

Ю.Л.РАУНЕР

КЛИМАТ И УРОЖАЙНОСТЬ ЗЕРНОВЫХ КУЛЬТУР

ИЗДАТЕЛЬСТВО •НАУКА•

УДК 551.581+631.165

Раунер Ю. Л. Климат и урожайность зерновых культур. М.: Наука, 1981.

В книге с позиций современных климатологических методов рассматривается воздействие неблагоприятных погодно-климатических условий на многолетний режим продуктивности растительного покрова и урожайность сельскохозяйственных культур. Приводятся данные за XIX—XX вв. по СССР, США, Канаде, Западной Европе, Японии. Анализируется временная динамика засушливых явлений в указанных странах и за соответствующий период. Сделан ряд выводов общетеоретического характера, а также даны некоторые прикладные рекомендации.
Табл. 79. Ил. 78. Библ. 200 назв.

Ответственный редактор
Н. И. БАЗИЛЕВИЧ

Р $\frac{20807-311}{055(02)-81}$ 360-81. 1903040000

© Издательство «Наука», 1981 г.

ПРЕДИСЛОВИЕ

В результате многолетних работ по Международной Биологической программе впервые в мировой науке были количественно оценены суммарные запасы растительных ресурсов биосферы, а также годичные приросты многих видов естественной и культурной растительности на различных континентах, формирующиеся при некоторых средних климатических условиях.

Между тем хорошо известно, что первичный продукционный процесс биосферы и его конечный результат — нетто-продукция органической биомассы растений в сильнейшей степени зависят от сложных комплексов погодно-климатических факторов. Эти комплексы, в свою очередь, очень динамичны и характеризуются весьма резкой изменчивостью в многолетнем режиме. В результате при некотором среднем уровне биологической продуктивности экосистем возникают ее естественные флуктуации, которые в отдельные годы или группы лет могут принимать экстремальный характер. Последнее сильно сказывается на формировании ежегодной урожайности агробиоценозов, особенно однолетних зерновых культур.

В настоящем исследовании предпринимается попытка подойти к анализу проблемы подобного типа изменчивости на основе динамико-стохастической модели. При этом сам климат как таковой или его отдельные элементы с традиционных позиций не рассматриваются. Однако многолетние ряды первичной продуктивности (урожайности зерновых) интерпретированы таким образом, что они заключают в себе информацию об интегральном влиянии совокупности погодно-климатических факторов, особенно экстремальных, на конечную ежегодную величину биопродукции в пределах больших территорий.

В этой совокупности факторов одно из слагаемых — атмосферное увлажнение — имеет первостепенное значение. Для многих зерновых районов этот фактор находится в минимуме и его дефицит становится главной причиной недобора зерновых. Даже в условиях благоприятной в среднем влагообеспеченности он в значительной мере обусловливает дисперсию неурожайных лет. Поэтому мы уделили специальное внимание разработке новой климатологической модели, параметризующей многолетнюю динамику засушливых явлений, в той или иной мере определяющих уровень колебания урожайности зерновых. Она может быть также положена в основу анализа временной последовательности других комплексных экстремальных климатических явлений, оказывающих влияние на биологическую продуктивность.

Предлагаемая вниманию читателя книга состоит из трех разделов. В первом из них дана общая формулировка проблемы и излагаются элементарные основы стохастического моделирования временных рядов применительно к поставленной задаче. Во втором и третьем разделах разработанные модели используются для статистической интерпретации флуктуаций урожайности и обусловливающих ее экстремальных атмосферных явлений по территории СССР и ряду важнейших зарубежных зерновых регионов северного полушария. В помещенном в конце книги «Приложении» приводятся данные по абсолютной урожайности, результаты расчетов десятилетних скользящих и индексы урожайности по годам за XIX и XX вв. по СССР и ряду стран.

Это исследование можно рассматривать как дальнейшее развитие наших [Раунер 1972, 1973, 1974] многолетних разработок по фитоклимату и влиянию метеорологических факторов на первичную продуктивность и урожайность, проводимых в рамках комплексных геоэкосистемных работ, осуществляемых в Институте географии. Вместе с тем излагаемые подходы и некоторые из полученных выводов в значительной мере соприкасаются с проблемой современных колебаний климата, разработка которой, начатая Б. Л. Дзердзеевским в Отделе климатологии Института географии АН СССР еще в начале 50-х годов, продолжается и в настоящее время.

Пользуюсь случаем выразить искреннюю признательность Г. Н. Витвицкому, Д. И. Шашко, Н. И. Базилевич, которые сделали целый ряд весьма ценных замечаний при рецензировании и научном редактировании рукописи, а также сотрудникам Отдела климатологии Института географии АН СССР, помогавшим мне в процессе подготовки работы, особенно Л. А. Лозовской, организовавшей обработку материалов на ЭВМ.

ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ СТОХАСТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ, НЕКОТОРЫЕ ПРИНЦИПИАЛЬНЫЕ ПОЛОЖЕНИЯ И ПРИМЕРЫ

«Метеоролога интересуют лишь статистические утверждения...»

Норберт Винер

Динамико-стохастическая модель флуктуаций первичной продуктивности и урожайности

Знаменитая «Кибернетика» Н. Винера, цитату из которой мы предпосылаем нашему исследованию, начинается с принципиального сопоставления двух основных методологических подходов к науке — детерминистского и вероятностного, а две столь различные научные дисциплины — ньютонова астрономия и современная метеорология привлекаются как наглядные и контрастные иллюстрации подобных подходов. Яркий и убедительный анализ, в котором использованы также данные других наук, позволил Н. Винеру констатировать, что статистические принципы вторглись даже в классическую механику и сейчас уже невозможно назвать ни одной естественнонаучной дисциплины, которая полностью подчинялась бы концепциям Ньютона. Произведя ранжировку взаимного положения отдельных дисциплин в системе естественных наук, основанную на этом принципе, Н. Винер заключает, что преобладающая часть наук занимает промежуточное положение между астрономией и метеорологией, но ближе к метеорологии, чем к астрономии.

Итак, из этого высказывания основоположника кибернетики следует, что именно метеорология, а следовательно и климатология, изучающая те же физические процессы в их многолетней статистической совокупности, могут служить своего рода эталоном одного из современных концептуальных подходов для широкого класса естественных наук. Конечно, это уже наша трактовка положений Н. Винера, которую, вероятно, далеко не все (даже метеорологи и климатологи) согласятся разделить, хотя бы потому, что практика метеоролога-прогнозиста все еще не достигла совершенства.

Полезно напомнить, однако, что прогноз, обычно представляющий собой конечную и фундаментальную цель науки, для дисциплин гидрометеорологического цикла является их основным содержанием и делом повседневной оперативной работы. Отдельные и неизбежные неудачи на этом пути свидетельствуют прежде всего о необычайной сложности изучаемых этими науками гигантских и уникальных природных объектов — воздушной и водной оболочек Земли, непрерывно взаимодействующих и влияющих на состояние биосферы в целом и особенно на структуру и производительность ее биоты. Уместно в этой связи сослаться на А. И. Воейкова [1952], подчеркивавшего, что в метеорологии из-за специфичности изучаемого ею объекта в принципе невозможно достичь того же уровня достоверности, который характерен, например, для классической астрономии. Это высказывание А. И. Воейкова по существу согласуется с изложенными выше положениями.

Одна из актуальных задач динамической климатологии может быть определена как изучение флуктуаций климата — его высокочастотных (в климатическом смысле) колебаний, имеющих циклическую или чисто стохастическую природу. Колебания в этом диапазоне частот, особенно короткопериодные климатические экстремумы, весьма важны для изучения современного климата и его влияния на биосферу. Именно они вносят решающий вклад в ежегодную изменчивость уровня биологической

продуктивности растительного покрова, которая, в свою очередь, становится своеобразным фитоиндикатором многолетней изменчивости климатических условий. При этом если отдельные растения содержат информацию о колебаниях климата со значительным весом локальных климатических условий (например, годичные кольца деревьев), то динамика индекса урожайности сельскохозяйственных культур, обычно относящегося к значительным территориям, отражает климатические эффекты более или менее крупного масштаба.

Применение для выявления климатообусловленных флуктуаций первичной продуктивности методов стохастического моделирования, лежащих в основе современного климатологического анализа, позволит лучше понять их спонтанную природу и в конечном итоге подойти к объяснению тех физических (климатических) механизмов, которые их порождают. Эти соображения, сформулированные нами ранее в самых общих чертах [Раунер, 1976 а, б], положены в основу и развиваются в рамках настоящего исследования.

Прежде чем перейти к более подробному изложению поставленной задачи, целесообразно привести краткий анализ методов физического и динамического моделирования применительно к решению агрометеорологических задач. Как известно, в этом направлении в СССР и за рубежом были проведены широкие поисковые разработки (М. И. Будыко, А. И. Будаговский, Г. В. Менжулин, Ю. К. Росс, О. Д. Сиротенко, Х. Г. Тооминг, А. Ф. Чудновский, С. В. Нерпин, Р. А. Полуэктов, В. Де-Вит, Э. Иноэ, Э. Леман, Р. Слейтер, З. Учиджима, Дж. Монтис, П. Ваггонер, Р. Карри, Ж. Полтридж и др.). В результате за последние 12—15 лет построен ряд математических моделей радиационного, турбулентного, водно-теплового и газового режимов слоя растительности.

Физическое и динамическое моделирование явилось принципиально новой физической базой для современной агрометеорологии. Его возникновение и развитие обусловливались в немалой степени недостаточной эффективностью традиционной агрометеорологии, основанной главным образом на элементарных статистических методах регрессионного анализа. Важной чертой и бесспорным достоинством является применение при этом системного подхода, т. е. не только моделирования отдельных звеньев продукционного процесса и обусловливающих его факторов, но и рассмотрения системы «среда — биоценоз» в целом. При таком подходе в качестве исходного этапа изучения обычно конструируется некая общая блок-схема динамической модели изучаемой биогеосистемы, включающая отдельные подсистемы физического и биотического характера. Приведенная ниже схема 1 иллюстрирует принцип функционирования любого биогеоценоза. Она составлена на основе обобщения некоторых имеющихся вариантов, в частности Х. Г. Тоомингa [1977], Карри [Curry, 1971] и Де-Вита [De-Wit et al., 1970].

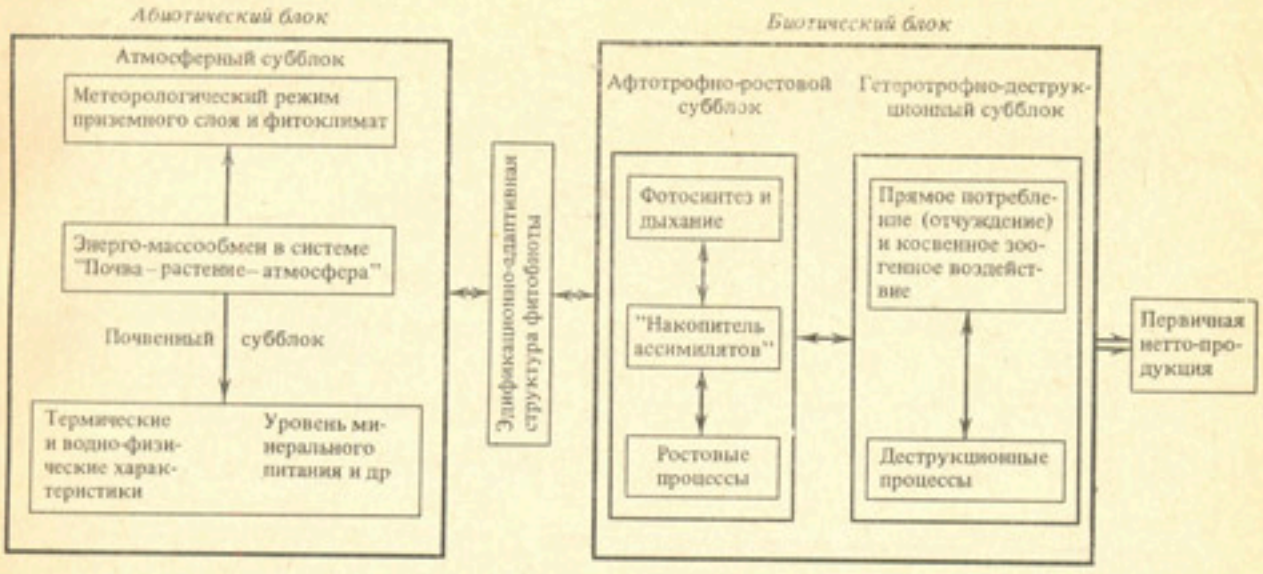
Абиотический блок характеризует физические процессы в атмосфере биогеоценоза и в деятельном слое почвы, которые обусловливают формирование определенного типа фитоклимата в слое растительности и водно-теплового режима корнеобитаемой зоны. Биотический блок характеризует механизмы фотосинтеза — дыхания и ростовые процессы, а также потребление фитомассы гетеротрофами и ее разрушение в процессе биохимического круговорота.

Важными элементами функционирования являются регуляторные механизмы между блоками и субблоками модели. В абиотическом блоке — это процессы энерго-массообмена в системе «почва — растение — атмосфера», в автотрофном блоке — «накопитель ассимилятов» (по Де-Виту), весьма важный механизм взаимодействия между фотосинтезом и ростовыми процессами.

Между основными блоками также существует механизм регуляции, который, согласно идее В. Д. Утехина [1977], характеризует так называемую эдификационно-адаптивную структуру фитобиоты биогеоценоза (в том числе и агробиогеоценоза). Эдификационные свойства связаны

Схема 1

Блок-схема продукционного процесса биогеоценоза



с определенным преобразованием среды самим фитоценозом, точнее его геометрией и архитектоникой (площадь листьев, высота, густота, однородность и др.). При заданной эдификационной структуре адаптивная структура растительного сообщества будет определять эффективность усвоения ресурсов среды его отдельными ценобионтами. В целом этот механизм определяет эффективность продукционного процесса и уровни его энергетических кпд — фотосинтеза и транспирации.

К настоящему времени разработана целая серия моделей, математически описывающих отдельные блоки (особенно детально — атмосферный), а также предпринимаются попытки построения полных динамических моделей применительно к конкретному агробиоценозу [Сиротенко, Просвиркина, 1977; Тооминг, 1977].

Отмечая прогрессивность подобного подхода, следует, однако, иметь в виду, что его применение, основанное на достаточно жестких детерминированных решениях, может дать достаточно удовлетворительные результаты (и поддается некоторой верификации) лишь в рамках конкретного вегетационного сезона или его отдельных фаз и на уровне отдельного агробиоценоза, т. е. на микрометеорологическом уровне. При переходе на климатологический и географический уровни обобщения, т. е. при обобщении в рамках многолетнего режима и применительно к осредненным по площади условиям, более эффективным может оказаться иной подход.

Обратимся к некоторым характерным примерам для пояснения сущности рассматриваемого подхода. Хорошо известно, что зависимость между ежегодной биопродукцией растительного покрова и погодно-климатическими характеристиками сложна и многофакторна. Фритц [Fritts, 1962], например, выделяет несколько десятков метеорологических факторов, обусловливающих ежегодную продуктивность (годичный прирост) древесной растительности. А. Р. Константинов [1976] в предложенной им модели урожайности озимой пшеницы выделяет четыре факторных блока (метеорологический, биологический, агротехнический и блок почвенного плодородия), включающих свыше 20 учитываемых факторов, из которых чисто метеорологические составляют более половины. В работе О. Д. Сиротенко и А. Г. Просвиркиной [1977] эти факторы и явления в системе «среда — агробиоценоз» систематизированы в основные группы, создающие в совокупности ситуацию, подобную «лабиринту». Это прежде всего многомерность потенциально влияющих физических параметров и нелинейный характер взаимодействия растений со средой обитания, неаддитивность воздействия каждого средообразующего фактора и их взаимная

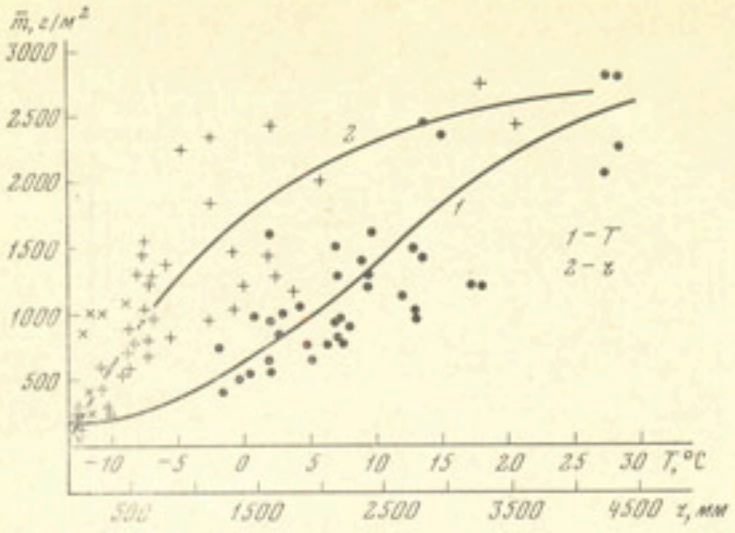


Рис. 1. Годичная продукция растительных биомов суши как функция среднегодовой температуры (T) и осадков (r), по данным Лита [Lieth, 1972]

корреляция, инерционность фитобиоты, создающая немарковские эффекты в случайном процессе.

Для практического решения задачи, особенно для целей агрометеорологического прогноза, из этого большого разнообразия предикторов обычно выделяют несколько ведущих, которые вносят основной вклад в дисперсию продуктивности (урожайности) и по которым производится оценка ее ожидаемого уровня [Уланова, 1975б; Батталов, 1977]. Уместно подчеркнуть, что прогноз продуктивности по существу слагается из двух этапов — прогноза соответствующего комплекса агрометеорологических показателей с определенным уровнем оправдываемости и прогноза уровня продуктивности на основании полученных корреляционных отношений (регрессионных уравнений). Как показал Ф. З. Батталов [там же], средний коэффициент корреляции между продуктивностью яровой пшеницы в масштабе административного района и определяющим его агрометеорологическим комплексом не превышает 0,80, что, по-видимому, может считаться наилучшим показателем такой связи. При средней оправдываемости прогноза подобного комплекса порядка 0,85 окончательный уровень оправдываемости прогноза продуктивности в лучшем случае составит величину, не превышающую 0,70 (0,80×0,85).

Проиллюстрируем изложенное выше некоторыми примерами, относящимися к растительным системам разных таксономических рангов.

Зависимость годичной продуктивности естественной растительности по основным природным зонам от среднегодовой температуры воздуха и соответствующего количества осадков (рис. 1) была получена Литом [Lieth, 1972]. Он параметризирует средние линии зависимости уравнениями типа $m = \frac{3000}{1 + \exp(1{,}315 - 0{,}119T)}$ и $m = 3000\,[1 - \exp(-0{,}000664\,r)]$ и использует их в качестве расчетной модели для построения мировой карты первичной продуктивности поверхности суши.

Нетрудно заметить, что дисперсия областей рассеяния весьма велика, и для некоторого среднего диапазона температуры и осадков значения продуктивности для одних и тех же климатических параметров могут отличаться в 2,5 раза, что равносильно сдвигу по горизонтальной оси из умеренных широт в тропики. На это обстоятельство обратил внимание Чарновский [Czarnowski, 1973], который пришел к заключению, что данная модель не отражает с необходимой полнотой климатические механизмы, обусловливающие продукционный процесс на глобальном уровне.

В ряде других исследований радиационно-климатических факторов региональной и глобальной продуктивности использовались более эффективные показатели водно-теплового режима, однако и при этом полученные зависимости в целом характеризовались недостаточно высоким уровнем корреляции [Дроздов А. В., 1969; Ефимова, 1977; и др.].

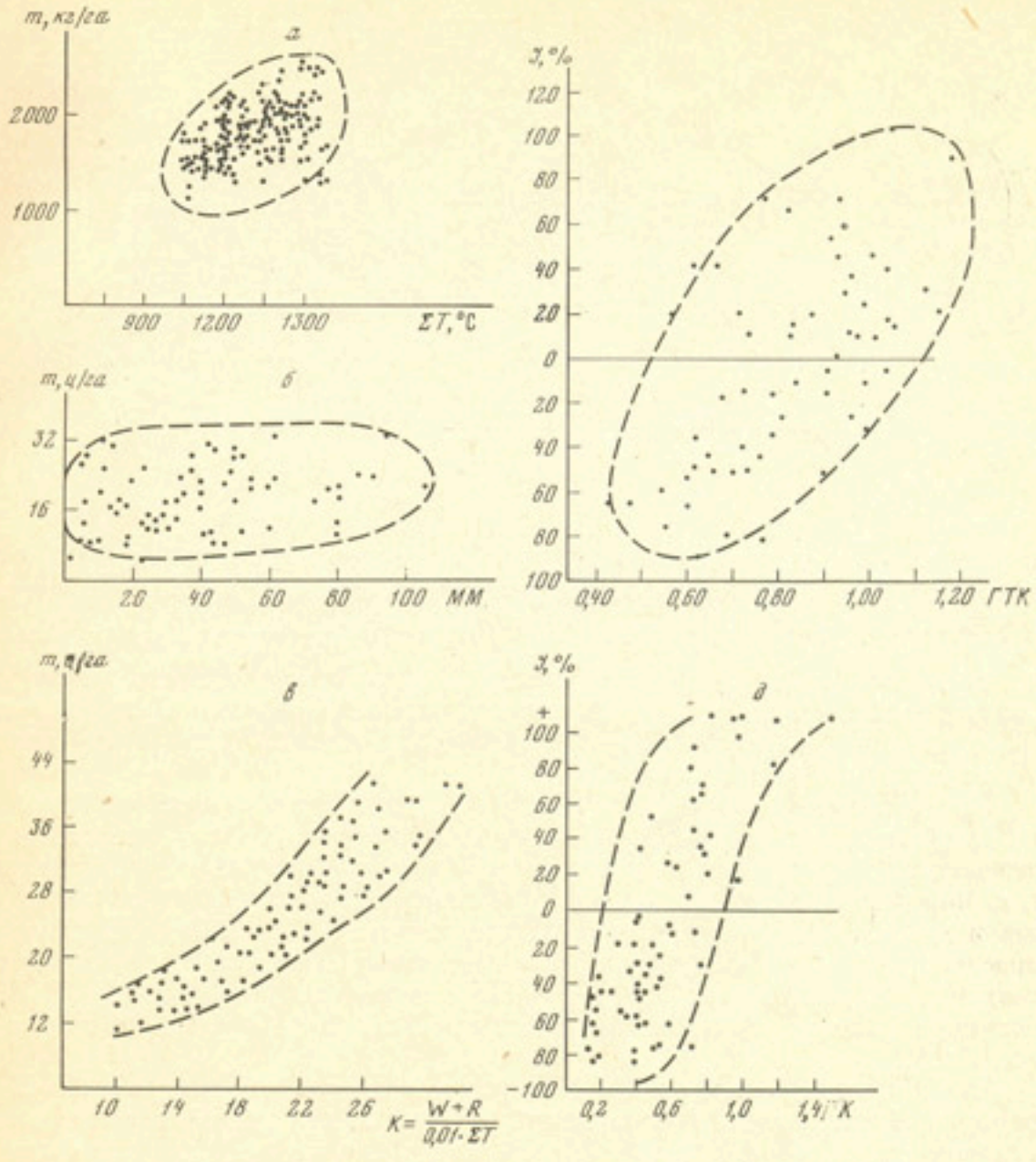


Рис. 2. Примеры связей «урожайность — гидротермические факторы»

а — урожайность яровой пшеницы за 1967—1969 гг., южная Финляндия, по данным Varjo [1978]; *б* — то же, озимой пшеницы за 1892—1965 гг., южная Украина, по данным Е. С. Улановой [1966]; *в* — зависимость урожайности озимой пшеницы (Безостая-1 и Мироновская-808) от гидротермического показателя, по данным Е. С. Улановой [1975б]; *г* — ежегодный индекс урожайности яровой пшеницы и гидротермический коэффициент, по Г. Т. Селянинову за 1899—1971 гг. (ГТК); Кулундинская степь, по данным А. П. Сляднева [1965] и Е. К. Федорова [1973]; *д* — то же, на отдельных опытных станциях, по данным А. М. Алпатьева и А. И. Трофимовой [1958]

Проиллюстрируем соответствующие связи для зерновых в контрастных и экстремальных гидроклиматических условиях — при недостатке тепла и избытке влаги и обратном их соотношении, т. е. в условиях, когда ведущим фактором являются либо суммы температур, либо количество осадков. На рис. 2, *а*, *б* показана зависимость урожайности яровой пшеницы от сумм эффективных температур в условиях Финляндии и озимой пшеницы — от количества осадков в мае на юге Украины. В первом случае корреляция выражена весьма слабо, а во втором она совсем отсутствует, хотя в засушливых условиях степной Украины выпавшие в мае осадки должны оказывать существенное влияние на формирование урожая. Лишь учет предшествующего увлажнения и состояния посевов после перезимовки, а также параметризация эффективных осадков и сумм температур

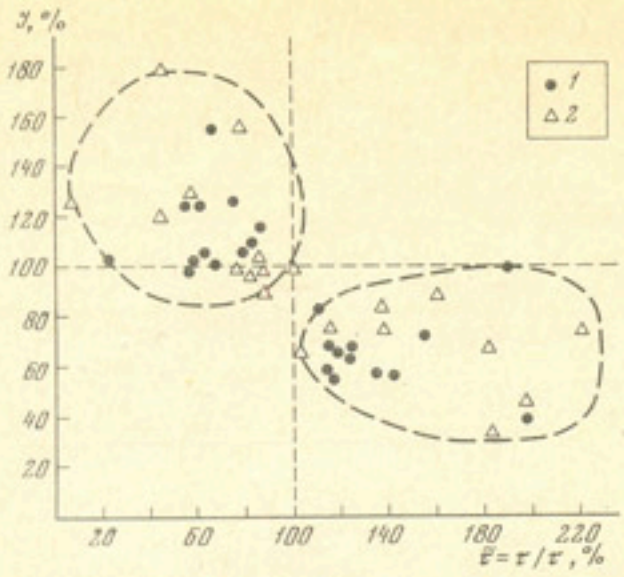


Рис. 3. Индекс урожайности и отклонения от нормы в % продолжительности засушливого периода $\tilde{\tau}$ за вегетационный сезон, по данным А. С. Утешева [1972]

1 — яровая пшеница за май — июль, центральная часть Северного Казахстана;
2 — естественная пастбищная растительность за апрель — май, Западный Казахстан и Алма-Атинская область

в виде аналога гидротермического коэффициента k позволяют установить корреляционную зависимость, сохраняющую, однако, довольно высокий уровень дисперсии (см. рис. 2, *в*). Величина $k = \frac{w+R}{0{,}01\Sigma T}$, где w — запасы продуктивной влаги метрового слоя в декаду возобновления вегетации (*мм*), R — количество осадков за период от возобновления вегетации до фазы восковой спелости, ΣT — сумма среднесуточных температур (выше 5°) за тот же период [Уланова, 1975б].

При обобщении данных по ежегодной урожайности яровой пшеницы в Кулундинской степи и в Кокчетавской области за XX в. в качестве определяющего фактора использовался гидротермический коэффициент, т. е. параметр, учитывающий как абсолютные значения количества осадков и суммы температур, так и их соотношение. Связь $J=f(K)$ хотя и прослеживается, но отличается столь высоким уровнем дисперсии, что ее нельзя считать значимой. Так, в области оптимальных величин $K \approx 0{,}9 \div 1{,}0$ величина J может принимать значения −30, −40% и +40, +50% (см. рис. 2, *г*).

Аналогичный уровень связи обнаруживается для тех же районов Кулундинской степи при сопоставлении относительной урожайности яровой пшеницы на отдельных опытных станциях с тем же ведущим климатическим фактором. В области оптимальных значений гидротермического коэффициента (0,6—0,8) разброс отдельных точек колеблется в весьма широком диапазоне от −80, −100% до +80, +100% (см. рис. 2, *д*).

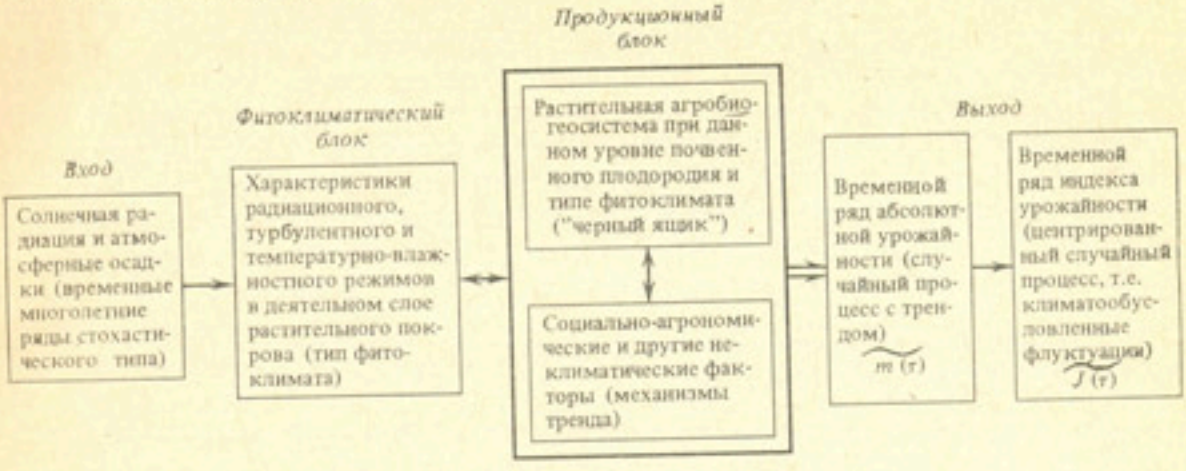
На рисунке 3 показана статистическая связь относительной урожайности пшеницы и естественной пастбищной растительности с относительной длительностью засушливого периода в различных районах Казахстана. Общая зависимость выражена достаточно отчетливо, однако значительный разброс отдельных точек по существу позволяет утверждать лишь то, что при числе дней с засухой ниже некоторой нормы числа засушливых дней ($\tilde{\tau} < 100\%$) индекс продуктивности оказывается выше соответствующего среднего значения ($J > 100\%$) и, наоборот, при $\tilde{\tau} > 100\%$ величина $J < 100\%$.

В условиях достаточного увлажнения в качестве основного фактора формирования продуктивности древесной растительности обычно принимают влияние радиационного фактора. Однако анализ, выполненный В. А. Алексеевым [1975], показал, что статистическая связь годичного прироста стволовой древесины хвойных пород с величиной фотосинтетической активной радиации в июне — августе (за 44-летний интервал) характеризуется максимальным значением коэффициента корреляции, не превосходящим +0,3.

Таким образом, даже весьма краткий анализ нескольких примеров показывает, что при переходе на многолетний уровень обобщения система

Схема 2

Общая блок-схема динамико-стохастической модели многолетних флуктуаций урожайности



«погодно-климатические факторы — продуктивность растительного покрова» превращается в сложную многофакторную нелинейную систему стохастического типа. Ее общая логическая блок-модель применительно к агробиогеоценозам ясна из схемы 2.

Вход системы представляет собой некий аналог «генератора случайных сигналов». Он включает в себя два основных климатических элемента — солнечную радиацию и атмосферные осадки, которые являются первичными климатическими факторами продукционного процесса. В данной модели они рассматриваются в виде многолетних рядов стохастического типа. В фитоклиматическом блоке эти важнейшие параметры преобразуются в характеристики среды обитания, т. е. турбулентный и температурно-влажностный режимы приземного слоя атмосферы, в том числе и слоя растительности, а также верхних слоев почвы. Параметры микроклиматического режима в среде обитания растений (т. е. тип фитоклимата), в свою очередь, прямо или косвенно влияют на формирование первичной продуктивности.

Передаточным механизмом системы (или так называемым «формирующим фильтром) является продукционный блок, также включающий два субблока — растительную биогеосистему, т. е. субблок биопродукционных факторов, и субблок механизмов тренда.

На растительную биогеосистему не накладывается каких-либо ограничений в отношении таксономического ранга, т. е. речь может идти об отдельном биогеоценозе, совокупности растительных сообществ природного региона, растительном компоненте ландшафтно-географической зоны. Условия естественного почвенного плодородия и тип фитоклимата считаются заданными. Получая импульсы случайного климатического процесса, через фитоклиматический блок биопродукционный субблок формирует выходной сигнал в виде многолетней последовательности абсолютной нетто-продукции (урожайности) растительного комплекса.

Второй субблок при этом выполняет роль некоторого специфического фильтра, выделяя ту часть процесса (тренд), которая слагается за счет совокупности неклиматических факторов (общих социально-экономических условий, уровня агротехники и селекции и др.). В результате на выходе системы временной ряд представляется в виде относительных величин — индекса урожайности, отражающего влияние только погодно-климатических факторов.

В рамках данной модели рассмотренные выше корреляционные соотношения играют роль собственно передаточных функций и отражают с большей или меньшей информативностью реакцию продукционных механизмов на внешние климатические воздействия. Строго говоря, сам про-

дукционный субблок при подобном подходе должен рассматриваться лишь как «черный ящик». Описание и анализ соответствующих биофизических механизмов входят в задачу динамического моделирования, что для климатологического уровня обобщения (т. е. для многолетней совокупности и применительно к крупным регионам) является чрезвычайно сложной проблемой и делом будущего (возможно, ближайшего).

Таким образом, многолетняя климатообусловленная изменчивость биопродуктивности (урожайности), представляющая собой конечную интегральную реакцию всей системы на воздействующие на нее факторы, может рассматриваться как стохастический процесс. Некоторые соображения об его общих свойствах применительно к важнейшим типам природных и агротехнических биогеосистем излагаются ниже.

Многолетняя динамика продуктивности растительных биогеосистем

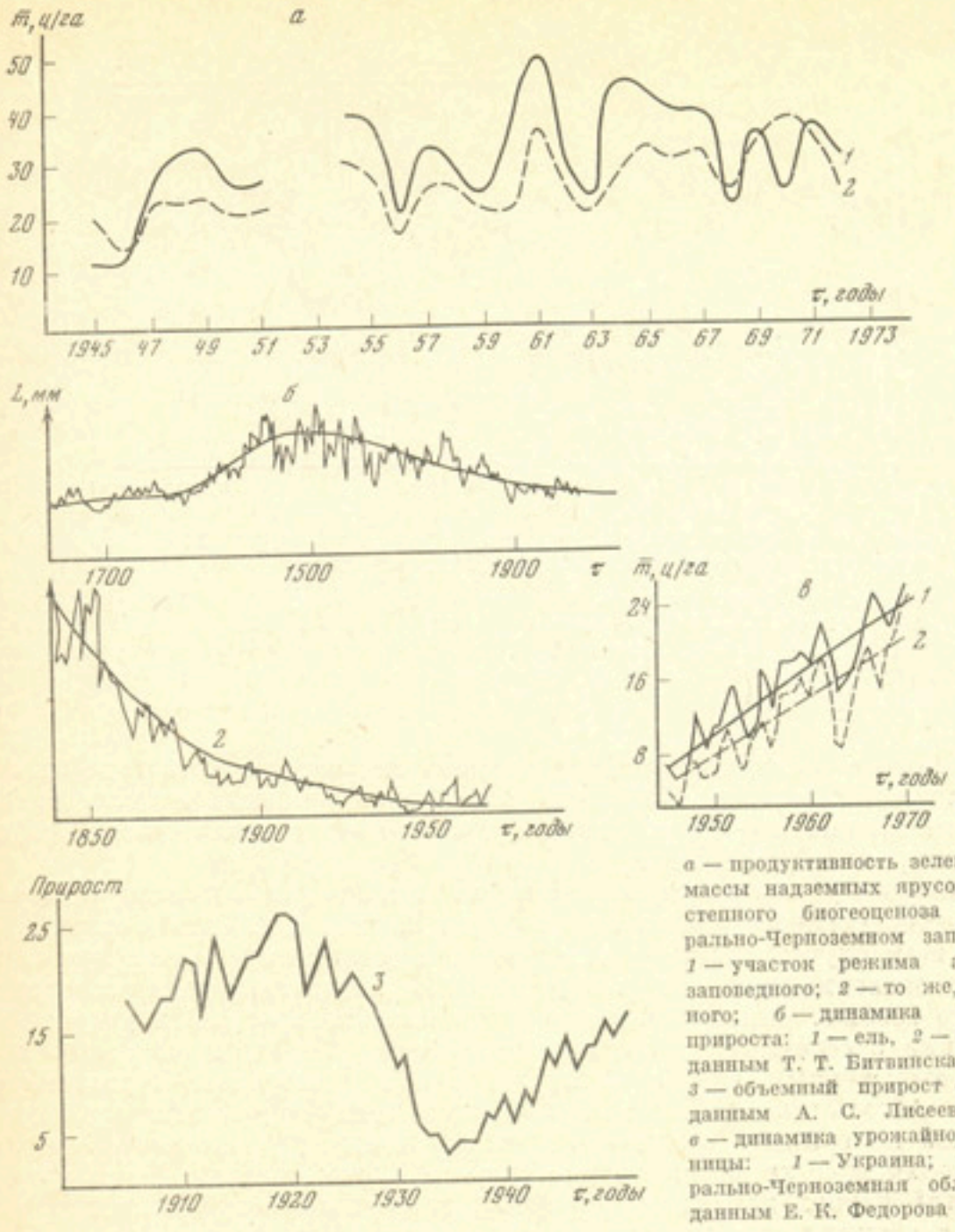
Для освещения этого вопроса мы также обратимся к некоторым типичным примерам. Начнем с лугово-степной растительной ассоциации Стрелецкой степи под Курском, на территории Центрально-Черноземного заповедника им. В. В. Алехина, для которой мы составили, использовав материалы А. М. Семеновой-Тяньшанской [1976], В. Д. Утехина [1977] и данные, приведенные в Летописи природы [1968—1973], временной ряд за период с 1945 по 1973 г. (рис. 4).

Растительность в течение практически всего периода находится в режиме заповедования, причем на одном участке производится ежегодное скашивание, а на другом оно не производится совсем (абсолютно заповедный режим). Из рис. 4,*а* нетрудно заметить, что какая-либо тенденция в изменении средней продуктивности биомассы за весь период отсутствует. Ежегодные колебания обусловлены главным образом соответствующими флуктуациями погодно-климатических факторов, к числу которых относятся режим увлажнения в период вегетации (особенно в мае), режим осеннего увлажнения, температурный режим периода вегетации, условия перезимовки растений и ряд других. При этом размах колебаний — уровень дисперсии для всей реализации сохраняется приблизительно постоянным. Таким образом, в данном случае можно говорить об отсутствии тренда, а также о стационарности самого процесса в отношении моментов второго порядка. Рассматриваемый случай с точки зрения структуры ряда является простейшим, причем его можно считать в известной мере характерным для естественной многолетней растительности лугово-степного типа, находящейся в заповедном режиме.

Аналогичный статистический тип может, по-видимому, характеризовать также естественную растительность в аридных и полуаридных условиях с той лишь разницей, что в этом случае должна быть более резко выражена амплитуда колебаний от года к году [см., например, «Растительность Центральных Каракумов...», 1970].

Систематические изменения тренда, в частности понижение средней продуктивности, может свидетельствовать о каком-либо направленном отрицательном воздействии на данную растительную биогеосистему, т. е. может играть роль биоэкологического мониторинга [Герасимов, 1976].

Рисунок 4, *б* характеризует многолетнюю динамику годичного линейного прироста (ширину годичных колец) для некоторых типов хвойной растительности за период в 200—250 лет. Кривая 1 отражает многолетнюю динамику прироста ели в условиях Норвегии практически за все стадии жизненного цикла, а кривая 2 — флуктуации прироста сосны в Новгородской области от фазы его кульминации до начала отмирания. В обоих случаях характерно наличие нелинейного тренда, причем для всего онтогенеза соответствующая кривая может быть описана одновершинным распределением типа $m(\tau) = \alpha m^{\tau} \exp(-\gamma\tau)$. Линия тренда динамики прироста сосны, полученная на основе скользящего осреднения



а — продуктивность зеленой фитомассы надземных ярусов луговостепного биогеоценоза в Центрально-Черноземном заповеднике: *1* — участок режима абсолютно заповедного; *2* — то же, заповедного; *б* — динамика годичного прироста: *1* — ель, *2* — сосна, по данным Т. Т. Битвинскаса [1974]; *3* — объемный прирост сосны, по данным А. С. Лисеева [1975]; *в* — динамика урожайности пшеницы: *1* — Украина; *2* — Центрально-Черноземная область, по данным Е. К. Федорова [1973]

Рис. 4. Многолетняя динамика первичной продуктивности и урожайности растительных биогеосистем

с 20-летним шагом, может быть приближенно параметризована экспоненциальной кривой затухающего типа $m(\tau) = \alpha \exp(-\gamma\tau)$.

На фоне этих сглаженных значений, отражающих закономерности возрастной динамики и влияние бонитета насаждений, происходят ежегодные флуктуации годичной продуктивности, обусловленные главным образом колебаниями погодно-климатических факторов. Отметим также, что на обеих кривых величина дисперсии характеризуется существенно повышенными значениями в фазу максимального прироста, поскольку именно в этот период лесная биогеосистема наиболее лабильна по отношению к внешним воздействиям. Следовательно, случайный процесс межгодовой изменчивости продуктивности должен характеризоваться некоторой нестационарностью в отношении абсолютных значений дисперсии ряда.

Кривая 3 характеризует динамику годичного объемного прироста сосны в Бузулукском бору (под Куйбышевом) за первую половину XX в. В этом случае характерно резко выраженное проявление цикличности с фазами повышенного и пониженного прироста, отражающего в основном

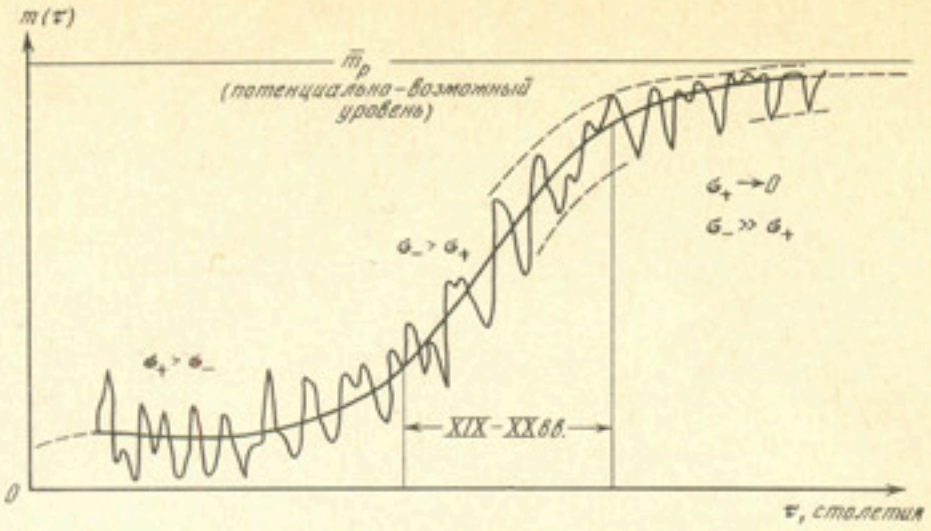


Рис. 5. Общая эволюторная модель динамики тренда и флуктуаций урожайности зерновой культуры за исторический период и на перспективу

Тренд отражает процесс генетического совершенствования биологических свойств данной культуры в результате «антропогенной эволюции» (по известному определению Н. И. Вавилова). Климатическая изменчивость продуктивности по-разному проявляется на различных этапах этого процесса.

существенные различия в режиме осадков гидрологического года за соответствующие периоды. Ежегодные колебания прироста происходят на фоне этих длиннопериодных циклов, причем в фазу пониженного прироста дисперсия выражена слабее.

Динамика урожайности пшеницы на территории Украины и Центрально-Черноземного района представлена на рис. 4, *в*. Эволюторные линии в этом случае хорошо аппроксимируются линейной и экспоненциальной зависимостью, которая достаточно характерна для зерновых культур вообще. Они отражают преимущественно прогресс в уровне агротехники и селекции, который на территории Украины оказывается в целом выраженным несколько лучше, чем в Центрально-Черноземном районе. Абсолютные различия в величинах средней урожайности, определенной по трендам, отражают, в свою очередь, уровень естественного плодородия почв на обеих территориях. На этом среднем фоне за весь 25-летний период наблюдались случайные обусловленные климатом колебания урожайности, причем уровень дисперсии на территории Украины оказывается существенно выше, чем в Центрально-Черноземном районе. В целом оба ряда можно считать стационарными, так как наряду с повышением средней урожайности отмечается, особенно на Украине, повышение абсолютных отклонений от тренда.

В связи с этим интересно отметить, что рост абсолютного значения урожайности зерновых в условиях США и Канады за последние 40 лет также сопровождался увеличением абсолютного значения дисперсии продуктивности различных культур. Так, например, при изменении средней урожайности кукурузы от 29,4 бушелей на 1 акр (20 ц/га) в 1936—1945 гг. до 82,5 бушелей (56 ц/га) за период 1966—1975 гг. соответствующее стандартное отклонение возросло от 4—5 до 8—9 бушелей на 1 акр, т. е. коэффициент вариации ряда существенно не изменился [Impact of Climatic fluctuation..., 1976].

Последний пример (рис. 5) представляет собой обобщенный и в известной мере гипотетический случай — изменение продуктивности зерновой культуры на какой-либо территории от начального до максимально возможного (абсолютного) уровня. Этот потенциально возможный предел урожайности определяется совокупностью различных факторов. К ним относится применение всех средств агротехники: рациональное внесение удобрений, создание посевов с оптимальной геометрической структурой, наиболее эффективно усваивающих естественные ресурсы света,

тепла, влаги и минерального питания, интенсивная селекция по активизации фотосинтетического аппарата путем преобразований генотипической основы растений [Ничипорович, 1972].

Нелинейный тренд этого процесса в общем случае может быть аппроксимирован кривой логистического типа — $\overline{m(\tau)} = \frac{m_0}{1 + \exp(-\alpha\tau)}$. На его начальных стадиях при низкой абсолютной урожайности отрицательное отклонение ограничено нулевым уровнем и положительные выбросы могут преобладать как по абсолютным, так и по относительным значениям. По мере роста эволюторной кривой и особенно при приближении к максимальному уровню продуктивности в соотношении положительных и отрицательных отклонений должна возникать обратная тенденция, а именно преобладания отрицательных выбросов из-за невозможности исключить полностью влияние климатических стрессов на продуктивность, даже при высоком уровне агротехники и создании резистентных форм.

Обоснованность такого предположения относительно эволюторной динамики урожаев в будущем в известной мере вытекает из того факта, что выведение и внедрение новых высокоурожайных сортов зерновых часто дают максимальный эффект в относительно узком диапазоне оптимальных условий среды, при которых они обычно выводятся. При экстремальных отклонениях у них также происходит снижение урожайности, причем возможно более резкое по сравнению со старыми генотипами, которые менее продуктивны, но более стабильны во всем диапазоне климатических параметров. Таким образом, весь процесс климатообусловленных воздействий должен характеризоваться некоторой асимметричностью, особенно на начальных и конечных стадиях антропогенной эволюции.

Для описания временной последовательности и выявления статистической структуры многолетних флуктуаций урожайности зерновых культур необходимо применение современного аппарата теории стохастических процессов. Излагаемые далее основы ее интерпретированы применительно к поставленной задаче.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

Некоторые общие положения

Случайные процессы — непрерывные или дискретные временные случайные последовательности — подразделяются на стационарные и нестационарные.

В общем случае процесс нестационарен, если его математическое ожидание, дисперсия, автокорреляционная и спектральная функции со временем каким-либо образом меняются или, другими словами, зависят от того, для какой конкретной реализации из общего множества выборочных функций они определяются.

Стационарные процессы, в свою очередь, подразделяются на строго стационарные (стационарные в узком смысле определения) и на слабо стационарные (стационарные в широком смысле). К строго стационарным принадлежат такие процессы, для которых при любых выборках все статистические моменты, если они существуют, не зависят от τ. Для слабо стационарных процессов достаточным условием является постоянство математического ожидания и зависимость автокорреляционной функции только от сдвига.

Весьма важным и практически ценным свойством стационарных процессов является их эргодичность. Для эргодического процесса, как известно, математическое ожидание, автокорреляционная функция и другие характеристики, полученные осреднением по выборочной реализации, равны соответствующему среднему значению по всей совокупности случайного процесса. Это объясняется тем, что различные реализации имеют

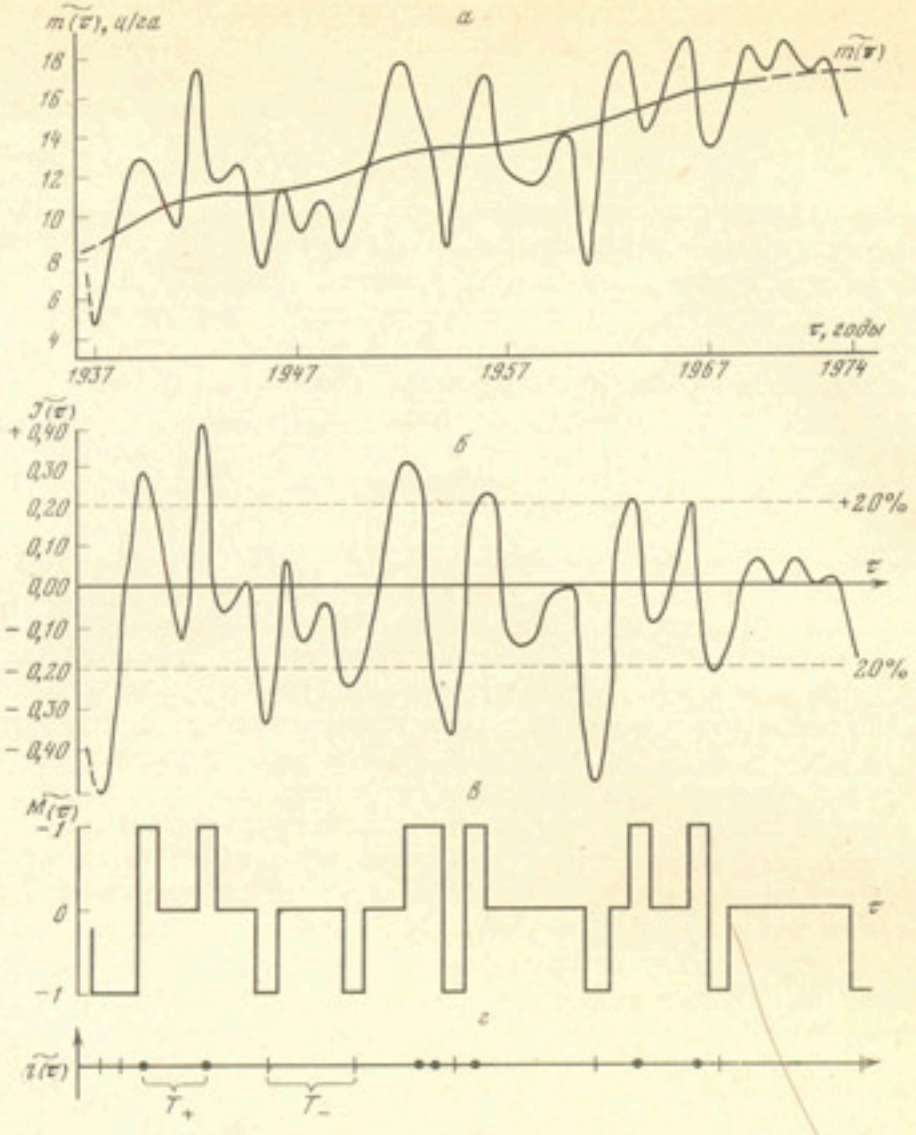


Рис. 6. Преобразование многолетнего вариационного ряда продуктивности для анализа на основе динамико-стохастической модели

а — ежегодные колебания абсолютной урожайности $\widetilde{m}(\tau)$ и линия тренда $\overline{m(\tau)}$; *б* — ежегодные колебания относительной урожайности (индекса урожайности); *в* — динамика трех состояний урожайности, представленная в виде импульсного (ступенчатого) процесса; *г* — поток событий (экстремумов урожайности разного знака)

одни и те же свойства, т. е. данная реализация с течением времени испытывает те же изменения, что и любая другая. Таким образом, для оценки статистических характеристик эргодического процесса достаточно проанализировать его по одной реализации, которая является репрезентативной.

Принцип эргодичности весьма широко используется при исследовании широкого класса гидрометеорологических процессов и полей и, в частности, позволяет выполнять важнейшую процедуру взаимной замены пространственных и временных последовательностей.

Сущность метода стохастического моделирования применительно к анализу временных рядов продуктивности растительных биогеосистем разберем на примере рис. 6. На нем показана типичная реализация случайного временного ряда $\widetilde{m(\tau)}$ урожайности пшеницы на территории Канады. Применены последовательно следующие преобразования:

1) выделен тренд $\overline{m(\tau)}$, т. е. некоторая неслучайная функция по способу наименьших квадратов или скользящего осреднения;

2) проведена процедура центрирования (математическое ожидание $\overline{m(\tau)}=0$) и построен новый ряд $\widetilde{J(\tau)}$ в виде относительных отклонений

разного знака (индекс урожайности); в свою очередь, этот полный ряд может быть представлен раздельно в виде двух рядов для положительной и отрицательной областей, отражающих, по существу, вклад климатических колебаний на формирование условий повышенной и пониженной продуктивности. По отношению к этим рядам применяется весь комплекс обобщенного гармонического анализа и теории выбросов;

3) осуществлены некоторые преобразования, сводящие ряд $J(\tau)$ к случайному процессу импульсного типа; на рис. 6 этот процесс имеет три состояния: $+1$, 0, -1, т. е. состояния продуктивности повышенной, пониженной и близкой к средним условиям;

4) весь процесс рассмотрен в виде потока положительных и отрицательных экстремальных значений (потока экстремумов), по отношению к которому применяется модель массового обслуживания.

Таким образом, основная особенность такого подхода заключается в комплексном анализе процесса многолетней изменчивости продуктивности растительных биогеосистем с обязательным выделением тренда и климатообусловленной части и в рассмотрении последней как стохастической последовательности событий, по отношению к которой можно использовать различные методы теории случайных функций.

Излагаемые ниже математические основы стохастического моделирования временных рядов основываются на использовании соответствующих теоретических курсов и монографий как общего, так и специального характера [Свешников, 1968; Тихонов, 1970; Вентцель, 1972; Бендат, Пирсол, 1974; Жуковский и др., 1976; Казакевич, 1977; и др.].

Тренды и их выявление

Проблема выделения трендов — одна из центральных при исследовании случайных процессов, так как она является необходимой предпосылкой для разделения процесса на две основные составляющие — детерминированную и собственно случайную части ряда. Следует заметить, что подобное разделение всегда достаточно условно. Применительно к данной модели влияние случайной части на тренд может сказываться определенным образом, поскольку некоторые неклиматические факторы (например, влияние болезней растений и вредителей на урожайность, эффективность минерального питания и др.), включаемые в осредненное значение, сами существенно зависят от погодно-климатических флуктуаций.

Для нахождения математического ожидания в общем случае нелинейного процесса его можно подразделить на какие-либо произвольные отрезки, для которых допустима линеаризация, и на основе метода наименьших квадратов определить среднее значение. Затем путем сопряжения следует построить всю осредненную функцию $\overline{m(\tau)}$, рассматривая ее как тренд случайного процесса.

Нахождение трендов методом скользящего осреднения, как известно, весьма широко применяется при исследовании климатических рядов. Соответствующая оценка математического ожидания является результатом равновесного осреднения ординат случайного процесса симметрично относительно выбранного интервала сглаживания:

$$\overline{m(\tau)} = \frac{1}{T} \int_{\tau - \frac{\tau}{2}}^{\tau + \frac{\tau}{2}} \widetilde{m(\tau)} \cdot d\tau. \qquad (1)$$

В качестве меры надежности осреднения принимается величина среднего квадрата ошибки $\Delta^2(\tau)$, которую можно представить в виде следующей суммы:

$$\Delta^2(\tau) = D_\Delta + m_\Delta^2, \qquad (2)$$

где D_Δ — дисперсия самой ошибки $\Delta^2(\tau)$ и m_Δ^2 — квадрат ее математического ожидания. Оценка (1) окажется достаточно качественной, если оба слагаемых будут минимизированы. Выполнение этого условия, как показывает специальный анализ, имеет место при линейном изменении математического ожидания на интервале осреднения, а масштаб автокорреляции процесса T_x окажется существенно меньше применяемого интервала фильтрации. В этом случае при обеспечении необходимого сглаживания ошибки, связанные с линеаризацией тренда, остаются в допустимых пределах, т. е. интервал осреднения оказывается близким к некоторому оптимальному значению. Развернутое выражение для $\Delta^2(\tau)_{opt}$ в этом случае имеет вид:

$$\Delta^2(\tau)_{opt} = 2D_x \cdot T_x/T + m_x''^2 \cdot T^4/24^2, \tag{3}$$

где T_x — интегральный масштаб корреляции, причем $T_x = \int_0^\infty r_x(\tau) \cdot d\tau$ (r_x — автокорреляционная функция), D_x — соответствующее значение дисперсии, $m_x''^2$ — квадрат второй производной случайной функции при T_x. Дифференцируя формулу (3) и приравнивая результат к нулю, получаем значение для величины T_{opt}:

$$T_{opt} = [288 D_x \cdot T_x/m''^2(\tau)]^{1/5}. \tag{4}$$

Как отмечает Е. Е. Жуковский [Жуковский и др., 1976], все параметры, определяющие оптимальный интервал осреднения, входят в степени $^1/_5$, в связи с чем их изменение в достаточно широких пределах не должно существенно влиять на величину T_{opt}.

Отметим, что оценки автокорреляционных функций большей части анализировавшихся нами рядов первичной продуктивности выявляют значения интервалов корреляции меньше 2—3 лет (для сглаженных реализаций). Это означает возможность установления оптимального шага при скользящем осреднении в 10 лет ($T_{opt} \approx 10$ лет).

Применение скользящего осреднения к рядам, включающим периодическую составляющую с периодом T_0, позволяет погашать ее, причем амплитуды первоначального и сглаженного рядов относятся как

$$N = \frac{\sin \frac{\alpha\pi}{T_0}}{\alpha \sin \frac{\pi}{T_0}}. \tag{5}$$

Если $T_0 \leqslant \alpha$ ($T_0 = \alpha$, $\alpha/2$, $2/3\alpha$ и т. д.), то $N=0$, и происходит полное погашение указанных периодов. Наоборот, при $T_0 > \alpha$ эффект сглаживания уменьшается по мере увеличения T_0.

При применении длиннопериодного скользящего осреднения существенную роль начинают играть так называемые «краевые эффекты», особенно для относительно коротких рядов. Смысл их состоит в том, что сглаженная функция $\overline{m(\tau)}$ оказывается вычисленной для более короткого интервала по сравнению с исходным рядом. Следовательно, для построения относительного ряда возникает проблема экстраполяции функции $\overline{m(\tau)}$ на начало и конец процесса, т. е. некоторого прогноза тренда «вперед» и «назад». М. Кендалл и А. Стюарт [1976], в частности, предлагают соответствующую процедуру для устранения этого эффекта. При упрощенном подходе можно использовать приближенную линейную экстраполяцию тренда, которая была применена нами при анализе рядов урожайности сельскохозяйственных культур.

Выявление трендов в данном исследовании проводилось по специальному алгоритму, составленному Л. А. Лозовской, который предусматривал вычисление при разных интервалах сглаживания (10-летнем, 20-летнем и др.), а также выдачу нового ряда в виде абсолютных и относительных отклонений, т. е. индексов урожайности. Во всех исследованных рядах использовался тренд с 10-летним скользящим осреднением. Расчеты производились на ЭВМ БЭСМ-6 в Вычислительном центре АН СССР.

