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	0	0	832.7263	0
103	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	0	0	649.1357	0
104	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493	0
105	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493	0
106	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117	0
107	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493	0
108	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117	0
109	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493	0
110	3.735947	0	0	3.735947	41.92772	0	0	0	0	1757.934	0
111	3.611416	0	0	3.611416	37.01842	0	0	0	0	1370.363	0
112	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	0	0	832.7263	0
113	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	0	0	649.1357	0
114	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493	0
115	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493	0
116	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117	0
117	2.864226	0	0	2.864226	17.53548	0	0	0	0	307.493	0
118	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	0	0	649.1357	0
119	3.237821	0	0	3.237821	25.47814	0	0	0	0	649.1357	0
120	3.362352	0	0	3.362352	28.857	0	0	0	0	832.7263	0
121	8.219084	0	0	8.219084	3711.101	0	0	0	0	13772270	0
122	8.592679	0	0	8.592679	5392.037	0	0	0	0	29074067	0
123	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117	0
124	4.358605	0	0	4.358605	78.14805	0	0	0	0	6107.117	0
125	3.113289	0	0	3.113289	22.49492	0	0	0	0	506.0213	0
126	4.234074	0	0	4.234074	68.99772	0	0	0	0	4760.686	0
المجموع					783315.5		525167.3		1.72E+11		
							$b_2 b_3$	0.950083			

جدول رقم ١٠ قيم كابلان ماير طرح الوسيط لطريقة المربعات الصغرى اللامعلمية



id	(y) البقاء	الحالة	$x_1$	$x_2$	$x_3$	y	$x_1$	$x_2$	$x_3$
1	20	0	23	0	0	-4	-16	0	0
2	19	1	65	1	0	-5	26	1	0
3	18	0	20	0	0	-6	-19	0	0
4	25	1	68	0	0	1	29	0	0
5	26	0	37	0	0	2	-2	0	0
6	27	0	70	1	1	3	31	1	1
7	14	1	70	1	1	-10	31	1	1
8	17	0	70	0	0	-7	31	0	0
9	29	0	60	1	1	5	21	1	1
10	28	0	31	0	0	4	-8	0	0
11	18	0	58	0	0	-6	19	0	0
12	15	0	63	0	0	-9	24	0	0
13	22	0	28	0	0	-2	-11	0	0
14	37	1	35	0	1	13	-4	0	1
15	23	0	52	0	0	-1	13	0	0
16	20	0	40	0	0	-4	1	0	0
17	41	0	62	1	0	17	23	1	0
18	24	0	37	0	0	0	-2	0	0
19	32	0	46	0	0	8	7	0	0
20	20	0	46	0	0	-4	7	0	0
21	21	0	43	0	0	-3	4	0	0
22	22	0	48	0	0	-2	9	0	0
23	30	0	79	1	0	6	40	1	0
24	22	0	59	1	0	-2	20	1	0
25	30	0	85	0	0	6	46	0	0
26	27	1	40	0	0	3	1	0	0
27	25	1	70	1	0	1	31	1	0
28	31	0	63	1	1	7	24	1	1
29	25	0	51	1	1	1	12	1	1
30	41	0	60	1	1	17	21	1	1
31	18	0	72	1	1	-6	33	1	1
32	25	0	70	0	1	1	31	0	1
33	37	0	65	0	0	13	26	0	0
34	27	0	35	0	1	3	-4	0	1
35	26	0	70	0	1	2	31	0	1
36	20	0	37	0	0	-4	-2	0	0
37	28	0	52	0	0	4	13	0	0
38	37	0	30	0	0	13	-9	0	0
39	24	0	77	0	0	0	38	0	0
40	22	0	75	0	0	-2	36	0	0
41	22	0	60	0	0	-2	21	0	0
42	25	0	80	0	0	1	41	0	0
43	20	0	30	0	0	-4	-9	0	0

