نموذج هرمى غير خطي للتنبؤ بقيمة مخصص التعويضات تحت التسوية للتأمينات العامة في السوق المصرية

د/ محمد توفيق البلقينى
أستاذ الرياضيات والإحصاء الإكتواري
كلية التجارة ــ جامعة المنصورة

د/ جيهان مسعد المعداوي محمد
مدرس التأمين
كلية التجارة ــ جامعة المنصورة

شيماء محمد محمود الشرباصي
معيد بقسم الإحصاء التطبيقى والتأمين
كلية التجارة ــ جامعة المنصورة

الملخص:

يعتبر نموذج بييز الهرمي الغير خطى من أحد الوسائل الخاصة بعلاج التحديات الرئيسية التي تواجهها شركات التأمين العامة عند التنبؤ بمبالغ المخصصات الخاصة بالمطالبات الغير مسددة و التي تكون هذه الشركات مسئولة عنها. ويعتبر هذا المدخل أسلوب مميز لعدة أسباب:-

أولاً: يتم التعامل مع البيانات من الشركات الفردية على أنها قياسات متكررة لمختلف المطالبات، مع الأخذ في الاعتبار إيجاد الارتباط بين تلك القياسات أو المشاهدات المتعاقبة.

ثانياً: تستخدم منحنيات النمو الغير خطية لنمذجة قيم الخسائر في الفترات المختلفة وذلك لتسهيل عمليات التنبؤ المستقبلية لاستكمال منحنيات البيانات (لاستكمال البيانات الغير متاحه).

ثالثاً: يستخدم الهيكل الهرمى والذى يعكس التغير الطبيعي فى المعلمات الرئيسية لقيم المطالبات المتعاقبة والتي تعتبر مطالبات غير متجانسه .

وعلى ذلك، هذا المدخل يتيح لنا عمليات الاستنتاج أو التعميم على مستوى الصناعة ككل أو على مستوى الشركة خلال عام وقوع الخسارة وذلك بالاعتماد على التوزيع البعدي. بالإضافة إلى أن الخبرة السابقة ورأى الخبراء يمكن دمجهم في التحليلات من خلال التوزيعات البعدية السابقة الحكم والمحددة. وفى النهاية نجد ان قدرة الإطار البييزى على تنفيذ الاستدلال في آن واحد استنادا إلى التوزيع البعدي المشترك له أهمية كبيرة للملاءة المالية للتأمين واتخاذ القرار الصناعي

Abstract

A Bayesian non-linear hierarchical model that addresses some of the major challenges that non-life insurance companies face when forecasting the outstanding claim

amounts for which they will ultimately be liable. This approach is distinctive in several ways. **First**, data from individual companies are treated as repeated measurements of various cohorts of claims, thus respecting the correlation between successive observations. **Second,** non-linear growth curves are used to model the loss development process in a way that is intuitively appealing and facilities prediction and extrapolation beyond the range of the available data. **Third,** a hierarchical structure is employed to reflect the natural variation of major parameters between the claim cohorts, accounting for their heterogeneity. This approach enables us to carry out inference at the level of industry, company and/or accident year, based on the full posterior distribution of all quantities of interest. In addition, prior experience and expert opinion can be incorporated in the analyses through judgementally selected prior probability distributions. The ability of the Bayesian framework to carry out simultaneous inference based on the joint posterior is of great importance for insurance solvency monitoring and industry decision making.

١ - المقدمة:

تستغرق تسوية المطالبات بعد تقدير القيمة النهائية للتعويض لبعض أنواع التأمينات العامة الكثير من الوقت قد يمتد لشهور أو سنوات حتى تتم التسوية، مما يسبب الكثير من المشاكل للمستأمنين من ناحية ولشركات التأمين من ناحية أخرى.

وهذا يزيد من التحديات التي تواجه شركات التأمين وتحديد التزاماتها الغير مسددة وقد يحتاج الأمر إلى العديد من الطرق الإكتوارية والإحصائية في مجال التأمين لحل هذه المشكلة. ومن أهم التطبيقات الفعلية التي طبقت في مجال التأمين هو ما قدمه بييز بنظريته الإحصائية في إيجاد السعر العادل لأحد أنواع وثائق تأمينات الحياة.

