دار المنظومة
DAR ALMANDUMAH
الرواد في قواعد المعلومات العربية

العنوان:	نموذج احصائيات الوفيات باستخدام مقياس التغيير البوسواني
المصدر:	المجلة العراقية للعلوم الإحصائية
الناشر:	جامعة الموصل - كلية علوم الحاسوب والرياضيات
المؤلف الرئيسي:	البكر، خولة مصطفي صادق محمد
المجلد/العدد:	ع4
محكمة:	نعم
التاريخ الميلادي:	2002
الشهر:	كانون الأول
الصفحات:	116 - 124
رقم MD:	866471
نوع المحتوى:	بحوث ومقالات
قواعد المعلومات:	EcoLink
مواضيع:	الوفيات (الإحصاء)
رابط:	http://search.mandumah.com/Record/866471

© 2021 دار المنظومة. جميع الحقوق محفوظة.
هذه المادة متاحة بناء على الإتفاق الموقع مع أصحاب حقوق النشر، علما أن جميع حقوق النشر محفوظة. يمكنك تحميل أو طباعة هذه المادة للاستخدام الشخصي فقط، ويمنع النسخ أو التحويل أو النشر عبر أي وسيلة (مثل مواقع الانترنت أو البريد الالكتروني) دون تصريح خطي من أصحاب حقوق النشر أو دار المنظومة.

المجلة العراقية للعلوم الاحصائية (4) 2002
ص ص [116-124]

نموذج احصائيات الوفيات باستخدام مقياس التغيير البوسواني

خولة مصطفى صادق محمد البكر*

الملخص :

تمت في هذا البحث دراسة معدلات الوفيات والامراض دراسة قياسية من خلال ملاحظة نموذج المرض المدروس الذي يمتاز بخطورة نسبية. اذ لاحظنا من خلال دراسة عينة معينة مأخوذة من بيانات التعداد السكاني عام 1987 لمدينة الموصل تخص غير المستخدمين ومعدلات الامراض من المسح الشامل للذكور الذين تتراوح اعمارهم بين 20-64 سنة. ان تاثير معدل الوفيات للاعمار التي تم الحصول عليها من غير المستخدمين في التعداد يتراوح بين المتجمع والمنضرب وبصورة مضبوطة من قبل التاثيرات المتجمعة مضروبة في الجذر التربيعي لمعدل الوفيات. وتم في هذا البحث شرح وافي فيما اذا كان التباين المتبقي سواء كان عشوائيا ام طبقيا (ضعف الارادة او وهن العزم) مفضلا للحصول على مطابقة احصائية مقنعة ومقبولة.

The Mortalites Statistical Model Using Poisson Measure Variates

ABSTRACT

Occupational mortality and morbidity is usually studied via standardized mortality (or morbidity) ratios, with little attention to the basic fit of the implicit underlying proportional hazards model. This paper presents a case study on unemployment and mortality on a sample of males aged 20-64 years during the 1987 census. The effect of unemployment on the age-specific mortality is intermediate between additive and multiplicative and is fitted well by an additive effect the square root of the mortality. The paper discusses and illustrates whether finer stratification or random residual variation (frailty) is to be preferred for obtaining a statically satisfactory fit.

* مدرس- كلية التربية – قسم الرياضيات – جامعة الموصل

[117] ـــ

\1. المقدمة :

لقد ثبت بان القياسات[1] المباشرة هي طريقة راسخة لاختيار معدل الوفيات او الامراض اذ حصل على احداها بطريقة الاخبار الشفهي او التقارير السكانية (دائرة المسح السكاني).

ان خلاصة الاحصاءات (نسبة معدل الوفيات القياسي وتماثله) تعد ذات فائدة اقل خاصة عندما يتم نقض الفرضيات الخاصة بنسبة او معدلات الامراض والوفيات. وتم كذلك فحص كفاءة هذه الفرضيات لكي تكون مركبة قياسية لاي استعمال قياسي غير مباشر. ومن الجدير بالذكر وجود تحسن قليل باستعمال الأساليب الاحصائية من خلال تراكم الخبرة الخاصة بالتحاليل الاحصائية التي استخلصت الفرضيات من خلالها.

