

УДК 311.172

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ДИНАМИКИ И ПРОГНОЗ ИЗМЕНЕНИЯ ПОГОДНЫХ УСЛОВИЙ РЕГИОНА

В.Н. Афанасьев

Оренбургский государственный университет, Оренбург, Россия

E-mail: vAfanassyev@gmail.com

В настоящее время отсутствует методика определения динамики изменения климата местности. Не разработана и методика определения количественной оценки среднегодового изменения климата региона. В работе предлагается поэлементный метод прогнозирования, основанный на установлении динамики отдельных элементов погоды и формирования состояния погоды на прогнозируемый год. Методом многофакторного анализа урожайности сельскохозяйственных культур формируется статистическая модель многофакторной зависимости. Подставляя в полученную модель показатели состояния элементов погоды за исследуемые годы, можно получить динамику обобщенного состояния погоды. Экономический анализ этих данных в сравнении с фактической урожайностью культур позволяет получить представление о распределении благоприятных и неблагоприятных лет в исследуемом интервале времени. Проблема изучения интенсивности изменений климата местности является особенно актуальной в регионах рискованного земледелия. Может возникнуть вопрос о работе метеорологов различных уровней по динамике климатических условий на нашей планете. На наш взгляд, наиболее объективное суждение об изменениях климата будет дано по изменениям климата местности исходя из результатов показателей, таких как урожайность!

Ключевые слова: изменение климата, статистическое исследование, многофакторный анализ урожайности сельскохозяйственных культур как интегрального показателя динамики климата.

STATISTICAL ANALYSIS OF DYNAMICS AND FORECAST CHANGING WEATHER CONDITIONS IN THE REGION

V.N. Afanasyev

Orenburg State University, Orenburg, Russia

E-mail: vAfanassyev@gmail.com

There is currently no method of determining the dynamics of the climate change area. Do not designed and methodology, definitions quantifying average annual climate change in the region. We propose a method for predicting exploded based on the establishment of the dynamics of the individual elements and the formation of the state of the weather forecast on the projected year. The method of multivariate analysis of crop yields generated statistical model of multi-dependence. Substituting the resulting model indicators of weather elements for years, can be obtained investigated the dynamics of generalized weather conditions. Economic analysis of the data in comparison with the actual crop yield provides a picture of the distribution of good and bad years in the studied time interval. The problem of studying the intensity of climate change area is particularly relevant in areas of risk farming. The question may arise about the different levels of meteorologists on the dynamics of climatic conditions on the planet. In our opinion, the most objective judgment about climate change will be given on climate change area on the basis of output indicators, such as yield!

Keywords: climate change, a statistical study, multivariate analysis of crop yields as an integral indicator of climate dynamics.

Введение

В данной работе сделана попытка решения проблемы рационального использования такого специфического ресурса, как природно-климатические условия региона, через статистическое исследование изменения климата, посредством многофакторного анализа урожайности сельскохозяйственных культур как интегрального показателя динамики климата. Особую актуальность проблема рационального использования природно-климатических условий приобретает в регионах, являющихся основными производителями сельскохозяйственной продукции и погодные условия которых характеризуются высокой неустойчивостью. Исследование колебаний погодных условий региона и выявление региональных особенностей ведения сельского хозяйства в условиях неустойчивых погодных условий являются необходимыми условиями для экономического развития анализируемого региона. Экономическая эффективность, например, производства зерна на 82–97 % зависит от погодных условий, в связи с этим при разработке мероприятий рационального использования природно-климатических условий региона необходимо учитывать региональные особенности межгодовых колебаний погодных условий. Высокую значимость статистическое исследование динамики климата имеет и при создании устойчивого агропродовольственного рынка Российской Федерации как результата создания тесно связанных, асинхронных зон (кластеров) производства основных видов сельскохозяйственной продукции, в зависимости от колебаний и тенденции климатических факторов по годам и регионам. Методика создания рационального использования природно-климатических условий регионов с неустойчивым климатом, к которым относится основное их число, необходимо совершенствовать структуру производства с учетом региональных особенностей межгодовых изменений природно-климатических условий. Изменение структуры, в том числе и посевов как основного фактора дрейфа регионов в районах асинхронных и синхронных колебаний поможет отработать систему управления рисками в продовольственной безопасности Российской Федерации.

1. Статистический анализ динамики урожайности зерновых культур в условиях Оренбургской области как представителя резко континентального климата и одного из представителей регионов, обеспечивающих продовольственную безопасность РФ

Одним из важнейших этапов оценки динамики производства зерна является выделение однородных периодов сельскохозяйственного производства – периодизация. Периодизация, с одной стороны, дает важную информацию об этапах развития сельского хозяйства, с другой – закладывает основы для последующего анализа динамики, возможность применения методов многомерного статистического анализа. Кроме этого представляется важным выявить природу волатильности (колеблемости) урожайности и соотнести величину снижения урожайности на разных этапах развития сельского хозяйства.

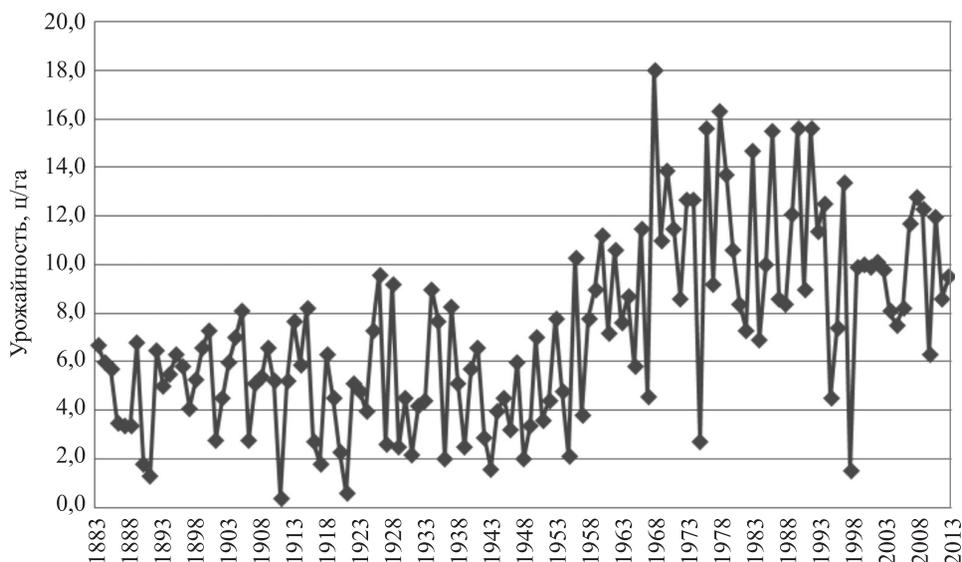


Рис. 1. Урожайность зерновых культур в Оренбургской области за 1883–2013 гг.

