تحليل البيزى لحوادث السيارات بالمملكة العربية السعودية

دكتور ابراهيم محمد مرجان
معهد الادارة العامة - الرياض

ملخص:

كان من الطبيعى أن يصاحب التطور الكبير الذى شهدته المملكة العربية السعودية زيادة كبيرة فى عدد السيارات العاملة على الطرق وزيادة كبيرة فى عدد رخص القيادة الممنوحة للسائقين بما أدى الى تزايد عدد الحوادث بصفة كبيرة من عام الى آخر وأدى الى زيادة عدد المصابين وعدد المتوفين ومقدار التلفيات الناتجة من حوادث السيارات بصورة كبيرة من عام الى آخر. لذلك فقد ازدادت درجة الاحساس بوجود الخطر المرتبط بحوادث السيارات والخوف مما يترتب على تحققه من خسائر جسيمة. دفع ذلك الجميع الى البحث عن وسيلة لادارة ومواجهة هذا الخطر وكان ذلك سببا فى ظهور التامين على السيارات والاقبال عليه بصورة متزايدة بل والتفكير جديا فى فرض تامين المسؤولية المدنية من حوادث السيارات اجباريا بالمملكة لحماية الجمهور من الخسائرالمحتملة.

ولكى يمكن تطبيق اى من وسائل ادارة الخطر هنا فانه من الضرورى تحديد عدد الحوادث المتوقع مستقبلا بصورة دقيقة. هذه القيمة المتوقعة تتوقف على عناصر عديدة منها منطقة استعمال السيارة وخبرة السائق فى القيادة وخلفيته العلمية وحالته الاجتماعية وجنسيته وعمره و.....الى آخره. لذا فان تقدير الخسائر المتوقعة يجب أن يأخذ فى الاعتبار كل او اهم هذه العناصر حتى نحصل على تقدير مناسب. لذلك فاننا نحتاج فى هذا المجال الى تقنيات رياضية واحصائية متقدمة احدها هو الأسلوب الذى يستخدم تقنية بييز Bayes Technique وهو الذى سنستخدمه فى هذا البحث حيث سنفترض أن عدد الحوادث المتوقع من كل سائق يمكن تمثيله بمتغير عشوائى بواسونى له معلمة هى دالة فى العناصر المتعددةالسابق الاشارة الى بعضها. هذه الدالة تأخذ الشكل الخطى اللوغاريتمى وتعتبر هى الاخرى متغير عشوائى له توزيع احتمالى مسبق يتم تحديثه دوريا على ضوء البيانات المجمعة من الخبرة العملية من السوق السعودى والاحصائيات العامة المتاحة بالمملكة حيث يسمى هذا التوزيع بعد تحديثه بالتوزيع الاحتمالى اللاحق الذى يعتبر فى التحليل البييزى اساسا لتقدير عدد الحوادث المتوقع من كل سائق فى كل منطقة بعد تحديد قيمة تاثير كل عنصر من العناصر المؤثره.

مقدمة:

قفز المجتمع السعودى خلال السنوات العشرين الماضية قفزات طموحة فى سبيل تنمية وتطوير وتحديث شكل المجتمع السعودى. ومن اهم مظاهر هذا التحديث تلك البنية العظيمة التى تمت فى مجال انشاء شبكات الطرق على احدث ما وصل اليه العالم اليوم فى هذا المجال وذلك الازدياد العظيم فى عدد السيارات المرخص لها بالعمل فى المملكة وكذلك فى عدد رخص قيادة لسيارات المنصرفة بالمملكة.فقد تضاعف عدد السيارات المرخص لها بالعمل فى المملكة فى خلال التسعة عشر عاما الماضية (من ١٣٩١ هـ* الى ١٤٠٩ هـ) مرات عديدة حيث ارتفع عدد السيارات المسجلة فى المملكة من اقل من ١٤٥ الف سيارة فى عام ١٣٩١هـ الى اكثر من ٤,٧٦ مليون سيارة فى عام ١٤٠٩ هـ اى ان عدد السيارات المسجلة زاد الى ما يقرب من ثلاثة وثلاثين ضعفا مما كان عليه فى عام ١٣٩١ هـ وذلك بمعدلات زيادة سنوية تتراوح ما بين ٣٪ الى ٥١٪ سنويا. وقد شهدت سنة ١٣٩٦ هـ اعلى نسب الزيادة حيث بلغت ٥١٪ من عدد السيارات فى العام الأسبق. ومن المهم ملاحظة ان عدد السيارات المسجلة لا يمثل العدد الحقيقى للسيارات العاملة على الطرق حيث انها مجموع تراكمى (متجمع صاعد) لعدد السيارات المسجلة سنويا. وقد تم حصر عدد السيارات الموجودة فعلا بالمملكة حتى نهاية عام ١٤٠٢ هـ وهى التى تم تبديل لوحاتها بلوحات جديدة بلغ عددها ٢١٦٢٢٥٣ سيارة [(١١ص٥] فى حين ان عدد السيارات المسجلة حتى نهاية عام ١٤٠٢ هـ هو ٢٥٦٩٠٠٩ سيارة [(١١ص١]. اى ان الفرق بين عدد السيارات المسجلة والعدد الفعلى حتى نهاية عام ١٤٠٢ هـ يبلغ ١٤٠٥٢٥٦ سيارة تمثل ٣٩٪ من عدد السيارات المسجلة وهى تمثل السيارات التى تلفت والتى اعيد تصديرها للخارج. وباضافة عدد السيارات التى تم الترخيص لها خلال الأعوام من ١٤٠٤ هـ الى ١٤٠٩ هـ [(١١ص٢] يكون مجموع عدد السيارات الفعلى بالمملكة فى نهاية سنة ١٤٠٩ هـ هو ٢٢٦٢١٦٦ سيارة كما يتضح ذلك من الجداول (١،٢،٢)**. كما يوضح الشكل رقم (١) النمو فى عدد السيارات المسجلة بالمملكة بيانيا على مدار التسعة عشر عاما المذكورة.

وقد كانت السيارات الخصوصية هى اكثر انواع السيارات تزايدا فى الفترة المذكورة حيث ارتفع عددها من ٦١٥٤١ سيارة مسجلة فى عام ١٣٩١ هـ الى ٢٤٢١٣٦٧ سيارة مسجلة فى عام ١٤٠٩ هـ بما يعنى ان السيارات الخصوصية قد تضاعف عددها بالمملكة اربعين مرة تقريبا فى خلال التسعة عشر عاما المذكورة. وقد كانت السيارات الأجرة هى اقل انواع السيارات تزايدا فى

(*) تعتمد المملكة العربية السعودية التقويم الهجرى فى احصائياتها فى هذا المجال ، لذا ستكون معظم الاحصائيات فى هذا البحث وفقالذلك التقويم.

(**) الجداول والأشكال البيانية موجودة فى نهاية البحث.

نفس الفترة حيث تضاعف عبدالمسجل منها قرابة الثمان مرات فقط فى خلال الفترةالمذكورة حيث كان عددها ١٤٢٦٠ سيارة مسجلة فى عام ١٣٩١ هـ ثم بلغ ١١٩٠٩٨ سيارة فى عام ١٤٠٩ هـ. ويبين الجدول رقم (٤) والشكل رقم (٢)التطور فى عدد السيارات من الأنواع المختلفة فى المدة من ١٣٩١ هـ الى ١٤٠٩ هـ .

وقد صاحب هذا التزايد فى عدد السيارات خاصية أخرى مهمة وهى استمرار تركز عدد السيارات الأكبر فى المدن الكبرى حيث تركز ٤٦,٧ ٪ من عدد السيارات فى عام ١٣٩١هـ فى منطقة الرياض وحدها ، ٢٢,١ ٪ فى منطقة مكة المكرمة . وفى عام ١٤٠٩ هـ تركز فى منطقة الرياض ٢١,٦ ٪ وفى منطقة مكة المكرمة ٢٢ ٪ من عدد السيارات الكلى. ويبين الجدول رقم (٥) والشكل رقم (٣) توزيع عدد السيارات المسجلة بالمملكة حتى نهاية كل سنة من السنوات ١٣٩١ - ١٤٠٩ هـ على مناطق المملكة.

وقد كان من الطبيعى أن يصاحب هذه الطفرة أو القفزة الكبيرة فى عدد السيارات المرخص لها بالعمل فى المملكة طفرة أخرى أو قفزة أخرى مناسبة فى عدد رخص قيادة السيارات المنصرفة. فبينما تم صرف ٢٤٠٦٤ رخصة قيادة خصوصى ، ٦٠٩٨ رخصة قيادة عمومى ، ١٢٨٠ رخصة قيادة آليات بمجموع قدره ٣١٥٤٢ رخصة قيادة فى عام ١٣٩١ هـ بالمملكة ، فان عدد الرخص المنصرفة استمر فى الارتفاع سنة بعد أخرى حتى وصل الى ٢٥٧١٧٦ رخصة فى عام ١٣٩٨ هـ ثم أخذ هذا العدد فى الانخفاض التدريجى حتى وصل الى ١٥٠١٧٨ رخصة فى عام ١٤٠١ هـ وذلك نتيجة للسياسة التى اتبعتها الادارة العامة للمرور والخاصة بعدم صرف رخصة قيادة الا لمن يجتاز اختبارات دقيقة بل والزام البعض بالدراسة بمدارس تعليم قيادة السيارات التى انشئت بالمملكة كذلك بعدم منح رخص قيادة للوافدين الا بشروط معينة وعدم منح رخصة قيادة الا لمن يمتلك سيارة مسجلة باسمه. ثم تزايد عدد رخص القيادة المنصرفة بالمملكة حتى وصل الى ٢٤٠٣٢٣ رخصة فى عام ١٤٠٥ هـ ثم وصل هذا العدد الى ٢٠٦٣٢٦ فى عام ١٤٠٨ هـ. وهذا الارتفاع فى عدد الرخص فى السنوات الأخيرة يمكن تفسيره بأنه نتيجة طبيعية للحملات المرورية المكثفة والاجراءات الصارمة التى تتخذ ضد من يقود سيارة بدون رخصة قيادة. وأخيرا بلغ عدد رخص القيادة المنصرفة بالمملكة فى عام ١٤٠٩ هـ ٢٠٢١٠٣ رخصة قيادة. وقد وزعت رخص القيادة المنصرفة لعام ١٤٠٩ هـ الى ١٦٤٦٠٨ رخصة قيادة خصوصى تمثل ٨١٪ من رخص القيادة المنصرفة فى هذا العام ، ٣٧٠٣٨ رخصة قيادة عمومى تمثل ١٨,٣٪ من رخص القيادة المنصرفة فى هذا العام ، ١٠١٥ رخصة قيادة آليات تمثل ٠,٥ ٪ من رخص القيادة المنصرفة فى هذا العام ، ٤٤٢ رخصة قيادة دراجة نارية تمثل ٠,٢ ٪ من رخص القيادة المنصرفة فى هذا العام.اى ان عدد رخص القيادة المنصرفة فى عام ١٤٠٩ هـ تبلغ ٦٤٤ ٪ من عدد رخص القيادة المنصرفة فى عام ١٣٩١ هـ . الجدول رقم (٦) والشكل رقم (٤) يوضحا التطور فى عدد رخص الـ[illegible] المسجلة منذ عام ١٣٩١ هـ حتى عام ١٤٠٩ هـ .

وكما سبق ملاحظة تركز العدد الأكبر من السيارات المسجلة فى المدن الكبرى فان رخص القيادة المنصرفة بالمملكة سنويا يتركز عدد كبير منها هى الأخرى فى المدن الكبرى. فعلى سبيل المثال يلاحظ أن منطقة الرياض وحدها قد صرفت ٨٩٧١٩ رخصة قيادة فى عام ١٤٠٩ هـ ويمثل ذلك ٤٤,٢ ٪ من العدد الاجمالى لرخص القيادة المنصرفة على مستوى المملكة فى هذا العام. الجدول رقم (٧) والشكل رقم (٥) يوضحا مدى تركز العدد الأكبر من رخص القيادة المنصرفة فى عام ١٤٠٩ هـ فى المدن الكبرى.

وقد أدى هذا التزايد الكبير فى عدد السيارات المرخصة وعدد رخص القيادة الممنوحة بالمملكة وتركيزهما فى المدن الى تزايد كبير فى عدد حوادث السيارات بالمملكة حيث تظهر الاحصائيات تزايد عدد حوادث السيارات فى المملكة من ٤١٤٧ حادث فى عام ١٣٩١ هـ حتى بلغ ٣٥٧٤٤ حادث فى عام ١٤٠٩ هـ . كما أدى ذلك الى تزايد عدد المصابين فى حوادث السيارات من ٥٤٨٣ فى عام ١٣٩١ هـ حتى بلغ ٢٢٢٧٨ فى عام ١٤٠٩ هـ . وكذلك ازداد عدد الوفيات من حوادث السيارات فى نفس الفترة ، فبينما لم يزد عدد الوفيات من جراء حوادث السيارات فى عام ١٣٩١ هـ عن ٥٧٠ شخص ، وصل عدد الوفيات بسبب حوادث السيارات فى عام ١٤٠٩ هـ ٢٦٤٧ شخص. الجدول رقم (٨) والشكل رقم (٦) يوضحا التطور فى عدد حوادث السيارات وما أنتجته من مصابين ووفيات فى الفترة من ١٣٩١ الى ١٤٠٩ هـ بالارقام والنسب.

وكما أدى ازدياد عدد السيارات وعدد رخص القيادة بالمملكة من سنة الى أخرى الى ازدياد عدد المصابين والمتوفين من حوادث السيارات فانه أيضا أدى الى تضخم عدد السيارات المعطوبة بسبب الحوادث وكذلك تضخم فى عدد السائقين المشتركين فى هذه الحوادث وأيضا تضخم فى عدد المخالفات المرورية بالمملكة حيث تزايدت هذه الأعداد حتى وصلت فى عام ١٤٠٩ هـ الى ٦١٢٩٨ سيارة معطوبة بها ٦١٢٩٨ سائق تسببت فى ٣٥٧٤٤ حادث مرورى (انظر جدول رقم ٩) فى حين بلغ عدد المخالفات المرورية بالمملكة فى نفس العام المذكور قرابة المليون مخالفة (انظر جدول رقم ١٠). ولكن من المتوقع أن تتحسن الصورة الى حد كبير اذا تذكرنا أن المقياس الحقيقى لمقارنة الزيادة الحقيقية للحوادث هو عدد الكيلومترات التى قطعتها السيارات على الطرق حيث يعطى هذا المؤشر دلالة حقيقية واقعية عن ازدياد الحوادث أو نقصانها حيث أن سير السيارات هو المتسبب فى وقوع الحوادث. ويمكن الحصول على هذا البيان عن طريق قراءة العداد الكيلومترى للسيارات أو تحديد عدد لترات المحروقات (الوقود) المنصرفة للسيارات وبمعرفة متوسط استهلاك السيارات لهذه المحروقات يمكننا معرفة عدد الكيلومترات التى قطعتها السيارات على وجه التقريب. ولكنه نظرا لتعذر استخراج هذه البيانات فى الوقت الحاضر تتم مقارنة زيادة الحوادث أو نقصها بواسطة نسبتهاالى عدد السيارات المسجلة.

أهمية البحث :

هذه المقدمة توضح لنا انه فى خلال العشرة اعوام الأخيرة (من ١٤٠٠ الى ١٤٠٩ هـ)قد بلغ مجموع عدد حوادث السيارات بالمملكة اكثر من ٢٧٣ الف حادث تجاوز عدد المصابين فيها ٢١٠ الف شخص كما نتج عنها وفيات بلغ عددهم ٢٨٩٧٤ شخص (انظر جدول رقم (٨)). من هذا المنطلق فقد بدا الجميع فى البحث عن وسيلة تساعد على مواجهة أو ادارة هذا الخطر ، وقد وجد الكثيرين ضالتهم فى التأمين لدى شركات التأمين المستقلة أو التابعة فى المملكة. لذا ظهر بالمملكة التأمين من حوادث السيارات بأنواعه المختلفة مثل تأمين المسؤولية المدنية من حوادث السيارات والتأمين الشامل على السيارات كما ظهرت ملاحق تأمينات السيارات المختلفة التى يختص بعضها باضافة تغطية السيارات من اخطار مختلفة مثل الحريق أو السرقة أو السطو ويختص البعض الآخر بتعديل بعض شروط التغطية مثل شرط حد الاحتفاظ أو شرط النسبة أو خلافه.

هذا وقد بدأت شركات كثيرة فى السوق السعودى فى بيع مثل هذه التأمينات للجمهور بالفعل وعلى نطاق واسع خاصة بعد ان تزايد عدد المقبلين على شرائه بصورة كبيرة حيث نلاحظ مثلا انه وفقا للتقارير السنوية الصادرة عن شركة التأمين الوطنية المحدودة [١٠،٩]تضاعف عدد مشتريى عقود تأمينات السيارات من الشركة مرات عديدة حتى بلغت اشتراكات تأمينات السيارات بالشركة فى العام المالى الماضى ١٩٨٩ م قرابة الثلاثة عشر مليون ريال بزيادة تربو على ٤٠٠ ٪ من اشتراكات العام الأسبق ١٩٨٨م.

