

Алматы Менеджмент Университет



МЕНЕДЖМЕНТ БИЗНЕС АНАЛИТИКА

Сборник статей
слушателей программы MBA

ВЫПУСК 2

Алматы, 2015

НОУ “Алматы Менеджмент Университет”

МЕНЕДЖМЕНТ БИЗНЕС АНАЛИТИКА

**Сборник научных статей
слушателей программы MBA**

Выпуск 2

Алматы, 2015

УДК 005
ББК 65.290-2
М50

Редакционная коллегия

Редактирование, подготовка к сборника к печати:
Шакирова С.М. - к. филос. н., Управление по науке

Проверка работ на уникальность текста:
Какенова А.К. – главный специалист офиса программ DBA

Работа с авторами:
Акынова Л.К. - старший координатор Департамента программ MBA
Кабулова А.Н. - координатор Департамента программ MBA
Болгов Я.В. - координатор Департамента программ MBA
Анисимова А.Н. - координатор Департамента программ MBA
Кайралапова Д.Б. – старший координатор программ MBA, Представительство Almaty Management University в г. Астана по Центральному и Северному регионам Казахстана
Кабешева Ж.О. - координатор Представительства Almaty Management University в Западно-Казахстанской области, г. Атырау

Все статьи прошли проверку на уникальность текста в системе Антиплагиат.ру (не ниже 60%).

Менеджмент. Бизнес. Аналитика. Сборник научных статей слушателей программы MBA. Выпуск 2 - Алматы: Алматы Менеджмент Университет, 2015. – 332 с.

Настоящий сборник предназначен для студентов, магистрантов, докторантов, представителей бизнеса, руководителей среднего и высшего звена, а также исследователей, интересующихся теорией и практикой современного менеджмента в Республике Казахстан.

ISBN: 978-601-7021-55-9

УДК 005
ББК 65.290-2
М50

ISBN: 978-601-7021-55-9

52	КЮЧЮК Фатих Алпер МВА-О-13-2 (В) г. Алматы	Управление продажами в компании «Дефакто Рэтейл Стор Кз»	Байсеркеев О.Н., к.ф.н., доцент	177
53	ЛИ Вячеслав МВА-О-13-2 (В) г. Алматы	Методы работы с ключевыми клиентами при внедрении клиентоориентированной модели (туристическая компания)	Кукузова Л.Ж., МВА	184
54	МИХАЕВИЧ Олег Викторович МВА-О-13-7 (ДО) г. Алматы	Состояние и развитие малого бизнеса в Республике Казахстан	Филина Т.В., DBA	190
55	МОЛДАКУЛОВ Нуржан Зиябекович МВА-О-13-3 (М) г. Алматы	Методы статистической оценки страховых премий с учетом качества данных	Куренкеева Г.Т., к.э.н., доцент	196
56	МУСАЕВА Аюжанет Орынкалиевна МВА-О-13-9 (МА) г. Астана	Оценка финансового состояния ТОО «КМГ Карачаганак»	Султанбекова Г.К., к.э.н.	202
57	МУХАМЕТОВ Аймет Полатович МВА-М3-1-13 г. Актау	Основные причины кадрового кризиса в отрасли интенсивной терапии и реанимации Мангистауской области	Яворская Ж.Х., к. псих. н., DBA	206
58	МУХАНОВ Нурлан Жеткизгенович МВА-М3-1-13 г. Актау	Применение SWOT-анализа при реструктуризации коечного фонда онкологического диспансера	Тултабаев С.Ч., к.т.н., доцент	210
59	НУРМАГАНБЕТОВ Диас Сагидоллаевич МВА-В-13-5 (В) г. Алматы	Оценка финансового состояния предприятия на различных этапах жизненного цикла компании	Байсеркеева С.С., к.э.н., доцент	213
60	НУРСАПИН Руслан Аянович МВА-О-13-7 г. Алматы	Корпоративное управление как система знаний и практики	Карибджанов Б.Б., к.э.н., доцент	218
61	ОБРАЗЦОВА Марина Евгеньевна МВА-ДО-14 г. Алматы	Значение интегрированных маркетинговых коммуникаций на рынке бизнес- образования РК (на примере программ МВА)	Куренкеева Г.Т., к.э.н., доцент	227
62	ОРАЛБАЕВА Клара Абдугаппаровна МВА-М3-1-13 г. Актау	Стратегия развития учреждений здравоохранения: некоторые теоретические аспекты и зарубежный опыт	Куренкеева Г.Т., к.э.н., доцент	230
63	ПИХЛЕР Инна Игоревна МВА-В-13-5(В) г. Алматы	Продукт как один из составляющих Маркетинг микса	Байсеркеев О.Н., к.ф.н.	233
64	СЕДОВ Денис Александрович МВА-О-13-2(В) г. Алматы	Развитие малого и среднего бизнеса – ключевой фактор экономического роста Республики Казахстан	Козин В.А., ст. преп.	237

