

РАСЧЕТЫ В СИСТЕМЕ АГРОСТРАХОВАНИЯ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

Киселев В.Г.

ФИЦ ИУ РАН Вычислительный центр им. А.А. Дородницына, г. Москва
vgkiselev@yandex.ru

Аннотация. При разработке и практическом применении программ страхования требуется производить разнообразные расчеты с использованием вероятностных характеристик урожайностей страхуемых культур. В работе приводится пример таких расчетов для одной программы страхования урожая. Единственной информацией, доступной для проведения таких расчетов являются временные ряды урожайностей различных культур в различных регионах страны. В работе приводятся результаты анализа этих рядов, выявивших различные тренды на некоторых временных интервалах. Предлагаются методы обработки таких рядов и использования их для проведения соответствующих вычислений. Обсуждается вопрос применения этих достаточно длинных рядов в качестве выборки для непосредственного вычисления требуемых параметров и для исследования финансовой устойчивости страховой компании.

Ключевые слова: урожайность, страхование, временные ряды, тренды, эмпирическая функция распределения,

Введение

При разработке программ страхования растениеводческой продукции и при их реализации необходимо проводить некоторые вычисления, связанные с характеристиками этих программ. В данном докладе будут рассмотрены примеры типичных вычислений для одной из программ – мультирисковой программы страхования урожая. Эта программа исследовалась в работах [2–4], результатами которых мы здесь воспользуемся. В мультирисковой программе страхования урожая страхуются риски, связанные с зависимостью урожайности от всех влияющих на нее природных факторов. Значение реальной полученной урожайности определяется в момент уборки урожая и по этим значениям определяется величина страховых выплат.

Основное отличие агрострахования от классических видов страхования, в которых риски задаются некоторыми известными стохастическими процессами, заключается в том, что страхование сельскохозяйственного производства может опираться только на временные ряды урожайностей культур. Можно считать, что данная информация имеется практически для всех страхуемых культур и для всех административных единиц. Вообще говоря, эти временные ряды достаточно длинные, достаточные для построения эмпирической функции распределения урожайности, но при анализе этой информации можно выделить временные интервалы с различными трендами, что затрудняет построение этой функции. Все связанные с этим проблемы обсуждались в [2–4], а здесь будут рассматриваться вопросы использования такой специфической (и единственной) информации в процессе актуарных вычислений.

1 Обзор литературы по вычислительным методам в агростраховании

Данной проблеме уделяется очень мало внимания как в отечественных, так и в зарубежных публикациях. Что касается отечественных публикаций на эту тему, то они вообще отсутствуют, а в доступных отечественных публикациях (например, [5-6]) приводятся лишь словесные описания некоторых программ и даются некоторые рекомендации относительно значений традиционных параметров программ страхования, таких как величина страхового тарифа, степень участия государства в данной страховой программе и так далее. При этом предполагается, что необходимое для расчетов среднее значение урожайности вычисляется за небольшое количество (около пяти) лет. Это объясняется опасностью неправильного прогнозирования урожайности. Другие характеристики, в частности характеризующие финансовую устойчивость страховой компании, вообще не рассматриваются.

Несколько другая ситуация с зарубежными публикациями на эту тему. Вообще говоря, проблеме агрострахования посвящено очень много работ, но в них практически во всех рассматриваются только экономические и социальные вопросы эффективности различных программ страхования различных культур в различных регионах всего мира.

Приведем несколько примеров таких работ. В работе [8] обсуждается вопрос использования страхования как способ минимизации риска в сельском хозяйстве. В работе [10] исследуется важный вопрос о влиянии различных факторов на решение фермеров в конкретном штате США о

страховании своего производства растениеводческой продукции, а в работе [12] на основании детального анализа различной информации в течении 11 сезонов в ряде районов Индии предлагаются некоторые изменения в существующей страховой политике с целью повышения ее эффективности.

Но имеются также работы, посвященные анализу информации. В работе [9] развиваются исследования на эту тему. При этом авторы пытаются некоторыми способами учитывать несовершенство имеющейся статистической информации. В работе [11] отмечается важность этого фактора, вплоть до того, что делается вывод о том, что при малом объеме информации даже невозможно будет реализовывать программы страхования. В работе [13] предлагается два метода обработки статистической информации и, как утверждается, они были успешно опробованы на реальных данных.