ومن دراسة أسلوب التسعير وطريقة تحديد التعريفة فى هذا الفرع من فروع التأمين فى الشركات المختلفة الموجودة بالسوق السعودى يتضح أن الطرق المتبعة فى تسعير تأمينات السيارات بالمملكة تقضى بوضع سعر موحد كنسبة من قيمة السيارة لكل مجموعة متجانسة من السيارات. ويتراوح هذا السعر بين ٢,٢٥٪ من قيمة السيارة للسيارات الصغيرة التى تقل قدرتها عن ٢٥٠٠ سم٣ الى ٢٪ للسيارات الأكبر ، مع رفض تغطية السيارات الأكثر خطورة أو السيارات من أنواع خاصة مثل السيارات الرولز رويس Rolls Royce والسيارات الرياضية Sports Cars. مع وجود حد أدنى لقيمة الاشتراك الخاص بكل مجموعة من المجموعات المختلفة من السيارات لكل نوع من أنواع التأمين. ففى تأمين المسؤولية المدنية من حوادث السيارات فان هذا الحد الأدنى لقيمة الاشتراك قد ينخفض الى ٢٥٠ ريال سنويا للسيارات الصغيرة أو قد يرتفع الى ١٢٠٠ ريال سنويا للسيارات الأكبر ، أما فى التأمين الشامل فان هذا الحد الأدنى للاشتراك السنوى يتراوح ما بين ٥٠٠ ريال الى ١٥٠٠ ريال. كذلك تنص التعريفة المعمول بها بالشركة على اضافة ١٪ من قيمة السيارة عند طلب تغطية خطر الحريق والسرقة والسطو Fire, Theft and Burglary بالاضافة لتأمين المسؤولية المدنية من حوادث السيارات. كذلك تنص التعريفة على انه فى حالة السائق القليل الخبرة بالقيادة اما ان يرفع السعر عليه بنسبة تتراوح ما بين ٠,٥٪ ، ١٪ أو أن يرفض

التامين عليه أصلا وفقا لنوع وحجم السيارة محل التامين.

ومن الواضح عدم وجود التفرقة المتوقعة فى هذه التعريفة فى التسعير بين من يقود السيارة فى منطقة ما وبين من يقود السيارة فى منطقة أخرى قد تكون اكثر ازدحاما أو اكثر خطورة ، ولا تفرق التعريفة فى التسعير بين السائق المتعلم والآمن ولا بين المتزوج وغير المتزوج ولا بين السعودى وغير السعودى الى آخره من تلك العوامل ذات التأثير المعروف على سلوكيات القيادة [٤] وبالتالى على الخسائر المتوقعة من كل سائق.

وبذا يتضح أن أسعار التامين على السيارات والتامين من حوادث السيارات فى السوق السعودى متفاوتة ومختلفة كثيرا عن بعضها البعض من شركة الى أخرى. كما أن أى منها لم يبنى من الأصل على الأسس العلمية المدروسة لبناء هياكل التسعير فى التأمين مع انه من المعروف انه كان من الواجب أن يسبق البدأ فى التعامل فى مثل هذا النوع من أنواع التامين أن يتم اجراء تحديد دقيق لسعر بيع كل نوع من أنواعه للجمهور. هذا التحديد الذى يجب أن يتوقف بصورة كبيرة على دراسة دقيقة لتكلفة تقديم التامين للجمهور فى السوق السعودى. هذه التكلفة تحتاج الى تجميع بيانات دقيقة كثيرة وتحتاج الى استخدام أدوات رياضية واحصائية متقدمة فى التنبؤ وهو ما لم يتم فى أى من الشركات العاملة فى السوق السعودى حتى الآن ، حيث قد تم استخدام هياكل للتعريفة تم تقديرها جزافيا أو هياكل منقولة من بعض الشركات أو الفروع المشابهة والتى تعمل فى بعض الأسواق العربية أو الأجنبية الأخرى والتى قد تتشابه فى خواصها وصفاتها مع السوق السعودى. هذا وان كان مقبولا فى التامين عموما فى بداية عهده حيث لاتتوفر الخبرة الخاصة عندئذ بالسوق السعودى الا انه قد أصبح من الواجب أن نبدأ من الآن بايجاد مثل هذا البحث حتى يمكن تقدير السعر المناسب لتامين السيارات الذى يعكس الخبرة الخاصة التى تتجمع لدينا عن السوق السعودى وتتوفر بياناتها خاصة مع التزايد الكبير والملحوظ فى عدد المقبلين على شراء مثل هذا النوع من أنواع التامين ، وتوضيح احدى التقنيات التى يمكن الاعتماد عليها واستخدامها فى تحديد مثل هذا السعر المناسب عند اكتمال البيانات المناسبة والمشتقة من خبرة سوق التامين السعودى.

حدود البحث:

فى هذا البحث سنقوم بتوضيح كيفية تقدير العدد المتوقع من الحوادث فى الجداول المتعددة التقسيم وكذلك فى الجداول المزدوجة التقسيم (وفى بحث لاحق يمكن أن نواجه مشكلة دمج عنصرى توزيع اجمالى الخسائر).

وسوف يبنى هذا التقدير على أساس افتراض أن تكرار الخسائر الموضوعة فى جدول مزدوج التقسيم تتبع فى توزيعها الاحتمالى شكل التوزيع البواسونى وأنها متماثلة فى التوزيع الاحتمالى ومستقلة عن بعضها بعض ومستقلة عن تأثيرات العناصر الأساسية فى الأعمدة والصفوف.

وسنقوم بتوضيح كيفية تقدير معلمات التوزيع البواسونى من هذه الحدود المزدوجة التقسيم ومعتمدين على النماذج اللوغاريتمية الخطية Log-Linear Models مع توزيعات طبيعية مسقة Prior Normal Distribution. ويجب التنويه أنه بالرغم من اقتصارنا فى البحث على التطبيق على الجداول المزدوجة التقسيم الا أن امتداد الطريقة وتطبيقها على الجداول المتعددة التقسيم سيكون مباشرا.

وسوف نعتمد فى الطريقة التطبيقية المقترحة على طرق نان ليرد Nan Laird [٢٨،٢٩] والتى استخدمها فى التقديرات البيزية التجريبية لاحتمالات جداول الحياة.

اصول البحث:

بينا فى الجزء الأول من هذا البحث المقدمة واهمية وحدود البحث وتحوله .اما الجزء الثانى فسوف يتم تقسيمه كما يلى:

المبحث الأول : نماذج تصنيف البيانات .

المبحث الثانى : النموذج الاحصائى المقترح استخدامه.

المبحث الثالث : التقديرات :

اولا : التقديرات البيزيةBayesian Estimates

ثانيا : التقديرات البيزية التجريبية

Empirical Bayesian Estimates.

المبحث الرابع : تطبيق الطريقة المقترحة على بيانات فعلية سعودية والتنبؤ بعدد حوادث السيارات المتوقعة فى المملكة مستقبلا.

المبحث الخامس: النتائج والتوصيات.:

اولا : النتائج.

ثانيا : التوصيات.

. ى ذلك كتابة مراجع البحث وهوامشه يليها الجداول والاشكال البيانية.

المبحث الأول

نماذج تصنيف البيانات

التأمين يحقق هدف حماية الأفراد مما قد يتعرضون له من خسائر كبيرة محتملة وذلك بالسماح لهم باستبدالها بخسائر صغيرة مؤكدة فى صورة اشتراكات التأمين Insurance Premiums التى تدفع للمؤمن Insurer. ومن الناحية الفنية والعلمية فان هذه الاشتراكات يجب أن تزيد عن قيمة الخسارة المتوقعة Expected Loss من المستأمن Insured خلال فترة الوثيقة بما يكفى لتغطية المصاريف الادارية وترك هامش مناسب كربح للمؤمن. واذا قسمنا الاشتراك الى جزئين ، الأول مساو لقيمة الخسارة المتوقعة من المستأمن خلال فترة الوثيقة ، والثانى هو بقية قيمة الاشتراك ، فانه عادة ما يطلق على الجزء الأول اسم الاشتراك الصافى Pure Premium وهو يشكل الجزء الأكبر من الاشتراك أما الجزء الثانى الاضافى فى الاشتراك فانه يمثل من وجهة نظر المستأمن تكاليف نقله لعبء الخطر الى المؤمن.

بصفة عامة يمكن القول بأن قيمة الخسارة المتوقعة خلال فترة الوثيقة تكون غير معروفة مسبقا عند شراء التأمين ويجب أن يقوم المؤمن بتقديرها باستعمال خبرة خسائر السيارات فى الوثائق المشابهة فى الماضى اذا ما كانت متوفرة ، أو استعمال خبرة خسائر مشابهة حتى تتكون لديه الخبرة الأكثر مناسبة كما هو الحال فى المملكة الآن ، فقد تكونت الشركة الوطنية للتأمين التعاونى منذ أقل من خمس سنوات (فى ١٨ يناير ١٩٨٦ م) بتمويل حكومى بالكامل ، ولذا فانه لم يتوفر لديها بعد خبرة الخسائر الكافية التى يمكن الاعتماد عليها فى مجال تقدير قيمة الخسائر المتوقعة مستقبلا فى مجال حوادث السيارات لذا فاننا سوف نقوم باستخدام الأرقام والاحصائيات العامة الخاصة بحوادث السيارات على مستوى المملكة والصادرة من الادارة العامة للمرور ومركز المعلومات الوطنى التابع لوزارة الداخلية لتقدير المعلمات المطلوبة لتسعير وتطبيق تأمين السيارات بالمملكة.

انه لمن الثابت علميا أن خبرة خسائر فرد بعينه لايمكن الاعتماد عليها أو اعطائها مصداقية كاملة أو كبيرة فى حساب الاشتراك الصافى لهذا الفرد لأنه قد ثبت احصائيا أن خبرة خسائر الشخص الواحد عادة ما تكون معرضة لتباين كبير جدا من وقت لآخر . ولكى نتغلب على هذه المشكلة فاننا سنعتمد فى دراستنا على عدد كبير من الأفراد المتشابهين فى درجة خطورتهم حيث سيتم وضعهم فى فئة واحدة يمكن بدراسة خبرتها مجتمعة الوصول الى تقدير مناسب لقيمة الخسارة المتوقعة من كل فرد من افرادها فى المتوسط وبذا يتم تقدير الاشتراك الصافى بطريقة يمكن الاعتماد عليها وبخبرة بيانات يمكن اعطائها مصداقية اكبر .

والوضع الأمثل هو

(١) أن يكون جميع افراد الفئة الواحدة متجانسين تماما Homogeneous فى قيمة الخسارة المتوقعة لكل منهم .

(٢) أن تكون الفئات المختلفة مميزة عن بعضها البعض بوضوح تام Hetrogeneous .

اى انه يجب أن يكون هناك نظام تقسيم Classification System الى فئات يمكن اعتباره مميز جيد للأقساط الصافية حيث انه من الضرورى الوصول الى تقدير دقيق للاشتراك الصافى فى كل فئة حتى يكون نظام التسعير عادلا Fair وكافيا Equitable والا فانه قد يشعر المستأمنون ذوى الخبرة الطيبة والخطر الأقل والذين يجدون انفسهم فى فئة ذات خطورة اكبر بعدم عدالة النظام (انظر شاير Shayer[٢٢]) . اكثر من ذلك فانه فى أسواق التأمين التنافسية Competitive Markets فانه اذا ما اتبعت احدى الشركات نظاما غير عادل للتقسيم الى فئات فان ذلك يسهل تهديد ربحيتها من قبل الشركات الأخرى . فالأفراد ذوى درجات الخطورة القليلة والموضوعين فى فئات ذات درجة خطورة أعلى يمكن أن تغريهم شركة تأمين اخرى لها نظام تقسيم افضل لهم نسبيا. وبذا يتحولون عن الشركة الأولى تاركين بها فئة تحتوى على افراد لهم فى المتوسط خسائر متوقعة اكبر من الخسائر السابق التوقع بها (انظر دوهيرتى Doherty[٢٣] وتريفوس Tryfos[٢٣])وهذا يخلق للشركة مشكلة خاصة لا تستطيع معها المحافظة لا على مستوى الربحية ولا على مستوى العدالة بين المستهلكين . لذلك يمكن القول بأن نظام التقسيم يجب أن يكون جيد ودقيق بقدر الامكان .

من الناحية الأخرى فان التقسيم اذا احتوى على فئات كثيرة فان ذلك يؤدى بالضرورة الى صغر عدد الأفراد فى كل فئة مما يقلل من درجة مصداقية الخبرة المستمدة من افراد هذه الفئة لتقدير قيمة الاشتراك الصافى من ناحية ويزيد فى قيمة انحرافات خبرتها الحقيقية عما كان متوقعا عند حساب هذا الاشتراك الصافى من الناحية الأخرى .

لذلك فان الوضع يحتاج الى موازنة دقيقة . واحد الطرق العلمية المتبعة لتحقيق تلك الموازنة هى استخدام تقسيم دقيق نسبيا بعد وضع شروط معينة فيه كيفما يقتضى النموذج الاحصائى الذى سيستخدم فى التنبؤ بالخسائر بما يسمح بتجميع البيانات عبر Across وخلال Within المجموعات للحصول على تقدير اكثر ثباتا للاشتراك الصافى لمجموعة من الأفراد المتجانسة نسبيا .

وقد استعمل الاكتواريون هذه الطرق لمدة طويلة لتقدير قيمة الاشتراكات الصافية لأفراد تم تقسيمهم فى خلاياCells فى تقسيمات مزدوجةالمتغيراتTwo-Way Classifications أو تقسيمات متعددة المتغيرات Multi-Way Classifications للخطر ، وبالرغم من ذلك فانه لم يتم وضعها فى صورة نماذج احصائية الا حديثا ، فعلى سبيل المثال بين بيلى Baily[١٦] عام ١٩٦٣ طرق تقدير الاشتراكات الصافية من تقسيمات متعددة المتغيرات

ومعتمدا على حاصل ضرب العوامل الخاصة بمستويات متغيرات التقسيم (وهذه هى الطريقة المعروفة باسم طريقة الضرب Multiplicative Method) ويعنى ذلك انه فى حالة استخدام التقسيم المزدوج المتغيرات واذا رمزنا للقيمة المقدرة للاشتراك الصافى الخاص بالفرد رقم "ك" فى الخلية "رل" الموجودة فى الصف رقم "ر" والعمود رقم "ك" بالرمز ط (ر، س) فان :

$$ط(ر، س) = ص(ر) \times ص(ر)$$

حيث ص(ر) ، ص (ر) هى القيم المقدرة لتاثيرات المستوى (ر) للمتغير الأول والمستوى (ل) للمتغير الثانى من متغيرات التقسيم .

كما بين وسرج وتومبرلن Weisberg and Tomberlin[٢٤]عام ١٩٨١ وجود طرق اخرى اطلق عليها طرق الجمع Additive Methods ، وهى تعتمد على جمع مؤثرات العوامع الخاصة بمستويات متغيرات التقسيم ، كما قاما بوضع النماذج الخاصة بها .

وبصفة عامة يمكن القول بان النماذج المستخدمة فى تجميع البيانات عبر الخلايا فى التقسيمات المتعددة المتغيرات تواجه مشكلة احصائية معروفة وهى انها لاتعطى تقديرات غير متحيزة Unbiased Estimates . اى ان الخسارة المتوقعة للفرد الموجود فى اى خلية تختلف عن القيمة المتوقعة لهذه الخلية والمحسوبة من النموذج الاحصائى . ولكى يمكن استعمال هذه النماذج المتحيزة فى التقدير فانه يجب على المؤمن ان يعوض هذا التحيز باستخدام طريقة المبادلة بين التحيز Bias والتباين Variance المتعارف عليها والشائع استخدامها بين الاحصائيين والاكتواريين فى كل مرة يتم فيها تبنى نموذج متحيز فى التنبؤ . كما انه يجب ان نتذكر دائما اننا نحتاج بشدة الى نماذج لتقدير قيم خلايا التقسيم ذات العدد الصغير من المفردات . وبالرغم من انه عادة ما يطلق الاكتواريون تعبير "تقديرات المصداقية Credibility Estimates" على اى تقديرات قامت على دمج الخبرة الحديثة للمفردات مع الخبرة الجماعية المجمعة مسبقا (انظر بولمان Buhlmann[١٨] ، وكين Kahn [٢٦]) ، الا أن المشكلة الخاصة بدمج تقديرات النموذج ثنائى او متعدد المتغيرات مع تقديرات الخلايا الفرديه تختلف عن ذلك بالرغم من تشابه الفكرة ، لذا فقد بحث الاكتواريون عن طرق اخرى يمكن بها تقدير اوزان الترجيح عند دمج خبرة الأفراد بخبرة الجماعة باستخدام طرق التحليل البيزى Bayesian Analysis ، وسنبين فى هذا البحث ان هذه الطرق الخاصة بدمج تقديرات الخلايا المجمعةEstimates Pooled Cell مع تقديرات النموذج يمكن ايضا تطبيقها باستخدام تقنية بييز Bayesian Technique وبصفة خاصة الطريقة التجريبية Empirical Method لكى نصل الى هذه التقديرات .

ويمكن فى مجال التأمين تحديد نوعين من التوزيعات الاحتمالية للخسائر ، الأول توزيع عدد الحوادث المسببة للخسائر والتى عادة ما يشار اليها بعنصر التكرار Frequency Component ، والثانى هو توزيع قيمة الخسارة (الناتجة من الحادث المفترض وقوعه) التى يلتزم المؤمن بتعويضها ويشار اليها عادة بعنصر وطأة الخسارة Severity Component . لذا فان اجمالى الخسائر يأخذ صورة مجموع عدد عشوائى من الخسائر الفردية التى تكون قيمة كل منها هى الأخرى متغير عشوائى (أى مجموع عشوائى لمتغيرات عشوائية) .

المبحث الثاني

النمـــوذج الاحصائي المقترح استخدامه

اذا افترضنا أن البيانات المجمعة عن حوادث السيارات بالمجتمع محل الدراسة أمكن تبويبها وفقا لمستويات متغيرين ووضعها فى خلايا جدول مزدوج التقسيم ، وبفرض أن عدد الحوادث داخل كل خلية يأخذ شكل المتغير العشوائى البواسونى Poisson Random Variable ، وبفرض استخدام الرموز التالية :

(ر ل) = الخلية الواقعة فى الصف (ر) والعمود (ل) فى التقسيم المزدوج.

(ر ل ك) = الفرد رقم (ك) فى الخلية (ر ل).

ن(ر ل) = عدد الأفراد فى الخلية (ر ل).

