

УДК 368.54; 519.245

Управление рисками страховой компании на основе информационной модели

Канд. физ.-мат. наук, доц. **Моисеев А.В.** moigus@mail.ru

Киндаев А.Ю. ale-kindaev@yandex.ru

Пензенский государственный технологический университет

440039, г. Пенза, проезд Байдукова, ул. Гагарина, д. 1а/11

Страхование является мощным инструментом сглаживания убытков, возникающих в ходе хозяйственной деятельности. Ключевым элементом рассмотрения процесса страхования является определение рисков страхования при различных подходах формирования страховой премии. Естественно, более приемлемым подходом является определение рисков на основе моделей страхования, с последующей коррекцией результатов. Статья посвящена вопросам использования информационной модели для определения рисков страхования убытков в сельском хозяйстве. Особое внимание уделяется рискам, возникающим при выращивании зерновых.

Моделирование осуществлено на основе модели индивидуального риска в предположении полного охвата страхового поля. В отличие от классических подходов, в настоящей статье существенно учитывается коррелированность убытков по отдельным договорам. При моделировании предполагалось, что убытки подчиняются нормальному закону распределения.

Для реализации учета коррелированности убытков разработан алгоритм генерации случайных величин, коррелированных между собой. В работе проведён анализ различий в результатах моделирования страховых рисков при учёте коррелированности убытков и в предположении независимости результатов отдельных договоров.

Учет коррелированности убытков по договорам страхования в сельском хозяйстве позволяет точнее подойти к определению страховых премий и выработать стратегии регулирования этого вида страхования со стороны государства для избегания фатальных убытков страховых компаний.

Ключевые слова: информационная модель, имитационное моделирование, коррелированные случайные величины, индивидуальная модель страхования, управление рисками.

Risk management insurance company on the basis of the information model

Ph.D., Professor **Moiseev A.V.** moigus@mail.ru

Kindayev A.Yu. ale-kindaev@yandex.ru

Penza State Technological University

440039, Russia, Penza, pr. Baidukova / ul. Gagarina, 1a/11

Background: Insurance is a powerful tool for smoothing losses arising in the course of economic activity. A key element of the review process is to determine the insurance risk insurance for different approaches formation of the insurance premium. Naturally, the more appropriate approach is to determine the risk-based insurance model, with subsequent correction results. The article deals with the simulation of risks insured losses in agriculture. Particular attention is paid to the risks inherent in the cultivation of grain.

Methods: Modeling carried out on the basis of individual risk model under the assumption of full coverage insurance field. In contrast to classical approaches, this paper takes into account the correlation of significant losses on certain contracts. In the simulation it was assumed that the losses are subject to the normal distribution law.

Results: To implement accounting correlated losses have developed an algorithm for generating random variables correlated with each other. It is this algorithm is the basis of the results of risk insurance. In this paper carried out the analysis of differences in the simulation results of insurance risks by taking into account correlation of losses and the assumption of independence of the results of individual contracts.

Conclusions: Accounting correlated losses on insurance contracts in agriculture allows more precise approach to the determination of premiums and to develop a strategy for managing this type of insurance from the state to avoid a fatal loss of insurance companies.

Keywords: information model, simulation, correlated random variables, model individual insurance, risk management.

Введение

На протяжении всей истории человечества обеспечение населения продовольствием является одной из наиболее важных государственных задач. Улучшение обеспечения населения продуктами питания представляет собой важную социально-экономическую задачу, решение которой имеет огромное значение для России. Роль страхования в обеспечении продовольственной безопасности России сложно переоценить, поскольку это мощный финансовый стабилизатор, позволяющий компенсировать убытки, возникающие вследствие наступления неблагоприятных событий техногенного и природного характера [8,13]. В полной мере это относится к страхованию сельскохозяйственных рисков. На сегодняшний день страхование сельскохозяйственных рисков в России – сложнейшая проблема в агропромышленном комплексе и необходимый признак цивилизованной, современной и эффективной системы хозяйствования [12, 15].

Страховые тарифы в рисковом страховании определяются на основе страховой статистики за предыдущие периоды. К сожалению, охват сельскохозяйственных производителей услугами страхования в разы меньше необходимого уровня. В работе предлагается рассматривать формирование необходимой статистической информации на основе информационной модели. Источником информации служат исторические данные о выращивании зерновых в Пензенской области [11]. В предположении охвата страхованием всех сельскохозяйственных предприятий Пензенской области следует рассчитать финансовые результаты страховой компании, с одной стороны, и результаты функционирования сельскохозяйственных предприятий. В основе разрабатываемой информационной модели лежат блоки: сбора информации, статистической обработки первоначальных данных, преобразования результатов выращивания зерновых в экономический результат, расчет результатов страхования. Для внедрения данного подхода требуется организация статистического учета не только по всем предприятиям региона, но и на каждом отдельно взятом предприятии. Особо следует учитывать затраты предприятия [10], так как агрегированные значения затрат плохо характеризуют отдельно взятые предприятия.