Можно сделать вывод по доступной информации, что и в зарубежных публикациях рассматриваемой проблеме уделяется недостаточное внимание, а вычислительные схемы с использованием этой информации вообще не рассматриваются.

2 Цель и задачи исследования

Каждая программа страхования характеризуется некоторым набором критериев, которые необходимо вычислять. Поскольку результат выращивания страхуемой культуры определяется урожайностью – случайной величиной, то и все характеристики носят случайный характер. Обычно рассматривают два типа показателей – вероятностные характеристики дохода страховой компании и агрофирмы, а также показатели, характеризующие финансовую устойчивость страховой компании, что требует рассмотрения динамического процесса ее функционирования.

Целью данной работы является разработка рациональных методов вычисления критериев, характеризующих программу страхования. Разрабатываемые методы вычислений в качестве исходной информации должны использовать имеющиеся временные ряды урожайностей страхуемых культур по административным единицам. Для этого необходимо разработать соответствующие методы обработки этой информации.

В качестве исследуемой программы страхования будет рассматриваться самая распространенная у нас программа страхования урожая – мультирисковая программа, которая предоставляет защиту от падения урожайности, вызванного погодными рисками. Уровень покрытия по данной программе базируется на средней урожайности каждого отдельного хозяйства.

3 Примеры вычислений в мультирисковой программе страхования

Приведем краткое описание этой программы страхования урожая, которая страхует производителя от различных погодных рисков. Будем рассматривать реальный случай страхования страховой фирмой нескольких хозяйств и нескольких культур. Экономические характеристики этой программы определяются средними доходами страховой компании и страхователей – агрофирм.

Пусть j -я фирма заключила со страховой компанией договор на страхование k -й культуры на площади S_{kj} со страховым уровнем $y_{akj} = \alpha_{kj} E y_{kj}$. Здесь y_{kj} – соответствующая урожайность, $E y_{kj}$ – ее среднее значение, α_{kj} – некоторый коэффициент, выбираемый страхователем.

Страховая премия, полученная страховой фирмой от всех хозяйств по всем страхуемым культурам, равна $\Pi = \sum_{k,j} \pi_{k,j} = (1 + \theta) \sum_{k,j} E r_{k,j}$, где θ – величина страховой надбавки ([1]),

задаваемой страховой фирмой и которая неизвестна страхователям. Страхователям же оглашается величина страхового коэффициента δ_k , который связан с θ следующим соотношением:

$\delta_k = (1 + \theta) \frac{\sum_j E r_{kj}}{\sum_j S_{kj} y_{akj}}$. Здесь предполагается, что величина этого коэффициента по каждой культуре одинакова для всех хозяйств.

Страховое возмещение j -й агрофирме по k -й культуре равно $r_{kj} = c_k S_{kj} (y_{akj} - y_{kj})_+$, где нижний знак $+$ означает функцию Хевисайда. Величина цены на производимую продукцию c_k согласовывается в момент заключения договора о страховании. Всего в страховом случае страховая фирма возместит всем хозяйствам по всем застрахованным культурам $R = \sum_{k,j} r_{kj}$ и ее годовой доход равен $G_I = \Pi - R$. При этом средний доход страховой компании равен $E G_I = \theta \sum_{k,j} E r_{kj}$.

Доход агрофирмы равен $G f_j = \sum_k (c_k S_{kj} y_{kj} + r_{kj} - \pi_{kj} (1 - \gamma))$, где γ – доля государства.

Средний доход агрофирмы с учетом возмещения убытков равен $E G f_j = \sum_k [c_k S_{kj} E y_{kj} + \psi E r_{kj}]$, где $\psi = \gamma - \theta(1 - \gamma)$ – важная величина, определяющая эффект участия государства в

страховании, введенная в предыдущих работах. Это основные соотношения, описывающие финансовую сторону страхования.

В данном виде страхования надежность получения дохода определяется одним числом $y_{\alpha kj}$, которое гарантирует, что с вероятностью единица будет получен доход, определяемый этой застрахованной урожайностью и согласованной ценой. В теории вероятностей принято описывать разброс значений случайной величины ее дисперсией. Для вычисления этих характеристик можно привести следующие формулы.

В работе [16] приведены формулы для вычисления дисперсий в модельном случае страхования одной культуры одним хозяйством с единичной площади.