Для решения вопроса о выделении однородных периодов формирования урожайности зерновых культур в Оренбургской области нами был построен динамический ряд урожайности зерновых культур за период 1883–2013 гг. (131 год).

Визуальный анализ рис. 1 позволяет предположить наличие трех однородных периодов. Для объективного суждения воспользуемся статистическими методами.

Наиболее простым способом периодизации является методика Н.Д. Кондратьева, позволяющая выявить циклическую составляющую временного ряда.

Методика выявления циклов Н.Д. Кондратьева заключается в реализации следующих этапов: 1) выделение тенденции во временном ряду и ее описание уравнением тренда; 2) расчет отклонений эмпирического ряда от теоретического, отражающих «смену экономических конъюнктур»; 3) сглаживание среднесрочных и краткосрочных циклов в полученном ряду отклонений [2].

Прежде чем описывать тенденцию во временном ряду, необходимо статистически доказать ее наличие. Для этого был использован ряд методов выявления основной тенденции: критерий серий (критерий серий, основанный на медиане выборки, и критерий «восходящих» и «нисходящих» серий), метод проверки разностей средних уровней, метод Форстера-Стюарта [1]. Основные подходы к решению этой задачи основаны на статистической проверке гипотез о случайности ряда: $H_0: M_Y(t) = a = \text{const}$.

В целом применение четырех критериев позволило сделать вывод о том, что с вероятностью 0,95 тренд во временном ряду присутствует.

Для выбора уравнения тренда (кривой роста) нет «жестких» рекомендаций. Одним из наиболее распространенных методов является расчет и сравнение характеристик изменения приростов. Нами определены изменения абсолютных приростов первого, второго и третьего порядков. Меньше все-

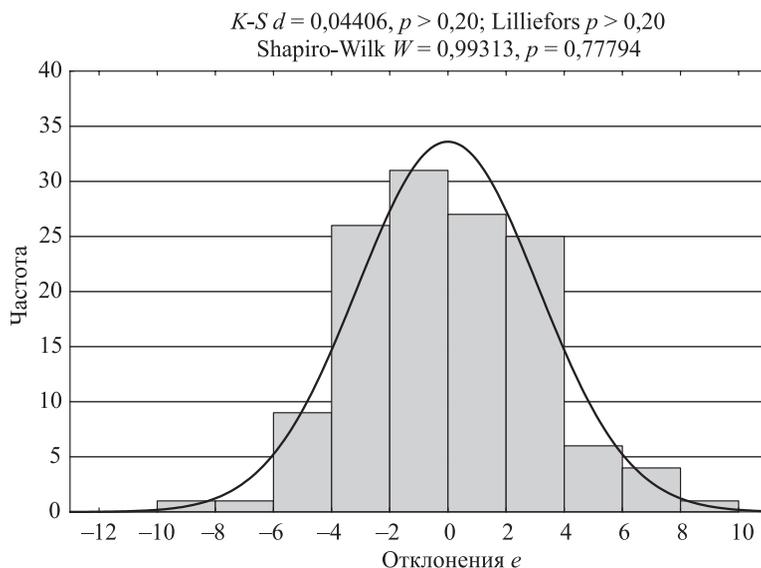


Рис. 2. Соответствие ряда остатков нормальному закону распределения

го изменяются приросты первого порядка, поэтому можно предположить наличие линейного тренда.

Тенденция во временном ряду описывается уравнением линейного тренда $\hat{y} = 3,3474 + 0,0579t$ ($R^2 = 0,33$). Урожайность зерновых культур в Оренбургской области ежегодно за период 1883–2013 гг. в среднем увеличивалась на 0,0579 ц/га. Уравнение тренда в целом статистически значимо с вероятностью 0,95 ($F_{\text{набл}} = 64,32$; $F_{\text{кр}}(0,05; \nu_1 = 1; \nu_2 = 129) = 0,004$). Кроме того, изучение ряда остатков позволяет сделать вывод о том, что модель адекватна описываемому процессу.

Уровень вероятности p для критериев Колмогорова–Смирнова, Лиллиефорса и Шапиро-Уилкса превосходит пороговое значение 0,05, поэтому можно утверждать, что ряд остатков подчиняется нормальному закону распределения (рис. 2).

Значения ряда остатков обладают свойством независимости. Для обнаружения автокорреляции нами применялся критерий Дарбина-Уотсона и метод рядов. Критерий Дарбина-Уотсона позволяет обнаружить автокорреляцию первого порядка. Расчетная статистика d составила 1,86. Критические значения при уровне значимости $\alpha = 0,01$: $d_1 = 1,51$, $d_2 = 1,55$. Так как $d > d_2$, то гипотеза об отсутствии автокорреляции не отвергается.

Для применения метода рядов было рассчитано количество рядов $k = 52$, общее число знаков «+» $n_1 = 62$ и общее количество знаков «-» в ряду $n_2 = 69$. Расчетные граничные значения критерия составили: $k_1 = 33,0$, $k_2 = 98,6$. Поскольку $k_1 < k < k_2$, то гипотеза об отсутствии автокорреляции не отклоняется.

Характеристика качества модели – средняя относительная ошибка по модулю $|\bar{\delta}|$ равна 66,4 %, что свидетельствует о неудовлетворительной точности модели. Однако это может быть результатом присутствия в модели периодической (циклической) составляющей.

От точности описания закономерности и тенденции развития явления зависит надежность статистической оценки колебаний и их предвидение.

Учитывая, что за период 1883–2013 гг. в среднем урожайность увеличилась, за уравнение тренда примем линейный тренд исходного временного ряда урожайности.

На следующем этапе реализации периодизации по методике больших циклов Кондратьева были рассчитаны отклонения эмпирических уровней урожайности зерновых культур от теоретических, которые затем подверглись выравниванию по методу скользящей средней. Использование скользящей средней позволяет выявить циклические колебания более продолжительной природы и устранить случайные нерегулярные флуктуации [3]. Выбор порядка скользящей средней обуславливается продолжительностью средних циклов. Для урожайности продолжительность среднесрочного цикла в среднем равна 11 годам и объясняется циклами солнечной активности. Для сглаживания ряда остатков нами использовалась 11-летняя скользящая средняя. Результат сглаживания ряда отклонений урожайности зерновых культур представлен на рис. 3. Учитывая большое количество факторов, как детерминированных, так и случайных, влияющих на урожайность зерновых культур, циклы в чистом виде не встречаются, а колебания носят квазициклический характер.