Государственная поддержка страхования несравненно эффективнее, чем финансовая помощь, оказываемая в неблагоприятные годы в виде дополнительных кредитов, субсидий, списаний,

отсрочек и прямых денежных компенсаций прямым производителям [2,8, 14,16].

Современная система агрострахования не является идеальной, о чем свидетельствуют данные Федеральной службы по финансовым рынкам (сейчас Служба Банка России по финансовому рынку). В 2010 году размер страховых премий по Пензенской области составил 25525 тыс. рублей, а размер страховых выплат составил 44507 тыс. рублей или 174,37% от суммы премий. Это нам говорит о том, что страховые премии не покрыли расходы, связанные со страховыми выплатами, и как следствие пришлось выделять дополнительные средства на помощь сельхозпроизводителям. При этом в другие годы размеры страховых выплат находились на уровне 20% от уровня страховых премий.

Целью создания информационной модели служит совершенствование механизмов государственного регулирования сельскохозяйственного страхования.

Модель риска для убытков выращивания зерновых культур

Рассмотрим построение имитационной модели риска для убытков выращивания зерновых культур, которая лежит в основе блока преобразования результатов выращивания зерновых в экономический результат. За основу берется модель индивидуального риска страхования в предположении охвата всего страхового поля. Пусть X_i – убыток по i -му договору страхования, Z_i – часть полной страховой премии, зачисляемой в страховой фонд по i -му договору страхования, r – начальный капитал страховщика по данному портфелю. В этом случае величина

$$R = r + \sum_{i=1}^N Z_i - \sum_{i=1}^N X_i \quad (1)$$

есть итоговый страховой фонд или остаток средств страховой компании по некоторому фиксированному множеству договоров страхования (страховому портфелю) [3]. Если считать, что компания охватывает все страховое поле, то величина N является детерминированной.

Рассмотрим формирование случайной величины X_i . Основываясь на методике, изложенной в Приказе Минсельхоза России от 14.03.2013 №133 «Об утверждении методик определения страховой стоимости и размера утраты (гибели) урожая

сельскохозяйственной культуры и посадок многолетних насаждений, утраты (гибели) сельскохозяйственных животных» [7], имеем

$$X_i = P \cdot D_i, \quad (2)$$

где D_i – величина недособранного урожая (тонн), P – цена зерновой культуры за 1 т. Величина D_i определяется следующим образом

$$D_i = \begin{cases} 0, & \frac{Up_i - Uf_i}{Up_i} < 0,3 \\ Up_i - Uf_i, & \frac{Up_i - Uf_i}{Up_i} \geq 0,3 \end{cases}, \quad (3)$$

где U_{pi} – плановый сбор по i -му договору страхования, который определяется как произведение посевной площади на среднюю урожайность за последние пять лет:

$$Up_i = Ym_i \cdot S, \\ Ym_i = \frac{Y_{i,t-5} + Y_{i,t-4} + Y_{i,t-3} + Y_{i,t-2} + Y_{i,t-1}}{5},$$

t – текущий момент времени, Uf_i – фактический валовой сбор i -му договору страхования. Фактический сбор есть произведение урожайности $Y_{i,t}$ на посевную площадь: $Uf_i = Y_{i,t} \cdot S$.

Рассмотрим формирование величины Z_i . Будем считать, что Z_i определяется как некоторая доля от страховой стоимости урожая, которая есть произведение цены на плановый сбор:

$$Z_i = \alpha(P \cdot Ym_i \cdot S), \quad (4)$$

α – доля (ставка) страховой стоимости, зачисляемая в страховой фонд, единая для всех договоров страхования.

Урожайность $Y_{i,t}$ формируется под воздействием многих факторов, ряд которых носит явно случайный характер (количество выпавших осадков, средняя дневная температура за время вегетации, суммарное количество тепла, и др.), хотя не стоит отрицать и наличие детерминированных факторов (сортность, количество внесенных удобрений, и др.). Таким образом, можно считать урожайность функцией, зависящей от двух групп факторов: детерминированных и стохастических

$$Y_{i,t} = f(\mathbf{A}_i, \mathbf{B}_i, t), \quad (5)$$

\mathbf{A} – набор детерминированных факторов, определяющих урожайность, \mathbf{B} – набор стохастических факторов, определяющих урожайность.