Дисперсия дохода страховой фирмы равна

$$DG_I = Dr = Er^2 - (Er)^2 = y_\alpha(1 - F_\alpha)(y_\alpha F_\alpha - 2E_{<}) + Ey_{<}^2 - (E_{<})^2, \text{ где } Ey_{<}^2 = \int_{y_-}^{y_\alpha} y^2 dF.$$

Дисперсия дохода агрофирмы равна

$$DG_f = Dy - \int_{y_-}^{y_\alpha} y^2 dF + y_\alpha F_\alpha (y_\alpha - y_\alpha F_\alpha - 2E_{>}) - E_{<}^2 - 2E_{<}E_{>}, \text{ где } E_{>} = \int_{y_\alpha}^{y_+} y dF, \text{ а}$$

$$F_\alpha = P(y < y_\alpha).$$

В общем случае многих хозяйств и культур владелец агрофирмы может оценивать изменчивость дохода по каждой культуре в отдельности – один из возможных вариантов. Тогда дисперсия дохода по каждой культуре определяется формулами, приведенными выше, которые нужно умножить на $S_{kj}^2 c_k^2$.

Дисперсия суммарного дохода агрофирмы равна

$$DGf_j = D \sum_k Gf_{kj} = D \sum_k S_{kj} c_k (y_{kj} + r_{kj}) = \sum_k S_{kj}^2 c_k^2 D(y_{kj} + r_{kj}) = \sum_k S_{kj}^2 c_k^2 [Dy_{kj} + Dr_{kj} + 2 \sum_{k_1 < k_2} K_{k_1 j, k_2 j}], \text{ где } K_{k_1 j, k_2 j} - \text{коэффициенты ковариации величин } y_{k_1 j} \text{ и } r_{k_2 j}.$$

Дисперсия суммарного дохода страховой компании равна

$$DG_I = DR = D R = \sum_{k,j} r_{kj} = \sum_{k,j} c_k S_{kj} (y_{\alpha kj} - y_{kj})_+ \sum_{k,j} r_{kj} = D \sum_k R_k = \sum_k DR_k + 2 \sum_{k_1 < k_2} K_{k_1 k_2},$$

где $R_k = \sum_j r_{kj}$ – суммарные выплаты всем хозяйствам по рискам k -й культуры, а $K_{k_1 k_2}$ –

коэффициенты ковариации величин R_{k_1} и R_{k_2} .

4 Использование временных рядов урожайностей для вычисления экономических показателей

Выражения, описывающие характеристики страховой компании и агрофирм достаточно сложны для анализа, но не представляет принципиального труда их вычислить численно, если известны достаточно длинные временные ряды урожайностей культур. Можно предложить разные схемы вычислений, в частности, с вычислением интегралов типа $\int g(y) dF(y)$, где $g(y)$ – некоторая функция, а $F(y)$ – функция распределения случайной величины Y .

Эту функцию можно построить по имеющимся временным рядам. Выше было сказано, что в этих рядах наблюдаются тренды разного характера, что затрудняет их использование в полном объеме. Эти тренды объясняются наличием ряда факторов.

В работе [3] был проведен анализ таких рядов урожайностей культур, в частности, были отмечены основные факторы, влияющие на урожайность:

- климатические условия, которые со временем имеют тенденцию к изменению;
- научно-технический прогресс – использование новых перспективных сортов, современных технологий и современной техники;

- человеческий фактор – качество выполняемых работ.

Последний социальный фактор очень важен. Известно, что на опытных участках при использовании одних и тех же технологий урожайности культур могут быть в несколько раз выше, чем в соседних хозяйствах. Если первый климатический фактор определяет в основном разброс получаемых урожаев, то второй и третий факторы в значительной степени определяют тренды средних значений. Так, падение урожайностей на 10-летнем интервале примерно с 1988 г. по 1998 г., совпадающем с периодом не очень понятных преобразований в стране, можно объяснить всеобщей неразберихой, а после этого в связи со стабилизацией обстановки в целом по стране, наблюдался рост урожайности. Таким же образом можно объяснить медленный положительный тренд с 1970 г. по 1988 г., когда сельскому хозяйству стали уделять большое внимание. Однако это всего лишь один из возможных способов объяснения подобных явлений. По-видимому, найдутся и другие правдоподобные объяснения, в частности, возможно, что эти тренды объясняются климатическими изменениями. В общем, здесь ситуация абсолютно идентична той, которая наблюдается с объяснениями изменения климата, когда одни специалисты считают, что наблюдается всеобщее потепление, и объясняют причины этого явления, а другие с не меньшей убежденностью объясняют наблюдаемый факт повышения температуры временным явлением, за которым последует похолодание.