МЕТОДЫ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОЦЕНКИ СТРАХОВЫХ ПРЕМИЙ С УЧЕТОМ КАЧЕСТВА ДАННЫХ

Предпосылками развития методов, предлагаемых в данной работе, является возрастающая необходимость обоснования страховых операций, связанная с новой концепцией финансового надзора и регулирования. Эта тенденция прослеживается во всех странах с развитой и развивающейся экономикой. Особенности развития страхового рынка Республики Казахстан, в частности, относительно недавнее возникновение страхового рынка, особенности его развития и охвата, а также ряд других факторов, лишь усиливают данную тенденцию на необходимость использования современного инструментария для обоснования управленческих решений в страховых компаниях и органах финансового надзора. Указанные особенности предполагают адаптацию известных методов и разработку совершенно новых для учета специфики развития страхового рынка в Казахстане. Это объясняет актуальность и необходимость проведения такого исследования именно в Республике Казахстан.

Это является важной и актуальной задачей в свете развития мирового и казахстанского страхового рынка, а также введения в ряде стран новой концепции оценки платежеспособности, известной как «Платежеспособность-2».

Технико-экономическое обоснование параметров страховых договоров (премии, резервы и т.п.) и анализ финансовой устойчивости страховых операций в целом базируются на необходимости прогнозирования размера ущерба. Результатом прогнозирования являются важные (с точки зрения принятия управленческих решений) характеристики распределения случайной величины будущего ущерба или подходящие меры страхового риска.

Основной особенностью прогнозирования страховых рисков, препятствующих применению общепринятых статистических методов (по крайней мере, без их дополнительной адаптации), является неполнота информации. Это проявляется в том, что известные данные имеют недостаточный объем и пропуски, они характеризуются сложными, плохо идентифицируемыми формами зависимости между наблюдаемыми данными, отсутствуют важные факторы, наблюдаемая статистика представляет собой смеси наблюдений различного типа и т.д. Преодолевать указанные проблемы можно различными способами, но наиболее эффективным считается учет качества данных за счет применения соответствующих экономико-математических моделей, описывающих процесс реализации страховых рисков.

Таким образом, работа предполагает разработку новых подходов к прогнозированию (оценке рисков), а именно, специальную адаптацию уже известных актуарных методов, учитывающих указанные сложности, порождаемые особенностями страховой статистики. Преимуществом данной работы является то, что она позволяет сочетать фундаментальные исследования в области прогнозирования страховых рисков с их практическими приложениями к важной отрасли народного хозяйства.

Хотя в различных странах мира проводятся исследования в данной области, полученные на сегодняшний день результаты не являются в достаточной степени комплексными. Многие вопросы как теоретического, так и прикладного плана пока остаются открытыми. В частности, ряд известных актуарных моделей основан на теоретических предположениях (типа условной независимости), которые редко встречаются на практике. Кроме того, недостаточно внимания уделяется вопросам эффективности оценок и выявления взаимосвязи тех или иных методов моделирования с точностью прогноза.

В РК при расчете тарифных ставок, т.е. страховых премий, основным документом является Постановление Правления Агентства Республики Казахстан по регулированию и надзору финансового рынка и финансовых организаций от 25 марта 2006 г. № 85 «Инструкция по требованиям к методам оценки и принципам расчета страховых тарифов по классам (видам) страхования страховых (перестраховочных) организаций» [1] (далее Инструкция), где определены основные требования к расчету тарифных ставок и указаны основные методы расчета тарифных ставок по классам (видам) страхования.