Значения набора \mathbf{A} контролируется страховой компанией, значения набора \mathbf{B} контролю не подаются [5,6]. Если рассматривать компактную территорию, на которой будут заключены договоры страхования, то значения наборов \mathbf{B}_i будут очень близки друг к другу для различных i .

Ясно, что риски страхования полностью определяются случайностью величин $Y_{i,t}$. Можно предположить, что величины $Y_{i,t}$ в фиксированный момент времени будут иметь нормальный закон распределения и коррелировать между собой. В классических моделях страхового риска величины X_i считаются независимыми. В нашем случае возникают большие сомнения по поводу возможности считать величины убытка по разным договорам страхования независимыми.

Статистический анализ факторов, влияющих на риск

Как было отмечено выше, риск определяется урожайностью. Рассмотрим функционирование блока статистической обработки первоначальных данных. Проведем статистический анализ урожайности фиксированной культуры (овёс) в районах Пензенской области Российской Федерации. В качестве данных будем использовать сведения об урожайности овса с 1981 г. по 2013 г. по 27 районам Пензенской области. Данные представлены на рисунке 1.

Как видно на рисунке 1, урожайность по отдельным районам коррелирует между собой. Для проверки данного факта была рассчитана матрица парных коэффициентов корреляции и проведена проверка значимости полученных коэффициентов по критерию Стьюдента на уровне значимости $\alpha = 0,05$. В результате проверки получили, что из 351 коэффициента корреляции только 6 являются не значимыми. Заметим, что если уровень значимости снизить до $\alpha = 0,1$, то незначимых коэффициентов останется только три. Таким образом, получаем, что рассматривать случайные величины $Y_{i,t}$ как отдельные не совсем корректно. Более правильным будет рассмотрение случайного вектора

$$\mathbf{Y}_t = (Y_{1,t}, Y_{2,t}, \dots, Y_{N,t}) \quad [9].$$

Следующим, важным для имитационного моделирования, вопросом является закон распределения случайных величин $Y_{i,t}$ [1]. Если опираться на (5) и предположить линейный характер зависимости, то в силу центральной предельной теоремы следует предположить нормальный закон

распределения. Данное предположение проверялось с помощью критерия согласия χ^2 Пирсона на уровне значимости $\alpha = 0,05$. Проведенные вычисления показали, что для всех районов Пензенской области статистические данные об урожайности овса не противоречат нашим предположениям о нормальном законе распределения.

Полученный результат существенно усложняет задачу имитационного моделирования страхового

риска. Стандартные процедуры генерации случайных чисел без труда позволяют получить набор не коррелируемых нормально распределенных случайных величин. Однако, проведенный статистический анализ показал, что в нашем случае имеет место быть случайный вектор \mathbf{Y}_t , имеющий нормальный закон распределения с матрицей корреляций отличной от единичной. Предпримем попытку разработки алгоритма генерации такого вектора.