44	26	0	39	0	0	2	0	0	0
45	30	0	65	1	0	6	26	1	0
46	25	0	49	0	0	1	10	0	0
47	22	0	57	0	0	-2	18	0	0
48	26	0	34	0	1	2	-5	0	1
49	21	0	52	0	0	-3	13	0	0
50	20	0	20	0	0	-4	-19	0	0
51	25	0	30	0	0	1	-9	0	0
52	28	0	39	0	0	4	0	0	0
53	30	0	50	1	0	6	11	1	0
54	29	0	39	1	0	5	0	1	0
55	32	0	68	1	0	8	29	1	0
56	30	0	62	0	0	6	23	0	0
57	38	0	95	1	1	14	56	1	1
58	33	0	52	0	0	9	13	0	0
59	31	0	47	0	0	7	8	0	0
60	19	0	25	0	0	-5	-14	0	0
61	23	0	39	0	0	-1	0	0	0
62	19	0	37	0	0	-5	-2	0	0
63	26	0	54	0	0	2	15	0	0
64	28	0	52	0	0	4	13	0	0
65	23	0	22	0	0	-1	-17	0	0
66	42	0	52	0	0	18	13	0	0
67	30	0	49	0	0	6	10	0	0
68	27	0	24	0	0	3	-15	0	0
69	30	0	62	0	0	6	23	0	0
70	21	0	35	0	0	-3	-4	0	0
71	30	0	55	0	0	6	16	0	0
72	27	0	70	0	0	3	31	0	0
73	24	0	25	0	0	0	-14	0	0
74	14	0	5	0	0	-10	-34	0	0
75	33	0	52	0	0	9	13	0	0
76	21	0	55	0	0	-3	16	0	0
77	40	0	60	0	0	16	21	0	0
78	25	0	60	0	0	1	21	0	0
79	22	0	32	0	0	-2	-7	0	0
80	15	0	12	0	0	-9	-27	0	0
81	26	0	37	0	0	2	-2	0	0
82	38	0	32	0	0	14	-7	0	0
83	16	0	12	0	0	-8	-27	0	0
84	19	0	18	0	0	-5	-21	0	0
85	15	0	10	0	0	-9	-29	0	0
86	14	0	7	0	0	-10	-32	0	0
87	31	0	66	0	0	7	27	0	0

88	25	0	69	0	1	1	30	0	1
89	19	0	35	0	0	-5	-4	0	0
90	29	1	53	0	0	5	14	0	0
91	28	0	25	0	0	4	-14	0	0
92	31	0	34	0	0	7	-5	0	0
93	13	0	4	0	0	-11	-35	0	0
94	26	0	27	0	0	2	-12	0	0
95	15	0	9	0	0	-9	-30	0	0
96	26	0	75	1	1	2	36	1	1
97	20	0	35	0	0	-4	-4	0	0
98	17	0	53	0	0	-7	14	0	0
99	18	0	25	0	0	-6	-14	0	0
100	24	0	34	0	0	0	-5	0	0
101	17	0	29	0	0	-7	-10	0	0
102	23	0	27	0	0	-1	-12	0	0
103	19	0	26	0	0	-5	-13	0	0
104	20	0	23	0	0	-4	-16	0	0
105	22	0	23	0	0	-2	-16	0	0
106	27	0	35	0	0	3	-4	0	0
107	23	0	23	0	0	-1	-16	0	0
108	19	0	35	0	0	-5	-4	0	0
109	29	0	23	0	0	5	-16	0	0
110	20	0	30	0	0	-4	-9	0	0
111	23	0	29	0	0	-1	-10	0	0
112	14	0	27	0	0	-10	-12	0	0
113	24	0	26	0	0	0	-13	0	0
114	24	0	23	0	0	0	-16	0	0
115	30	0	23	0	0	6	-16	0	0
116	29	0	35	0	0	5	-4	0	0
117	23	0	23	0	0	-1	-16	0	0
118	15	0	26	0	0	-9	-13	0	0
119	16	0	26	0	0	-8	-13	0	0
120	23	0	27	0	0	-1	-12	0	0
121	24	0	66	0	0	0	27	0	0
122	33	0	69	0	0	9	30	0	0
123	26	0	35	0	0	2	-4	0	0
124	20	0	35	0	0	-4	-4	0	0
125	22	0	25	0	0	-2	-14	0	0
126	32	0	34	0	0	8	-5	0	0
المجموع	24	0	39	0	0	0	0	0	0