Согласно Инструкции, методика расчета тарифных ставок в обязательном порядке должна определять следующие составляющие страхового тарифа:

- 1) основная часть нетто-ставки;
- 2) рисковая надбавка;
- 3) тарифная нетто-ставка;
- 4) брутто-ставка или страховая премия.

При этом предлагаемых методах расчета тарифных ставок по классам (видам) страхования не указываются методы оценки рискованной надбавки (части) тарифной ставки, а именно, рискованная надбавка просто берется из определенной таблицы в соответствии выбранному методу.

Вместе с тем, согласно Инструкции, в целях получения исходных статистических данных для расчета

тарифных ставок, наиболее точно отражающих вероятность страховых рисков и тяжесть причиненного ими ущерба, необходимо использование исходных статистических данных, полученных всеми способами, с использованием коэффициентов доверительности. Названные коэффициенты доверительности для исходных статистических данных оцениваются актуарием, производящим расчет тарифных ставок.

В данной работе, во-первых, мы рассматриваем метод оценки рисковой надбавки нетто-премии, во-вторых, для оценки страховых рисков используем исходные статистические данные, с использованием коэффициентов доверительности.

Итак, предлагается следующий метод статистической оценки страховых премий с учетом качества данных.

Оценка с учетом качества данных может быть применена к нетто-премии в целом $P = \mu + r$, а также к ее отдельным компонентам r - основная часть нетто-премии и R - рисковая надбавка (или рисковая часть) нетто-премии.

На практике чаще всего используют один из следующих подходов.

1. Принцип мат. ожидания:

$$r = \eta_{\text{exp}} \mu \quad \text{или} \quad P = \mu + \eta_{\text{exp}} \mu,$$

т.е. рисковая надбавка считается пропорциональной к основной части нетто-премии.

В этом случае премия определяется как

$$E[P(\Theta) | X = x] = (1 + \eta_{\text{exp}}) E[X_{n+1} | X = x] = \\ (1 + \eta_{\text{exp}}) [Z \bar{x} + (1 - Z) \mu] = Z P_{\text{ind}} + (1 - Z) P_{\text{group}}$$

где Z — коэффициент достоверности, P_{ind} и P_{group} премий, рассчитанные, соответственно, на базе данных компании и общей статистики (статистики рынка).

2. Принцип дисперсии:

$$r = \eta_{\text{var}} \sigma^2 \quad \text{или} \quad P = \mu + \eta_{\text{var}} \sigma^2,$$

т.е. рисковая надбавка считается пропорциональной к дисперсии.

Мы здесь рассмотрим принцип дисперсии. Этот подход был предложен Бюльманном – Штраубом в 1970 г. (см. [2], [3]) как расширение базовой модели

$$E[P(\theta) | X = x] = E[X_{n+1} | X = x] + \eta_{\text{var}} D[X_{n+1} | X = x]$$

С учетом того, что

$$D[X_{n+1} | X = x] = E[D[X_{n+1} | \theta, X = x] | X = x] =$$

$$E[\sigma^2(\theta) | X = x] + D[\mu(\theta) | X = x]$$

нужно оценить три компонента с учетом качества данных.

А именно, надо оценить следующую общую формулу:

$$E[P(\theta) | X = x] =$$

$$E[X_{n+1} | X = x] + \eta_{\text{var}} E[\sigma^2(\theta) | X = x] + \eta_{\text{var}} D[\mu(\theta) | X = x] \quad (1)$$

Первая часть - мат. ожидание (оценивается уже известным образом).

Вторая часть - условная дисперсия (оценка по аналогии с мат. ожиданием, см. далее).

Третья часть - флуктуационная, представляет собой дополнительную плату за риск, все еще содержащийся в первых двух частях (аппроксимационной части оценки).

Итак, начнем со второй части, т.е. приступим к оценке условной дисперсии с учетом качества данных.

Сначала отметим стандартные предпосылки модели Бюльманна – Штрауба.