В работе [] был предложен метод обработки таких рядов, заключающийся в представлении общего тренда в виде линейного сплайна. После вычитания из имеющихся измерений соответствующие значения тренда, получаем стационарный процесс с нулевым средним. По этим измерениям можно построить эмпирическую функцию распределения, которая будет отличаться от искомой $F(y)$ сдвигом на величину тренда в данной точке.

Если эмпирическая функция распределения известна, то искомые интегралы вычисляются следующим образом:

$$\int_a^b g(y) dF(y) = \sum_{k=k_1}^{k_2} g(y_k) [F(y_k + 0) - F(y_k - 0)] = \frac{1}{n} \sum_{k=k_1}^{k_2} g(y_k),$$

где $y_k \in [a, b]$ – точки, в которых произведены измерения, $y_{k_1} = \min_{y_k} [y_k \geq a]$, $y_{k_2} = \max_{y_k} [y_k \leq b]$ и $n = k_2 - k_1 + 1$.

Обсудим теперь методы вычисления дисперсий.

Во-первых, можно воспользоваться приведенными выше формулами, которые достаточно сложны. Для проведения вычисления по этим формулам нужно воспользоваться приведенным выше способом вычисления интегралов определенного вида, а неизвестные коэффициенты ковариации можно вычислить, используя методы математической статистики, используя временные ряды урожайностей.

Например, $K_{k_1 k_2}$ – коэффициенты ковариации величин R_{k_1} и R_{k_2} можно вычислить, построив по урожайности ряды для R_{k_1} и R_{k_2} .

Возможно, что для вычисления как дисперсий, так и математических ожиданий экономических показателей целесообразно не проводить никаких упрощающих преобразований (как это было сделано в статье) а использовать непосредственно их определения а затем использовать скорректированные ряды урожайностей для вычисления необходимых показателей методами статистического моделирования без построения эмпирической функции распределения урожайности. Например,

$DG_t = DR = E(R-ER)^2$, а R вычисляется по формуле $R = \sum_{k,j} c_k S_{kj} (y_{\alpha kj} - y_{kj})_+$ с использованием значений урожайностей из соответствующих скорректированных рядов. Далее, используя эту последнюю формулу, построим статистический ряд для значений величин $R(t)$, где t означает номер года и по этим значениям вычислим и среднее значение ER и дисперсию DG_t , поскольку исходные ряды урожайностей достаточно длинные.

5 Вычисление вероятности неразорения страховой компании

В классических видах страхования для описания устойчивого функционирования страховой компании используется (см., например [1]) такой показатель, как вероятность неразорения.

В работе [1] была исследована модельная задача вероятности неразорения при страховании одним хозяйством одной культуры. Хотя эти результаты получены при ряде допущений, они позволили, в частности, получить некоторые оценки требуемого начального капитала страховой компании.

В общем случае финансы страховой компании в год t описываются уравнением

$$U(t) = u + \Pi(t) - \sum_{\tau=1}^t \sum_k \sum_j r_{kj}(\tau)$$

Первые два слагаемые в этой формуле – детерминированные величины, третье – случайная величина и для вычисления вероятности неразорения с использованием изложенных выше методик необходимо знать функцию распределения суммы $\sum_{\tau=1}^t \sum_k \sum_j r_{kj}(\tau)$.

Сложность заключается в том, что урожайности как всех культур, так и всех хозяйств не являются независимыми и это существенно усложняет как аналитическое исследование, так и создает вычислительные проблемы. Привлечение ряда правдоподобных гипотез позволяет разрешить данную проблему. Одной из таких гипотез является гипотеза о зональном агростраховании [3].

5.1. Зональная система агрострахования региона

На областном уровне хорошо известно деление всей территории на природно-экономические зоны, которые определяются средней оценкой пашни (в баллах), среднегодовой температурой, суммой температур выше десяти градусов, количеством осадков, продолжительностью безморозного периода.