Обобщенный гармонический анализ

Совокупность методов и приемов, известных под названием «обобщенный гармонический анализ» и получивших существенное развитие в последние десятилетия, позволяет наиболее полно и объективно описать статистические свойства временных рядов. При этом соответствующие характеристики могут быть выявлены не только для одного ряда, но и в виде взаимных статистических оценок двух рядов. Сам процесс при этом рассматривается обобщенно как некое наложение (суперпозиция) гармонических колебаний, т. е. предельный переход, при котором случайную функцию можно представить в виде стохастического интеграла Фурье — Стилтьеса в отличие от обычных рядов и интегралов Фурье, приложимых лишь для чисто гармонических или быстро убывающих функций.

Спектральное разложение случайного процесса и связанная с ним через интегральное преобразование автокорреляционная функция являются важнейшими сопряженными характеристиками его статистической структуры. Это положение по существу базируется на известной теореме Хинчина, согласно которой любая функция, имеющая неотрицательное преобразование Фурье, является корреляционной функцией некоторого стационарного случайного процесса. Соответствующие выражения для спектральной плотности $S(\omega)$ и автокорреляции $r(\tau)$ обычно представляются в виде:

$$S(\omega) = \frac{1}{2\pi} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} r(\tau) \exp(-i\omega\tau) \cdot d\tau \tag{6}$$

и

$$r(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S(\omega) \cdot \exp(i\omega\tau) \cdot d\omega. \tag{7}$$

Здесь ω — круговая частота, равная $2\pi\nu$, где ν — линейная частота ($\nu = 1/T$), $i = \sqrt{-1}$. Во многих случаях, как известно, корреляционная функция и спектральная плотность сами являются некоторыми случайными функциями и к ним необходимо применять процедуру сглаживания, сходную с описанной выше. Однако часто они могут быть описаны набором аналитических выражений. Для аппроксимации $r(\tau)$ широко употребляются следующие:

$$r(\tau) = D \exp(-\alpha|\tau|), \tag{8}$$

$$r(\tau) = D \exp(-\alpha\tau^2), \tag{9}$$

$$r(\tau) = D \exp(-\alpha|\tau|) \cdot \cos\beta\tau, \tag{10}$$

которым соответствуют формулы для спектральной плотности данного случайного процесса:

$$S(\omega) = \frac{D\alpha}{\pi(\alpha^2 + \omega^2)}, \tag{11}$$

$$S(\omega) = \frac{D}{2\sqrt{\alpha\pi}} \cdot \exp\left(-\frac{\omega^2}{4\alpha}\right), \tag{12}$$

$$S(\omega) = \frac{D\alpha(\alpha^2 + \beta^2 + \omega^2)}{\pi[(\omega^2 - \alpha^2 - \beta^2) + 4\alpha^2\omega^2]}. \tag{13}$$

Для оценки достоверности значений $r(\tau)$ и $S(\omega)$, в частности отдельных пиков, применяются общепринятые приемы теории ошибок и определения доверительных интервалов [см., например, Кайсл, 1972; Бендат, Пирсол, 1974].

Применительно к данной модели автокорреляция ряда устанавливает статистическую связь между характеристиками продуктивности за данный год и в последующие годы. Функция спектральной плотности, характеризующая распределение дисперсии по частотам, в этом случае

устанавливает, какие временные (частотные) интервалы или так называемые полосы вносят тот или иной вклад в общую дисперсию многолетнего процесса колебаний продуктивности или урожайности. При этом, как было подчеркнуто выше, весьма существенно получить сведения по спектру не только для всего ряда, включающего как положительные, так и отрицательные отклонения (т. е. для полного ряда), но и раздельно для его положительной и отрицательной частей. Сам ряд $\widetilde{J(\tau)}$ путем элементарного преобразования сводится к двум рядам вида:

$$\widetilde{J(\tau)}_{+} = \begin{cases} 1 + \delta J & \text{при } \delta J > 0, \\ 1 & \text{при } \delta J \leqslant 0. \end{cases} \tag{14}$$

$$\widetilde{J(\tau)}_{-} = \begin{cases} 1 + |\delta J| & \text{при } \delta J < 0 \\ 1 & \text{при } \delta J \geqslant 0, \end{cases} \tag{15}$$

где $\delta J_{\pm} = \frac{m_i - m_0}{m_0}$; m_i — абсолютное значение продуктивности в i год, m_0 — значение продуктивности, снятое с тренда за этот же год. Второй ряд для удобства сопоставления с первым также представляется в положительной области (берется абсолютное значение δJ_{-}).

Такой анализ дает возможность получить соответствующие оценки применительно к последовательности лет с повышенной и пониженной продуктивностью, например с повышенной или пониженной урожайностью зерновых, с повышенным или пониженным ежегодным приростом древесной растительности и др. Это, в свою очередь, позволяет установить, на каких частотах преобладают благоприятные и неблагоприятные условия продуктивности и как они соотносятся друг с другом.

Разумеется, такой дополнительный спектральный анализ целесообразно применять лишь к достаточно длинным рядам, так как при преобразовании (14) и (15) объем фактической выборки новых последовательностей сокращается приблизительно вдвое.

Существенное значение имеет взаимный статистический анализ двух рядов, например сравнительные оценки колебаний урожайности в каких-либо двух районах или двух видов сельскохозяйственных культур в одном районе. Для этого необходимо применять взаимные корреляционные функции и взаимные спектры. Взаимная корреляция двух случайных последовательностей продуктивности будет характеризовать общую зависимость одного процесса от другого. Взаимный спектр описывает распределение ковариационных моментов по частоте. Функция взаимного спектра обычно представляется в комплексной форме:

$$S(\omega)_{xy} = C(\omega)_{xy} + iQ(\omega)_{xy}, \tag{16}$$

где $C(\omega)_{xy}$ — синфазная и $iQ(\omega)_{xy}$ — квадратурная составляющие. Первая является мерой вклада колебаний различных гармоник в общую взаимную ковариацию двух рядов при нулевом запаздывании (т. е. без сдвига), вторая дает по существу те же оценки, но при сдвиге одного ряда по отношению к другому на фазовый угол Θ ($0 < \Theta < 2\pi$). Величина Θ выражается как

$$\Theta(\omega) = \operatorname{arc\,tg}\left[\frac{Q(\omega)_{xy}}{C(\omega)_{xy}}\right] \tag{17}$$

и представляет собой функцию разности фаз по спектру частот, т. е. определяет запаздывание или опережение одного процесса другим в зависимости от частоты.

Полезной дополнительной характеристикой взаимных статистических оценок двух рядов является функция когерентности, представляющая собой неотрицательную оценку степени связи гармоник по частотам, т. е. являющаяся аналогом квадрата коэффициента корреляции:

$$J^2_{xy} = \frac{[S(\omega)_{xy}]^2}{S(\omega)_x \cdot S(\omega)_y}, \quad \text{причем } 0 \leqslant J^2_{xy} \leqslant 1. \tag{18}$$

Весь указанный выше комплекс статистических параметров был получен на основе алгоритма быстрого преобразования Фурье в соответствии с работой Б. Ф. Курьянова и Л. Е. Медведевой [1970], предусматривающего взаимный анализ двух рядов и выдачу следующих характеристик: преобразование Фурье процессов X и Y, спектры их мощности, вещественная часть (т. е. спектр), мнимая часть (т. е. квадратурный спектр), функция взаимной когерентности, функция разности фаз обоих процессов, нормированная автокорреляционная функция и дисперсия процесса X, то же процесса Y, взаимная корреляция процессов X и Y. Все указанные характеристики даны для сглаженных значений при некоторой оптимальной величине степени свободы, равной 20, что означает максимальный сдвиг в 10% от общего объема выборки. При такой интерпретации проявляются наиболее существенные закономерности статистической структуры автокорреляции, спектра и других характеристик.

Как известно, массив данных, вводимых в счет при процедуре быстрого преобразования Фурье, определяется из соотношения $N = 2^P$. Бóльшая часть обработанных массивов характеризовалась значениями $P = 7{,}8$ ($N = 128$ и 256). Всего нами было составлено 12 исходных реализаций (рядов) с объемом выборки от 32 до 176 лет, суммарной продолжительностью свыше 1300 лет и просчитано 43 комбинации (пар X и Y) для полных и преобразованных рядов урожайности. Расчет производился на ЭВМ БЭСМ-6 в Вычислительном центре АН СССР.

Выбросы случайных процессов и функции импульсного типа

При изучении случайных процессов представляется весьма существенным определить число и продолжительность непрерывных периодов, в течение которых значение функции превышает какой-либо уровень или, наоборот, не выходит за пределы заданного уровня.

Такой подход, в частности, весьма широко применяется при более детальном по сравнению с обычными методами статистическом изучении метеорологических рядов, а полученные результаты оказываются весьма полезными при различного рода прикладных оценках [см. например, Каган, Федорченко, 1970]. Он основывается на методах раздела случайных функций, известного под названием теории выбросов или теории пересечений. Под понятием «выброс» подразумевается непрерывный период, в течение которого ордината случайной функции оказывается выше или ниже заданного предела — уровня выброса. Под выбросом вверх понимается пересечение реализацией случайной функции заданного уровня c_1 снизу вверх, а соответствующая длительность (продолжительность) выброса τ_{c_1} означает время непрерывного пребывания реализации выше указанного уровня. Выброс вниз по аналогии представляет собой пересечение случайной функцией заданного уровня c_2 сверху вниз, а соответствующая продолжительность τ_{c_2} означает непрерывное пребывание реализации ниже указанного уровня. Если случайный процесс имеет дискретное время (случайная последовательность), то наличие выброса вверх на некотором интервале τ_i, τ_{i+1} принимают при условии, что $f(\tau)_i < c < f(\tau)_{i+1}$.

Математически выражение для плотности вероятности $P'(c_1)$ выброса вверх имеет вид:

$$P'(c_1) = \int_0^\infty f(c_1 v_\tau)\, v\, dv \tag{19}$$

и для выброса вниз соответственно

$$P'(c_2) = -\int_{-\infty}^0 f(c_2 v_\tau)\, v\, dv. \tag{20}$$

Здесь $f(c, v)$ — совместная плотность распределения ординаты случайной функции c_1 и c_2 и ее первой производной v в совпадающие моменты времени при $\tau_1 = c_1$ и $\tau_2 = c_2$.

Наиболее простым и технически осуществимым является вычисление вероятности $P'(c)$ для стационарной последовательности нормального типа. Е. И. Федорченко [1975] предлагает для расчета нормированных выбросов для такой последовательности следующую формулу:

$$P(c) = \sqrt{\frac{2(1-r)}{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}c^2\right)\left[1 - \frac{1}{12}(c^2-1)(1-r)\right], \qquad (21)$$

в которой c — отклонение уровня выброса от математического ожидания последовательности, нормированное на ее стандартное отклонение $c = \frac{a - \overline{m}_x}{\sigma_x}$, r — коэффициент корреляции между смежными членами ряда. В данной формуле, как указывает Е. И. Федорченко, при $r \geqslant 0{,}7$ и $c \leqslant 3$ вероятность выброса определяется с относительной погрешностью, не превышающей 3%.

Суммарное время пребывания случайной функции за пределами заданного уровня, т. е. продолжительность выброса за всю последовательность, определяется из соотношения:

$$\tau_c = \int_0^{\tau} \int_c^{\infty} f(x_\tau)\, dx \cdot d\tau. \qquad (22)$$

Среднее количество выбросов $\overline{N}$ в интервал времени, содержащий M членов последовательности, находится из выражения:

$$\overline{N} = P'(c) \cdot M. \qquad (23)$$

При этом для случайной последовательности гауссовского типа, при $c=0$, величина N определяется из простой зависимости:

$$\overline{N} = \frac{M}{2\pi} \arccos r. \qquad (24)$$

Из (23) нетрудно определить также среднее время пребывания случайной функции выше заданного уровня, т. е. среднюю длительность единичного выброса:

$$\tau_{c_i} = \frac{\tau_c}{\overline{N}}. \qquad (25)$$

Применительно к рассматриваемой модели подобный подход является весьма важной составной частью всего комплексного статистического анализа временного ряда продуктивности. Прежде всего оказывается возможным дать соответствующие оценки положительных и отрицательных отклонений продуктивности за различные пределы, в зависимости от характера процесса и уровня колебаний

Соответственно можно оценить вероятность непрерывного существования некоторого экстремального периода в течение τ_c лет подряд, например, неурожайных или урожайных периодов, группировку засушливых лет и др. Весьма важно при этом оценить оба фактора — интервал времени выброса и его интенсивность, иными словами совокупное воздействие экстремума. Для этого необходимо использовать комплексный показатель выброса в виде характеристики его площади, т. е. произведение $f(\tau) \cdot \tau_c$. Для нормальных стационарных процессов, как указывает Е. Е. Жуковский с соавторами [Жуковский и др., 1976], ссылаясь на В. И. Тихонова [1970], соответствующее распределение площади выбросов за достаточно высокий уровень выражается следующим приближенным соотношением:

$$G(s_a) = \frac{1}{3}\lambda^{3/2} s_a^{-1/2} \exp\left[-\frac{1}{2}(\lambda s_a)^{3/2}\right], \qquad (26)$$

где

$$\lambda = \frac{3}{2} \cdot \frac{(a - m_x)^2}{\sigma_x^3} \cdot \sqrt{-\ddot{r}_x(0)}, \quad \frac{a - \overline{m}_x}{\sigma_x} \geqslant 1,$$

причем $\ddot{r}_x(0)$ — вторая производная нормированной корреляционной функции случайного процесса при $\tau=0$, m_x — его математическое ожидание.

Соответственно средняя площадь единичного выброса при условии, что $\frac{a - m_x}{\sigma_x} \geqslant 1$, будет равна

$$s_a = \sqrt{-\frac{2\pi}{\ddot{r}_x(0)}} \cdot \left(\frac{\sigma_x}{a - m_x}\right)^2 \cdot \sigma_x. \tag{27}$$

На основе специальных оценок показывается также, что среднее число максимумов за время T обычно совпадает со средним числом больших выбросов, иными словами, в окрестностях большого выброса может находиться только один резко выраженный экстремум.

Как показано В. И. Тихоновым [1970], плотность вероятности для длительности выброса τ_c может быть описана простейшим распределением Пуассона:

$$P(\tau_c) = \mu \exp(-\mu\tau_c),$$

причем характерное значение параметра μ не определено. Применительно к данной модели указанное соотношение может быть полезным для параметризации распределения группировок экстремальных лет. Если принять длительность единичного выброса (т. е. один год) равной 0, то параметр μ будет иметь смысл максимальной плотности распределения при $\tau_c=0$.

Для более наглядной интерпретации и оперативной оценки статистических характеристик случайного процесса последний удобно в некоторых случаях представить в виде функции импульсного типа, скачкообразно принимающей определенные заданные значения. Такой подход целесообразен и для повышения точности обработки отдельных рядов с ограниченным объемом выборки. Например, Ю. Мулламаа и Э. Кууск [1975] при статистическом анализе параметров распределения облачных систем по горизонтали предложили преобразовать случайный процесс в функцию импульсного типа (ректсигнал) на основе следующей процедуры:

$$\widetilde{\varepsilon(\tau)} = \begin{cases} 1 \quad \text{при} \quad z - \frac{\Delta z}{2} < \frac{\widetilde{\varepsilon(\tau)}}{\sigma} \leqslant z + \frac{\Delta z}{2} \\ 0 \begin{cases} \text{при} \ \frac{\widetilde{\varepsilon(\tau)}}{\sigma} \leqslant z - \frac{\Delta z}{2} \\ \text{при} \ \frac{\widetilde{\varepsilon(\tau)}}{\sigma} \geqslant z + \frac{\Delta z}{2}, \end{cases} \end{cases} \tag{28}$$

где Δz — некоторая полоса (ширина дифференциального коридора), в которой преобразовывается реализация, $\widetilde{\varepsilon(\tau)}$; σ^2 — дисперсия процесса. Эмпирическая оценка плотности распределения, как показали Ю. Мулламаа и Э. Кууск, выражается через математическое ожидание, а дисперсия — через дисперсию среднего значения соответствующей импульсной функции. Автокорреляционная функция ректсигнала $\widetilde{\varepsilon(\tau)}$ в случае стационарного процесса связана аналитически с автокорреляцией самого процесса, а соответствующий интегральный масштаб корреляции может быть без труда вычислен, если задать корреляционные функции экспонентами типа $\exp(-\alpha\tau)$ или $\exp(-\alpha\tau^2)$.

В приложении к данной модели представляется весьма целесообразным применение преобразований подобного рода. В частности, может быть использована известная функция «телеграфного типа» $\widetilde{\varphi(\tau)}$, принимающая

попеременно значения $+1$ и -1, причем точки пересечения образуют случайный поток событий с плотностью λ. Математическое ожидание для $\widetilde{\varphi(\tau)}$ равно нулю, а дисперсия — единице. Автокорреляция процесса описывается выражением вида

$$r(\lambda)_{\varphi} = \exp[-2\lambda|\tau|], \tag{29}$$

а функция спектральной плотности соответственно

$$S(\omega)_{\varphi} = \frac{2\lambda}{\pi(4\lambda^2+\omega^2)}. \tag{30}$$

Процесс этого типа, в частности, оказалось удобным применять для описания временной динамики засушливых и незасушливых лет [Раунер, 1976а], причем в первом случае $\widetilde{\varphi(\tau)}=-1$, а во втором $\widetilde{\varphi(\tau)}=+1$. Временной масштаб корреляции такого процесса будет выражаться следующим образом:

$$\tau_{\varphi} = \int_0^{\infty} \exp[-2\lambda|\tau|]\,d\tau = \frac{1}{2}\lambda^{-1}. \tag{31}$$

Величина параметра λ в формулах (29) и (31) имеет смысл плотности потока событий и размерность (1/год).

Для анализа колебаний продуктивности мы предложили также использовать следующее преобразование, сводящее случайный процесс $\widetilde{J(\tau)}$ к процессу $\widetilde{M(\tau)}$ импульсного типа [Раунер, 1976б]:

$$\widetilde{M(\tau)} = \begin{cases} +1 & \text{при } \widetilde{J(\tau)} \geqslant +c_1 \\ 0 & \text{при } +c_1 > \widetilde{J(\tau)} > -c_2 \\ -1 & \text{при } \widetilde{J(\tau)} \geqslant |c_2|, \end{cases} \tag{32}$$

где c_1 и c_2 — экстремальные уровни выбросов случайной функции в положительной и отрицательной областях, значение которых задается в зависимости от общей дисперсии процесса. Преобразование (32) сводит всю совокупность случайных колебаний исследуемого ряда к трем основным состояниям его — к положительному или отрицательному экстремумам, т. е. к году или к нескольким годам с существенно повышенной или пониженной продуктивностью и к условиям, при которых она близка к норме (тренду).

Процесс $\widetilde{M(\tau)}$, по существу, состоит из линейной комбинации функции телеграфного типа $\widetilde{\varphi(\tau)}$ и функции типа рект-сигнала, рассмотренных выше и, таким образом, включает случайные комбинации полных пересечений, т. е. непосредственного перехода от значений $+1$ к -1, и «половинных» пересечений, при которых значения не переходят через ноль сверху или снизу. Математическое выражение для корреляционной функции процесса подобного типа имеет следующий вид [см. Вентцель, Овчаров, 1969, задача № 9.24]:

$$r(\tau)_M = \exp(-\lambda|\tau|)[p_1 + p_2 - (p_3 - p_1)^2].$$

Здесь p — вероятность одного из трех состояний, которое может принимать функция $\widetilde{M(\tau)}$. В частном случае, когда все три состояния равновероятны (бессвязный ряд), формула (33) упрощается:

$$r(\tau)_M = {}^2/_3 \exp(-\lambda|\tau|). \tag{34}$$

В этом случае выражение для интегрального масштаба автокорреляции процесса τ_0 будет иметь вид:

$$\tau_0 = {}^2/_3 \cdot \lambda^{-1}. \tag{35}$$

Сравнивая полученное выражение с формулой (31), убеждаемся, что отношение масштабов корреляции «троичного» и «телеграфного» процессов при заданной плотности потока событий равно ${}^4/_3$.

Формула (35) позволяет оперативно оценивать масштаб τ_0 для различных рядов продуктивности при заданных значениях уровня выбросов случайной функции. Расчет этой величины для различных рядов при уровнях выбросов 10—20% при значениях величины λ, лежащей в пределах 0,25—0,35, дает соответствующие значения τ_0 в 2—3 года. Эти величины хорошо согласуются со значениями, полученными для сглаженных корреляционных функций, найденных по алгоритму быстрого преобразования Фурье.

Рассмотренные выше преобразованные ряды индекса урожайности (14) и (15) также могут моделироваться импульсной функцией в виде так называемого двоичного процесса. В этом случае функция $\widetilde{J(\tau)}$ будет принимать значения +1 или 0, причем число нулей, или переходов, будет подчиняться пуассоновскому распределению. Выражение для автокорреляционной функции и спектральной плотности имеет тот же вид, но отличается на постоянную составляющую. Производная процесса типа «двоичный сигнал» представляет собой последовательность биполярных дельта-функций, знак которых определяется знаком производной, т. е. при переходе от 0 к 1 производная положительна и наоборот.

Модель массового обслуживания и марковская цепь

Перейдем теперь к рассмотрению возможности приложения теории массового обслуживания к стохастическому анализу временных рядов продуктивности и климатических экстремумов. Как известно, этот раздел теории случайных функций весьма широко используется при описании систем массового обслуживания. Последние представляют собой чрезвычайно широкий класс экономических, технических и других видов систем, процесс функционирования которых по самой природе их является стохастическим.

Одно из важнейших свойств таких систем можно определить как конечное множество состояний и дискретность перехода из одного в другое, а одним из основных их параметров является величина потока событий на временной оси T, наступающих одно за другим через какие-либо отрезки времени.

Наиболее простыми и в то же время важными свойствами такого потока являются стационарность, ординарность и отсутствие последствия. Стационарность означает, что вероятность попадания того или иного события в заданный интервал не зависит от того, в какой части временной оси этот интервал находится. Ординарность означает, что в этот интервал практически может попасть лишь единичное событие. Отсутствие последствия равнозначно тому, что это попадание никак не зависит от числа других событий, попадающих в другие интервалы. Последнее свойство можно рассматривать как статистическую независимость событий, т. е. что в данном случае можно говорить о марковском процессе. Поток $q(\tau)$, соответствующий этим условиям, называется стационарным пуассоновским или простейшим потоком событий. В более общем случае, когда распределение событий само зависит от времени, их поток становится нестационарным.

В рамках поставленной задачи применение указанного подхода представляется весьма целесообразным. Для этого из всего временного ряда продуктивности, который мы можем условно рассматривать как непрерывный процесс, выделяется некоторая дискретная последовательность событий, принимающая экстремальные значения в положительной и отрицательной областях. Этот поток экстремумов разного знака будет наглядно характеризовать динамику лет с высокой или низкой продуктивностью, в частности поток урожайных и неурожайных лет. Абсолютные значения экстремумов соответствуют уровням выброса и задаются в зависимости от общей амплитуды колебаний данного ряда. Обычно наиболее характерные значения $\gtrless \pm 10\%$, $\gtrless \pm 20\%$, $\gtrless \pm 30\%$.

Приложение модели массового обслуживания полезно и при анализе многолетней динамики атмосферных явлений, особенно таких, которые по своей природе являются экстремальными и должны подчиняться правилу редких событий. Это относится, например, к описанию временной динамики лет с засушливыми явлениями, которые могут рассматриваться как поток засух в каком-либо регионе за достаточно длительный промежуток времени. Тот же подход может быть применен при рассмотрении дискретной последовательности других экстремальных атмосферных состояний, в частности малоснежных и холодных зим, которые существенно влияют на многолетний режим первичной продуктивности.

Прибегая к аналогии с функционированием технических систем, можно рассматривать такие временные последовательности экстремумов, как «потоки отказов» в нормальном функционировании атмосферных процессов, параметризация которых основывается на распределении типа Пуассона.

Приведем некоторые основные вероятностные соотношения, описывающие дифференциальные и интегральные распределения для $q(\tau)$. Выражение для плотности потока событий, т. е. среднего числа событий за единицу времени, имеет вид

$$\lambda = \frac{1}{T_0} \int_0^{T_0} \lambda(\tau) \cdot d\tau. \tag{36}$$

В общем случае величина $\lambda(\tau)$ является некоторой функцией от времени (линейной, нелинейной, периодической), однако весьма часто при некотором упрощении можно принимать $\lambda(\tau)$ постоянной величиной для всей выборки и считать поток событий стационарным. Величина λ может быть существенно различной для однолетней и многолетней растительности и, в частности, может отражать лабильность или инерционность системы климат — растительный покров.

Вероятность того, что за какой-либо интервал произойдет ровно n событий, выражается известным распределением Пуассона:

$$P(\tau)_n = \frac{(\lambda\tau)^n}{n!} \exp(-\lambda\tau), \tag{37}$$

из которого вытекает важный для нашей модели предельный случай:

$$P(\tau)_0 = \exp(-\lambda\tau), \tag{38}$$

характеризующий вероятность того, что на рассматриваемом временном отрезке не произойдет ни одного события. Отсюда следует, что вероятность альтернативного состояния (в данный отрезок попало единичное событие) определяется из сопряженного соотношения:

$$P(\tau)_1 = 1 - \exp(-\lambda\tau). \tag{39}$$

Дифференцируя (39), мы получим выражение, которое будет характеризовать плотность распределения интервалов между двумя соседними по времени событиями (между двумя экстремумами продуктивности, между двумя засухами и т. д.):

$$\frac{dP(\tau)}{d\tau} = f(\tau) = \lambda \exp(-\lambda\tau). \tag{40}$$

Формула (40) показывает, что для простейшего потока событий наиболее вероятно их появление с максимальной плотностью $f(\tau)$ при τ равном нулю, т. е. в нашем случае ежегодно. Формула (40) может быть обобщена в виде двухпараметрического распределения «со сдвигом», т. е. с добавлением параметра β и величины τ_0, для которой функция сохраняет максимальное значение:

$$f(\tau) = \lambda \exp[-\beta(\tau - \tau_0)]. \tag{41}$$

Параметр β может быть больше или меньше λ, тем самым учитывается возможность более резкого или плавного изменения функции в заданном

интервале. По существу формула (41) также описывает распределение для простого пуассоновского потока событий, однако она позволяет лучше аппроксимировать эмпирические распределения. Величина λ/β, вообще говоря, не должна существенно отличаться от 1. Интегрируя (40), получим общую формулу для интегральной вероятности временных интервалов между двумя событиями за весь временной отрезок T_0:

$$F(\tau) = \int_0^{T_0} f(\tau) \cdot d\tau \tag{42}$$

и для формулы (41) в частности:

$$F(\tau) = \frac{\lambda}{\beta} \cdot \{\exp(\beta\tau_0) - \exp[-\beta(\tau - \tau_0)]\}. \tag{43}$$

Нормируя функцию $F(\tau)$ на величину $F(\infty)$ и принимая $\tau_0=0$, получим также

$$\frac{F(\tau)}{F(\infty)} = \widetilde{F(\tau)} = 1 - \exp(-\beta\tau), \tag{44}$$

где

$$F(\infty) = \int_0^{\infty} \lambda \exp(-\beta\tau) \cdot d\tau = \frac{\lambda}{\beta}.$$

На основании этих обобщений могут быть построены номограммы, позволяющие оперативно определять уровень интегральной вероятности (или обеспеченности) изучаемых событий. В частности, важным является определение интегральной вероятности появления события, имеющего уровни обеспеченности 0,90 или 0,95, которые устанавливают в рамках данного эмпирического распределения практическую обеспеченность появления данного события. Величина $\tau_{0,95}$ определится в этом случае из выражения

$$\tau_{0,95} = \frac{\ln[1 - F(\tau)_{0,95}]}{-\beta} = 3{,}0\beta^{-1}, \tag{45}$$

а при $\beta=\lambda$

$$\tau_{0,95} = 3{,}0 \cdot \lambda^{-1} \text{ (лет)}. \tag{46}$$

Соотношение (46) можно использовать для ориентировочных и оперативных оценок $\tau_{0,95}$ по известной плотности потока событий, в том числе и для потоков экстремумов разного знака (урожайных и неурожайных лет). Для случая весьма малой выборки (число событий меньше 10 и плотность потока $\sim$0,05), для которой не выполняется экспоненциальное соотношение (40), значение интервала практической обеспеченности можно грубо оценить по соотношению

$$\tau_{0,95} \approx \tau_{max}, \tag{47}$$

т. е. по максимальному интервалу между событиями на данном временном отрезке.

Известно, что в случае однопараметрического распределения дисперсия его обратно пропорциональна величине квадрата плотности потока событий ($\sigma^2=1/\lambda^2$). При распределении типа (41) формула для σ^2 будет иметь вид

$$\sigma^2 = \frac{2}{\lambda^2} - \frac{\lambda^2}{\beta^4}. \tag{48}$$

Обобщением случайного потока событий является поток Эрланга, который образуется в результате процедуры «просеивания» простейшего потока, иначе говоря, в результате исключения отдельных событий на временной оси по определенному правилу — через одно, два и т. д. Закон распределения временных интервалов в этом случае описывается следую-

щей формулой:

$$f(\tau) = \frac{\lambda(\lambda\tau)^{k-1}}{(k-1)!}\exp(-\lambda\tau) \quad (\tau > 0), \tag{49}$$

где k — порядок потока, показывающий номер события, исключаемого из временной последовательности. Например, при $k=2$ исключается каждая вторая точка (поток первого порядка), при $k=3$ — каждая третья точка (потока второго порядка). Плотность потока Эрланга должна быть в k раз меньше плотности простого пуассоновского потока, а дисперсия соответственно выше. В пределе при возрастании k поток Эрланга приближается к детерминированному потоку с постоянным интервалом, равным $1/\lambda$.

Применение этой процедуры и ее модификаций позволяет аппроксимировать весьма широкий набор различных потоков — от простейших до регулярных. В нашем случае она может использоваться при отборе экстремумов продуктивности через один, два и т. д. и при составлении нового потока с более резким уровнем отклонений и аналогичным образом для прореживания временной последовательности лет с засухами различной интенсивности, а также при других комбинациях.

Указанная процедура просеивания потока событий может быть применена и для взаимного анализа временных рядов потока экстремумов, в частности для выявления событий, происходящих синхронно в некотором интервале T_0 (например, синхронных засух).

Рассмотрим это положение для следующего элементарного варианта. Пусть имеется совокупность n статистически независимых последовательностей дискретных событий в заданном периоде достаточной длительности (применительно к нашему случаю — каталоги засушливых лет или других экстремумов по ряду различных климатических областей). Для удобства анализа примем также, что выполняется следующее достаточно общее соотношение:

$$N_1 > N_2 > \ldots > N_n \text{ и } \lambda_1 > \lambda_2 > \ldots > \lambda_n, \tag{50}$$

в котором $N_{1,2,\ldots}$ — сумма событий в каждой последовательности (число засушливых лет), $\lambda_{1,2,\ldots}$ — средняя плотность их потока для периода T_0.

Для указанной совокупности последовательностей возможны два предельных и одно промежуточное состояние, а именно:

1) ни одно из событий в каждой последовательности не содержится в любой другой, т. е. отсутствует синхронность во всей матрице событий; плотность потока синхронных событий, очевидно, равна нулю:

$$\lambda_{\text{син}} = 0;$$

2) все события последовательности с минимальной суммой присутствуют в остальных рядах, в силу чего плотность потока синхронных событий окажется максимально возможной для всей совокупности и равной плотности потока событий для выборки с минимальной суммой

$$\lambda_{\text{син}} = \lambda_n;$$

3) во всех остальных случаях величина $\lambda_{\text{син}}$ может быть получена из следующего соотношения:

$$\lambda_{\text{син}} = \lambda_n \frac{N_{\text{син}\,n}}{N_{\text{син}}}, \tag{51}$$

причем $N_{\text{син}\,n}$ — число лет с синхронными событиями, определяемых в последовательности с минимальной суммой N_n. В частном случае формула (51) может быть выражена как произведение сомножителей

$$\lambda_{\text{син}} = \lambda_1 \times \lambda_2 \times \ldots \times \lambda_n, \tag{52}$$

которое есть не что иное, как формула умножения вероятностей P_i для независимых событий. Она может быть использована и для ориентировочных оценок $\lambda_{\text{син}}$ всей совокупности рядов. Для строгого выполнения усло-

вия (52) необходимо, чтобы число лет с синхронными событиями определялось из соотношения

$$N_{\text{син}} = N_n(\lambda_1 \times \lambda_2 \times \ldots \lambda_{n-1}). \tag{53}$$

В частности, при $i=1,2$ число синхронных лет определится как $N_{\text{син}2}=\lambda_1 \cdot N_2$, т. е. будет равно числу лет ряда с меньшей суммой, умноженному на плотность потока событий для ряда с большей суммой.

Поскольку плотность потока событий для засушливых лет существенно меньше единицы, то согласно формуле (52) величина $\lambda_{\text{син}}$ должна резко убывать по мере возрастания числа реализаций (рядов). Например, для характерных значений λ совокупности из трех рядов с $\lambda_1=0{,}30$, $\lambda_2=0{,}20$ и $\lambda_3=0{,}10$ (т. е. одно событие имеет место один раз в 3 года, один раз в 5 лет и один раз в 10 лет) плотность синхронного потока событий $\lambda_{\text{син}}=0{,}006$ (т. е. в среднем одно событие в 150 лет). Для фиксации такого события с обеспеченностью 95% при интегральном распределении типа (44) длина ряда для общего периода должна составлять 500 лет. Общая задача о совпадении числа выбросов (экстремумов) независимых случайных процессов рассмотрена в монографии В. И. Тихонова [1970].

Для приближенной аппроксимации функции распределения потока синхронных событий (экстремумов, имеющих нестационарный характер) может быть использована формула вида

$$f(\tau)_{\text{син}} = \lambda\tau^{\gamma} \exp(-\beta\tau)^n \tag{54}$$

и для интегрального распределения соответственно (при $n=1$)

$$F(\tau)_{\text{син}} = \int_0^{\infty} \lambda\tau^{\gamma} \exp(-\beta\tau) \cdot d\tau = \frac{\lambda}{\beta^{\gamma+1}} \cdot \Gamma(\gamma+1), \tag{55}$$

при $\beta>0$ и $\gamma>-1$; $\Gamma(\gamma+1)$ — гамма-функция.

Соотношение параметров γ/β определяет положение экстремума $f(\tau)_{\text{син}}$ на оси τ и соответственно положение величины $F(\tau)_{0,95}$. При $\gamma>1$ кривая $f(\tau)_{\text{син}}$ смещена в сторону больших значений τ, а при $\gamma<1$ — в сторону меньших. Это означает, что при одном и том же значении средней плотности потока экстремумов интервал 95%-ной обеспеченности в первом случае длиннее, чем во втором.

Рассмотрим возможность оценки потока экстремумов по величине стандартного отклонения данной выборки.

Как было проиллюстрировано выше, для случайной гауссовой последовательности может быть рекомендована формула (21), устанавливающая вероятность выброса $P(c)$ случайной функции в зависимости от значений его c_i, нормированных на величину σ и с учетом автокорреляции ряда. Величина c применительно к рассматриваемой схеме равна $I(\tau)/\sigma_I$, т. е. представляет собой отношение экстремума индекса урожайности заданного уровня выброса ($\pm 0{,}10$, $\pm 0{,}20$ и т. д.) к величине σ_I. Вероятность P в этом случае может трактоваться как плотность потока событий λ (1/год), что равносильно вероятности появления соответствующего экстремума во всем интервале рассматриваемой выборки.

На рис. 7 показана кривая распределения вероятности выбросов, построенная по формуле (21) при условии, что автокорреляционная функция равна нулю. В этом случае максимальное значение $P_0 = \frac{\sqrt{2}}{2\pi} = 0{,}22$ при нулевом выбросе ($c=0$). Точками нанесены значения $\lambda_{\pm}=f(c_{\pm})$ для экстремумов $\pm 10\%$ уровня, полученные в результате обработки всех вариационных рядов индекса урожайности. Их распределение в общих чертах повторяет гауссовскую кривую, однако отличается некоторым масштабным коэффициентом. При этом значении λ_- для отрицательных экстремумов смещены по отношению к положительным λ_+ на некоторую величину, что свидетельствует о небольшой асимметричности реального распределения по отношению к теоретическому.

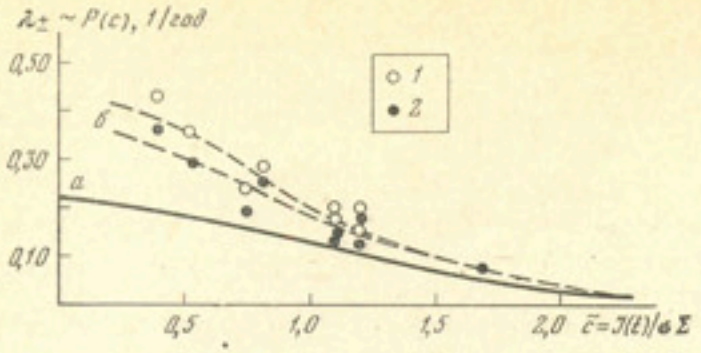


Рис. 7. К вопросу об оценке экстремума ряда по величине нормированного выброса дисперсии

а — расчет по формуле (21);
б — то же, по фактическим данным для вариационных рядов урожайности;
1 — экстремумы отрицательные;
2 — то же, положительные

Полученные кривые подтверждают возможность использовать в первом приближении формулу (21) для расчета плотности потока экстремумов ряда по величине нормированного выброса в следующем упрощенном варианте (при $r=0$):

$$\lambda(c)_{\pm} = \alpha_{\pm} \exp\left(-\frac{c^2}{2}\right)\left[1 - \frac{1}{12}(c^2-1)\right], \qquad (56)$$

причем для положительных экстремумов $\alpha_+=0{,}33$, для отрицательных $\alpha_-=\lambda_-/\lambda_+ \cdot \alpha_+=0{,}41$; величина c в данном случае представляет собой отношение уровня экстремума ($\pm 0{,}10 \pm 0{,}20$ и т. д.) к стандартному отклонению для полного ряда σ_Σ (т. е. $c_1 = \frac{\lambda_{\pm 10\%}}{\sigma}$, $c_2 = \frac{\lambda_{\pm 20\%}}{\sigma}$ и т. д.).

Соотношение (56) можно рекомендовать для определения величины λ (1/год) по нормированному экстремуму (фактически по величине σ). Такой прием может оказаться полезным при анализе изменчивости индекса урожайности ультракоротких рядов ($N=20-30$ лет). В этом случае объем выборки для непосредственного определения плотности потока экстремумов явно недостаточен, тогда как величина σ вычисляется с некоторой степенью надежности. Это позволяет косвенным путем найти соответствующее значение $\lambda_\pm$, которое может характеризовать с известным приближением уровень экстремумов временного ряда значительно большей длительности.

В заключение отметим, что преобразование импульсного типа (32), сводящее процесс ежегодных колебаний индекса урожайности к трем основным состояниям (урожайный, нормальный, неурожайный), является по существу разбивкой всей совокупности на группы (или классы), для которых могут быть определены вероятностные характеристики перехода одной группы в другую. Последовательность таких переходов представляет собой марковскую цепь (однородную, если вероятность не зависит от номера шага перехода). Для нее может быть составлена матрица (табл. 1).

Таблица 1

Матрица переходных вероятностей P_i для трех состояний урожайности *

Характер лет	I группа — урожайные годы +	II группа — нормальные годы 0	III группа — неурожайные годы —
I группа + ↓	P_{++}	P_{0+}	P_{-+}
II группа 0 ↓	P_{+0}	P_{00}	P_{-0}
III группа − ↓	P_{+-}	P_{0-}	P_{--}

* Стрелка указывает направление перехода в каждом столбце. Такая матрица описывает вероятности для всех возможных вариантов перехода, т. е. с точностью до группы характеризует статистические свойства ряда за весь исследуемый интервал.

ОСНОВЫ СТОХАСТИЧЕСКОГО ПРОГНОЗА

Общие соображения о прогнозе климатических колебаний

Всякое прогнозирование предусматривает построение прогнозной модели, являющейся прежде всего моделью, описывающей динамику развития системы. В гидрометеорологии идентификация прогностических моделей основывается на применении основных методов, условно группируемых в следующие классы:

1) вероятностные методы, цель которых — определение стохастических зависимостей между векторами предикторов и предиктантов;

2) физические методы, позволяющие выводить прогнозные функции на основе детерминированных оценок, т. е. решений уравнений гидромеханики, водного или теплового балансов и др.;

3) смешанные методы, при которых часть предикторов определяется при помощи параметризованных оценок, а остальные — стохастическим путем.

В прогностической практике в подавляющем числе случаев применяются методы первой группы.

Прогноз случайного процесса является конечным этапом стохастического моделирования. Применительно к колебаниям климата и климатических экстремумов он представляет весьма актуальную задачу. Выбор конкретной методики обусловливается прежде всего типом и масштабом атмосферных процессов. В соответствии с классификацией А. С. Монина [1969], их спектр можно подразделить на девять категорий с характерным для каждой из них временным масштабом — от микрометеорологических колебаний ($1-10^2$ с), в которые наибольший вклад вносит мелкомасштабная турбулентность, до ледниковых колебаний климата (10^3-10^4 лет). Для генезиса современного климата Земли наиболее важны многолетние колебания с периодами порядка нескольких лет и нескольких десятков лет. В упомянутой публикации А. С. Монина указывается, что собственно климатическими колебаниями являются лишь многолетние, тогда как ежегодные высокочастотные колебания относить к таковым не следует. Соглашаясь в принципе с подобной трактовкой, можно говорить, однако, о ежегодной изменчивости как о короткопериодных флуктуациях климата, имея в виду при этом, что их вклад в суммарную климатологическую дисперсию является весьма существенным.

Временная последовательность этих флуктуаций представляет собой случайный процесс, чаще всего марковского типа [Thom, 1970]. В таком случае задача прогноза сводится к различным приемам статистической экстраполяции временного ряда.

Как известно, любой прогноз включает оценку интервала упреждения и соответствующую погрешность, обычно выражаемую средним квадратом ошибки прогноза. Применительно к климатическому прогнозу под пределом предсказуемости следует понимать такой интервал упреждения, в пределах которого соответствующая ошибка прогноза остается меньше дисперсии климатического многолетнего среднего. В применении к ежегодной последовательности какого-либо показателя прогноз этого типа, согласно Б. Л. Дзердзеевскому [1975], можно рассматривать как «сверхдолгосрочный». Он занимает промежуточное положение между долгосрочным прогнозом погоды на сезон и собственно климатическим (фоновым) прогнозом, т. е. средней климатической нормой с соответствующим уровнем дисперсий.

Другим подходом к прогнозным оценкам естественных колебаний климата является учет многолетней цикличности, проявляющейся в основных климатических элементах и атмосферных явлениях. Методика выявления циклов различной продолжительности на основе гармонического анализа достаточно широко применяется в климатологических исследованиях.

В последнее время были разработаны некоторые рекомендации по более эффективному использованию спектрального анализа для идентификации циклов в области длин волн 5÷25 лет, т. е. в климатологически наиболее важном диапазоне [Привальский, 1976; Shickedanz, Bowen, 1977]. Известно, однако, что в этом случае возникают определенные трудности разделения неслучайных высокочастотных циклов и соответствующих флуктуаций марковского типа. О. А. Дроздов [1975] предлагает некоторые приемы исключения из многолетних колебаний марковских составляющих. Отфильтрованный таким образом процесс может быть исследован на цикличность. Подобный подход был применен О. А. Дроздовым [1971] к анализу цикличности осадков и составлению прогноза знаков их аномалий на 5-летний срок для территории СССР, раздельно для осадков теплого и холодного периодов.

Упомянутые выше приемы прогнозных оценок касаются короткопериодных климатических колебаний естественного характера. Вместе с тем важнейшей чертой современного климата является его зависимость от все возрастающего и разностороннего антропогенного (техногенного) воздействия. К настоящему времени предлагаются некоторые прогнозные схемы для оценки соответствующих климатических трендов на перспективу, хотя статистическая идентификация таких трендов сама по себе связана с определенными трудностями.

Особое значение в этом смысле имеют прогнозы изменения глобального температурного режима Земли — систематического повышения температуры за счет совокупного воздействия промышленной энергетики, в том числе и термоядерной, а также увеличивающихся выбросов в атмосферу различных примесей, особенно двуокиси углерода [см. например, Будыко, 1974]. По существу, предпринимается попытка оценить термические факторы эволюции современного климата. На ее фоне по-прежнему должны происходить естественные колебания различной продолжительности. Однако можно априори утверждать, что их роль будет заметно отличаться от наблюдавшейся в условиях, существовавших в начале XX в., когда влияние антропогенного пресса на климат было менее существенным. Так, если представить себе повторение в будущем известного потепления в умеренных и высоких широтах северного полушария, имевшего место в 20—30-е годы, то, очевидно, количественный эффект его будет существенно иным из-за наложения положительной аномалии на возрастающий температурный тренд.

Для качественной иллюстрации этого положения мы привлекли материалы по многолетней динамике элементарных циркуляционных механизмов (ЭЦМ) в XX в. во внетропических широтах северного полушария. Согласно последним проработкам, выполненным в Отделе климатологии Института географии АН СССР, настоящий период характеризуется кульминационной фазой циркуляционно-климатической эпохи меридионального типа (т. е. фазой с преобладанием меридиональных группировок ЭЦМ над зональными).

Линейная экстраполяция этой тенденции позволяет ожидать к концу текущего столетия формирования климатической эпохи зонального типа. Как известно, в первой половине XX в. зональная эпоха была весьма четко выражена, особенно в 20—30-х годах, и была связана с резкой климатической аномалией глобального термического режима (особенно в высоких широтах). На рис. 8 приведена кривая прогнозного тренда глобальной антропогенной термической аномалии, построенная нами по материалам М. И. Будыко [1974] и взятая как среднее значение между двумя отдельными вариантами, полученными им для условий возрастания величины ΔT за счет выделений промышленной энергии и повышения концентрации CO_2. На графике показано и значение величины ΔT_e — естественной положительной глобальной аномалии температуры в случае наступления на рубеже XX и XXI столетий циркуляционной эпохи резко выраженного зонального типа и при предположении, что абсолютный уровень отклонения ΔT_e будет соответствовать условиям, имевшим место

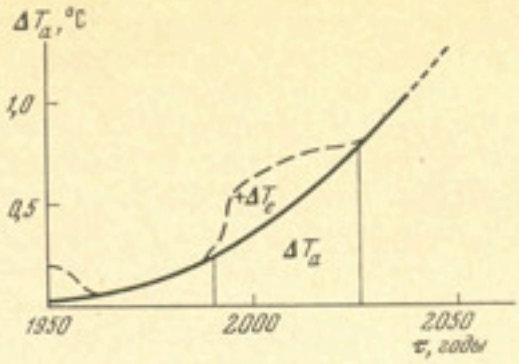


Рис. 8. Динамика ожидаемой глобальной термической аномалии ΔT_a, обусловленной антропогенными факторами изменения климата, и возможное наложение аномалии ΔT_c из-за естественных флуктуаций климата с периодом два — три десятилетия

в начале XX в. В этом случае суммарный эффект может характеризоваться формированием четко выраженного скачка на фоне повышенных значений температуры, т. е. усилением связанного с воздействием антропогенных факторов потепления в течение двух-трех десятилетий.

Прогноз прогрессирующего потепления за счет антропогенных факторов требует разностороннего учета возможных изменений других компонентов природной среды, в том числе первичной продуктивности биосферы.

Как известно, возрастание роли CO_2 в атмосфере, представляющее в целом неблагоприятный феномен, в то же время может положительно сказаться на глобальном фотосинтезе. Если предположить, следуя за А. А. Ничипоровичем [1973], что растительный покров в состоянии полностью усваивать техногенный углерод, то возрастание концентрации в атмосфере CO_2 может привести при сохранении стабильности климата к весьма существенному дополнительному приросту биомассы, особенно культурных растений. По другим оценкам прогнозируемое потепление за счет воздействия этого фактора может привести к смещению термического оптимума культурной растительности [The global carbon dioxide problem, 1976]. На территории Северной Америки, например, это может повлечь за собой продвижение к северу границы возделывания основных зерновых культур. Последние окажутся в зоне с менее благоприятными условиями почвенного плодородия, что в конечном счете обусловит снижение продуктивности. Детальное обсуждение различных аспектов этой проблемы и некоторые прогнозные оценки приводятся в известной монографии [Energy and Climate, 1977].

Стохастический прогноз многолетних флуктуаций продуктивности

Указанные масштабы климатических колебаний вносят основной вклад в дисперсию многолетнего ряда продуктивности различных растительных биогеосистем. Для соответствующих прогнозных оценок могут применяться подходы, вкратце описанные выше.

Следует заметить, что многолетние ряды продуктивности, в свою очередь, могут быть использованы для восстановления климатических режимов до того периода, когда начались их инструментальные измерения. Это весьма широко практикуется в дендроклиматологии, однако целесообразно привлекать также данные по динамике урожайности однолетних культур, позволяющие решать эти задачи применительно к большим территориям. Результат решения такой обратной задачи сам может оказаться полезным при анализе климатического режима. Так, например, М. И. Будыко [1974] для сравнительного анализа увлажненности в пределах Европы и Северной Америки использовал аномалии индексов урожайности пшеницы на территории США за 1900—1960 гг. Сопоставление их с данными колебания уровня Каспийского моря за это же время обнаружило достаточно устойчивую корреляцию, подтверждающую связь увлажненности в Восточной Европе и Северной Америке.

Временной ряд продуктивности подразделяется на детерминированную и случайную части. Первая из них в основном формируется под воз-

действием неклиматических факторов, и ее прогноз должен основываться на предпосылках, непосредственно не связанных с трендами климата. В самом общем случае здесь следует использовать комбинированный подход, включающий целый ряд приемов прогнозирования, применяемых, в частности, в эконометрии [Четыркин, 1977; и др.]. Прежде всего необходимо построить некую общую модель развития, описывающую возможный процесс в самых главных чертах, и на этой основе выбирать характер прогнозирующей функции, по отношению к которой могут быть применены различные методы экстраполяции. К таким методам, в частности, относится и описанная выше статистическая экстраполяция, причем весьма полезным может оказаться метод экспоненциального сглаживания. Последний заключается в том, что некоторой совокупности предшествующих точек придается определенный вес, коэффициент которого возрастает к концу последовательности по экспоненциальному закону.

Применительно к прогнозу тренда урожайности зерновых культур соответствующая прогнозная модель развития должна предусматривать включение совокупности разнообразных факторов. К ним относится прежде всего группа факторов общего социально-экономического порядка, учитывающая прогресс социалистической экономики планового типа и возможность экономических спадов и соответствующих снижений тренда в условиях экономики так называемого свободного рынка. Учет другой группы факторов должен отразить в самом общем виде прогресс научных и производственных методов полевого земледелия. К ним относятся повышение урожайности за счет применения новейших методов агрохимии и агротехники, селекции и семеноводства, создание сортов культурных растений за счет активизации фотосинтетического аппарата на молекулярно-генетической основе и др. При этом, конечно, следует иметь в виду вариабельность такого общего прогресса, обусловливаемую конкретными почвенно-климатическими условиями данного географического региона, общей площадью произрастания культур.

Известно, что эффективность всех указанных приемов является в общем случае некоторой функцией от суммарной площади, на которой они применяются. Наивысший эффект достигается на малых площадях (опытных делянках); по мере же увеличения площади эффективность неизбежно снижается за счет воздействия многих неучитываемых факторов.

При определении максимальных уровней биологической продуктивности агроэкосистем необходимо также принимать во внимание возможный энергетический потенциал, т. е. уровень использования техногенной энергии, которую необходимо вкладывать для получения высоких урожаев на той или иной территории. Так, высокоразвитая полевая агроэкосистема для получения урожайности ~100 ц/га нуждается в дополнительной техногенной энергии, равной уровню использования естественной энергии Солнца в процессе фотосинтеза (~250 кал/см^2·год). Для экосистемы закрытого грунта с круглогодичным режимом соответствующие затраты техногенной энергии возрастают в 30 раз, что обеспечивает повышение продуктивности всего лишь в 3 раза (табл. 2).

При построении прогнозирующей функции тренда биологической продуктивности последнюю целесообразно представлять в нескольких вариантах — двух крайних и промежуточных. Максимальный вариант может аппроксимироваться по типичным схемам расширенного воспроизводства при практически неограниченных ресурсах, а крайний минимальный вариант — по схеме расширенного воспроизводства с ограниченными ресурсами, для которой предусматривается выход кривой на некоторый уровень «насыщения» в пределах данного прогнозного интервала. Динамика процесса первого типа обычно описывается экспоненциальной кривой, а второго типа — кривой насыщающего типа. Экспоненциальный рост может характеризоваться обобщенной экспонентой с переменным параметром, которая полезна и для аппроксимации процесса, в котором постепенно происходит замедление скорости роста.

Таблица 2

Энергетика и продуктивность агроэкосистемы [обобщено по материалам Одума, 1975 и Stanhill, 1975].

Тип агроэкосистемы	Энергия Солнца, связанная в первичном продукционном процессе, кал/см²·год (Q_s)	Дополнительная энергия, необходимая для достижения данного уровня продуктивности, кал/см²·год (Q_T)	Отношение $\frac{Q_T}{Q_s}$	Продукция биомассы растений	
				г/см²·год	ц/га·год
Пустынная примитивного пастбищного типа	0,5	0,01	0,02	0,0001	0,1
развивающегося и развитого пустынного типа	8÷116	2÷48	0,25÷0,40	0,003÷0,03	3÷30
Полевая высокоразвитая	260	250	1	0,10	100
Закрытого грунта с круглогодичным режимом	850	27,500	30	0,30	300

Укажем также, что влияние климатических колебаний само может оказывать воздействие на формирование тренда. Например, снижение тренда урожайности зерновых на территории США и Канады в 30-х годах, обусловленное известным экономическим спадом, усилилось за счет участившихся в этот период засушливых лет [Раунер, Лозовская, 1978].

Напомним общее выражение для ошибки прогноза e, представляющей собой разность между фактическим и предсказанным значением стационарного случайного процесса $\widetilde{m(\tau)}$:

$$e(\tau) = \widetilde{m(\tau+\theta)}_{\phi} - m(\tau+\theta)_{\text{п}}, \tag{57}$$

где θ — интервал упреждения (годы).

Используя выражение для спектральной плотности ошибки и интегрируя его, после некоторых преобразований можно получить следующую общую формулу для квадрата ошибки прогноза:

$$e^2(\tau) = \frac{1}{2\pi}\int_0^{\infty} [\psi(\tau)]^2 d\tau. \tag{58}$$

Подынтегральная функция $\psi(\tau)$ связана через Фурье — преобразование с автокорреляционной функцией случайного процесса $r(\tau)$:

$$\psi(\tau) = \frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty} S(\omega)\exp(-i\omega\tau)\,d\omega, \tag{59}$$

где $S(\omega)$ — спектральная плотность.

Из сравнения (58) и (59) вытекает, что зависимость квадрата ошибки прогнозирования от длины интервала упреждения выражается через интеграл квадрата автокорреляционной функции. Поскольку величина $[\psi(\tau)]^2$ неотрицательна, зависимость $e^2(\theta)$ неубывающая, причем $e^2(0)=0$, а $e^2(\infty)=D_x$, т. е. в пределе (при $\theta\to\infty$) дисперсия прогноза стремится к дисперсии математического ожидания. Для статистической экстраполяции стационарного марковского процесса, вся предыстория которого сосредоточена в последней точке, а корреляционная функция описывается формулой (8), выражение для $e^2(\theta)$ принимает вид:

$$e^2(\theta) = D_x[1 - r^2(\theta)] = D_x[1 - \exp(-2\alpha\tau)^2]. \tag{60}$$

Для случайного процесса, характеризуемого корреляционной функцией типа (10), прогнозируемое значение зависит не только от известного

значения в последней точке, но и от всех предшествующих величин случайной функции на заданном отрезке. В этом случае средний квадрат ошибки экстраполяции определяется из соотношения

$$e^2(\theta) = \frac{D_x}{2}\left[1 - \exp(-2\alpha\tau)\left(\cos\beta\tau - \frac{\sqrt{\alpha^2+\beta^2}-\alpha}{\beta}\sin\beta\tau\right)^2\right]. \quad (61)$$

Как указано выше, для предела предсказуемости $\theta_п$ должно выполняться условие $e^2 = D_x$. Это означает, согласно (60), что величина $r(\theta)$ равна нулю, т. е. в данном случае максимальный интервал предсказуемости определяется масштабом автокорреляции случайного процесса, т. е. $\theta_п = \tau_0$. С учетом полученных выше характерных значений τ_0 определяется также соответствующий масштаб предсказуемости. Поскольку максимальные абсолютные значения автокорреляции $r(\tau)$ при начальных сдвигах для рядов урожайности $\tau = 2 \pm 3$ года не превосходят $\pm 0{,}05$, то для приближенных оценок можно считать $e^2(\theta) = D_x$, т. е. оценивать квадрат ошибки прогноза по дисперсии математического ожидания.

Отметим также, что определение величин $e^2(\theta)$ и τ_0 целесообразно производить как для полного, так и для преобразованного ряда первичной продуктивности, т. е. раздельно для его положительной и отрицательной частей. Это связано с тем, что их дисперсия может существенно различаться из-за асимметричности распределения. Как показывает соответствующий анализ, чаще всего $D_{x-} > D_{x+}$. Отсюда вытекает, что дисперсия прогноза процесса отрицательных отклонений выше, чем положительных, что следует принимать во внимание при соответствующих прогнозных оценках урожайных и неурожайных лет.

Рассмотрим теперь некоторые вероятностные оценки потока экстремумов. Под экстремумом ряда, согласно Е. Е. Жуковскому [Жуковский и др., 1976], понимается любой его элемент, для которого выполняется одно из неравенств:

$$\begin{cases} x_{j-1} < x_j > x_{j+1} \\ x_{j-1} > x_j < x_{j+1}, \end{cases} \quad (62)$$

где x_j в первом случае максимум, а во втором — минимум. По М. А. Омшанскому [см. Дроздов О. А., 1956], общее число экстремумов случайного бессвязного ряда распределено асимптотически нормально с математическим ожиданием, равным $^2/_3$ от числа членов ряда. Вероятная ошибка определения числа экстремумов равна

$$e_{\pm} = 0{,}195\sqrt{N+1}, \quad (63)$$

где N — число членов ряда.

Для оценки вероятного отклонения среднего числа перемен знака $a = 2pq$ используется следующее выражение [Дроздов О. А., 1956]:

$$e_a = 1{,}348\sqrt{pq(N-1)(1-3pq)}, \quad (64)$$

в котором p и q — соответственно вероятность появления положительного или отрицательного экстремума. В общем случае $p \neq q$, в частном случае при $p = {}^1/_2$ и $a = {}^1/_2$ выражение для e_a имеет вид

$$e_a = 0{,}337\sqrt{N-1}. \quad (65)$$

Отметим, что для большей части рассматриваемых нами временных рядов относительной продуктивности число отрицательных экстремумов несколько превышает число положительных ($p < q$).

Согласно изложенным выше представлениям об интегральном распределении интервалов между экстремумами, можно ввести понятие интервала практической обеспеченности единичного экстремума ($\tau_{0,90}$, годы). Величина $\tau_{0,90}$ представляет собой временной интервал, в котором появление экстремума того или иного знака характеризуется величиной $F(\tau) = 0{,}90$, т. е. может считаться практически обеспеченной на основе полученного эмпирического распределения. Эта же характеристика может быть применена к некоторой комбинации событий, особенно к переходу одного из трех основных состояний («−», «0», «+») в любое другое из

них. Указанные вероятностные оценки могут быть сделаны для некоторого прогнозного интервала θ_{opt}, в течение которого практически обеспечено появление некоторой суммы экстремумов разного знака, например числа урожайных или неурожайных лет. Соответствующее выражение для него имеет следующий вид:

$$\theta_{opt_+} = \tau_{0,90_+} \cdot \Sigma n_+ \qquad (66)$$
$$\theta_{opt_-} = \tau_{0,90_-} \cdot \Sigma n_-,$$

где $\Sigma n_\pm$ — сумма экстремумов соответствующего знака за период θ.