ونلاحظ أن كل شركة تأمين يجب أن تكون مخصص يعرف بمخصص التعويضات تحت التسوية لتسوية جميع مطالباتها. وبسبب الغموض الذى يحيط بهذه المسئولية فإن المشكلة قد تحولت من مشكلة محاسبية إلى مشكلة تنبؤ إحصائي والسبب في هذا الغموض هو أن:

١- الإبلاغ عن المطالبات يتم بصورة غير دورية وغير منتظمة وبالتالي ليس هناك تأكد بشأن عدد المطالبات التي تكون شركة التأمين مسئولة عنها في نهاية السنة المالية.
٢- لا يوجد تأكد من القيمة النهائية للمطالبات المسئولة عنها شركة التأمين حتى بعد أن يتم الإبلاغ عن المطالبة.

ومما يثير الدهشة أن الطرق الإحصائية التقليدية التي تم استخدامها لتقدير الالتزامات الغير مدفوعة قد تم توجيه الكثير من الانتقادات إليها.

ومن هنا كان من الضروري التفكير في منهج بييز الذى يمكن من خلاله إيجاد تقديرات يمكن أن تمثل متغيراً عشوائياً حيث يتم إيجاد توزيع قبلى له ثم حساب التوزيع البعدي له فيعطينا مخصص حسابي غير تقليدي يكون متغيراً عشوائياً.

وبالتالي التنبؤ البييزى عندما ينفذ بشكل صحيح يوفر العديد من المزايا عن التنبؤ الكلاسيكي.

ومما سبق فان نماذج بييز توضح طريقة لدمج المعلومات في تحليل واحد لا نستطيع عمله في ظل البيانات المتاحة وهذه الطريقة يتم استخدامها فى كثير من الأبحاث والتي من خلالها يمكن استخدام نموذج بييز.

٢- مشكلة البحث:

يلاحظ أن هناك نقاش واسع داخل المجتمع الإكتواري لضرورة الحاجة إلى أساليب إحصائية أكثر قوة وصرامة من الطرق الإحصائية التقليدية عند حساب مخصص التعويضات تحت التسوية. وبالتالي دعت الدراسات الإكتوارية الأخيرة إلى ضرورة الحاجة إلى الاعتماد على المنهجيات التي توفر نطاقات أفضل لحساب المخصص الاحتمالي وليس الحصول على مخصص يقدر بمقدار ثابت كما تساعدنا على حساب التقديرات التقليدية.

٣- الهدف من البحث:

الوصول إلى تقدير مخصص التعويضات تحت التسوية بأكبر قدر ممكن من الدقة بحيث تكون هذه المخصصات كافية لكل شركة حتى تكون شركة التأمين قادرة على مواجهة أي التزامات تجاه حملة الوثائق حيث أن هذه المخصصات ذات تأثير على القوة المالية والاستقرار المالي لشركة التأمين، وعدم كفاية مبلغ المخصص قد يؤدى إلي الإعسار المالي، بينما التقدير الزائد لمبلغ المخصص ربما يخفض أرباح شركة التأمين. ومن هنا وجدت بعض الدراسات الغير تقليدية أن نموذج بييز الهرمي الغير خطي هو من النماذج المفضلة التى تحقق ذلك. وهذا النموذج سوف يكون أكثر أهمية في حالة عدم توافر بيانات شركات التأمين لسنوات متعددة.

٤- بيانات الدراسة:

تمت هذه الدراسة على بيانات شركة مصر للتأمين وذلك بعد تقسيمها لمناطق تأمينية مختلفة (أربع فروع). وتم التطبيق على البيانات الخاصة بفرع تأمين السيارات التكميلي متمثلة في التعويضات والأقساط وذلك خلال فترة الدراسة من سنة ٢٠١٢-٢٠١٣ حتى سنة ٢٠١٤-٢٠١٥، وقد تم تقسيم فترة الدراسة (أربع سنوات) إلى فترات ربع سنوية.

