|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | **Тестовые задачи.** |
| **1** |  | Величина выплат на сегодняшний день подчиняется распределению Вейбулла с параметрами c=0.0095 и γ=0.5. |
|  | (1) | Средняя выплата составляет  A. 21161 B. 22161 C. 23161 D. 24161 E. 25161  [2] |
|  | (2) | Средне квадратичное отклонение с.в. выплат составляет  A. 45553 B. 46553 C. 47553 D. 48553 E. 49553  [1] |
|  | (3) | При годовом уровне инфляции 8% дисперсия средней выплаты в следующем году изменится на  A. 8% B. 11.1% C. 14.2% D.16.6% E. 18.5%  [1] |
| **2** |  | Имеется статистика выплат (в тыс.руб.) по страховым случаям:   |  |  |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | | Величина выплат | 0-30 | 30-60 | 60-90 | 90-120 | 120-150 | 150-180 | | Число выплат | 430 | 320 | 210 | 140 | 56 | 8 | |
|  | (1) | При предположении распределения выплат по показательному закону оценка средней выплаты методом максимального правдоподобия дает значение  A. 64 B. 61 C. 58 D. 55 E. 52  [2] |
|  | (2) | При проверки гипотезы H0: величина выплаты имеет показательное распределение, значение критерия хи-квадрат равно  A. 72.9 B. 82.9 C. 92.9 D. 102.9 E. 112.9  [5] |
|  | (3) | При предположении распределения выплат по закону Burr(p,625,2) оценка средней выплаты методом максимального правдоподобия дает значение  A. 46 B. 66 C. 86 D. 106 E. 126  [7] |
| **3** |  | Розенкранц и Гильденстерн, понимая опасность политической ситуации в королевстве, приняли решение заключить договоры страхования повышенного риска смерти. В начале каждого года они будут вносить в страховую компанию премии, выплаты страховой суммы в конце года смерти. Данные по выплатам, премиям (в датских кронах) и годовым вероятностям смерти в таблице ниже:   |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | | Страхователь | Годовой взнос | Страховая сумма | Вероятность смерти в году | | Розенкранц | 1500 | 12000 | 0.1 | | Гильденстерн | 1000 | 5000 | 0.15 |   Обозначая вероятность разорения до момента времени t при начальном капитале u через ψ(u,t), СК должна сделать вывод, что |
|  | (1) | ψ(8000,1) равно  A. 0.115 B. 0.110 C. 0.105 D. 0.100 E. 0.955  [2] |
|  | (2) | ψ(8000,2) равно  A. 0.120 B. 0.125 C. 0.130 D. 0.135 E. 0.140  [5] |
| **4** |  | Распределение частных выплат задается как p(5)=0.4, p(12)=0.6. |
|  | (1) | Для обобщенного распределения Пуассона с параметром λ=0.25 вероятность превышения общей выплатой величины 12 составляет  A. 0.0226 B. 0.0236 C. 0.0246 D. 0.0256 E.0.0266  [6] |
|  | (2) | Для обобщенного отрицательного биномиального распределения с параметрами q=1/11, k=2.5 вероятность превышения общей выплатой величины 12 составляет  A. 0.0244 B. 0.0254 C. 0.0264 D. 0.0274 E. 0.0284  [6] |
| **5** |  | Частота выплат равна 0.07, величина выплат имеет LogGamma(1,3) распределение, эксцедент убытка равен 2. |
|  | (1) | Рисковая премия при страховании эксцедента убытка равна  A. 0.00735 B. 0.00805 C. 0.00875 D. 0.00945 E. 0.01015  [4] |
|  | (2) | Издержки на урегулирование убытка составляют для перестраховщика 0.02, комиссия составляет 30% от его офисной премии. Офисная премия перестраховщика равна  A. 0.0145 B. 0.0155 C. 0.0165 D. 0.0175 E. 0.0185  [1] |
| **6** |  | Для конечной выборки последовательных значений стационарного временного ряда значение выборочной дисперсии равно 1.473, значения автокорреляционной функции ρ(1)=0.961, ρ(2)=0.944, ρ(3)=0.625. Коэффициенты ряда определяются методом моментов. |
|  | (1) | Для АР(1) процесса значение коэффициента α равно  A. 0.94 B. 0.95 C. 0.96 D. 0.97 E.0.98  [2] |
|  | (2) | Для АР(1) процесса значение  равно  А. 0.1127 B. 0.1227 C. 0.1327 D. 0.1427 E. 0.1527  [3] |
|  | (3) | Для АР(2) процесса значение коэффициента  равно  А. 0.568 B. 0.468 C. 0.368 D. 0.268 E. 0.168  [5] |
|  | (4) | Для АР(2) процесса значение коэффициента  равно  А. 0.304 B. 0.404 C. 0.504 D. 0.604 E.0.704  [3] |
|  | (5) | Для АР(2) процесса значение  равно  А. 0.095 B.0.105 C. 0.115 D . 0.125 E.0.135  [2] |
| **7** |  | Число выплат за год подчиняется биномиальному распределению B(m,p), где p - неизвестный параметр. Имеются наблюдения , i=1,2,…,n числа выплат по n предыдущим годам. Априорное распределение параметра p – Beta(α,β). |