id	life time	d	event	n	1-d/n	s	t	h
1	0			126		1		
2	20	0	1	126	1	1	1	0
3	19	1	0	125	0.992	0.992	1	0.008
4	18	0	1	124	1	0.992	1	0
5	25	1	0	123	0.99187	0.98393 5	1	0.00813
6	26	0	1	122	1	0.98393 5	1	0
7	27	0	1	121	1	0.98393 5	1	0
8	14	1	0	120	0.99166 7	0.97573 6	1	0.00833 3
9	17	0	1	119	1	0.97573 6	1	0
10	29	0	1	118	1	0.97573 6	1	0
11	28	0	1	117	1	0.97573 6	1	0
12	18	0	1	116	1	0.97573 6	1	0
13	15	0	1	115	1	0.97573 6	1	0
14	22	0	1	114	1	0.97573 6	1	0
15	37	1	0	113	0.99115	0.96710 1	1	0.00885
16	23	0	1	112	1	0.96710 1	1	0
17	20	0	1	111	1	0.96710 1	1	0
18	41	0	1	110	1	0.96710 1	1	0
19	24	0	1	109	1	0.96710 1	1	0
20	32	0	1	108	1	0.96710 1	1	0
21	20	0	1	107	1	0.96710 1	1	0
22	21	0	1	106	1	0.96710 1	1	0
23	22	0	1	105	1	0.96710 1	1	0
24	30	0	1	104	1	0.96710 1	1	0
25	22	0	1	103	1	0.96710 1	1	0
26	30	0	1	102	1	0.96710 1	1	0

27	27	1	0	101	0.99009 9	0.95752 5	1	0.00990 1
28	25	1	0	100	0.99	0.94795	1	0.01
29	31	0	1	99	1	0.94795	1	0
30	25	0	1	98	1	0.94795	1	0
31	41	0	1	97	1	0.94795	1	0
32	18	0	1	96	1	0.94795	1	0
33	25	0	1	95	1	0.94795	1	0
34	37	0	1	94	1	0.94795	1	0
35	27	0	1	93	1	0.94795	1	0
36	26	0	1	92	1	0.94795	1	0
37	20	0	1	91	1	0.94795	1	0
38	28	0	1	90	1	0.94795	1	0
39	37	0	1	89	1	0.94795	1	0
40	24	0	1	88	1	0.94795	1	0
41	22	0	1	87	1	0.94795	1	0
42	22	0	1	86	1	0.94795	1	0
43	25	0	1	85	1	0.94795	1	0
44	20	0	1	84	1	0.94795	1	0
45	26	0	1	83	1	0.94795	1	0
46	30	0	1	82	1	0.94795	1	0
47	25	0	1	81	1	0.94795	1	0
48	22	0	1	80	1	0.94795	1	0
49	26	0	1	79	1	0.94795	1	0
50	21	0	1	78	1	0.94795	1	0
51	20	0	1	77	1	0.94795	1	0
52	25	0	1	76	1	0.94795	1	0
53	28	0	1	75	1	0.94795	1	0
54	30	0	1	74	1	0.94795	1	0
55	29	0	1	73	1	0.94795	1	0
56	32	0	1	72	1	0.94795	1	0
57	30	0	1	71	1	0.94795	1	0
58	38	0	1	70	1	0.94795	1	0
59	33	0	1	69	1	0.94795	1	0
60	31	0	1	68	1	0.94795	1	0
61	19	0	1	67	1	0.94795	1	0
62	23	0	1	66	1	0.94795	1	0
63	19	0	1	65	1	0.94795	1	0
64	26	0	1	64	1	0.94795	1	0
65	28	0	1	63	1	0.94795	1	0
66	23	0	1	62	1	0.94795	1	0
67	42	0	1	61	1	0.94795	1	0
68	30	0	1	60	1	0.94795	1	0
69	27	0	1	59	1	0.94795	1	0
70	30	0	1	58	1	0.94795	1	0