٥- النماذج الإحصائية:

١/٥ الصيغة الرياضية لمخصص التعويضات تحت التسوية:

يتم عرض البيانات المستخدمة لحساب مخصص التعويضات تحت التسوية على النحو التالي:

جدول (١)

Run-Off Triangle

i	Observed loss triangle t_1	t_2	…	t_{I-1}	t_I	Tail .. t_∞	Premium
1	$y_1(t_1)$	$y_1(t_2)$	…	$y_1(t_{I-1})$	$y_1(t_I)$		p_1
2	$y_2(t_1)$	$y_2(t_2)$		$y_2(t_{I-1})$			p_2
.	.	.	…				.
.	.	.					.
.	.	.					.
i	$y_i(t_1)$	…	$y_i(t_{I+1-i})$				p_i
.	.	.					.
.	.	.					.
.	.	.					.
$I-1$	$y_{I-1}(t_1)$	$y_{I-1}(t_2)$					p_{I-1}
I	$y_I(t_1)$						p_I

الخلية $y_i(t_j)$ ترمز إلي المجموع التراكمي لمبالغ الخسارة المدفوعة لفوج مطالبات التأمين التي وقعت في سنة الحادث i، وسنة التطور j. حيث أن الصف ith يقيس النمو (التطور) لمدفوعات الخسارة المجمعة لفوج المطالبات التي وقعت في سنة الحادث i . البعد الزمني t_j يمكن اعتباره " عمر التطور" للفوج عند نقاط تقييم مختلفة. من خلال هذا البحث، أي كمية x التي تعتمد على زمن التقييم t سيتم التعبير عنها بصراحة في شكل $x(t)$. حيث أن I ترمز إلي عدد الصفوف (سنوات الحادث) و J ترمز إلي عدد الأعمدة (نقاط التقييم). الصفوف والأعمدة يعبر عنها بالمطالبات السنوية أو ربع السنوية أو الشهرية. سوف نفترض أن الصفوف والأعمدة تمثل الزيادات السنوية وعدد السفوف يساوي عدد الأعمدة. سنفرض أن البيانات متاحة حتى نهاية سنة الحادث I، وسنرمز إلي البيانات المشاهدة بـــ D_I حيث أن: $D_I = \{y_i(t_j) \setminus i + j \leq I + 1\}$. وعادة ما يشار إلي هذه البيانات "بمثلث الخسارة"

في المجتمع الإكتواري. وإكمال مثلث الخسارة في جدول I×I يمثل الخسائر المستقبلية والبيانات الغير مشاهدة سنرمز لها بالرمز $D_I^c = \left\{ y_i(t_j) \setminus I + 1 < i + j \leq 2I \right\}$ وسوف نفترض أن: $t_0 = 0$.

٢/٥ النماذج الخطية المعممة:

جزء كبير من تاريخ المهنة الإكتوارية يعتمد على أساليب الإسقاطات الحتمية البسيطة إلي حد كبير لتقدير الالتزامات الغير مدفوعة. على الرغم من سهولتها وتمثيلها في شكل جداول بيانات، نجد ان تلك الأساليب التقليدية تفتقر إلي المنهجية الإحصائية لتقييم تغير مخصص التعويضات تحت التسوية. وقد أعطت المؤلفات الإكتوارية الأخيرة الانتباه الكبير لما يسمى الطرق العشوائية لمخصص التعويضات تحت التسوية (stochastic loss reserving methods) أغلب هذه الطرق تتضمن توفيق أنسب نموذج خطي معمم GLM للخسائر الإضافية $z_i(t_j) = y_i(t_j) - y_i(t_{j-1})$ لكل j =1,..I حيث $y_i(t_j)$ ترمز إلي المجموع التراكمي لمبالغ الخسارة المدفوعة لفوج مطالبات التأمين التي وقعت في السنة i، مقيمة في الشهور t_j منذ بداية العام i. ونجد ان القيمة المتوقعة للمقدار $z_i(t_j)$ هى:

$$g\left\{ E\left[z_i(t_j) \right] \right\} = \mu + \alpha_i + \beta_j, \quad \forall i, j = 1, \ldots, I. \qquad (1)$$

حيث μ هو المتوسط العام، α_i و β_j هما تأثيرات حادث السنة و فترة التعويض على التوالي و g هي دالة الاتصال المتعارف عليها. من بين أكثر الأشكال شيوعاً لـ GLM كلاً من نماذج بواسون، ذو الحدين السالب وجاما يتم استخدام دوال الاتصال اللوغاريتمية مع هذه النماذج.