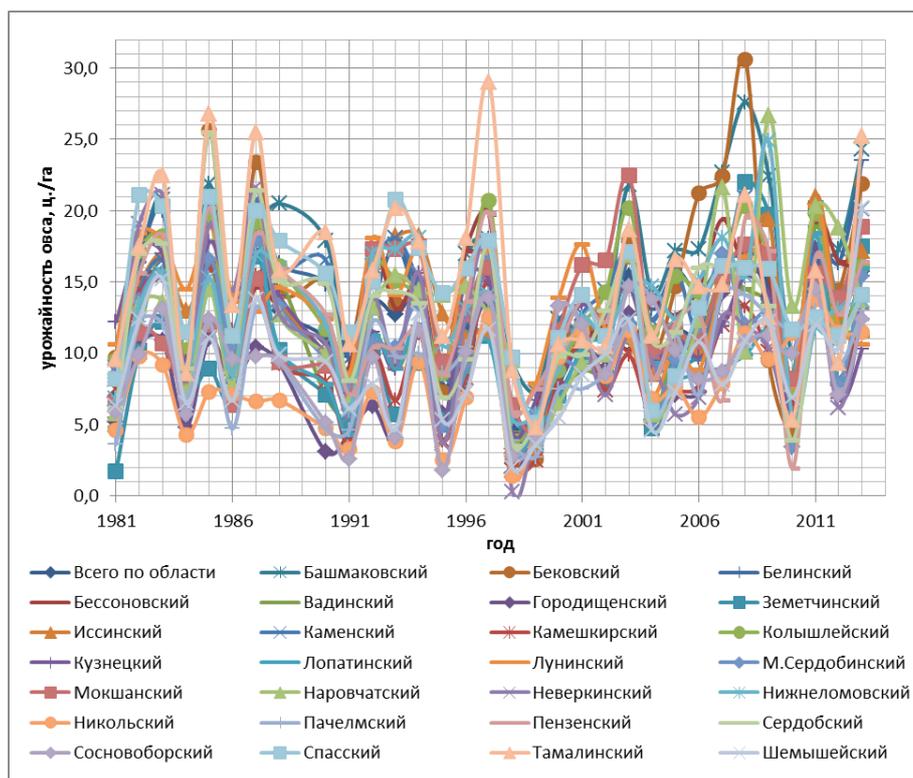


Рис. 1. Динамика урожайности по районам Пензенской области с 1981 г. по 2013 г.

Генерация случайного нормального вектора

Рассмотрим случайный вектор, распределенный по многомерному нормальному закону $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_N)^T$. Именно такую величину можно рассматривать в качестве модели урожайности культуры в организациях, расположенных в определенной области. Для дальнейшего рассмотрения удобнее перейти к нормированной случайной величине

$$Y_i = \frac{X_i - E(X_i)}{\sigma(X_i)}, \quad i = 1, \dots, N, \quad (6)$$

где $E(X)$ есть математическое ожидание, а $\sigma(X)$ стандартное отклонение. Как было замечено, ковариационная матрица

$\Sigma_{\mathbf{X}} = E((\mathbf{X} - E(\mathbf{X}))(\mathbf{X} - E(\mathbf{X}))^T)$ не является диагональной, поэтому матрица $\Sigma_{\mathbf{Y}} = E(\mathbf{Y}\mathbf{Y}^T)$

(корреляционная матрица случайного вектора \mathbf{X}) не является единичной.

Рассмотрим линейное преобразование $\mathbf{Y} = \mathbf{T}\mathbf{Z}$, где \mathbf{T} – не вырожденная матрица $N \times N$. В этом случае $\mathbf{Z} = \mathbf{T}^{-1}\mathbf{Y}$. Будем искать такую матрицу \mathbf{T} , что

$$\mathbf{Z}\mathbf{Z}^T = \mathbf{T}^{-1}\mathbf{Y}\mathbf{Y}^T(\mathbf{T}^{-1})^T = \mathbf{T}^{-1}\Sigma_{\mathbf{Y}}(\mathbf{T}^{-1})^T$$

есть диагональная матрица. В этом случае можно утверждать, что \mathbf{Z} есть случайный вектор, состоящий из некоррелированных, нормально распределенных компонент.

Сформулированная выше задача является задачей диагонализации матрицы $\Sigma_{\mathbf{Y}}$ [4]. Для решения поставленной задачи следует найти собственные вектора корреляционной матрицы, из которых, как столбцов, составлена матрица \mathbf{T} . Собственные значения определяют дисперсию вектора \mathbf{Z} .

Таким образом, получаем следующую схему генерации случайного нормального вектора с наперёд заданной матрицей парных корреляций:

1. задать положительно определенную, симметричную матрицу парных корреляций Σ размера $N \times N$;

2. вычислить собственные значения λ_i , $i = 1, \dots, N$. В силу симметричности матрицы Σ и её положительной определенности данная задача имеет решение, причём $\lambda_i > 0$;

3. для каждого собственного значения λ_i определить собственный вектор;

4. из собственных векторов, как из столбцов составить матрицу T ;

5. сгенерировать нормальные независимые случайные величины Z_i , $i = 1, \dots, N$, такие что $E(Z_i) = 0$, $\forall i = 1, \dots, N$ и $D(Z_i) = \lambda_i$;

6. осуществить линейное преобразование $\mathbf{X} = T\mathbf{Z} = T(Z_1, \dots, Z_N)^T$.

В результате реализации алгоритма получим вектор из N случайных компонент, имеющих нулевое математическое ожидание и единичную дисперсию с

заданной матрицей корреляций. Выполняя преобразование, обратное преобразованию (6), получим желаемый вектор $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_N)^T$.