С высокой вероятностью можно сделать вывод о наличии длинных циклов отклонений фактических уровней урожайности от теоретических. К сожалению, данные об урожайности зерновых культур позволяют выявить не более полутора длинных циклов. Проследить повышательную волну первого цикла не представляется возможным по причине отсутствия данных ранее 1883 г. По этой же причине, а также в силу применения скользящей средней для выравнивания уровней ряда отклонений мы не можем судить о конкретном моменте перелома кривой к понижению. Понижительная волна первого цикла на рис. 3 представлена достаточно отчетливо. Ее завершение и начало следующей повышательной волны приходится по эмпирическим данным примерно на период 1943–1948 гг. Повышательная

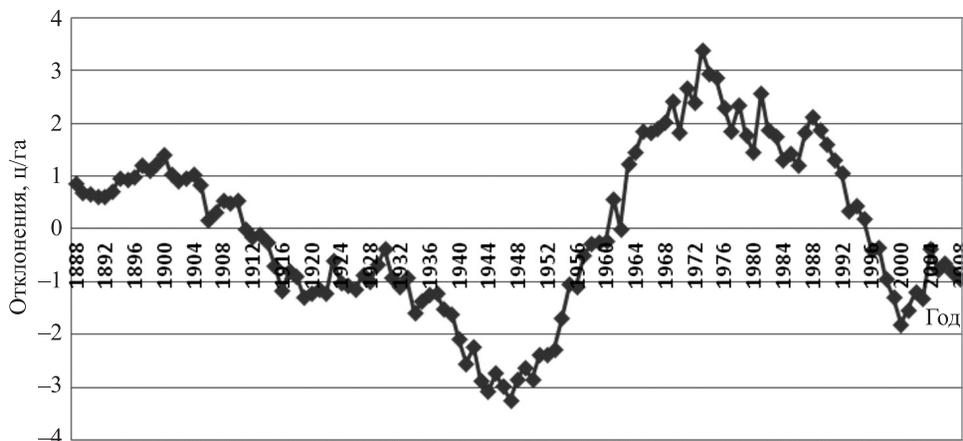


Рис. 3. Сглаженные уровни ряда отклонений урожайности зерновых культур по Оренбургской области

волна второго цикла по фактическим данным длится до 1978 г. При этом наибольшая урожайность зерновых культур в Оренбургской области наблюдалась в 1968 г. Момент перелома второй понижительной волны приходится на 1998 г. Таким образом, ряд урожайности состоит как минимум из трех однородных периодов.

Для выделения циклической компоненты мы воспользовались спектральным анализом. Цель анализа – разложить комплексные временные ряды с циклическими компонентами на несколько основных синусоидальных функций с определенной длиной волн [4].

Методы спектрального анализа позволяют определить скрытые периодические колебания в данных. Применяя этот анализ к ряду урожайности зерновых культур, выясним, действительно ли имеют место большие циклы.

При анализе графика спектральной плотности особое внимание следует обратить на ее пики (рис. 4). Большой пик, приходящийся на период 60–70, указывает на наличие в спектральном разложении автокорреляционной функции, соответствующей гармонической компоненты – большого цикла. Уточним период колебания по таблице, полученной при использовании модуля «Временные ряды и прогнозирование» ППП STATISTICA (рис. 5).

Наибольшее значение пика 101,062 наблюдается при периоде 65 (число единиц времени, требующихся на полный цикл). Кроме этого есть признаки существования менее продолжительных циклов – 3-, 11- и 43-летних.

Методика выявления циклов Н.Д. Кондратьева и спектральный анализ позволяют нам сделать вывод о существовании в изучаемом ряду двух

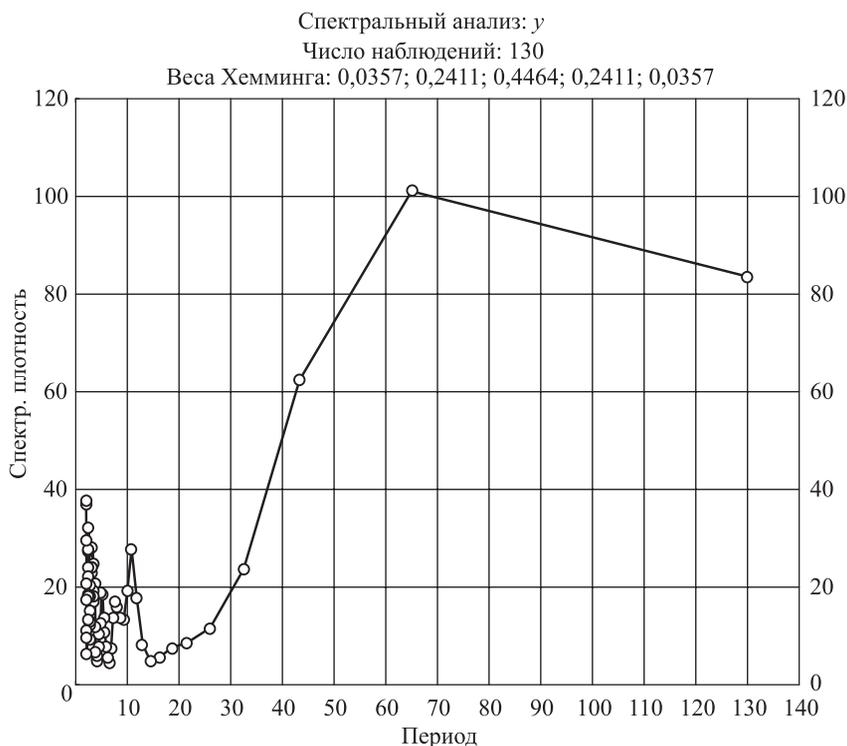


Рис. 4. График спектральной плотности по периоду

Спектральный анализ: у Число наблюдений: 130 Наибольшие значения периодограммы						
	Частота	Период	Косинус коэфф.	Синус коэфф.	Периодог.	Плотн.
2	0,015	65,000	-1,138	1,002	149,498	101,062
1	0,008	130,000	0,807	-0,902	95,206	83,592
51	0,392	2,549	-0,967	0,061	61,048	31,970
12	0,092	10,833	0,929	-0,193	58,484	27,786
3	0,023	43,333	0,543	0,643	45,975	62,413
64	0,492	2,031	0,698	-0,415	42,830	36,923
40	0,308	3,250	0,205	-0,778	42,076	27,963
35	0,269	3,714	-0,558	-0,532	38,683	20,696
55	0,423	2,364	0,421	0,623	36,745	27,824
63	0,485	2,063	0,553	0,452	33,136	29,529

Рис. 5. Наибольшие значения основных статистик спектрального анализа

65-летних циклов: 1883–1948 гг. и 1949–2013 гг. Первый цикл является условным, поскольку нам неизвестны более ранние данные об урожайности зерновых культур, позволяющие отчетливо представить повышательную часть цикла. В результате изучаемый ряд можно уверенно разбить на следующие временные периоды: 1883–1948 гг. – понижательная волна первого цикла; 1949–1978 гг. – повышательная волна второго цикла; 1979–2013 гг. – понижательная волна второго цикла.

Другим методом выявления однородных периодов динамики и ее нестрогой периодичности является фазовый анализ, основанный на специальных статистических методах, дающий достаточно объективные результаты, не зависящие от желаний исследователя [4].

Поскольку в динамике был обнаружен линейный тренд урожайности, с целью элиминировать его влияние фазовый анализ проводился нами по отклонениям уровней от тренда.