٦- نماذج بييز لمخصص التعويضات تحت التسوية:

نتيجة للاهتمام المتزايد بأساليب التنبؤ بمخصصات التعويضات تحت التسوية، أدى هذا إلى استخدام نماذج بييز لمخصص التعويضات تحت التسوية والتي تعتبر امتداد لنماذج GLM بإضافة هياكل اكثر تعقيدا تسمح باستخدام معلومات إضافية أو عن طريق التخفيف من افتراضات معينه لنماذج GLM. ولكن نجد ان باستخدام هذه النماذج ظهر عدة قيود لها تتمثل في:

١. عدم التأكد من نتائج التقديرات النهائية للخسارة.
٢. لا يعكس الطبيعة الطولية لمثلثات الخسارة فى تصميم النموذج.

ولمعالجة القيدين السابقين سيتم استخدام نموذج بييز الغير خطى.

٦/١منحنيات النمو والهيكل الهرمى:

الهدف الأساسي لهذا البحث هو تقديم نموذج بييز الهرمي لمخصص التعويضات تحت التسوية الذي يدرس كلاً من القيدين السابقين. ولكن نجد ان هذا النموذج يتشابه مع نماذج النمو غير الخطية التي تستخدم على نطاق واسع في العلوم البيولوجية والطبية الحيوية عن النماذج غير الخطية في القياسات المتكررة، حيث قدم Clark (2003) النموذج العشوائي لمخصص التعويضات تحت التسوية الذى يستخدم منحنيات النمو الغير خطية، حيث متوسط الخسارة التجميعية $y_i(t_j)$ يفترض أن يتبع نموذج النمو غير الخطي بالطريقة التالية:

$$E\left[y_i(t_j)\right] = p_i \gamma G(t_j;\Theta) \qquad (2)$$

في هذه المعادلة، p_i هو القسط الخاص بسنة الحادث ith، و γ تشير إلي تجميع لنسب الخسارة النهائية (طوال العام) المتوقعة للوثائق التي نتجت عنها المطالبات التي يجرى تحليلها، بفرض أن توقع نسب الخسارة النهائية هي نفسها على مدى سنوات مختلفة. لذلك، $p_i\gamma$ يساوي توقع الخسارة النهائية. $G(t_j;\Theta)$ هو منحنى النمو للدالة الإحصائية المستخدم الذي يعتمد على المعالم Θ ونسب الخسارة النهائية في الزمن t_j حيث أن G لها الخصائص التالية: (١) $G(t_0;\Theta)=0$، (٢) $G(t_j;\Theta)\to 1$ عندما $t_j \to t_\infty$. وقد أضاف Guszcza (2008) الهيكل الهرمى لهذا النموذج الذى يسمح لنسب الخسارة γ، ومنحنى النمو Θ ان يتغيروا عبر سنوات الحادث بشكل عشوائي. ونجد ان هذا الهيكل الغير خطى يتمتع بالعديد من المزايا منها:

١- يتم عمل النموذج بطريقة ضمنية كما انه يمكن قياس الانحرافات مباشرة من هذا النموذج.

٢- المعلمة γ تمثل نسبة الخسارة النهائية التي لها الأهمية الأساسية في عمليات شركات التأمين.

٣- أخيراً يمكن حساب تنبؤات النموذج عند عمل أي تقييم فى اى وقت وذلك باستخدام منحني النمو.

بناءاً على مدخل Clark (2003) و Guszcza (2008)، سيتم عرض نموذج بييز لمخصص التعويضات تحت التسوية الهرمي غير الخطي باستخدام المعادلة (٢) كنقطة انطلاق.

٢/٦ نموذج بييز الغير خطي:

بناء على المعادلات السابقة سوف يتم صياغة نموذج بييز الغير خطى للعديد من الشركات. فنجد ان جدول (١) هو تمثيل نموذجي للبيانات التي يتم استخدامها لإجراء تحليل لمخصص التعويضات تحت التسوية لشركة واحدة. لنفترض أن لدينا بيانات عن عدد K من الشركات، مع كل حادث I وفترات التقييم j. وبالتالي يجب استخدام $y_{ik}(t_j)$ لترمز إلي الخسارة التجميعية (التراكمية) من سنة الحادث i و k شركة عند التقييم jth.