Результаты имитационного моделирования

Рассмотрим реализацию сформулированного выше алгоритма применительно к сельскому хозяйству, а именно выращиванию овса. Рассмотрим 27-мерную случайную величину с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией. Выполним генерацию 250 значений с использованием пакета MATLAB. На основе эмпирических данных об урожайности пшеницы яровой за период с 1981 по 2013 годы по районам Пензенской области, была получена оценка корреляционной матрицы, которую возьмем за исходные данные. Используя данную матрицу и вышеуказанный алгоритм, получим 250 возможных итогов урожайности следующего года. Далее, опираясь на формулы (1–3), рассчитаем результаты страхования такой сельскохозяйственной культуры как овес для различных значений ставки формирования страховых взносов (см. формулу (4)). В таблице 1 представлены результаты имитационного моделирования.

Таблица 1

Результаты имитационного моделирования для коррелируемых данных

Финансовый результат, млн.руб.	Частота попадания в интервалы финансовых результатов при указанных процентных ставках при формировании страховых взносов				
	1%	10%	20%	30%	35%
-485 и менее	0	0	0	0	0
от -485 до -448	2	0	0	0	0
от -448 до -411	1	1	0	0	0
от -411 до -374	0	2	0	0	0
от -374 до -337	1	0	1	0	0
от -337 до -300	3	0	2	0	0
от -300 до -263	2	2	0	1	0
от -263 до -226	7	4	0	2	2
от -226 до -189	5	0	2	0	1
от -189 до -152	6	7	4	0	0
от -152 до -115	8	6	2	2	0
от -115 до -78	12	7	5	4	2
от -78 до -41	13	10	6	3	4
от -41 до -4	43	10	7	5	3
от -4 до 33	147	15	10	5	5
от 33 до 70	0	81	10	8	5
от 70 до 107	0	105	17	9	9
от 107 до 144	0	0	184	10	8
от 144 до 181	0	0	0	20	10
от 181 до 218	0	0	0	181	20
от 218 до 255	0	0	0	0	181

Из таблицы 1 видно, что может наступить урожайный год, где уже при ставке в 1% сумма страховых взносов сможет «ответить» по всем возникшим обязательствам. Но так видно, что может наступить совсем «неблагоприятный» год, когда ставка в 35%, не может гарантировать выплаты по возникающим обязательствам.

Рассмотрим реализацию алгоритма без учета коррелируемости данных для сравнения получаемых результатов. Для этого будет использована та же методика, что применялась выше. Результаты реализации алгоритма представлены в таблице 2.

Таблица 2

Результаты имитационного моделирования для не коррелируемых данных

Финансовый результат, млн.руб.	Частота попадания в интервалы финансовых результатов при указанных процентных ставках при формировании страховых взносов				
	1%	10%	20%	30%	35%
-485 и менее	0	0	0	0	0
от -485 до -448	0	0	0	0	0
от -448 до -411	0	0	0	0	0
от -411 до -374	0	0	0	0	0
от -374 до -337	0	0	0	0	0
от -337 до -300	0	0	0	0	0
от -300 до -263	0	0	0	0	0
от -263 до -226	0	0	0	0	0
от -226 до -189	0	0	0	0	0
от -189 до -152	0	0	0	0	0
от -152 до -115	6	0	0	0	0
от -115 до -78	27	2	0	0	0
от -78 до -41	78	7	0	0	0
от -41 до -4	117	49	2	0	0
от -4 до 33	22	105	14	0	0
от 33 до 70	0	87	66	6	0
от 70 до 107	0	0	114	23	6
от 107 до 144	0	0	54	66	27
от 144 до 181	0	0	0	124	78
от 181 до 218	0	0	0	31	118
от 218 до 255	0	0	0	0	21

Из таблицы 2 видно, что сумма страховых взносов при ставке в 10% способна ответить по обязательствам в 80% случаев, а ставка в 24% обеспечивает полное покрытие страховых выплат. Однако, неучтенным остается тот факт, что территория Пензенской области относительно небольшая и районы области имеют небольшие природные различия

относительно друг другу, и как следствие, урожайность в одном районе связана с урожайностью в другом. Таким образом, если год не урожайный в одном районе, то, скорее всего, он не урожайный и в другом. В этом и состоит существенное отличие двух рассмотренных примеров. Для наглядности представим данные в виде гистограммы (Рис.2), где по оси абсцисс откладывается размер убытков, а по оси ординат – частоты.