Длина прогнозного интервала θ_{opt} в этом случае определяется тем, что в его пределах должен укладываться определенный минимум числа интервалов обеспеченности $\tau_{0,90}$ единичного экстремума (величина $\Sigma n_\pm$ должна быть не меньше 4—5). Соответственно может быть определена и минимальная длина ряда, для которой возможна данная процедура. Прежде всего она зависит от его дисперсии, так как при более высоких ее значениях минимальный объем выборки может быть меньшим. Поскольку минимальное число случаев для получения устойчивого эмпирического распределения функции $f(\tau)$ должно быть не меньше 30, а соотношение экстремумов равного знака составляет $^2/_3$ общего числа членов ряда, то оно должно быть, как минимум, равно 90 годам. На основе приведенных оценок и при некоторых характерных значениях $\tau_{0,90}=5\div7$ лет можно считать, что наиболее оптимальный прогнозный интервал θ_{opt} определяется продолжительностью 25÷30 лет.

Для прогноза на более короткий период (12÷15 лет) можно рассматривать величину $\delta n_\pm$, характеризующую сальдо экстремумов за 5 лет:

$$\delta n_\pm = n_+ + n_-, \qquad (67)$$

где n_+ и n_- — суммы экстремумов соответствующего знака за 5 лет. Значение $\delta n_\pm = 1{,}2$ означает, что в данном пятилетии преобладают один или два экстремума данного знака, а $\delta n_\pm = 0$ свидетельствует, что в данном интервале экстремумы вообще отсутствовали или же были скомпенсированы. Для величины $\delta_{n\pm}$ при достаточно длительном ряде ($N>150$ лет) могут быть построены соответствующие распределения. Величина $F(\tau)_\delta$ будет характеризовать обеспеченность пятилетнего сальдо разного знака, и соответственно величина $\tau_{0,90}$ — интервал практической обеспеченности. Использование этих характеристик дает возможность оценить, обеспечен ли прогноз урожайности на ближайшее пятилетие по тренду (при $\delta n_\pm = 0$) или же следует считаться с тем или иным значением сальдо экстремумов разного знака.

Наконец, для некоторых схематических прогнозных оценок на ближайшие 5—10 лет можно рекомендовать приближенную процедуру, которую условно назовем экстраполяцией «по последнему экстремуму».

Она сводится к следующему. Производится линейная экстраполяция тренда урожайности на срок до 10 лет, и одновременно линейно экстраполируется уровень стандартного отклонения раздельно для положительной и отрицательной частей ряда по их состоянию в предшествовавшие 15—20 лет. Выбирается год, в который отмечались последние в ряду положительный и отрицательный экстремумы, и от них по характеристикам дифференциального и интегрального распределений $f(\tau)_{max}$, $f(\tau)_{min}$ и $F(\tau)$ производится раздельная оценка вероятного положения следующего экстремума в пределах прогнозного интервала. Две первые величины в рамках апостериорного распределения будут характеризовать наиболее и наименее вероятные положения следующего экстремума урожайности на временной оси. Величина $\tau_{F=0,90}$ будет характеризовать интервал времени, в конце которого появление следующего экстремума практически обеспечено (на уровне 90%).

Указанная процедура является, по существу, элементарной статистической экстраполяцией применительно к экстремумам ряда, но она полезна для оценки возможных комбинаций их в ближайшие 5—10 лет, в частности взаимного расположения по годам экстремумов разного знака.

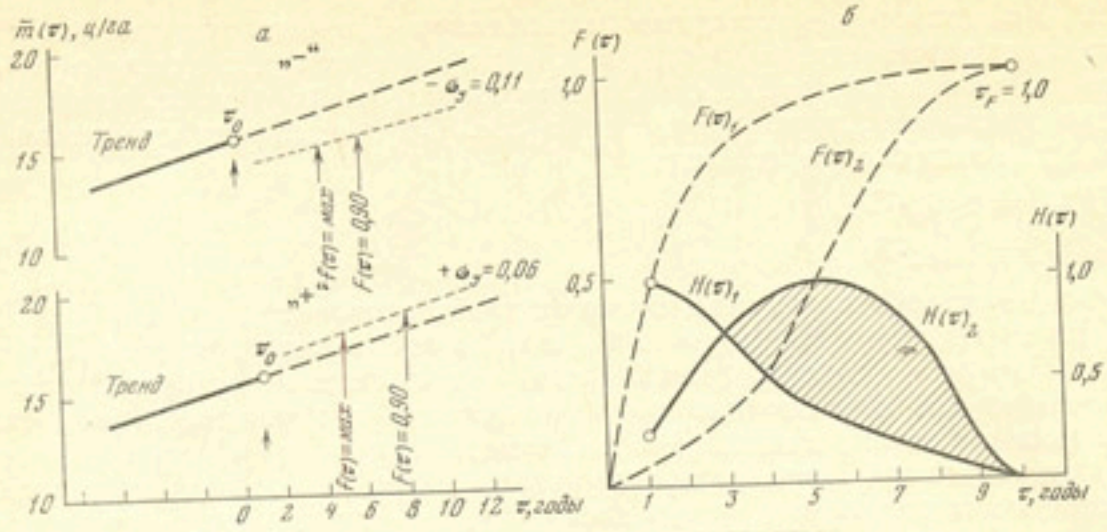


Рис. 9. Статистическая экстраполяция экстремумов и ее энтропийная оценка
а — экстраполяция «по последнему» экстремуму на ближайшие 5—10 лет на основе распределений $f(\tau)$ и $F(\tau)$ для отрицательных (—) и положительных (+) экстремумов урожайности; *б* — энтропийная оценка исхода события (появления или непоявления экстремума) в интервале τ_F при разных типах интегрального распределения $F(\tau)$

Схема такой прогнозной оценки экстремумов (в том числе и засушливых лет) ясна из рис. 9, *а*, а общее выражение для нее имеет вид

$$N_{i+1} = N_i + \tau_{f\text{-}F}, \tag{68}$$

в котором N_i — календарный год последнего в ряду экстремума, N_{i+1} — календарный год последующего (прогнозируемого) экстремума, τ_{fF} — интервал времени между ними (годы), получаемый на основе условных распределений $f(\tau)$ или $F(\tau)$.

Для подобной процедуры целесообразно также применение энтропийной оценки — определение степени неопределенности исхода события в i-тый год в пределах заданного интервала. На рис. 9, *б* показана функция энтропии $H(\tau)$ для двух интегральных распределений, характеризуемых одним и тем же интервалом $\tau_F = 10$ лет при $F(\tau) = 1{,}0$, но существенно различных при остальных значениях. В первом случае при быстром нарастании $F(\tau)$ функция $H(\tau)$ имеет максимум в самом начале прогнозного интервала. Это означает, что наиболее неопределенная ситуация для исхода события характерна в течение первых 2—3 лет, а для последующего периода уровень энтропии резко понижается. Во втором случае ситуация определенная лишь в самом начале периода (событие не наступит) и в самом конце прогнозного интервала (событие наступит), тогда как в его середине функция энтропии имеет максимум. Это означает, что неопределенность исхода максимальна и, кроме того, значительно выше по сравнению с первым случаем для того же самого отрезка времени.

Для анализируемого случая по аналогии с (60) можно получить выражение для среднеквадратичной ошибки прогноза экстремума:

$$e(\theta)_э^2 = D_э [1 - r_э^2(\tau)], \tag{69}$$

где $D_э$ — ошибка экстремума для среднеклиматического уровня (т. е. стандарт для климатической нормы экстремумов), $r_э(\tau)^2$ — автокорреляционная функция данного ряда экстремумов. Соответственно предел предсказуемости для экстремума оценивается из условия $e(\theta)_э^2 \leqslant D_э$, т. е. определяется масштабом корреляции τ_0 для соответствующей корреляции функции. Для простейшего случая, при котором временной ряд экстремумов описывается функцией телеграфного типа, величина $\tau_0 = {}^1/_2\lambda^{-1}$ (год). Поскольку значение $D_э$ при однопараметрическом распределении Пуассона равно $1/\lambda^2$, то ошибка предела предсказуемости ближайшего экстремума в этом случае больше величины климатического интервала.

Следует заметить, что приведенные соотношения и оценки касаются полного ряда экстремумов. Если же рассматривать только положительную или отрицательную часть ряда, то в формуле (34) для корреляционной

функции величина параметра должна быть приблизительно в 2 раза меньше. Это означает, что масштаб корреляции и предел предсказуемости указанных выше характерных значений плотности потока событий должны соответственно возрасти вдвое. Таким образом, для оценки ошибки прогноза ближайшего экстремума разного знака приближенно можно использовать среднее климатическое значение стандартного отклонения, вычисляемое на основе соответствующего эмпирического потока событий.

Исследование вероятностных оценок продуктивности по схеме марковской цепи позволяет выполнить экстраполяцию градаций продуктивности (урожайный, нормальный, неурожайный годы) с интервалом упреждения в один год. Для этого может быть использована матрица переходных вероятностей P_i, причем в качестве начального условия задается вероятность перехода градации продуктивности предыдущего года в соответствующую градацию для текущего. По таблице случайных чисел с учетом полученных величин P_i посредством специальной процедуры подбирается прогнозное значение продуктивности на следующий год. Подобная схема применяется, в частности, при гидрологических оценках изменчивости классов стока и водных ресурсов [Бабкин, 1977]. Уровень оправдываемости, к сожалению, не высок (30—40%), и поэтому в рамках данной модели такое прогнозирование может иметь лишь оценочный характер.

В заключение укажем еще на один способ прогнозирования урожайности, который был назван «методом сценария» и применен для долгосрочного прогноза урожайности зерновых на территории Североамериканского зернового региона [Impact of Climatic fluctuation..., 1976]. Сущность его заключается в том, что оцениваются варианты (сценарии) неблагоприятных и благоприятных ситуаций режима урожайности, имевших место в прошлом, и их эффект в случае возможного повторения для тех же характеристик экстремумов, но при современном уровне земледелия.

Соответствующие оценки выполняются по следующей схеме:

1) производится определение трендов урожайности;

2) определяются относительные отклонения урожайности от линии трендов за «сценарные годы», причем в качестве таковых выбираются характерные в прошлом годы с резким недородом, слабым недородом, хорошим урожаем, а также несколько лет с ежегодным чередованием высокой и низкой урожайности;

3) этим годом оцениваются соответствующие абсолютные отклонения урожайности и валовой продукции зерна на уровне урожайности и посевных площадей последних лет;

4) все эти характеристики суммируются с современным уровнем валового сбора, и полученные таким образом значения рассматриваются как прогнозные величины в случае реализации в будущем тех или иных ситуаций, имевших место в прошлом;

5) производится сравнение этих величин с современным уровнем потребления зерна, и оценивается ожидаемый дефицит или избыток его.

Такая «модель-сценарий» представляет практический интерес и весьма наглядна, но вместе с тем она не содержит каких-либо вероятностных оценок появления событий в пределах интервала упреждения и поэтому может рассматриваться лишь как простейший вариант имитационной прогнозной модели экстремумов урожайности.

Согласно другому варианту сценарного моделирования на базе экспертных оценок до 2000 г. рассматривается вероятность нескольких прогнозных вариантов динамики климата: сильное похолодание, умеренное похолодание, сохранение существующего режима (оценивается как наиболее вероятное), умеренное потепление и сильное потепление [Climate change..., 1978]. Для указанных сценариев рассмотрены прогнозные оценки возможных изменений урожайности зерновых культур в основных зернопроизводящих странах [Crop yields..., 1978]. Оценки выполнены на основе элементарных статистических связей между отклонениями осадков и температуры и индексами урожайности, что, как было показано выше, характеризуется невысоким уровнем значимости.

КЛИМАТООБУСЛОВЛЕННЫЕ КОЛЕБАНИЯ УРОЖАЙНОСТИ

КОЛЕБАНИЯ УРОЖАЙНОСТИ ЗЕРНОВЫХ КУЛЬТУР НА ТЕРРИТОРИИ СССР

Характеристика исходных материалов

Для Европейской территории СССР наиболее длинный и практически непрерывный ряд ежегодных колебаний индекса урожайности зерновых культур мы составили за период с 1801 по 1976 г.

Для оценки урожайности с 1801 по 1930 г. в качестве основных данных были использованы материалы В. М. Обухова [1949] и Г. Т. Селянинова [1958], а за период с 1945 по 1976 г. — данные Гидрометцентра, основанные на материалах Центрального статистического управления [Гидрометеорологические особенности..., 1974, 1975], и данные Е. К. Федорова [1973]. При оценке урожайности зерновых за период с 1930 по 1940 г. мы использовали данные ЦСУ за отдельные годы, а также сведения по засухам [Раунер, 1976б], основываясь на которых идентифицировались отрицательные экстремумы относительных отклонений. Для уточнения ряда урожайности за 1925—1940 гг. мы обратились к некоторым материалам, содержащимся в «Ежегодниках по аграрной истории Восточной Европы».

В публикациях М. А. Вылцана [1970], И. Е. Зеленина [1970] и И. А. Чемерисского [1970] приводятся материалы, относящиеся к СССР в целом. Сопоставление их с данными В. М. Обухова [1949] по Европейской территории СССР за 1921—1930 гг. показало, что они практически совпадают. Это дало основание считать, что данные по зерновой зоне СССР в целом действительны и для зерновых районов Европейской части СССР. В результате был составлен ряд за период 1921—1940 гг., оценен его тренд и уточнены ежегодные значения индексов урожайности, которые по большей части лет несущественно отличались от данных, полученных нами ранее [Раунер, 1976б].

Уместно отметить, что в некоторых материалах по аграрной истории Восточной Европы обращается внимание на известную неоднородность характеристик урожайности за 30-е годы в связи с тем, что методы оценки производства зерновой биопродукции не были достаточно надежными и часто изменялись.

Данные по индексу урожайности за 1941—1944 гг. были определены ориентировочно по погодно-климатическим условиям. Для этой цели были привлечены материалы Т. В. Покровской [1972] по динамике индекса весенне-летних осадков в основных зерновых районах Европейской территории СССР. В 1941 г. увлажнение в вегетационный период и виды на урожай были благоприятны, в связи с чем было принято значение индекса урожайности +10%; в 1943 г. на юге и юго-востоке ЕТС отмечался дефицит осадков и для этого года был принят индекс —10%, а для 1942 и 1944 гг. в связи с относительно благоприятными условиями увлажнения — нулевые отклонения индекса урожайности.

Характеризуя ряд урожайности на Европейской территории СССР за XIX и XX столетия, необходимо принимать во внимание произошедшее за указанное время существенное изменение в структуре зерновых. В течение почти всего XIX в. (до середины 80-х годов) в 23 губерниях Европейской России свыше 80% посевных площадей приходилось на так называемые серые хлеба, а на пшеничные и полбу — всего 10%. К 1913 г. по 50 губерниям посевные площади под серыми хлебами занимали 65% всех посевных площадей, площади под пшеницей возросли до 25%.

Таблица 3

Распределение площади под зерновыми, млн. га [СССР в цифрах в 1976 году, 1977]

Зерновые культуры	1913 г.	1940 г.	1965 г.	1970 г.	1976 г.
Все зерновые	104,6	110,7	128,0	119,3	127,7
Пшеница озимая	8,3	14,3	19,8	18,5	17,3
» яровая	24,7	26,0	50,4	46,7	42,2
Рожь озимая	28,2	23,1	16,0	10,0	9,0
Кукуруза (на зерно)	2,2	3,7	3,2	3,4	3,3

За годы Советской власти продолжалось дальнейшее увеличение доли пшеницы в зерновом балансе: в 1940 г. на нее приходилось 38%, в 1961 г. — более 50%. Возросла также роль кукурузы как по площади посевов, так и по объему валового сбора зерна за счет ее более высокой по сравнению с другими зерновыми культурами урожайности. Динамику посевных площадей за 1913—1976 гг. характеризуют показатели, приведенные в табл. 3.

Для Азиатской территории СССР, рассматриваемой в нашем исследовании в пределах так называемого Срединного региона, включающего Северный и Центральный Казахстан, Западную Сибирь и частично Алтайский край, был получен непрерывный ряд урожайности яровых зерновых за период с 1881 по 1973 г. В качестве исходных материалов послужили данные А. С. Утешева [1972] за период до 1940 г., материалы Гидрометцентра [Гидрометеорологические особенности..., 1974, 1975] и Е. К. Федорова [1973]. Для идентификации отдельных точек кривой использовались материалы А. М. Алпатьева и В. Н. Ивановой [1958], данные А. П. Сляднева [1965], а также обобщенные нами материалы по хронологии засух на территории зерновой зоны СССР [Раунер, 1976а].

Весьма ценные сведения по динамике посевов и сборов озимых и яровых зерновых культур в Алтайском горном округе за 1815—1861 гг. опубликованы С. С. Лукичевым [1963]. Указанный округ в тот период включал территории современных Алтайского края, районов Восточно-Казахстанской области, лежащих к востоку от Иртыша, бóльшей части Новосибирской области, Кузбасса и южных районов Томской области. Таким образом, эти данные характеризуют значительную часть зернового пояса Срединного региона.

С. С. Лукичев отмечает, что приведенный им материал сугубо ориентировочный. Однако нам представляется, что его можно считать достаточно репрезентативным для реконструкции общего ряда для Азиатской территории СССР, так как он базируется на обстоятельном анализе тщательно собранных архивных материалов, содержащихся в соответствующих источниках.

Мы вычислили по материалам С. С. Лукичева среднюю урожайность озимых и яровых культур за каждый год и определили тренд и индексы урожайности (в публикации С. С. Лукичева, в частности, указывается на наличие сильных недородов в 1811—1813 гг.). К основному ряду по Азиатской территории СССР (1881—1973 гг.) был добавлен непрерывный ряд за период с 1815 по 1845 г., и, таким образом, его общая длительность составила 128 лет. По этой территории Советского Союза имеются также сведения и за более ранний период (конец XVIII в.). Так, А. А. Кондрашенков [1971] приводит данные по урожайности зерновых в Зауралье и, в частности, указывает, что 1768, 1788, 1798 гг. были неурожайными ввиду засухи. В среднем неурожаи повторялись каждые 4—5 лет, однако период 1790—1802 гг. характеризовался в целом повышенной урожайностью.

Отметим также, что за исторический период имеются сведения по урожайности зерновых культур в отдельные годы на Украине и в быв. Таврической губернии [Бойко, 1963; Секиринский, 1971]. Согласно этим материалам, средняя урожайность на Украине (в частности в Киевщине и Переяславщине) в XVI в. и в первой половине XVII в. была не меньше, чем «сам-6», т. е. заметно превышала соответствующие значения в Центральной России. Данные по урожайности зерновых в крымских уездах Таврии за 1787—1789 гг. характеризуются сильными колебаниями, причем наименьшие значения приходятся на 1788 г. (сам-1,7). В каталоге засух на Европейской территории СССР этот год отмечен как засушливый. В данных А. А. Кондрашенкова [1971] по Зауралью на него также приходится резкий неурожай. Таким образом, можно полагать, что в этот год отмечались обширная засуха и синхронный недород на западе и востоке зерновой зоны нашей страны.

Для оценки динамики средней урожайности за исторический период были использованы конкретные материалы в упомянутых «Ежегодниках по аграрной истории Восточной Европы». В них обработаны все известные материалы по урожайности основных зерновых культур в районах развития зернового земледелия в Русском государстве по десятилетиям, начиная с конца XVI в. Наиболее обширные фактические данные за период с 1650 по 1790 г. приведены Е. И. Индовой [1970], а за 1590—1610 гг.— Н. А. Горской [1963]. Урожайность за этот период дается в старых мерах (сам-3, сам-4 и т. д.). Вычисление надежных абсолютных значений в метрических единицах весьма затруднительно, поскольку в те годы не существовало унифицированных норм высева, а соответствующие единицы объема и площади не были стандартизованы. Вместе с тем обращает на себя внимание указание Е. И. Индовой [1970] о том, что нормы высева в XVIII в. существенно понизились по сравнению со второй половиной XVII в.

Однако средняя относительная урожайность основных зерновых культур (ржи, пшеницы, овса, ячменя и др.) за период с XVII до первой половины XIX в. почти не изменилась: в конце XVI — начале XVII в. — 3,6, в первой и второй половинах XVIII в. — соответственно 3,7 и 3,8, в первой половине XIX в. — 3,6.

По данным Е. И. Индовой [1970], нормы высева важнейших зерновых культур с 2—3 четвертей на десятину в XVII в. снизились к концу XVIII в. до 1—2 четвертей. Поскольку четверть примерно равна 150 кг пшеницы и 65 кг ржи, то ориентировочно можно принять, что нормы высева пшеницы снизились с 2,5—3,0 до 1,5 ц/га, ржи с 1,5—1,3 до 0,6—0,7 ц/га. По приведенным выше данным нетрудно рассчитать, что абсолютная урожайность зерновых понизилась с 6—8 до 4—5 ц/га и сохранялась на указанном уровне по крайней мере в течение всей первой половины XIX в. и в 60-е годы этого столетия.

Последние цифры довольно хорошо согласуются с более надежными данными по средней урожайности зерновых в Европейской России в 80-е годы XIX в. в метрических единицах. Для определения коэффициента перехода к урожайности в абсолютных метрических единицах мы использовали данные по урожайности за 1883—1914 гг., приводимые В. М. Обуховым [1949] в «самах» и параллельно в центнерах на 1 га. Дополнительно были привлечены и обработаны некоторые справочные сведения о средних нормах высева и урожаях зерновых в крестьянских и помещичьих хозяйствах Европейской России за вторую половину XIX в. [Справочная книга..., 1892]. На основании этих проработок была установлена зависимость m(ц/га)$=1{,}3m$ [«сам»] в среднем для основных зерновых культур (пшеницы, ржи, овса, ячменя), по которой был произведен пересчет урожайности за XIX в. в метрические единицы.

Динамика трендов урожайности

Динамика урожайности зерновых на Европейской территории СССР за XIX и XX столетия (рис. 10) позволяет выделить основные характерные интервалы тренда за это время.

1. Дореформенный период XIX в., в течение которого средняя урожайность практически сохранялась на одном уровне (сам-3,5, что соответствует в среднем величинам порядка 4,5—5 ц/га). Можно отметить, что в Азиатской части России средняя урожайность зерновых в этот период также не возрастала [Лапин, 1966]. Однако ее абсолютные значения были заметно выше (более сам-5). Такое соотношение можно объяснить в основном более высоким уровнем естественного плодородия в начальный период освоения целинных земель. Существенную роль играло и применение в земледелии залежной системы. В XX в. это соотношение в урожайности европейской и азиатской частей страны постепенно сменилось на обратное.

2. Период медленного роста урожайности, начиная с 60-х годов XIX в. и до начала первой мировой войны. За это время средняя урожайность зерновых на территории Европейской России удвоилась.

3. Период спада урожайности, связанного с первой мировой и гражданской войнами, а также сильными засухами начала 20-х годов.

4 Интенсификация зернового земледелия, особенно в период предвоенных пятилеток, в результате чего средняя урожайность превзошла уровень урожайного 1913 г.

5. Спад урожайности к концу Великой Отечественной войны и в первый послевоенный год, когда в Европейской части СССР была сильная засуха.

6. Крутой подъем урожайности в 1947—1976 гг. В этот интервал времени средняя урожайность возросла на Европейской территории СССР с 5 до 20 ц/га и более.

Как видно из приведенных материалов, на протяжении первой половины настоящего столетия дважды наблюдался спад тренда урожайности, обусловленный резкими нарушениями в развитии экономики. При этом второй спад, связанный с Великой Отечественной войной, превосходил первый. По существу, в 1946 г. средняя урожайность снизилась до ее уровня в 70-х годах прошлого столетия, т. е. последствия войны, выраженные условно во временной шкале, означали сдвиг тренда почти на 80 лет назад.

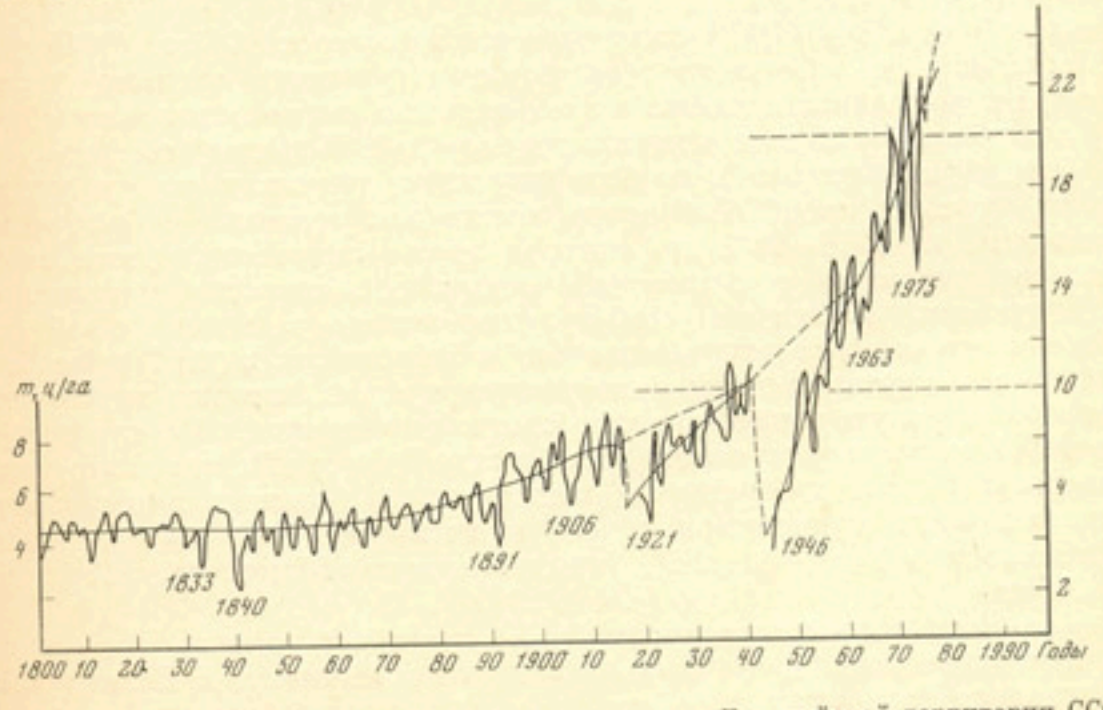


Рис. 10. Динамика урожайности зерновых культур на Европейской территории СССР за XIX и XX вв.

Для количественной оценки соответствующего масштаба абсолютных потерь зерновой продукции на рис. 10 пунктиром проэкстраполирована по линейному закону динамика тренда, начиная с двух предвоенных лет (1913 и 1940 гг.), до пересечения с кривой реального послевоенного тренда. Первая пара кривых сходится приблизительно к концу 30-х годов, а вторая — к концу 60-х годов. Площадь между двумя кривыми соответствует масштабам абсолютных потерь зерна, которые нетрудно оценить по соотношению

$$\Delta M = \Delta m \cdot s \text{ (млн. т)},$$

в котором Δm — разность урожайности гипотетического и реального трендов за соответствующие периоды в ц/га, s — средняя посевная площадь в млн. га, ΔM — валовые потери зерна за рассматриваемый период в млн. т. По некоторым оценкам можно принять величину $s \approx 70$ млн. га. В этом случае соответствующий расчет дает значение ΔM для первого периода $\approx$ 180 млн. т, а для второго $\approx$ 700 млн. т.

Чтобы наглядно представить масштабы невосполнимых потерь, выражаемых последней цифрой, напомним, что современный уровень ежегодных государственных закупок зерна в целом по СССР оценивается величиной порядка 90 млн. т [СССР в цифрах в 1976 году, 1977]. Наиболее крупный недобор зерна в 1975 г., обусловленный интенсивной засухой, охватившей бóльшую часть зерновой зоны СССР, по сравнению со средним валовым за 1971—1975 гг. составил свыше 40 млн. т [там же]. Следовательно, полученная выше цифра в 700 млн. т зерна соответствует последствиям 16 таких засух за 20-летний период. Это равнозначно величине потерь зерна, которые имели бы место, если бы за указанный период подобная засуха охватывала бы всю зерновую зону СССР по меньшей мере 4 года из 5 лет. Таким образом, последствия Великой Отечественной войны в отношении снижения уровня зернового производства страны намного превосходят теоретически возможные уровни потерь даже за счет наиболее аномальных природно-климатических кризисов.

Рассмотрим динамику трендов зерновых за 1945—1970 гг. Как указывалось нами ранее [Раунер, 1976б], за этот период хорошую аппроксимацию тренда для урожайности всех зерновых и зернобобовых на территории СССР дает следующее выражение:

$$\overline{m(\tau)} = m_0 \exp[\beta(\tau - 45)], \tag{70}$$

где m_0=6 ц/га, β=0,035, τ отсчитывается в годах от 1945 г. (1946, 1947, 1948 гг. и т. д.). Согласно этой формуле, величина среднего годового прироста урожайности также изменялась по экспоненциальному закону и возросла с 0,25 ц/га в начале периода до 0,55 ц/га в его конце.

На графике (рис. 11), характеризующем динамику тренда урожайности зерновых по СССР в целом, пунктиром показано его уточненное положение за 1971—1977 гг., которое лучше аппроксимируется линейной зависимостью с величиной годичного прироста урожайности 0,15 ц/га·год. Некоторая стабилизация тренда в значительной мере обусловлена резкими отрицательными отклонениями в 1972 и особенно в 1975 г. Пунктиром даны «огибающие» тренды, которые характеризуют максимальную вариабельность средней тенденции. На графике показана и зависящая от темпа роста средней урожайности и его изменчивости величина $\tau_э$ — разности между годом положительного и годом отрицательного экстремумов одного и того же абсолютного значения урожайности ($\overline{m(\tau)}_i$=11 ц/га), приходящимися соответственно на 1958 и 1975 гг.

Для Европейской территории СССР тренд построен по осредненным данным урожайности на Украине, Северном Кавказе, в Поволжье и в Центрально-Черноземном районе, в которых сосредоточена подавляющая часть посевных площадей и валового сбора зерновых в этой части страны (рис. 12). Для построения тренда для Азиатской части СССР

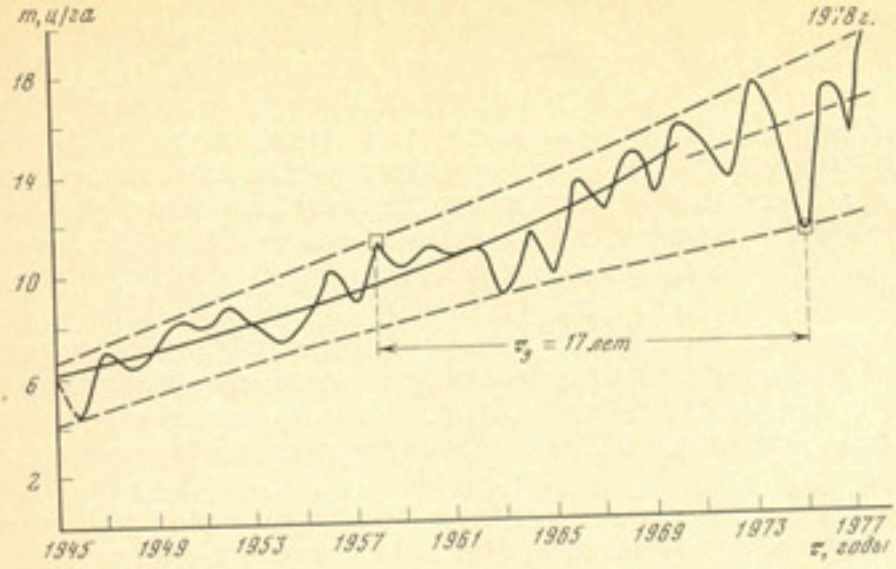


Рис. 11. Динамика тренда урожайности зерновых культур по СССР в целом (1945—1978 гг.)

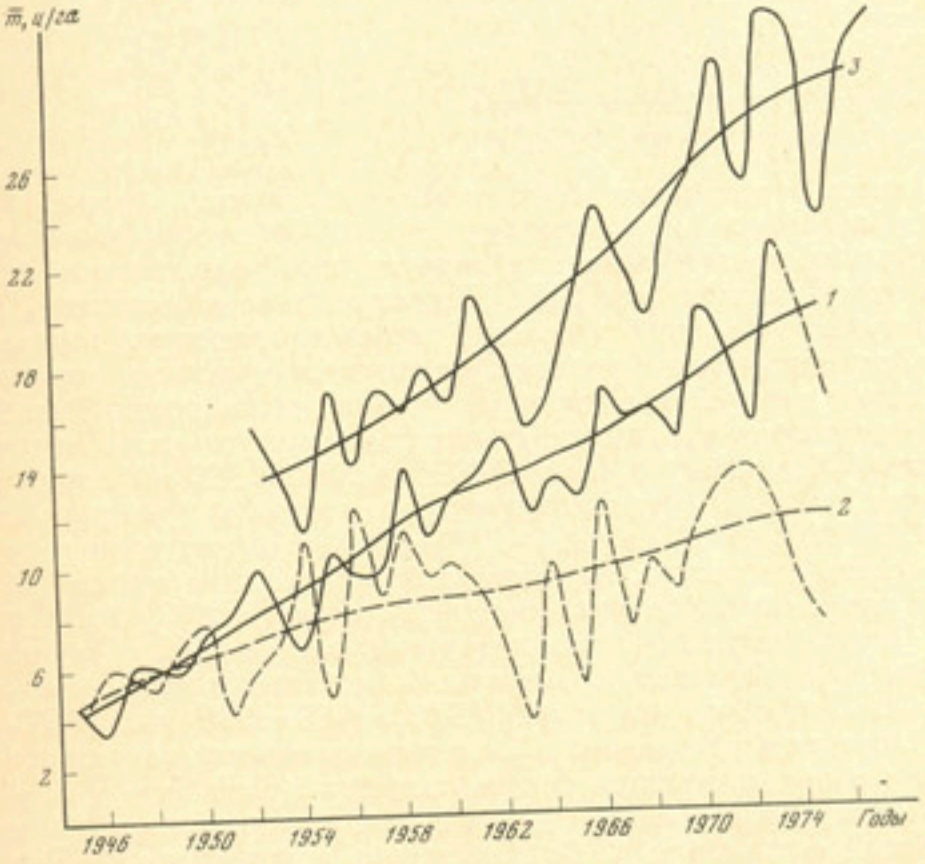


Рис. 12. Динамика тренда урожайности зерновых культур на Европейской и Азиатской территориях СССР

1 — Европейская часть СССР; *2* — Казахстан и Западная Сибирь; *3* — озимая пшеница, Украина, по материалам Е. С. Улановой [1975] за 1952—1972 гг. и по данным ЦСУ

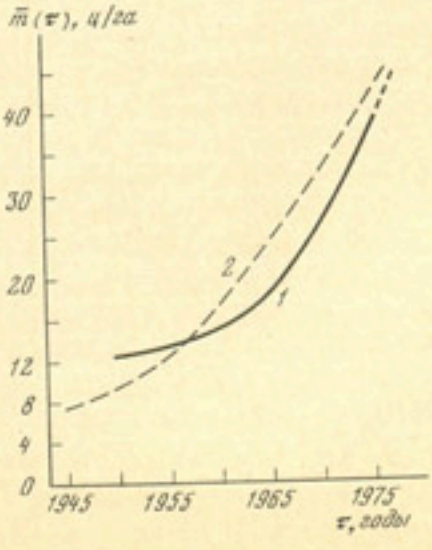


Рис. 13. Динамика тренда урожайности озимой пшеницы в Молдавии (*1*) и Мексике (*2*)

использованы данные по урожайности озимой и яровой пшеницы в Казахстане и Западной Сибири (см. рис. 12, *2*).

До 50-х годов уровень средней урожайности на всех этих территориях практически совпадал, но затем он начал в европейских районах зерновой зоны возрастать более резко, чем в Азиатской части СССР. Начиная с 60-х годов различия между ними все более увеличивались и наиболее низкие урожаи в Европейской части СССР всегда выше наиболее высоких в Казахстане и Западной Сибири.

На этом же графике (см. рис. 12, *3*) представлен тренд урожайности озимой пшеницы на Украине, характеризующий наиболее высокие урожайности хлебных злаков в большом регионе с относительно благоприятными климатическими условиями. Среднее изменение урожайности выражается величиной 0,75 ц/га·год, что является весьма высоким темпом прироста.

Наконец, рис. 13 иллюстрирует динамику средней урожайности озимой пшеницы в Молдавской ССР и в Мексике. Динамика тренда в Мексике является типичным примером его роста в условиях «зеленой революции», прежде всего за счет эффективной ирригации и применения высокоурожайных резистентных форм [Wellhausen, 1976]. Сходный характер обеих кривых означает наличие аналогичных условий и в Молдавии.

Колебания урожайности на Европейской и Азиатской территориях СССР

Основные особенности многолетней изменчивости урожайности зерновых в Европейской и Азиатской частях СССР хорошо выявляются при анализе рядов, представленных в виде индекса урожайности (рис. 14) и импульсной функции (рис. 15). Характерны существенные различия в амплитудах колебаний в обоих зерновых регионах зерновой зоны СССР. Они обусловлены резкими различиями в режиме увлажнения и, кроме того, разницей в абсолютном уровне урожайности. Рис. 16 иллюстрирует динамику средних пятилетних значений сальдо индекса урожайности в Европейской части СССР за XIX и XX вв., полученных по отношению к 5-летнему интервалу, за который приняты пятилетия 1801—1805, 1806—1810, ... 1966—1970, 1971—1976 гг. Отмечается явное преобладание пятилетних периодов с отрицательным сальдо (21 из 35), для которых характерно наличие группировок по 2, 3, 4 и 5 пятилеток подряд. Число пятилеток с положительным сальдо — 12, с «нулевым» — 2.

Сглаженная функция спектральной плотности для полного ряда урожайности в обоих регионах (ЕТС, 1848—1975 гг., АТС, 1881—1975 гг.) представлена на рис. 17, причем сечениями нанесены значения гармоник, соответствующие целым значениям лет (τ=2, 3, 4... года). Кривые отличаются главным образом тем, что максимум дисперсии на Европейской территории СССР отмечается в интервале 3—5 лет, тогда как в Азиатской части СССР на этот интервал приходится минимум спектральной функции. Основной максимум здесь имеет место при τ=2 годам и вторичный при τ=7—8 годам. Следует отметить, что на Европейской территории СССР для всего ряда (т. е. за период 1801—1975 гг.) также отмечается вторичный максимум при τ=7—8 годам, обусловленный влиянием более длительных циклов в первую половину XIX в.

Спектр для положительной и отрицательной частей рядов, т. е. последовательность лет с повышенной и пониженной урожайностью, преобразованных по формулам (14) и (15), обнаруживает существенное превышение средних отрицательных дисперсий в обоих регионах над положительными. Распределение их по частотам также несколько различно. На Европейской территории СССР имеет место тенденция к преобладанию для $S(\nu)_-$ максимума в высокочастотной области спектра (τ=2÷4 года), тогда как для $S(\nu)_+$ максимум имеет место при τ=4 годам и τ=7—8 годам, т. е. отмечается сдвиг в низкочастотную область.

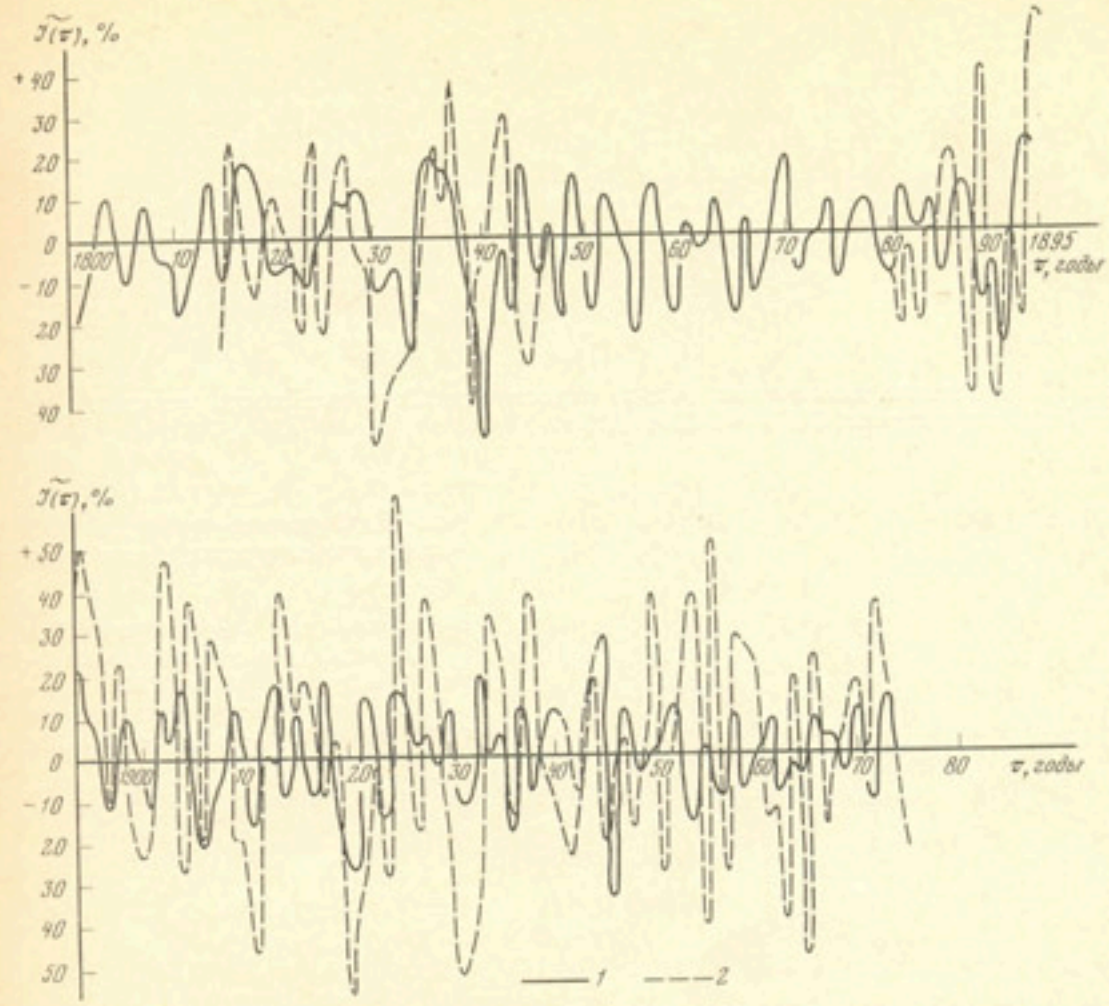


Рис. 14. Динамика индекса урожайности, непреобразованный ряд

1 — Европейская территория СССР; *2* — Азиатская территория СССР

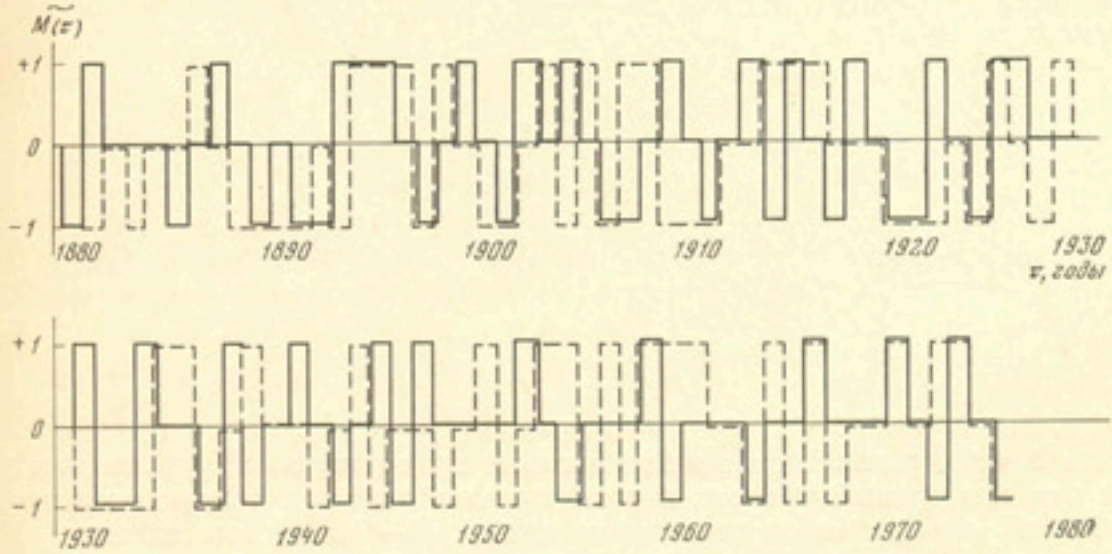


Рис. 15. Динамика индекса урожайности, преобразованный ряд 1 и 2 (см. рис. 14)

Иными словами, в статистическом смысле на Европейской территории СССР пониженная урожайность имеет тенденцию к 2—4-летней цикличности, а повышенная — к 4- и 7—8-летней.

На Азиатской территории СССР (Срединный регион) максимум спектра для положительного ряда отмечается при $\tau=2$ годам, причем разница между $S(\nu)_+$ и $S(\nu)_-$ невелика. Максимум $S(\nu)_-$ смещается в область более высоких частот, и значения $S(\nu)_-$ при $\tau\geqslant 6$ лет резко превосходят $S(\nu)_+$. Таким образом, в Азиатской части СССР 2—3-летняя

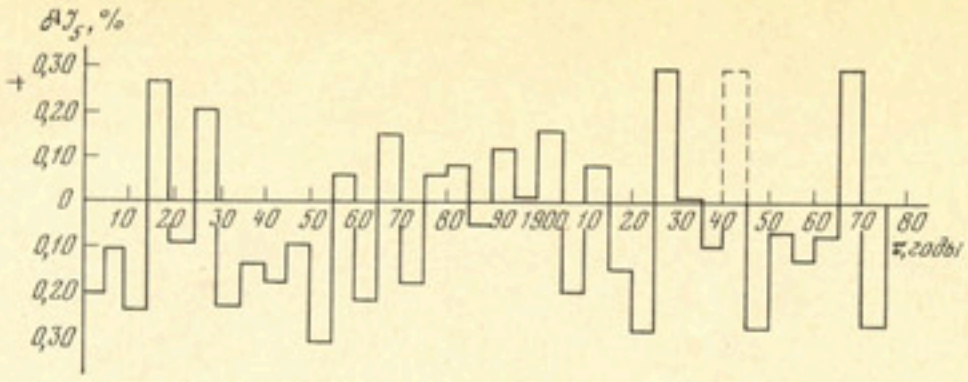


Рис. 16. Динамика пятилетних сальдо относительной урожайности зерновых на Европейской территории СССР в XIX и XX вв.

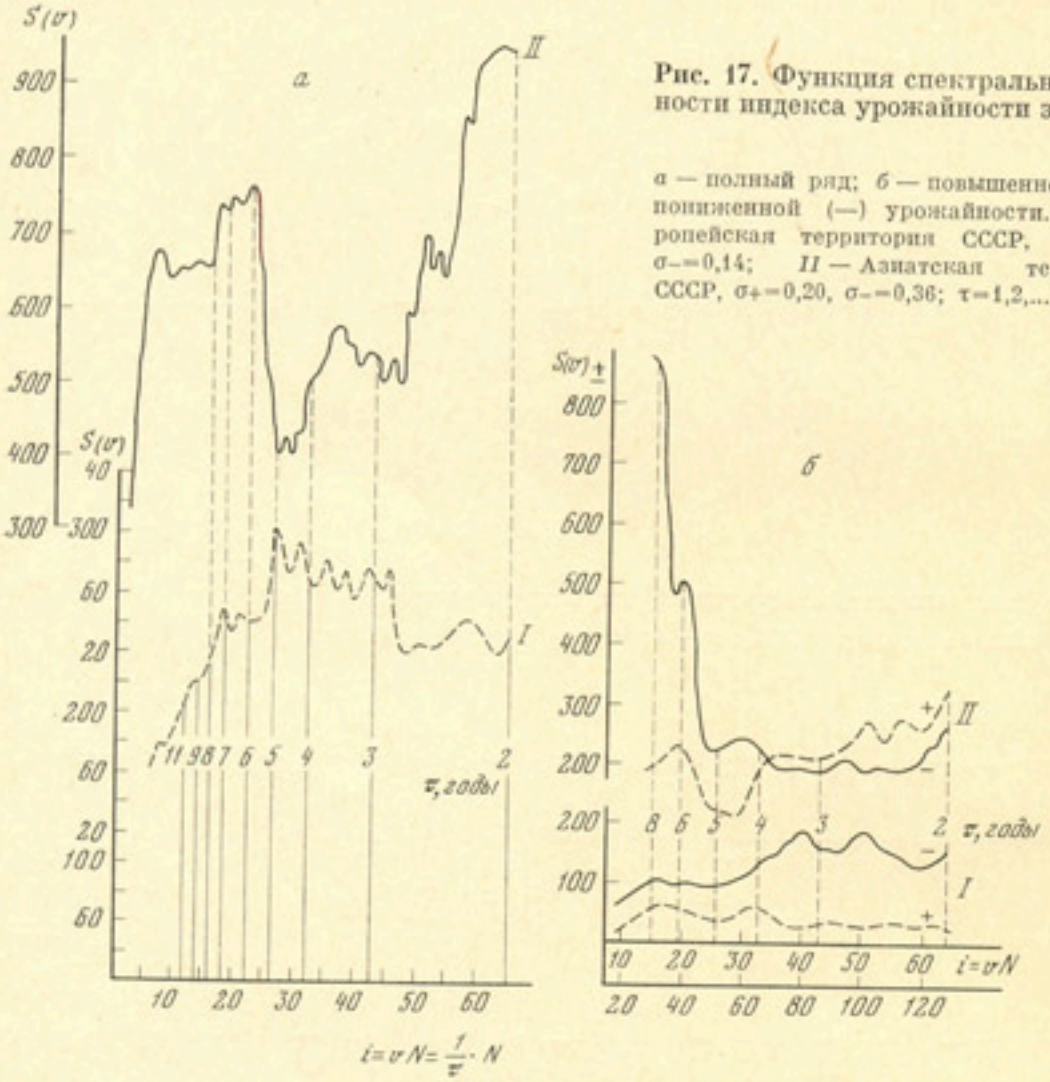


Рис. 17. Функция спектральной плотности индекса урожайности зерновых

а — полный ряд; *б* — повышенной (+) и пониженной (—) урожайности. *I* — Европейская территория СССР, $\sigma_+ = 0{,}07$, $\sigma_- = 0{,}14$; *II* — Азиатская территория СССР, $\sigma_+ = 0{,}20$, $\sigma_- = 0{,}36$; $\tau = 1, 2, \ldots$ (годы)

цикличность проявляется приблизительно на одинаковом уровне дисперсии как для урожайных, так и для неурожайных лет, тогда как в отрицательной области более длительные циклы (6—7 лет) имеют явное преобладание. В полосе 4—5 лет отмечается минимум отрицательной дисперсии, который в значительной мере определяет также минимум дисперсии на Азиатской территории СССР полного ряда на той же частоте.

Таким образом, полный и раздельный анализы спектра выявляют специфические особенности статистической структуры рядов индекса урожайности для европейского и азиатского зерновых регионов.

Рис. 18 иллюстрирует некоторые взаимные статистические характеристики сравнимых рядов. Вещественная часть взаимного спектра (см. рис. 18, *а*) для полного ряда за период 1815—1845 и 1881—1976 гг. обнаруживает наименьший вклад взаимной корреляции между процесса-

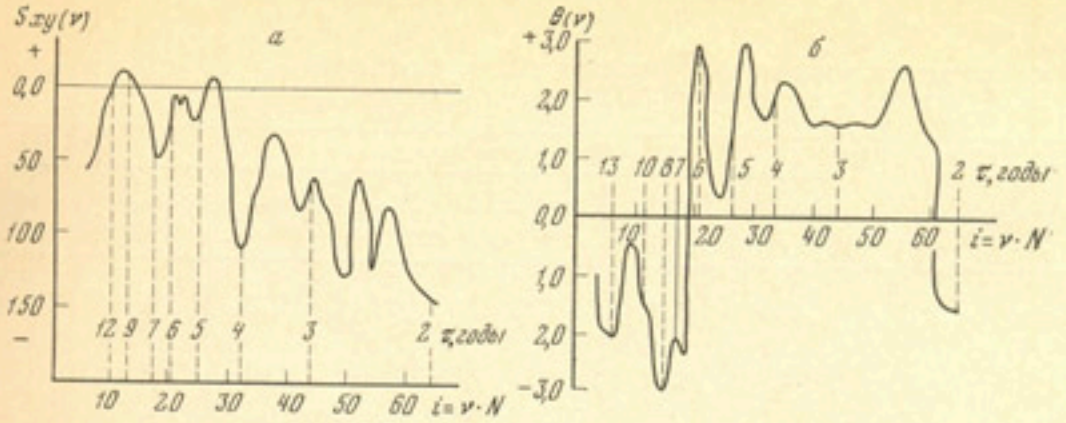


Рис. 18. Взаимный спектр и фазовые оценки урожайности на Европейской и Азиатской территориях СССР

а — функция взаимного спектра индекса урожайности для ЕТС — АТС за период 1881—1976 гг.; *б* — спектральные функции разности фаз процессов урожайности для обеих территорий, при $\theta(v)>0$ процесс на АТС опережает процесс на ЕТС

ми на Европейской и Азиатской территориях СССР при $\tau=5-9$ годам, а минимальный вклад имеет место в интервале 2—4 года. Спектральная функция разности фаз в европейской и азиатской частях зерновой зоны СССР (см. рис. 18, *б*) выявляет опережение процесса в первой из них в интервале 2—6 лет при максимальных значениях $\Theta(v)$ в диапазоне 2—4 года.

Для определения соответствующего сдвига в величинах $\delta\tau$ можно использовать соотношение $\delta\tau = \frac{\Theta(v)}{2\pi v}$. Максимальное значение $\delta\tau$ составляет округленно 1 год. Несколько иная картина имеет место для фазовых оценок раздельно по рядам в положительной и отрицательной частях, т. е. для урожайных и неурожайных лет (табл. 4).

Для рядов в отрицательной области (неурожайных лет) процесс на Европейской территории СССР, так же как и для полного ряда, опережает процесс на Азиатской территории СССР в диапазоне 2—11 лет, причем максимум функции $\Theta(v)$ приходится на значения $\tau=3$ и $\tau=4$ годам, для которых соответственно $\delta\tau$ несколько больше 1 года. В низкочастотном диапазоне $\tau=12-16$ годам функция разности фаз меняет знак, т. е. процесс в Европейской части СССР по сравнению с ее Азиатской частью

Таблица 4

Спектральная функция разности фаз на Европейской и Азиатской территориях СССР для рядов с повышенной и пониженной урожайностью

Характер лет *	Годы								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Урожайные годы	−1,83	+1,80	+1,81	−0,82	−0,23	−0,02	−0,10	−0,07	−0,18
Неурожайные годы	+0,07	+2,81	+1,95	+0,69	+0,77	+0,23	+0,09	+0,19	+0,20

Характер лет *	Годы							
	11	12	13	14	16	18	20	24
Урожайные годы	−0,18	0,36	−0,55	−0,65	−1,1	−0,72	+0,27	+0,20
Неурожайные годы	+0,73	−0,01	−0,17	−0,40	−0,32	+0,24	+0,75	−0,04

* Знак «+» означает, что процесс на Европейской территории СССР опережает процесс в Азиатской части.

Таблица 5

Статистические характеристики изменчивости урожаев на Европейской территории СССР

Показатель	Интервалы лет							
	1590—1610	1650—1670	1671—1690	1691—1710	1720—1740	1741—1760	1761—1780	1781—1800
Урожайность $\bar{m}$, сам	3,35	3,15	3,80	4,10	3,72	3,80	4,40	3,32
σ^2_m	1,38	1,52	1,63	3,11	2,82	2,38	3,44	1,28
$\sigma_{\bar{m}}$	1,18	1,23	1,29	1,76	1,68	1,53	1,85	1,13
$c_v = \frac{\sigma_{\bar{m}}}{\bar{m}}$, %	35	39	34	43	45	40	42	34

начинает запаздывать. В среднем диапазоне значения $\Theta(\nu)$ невелики, т. е. в этой полосе частот сдвиг по фазе практически незначим. В урожайные годы при $\tau=2$ годам процесс на Европейской территории СССР отстает от процесса в Азиатской части, а для $\tau=3-4$ годам, наоборот, опережает. В этом диапазоне знак спектральной функции разности фаз для обоих рядов совпадает. Начиная с $\tau=5$ годам и до $\tau=20$ годам функция $\Theta(\nu)$ имеет отрицательное значение, причем минимальные величины отмечаются в диапазоне 6—11 лет. В низкочастотном диапазоне сдвиг по фазе вновь возрастает.

Таким образом, наиболее существенной особенностью являются максимумы фазового сдвига в диапазоне малых величин τ и вторичное возрастание его при больших значениях τ (14—16 лет). В диапазоне 5—10 лет сдвиг по фазе практически отсутствует, т. е. в этом временном интервале, в частности, наиболее вероятно наложение экстремумов соответствующего знака. Характерно, что в указанном диапазоне вещественная часть взаимного спектра полных рядов также имеет максимальные значения.

Анализ функции когерентности для полного ряда показывает, что она имеет слабозначимые величины (максимум 0,32 при $\tau=5$ годам). Сглаженные значения автокорреляционной функции для всех рядов характеризуются величинами $\approx 0{,}01 \div 0{,}02$ при начальном сдвиге $\tau=2$ годам и далее. Следовательно, сам процесс колебаний индекса урожайности может быть идентифицирован как некоррелированный марковский процесс.

Для изучения изменчивости внутренней структуры ряда урожайности на Европейской территории СССР за более ранние периоды были использованы соответствующие источники, упомянутые выше, по которым были определены статистические показатели за 1650—1800 гг. (табл. 5).

Дисперсия урожайности, обусловливаемая главным образом погодно-климатическими факторами, весьма высока. Коэффициент вариации оказывается почти в 2 раза выше, чем соответствующие величины для тех же районов, приводимые некоторыми специалистами [Обухов, 1949; Пасов, 1974]. Эти различия связаны, однако, с тем, что данные за исторический период в основном характеризуют условия по отдельным небольшим хозяйствам и не осреднены в целом по территории; общая вариабельность ряда за период 1650—1800 гг. меняется несущественно. Однако можно выделить интервалы и в первой и второй половинах XVIII в., для которых отмечается некоторое повышение коэффициента вариации. Возможно, оно обусловливается некоторым учащением засух в эти годы.

Для анализа внутренней структуры ряда урожайности в Европейской части СССР за XIX и XX вв. указанный выше интервал был подразделен на несколько периодов, существенно отличающихся по уровню стандартного отклонения (табл. 6).

Характерно, что общая тенденция роста урожайности за период с 1870 по 1976 г. приводит и к соответствующему повышению абсолютного от-

клонения в 2—3 раза при максимальной амплитуде колебаний 8 ц/га (1975—1978 гг.). Для указанных периодов был выполнен спектральный анализ, результаты которого представлены на рис. 19. Наиболее сходной структурой спектра отличаются временные интервалы 1801—1832 и 1891—1946 гг., для которых характерно наличие максимума спектра в полосе 4—8 лет, в отличие от интервала 1947—1976 гг., для которого максимум приходится на τ=2 годам, а в полосе 4—6 лет отмечается минимум спектральной плотности. Для интервала 1871—1890 гг. характерен спектр «белого шума», а для интервала 1833—1870 гг. максимум спектра смещен в низкочастотную область (τ=6 лет). Таким образом, для первой половины XIX в. характерно преобладание более длительных циклов в колебаниях индекса урожайности по сравнению с остальной частью ряда, что было обнаружено нами ранее [Раунер, 1976б].