Результаты фазового анализа урожайности зерновых культур по Оренбургской области приведены на рис. 6.

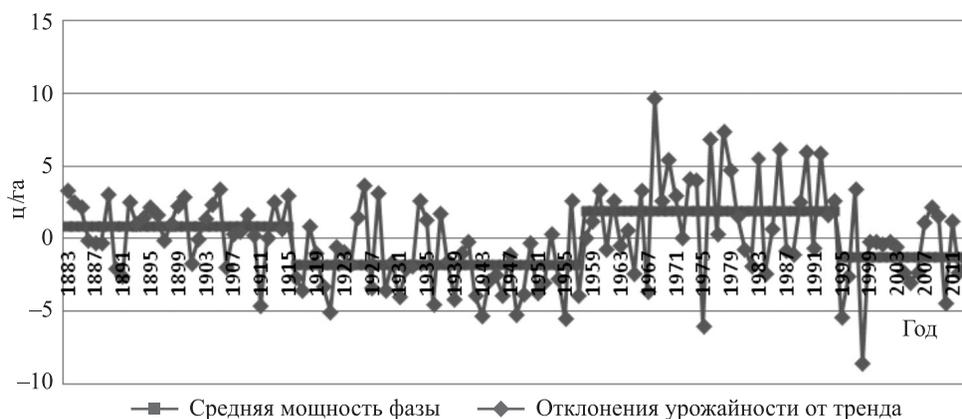


Рис. 6. Флуктуации и фазовая диаграмма урожайности зерновых культур по Оренбургской области за 1883–2013 гг.

В результате фазового анализа временной ряд урожайности был разбит на 4 фазы:

- 1-я фаза продолжительностью 33 года охватывает период 1883–1915 гг.;
- 2-я фаза продолжительностью 42 года охватывает период 1916–1957 гг.;
- 3-я фаза продолжительностью 37 лет охватывает период 1958–1994 гг.;
- 4-я фаза продолжительностью 19 лет охватывает период 1995–2013 гг.

Для более глубокого понимания причин такого разбиения ряда сопоставим фазовые диаграммы по России и Оренбургской области за 1950–2013 гг. (рис. 7).

Как видно из рис.7, изменения флуктуаций урожайности по Оренбургской области и России за период 1950–2013 гг. происходят синхронно, следовательно, имеют одну причинную природу, связанную с управленческими решениями, реформами и событиями, которые привели к социально-экономическим и политическим изменениям в стране.

Сопоставление результатов фазового анализа и применения методики Н.Д. Кондратьева (рис. 8) по данным об урожайности зерновых культур в Оренбургской области за период 1883–2013 гг. свидетельствует об их согласованности.

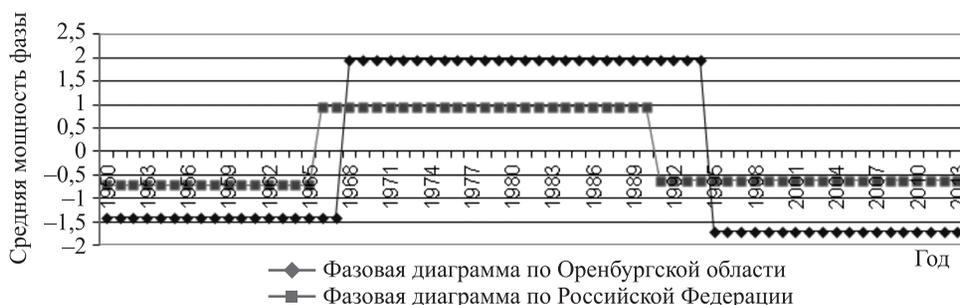


Рис. 7. Фазовые диаграммы урожайности зерновых культур по Оренбургской области и Российской Федерации за 1950–2013 гг.



Рис. 8. Результаты фазового анализа и применения методики Н.Д. Кондратьева по отклонениям урожайности зерновых культур от тренда в Оренбургской области за 1883–2013 гг.

Согласно рис. 8, методика Н.Д. Кондратьева позволяет выделить понижительные и повышательные волны, а фазовый анализ – периоды, в которых урожайность принимает наибольшие и наименьшие значения.

Характеристика каждой фазы приведена в табл. 1.

Таблица 1

Уравнения трендов и показатели колеблемости урожайности зерновых культур по выделенным фазам

Фаза	Годы	Уравнение тренда	Средняя урожайность, ц/га	$S_y(t)$, ц/га	$V_y(t)$
1	1883–1915	$\tilde{y} = 4,57 + 0,037t$	5,21	1,92	0,37
2	1916–1957	$\tilde{y} = 4,24 + 0,021t$	4,69	2,5	0,52
3	1958–1994	$\tilde{y} = 9,06 + 0,087t$	10,70	3,4	0,32
4	1995–2013	$\tilde{y} = 7,77 + 0,082t$	9,59	3,3	0,34

Примечание. $S_y(t)$ – абсолютная колеблемость (волатильность) уровней от тренда; $V_y(t)$ – коэффициент колеблемости.

Анализ параметров уравнений тренда и колеблемости показывает, что средняя урожайность зерновых культур в третьей фазе (1958–1994 гг.) была выше, чем в остальных. В среднем ежегодный прирост урожайности зерновых культур был выше, чем в других фазах, и составлял 0,087 ц с га. При этом коэффициент колеблемости в этой фазе ниже, чем в других. Отметим, что колеблемость урожайности обуславливается, прежде всего, погодными условиями, которые в третьей фазе наиболее нивелируются агротехническими работами. В этот период в стране с целью увеличения объемов производства сельскохозяйственной продукции проводилась аграрная политика, направленная на модернизацию отрасли. Для этого увеличилось финансирование отраслей сельского хозяйства, проводилась интенсификация по направлениям: химизация, мелиорация, комплексная механизация отрасли, увеличение посевов сортовыми семенами – и создавались экономические условия, способствующие наращиванию сельскохозяйственного производства. Таким образом, анализ динамики урожайности зерновых культур за 1883–2013 гг. и исторических событий, происходящих в стране, управленческих решений и реформ позволяет сделать вывод, что рост урожайности невозможен без помощи государства и научно-технического прогресса. А отклонения уровней от тренда, определяющиеся погодными условиями, в Оренбургской области снижаются агротехническими факторами.