В качестве примера приведем такое деление Тверской области [17]. В этой области выделяют 4 зоны:

- Северо-восточная, включающая 8 административных районов;
- Центральная (10 районов);
- Юго-западная (5 районов);
- Северо-западная (13 районов).

Как уже говорилось выше, в каждом административном районе имеется необходимая информация о средней по району урожайности культур за ряд лет. Эта та наиболее подробная информация, на которую можно рассчитывать. Таким образом, район будем считать минимальной информационной зоной для страховой компании. Эти минимальные информационные зоны можно укрупнить, объединяя районы, входящие в одну природно-экономическую зону. В эти укрупненные информационные зоны могут быть включены и районы соседних областей, если их природно-экономические показатели идентичны рассмотренным. Таким образом, территорию, которую обслуживает страховая компания, необходимо разбить на ряд информационных зон, и для каждой зоны должны быть выработаны определенные параметры программ страхования – тарифы и т. д.

Выше было введено понятие зон страхования, которые характеризуются одинаковыми природно-климатическими условиями и, следовательно, одинаковыми урожайностями культур. Однако среди множества хозяйств, входящих в одну зону страхования, реальные урожайности различаются. Это объясняется рядом причин, о которых говорилось выше: тут и человеческий и природный факторы. Это различие можно учесть при заключении договоров страхования введением корректировки вида $y_j = a_j y$, где y – средняя урожайность культуры в зоне страхования, а a_j – поправочный коэффициент для j -го хозяйства. Этот коэффициент, в частности можно получить, сравнивая средние урожайности по всей страховой зоне и конкретного хозяйства за последние несколько лет. С учетом этого поправочного коэффициента функция распределения урожайности этой культуры в данном хозяйстве будет $F_j(z) = F(z/a_j)$, где F – эмпирическая функция распределения урожайности культуры для всей зоны. Задаваясь набором различных значений таких поправочных коэффициентов, можно рассчитать параметры страховой программы этой культуры, приведенные выше, и заключать договора с каждым хозяйством, исходя из этих значений.

Другой правдоподобной гипотезой является гипотеза о коррелированности урожайностей сельскохозяйственных культур в зоне агрострахования региона. Проведенный анализ урожайностей некоторых культур показал, что урожайности этих культур не являются независимыми. Это и

понятно, поскольку, как правило, погодные условия, благоприятные для одной культуры, являются благоприятными и для других культур, выращиваемых в данном конкретном районе, и наоборот, такие катаклизмы, как засуха, холодное лето и прочее неблагоприятно сказываются на урожайности всех культур. Однако это не всегда так. Например, на урожайность картофеля влияют, в основном, летние климатические условия, а для урожайности озимых зерновых важно также, какая была зима.

С привлечением таких правдоподобных гипотез удастся провести как некоторые аналитические исследования, так и реализовать необходимые вычисления. Суть этих аналитических исследований: при достаточно больших t случайная величина

$$R(t) = \sum_{\tau} \sum_k \sum_j = \sum_k R_k(t)$$

распределена приближенно по нормальному закону с параметрами

$$ER(t) = \sum_k ER_k(t)$$

$$DR(t) = \sum_k DR_k(t) + 2 \sum_{k_1 < k_2} \rho_{k_1 k_2}(t) \sqrt{DR_{k_1} DR_{k_2}}$$

где $\rho_{k_1 k_2}(t)$ – коэффициент корреляции случайных величин $R_{k_1}(t)$ и $R_{k_2}(t)$, $k_1, k_2 \in K$, которые можно определить из статистических данных, используя исходные ряды для урожайностей.

Это асимптотическая оценка, полученная при ряде предположений, но для вычисления требуемых показателей, характеризующих программу страхования урожая с достаточной достоверностью, необходимо привлекать численные методы, в частности методы статистического моделирования.