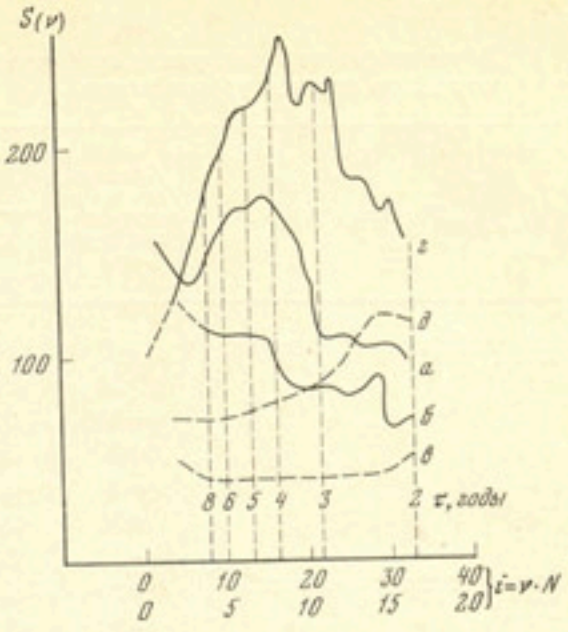


Рис. 19. Функция спектральной плотности для разных временных интервалов индекса урожайности по Европейской территории СССР за XIX—XX вв. *а* — 1801—1832 гг.; *б* — 1833—1870 гг.; *в* — 1871—1890 гг.; *г* — 1891—1946 гг.; *д* — 1947—1976 гг.

Произведенный анализ позволяет выделить наиболее характерные черты в общем спектре колебаний за весь 175-летний период. Определенный интерес в этом смысле представляет более чем полувековой период — конец XIX в. и первая половина настоящего столетия, характеризующийся наиболее высокой изменчивостью индекса урожайности и четко выраженным спектром.

Рассмотрим некоторые статистические оценки выбросов случайного процесса на Европейской и Азиатской территориях СССР, приведенные в табл. 7.

Анализ табл. 7 свидетельствует о том, что вероятность отрицательных выбросов выше, чем положительных, практически для всех значе-

Таблица 6

Стандартные отклонения абсолютной и относительной урожайности за XIX—XX вв.

Показатель	Периоды				
	1801—1832 гг.	1833—1870 гг.	1871—1890 гг.	1891—1946 гг.	1947—1976 гг.
$\sigma_z(\tau)$	0,10	0,16	0,08	0,16	0,09
$\sigma_m(\tau)$, ц/га	0,40	0,65	0,40	1,10	1,20

ний τ_c, и, кроме того, более вероятно, что они будут иметь большую длительность. В ней приводятся также значения вероятности того, что отрицательные или положительные выбросы за уровень 10% в Европейской части СССР и за уровень 20 % в Азиатской части будут происходить одновременно, причем совпадение отрицательных отклонений имеет более высокую вероятность.

Вероятность высокого урожая 1 и 2 года подряд одновременно и в Европейской и в Азиатской частях СССР составляет соответственно 0,06 и 0,01, тогда как вероятность резкого одновременного недорода на обеих территориях — 0,15, а вероятность одновременного неурожая в течение

Таблица 7

Вероятность выброса различной продолжительности выше или ниже заданного уровня урожайности

Территория	Уровень отклонения от среднего, %	Продолжительность существования выброса τ_c лет подряд				
		1	2	3	4	5
Европейская территория СССР	+10	0,25	0,04	0,01	0,00	0,00
	−10	0,30	0,05	0,01	0,00	0,00
	+20	0,04	0,01	0,00	0,00	0,00
	−20	0,08	0,02	0,007	0,00	0,00
	+30	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	−30	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00
Азиатская территория СССР	+20	0,32	0,07	0,02	0,00	0,00
	−20	0,36	0,09	0,03	0,01	0,00
	+50	0,04	0,00	0,00	0,00	0,00
	−50	0,05	0,00	0,00	0,00	0,00
Синхронно на обеих территориях	−10 −20	0,15	0,03	0,005	0,00	0,00
	+10 +20	0,060	0,010	0,00	0,00	0,00

Таблица 8

Зависимость осредненного параметра λ (1/год) от времени

Территория	Уровень выброса, %	Интервалы лет							Среднее
		1801—1825	1826—1850	1851—1875	1876—1900	1921—1925	1926—1950	1951—1974	
Европейская территория СССР	−10	0,24	0,36	0,32	0,26	0,36	0,24	0,22	0,30
	+10	0,20	0,28	0,24	0,24	0,32	0,28	0,20	0,25
Азиатская территория СССР	−20	Нет данных	0,30 *	0,41 **	0,35	0,36	0,42	0,28	0,36
	+20		0,27	0,32	0,30	0,28	0,30	0,42	0,32

* За 1815—1845 гг., по данным С. С. Лукичева [1963].

** Косвенная оценка.

2 лет подряд — 0,03 (примерно 3 раза в столетие). Такую же вероятность имеет отрицательный выброс за уровень 30%, тогда как положительный выброс за тот же уровень за весь 175-летний период не наблюдался. Общий вывод, вытекающий из анализа табл. 7, заключается в том, что при составлении ряда за достаточно длительный интервал времени следует считаться с потерями урожая в годы с отрицательным экстремумом, которые не могут быть полностью скомпенсированы за счет лет с повышенной урожайностью. Аналогичная тенденция прослеживается за последнее 20-летие в урожайности озимой пшеницы не только на территории СССР в целом, но и в отдельных зерновых районах [Уланова,1975а].

Изменение параметра λ, характеризующего плотность потока экстремумов урожайности, осредненного по 25-летиям, характеризуют данные табл. 8.

Прежде всего обнаруживается, что величина λ положительных значений в среднем несколько ниже, чем отрицательных; лишь в двух случаях (1926—1950 гг. на ЕТС и 1951—1974 гг. на АТС) имело место обратное соотношение. Кроме того, указанный параметр даже при осред-

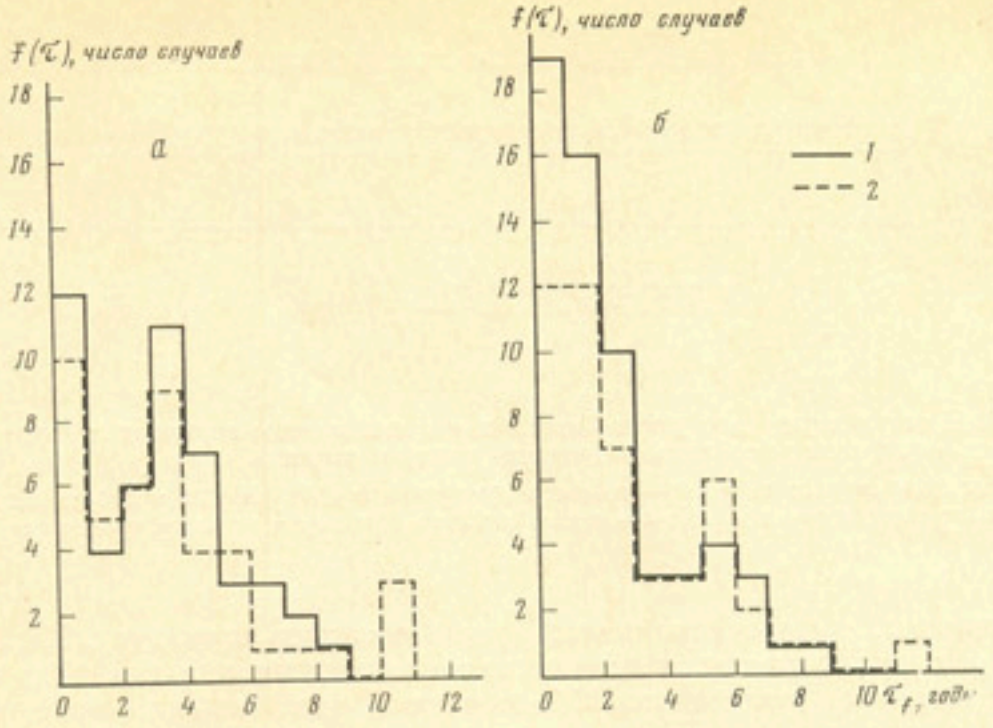


Рис. 20. Функция плотности распределения интервала между двумя экстремумами урожайности

а — Европейская территория СССР; *б* — Азиатская территория СССР. *1* — отрицательный экстремум: ≤—10% на ЕТС и ≤—15% на АТС; *2* — положительный экстремум того же уровня

нении за достаточно длительный интервал (25 лет) не остается постоянным, причем можно отметить некоторую периодичность его изменения во времени.

Таким образом, величина потока событий, строго говоря, не остается стационарной, и сам поток не является простейшим. Однако, учитывая не слишком большие колебания параметра λ, можно в первом приближении рассматривать поток экстремумов урожайности как стационарный поток событий.

На рис. 20 представлены плотности распределения интервалов между двумя соседними экстремумами урожайности. Для Европейской части СССР отрицательные экстремумы имеют выраженный максимум при $\tau=2-3$ годам. Положительные экстремумы имеют три максимума (при $\tau=0$, $\tau=4$ и $\tau=10$ лет). Для Азиатской части СССР кривая распределения экстремумов приближается к простому пуассоновскому со сдвигом $\tau_0=1$ год, т. е.

$$f(\tau)=\lambda \exp[-\lambda(\tau-\tau_0)]. \qquad (71)$$

Пунктиром показано такое распределение, вычисленное при $\lambda=0{,}26$ и $\tau_0=1$. Характерно также наличие вторичного максимума положительного экстремума при $\tau=6$ годам, совпадающего с таким же для Европейской территории СССР.

Как уже указывалось выше, применение потоков событий типа Пальма — Эрланга (так называемое просеивание потока событий) позволяет определить некоторые особенности чередования экстремумов разного знака и интенсивности. Определение параметра просеивания было выполнено для чередования неурожайных лет с уровнем $\gtrless\pm10\%$ и $\gtrless\pm20\%$. Было установлено, в частности, что сам порядок потока меняется с течением времени нерегулярно. Наиболее характерна ситуация, когда наступление резкого недобора (−20%) имело место после 4—5 случаев −10% недобора.

На рис. 21 представлены закономерности чередования потока положительных и отрицательных экстремумов урожайности в XIX и XX вв. На горизонтальной оси показаны все события в хронологическом поряд-

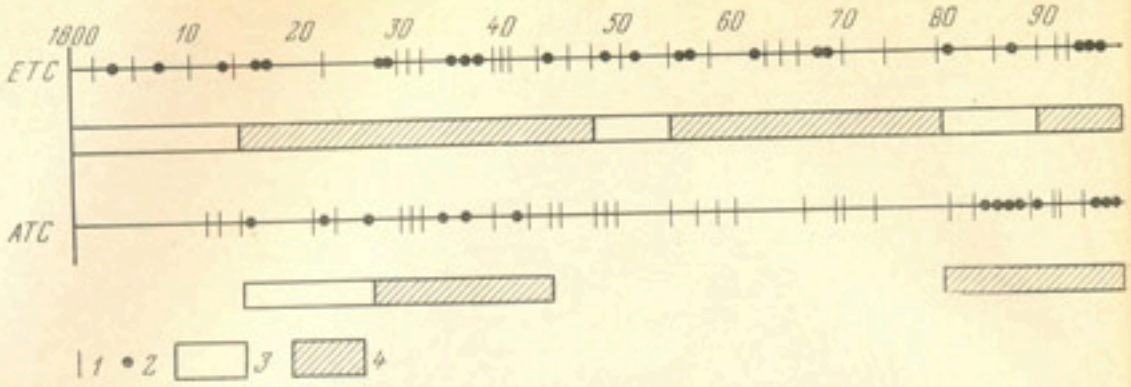


Рис. 21. Поток экстремумов урожайности и распределение периодов с простым и сложным чередованием событий в пределах каждого из них

1 — экстремумы отрицательные; *2* — то же, положительные (10% на ЕТС и 20% на АТС); *3* — чередование экстремумов простое; *4* — то же, сложное. Пунктиром показана прогнозная экстраполяция

ке, причем их чередование имеет весьма сложную структуру. Характерной особенностью является появление не отдельных событий, а их групп (т. е. появление экстремумов 2, 3 и даже 4 года подряд), особенно на Азиатской территории СССР. Таким образом, происходит не только простое чередование знака, но и просеивание групп событий одного знака или чередование отдельных событий разного знака с группами событий.

На рассматриваемом рисунке показаны также временные интервалы, в пределах которых имеют место простое чередование и сложное просеивание. Бóльшую часть временной оси, как видим, занимают периоды именно со сложным просеиванием экстремумов урожайности. В переходных вероятностях для трех основных состояний индекса урожайности выявляются некоторые статистические особенности его динамики. Характерно, в

Таблица 9

Матрица переходных вероятностей P_i для трех состояний урожайности, % *

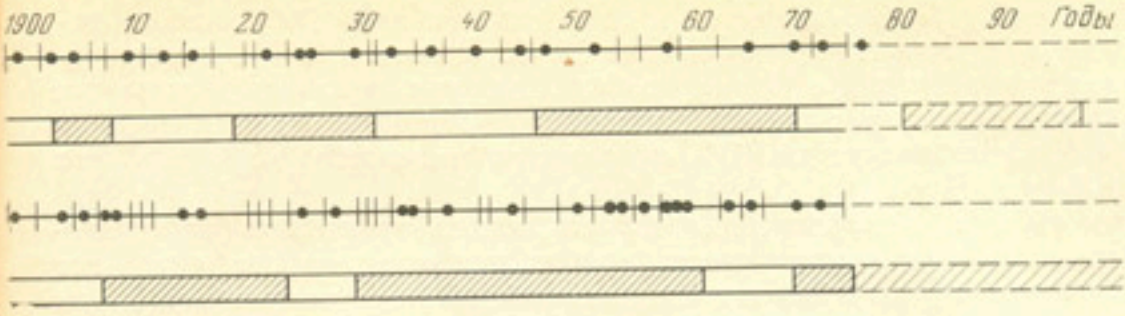
Состояние урожайности, %	Европейская территория СССР			Состояние урожайности, %	Азиатская территория СССР		
	—	0	+		—	0	+
$-\leqslant-10$	0,24(12)	0,34(27)	0,21(9)	$-\leqslant20$	0,28(9)	0,38(13)	0,36(10)
0–9+9	0,42(19)	0,46(39)	0,58(25)	0–19+19	0,34(11)	0,38(13)	0,36(10)
$+\geqslant+10$	0,38(18)	0,20(17)	0,21(9)	$+\geqslant+20$	0,38(12)	0,24(8)	0,28(8)

* В скобках — число случаев. Стрелка указывает на направление перехода в каждом столбце.

частности, преобладание неблагоприятных ситуаций перехода из одного состояния в другое («—» в «—» и «0» в «—») по сравнению с благоприятными (т. е. «+» в «+» и «0» в «+»). Для Европейской территории СССР сумма первых составляет 39 случаев, тогда как сумма вторых — 26, для Азиатской части — соответственно 22 и 16 (табл. 9).

Многолетняя изменчивость эффективности минеральных удобрений

Согласно оценкам ФАО, для поднятия средней глобальной урожайности до уровня 20 ц/га требуется ежегодно вносить под зерновые не менее 3,5 ц/га минеральных удобрений. В СССР к концу десятой пятилетки предусматривается довести внесение удобрений до уровня 3 ц/га в расчете на всю площадь зерновых, что сможет обеспечить общий прирост валового сбора зерна не меньше чем на 50% [Основные направления..., 1976].



Вместе с тем хорошо известно, что эффективность минеральных удобрений, даже при рациональной технологии их применения, существенно зависит от ежегодных колебаний погодно-климатических условий. Наибольший эффект достигается в некотором оптимальном диапазоне температурного режима и условий увлажнения, а при отклонении в ту или иную сторону прибавка урожая существенно снижается. Так, например, в засушливые годы эффективность азотных удобрений, вносимых под зерновые культуры, оказывается низкой, а в годы с обильным или избыточным увлажнением вегетационного периода оно хотя и дает эффект, но, как правило, вызывает полегание посевов. Это также может приводить к значительным потерям урожая, причем, как показали наши исследования, проведенные в Центрально-Черноземной области (под Курском), общая энергетическая эффективность такого посева может по сравнению с контрольным посевом снижаться [Раунер и др., 1975].

В публикациях А. П. Федосеева [1973, 1975, 1976] проведен применительно к зерновой зоне СССР обстоятельный анализ эффективности

Таблица 10

Эффективность азотных удобрений (N_{90}), вносимых под яровую пшеницу [Федосеев, 1976]

Характеристика предшествовавшего года	Условия увлажнения вегетационного периода	Число опытов	Прибавка урожая, ц/га
Урожайный	Влажный	114	3,0
Неурожайный	»	111	1,4
Урожайный	Сухой	62	0,8
Неурожайный	»	14	0,5

минеральных удобрений как функции метеорологических и почвенных факторов. Он подчеркивает, в частности, что ежегодная обусловленная климатом изменчивость эффективности удобрений весьма существенна, а методика заблаговременных прогнозов (по меньшей мере за год) пока не разработана, что вынуждает применять некоторые приемы, основывающиеся на гипотетических предпосылках.

А. П. Федосеев [1976], основываясь на данных Агрохимической службы СССР, относящихся к Поволжью, Казахстану и Западной Сибири, обобщил материалы по эффективности азотных удобрений в зависимости от характеристики предшествовавшего года по урожайности и условий увлажнения в вегетационный период данного года (табл. 10).

В табл. 10 содержится, на наш взгляд, важная исходная информация, основанная на весомой статистике, характеризующая количественно эффективность основного компонента минерального питания в тех зерновых регионах СССР, в которых яровая пшеница является ведущей культурой. Известно, что рассматриваемая территория принадлежит в основном к засушливой зоне, в которой условия увлажнения вегетационного периода играют решающую роль в формировании урожайности зерновых. Влажные годы здесь почти всегда характеризуются повышенной

урожайностью и, наоборот, засуха в период вегетации обусловливает неурожайный год. Как показали оценки М. С. Кулика [1970], между эффективностью удобрений в форме прибавки урожая зерновых и степенью засушливости существует хорошо выраженная обратная связь: в среднем увеличение засушливости на 10% приводит к снижению эффективности удобрений на 15%.

Таким образом, полученный материал можно трактовать как некоторую количественную зависимость прибавки урожая от сочетания лет с разным уровнем урожайности. Наибольший эффект достигается в том случае, если году с хорошими условиями увлажнения (урожайному году) предшествовал также урожайный год, а наименьший эффект — при сочетании двух неурожайных лет.

Добавив с целью некоторой детализации к градации лет на урожайные и неурожайные дополнительную градацию «0» — нормальный по урожайности год [1], мы получили следующую характеристику прибавки урожая, представленную в виде нормированной величины по отношению к ее максимальному значению $\Delta\overline{m}_{max}=3$ ц/га:

Сочетание градаций лет	Функция $\psi(\tau)=\frac{\Delta m_i}{\Delta m_{max}}$	Сочетание градаций лет	Функция $\psi(\tau)=\frac{\Delta m_i}{\Delta m_{max}}$
++	1,0	−−	0,15
+0*	0,60	0+*	0,75
+−	0,25	00*	0,40
−+	0,50	0−	0,20
−0*	0,30		

* Значения $\psi(\tau)$ получены округленно на основе линейной интерполяции между четырьмя основными положениями.

Конечно, промежуточные значения $\psi(\tau)$ являются приблизительными и могут быть обобщены, в частности, следующим образом:

$$\underbrace{\text{„++“ „0+“}}_{1,0} \quad \underbrace{\text{„+0“ „−+“}}_{0,55} \quad \underbrace{\text{„+−“ „−0“ „00“}}_{0,35} \quad \underbrace{\text{„0−“ „−−“}}_{0,20}$$

или в еще более генерализованном виде:

$$\Delta m_{max} \geqslant \psi(\tau) \geqslant 0{,}6\Delta m_{max} \text{ и } 0{,}5\Delta m_{max} \geqslant \psi(\tau) \geqslant 0{,}15\Delta m_{max},$$

т. е. сочетания урожайных, нормальных и неурожайных лет могут характеризоваться повышенными значениями эффективности азотных удобрений:

$$\psi(\tau) > 0{,}60$$

и соответственно пониженными значениями их:

$$\psi(\tau) < 0{,}50.$$

Для дальнейшего анализа использованы две основные градации.

Вариации приведенных выше данных по сочетанию градаций лет и функции $\psi(\tau)$ и высчитанных нами позволяют построить временной ряд функции $\psi(\tau)$, если будет известна динамика колебаний урожайности по годам за тот или иной отрезок времени. Для соответствующих оценок удобно привлечь материалы по многолетним колебаниям урожайности яровых в Западной Сибири и Казахстане, представленные в виде функции импульсного типа (см. рис. 15). Используя этот материал и применяя к нему численные значения $\psi(\tau)$, приведенные выше, мы построили ряд $\varphi(\tau)=f[\psi(\tau)]$ за 1882—1976 гг., который характеризует случайный процесс эффективности азотных удобрений за период в 95 лет, обусловленный главным образом флуктуациями увлажнения (рис. 22). Полученный

[1] Это годы, характеризующиеся промежуточными условиями увлажнения, в которые урожайность не выходит за пределы некоторых экстремальных значений (+ —).

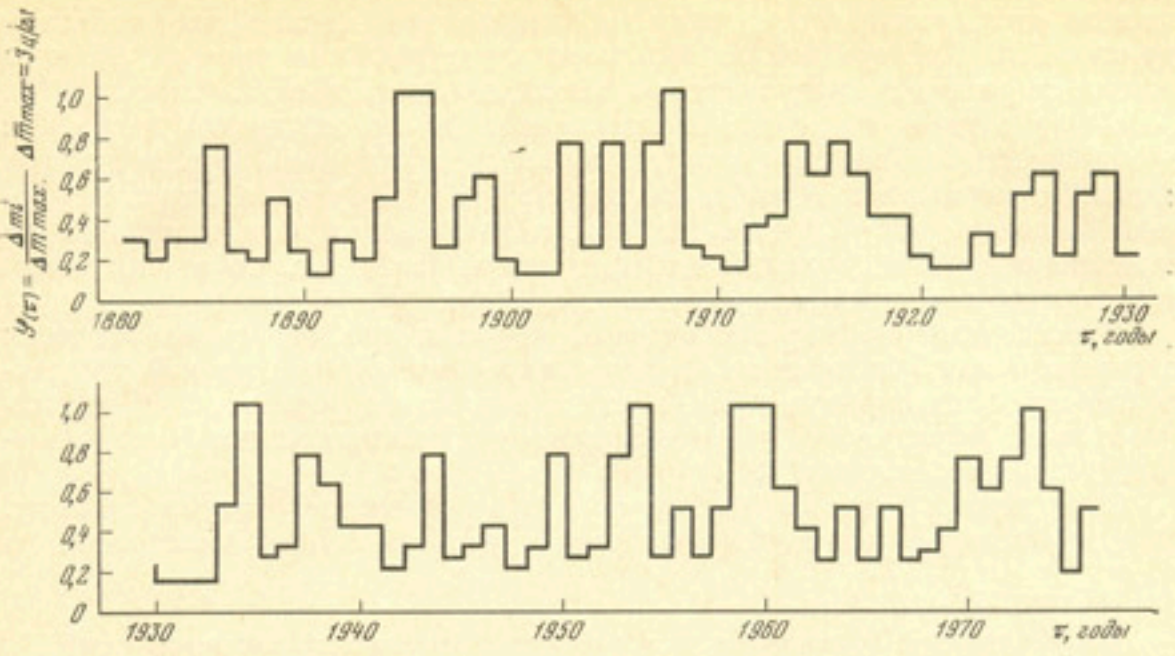


Рис. 22. Стохастическая функция $\varphi(\tau)$

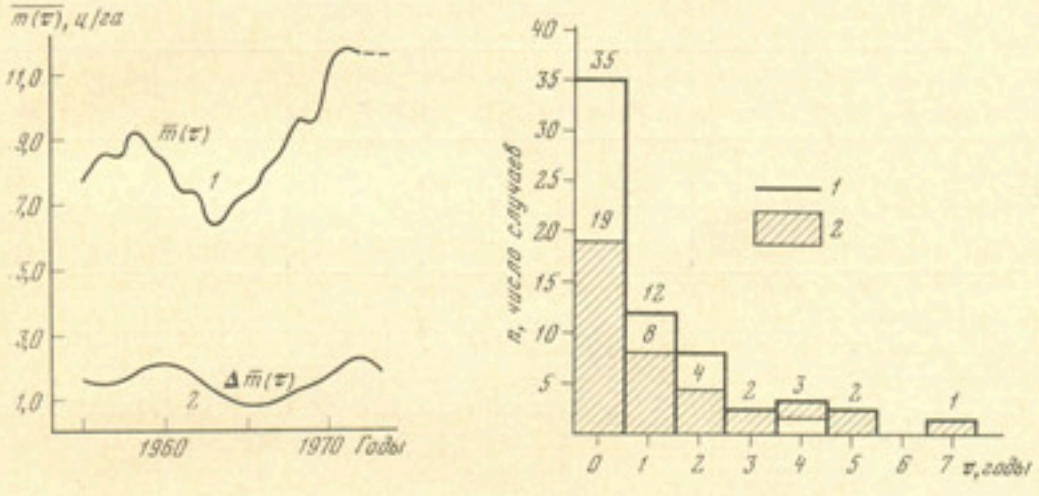


Рис. 23. Тренд урожайности яровой пшеницы и прибавки урожая в Казахстане и Западной Сибири

1 — динамика тренда урожайности; *2* — прибавка урожая

Рис. 24. Распределение лет с разной прибавкой урожая в зависимости от τ

1 — прибавка урожая относительно низкая; *2* — то же, высокая

таким путем временной массив данных может быть использован для соответствующего статистического анализа и некоторых прогнозных оценок применительно к рассматриваемому зерновому региону.

Рассмотрим прежде всего, какова роль прибавки урожая по отношению к реальным величинам урожайности, начиная с 50-х годов, т. е. после того, как началось массовое внесение удобрений под посевы. Для этой цели мы использовали материалы по динамике урожайности по Западной Сибири и Казахстану [Гидрометеорологические особенности..., 1975]. Динамику тренда яровой пшеницы в этих частях СССР и прибавку урожая за счет внесения азотных удобрений иллюстрирует рис. 23. Как видно из этого графика, ее величина весьма различна по годам, причем наибольшая абсолютная прибавка наблюдается в годы с повышенной урожайностью, а наименьшая — с пониженной.

В связи с этим интересно оценить, какова роль этого фактора в формировании и динамике тренда урожайности зерновых на территории Азиатской части СССР. На рис. 23 приводятся кривая тренда урожайности в среднем для Западной Сибири и Казахстана, полученная пяти-

летним скользящим осреднением, и аналогичная кривая для прибавки урожая Δm. При средней за весь период урожайности порядка 8,5 ц/га соответствующее среднее значение $\Delta\bar{m}$ составило 1,5 ц/га, т. е. около 20%. Характерно некоторое запаздывание кривой $\Delta\bar{m}$ по отношению к средней урожайности, особенно выраженное в период с 1958 по 1965 г. Максимум средней урожайности приходился на 1958 г. (9,4 ц/га), а соответствующий максимум $\Delta\bar{m}=2{,}1$ ц/га оказался сдвинутым на 2 года; аналогично и минимум средней урожайности приходился на 1963 г., тогда как минимум осредненной прибавки урожая — на 1966 г.

Приведенный пример показывает, что влияние одного из ведущих агрономических факторов на формирование эволюторной кривой урожайности отражает определенным образом влияние короткопериодных климатических флуктуаций, что необходимо учитывать при построении оценок тренда на перспективу.

Обратимся к статистическому анализу полученного массива данных. Отметим прежде всего, что распределение числа лет с повышенной и

Таблица 11

Число случаев с периодами в τ_c лет подряд с повышенной или пониженной эффективностью удобрений

Значение $\psi(\tau)$	Период, τ_c лет подряд							
	1	2	3	4	5	6	7	8
$\leq 0{,}5$	8	4	2	4	2	0	1	0
$>0{,}6$	6	8	1	1	1	0	0	0

пониженной эффективностью удобрений существенно неодинаково: первых значительно меньше, чем вторых, т. е. средняя вероятность появления года $\Delta\bar{m}>1{,}5$ ц/га и $\Delta\bar{m}<1{,}5$ ц/га составляет 40 и 60%. Представление о том, какова частота интервалов τ_c лет подряд, в течение которых могут наблюдаться повышенные и пониженные значения функции $\varphi(\tau)$, дают данные табл. 11.

Табл. 11 по существу характеризует распределение и продолжительность существования выбросов для случайной функции выше или ниже среднего уровня 0,5. Наиболее часто встречаются периоды в один год, а также в 2 года подряд. В последнем случае частота появления $\psi(\tau)>0{,}60$ достигает максимума и в 2 раза выше, чем $\psi(\tau)<0{,}50$. Однако отмечается явное преобладание более длительных периодов τ_c с пониженной эффективностью удобрений.

Полученные данные позволили также проиллюстрировать плотность распределения интервалов между двумя годами с повышенной или пониженной прибавкой урожая. Соответствующая гистограмма распределения дана на рис. 24. Из нее прежде всего следует, что распределение интервалов между двумя ближайшими по времени годами с разным уровнем эффективности удобрений подчиняется в грубом приближении распределению Пуассона стационарного типа ($e^{-\lambda\tau}$). Это означает, что наиболее часто встречаются интервалы $\tau=0$ (в нашем случае — ежегодно). Однако число случаев резко различается для функций $\varphi(\tau)>0{,}60$ и $\varphi(\tau)<0{,}50$. Наиболее высокая частота случаев (35) — около 40% общего объема массива информации — приходится на такую ситуацию, когда годы с низкой прибавкой урожая следуют один за другим. В статистическом смысле это означает, что если данный год отличается низкой эффективностью, то наиболее вероятно (в 40% случаев), что и следующий год может характеризоваться такими же условиями. Если же данный год отличается высокой эффективностью, то можно ожидать, что следующий год окажется таким же, но с вероятностью лишь 25%.

Некоторые оценки на перспективу

Принятая на июльском (1978 г.) пленуме ЦК КПСС долгосрочная программа развития сельскохозяйственного производства СССР и повышения средней урожайности в одиннадцатой пятилетке до 20 ц/га, а также достижения максимальной зернообеспеченности к 1990 г.[1] исходит из соответствующих темпов прироста урожайности. Выполнение этой программы означает создание необходимых предпосылок для достижения в перспективе таких средних уровней урожайности и валовых сборов зерна, которые обеспечат застрахованность воздействия резких климатических экстремумов. Рассмотрим исходя из этой основы характеристики трендов и случайной части рядов урожайности раздельно для Европейского и Срединного регионов зерновой зоны СССР.

Иллюстративные оценки потенциальной динамики тренда урожайности зерновых на территории СССР в целом представлены на рис. 25. Семейство соответствующих кривых аппроксимируется экспоненциальной моделью с переменным параметром:

$$\overline{m(\tau)} = m_0 \exp[\beta(\tau) \cdot \tau], \tag{72}$$

где m_0=6,5 ц/га, τ – временная координата, отсчитываемая от 1945 г., параметр $\beta(\tau)$, характеризующий скорость нарастания кривой, является некоторой убывающей функцией от времени. Как показали наши специальные проработки [Раунер, 1976б], формула хорошо выполняется до 1970 г. при $\beta(\tau)$=0,035. Для расчетного периода величина $\beta(\tau)$ с учетом фактического среднего валового сбора зерновых за девятую пятилетку и намеченного на 1980–1985 гг.[1] принята равной 0,025.

Таким образом, оценка динамики тренда исходит из сохранения экспоненциального роста урожайности с понижающимся декрементом, т. е. учитывает возможное снижение темпов относительного прироста урожая по мере повышения абсолютного уровня урожайности. Кривая 3 может рассматриваться как оптимальный вариант, при котором в рассматриваемый период урожайность и валовой сбор удвоятся по сравнению с современным уровнем, что будет означать (с учетом ожидаемого естественного прироста населения) достижение удельной зернообеспеченности, близкой к оптимальной. Кривые 4 и 5 представляют зеркальное отражение линейного тренда 6 и соответствуют вариантам для неблагоприятных условий (понижение прироста урожая).

В теории продукционного процесса и программированных урожаев введено понятие «потенциальный урожай», характеризующий некоторый теоретически возможный уровень урожайности при оптимальных метеорологических условиях, прежде всего при благоприятном режиме увлажнения в вегетационный период. Принимается, что в этом случае кпд фотосинтеза по приходящей ФАР$\simeq$5%, а коэффициент хозяйственного использования $k_{хоз}$=0,5.

Соответствующие оценки, выполненные Х. Г. Тоомингом [1977], показывают, что потенциальная урожайность для территории зерновой зоны СССР должна характеризоваться величинами $m \approx 200 \div 225$ ц/га. Можно оценить приблизительно минимальный интервал времени, который потребуется для достижения указанных показателей. Даже при сохранении экспоненциального роста при β=0,035 нетрудно определить, что значение m=200 ц/га, возможно, будет достигнуто лишь в отдаленной перспективе.

Перейдем к рассмотрению вероятностных оценок стохастической части рядов, обусловленных климатическими флуктуациями. На рис. 25, *б* линейный тренд показан с постоянными отклонениями $+\sigma$ и $-\sigma$, которые, согласно полученным выше данным для Европейской территории СССР,

---

[1] *Брежнев Л. И.* О дальнейшем развитии сельского хозяйства СССР. Доклад на Пленуме ЦК КПСС 3 июля 1978 г. М., 1978, с. 11.

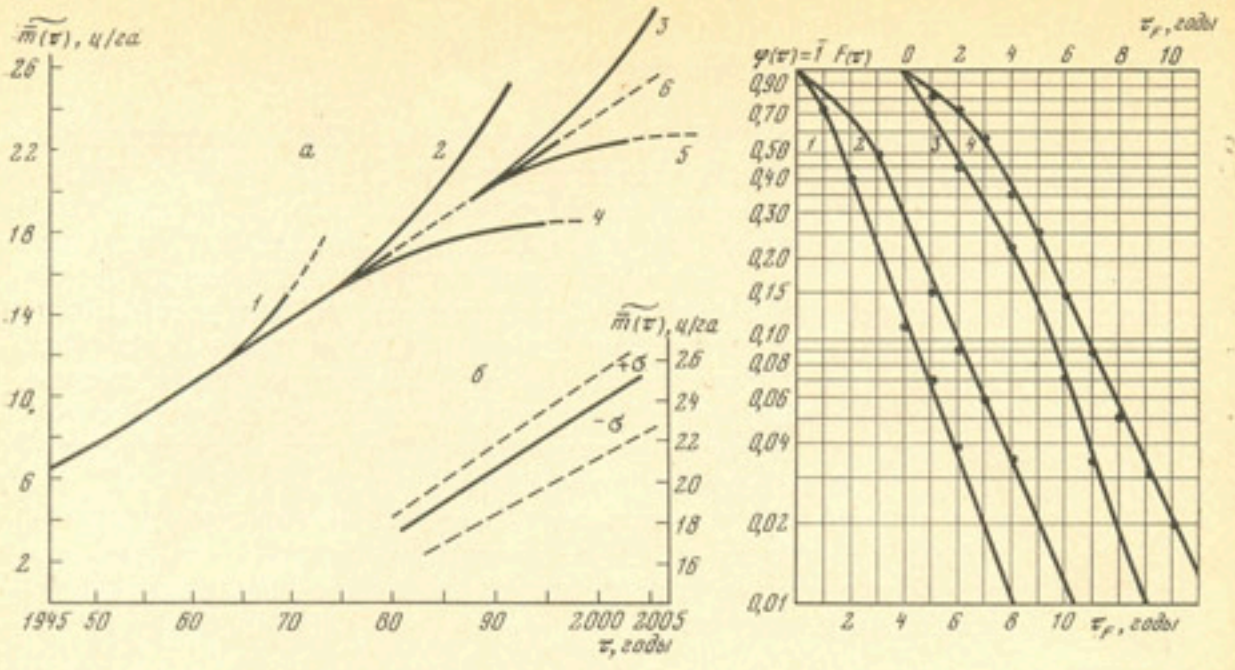


Рис. 25. Тренд урожайности зерновых по СССР

а — оценка разных вариантов (кривые *1—6* — см. объяснения в тексте); *б* — линейный тренд с отклонениями на уровнях $+\sigma$ и $-\sigma$

Рис. 26. Интегральная вероятность экстремумов урожайности зерновых на территории СССР (обеспеченность появления одного экстремума в зависимости от τ_F), %

Экстремумы: *1* — —20(АТС); *2* — —10(ЕТС); *3* — +20(АТС); *4* — +10(ЕТС)

характеризуют соответственно 6-и 11%-ное отклонение от нормы. Это означает, что в урожайные годы величина σ_m будет составлять прибавку урожая соответственно в 1,2—1,5 ц/га, а в неурожайные недобор должен характеризоваться величинами $\sigma_m \sim 2{,}1 \div 2{,}5$ ц/га, т. е. будет почти вдвое больше.

Семейство кривых интегральной вероятности $F(\tau)$ для экстремумов урожайности зерновых представлено на рис. 26 в виде логарифмической анаморфозы по отношению к сопряженной величине $1-F(\tau)=\Phi(\tau)$. На основе этих данных составлена табл. 12 разных уровней обеспеченности.

Рассмотрение этих материалов позволяет сделать ряд выводов. Прежде всего для расчетного периода в 25 лет на Европейской территории СССР практическая обеспеченность (90%-ный уровень) неурожайных лет достигает четырех, а на Азиатской территории СССР не меньше шести

Таблица 12

Обеспеченность климатообусловленных экстремумов урожайности зерновых СССР (расчетный период $T_0=25$ лет)

Показатель экстремума, %	Продолжительность τ_F и число $N=T_0/\tau$	Уровни интегральной вероятности $F(\tau)$, %			Показатель экстремума, %	Продолжительность τ_F и число $N=T_0/\tau$	Уровни интегральной вероятности $F(\tau)$, %		
		50	90	99			50	90	99
Европейская территория СССР	τ_F лет	3	6	10	Европейская территория СССР	τ_F лет	3	7	11,5
$\leqslant -10$	N	8	4	2,5	$\geqslant +10$	N	8	3,5	2,2
Азиатская территория СССР	τ_F лет	1,7	4	8	Азиатская территория СССР	τ_F лет	2	5,5	9
$\leqslant -20$	N	15	6	3,1	$\geqslant +20$	N	12,5	4,5	2,8

таких лет. Число урожайных лет с тем же уровнем обеспеченности составляет соответственно три и четыре. Отсюда вытекает, что практически обеспечено появление одного некомпенсированного неурожайного года в Европейском зерновом регионе и двух — в Азиатском. Кроме того, следует считать, что при обеспеченности в 95% возможен одновременный некоторый недобор урожая по сравнению с оптимальным каждые 9—10 лет, а при 50%-ной обеспеченности — в течение 2 лет подряд в этом же интервале.

Кривая интегральной вероятности наиболее резких синхронных недородов по территории зерновой зоны СССР получена на основании обобщения отрицательных экстремумов $\leqslant -20\%$ в ее европейской части и $\leqslant -40\%$ — в азиатской, т. е. для условий потерь не меньше 15—17% валового сбора зерна (рис. 27).

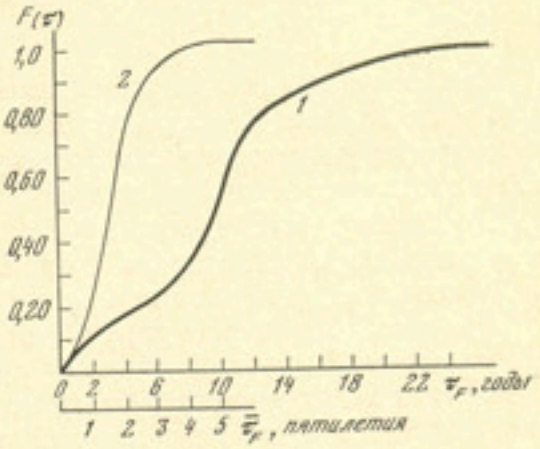


Рис. 27. Интегральная вероятность резких отклонений отрицательных экстремумов (*1*) и сальдо (*2*) по пятилетиям 1801—1805, 1806—1810, 1970—1975 гг.

Кривая имеет резкий подъем и перегиб при $\tau_P = 9 \div 10$ лет, для которого $F(\tau) = {}^2/_3$. Области $\tau_P > 10$ лет характеризуются более пологим распределением, и уровень обеспеченности $F(\tau) \approx 0{,}90 \div 0{,}92$ достигается при $\tau_P = 24 \div 26$ лет. Это означает практическую обеспеченность по крайней мере одного резко аномального по урожайности года до конца расчетного периода, а с обеспеченностью в 50% — не меньше трех таких лет.

Кривая 2 на рис. 27 характеризует интегральную вероятность отрицательной разности экстремумов за пятилетние периоды для Европейской территории СССР, т. е. наличие не меньше чем одного некомпенсированного недорода за 5 лет. Обеспеченность этого при $\bar{\tau}_5$, равном единице, не выше 25%, т. е. весьма маловероятно появление двух пятилетий подряд с некомпенсированными годами; в то же время за 15-летний интервал появление одного такого пятилетия имеет обеспеченность 95%.

Основываясь на данных по обеспеченности экстремальных значений рядов урожайности, можно предложить общую формулу для вычисления обусловленных климатом некомпенсированных абсолютных потерь зерна за многолетний период:

$$\Delta M = \beta_i \cdot \bar{M}_0, \tag{73}$$

где ΔM — нетто-потери зерновой биопродукции всей территории по отношению к среднему значению валового сбора, $\bar{M}_0$ — средний валовой сбор зерна с посевной площади s_0 (млн. га), β_i — некоторый безразмерный коэффициент, определяющий соотношение потерь и сбора в зависимости от слагающих зерновую зону отдельных регионов с различными природно-климатическими условиями.

Для величины β_i рекомендуется следующее выражение:

$$\beta_i = \sum_{i=1}^{i=p} n_i \cdot J_i \cdot \gamma_i, \tag{74}$$

в котором i — индекс, характеризующий число районов или регионов, входящих в данную территорию ($i=1, 2...$), $n_i = n_- - n_+$ — число некомпенсированных лет, равное, как было показано выше, разности числа лет с отрицательным (n_-) и положительным (n_+) экстремумами заданной обеспеченности для каждого региона, J_i — отрицательный экстремум индекса урожайности заданного уровня ($J_i \leqslant -10\%$, $J_i \leqslant -20\%$ и т. д.), $\gamma_i = s_i/s_0$, где s_i — посевная площадь i-го региона).

Для вычисления коэффициента β_i в формуле (74), согласно данным табл. 12, для европейской части зерновой зоны $n_i \cdot J_i = 1 \cdot 0{,}10 = 0{,}10$ и для азиатской $n_i \cdot J_i = 2 \cdot 0{,}20 = 0{,}40$. Значения коэффициента γ_i соответственно равны $\approx 0{,}60$ и $\approx 0{,}30$. Кроме того, следует учесть наличие совпадения неурожайных лет ($\leqslant -10$ и -20%) в обоих регионах 2 года подряд и принять с обеспеченностью 90% по крайней мере $^1/_2$ от этой величины, т. е. прибавить величину $n_i \cdot J_i = 0{,}20$. Вычисляя β_i в соответствии с (74), получаем

$$\beta_i = 0{,}10 \times 0{,}60 + 0{,}40 \times 0{,}30 + 0{,}20 = 0{,}38,$$

следовательно

$$\Delta M = 0{,}38\, \overline{M}_0. \tag{75}$$

Это соотношение устанавливает практически обеспеченный абсолютный уровень нетто-потерь зерновых для территории СССР за счет неблагоприятных климатических флуктуаций (главным образом влияние динамики засушливых лет) за расчетный интервал 25—30 лет.

Она может быть применена к оценке ΔM за последующий и предшествующий периоды, причем $\overline{M}_0$ должно характеризовать средний многолетний валовой сбор зерновых за соответствующий период.

На рис. 28 иллюстрируются кривые нормированной интегральной вероятности $F(\tau)$, которые, по существу, характеризуют эмпирическую обеспеченность появления года с повышенной или пониженной отдачей минерального питания на заданный прогнозный период на Азиатской территории СССР. Можно считать обеспеченным на 95% появление года с пониженной эффективностью один раз в 3 года, а с повышенной — один раз в 6 лет, т. е. в 2 раза реже. Применительно к 20-летнему интервалу упреждения это означает (при сохранении стационарности) 8 лет с прибавкой урожая меньше $^1/_3$ и всего 4 года с его прибавкой более 0,6 максимальной величины.

Основываясь на этих данных, можно приближенно оценить, каковы будут чистые потери зерна за счет его недобора из-за неэффективности удобрений, обусловленной климатическими флуктуациями. По отношению к максимальному уровню можно считать, что в предстоящие 20—25 лет обеспечены самое меньшее три таких некомпенсированных года со средним недобором урожая порядка, равного средней разности (1 ц/га) между высоким и низким уровнем $\Delta \overline{m}$. Величина недобора в этом случае, очевидно, выразится как $\Delta M = \Delta m \cdot n \cdot s$, где n — число лет, а s — средняя за эти годы посевная площадь. Величина s зерновых в Срединном регионе составляет величину порядка 0,30 ее величины в СССР в целом. Если мы примем последнюю равной в среднем 130 млн. га [СССР в цифрах в 1976 году, 1977], то по приведенному выше соотношению нетрудно посчитать величину ΔM, которая оказывается равной ориентировочно 12 млн. т.

Мы в свое время оценили валовой недобор зерна на перспективу за счет климатически обусловленных некомпенсированных потерь по территории СССР в 50—80 млн. т [Раунер, 1976б]. Полученная выше цифра показывает, что в многолетнем разрезе сумма потерь за счет недостаточной эффективности азотных удобрений в засушливой зоне Западной Сибири и Казахстана в общий недобор зерновых оказывается довольно значительной.

Рассмотрим с учетом полученных результатов динамику трендов, основываясь на некоторых оценках минимального (критического) уровня урожайности, при котором обеспечивается достаточный валовой сбор зерна в целом по СССР, исходя из значений зернообеспеченности порядка 800—850 кг/год на одного человека.

В качестве расчетной посевной площади примем 125 млн. га, что близко к ее максимальной величине в последние годы [СССР в цифрах, 1977]. Для расчетного 1977/78 г. при общей численности населения СССР примерно в 260 млн. человек величина соответствующего валового сбора зерна будет оцениваться в 215 млн. т при урожайности $m(\tau) = 17{,}2$ ц/га. Для расчетного интервала 25—30 лет численность населения СССР согласно

Рис. 28. Интегральная вероятность появления лет с повышенной (*1*) и пониженной (*2*) прибавкой урожая яровой пшеницы в Казахстане и Западной Сибири за счет внесения азотных удобрений

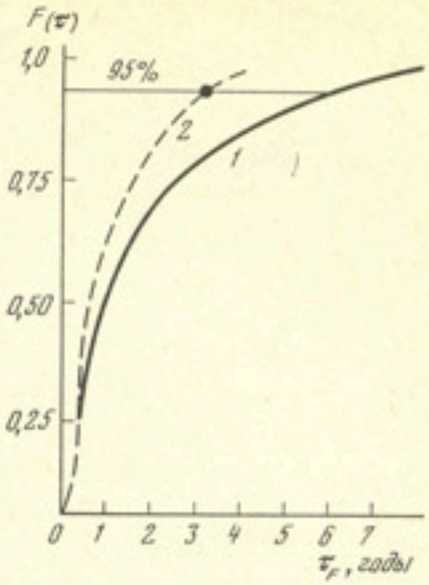
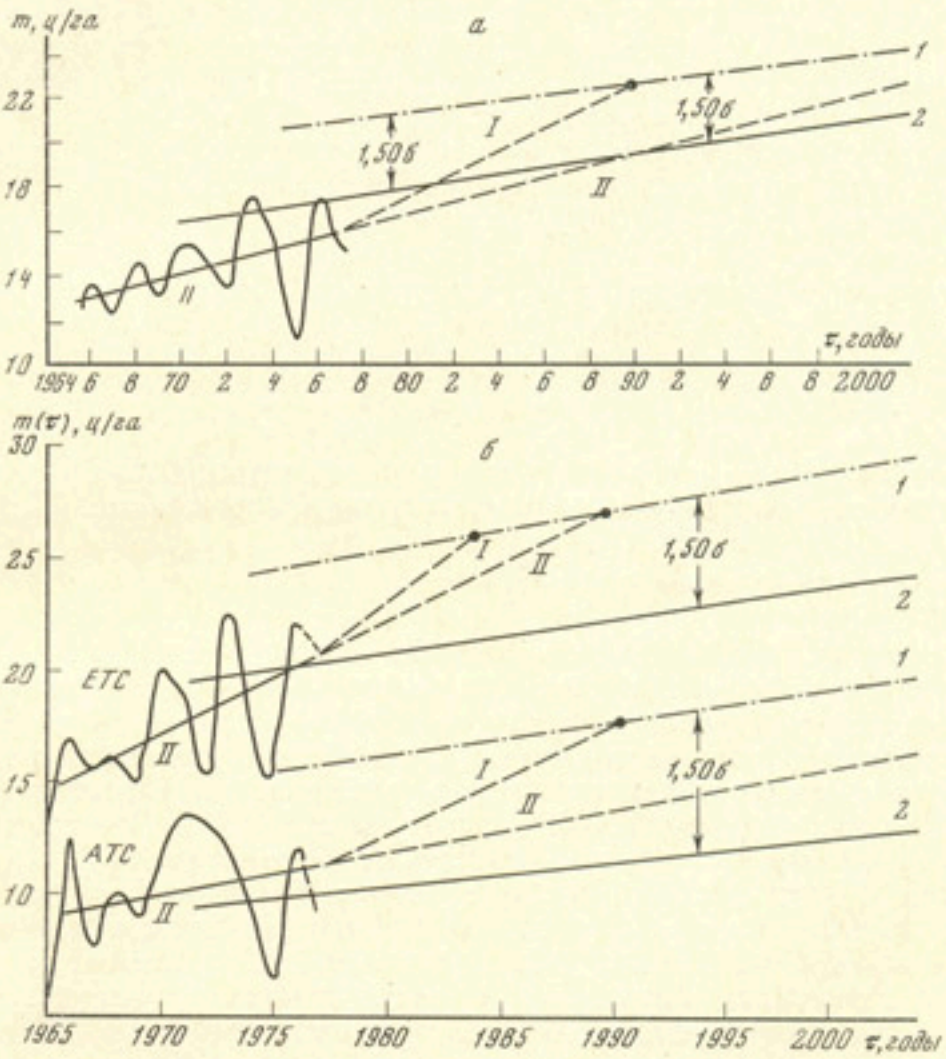


Рис. 29. Оптимальная (*I*) и реальная (*II*) динамика трендов и оценка критических значений урожайности зерновых с учетом влияния климатических экстремумов ($-1{,}5\sigma_-$)

а — по зерновой зоне СССР в целом; *б* — по Европейской и Азиатской территориям СССР: *1* — уровень тренда, обеспечивающего оптимальный сбор зерновых в любой год; *2* — минимальное значение сбора при отклонении на 1,5 σ_- от оптимального уровня



имеющимся демографическим оценкам можно принять в 310 млн. человек [Болдырев, 1974]. Необходимая величина валового сбора при том же уровне зернообеспеченности с той же площади должна оцениваться не меньше чем в 255 млн. т при урожайности $m(\tau)=20{,}5$ ц/га.

Исходя из существующего ныне режима климатообусловленной изменчивости урожайности зерновых, можно положить

$$\overline{m(\tau)}_{\text{гр}} = m(\tau)_{\min} + 1{,}5\,\sigma_-, \qquad (76)$$

где $m(\tau)_{\text{гр}}$ — величина так называемого гарантированного тренда (среднего уровня урожайности), при котором отрицательные отклонения в пре-

делах $\leqslant 1{,}50\ \sigma_-$ не будут снижать урожайность ниже некоторого минимального критического значения $m(\tau)_{min}$. Величина $1{,}5\sigma_-$ рассматривается как абсолютный минимум отклонения. Сам процесс при сохранении его основных свойств будет протекать на более высоких абсолютных уровнях — вне пределов «опасной» зоны, т. е. уровня негарантированного сбора зерна в отдельные годы.

На рис. 29 приводятся соответствующие графические построения для зерновой зоны СССР в целом, а также для ее европейского и азиатского регионов раздельно. Приняты следующие исходные значения: $s_{ЕТС}=90$ млн. га, $s_{АТС}=35$ млн. га. Для Европейской части СССР $m(\tau)_{min}=20$ ц/га, а для Азиатской части $m(\tau)_{min}=9{,}5$ ц/га (на уровне 1977/78 г.); для 2000 г. соответственно $m(\tau)_{min}=24{,}2$ и 12 ц/га. Значения $1{,}50\ \sigma_-$ для индексов урожайности приняты следующие: по СССР в целом — 0,15, для Европейской части СССР — 0,18 и для Азиатской — 0,37. Отсюда в соответствии с формулой (76) нетрудно получить соотношение между величинами $\overline{m(\tau)}_{гр}$ и $m(\tau)_{min}$, а именно: для СССР $\overline{m(\tau)}_{гр}=1{,}18\times\bar{m}(\tau)_{min}$, для Европейской территории СССР — 1,22, для Азиатской территории СССР — 1,60.

Как видим, за последнее десятилетие в отдельные урожайные годы (1973, 1976, 1978) величина урожайности уже превышала минимальный уровень $m(\tau)_{min}$. Однако при существующем в настоящее время темпе прироста урожайности потребуется сравнительно длительное время для достижения реальным трендом уровня гарантированного валового сбора. В этом случае влияние декомпенсационного эффекта будет продолжать сказываться, хотя в благоприятные годы появится возможность еще большего накопления страховых фондов. Необходим более ускоренный темп прироста урожайности, особенно на территории Срединного региона, для кардинального преодоления проблемы несбалансированных потерь зерна, обусловленных влиянием резких погодно-климатических экстремумов.

МНОГОЛЕТНЯЯ ИЗМЕНЧИВОСТЬ УРОЖАЙНОСТИ ПШЕНИЦЫ И КУКУРУЗЫ В СЕВЕРОАМЕРИКАНСКОМ ЗЕРНОВОМ ПОЯСЕ

Характеристика исходных материалов

Территория зернового пояса Северной Америки, включающая зернопроизводящие районы США и Канады, охватывает значительные пространства степной зоны (зоны прерий) и лесостепной. Этот географический регион является в настоящее время крупнейшим производителем зерновой биопродукции во всем капиталистическом мире. Высокому уровню аграрного производства здесь в немалой степени способствуют достаточно благоприятные в целом почвенно-климатические условия.

Основной культурой в зерновом балансе США является кукуруза, которая используется как зернофураж и сырье для пищевой промышленности. Пшеница по валовому сбору занимает второе место. В Канаде, наоборот, на пшеницу приходится основная доля в валовом сборе зерновых, который по отношению к соответствующим величинам в США составляет 16—18%. Суммарная продукция зерновых (без бобовых) в Североамериканском зерновом поясе достигла в 1975 г. почти 28% (около 250 млн. т) общего объема продукции тех же видов зерна во всех других капиталистических и в развивающихся странах. Если же не учитывать рис, продукция которого в США невелика, то соответствующая доля Североамериканского зернового пояса в глобальном зерновом балансе (без СССР и других социалистических стран) еще выше (табл. 13).

Для построения вариационных рядов урожайности в США и Канаде использовались справочники по сельскохозяйственной продукции и данные ФАО [Сельское хозяйство капиталистических стран, 1959; Agricultural statistics, 1936, 1972; FAO. Production Yearbook, 1961—1975; Hand-

Таблица 13

Производство зерна в развитых капиталистических и развивающихся странах, млн. т.
(обобщено по данным обзора «Экономическое положение...», 1976)

Зерновая культура	США		Канада		Прочие капиталистические и развивающиеся страны	
	1974 г.	1975 г.	1974 г.	1975 г.	1974 г.	1975 г.
Пшеница	48,8	58,2	13,3	17,1	210,7	221,8
Рожь	0,49	0,47	0,48	0,52	6,7	6,5
Ячмень	6,7	8,3	8,8	9,5	82,3	82,5
Овес	9,0	9,8	3,9	4,4	27,7	28,5
Кукуруза	118,1	147,4	2,6	3,6	232,5	272,7
Сорго	15,9	19,5	–	–	66,8	73,5
Рис	5,2	5,6	–	–	196,7	213,9
Всего	204,19	249,27	29,08	35,12	823,4	899,4

book of agricultural statistics, 1959], а также некоторые другие источники [Федоров, 1973; Weitz, 1926; Williams, 1972].

По этим материалам были выявлены эволюторные кривые — тренды урожайности пшеницы и кукурузы в США за 1866—1975 гг. и пшеницы в Канаде за 1908—1975 гг. Тренды выявлялись по методу наименьших квадратов, а также по скользящему осреднению с 10-летним шагом, причем в полученных тем и другим способом трендах расхождения практически не было.

Соответствующие кривые (рис. 30) показывают, что до начала 40-х годов настоящего столетия рост средней урожайности выражен весьма слабо, а в 30-х годах обнаруживается четкий минимум, обусловленный резким экономическим спадом, который был усилен участившимися в этот период атмосферными засухами. Перелом в динамике средней урожайности наступил после второй мировой войны, особенно в отношении кукурузы, средняя урожайность которой в США за период с 50-х до 70-х годов возросла почти в 2,5 раза — более чем до 55 ц/га.

Этому способствовали интенсивное применение минеральных удобрений, использование высокопродуктивных гибридных форм, а также создание в аридных районах усовершенствованной системы ирригации, в частности массовое внедрение автоматизированной системы дождевания кругового типа, которая обеспечивает получение на больших площадях урожаев в 80—90 ц/га [Splinter, 1976]. Полученные линии трендов хорошо согласуются в общих чертах с соответствующими данными, приведенными в работе «Impact of Climatic fluctuation...» [1976].

До конца 40-х годов посевные площади под пшеницей и кукурузой ежегодно расширялись. В период резкого повышения урожайности они начали заметно сокращаться. Характерна также значительная ежегодная изменчивость посевных площадей, причем отдельные пики максимумов находятся в определенной зависимости от предыдущего года с пониженной урожайностью, т. е. их динамика в значительной мере связана с климатообусловленной изменчивостью урожайности.

Отклонения фактической урожайности от средней за каждый год, представленные в виде относительных величин — индекса урожайности (рис. 31), характеризуют вариационные ряды, отражающие главным образом влияние погодно-климатических факторов. Характерно резкое различие в амплитудах колебаний индекса урожайности пшеницы, обусловленных существенным различием в режиме температуры и осадков на территории зерновых районов США и Канады.