Причину статистической непредсказуемости наступления благоприятных или неблагоприятных лет следует искать в стихийном характере их распределения по календарным годам. Индексная оценка колеблемости урожайности зерновых культур после неблагоприятных лет в 6,2 раза превышает аналогичные индексы колеблемости после благоприятных лет. Метод основан на предположении, что после неблагоприятного года вероятнее всего наступит благоприятный год, и, наоборот, после благоприятного – неблагоприятный, что в конечном счете определяет среднее их значение за многие годы, т.е. климат местности. Такая зависимость была выявлена еще в работах К. Маркса как гипотеза «малых циклов», и в настоящее время

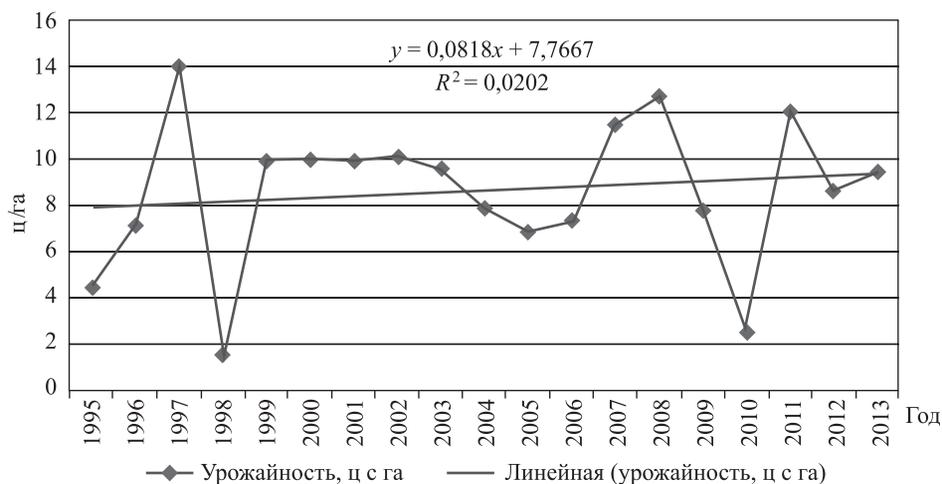


Рис. 9. Динамика урожайности зерновых культур по Оренбургской области за 1995–2013 гг.

используется при прогнозировании методом «ЗОНТ», разработанным учеными Воронежского государственного аграрного университета.

Для причинного анализа волатильности как основного показателя, характеризующего влияния климата, нами был выделен однородный период производства зерна в Оренбургской области – 1995–2013 гг. Характерно для этого периода то, что динамический ряд не имеет статистически значимой тенденции ($R^2 = 0,0202$), обычно объясняющей влияние агротехнических мероприятий, конечно, в условиях климата местности. На графике четко прослеживается чередование низкоурожайных лет после высокоурожайных.

Динамика урожайности зерновых культур в Оренбургской области за 1995–2013 гг. представлена на рис. 9.

Далее рассмотрим более подробно связь волатильности урожайности зерновых культур и групп факторов, характеризующих влияние человеческой деятельности и климата местности.

2. Статистический анализ факторов формирования волатильности производства зерна в регионе

На основе теоретического анализа факторов волатильности и с учетом наличия статистической информации нами были отобраны следующие переменные, характеризующие производство зерна в Оренбургской области за 1995–2013 гг.:

y – урожайность зерновых культур в весе после доработки, ц с 1 га посевной площади;

x_1 – внесено минеральных удобрений (в пересчете на 100 % питательных веществ) на 1 га посева зерновых культур, кг;

x_2 – внесено органических удобрений на 1 га посева зерновых культур, т;

x_3 – температура воздуха в апреле, °С;

x_4 – температура воздуха в мае, °С;

x_5 – температура воздуха в июне, °С;

- x_6 – температура воздуха в июле, °С;
- x_7 – сумма осадков в апреле, мм;
- x_8 – сумма осадков в мае, мм;
- x_9 – сумма осадков в июне, мм;
- x_{10} – сумма осадков в июле, мм;
- x_{11} – энергетические мощности на 100 га посева, л.с.;
- x_{12} – нагрузка на один зерноуборочный комбайн, га.

Вопрос об объективном существовании связи факторов колеблемости (волатильности) с урожайностью зерновых культур решается с помощью ее статистической оценки.

Проведенный анализ матрицы парных коэффициентов корреляции позволил прийти к выводу о том, что урожайность зерновых культур наиболее тесно связана с переменными x_5 , x_8 и x_{12} . С увеличением среднемесячной температуры в июне урожайность зерновых культур снижается и увеличивается с ростом суммы осадков в мае и нагрузкой на один зерноуборочный комбайн. Тесная обратная связь между факторами x_5 , x_9 и x_{11} , x_{12} отражает коллинеарность температуры в июне с суммой осадков, выпавших в этом месяце, и показателей технической обеспеченности производства зерна в Оренбургской области.

Учитывая специфику статистической оценки взаимосвязи рядов динамики, связанную с ложной корреляцией, которая может быть вызвана наличием тенденции в рядах факторов, нами была проверена гипотеза о существовании тенденции в рядах выделенных показателей методом Фостера-Стюарта. Промежуточные показатели: $\sigma_D = 2,26$; $\sigma_S = 1,65$; $\mu = 5,10$. Критическое значение статистики Стьюдента $t_{кр}(0,05; 18) = 2,10$. Если $|t_{набл}| > t_{кр}$, гипотеза об отсутствии тренда отвергается.

Результаты применения метода Фостера-Стюарта свидетельствуют о наличии тенденции во временных рядах показателей: x_1 – внесено минеральных удобрений (в пересчете на 100 % питательных веществ) на 1 га посева зерновых культур, кг; x_{11} – энергетические мощности на 100 га посева, л.с.; x_{12} – нагрузка на один зерноуборочный комбайн, га. Тенденция этих временных рядов наилучшим образом описывается линейным трендом.

Возникает вопрос, надо ли устранять тенденцию в этих рядах? Основные методы исключения тенденции при моделировании зависимости временных рядов исходят из того, что предполагается наличие тенденции как в ряду результативного, так и факторного признака. В данном случае результативная переменная – урожайность зерновых культур – не имеет статистически значимой тенденции. По нашему мнению, в этой ситуации можно не исключать тенденцию из временных рядов факторных переменных. Отсутствие тенденции, а значит и автокорреляции во временном ряду y_t означает, что предшествующие уровни показателя не влияют на текущие и значения результата формируются под влиянием факторных признаков. Это подтверждается результатами анализа временных рядов результативного и факторных признаков на коинтеграцию [5, 8] (табл. 2).

Поскольку расчетные значения критерия Ингла-Грэнджера и критерия Дарбина-Уотсона по абсолютной величине превышают критические, то временной ряд урожайности зерновых культур коинтегрирует с временными рядами факторов x_1 , x_{11} , x_{12} с вероятностью 0,99. Следовательно, корреля-

ляционно-регрессионный анализ можно проводить по исходным данным, т.е. непосредственно по уровням изучаемых рядов.

Таблица 2

Расчетные и критические значения критериев Ингла-Грэнджера и Дарбина-Уотсона

Временные ряды	Критерий Ингла-Грэнджера		Критерий Дарбина-Уотсона	
	расчетное	критическое ($\alpha = 0,01$)	расчетное	Критическое ($\alpha = 0,01$)
у и x_1	-5,95	2,59	2,52	0,511
у и x_{11}	-6,10		2,69	
у и x_{12}	-5,05		2,41	

Наилучшее уравнение регрессии, описывающее зависимость урожайности зерновых культур от выделенных факторов, получено методом пошагового включения переменных:

$$\hat{y} = 1,372 + 0,523x_1 + 1,07x_8 + 0,006x_{12}.$$

(2,36) (5,98) (2,92)

Основные характеристики уравнения регрессии приведены в табл. 3.