ان بحثنا هذا يرينا حالة احصائية لوضع نموذج يدرس زيادة معدلات الوفيات لغير المستخدمين يوم التعداد عام 1987 لمدة عشر سنين قادمة. وقد سجلت جميع الولادات لكل من الذكور والاناث وذلك بشرح شامل لقانونية البيانات الاساسية او صحتها او شرعيتها الا انه كانت ترجمة وتفسير او تاويل النتائج للذكور فقط وذلك للبساطة وقد تم ذلك بوضع معلمة احصائية واحدة ذات كفاءة عالية وهي عائلية لنماذج زيادة معدلات الوفيات وقد شرحها العالم[2] Aranda-ordaz (1983) وثبتت من قبل العالم Breslow (1983) ففي بحثنا هذا ستكون هذه المجموعة من النماذج مساوية او معادلة للنماذج التي استعملها العالمان Muirhedd & Darby (1987) لدراسة المخاطر المطلقة والنسبية الناجمة عن مرض السرطان. وكذلك نلاحظ انه لم تشرح كثير من الاختبارات لقوة نموذج التحويلات للتباينات المتبقية بصورة كاملة من خلال تطبيقات تباينات بواسون مالم يتم اخذ زيادة معدلات الوفيات بصورة اكبر في المعاينة الطبقية ليكون اقل فائدة في التطبيق.

وهذا سوف لن يفاجئنا عند دراسة كمية كبيرة من بيانات مجتمع اساسي، ولكن من الجدير بالذكر انه اذا كان نموذج بواسون الاساسي غير ملائم او مطابق سوف نفقد أية وسيلة احصائية لاختبار هذه الفرضيات الاحصائية. وفي الفقرة النهائية من هذا البحث تم شرح واستخراج[4] نموذجين لتوحيد تباينات بواسون معتمدا على المقترحات التي قدمها:

Manton et al (1981) & Pocock et al (1981) & cf.Breslow (1984).

2- البيانات :

دراستنا هنا تتضمن عينة من الذكور في مدينة الموصل الذين تم حصرهم يوم التعداد عام 1987 الذين تتراوح اعمارهم بين 64-20 سنة والذين يستطيعون العمل (المجندين،الطلبة الجامعيين الباقين في الخدمة ليوم التعداد) ولكن لايتضمن (الناس الماليين المستقلين او بقية الجامعيين) والذين لايعيشون في المستشفيات والنقابيين والفنادق ... الخ. من هؤلاء 15107 وصفوا بانهم غير عاملين في يوم التعداد (unemployed) بينما 1267289 كانوا عاملين (employed) او بمعنى اصح كانوا في يوم التعداد يعملون في دور التمريض او في القوات المسلحة او يتمتعون باجازة رسمية ... الخ. وقد تم تقسيم جميع الذكور الى طبقات بالاستناد الى (حرفهم،ترتيب بيوتهم،توزيع مناطقهم الجغرافية واخيرا حالتهم الاجتماعية متزوج ام لا) جميع ذلك صنف في معلومات التعداد. ان بيانات التعداد وضعت في السجلات لمعرفة اسباب الوفيات حيث جهزتنا بمعلومات كاملة حول اسباب الوفاة لكل حالة لعشر سنين قادمة أي لغاية 1997 (Lynge,1979 & Hnderson 1985) حيث كان عدد المتوفين للمستخدمين 89139 أي 7.0% بينما لغير المستخدمين 1684 أي 11.1% وهناك تفاصيل اخرى لا مجال لذكرها في هذا البحث.

3- النماذج البسيطة المتباينة الكفاءة **Simple Multiplicative Intensity Models**:-

تم تعريف فئة عمرية معينة 9-5 سنوات في يوم التعداد لاستخراج جميع المعلومات الخاصة بنموذجنا هذا تمهيداً لوضع صيغته النهائية حيث لاحظنا ان النسبة بين معدلات الوفيات لغير المستخدمين وكذلك المستخدمين تتناقص بتقدم العمر بينما الاختلافات بينهما تتزايد بتقدم العمر. وتم تثبيت سلسلة من التحاليل الإحصائية لهذا النموذج الذي يقيس قوة او شدة الموت = λ_{acs} لصنف العمر في الذكور حيث a =1,2,...,9 وان c تمثل التصانيف الطبقية (الانواع المعروضة،السكن،المناطق الجغرافية،الحالة الزواجية) وان s تمثل حالة عدم الاستخدام

$$\lambda_{acs} = \alpha_{ac} B_{cs}$$

or

$$\lambda_{acs} = \alpha_{ac} B_{s}$$

اذ لا يوجد أي من النماذج اعلاه تتطابق مع حالة الضعف للنموذج اعلاه المؤشر معنويا ولكن كل النماذج تفترض أو تقترح معدلات وفيات نسبية لغير المستخدمين.