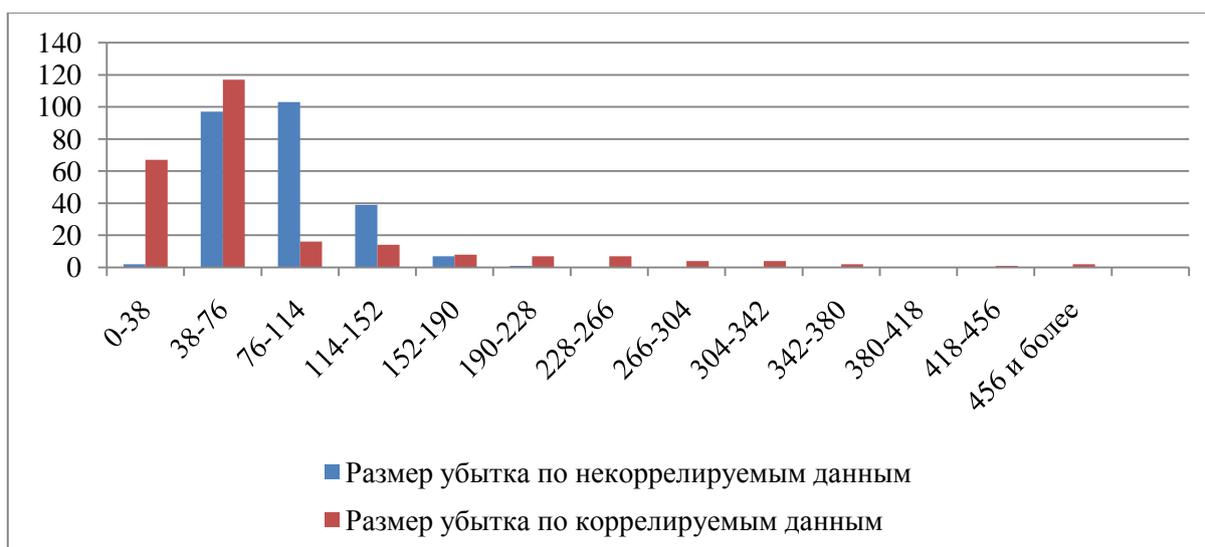


Рис. 2. Гистограмма распределения убытков, млн. руб.

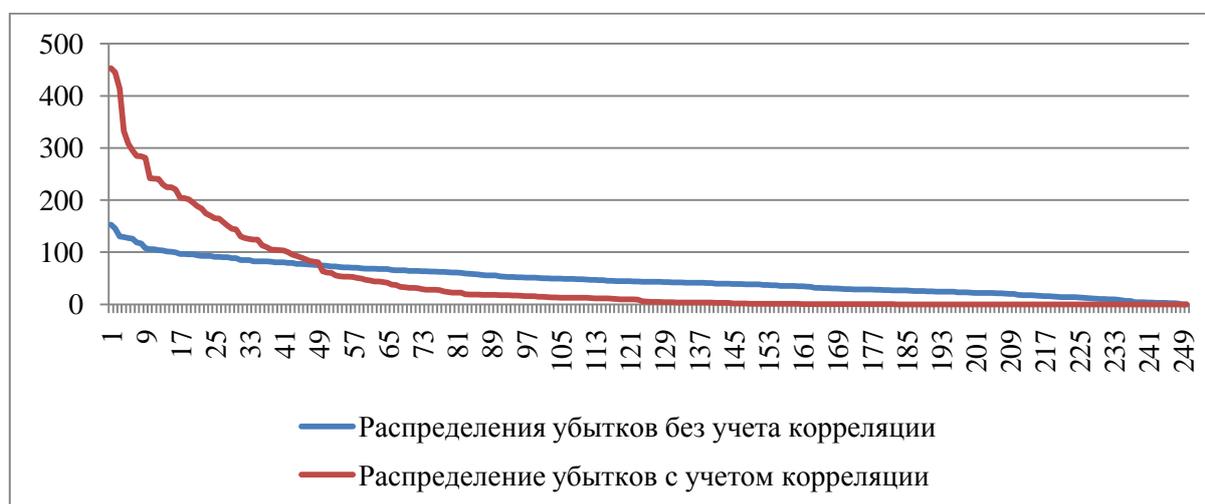


Рис. 3. Сравнение распределений убытков с учетом и без учета корреляции

Из рисунков и таблиц видно, что есть вероятность наступления страховых случаев не у отдельных страхователей, а у всех сразу, что ведет к огромным финансовым потерям страховой компании и ни одна компания не справится с такими рисками, даже если делать страховой тариф очень высокий. Если слишком завязать процентную ставку для формирования страховых взносов, то страхователи просто откажутся от страхования, что также никому не выгодно. Учитывая тот факт, что Пензенская область находится в зоне рискованного земледелия, вероятность наступления «неблагоприятного» года остается весьма значительной.