ف(ر ل س) = عدد الحوادث التى تحققت للفرد رقم (ك) الموجود فى الخلية (ر ل) خلال فترة معينة .

ف(ر ل) = عدد الحوادث الاجمالى الذى أصاب جميع افراد الخلية (ر ل)

ف = مصفوفة تتكون مفرداتها من ف(ر ل) .

فانه يمكن القول بأن ف(ر ل س) لجميع قيم ك=١ ، ..... ، ن(ر ل) موزعة كمتغير عشوائى بواسونى بمعلمة نرمز لها بالرمز ب(ر ل) (اى اننا افترضنا نفس المعلمة لجميع الأفراد فى الخلية (ر ل) فى التقسيم المزدوج)وبما أن

ف(ر ل) = مجـ ف(ر ل س) ..... (١)

فانه يصبح لدينا متغير عشوائى جديد ف(ر ل) هو مجموع متغيرات عشوائية بواسونية متماثلة التوزيع ومستقلة عن بعضها البعض وبالتالى فهو أيضا يتبع التوزيع البواسونى بمعلمة هى ن(ر ل) × ب(ر ل) .

واذا افترضنا استخدام النموذج الخطى اللوغاريتمى المشبع Satuarted Log-Linear Model (أنظر بيشوب وفنبرج وهولاند Bishop,Fienberg and Holland [١٢] لمناقشة متكاملة عن النماذج اللوغاريتمية الخطية للبيانات العددية) فان ذلك يمكننا من كتابة قيمة المعلمة ب(ر ل) على الصورة التالية:

لو ب(ر ل) = ى + ك١(ر) + ك٢(ل) + ك١٢(ر ل) ..... (٢)

حيث ى تعبر عن قيمة المؤثر العام على الجدول

- ك١(ر) تعبر عن قيمة المؤثر الخاص بالمستوى (ر) للمتغير الأول "١" (الصفوف)
- ك٢(ل) تعبر عن قيمة المؤثر الخاص بالمستوى (ل) للمتغير الثا

"٢" (الأعمدة)

• ك٢٢(ر،ل) تعبر عن قيمة المؤثر الخاص بتفاعل المستويين (ر،ل) للمتغيرين "٢،١" على التوالى (الخلية)

ومن الواضح أنه من الناحية الرياضية لاتكفى هذه المعلومات والعلاقات لتحديد قيم وحيدة Unique لكل من هذه المعلمات ، لذا فانه قد جرت العادة على اضافة قيود تطيل التباين المعروفة والخاصة بمجموع مؤثرات الصفوف والأعمدة والخلايا وهى

مجـ ك١(ر) = مجـ ك٢(ل) = مجـ ك١٢(ر) = مجـ ك١٢(ل) = صفر ....(٢)

وإذا رمزنا لمتجه المكون من الأربعة مقردات ى ، ى١(ر) ، ى٢(ل) ، ى١٢(ر،ل) بالرمز ي فانه يمكن التعبير عن ي ، ب(ر،ل) بالعلاقة الآتية :

ى+ى١(ر)+ى٢(ل)+ى١٢(ر،ل)

ب(ر،ل)(ي) = هـ

وبذلك يمكن اثبات أن دالة كثافة احتمال ف(ر،ل) س/ي تأخذ الشكل الآتى:

مجـ(ر،ل)(ي) ف(ر،ل) س

ح(ف(ر،ل) س/ي) = [هـ × (ب(ر،ل)(ي))] + [ف(ر،ل) س] .....(٤)

وإن دالة كثافة الاحتمال المشتركة لـ ف / ي تأخذ الشكل الآتى:

مجـ(ر،ل) ب(ر،ل)(ي) ف(ر،ل)

ح(ف(ر،ل) س،ي) = هـ × (ب(ر،ل)(ي)) × ف(ر،ل) س .....(٥)

هنا سنتبع تماما السبب فى وصف النموذج المعرف فى العلاقة (١) بأنه مشبع بالكامل Completely Saturated وذلك لأنه يوجد عدد من المشاهدات لكل خلية مساو لعدد خلايا التقسيم مما يؤدى الى أن يصبح التغير المتوقع لكل خلية مساويا بالضبط للتغاير المشاهد لهذه الخلية ، ولا تتأثر القيم المتوقعة لتكرار خلية ما بتكرار الخلايا الأخرى وهذا مشابه تماما لما يحدث فى النماذج ذات التأثير الثابت Fixed Effect Models والتى تهمل تأثير عنصر التفاعل بين المتغيرات Interaction Effect Term ك١٢(ر،ل) وتبسطه من النموذج وتحوله الى نموذج ضرب مبسط Multiplicative Model للمؤثرات الأساسية وحدها. وكما لوحة فان مثل هذا التبسيط فى وصف علاقة البيانات فى النموذج قد لايوجد ما يبرره حتى عند وجود بعض الخلايا الكبيرة.

• افرون ومورس Efron and Morris عندما بحثا استعمال التقدير

البيزى التجريبى Empirical Bayes Estimate لبيانات تتبع التوزيع الطبيعى المتعدد Multivariate Normal Data وجدا ان هذه التقنية تعطى افضل التقديرات عندما يكون المطلوب تقدير معلمات نموذج خطى يكون معروف عنها انها تقع فى فراغ عالى Higher Dimensional Space "هـ١" مثلا ولكن فى نفس الوقت يوجد احتمال مناسب لوجود هذه المعلمات فى فراغ اخو اقل من سابقة "هـ." مثلا حيث هـ.د هـ١ (د ترمز الى ان هـ. جزء من هـ١)عندئذ تكون تقديرات قيمة المعلمات فى الفراغ الأعلى "هـ١" غير متحيزة Unaised لكن تبايناتها كبيرة نسبيا بينماتكون التقديرات المماثلة فى الفراغ الأقل ابعادا "هـ." ذات تباينات اصغر لكنها ستكون تقديرات متحيزة Bias. لذا فان الاحصائى لا يضطر بالضرورة الىالاختيار بين هاتين المجموعتين من التقديرات وانما يكون من الأفضل دائما اعتبارهما نقطتى نهاية End-Points ويجب عليه ان يستعمل البيانات ليحدد خلا وسطا بينهما اى بين التحيز والتباين من خلال قاعدة بيز التجريبية . وللحصول على تقديرات بييزية تجريبية للبيانات العددية فى النموذج الخطى اللوغاريتمى وبدلا من اهمال بعض المعلمات الخاصة بالتفاعل مثل ى٢١(ر،ر) فانه يمكن البدا بتحديد قيم بعض المعلمات عشوائيا . وبدلا من اسقاط عنصر التفاعل بين المتغيرات من اعتبارنا يمكن ان نبدأ بافتراض تأثيرات عشوائية للمتغيرات المستقلة التى تخضع فى قيمتها لتوزيع مسبق من العائلة الطبيعية Prior Normal اى نفترض أن

ى٢١(ر،ر) متماثلة مستقلة عن بعضها موزعة توزيع طبيعى بمتوسط = صفر و تباين = ت .....(٦)

وهذا النموذج يعنى انه لايوجد لدينا اى معلومات منظمة تزيد عن معلومات النموذج المخفض الآتى وهو الذى يسقط من اعتباره عنصر التفاعل

ت (ر،ر) = ى + ى١(ر) + ى٢(ر) .....(٧)

وبذا نجد أن النموذج الخطى اللوغاريتمى المشبع بالكامل المحدد فى (٢) يؤدى بالضرورة الى أن يكون تقديرنا للمعلمات مساويا تماما للمشاهدات ، فى حين أن النموذج الخطى الذى يسقط عنصر التفاعل بالكامل من اعتباره والمحدد فى (٧) يؤدى الى أن يكون تقديرنا للمعلمات مساويا لتقديرات الضرب البحتة Multiplicative Estimates ، اما اذا جمعنا النموذج المحدد فى (٢) مع الافتراض المحدد فى (٦) فاننا نصل تقديرات هى حل وسط بين تقديرات الضرب البحتة التى تعتمد فقط على التأثيرات الأساسية بدون تفاعل التى ستنتج من (٧) والتكرارات المشاهدة والناتجة من (٢) . هذا النموذج ذوالمرحلتين Two-Stage Model والمحدد فى (٢) ، (٦) يشبه كثيرا ذلك النموذج الذى حدده لينوارد Leonard[٢١] عند مناقشة

للتقديرات البيزية التجريبية لجداول الحياة . فى هذا النموذج نعتبر كل من المتوسط العام Overall Mean والتاثيرات الأساسية للمتغيرات (الصفوف والأعمدة) ثوابت فى حين يعتبر عنصر التفاعل بين المتغيرات متغير عشوائى. فى هذه الحالة تكون القيود الخطية المبينة فى (٢) غير ذات اهمية وتكون دالة كثافة احتمال (ي٢١/ت) هى

وحـ -[محـرر ك٢١رر٢ ÷ ٢ آت]

ح(ي٢١ / ت)= (١÷٢ط ت) x هـ.....(٨)

حيث ي٢١=متجه مكونة من قيم ك٢١رر٢

، هـ =عدد مستويات المتغير الاول = عدد الصفوف عبر التقسيم المزدوج

، و =عدد مستويات المتغير الثانى = عدد الاعمدة عبر التقسيم المزدوج

وقد بين ليرد Laird[٢٩،٢٨] ان القول بثبات المتوسط العام والمؤثرات الأساسية ى ، ك١رر٢ ، ك٢رر٢ يعادل تماما القول بأن لهم توزيع مسبق من النوع المتماثل المستطيل Flat Prior وبالتالى يكون التوزيع المشترك لـ (ف ، ي) على الصورة

ح (ف ، ي / ت) = ح (ف / ي ، ت) x ح (ي / ت) .....(٩)

$$= \frac{\text{هـ}^{-[\text{محـرر ن}_{\text{رر}2}\times\text{ب}_{\text{رر}1}(\text{ي})]}\ \text{ف}_{\text{رر}2}}{\text{TT}_{\text{رر}1}[\text{ب}_{\text{رر}1}(\text{ي})]} \times \frac{}{\text{TT}_{\text{رر}1}\text{س}[\text{ف}_{\text{رر}1\text{ س}}\ !]}$$

$$\times\ \text{هـ}^{-0{,}5\text{وحـ}\ [-0{,}5\text{محـرر ك}_{21\text{رر}2}\ ^{2}\div 2\text{آت}]} \times [2\text{ط ت}]^{\text{هـ}} \quad .....(١٠)$$

المبحث الثالث

التقديرات The Estimate

اولا:التقديرات البييزيه : The Bayesian Estimates

التحليل البييزى التقليدى عادة ما يتطلب تحديد التباين المسبق Prior Variance لكل عنصر من عناصر ى٢١٢٢٢، والذى رمزنا له بالرمز "ت". بعدئذ تبنى عملية التقدير على التوزيع اللاحق Posterior Distribution لمفردات ي بمعلومية كل من التباين المسبق "ت" والتكرارات المشاهده "ك" ، اى:-

ح (ي/ك ، ت) = ح (ك ، ي/ت) ÷ ح (ك/ت).....(١١)

هذه الداله الاحتماليه لا يمكن كتابتها صراحة على شكل مبسط لأن التكامل المطلوب لتحديدالمقام من النوع الذى لايمكن معالجته تحليليا Analytically

ح (ك/ت) = ى ح (ك ، ي/ت) د ي.....(١٢)

كما أن التكامل العددى Numerical Integration غير عملى فى هذه الحاله لأن التكامل سيكون على متغيرات يبلغ عددها "حـ+وحـ-١" بما يسبب البطء الكبير عند استعمال الحاسب الآلى لاجراء التكامل العددى حتى ولو تم استخدام طريقة ايلر وماكلورين"E-M" Euler-Maclaurin Method[٢٢].

لذا فسوف نقوم باتباع اقتراحات ليرد Laird[٢٨،٢٩]وليونارد Leonard[٣١] ونقوم بتقريب دالة التوزيع اللاحق ح (ي/ك ، ت) بدالة توزيع طبيعى Normal Distribution Function على أن نسوى وسط الأخيره بمتوال الأولى . ثم نحصل على معقوفة التباين المشترك Covariance Matrix بأن نشترط أن تكون معقوفة المعامل التفاضلى الثانى للوغاريتم التقريب الطبيعى مقدرا عند متوسطه مساويه لمعقوفة المعامل التفاضلى الثانى للوغاريتم التوزيع اللاحق مقدرا عند متواله .وهذا فى الواقع معادلا للقول بتقريب لوغاريتم التوزيع اللاحق مقدرا عند متواله بمقدار من الدرجه الثانيه فى ي بما يؤدى الى الوصول الى دالة توزيع تقريبى طبيعى لوغاريتمه له نفس الميل Slope ودرجة الأنحناء Curvature مثل ميل ودرجة انحناء لوغاريتم التوزيع اللاحق الحقيقى عند متواله . بذلك فان هذا التقريب الطبيعى سيكون له متوسط ي* مساوى لمتوال الداله ح (ي /ك ، ت) ومعقوفة تباين مشترك

$$ع = -[\frac{\text{لو}_{هـ} ح (ي/ف ، ت)}{\partial ي}]_{ي = ي^{*}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (١٣)$$

ويلاحظ انه عند حساب المنوال ومصفوفة المعاملات التفاضلية الثانية يمكن اهمال مقام الطرف الأيسر من (١١) ح (ف / ت) طالما انه ليس دالة فى ي. ويمدنا المتوسط ومصفوفة التباين المشترك للتقريب الطبيعى للتوزيع اللاحق لمفردات ي [ح (ي / ف ، ت)] بتقديرات بييزية لمفردات ي ومصفوفة تباين مشترك لاحق للتقديرات .

ويلاحظ أن المنوال ي* لابد وانه سحقق المعادلات الآتية:-

$$\frac{\partial \text{لو}_{هـ} ح (ف ، ي / ت)}{\partial ي_{ر}} = \text{محـ}_{ر}[- ن_{ر} \times هـ^{(ي+ي_{ر}+ي_{س}+ي_{٢٢ر})} + ف_{ر}] = \text{صفر} \quad \ldots (١٤)$$

$$\frac{\partial \text{لو}_{هـ} ح (ف ، ي / ت)}{\partial ي_{٢ر}} = \text{محـ}_{ر}[- ن_{ر} \times هـ^{(ي+ي_{ر}+ي_{س}+ي_{٢٢ر})} + ف_{ر}] = \text{صفر} \quad \ldots (١٥)$$

$$\frac{\partial \text{لو}_{هـ} ح (ف ، ي / ت)}{\partial ي_{س}} = \text{محـ}_{ر}[- ن_{ر} \times هـ^{(ي+ي_{ر}+ي_{س}+ي_{٢٢ر})} + ف_{ر}] = \text{صفر} \quad \ldots (١٦)$$

$$\frac{\partial \text{لو}_{هـ} ح (ف ، ي / ت)}{\partial ي_{٢٢ر}} = -ن_{ر} \times هـ^{(ي+ي_{ر}+ي_{س}+ي_{٢٢ر})} + ف_{ر} + \frac{---}{ت} = \text{صفر} \quad \ldots (١٧)$$

يلاحظ أن المعادلات (١٥) ، (١٦) تؤدى بالضرورة الى تحقيق المعادلة رقم (١٤). اكثر من هذا فانه اذا عرفنا ف ر * لتكون هى قيمة التكرار المتوقع للحوادث فى الخلية رل فان:-

$$ف_{ر} * = ن_{ر} \times ب_{ر}(ي^{*}) = ن_{ر} \times هـ^{(ي^{*}+ي_{ر} *+ي_{س} *+ي_{٢٢ر} *)} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (١٨)$$

وباستخدام الرموز المنقطة المعروفة Usual Dot Notation للدلالة على المجموع فانه يمكن باستخدام المعادلات (١٥) ، (١٦) ، (١٧) اثبات أن:

$$ف_{ر.} * = ف_{ر.} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (١٩)$$

$$ف_{.ل} * = ف_{.ل} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (٢٠)$$

اى ان المعادلات (١٥) ، (١٦) تقتضى بان تأخذ ي* قيم بحيث تؤدى الى ان تكون مجاميع الصفوف والأعمدة لتكرارات الخلايا المتوقعة (أو بمعنى آخر التكرارات الموفقة Fitted Ferquencies) لها نفس مجاميع الصفوف والأعمدة الخاصة بالبيانات المشاهدة .

قدم ديمنج وستيفان Deming and Stephan [٢١] طريقة حسابية يمكن استخدامها لتوفيق النماذج الخطية اللوغاريتمية لتمثيل البيانات المبوبة فى جداول متعددة التقسيم اطلقوا عليها اسم "طريقة التوفيق النسبية المكررة-(IPF)- Iterative Proportiosnl Fitting " كما بين بيشوب وفاينبرج وهولاند Bishop , Fienber and Holland [١٧] انه يمكن استخدام طريقة التوفيق النسبية المكررة هذه (IPF) للمحافظة على تأثير عنصر التفاعل فى النموذج عن طريق تحديد قيم مبدئية للمتغيرات نبدأ بها العملية الحسابية المكررة بحيث تحتوى هذه القيم المبدئية على اثر هذا التفاعل منذ البداية . كما لاحظ ليرد واوليفر Laird and Oliver [٢٠] ان هذه الحقيقة تسمح للشخص أن يستعمل طريقة التوفيق النسبية المكررة لتوفيق النماذج الخطية اللوغاريتمية لبيانات جداول الحياة عندما توجد ارقام مختلفة من المقادير المعرضة للخطر Exposures فى الخلايا المختلفة. ولأن البيانات البواسونية الموجودة فى هذا البحث تشمل على مقادير معرضة للخطر تتميز بعدم تساوى قيمتها فى الخلايا المختلفة لذا فانه يمكن تطبيق الطريقة المذكورة عليها فى توفيق النموذج بطريقة مماثلة .