$B_{c,unemp}/B_{c,emp}$ with respect to B_{unemp}/B_{emp}

لنحو 1.5، ، من خلال الواضح البساطة لفترة الثقة المفيدة لنا تعطي بمطابقة ناقصة.

4- معدلات الوفيات الخاصة بالاشغال المختارةOccupation – specific mortality:-

في النشرة الاولى للبيانات (Anderson 1985)[1] يتوضح لنا ان هيئة معدلات الوفيات للعمر الذي تم تاشيره او الحصول عليه قد انحرفت بالتتابع بين تصانيف الحرفة الرئيسية والاستخدام الشخصي (غير حرفي،حرفي بارع،حرفي غير بارع) وتم حذف الاستخدام الشخصي متضمن مساعدة الزوج من البيانات نهاية هذا البحث. اذن نشاهد في هذا المضمار انه قد تم تعريف المجاميع الخاصة لغير المستخدمين بصورة ضعيفة وغير قوية. واخذ تصانيف الحرفة C في كميات معدودة لتعيين شدة الموت

$\lambda^{\gamma c}$ a,c,unemp = $\lambda^{\gamma c}$ a,c,emp + δ_c

ونلاحظ ان كلا من التقديرات الثلاثة للـ $\gamma\hat{}_c$ المستخرجة تكون متقاربة جدا وبالفعل قريبة من 0.5 والذي نختاره كقيمة اعتيادية للـ γ. وبهذه الفرضية تكون $\hat{\delta}$ لغير الحرفي والحرفي الماهر وغير الماهر 0.019,0.027,0.027 على التوالي والتي لا يمكن اعتبارها متساوية باستعمال دالة الامكان لبواسون $\chi^2 = 8.9$, $f = 2$, $p = 0.011$.

الجدول (1)

المطابقة التي نفذها Arada-ordaz عام 1983 والتي افترضت شدة أو قوة معدلات الوفيات المعلومة وغير المعلومة للمستخدمين

γ	Deviance		$\hat{\delta}(\gamma)$	
	غير معلوم	معلوم	غير معلوم	معلوم
0.1	99.8	101.7	1.001	1.005
0.4	39.4	39.9	2.450	2.451
0.5	40.2	40.7	2.970	2.970
1.0	113.7	114.4	5.753	5.754

هذه النتيجة سوف تقودنا الى اساس معقول لخلاصة التحاليل الاحصائية مثلا، وبسبب ان نسخ معدلات الوفيات للاشغال الرئيسية الثلاثة موضوع البحث هي مختلفة فانه سوف يتم قياس معدلات الوفيات لكل صنف على حدة. مما يتيح لنا وضعه بشكل جذر تربيعي وكذلك ان معدلات الوفيات لغير المستخدمين من غير الحرفيين والحرفيين من العمال تكون ذات زيادة متشابهة ومتزايدة بشكل معنوي من غير المستخدمين من العمال غير الماهرين.

وان كل ما تبين اعلاه يقودنا الى ان اختبار الفرضيات تحت الاستنتاجات الاخيرة يكون ضعيفا بسبب نقص المطابقة للنموذج تحت الدراسة حيث ان الاختلافات هي 54.1 التي سوف

نقارن بـ χ^2 بدرجات حرية 25=1+3 × (1-9) اذا كانت 0.5= γ اخذت بنظر الاعتبار انها معلومة وطبقا لما متداول في اللغة حول معنى معدلات الموت ومعدلات الوفيات اذ كلاهما سيكونان صغيرين وضئيلين بالقياس الى فرضيات النموذج.