71	21	0	1	57	1	0.94795	1	0
72	30	0	1	56	1	0.94795	1	0
73	27	0	1	55	1	0.94795	1	0
74	24	0	1	54	1	0.94795	1	0
75	14	0	1	53	1	0.94795	1	0
76	33	0	1	52	1	0.94795	1	0
77	21	0	1	51	1	0.94795	1	0
78	40	0	1	50	1	0.94795	1	0
79	25	0	1	49	1	0.94795	1	0
80	22	0	1	48	1	0.94795	1	0
81	15	0	1	47	1	0.94795	1	0
82	26	0	1	46	1	0.94795	1	0
83	38	0	1	45	1	0.94795	1	0
84	16	0	1	44	1	0.94795	1	0
85	19	0	1	43	1	0.94795	1	0
86	15	0	1	42	1	0.94795	1	0
87	14	0	1	41	1	0.94795	1	0
88	31	0	1	40	1	0.94795	1	0
89	25	0	1	39	1	0.94795	1	0
90	19	0	1	38	1	0.94795	1	0
91	29	1	0	37	0.97297 3	0.92233	1	0.02702 7
92	28	0	1	36	1	0.92233	1	0
93	31	0	1	35	1	0.92233	1	0
94	13	0	1	34	1	0.92233	1	0
95	26	0	1	33	1	0.92233	1	0
96	15	0	1	32	1	0.92233	1	0
97	26	0	1	31	1	0.92233	1	0
98	20	0	1	30	1	0.92233	1	0
99	17	0	1	29	1	0.92233	1	0
100	18	0	1	28	1	0.92233	1	0
101	24	0	1	27	1	0.92233	1	0
102	17	0	1	26	1	0.92233	1	0
103	23	0	1	25	1	0.92233	1	0
104	19	0	1	24	1	0.92233	1	0
105	20	0	1	23	1	0.92233	1	0
106	22	0	1	22	1	0.92233	1	0
107	27	0	1	21	1	0.92233	1	0
108	23	0	1	20	1	0.92233	1	0
109	19	0	1	19	1	0.92233	1	0
110	29	0	1	18	1	0.92233	1	0
111	20	0	1	17	1	0.92233	1	0
112	23	0	1	16	1	0.92233	1	0
113	14	0	1	15	1	0.92233	1	0
114	24	0	1	14	1	0.92233	1	0

115	24	0	1	13	1	0.92233	1	0
116	30	0	1	12	1	0.92233	1	0
117	29	0	1	11	1	0.92233	1	0
118	23	0	1	10	1	0.92233	1	0
119	15	0	1	9	1	0.92233	1	0
120	16	0	1	8	1	0.92233	1	0
121	23	0	1	7	1	0.92233	1	0
122	24	0	1	6	1	0.92233	1	0
123	33	0	1	5	1	0.92233	1	0
124	26	0	1	4	1	0.92233	1	0
125	20	0	1	3	1	0.92233	1	0
126	22	0	1	2	1	0.92233	1	0
المجموع	32	0	1	1	1	0.92233	1	0







8.972567	7883.812	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4.358634	78.15028	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6.600217	735.2544	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.11331	22.49537	0.027027	0.607983	15.19958	0	0	379.9894	0	0	0	0	0
4.234101	68.99964	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0.49813	1.64564	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.362375	28.85763	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1.120792	3.067281	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10.43791	34129.4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4.358634	78.15028	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6.600217	735.2544	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.11331	22.49537	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4.234101	68.99964	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.611439	37.0193	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.362375	28.85763	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.237842	25.47868	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2.864245	17.53581	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2.864245	17.53581	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4.358634	78.15028	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2.864245	17.53581	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4.358634	78.15028	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2.864245	17.53581	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.735972	41.92875	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.611439	37.0193	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.362375	28.85763	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.237842	25.47868	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2.864245	17.53581	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2.864245	17.53581	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4.358634	78.15028	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2.864245	17.53581	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.237842	25.47868	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.237842	25.47868	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.362375	28.85763	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8.219138	3711.301	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8.592735	5392.341	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4.358634	78.15028	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4.358634	78.15028	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3.11331	22.49537	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4.234101	68.99964	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
				17413.5	200.5838	76.581495	1178020	200.5838	76.5815	13504.79322	4824.634	76.5815