Сопоставляя рисунки 30 и 31, нетрудно обнаружить, что для США период резкого роста тренда совпадает с интервалом весьма малой измен-

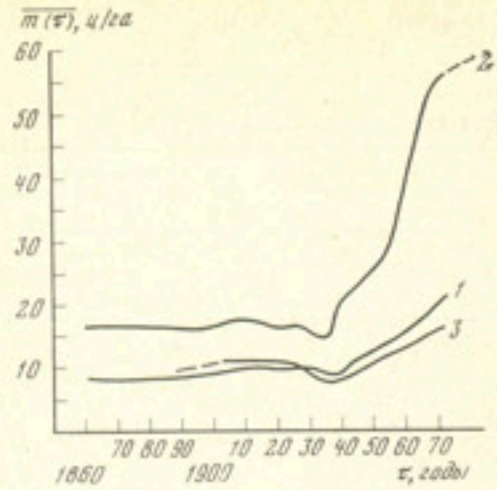
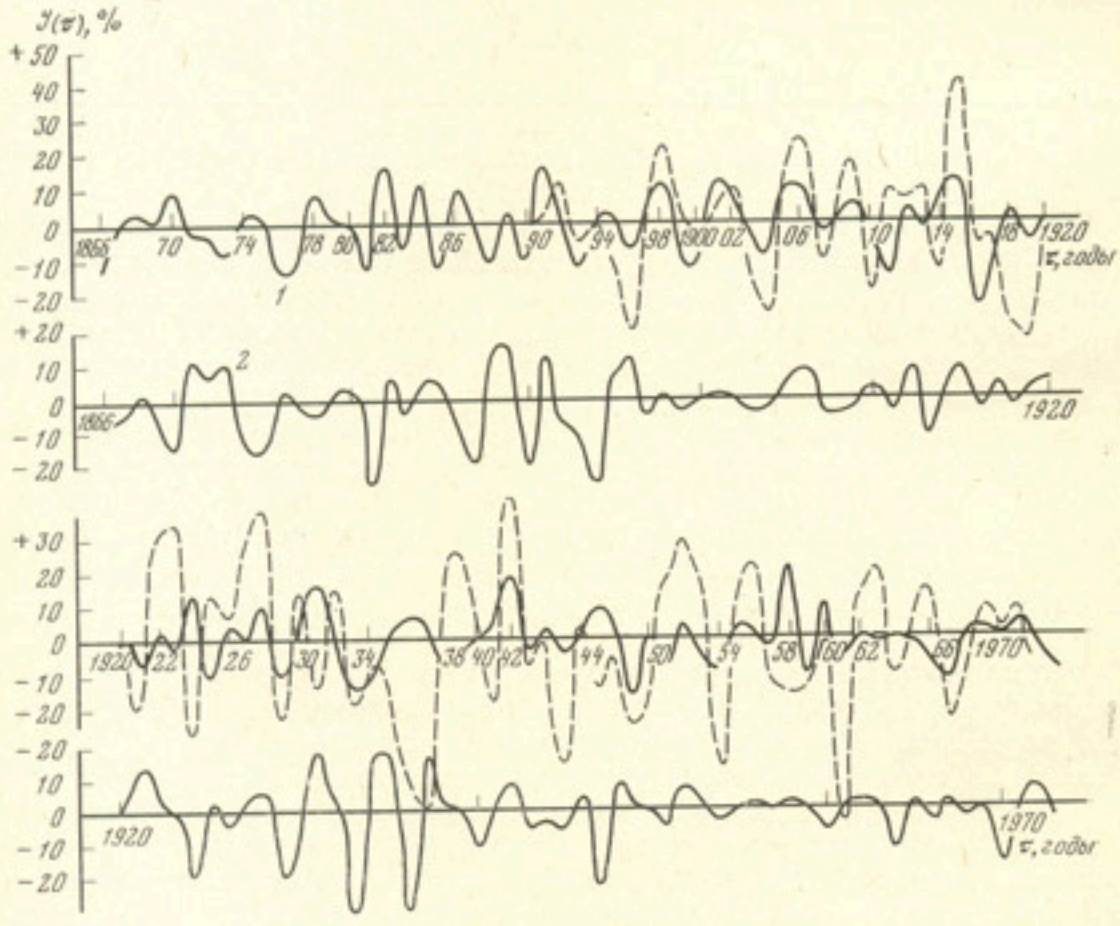


Рис. 30. Эволюторные кривые урожайности зерновых в США и Канаде

1 — пшеница (США);
2 — кукуруза (США);
3 — пшеница (Канада)

Рис. 31. Временные ряды индексов урожайности зерновых в США и Канаде

1—3 — см. на рис. 30



чивости индекса урожайности зерновых (1956—1970 гг.), т. е. с благоприятным периодом агроклиматических условий. Как указывает Макквиг [1979], именно в это время в американской агрономии начало складываться представление о создании системы управления сельскохозяйственным производством, практически нечувствительной к погодно-климатической изменчивости. Эта точка зрения, по мнению Макквига, является излишне оптимистичной, так как такое совпадение повышенных темпов прироста с периодом малой климатообусловленной изменчивости урожаев является случайным и редким событием.

Укажем попутно, что ареалы озимой и яровой пшеницы на территории США и Канады в общих чертах совпадают, однако осенние посевы охватывают дополнительно значительные территории к югу от 40 с. ш. и к юго-востоку от 100-го меридиана, для которых типичны очень мягкая зима и жаркое влажное лето [Агроклиматический атлас мира, 1972]. Подавляющая часть посевов кукурузы располагается в районах Среднего Запада и в прилегающих штатах.

Климатообусловленная изменчивость урожайности

На рис. 32 представлены кривые спектральной плотности урожайности зерновых на рассматриваемой территории. Пунктирными сечениями выделены гармоники, соответствующие значениям целых лет (τ=2, 3, 4... года). Наиболее высоким уровнем дисперсии на всех частотах характеризуется ряд урожайности (пшеницы и кукурузы) на территории Канады. В спектре у всех кривых наиболее четко проявляется максимум при τ=4 годам и второй максимум при τ=2 годам. Кроме того, хорошо выражен максимум урожайности пшеницы в Канаде в полосе от 7 до 9 лет. В спектре сумм активных температур по метеорологической станции Эдмонтон за 1883—1972 гг. [данные Uchijima, 1976б] обнаруживаются максимумы, хорошо совпадающие с максимумами в спектре урожайности канадской пшеницы.

Вещественная часть функции взаимного спектра для рядов урожайности пшеницы (США — Канада) и пшеницы — кукурузы (США) представлена на рис. 33, из которого следует, что ковариация по частотам гораздо более резко выражена для одной культуры — пшеницы, хотя и находящейся в различных агроклиматических условиях. Функция когерентности для обоих вариантов практически не значима, так как ее наибольшие абсолютные значения не превышают 0,20 при τ=3 годам для пшеницы (США — Канада), что свидетельствует об отсутствии коррелированности соответствующих процессов независимо от частоты (Waggoner, 1979).

Анализ спектральной функции разности фаз обнаруживает более существенные значения ее для ряда пшеница — кукуруза (США), наибольший сдвиг (1—2 года) отмечается в полосе τ=7—11 лет, причем процесс для кукурузы опережает процесс для пшеницы. Это приводит к тому, что в указанном диапазоне происходит сглаживание амплитуды для осредненного ряда урожайности. Отметим также, что автокорреляционная функция по всем рядам лежит в пределах ±0,01 при начальном сдвиге на 1—2 года, т. е. имеет место резко выраженный марковский случайный процесс.

Приведем некоторые данные о вероятностных характеристиках выбросов случайной функции относительной урожайности пшеницы. Для территории США выбросы за уровень $\leqslant -10\%$ продолжительностью 3 года и больше имеют нулевую вероятность, для Канады нулевые значения вероятности начинаются от $\tau \geqslant 4$ года. Для США отклонения за уровень $\leqslant -20\%$ практически не отмечались за весь рассматриваемый период (один случай), тогда как для Канады значение соответствующего выброса при τ=1 году существенно и, кроме того, с вероятностью около 0,04 возможно его появление не менее 2 лет подряд, а с вероятностью 0,012 2 года подряд возможен синхронный недород на территории США и Канады.

Для всех случаев отмечается некоторое превышение вероятности отрицательных выбросов над положительными, что является проявлением декомпенсационного эффекта, характерного также для зерновой зоны СССР (табл. 14).

Матрица переходных вероятностей трех состояний урожайности отражает характерные особенности смены различных по урожайности лет. Для пшеницы и кукурузы в условиях США благоприятные переходы (от «—» или 0 к «+») незначительно отличаются от неблагоприятных (от «+» или 0 к «—»), однако в пользу последних. В Канаде эти различия значительно больше, например переход «—» в «—» отмечается 14 раз, тогда как переход «+» в «+» всего 5 раз (табл. 15).

Плотность распределения $f(\tau)$ интервалов времени между двумя соседними положительными или отрицательными экстремумами урожайности (урожайными или неурожайными годами) отличается от простейшего распределения Пуассона $\lambda e^{-\lambda\tau}$. Это означает, что соответствующий поток событий нестационарен. Наиболее высокие значения $f(\tau)$ отрица-

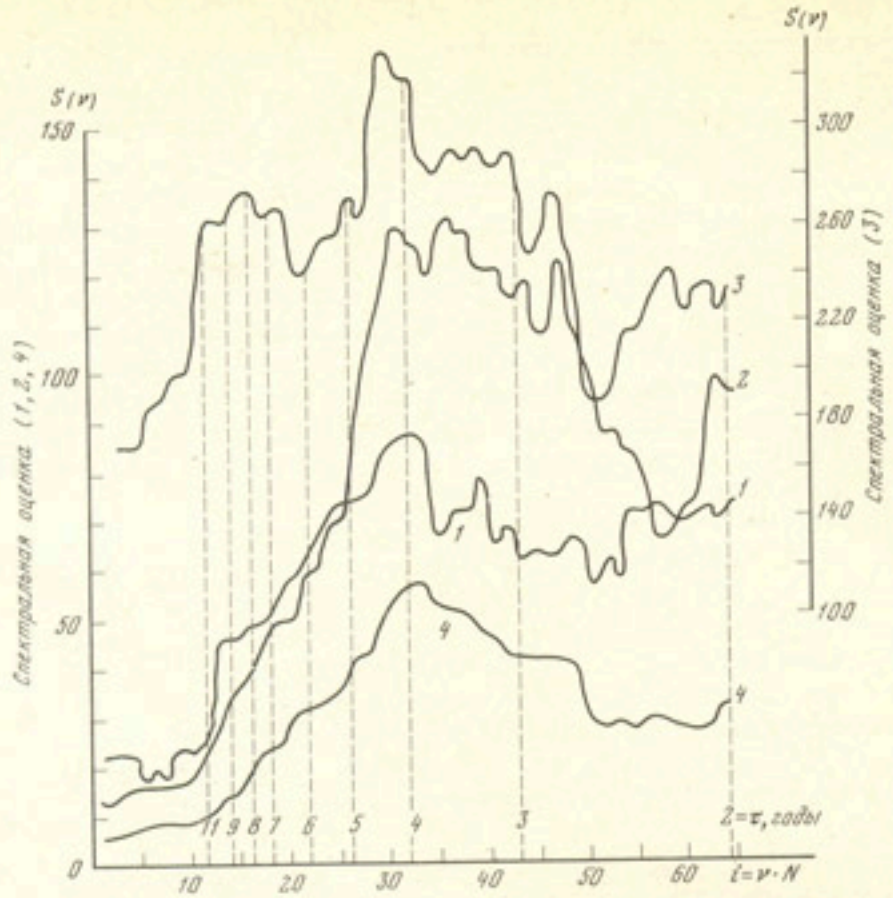


Рис. 32. Функция спектральной плотности урожайности зерновых в США и Канаде

1—3 — см. на рис. 30; *4* — осредненный ряд (кукуруза+пшеница) (США). Правая шкала *S*(ν) — для кривой 3

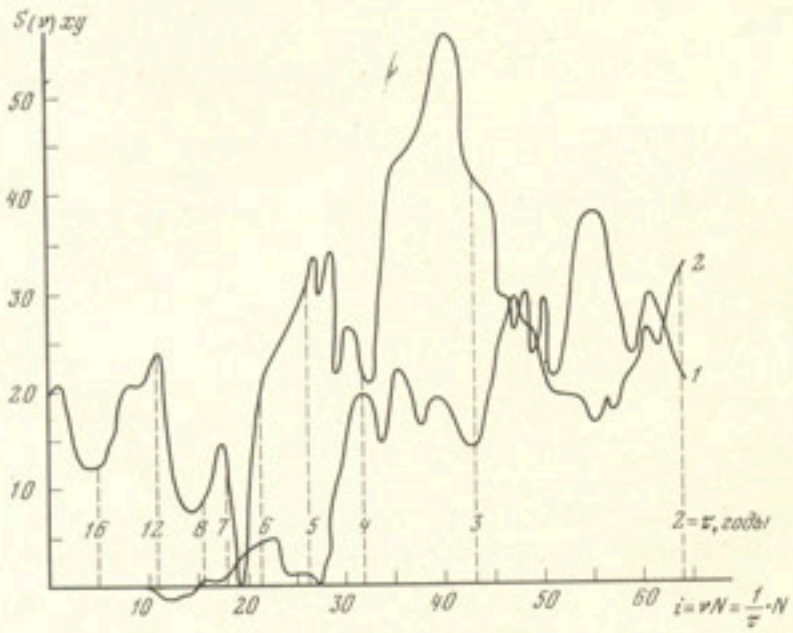


Рис. 33. Вещественная часть функции взаимного спектра пары вариационных рядов

1 — пшеница (США) — пшеница (Канада); *2* — кукуруза (США) — пшеница (Канада)

тельных экстремумов пшеницы и кукурузы (США) отмечаются при τ=3 годам, что соответствует максимуму в спектре при τ=4 годам. Максимум положительных экстремумов $f(\tau)$ приходится на значения τ=0—2. В Канаде отрицательные экстремумы ($\leqslant -20\%$) имеют максимум $f(\tau)$ при τ=4—7 годам, а положительные ($\geqslant +20\%$) в полосе 6—8 лет. На основании этих данных можно заключить также, что наибольший вклад в максимальные значения спектральной функции вносят отрицательные экстремумы (табл. 16).

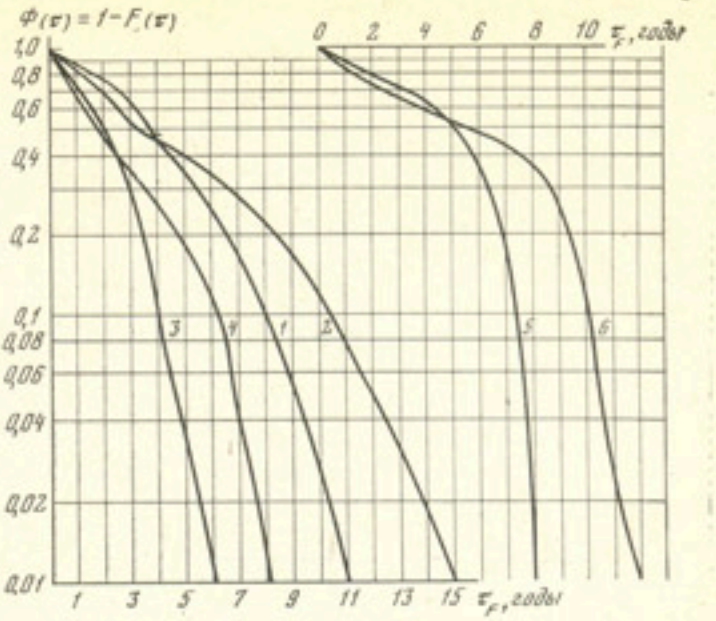


Рис. 34. Интегральная вероятность экстремумов урожайности зерновых в США и Канаде

Значение экстремумов, %: *1* — $\leqslant -10$; *2* — $\geqslant +10$ (пшеница — кукуруза, США); *3* — $\leqslant -10$; *4* — $\geqslant +10$; *5* — $\leqslant -20$; *6* — $\geqslant +20$ (пшеница, Канада)

По данным табл. 16 построены сглаженные нормированные кривые интегральной вероятности $F(\tau)$, которые в виде логарифмической анаморфозы представлены на рис. 34. Они отличаются довольно сложным характером: в области низких значений обеспеченности положительные экстремумы имеют несколько более высокие характеристики интегральной вероятности, но начиная со значений $F(\tau)=50-55\%$ кривые отрицательных экстремумов смещаются влево, т. е. одинаковая обеспеченность их появления по сравнению с положительными экстремумами имеет место при меньших значениях τ_F.

На территории США 90%-ная обеспеченность неурожайного года наблюдается при $\tau_F=9$ лет, а урожайного — при $\tau_F=11$ лет. В Канаде неурожайный и урожайный годы с отклонениями $\leqslant \pm 10\%$ имеют такую же обеспеченность соответственно при $\tau_F=4$ и $\tau_F=6$ лет, а с отклонениями $\leqslant \pm 20\%$ — соответственно при $\tau_F=7$ и $\tau_F=10$ лет.

Рассмотрим некоторые характеристики по вариабельности индекса урожайности и обеспеченности его экстремальных значений на перспективу. Величина стандартного отклонения урожайности пшеницы и кукурузы в США практически одинакова, а в Канаде ее значения вдвое выше. Вероятность отрицательного экстремума $\leqslant -10\%$ оказывается несколько выше, чем положительного того же уровня. Вероятность экстремума

Таблица 14

Вероятность выброса различной продолжительности выше или ниже заданного уровня урожайности

Страна	Уровень отклонения от среднего, %	Продолжительность выброса, τ_c лет подряд			
		1	2	3	4
США	$\geqslant +10$	0,185	0,028	0,00	0,00
	$\leqslant -10$	0,210	0,038	0,00	0,00
Канада	$\geqslant +10$	0,290	0,075	0,012	0,00
	$\leqslant -10$	0,365	0,100	0,025	0,00
	$\geqslant +20$	0,145	0,025	0,00	0,00
	$\leqslant -20$	0,180	0,037	0,00	0,00
США – Канада синхронно	$\geqslant +10$ и $\geqslant +20$	0,073	0,000	0,00	0,00
	$\leqslant -10$ и $\leqslant -20$	0,085	0,012	0,00	0,00

Таблица 15

Матрица переходных состояний P_i для трех состояний урожайности, % *

Состояние урожайности, %	США						Канада		
	пшеница			кукуруза			пшеница		
	—	0	+	—	0	+	—	0	+
— ⩽−10	0,11(2)	0,15(12)	0,23(3)	0,06(1)	0,16(12)	0,27(4)	0,60(14)	0,17(5)	0,40(10)
0 −9÷+9	0,67(12)	0,73(57)	0,69(9)	0,70(12)	0,73(56)	0,60(9)	0,40(9)	0,31(9)	0,40(10)
+ ⩾+10 ↓	0,22(4)	0,12(9)	0,08(1)	0,24(4)	0,12(8)	0,13(2)	0,00(0)	0,52(15)	0,20(5)

* В скобках — число случаев. Стрелка указывает на направление в каждом столбце.

Таблица 16

Плотность распределения интервалов между двумя экстремумами урожайности

Зерновые культуры	Уровень экстремумов, %	τ, годы															
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Пшеница и кукуруза (США)	⩽−10	0,14	0,09	0,12	0,23	0,06	0,11	0,09	0,06	0,03	0,06	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	⩾+10	0,16	0,16	0,16	0,06	0,08	0,06	0,06	0,06	0,02	0,06	0,06	0,00	0,00	0,02	0,02	0,00
Пшеница (Канада)	⩽−10	0,28	0,21	0,25	0,07	0,00	0,035	0,00	0,00	—	—	—	—	—	—	—	—
	⩾+10	0,30	0,26	0,09	0,09	0,00	0,13	0,09	0,00	0,04	0,00	0,00	—	—	—	—	—
	⩽−20	0,14	0,07	0,07	0,07	0,14	0,14	0,14	0,21	0,04	0,00	0,00	—	—	—	—	—
	⩾+20	0,30	0,26	0,09	0,09	0,00	0,13	0,09	0,00	0,04	0,00	0,00	—	—	—	—	—

±20% для пшеницы в США характеризуется величиной 0,01, в Канаде указанный уровень экстремума имеет гораздо более высокую вероятность, причем у отрицательного экстремума она также выше. Наконец, экстремальные значения индекса урожайности ±30% в США имеют нулевую вероятность, а в Канаде 0,06–0,10 (табл. 17 и 18).

Из приведенных в табл. 18 данных следует, что появление хотя бы одного экстремума $\leqslant -10\%$ с обеспеченностью 90% возможно при $\tau_F = 8-10$ лет в США и $\tau_F = 4-6$ лет в Канаде. В расчете на 30-летний интервал это означает 3 года с положительным экстремумом и 4 года с отрицательным в США и соответственно 5 и 7 лет в Канаде. Для экстремума на уровне $\leqslant -20\%$ число таких лет за указанный интервал составит $\tau_F = 3$ и $\tau_F = 4$ года. Таким образом, с 90%-ной обеспеченностью возможно наличие одного некомпенсированного года с $\leqslant -10\%$ в США и двух таких лет в Канаде, в которой, кроме того, возможен один такой год на уровне $\leqslant -20\%$.

Следует отметить, что такие оценки исходят из предположения, что сохранится современный уровень относительной дисперсии, т. е. коэффициент вариации существенно не изменится. Имеющиеся расчеты [см. Impact of Climatic fluctuation.... 1976] показывают, что на фоне общего роста абсолютной урожайности в Североамериканском зерновом поясе возрастают также и абсолютные отклонения урожайности за счет главным образом климатических флуктуаций. Так, например, за период

Таблица 17

Стандартное отклонение и вероятность экстремумов урожайности разного уровня в Североамериканском зерновом поясе

Уровень экстремумов, %	США			Канада
	пшеница	кукуруза	осредненный ряд (пшеница+кукуруза)	пшеница
$\geqslant +10$	0,18	0,12	0,06	0,29
$\leqslant -10$	0,21	0,14	0,07	0,36
$\geqslant +20$	0,01	0,00	0,00	0,14
$\leqslant -20$	0,01	0,05	0,00	0,18
$\geqslant +30$	0,00	0,00	0,00	0,06
$\leqslant -30$	0,00	0,00	0,00	0,10
Стандартное отклонение, %	8,00	9,00	6,00	19,00

Таблица 18

Обеспеченность климатообусловленных экстремумов урожайности пшеницы в Североамериканском зерновом поясе ($T_0 = 30$ лет) *

Страна	Уровень экстремумов, %	Интервалы появления (τ_F годы) и число экстремальных лет (N) в расчетном периоде ($N = T_0/\tau_F$)	Интегральная вероятность $F(\tau)$, %			Страна	Уровень экстремумов, %	Интервалы появления (τ_F годы) и число экстремальных лет (N) в расчетном периоде ($N = T_0/\tau_F$)	Интегральная вероятность $F(\tau)$, %		
			50	90	99				50	90	99
США	$\geqslant \pm 10$	τ_{F+}	3,5	10	15	Канада		N_+	15	5	4
		τ_{F-}	3,5	8	12			N_-	15	7,5	5
		N_+	8,5	3	2		$\geqslant \pm 20$	τ_{F+}	5	10	12
		N_-	8,5	4	2,5			τ_{F-}	5	7	8
Канада	$\geqslant \pm 10$	τ_{F+}	2	6	8			N_+	6	3	2,5
		τ_{F-}	2	4	6			N_-	6	4	4

* Величина τ округлена до 0,5 лет.

1946—1955 гг. при средней урожайности кукурузы 25 ц/га стандартное отклонение составило 2,6 ц/га, а за период 1966—1975 гг. при средней урожайности 53 ц/га соответствующее отклонение достигло 5,5 ц/га, т. е. коэффициент вариации остался на том же уровне.

Сравнительные оценки с зерновой зоной СССР

Согласно имеющимся данным, валовое производство важнейших видов зерновой биопродукции на земном шаре к середине 70-х годов оценивалось по меньшей мере в 1200 млн. т. Свыше $^1/_3$ мирового сбора зерна сосредоточено в зерновых районах Северной Америки и СССР, которые, как известно, существенно отличаются по общим агроклиматическим условиям.

Сравнительные оценки показывают, что территория США (без холодного неземледельческого пояса) в 2,7 раза производительнее, чем СССР [Шашко, 1967]. Средняя урожайность сельскохозяйственных культур в условиях приблизительно одинаковой агротехники на уровне всех годов соответственно составляла 34 и 15,2 ц/га. В СССР, в частности, теплый пояс, обусловливающий произрастание высокопродуктивных культур, в том числе и позднеспелых сортов кукурузы, занимает всего 5% территории, на которой к тому же преобладают аридные и полуаридные условия. В США к соответствующей зоне относится свыше $^1/_3$ территории, на большей части которой увлажнение достаточное.

Целесообразно дополнить эти соотношения, отражающие осредненные климатические различия в условиях Северной Америки и СССР, некоторыми сравнительными оценками изменчивости индекса урожайности зерновых за счет соответствующих климатических флуктуаций. Мы провели с этой целью сопоставление функции спектральной плотности рядов относительной урожайности в США, Канаде и СССР (рис. 35 и 36). Наиболее высокий уровень дисперсии во всем диапазоне частот имеет место на Азиатской территории СССР, а наименьший отмечается в США. Обнаруживается хорошее совпадение по абсолютным значениям спектральных оценок рядов относительной урожайности на Европейской территории СССР и в Канаде в диапазоне $\tau=2-6$ лет, что указывает на одинаковый уровень климатообусловленной изменчивости урожайности в обоих регионах в данном временном интервале (см. рис. 35). Для Канады, кроме того, характерен второй максимум в спектре при $\tau=7-11$ лет, который частично совпадает со вторым максимумом на Азиатской территории СССР в диапазоне $\tau=6-8$ лет. На Европейской территории СССР в указанной полосе частот он не выражен.

На рис. 36 представлены кривые спектральной плотности положительных $S(\nu)_+$ и отрицательных $S(\nu)_-$ значений индекса урожайности. Прежде всего обнаруживается систематическое различие в средних значениях дисперсии и стандартного отклонения (σ_+ и σ_-) положительных и отрицательных индексов урожайности, т. е. для лет с урожайностью выше или ниже линии тренда (табл. 19).

Среднее соотношение σ_+ и σ_- по всем регионам указывает на большую изменчивость отрицательных индексов урожайности по сравнению с поло-

Таблица 19

Стандартное отклонение для лет с повышенной (+) и пониженной (−) урожайностью

Показатель	СССР		США	Канада
	ЕТС	АТС		
σ_+	0,07	0,20	0,045	0,11
σ_-	0,14	0,36	0,055	0,15

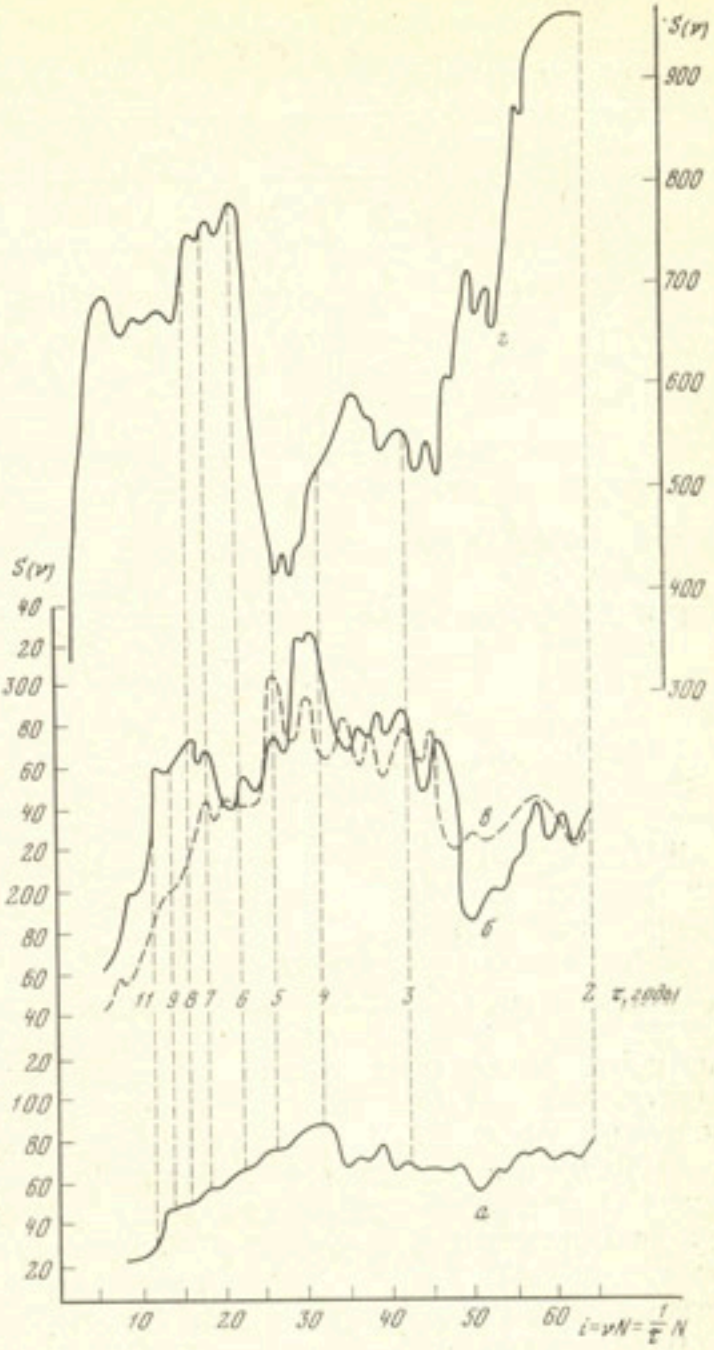


Рис. 35. Функция спектральной плотности урожайности зерновых в СССР и Северной Америке

а — пшеница (США);
б — то же, Канада;
в — все зерновые, Европейская территория СССР;
г — то же, Азиатская территория СССР

Рис. 36. Функция спектральной плотности индекса урожайности зерновых

а — Североамериканский зерновой пояс (*I* — Канада, *II* — США);
б — зерновая зона СССР (*III* — АТС, *IV* — ЕТС).
1 — урожайность повышенная;
2 — то же, пониженная

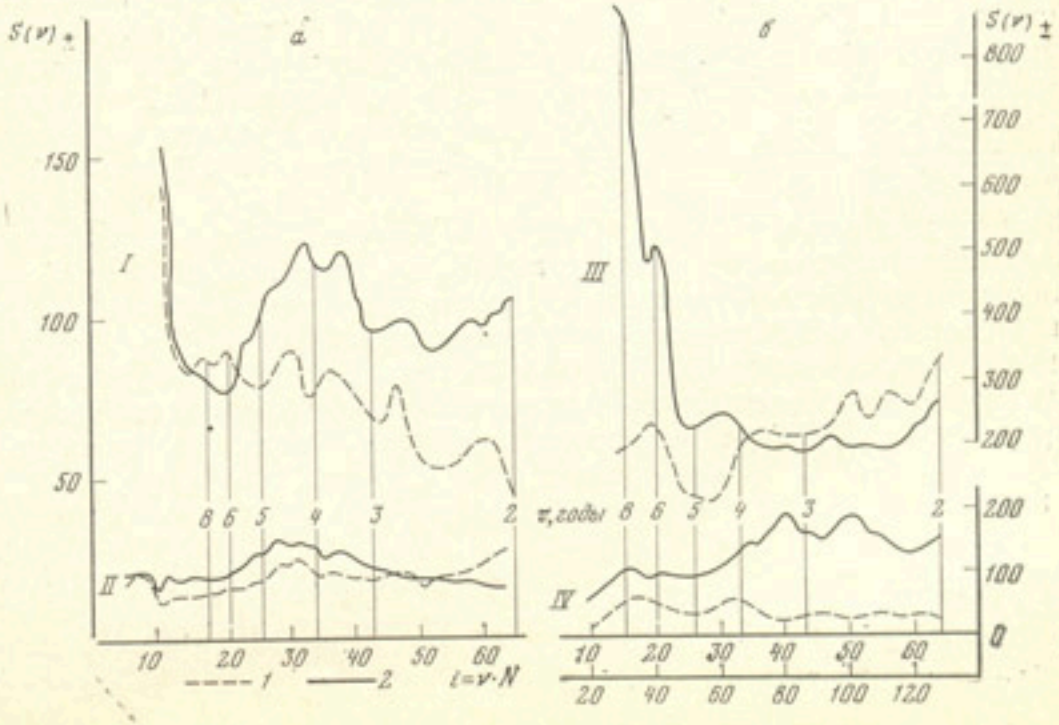


Таблица 20

Спектральная функция разности фаз $\theta(\nu)_{xy}$ полного ряда индексов урожайности

Процессы x и y *	τ, годы											
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
ЕТС(x) – США(y)	—	+	—	—	—	+	+	+	+	+	+	+
АТС(x) – США(y)	—	+	+	+	+	—	—	—	—	—	—	—
ЕТС(x) – Канада(y)	+	—	—	+	+	+	+	+	+	+	+	+
АТС(x) – Канада(y)	—	—	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+

* «+» означает, что процесс «x» во всех случаях опережает процесс «y».

жительными, особенно на Азиатской территории СССР. Спектральная плотность $S(\nu)_{\pm}$ по существу раскрывает вклад отклонений разного знака (урожайных и особенно неурожайных лет) в суммарную дисперсию рядов, проанализированную на рис. 17.

Для Европейской территории СССР и Канады характерно превышение функции $S(\upsilon)_-$ над $S(\upsilon)_+$ во всем диапазоне (за исключением τ=6–8 лет в Канаде), особенно для короткопериодных флуктуаций при τ=2–4 годам. В этом интервале соответствующая разница между $S(\upsilon)_-$ и $S(\upsilon)_+$ для Европейской территории СССР по сравнению с Канадой заметно выше. В США при τ=2 годам и на Азиатской территории СССР при τ=2 и 3 годам, наоборот, значения $S(\nu)_+ > S(\nu)_-$, однако в остальном диапазоне по-прежнему $S(\nu)_+ < S(\nu)_-$, особенно в Азиатской части СССР при τ⩾5 лет.

В целом из анализа спектральных характеристик (см. рис. 35 и 36) можно заключить, что они отражают в наиболее обобщенной форме декомпенсационный эффект, который проявляется в многолетних колебаниях урожайности зерновых культур под влиянием погодно-климатических флуктуаций. Вещественная часть взаимного спектра для США – Европейская территория СССР характеризуется максимумом ковариации при τ=4–5 годам, а для США – Азиатской территории СССР при τ=2–3 годам; соответственно для Канады – Европейской территории СССР максимум отмечается для τ=5 и для Канады – Азиатской территории СССР для τ=4 и τ=7. Характерные значения функции разности фаз для всех четырех процессов сведены в табл. 20.

Как видно из табл. 20, отмечается довольно сложное чередование знака функции разности фаз, т. е. опережение или запаздывание одного процесса по отношению к другому, особенно в области высоких частот. В низкочастотной области (при τ>7) сохраняется устойчивое соотношение в знаках (процессы на Европейской и Азиатской территориях СССР опережают процессы в Канаде; процесс в США запаздывает по сравнению с процессом на Европейской территории СССР и опережает процесс в Азиатской части СССР).

В зерновых зонах СССР и Северной Америки были дополнительно проанализированы сочетания экстремумов по всем имеющимся в нашем распоряжении рядам. Оказалось, что совпадение неурожайных лет в Северной Америке и ЕТС имеет плотность вероятности 0,07 (7 раз в 100 лет), а урожайных лет – всего 0,04 (1 раз в 25 лет). Весьма характерная картина складывается также при сравнительном анализе экстремальных (+, –) или нормальных (0) лет в зерновых районах Европейской территории СССР и США:

СССР																
(ЕТС)	+	} 5 лет	+	} 16 лет	+	} 5 лет	–	} 7 лет	–	} 19 лет	–	} 8 лет				
США	+		0		–		–		0		+					

Менее благоприятные условия урожайности на Европейской территории СССР (−) по сравнению с США (+, 0) наблюдались в 27 случаях, а соответственно более благоприятные — только в 21 случае. На рис. 37 представлена интегральная вероятность сочетаний лет, при которых на Европейской территории СССР имел место недород ($\leqslant -10\%$), а на территории США отмечался урожайный ($\geqslant +10\%$) или близкий к норме год ($\pm 3\%$). 90%-ный уровень обеспеченности таких сочетаний достигается при $\tau_P = 8$, а 99%-ный уровень — при $\tau_P = 10$. Сочетание обратного соотношения (т. е. положительный экстремум или нормальный год на Европейской территории СССР и отрицательный экстремум в США) имеет

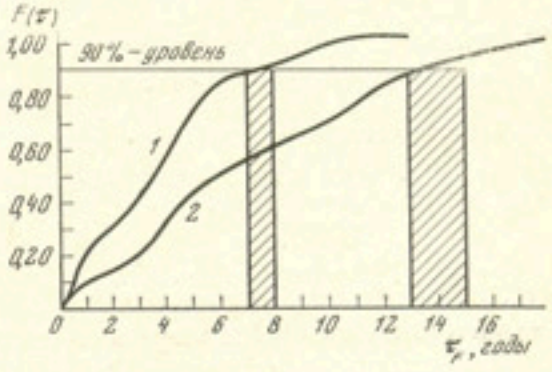


Рис. 37. Обеспеченность появления экстремумов разного знака

1 — на Европейской территории СССР отрицательный экстремум, на территории США — положительный;
2 — обратное соотношение

90%-ную интегральную вероятность при $\tau_P = 14$ лет, т. е. обеспечен значительно реже. Синхронные недороды в большей части зерновой зоны СССР и Североамериканского зернового пояса представляют собой весьма редкое событие: за период 1890—1975 гг. они отмечались лишь 2 раза — в 1924 и 1936 гг.

ДИНАМИКА УРОЖАЙНОСТИ ПШЕНИЦЫ В ЗАПАДНОЕВРОПЕЙСКОМ ЗЕРНОВОМ РЕГИОНЕ

Характеристика исходных материалов и оценка трендов

Западноевропейский зерновой регион является крупным производителем зерна, особенно пшеницы. Согласно некоторым оценкам [Робертсон, 1974], даже в относительно неблагоприятные по урожайности годы валовой сбор пшеницы в странах, входящих в Европейское экономическое сообщество, оценивается в 40 млн. т. Таким образом, этот зерновой регион занимает по валовому сбору пшеницы третье место в мире (после СССР и США). Основная доля его приходится на Францию, ФРГ, Великобританию.

Эти три страны (за исключением юга Франции) располагаются в Атлантико-континентальной климатической области [по классификации Б. П. Алисова, 1950], для которой характерны благоприятный режим увлажнения в течение года, умеренно теплое лето и весьма мягкая зима. В этих странах возделывается почти исключительно озимая пшеница [Агроклиматический атлас мира, 1972].

Для получения многолетних рядов урожайности пшеницы по трем ведущим в этом отношении странам Западной Европы — Франции, ФРГ и Великобритании были систематизированы материалы различных источников. Наиболее длинный ряд (1815—1976 гг.) был составлен по Франции. Для его получения использованы материалы справочника «Statistique agricole de la France» [1892, 1912] и других изданий, в том числе публикаций ФАО [FAO Production Yearbook, 1961—1975].

По Великобритании был получен ряд за 1852—1976 гг. За период 1852—1932 гг. он составлен на основе сведений, приведенных Персивалем [Percival, 1934], а за остальной период — на основе данных справочных публикаций ФАО. Для составления ряда по Германии за период 1878—

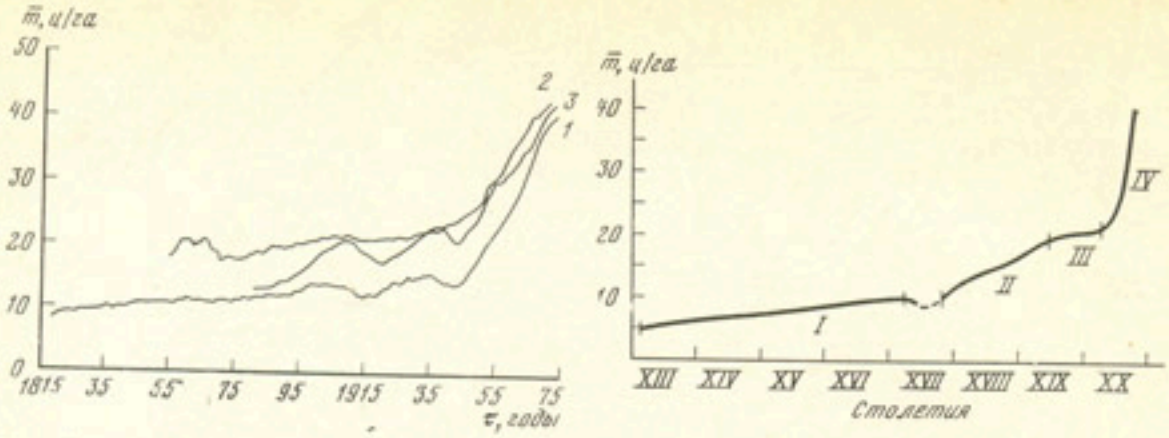


Рис. 38. Динамика трендов урожайности пшеницы в XIX — начале XX в.

1 — Франция; *2* — Великобритания; *3* — Германия (до 1945 г.) и ФРГ

Рис. 39. Тренд урожайности в Великобритании

I — период слабого роста урожайности; *II* — период с более высоким темпом прироста; *III* — период стабилизации достигнутого уровня; *IV* — период резкого возрастания прироста

1925 гг. были использованы данные Вейца [Weitz, 1926], а за остальные годы — материалы ФАО и мирового справочника по урожайности пшеницы [FAO Production Yearbook, 1961—1975; World wheat statistics, 1977]. Ряд по ФРГ составлен по этим же материалам. При переводе характеристик урожайности этой культуры в метрические меры за центнер принят не малый центнер, который в разных европейских странах оценивается неодинаково — от 45 до 50 кг, а доппель-центнер — 100 кг.

Выявление трендов для рядов абсолютной урожайности во всех рассматриваемых странах было выполнено на основе десятилетнего скользящего осреднения. Для Великобритании, кроме того, был параллельно рассчитан тренд по методу наименьших квадратов. Сравнительные оценки показывают, что в этом случае абсолютные расхождения двух сглаженных кривых составляют в среднем — 0,5, а максимально ± 1 ц/га при среднем уровне урожайности 20—30 ц/га (т. е. в относительных пределах 2,5—5%). Таким образом, для рядов подобного типа сглаживание с десятилетним шагом является близким к оптимальному.

Динамика трендов по всем рассматриваемым странам (рис. 38) имеет некоторые общие и специфические черты. Сравнивая уровни урожайности, можно отметить, что она имеет более низкие значения во Франции в XIX и начале XX в., чем в Великобритании и Германии, несмотря на то, что почвенно-климатические условия в двух последних странах были во всяком случае не лучше, чем во Франции. Темпы прироста урожайности в Великобритании и Франции за указанный период выражены весьма слабо — соответственно 5 и 2 ц/га, в Германии они оказались заметно выше — до 8 ц/га, что в значительной мере связано, по-видимому, с более интенсивным и эффективным применением минеральных удобрений.

Отрицательное влияние двух мировых войн на среднее производство пшеницы наиболее существенно сказалось в Германии (до 1945 г.) и ФРГ, отчасти во Франции. Для Великобритании соответствующие этим годам депрессии кривых тренда не отмечаются. Общей чертой для Франции, ФРГ и Великобритании является повышение средней урожайности после второй мировой войны, причем наиболее резкий прирост выражен во Франции (за 30 лет более чем на 25 ц/га). В результате во всех рассматриваемых странах в настоящее время отмечается приблизительно одинаковый средний уровень урожайности пшеницы — 40—42 ц/га, который можно рассматривать как характерный для Западноевропейского региона в целом.

Представляет также некоторый интерес рассмотрение динамики тренда урожайности пшеницы за исторический период на примере Велико-

британии. Используя материалы, содержащиеся в упомянутой выше монографии по пшенице [Percival, 1934], мы построили кривую урожайности, начиная с XIII в. (рис. 39). На основании этих данных можно схематически выделить несколько этапов динамики средней урожайности в Великобритании.

В XIII—XVI вв. имел место слабый рост урожайности — от 5 до 10 ц/га (немногим более 1 ц/га за столетие). Однако к концу этого периода она в отдельных хозяйствах достигла значительно больших величин — 25—30 ц/га. В середине XVII в. отмечался спад урожайности. В следующий период — с конца XVII до начала XIX в. — темп прироста был выше (10 ц/га за 150 лет) и средняя урожайность повысилась до 20 ц/га. Однако в конце этого периода начался застой (урожайность стабилизировалась на достигнутом уровне), продолжавшийся примерно до первой мировой войны, затем вновь наметилось возрастание тренда, которое стало особенно резким после второй мировой войны.

Климатообусловленные колебания урожайности

Основываясь на данных, приведенных в указанных выше источниках и с учетом полученных трендов, были вычислены индексы урожайности и составлены соответствующие вариационные ряды для Франции и Великобритании (рис. 40). Характерная общая особенность их — относительно низкая амплитуда и однородность статистической структуры, которая также была исследована на примере ряда урожайности, полученного по Франции, который по сравнению с рядом по Германии (до 1945 г.)[1] и ФРГ и особенно с рядом по Великобритании отличается наивысшими значениями дисперсии. Для Великобритании характерны относительно короткий период с повышенной дисперсией во вторую половину XIX в. (1852—1872 гг.) и период с пониженной дисперсией в течение 1905—1920 гг., в течение которых колебания индекса урожайности не превосходили +0,05 и −0,08.

Спектральные функции для полного ряда по всем рассматриваемым странам совмещены на рис. 41, который позволяет установить некоторые особенности каждого ряда. В спектре урожайности во Франции хорошо выражены два максимума — при $\tau=2$ годам (т. е. 2-летний цикл) и при $\tau=5-6$ лет, а между ними резко выраженный минимум спектральной плотности ($\tau=3-4$). При этом 5—6-летний цикл имеет более высокий уровень дисперсии по сравнению с 2-летним, т. е. является более значимым. Спектр урожайности в Великобритании имеет достаточно широкую полосу максимума при $\tau=4-8$ лет, в пределах которой, в свою очередь, выделяется интервал $\tau=5-6$ лет, т. е. цикл той же частоты и значимости, что и во Франции. Однако 2-летний цикл в Великобритании выражен слабо. В Германии (до 1945 г.) и ФРГ спектральная функция несколько отличается за счет смещения максимума в низкочастотную область ($\tau=8$ годам), причем в этом диапазоне абсолютные значения $S(\nu)$ наивысшие. Отмечается также почти полное совпадение спектра урожайности в Германии (до 1945 г.), ФРГ и Великобритании в диапазоне $\tau=2-3$ годам. Минимум спектральной плотности для всех стран совпадает при $4 < \tau < 3$ лет.

Спектральные оценки рядов с повышенной и пониженной урожайностью по всем рассматриваемым странам даны на рис. 42. Наиболее важной общей особенностью является преобладание дисперсий в отрицательной области по всем частотам (табл. 21).

Наиболее резкие различия между величинами $S(\nu)_+$ и $S(\nu)_-$ отмечаются для ряда по Франции при $\tau=2$ годам. Это означает, что наибольший вклад в дисперсию установленного выше 2-летнего цикла колебаний урожайности вносят годы с пониженной урожайностью. Для 5—6-летнего цикла соответствующие различия не значимы, а в полосе более низких частот,

[1] Данные урожайности по Германии относятся к периоду 1878—1944 гг.

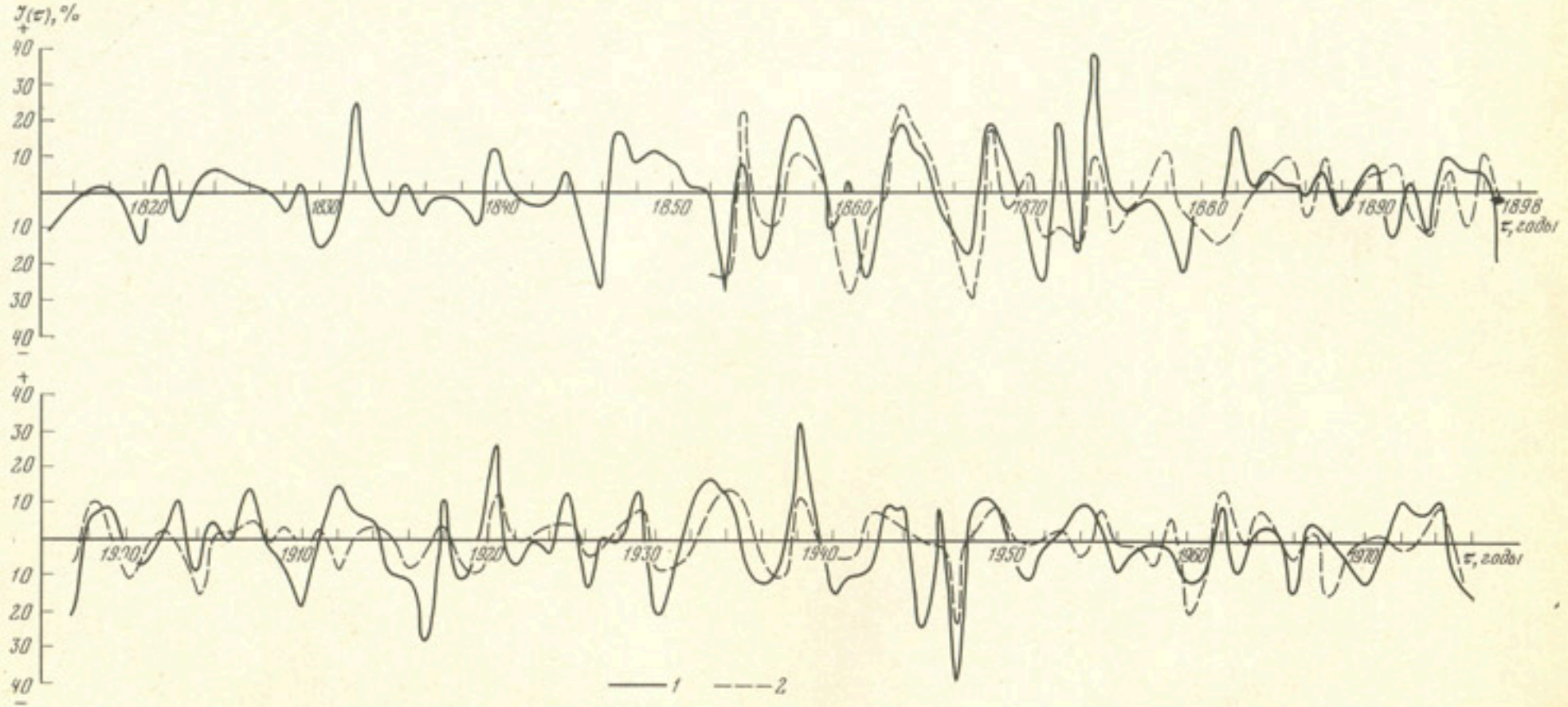


Рис. 40. Динамика индекса урожайности пшеницы

1 — Франция; *2* — Великобритания

т. е. для более длительных периодов, вновь отмечается преобладание отрицательных дисперсий. В рядах по Великобритании имеет место в известной мере противоположная картина: для 2-летнего цикла $S(\nu)_+$ и $S(\nu)_-$ весьма близки, а для 5–6-летнего – величина $S(\nu)_- > S(\nu)_+$, причем это превышение сохраняется и в низкочастотном интервале ($\tau = 8–13$ лет). В рядах по Германии (до 1945 г.) и ФРГ, так же как и по Франции, различия имеют место при $\tau \geqslant 2$ годам, хотя по абсолютным значениям разница незначительна. Более существенные различия между $S(\nu)_+$ и $S(\nu)_-$ отмечаются при $\tau = 5$ лет. Таким образом, общий вывод, вытекающий из анализа полученных спектральных оценок раздельных рядов, подтверждает наличие декомпенсационного эффекта в многолетних колебаниях урожайности во всех рассматриваемых странах, а следовательно, и в Западноевропейском зерновом регионе в целом.

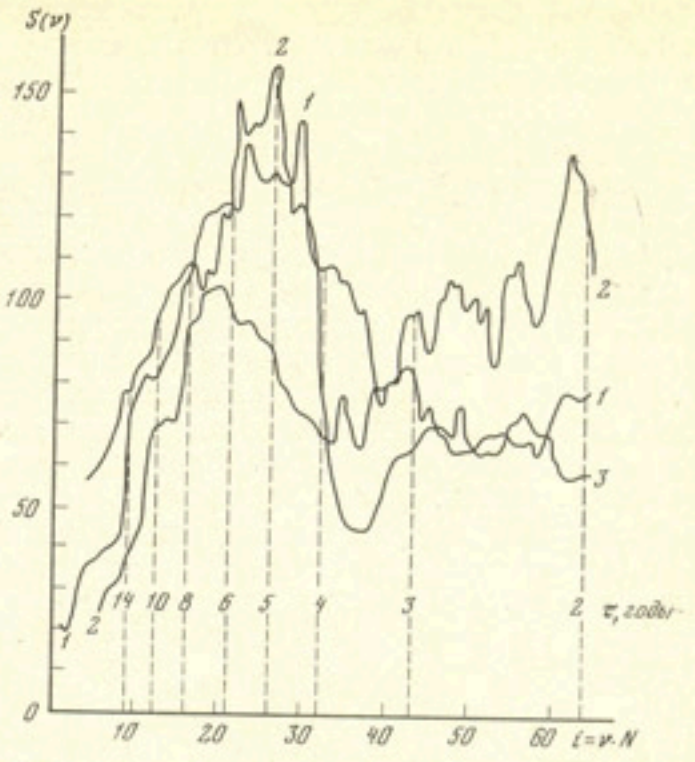


Рис. 41. Функция спектральной плотности полного ряда индексов урожайности пшеницы

1 — Великобритания; *2* — Франция; *3* — Германия (до 1945 г.) и ФРГ

Некоторые характеристики по взаимным спектральным оценкам приведены на рис. 43. Вещественная часть взаимного спектра для пары Великобритания – Франция и Франция – Германия (до 1945 г.) и ФРГ весьма различна. В первом случае максимальная положительная взаимная корреляция процессов имеет место для 5–6-летнего цикла, что связано с общим сходством статистической структуры рядов на этих частотах. Для пары Франция – Германия (до 1945 г.) и ФРГ соответствующий максимум коспектра приходится на значения $\tau = 2–3$ года. Сдвиг по фазе на разных частотах (спектральная функция разности фаз двух процессов) также неодинаков у сравниваемых пар. В полосе высокочастотного цикла сдвиг по фазе для пары Франция–Германия (до 1945 г.) и ФРГ выражен слабо ($\theta \sim 0{,}50$), а для пары Великобритания – Франция – весьма существенно.

В остальном диапазоне ($\tau = 4–13$) значения функции различны по знаку: процесс в Великобритании опережает процесс во Франции, а последний отстает от процесса в Германии (до 1945 г.) и ФРГ, особенно в полосе 4–6 лет. Максимальные абсолютные значения сдвига в единицах времени составляют величину порядка одного года. Сглаженные значения

Таблица 21

Средние значения дисперсий и стандартных отклонений

Страна	Характеристика изменчивости индекса урожайности					
	σ^2	σ_+^2	σ_-^2	σ	σ_+	σ_-
Франция	158,0	46,8	61,1	0,13	0,07	0,08
Великобритания	85,3	23,3	37,4	0,09	0,05	0,06
Германия (до 1945 г.) и ФРГ	72,2	22,7	35,1	0,085	0,05	0,06

автокорреляционной функции для всех трех рядов обнаруживают отсутствие значимой статистической связи между колебаниями урожайности для каждого ряда при сдвиге $\tau=2$ годам и далее во всем значимом диапазоне (табл. 22).

Рассмотрим некоторые характеристики выбросов случайных процессов индекса урожайности за экстремальные уровни разного знака ($\gtrless\pm10$ и $\gtrless\pm20\%$). В табл. 23 представлены результаты соответствующих оценок при разном значении τ_c, причем величины при $\tau_c=1$ год характеризуют среднюю плотность потока экстремумов соответствующего уровня отклонения. Во всех случаях отмечается повышенное значение функции выброса отрицательных экстремумов по каждой стране и в среднем по региону. Наибольшие значения отмечаются во Франции — наличие выброса за уровень $\leqslant-10\%$ 3 года, подряд, а также максимальная вероятность выброса за уровень $\leqslant-20\%$. По Великобритании отмечен также один выброс за этот уровень 2 года подряд. У положительных значений выбросы за уровень 20% 2 года подряд не отмечены ни по одной стране.

Данные, представленные в табл. 23, иллюстрируют также проявление декомпенсационного эффекта урожайности в отдельные годы и в группы

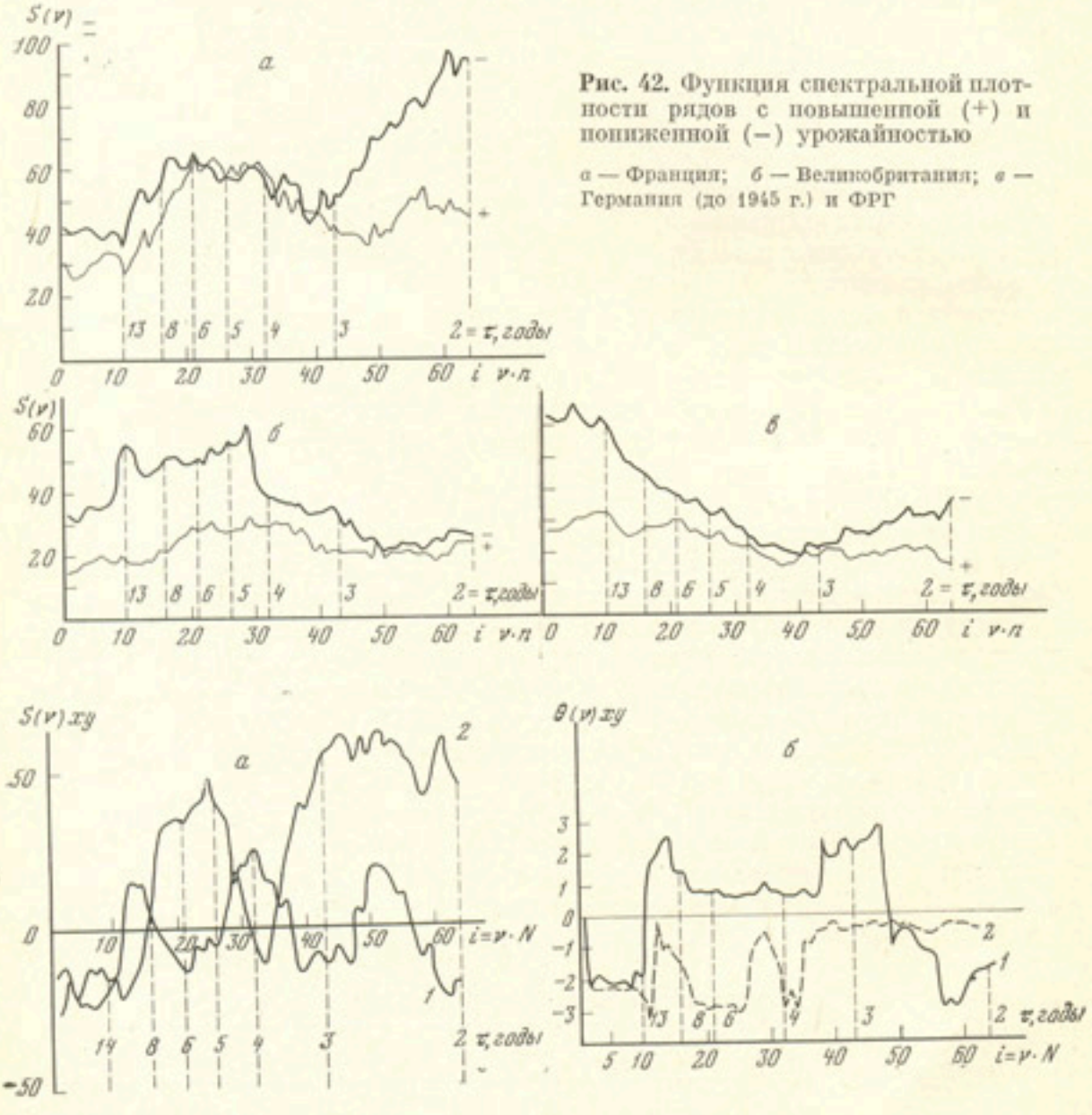


Рис. 42. Функция спектральной плотности рядов с повышенной (+) и пониженной (−) урожайностью

а — Франция; *б* — Великобритания; *в* — Германия (до 1945 г.) и ФРГ

Рис. 43. Взаимные спектральные оценки

а — вещественная часть взаимного спектра: *1* — Великобритания — Франция; *2* — Франция — Германия (до 1945 г.) и ФРГ; *б* — спектральная функция разности фаз: *1* — Великобритания — Франция; *2* — Франция — Германия (до 1945 г.) и ФРГ; при $\theta(v)>0$ процесс в Великобритании опережает процесс во Франции, а процесс во Франции опережает процесс в Германии (до 1945 г.) и ФРГ

Таблица 22

Сглаженная автокорреляционная функция индекса урожайности

Страна	τ, годы					
	1	2	3	4	5	6
Германия (до 1945 г.) и ФРГ	−0,003	−0,01	−0,01	−0,005	−0,005	−0,01
Великобритания	−0,00	−0,00	−0,001	−0,01	−0,02	−0,01
Франция	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	−0,001

Страна	τ, годы						
	7	8	9	10	11	12	13
Германия (до 1945 г.) и ФРГ	−0,01	−0,01	−0,01	−0,01	−0,02	+0,02	−0,01
Великобритания	+0,01	−0,001	−0,001	−0,01	+0,003	−0,004	−0,003
Франция	+0,01	−0,01	−0,004	0,003	−0,02	0,01	0,003

Таблица 23

Вероятность выброса различной продолжительности выше или ниже заданного уровня урожайности

Страна	Уровень отклонения от среднего, %	Продолжительность выброса, τ_c лет подряд			
		1	2	3	4
Великобритания	⩾+10	0,128	0,008	0,000	0,00
	⩽−10	0,175	0,024	0,008	0,00
	⩾+20	0,016	0,000	0,000	0,00
	⩽−20	0,048	0,008	0,000	0,00
Франция	⩾+10	0,186	0,031	0,006	0,00
	⩽−10	0,240	0,037	0,006	0,00
	⩾+20	0,031	0,000	0,000	0,00
	⩽−20	0,068	0,000	0,000	0,00
Германия (до 1945 г.) и ФРГ	⩾+10	0,140	0,010	0,00	0,00
	⩽−10	0,190	0,020	0,01	0,00
	⩾+20	0,020	0,000	0,00	0,00
	⩽−20	0,030	0,000	0,00	0,00
В среднем по региону	⩾+10	0,155	0,020	0,00	0,00
	⩽−10	0,210	0,030	0,010	0,00
	⩾+20	0,023	0,000	0,00	0,00
	⩽−20	0,052	0,003	0,00	0,00

лет с экстремальными значениями индекса, что является известным дополнением к результатам, вытекающим из анализа спектральных кривых (см. рис. 42).