Учитывая n лет данных предыдущего опыта по полису в отношении группы полисодержателей r , $n \geq 2$ и $r \geq 2$, пусть X_{ij} обозначает случайную величину, представляющую собой совокупную сумму убытка i -того полисодержателя в течение j -того года действия полиса, а c_j обозначает объем (количество) риска i -того полисодержателя в год j для $i = 1, 2, \dots, r$ и $j = 1, 2, \dots, n+1$.

Мы делаем следующие допущения:

(1) Случайные векторы X_1, X_2, \dots, X_r являются взаимно независимыми. Иными словами, опыт одного полисодержателя не должен влиять на опыт другого индивидуального полисодержателя;

(2) Для $i = 1, 2, \dots, r$ распределение каждого элемента X_i зависит от (неизвестного) параметра риска θ_i , где θ_i является реализацией случайной величины θ_i ;

- (3) Случайные величины $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$ - взаимно независимые и одинаково распределены;
 (4) Учитывая i и θ_i , случайные величины $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in}$ являются взаимно условно независимыми;
 (5) Для $i = 1, 2, \dots, r$ и $j = 1, 2, \dots, n$ мы определяем

$$\mu(\theta_i) = E[X_{ij} | \theta_i], \forall j,$$

$$v(\theta_i) = \text{Var}(X_{ij} | \theta_i) = \frac{\sigma^2(\theta_i)}{c_{ij}} \quad \forall i, j,$$

$$\text{cov}(X_{ij}, X_{ik} | \theta_i) = 0 \quad j \neq k.$$

Затем, пусть

$$\mu = E[\mu(\theta_i)]$$

означает общее гипотетическое среднее,

$$v = E[v(\theta_i)]$$

означает дисперсию гипотетических средних значений, и

$$a = \text{Var}(\mu(\theta_i))$$

означает ожидаемую дисперсию процесса. Мы используем следующие оценки для μ , v и a соответственно:

$$\hat{\mu} = \bar{X} = \sum_{i=1}^r \frac{c_i}{c} \bar{X}_i = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^n \frac{c_j}{c} X_{ij},$$

где
$$\bar{X}_i = \sum_{j=1}^n \frac{c_j}{c} X_{ij}$$

$$\hat{a}^2 = \frac{1}{r(n-1)} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^n c_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2, \quad (2)$$

означает дисперсию гипотетических средних значений и

$$\hat{v}^2 = \frac{c}{c^2 - \sum_{i=1}^r c_i^2} \left[\sum_{i=1}^r c_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2 - (r-1)\hat{a}^2 \right] \quad (3)$$

означает ожидаемую дисперсию процесса.

Получается, что $\hat{\mu}$, \hat{v} , \hat{a} являются несмещенной оценкой μ , v и a соответственно. Оценками коэффициента достоверности Z для i -й группы, определенной по методу Бюльмана - Штрауба, следовательно, являются

$$\hat{Z}_i = \frac{c_i \hat{v}^2}{\hat{a}^2 + c_i \hat{v}^2} \quad (4)$$

Если выборочное значение получается отрицательным, то использует другую оценку или полагают $\hat{Z}_i = 1$, так что в последнем случае используется $(\hat{v}^2)_+ = \max\{0, \hat{v}^2\}$.

В конечном итоге, оценка Бюльмана - Штрауба представляет собой

$$E[X_{i(n+1)} | X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in}] = \hat{Z}_i \bar{X}_i + (1 - \hat{Z}_i) \hat{\mu}, \quad i = 1, 2, \dots, r \quad (5)$$

Наконец, приступим к оценке условной дисперсии в (1) с учетом качества данных.

К стандартным предположкам предлагаемой модели Бюльмана - Штрауба добавляем условия для центрального момента четвертого порядка

$$\mu_4[X_{ij} | \Theta_i = \theta_i] = \frac{3}{c_{ij}^2} \sigma^4(\theta_i) \quad \frac{\mu_4(\theta_i)}{\sigma^4(\theta_i)} = 3, \quad i = 1, 2, \dots, r; \quad j = 1, 2, \dots, n.$$

Нужно найти оценку, используя имеющиеся наблюдения X_1, X_2, \dots, X_r .