ولتطبيق هذه الطريقة الخاصة بالتوفيق النسبى المتكرر فى تقدير قيم بيانات جدول مزدوج التقسيم فاننا نقوم بضرب القيم المبدئية Starting Values "ن٠ر٠" فى مؤشرات الصفوف "ى٠ر٠" فى مؤشرات الأعمدة "ى٠ر٠" الخاصة بكل خلية "(ر ل)" . وبذلك فاذا بدانا الطريقة باستخدام قيم مبدئية هى "ن٠ر٠" خاصة بالخلايا "ر ل" فان التقدير يأخذ الشكل :

$$ف_{ر ل} = ن_{ر ل} \times س_{ر} \times ص_{ل} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \quad (٢١)$$

حيث س ر ، ص ل هى عوامل تعتمد فقط على قيمة البيانات المجمعة والقيم المبدئية فى الصف (ر) والعمود (ل) على الترتيب . وعلى ذلك فبعد التكرار نجد أن التقديرات النهائية للتكرارات المتوقعة ستكون على الصورة:

$$ف_{ر ل} = ن_{ر ل} \times ب_{ر ل} = ن_{ر ل} \times س_{ر} \times ص_{ل} \quad \cdots\cdots\cdots \quad (٢٢)$$

وسوف تحقق التقديرات الناتجة من تلك العلاقات المحددة فى (١٩) ، (٢٠) . هذا النموذج المحدد فى (٢٢) معروف بأنه نموذج ضرب Multiplicative Model للجداول ذات التقسيمات المزدوجة ، ويمكن تقديمه على صورة نموذج خطى لوغاريتمى لايظهر فيه تأثيرات التفاعل المحددة فى (٧) وعندئذ تكون التقديرات المحسوبة بطريقة التوفيق النسبى المكررة هى

توفيق للتكرارات الحدية Margenal Frequencies لتوزيع الحوادث فى جدول المقادير المعرضة للخطر بحيث تؤدى فى النهاية الى تقديرات نهائية تعظم احتمالات Maximum Likelihood النموذج الخطى اللوغاريتمى المعطى فى (٧).

أكثر من هذا فانه اذا بدأنا بقيم مبدئية ذات كيان تفاعلى محدد مسبقا بواسطة مجموعة من العناصر المحددة سلفا Fixed Terms نرمز لها بالرمز ك٢١(ر،ر) فانه يمكن ايضا باستخدام طريقة التوفيق النسبى المكررة تقدير التكرارات المتوقعة لخلايا النموذج كما يلى:-

لو[ب(ر،ر)] = ى + ك١(ر) + ك٢(ر) + ك٢١(ر،ر) ..... (٢٣)

حيث نبدأ الحساب بقيم مبدئية عبارة عن [ن(ر،ر) × هـ ك٢١(ر،ر)] وبعد ذلك فانه بالتوفيق النسبى المكرر للتكرارات الحدية يمكن تحديد قيمة كل من ى ، ك١(ر) ، ك٢(ر). ولذلك فانه باستخدام هذه الخصائص لحل نظام المعادلات الآنية المحددة فى (١٥)الى(١٧) فانه يمكن اقتراح ما يلى:

أولا: وضع ك٢١(ر،ر) = صفر لجميع قيم (رل) وحل المعادلات فى (١٥) ، (١٦) لتحديد قيم ى ، ك١(ر) ، ك٢(ر) باستخدام طريقة التوفيق النسبى المكررة بقيم مبدئية هى ن(ر،ر) ، اى اننا باختصار نقوم أولا بتوفيق النموذج المعطى فى (٧).

ثانيا: نستعمل قيم ى ، ك١(ر) ، ك٢(ر) فى حل (١٧) لكى نصل الى قيم ك٢١(ر،ر) باستخدام طريقة نيوتن-رافسون Newton-Raphson Algorithm .

ثالثا: نعيد حل المعادلات (١٥) ، (١٦) باستخدام طريقة التوفيق النسبى المكررة لكن باستخدام قيم مبدئية جديدة هى [ن(ر،ر) × هـ ك٢١(ر،ر)] [حيث ك٢١(ر،ر) هى القيم المحسوبة فى ثانيا] اى اننا باختصار نقوم هذه المرة بتوفيق النموذج المعطى فى (٢٣) .

رابعا: نعود ونكرر ثانيا باستخدام قيم جديدة لـ ك٢١(ر،ر) نستخدمها مرة أخرى فى ثالثا لتحديد قيم جديدة لـ ى ، ك١(ر) ، ك٢(ر) ثم نعود ونكرر ذلك ونستمر فى التكرار حتى نصل الى قيم تقاربية Converges.

مصفوفة التباين المشترك : "م" Covariance Matrix

يمكن الحصول على مصفوفة التباين المشترك "م" للتقريب الطبيعى Normal Approximation بحساب مقلوب مصفوفة المعاملات التفاعلية الثانية المحددة فى (١٤) ثم تقدير قيمتها عند قيم المعالم المقدرة ى* ، أى أن :

م = [--------- { لو ح (ك ، ي / ت) }] ..... (٢٤)
ي = ي*

وبذلك فانه من الواضح أن المصفوفة ع ستأخذ الشكل الآتى:

.....(٢٥)

محـ ن ف(ر،ن) =

محـ ن ف(ر،ن) = محـ ن ف(ر،ن) =
. صفر
. .
. .

محـ ن ف(رـ١،ن) =صفر محـ ن ف(رـ١،ن) =

محـ ن ف(ر،١) = ف(ر،٢) = ف(رـ١،ن) =محـ ن ف(ر،٢) =
. . . .
. . . .
. . . .

مجـ ن ف(ر،و-١) =ف(ر،و-١) =ف(رـ١،و-١) =صفر مجـ ن ف(ر،و-١)

ف١١ = ف١٢ = صفر ف١ن =صفر +(اثت)
. . صفر .
. . . .

ف(ر،و-١) = ف(ر،و-١) = صفر ف(ر،و-١) =صفر ف(ر،و-١) =+(اثت)
. . . . .
. . . . .
. . . . .

ف ر ن = صفر صفر صفر صفر صفر صفر صفر فرن =+(اثت)
. . . . . .
. . . . . .
. . . . . .

ف ـ و ن = صفر صفر صفر صفو صفر صفر صفر ف ـ و ن =+(اثت)

وبالرغم من أن هذه المصفوفة كبيرة الى حد ما حيث انها من الحجم "حـ×و×وحـ-١" الا انه يمكن اعادة كتابتها على شكل مصفوفة مجزأة Partitioned Matrix لتسهيل التعامل معها . فاذا استخرجنا أرقام المقادير المعرضة للخطر من الجدول المزدوج التقسيم صفا صفا ووضعنا كل منها على صورة متجه رأسى ي ثم وضعنا قيمة المعلمات بورن على صورة متجه رأسى بـ فان الجزء الخاص بالتأثير الثابت Fixed Effect Portion للنموذج (٢) يمكن اعادة صياغته باستخدام رموز المصفوفات كما يلى :

لو (بـ) = أ ي ..... (٢٦)

حيث يعرف لوغاريتم المتجه بانه متجه اللوغاريتمات

- ي هى متجه معلمات النموذج الخطى اللوغاريتمى Log-Linear Model Parameters
- أ هى مصفوفة التصميم Design Matrix العادية المعروفة الخاصة بالجداول المزدوجة التقسيم . وباستخدام هذه الرموز يمكن كتابة المعفوفة (٢٥) على صورة معفوفة مجزأة كما يلى :

(٢٧)..

أ'xقطرية[ن.بـ(ي*)]xأ	أ' x قطرية [ن . بـ (ي*)]
قطرية [ن.بـ(ي*)]xأ	قطرية[ن.بـ(ي*)]+[١ت][٠(١)ـ ،

حيث تشير الـ "." الى الضرب بطريقة هادامارد Hadamard Product والتى تعنى ضرب حدود المصفوفة فى بعضها حدا فى حد .

ولكى نستطيع تحديد مصفوفة التباين المشترك "م" للتقريب الطبيعى للتوزيع اللاحق لابد من ايجاد معكوس مصفوفة التصميم "أ" ، لذا فانه من الضرورى الا تكون المصفوفة "أ" مصفوفة مفردة Singular Matrix ، ولكى نضمن أن تكون المصفوفة (٢٧) غير مفردة Non-Singlar فان طوف مصفوفة التصميم "أ" يجب أن يحذف منها ما يقابل الصف الأخير والعمود الأخير . من ٩الملاحظ انه بتجزأة هذه المصفوفة ومع ملاحظة أن المصفوفة الجزئية الموجودة فى الركن الأدنى الأيسر هى مصفوفة قطرية فانه يمكن القول باننا سنحتاج الآن الى ايجاد معكوس مصفوفة من الحجم حـ×و-١ فقط .

ثانيا: التقديرات البيزية التجريبية: Empirical Bayes Estimates:

يتطلب التحليل البيزى Bayesian Analysius تحديد جميع معلمات التوزيع المسبق Prior Distribution Parameters مقدما ، وبصفة خاصة لابد من تحديد تباين العناصر ى٢١(رو) "ت" . ولأننا هنا نواجه مشكلة تقدير معلمات متعددة Multi-Parameter Estimation Problem حيث يجب تقدير عدد حلاو من المعلمات ى٢١(رو) وذلك من بيانات العينة المجمعة ، لهذا فان اسلوب المعالجة البيزية التجريبية يعتبر هنا من الأساليب المناسبة.

وللبدأ فى هذه المعالجة فسوف نبدأ أولا بتقدير قيمة التباين المسبق Prior Variance باستخدام طريقة ديمبستر وليرد وروبين [٢٢] Dempster,Laird and Rubin هذه الطريقة المسماه بطريقة (E-M) . الخطوة E من الدورة الواحدة Single Iteration تماثل حساب القيمة المتوقعة للوغاريتم دالة الاحتمالات لو{ ح (ف ، ي / ت)} بمعلومية البيانات المشاهدة "ف" وقيمة "ت" فى المرحلة الحالية . فى الخطوة M يتم تقدير قيمة "ت" التى تؤدى الى تعظيم التعبير الناتج . ثم يتم عمل دورات أخرى Iterations ابتداء من الخطوة E باستخدام القيمة الجديدة لـ "ت" للوصول الى القيمة المتوقعة للوغاريتم دالة الاحتمالات وهكذا...

ديمبستر وآخرون Dempster [٢٢] بين انه بالنسبة لدوال كثافة الاحتمال الأسية العادية Regular Exponential Densities والتى تعتبر (١٠) حالةخاصة منها فان يكفى أن نحسب القيمة المتوقعة للرقم الاحصائى الكافى Sufficient Statistic عند الخطوة E [فى هذه الحالة محور ى٢١(رو) ٢] . عند الخطوة M التالية نضع التقدير الجديد للمعلمة مساويا للدالة الاحتمالية المعظمة Maximum Likelihood Function للقيمة المتوقعة للرقم الاحصائى الكافى ، الذى يأخذ فى هذه الحالة الشكل الآتى

ق.م. { محور ى٢١(رو) ٢ } ÷ (حـ x و) .....(٢٨)

عند الدورة رقم "و+١" من دورات الحساب (E-M) يحتاج الشخص الى التوزيع الخاص بـ ى٢١(رو) بمعلومية التكرارات المشاهدة ف(رو) والقيمة المقدرة لـ "ت" من الخطوة M فى الدورة السابقة والتى نرمز لها بالرمز "ت و "

ح (ي ى٢١ / ف ، ت و) ..... (٢٩)

وكما سبق القول فانه يمكن تقريبها باستخدام التوزيع الطبيعى المتعدد Multivariante Normal Distribution ، وعند تبنى هذا التقريب يمكن حساب القيمة المتوقعة للرقم الاحصائى الكافى Sufficient Statistic

ق.م.(و)[محور(ى٢١(ورى) ٢)] = محور[(ى٢١(ورى) * (ت)(ى)]٢ +
تباين(و)(ى٢١(ورى)]}.....(٣٠)

حيث ى٢١(ورى) * (و) ، تباين(و)(ى٢١(ورى)} هما رمزا المتوسط والتباين الذين حسبا باستخدام التقريب الطبيعى Normal Approximation فى الدورة "و" من دورات الـ (E-M) . بمعنى أننا جمعنا مربعات Sum the Squares التقديرات المشروطة Modal Estimates لعناصر الدورات Iteration Terms مع المسار أو الأثر Trace الخاص بالجزء الموجود فى الركن الأيسر السفلى من مصفوفة التباين المشترك المعطاة فى (٢٥) .

لنرمز للقيمة المبدئية التى وضعت لـ "ت" فى الدورة الأولى بالرمز ت. وبعد ذلك يتم تحديث قيمة "ت" عند الخطوة "M" من كل دورة لكى تستخدم فى الخطوة "E" من الدورة التالية. قيمة "ت" الجديدة التى نحصل عليها فى الدورة "و" هى دالة الاحتمال المعظمة للرقم الاحصائى الكافى Maximum Likelihood Function of the Sufficient Statistic

ت و+١=محور[(ى٢١(ورى) * (و)]٢+تباين(و)(ى٢١(ورى)} ÷ (حـ٧و).....(٣١)

وتستمر دورات الحساب الخاصة بـ (E-M) حتى تتقارب القيم الناتجة Converges هذا وقد اثبت ديمبستر وليرد وروبين Dempster,Laird and Rubin [٢٢] أن هذا التقارب سيتحقق .

المبحث الرابع

استعمال الطريقة المقترحة فى التنبؤ بعدد حوادث السيارات المتوقعة فى المملكة مستقبلا

فيما يلى سوف يتم توضيح طريقة التحليل المقترحة فى هذا البحث وذلك عن طريق تطبيقها على بيانات خبرة حوادث السيارات بالمملكة العربية السعودية التى أمكن الحصول عليها من دراسة سجلات السائقين بالمملكة . فى هذا التطبيق سيتم تقسيم السائقين وفقا لمتغيرين هما منطقة الاقامة Place of Reide وفئة السائق Driver Class. علما بان فئة السائق هى فى الحقيقة تقسيم ذو مدى واحد One Dimentional Classification مبنى بدوره على أربعة متغيرات هى العمر Age والجنسية Nationality والحالة الاجتماعية Marital Status والحالة التعليمية Educational Status (كما هى فى عام ١٤٠٩ هـ) .

تعريف المقصود بفئة السائق مبين بالجدول رقم (١٢) . تمييز أماكن الاقامة المختلفة مبين بالخريطة الموجودة فى شكل رقم (٧) . توزيع السائقين على هذه الفئات المختلفة مبين فى الجدول المزدوج التقسيم رقم (١٣) . عدد الحوادث وفقا لخبرة هؤلاء السائقين فى عام ١٤٠٩ هـ مبين فى الجدول المزدوج التقسيم رقم (١٤) . من ذلك تم حساب معدل الحوادث لكل ١٠٠ سائق ووضعت النتائج فى الجدول المزدوج التقسيم رقم (١٥).

أولا تم تنعيم Smothed Data باستخدام طريقة الضرب التقليدية Traditional Multiplicative Methed التى أوصى بها بيلى Baily [١٦] والتى قام بتفصيلها وسبرج وتمبرلن Weisberg and Tomberlin [٢٤] . وقد تم ذلك باستخدام طريقة الـ (E-M) فى الحساب مع وضع قيم عناصر التفاعل ك٢٠(ر،ن)=صفر فى بداية الدورة الأولى . النتائج معبرا عنها كقيم متوقعة لعدد الحوادث لكل ١٠٠ سائق موضحة فى الجدول رقم (١٦).

بدأنا طريقة الحساب (E-M) لتقدير قيمة تباينات عناصر التفاعلات "ت" بقيمة مبدئية ت=٠١, وكان التقدير النهائى لـ "ت" هو ٠٠٨٣٢٥, . التقديرات البيزية التجريبية التى تم الحصول عليها بعد استخدام هذه القيمة النهائية لـ "ت" مبينة فى الجدول رقم (١٧) . وبمقارنة الأرقام فى الجداول رقم (١٥) ، (١٦) ، (١٧) يمكن القول بأن التقديرات البيزية التقديرية تقع بين معدلات الحوادث المشاهدة Observed Rates والتقديرات المحسوبة باستخدام نموذج الضرب البسيط الخاص ببيلى Baily's Simple Multiplication Model Estimates . كما انه من الواضح انه عندما يوجد عدد كبير من السائقين فى خلية معينة (مثل المنطقة "١" وفئة السائق

٢١١٢) فان تقدير بيز التجريبى يكون قريبا نسبيا من معدل الخبرة الحقيقية المشاهدة. اكثر منه فى الخلايا ذات العدد الصغير من السائقين (مثل المنطقة ١٠ وفئة السائق ١٢٢٣) ففى الحالة الأولى نجد ان الفرق بين المعدلات المشاهدة وتقدير بيز التجريبى يساوى ٨,٣ ٪ من الفرق بين المعدلات المشاهدة والتقدير بطريقة الضرب البسيط. بينما فى الحالة الثانية عندما وجد ٢ من السائقين فقط فى الخلية فان تقدير بيز التجريبى يكون اكثر قربا لطريقة التقدير باستخدام نموذج الضرب البسيط حيث يكون الفرق بين تقدير بيز التجريبى والمعدل المشاهد مساويا ٩٤,٤ ٪ من الفرق بين التقدير بطريقة الضرب البسيط والمعدل المشاهد .

لذا فانه يمكن القول بأن طريقة بيز التجريبية تسمح لنا باستخدام الخبرة المشاهدة لخلية ما اذا ما كان حجم هذه الخبرة يمكن الاعتماد عليه Reliable واعطاءه مصداقية اكبر Credible وفيما عدا ذلك فان تقديرات النموذج يجب الاعتماد عليها لأن كمية البيانات المتاحة من الخبرة والمشاهدة صغير. اى انه يمكن اعتبار التقديرات البيزية التجريبية نوع من انواع تقديرات المصداقية Credibility Estimators.