ولكى نعكس الطبيعة الطولية لمبالغ الخسارة المدفوعة، لدينا نموذج تراكمى للخسارة، بدلا من نموذج الخسارة السنوية. وبما أن خسائر التأمين التجميعية يجب أن تكون موجبة، سوف نحدد النموذج على المقياس اللوغاريتمى كما يلى:-

$$\log\{ y_{ik}(t_j)\} = \log\{\mu_{ik}(t_j)\} + \varepsilon_{ik}(t_j), \qquad (3)$$

حيث:

$$\mu_{ik}(tj) = p_{ik}\gamma_{ik}G(t_j; \Theta_k), \qquad (4)$$

حيث رمز الخطأ $\varepsilon_{ik}(t_j)$ يتبع عملية تناقصية تلقائية من الدرجة الأولى(first-order auto-regressive process)

مثل:

$$\varepsilon_{ik}(t_j) = \rho\, \varepsilon_{ik}(t_{j-1}) + \delta_{ik}(t_j), \qquad (5)$$

$$\delta_{ik}(t_j) \sim N\{0, \sigma_k^2(1-p^2)\}, \qquad (6)$$

$$\varepsilon_{ik}(t_0) \sim N(0, \sigma_k^2). \qquad (7)$$

في المعادلة (4) يتم اختيار منحنى النمو $G(t_j; \Theta_k)$ ليمثل منحنى اللوغاريتمي اللوجيستي

$$G(t_j; w_k, \theta_k) = \frac{t_j^{wk}}{t_j^{wk} + \theta_k^{wk}} \qquad (8)$$

حيث تمثل معلمة منحنى النمو θ_k عمر التطور الذى حدثت فيه نصف الخسائر النهائية، ويمثل المحدد w_k ميل المنحنى حول θ_k.

وهذا النموذج في الشكل اللوغاريتمي يتكون الطرف الأيمن فيه من جزئيين :-

١- جزء محدد القيمة.
٢-جزء الخطأ العشوائي.

وهذا الخطأ يمكن كتابته كما في المعادلة (4).

ويمكن اعتباره خطأ عشوائي يوضح ان المعادلة تعتبر(first-order auto-regressive process)

وعلى أي حال يمكن تمثيله بالمعادلة (5)، (6) ،(7). كما يمكن اختيار التوزيع الإحصائي الخاص بمنحنى النمو {بالمعادلة رقم (4)} على انه يتبع التوزيع اللوجيستي كما هو موضح في المعادلة:- $G\ (t_j; w_{k,} \theta_k) = \frac{t_j^{wk}}{t_j^{wk} + \theta_k^{wk}}$

ومن خلال هذه المعادلات يتم تطبيق هذا النموذج في التأمينات العامة للوصول لتقدير دقيق لمخصص التعويضات تحت التسوية.

٧- التطبيق العملي:

١/٧ الاستدلال الإحصائي:

لتقدير معالم نموذج بييز الهرمي الغير خطي يتم تقدير التوزيع البعدى الكامل باستخدام طرق سلاسل ماركوف مونت كارلو (Markov Chain Monte Carlo)، حيث يتم إيجاد لوغاريتم هذه السلسلة في برنامج WinBUGS للاستدلال. ونجد أن كثافة التوزيع البعدى تتناسب مع مضروب التوزيع القبلي ودالة الإمكان الأعظم.

وعلي ذلك، سوف نرمز لكثافة الاحتمال للبيانات بـ f ، ونرمز لـ γ_k بـ g، ونرمز لـ γ_{ik} بـ h، والتوزيع القبلي بـ π، ومن ثم نجد أن الكثافة الكلية المشتركة هي:

$$\pi\ \left(\sigma_1^2, \dots, \sigma_4^2, \sigma_{\gamma year}^2, \sum\ , \rho, \gamma, w, \theta\right) \prod_{k=1}^{4} g\left(\gamma_k, w_k, \theta_k /\ \ \gamma, w, \theta, \sum\ \right)$$
$$\times \prod_{k=1}^{4}\prod_{i=1}^{4} h\left(\gamma_{ik}/\ \gamma_k, \sigma_{\gamma\ year}^2\right)$$
$$\times \prod_{k=1}^{4}\prod_{i=1}^{4}\prod_{j=1}^{4-i} f\{y_{ik}(t_j)/\ P_{ik}, t_j, \gamma_{ik}, w_k, \theta_k, \sigma_k^2, \rho\}$$