Отсюда можно сделать следующие выводы:

1. использование классических формул для определения страховых рисков убытка из-за снижения урожайности при формировании страхового портфеля из компактно расположенных хозяйств приводит к существенному занижению расчетных значений. Заметим, что при удачном стечении обстоятельств

ошибку в оценке риска можно не замечать в течении ряда лет, но при наступлении неудачного года последствия будут катастрофическими;

2. при формировании страхового портфеля из компактно расположенных хозяйств следует использовать возможность формирования резервных фондов страховой компании за несколько лет с компенсацией убытков страхования по неудачному году за счет накопленных резервов предыдущих лет;

3. проведенные расчеты показывают, что возможности для формирования резервного фонда у страховых компаний есть. Однако, необходимость формирования таких фондов должна быть определена законодательно, так как отчисления должны осуществляться в большем объеме чем по другим видам рискованного страхования, если государство заинтересовано в снижении страховых тарифов;

4. для снижения риска использовать возможности расширения географии страхования.

Следует заметить, что это возможно только для крупных страховых компаний.

В заключении хотелось бы отметить, что страхование является одним из наиболее эффективных методов управления рисками в агропромышленном комплексе. Управление такими рисками, в сущности, состоит в правильном расчете текущей стоимости будущих платежей, что предполагает адекватное моделирование финансовых и страховых рисков процессов.

Список литературы

1. Моисеев, А.В. Сравнительный анализ моделей распознавания риска / А.В. Моисеев, Е.А. Поправко, Н.Г. Федотов // Известия высших учебных заведений. Поволжский регион. Технические науки. 2013. №4(28). С.19-31.

2. Вибе О.В.. Проблемы развития агрострахования в России / Экономика агропромышленного комплекса. 2010. №2. С. 451-454.

3. Королёв В.Ю., Бенинг В.Е., Шоргин С.Я. Математические основы теории риска: Учебн. пособ. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2007. – 544 с.

4. Беклемисhev Д. В. Дополнительные главы линейной алгебры. М.: Наука, 1983. 335 с.

5. Бронштейн Е.М., Прокудина Е.И. Основы актуарной математики. Общее страхование: учебное пособие. Уфа: УГАТУ. 2006. 194 с.

6. Фалин Г.И. Математический анализ рисков в страховании. – М.: Российский юридический издательский дом, 1994. 130 с.

7. Приказ Министерства сельского хозяйства Российской Федерации от 14 марта 2013 г. N 133 «Об утверждении методик определения страховой стоимости и размера утраты (гибели) урожая сельскохозяйственной культуры и посадок многолетних насаждений, утраты (гибели) сельскохозяйственных животных» [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.mcx.ru/documents/document/show/18166.htm> (Дата обращения 25.01.2015 г.)

8. Киндаев А.Ю. Проблемы обеспечения продовольственной безопасности АПК /Киндаев А.Ю., Батова В.Н.//«XXI век: итоги прошлого и проблемы настоящего плюс». – Пенза: Изд-во Пенз. гос. технол. ун-та, 2014. №02(18). Т. 1. 198 с. С.131-137.

9. Моисеев А.В. Моделирование страхования в сельском хозяйстве с учетом коррелированности результатов по региону / А.В. Моисеев, А.Ю. Киндаев //«XXI век: итоги прошлого и проблемы настоящего плюс». – Пенза: Изд-во Пенз. гос. технол. ун-та, 2015. – №03(25). – Т.1. – 210 с. – С.175-181.

10. Силакова Л.В., Петропавлова Г.П. Выбор метода учёта затрат как направление совершенствования деятельности организации в условиях рыночной экономики // Экономика и экологический менеджмент. 2012. № 2.

11. Павлов А.Ю. Кудрявцев А.А., Пименова Д.В. Обеспечение устойчивого развития сельского хозяйства и сельских территорий в Пензенской области //Региональная экономика и управление: электронный научный журнал, 2013. -№2 (34). - ISSN 1999-2645.

12. Сватош М., Смутка Л., Иншукова Н. Развитие сельского хозяйства российской федерации за последние двадцать лет // Научный журнал НИУ ИТМО. Серия «Экономика и экологический менеджмент». 2015. № 3.

13. Минченко Л.В., Соколова Е.А. Продовольственная безопасность России, роль сельского хозяйства в ее обеспечении // Научный журнал НИУ ИТМО. Серия «Экономика и экологический менеджмент». 2014. №. 4.