عوامل الضرب Multiplicative Factors التى أوصلتنا الى قيم تقديرات بيز التجريبية مبينة فى الجداول رقم (١٨) ، (١٩) ، (٢٠). الجدول رقم (١٨) يبين عوامل Factors أو نسبة Relativities المناطق Territories. الجدول رقم (١٩) يبين عوامل فئات السائقين Driver Classes Factors. الجدول رقم (٢٠) يبين عوامل الخلايا المختلفة Individual Cell Factor. العامل الثابت Constant Factor والعام لجميع الخلايا هو٢٢,٣٤٪. فمثلا لحساب معدل الحوادث الموفق Fitted Accident Rate لشخص متوسط السن (٣٠-٥٠) متزوج ومتعلم يعيش فى الرياض [منطقة (١)] هو

٢٢,٣٤ ٪ x ٢,٣٩٩ x ,٦٨٩ x ,٨١٦ = ٢٠,١١ ٪

وهو يساوى المعدل المعطى فى الجدول رقم (١٧).

اختبار صحة الفروض:

فروض النموذج Model Assumption مهمة جدا لهذا التحليل . على وجه الخصوص الفرض الخاص بأن عناصر التفاعل ى٢١(رس) مستقلة عن بعضها البعض وأنها جميعا متماثلة فى التوزيع i.i.d وموزعة توزيعا طبيعيا بمتوسط = صفر وتباين غير معروف رمزنا له بالرمز "ت" . ومن الواضح انه لو استخدمنا تقديرات قيم العناصر ى٢١(رس) يمكن التحقق من سريان هذا الفرض.

احد المشاكل المشارة فى مثل هذه التقديرات انها معرضة للقيم مختلفة من اخطاء العينة Sampling Errors التى ترجع اساسا لتغير عدد السائقين فى الخلايا المختلفة. ديمبستر Dempster [٢٢] اشار الى ان هذه التقديرات يمكن تحويلها الى تقديرات معيارية Standardized وذلك بقسمة كل عنصر مقدر ى٢١(ر،ن) على قيمة الانحراف المعيارى المقدر من العينة Sampling Standard Deviation، علما بان تباين العينة يمكن تقديره من المعلومات المتاحة بعد ملاحظة أن

تبا [ى٢١(ر،ن)] = ق.م. [تبا(ى٢١(ر،ن)/ف(ر،ن))] +
تبا[ق.م. (ى٢١(ر،ن)/ف(ر،ن))] ..... (٢٢)

الطرف الايمن من (٢٢) هو التباين المسبق Prior Variance لـ ى٢١(ر،ن) والذى رمزنا له بالرمز "ت" ويعتبر معلوم لدينا لاننا قد اوضحنا كيفية تقدير قيمته ، والمقدار الاول فى الطرف الايسر هو القيمة المتوقعة Expected Value للتباين اللاحق Posterior Variance بالنسبة للمتغير ف(ر،ن). وقد اوضحنا ان هذا المقدار يمكن تقديره هو الاخر حيث يوجد عندنا آخر تقدير لمصفوفة التباين المشترك لعناصر "ي" المستخدمة فى التقريب الطبيعى فى الخطوة "E" . اخيرا فان المقدار الثانى فى الطرف الايسر هو تباين العينة [بالنسبة الـ ف(ر،ن)] للمتوسط اللاحق Posterior Mean لتوزيع ى٢١(ر،ن) اى انه تباين العينة للتقدير Sampling Variance Of The Estimate ، اذا يمكن تقدير تباين العينة Sampling Variance بالفرق بين التباين المسبق والتباين اللاحق لكل عنصر من عناصر ى٢١(ر،ن).

قيم ى٢١(ر،ن) المعيارية Standardized Values موضحة فى الجدول رقم (٢١) اذا كان الفرض الخاص بعناصر ى٢١(ر،ن) صحيح فانه يجب ان تكون موزعة تقريبا وفقا للتوزيع الطبيعى بمتوسط صفر وتباين = واحد . فى الواقع فان العناصر المعيارية لها متوسط = -٠,٠٢ وتباين = ١,٠٢ .

اذا ما استخدمنا طريقة الساق والاوراق Stem and Leaf المعروفة فى الاحصاء فى تمثيل هذه التغيرات بيانيا فانها ستأخذ الشكل المبين فى الشكل رقم (٨). ويبين الشكل رقم (٩) ما يجب ان تكون عليه البيانات اذا ما كانت تتبع التوزيع الطبيعى. وبمقارنة الشكلين يمكن القول بان الفرض الخاص بالتقريب بالتوزيع الطبيعى مقبول ومناسب. ايضا فبتطبيق طريقة كولميجروف وسميرنوف لاختبار اتباع التوزيع الطبيعى Kolmogrov-Smirnov Test For Normality فاننا لانستطيع رفض الفرض عند مستوى ثقة يقل عن ٢٠ ٪ بالاضافة الى ذلك فقد افترضنا أن توزيع ى٢١(ر،ن) مستقل عن عناصر التاثيرات الاساسية Main Effects للاعمدة والصفوف ى١(ر) ، ى٢(ن) . وباستخدام التمثيل البيانى برسم التقديرات المعيارية لقيم

عناصر ى٢١(ر) على المحور الراسى وتقديرات ى١(ر) على المحور الافقى مرة ثم تقديرات ى٢(ر) على المحور الأفقى مرة أخرى كما هو مبين فى الشكل رقم (١٠) ثم الشكل رقم (١١) على التوالى. الشكلين لايوضحان وجود اى اشكال غير متوقعة Unexpected Patterns.

بالاضافة الى ذلك فان عناصر ى٢١(ر) يجب أن تكون مستقلة عن مجموع المفوف ومجموع الاعمدة للتاثيرات الأساسية . شانج وفيرلى Chung and Fairley [٢٠] وكذلك فيرلى وتمبرلن ووسبرج Fairley , Tomberlin and Weisberg [25] بينوا أن نموذج الضرب Multiplicative Model يميل دائما الى المبالغة Over-Estimate فى تقدير اشتراكات تأمين السيارات للسائقين ذوى درجة الخطورة العالية فى المناطق ذات درجة الخطورة العالية. اذا كانت هذه المشكلة موجودة فى البيانات المشاهدة المستخدمة كان لابد من احتواء الخلايا ذات الأخطار العالية High Risk Cell [ى١(ر) + ى٢(ر) = رقم كبير] على تقديرات سالبة كبيرة Large Negative Estimates لقيمة ى٢١(ر) . شكل رقم (١٢) يبين رسم لعناصر ى٢١(ر) المعيارية على المحور الراسى ومجموع التاثيرات الأساسية Main Effects Sum على المحور الأفقى . لايظهر فى الشكل اى اشكال واضحة. بصفة خاصة لايظهر وجود اى ميل لتقديرات نموذج الضرب للمبالغة فى تقدير معدلات الحوادث فى الخلايا ذات الأخطار العالية.

ثانيا : التوصيات :

فى هذا البحث تم شرح وتطبيق طريقة التقدير البيزية التجريبية Empirical Bayes Estimation Techniques لتقدير المعلمات البواسونية Poisson Parameters فى النموذج الخطى اللوغاريتمى Log-Linear Model عند التعامل مع بيانات مبوبة فى جدول مزدوج التقسيمTwo-Way Classification. وتوجد هناك عدة مناطق تحتاج الى عمل وبحث اكثر:

اولا: فقد ركز هذا البحث على التقدير فى الجداول المزدوجة التقسيم. ويمكن القول نظريا انه يمكن تعميم هذه الطريقة وهذه الأفكار وتطبيقها على الجداول المتعددة التقسيم Multi-Way Classification Schemes . بصفة خاصة ضرورة اخذ مجموعات اكثر من عناصر التفاعل فى الاعتبار ونتوقع ضرورة الحاجة لعمل تغييرات كثيرة فى طريقة الحساب التى تم شرحها .

ثانيا: فانه يمكن القول بأن طريقة (E-M) فى الحساب قد تتقارب بطريقة بطيئة جدا . وقد تكون احدى الطرق التى تؤدى الى تخفيض تكاليف الحساب Computing Costs أن نعمل بعض التوقعات الذكية Intelligent Guesses للقيم التبدئية "ت" للتباين المسبق Prior Variance .

ليرد Laird [٢٨،٢٩] فى تعرضه لطريقة تقدير بيز التجريبية فى خلايا احتمالات جداول الحياة اقترح حساب قيم تقريبية للاحتمالات Likelihood . عند عدة قيم مختارة لـ "ت" ثم رسمها واستخدامها فى الحصول على قيمة تقريبية للنهاية العظمى من الرسم هذه الطريقة تؤدى الى تخفيض كبير فى عدد دورات الحساب فى طريقة (E-M) .

قد اثرنا وطبقنا عدة مؤثرات تشخيصية للنموذج Model Diagnostic Checks للحكم على ملاءمته لكن لازالت الحاجة الى البحث عن اختبارات اكثر تفيد فى هذا المجال. مثلا فقد تم افتراض أن الأفراد داخل الفئة لهم ميل متساوى لعمل الحوادث Common Propensity to Accidents.

اى انه تم افتراض ثبات معلمة البواسون فى الفئة Poisson Intensity Parameter . عدة دراسات بينت عدم صحة هذا الفرض (انظر على سبيل المثال كاسى وبيزير وسبيتزلر Casey, Pezeir and Spetzler [١٩]) فى الحقيقة فان الكثافة الفردية Individual Intensities لكل فرد لها توزيع Distribution داخل كل خلية. وقد نجح هؤلاء المؤلفين فى توفيق نموذج بواسونى مركب Compound Poisson Model للبيانات مع اعتبار معلمات الكثافة Intensity Parame ers داخل كل فئة موزعة احتماليا وفقا لتوزيع

جاما Gamma Distribution . هنا نحتاج الى تحديد مقدار قوة طرق التقدير المقترحة فى بند الطريقة الأولى . احدى الطرق التى يمكن استخدامها هى نماذج المحاكاة Simulation Models.

بالاضافة الى ذلك نحتاج الى معرفة مدى حساسية How Sensitive التقديرات للتغييرات فى تقدير قيمة التباين المسبق "ت" . ويتعلق بذلك اننا يجب أن نحدد مدى ثبات How Stable التباين المقدر . فالاحتمالات يجب أن تكون مركزة حول التقدير بصورة مناسبة . اذا كانت التقديرات حساسة بصورة كبيرة لتغيير بسيط فى قيمة "ت" واذا كانت الاحتمالات غير مركزة نسبيا حول القيمة المقدرة عندئذ قد يمكن القول بأن النموذج لايعتمد عليه كثيرا Not Too Reliable.

نحتاج أيضا الى مقارنة اداء الأسلوب المقترح Proposed Technique مع أساليب اخرى . فمقارنة بسيطة مثل تلك الخاصة بشانج وفيرلى Chang and Fairley [٢٠]وفيرلى وتمبرلن وويسبيرج Fairley, Tomberlin and [٢٥] Weisberg فى مقارنة نماذج الجمع ونماذج الضرب Additive and Multiplicative Models لتقدير اشتراكات التامين لن تكون كبيرة الجدوى هنا. فتقديرات بييز التجريبية عادة ما تكون افضل من تقديرات الضرب البسيطة مثلا ببساطة لأنها تحتوى على معلمة زيادة فى النموذج . ما تحتاجه حقيقة هو اختبار مقارنة Comparative Test للقوى المتوقعة Predictive Powers لطرق التقدير المختلفة . هذا يمكن اجراءه بعدة وسائل منها:

١ - ان نقسم البيانات عشوائيا الى نصفين ، نحصل على تقديرات من النصف الأول ونتوقع بمعدلات الحوادث فى النصف الثانى .

٢ - يمكن أن نستخدم نماذج المحاكاة لتحديد مقدرة الطرق المختلفة على تقدير المعلمات أيضا مقدرتها على تقدير الخبرة المستقبلية.

أخيرا نحتاج الى أن نتحرك فى اتجاه تقدير معدلات الحوادث المتوقعة لكل سائق. ان تقديرات بييز التجريبية المقدمة هنا معروفة بانها تقديرات مصداقية Credibility Estimates ولايوجد سبب نظريا Theoretical Reason لعدم تطبيقها على افراد السائقين. فى الواقع فان سجل السائق قد يسمح لنا باستخدامه للتاثير على تقديرنا للقيمة المتوقعة لتكرار الحوادث تماما كما اثرت تقديرات خبرة تاثيرات الخلا فى المثال المعطى فى المبحث الرابع .

مراجع وهوامش البحث

المراجع العربية:

(١) الخواشكي ، محمد اسحق ، حوادث الطرق في المملكة العربية السعودية ، المجلة الطبية ، العدد ١٩،وزارة الصحة،١٤٠٠هـ.

(٢) السيف ، عبد الجليل ، تطور وتنظيم وادارة المرور ، مطابع الاشعاع التجارية ، الرياض ، ١٣٩٩ هـ.

(٣) السيف ، عبد الجليل ، دراسات مقارنة لقضايا السير وانظمة المرور في المملكة العربية السعودية ، مطابع الاشعاع التجارية ، الرياض ، ١٣٩٦ هـ.

(٤) النافع ، عبد الله و السيف ، خالد ، تحليل الخصائص النفسية والاجتماعية المتعلقة بسلوك قيادات السيارات بالمملكة ، ادارة البحث العلمي ، مدينة الملك عبد العزيز للعلوم والتقنية ، الرياض ، ١٤٠٨ هـ.

(٥) بيرتال ، فورال ، الانسان وحوادث المرور ، الفيصل ، كلية الطب والعلوم الطبية ، جامعة الملك فيصل ، الدمام ، العدد الخامس ، ابريل ١٩٨٢ م.

(٦) حيدر ، ناظم ، الوسيط في الاحصاء التطبيقي ، المطبعة العلمية ، دمشق ، ١٩٧٤ م.

(٧) سرحان ، احمد عبادة و احمد ،ثابت محمد ، تصميم وتحليل التجارب ، دار الكتب الجامعية ، القاهرة ، ١٩٦٩ م.

(٨) عبد الرحمن ، كرم الله على ، حوادث المرور:اسبابها وطرق الوقاية منها ، معهد الادارة العامة ، الرياض ، ١٣٨٠ هـ.

التقارير والنشرات :

(٩) التقرير السنوى ١٩٨٨م ، الشركة الوطنية للتأمين التعاونى ، الرياض ، المملكة العربية السعودية.

(١٠)التقرير السنوى ١٩٨٩م ، الشركة الوطنية للتأمين التعاونى ، الرياض ، المملكة العربية السعودية.

(١١)النشرة الاحصائية لعام ١٤٠٩ هـ ، الادارة العامة للمرور ، الأمن العام ، وزارة الداخلية ، المملكة العربية السعودية.

(١٢)بحث حوادث السيارات والاضرار الصحية الناتجة عنها ، الادارة العامة للمرور ، الرياض ، ١٩٨١ م.

(١٣)تقرير مشاريع الطرق ، ادارة التخطيط الحضرى والدراسات ، الهيئة العليا لتطوير مدينة الرياض ، ١٤٠٢ هـ.

(١٤)نظام المرور ، الأمن العام ، وزارة الداخلية ، الرياض ، ١٣٩١ هـ.

(١٥)لائحة اجراءات منح رخص القيادة والسير وصرف واستعمال اللوحات الجديدة للسيارات ، الادارة العامة للمرور ، الرياض ، ١٤٠٠ هـ.

المراجع الأجنبية :

(16)Bailey, Robert A., " Insurance rates with minimum bias " , Proceedings of Casualty Actuarial Society , Vol. L , (1963).

(17)Bishop, Y., s. Fienberg and P. Holland, Discrete Multi-Variate Analysis: Theory and Practice , Cambridge, Mass , (1975).

(18)Buhlmann, H., Mathematical Models in Risk Theory , New York: Springer-Verlag , (1970).

(19)Casey, B. , J. Pezeir and C. Spetzler , The Role of Classification in Property and Casualty Insurance : A Study of Risk Assessment Process , Stanford Research Institute , Menlo Park , California , (1976).

(20)Chang, L. and W. Fairley , " Pricing automobile insurance under multivariate classification ",The Journal of Risk and Insurance, Vol. XLVI , No. 1, P.P. 75 - 93 , (1979).

(21)Deming, W. and F. Stephan , On a least squares adjustment of a sampled frequency table when the expected marginal totals are known " , Annals of Mathematical Statistics , Vol. XI , P.P. 427 -444 , (1940).

(22)Dempster, A. P. , N. Laird and D. Rubin , "Maximum likelihoodfrom incomplete data via the E-M algorithm ", (with discussion), Journal of the Royal Statistical Society ,Series B, Vol. XXXIX, P.P. 1 - 38 , (1977).

(23)Doherty, N. W. , " Is Rate Classification Profitable? " , Journal of Risk and Insurance , Vol. XLVIII , P.P. 286 - 295 , (1981).

(24)Efron, B. and C. Morris, " Data analysis using Stein's estimator and its generalizations " , journal of the american Statistical Association , Vol. 70 , p. 311 , (1975).

(25)Fairley, W. F. , T. J. Tomberlin and H. I. Weisberg , Pricing automobile insurance under a cross-classification of risks: Evidence from New Jersey " , Journal of Risk and Insurance , Vol. XLVII , p. 505 , (1981).

(26)Kahn, P. M. , Credibility: Theory and Applications New York: Academic Press , (1975).

(27)Kwong, K. W. , J. Kuan and R. Peck , " Longitudinal study of California driver accident frequencies I: An exploratory multivariate analysis " , California Department of Motor Vehicles , Office of Program Development and Evaluation , Sacraminto ,California , (1976).

(28)Laird, N. , Log-Linear Models with Random Parameters: An Empirical Bayes Approach,Ph.D.Thesis,Harvard University,(1975).

(29)Laird, N. , " Empirical Bayes for two-way tables " , Technical Report S-49 , Harvard University , (1977).