Таблица 3

Основные характеристики уравнения регрессии урожайности зерновых культур в Оренбургской области за 1995–2013 гг.

Показатели	Значения
Множественный R	0,90
R^2	0,81
$F_{\text{набл}}$	21,80
$F_{\text{кр}}(0,05; 3; 15)$	3,29
$t_{\text{кр}}(0,05; 15)$	2,13
$\bar{\delta}$, %	15,3

Уравнение регрессии в целом статистически значимо при уровне значимости 0,05 и значимы коэффициенты регрессии (в скобках приведены расчетные значения критерия Стьюдента). Колеблемость факторов, входящих в уравнение регрессии, объясняет 81 % колеблемости урожайности зерновых культур в Оренбургской области. Средняя относительная ошибка аппроксимации $\bar{\delta} = 15,3$ % свидетельствует о высокой точности модели.

Из уравнения регрессии следует, что увеличение внесения минеральных удобрений на 1 кг на 1 га приводит к росту урожайности зерновых на 0,523 ц/га; увеличение на 1 мм суммы осадков в мае в среднем увеличивает и урожайность на 1,07 ц/га; а с увеличением нагрузки на 1 комбайн на 1 га урожайность в среднем увеличивается на 0,006 ц/га. Обратим внимание на знак коэффициента регрессии при x_{12} . Мы считаем, что в условиях повышения технических характеристик (мощности, скорости, захвата жатки и подборщика и т.п.) современной сельскохозяйственной техники этот вывод не является противоречивым.

Анализ стандартизированных коэффициентов уравнения регрессии в стандартизированном масштабе

$$t_y = 0,321t_{x_1} + 0,712t_{x_8} + 0,386t_{x_{12}}$$

показывает, что наибольшее влияние на колеблемость урожайности относительно среднего уровня оказывает колеблемость осадков в мае относительно своего среднего значения за период 1995–2013 гг.

Критерий Дарбина-Уотсона ($DW_{\text{набл}} = 2,84, d_L = 0,97, d_U = 1,68$) и метод рядов $k = 16, k_1 = 6, k_2 = 15$ и значения автокорреляционной функции (рис. 10) свидетельствуют о присутствии в остатках отрицательной автокорреляции.

Это может быть результатом неучета в модели какого-то существенно-го фактора или неверной спецификации уравнения регрессии.

Для комплексной оценки причинно-следственных связей урожайности зерновых культур от большого числа взаимосвязанных факторов мы использовали методы компонентного анализа. Это позволило сократить размерность признакового пространства, вскрыть латентные связи между факторами и преодолеть проблему мультиколлинеарности признаков.

Уравнение регрессии на главных компонентах имеет вид

$$\hat{y} = 9,132 - 1,313F_1 - 1,831F_2.$$

(-2,78) (-3,88)

В скобках указаны расчетные значения t -статистики.

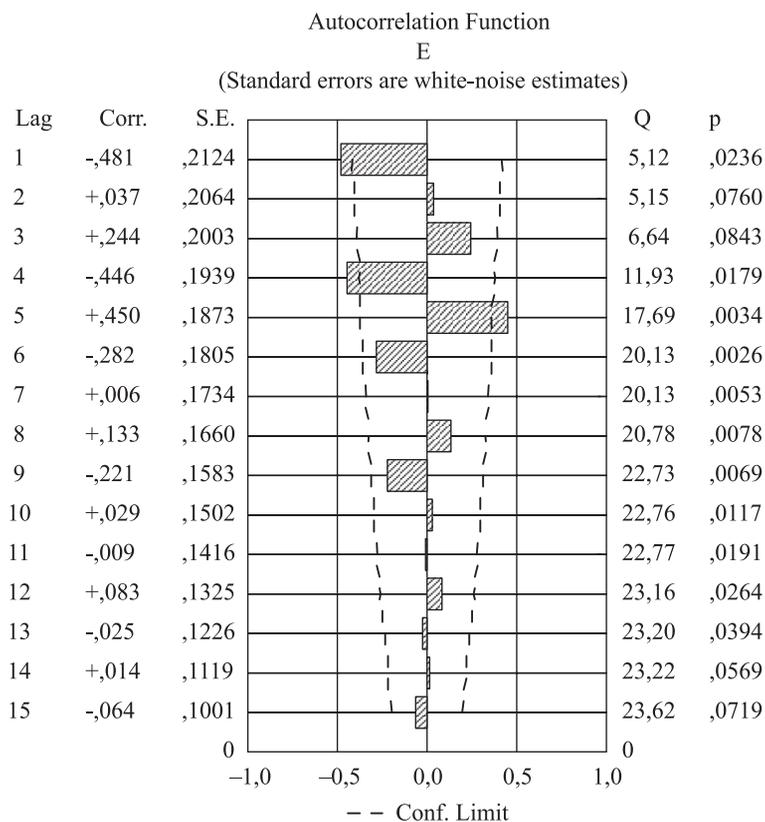


Рис. 10. Автокорреляционная функция регрессионных остатков

Полученное уравнение регрессии статистически значимо, и значимы коэффициенты регрессии. Об этом свидетельствуют статистические показатели, представленные в табл. 4.

Таблица 4

Основные характеристики уравнения регрессии урожайности зерновых культур на главных компонентах в Оренбургской области за 1995–2013 гг.

Показатели	Значения
Множественный R	0,77
R^2	0,59
$F_{\text{набл}}$	11,38
$F_{\text{кр}}(0,05; 2; 16)$	3,24
$t_{\text{кр}}(0,05; 16)$	2,12
$\bar{\delta}, \%$	24,8

Автокорреляция в остатках, согласно методу Дарбина–Утсона (расчетное значение $DW = 2,43$, критические значения $d_L = 1,08, d_U = 1,53$) и значениям автокорреляционной функции, представленным на рис. 11, отсутствует.