id	$\beta_1 x_1$	$\beta_2 x_2$	$\beta_3 x_3$	$\hat{y}$	$y - \hat{y}$	$(y - \hat{y})^2$
1	-1.757808	0	0	-1.757808	-2.242192	5.027424965
2	2.856438	0.744998	0	3.601436	-8.601436	73.98470126
3	-2.087397	0	0	-2.087397	-3.912603	15.30846224
4	3.186027	0	0	3.186027	-2.186027	4.778714045
5	-0.219726	0	0	-0.219726	2.219726	4.927183515
6	3.405753	0.744998	0.277148	4.427899	-1.427899	2.038895554
7	3.405753	0.744998	0.277148	4.427899	-14.427899	208.1642696
8	3.405753	0	0	3.405753	-10.405753	108.2796955
9	2.307123	0.744998	0.277148	3.329269	1.670731	2.791342074
10	-0.878904	0	0	-0.878904	4.878904	23.80370424
11	2.087397	0	0	2.087397	-8.087397	65.40599024
12	2.636712	0	0	2.636712	-11.636712	135.4130662
13	-1.208493	0	0	-1.208493	-0.791507	0.626483331
14	-0.439452	0	0.277148	-0.162304	13.162304	173.2462466
15	1.428219	0	0	1.428219	-2.428219	5.896247512
16	0.109863	0	0	0.109863	-4.109863	16.89097388
17	2.526849	0.744998	0	3.271847	13.728153	188.4621848
18	-0.219726	0	0	-0.219726	0.219726	0.048279515
19	0.769041	0	0	0.769041	7.230959	52.28676806
20	0.769041	0	0	0.769041	-4.769041	22.74375206
21	0.439452	0	0	0.439452	-3.439452	11.82983006
22	0.988767	0	0	0.988767	-2.988767	8.93272818
23	4.39452	0.744998	0	5.139518	0.860482	0.740429272
24	2.19726	0.744998	0	2.942258	-4.942258	24.42591414
25	5.053698	0	0	5.053698	0.946302	0.895487475
26	0.109863	0	0	0.109863	2.890137	8.352891879
27	3.405753	0.744998	0	4.150751	-3.150751	9.927231864
28	2.636712	0.744998	0.277148	3.658858	3.341142	11.16322986
29	1.318356	0.744998	0.277148	2.340502	-1.340502	1.796945612
30	2.307123	0.744998	0.277148	3.329269	13.670731	186.8888861
31	3.625479	0.744998	0.277148	4.647625	-10.647625	113.3719181
32	3.405753	0	0.277148	3.682901	-2.682901	7.197957776
33	2.856438	0	0	2.856438	10.143562	102.89185
34	-0.439452	0	0.277148	-0.162304	3.162304	10.00016659
35	3.405753	0	0.277148	3.682901	-1.682901	2.832155776
36	-0.219726	0	0	-0.219726	-3.780274	14.29047152
37	1.428219	0	0	1.428219	2.571781	6.614057512
38	-0.988767	0	0	-0.988767	13.988767	195.6856022
39	4.174794	0	0	4.174794	-4.174794	17.42890494
40	3.955068	0	0	3.955068	-5.955068	35.46283488
41	2.307123	0	0	2.307123	-4.307123	18.55130854
42	4.504383	0	0	4.504383	-3.504383	12.28070021
43	-0.988767	0	0	-0.988767	-3.011233	9.06752418