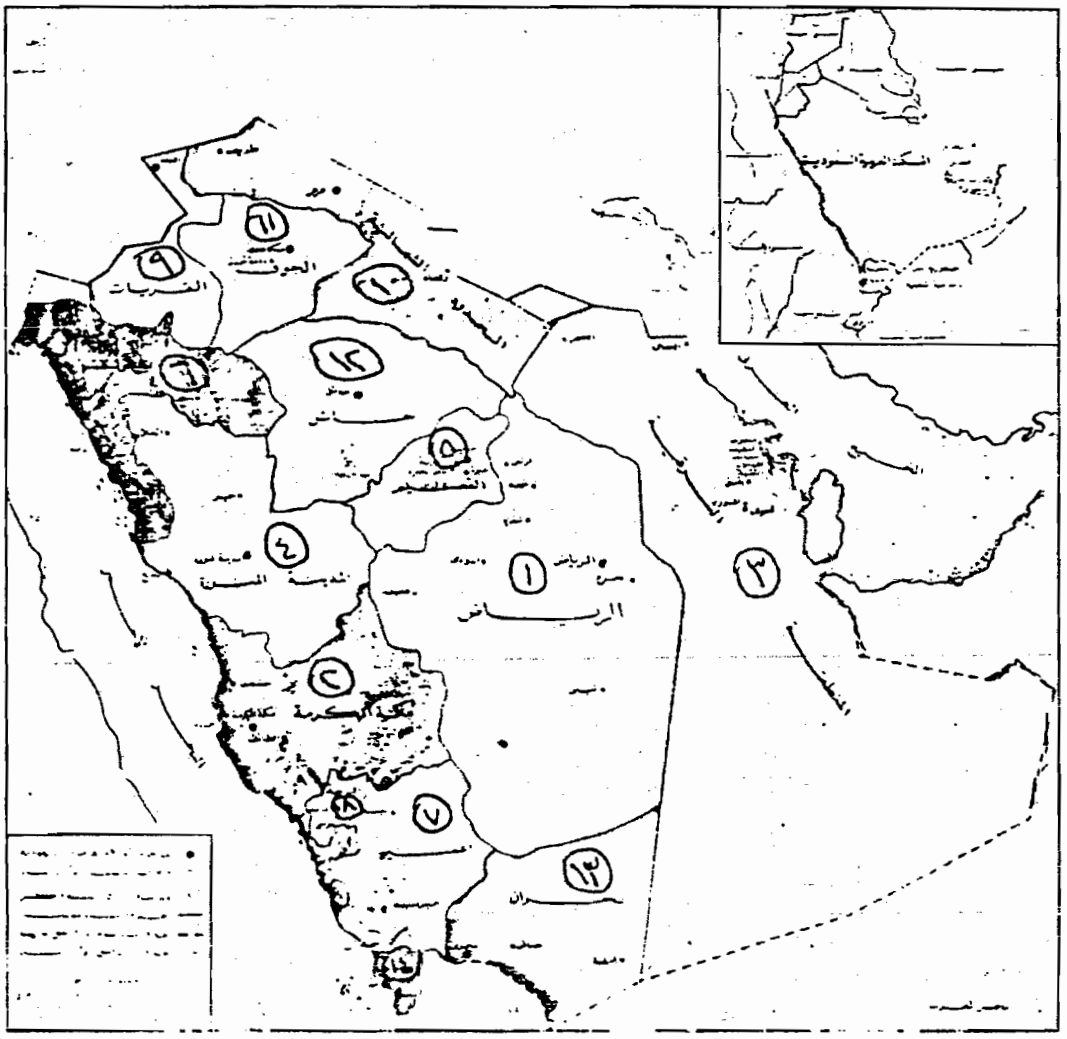
(30)Laird, N. and D. Oliver , " Covariance analysis of censored survival data using log-linear analysis techniques " , Technical Report S-59 , Harvard University , (1979).

(31)Leonard, T. , " Bayesian estimation methods for two-way contingency tables " , Journal of the Royal Statistical Society , Series B , Vol. XXXVII , p. 23 , (1975).

(32)Shayer, N. , " Driver Classification in Automobile Insurance " , Automobile Insurance Risk Classification: Equity and Accuracy ; Massaachusetts Division of Insurance , Boston , (1978).

(33)Tryfos, P. , " On classification in automobile insurance " , Journal of Risk and Insurance Vol. XLVII , P.P. 331-337,(1980).

(34)Weisberg, H. I. and T. J. Tomberlin , " Estimating pure premiums from cross-classified data: Actuarial and statistical perspectives " , Analysis and Inference , Boston , Mass ,(1981).


١
الرياض
الرياض
٢
٣
٤
٥
٦
٧
٨
٩
الشرقيات
١٠
١١
الجوف
١٢
١٣
١٤

جـــدول رقـــم (١٣)

عـــدد الأشخاص الذين يحملون رخص قيادة سارية خلال عام ١٤٠٩ هـ موزعين حسب المناطق وفئات السائقين

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	المجموع	متوسط
١١١١	٧٤٧٠	٢٣٧٧	٢٩٦٠	٤٧٥	٤٤١	٣٠٦	١٦٣٣	٢٣٥	١٠٣	٨٨	٩٨	٢٠٥	٢٩٢	٢٤٨	١٦٩١١	١٢٠٨
١١١٢	٩١٢٤٣	٢٩٠٣٦	٢٦١٥١	٥٨٠٢	٥٣٩٠	٣٧٤٠	١٩٨١٢	٢٧١٧	١٣٥٨	١٠٧٩	١١٩٦	٢٥٠٥	٣٥٦٤	٣٠٢١	٢٠٦٥٥٢	١٤٧٥٤
١١١٣	١١٠١٧	٣٥٠٦	٤٣٦٥	٧٠١	٦٥١	٤٥٢	٢٣٩٣	٢٣٣	١٥٢	١٣٠	١٤٤	٣٠٢	٤٣٠	٣٦٦	٢٤٩٣٩	١٧٨١
١١٢١	٢٨٣٦	٩٠٣	١١٢٤	١٨٠	١٦٨	١١٦	٦١٦	٨٥	٣٩	٣٤	٣٧	٧٨	١١١	٩٤	٦٤٢١	٤٥٩
١١٢٢	٢١٨٥٣	٦٦٥٤	٨٦٥٨	١٣٩٠	١٣٩١	٨٩٦	٤٧٤٥	٦٥٨	٢٠١	٢٥٨	٢٨٦	٦٠٠	٨٥٣	٧٣٦	٤٩٤٧٠	٣٥٣٤
١١٢٣	١٧٧٣	٥٦٤	٧٠٢	١١٣	١٠٥	٧٣	٢٨٥	٥٣	٢٤	٢١	٢٣	٤٩	٦٩	٥٩	٤٠١٣	٢٨٧
١٢١١	٤٧١٦	١٥٠١	١٨٦٩	٣٠٠	٢٧٩	١٩٣	١٠٢٤	١٤٢	٦٥	٥٦	٦٢	١٢٩	١٨٤	١٥٧	١٠٦٧٦	٧٦٣
١٢١٢	٢٦٧٠٤	٨٤٩٨	١٠٥٨٠	١٦٩٨	١٥٧٨	١٠٩٥	٥٧٩٨	٨٠٤	٣٦٨	٣١٦	٣٥٠	٧٣٣	١٠٤٣	٨٨٧	٦٠٤٥٢	٤٣١٨
١٢١٣	١٤٥٩	٤٦٤	٥٧٨	٦٣	٨٦	٦٠	٢١٧	٤٤	٢٠	١٧	١٩	٤٠	٥٧	٤٨	٣٣٠٣	٢٣٦
١٢٢١	٣٠٤٩	٦٥٣	٨١٢	١٣٠	١٣١	٨٤	٤٤٥	٦٣	٢٨	٢٤	٢٧	٥٦	٨٠	٦٨	٤٦٣٩	٣٣١
١٢٢٢	٢٠٢٠	٢٨٧١	٣٥٧٤	٥٧٤	٥٣٣	٣٧٠	١٦٥٩	٢٧٢	١٢٤	١٠٧	١١٨	٢٤٨	٣٥٢	٣٠٠	٢٠٤٢٠	١٤٥٩
١٢٢٣	٦٣٦	١٩٩	٢٤٨	٤٠	٣٧	٣٦	١٣٦	١٩	٩	٧	٨	١٧	٢٤	٢١	١٤١٧	١٠١
٢١١١	٣٥٨٨٥	١١٤٢٠	١٤٢١٨	٢٢٨٢	٢١٢٠	١٤٧١	٧٧٩٢	١٠٨٠	٤٩٥	٤٢٤	٤٧٠	٩٨٥	١٤٠٢	١١٩٢	٨١٢٣٦	٥٨٠٣
٢١١٢	١٥١٠٥٩	٤٨٠٧١	٥٩٨٥٠	٩٦٠٥	٨٩٢٤	٦١٩٣	٣٢٨٠٠	٥٥٤٨	٢٠٨٣	١٧٨٦	١٩٨٠	٤١٤٧	٥٩٠٠	٥٠١٧	٢٤١٩٦٣	٢٤٤٢٦
٢١١٣	١١٧١٨	٣٧٢٩	٤٦٤٣	٧٤٥	٦٩٣	٤٨٠	٢٥٤٤	٢٥٣	١٦٢	١٢٩	١٥٤	٣٣٢	٤٥٨	٣٨٩	٢٦٥٢٨	١٨٩٥
٢٢١١	٩٩٦٣	٣١٧١	٢٩٤٨	٦٣٤	٥٨٩	٤٠٨	٢١٦٣٠	٣٠٠	١٣٧	١١٨	١٣١	٢٧٤	٢٨٩	٣٣١	٢٣٥٥٥	١٦١١
٢٢١٢	٥٨٨٥٢	١٨٧٢٨	٢٣٣١٨	٣٧٤٢	٣٤٧٧	٢٤١٣	١٢٧٧٩	١٧٧٣	٨١١	٦٩٦	٧٧١	٢٢١٨	١٦١٦	١٩٥٥	١٣٣٢٢٨	٩٥١٦
٢٢١٣	٢٣٨٥	١٠٧٧	١٣٤١	٢١٥	٢٠٠	١٣٩	٧٣٥	١٠٢	٤٧	٤٠	٤٤	٨٣	١٣٢	١١٣	٧٦٦٣	٥٤٧
مجموع	٤٥١٦٣٠	١٤٢٧٢١	١٧٨١٣٨	٢٨٧١٨	٢٦٦٧٩	١٨٥١٤	٩٨٠٦٤	١٣٥٩٦	٦٣٢٧	٥٣٤١	٥٩٢٠	١٣٣٩٨	١٧٦٣٩	١٥٠٠١	١٠٢٢٣٨٦	٧٣٠٢٨
متوسط	٢٥٠٩١	٧٩٨٤	٩٩٤١	١٥٩٥	١٤٨٢	١٠٣٩	٥٤٤٨	٧٥٥	٢٤٦	٢٩٧	٣٢٩	٦٨١	٩٨٠	٨٣٣	٥٦٧٩٩	٤٠٥٧

المصـــدر: الشركة الاحتكارية للعام ١٤٠٩ هـ - الادارة العامة للمرور - الأمن العام - وزارة الداخلية - المملكة العربية السعودية.

[٣] ص. ١١ .وقد تم استخدام المعادلة الآتية لتقدير عدد رخص القيادة السارية بالمملكة نظرا لعدم توفر هذا البيان
عدد رخص القيادة السارية في عام ١٤٠٩ هـ = عدد مجموع الرخص المسترقة في عامي ١٤٠٤و١٤٠٩ + مجموع الرخص المسترقة
في الأعوام من ١٤٠٥ الى ١٤٠٨ . وذلك لأن رخص القيادة بالمملكة دائما تصدر لمدة ٥ سنوات وفي كل عام يمكن التراخي
أن الرخص تسرق بطريقة عشوائية على مدار العام.

جدول رقم (١٤)

عدد حوادث السيارات المشتركة في حوادث المرور بالمملكة خلال عام ١٤٠٩ هـ موزعين حسب المناطق وفئات السائقين

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	المجموع	متوسط
١١١١	٢١٣٠	٥٦٢	٥٩٦	١٥١	١٢٨	٨٨٨	٢٤٨	٧٨	١٩	٤١	٤٣	١٩٤	٦١	١٧٨	٥٣١٧	٢٨٠
١١١٢	٧٩٣٩	٦٣٠	٧٠٩	١٣٧	١٢٧	٧٣٢	٢١٧	١٢٣	١٧	٦٣	٣٧	١١٦	٥٨	١٧٤	١١٠٦٨	٧٩١
١١١٣	٥٦٩	١٠٦	٦٨	٣٠	٢٨	١٢٩	٦٤	٢٦	٦	١٥	١١	٥٠	١٢	٢٩	١١٦٤	٨٢
١١٢١	٩٢٧	٣٤٣	٢٤٣	٨٢	٤٨	١٥٢	٢٧	٢٨	٩	٤٠	٢٤	١١٧	٢٨	١٥٩	٢٣٢٥	١٦٠
١١٢٢	٢٤٥٥	٢٨٤	٢٨٨	٧٤	٤٧	١٢٤	٢٤	٤٥	٨	٦١	٢٠	٧٠	٢٦	١٥٥	٤٧٩١	٢٤٢
١١٢٣	٢٤٨	٦٥	٢٨	١٦	١٤	٢٢	٧	٩	٣	١٥	٦	٣٠	٧	٢٥	٥٠٥	٢٦
١٢١١	٩٢٥	٥٩٠	٢٥١	١٠١	٨٥	٤٤٨	١٦٨	٤٨	١٢	٢٤	٢٢	٩٧	٢٢	١٠٩	٣٠٢٦	٢١٦
١٢١٢	٢٤٤٧	٦٦٢	٤١٨	٩١	٨٨	٣٦٥	١٤٧	٧٥	١٠	٣٦	٢٧	٥٨	٢١	١٠٦	٥٥٦٢	٢٨٧
١٢١٣	٢٤٧	١١٢	٤٠	٢٠	٢٧	٦٥	٤٣	١٥	٤	٩	٨	٣٥	٦	٢٤	٦٤٦	٤٦
١٢٢١	٤٠٢	٣٦٠	١٤٣	٥٥	٣٣	٧٧	١٨	١٧	٦	٢٣	١٨	٥٩	٢٠	٨٧	١٣٢٨	٩٥
١٢٢٢	١٥٠٠	٤٠٤	١٧٠	٤٩	٣٣	٦٢	١٦	٢٧	٥	٢٥	١٥	٣٥	١٩	٩٥	٢٤٦٦	١٧٦
١٢٢٣	١٠٨	٦٨	١٦	١١	١٠	١١	٣٥	٦	٢	٩	٥	١٥	٤	٢١	٢٩٠	٢١
٢١١١	٢٢٨٧	٤١٣	٣١٠	٩٥	٥٣	٢٢٧	٨٧	٢٤	٦	٢١	١٨	٥٧	٢٨	٨٠	٢٩٢٤	٢٨٠
٢١١٣	٨٩٠٠	٤٦٣	٣٦٩	٨٦	٥١	٢٧٤	٧٦	٢٨	٥	٤٧	١٥	٣٤	٢٧	٧٨	١٠٤٦٢	٧٤٧
٢١١٤	٦٢٨	٧٨	٣٦	١٩	١٦	٤٩	٢٢	٨	٢	١٢	٥	١٤	٥	١٧	٩٢١	٦٦
٢٢١١	١٠٣٦	٤٣٤	١٨٢	٦٢	٣٦	١٧٠	٥٩	١٥	٤	١٨	١٣	٢٨	١٥	٤٩	٢١٢٢	١٥٢
٢٢١٣	٢٨٦٤	٤٨٦	٢٠١٧	٥٧	٣٦	١٢٨	٥١	٣٣	٣	٢٧	١١	١٧	١٤	٤٨	٤٩٩٤	٢٥٧
٢٢١٣	٢٧٧	٨٢	٢١	١٣	١١	٢٥	١٥	٥	١	٧	٣	٧	٣	١١	٤٨٠	٢٤
مجموع	٢٨٩٩٧	٦٢٤١	٤٣٠٣	١١٤٩	٨٨٣	٤٠٥٩	١٣٩٥	٦١٣	١٢٢	٥١٣	٣١٣	١٠٣١	٤١٨	١٤٧٣	٦١٢٩٨	٤٢٧٨
متوسط	٢١٦٧	٢٢٤	٣٢٤	٦٤	٤٩	٢٢٦	٧٣	٢٤	٧	٣٨	١٧	٥٧	٣٢	٨٣	٣٤٠٥	٢٤٣

المصدر: التقرير الإحصائية السنوية للمرور لعام ١٤٠٩ هـ - ١٩٨٩ م، إدارة العامة للمرور، وزارة الداخلية، المملكة العربية السعودية.

[٣] ص. ٣٢ : ص.ص. ٣٤ - ٣٧ . مع استخدام طريقة الترتيب التصاعدية لتقدير قيم الخلايا المختلفة.