5- قوة نماذج التحاويل المحتوية على تباين بواسوني عشوائي

Power Transformation Models with Random Extra–Poisson Variation –:

لقد عرف العالم Arand-ordaz (1983)[2] تباين بواسون العالي بانه مجموعة من النماذج لبيانات بقاء مصنفة ستكون مفيدة في مناقشة نماذج خطية عامة (GLIM) LANGUAGE كما اورده العالمان M,Cullagh & Nelder (1983) حيث اعتبرت معدلات الوفيات للمستخدمين معلومة وبعد ذلك تمت نمذجة الزيادة لمعدلات الوفيات لغير المستخدمين اخذين بنظر الاعتبار :

العمر : X

a,c نوع الحرفة لغير المستخدمين

$$D_i = I \qquad i = 1,2, \ldots n$$

وهي احتمالية موت الشخص i في المدة الزمنية من 1987 لغاية 1997

T_i احتمالية أن يعيش الشخص i في نفس المدة الزمنية اعلاه حيث :

i= 1987,1988,...,1997

دالة الامكان ستكون (λ المستخرجة = $\lambda_{a,c,unemp}$).

$$\lambda^{\Sigma Di} \exp(-\lambda \Sigma T_i)$$

وسنحصل على نفس النتيجة إذا قد تم تحديد $T_1,\ldots..T_n$ وان $D_1,\ldots.D_n$ كل على حدة وتتبع توزيع بواسون بتوقعات $\lambda T_i,\ldots. \lambda T_n$، نلاحظ ان قوة التحويل للنموذج تربط المعلمات λ بالاختلافات المتباينة بالنموذج الخطي العام[5].

$$\text{Link } \lambda_{a,c,unemp} = (XB)_{ac} = \lambda^{\nu}_{a,c,emp} + \delta_c \ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

$X_i = xB + \epsilon_i$ حيث

و ان $\lambda_{a,c,emp}$ قد فرضت انها معلومة ومن الواجب هنا أن يتم تعريف المصطلح :

$$\text{link } \lambda = \lambda^{\nu} \qquad 0 < \gamma \leq 1$$

حيث أن ال link هي تحويل احصائي للبيانات ابتكره العالم Manton عام 1986.

وبادخال link^{-1} على الطرفين

$$\text{link}^{-1}(\text{Link } \lambda) = \text{link}^{-1}\ \lambda^{\nu}$$

$\lambda = \text{link}^{-1}\ \lambda^{*}$

وبالرجوع إلى المعادلة رقم (1)

$\lambda = \text{link}^{-1}(XB)$

ونلاحظ هنا وتحت فرضيات توزيع بواسون (يتم مرة اخرى الغاء الاستقلالية الواضحة لـــ (a,c [6]

$E(D_i) = \lambda\ T_i = T_i\ \text{link}^{-1}(XB)$
$\&\ E(\Sigma D_i) = V(\Sigma D_i) = (\Sigma T_i)\ \text{link}^{-1}(XB)\ \ldots.\ (1)$

6-ضعف الارادة الشخصي Individual Frailty:-

ان الشذوذ الاضافي قد يكون موصوفا بالاختلافات الشخصية [6] عبر معلمة بوسوان الشخصية λ، أي بمعنى اخر يمكن اعتبار المتغيرات العشوائية $X_1, X_2, \ldots. X_n$، كما في

$X_i = xB + \epsilon_i$
$V(\epsilon_i) = \sigma^2\ , E(\epsilon_i) = 0$

$\&\ E(D_i / X_i) = V(D_i / X_i) = X_i T_i$
$\text{Then } E(D_i) = T_i\ \text{link}^{-1}(E\{\text{link } X_i\})$
$= T_i\ \text{link}^{-1}(XB)$
$\&\ V(D_i) = E(V\{D_i / X_i\}) + V(E\{D_i/X_i\})$

على فرض ان X_i مستقلة الواحدة عن الاخرى

وان D_i مستقلة الواحدة عن الاخرى

وان X_I ، D_I أيضاً مستقلة الواحدة عن الأخرى

$= E(X_i T_i) + V(X_i T_i)$

$= T_i E(X_i) + T_i^2\ V(X_i)$
$\cong T_i (XB) + T_i^2 V(X_i)$
$= T_i (XB) + T_i^2 \{dli(XB)\}^2\ \sigma^2$

حيث

$dli(XB) = d/\ dz\ \text{link}^{-1}(XB)$

اذن

$E(\Sigma D_i) = (\Sigma T_i)(XB) \ldots\ldots\ldots.(2)$
$V(\Sigma D_i) \cong (\Sigma T_i)(XB) + (\Sigma T_i^2)\ \{dli(XB)\}^2\ \sigma^2 \ldots..(3)$

التي ستقلل المعادلة (1) عندما $\sigma^2 = 0$

وقد ذكر العالمان (Pierce & Sands 1975) انه هناك اقتراحات متشابهة لاحتواء تباين برنولي اضافي في انحدار منطقي .