44	0	0	0	0	2	4
45	2.856438	0.744998	0	3.601436	2.398564	5.753109262
46	1.09863	0	0	1.09863	-0.09863	0.009727877
47	1.977534	0	0	1.977534	-3.977534	15.82077672
48	-0.549315	0	0.277148	-0.272167	2.272167	5.162742876
49	1.428219	0	0	1.428219	-4.428219	19.60912351
50	-2.087397	0	0	-2.087397	-1.912603	3.658050236
51	-0.988767	0	0	-0.988767	1.988767	3.95519418
52	0	0	0	0	4	16
53	1.208493	0.744998	0	1.953491	4.046509	16.37423509
54	0	0.744998	0	0.744998	4.255002	18.10504202
55	3.186027	0.744998	0	3.931025	4.068975	16.55655755
56	2.526849	0	0	2.526849	3.473151	12.06277787
57	6.152328	0.744998	0.277148	7.174474	6.825526	46.58780518
58	1.428219	0	0	1.428219	7.571781	57.33186751
59	0.878904	0	0	0.878904	6.121096	37.46781624
60	-1.538082	0	0	-1.538082	-3.461918	11.98487624
61	0	0	0	0	-1	1
62	-0.219726	0	0	-0.219726	-4.780274	22.85101952
63	1.647945	0	0	1.647945	0.352055	0.123942723
64	1.428219	0	0	1.428219	2.571781	6.614057512
65	-1.867671	0	0	-1.867671	0.867671	0.752852964
66	1.428219	0	0	1.428219	16.571781	274.6239255
67	1.09863	0	0	1.09863	4.90137	24.02342788
68	-1.647945	0	0	-1.647945	4.647945	21.60339272
69	2.526849	0	0	2.526849	3.473151	12.06277787
70	-0.439452	0	0	-0.439452	-2.560548	6.55640606
71	1.757808	0	0	1.757808	4.242192	17.99619296
72	3.405753	0	0	3.405753	-0.405753	0.164635497
73	-1.538082	0	0	-1.538082	1.538082	2.365696239
74	-3.735342	0	0	-3.735342	-6.264658	39.24593986
75	1.428219	0	0	1.428219	7.571781	57.33186751
76	1.757808	0	0	1.757808	-4.757808	22.63673696
77	2.307123	0	0	2.307123	13.692877	187.4948805
78	2.307123	0	0	2.307123	-1.307123	1.708570537
79	-0.769041	0	0	-0.769041	-1.230959	1.51526006
80	-2.966301	0	0	-2.966301	-6.033699	36.40552362
81	-0.219726	0	0	-0.219726	2.219726	4.927183515
82	-0.769041	0	0	-0.769041	14.769041	218.1245721
83	-2.966301	0	0	-2.966301	-5.033699	25.33812562
84	-2.307123	0	0	-2.307123	-2.692877	7.251586537
85	-3.186027	0	0	-3.186027	-5.813973	33.80228204
86	-3.515616	0	0	-3.515616	-6.484384	42.04723586
87	2.966301	0	0	2.966301	4.033699	16.27072762

88	3.29589	0	0.277148	3.573038	-2.573038	6.620524549
89	-0.439452	0	0	-0.439452	-4.560548	20.79859806
90	1.538082	0	0	1.538082	3.461918	11.98487624
91	-1.538082	0	0	-1.538082	5.538082	30.67035224
92	-0.549315	0	0	-0.549315	7.549315	56.99215697
93	-3.845205	0	0	-3.845205	-7.154795	51.19109149
94	-1.318356	0	0	-1.318356	3.318356	11.01148654
95	-3.29589	0	0	-3.29589	-5.70411	32.53687089
96	3.955068	0.744998	0.277148	4.977214	-2.977214	8.863803202
97	-0.439452	0	0	-0.439452	-3.560548	12.67750206
98	1.538082	0	0	1.538082	-8.538082	72.89884424
99	-1.538082	0	0	-1.538082	-4.461918	19.90871224
100	-0.549315	0	0	-0.549315	0.549315	0.301746969
101	-1.09863	0	0	-1.09863	-5.90137	34.82616788
102	-1.318356	0	0	-1.318356	0.318356	0.101350543
103	-1.428219	0	0	-1.428219	-3.571781	12.75761951
104	-1.757808	0	0	-1.757808	-2.242192	5.027424965
105	-1.757808	0	0	-1.757808	-0.242192	0.058656965
106	-0.439452	0	0	-0.439452	3.439452	11.82983006
107	-1.757808	0	0	-1.757808	0.757808	0.574272965
108	-0.439452	0	0	-0.439452	-4.560548	20.79859806
109	-1.757808	0	0	-1.757808	6.757808	45.66796896
110	-0.988767	0	0	-0.988767	-3.011233	9.06752418
111	-1.09863	0	0	-1.09863	0.09863	0.009727877
112	-1.318356	0	0	-1.318356	-8.681644	75.37094254
113	-1.428219	0	0	-1.428219	1.428219	2.039809512
114	-1.757808	0	0	-1.757808	1.757808	3.089888965
115	-1.757808	0	0	-1.757808	7.757808	60.18358496
116	-0.439452	0	0	-0.439452	5.439452	29.58763806
117	-1.757808	0	0	-1.757808	0.757808	0.574272965
118	-1.428219	0	0	-1.428219	-7.571781	57.33186751
119	-1.428219	0	0	-1.428219	-6.571781	43.18830551
120	-1.318356	0	0	-1.318356	0.318356	0.101350543
121	2.966301	0	0	2.966301	-2.966301	8.798941623
122	3.29589	0	0	3.29589	5.70411	32.53687089
123	-0.439452	0	0	-0.439452	2.439452	5.95092606
124	-0.439452	0	0	-0.439452	-3.560548	12.67750206
125	-1.538082	0	0	-1.538082	-0.461918	0.213368239
126	-0.549315	0	0	-0.549315	8.549315	73.09078697
المجموع						4177.943698