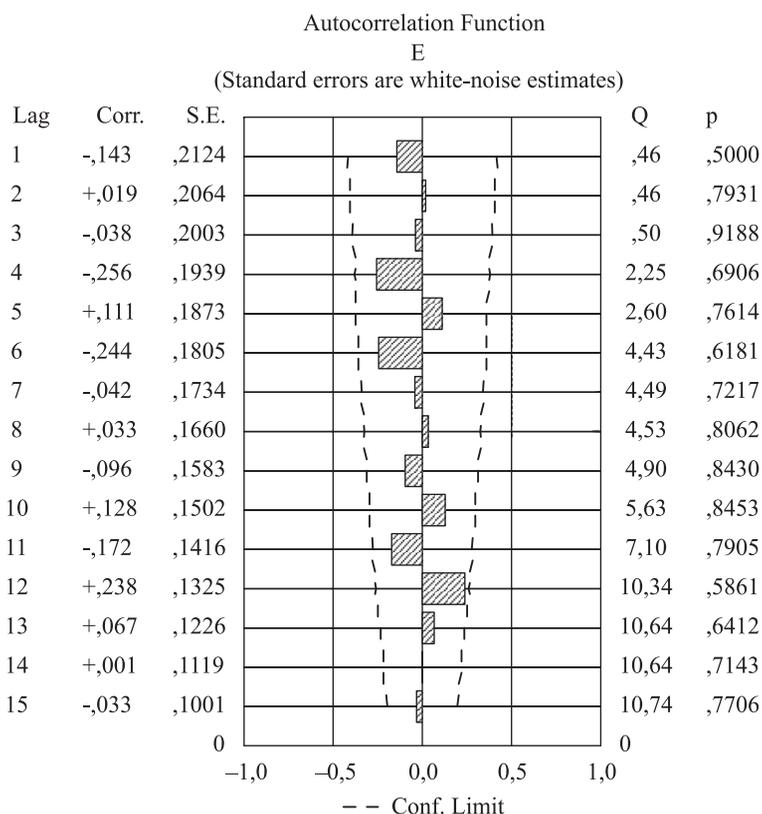


Рис. 11. Автокорреляционная функция остатков уравнения регрессии урожайности зерновых культур в Оренбургской области за 1995–2013 гг., построенного на главных компонентах

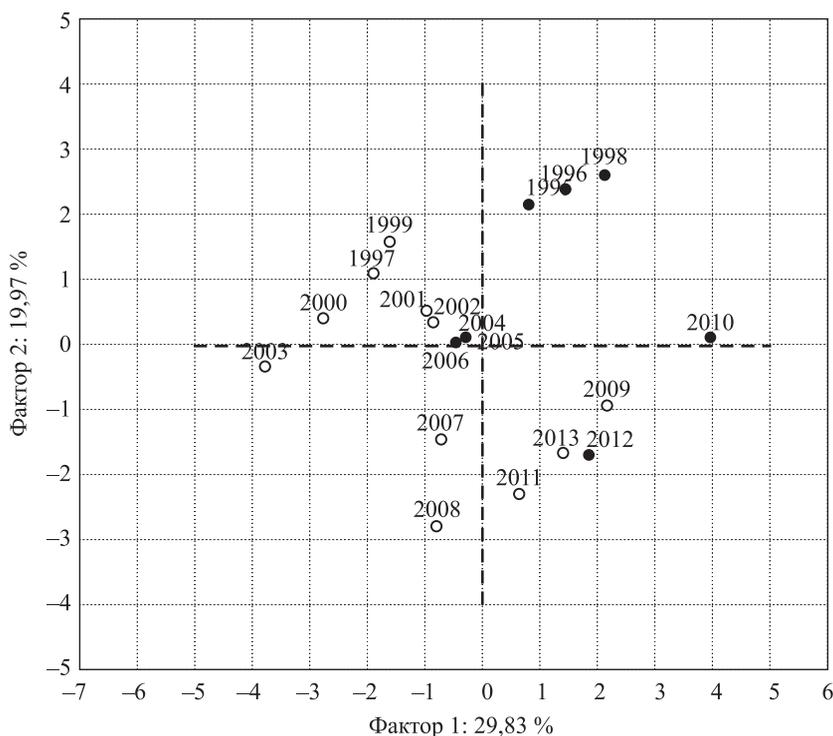


Рис. 12. Распределение лет в системе общих факторов F_1 и F_2

Наибольшее влияние на колеблемость урожайности зерновых культур относительно среднего уровня оказывают погодные условия в мае–июле и уровень интенсификации производства зерновых.

На рис. 12 представлено распределение лет в зависимости от изменения обобщенных факторов F_1 и F_2 . Черным маркером отмечены точки, соответствующие годам с урожайностью ниже среднего уровня периода 1995–2013 гг. Эти точки в основном находятся в первой четверти координатной плоскости F_1OF_2 и в области начала координат. Точки, соответствующие годам с наибольшей урожайностью (1997 г., 2007 г., 2008 г., 2009 г.), в основном расположены в третьей четверти координатной плоскости главных компонент. Следовательно, можно сделать вывод, что при одновременном увеличении или уменьшении значений обобщающих факторов, характеризующих погодные условия в мае–июле и уровень интенсификации производства зерновых, отмечается наибольший уровень колебаний урожайности зерновых культур. Поскольку погодные условия не подлежат возможности регулирования, то снижение уровня колебаний урожайности, а значит и производства зерновых, возможно только путем управления факторами интенсификации, которые в свою очередь снижают негативное воздействие климата. Таким образом, факторное моделирование волатильности производства зерна позволило обоснованно утверждать, что урожайность зерновых культур в Оренбургской области зависит как от погодных факторов, так и от факторов интенсификации производства.

Погодные колебания выражаются в колебаниях среднемесячной температуры и месячной суммы осадков из года в год. Чем выше уровень ко-

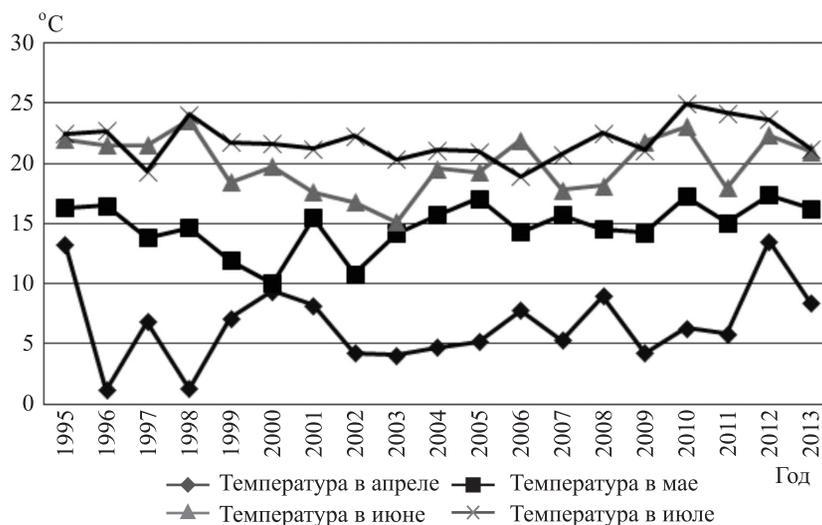


Рис. 13. Динамика среднемесячной температуры в вегетационный период зерновых культур в Оренбургской области