$$= \prod_{k=1}^{4} \sigma_k^{-1} \times N\{\log\gamma \,/\, 0, 16^2\}\, N\{\log(w) \,/\, 0, 16^2\}\, N\{\log(\theta) \,/\, 0{,}16^2\}$$

$$\times \prod_{k=1}^{4} N\left\{\log(\gamma_k, w_k, \theta_k) \;/\; \log(\gamma, w, \theta), \sum \right\}$$

$$\times \prod_{k=1}^{4}\prod_{i=1}^{4} N\{\log(\gamma_{ik}) \,/\, \log(\gamma_k), \sigma^2_{\gamma\, year}\}$$

$$\times \prod_{k=1}^{4}\prod_{i=1}^{4}\prod_{j=1}^{4-i} f\{y_{ik}, (t_i)/P_{ik}\,, t_j, \gamma_{ik}, w_k, \theta_k, \sigma_k^2, \rho\}$$

وبسبب العملية التناقصية التلقائية فإن احتمال $\boldsymbol{y_{ik}\left(t_j\right)}$ هو :

$$f\{y_{ik}(t_j)/\; P_{ik}, t_j, \gamma_{ik}, w_k, \theta_k, \sigma_k^2, \rho\}$$

$$= \begin{cases} \mathrm{N}\left[\mathrm{Log}\,\{y_{ik}(t_i)\} \;/\; \log\{\mu_{ik}\,(t_j)\}, \sigma_k^2\right] \quad \text{if } j = 1, \\ \mathrm{N}\left[\log\{y_{ik}(t_j)\} \,/\, \log\{\mu_{ik}(t_j)\} + \rho \log\{y_{ik}(t_j - 1)/\mu_{ik}(t_j - 1)\},\ \sigma_k^2(1 - \rho^2)\right] \text{if } j \geq 2. \end{cases}$$

٢/٧ تقديرات معالم النموذج:

جدول (١)

معدل الخسارة النهائية $\boldsymbol{\gamma_{ik}}$

السنة / الفرع	2012	2013	2014	2015	متوسط الخسارة للفرع
١- شمال القاهرة	164.90	155.90	100.20	137.00	139.50
٢- شرق ووسط قبلى	151.40	168.80	114.90	155.30	147.60
٣- وسط وغرب الدلتا	144.60	168.50	107.70	147.40	142.05
٤- الإسكندرية	153.40	164.70	108.30	148.00	143.60
متوسط الخسارة السنوية	153.58	146.50	107.80	146.90	143.19

جدول (٢)

متوسط الخسارة التراكمية $\mu_{ik}(t_j)$ لفرع شمال القاهرة (أي أن $k = 1$)

السنة / الفرع	من1/2012 إلي 3/2012	من4/2012 إلي6/2012	من7/2012 إلي9/2012	من10/2012 إلي12/2012
2012	8.662	9.333	9.649	9.927
2013	8.609	9.226	9.630	9.856
2014	8.592	9.193	9.593	9.839
2015	8.864	9.505	9.864	10.110

جدول (٣)

متوسط الخسارة التراكمية $\mu_{ik}(t_j)$ لفرع شرق ووسط قبلى (أي أن $k = 2$)

السنة / الفرع	من 1/2012 إلى 3/2012	من 4/2012 إلى 6/2012	من 7/2012 إلى 9/2012	من 10/2012 إلى 12/2012
2012	4.748	5.416	5.845	6.172
2013	4.836	5.555	5.976	6.235
2014	5.186	5.907	6.307	6.585
2015	5.275	5.991	6.397	6.675

جدول (٤)

متوسط الخسارة التراكمية $\mu_{ik}(t_j)$ لفرع وسط وغرب الدلتا (أي أن $k = 3$)

السنة / الفرع	من 1/2012 الى 3/2012	من 4/2012 الى 6/2012	من 7/2012 الى 9/2012	من 10/2012 الى 12/2012
2012	6.507	7.092	7.523	7.718
2013	6.630	7.313	7.592	7.856
2014	6.580	7.211	7.563	7.804
2015	6.680	7.310	7.660	7.904

جدول (٥)