Анализ матрицы переходных вероятностей по схеме марковской цепи трех состояний урожайности во Франции показывает, что имеет место явное преобладание переходов в нулевое состояние, причем наибольшее — для переходов «0» в «0». Вместе с тем отмечается, так же как в СССР и Северной Америке, существенное превышение неблагоприятных переходов по сравнению с благоприятными — соответственно 35 и 27 случаев (табл. 24).

Функция плотности интервалов между двумя соседними экстремумами ±10% сведена в табл. 25. Пуассоновская интерпретация этого

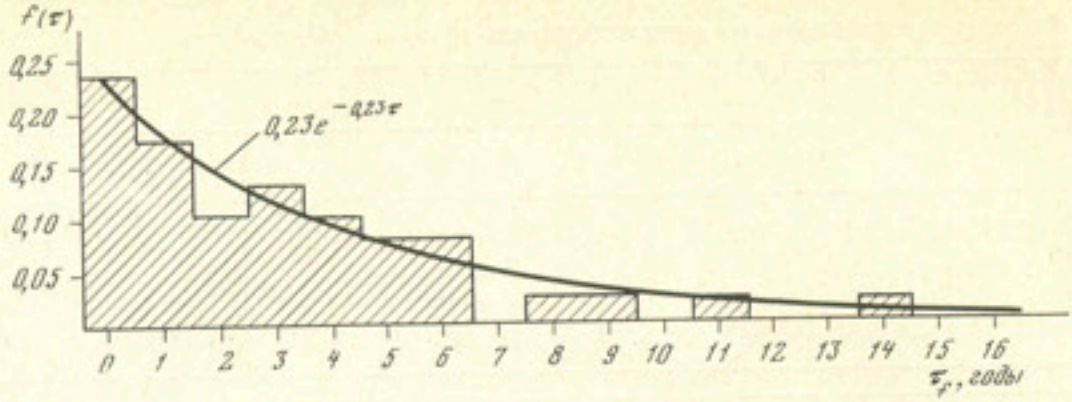


Рис. 44. Распределение Пуассона неурожайных лет во Франции за XIX—XX вв.

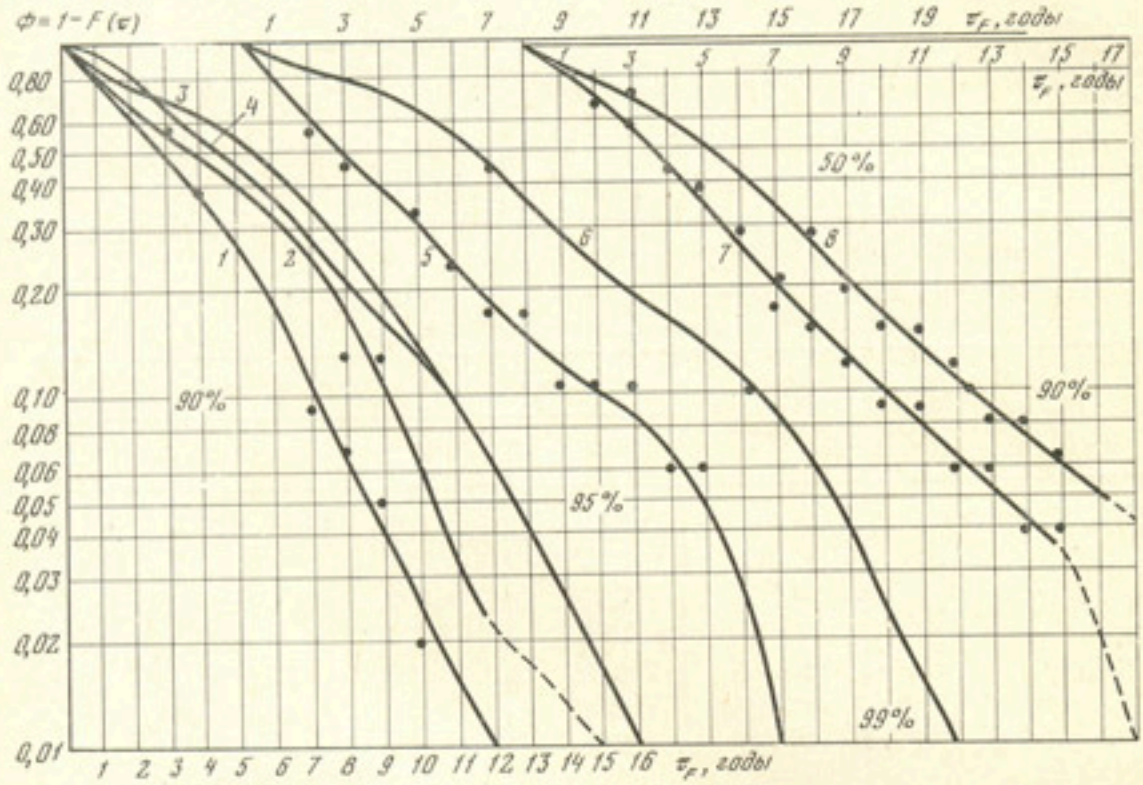


Рис. 45. Интегральная вероятность экстремумов урожайности пшеницы

Значения экстремумов, %: *1* — ⩽—10; *2* — ⩾+10 (Франция); *3* — ⩽—10; *4* — ⩾+10 (Великобритания); *5* — ⩽—10; *6* — ⩾+10 [Германия (до 1945 г.) и ФРГ]; *7* — ⩽—10; *8* — ⩾+10 (Западноевропейский регион в целом)

распределения наиболее четко проявляется для отрицательных экстремумов по данным наиболее длинного ряда урожайности (Франция). Графическая интерпретация показанного в табл. 25 распределения (рис. 44) обнаруживает весьма удовлетворительную аппроксимацию однопараметрическим распределением типа $\lambda e^{-\lambda\tau}$ (при значении λ=0,23/год). Таким об-

Таблица 24

Матрица переходных вероятностей P_{ij} для трех состояний урожайности во Франции *

Состояние урожайности, %		—	0	+
—	<−10	0,19(7)	0,23(22)	0,22(6)
0	−9 — +9	0,65(24)	0,61(59)	0,59(16)
+	>10	0,16(6)	0,16(16)	0,18(5)

* В скобках — число случаев. Стрелка указывает на направление перехода в каждом столбце.

Таблица 25

Плотность распределения интервалов между двумя экстремумами урожайности $f(\tau)$

Страна	Уровень экстремумов, %	τ, годы								
		0	1	2	3	4	5	6	7	8
Великобритания	≥+10	0,20	0,10	0,00	0,10	0,05	0,10	0,10	0,05	0,05
	≤−10	0,07	0,13	0,07	0,20	0,00	0,20	0,13	0,00	0,07
Франция	≥+10	0,17	0,10	0,07	0,21	0,10	0,10	0,04	0,04	0,14
	≤−10	0,23	0,18	0,10	0,13	0,10	0,08	0,08	0,00	0,03
Германия (до 1945 г.) и ФРГ	≥+10	0,07	0,07	0,07	0,00	0,14	0,07	0,14	0,07	0,07
	≤−10	0,17	0,22	0,06	0,11	0,06	0,06	0,11	0,06	0,00
В среднем по региону	≥+10	0,15	0,09	0,05	0,10	0,10	0,09	0,09	0,05	0,09
	≤−10	0,16	0,18	0,08	0,15	0,05	0,11	0,11	0,02	0,03

Страна	Уровень экстремумов, %	τ, годы							
		9	10	11	12	13	14	15	16
Великобритания	≥+10	0,05	0,00	0,05	0,05	0,00	0,00	0,05	0,00
	≤−10	0,00	0,00	0,07	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Франция	≥+10	0,00	0,07	0,04	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	≤−10	0,03	0,00	0,03	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00
Германия (до 1945 г.) и ФРГ	≥+10	0,07	0,00	0,00	0,07	0,00	0,00	0,00	0,07
	≤−10	0,06	0,00	0,00	0,00	0,05	0,00	0,05	0,05
В среднем по региону	≥+10	0,04	0,00	0,03	0,04	0,00	0,00	0,03	0,04
	≤−10	0,03	0,00	0,03	0,00	0,01	0,00	0,01	0,01

разом, поток неурожайных лет во Франции за 160-летний период можно интерпретировать как простейший пуассоновский поток событий, т. е. наиболее вероятно наступление одного неурожайного года вслед за другим. Общее число группировок по 2 года подряд за указанный интервал составило 9.

По материалам табл. 25 были построены сглаженные номограммы (в полулогарифмическом масштабе), характеризующие интегральную вероятность появления экстремума соответствующего знака в заданном интервале τ_F (рис. 45). Кривые $F(\tau)$ положительных экстремумов сдвинуты вправо по оси τ, причем их сдвиг хорошо проявляется по Франции, Германии (до 1945 г.) и ФРГ; по Великобритании он не выражен. По данным номограммы получены сводные данные по интегральной вероятности (обеспеченности появления) экстремумов урожайности, а также число лет с этими экстремумами в пределах некоторого расчетного интервала.

Во Франции на 90%-ном уровне обеспеченности один отрицательный экстремум имеет место один раз в 7 лет, а положительный — один раз в 9 лет. В Германии (до 1945 г.) и ФРГ появление отрицательного экстремума той же обеспеченности наблюдается один раз в 16 лет, а положительного — один раз в 14 лет. В Великобритании экстремумы разного знака при $F(\tau)=0{,}90$ достигаются в интервале $\tau_F=12$ лет. В среднем в Западноевропейском зерновом регионе с интегральной вероятностью $F(\tau)=0{,}90$ имеет место один отрицательный экстремум при $\tau_F=10$ лет и положительный экстремум при $\tau_F=12{,}5$ лет.

Исходя из данных по обеспеченности климатообусловленных трендов урожайности пшеницы, приведенных в табл. 26, нетрудно определить на перспективу числа лет с экстремумами урожайности разного знака.

Так, можно ожидать, что во Франции в пределах 30-летнего периода будут 4 года с отрицательным экстремумом и 3 года с положительным, т. е. один год с некомпенсированными потерями урожая за счет погодно-

Таблица 26

Обеспеченность климатообусловленных экстремумов урожайности пшеницы (±10%) за расчетный период (T_0=30 лет)

Страна	Интервалы появления (τ_F, годы) и число экстремальных лет в расчетном периоде ($N=T_0/\tau_F$	Интегральная вероятность $F(\tau)$, %			Страна	Интервалы появления (τ_F, годы) и число экстремальных лет в расчетном периоде ($N=T_0/\tau_F$)	Интегральная вероятность $F(\tau)$, %		
		50	90	99			50	90	99
Великобритания	τ_{F+}	4,5	11,0	16,0	Германия (до 1945 г.) и ФРГ	τ_{F+}	6,5	14,5	20,0
	τ_{F-}	5,5	11,0	16,0		τ_{F-}	3,0	10,0	15,0
	N_+	6,5	3,0	2,0		N_+	5,5	2,0	1,5
	N_-	5,5	3,0	2,0		N_-	10,0	7,0	2,0
Франция	τ_{F+}	3,0	9,0	15,0	Регион в целом	τ_{F+}	5,0	12,5	20,0
	τ_{F-}	2,5	7,0	12,0		τ_{F-}	3,5	10,0	17,0
	N_+	10,0	3,5	2,0		N_+	6,0	2,5	1,5
	N_-	12,0	4,5	2,5		N_-	8,5	3,0	2,0

климатических флуктуаций на уровне не меньше −10%. В ФРГ число и тех и других лет будет меньше — соответственно 3 и 2, т. е. также будет один некомпенсированный год на том же экстремальном уровне. В Великобритании, основываясь на оценке соотношения экстремумов разного знака, можно ожидать, что четко выраженного недобора урожая не будет. В среднем для Западноевропейского зернового региона следует принять, что в 30-летней перспективе будут 3 неурожайных и 2 урожайных года — т. е. один некомпенсированный год с уровнем отклонения не меньше −10%. Если оценить среднюю урожайность пшеницы в указанный период величиной порядка 50 ц/га, то соответствующий абсолютный уровень климатообусловленных потерь при том же уровне посевных площадей составит не меньше 5 ц/га, т. е. примерно 4—5 млн. т.

Известно, что потери зерна за счет воздействия патогенов могут быть значительными. По данным Л. А. Макаровой и И. И. Минкевича [1977], средний недобор озимой пшеницы при эпифитотиях бурой ржавчины составляет 5—6%, причем на отдельных полях зараженность превышает 90% посева. В этой связи представляет интерес оценить влияние указанного фактора, в значительной мере связанного с погодными условиями в период вегетации, на многолетнюю динамику индекса урожайности. Используя помещенный в их работе каталог массовых заражений пшеницы в Западной Европе за XIX—XX вв., мы сопоставили годы, в которые они наблюдались, с индексами урожайности в Великобритании и Франции в эти же годы. За 1846—1960 гг. было отмечено 27 лет с эпифитотией желтой ржавчины пшеницы. Во Франции 16 из них совпали с годами с пониженной урожайностью и 11 — с повышенной, в Великобритании — соответственно 14 и 12. Характерно, что в интервале 1926—1938 гг., в котором имели место две группировки общей продолжительностью 10 лет (1926—1931, 1935—1938 гг.), было отмечено 8 лет с пониженным индексом урожайности во Франции и 6 лет в Великобритании, что может служить известным подтверждением влияния эпифитотий на формирование пониженной урожайности в отдельные годы или в течение ряда лет.

Сравнительные оценки изменчивости урожайности в Западной Европе, Северной Америке и СССР

На рис. 46 совмещены кривые спектральной плотности полных рядов индексов урожайности в указанных регионах. Наивысший уровень дисперсии урожайности на всех частотах отмечается у канадской пшеницы и у зерновых на Европейской территории СССР (преимущественно озимой и яровой пшеницы). Спектр, относящийся к Франции, занимает промежуточное положение между спектрами Европейской территории СССР, Канады и США, но ближе к спектру США. Спектр урожайности в Германии (до 1945 г.) и ФРГ в высокочастотной области хорошо совпадает по абсолютным значениям с кривой для США, в которой максимум в спектре для Германии и ФРГ совпадает по частоте с аналогичным максимумом в спектре Канады в полосе $\tau=7-9$ лет. В целом минимуму в спектре урожайности в Западной Европе в области частот $\tau=3-4$ годам соответствует максимум в спектрах США и Канады. Напомним также, что на этой же частоте отмечается минимум в спектре урожайности на Азиатской территории СССР.

Для сравнительной иллюстрации спектров положительных и отрицательных индексов урожайности приводятся соответствующие примеры по Франции, Европейской территории СССР и Канаде (рис. 47). Они отличаются хорошо выраженным общим свойством — явным преобладанием спектральной плотности неурожайных лет в области короткопериодных циклов ($\tau=2-4$). При этом наибольший абсолютный уровень отрицательной дисперсии отмечается в Европейской части СССР, Канаде и Франции в высокочастотной области (при $\tau=2$ и $\tau=3-4$). Спектр урожайных лет во Франции имеет четко выраженную полосу максимума при $\tau=4-7$ лет, а на Европейской территории СССР при $\tau=4$ и $\tau=7$ лет. Результаты этого сопоставления отражают наличие декомпенсационного эффекта в колебаниях урожайности, выраженного в наиболее обобщенной спектральной форме, а именно, пониженная урожайность характеризуется более короткими (и, следовательно, чаще встречающимися) циклами по сравнению с повышенной урожайностью. Конкретные погодно-климатические условия, приводящие к подобной статистической особенности в районах Западной Европы, могут не совпадать с аналогичными факторами, приводящими к такой же особенности на Европейской территории СССР и в Канаде.

Некоторые взаимные фазовые оценки двух процессов в рассматриваемых регионах приводятся в табл. 27.

Полные ряды для пары Франция — Европейская территория СССР имеют наиболее резко выраженный фазовый сдвиг при $\tau=3$ года. Такой же уровень сдвига отмечается на той же частоте и у отрицательного ряда. Это означает, что основное запаздывание процессов во Франции по сравнению с Европейской территорией СССР происходит в годы с пониженной урожайностью. Для пары Канада — Франция и США — Франция максимум сдвига также имеет место в области высоких частот, причем процессы в Северной Америке опережают процессы во Франции.

В диапазоне τ от 4—5 до 7—8 лет спектральная функция разности фаз всех сравниваемых процессов выражена слабо, т. е. в этом диапазоне частот можно считать их синхронными как для полного ряда, так и для положительных и отрицательных индексов урожайности. В низкочастотной области вновь отмечается возрастание у отдельных значений τ. Например, для пары Европейская территория СССР — Франция второй пик фазового сдвига отмечается при $\tau=14$ лет, причем достигается максимально возможное значение функции ($\Theta\approx3$), что соответствует смещению приблизительно на 2 года, при этом процесс на Европейской территории СССР, как и в высокочастотной области, опережает процесс во Франции. Для пары США — Франция второй максимум отмечается в полосе 8—10 лет, причем процесс в США опережает процесс во Франции.

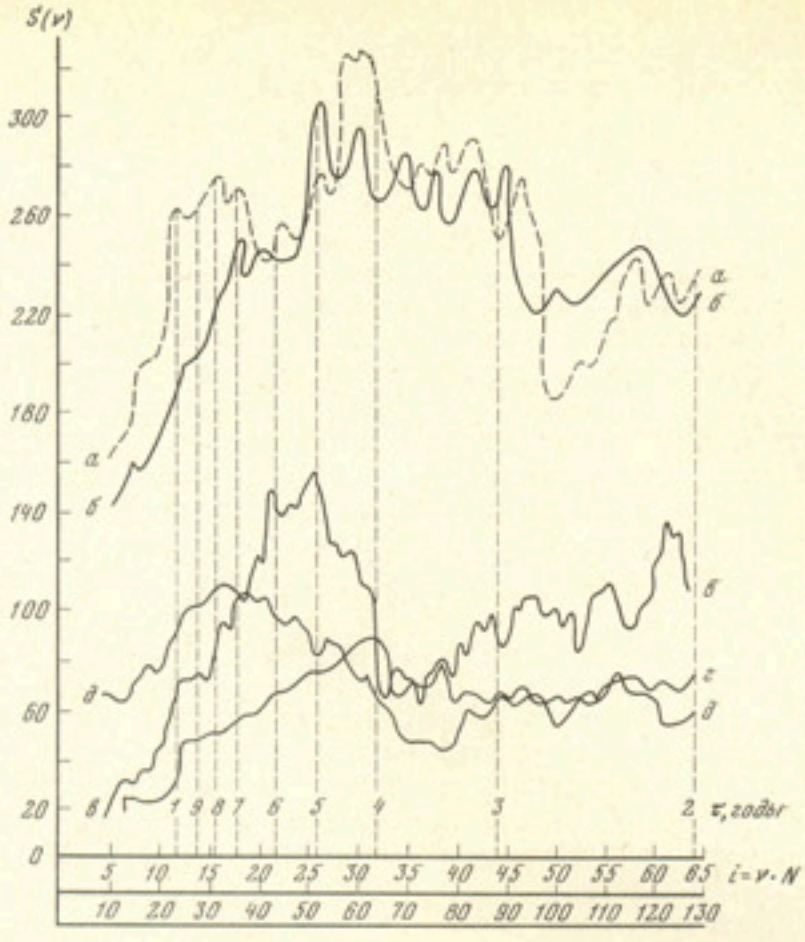


Рис. 46. Функция спектральной плотности полного ряда индекса урожайности

а — Канада; *б* — Европейская территория СССР; *в* — Франция; *г* — США; *д* — Германия (до 1945 г.) и ФРГ

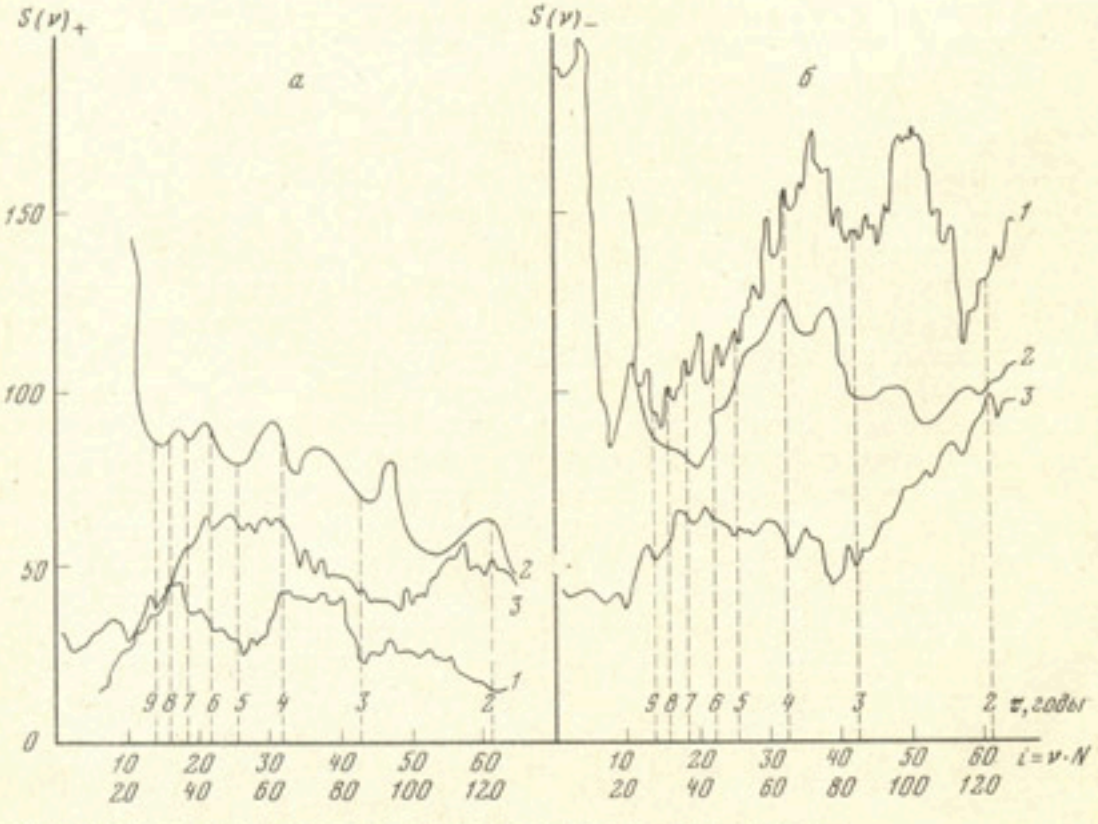


Рис. 47. Функция спектральной плотности индекса урожайности

а — ряд с повышенной урожайностью; *б* — то же, с пониженной; *1* — Европейская территория СССР; *2* — Канада; *3* — Франция

Таблица 27

Спектральная функция разности фаз $\theta(\nu)$ для полного ряда индекса урожайности, а также для ряда лет с повышенной (+) и пониженной (−) урожайностью

Процессы	τ, годы								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ЕТС (x) – Франция (y)	+0,15	+2,7	−1,6	−1,3	−0,6	+1,1	+1,0	+0,9	+0,9
ЕТС ($-x$) – Франция ($-y$)	−0,6	+2,8	+1,7	−0,4	+5,7	+0,8	+0,8	+0,5	+0,6
Франция ($+x$) – ЕТС ($+y$)	−1,0	−0,3	−1,7	−1,3	−1,0	−3,1	−1,3	−1,2	−1,1
Канада (x) – Франция (y)	−0,03	+1,5	+2,5	+0,8	−0,4	−0,6	−0,9	−1,0	−1,0
Канада ($-x$) – Франция ($-y$)	−1,7	−0,1	+2,9	+0,9	+0,8	−0,01	+0,03	+0,2	+0,6
Франция ($+x$) – Канада ($+y$)	−0,05	−2,8	−1,8	+2,2	+1,1	+1,1	+1,4	+1,5	+1,4
США (x) – Франция (y)	−0,1	+2,9	+0,8	−0,3	+0,5	0	+3,0	+2,7	+2,7
Франция ($-x$) – США ($-y$)	+1,0	−1,5	−0,3	+0,03	−0,3	+0,2	−1,5	−0,9	−0,7

Процессы	τ, годы							
	11	12	13	14	16	18	20	24
ЕТС (x) – Франция (y)	+1,0	+0,9	+1,1	+2,9	+1,0	+1,2	+1,5	+2,9
ЕТС ($-x$) – Франция ($-y$)	+0,7	+1,4	+1,5	+2,9	+1,4	+1,0	+1,0	+0,01
Франция ($+x$) – ЕТС ($+y$)	−1,2	+0,3	+1,0	+2,9	+0,9	+1,1	+0,8	−0,9
Канада (x) – Франция (y)	−1,2	−0,8	−0,8	−0,9	−1,0	−1,0	−1,1	−0,8
Канада ($-x$) – Франция ($-y$)	+0,5	−0,9	−2,7	−2,4	−2,2	−2,2	−2,2	−2,1
Франция ($+x$) – Канада ($+y$)	+1,5	+0,7	+0,7	+0,6	+0,8	+0,9	+0,6	+0,8
США (x) – Франция (y)	+1,0	+0,7	+1,3	+1,3	+0,9	+1,1	+1,2	+1,1
Франция ($-x$) – США ($-y$)	−0,3	+0,2	−2,8	−1,2	−0,5	−0,6	−0,5	−0,6

Примечание. Знак «+» у цифр означает, что процесс «x» опережает процесс «y».

В целом по материалам табл. 27 можно заключить, что имеет место некоторая тенденция отставания процессов в Западной Европе по сравнению с Северной Америкой и Европейской территорией СССР для всех диапазонов частот, за исключением интервала $\tau \approx 4-8$ лет.

Приведем некоторые сравнительные оценки по динамике потоков положительных и отрицательных экстремумов по данным для Франции, Европейской территории СССР и США (рис. 48). Последовательность таких событий представляет собой случайный поток, сохраняющий квазистационарность, что, в частности, хорошо иллюстрируется распределением отрицательных экстремумов на примере Франции. Можно выделить также некоторые временные отрезки, в которые происходит чередование потоков повышенной и пониженной плотности при суммировании по 15-летним периодам (рис. 49).

В 30—40-х годах XIX в. на Европейской территории СССР и в 50—60-х годах во Франции отмечался максимум величины $\Sigma n_{\pm}$. Второй максимум в первом из этих регионов на Европейской территории СССР имел место в конце XIX — первой трети XX в., а во Франции соответствующий максимум также оказался смещенным на более поздний период. В США максимальное значение суммы экстремумов, наоборот, совпадает с коротким периодом минимума на Европейской территории СССР и во Франции (1876—1890 гг.).

Последнее 30-летие во всех странах характеризуется минимальными значениями $\Sigma n_{\pm}$, т. е. довольно длительным периодом относительной стабильности индекса урожайности, особенно в Североамериканском зерно-

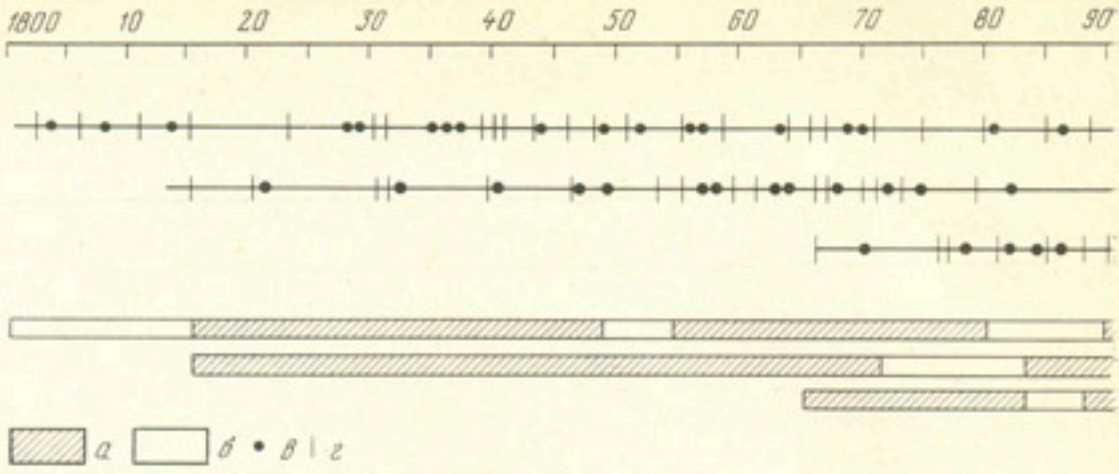


Рис. 48. Динамика потока экстремумов урожайности в XIX и XX вв. и периоды с их простым и сложным чередованием

1 — Европейская территория СССР; *2* — Франция; *3* — США; *а* — чередование экстремумов сложное; *б* — то же, простое; *в* — экстремум положительный; *г* — то же, отрицательный

вом поясе. На основании простейших аналогий можно ожидать в этой связи, что следующий интервал будет вновь характеризоваться некоторым увеличением частоты экстремумов. Касаясь внутренней структуры приведенных рядов, отметим, что на Европейской территории СССР довольно часто отмечается простое чередование экстремумов разного знака (простое просеивание), т. е. один положительный — один отрицательный и т. д. Во Франции этот эффект выражен слабее, но вместе с тем в этом ряду имеют место интервалы, для которых характерно чередование двойных экстремумов, т. е. два положительных — два отрицательных и т. д., в течение 30-летнего отрезка (1846—1875 гг.).

Как показывает проведенный выше статистический анализ, взаимная связь между рядами выражена слабо, что позволяет рассматривать их как независимые реализации, а их совокупность — как некое приближение к

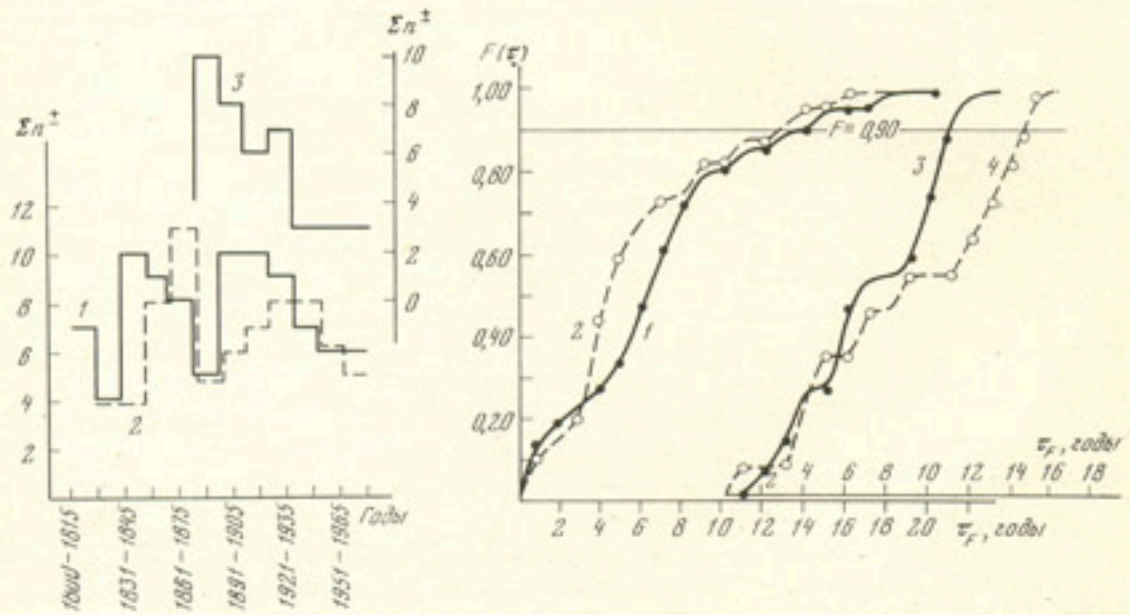
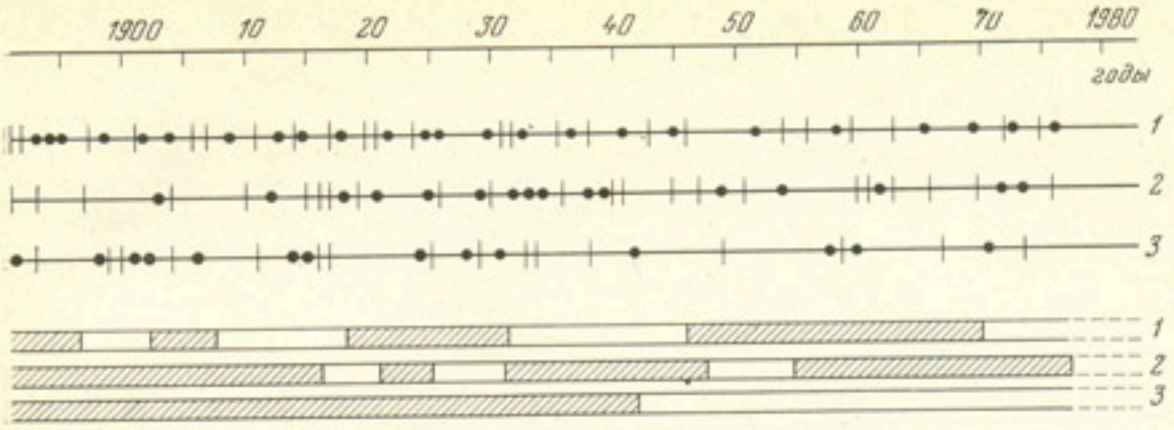


Рис. 49. Динамика экстремальных по урожайности лет по 15-летним интервалам в XIX—XX вв.

1 — Европейская территория СССР; *2* — Франция; *3* — США

Рис. 50. Обеспеченность синхронных экстремумов урожайности в Европейской части СССР — Франции и Франции — США

1 — в Европейской части СССР отрицательный экстремум, во Франции положительный или урожайность выше нормы; *2* — обратное соотношение; *3* — во Франции отрицательный экстремум, в США положительный или урожайность выше нормы; *4* — обратное соотношение



генеральной совокупности. Сделанный вывод распространяется также и на последовательности выборки экстремумов.

В этой связи представляет интерес выполнить некоторое обобщение по всей совокупности рассматриваемых рядов, длина которых составит величину порядка $0{,}5 \cdot 10^3$ лет, что существенно повышает статистическую значимость оценок экстремальных характеристик рядов.

Наибольший вклад вносят в данную совокупность периоды «простого просеивания», суммарная продолжительность которых составляет ≈150 лет, т. е. $^1/_3$ общей длины. При чередовании по два экстремума суммарная длина соответствующего интервала составляет 60 лет, а при чередовании групп по три экстремума — всего 20 лет (т. е. ≈0,05 общей длины). Интересно в этой связи обратить внимание на то, что период с минимальной плотностью потока экстремумов в США (1942—1975 гг. и особенно интервал 1956—1970 гг.) также будет составлять величину ≈0,05, иными словами, характеризоваться соответствующим уровнем вероятности ($p \sim 10^{-2}$). Старр [Starr, 1977] указывает, что возможность появления в будущем такого благоприятного (стабильного по урожайности) периода в зерновой зоне США оценивается величиной порядка 0,0001 ($P \sim 10^{-4}$), что, по-видимому, следует признать чрезмерно заниженным.

В заключение рассмотрим некоторые вероятностные оценки синхронных урожайных и неурожайных лет во Франции, на Европейской территории СССР и в США, принимая ряд урожайности во Франции репрезентативным для всего Западноевропейского зернового региона (рис. 50). Для пары Европейская территория СССР — Франция на уровне 50%-ной обеспеченности отмечается преобладание урожайных лет на Европейской территории СССР по сравнению с синхронными им неурожайными годами во Франции, однако на более высоком уровне обеспеченности обе кривые практически совпадают при $\tau_P = 12-13$ лет. Таким образом, практическая обеспеченность указанных ситуаций одинакова и достигается один раз в 12—13 лет.

При сравнении пары Франция — США отмечается некоторое смещение в сторону бóльших значений τ_P в случае таких ситуаций, при которых во Франции наблюдается повышенная урожайность, а в США — пониженная: 90%-ный уровень обеспеченности в этом случае достигается при $\tau_P = 14$ годам. Обратное соотношение имеет тот же уровень при $\tau_P = 11$ годам, т. е. оно должно возникать более часто.

Как было показано выше, для пары Европейская территория СССР — США подобная ситуация (в Европейской части СССР минус, в США плюс) имеет тот же уровень обеспеченности при $\tau_P = 8$, тогда как обратное соотношение при $\tau_P = 14$, причем оно совпадает с аналогичной обеспеченностью для пары Франция — США при $\tau_P = 14$ лет. Анализ синхронных недородов по Франции, ЕТС и США за период 1866—1976 гг. обнаруживает только один совпадающий год (1936), т. е. в трех важнейших зерновых регионах северного полушария подобная ситуация имеет среднюю вероятность меньше 1%.

КОЛЕБАНИЯ УРОЖАЙНОСТИ РИСА В НЕКОТОРЫХ СТРАНАХ АЗИИ

Общие сведения

Рис — важнейшая продовольственная культура и главный источник питания значительной части населения земного шара. Его мировое производство находится примерно на одном уровне с производством пшеницы и кукурузы (табл. 28).

Таблица 28

Валовой сбор основных зерновых культур, млн. т
[Revelle, 1974; Harlan, 1976]

Зерновая культура	1950 г.	1960 г.	1970 г.	1975 г.
Рис	170	245	300	320
Пшеница	170	250	315	360
Кукуруза	150	200	270	300

Свыше 90% мирового производства риса сосредоточено в странах Азии, которые являются его главнейшими потребителями, причем некоторые из них (например, Таиланд) одновременно и экспортируют эту зерновую культуру. Подавляющая часть риса выращивается в Южной и Юго-Восточной Азии, а также на Дальнем Востоке в районах с муссонным типом климата. Первое место по его валовому сбору занимает Китай. В 1974 г. в этой стране было произведено 130 млн. т риса [Uchijima, 1976b]. По данным Министерства сельского хозяйства США [см., например, Loomis, 1976], в последние годы валовое производство риса в КНР составляет 110 млн. т в год (1/3 его мирового сбора).

Азиатский зерновой регион охватывает огромные территории в северном полушарии: от экваториального пояса вплоть до южной границы зоны умеренных широт. Согласно классификации Б. П. Алисова [1950], он расположен в трех климатических областях — в области экваториальных муссонов, области тропических муссонов и частично в дальневосточной муссонной области умеренных широт. Главнейшей чертой климата этих областей является смена муссонных потоков в годовом цикле с континента на океан и обратно и соответственно наличие сухого (а в отдельных районах засушливого) периода и периода с выпадением обильных муссонных осадков. Эта общая закономерность, однако, в значительной мере осложняется особенностями орографии, положением того или иного района по отношению к подветренным и наветренным макросклонам, что выражается в смещении календарных сроков смены сезонов, в разной их продолжительности и различной интенсивности муссонного эффекта.

Учиджима [Uchijima, 1976b], основываясь на материалах Агроклиматического атласа мира (1972 г.), выделяет в Азиатском зерновом регионе, учитывая соотношение сухого и дождливого периодов, четыре основных климатических типа. Первый тип характеризуется влажным летом, засушливыми зимой и весной; он свойствен Китаю и Японии. Второй тип — с преимущественно влажной погодой, коротким сухим периодом — от 2 до 5 месяцев, характерен для Бангладеш, большей части Бирмы, для Вьетнама, северного Таиланда, части Индонезии (о. Ява). Третьему типу свойственна преимущественно сухая погода, короткий влажный период — от 2 до 5 месяцев; к регионам с таким климатом относятся центральная Бирма, южный Таиланд, Кампучия, Лаос, бóльшая часть территории Индии. Четвертый тип — с влажной погодой в течение всего года — свойствен Индонезии (за исключением о. Ява) и Филиппинам (за исключением о. Лусон).

Являясь культурой весьма теплолюбивой, рис может произрастать только в районах, лежащих южнее изолинии суммы температур 2500°.

что приблизительно совпадает с широтой 43°. К югу от изолинии 5000° (широтная зона от 28 до 38° с. ш.) возможен сбор двух урожаев в год при условии достаточной влагообеспеченности. В районах с коротким влажным периодом (меньше 5 месяцев) возможность сбора двух урожаев за год ограниченна; благоприятные условия возникают лишь там, где на такой период приходится не меньше 9 месяцев [Uchijima, 1976b].

Климатообусловленная изменчивость урожая риса в Японии

При выявлении динамики урожайности риса в Японии мы использовали данные, приведенные в различных источниках, в частности в изданиях «Fundamentals of agrometeorology» [1963, 1974], «Agricultural meteorology of Japan» [1974] и «Statictics of Rice Production» [1971]. В последней приведены данные по площади посевов риса, его валовому сбору и урожайности во всех префектурах Японии, на о. Хоккайдо, по Японии в целом и по всем рисосеющим странам с 1946 по 1969 г., а по некоторым странам — данные за отдельные годы вплоть до второй мировой войны.

В настоящее время посевные площади риса в Японии достигают приблизительно 3,3 млн. га, что составляет около 9% территории страны. В последние десятилетия существенно расширились посевные площади в горных районах, где температура поливной воды во многих случаях ниже критической (ниже 15° С), в связи с чем для ее радиационного нагревания там создана сеть отепляющих водоемов глубиной в несколько сантиметров.

Учиджима [Uchijima, 1962] разработал агроклиматическую классификацию применительно к возделыванию поливного риса и произвел районирование Японских островов. В основу классификации положены термические условия, характеризуемые суммой температур водной поверхности, и условия увлажнения, описываемые индексом сухости М. И. Будыко.

Вся территория Японских островов подразделена им на три зоны по степени увлажнения (влажная, гумидная и субгумидная с индексами сухости соответственно 0,5, от 0,5 до 1,0 и от 1,0 до 1,5) и на четыре зоны по суммам температур водной поверхности (меньше 3000°, 3000—4000°, 4000—5000° и больше 5000°). Первая температурная зона в основном охватывает горные районы севера и весьма неблагоприятна для возделывания риса. Южные районы страны характеризуются суммами температур более 5000° и субгумидными условиями, в связи с чем в них возможно получение двух урожаев в год. Бóльшая часть зерновой продукции возделывается в районах с суммами температур 4000—5000°.

Динамика тренда урожайности риса (очищенного) на основании десятилетнего скользящего осреднения представлена на рис. 51, из которого можно заключить, что с конца XIX в. до 20-х годов XX в. имел место рост урожайности и ее среднее значение поднялось с 20 до 30 ц/га. В 30-е годы и первую половину 40-х годов темпы прироста были замедленными, а затем тренд урожайности резко возрос, в результате средняя урожайность риса к концу 60-х годов достигла почти 45 ц/га, а темп ее прироста за этот период составил 0,75 ц/га в год.

На этом же графике показана величина средней урожайности риса за 1967—1971 гг., установленная по данным ряда опытных станций, расположенных в различных климатических районах Японии [Crop productivity..., 1975]. Она может характеризовать средний потенциальный урожай всей зерновой зоны страны, получаемый при использовании достижений современной селекции и агрономии. Различия между этой величиной и средней фактической урожайностью составляют приблизительно 10 ц/га. При существующем ныне темпе прироста эта разница снивелируется к концу 80-х годов [см. пунктир на рис. 51].

На графике показана также линия тренда, построенная по данным Х. Аракавы [1975]. Она отражает урожайность риса начиная с 1810 г. в хозяйстве Риого-Мура в префектуре Тотиги (примерно в 100 км к северу от Токио). Характерна высокая урожайность в начале периода (25 ц/га),

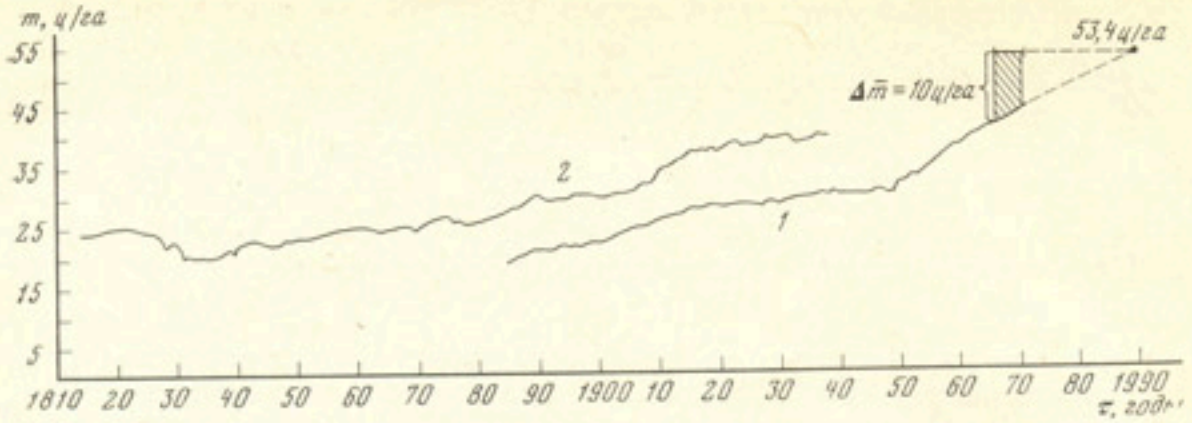


Рис. 51. Динамика тренда урожайности риса в Японии

1 — в стране в целом; *2* — в префектуре Тотиги

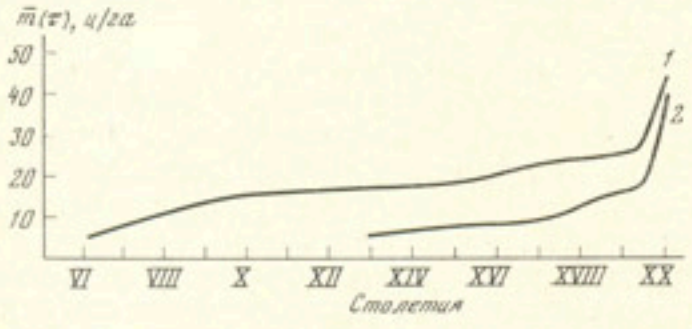


Рис. 52. Тренд урожайности риса в Японии за 1500 лет

1 — урожайность риса; *2* — то же, пшеницы в Великобритании

а затем отмечается некоторое снижение ее до 20 ц/га в 30—40-х годах XIX в. Рост урожайности начинается с 60-х годов, и его средние значения существенно превосходят среднюю урожайность за соответствующий период в целом по стране, причем разница составляет 8—10 ц/га. По существу, эти цифры также могут рассматриваться как потенциальный урожай в Японии в XIX и в начале XX в. К концу 30-х годов XX в. он характеризовался величиной около 40 ц/га, а в целом по всей стране этот уровень урожайности был достигнут к 1960 г.

На рис. 52 приводится схематическая кривая тренда урожайности риса в Японии за исторический период [Hopper, 1976]. Можно выделить четыре интервала по темпам прироста урожайности за 1,5 тыс. лет. Период с VI до X в. характеризуется повышением средней урожайности с 5 до 15 ц/га. В период с X по XIV в. также отмечался прирост, хотя и более медленный, — приблизительно 3 ц/га за 500 лет. К XV в. средняя урожайность достигала 18—19 ц/га, причем выращивались различные сорта риса (до 100 разновидностей с учетом разнообразных природных условий). В течение третьего периода (XV—XIX вв.) темпы прироста урожайности возросли, и к началу XX в. она достигла 25 ц/га. Наконец, последний период (XX в.) характеризуется резким повышением урожайности в связи с коренным улучшением методов выращивания риса. Для сравнения на рис. 52 показана приведенная нами выше (рис. 39) кривая тренда урожайности пшеницы в Англии за исторический период. Среднее значение урожайности оказывается в этом случае намного ниже, и разница между двумя странами выравнялась лишь в последние десятилетия.

Перейдем к рассмотрению статистических характеристик по климатообусловленной изменчивости урожаев риса в XIX и XX вв. Для этого по упомянутым выше материалам, а также по данным ФАО, относящимся к последним годам, были определены индексы урожайности риса в целом по Японии за 1881—1976 гг. Кроме того, мы вычислили, использовав данные, приведенные Х. Аракавой [1975], и индексы урожайности для ряда по Риого-Муру с периода 1810—1942 г. Оба ряда представлены на рис. 53.

Для ряда по стране в целом характерна невысокая амплитуда колебаний, причем можно выделить периоды с некоторым увеличением дисперсии индекса урожайности (например, конец XIX — начало XX в.) и период с 1956 по 1969 гг., в течение которого значения индекса не выходили за пределы ±0,05. Интересно отметить, что приблизительно на тот же хроноло-

гический интервал приходится период высокой стабильности урожаев на территории США (см. выше). Второй ряд, характеризующий изменчивость урожайности отдельного высокопродуктивного хозяйства, отличается от первого, как и следовало ожидать, несколько большей амплитудой индекса.

Характерно, однако, что в течение совместного интервала отмечается в большей части случаев совпадение основных экстремумов разного знака. Это дает основание с известным приближением рассматривать ряд за начало и середину XIX в. как репрезентативный в отношении резких отклонений для характеристики динамики экстремумов по всей зерновой зоне Японии. Особый интерес представляют аномальные недороды в середине 30-х годов прошлого столетия, а также отрицательные экстремумы в течение нескольких лет подряд в 60-х годах. Как указывает Х. Аракава [1975], эти недороды сопровождались сильнейшим голодом в Северной Японии и резким повышением цен на рис.

Результаты расчета функции спектральной плотности индекса урожайности по Японии представлены на рис. 54, из которого следует, что повышенные значения спектра характерны для полосы 3—4 года. Циклы в 2, 5—6 лет не выражены, а низкочастотные циклы отсутствуют. Среднее значение дисперсии ряда равно 0,08 (8%), что свидетельствует о невысокой степени климатообусловленной изменчивости урожая риса.

Полученные данные по спектру урожайности хорошо согласуются со спектральными оценками сумм температур в вегетационный период по ряду опытных станций Японии, приведенными Учиджимой [Uchijima, 1976b] приблизительно за тот же интервал (конец XIX—XX в.). По этим данным основные пики в спектре также приходятся на высокочастотную область в интервале 2—5 лет, подтверждая тем самым основной вклад в дисперсию урожайности термических факторов. На этом же графике показаны кривые спектра для ряда лет с повышенной и пониженной урожайностью, которая в общих чертах повторяет спектр полного ряда, однако для неурожайных лет спектральная плотность оказывается выше во всех значимых диапазонах τ. Соответствующие значения дисперсий $\sigma_+ = 0{,}035$ и $\sigma_- = 0{,}052$.

Произведенный по исходным данным основного ряда расчет условных вероятностей P_i переходов трех основных состояний урожайности по схеме марковской цепи показал, в частности, что наиболее вероятно состояние перехода 0→0, т. е. когда за нормальным по урожайности годом следует такой же. Вероятность перехода «—»→«—» имеет некоторую значимую величину, тогда как вероятность перехода «+»→«+» равна нулю (так называемый запрещенный переход) (табл. 29).

Таблица 29

Матрица переходных вероятностей P_i для трех состояний урожайности *

Состояние урожайности, %		—	0	+
—	<10	0,15(2)	0,10(7)	0,57(4)
0	−9+9	0,70(9)	0,82(58)	0,43(3)
+	>10 ↓	0,15(2)	0,08(6)	0,00(0)

* В скобках — число случаев; стрелка указывает направление перехода в каждой строке.

На основании приведенных выше рядов был выполнен анализ потоков экстремумов, причем для ряда по Японии в целом принимались значения $\lesseqgtr \pm 10\%$, а для второго ряда $\lesseqgtr \pm 15\%$. Отметим, что Юко [Yokoo, 1949], анализируя изменчивость урожаев риса и других сельскохозяйственных культур в Японии за период 1904—1936 гг., также выбрал этот критерий для оценки лет с хорошими и плохими условиями урожайности.

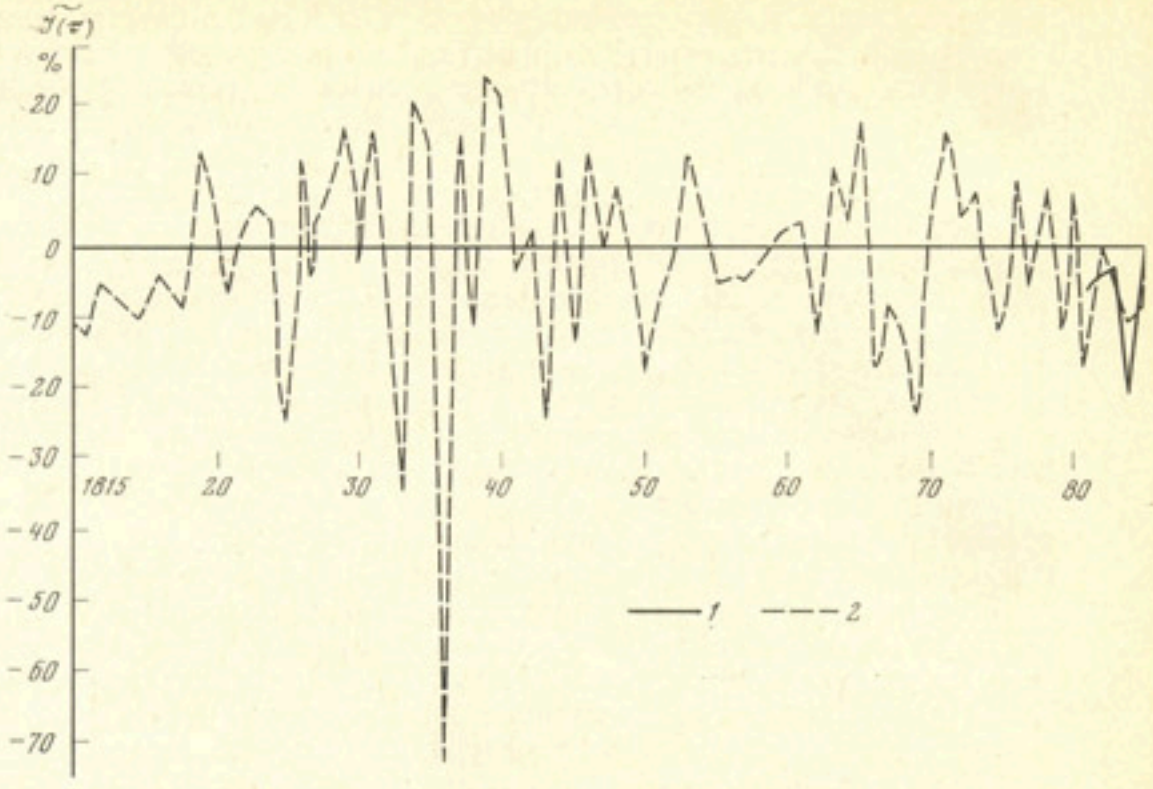


Рис. 53. Динамика индекса урожайности риса в XIX и XX вв.
1 — во всей Японии; *2* — в префектуре Тотиги

Функция плотности распределения интервалов между двумя экстремумами соответствующего знака показывает, что отрицательные экстремумы имеют полосу максимума в интервале от 2 до 6 лет, а положительные — в интервале 1—6 лет (табл. 30).

Представляют интерес крайние значения $f(\tau)$: для отрицательных экстремумов τ_p=25 лет, а для положительных τ_p=28 лет. Это период, в течение которого отсутствовали экстремумы; он имел место в первой трети XX в. Среднее значение плотности потока для урожайных лет составило λ=0,12 (1/год), а для неурожайных λ=0,15 (1/год).

По данным табл. 30 мы построили нормированное интегральное распределение $F(\tau)$, представленное в виде сопряженной величины $\Phi(\tau)=1-F(\tau)$ в полулогарифмической системе координат (рис. 55). Для уровня 50%-ной обеспеченности обе кривые характеризуются значением τ_p=5 лет, т. е. в среднем один экстремум за 5—6 лет. На уровне 90 и 95%-ной обеспеченности происходит сдвиг кривых на 2—2,5 года — по отрицательным экстремумам данный уровень обеспеченности достигается при меньших значениях τ_p. На уровне 90%-ной обеспеченности один неурожайный год достигается при τ_p=13 лет, урожайный — при τ_p=16 лет. Это означает один нескомпенсированный неурожайный год (−10%) примерно в интервале 35 лет. На этом же графике пунктиром нанесена кривая exp (−0,18), представляющая собой грубую аппроксима-

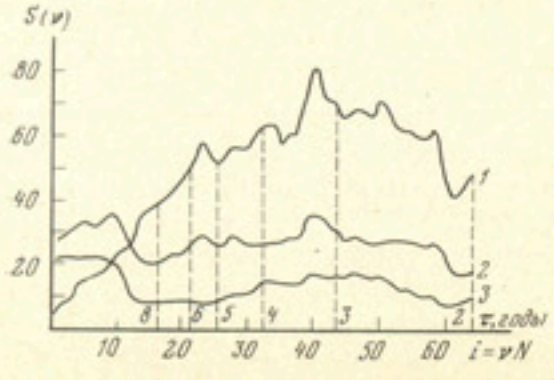
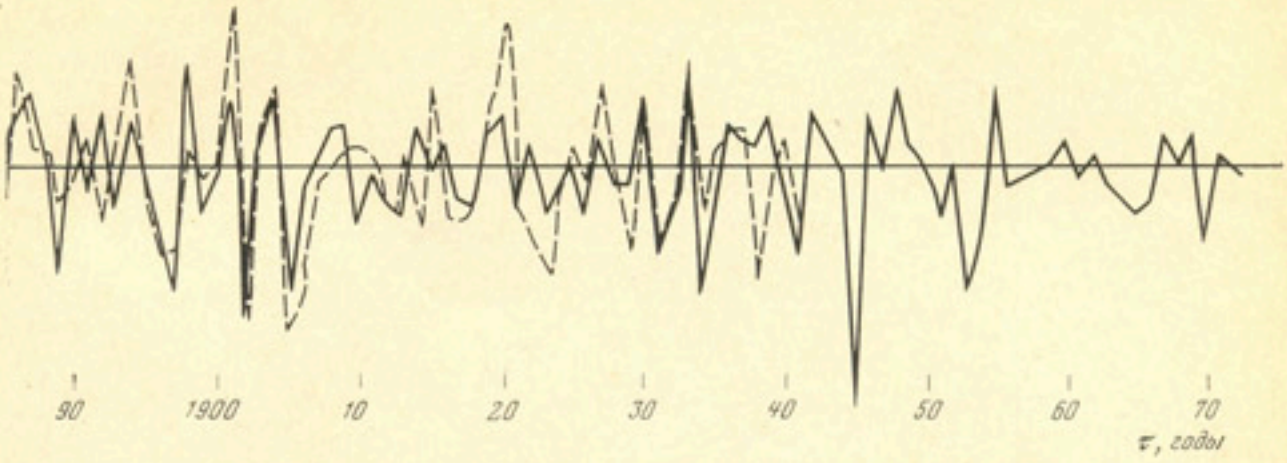


Рис. 54. Функция спектральной плотности индекса урожайности риса в Японии
1 — ряд полный;
2 — то же, урожайности пониженной;
3 — то же, повышенной



цию распределения отрицательных экстремумов. Она позволяет описать в первом приближении функцию интегральной вероятности распределением типа (41), т. е. $F(\tau)=1-\lambda \exp(-\beta\tau)$ при $\lambda=0{,}15$ и $\beta=0{,}18$, т. е. $\lambda/\beta=0{,}8$.