7- ضعف الارادة المتجمع Collective Frailty:-

هناك اقتراحات متناوبة من قبل

[6]Pocock et al (1981), Williams (1982) & Breslow (1984)

لنمذجة الشذوذ ليصبح اعتياديا لكل الامور الشخصية في الطبقات المختارة وبمعنى اخر

نفرض ان λ هي متغيرعشوائي بـ $= XB + \lambda$ link $\in$

$E(\in)=0 \quad , V(\in)=\sigma^2$ &

$E(D_i/\lambda)=V(D_i/\lambda)=\lambda T_i$

وهذا يصح كما تقدم ذكره بافتراض ان λ هي متغير عشوائي

اذن ومما تقدم سيكون

$$E(\Sigma D_i) \cong (\Sigma T_i)(XB).....(4)$$

$$V(\Sigma D_i) \cong (\Sigma T_i)(XB) + (\Sigma T_i)^2\{dli(XB)\}^2\sigma^2.....(5)$$

حيث ان المعادلة (5) تختلف عن المعادلة 3 باخذ $\Sigma(T_i)^2$ بدلا من $\Sigma(T_i^2)$ فقط في واقع سياق الكلام سيكون نموذج ضعف الارادة الشخصي مفضلا او مميزا بسبب تنمذج الشذوذ الصريح بين الشخصيات.

8-الاستنتاجات والتوصيات

ان مسالة معدلات الوفيات او الامراض قد درست بصورة اعتيادية من خلال حسابات SMRs، متضمنة حدود الثقة، دون الحاجة الى المطابقة الاساسية لنموذج المخاطرة النسبي الموضوع تحت البحث. في اعادة التحليل الاحصائي لبيانات معدلات الوفيات لغير المستخدمين الماخوذة من بيانات التعداد العام للسكان والتي شرحها Inversen et al (1987)،[3] وسوف نرى ان زيادة معدلات الوفيات المتجمعة على شكل الجذر التربيعي يزودنا بمطابقة مفيدة. ومن الجدير بالذكر ان الاستنتاج اعلاه مشابه للبحث الذي قام به Breslows (1985) لدراسة تاثير التدخين في الأطباء البريطانيين من الذكور فقط.

وقد تم ايلاء الاهتمام الى المطابقة السابقة في نماذج احصائية اعتيادية مشتركة فقط لصنف الشغل الرئيسي كاختلافات، وبخبرات متراكمة وبديهية للمعنويات الاحصائية التي تم ادراكها والتي تعتمد على مجاميع البيانات من التجارب والمسوحات اكثر ضآلة من الذي نجابهه في الاحصاءات الرسمية دائما. وتبعا لذلك، نحتاج الى عناية عندما يتم تحويل الادوات الاحصائية التحليلية الى الاحصاءات الرسمية. في الحالات الحاضرة نحن نطمح الى استخراج اختبار

المصادر

1. Anderson, O. (1985) D. delighed og erhverv 1970-80.statistiske unders. gelser, no.41. copenhagen: Danmarks statistik.
2. Arnada-ordez,F.J. (1983) An extension of the proportional-hazards model for grouped data. Biometrics, 39, 109-117.
3. Inversen, L., Andersen, O., Andersen, P.K., Christoffersen, K. and Keiding, N.(1987) Unemployment and mortality in Denmark 1970-80. Br.Med. J., 295,897-884.
4. Manton, K. G. (1986) Discussion on The natural variability of vital rates and associated statistics (by D.R. Brillinger). Biometrics, 42, 725-729.
5. Office of population census and surveys (1978) occupational mortality 1970-72,series Ds no.1,England and Wales, London: Her Majesty's stationary office.
6. Williams, D. A. (1982) Extra-binomial variation in logistic linear models. Appl. Statist., 31,144-148.