متوسط الخسارة التراكمية $\mu_{ik}(t_j)$ لفرع الإسكندرية (أي أن $k = 4$)

الفترة / السنة	من 1/2012 الى 3/2012	من 4/2012 الى 6/2012	من 7/2012 الى 9/2012	من 10/2012 إلى 12/2012
2012	6.506	7.094	7.525	7.722
2013	6.627	7.315	7.593	7.857
2014	6.578	7.213	7.565	7.808
2015	7.021	7.653	8.007	8.251

جدول (٦)

منحني النمو المقدر $\widehat{G}(t_j; \widehat{\omega}_k, \widehat{\theta}_k)$

الفروع / الفترة	شمال القاهرة	شرق ووسط قبلى	وسط وغرب الدلتا	الإسكندرية
الربع الأول	5.9444	3.8959	6.2389	6.7378
الربع الثاني	11.9394	8.2839	12.2391	13.2125
الربع الثالث	17.9492	12.8766	18.1480	19.5865
الربع الرابع	23.9660	17.6057	23.9961	25.8932

٨- النتائج والتوصيات:

أ- النتائج:

١- يسمح نموذج بييز بتوليد تنبؤات للسنة الجديدة والمحددة باستخدام هيكل متعدد المستويات على عكس الطرق التقليدية والطرق التي تعتمد على GLM حيث أنها تستخدم السنة المحددة كمتغير طائفي (باستخدام التأثير السنوي الثابت ومعالم معينة) ولا توظف الهيكل الهرمي.

٢- يعتبر أداء النموذج في التنبؤ بالخسارة لسنة واحدة للأمام ذو أهمية كبيرة لأنه غالبا عنصر حاسم في التوقعات بصافي التدفقات النقدية للسنة التقويمية المقبلة كما أنه عنصر أساسى في تقييم تغيرات رأس المال.

٣- إن نموذج بييز الهرمى الغير خطي لا يهمل خبرة الخبير الإكتواري بالإضافة إلى المعلومات المستخرجة من البيانات التاريخية.

٤- لا توجد طريقة واحدة أو مثلى لتقدير مخصص التعويضات تحت التسوية في التأمينات العامة بل تختلف هذه الطريقة وفقا لطبيعة وظروف على شركة حتى بالنسبة للشركة الواحدة من فترة لأخري.

ب- التوصيات:

١- تفعيل النموذج المستخدم في البحث وإجراء دراسة متكاملة على بيانات السوق المصري في جميع فروع التأمينات العامة للوصول إلى أدق الطرق التي يمكن تطبيقها عند تقدير مخصص التعويضات تحت التسوية مع مراجعة مدى مناسبة هذه الطرق دوريا.

٢- أن تعطى هيئة الرقابة المالية الحرية الكافية لشركات التأمين العاملة في السوق المصري لتحديد الطريقة الملائمة لظروفها بما يؤدى إلى التقدير الدقيق لمخصص التعويضات تحت التسوية على أن تقوم الهيئة بالتحقق من دقة وكفاية تقدير تلك المخصص.

٩- المراجع:

أولا: المراجع العربية:

١- د. محمد توفيق البلقينى، د. رأفت أحمد إبراهيم (٢٠١٥)، **"**نظرية المصداقية في التأمينات العامة**"**، المنصورة.

ثانيا: المراجع الأجنبية:

1- Clark,D. R. (2003) "LDFcurve-fitting and stochastic reserving: a maximum likelihood approach". In *Casualty Actuarial Society E-Forum*, pp. 41–91.

2- Coyne, F. J. (2008) "Loss reserving: a fresh look: the difficulty in setting reserves and the risk of insolvency are just two of the many reasons to revisit reserving". *Best's Rev.*, **109**, no. 5, 96–97.

3- Guszcza, J. (2008) "Hierarchical growth curve models for loss reserving". In *Casualty Actuarial Society E-Forum*, pp. 146–173.

4- Verrall, R. J. (2004) "A Bayesian generalized linear model for the Bornhutter- Ferguson method of claims reserving", Nth Am. Act j., 8, no. 3, 67-89.

5- Zhang, Y, . Dukic, V. , Guszcza, j. (2011) "A Bayesian non-linear model for forcasting insurance loss Payments". J. R. Statist. Soc., 175, Part 2, PP. 637-656.