Анализ функции выбросов для основного ряда показывает, что число отрицательных выбросов два года подряд составляет два случая, а группировки в три года и более подряд не отмечаются; кроме того, отмечаются два однолетних выброса за уровень $\leqslant -20\%$. Для положительных выбросов 2- и 3-летние группировки за уровень 10%, а также однолетние

Таблица 30

Функция плотности распределения $f(\tau)$ экстремумов урожайности риса в Японии

Уровень экстремума, %	τ, годы										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\geqslant +10$	0,052	0,160	0,105	0,105	0,00	0,105	0,105	0,00	0,00	0,00	0,052
$\leqslant -10$	0,125	0,040	0,125	0,085	0,170	0,080	0,125	0,04	0,00	0,04	0,000

Уровень экстремума, %	τ, годы										
	11	12	13	14	15	16	17	18—23	24	25—27	28
$\geqslant +10$	0,052	0,00	0,052	0,052	0,052	0,000	0,052	0,00	0,00	0,00	0,052
$\leqslant -10$	0,000	0,04	0,000	0,000	0,000	0,040	0,000	0,00	0,04	0,00	0,000

выбросы за уровень 20% отсутствуют, т. е. проявляется весьма четко выраженная асимметричность в пользу отрицательных отклонений. Общий вывод, вытекающий из анализа статистической изменчивости индекса урожайности, также может быть сведен к хорошо выраженному декомпенсационному эффекту, обусловленному преобладанием неблагоприятных погодно-климатических факторов.

Для дополнительного анализа динамики отрицательных экстремумов урожайности были привлечены материалы Х. Аракавы [1975], который по данным Шида [Shida, 1935] для сравнительного анализа динамики годичных колец кипариса использовал сведения по неурожайным годам на о. Тайвань за IX—XIX вв. (приблизительно за 1050 лет). Графическая интерпретация потока событий дана в указанной работе Х. Аракавы на рис. 1. Используя данные этого графика, мы произвели подсчет обще-

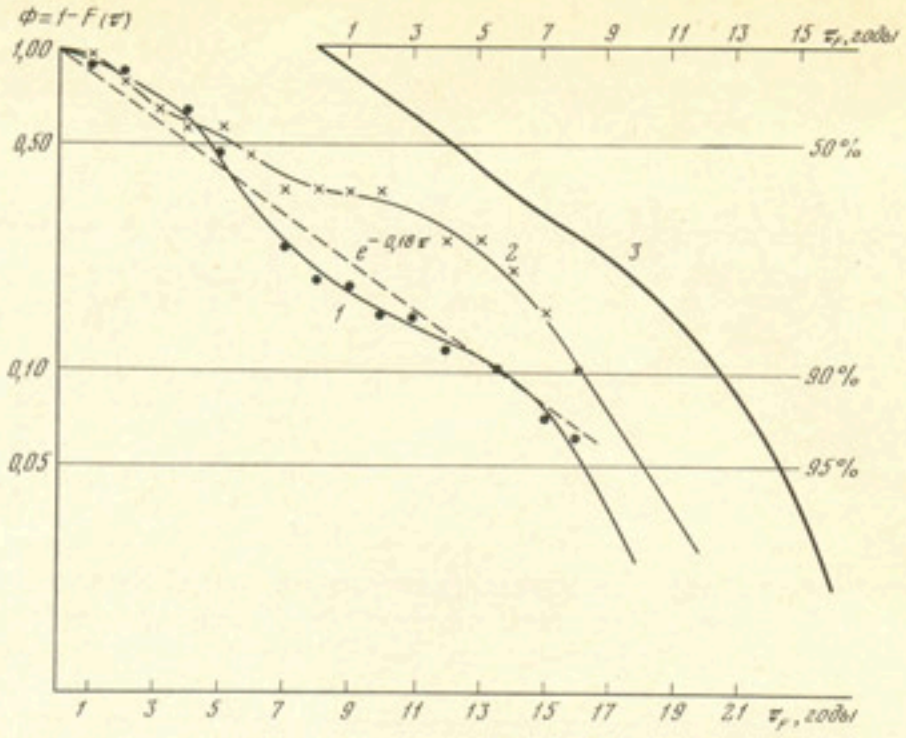


Рис. 55. Интегральная вероятность экстремумов урожайности риса в Японии

1 — экстремум отрицательный; *2* — то же, положительный; *3* — обеспеченность появления холодных летних сезонов в северной части страны

го числа отдельных лет и групп неурожайных лет, а также интервалов между двумя неурожайными годами. В связи с недостаточным линейным масштабом графика Х. Аракавы мы вычисляли значения τ для 2-летних интервалов, т. е. τ=1–2, τ=3–4 и т. д. (за исключением τ=0 лет), при помощи четырехкратного увеличения линейной шкалы. Расчеты были выполнены трижды, и мы приняли среднее значение между ними по каждому интервалу.

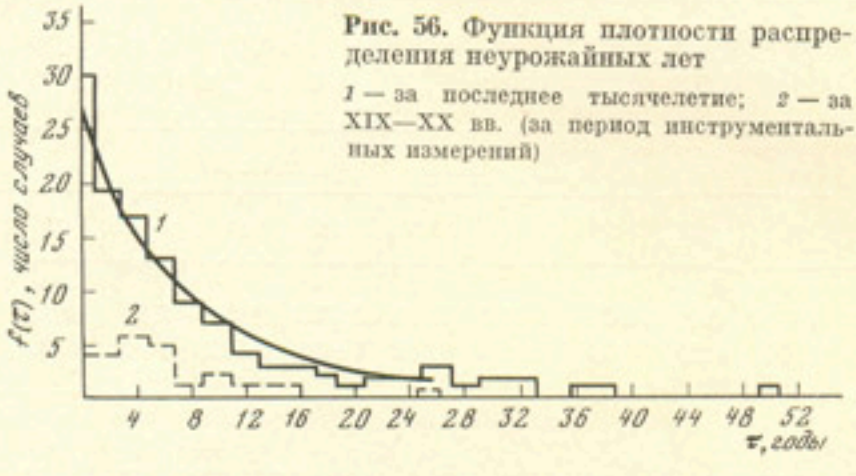


Рис. 56. Функция плотности распределения неурожайных лет

1 — за последнее тысячелетие; *2* — за XIX—XX вв. (за период инструментальных измерений)

Хотя полученная таким образом функция распределения получается приближенной, тем не менее она весьма наглядна и вполне надежно отражает общую закономерность, которая удовлетворительно аппроксимируется экспоненциальным распределением $\exp(-\lambda\tau)$. Среднее значение плотности потока событий за весь интервал характеризуется значением $\lambda=0{,}12$ (1/год). Это значение оказывается более низким по сравнению с приведенными выше оценками параметров λ за XIX и XX вв., что является, по-видимому, результатом недостаточно полной документации событий за исторический период (1000 лет). Вместе с тем в указанном периоде отмечается 200-летний интервал (вторая половина XIV — первая половина XVI в.), для которого величина $\lambda=0{,}19$ (1/год), т. е. плотность потока событий выше, чем за XIX–XX вв.

В целом же полученную выборку можно с известным приближением рассматривать как генеральную совокупность временного ряда неурожайных лет, для которого, как показывает рис. 56, характерно распределение Пуассона стационарного типа.

Климатообусловленная изменчивость урожайности риса в ряде стран Юго-Восточной Азии и в Китае

Для выявления динамики урожайности риса в этих странах мы построили, использовав данные, приведенные в статистической сводке «Statistics of Rice Production...» [1971], ряды урожайности для большей части стран Индокитая и сопредельных районов за 1946—1969 гг. (по некоторым из них надежные данные имеются за более короткий период — с начала 50-х годов). Общий вид кривых, а также тренды, полученные в данном случае по методу наименьших квадратов, представлены на рис. 57.

Характер и амплитуды ежегодной изменчивости, а также средние тенденции весьма различны. Для ряда стран за этот период отмечается слабый рост урожайности или даже его отсутствие (например, в Лаосе или в Кампучии). Весьма примечательна динамика тренда в северной части Вьетнама — быстрый рост средней урожайности во второй половине 50-х годов (с 9—10 до 15÷16 ц/га) и дальнейшее замедление и даже понижение средней урожайности к концу следующего десятилетия, обусловленные ухудшением экономического положения в стране в наиболее тяжелый период национально-освободительной войны. Высокие темпы прироста характерны для Шри Ланка, где средняя урожайность поднялась с 4—5 ц/га в конце 40-х годов до 18—19 ц/га к концу 60-х годов. Особенно резкий скачок отмечается в 1966—1969 гг., что, вероятно, связано с внедрением более урожайных и устойчивых к полеганию сортов риса (в частности $JR=8$).

Для исследования статистической изменчивости указанных рядов были определены индексы урожайности и дисперсии по каждой стране и произведена косвенная оценка плотности потока отрицательных экстремумов (неурожайных лет). В связи с тем, что полученный ряд слишком короток для прямого вычисления λ, были использованы зависимости между величиной относительной дисперсии в отрицательной и положительной частях ряда и экстремумами соответствующего знака на основании рекомендаций, изложенных выше (подраздел «Статистический анализ временных рядов»).

Соответствующие материалы по каждой рассматриваемой стране сгруппированы по четырем регионам, выделенным по соотношению в годовом цикле сухого ($T_{сх}$) и дождливого ($T_{дж}$) периодов. Для более краткой идентификации каждого из них предлагается следующая параметризация по соотношению величин $T_{сх}$ и $T_{дж}$: первый район — $T_{сх} \approx T_{дж}$, второй район — $T_{сх} < T_{дж}$, третий район — $T_{сх} > T_{дж}$ и четвертый район — $T_{сх} \approx 0$.

Наиболее высоким уровень дисперсии оказался в третьем районе (центральная Бирма, южный Таиланд, Кампучия, Лаос, бóльшая часть Индии), в котором $\sigma \sim 0{,}07 \div 0{,}14$, а среднее значение потока экстремумов λ составляет 0,18 т. е. можно ожидать наличия одного экстремального по урожайности года за 5—6-летний период. Относительно высокий уровень дисперсии характерен и для первого района (Китай, Япония). Наименьшая климатическая вариабельность имеет место в третьем и четвертом (приэкваториальном) районах. Для последнего района (Индонезия, Филиппины без о. Лусон) экстремальный неурожай характеризуется значением $\lambda \sim 0{,}05$ (1/год), т. е. в среднем он бывает не чаще одного раза в 20 лет. Для ряда по Филиппинам за 1946—1968 гг. отмечен один отрицательный экстремум, а в Индонезии за этот период $\lambda \leqslant -10\%$ отсутствует.

Для оценки функции спектра был составлен ряд урожайности в виде суммы отдельных реализаций по некоторым странам, входящим во второй и третий районы, в такой последовательности: Таиланд—Кампучия—

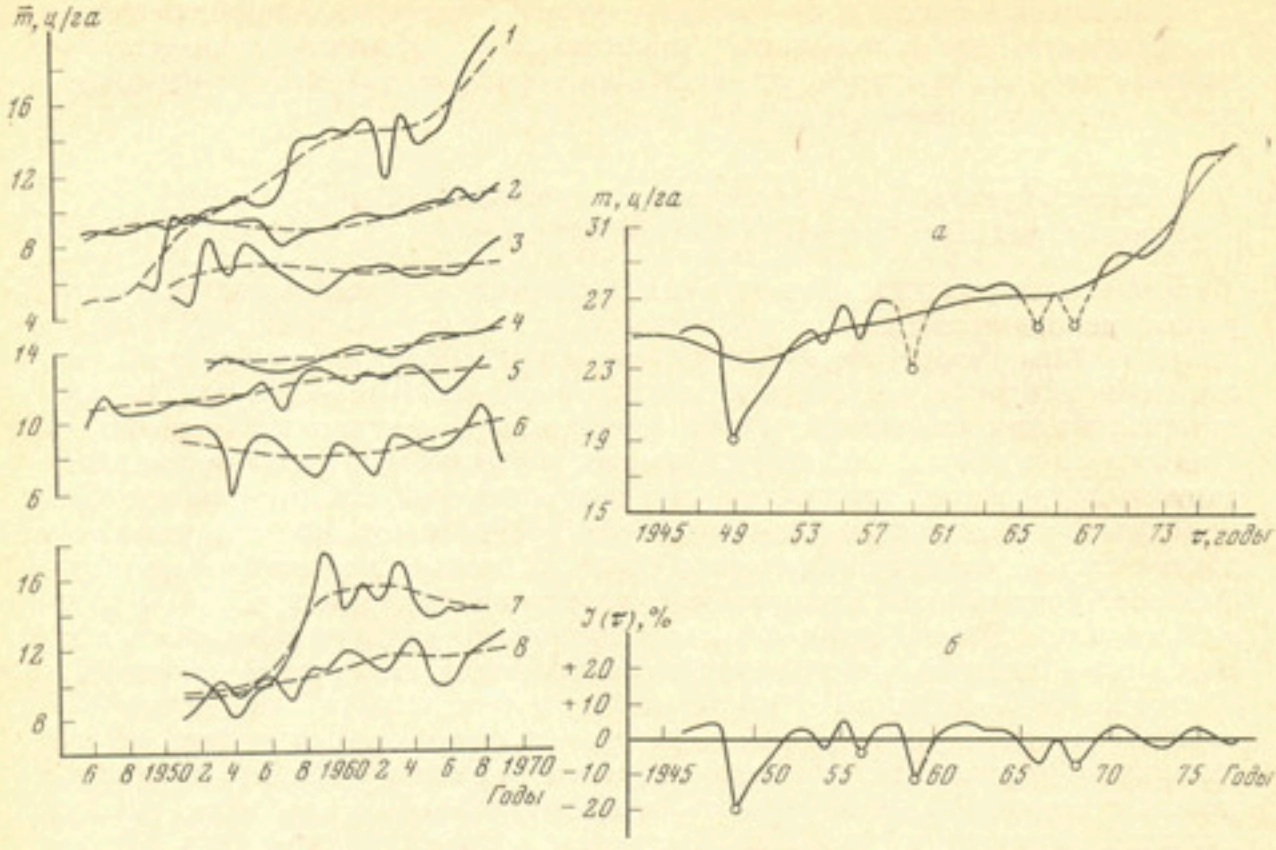


Рис. 57. Динамика урожайности риса в некоторых странах Южной и Юго-Восточной Азии

1 — Шри Ланка; *2* — Филиппины; *3* — Лаос; *4* — Индонезия; *5* — Бирма; *6* — Кампучия; *7* — северная часть Вьетнама; *8* — Индия

Рис. 58. Урожайность риса в Китае

а — абсолютная урожайность и тренд урожайности; *б* — индекс урожайности

Бирма—Лаос—Шри Ланка. Предварительно было установлено, что статистическая связь между отдельными членами ряда невелика и вся реализация может рассматриваться как независимая совокупность (во всяком случае с известным приближением). Расчет функции спектра показал, что наибольший вклад в суммарную дисперсию вносит период от 2 до 5 лет с максимумом при $\tau=3$, т. е. преобладает высокочастотная цикличность колебаний урожайности в этих районах. Согласно данным Учиджимы [Uchijima, 1976б], в Коломбо и Джакарте в спектре для сумм температур выше 10° отмечаются резко выраженные максимумы на этих частотах. В соседней приэкваториальной зоне, по материалам Флона и Флеера [Flohn, Flear, 1975], в годовых осадках обнаруживается хорошо выраженный 4—5-летний цикл за весьма длительный период (82 года). Эти данные могут служить некоторым подтверждением климатообусловленной изменчивости урожаев и описывающей ее функции спектра, полученной на основании анализа суммарного ряда индекса урожайности по группе стран.

Рассмотрим вкратце некоторые материалы и оценки по урожайности риса на территории КНР. Основные данные за 1946—1948 гг. были заимствованы из сводки «Statistics of Rise Production» [1971]. За период 1949—1974 гг. использованы сведения, обобщенные в книге «Сельское хозяйство КНР» [1978]. На основании этих данных построен ряд абсолютной урожайности, оценен тренд и вычислены индексы урожайности за период 1946—1974 гг. (рис. 58). Изменчивость относительной урожайности риса в КНР по годам невелика — величина $\sigma_J=0{,}057$ и коэффициент вариации равен 5—6%, что несколько ниже, чем в зерновой зоне Японии. Наиболее резкие отклонения в урожайности отмечены в конце 40-х и 50-х годов.

Анализ функции спектральной плотности не выявил в спектре короткого ряда ($N=32$ года) каких-либо значимых циклов. Взаимный

спектральный анализ ряда урожайности в Китае и Японии за тот же период показал отсутствие когерентности на всех значимых частотах, ни один синхронный неурожайный год отмечен не был.

Значение плотности потока экстремумов для отрицательных отклонений, согласно данным рис. 58, может быть оценено величиной $\lambda \sim 0{,}10$ (1/год) — в среднем один недород за 10 лет. Для оценки уровня обеспеченности такого года можно использовать в качестве расчетной модели двухпараметрическое интегральное распределение $F(\tau)=1-\lambda e^{-\beta\tau}$. Для определения величины β можно воспользоваться аналогичным соотношением, полученным выше по Японии ($\lambda/\beta=0{,}80$). Для таких значений параметров $\lambda=0{,}10$ и $\beta=0{,}12$ величина $\tau_{0,90}$ для 90%-ного уровня обеспеченности одного отрицательного экстремума составляет $\tau_F=19$ лет и $\tau_{0,95}$ для 95%-ного уровня обеспеченности $-\tau_F=25$. Последняя цифра означает, что практическая обеспеченность одного крупного недорода на рассматриваемой территории имеет весьма длительный интервал — 25 лет (т. е. он может иметь место всего 4 раза за столетие).

Общий вывод из приведенных выше грубых оценок заключается в том, что зерновая (рисовая) зона на территории Китая отличается в целом определенной агроклиматической стабильностью и сравнительно невысоким уровнем климатообусловленных потерь. Это согласуется с оценками К. Н. Черножукова [Сельское хозяйство КНР, 1978], согласно которым в экстремальные годы недобор всей зерновой продукции в Китае составляет 10—15 млн. т, т. е. 5—9% по отношению к современным уровням ее валового сбора в этой стране (200—220 млн. т). Это, несомненно, является весьма благоприятным и в какой-то мере стабилизирующим природно-климатическим фактором.

Вместе с тем следует подчеркнуть, что сравнительно невысокая межгодовая изменчивость урожайности риса в Китае, Японии и других странах, рассмотренных выше, обусловлена тем, что его возделывание производится главным образом на орошаемых землях. Как подчеркивается в обзоре Х. Фукуи [1979], современная тенденция развития зернового земледелия в этом регионе мира отличается в значительной мере экстенсивным характером. Это, в свою очередь, может в будущем привести к некоторому возрастанию чувствительности сельскохозяйственного производства по отношению к изменчивости климатического режима, особенно засушливых явлений.

ДИНАМИКА КЛИМАТИЧЕСКИХ ЭКСТРЕМУМОВ И ИХ ВЛИЯНИЕ НА УРОЖАЙНОСТЬ

ДИНАМИКА ЗАСУХ В ЗЕРНОВОЙ ЗОНЕ СССР

Стохастическая природа экстремумов осадков

Засуха, как известно, представляет собой комплексное атмосферное явление, характеризуемое экстремальным состоянием метеорологических элементов, прежде всего дефицитом увлажнения как атмосферной, так и почвенной среды обитания организмов.

Для развития засухи необходимо прежде всего преобладание в течение длительного времени антициклонального синоптического положения, устойчиво локализованного на значительных пространствах. В таких условиях происходит уменьшение облачного покрова; он перестает достигать состояния коллоидальной неустойчивости, что резко сокращает вероятность выпадения осадков или же обусловливает их выпадение в биологически неэффективном количестве. Усиление инсоляции приводит к возрастанию температуры воздуха и почвы, а также к недостатку насыщения. Эта комбинация экстремальных сочетаний может дополняться усилением турбулентной неустойчивости в приземном слое, резким повышением скорости ветра и появлением суховейного эффекта или пыльной бури.

Важнейшим элементом проявления засухи является режим почвенного увлажнения. Одновременно он может оказывать влияние как независимый фактор, создающий условия для возникновения засушливых явлений и усиливающий их. Характерным примером является осенне-зимний дефицит увлажнения почвы, в значительной степени предваряющий развитие весенней засухи.

Таким образом, засуха в широком смысле этого понятия может рассматриваться как сложная стохастическая совокупность циркуляционных и термодинамических факторов, реализация которых во времени и локализация в пространстве должны подчиняться широкому классу случайных событий. Для описания их временной динамики могут быть привлечены некоторые положения теории случайных процессов, изложенные выше, что позволяет глубже понять статистическую структуру последовательности засушливых лет и выявить закономерности их появления применительно к различным географическим регионам.

Известно, что унифицированного критерия для идентификации и классификации атмосферных засух к настоящему времени не выработано. Их выделение может производиться по разным принципам, а именно особенностям синоптических или макроциркуляционных факторов, комплексу важнейших метеорологических элементов, различным разновидностям гидротермических коэффициентов (ГТК), показателям отклонений урожайности сельскохозяйственных культур от некоторых средних условий, абсолютным и относительным аномалиям температуры и осадков и другим критериям. Однако разные критерии засушливости могут находиться в довольно тесной связи (например, ГТК — урожайность), что приводит к сходным результатам при идентификации времени и ареала хорошо выраженных засушливых явлений. Это подтверждается также некоторыми сравнениями различных критериев, выполненными А. В. Мещерской и В. Г. Блажевич (1978).

В модели массового обслуживания при анализе функционирования технических систем весьма широко применяется понятие «поток отказов», который во многих случаях может быть сведен к простейшему по-

току событий стационарного типа. В одной из наших предшествовавших публикаций [Раунер, 1976а] при анализе многолетних колебаний урожайности на территории СССР было установлено, что функция плотности распределения отрезков времени между двумя соседними засухами за достаточно длительный интервал удовлетворительно аппроксимировалась простым экспоненциальным распределением, т. е. динамика засушливых лет характеризуется простейшим квазистационарным потоком событий. Прибегая к некоторой аналогии с техническими системами, можно трактовать временную последовательность засушливых лет как «поток отказов» в нормальном функционировании атмосферных процессов. Параметризация соответствующих временных рядов в этом случае может основываться на распределении Пуассона стационарного или обобщенного типа (см. выше) [1].

Изложенные выше общие положения были проанализированы более подробно с привлечением детального материала по хронологии засушливых лет в основных зерновых областях Европейской и Азиатской территорий СССР за период инструментальных измерений климатических показателей (XIX и XX вв.), а также по летописным и некоторым литературным материалам [Раунер, 1976б]. Прежде чем перейти к изложению результатов этого анализа, скорректированных и уточненных в процессе дополнительных проработок, остановимся на некоторых общих соображениях о стохастических свойствах экстремумов атмосферных осадков.

Атмосферные осадки являются наиболее изменчивым элементом климата как в отношении пространственного распределения по какой-либо территории, так и по стохастической изменчивости во времени независимо от масштаба последнего. Эта характерная особенность их, по существу, отражает одну из главнейших физических черт атмосферы, динамика которой подчиняется основным законам микро- и макротурбулентности. Как известно, временной ряд осадков различного масштаба осреднения (месяц, сезон, год) формируется путем последовательного суммирования некоторого элементарного процесса, который для суточного количества осадков может моделироваться импульсной функцией типа «двоичный сигнал с переменной амплитудой».

Синоптические причины такого процесса различны и складываются по меньшей мере из двух основных факторов — выпадения осадков за счет конвективно-внутримассовых процессов и за счет термодинамических процессов во фронтальных разделах. Их чередование во времени, а также совместное воздействие приводят к тому, что элементарный высокочастотный процесс выпадения осадков приобретает стохастическую структуру, особенно свойственную осадкам теплого полугодия в умеренных широтах. В ряду такого типа временная последовательность экстремальных значений разного знака при достаточно большой статистической совокупности (в пределе — для генеральной совокупности) должна в первом приближении моделироваться законом редких событий, в основе которого лежит обобщенное распределение Пуассона. При выполнении подобного элементарного климатологического обобщения первичного ряда его основные статистические свойства, в том числе и экстремальные значения, должны сохраняться.

В связи с этим можно думать, что максимум функции дифференциального распределения климатического ряда экстремумов осадков (интервалов между ними) будет иметь место для событий, следующих одно за другим, т. е. при $\tau=0$, независимо от масштаба процесса (сутки, месяц, год). Это означает, что в многолетнем временном ряду наиболее часто должны возникать ситуации, при которых экстремумы следуют один за другим с интервалом $\tau=0$, т. е. будут иметь место группировки, состоящие как минимум из двух последовательных экстремумов. Отметим при

[1] Подобная аналогия наглядна, но, конечно, весьма условна хотя бы чисто количественно. Надежность технических систем намного выше, а вероятность отказа на два-три порядка ниже по сравнению с «потоками отказов» в атмосферных системах.

этом, что речь идет о достаточно резко выраженных экстремумах, например об отклонении месячного количества осадков от нормы на ±25% и больше.

Применительно к временной последовательности выпадения осадков можно вывести некоторое заключение относительно характерных свойств статистики экстремумов разного знака. В общей форме оно может быть сформулировано следующим образом: проявление пуассоновского эффекта обусловливается общим уровнем атмосферного увлажнения, причем по мере повышения последнего, особенно в гумидных областях, он должен наиболее четко проявляться в рядах отрицательных экстремумов (дефиците осадков), а при понижении увлажнения, особенно в условиях аридности, наоборот, в рядах положительных экстремумов. В пределе для экстрааридных территорий с климатологической нормой осадков, близкой к нулю, речь вообще может идти только о положительных экстремумах увлажнения.

Изложенные выше положения иллюстрируются некоторыми материалами по климатологии осадков, обработанными нами под этим углом зрения.

Прежде всего мы рассмотрели динамику суточного количества осадков теплого периода (апрель — сентябрь) в условиях Центрально-Черноземной области — в районе г. Курска, использовав с этой целью материалы Е. А. Афанасьевой [1961], охватывающие период с 1954 по 1961 г. В эту группу лет входили годы с избытком и дефицитом осадков в вегетационный сезон. Материалы были обработаны по схеме импульсного «двоичного» процесса, для которого +1 означало день с осадками (более 1 мм) и −1 — день без осадков или бездождный период. На основании этого ряда была определена функция плотности распределения интервалов между днями без осадков, которые можно условно интерпретировать как засушливые условия, т. е. экстремумы. Получилось следующее распределение величины интервалов между двумя соседними днями без осадков (табл. 31).

Таблица 31

Распределение величины τ_i

Интервал между двумя днями без осадков, число дней	Число случаев	Нормированное значение	Интервал между двумя днями без осадков, число дней	Число случаев	Нормированное значение
0	600	1,0	5	6	0,01
1	100	0,165	6	5	0,01
2	65	0,108	7	2	0,008
3	30	0,05	8	1	0,003
4	11	0,018	9	0	0,000

Как и следовало ожидать, в условиях умеренных широт в теплое полугодие наиболее вероятна величина $f(\tau)$ при $\tau=0$, т. е. когда один день без осадков следует за другим таким же днем, причем основной вклад в этом случае дают группировки дней достаточной продолжительности — длительные бездождные периоды, хотя они относительно редки. Существенное значение имеет функция $f(\tau)$ и при $\tau=1$, т. е. когда дни или группы дней без осадков следуют через один день. В целом полученное распределение может хорошо аппроксимироваться экспоненциальной функцией с переменным параметром $e^{-\lambda(\tau)\tau}$. Параметр $\lambda(\tau)$ для данного распределения менялся от 1,7 до 1,0. Распределение подобного типа получается, если использовать и более короткие периоды. По материалам Миллера [Miller, 1977], в Огайо в 1953 г. соответствующее распределение за период с 1 мая по 29 июня имело следующий вид (табл 32).

Таблица 32

Распределение величины τ_i

Интервал между двумя днями без осадков, число дней	Число случаев	Нормированное значение	Интервал между двумя днями без осадков, число дней	Число случаев	Нормированное значение
0	35	0,65	5	2	0,03
1	13	0,24	6	1	0,02
2	3	0,04	7	0	0,00
3	0	0,00	8	0	0,00
4	0	0,00			

Таблица 33

Функция плотности распределения интервалов между двумя экстремумами осадков, число случаев *

Территория	Знак экстремума	τ, годы														
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
Центральный и Центрально-Черноземный районы	–	9	4	6	3	1	0	0	2	1	1	0	0	0	0	0
	+	5	6	7	3	1	3	0	1	0	0	0	0	1	0	0
Нижнее Поволжье, Заволжье, Ставрополье	–	2	0	2	1	1	1	0	1	0	0	1	0	1	1	1
	+	5	3	1	2	0	2	1	1	1	0	1	1	0	0	0
Европейская территория СССР в целом	–	2	0	3	2	0	1	1	1	1	0	0	1	0	0	0
	+	4	4	3	0	2	2	2	0	2	1	0	0	0	0	

* За экстремальные принимались годы с отклонениями на ±20%, нормы, которая вычислялась для каждого месяца отдельно.

Аналогичным образом по модели Пуассона были обработаны данные Т. В. Покровской [1975б] по многолетней динамике суммарных осадков (в апреле — июне) в основных земледельческих районах Европейской территории СССР (табл. 33).

Территории Центрального и Центрально-Черноземного районов характеризуются достаточным увлажнением в вегетационный период, и функция распределения отрицательных экстремумов осадков выражена более четко, чем положительных. В Нижнем Поволжье, Заволжье и Ставрополье, где увлажнение резко недостаточно, более четко представлено распределение положительных экстремумов осадков. Для всей территории Европейской части СССР функция распределения отрицательных экстремумов может быть использована при грубой аппроксимации распределения типа (41).

Следует подчеркнуть, что приведенные выше материалы охватывают весьма короткий с точки зрения экстремальных значений отрезок времени — всего 80 лет (1891—1972 гг.). Несколько лучшее распределение получается, если использовать каталоги А. В. Мещерской и В. Г. Блажевич [1978], в которых дана для зерновых районов Европейской и Азиатской территорий СССР ранжировка лет по площади с дефицитом осадков ($\delta \leqslant 80\%$) и повышенной температурой ($\delta \geqslant 1{,}0^\circ$) за период с 1891 по 1975 г. (табл. 34).

Наиболее удовлетворительная аппроксимация простого распределения Пуассона обнаруживается на Европейской территории СССР за периоды апрель — июнь и май — июль, т. е. за периоды наиболее продолжительных аномалий осадков и температуры.

Для иллюстрации более четко выраженной пуассоновской модели были использованы данные по длинным рядам осадков в различных климатических условиях увлажнения. Результаты представлены на рис. 59. По ме-

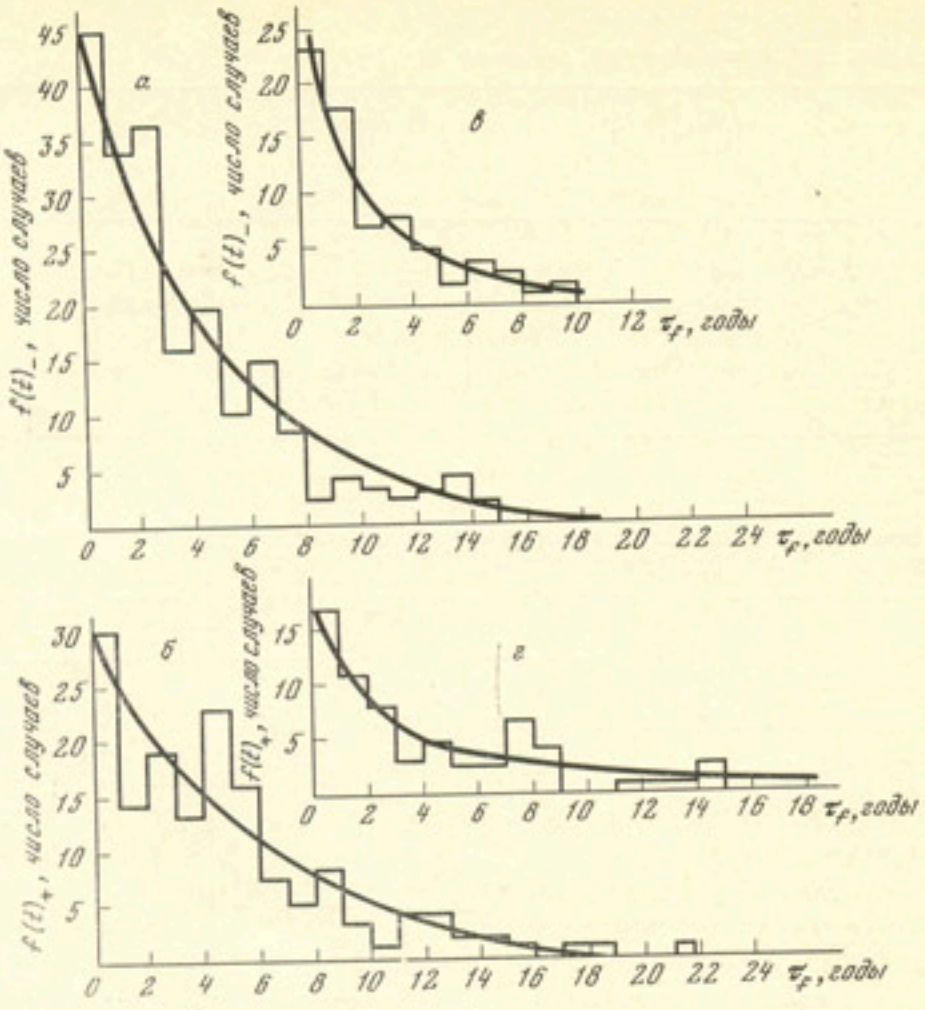


Рис. 59. Функция плотности распределения интервалов между двумя экстремумами осадков

а — Эдинбург, экстремумы отрицательные; *б* — то же, положительные; *в* — район Магреба, экстремумы отрицательные; *г* — то же, положительные

теорологической станции Эдинбург (1780—1960 гг.) данные построены путем суммирования распределений за каждый месяц теплого сезона (апрель — сентябрь). Для района Магреб (Северная Африка) с средиземноморским типом климата и увлажнения был использован ряд за 1854—1973 гг., составленный Г. Флоном. В этом случае распределения были построены для мая и сентября, характеризующих начало и конец периода с резким дефицитом осадков на северо-западном побережье Африки.

Для всех рассмотренных случаев характерно весьма четкое проявление пуассоновского эффекта в отношении экстремумов, причем для условий гумидного ряда (Эдинбург) можно обнаружить более четкое

Таблица 34

Функция плотности распределения интервалов между двумя годами с дефицитом осадков и положительными температурами, число случаев

Территория	Период	τ, годы													
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
Европейская территория СССР	Апрель — июнь	9	7	5	3	1	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0
	Май — июль	11	4	6	2	1	3	1	1	0	0	0	0	0	0	0
	Апрель — август	5	4	4	3	2	1	1	0	0	1	0	0	0	1	0
Казахстан	Апрель — июнь	9	6	4	7	1	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Западная Сибирь	То же	12	2	3	5	2	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0
Западная Сибирь и Казахстан синхронно	»	6	4	2	2	2	1	2	1	0	1	0	0	0	0	0

проявление его в отношении отрицательных экстремумов по сравнению с положительными (сумма квадратов отклонений от экспоненты в первом случае оказывается меньше, чем во втором).

Приведенные выше графики, на наш взгляд, свидетельствуют о стохастической природе пуассоновского типа в статистике экстремумов атмосферных осадков, особенно их дефицитов, что, несомненно, отражается при климатологическом обобщении ряда засушливых лет за продолжительный временной интервал. Длительность такого интервала — масштаб «климатического шаблона» для экстремумов атмосферного увлажнения должен иметь, по-видимому, порядок не меньше $0{,}5 \cdot 10^3$ лет. Сама модель может быть отнесена к категории нетранзитивных, т. е. исходящих из предпосылки, что данная климатическая система независимо от характера воздействия внешних (начальных) факторов всегда стремится сохранить основные статистические свойства, характеризуемые в данном случае квазистационарным пуассоновским потоком событий.

Анализ и обобщение существующих каталогов засух

Рассмотрим некоторые материалы по хронологии засушливых лет, систематизированные нами по различным источникам для разных географических регионов СССР.

Для Европейской территории СССР имеются сведения за наиболее длительный интервал, включающий доинструментальный период измерения климатических показателей и за последние 100 лет по данным систематических наблюдений на сети метеорологических станций. Наиболее подробные сведения за XII—XVI вв. приведены в летописных документах (Полное собрание русских летописей) и обобщены И. Е. Бучинским [1957]. За более позднее время — XVIII в. и первую половину XIX в. соответствующие данные содержатся в публикациях В. Л. Котельникова [1950], Ю. Г. Саушкина [1952] и Г. Т. Селянинова [1958]. К сожалению, отсутствуют систематизированные сведения за XVII в., так как составление летописных документов к этому времени уже прекратилось. Вместе с тем из исторических источников известно, например, что в начале этого столетия на территории Русского государства было три катастрофически неурожайных года (1601—1603 гг.), обусловленных, вероятнее всего, засушливыми явлениями.

И. Н. Миклашевский [1894], основываясь на данных учета намолотов на государственной десятине г. Ельца за период с 1616 по 1698 г., отмечает, что за эти годы было четыре полных неурожая зерновых (отсутствие сборов) и восемь сильных недородов, при которых либо озимые, либо яровые не приносили урожая или же урожаи были низкими [см. Котельников, 1950]. Таким образом, можно считать, что в XVII в. в Европейской России было по меньшей мере семь сильных недородов ($\lambda \sim 0{,}07$). Согласно нашим оценкам, в XIX и XX вв. среднее значение λ, характеризующее обусловленные засухами резкие недороды ($\leqslant -20\%$), составляло в этой части страны 0,08, что хорошо согласуется с цифрой, полученной для XVII в. Поэтому последнюю можно рассматривать как соответствующую плотность потока сильных засух.

Обширный сводный каталог засушливых лет на Европейской территории СССР за последнее тысячелетие составлен С. И. Костиным [1975], использовавшим разнообразные сведения, приводимые в исторических документах, в частности уникальные данные о недородах в России в допетровскую эпоху. В этот каталог включены засухи, указанные по меньшей мере в двух разных источниках. За инструментальный период данные о засушливых годах заимствованы С. И. Костиным в основном из работы Т. В. Покровской [1969]. Мы внесли в этот каталог некоторые коррективы: в ряд по XVIII в. добавили 1723, 1725, 1783, 1784, 1785, 1787, 1788 гг. [по Ю. Г. Саушкину, 1952]. К засушливым годам в XIX в. мы добавили 1801, 1851 гг., которые характеризуются отрицательным индексом урожайности -10%, и исключили 1808, 1826, 1834, 1896 гг.,

в которые индекс урожайности оказался выше +5%. Таким образом, число засушливых лет за XIX в. немного изменилось, а всего за доинструментальный период (до 1861 г.) документировано 103 засушливых года.

За конец прошлого века и текущее столетие имеется более обширный материал.

Наиболее ранние обобщения инструментальных данных по режиму осадков в Европейской части СССР (начиная с 1861 г.) содержатся в сводке Е. А. Гейнца [1900]. В ней представлены данные по отклонениям осадков от нормы в четырех градациях за каждый месяц и за год, осредненных по площади для бассейнов Волги, Днепра и Дона. По этим материалам нами были выделены засушливые годы за период 1861—1880 гг. по Украине, Поволжью и Центрально-Черноземной области.

По Европейской территории СССР имеется каталог А. М. Алпатьева и В. Н. Ивановой [1958]. В нем приведены данные о сильных и средних по интенсивности засухах за 1885—1954 гг., в качестве критерия отбора приняты величины гидротермического коэффициента и урожайности. Т. В Покровской [1975а] опубликованы данные о весенне-летних засухах, приведенные в работе Н. Г. Каменьковой [1964]. Эти материалы характеризуют практически всю территорию Европейской части СССР.

По отдельным достаточно крупным зерновым районам, таким как Украина и Среднее Поволжье, мы использовали каталог И. Е. Бучинского [1962, 1963], охватывающий период с 1871 до 1965 г., и соответственные данные, приведенные Н. В. Колобовым [1968] за 1885—1963 гг., к которым мы добавили также и упомянутую А. И. Воейковым [1948] сильную засуху 1880 г. в Поволжье. Из каталога И. Е. Бучинского, использовавшего в качестве критерия засухи плювиометрический коэффициент (аналог ГТК), мы отобрали по Украине сведения только о весенних и летних засухах, охватывающих более 30% ее территории, а по Поволжью — сведения о засушливых годах в районах, наиболее подверженных засухам (Куйбышевской, Ульяновской, Пензенской областях, Татарской АССР и Мордовской АССР).

По Европейской территории СССР, кроме того, имеются сведения по хронологии засушливых лет, основанные на обработке данных 18 метеорологических станций за период 1888—1955 гг. [Руденко, 1958]. В качестве главного критерия засушливости в этой работе использовались аномалии ГТК за вегетационный период и соответствующие отклонения урожайности зерновых, что позволило выявлять засухи по интенсивности и продолжительности охвата ими вегетационного периода.

Эти материалы были систематизированы нами по группам метеорологических станций, что позволило условно отнести полученные данные к таким территориальным единицам, как северная и южная часть Украины и Нижнее Поволжье. Для Центрально-Черноземной области и Северного Кавказа мы воспользовались каталогом засух, критерием для отбора которых послужили величины ГТК. Кроме того, были привлечены материалы сводного обзора «Засухи, их вызывающие причины и предпосылки предсказуемые» [1976], а также работы Пасечнюка и др. [1977].

По Западной Сибири и Алтайскому краю имеются данные А. П. Слядневa [1965], относящиеся ко второй половине XIX в. и к XX в., затем С. Ф. Алексеевой [1974] за 1945—1970 гг., основывающиеся на материалах отдельных метеорологических станций с длинными рядами измерений, в частности по Барнаулу, а также данные, приведенные в названном выше обзоре по засухам. Критерием отбора засух служили величины ГТК. Кроме того, для периода 1815—1840 гг. мы использовали материалы по урожайности С. С. Лукичева [1963] и в качестве засушливых лет выделили годы с отклонением $J(\tau) \leqslant -20\%$. Для территории Казахстана наиболее полные сведения приведены А. С. Утешевым [1972] за период 1885—1965 гг., причем в качестве главного критерия засух принят комплекс температурных показателей и показателей относительной влажности, меняющейся в зависимости от сезона и географического положения. Для территории Западного Казахстана были использованы данные

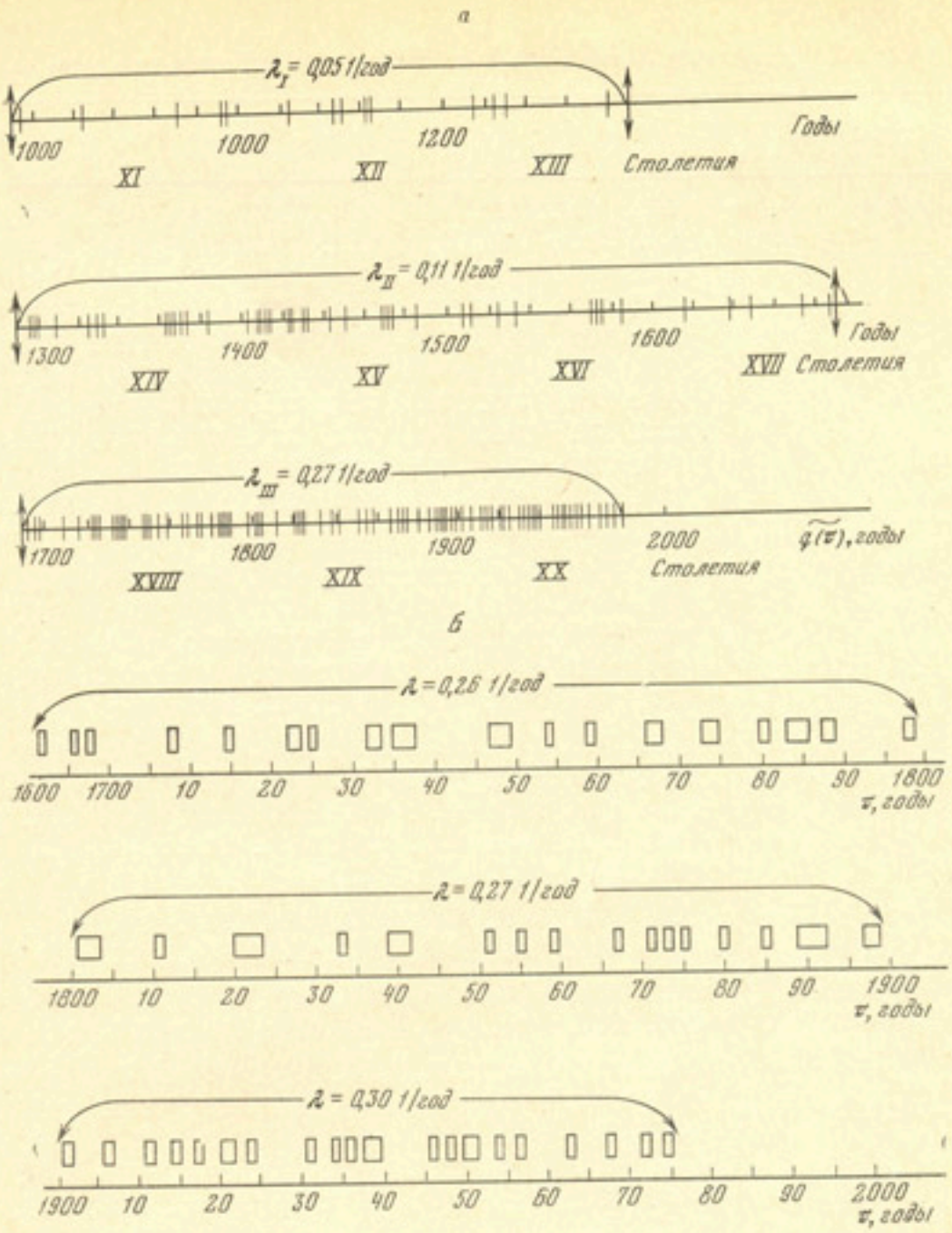


Рис. 60. Плотность потока засушливых лет на Европейской территории СССР
а — за последние 1000 лет; *б* — за последние 300 лет

А. И. Руденко [1958]. Полученные материалы были дополнены сведениями о засухах за последние годы, содержащимися в обзоре по засухам. Все эти данные сведены в табл. 35.

Проанализируем более подробно каталог засух на Европейской территории СССР за доинструментальный и инструментальный периоды. Для наглядной графической интерпретации удобно отразить засушливые годы в виде потока событий на временной оси (рис. 60, *а*). Как видно из графика, весь исследуемый отрезок времени (XI—XX вв.) можно подразделить на три интервала, в которые средняя плотность потока событий была существенно различна, что объясняется степенью достоверности фиксации событий, а также наложением различий за счет естественной изменчивости.

Резко пониженные значения в 990—1290 гг. (λ=0,05) могут быть отчасти объяснены общей пониженной засушливостью в этот период. Так, согласно данным Г. И. Швеца [1978], плотность потока маловодных лет в бассейне Днепра за XII—XIII столетия составила всего 0,12 (1/год) при их средней норме за последние 4000 лет порядка 0,27 (1/год). Тем не менее этот период можно условно рассматривать как период с недо-

Таблица 35

Сводный каталог засушливых лет в основных районах зерновой зоны СССР

Территория	Годы
Европейская часть СССР, доинструментальный период	994, 1024, 1070, 1092, 1094, 1124, 1145, 1161, 1170, 1173, 1215, 1223, 1230, 1279, 1297, 1298, 1299, 1309, 1325, 1330, 1332, 1364, 1365, 1366, 1371, 1374, 1384, 1403, 1408, 1409, 1412, 1414, 1423, 1424, 1430, 1431, 1443, 1451, 1468, 1471, 1473, 1485, 1508, 1512, 1525, 1533, 1560, 1570, 1572, 1575, 1585, 1616, 1639, 1648, 1660, 1674, 1680, 1687, 1692, 1696, 1698, 1708, 1715, 1722, 1723, 1725, 1732, 1733, 1735, 1736, 1737, 1747, 1748, 1749, 1754, 1759, 1766, 1767, 1773, 1774, 1780, 1783, 1784, 1785, 1787, 1788, 1798, 1801, 1802, 1811, 1821, 1822, 1823, 1824, 1833, 1839, 1840, 1841, 1842, 1848, 1851, 1855, 1859
Украина (1861—1976 гг.)	1862, 1863, 1868, 1871, 1872, 1874, 1875, 1883, 1884, 1885, 1887, 1890, 1891, 1892, 1895, 1897, 1899, 1900, 1903, 1904, 1906, 1909, 1918, 1920, 1921, 1922, 1923, 1924, 1926, 1929, 1934, 1937, 1939, 1942, 1946, 1947, 1950, 1952, 1953, 1954, 1957, 1959, 1961, 1963, 1968, 1972, 1975
Поволжье (1861—1976 гг.)	1862, 1863, 1871, 1875, 1879, 1880, 1885, 1889, 1890, 1891, 1892, 1897, 1898, 1901, 1905, 1906, 1907, 1911, 1914, 1917, 1920, 1921, 1924, 1927, 1930, 1931, 1934, 1936, 1938, 1939, 1943, 1946, 1948, 1949, 1950, 1951, 1954, 1955, 1956, 1957, 1963, 1964, 1967, 1968, 1972, 1975
Центрально-Черноземная область (1871—1976 гг.)	1875, 1880, 1889, 1901, 1914, 1920, 1921, 1924, 1931, 1939, 1946, 1950, 1951, 1959, 1963, 1967, 1968, 1972, 1975
Северный Кавказ (1891—1976 гг.)	1891, 1892, 1897, 1901, 1906, 1911, 1920, 1924, 1938, 1939, 1946, 1950, 1951, 1955, 1957, 1959, 1963, 1967, 1968, 1975
Западная Сибирь и Алтайский край (1815—1976 гг.)	1815, 1822, 1824, 1830, 1831, 1832, 1838, 1842, 1843, 1844, 1848, 1849, 1850, 1855, 1859, 1860, 1861, 1867, 1870, 1871, 1874, 1881, 1888, 1890, 1893, 1894, 1900, 1901, 1902, 1906, 1909, 1910, 1911, 1916, 1920, 1921, 1922, 1923, 1924, 1927, 1929, 1930, 1931, 1932, 1935, 1936, 1940, 1942, 1943, 1945 1947, 1951, 1952, 1953, 1955, 1958, 1959, 1962, 1963, 1965, 1967, 1968, 1973, 1974, 1975
Северный и Центральный Казахстан (1885—1976 гг.)	1888, 1890, 1891, 1893, 1897, 1900, 1901, 1906, 1907, 1911, 1920, 1921, 1924, 1927, 1930, 1931, 1932, 1933, 1935, 1936, 1939, 1940, 1943, 1944, 1945, 1948, 1951, 1953, 1955, 1957, 1959, 1963, 1965, 1967, 1968, 1971, 1973, 1974, 1975

стоверной фиксацией, для которого характерна лишь эпизодическая документация отдельных событий (по-видимому, наиболее существенных по масштабам и последствиям).

Для второго периода (1291—1690 гг.) характерен более надежный уровень фиксации (не меньше 10 событий за 100 лет), причем на отдельных отрезках отмечается их существенное уплотнение. Так, за период 1365—1473 гг. величина λ составила 0,18, т. е. почти 20 событий за столетие, что приближается к значению в третий период (1691—1975 гг.). Связано ли это возрастание значения λ с более надежной фиксацией событий за этот интервал или же оно является проявлением естественного уплотнения их потока на фоне относительно низких значений λ, оценить трудно. Наконец, третий период можно считать периодом надежной документации, так как значения λ за XVIII—XX вв. отличаются

Таблица 36

Ранжировка аномалий осадков (апрель – июль) и засушливых лет за 1891–1972 гг., % нормы

Территория	Порядковый номер ранжировки								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Украина	46	79	63	101	63	76	91	73	75
Поволжье	59	93	80	60	77	87	65	51	108
Центрально-Черноземная область	65	46	57	81	63	63	61	98	60
Северный Кавказ	68	42	64	32	80	59	84	84	66
Украина – Северный Кавказ	60	65	66	68	70	72	76	76	77
Засушливые годы	1946	1921	1920	1957	1906	1948	1950	1968	1891

Территория	Порядковый номер ранжировки								
	10	11	12	13	14	15	16	17	18
Украина	97	74	98	89	71	85	84	96	76
Поволжье	89	69	77	64	113	83	99	87	104
Центрально-Черноземная область	73	78	86	103	67	97	75	80	72
Северный Кавказ	49	89	58	60	72	62	68	63	76
Украина – Северный Кавказ	77	78	80	80	81	81	82	82	82
Засушливые годы	1917	1892	1924	1959	1936	1972	1897	1911	1930

незначительно — составляют соответственно 0,26, 0,27 и 0,29. Это позволяет рассматривать период 1691–1975 гг. как относительно однородный, хотя в его пределах также отмечаются интервалы со значительными колебаниями, а именно 1720–1790 и 1830–1885 гг., в которые его значение составляло соответственно $\lambda=0{,}33$ и $\lambda=0{,}20$.

Рассмотрим третий период более детально. На рис. 60, *б* представлена динамика потока событий, причем характерным является чередование отдельных засух и группировок засушливых лет. В этом смысле весь период можно подразделить на два интервала: 1720–1840 гг., частично совпадающие с так называемой малой ледниковой эпохой, и 1840–1975 гг., причем в первом интервале число группировок (2–3 года подряд) оказалось существенно выше, чем во втором. В свою очередь, во втором временном интервале выделяется отрезок 1890–1940 гг., в течение которых имели место четыре группировки засушливых лет, тогда как за последующие 25 лет — лишь одна двухлетняя группировка.

Общий вывод, который следует из приведенного анализа, заключается в том, что за последние 300 лет не отмечалось каких-либо тенденций к возрастанию засушливости на Европейской территории СССР, в том числе и в период малой ледниковой эпохи [Дроздов, 1977], хотя в отдельные интервалы появление группировок засушливых лет учащалось, а в другие — наблюдались «одиночные» засухи. Такая последовательность присуща марковскому случайному процессу квазистационарного типа, и можно полагать, что она должна сохраниться и в будущем.

За 1891–1972 гг. можно произвести, использовав материалы Т. В. Покровской [1975а], ранжировку засушливых лет по соответствующей последовательности аномалий весенне-летних осадков (апрель — июль), осредненных для основных зерновых районов (табл. 36).

Как видно из табл. 36, первые 18 номеров в ранжировке аномалий осадков приходятся на наиболее сильные засухи весенне-летнего типа, причем первые три места занимают засухи 1946, 1921 и 1920 гг. В эти

годы отмечался наиболее резкий дефицит осадков во всех зерновых регионах. Известная засуха 1891 г. занимает девятое место, так как в этом году в Поволжье увлажнение достигало 108% нормы. Засуха 1972 г. находится на 15 месте, так как общий дефицит осадков за апрель — июнь оказался не очень высоким. Наиболее резкий дефицит осадков в 1972 г. (за исключением Северного Кавказа) отмечался в июле — августе. Сходная ситуация наблюдалась в засуху 1911 г., занимающую 17 место по ранжировке дефицита весенне-летних осадков.

Отметим также, что сопоставление опубликованного нами каталога засух на Европейской территории СССР [Раунер, 1976б] с приведенной в каталоге А. В. Мещерской и В. Г. Блажевич [1978] ранжировкой лет по площади проявления аномалий осадков и температуры показало хорошее согласование выделенных засушливых лет, что является объективным контролем данных о засухах в основных зерновых районах СССР за инструментальный период, приведенных в исходном каталоге (см. табл. 35).

Параметризация временных рядов засушливых лет

На основе полученных материалов были построены функции плотности распределения временных интервалов между двумя следовавшими одна за другой засухами $f(\tau)$ для различных регионов СССР. Характерные примеры $f(\tau)$ для некоторых из них иллюстрирует рис. 61. Все их оказалось возможным аппроксимировать распределением Пуассона с двумя параметрами, т. е. описать формулой (41), причем максимальные отклонения $f(\tau)$ от средней линии не выходят за пределы ±0,10. Отметим попутно, что вычисление функции распределения $f(\tau)$ производилось по следующему нормированному соотношению:

$$f(\tau) = \frac{\sum \tau_i}{\sum_{i=0}^{i=T_0} \tau_i}, \qquad (77)$$

где $\Sigma\tau_i$ — сумма соответствующих временных интервалов τ_i заданной продолжительности, $\sum_{i=0}^{i=T_0} \tau_i$ — общая сумма их за весь отрезок T_0. При строго стационарном потоке событий значение $f(\tau)_{\tau=0}$ должно быть численно равно параметру λ. Сопоставления показали, что соответствующие различия носили случайный характер и не выходили за пределы ±0,07. Таким образом, практически для всех рассмотренных регионов распределение интервалов между двумя засухами с удовлетворительным приближением описывается стационарной моделью Пуассона, т. е. чаще встречаются наиболее короткие интервалы $\tau=0$ и $\tau=1$ (ежегодно и через год). Все основные параметры распределения, а также величины δ_τ для каждого из рассматриваемых регионов сведены в табл. 37.

Для Европейской территории СССР в целом параметры были получены по композиции распределения для ее северной и южной частей, для Украины в целом — по данным табл. 35, а также по композиции распределения для ее северной лесостепной и южной степной частей. Для территории Поволжья в целом параметры были получены по композиции распределения для Среднего и Нижнего Поволжья, а для Азиатской территории СССР в целом — по композиции распределения для Западной Сибири — Алтая и Казахстана.

Как видим, на Европейской территории СССР параметр λ характеризуется достаточно большим диапазоном изменения — 0,12—0,52 и сравнительно небольшой изменчивостью в Азиатской части СССР — 0,32—0,50. Параметр β, характеризующий быстроту затухания кривой $f(\tau)$, варьирует в пределах от 0,22 до 0,90, причем во всех случаях отношение $\lambda/\beta<1$. Совершенно очевидно, что оба параметра взаимосвязаны, так как с увеличением общей засушливости теоретическая обеспеченность засухи

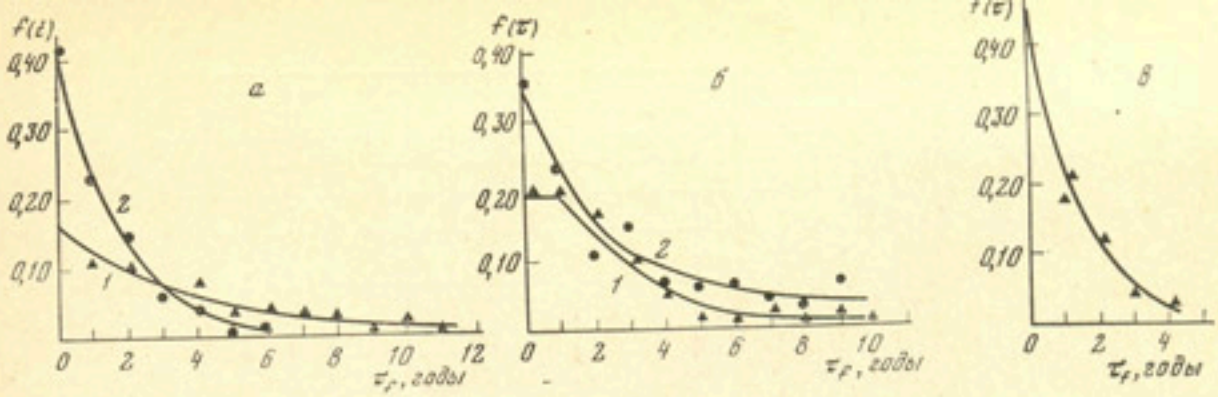


Рис. 61. Функция плотности распределения интервалов между двумя засухами

а — СССР: *1* — Европейская территория СССР; *2* — Азиатская территория СССР;
б — Украина: *1* — лесостепь; *2* — степная зона;
в — Западный Казахстан

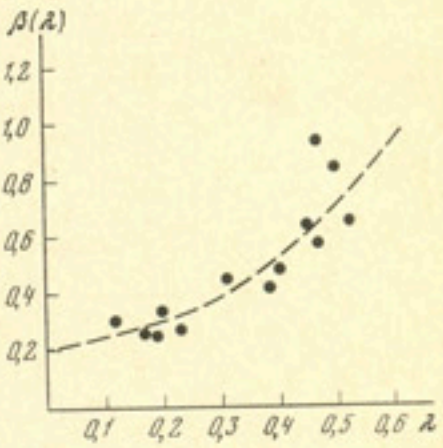


Рис. 62. Взаимосвязь параметров λ и β в распределении $f(\tau)=\lambda \exp[-\beta(\tau-\tau_0)]$

должна достигаться при меньших значениях τ_F. Иными словами, с возрастанием λ должна возрастать и величина β. При анализе табл. 37 такая связь действительно хорошо прослеживается; это иллюстрируется на рис. 62, основываясь на котором можно произвести дополнительную приближенную параметризацию, выразив β как

$$\beta(\lambda) = 0{,}20 \exp(0{,}25\lambda). \qquad (78)$$

Таблица 37

Параметры плотности распределения интервалов между двумя соседними по времени засухами на территории СССР *
$f(\tau) = \lambda \exp[-\beta(\tau-\tau_0)]$

Территория	Параметры				
	λ	β	$\frac{\lambda}{\beta}$	τ_0	σ_τ, годы
Центрально-Черноземная область	0,18	0,22	0,82	0	10,0
Украина	0,32	0,40	0,80	0	3,9
Северная (лесная зона и лесостепь)	0,20	0,30	0,69	1	6,7
Южная (степная зона)	0,35	0,45	0,78	0	3,6
Поволжье	0,46	0,55	0,82	0	2,7
Среднее (степная зона)	0,40	0,40	1,00	0	2,5
Нижнее (полупустынная зона)	0,52	0,60	0,87	0	2,3
Европейская территория СССР	0,25	0,25	1,00	0	4,0
Лесная зона	0,12	0,30	0,40	1	11,7
Лесостепь и степная зона	0,23	0,23	1,00	0	4,3
Азиатская территория СССР	0,33	0,40	0,83	0	3,7
Западная Сибирь и Алтай	0,45	0,90	0,50	0	3,1
Северо-Западный Казахстан	0,50	0,80	0,63	0	2,7
Северный и Центральный Казахстан, включая восточные районы	0,32	0,45	0,71	1	4,1

* Для Северного Кавказа функция $f(\tau)$ описывается двухмодальным распределением со средней величиной $\lambda=0{,}23$.