جـــدول رقـــم (١٥)

معدل حوادث المرور لكل ١٠٠ ساكن عام ١٤٠٩ هـ حسب الأسباب وفئات السائقين

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	المجموع	متوسط
١١١١	٢٨.٥١	٢٣.٦٤	٢٠.١٣	٣١.٧٧	٢٨.٩٤	٢٨٩.٩٤	١٥.٣٠	٢٤.٨٧	١٨.٦٦	٤٦.٤٠	٤٤.٤٠	٩٤.٢٨	٢١.٠٠	٧١.٨٠	٧٦٩.٥٨	٥٤.٩٧
١١١٢	٨.٧٠	٢.١٧	١.٩٦	٢.٣٦	٣.٣٥	١٩.٣٠	١.١٠٠	٤.٤٩	١.٢٣	٥.٧٣	٣.٠٩	٤.٦١	١.٦٤	٥.٧٤	٦٤.٥٧	٤.٦١
١١١٣	٥.١٧	٣.٠٣	١.٥٦	٤.٣٦	٥.٩١	٢٨.٦٥	٢.٦٧	٧.٧٣	٣.٨٣	١١.٧٠	٧.٩٣	١٦.٢٨	٢.٧٠	١٠.٦٧	١١٣.١٦	٨.٠١
١١٢١	٢٢.٦٨	٢٧.٩٦	٢١.٥٦	٤٥.٣٥	٢٨.٥٦	١٣٠.٧	٤.٤٠	٢٣.٣٤	٢٢.٨	١٢٠	٦٤.٧	١٥٠.٠٠	٢٣.٩٨	١٦٨.٣	٨٩٥.٤٣	٦٣.٩٦
١١٢٢	١٥.٨١	٥.٥٢	٣.٢٣	٥.٢٤	٣.٦٨	١٣.٧٩	٠.٥٠	٦.٨١	٢.٧٠	٢٣.٥	٧.١٥	١١.٦٣	٤.٢١	٢١.٣٣	١٢٥.٣٥	٨.٩٥
١١٢٣	١٢.٩٨	١١.٤٩	٣.١٥	١٤.٣٥	١٣.٧٧	٣٠٤٨	١.٨١	١٧.٤٥	١١.٦	٧١.٢	٢٧.٣	٦١.٤٣	١٠.٣٢	٥٩.٠٠	٢٤٨.٠٨	٢٤.٨٦
١٢١١	١٩.٦٠	٣٩.٣٣	١٨.٧٨	٢٣.٦٠	٢١.٨٦	٢٣١.٩	١٦.٤٣	٣٣.٧٣	١٨.٥	٤٣.٧	٥١.٣	٧٤.٩٧	١٧.٨٦	٦٩.٥٦	٦٩٩.٩٣	٤٩.٩٩
١٢١٢	١٢.٩١	٧.٧٩	٣.٩٥	٥.٢٨	٥.٥٨	٣٣.٣٠	٣.٥٤	٩.٣٧	٣.٨٥	١١.٣	٧.٧١	٧.٩١	٣.٠١	١١.٩٩	١٢٥.٦٣	٨.٩٧
١٢١٣	١٦.٩٤	٢٤.٠٥	٦.٩٦	٢١.٤٨	٢١.٠٣	١٠٩.٣	١٣.٦٤	٣٥.٦٤	١٨.١	٥١.١	٤٣.٦	٦٣.٠١	١٠.٩٥	٤٩.٣٥	٤٩٤.٠٤	٣٥.٣٩
١٢٢١	١٩.٦٣	٥٥.١٧	١٧.٥٧	٤١.٩٠	٢٧.٤٦	٩١.٣٤	٤.١٣	٢٨.١٨	٢٠.٧	٩٦.٤	٦٥.٣	١٠٤.١	٣٥.٣٤	١٤٣.٥	٧٣٩.٦٣	٥٣.٨٣
١٢٢٢	١٦.٦٣	١٤.٠٦	٤.٧٥	٨.٦٣	٦.١٩	١٦.٨٨	٠.٨٣	١٠.٠٧	٤.١١	٢٢.٠	١٢.٦	١٤.١٢	٥.٤٧	٢١.٦٠	١٧٨.٩٣	١٢.٧٨
١٢٢٣	١٧.١٨	٢٤.١٨	٦.٥٩	٢٧.١٤	٢٧.٠٩	٤٣.٥٩	٣.٤٧	٣٠.١٧	٢٠.٥	١١٧	٥٦.٤	٨٧.٢٤	١٥.٦٨	١٠٣.٣	٥٨٨.٤٧	٤٣.٠٣
٢١١١	٦.٦٥	٣.٦١	٢.١٨	٤.١٥	٢.٤٣	٢٢.٩١	١.١١	٣.٢٣	١.٢١	٧.٤٠	٣.٨٤	٥.٧٥	٣.٠٠	٦.٦٨	٧٣.١٥	٥.١٥
٢١١٢	٥.٨٩	٠.٩٦	٠.٦٢	٠.٨٩	٠.٥٧	٤.٤٣	٠.٢٣	٠.٨٣	٠.٣٥	٢.٦٥	٠.٧٨	٠.٨١	٠.٤٥	١.٥٥	٢٠.٩٣	١.٤٩
٢١١٣	٥.٤٥	٢.٠٩	٠.٧١	٢.٥١	٢.٣٥	١٠.٢٣	٠.٨٧	٢.٢٤	١.١٣	٨.٤٠	٣.١٠	٤.٥٠	١.١٦	٤.٤٨	٤٩.١٧	٣.٥١
٢١١١	١٠.٤٠	١٣.٦٧	٤.٦٣	٩.٦٨	٦.٠٩	٤١.٦٧	٣.٧١	٤.٩١	٣.٧٣	١٥.٥	١٠.١	١٠.٣٨	٣.٨٦	١٤.٧٣	١٥١.٣٩	١٠.٨١
٢١١٢	٦.٥٦	٢.٦٠	٠.٩٣	١.٥٣	١.٠٢	٥.٧٤	٠.٤٠	١.٣١	٠.٤٠	٣.٩٤	١.٤٦	١.٠٥	٠.٦٣	٢.٤٣	٣٠.٠٠	٣.١٤
٢١١٣	٨.١٩	٧.٦١	١.٥٦	٥.٨١	٥.٤٠	١٧.٨٨	٣.٠٥	٤.٧٣	٣.٤٣	١٦.٨	٧.٨٣	٧.٨٢	٣.١٥	٩.٤٩	٩٩.٨٣	٧.١٣
مجموع	٢٥٠.٨٧	٢٨٨.٩٥	١٢١.٧٧	٣٦٦.٤	٣٣٠.٣	١١٤٢	٧٤.١٧	٢٦٨.١	١٥٥	٦٨٥	٤١٩	٧١٩.١	١٦٣.٣	٧٨٣.٣	٥٥٦٥.٠١	٢٩٧.٥
متوسط	١٣.٩٤	١٦.٠٥	٦.٧١	١٤.٨٠	١٢.٧٩	٦٣.٤٤	٤.١٣	١٤.٨٩	٨.٥٩	٣٨.٠	٢٣.٣	٣٩.٩٥	٩.٠٣	٤٣.٥٣	٣٠٩.١٧	٢٢.٠٨

جـــدول رقـــم (١٦)

تقييم معدل حوادث المرور لكل ١٠٠ سائق عام ١٤٠٩ هـ حسب المناطق وفئات السائقين

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤
١١١١	٣٤.٦٩	٢٩.٩٦	١٦.٨٤	٣٦.٨٤	٣١.٨٣	١٥٧.٩	١٠.٢٦	٢٧.٠٧	٢١.٤	٩٤.٧	٥٧.٩	٩٩.٤٥	٢٢.٤٥	١٠٨.٣
١١١٢	٢.٩١	٣.٢٥	١.٤١	٣.٠٩	٢.٦٧	١٣.٢٥	٠.٨٦	٣.١١	١.٧٩	٧.٩٤	٤.٨٦	٨.٣٤	١.٨٨	٩.٠٩
١١١٣	٥.٠٦	٥.٨٢٠	٢.٤٥	٥.٢٧	٤.٦٤	٢٣.٠١	١.٤٩	٥.٤٠	٣.١٣	١٣.٨	٨.٤٤	١٤.٤٩	٣.٢٧	١٥.٧٩
١١٢١	٤٠.٢٧	٤٦.٤٩	١٩.٥٩	٤٢.٨٧	٢٧.٠٤	١٨٢.٧	١١.٩٣	٤٣.١٤	٢٤.٩	١١٠	٦٧.٤	١١٥.٧	٢٦.١٢	١٢٦.٠
١١٢٢	٥.٦٥	٦.٥٠	٢.٧٤	٦.٠٠	٥.١٨	٢٥.٧٠	١.٦٧	٦.٠٣	٣.٤٨	١٥.٤	٩.٤٢	١٦.١٩	٣.٦٥	١٧.٦٣
١١٢٣	١٥.٦٩	١٨.٠٧	٧.٦٢	١٦.٦٦	١٤.٤٠	٧١.٤٢	٤.٦٤	١٦.٧٧	٩.٦٧	٤٢.٨	٢٦.٢	٤٤.٩٨	١٠.١٥	٤٨.٩٩
١٢١١	٣١.٥٥	٢٦.٣٤	١٥.٣١	٣٣.٥١	٢٨.٩٥	١٤٣.٦	٩.٣٣	٣٣.٧٢	١٩.٥	٨٦.١	٥٢.٦	٩٠.٤٥	٢٠.٤١	٩٨.٥٢
١٢١٢	٥.٦٦	٦.٥٢	٢.٧٥	٦.٠١	٥.٢٠	٢٥.٧٨	١.٦٧	٦.٠٥	٣.٤٩	١٥.٥	٩.٤٥	١٦.٢٣	٣.٦٦	١٧.٦٨
١٢١٣	٢٢.٢٧	٢٥.٦٥	١٠.٨١	٢٣.٦٥	٢٠.٤٤	١٠١.٤	٦.٥٨	٢٣.٨٠	١٢.٧	٦٠.٨	٣٧.٢	٦٣.٨٤	١٤.٤١	٦٩.٥٤
١٢٢١	٢٣.٣٤	٢٨.٤٠	١٦.١٨	٣٥.٤١	٣٠.٥٩	١٥١.٨	٩.٨٦	٣٥.٦٣	٢٠.٦	٩١.٠	٥٥.٦	٩٥.٥٨	٢١.٥٧	١٠٤.١
١٢٢٢	٨.٠٧	٩.٢٩	٣.٩٢	٨.٥٧	٧.٤٠	٣٦.٧١	٢.٣٨	٨.٦٢	٤.٩٧	٢٢.٠	١٣.٥	٢٣.١٢	٥.٢٢	٢٥.١٩
١٢٢٣	٢٦.٥٣	٣٠.٥٥	١٢.٨٨	٢٨.١٧	٢٤.٣٤	١٢٠.٧	٧.٨٤	٢٨.٣٥	١٦.٤	٧٢.٤	٤٤.٣	٧٦.٠٥	١٧.١٦	٨٣.٨٣
٢١١١	٣.٢٥	٣.٧٥	١.٥٨	٣.٤٥	٢.٩٨	١٤.٨١	٠.٩٦	٣.٤٨	٢.٠١	٨.٨٨	٥.٤٣	٩.٣٢	٢.١٠	١٠.١٦
٢١١٢	٠.٩٤	١.٠٩	٠.٤٦	١.٠٠	٠.٨٧	٤.٢٩	٠.٢٨	١.٠١	٠.٥٨	٢.٥٧	١.٥٧	٢.٧٠	٠.٦١	٢.٩٤
٢١١٣	٢.٢٢	٢.٥٥	١.٠٨	٢.٣٥	٢.٠٣	١٠.٠٩	٠.٦٦	٢.٣٧	١.٣٧	٦.٠٥	٣.٧٠	٦.٣٥	١.٤٣	٦.٩٣
٢٢١١	٦.٨٢	٧.٨٦	٣.٣١	٧.٢٤	٦.٢٦	٣١.٠٤	٢.٠٣	٧.٢٩	٤.٢٠	١٨.٦	١١.٤	١٩.٥٥	٤.٤١	٢١.٢٩
٢٢١٢	١.٢٥	١.٥٦	٠.٦٦	١.٤٤	١.٢٤	٦.١٥	٠.٤٠	١.٤٥	٠.٨٣	٣.٦٩	٢.٢٦	٣.٨٨	٠.٨٧	٤.٢٢
٢٢١٣	٤.٥٠	٥.١٨	٢.١٨	٤.٧٨	٤.١٣	٢٠.٤٨	١.٢٣	٤.٨١	٢.٧٧	١٢.٣	٧.٥١	١٢.٩٠	٢.٩١	١٤.٠٥

جـــدول رقـــم (١٧)

تقديرات بيتر التجريبية لمعدلات الحوادث لكل ١٠٠ سائق من فئة عمرية ومن منطقة معينة

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	المجموع	متوسط
١١١١	٣٠.١١	٢٧.٣٣	١٩.٥١	٢٤.٥٠	٢٩.٧٥	٢٠١.٦	١٣.٤٤	٢٦.٢٦	١٩.٧٠	٧٨.٠٠	٥٢.٤٠	٩٦.٨٥	٢٢.٠٣	٨٨.٩٤	٧٥٠.٣٥	٥٣.٦٠
١١١٢	٨.٢٠	٣.٢٩	١.٩١	٣.٥٤	٢.٤٠	١٧.٥٠	١.٠٧	٤.١٠	١.٤٥	٦.٣٩	٣.٦٧	٦.٣٠	١.٧٥	٦.٧٨	٦٦.٣٣	٤.٧٤
١١١٣	٥.١٤	٣.٥٤	١.٧٥	٤.٧٥	٥.٦٧	٢٤.٨٩	٢.٤٥	٦.٢٥	٣.٥٧	١٢.٠٠	٨.١٧	١٥.٤٣	٣.١٥	١٣.٦٤	١١١.٤٣	٧.٩٦
١١٢١	٢٦.٣١	٤٠.١٩	٢٠.٩٢	٤٣.٥٧	٢٢.٤٨	١٨١.٥	١٠.٦٥	٤١.٨٢	٢٤.٥	١١٣	٦٦.٧	١٢٥.٢	٢٧.٢٨	١٤٤.٢	١٠٨.١٢	٦٤.٨٧
١١٢٢	١٤.٣٨	٥.٦٥	٣.١٥	٥.٥٩	٤.١٧	٢٣.٧٦	١.٣٥	٦.٢٥	٣.١٠٢	١٩.٨	٨.٤٥	١٤.٧٤	٣.٨٦	٢٠.٠٥	١٣٤.٣٠	٩.٥٩
١١٢٣	١٥.٠٦	١٢.٤٧	٥.٩٣	١٦.١١	١٤.١٠	٧٠.٤٦	٤.٣٤	١٦.٨٠	١٠.٢	٥٠.٩	٢٦.٤	٤٨.٧٢	١٠.١٧	٥٢.٢٣	٣٥٤.٩٥	٢٥.٣٥
١٢١١	٢٦.٩٦	٢٨.٦٣	١٧.٩٠	٢٢.٥٥	٣٠.٩٤	١٦٤.٦	١٣.٤٧	٢٢.٧٢	١٨.٩	٧٢.٢	٥٢.١	٨٣.٠٦	١٩.٩١	٨٥.٨٤	٦٩١.٧٥	٤٩.٤١
١٢١٢	١٢.٠٧	٧.٦٢	٣.٧٦	٥.٦٢	٥.٥٠	٢٨.٠٢	٢.٢٤	٧.٦٥	٣.١١	١٢.٩	٨.٥٧	١٣.٢٤	٣.٤٣	١٤.٢٢	١٢٧.٩٨	٩.١٤
١٢١٣	١٨.٧٨	٢٤.٦٦	٨.٥٤	٢٣.٢٩	٢٥.٢٢	١٠١.٩	٨.٦٧	٢٥.٠١	١٤.٨	٥٩.٩	٢٨.١	٦٣.٥٦	١٤.٠٧	٦٥.٨٠	٤٩٢.٢٤	٣٥.١٧
١٢٢١	٣١.٦٠	٥٠.٧٢	١٦.٩٨	٢٦.١٣	٢٩.١٢	١٤٩.٧	٩.٠٧	٢٥.١٦	٢٠.٦	٩١.٧	٥٧.٩	٩٧.٧٦	٢١.٩٢	١١٧.٥	٧٦٦.٥٧	٥٤.٧٦
١٢٢٢	١٤.٧٨	١٣.٢٧	٤.٥٨	٨.٦٠	٦.٦٠	٣٢.٧٥	٢.٠٠	٨.٩٠	٤.٥٤	٢٦.٧	١٣.١	١٩.٧٦	٥.٢٧	٢٨.٩٨	١٨٩.٨٩	١٣.٥٦
١٢٢٣	٢٣.٤٢	٢٢.١١	١٠.٧٣	٢٨.٠٩	٢٤.٩١	١٢٠.٠	٧.٦٨	٢٨.٤٠	١٦.٨	٧٤.٩	٤٥.٢	٧٦.٥٩	١٧.١٢	٨٥.١٥	٥٩١.٥٥	٤٢.٢٥
٢١١١	٦.١٩	٣.٦٣	٢.١١	٢.٩٨	٢.٥٣	٢٠.٥٣	١.٠٩	٢.٩٦	١.٤٥	٨.٠٣	٤.٧٣	٧.٠٩	٢.٠٥	٧.٩٥	٧٤.٣٠	٥.٣١
٢١١٢	٥.٤٨	٠.٩٨	٠.٦٠	٠.٩٣	٠.٦٢	٤.٣٩	٠.٢٤	٠.٩١	٠.٢٧	٢.٦٣	١.١١	١.٩٠	٠.٥٢	٢.٠٣	٢٢.٧٠	١.٦٣
٢١١٣	٤.٩٨	٢.١٩	٠.٨٤	٢.٤٣	٣.١٩	١٠.١٥	٠.٨١	٢.٣٣	١.٢١	٧.١٠	٣.٥١	٥.٩٦	١.٣٩	٦.١٦	٥١.٣٠	٣.٦٦
٢٢١١	١٠.٠٠	١٢.٧٧	٤.٣٣	٨.٦٤	٦.١٥	٣٢.٢١	٢.٣٢	٧.٠١	٣.٧٢	١٧.٣	١١.٠	١٨.١٦	٤.٣٢	١٨.٧٩	١٥٦.٧٤	١١.٢٠
٢٢١٢	٦.٠٧	٣.٤١	٠.٩٠	١.٥٠	١.٠٧	٥.٩٢	٠.٤٠	١.٣٩	٠.٦٢	٣.٨٥	١.٨٧	٣.٣٥	٠.٧٩	٣.٢٨	٣٣.٥٢	٢.٣٩
٢٢١٣	٧.٤١	٧.٣٢	١.٧٧	٥.٠٨	٤.٦٨	٢٠.٣٣	١.٥٨	٤.٨١	٢.٧٢	١٣.٣	٧.٥٥	١٢.٤٧	٢.٨٥	١٣.١٣	١٠٤.٩٨	٧.٥٠
مجموع	٢٧٦.٩٣	٢٨٩.٣٧	١٢٦.٢١	٢٦٥.٧	٢٢٨.١	١٢١٠	٨٢.٨٧	٢٦٩.٧	١٥١	٦٧١	٤١٠	٧١٠.١	١٦١.٩	٧٧٤.٧	٥٦٢٩.٠٩	٤٠٢.١
متوسط	١٥.٣٨	١٦.٠٨	٧.٠١	١٤.٧١	١٢.٦٧	٦٧.٢٢	٤.٦٠	١٤.٩٨	٨.٤١	٢٧.٣	٢٢.٨	٣٩.٤٥	٨.٩٩	٤٣.٠٤	٣١٢.٧٣	٢٢.٣٤

تم استخدام طريقة H - E والحاسب الآلي لاستخراج نتائج تعليل طريقة التوفيق المنحنى المتكرر IPF غير توفيق هذه المعدلات .