## **ABSTRACT**

The thesis depends on estimating the relative risk models of the method of teachers, non-teachers and semi-teachers to determine the impact of risk factors on the survival times of patients with Covid 19, which is among the most serious diseases that threaten human life and an important cause of death all over the world, the problem of the thesis is the lack of an accurate diagnosis of the factors Affecting the survival times of patients, and the research aims to diagnose the important factors that affect the survival times of patients and to estimate the parameters of risk models that enable improving ways to confront and prevent the disease, as well as to predict the future when new infections occur. The thesis is divided into four chapters, the first being the introduction and research methodology, and the second chapter contains the theoretical aspect of risk models and the derivation of the information matrix for the model and how to estimate parameters according to the gamma models (Cox, Kaplan Meier), and the third chapter contains the practical aspect where the researcher made multiple visits to the city Imam Al-Hussein Medical Center in the holy governorate of Karbala for the purpose of collecting the necessary data to achieve the objectives of the research for the infected cases during the third, fourth and fifth months of 2020 for the values of (11) risk factors for the injured For the injured, who numbered (126) patients, and among the group of risk factors, we relied on the most important factors represented in age, blood pressure and diabetes, which were determined using the factorial method and the source of the information, and based on the sub-program (spc) which is linked with the

excel program), where it was found that the survival times data The general gamma distribution is distributed with three parameters, then the values of the risk models and the information matrix were found, then the parameters were estimated according to the gamma models (Cox, Kaplan Meier) The fourth chapter is a discussion of the results that were reached in analyzing the data, where the results of the Newton-Raffson method for the derivatives of the risk functions in the gamma distribution showed a little deviation from the estimated values of the parameters of the general gamma distribution  $\alpha$ ,  $\lambda$ ,  $T$ , while the results of the estimation converged for the semi-parametric cox model, almost in a way that It is identical, while the non-parametric Kaplan-meier model led to values that are close to the estimates of the parameters of the gamma general distribution. The Cox model is better than the Gamma model and the Kaplan-maier model by using the mean squared error criterion as a criterion for differentiation.

Republic of Iraq

Ministry of Higher Education

and Scientific Research

Holy kerbala university

College of Administration & Economic

Department of statistics-Higher Studies



# **Estimating the survival time of Covid-19 patients based on the effect of the most important factors affecting it**

**A Thesis Submitted to the Council of College of Economic and Administration holy Kerbala University as a Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Doctor of (Ph.D.) of Philosophy in Statistics**

**By**

**Rawaa Noori Hussain hasan**

**Supervised By**

**Prof Dr. awad Kadim Shaalan AL-Khalidy**

**2022 A.c.**

**Holy Kerbala**

**1444 A.H.**