14. Киндаев А.Ю. Значение и особенности развития малого и среднего бизнеса и необходимость его государственной поддержки (на примере Пензенской области) / А.Ю. Киндаев, Д.А. Асанина, Н.В. Моряхина, Н.Н. Короткова // XXI век: итоги прошлого и проблемы настоящего плюс: Периодическое научное издание. – Пенза: Из-во Пенз. гос. технол. ун-та, 2014. №06(22). С. 223-229

15. Левченко, А.С. Пути преодоления экономического кризиса/А.С. Левченко, И.А. Кузнецова//Актуальные проблемы экономического развития. Сборники докладов, Международная научно-практическая конференция, Белгород: Изд-во БГТУ, 2010. - Ч.1. - 396 с.

16. Павлов А.Ю. Состояние и перспективы государственной поддержки малых форм хозяйствования в аграрном секторе Пензенской области / А.Ю. Павлов, А.А. Кудрявцев // Экономика сельскохозяйственных и перерабатывающих предприятий. 2013. № 3. С. 58-60.

References

1. Moiseyev, A.V. , Popravko E.A., Fedotov N.G. Comparative analysis of models of recognition of risk //News of higher educational institutions. Volga region technical science. 2013. No. 4(28). P. 19-31.

2. O.V. Vibe. Problems of development of aggroinsurance in Russia // Economy of agro-industrial complex. 2010. No. 2. Page 451-454.

3. V.Yu. queens, Bening V. E., Shorgin S. Ya. Mathematical bases of the theory of risk: Uchebn.– М.: FIZMATLIT, 2007. – 544 p.

4. Beklemishev D. V. Additional heads of linear algebra. М.: Science, 1983. 335 p.

5. Bronstein E.M., Prokudina E.I. Fundamentals of actuarial mathematics. General insurance: manual. Ufa: UGATU. 2006. 194 p.

6. Falin G.I. Matematichesky risk analysis in insurance.– М.:Russian legal publishing house,1994.130 p.

7. The order of the Ministry of Agriculture of the Russian Federation of March 14, 2013 N 133 "About the statement of techniques of determination of insurance cost and amount of loss (death) of a crop of a crop and landings

of long-term plantings, losses (death) of farm animals" [An electronic resource]. – Access mode: <http://www.mcx.ru/documents/document/show/18166..htm> (Date of the address of 25.01.2015)

8. Kindayev A.Yu. Problems of ensuring food security Agrarian and industrial complex/Kindayev A.Yu., Batova V.N.//XXI century: results of the past and problem of the present plus". – Penza: Publishing house Penz. the state. технол. un-that, 2014. No. 02(18). Т. 1. 198 pages P. 131-137.

9. Moiseyev A.V. Modeling of insurance in agriculture taking into account correlation of results on region / A.V. Moiseyev, A.Yu. Kindayev//XXI century: results of the past and problem of the present plus". – Penza: Publishing house Penz. the state.un-that, 2015. – No. 03(25). – Т.1. – 210 p. – P. 175-181.

10. Silakova L.V., Petropavlova G. P. Vybor of a method of the accounting of expenses as the direction of improvement of activity of the organization in the conditions of market economy//*Economy and ecological management*. 2012. No. 2.

11. Pavlov A.Yu. Kudryavtsev A.A., Pimenova D. V. Providing a sustainable development of agriculture and rural territories in the Penza region//*Regional economy and management: electronic scientific magazine*, 2013.-№2 (34). - ISSN 1999-2645.

12. Svatosh M., Smutka L., Inshukova N. Development of agriculture of the Russian Federation for the last twenty years//*the NIU ITMO Scientific magazine. "Economy and Ecological Management" series*. 2015. No. 3.

13. Minchenko L.V., Sokolova E.A. Food security of Russia, an agriculture role in its providing//*NIU ITMO Scientific magazine. "Economy and Ecological Management" series*. 2014. No. 4.

14. Kindayev of A.Yu. Znachenije and features of development of small and medium business and need of its state support (on the example of the Penza region) / A.Yu. Kindayev, D. A. Asanina, N. V. Moryakhina, N. N. Korotkova//the XXI century: results of the past and problem of the present plus: Periodic scientific publication. – Penza: Publishing house Penz. the state. un-that, 2014. No. 06(22). P. 223-229

15. Levchenko, Ampere-second. Ways of overcoming of economic crisis / A.S. Levchenko, I.A. Kuznetsova//Actual problems of economic development. Collections of reports, International scientific and practical conference, Belgorod: Publishing house of BGTU, 2010. - P.1. - 396 p.

16. Pavlov of A.Yu. Sostoyaniye and prospects of the state support of small forms of managing in agrarian sector of the Penza region / A.Yu. Pavlov, A.A. Kudryavtsev//*Economy of the agricultural and overworking enterprises*. 2013. No. 3. P. 58-60.

Статья поступила в редакцию 20.10.2015 г.