جدول رقم (١٨) ، (١٩)

ي١(ر) ، ي٢(ل)

	نف ^ ي		ي(ر)	نف ^ ي	ي(ل)
١١١١	٢,٣٩٩	١	٠,٨٧٥٢	٠,٦٨٩	-٠,٣٧
١١١٢	٠,٢١٢	٢	-١,٥٥١	٠,٧٢٠	-٠,٣٣
١١١٣	٠,٣٥٦	٣	-١,٠٣٢	٠,٣١٤	-١,١٦
١١٢١	٢,٩٠٤	٤	١,٠٦٦	٠,٦٦١	-٠,٤١
١١٢٢	٠,٤٢٩	٥	-٠,٨٤٥	٠,٥٦٧	-٠,٥٧
١١٢٣	١,١٣٥	٦	٠,١٢٦٦	٣,٠١٠	١,١٠٢
١٢١١	٢,٢١٢	٧	٠,٧٩٣٩	٠,٢٠٦	-١,٥٨
١٢١٢	٠,٤٠٩	٨	-٠,٨٩٣	٠,٦٧١	-٠,٤
١٢١٣	١,٥٧٤	٩	٠,٤٥٢٨	٠,٢٨	-٠,٩٨
١٢٢١	٢,٤٥١	١٠	٠,٨٩٦٦	١,٦٧	٠,٥١٢
١٢٢٢	٠,٦٠٧	١١	-٠,٤٩٩	١,٠٢	٠,٠٢١
١٢٢٣	١,٨٩٢	١٢	٠,٦٢٧٤	١,٧٦٦	٠,٥٦٩
٢١١١	٠,٢٢٨	١٣	-١,٤٢٧	٠,٤٠٣	-٠,٩١
٢١١٢	٠,٠٧٣	١٤	-٢,٦٢٢	١,٩٢٧	٠,٦٥٦
٢١١٣	٠,١٦٤		-١,٨٠٨		
٢٢١١	٠,٥٠١		-٠,٦٩١		
٢٢١٢	٠,١٠٧		-٢,٢٢٢		
٢٢١٣	٠,٢٢٦		-١,٠٩٢		

جدول رقم (٢٠٠)

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	المجموع	متوسط
١١١١	-٠.٢٠٤	-٠.٢٤٤	٠.١٤٨	-٠.٠٣	-٠.٠٢	٠.٢٢٣	٠.١٩٦	٠.٠٨	-٠.٠٥	-٠.١	-٠.٠	٠.٠٢٣	٠.٠٢١	-٠.١٥	١٣.٨٢١	٠.٩٨٧
١١١٢	٠.٩٢١	-٠.٢٩٦	٠.٢٤٨	-٠.٢١	-٠.١١	٠.٢٠٥	٠.٠٨٩	٠.٢٥٣	-٠.٢	-٠.٢	-٠.٣	-٠.٢٨	-٠.٠٩	-٠.٣٠	١٤.٩٦٨	١.٠٤١
١١١٣	-٠.٠٦٥	-٠.٤٨٣	-٠.٢٥٤	-٠.١	٠.٢٢٧	٠.٠٢٨	٠.٤٠٢	٠.١٥٧	-٠.١٨	-٠.٠	٠.٠١	-٠.٠٩٧	-٠.٠٢	-٠.١٢	١٤.٢٦٦	١.٠١٩
١١٢١	-٠.٢٠٧	-٠.١٥٠	-٠.٠٢٧	٠.٠١٦	-٠.١٢	-٠.٠٧	-٠.٢٣	-٠.٠٤	-٠.٠٠	٠.٠٤	٠.٠١	٠.٠٨٩	٠.٠٤٤	٠.١٤٣	١٣.٦٢٩	٠.٩٧٤
١١٢٢	٠.٧٧٨	-٠.٢٠١	٠.٠٤٦	-٠.١٢	-٠.٢٧	-٠.١٩	-٠.٣٨	-٠.٠٣	-٠.٠٢	٠.٢١	-٠.١	-٠.١٤	-٠.٠٠	-٠.٠٨٢	١٤.٠٨١	١.٠٠٦
١١٢٣	-٠.١٤٨	-٠.٣٠٣	-٠.٢٩٤	-٠.٠٤	-٠.٠٢	-٠.٠٨	-٠.١٩	-٠.٠١	-٠.٠٧	-٠.١٨	٠.٠٣	٠.٠٨٤	-٠.٠١	٠.٠٦٧	١٣.٤٨٠	٠.٩٦٣
١٢١١	-٠.٢٣٣	٠.٠٨٣	٠.١٤٣	-٠.٢٧	٠.٠٩٦	٠.١٠٣	٠.٣٨٠	٠.١٧	-٠.٠٣	-٠.١	٠.٠٣	-٠.٠٥	٠.٠٠١	-٠.١٠	١٤.٢٨٨	١.٠٢٨
١٢١٢	٠.١٤٧	٠.٦٥١	٠.٢٦٩	-٠.٠٧	٠.٠٥٨	٠.٠١٨	٠.١٧١	٠.٢٢١	-٠.١	-٠.٢	-٠.١	-٠.٢٠	-٠.٠٧	-٠.٢١	١٥,٠٥٥	١.٠٧٥
١٢١٣	-٠.٣٥٤	-٠.٠٢٦	-٠.٢٥٦	٠.٠٠٢	٠.٢٢٤	-٠.٠٤	٠.١٧٩	٠.٠٥٨	-٠.١١	٠.٠٢	٠.٠٦	٠.٠٢٣	-٠.٠١	-٠.٠٣	١٤.١٨٧	١.٠١٤
١٢٢١	-٠.١٧٧	٠.٢٥٢	-٠.٠١٢	٠.٠٢٠	-٠.٠٦	-٠.١٠	-٠.٢٢	-٠.٠٤	-٠.٠٠	٠.٠٠٤	٠.٠٤	٠.٠١١	-٠.٠١	٠.١٠٨	١٣.٨٩٥	٠.٩٩٣
١٢٢٢	٠.٤٥٩	٠.٣٠٧	٠.٠٧٢	-٠.٠٤	-٠.١٥	-٠.٢٢	-٠.٢٢	-٠.٠٢	-٠.١	٠.١٧	-٠.١	-٠.١٩	-٠.٠٣	٠.١٠٣	١٤.٢٤٧	١.٠١٨
١٢٢٣	-٠.٢١٧	٠.٠٧٠	-٠.٢١٢	-٠.٠٠٦	٠.٠٣٨	-٠.٠٦	-٠.١٣	-٠.٠٢	٠.٠٦	٠.٠٦	٠.٠٦	٠.٠٢٦	٠.٠٠٦	٠.٠٤٥	١٣.٨٠٣	٠.٩٨٦
٢٠١١١	٠.٥٢٦	-٠.٠٥١	٠.٢٢٥	٠.١٢٧	-٠.١٧	٠.٢٥١	-٠.٠١	-٠.١٨	-٠.٣	-٠.١	-٠.١	-٠.٢٨	-٠.٠٤	-٠.٢٥	١٣.٩٩١	٠.٩٩٩
٢١١٢	١.٥٩٠	-٠.١٧٨	٠.١٦٧	-٠.١٥	-٠.٣٩	-٠.١١	-٠.٢٣	٠.١٨	-٠.٠	-٠.٥	-٠.٤	-٠.٤١	-٠.٢٣	-٠.٤٣	١٥.٢٧٢	١.٠٩١
٢١١٣	٠.٦٨٠	-٠.١٨٧	-٠.٢١٥	-٠.٠٠٤	٠.٠٥٠	-٠.٠٨	٠.٠٧٥	-٠.٠٥	-٠.١	٠.١٥	-٠.١	-٠.٠٨	-٠.٠٦	-٠.١٤	١٤.٢٧٩	١.٠٢٠
٢٢١١	٠.٢٦٠	٠.٤٦١	٠.٢٠٩	٠.١٥٥	-٠.٠٢	-٠.٠٥	٠.٠٠٧	-٠.٠٧	-٠.١	-٠.١	-٠.٠	-٠.٠٩	-٠.٠٤	-٠.١٤	١٤.٦٦٥	١.٠٤٨
٢٢١٢	١.٣٠٤	٠.٣٧٠	٠.١٨١	-٠.٠٥	-٠.٢٤	-٠.٢٠	-٠.٢١	-٠.١٤	-٠.٤	-٠.٠	-٠.٢	-٠.٢٣	-٠.٢٠	-٠.٢٤	١٥.٣٠٨	١.٠٩٣
٢٢١٣	٠.٢٦١	٠.٣٠٥	-٠.٢٨٦	-٠.٢٥	٠.٠٩٦	-٠.١٠	٠.٠٢١	-٠.٠٥	-٠.٠	-٠.٦	-٠.٠	-٠.٠٦	-٠.٠٦	-٠.١٠	١٤.٢٤١	١.٠٢٥
مجموع	٢٩.٨١١	١٨.٣٦٠	١٨.٤٣٠	١٧.٦٤	١٧.٤٤	١٧.٧٢	١٧.٨٥٠	١٨.٠٢	١٦.٧٠	١٨.١٠	١٦.٩٠	١٦.٥٧	١٧.٢٨	١٦.٥٤	٢٥٧.٢٩٤	١٨.٣٨
متوسط	١.٦٥٦	١.٠٢٠	١.٠٢٤	٠.٩٨٠	٠.٩٦٩	٠.٩٨٤	٠.٩٩٢	١.٠٠١	٠.٩٣٠	١.٠٠١	٠.٩٤٠	٠.٩٢١٠	٠.٩٦٦٠	٠.٩١٩	١٤.٢٩٤	١.٠٢١

جـــدول رقـــم (٢٨)

قيم ى٢١(رل) المعيارية

	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤
١١١١	٠,٦٥٢٥	٠,٥٦٦٩	٠,٨٢٥١	٠,٧٧٩٢	٠,٧٠٤٥	١,٤٩٩٢	٠,٨٧٥٨	٠,٨٠٧	٠,٧٠٢	٠,٨٩٧	٠,٧٦٥٥	١,٠٥٢٤	٠,٧٢٥٠	٠,٨٨٥٨
١١١٢	٠,٩٢٠٢	٠,٢٤٩٢	٠,٤٢٧٠	٠,٢٠٠٨	٠,٢٩٧٤	٠,٦٨١٧	٠,٢٦٤٢	٠,٤٧٧	٠,٢٧٠	٠,٢٨٤	٠,٢٨٠٩	٠,٢٥٨٤	٠,٢٠٦١	٠,٢٥٢٩
١١١٢	٠,٢٤٢٩	٠,٢٢٨٦	٠,٢٢٢٩	٠,٢٢٤٨	٠,٤١٨٢	٠,٥٧٧٢	٠,٤٩٨١	٠,٤٢٢	٠,٢٩٧	٠,٤٦٨	٠,٢٧٢٥	٠,٥٢٢٢	٠,٢٢٧٤	٠,٤٢٢٤
١١٢١	٠,٦٥٠٢	٠,٨٨٨٨	٠,٦٨٨٩	٠,٨١٢٢	٠,٦٢٥٤	١,١١٥٨	٠,٥٧٢٨	٠,٧٦٩	٠,٧٢١	١,٠٢٠	٠,٨٠٥٧	١,١٢٤٢	٠,٧٥٢٢	١,١٨٧١
١١٢٢	٠,٨٧٩٢	٠,٢٢٠٦	٠,٢٨٠٧	٠,٢٥٦٦	٠,٢٧٨٩	٠,٤٩٨٨	٠,٢٤٩٠	٠,٢٩٢	٠,٢١٢	٠,٦٤١	٠,٢٤٨٧	٠,٤٥٢٠	٠,٢٦٢٦	٠,٥٦٢٦
١١٢٢	٠,٦٢٧٢	٠,٥٢٧٠	٠,٤٨٨٠	٠,٦٩٩٢	٠,٦٤١٧	١,٠٠٧٢	٠,٥٤٢٧	٠,٧١٩	٠,٧٠٢	١,١٢٤	٠,٢٤٢٢	١,٠١٧٢	٠,٦٥١٩	٠,٩٩٩٨
١٢١١	٠,٦٢٢٨	٠,٨٦٩١	٠,٨٢٠٨	٠,٨٢٢١	٠,٧٩٤٧	١,٢٢٨٢	٠,٩٥٢٤	٠,٨١٤	٠,٧٢١	٠,٩٠٠	٠,٨٢٦٤	٠,٩٧٩٠	٠,٧٢٠٤	٠,٩٢٧٤
١٢١٢	٠,٧٧٤٤	٠,٤٦٧٩	٠,٤٧٦٠	٠,٢٧٦٠	٠,٢٨٥٥	٠,٦١٧٢	٠,٤٢١٧	٠,٥٠٤	٠,٢٢٨	٠,٤٤٠	٠,٢٧٠٩	٠,٤٢٦٠	٠,٢٢٨٩	٠,٤١٩٨
١٢١٢	٠,٥٦٤٠	٠,٧٠٨٧	٠,٥٠٦٦	٠,٧٢٩٠	٠,٨٢٧٥	١,٠٥٠٤	٠,٧٨٢٥	٠,٧٧١	٠,٧٢٢	٠,٩٥٤	٠,٧٧١٩	٠,٩٥٦٨	٠,٦٥٠٤	٠,٩٠٨٠
١٢٢١	٠,٦٧٠٢	١,٠٢٩٦	٠,٧١١١	٠,٨١٦١	٠,٦٧٥٢	١,٠٨٩٩	٠,٥٧٨٦	٠,٧٦٦	٠,٧١٩	١,٠٢١	٠,٨٢٨٨	١,٠٢٩٨	٠,٧١٥٩	١,١٤٥٤
١٢٢٢	٠,٦٢٩٢	٠,٥٤٩١	٠,٢٩١١	٠,٢٨٧٧	٠,٢١١٨	٠,٤٨٦١	٠,٢٦٠٤	٠,٢٩٥	٠,٢٢٢	٠,٦١٤	٠,٢٨٢٧	٠,٤٢٨٥	٠,٢٥١٢	٠,٥٧٦٠
١٢٢٢	٠,٥٨٥٢	٠,٧٧٩٨	٠,٥٢٩٦	٠,٧٢١٨	٠,٦٨٠١	١,٠٢٩٢	٠,٥٧٧١	٠,٧٢٩	٠,٦٩٢	٠,٩٩٢	٠,٧٦١٤	٠,٩٥٩٦	٠,٦٥٨٨	٠,٩٧٨٠
٢١١١	٠,٦٢٢٩	٠,٢٥٢١	٠,٤٢١٧	٠,٤٢٠٤	٠,٢٧٩٩	٠,٧١٢٩	٠,٢٢١٢	٠,٢٠٨	٠,٢٤٢	٠,٤٢١	٠,٢٢٢٠	٠,٢٦٠٢	٠,٢١٩٥	٠,٢٧٠٢
٢١١٢	١,٢٢٢٥	٠,٢٢٢٤	٠,٢٩٥٥	٠,٢٢٨٢	٠,١٧٩٩	٠,٢٧٤٨	٠,١٧٩١	٠,٢٢٢	٠,١٥١	٠,٢٤٢	٠,١٨٧٠	٠,٢٢٧٤	٠,١٩٩٢	٠,٢٢٢٢
٢١١٢	٠,٧٢٠٩	٠,٢٠٧١	٠,٢٤٢٢	٠,٢٧١٧	٠,٢٥٠٤	٠,٥١١٤	٠,٢٥٩٢	٠,٢٥٢	٠,٢٠٤	٠,٥٥٢	٠,٢٤٨٠	٠,٤٢٨٥	٠,٢١٢٠	٠,٤١٥٢
٢١٢١	٠,٥٢٤١	٠,٦٤٠٥	٠,٤٤٨١	٠,٤٧١٨	٠,٢٥٢١	٠,٥٧٩٢	٠,٢٦٦٢	٠,٢٧٧	٠,٢٢١	٠,٤٨٢	٠,٢٨٧٨	٠,٤٧٧٠	٠,٢٤٨٨	٠,٤٥٢٥
٢٢١٢	١,٢٦٤٢	٠,٥٢٦٢	٠,٢٩٩٤	٠,٢٥١٨	٠,٢٦٢٢	٠,٤٥٦٥	٠,٢٧١٥	٠,٢٢١	٠,٢٢٩	٠,٤٥٩	٠,٢٨٢٢	٠,٢٧٦٧	٠,٢٧٢٤	٠,٢٢٩١
٢٢٢٢	٠,٥٢١٢٢	٠,٥٠٢٤٢	٠,٢٥٠٢٥	٠,٢٧٩٧٢	٠,٢٦٦٧٩	٠,٥٠٠٢٨	٠,٢٤٠٢١	٠,٢٥٢٧٩	٠,٢٢٠٤١	٠,٥٠٥٢٥	٠,٢٦٥٥٢	٠,٢١٤٩٩	٠,٤٢٢٢٩	٠,٤٢٢٢٩