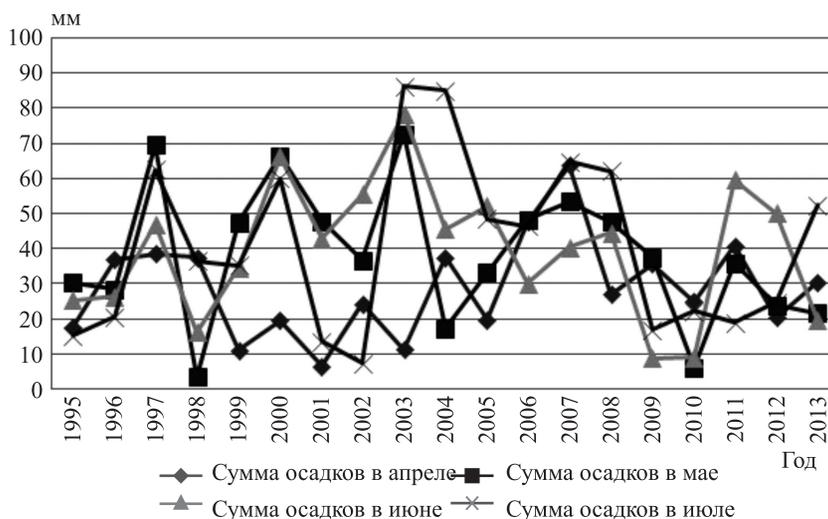


Рис. 14. Динамика суммы осадков в вегетационный период зерновых культур в Оренбургской области

леблемости погодных условий, тем выше риски производства зерна. Так, например, в Оренбургской области за период 1995–2013 гг. высокие колебания суммы осадков в период вегетации зерновых культур и среднемесячной температуры воздуха в апреле (рис. 13, 14, табл. 5) могут свидетельствовать о высоких рисках недополучения урожая.

Объективное суждение об уровне колебаний должно основываться на расчете коэффициентов колеблемости (см. табл. 5).

Наибольшие колебания температуры воздуха в Оренбургской области за период 1995–2013 гг. наблюдаются в апреле, а колебания суммы осадков – в мае и июле. С увеличением колеблемости суммы осадков в апреле

Таблица 5

Колебания среднемесячной температуры и уровня осадков по Оренбургской области за период 1995–2013 гг.

	Температура, °С				Сумма осадков, мм			
	апрель	май	июнь	июль	апрель	май	июнь	июль
Средняя величина	6,6	14,8	20,0	21,8	29,0	38,3	39,6	41,0
Коэффициент колеблемости	0,51	0,13	0,12	0,74	0,49	0,51	0,50	0,61

на 1 % при прочих равных условиях риск снижения урожайности зерновых культур в среднем снижается на 0,003, а при увеличении колеблемости осадков в июне на 1 %, при прочих равных условиях в среднем риск снижения урожайности зерновых культур увеличивается на 0,003.

Выделенные факторы на 37 % обуславливают изменения уровня производства зерновых культур. И их влияние статистически значимо с вероятностью 95 %. Погодные факторы, в силу своего случайного характера обуславливают волатильность урожайности, но не динамику.

Анализ динамики осадков за вегетационный период показал отсутствие существенного тренда, т.е., если судить об изменении климата по динамике осадков и средних температур за 1995–2013 гг., то его нет! Или нужен более длительный период исследования? Или, если судить по тренду урожайности, зерновые культуры, как и все живые организмы, адаптируются к незначительному изменению климата!

Заключение

Выполненное исследование позволяет нам:

- глубже понять природу и механизм динамики погоды и связанные с ней закономерности динамики уровней урожайностей зерновых культур по годам календарного периода;

- возмущающее влияние погодообразующих факторов конкретной местности по причинам, ранее изложенным нами, не прогнозируемы на перспективу, показатели климата за исследуемый период не имеют статистически существенных трендов;

- в целом выполненный статистический анализ динамики долговременного изменения климата местности и возможностей прогноза урожайности, позволяет формулировать некоторые обобщающие выводы о природе и закономерностях динамики урожайности культур, которые позволили бы выработать методы более устойчивого развития сельскохозяйственного производства в данных природно-климатических условиях.

Литература

1. *Афанасьев В.Н., Лебедева Т.В.* Моделирование и прогнозирование временных рядов: учеб.-метод. пособие для вузов. М.: Финансы и статистика, 2009. С. 39–43.
2. *Кондратьев Н.Д.* Проблемы экономической динамики / отв. ред. Л.И. Абалкин. М.: Экономика, 1989. С. 176–179.

3. *Левин В.С.* Инвестиции в основной капитал в России: статистический анализ динамики и прогнозирование. М.: Финансы и статистика, 2007. С. 87.
4. *Лукашин Ю.П.* Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов: учеб. пособие. М.: Финансы и статистика, 2003. С. 254.
5. *Любчик В.В.* Развитие системы методов статистического анализа временных рядов: автореф. дис. ... канд. экон. наук. Оренбург, 2011. 22 с.
6. *Фёрстер Э., Ренц Б.* Методы корреляционного и регрессионного анализа: руководство для экономистов. М.: Финансы и статистика, 1983. С. 10.
7. *Халафян А.А.* STATISTICA 6. Статистический анализ данных: учебник. М.: ООО «Бином-Пресс», 2007. С. 486.
8. Эконометрика: учебник / И.И. Елисеева, С.В. Курышева, Т.В. Костеева и др.; под ред. И.И. Елисеевой. 2-е изд., перераб. и доп. М.: Финансы и статистика, 2008. С. 446–453.

Bibliography

1. *Afanas'ev V.N., Lebedeva T.V.* Modelirovanie i prognozirovanie vremennyh rjadov: ucheb.-metod. posobie dlja vuzov. М.: Finansy i statistika, 2009. P. 39–43.
2. *Kondrat'ev N.D.* Problemy jekonomicheskoj dinamiki / otv. red. L.I. Abalkin. М.: Jekonomika, 1989. P. 176–179.
3. *Levin V.S.* Investicii v osnovnoj kapital v Rossii: statisticheskiy analiz dinamiki i prognozirovanie. М.: Finansy i statistika, 2007. P. 87.
4. *Lukashin Ju.P.* Adaptivnye metody kratkosrochnogo prognozirovanija vremennyh rjadov: ucheb. posobie. М.: Finansy i statistika, 2003. P. 254.
5. *Ljubchich V.V.* Razvitie sistemy metodov statisticheskogo analiza vremennyh rjadov: avtoref. dis. ... kand. jekon. nauk. Orenburg, 2011. 22 p.
6. *Fjorster Je., Renc B.* Metody korreljacionnogo i regressionnogo analiza: rukovodstvo dlja jekonomistov. М.: Finansy i statistika, 1983. P. 10.
7. *Halafjan A.A.* STATISTICA 6. Statisticheskiy analiz dannyh: uchebник. М.: ООО «Binom-Press», 2007. P. 486.
8. Jekonometrika: uchebник / I.I. Eliseeva, S.V. Kuryшева, T.V. Kosteeva i dr.; pod red. I.I. Eliseevoj. 2-e izd., pererab. i dop. М.: Finansy i statistika, 2008. P. 446–453.