Для оценки условной вариации с учетом качества данных сначала используем критерий минимизации:

$$E[(E[\sigma^2(\Theta_i) | X_i] - \alpha_{i0} - \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i))^2] \rightarrow \min_{\alpha_{i0}, \alpha_{i1}, \dots, \alpha_{in}}$$

или

$$E[(\sigma^2(\Theta_i) - \alpha_{i0} - \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i))^2] \rightarrow \min_{\alpha_{i0}, \alpha_{i1}, \dots, \alpha_{in}}$$

Для решения поставленной задачи минимизации составим систему нормальных уравнений:

$$\alpha_{i0} = E[\sigma^2(\Theta_i)] - \sum_{i=1}^n c_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2]$$

$$\text{cov}[\sigma^2(\Theta_i), (X_{ik} - \bar{X}_i)^2] = \sum_{i=1}^n c_{ij} \text{cov}[(X_{ij} - \bar{X}_i)^2, (X_{ik} - \bar{X}_i)^2]$$

Теперь, решая эту систему уравнений, получим

$$\alpha_{i0} = c_{ik} \frac{D[\sigma^2(\Theta_i)]}{(n-1)D[\sigma^2(\Theta_i)] + 2E[\sigma^4(\Theta_i)]}$$

$$\alpha_{i0} = \frac{2E[\sigma^4(\Theta_i)]}{(n-1)D[\sigma^2(\Theta_i)] + 2E[\sigma^4(\Theta_i)]} E[\sigma^2(\Theta_i)]$$

Тогда для оценки условной вариации с учетом качества данных имеем следующую оценку:

$$\tilde{\sigma}^2 = Z_i^{(\sigma)} \hat{\sigma}_i^2 + (1 - Z_i^{(\sigma)}) \hat{\sigma}^2 \quad (6)$$

Здесь

$$Z_i^{(\sigma)} = \frac{D[\sigma^2(\Theta_i)]}{D[\sigma^2(\Theta_i)] + \frac{2}{n-1} E[\sigma^4(\Theta_i)]} = \frac{D[\hat{\sigma}_i^2] - \frac{2}{n-1} E[\sigma^4(\Theta_i)]}{D[\hat{\sigma}_i^2]}$$

- коэффициент Бюльманна, а оценки дисперсии

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \hat{\sigma}_i^2$$

выборочная оценка дисперсии индивидуальной дисперсии :

$$\hat{\xi}^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2$$

мат. ожидание квадрата дисперсии $D[\sigma^2(\Theta_i)]$:

$$\hat{\tau}^4 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\hat{\sigma}_i^2)^2$$

Тем самым, выборочное значение коэффициента Бюльмана равно

$$\hat{Z}_i^{(\sigma)} = \frac{\hat{\xi}^2 - 2\hat{\tau}^4 / (n-1)}{\hat{\xi}^2} \quad (7)$$

Осталось оценить третью часть формулы (1), т.е. флуктуационной части с учетом качества данных. Искомая величина

$$D[\mu(\Theta_i) | X = x] = E[(\mu(\Theta_i) - E[\mu(\Theta_i) | X_i])^2 | X_i]$$

Подставляя вместо условного мат. ожидания его оценку с учетом качества данных, после ряда преобразований получим

$$D[\mu(\Theta_i) | X = x] = (1 - \hat{Z}_i) D[\mu(\Theta_i)]$$

В силу (3) и (4) ее выборочная оценка по методу Бюльмана- Штрауба равна:

$$(1 - \hat{Z}_i) \hat{\nu}^2 \quad (8)$$

Далее, собирая все вместе полученные формулы (5) – (8) и подставляя их в (1), получим оценки нетто-премии за единицу риска для i -того полисодержателя i -того полисодержателя на i -й год (с учетом структуры данных в модели Бюльманна - Штрауба) [4]

$$\hat{P}_i^c = \hat{Z}_i \bar{X}_i + (1 - \hat{Z}_i) \mu + \frac{\eta_{\text{var}}}{c_{i,n+1}} \left(\hat{Z}_i^{(\sigma)} \hat{\sigma}_i^2 + (1 - \hat{Z}_i^{(\sigma)}) \hat{\sigma}^2 \right) + \eta_{\text{var}} (1 - \hat{Z}_i^{(\sigma)}) \gamma^2 \quad (9)$$