Реализация этого метода достаточно очевидна. Будем вероятность неразорения исследовать на конечном интервале времени T . Зададимся некоторым начальным значением капитала страховой компании U , будем моделировать процесс функционирования страховой компании, начиная с нулевого года до конечного года T . Зная эмпирическую функцию распределения урожайностей всех страхуемых культур и задавшись некоторым вариантом тренда, будем каждый год моделировать значения урожайностей всех страхуемых культур в зоне страхования. Скорректировав эти урожайности с помощью известных соответствующих коэффициентов, вычислим величину финансов страховой компании в каждый год $t \leq T$. Если в некоторый год оказывается $U(t) < 0$, т.е. случилось разорение, запоминаем этот факт. Каждый раз, когда при проведении такого моделирования на интервале $[0, T]$ случается факт разорения, будем запоминать это событие. Тогда при достаточно большом количестве повторений среднее значение этого события будет вероятностью разорения, а вероятность неразорения – это дополнение до единицы.

Выводы

Резюмируя сказанное, можно сделать вывод, что аналитические методы исследования позволяют понять лишь некоторые свойства, а для полного исследования стабильности доходов при агростраховании необходимо применять численные методы, в частности метод статистического моделирования. Имеющаяся информация по урожайности страхуемых культур представима в виде достаточно длинного ряда статистических данных позволяет использовать ее для разных вычислительных методов после применения предложенного метода корректировки. В частности, по этой информации можно построить эмпирическую функцию распределения, вычислить коэффициенты ковариации. Предложен способ использования достаточно длинных временных рядов в качестве исходных измерений для вычисления требуемых функций. Таким образом, имеющихся временных рядов урожайностей культур достаточно для различных исследований программ страхования урожая.

Литература

1. Бауэрс Н., Гербер Х., Джонс Д., Несбит С., Хикман Дж. *Актуарная математика*, М.: Янус-К, 2001. 655 с.
2. Киселев В.Г., *Актуарная математика в агростраховании*. М.: ВЦ РАН. 2011. 29 с.
3. Киселев В.Г. Информационная база региональной системы агрострахования. //Труды 5-й международной конференции «Управление большими системами» М.: ИПУ РАН, 2011.

4. *Киселев В.Г.* Обоснование региональной мультирисковой программы страхования сельскохозяйственных культур. Управление большими системами, Сборник трудов. Выпуск 61. М.: ИПУ РАН. 2016.С.168–190.
5. Страхование урожая сельскохозяйственных культур с государственной поддержкой. /Практическое пособие по организации страхования сельхозкультур. М.: МСХ РФ, ФГУФАГПССАП (Федеральное государственное учреждение «Федеральное агентство по государственной поддержке страхования в сфере агропромышленного производства» Министерства сельского хозяйства РФ).
6. *Гриценко Н.Б., Зимина А.П.* Организация сельскохозяйственного страхования за рубежом // Финансы и кредит, М.: №29, 2006. С. 71– 75.
7. *Fraser R. W.* An Analysis of willingness to for crop insurance // The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2012
8. *Lutfor R.M.* Crop insurance as a risk reducing measure: issue and problem // Bangladesh journal of public administration, 1990, vol.4.
9. *Mahul O.* Hedging price risk in the presence of crop yield and revenue insurance // European Review of Agricultural Economics, 2003 v.30 №2.
10. *Ginder M., Spaulding A., Fudor K.* Factors affecting crop insurance purchases decisions by farmers in Northern Illinois // Agricultural Finance Review, 2009, v.69, №1.
11. *Mahul O., Wright B.* Designing optimal crop revenue insurance // American journal of Agricultural Economics – 2003, vol.85 №3
12. *Vyas V.S., Singh S.* Crop insurance in India: Scope for improvement // Economics and political weekly, 2006
13. *Ozaki V.A., Goodwin B.K.* Parametric and nonparametric statistical modeling of crop yield: implications for pricing crop insurance contracts // Journal Applied Economics, 2008. vol.40
14. *Киселев В.Г.* Информационное обеспечение в системе страхования урожая. //Труды Международной конференции «Управление большими системами» М.: ИПУ РАН, 2016.
15. *Kiselev V.G.* Information support in agri-insurance. IEEE Xplore Digital Library. Tenth International Conference Management of Large-Scale System Development (MLSD), Moscow, Russia, 2017.
16. *Киселев В.Г.* Оценка стабильности доходов при страховании урожая //Труды одиннадцатой международной конференции «Управление развитием крупномасштабных систем MLSD-2018» (1-3 октября 2018 г., Москва, Россия). В трёх томах. Том I. М.: ИПУ, 2018, с. 280-287. ISBN 978-5-91450-223-9
17. Сельское хозяйство Тверской области. Статистический сборник. Тверь, 2002.