|  | (1) | При значении выборочного среднего =8.2, m=11 величина - оценка параметра *p* методом максимального правдоподобия равна  А. 0.765 B. 0.755 C. 0.745 D. 0.735 E.0.725  [1] |
|  | (2) | Среднее значение апостериорного распределения *p* при *n*=5, α=2, β=5 равно  А. 0.6935 B. 0.6835 C. 0.6735 D. 0.6635 E. 0.6535  [5] |
|  | (3) | Дисперсия апостериорного распределения *p* при указанных выше значениях параметров равна  А. 0.0074 B. 0.0064 C. 0.0054 D. 0.0044 E. 0.0034  [2] |
|  | (4) | Байесовская оценка *p* при индикаторной функции ошибки равна  А. 0.85 B. 0.80 C. 0.75 D. 0.70 E. 0.65  [4] |
|  | (5) | Значение фактора доверия первичным данным равно  А. 0.95 B. 0.90 C. 0.85 D. 0.80 E.0.75  [3] |
|  | (6) | Если для байесовской оценки *p* использовать квадратичную функция ошибки, то значение фактора доверия первичным данным равно  А. 0.74 B. 0.79 C. 0.84 D. 0.89 E.0.94  [2] |
| **8** |  | Сотрудники предприятия при медицинском страховании разделены на 5 возрастных категорий. Выплаты по каждой категорий (в тыс. руб.) приведены в таблице ниже:   |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | | Возраст\Год | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | | 20-30 | 23 | 24 | 22 | 25 | | 30-40 | 27 | 23 | 32 | 27 | | 40-50 | 22 | 26 | 21 | 24 | | 50-60 | 28 | 32 | 27 | 27 | | >60 | 30 | 31 | 35 | 30 |   В соответствии с моделью 1 байесовской оценки рисковой премии |
|  | (1) | Значение фактора доверия равно  А. 0.97 B. 0.92 C. 0.87 D.0.82 E. 0.77  [5] |
|  | (2) | Оценка рисковой премии для группы 40-50 лет составляет  А. 23.71 B. 23.61 C.23.51 D. 23.41 E.23.31  [3] |
| **9** |  | Наряду с таблицей задачи 8 имеется таблица данных по количеству застрахованных по каждой категории:   |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | | Возраст\Год | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | | 20-30 | 21 | 20 | 19 | 10 | | 30-40 | 35 | 33 | 30 | 25 | | 40-50 | 20 | 20 | 20 | 15 | | 50-60 | 20 | 19 | 18 | 15 | | >60 | 28 | 26 | 25 | 23 |   В соответствии с моделью 2 байесовской оценки рисковой премии |
|  | (1) | Значение фактора доверия для группы 30-40 лет равно  А. 0.96 B. 0.94 C. 0.92 D.0.90 E. 0.88  [6] |
|  | (2) | Оценка рисковой премии для группы 30-40 лет составляет  А. 0.91 B. 0.96 C. 1.01 D. 1.06 E. 1.11  [1] |
| **10** |  | Система скидок в автостраховании предполагает наличие трех уровней скидок. В случае отсутствия страхового случая в году страхователь переходит на соседний более высокий уровень (или остается на высшем уровне). Если по полису в прошедшем году был страховой случай, то полисодержатель переходит на соседний более низкий уровень(или остается на низшем уровне). В состоянии равновесия системы известно, что доля страхователей, находящихся на высшем уровне, в шесть раз превосходит долю среднего уровня. |
|  | (1) | Вероятность страхового случая в году равна  А. 0.333 B. 0.250 C. 0.200 D. 0.167 E. 0.143  [2] |
|  | (2) | Если низший уровень не предполагает скидок, средний уровень предполагает скидку 15%, а высший уровень означает скидку 25%, годовой взнос для низшего уровня равен 5 000 руб., то в среднем величина взноса в состоянии равновесия системы равна (в руб.)  А. 4449 B. 4249 C. 4049 D. 3849 E. 3649  [2] |
| **11** |  | Данные по развитию выплат областного филиала СК по страхованию от огня представлены (в млн. руб.) в таблице ниже. Расчет объема неоплаченных претензий производится исходя из основного цепочно-лестничного метода.   |  |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | --- | | Выплаты\  год развития | 0 | 1 | 2 | 3 | | 2009 | 50 | 30 | 15 | 5 | | 2010 | 45 | 26 | 10 |  | | 2011 | 52 | 35 |  |  | | 2012 | 40 |  |  |  | |
|  | (1) | Объем неоплаченных претензий (в тыс. руб.) равен  А. 63461 B. 64461 C. 65461 D. 66461 E. 67461  [3] |
|  | (2) | При учете инфляции в прошлом и прогнозе инфляции на будущее исходя из таблицы ниже:   |  |  |  |  | | --- | --- | --- | --- | | Год | Инфл. | Год | Инфл. | | 2009\10 | 13% | 2012\13 | 12% | | 2010\11 | 10% | 2013\14 | 9% | | 2011\12 | 8% | 2014\15 | 8% |   Объем неоплаченных претензий (в тыс. руб.) равен  А. 62954 B. 63954 C. 64954 D. 65954 E. 66954  [4] |