Наконец, для оценки совокупной нетто-премии умножаем искомую случайную величину на количество прогнозируемых рисков $C_{i,n+1}$ за $(n+1)$ -й год. Тогда ее прогноз будет

$$c_{i,n+1} \hat{P}_i^c = c_{i,n+1} \left[\hat{Z}_i \bar{X}_i + (1 - \hat{Z}_i) \mu + \eta_{\text{var}} \left(\hat{Z}_i^{(\sigma)} \hat{\sigma}_i^2 + (1 - \hat{Z}_i^{(\sigma)}) \hat{\sigma}^2 \right) \right] + c_{i,n+1} \eta_{\text{var}} (1 - \hat{Z}_i^{(\sigma)}) \gamma^2 \quad (10)$$

Используя полученные оценки (9) и (10), нами получены оценки нетто-премии для конкретных примеров и проведены их сравнения с другими методами.

Приведем один из этих примеров. Рассмотрим данные из работы Хахемайстера [5] 1975 г., которые содержат данные средних выплат (в долларах США) (Таблица 1) и количество страховых случаев (Таблица 2) по страхованию несчастного случая пассажиров в разных штатах за 12 кварталов

Таблица 1

Кварталы	Средние выплаты по штатам				
	1	2	3	4	5
1	1738	1364	1759	1223	1456
2	1642	1408	1685	1146	1499
3	1794	1597	1479	1010	1609
4	2051	1444	1763	1257	1741
5	2079	1342	1674	1426	1482
6	2234	1675	2103	1532	1572
7	2032	1470	1502	1953	1606
8	2035	1448	1622	1123	1735
9	2115	1464	1828	1343	1607
10	2262	1831	2155	1243	1573
11	2267	1612	2233	1762	1613
12	2517	1471	2059	1306	1690

Таблица 2

Кварталы	Количество страховых случаев по штатам				
	1	2	3	4	5
1	607	1622	1147	407	2902
2	293	1742	1357	396	3172
3	300	1523	1329	348	3046
4	276	1515	1204	341	3068
5	357	1622	998	315	2693
6	264	1602	1077	328	2910
7	269	1964	1277	352	3275
8	274	1515	1218	331	2697

9	290	1527	896	287	2663
10	241	1748	1003	384	3017
11	190	1654	1108	321	3242
12	216	1861	1121	342	3425

Тогда, применяя вышеприведенные оценки, получаем следующие оценки коэффициентов Бюльмана и нетто-премий

Таблица 3

Коэффициент Бюльмана -Штрауба	0,98	0,93	0,90	0,73	0,96
Оценка средних выплат (нетто-премий) методом Бюльмана - Штрауба	2 058	1 537	1 812	1 492	1 611
Количество рисков на следующий год (прогноз)	8 346	1 658	1 145	346	3 500
Условная рисковая надбавка	269	171	391	727	71
Флуктуационная часть рисковой надбавки	7	32	46	122	18
Оценка средних выплат (нетто-премий) методом дисперсии	2 301	1 718	2 231	2 243	1 700

Как видно из Таблицы 3, оценка рисковой надбавки методом дисперсии существенно влияет на размер нетто-премий, рассчитанный методом Бюльмана - Штрауба.

Источники:

1. Постановление Правления Агентства Республики Казахстан по регулированию и надзору финансового рынка и финансовых организаций от 25 марта 2006 г. № 85 «Инструкция по требованиям к методам оценки и принципам расчета страховых тарифов по классам (видам) страхования страховых (перестраховочных) организаций».
2. Buhlmann H. Experience rating and credibility //ASTIN Bulliten. -1969. - Vol. 5, № 2.- P.157-165.
3. Buhlmann H., Straub E. Glaubwürdigkeit für Schadensätze // Mitteilungen der Vereinigung schweizerischer Versicherungsmathematiker. – 1970. - Heft 1. - S. 111-133.
4. Straub E. Estimation of the number of excess claims by means of the credibility theory //ASTIN Bulliten. -1971. - Vol. 5, №3.- P.388-392.
5. Hachemeister Ch. A. Credibility for regression models with applications to trend. Credibility: theory and applications, Proceedings of the Berkley actuarial research conference on Credibility/ Ed. by P. M. Kahn. N.Y.: Academic press, 1975. P.129-163.