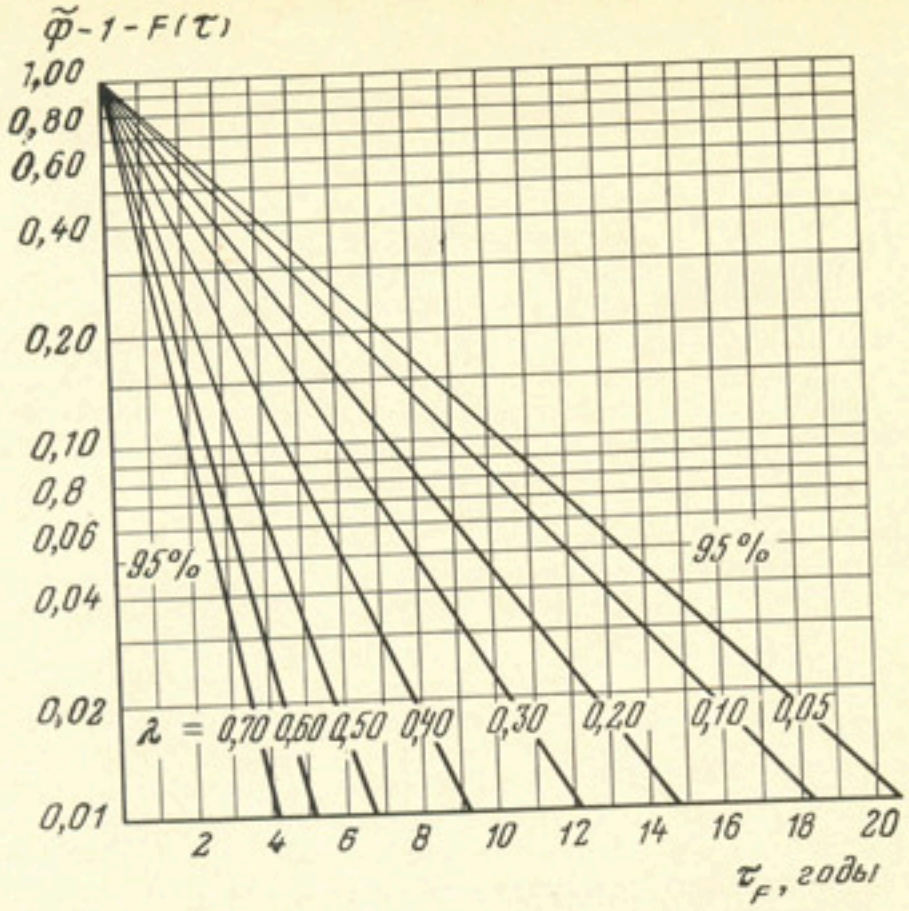


Рис. 63. Номограмма для определения нормированной интегральной вероятности появления засушливых лет по заданным значениям средней плотности потока

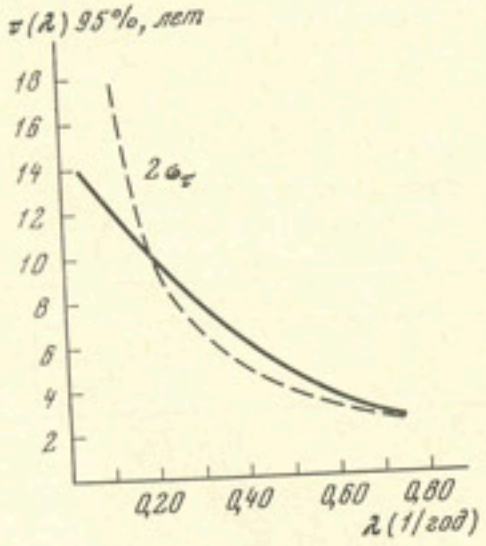


Рис. 64. Зависимость интервала τ 95%-ной обеспеченности засухи от средней плотности потока засушливых лет

в диапазоне изменения λ от 0,10 до 0,60, т. е. практически во всем интервале изменения этого параметра на территории СССР. Это, в свою очередь, позволяет выразить отношение λ/β в виде некоторой нелинейной комбинации от λ:

$$\frac{\lambda}{\beta} = 5\lambda \exp(-0{,}25\lambda), \tag{79}$$

т. е. представить интегральное распределение (43) следующей эмпирической формулой:

$$F(\tau) = 5\lambda \exp(-0{,}25\lambda)\{\exp[\beta(\lambda)\tau_0] - \exp[-\beta(\lambda)(\tau - \tau_0)]\}. \tag{80}$$

Выражение (80) может быть использовано для определения интегральной вероятности (разных уровней обеспеченности) появления засух на территории СССР в зависимости только от комбинаций параметра λ, который представляет собой также среднюю вероятность этого явления.

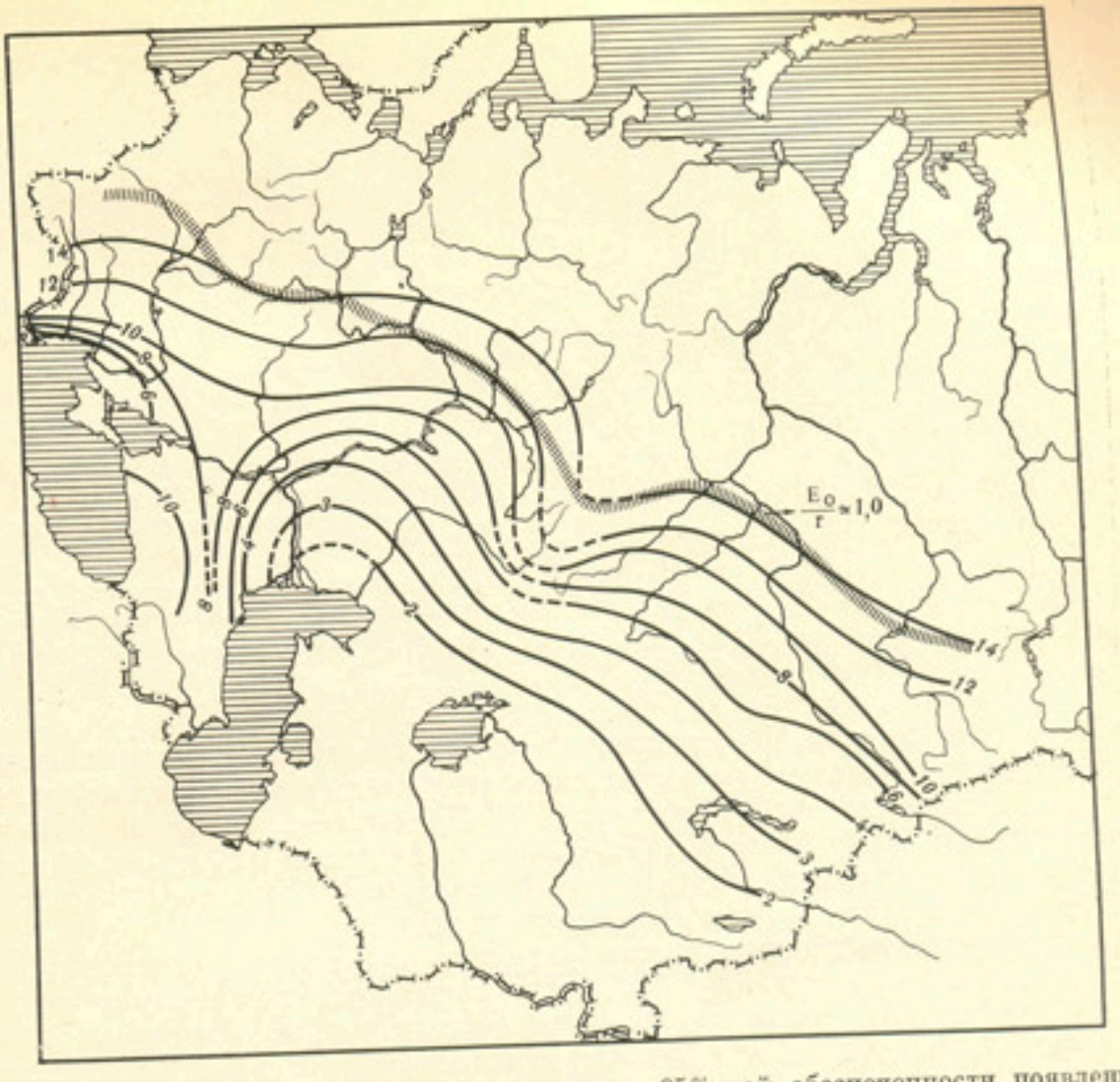


Рис. 65. Распределение величины τ интервала 95%-ной обеспеченности появления сильной и средней по интенсивности засухи в зерновой зоне СССР, лет

На рис. 63 приводится номограмма нормированного значения $F(\tau)$, построенная по соотношению (80) при $\tau_0=0$, которой можно пользоваться для графического нахождения величины $F(\tau)$ и τ_P при разных λ. В частности, важной вероятностной характеристикой является величина $\tau_{0,95}$, характеризующая интеграл времени, в течение которого практически обеспечено (на уровне 95%) появление хотя бы одного засушливого года. На рис. 64 показана зависимость этой характеристики от величины λ, а также нанесена для сравнения кривая изменения удвоенной величины σ_τ, которая приближенно характеризует величину $\tau_{0,95}$ в диапазоне изменения $\lambda\geqslant 0{,}20$; при $\lambda\leqslant 0{,}15$ величина $2\sigma_\tau$ значительно больше $\tau_{0,95}$.

По полученным выше оценкам мы построили карту (рис. 65) распределения величины $\tau_{0,95}$ на Европейской территории СССР и в Казахстане с прилегающими районами Западной Сибири на основе использования соответствующих карт средней вероятности засух в указанных регионах, опубликованных А. М. Алпатьевым и А. М. Трофимовой [1958]. Эта карта в генерализованном виде иллюстрирует пространственное распределение временных интервалов лет, в течение которых практически всегда обеспечено появление засухи средней или высокой интенсивности, и может быть использована для прогнозных оценок в соответствующих регионах. На карте показано положение изолинии радиационного индекса Григорьева – Будыко $E_0/r\approx 1$, которая хорошо совпадает с изолинией $\tau_P\sim 14\div 12$ лет. Таким образом, для условий оптимального увлажнения обеспеченность одной засухи на уровне 95% достигается один раз в 14–15 лет. Указанное значение радиационного индекса сухости можно, следовательно, рассматривать как климатическую границу, к северу от которой сильные засухи редки ($\tau_{0,95}=15$ лет).

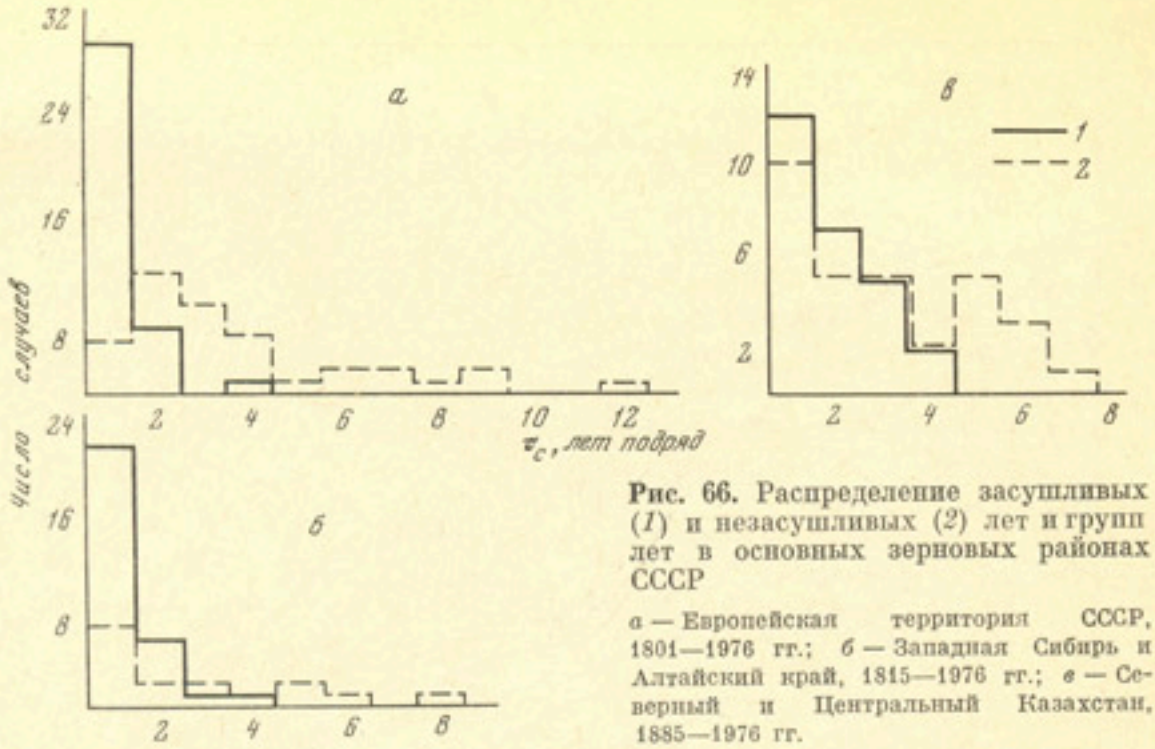


Рис. 66. Распределение засушливых (*1*) и незасушливых (*2*) лет и групп лет в основных зерновых районах СССР

а — Европейская территория СССР, 1801—1976 гг.; *б* — Западная Сибирь и Алтайский край, 1815—1976 гг.; *в* — Северный и Центральный Казахстан, 1885—1976 гг.

Попутно отметим, что проявление на той или иной территории засушливых явлений может наблюдаться в разные периоды вегетационного сезона. Так, например, по данным Е. И. Бучинского [1966], на Украине в первую половину периода 1871—1965 гг. отмечался более высокий процент территориального охвата летними засухами, а начиная с 30-х годов XX в. существенно возросла роль весенних засух.

Располагая наиболее длинным рядом по хронологии засушливых лет на Европейской территории СССР, мы ориентировочно оценили вероятность засушливых периодов, имеющих разную продолжительность τ_c лет подряд. За XI—XX вв. ($\approx$1000 лет) общее число лет с засушливыми явлениями, охватывавшими все рассматриваемую территорию или ее значительную часть, оказалось равным 133 годам. Следовательно, λ=0,13 или на одно столетие приходилось в среднем 13 засушливых лет. Число случаев для периодов с разной продолжительностью интервалов засухи распределялось следующим образом:

τ_c лет подряд	Число случаев	τ_c лет подряд	Число случаев
1	83	5	0
2	12	6	0
3	6	7	0
4	2		

Как и следовало ожидать, наибольшее число случаев пришлось на интервал τ_c=1 — на «одиночные» засухи, составившие около $^2/_3$ всех засушливых лет за весь документированный период. Оставшаяся треть включает величины $\tau_c \geqslant 2$, т. е. группировки засушливых лет, на которые в совокупности приходится 48 лет. На рис. 66 показано распределение отдельных лет и группировок лет с засухами и без засух в основных зерновых регионах СССР в XIX и XX вв. Наибольшее число группировок засушливых лет (τ_c=2—3 года подряд) отмечено в Западной Сибири и на Алтае. На Европейской территории СССР и в Казахстане преобладали однолетние засухи. Незасушливые периоды в Европейской части СССР имеют максимум при τ_c=2—3 года подряд; отмечается также некоторое количество длительных периодов — τ_c=6 лет подряд. В Западной Сибири и на Алтае вторичный максимум незасушливых периодов имеет место при τ_c=5.

Анализ временного ряда засушливых лет за исторический период на основе модели Пуассона

Выше мы показали, что весь исторический период, в течение которого документированы годы с засушливыми явлениями на Европейской территории СССР, можно подразделить на три интервала по степени надежности фиксации засух. Можно рекомендовать некоторую схему, позволяющую восстановить общую сумму незафиксированных (пропущенных по тем или иным причинам) событий и оценить числа их группировок. Для этого следует исходить из предпосылки, что поток событий в среднем за достаточно длительный интервал — порядка нескольких сотен лет — сохраняет постоянную плотность и стационарность. Для восстановления числа пропущенных лет целесообразно использовать второй интервал (1291—1690 гг.), для которого имеются определенный уровень фиксации и соответствующий объем выборки, позволяющие построить исходную функцию плотности распределения $f(\tau)$.

Приведем некоторые необходимые соотношения. Из очевидных соображений можно записать, что

$$N_н = N_\Sigma - N_ф$$

и (81)

$$\lambda_н = \lambda_\Sigma - \lambda_ф.$$

Здесь $N_н$, $N_ф$, N_Σ и $\lambda_н$, $\lambda_ф$, λ_Σ — соответственно общее число засушливых лет и плотности потока для незафиксированного (н), фиксированного (ф) и суммарного Σ — истинного числа событий во втором историческом интервале, длительность которого T_{II}=400 лет. Далее принимается, что средняя плотность потока событий за третий интервал T_{III} (1691—1975 гг.), который мы характеризуем как период надежной фиксации засух, сохраняется и для второго интервала, т. е.

$$\lambda_{\Sigma II} = \lambda_{III}, \tag{82}$$

откуда нетрудно получить выражение для числа незафиксированных засушливых лет во втором историческом интервале:

$$N_н = (\lambda_{III} - \lambda_{фII}) \cdot T_{II} = \lambda_{нII} \cdot T_{II}. \tag{83}$$

Принимается также, что функция плотности распределения интервалов между ними описывается простым распределением Пуассона, т. е. $f(\tau)_{нII} = \lambda_{нII} \exp(-\lambda_{нII}\tau)$. Величина параметра $\lambda_{нII}$ численно равна отношению суммы «нулевых» интервалов между засухами $\tau_i = 0$ к общей сумме интервалов $\Sigma\tau_i$, которая, в свою очередь, равна $N_{нII} - 1$; отсюда получается:

$$n_{гII} = \lambda_{нII} \cdot (N_{нII} - 1), \tag{84}$$

где $n_{гII}$ — сумма интервалов между засухами для группировок засушливых лет, причем для двухлетних группировок их число в точности равно $n_{гII}$. Общее число засушливых лет $N_{нг}$, из которых слагаются группировки по 2, 3, 4 года подряд, определится из соотношения $N_{нг} = \Sigma n_i \cdot N_i$, в котором n_i — число группировок по N_i лет. Число $N_{но}$ одиночных событий (однолетних засух) определится из соотношения:

$$N_{ноII} = N_{нII} - N_{нгII}. \tag{85}$$

Для определения параметров распределения фиксированных событий во втором интервале была построена функция $f(\tau)_{фII}$. Ее оказалось возможным с достаточной степенью надежности аппроксимировать распределением следующего вида: $f(\tau)_{фII} \approx 0{,}13 \exp(-0{,}15\tau)$, которое можно считать однопараметрическим и принять значение плотности потока фиксированных событий $\lambda_{фII}$=0,13, что удовлетворительно согласуется с непосредственным подсчетом величины за этот интервал, выполненным выше (λ=0,11). Согласно данным табл. 35, примем величину λ_{III}=0,25, откуда

нетрудно определить по (81) среднюю плотность потока незафиксированных событий $\lambda_{н\text{II}}$ и их общее число $N_{н\text{II}}$: $\lambda_{ф\text{II}}$=0,25−0,13=0,12 и $N_{н\text{II}}$= =0,12·400 лет = 48 лет.

Таким образом, число зафиксированных и незафиксированных засух за исторический период продолжительностью в четыре столетия (1291—1690 гг.) оказалось приблизительно одинаковым — соответственно 44 и 48 лет. Их общее число (92 года) дает значение средней плотности потока $\lambda_{\Sigma\text{II}}$ = 0,24, что оказывается немного ниже, чем для третьего периода. Общее число засушливых лет за второй и третий периоды (1291—1975 гг.) с учетом полученных выше косвенных оценок составит величину N_{Σ} = =92+74 = 166.

Число группировок, незафиксированных во втором интервале, определится в соответствии с (85) из соотношения $n_{г\text{II}}$=0,12·47, т. е. шесть двухлетних группировок (12 засушливых лет) или четыре двухлетние

Таблица 38

Распределение одиночных засушливых лет и группировок таких лет, число случаев

Исторический интервал	τ_c, лет подряд					
	1	2	3	4	5	6
1291—1690 гг.	69	8	2	0	0	0
1691—1975 гг.	32	12	4	2	0	0
Всего	101	20	6	2	0	0

группировки и одна трехлетняя группировка (11 засушливых лет). Общее распределение засух по продолжительности их проявления для обоих периодов характеризует табл. 38.

Таким образом, при общей продолжительности исследованного исторического периода в 685 лет вероятность появления однолетних засух составляет 15%, в течение двух лет подряд — 2,8%, 3- и 4-летних засушливых периодов — соответственно около 1 и меньше 0,5%. Более длительные засушливые периоды в условиях современной климатической эпохи на Европейской территории СССР статистически нереальны.

Для ориентировочного анализа статистической структуры засушливых явлений за еще более длительный интервал был использован хронологически непрерывный ряд по стоку Днепра в районе Днепропетровска, восстановленный Г. И. Швецом [1978] за период свыше 4100 лет по отложениям в Сакском озере (степная часть Крыма). Поскольку сток и осадки находятся в тесной функциональной зависимости, то данные по речному стоку в нижнем створе реки могут быть использованы для реконструкции засушливых явлений в данном случае применительно к значительной части территории Украины, расположенной в бассейне Днепра. Для выявления степени информативности были сопоставлены засушливые и маловодные годы за период 1870—1975 гг., причем оказалось, что соотношение $\lambda_{\text{засушливые годы}}/\lambda_{\text{маловодные годы}}$ = 1,25, а число совпадающих лет — более чем половине числа засушливых лет.

Параметризация функции $f(\tau)$ для маловодных лет за тот же период дает значения параметров λ=0,30 и β=0,32, что хорошо сходится с соответствующими значениями для засух на Украине (см. табл. 37).

Это позволяет с известным приближением интерпретировать динамику отрицательных экстремумов стока и ее статистические параметры как соответствующие показатели для засушливых явлений по данной территории. Отрицательные экстремумы стока $y_э$ (маловодные годы) вычислялись по соотношению $\overline{y}_э=\overline{y}-0{,}6\sigma_y$, причем значения нормы стока $\overline{y}$ несколько отличались в различные эпохи в соответствии с оценками, выполнен-

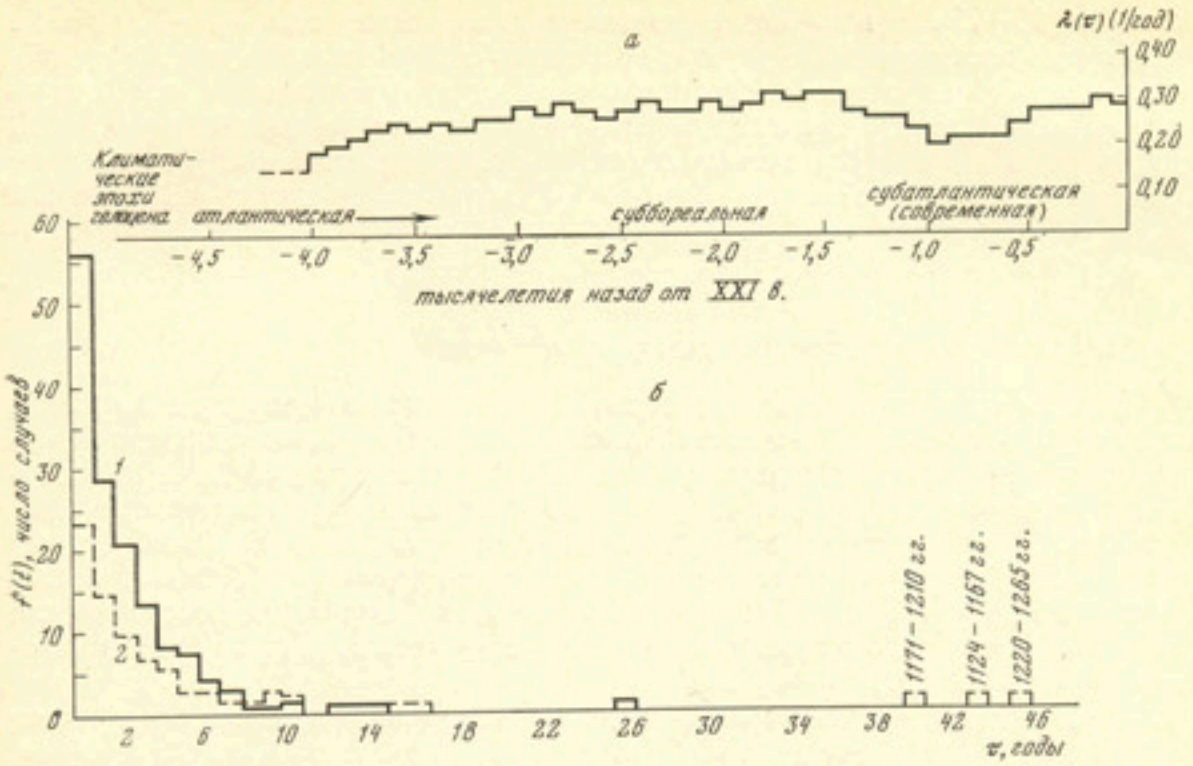


Рис. 67. Реконструкция структуры засушливых явлений в позднем голоцене на Украине

а — динамика экстремумов стока (маловодных лет), полученная 500-летним осреднением; *б* — функция распределения экстремумов стока для двух 450-летних интервалов: *1* — период максимума суббореальной эпохи; *2* — фаза минимальной засушливости X—XIII вв.

ными Г. И. Швецом [1978]. Общее число таких экстремумов составило приблизительно 25% длины всего ряда (более 1000 лет), что можно рассматривать как приближение к генеральной совокупности потока экстремумов.

Параметризация функции распределения для интервалов между соседними экстремальными годами характеризуется выражением:

$$f(\tau) = \frac{1}{3}\exp\left(-\tau^{2/3}\right), \tag{86}$$

которое хорошо выполняется в интервале $0 \leqslant \tau \leqslant 16$ лет. При больших значениях τ, особенно при $\tau > 20$, т. е. в области крайне редких событий, распределение $f(\tau)$ неустойчиво. Оценка функции выбросов — распределение группировок экстремальных лет — характеризуется следующим распределением, близким к пуассоновскому:

τ_c, лет подряд	Число случаев	τ_c, лет подряд	Число случаев	τ_c, лет подряд	Число случаев
1	415	4	80	7	20
2	358	5	45	8	0
3	147	6	24	9	0

Применение скользящего 500-летнего осреднения потока экстремумов позволяет весьма четко определить переход от эпохи атлантического к эпохе суббореального климата позднего голоцена (рис. 67). Продолжительность соответствующего тренда $\overline{\lambda(\tau)}$ весьма значительна — порядка 700—800 лет, а приращение $\Delta\lambda/\Delta\tau = 1{,}5$ года в столетие, т. е. в среднем в каждое столетие число экстремальных (засушливых) лет увеличивалось на 1—2 года. Статистическая структура распределения экстремальных лет в разные климатические эпохи также существенно различается (см. рис. 67, *б*). При этом разница в функциях распределения проявляется не только за счет резкого возрастания группировок засушливых лет в суббореальный период, но и за счет появления интервалов продолжительно-

стью по 40—45 лет в период с пониженной засушливостью (X—XIII вв.), в которые экстремальные годы и во всяком случае сильные засухи отсутствовали. Таким образом, статистическая структура климата рассматриваемой территории в отношении его засушливости за весь исторический период может меняться весьма значительно. Это, в свою очередь, должно существенно сказываться на динамике природных процессов, в частности растительных сукцессиях, а также на деятельности человеческого общества в исторический период.

Динамика засух и экстремумы урожайности

Как следует из изложенного выше, динамика засушливых явлений, представляющая собой стохастический поток событий, определенным образом воздействует на процесс многолетней динамики урожайности, особенно в неурожайные годы. На основе проведенного статистического анализа с использованием данных по потоку экстремумов урожайности, полученных нами по длительным временным рядам на Европейской и Азиатской территориях СССР, рассмотрим некоторые дополнительные материалы по связи засушливых и незасушливых лет с колебаниями урожайности зерновых.

На рис. 68 приводятся кривые интегрального распределения рассмотренных выше случаев синхронного распространения засух, а также соответствующие кривые одновременных отрицательных отклонений урожайности зерновых от линии тренда. На рис. 68, *а* эти отклонения составляют -10% для Европейской территории СССР и $\leqslant -20\%$ для Азиатской части СССР, а на рис. 68, *б* — соответственно $\leqslant -20$ и $\leqslant -40\%$, т. е. представляют собой значительные недороды по всей зерновой зоне СССР, обусловленные погодно-климатическими факторами. В целом кривые того и другого типа хорошо согласуются, что свидетельствует об основном вкладе засушливых явлений в отрицательные отклонения урожайности по всей рассматриваемой территории.

Определенный интерес может представить также анализ динамики незасушливых лет и периодов и их вклада в положительные отклонения урожайности. С этой целью была построена функция $f(\tau)$ для распределения интервалов между двумя незасушливыми годами, а соответствующее интегральное распределение $F(\tau)$ представлено на рис. 69. Из этого графи-

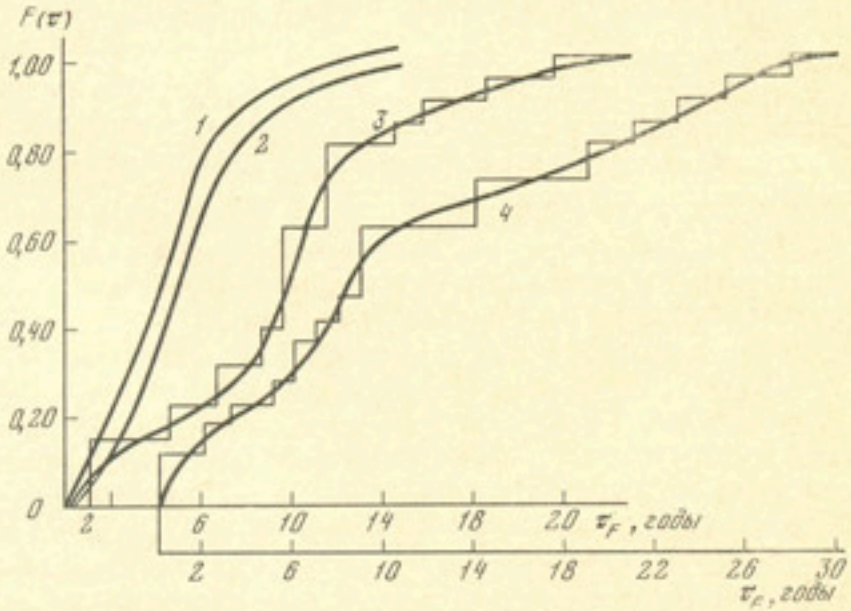


Рис. 68. Интегральная вероятность одновременного появления засух и одновременного недорода зерновых на Европейской и Азиатской территориях СССР

1 — отрицательный экстремум урожайности — 10% на ЕТС и —20% на АТС; *2* — одновременный охват засухой ЕТС и одного из районов АТС; *3* — отрицательный экстремум урожайности —20% на ЕТС и —40% на АТС; *4* — наиболее сильные засухи, охватившие практически всю зерновую зону СССР

ка следует, в частности, что появление благоприятного по условиям увлажнения года во всей зерновой зоне СССР практически обеспечено не чаще, чем один раз в 13—15 лет. Для сравнения на нем приведена интегральная кривая вероятности появления урожайных лет ($\widetilde{J(\tau)}>+5\%$) одновременно на Европейской и на Азиатской территориях СССР за 140 лет, которая в целом хорошо согласуется с кривой для незасушливых лет. 95%-ный уровень обеспеченности достигается в этом случае при близком значении (12—15 лет).

Анализ данных показывает, что для засушливых лет наибольшую плотность вероятности имели однолетние засухи ($\tau_c=1$), тогда как значение $\tau_c=2$ наблюдалось лишь 3 раза, а засушливые периоды ($\tau_c=3$) вообще отсутствовали. Соответственно этому формировалась плотность распределения отрицательных экстремумов урожайности: максимум при $\tau_c=1$, а при $\tau_c=2$ также отмечается значимая величина 0,04. Для незасушливых лет характерно более равномерное распределение функции $f(\tau)$, однако положительные экстремумы урожайности (урожайные годы) одновременно в обеих частях страны имеют основной максимум при $\tau_c=1$, тогда как периоды $\tau_c=3$ не отмечаются (табл. 39).

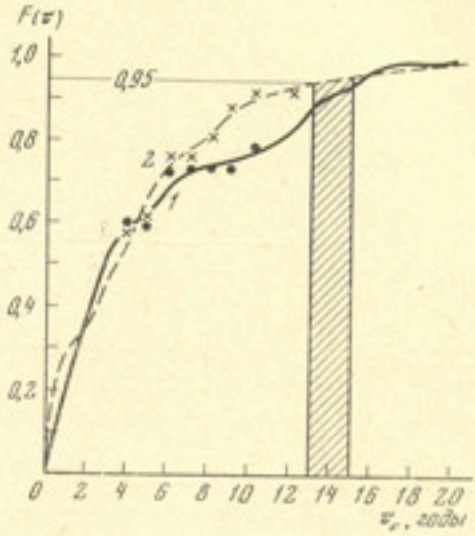


Рис. 69. Интегральная вероятность незасушливых лет в зерновой зоне СССР в целом (*1*) и лет с урожайностью выше нормы (*2*)

Следовательно, незасушливые периоды продолжительностью $\tau_c\geqslant 3$ лет подряд не сопровождаются урожайными годами одновременно по всей зерновой зоне СССР. Этому препятствует появление иных экстремальных комбинаций неблагоприятных агроклиматических факторов, способствующих сохранению декомпенсационного эффекта в многолетних колебаниях относительной урожайности зерновых, обусловленных флуктуациями климата.

Как было показано выше (см. раздел «Климатообусловленные колебания урожайности»), появление на Европейской территории СССР одного года с отрицательным отклонением урожайности $\leqslant -10\%$ должно с 95%-ной эмпирической обеспеченностью иметь место один раз в 8 лет. Появление засушливого года в большей части зерновой зоны в этой части СССР на том же уровне обеспеченности должно иметь место в интервале $\tau_p=9-10$ лет. Это означает, что для длительного интервала статистически

Таблица 39

Характеристики незасушливых и засушливых периодов и экстремумов урожайности одновременно на Европейской и Азиатской территориях СССР (для ЕТС $\gtrless\pm 10\%$ и для АТС $\gtrless\pm 20\%$)

Статистические характеристики		τ_c, лет подряд					
		1	2	3	4	5	6
Незасушливые годы	Число случаев	16	6	5	2	3	0
Засушливые годы	То же	20	3	0	0	0	0
Положительные экстремумы	Функция $f(\tau_c)$	0,08	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
Отрицательные экстремумы	То же	0,15	0,04	0,005	0,00	0,00	0,00

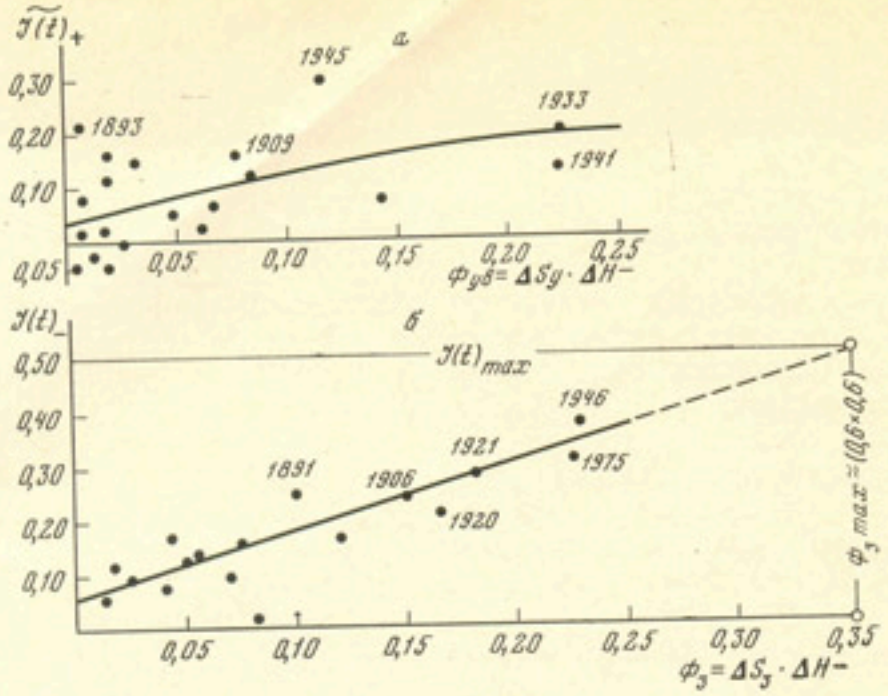


Рис. 70. Связь экстремумов урожайности на Европейской территории СССР с комплексными показателями засушливости

а — экстремумы отрицательные; *б* — то же, положительные

должно выполняться соотношение между общим числом засушливых (N) и неурожайных (n_-) лет:

$$n_- = a \cdot N, \tag{87}$$

где параметр $a = \dfrac{(\tau_{0,95})\,N}{(\tau_{0,95})\,n_-} \sim \dfrac{9}{8} \sim 1{,}10.$

На основании приведенных выше оценок можно определить общее число лет с недородами за 1290—1975 гг. За период до 1801 г. общее число засушливых лет (с учетом косвенных оценок и по каталогу засух за период 1690—1799 гг.) превышает 120 лет, что дает с учетом (87) не менее 130 неурожайных лет. С учетом прямых данных по урожайности за XIX и XX вв. (50 лет с экстремумами $\leqslant -10\%$) общее количество таких лет почти за 700-летний период зернового земледелия составит не меньше 180 лет. Соответствующая плотность потока отрицательных экстремумов за этот интервал составит величину порядка 0,25.

Как показано выше, соотношение положительных и отрицательных экстремумов урожайности за 176 лет для Европейской территории СССР составляет величину 0,85. Принимая ее постоянной для всего исторического периода, можно ориентировочно оценить число урожайных лет, которое будет равно $0{,}85 \cdot 180 = 150$ лет; соответственно число некомпенсированных по урожайности лет составит за весь рассматриваемый период $180 - 150 = 30$ лет.

По материалам А. В. Мещерской и В. Г. Блажевич [1978] были определены также комплексные показатели, учитывающие уровень аномалии осадков и процент охвата ими соответствующей территории, которые находились по формуле:

$$\Phi_- = \Delta H_- \cdot \Delta s_- \text{ и } \Phi_+ = \Delta H_+ \cdot \Delta s_+,$$

в которой $\Delta H_\pm$ — положительные и отрицательные отклонения от нормы осадков в долях единицы ($0 < \Delta H_\pm < 1$), Δs_- и Δs_+ — площади охвата соответствующей аномалией, также в долях единицы [$0 < \Delta s < 1$]. Результаты сопоставления показателя $\Phi_\pm$ с индексом урожайности на Европейской территории СССР представлены на рис. 70. Для урожайных лет связь индекса урожайности с соответствующим значением для положительной

аномалии осадков выражены весьма слабо, тогда как для засушливых условий зависимость $\widetilde{J(\tau)} = f(\Phi_-)$ получается весьма четкой. Основываясь на рис. 70, ее можно аппроксимировать линейным уравнением вида:

$$\widetilde{J(\tau)}_- = 1{,}25\Phi_- + 0{,}06. \qquad (88)$$

Максимальное значение $\Phi_-=0{,}25$ означает наличие охвата 50% территории дефицитом осадков в 50% нормы (1946 и 1975 гг.). Полученная зависимость линейно проэкстраполирована до величины $\Phi_-=0{,}36(0{,}6\times\times 0{,}6)$, что может означать дефицит осадков (более чем на 50% ниже нормы) при охвате засухой более половины всей зерновой зоны Европейской территории СССР. Указанные величины $\widetilde{J(\tau)}$ и $\Phi(\tau)$ следует рассматривать как предельно возможные при данных климатических условиях, обусловливающие сбор зерновых на 50% ниже нормы. Следует отметить также, что при близких значениях ΔH и Δs разного знака величины положительных отклонений урожайности $J(\tau)_+$ оказываются значительно меньше, чем отрицательные, т. е. степень дефицита увлажнения и его пространственного распространения более резко проявляется в формировании неурожайных лет.

ДИНАМИКА КЛИМАТИЧЕСКИХ ЭКСТРЕМУМОВ В НЕКОТОРЫХ ЗАРУБЕЖНЫХ СТРАНАХ

Засушливые годы и их связь с урожайностью в США и Канаде

Для выявления связи засух с урожайностью зерновых в Североамериканском зерновом регионе представляет интерес рассмотреть динамику засушливых лет на территории США за последние 100 лет. Мы проанализировали с этой целью данные по хронологии наиболее сильных засух, охватывавших достаточно крупные территории, а также данные исследований индекса засушливых и увлажненных лет и пространственно-временного распределения засух в 30-е годы XX в. [Hoyt, 1936; Borchart, 1950; Palmer, 1965; Skaggs, 1975]. Кроме того, мы использовали данные о засухах за период с 1886 по 1938 г., приведенные Л. А. Виттельсом и

Таблица 40

Каталог засушливых лет в зерновой зоне США (1870–1977 гг.)

Годы
1874, 1887, 1889, 1890, 1894, 1895, 1901, 1904, 1910, 1917, 1924, 1930, 1931, 1933, 1934, 1936, 1939, 1954, 1955, 1961, 1967, 1974

О. А. Дроздовым [1975], которые в качестве показателя засушливости принимают число штатов с дефицитом осадков (меньше 50% нормы). Эти материалы мы дополнили данными о засухах в 50-х и 60-х годах, существенно повлиявших на урожайность зерновых, а также о сильной засухе 1974 г. [Taubensee, 1974; Wagner, 1974].

В течение рассматриваемого столетия (1874–1974 гг.) наиболее резко выражены периоды с более частым появлением засух в конце 80-х и в середине 90-х годов прошлого столетия, а также интервал 1930–1939 гг., в течение которого было шесть засушливых лет [Dregne, 1977], и середина 50-х годов (табл. 40).

Таким образом в США среднее значение плотности потока засух $\lambda=0{,}22$ (1/год), т. е. в среднем засушливый год бывает один раз в 5 лет. Укажем для сравнения, что в Европейской части СССР в целом величина λ за XIX и XX вв. была равна 0,20 (в южных и юго-восточных регионах – на Украине и в Поволжье – она варьировала в пределах 0,32–0,40), а в Азиатской части СССР 0,45.

Сопоставление засушливых лет с экстремумами урожайности выявило, что в США из 22 засушливых лет 17 лет характеризовались отрицательным экстремумом урожайности пшеницы или кукурузы. Таким образом, в отдельные годы таких совпадений обнаружено не было. Дополнительный анализ материалов Скейга [Skaggs, 1975] показал, что, например, засуха 1939 г. охватила в основном северо-западные районы США и практически не привела к уменьшению средней урожайности в целом по стране.

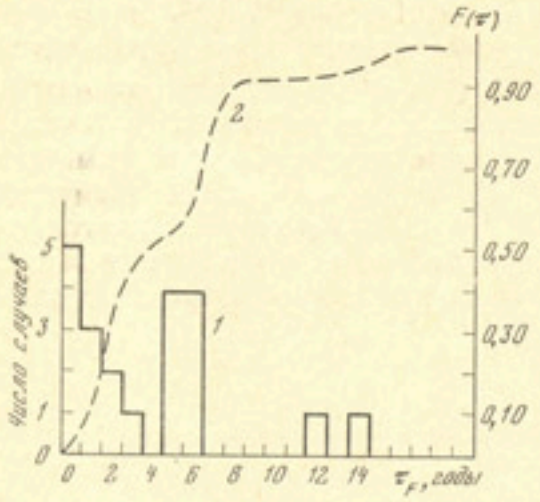


Рис. 71. Плотность распределения интервалов между двумя соседними по времени засухами на территории США (*1*) и функция интегральной вероятности (*2*)

По данным приведенной выше хронологии засушливых лет мы построили график, на котором представлена функция плотности распределения интервалов между двумя соседними по времени засухами, а также дано их интегральное распределение (рис. 71). С обеспеченностью 90% появление засушливого года можно ожидать не меньше одного раза в 7 лет. Как было показано выше, 90%-ная обеспеченность отрицательного экстремума зерновых $\leqslant -10\%$ на территории США и Канады достигается при несколько больших значениях ($\tau_F = 9$ лет), подтверждая статистически тот факт, что не все достаточно крупные по охвату территории засушливые явления приводят к экстремальному снижению урожайности в целом по всей территории зернового пояса этих стран.

Использовав данные о динамике засушливых и влажных лет за период 1925—1972 гг., полученные для провинции Альберта в Канаде [Nkemdrim, Weber, 1976], мы сопоставили их с индексом урожайности за тот же период по всему зерновому региону Канады (табл. 41). В це-

Таблица 41

Динамика сухих и влажных лет в центральном и юго-восточном районах Альберты и индекса урожайности пшеницы в Канаде в целом *

Год	Районы Альберты		Канада в целом, %	Год	Районы Альберты		Канада в целом, %
	центральный	юго-восточный			центральный	юго-восточный	
1926	В	–	+6	1950	С	–	−15
1927	В	В	+26	1951	В	В	+18
1930	–	–	+14	1953	В	В	+19
1931	–	С	−14	1954	В	В	−37
1932	В	В	+15	1955	В	В	+12
1935	В	С	+7	1957	С	–	−12
1936	–	С	−33	1958	С	–	−15
1937	–	С	−48	1960	–	–	0
1943	–	С	−7	1961	С	С	−52
1944	В	–	+3	1962	–	С	+12
1945	–	В	−35	1965	–	В	0
1946	–	В	+3	1966	–	В	+15
1947	–	В	−13	1967	С	–	−23
1948	–	В	−3	1968	С	–	−13
1949	С	–	−25	1972	В	–	0

* В — годы с повышенным увлажнением, С — засушливые годы, «—» годы, близкие по количеству осадков в норме.

лом получилось достаточно устойчивое согласование знака индекса урожайности и экстремума увлажнения в соответствующий год в центральном и юго-восточном районах Альберты и индекса урожайности в Канаде в целом. Исключение составили 1945 г. и особенно 1954 г., для которого для обоих районов Альберты было характерно повышенное увлажнение, а в Канаде в целом наблюдался недород.

В работе Старра [Starr, 1977] обсуждаются погодно-климатические аномалии, приводившие к существенным понижениям урожайности озимой и яровой пшеницы в зерновой зоне США за последние 45 лет. На урожайности яровой пшеницы, в частности, отрицательно сказываются холодный и сухой апрель и засушливость в период формирования зеленой массы. Такие условия отмечались в 1933, 1934, 1936, 1954, 1959, 1961, 1970, 1974, 1976 гг. Для озимой пшеницы неблагоприятная ситуация формирования урожайности складывается при сочетании сухого осеннего периода, мягкой и малоснежной зимы, жарких и сухих марта и апреля и, наоборот, влажного и холодного мая и особенно июня. Такие условия за указанный период наблюдались в 1934, 1935, 1936, 1939, 1950, 1951, 1953, 1955, 1956, 1963, 1967, 1976 гг. Во все эти годы значения индекса урожайности пшеницы по США в целом находились ниже линии тренда, а в отдельные годы они характеризовались экстремальными отклонениями.

Аналогичный анализ был выполнен Старром и в отношении урожайности кукурузы, для которой критическими являются условия в июле: при отклонении температуры на 2° и количества осадков на 20 мм создаются условия, обусловливающие понижение урожайности. Интересно отметить также, что период с 1956 по 1970 г. характеризовался весьма слабой изменчивостью индекса урожайности. Старр утверждает, ссылаясь на Макквига [McQuigg, 1975], что вероятность появления подобного весьма благоприятного периода в будущем меньше 0,0001.

Динамика лет с дефицитом весенне-летних осадков и их связь с экстремумами урожайности в Западной Европе

Для анализа динамики лет с дефицитом осадков в вегетационный период были привлечены данные К. Брукса [1952]. Он привел для районов Западной Европы сведения по хронологии засушливых лет за последнее тысячелетие, полученные в результате использования различных источников; некоторые из них К. Брукс считает, однако, не вполне надежными. В табл. 42, составленной нами по материалам этой работы, приводятся плотности потока засушливых лет в Великобритании и Бельгии по столетиям.

Общая тенденция потока засушливых лет — возрастание его плотности к концу периода, особенно в Великобритании, что связано в первую очередь с увеличением надежности фиксации событий в более позднее время, хотя величины λ, относящиеся к двум последним столетиям, представляются явно завышенными (на это обратил внимание и К. Брукс). Интересно отметить, что на тенденцию потока засух к возрастанию указывают и

Таблица 42

Плотность потока засух в доинструментальный период в Великобритании и Бельгии λ (1/год)

Страна	Столетия								
	X	XI	XII	XIII	XIV	XV	XVI	XVII	XVIII (первая половина)
Великобритания	0,01	0,03	0,10	0,13	0,09	0,07	0,18	0,37	0,57
Бельгия	0,01	0,05	0,11	0,11	0,09	0,15	0,19	0,20	0,36

Таблица 43

Каталог лет с жарким и сухим летним сезоном в Бельгии [Vanderlinden, 1924]

Годы
794, 850, 852, 874, 989, 1022, 1026, 1033, 1073, 1076, 1112, 1130, 1134, 1136, 1156, 1157, 1170, 1177, 1178, 1188, 1189, 1200, 1205, 1206, 1208, 1211, 1222, 1245, 1248, 1250, 1272, 1285, 1296, 1336, 1351, 1358, 1360, 1361, 1367, 1375, 1381, 1393, 1404, 1407, 1409, 1415, 1424, 1432, 1442, 1447, 1458, 1460, 1471, 1473, 1490, 1493, 1496, 1500, 1502, 1503, 1504, 1508, 1517, 1521, 1531, 1532, 1534, 1538, 1540, 1545, 1546, 1556, 1558, 1566, 1578, 1580, 1590, 1611, 1615, 1624, 1629, 1633, 1634, 1635, 1636, 1637, 1640, 1649, 1669, 1672, 1676, 1684, 1690, 1691, 1694, 1702, 1710, 1714, 1716, 1718, 1719, 1721, 1723, 1724, 1726, 1727, 1731, 1743, 1747, 1748, 1749, 1761, 1765, 1772, 1778, 1779, 1783, 1788, 1790, 1791, 1793, 1800, 1803, 1804, 1818, 1819, 1822, 1825, 1827, 1833, 1834

материалы по динамике засух на Европейской территории СССР за исторический период [Раунер, 1976а].

Для более подробного анализа временной последовательности засушливых лет мы рассмотрели каталог, приведенный Вандерлинденом [Vanderlinden, 1924]. В нем зафиксированы годы с жаркими и сухими летними сезонами в Бельгии (табл. 43).

На рис. 72 представлен поток событий по отдельным годам за весь период документации, который можно разделить на три интервала с различной средней плотностью потока в каждом из них.

В первом интервале продолжительностью 280 лет (794—1076 гг.) значение λ минимально: λ=0,03 (1/год). Второй интервал продолжительностью 320 лет (1077—1400 гг.) имеет плотность потока порядка 0,10 (1/год) — одна засуха за 10 лет. Период XV в. — первая половина XIX в., характеризуемый величиной λ=0,21 (1/год), отличается наиболее высокой плотностью потока событий — две засухи за 10 лет. В свою очередь, в этом интервале максимальная величина λ=0,27 за 100 лет отмечается в XVIII в., причем в этом интервале было шесть двухлетних группировок и одна трехлетняя (1747—1749 гг.).

Напомним, что по каталогу засух за этот же период на Европейской территории СССР (см. табл. 35) также отмечалось повышение частоты группировок засушливых лет. Первые два периода по аналогии с принятой выше ранжировкой для каталога засух на Европейской территории СССР за исторический период можно рассматривать как интервалы с эпизодической и не вполне надежной фиксацией засух. Третий интервал представляет собой отрезок времени, для которого засушливые годы документированы достаточно надежно.

Для оценки параметра λ за инструментальный период и контроля этой величины за исторический период (XV—XVIII вв.) мы провели, использовав справочные материалы [World Weather Records, 1927, 1934, 1947, 1959, 1966], а также публикации Шонвизе [Schonviese, 1969] и Шнейера [Sneyers, 1958, 1964], специальный климатологический анализ. Были привлечены материалы десяти метеорологических станций с длинными рядами данных по осадкам и температуре, относительно равномерно размещенных по территории зернового региона (Брюссель — Укль, Гринвич, Гютерсло, Копенгаген, Франкфурт-на-Майне, Нант, Париж, Трир, Утрехт — Дебелт, Эдинбург). Рассматривался период с апреля по август. В качестве критерия отбора лет с дефицитом осадков были приняты годы с отклонением осадков от нормы более чем на 50% по крайней мере в течение двух месяцев и сохранением нормы в остальные месяцы при условии, что такому критерию соответствовали данные не менее трех станций. Ниже приводится каталог соответствующих лет за период 1834—1976 гг. (табл. 44).

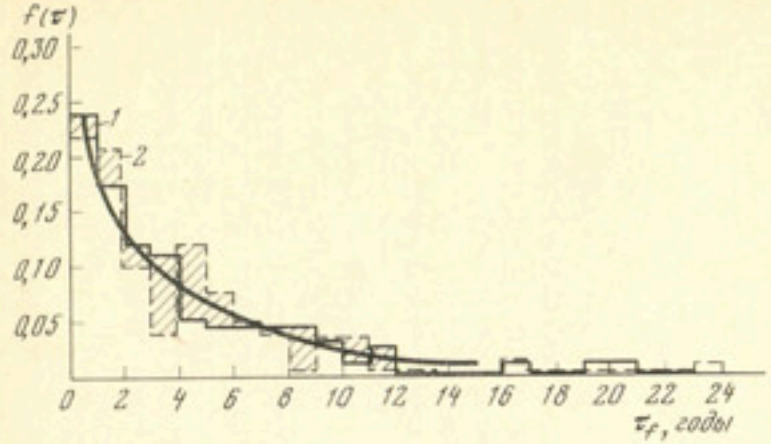


Рис. 72. Динамика потока лет с засушливыми явлениями в Западной Европе за исторический период

Рис. 73. Распределение Пуассона для лет с засушливыми явлениями за доинструментальный период (*1*) и по инструментальным оценкам (*2*) в Западной Европе

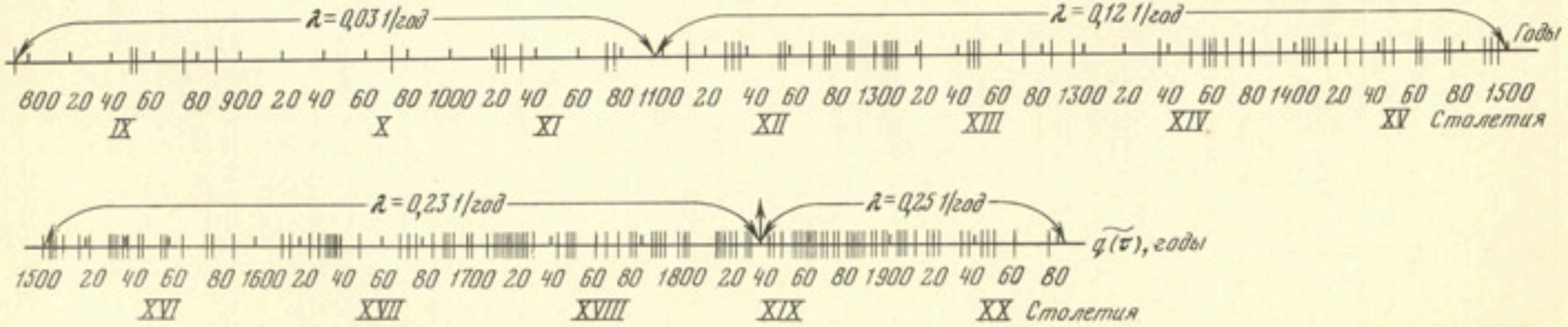


Таблица 44

Каталог лет с дефицитом весенне-летних осадков *

Годы
1834, 1835, 1842, 1844, 1849, 1855, 1857, 1859, 1861, 1864, 1865, 1868, 1870, 1874, 1880, 1881, 1884, 1885, 1887, 1892, 1893, 1896, 1898, 1904, 1905, 1906, 1911, 1919, 1921, 1923, 1934, 1938, 1944, 1947, 1949, 1959, 1976

* Включены также некоторые засушливые годы из каталога засух по Великобритании и ФРГ, приведенные в обзоре по засухам [Засухи, их возможные причины . . ., 1976].

Как видим, в XIX—XX вв. было 37 лет с таким дефицитом весенне-летних осадков, т. е. величина $\lambda=0{,}25$ (1/год), что весьма близко к ее значению за XV—XVIII вв. Таким образом, почти за весь 500-летний период в потоке засушливых лет на территории Западной Европы не обнаруживается какой-либо значимой тенденции векового хода, т. е. имеет место случайный процесс стационарного типа.

Для выявления его статистической структуры была построена функция плотности распределения интервалов между двумя соседними по времени засухами отдельно за доинструментальный и инструментальный периоды (рис. 73). Несовпадение $f(\tau)$ при разных значениях τ для обоих периодов имеет противоположные знаки, что свидетельствует о случайном характере расхождений в обоих случаях. В среднем же полученная гистограмма хорошо аппроксимируется двухпараметрическим экспоненциальным распределением $f(\tau)=\lambda\exp(-\beta\tau)$ со значениями $\lambda=0{,}23$ и $\beta=0{,}30$, $\lambda/\beta=0{,}77$, а также $\sigma_\tau=5{,}5$ лет.

Интегральная вероятность $F(\tau)=0{,}95$ имеет место при $\tau_F=12$, т. е. практически обеспеченность одного года с засушливыми явлениями достигается в 12-летнем интервале. Полученные параметры распределения весьма близки к таковым для районов северной лесостепи Украины и Центрально-Черноземного района ($\lambda=0{,}20$, $\beta=0{,}30$), т. е. для весьма благоприятных по условиям увлажнения районов Европейской территории СССР.

Для дополнительного анализа засушливых явлений был использован также каталог катастрофических засух за 1500—1850 гг., документированных по резкому снижению уровня рек в бассейне Эльбы [Weikinn, 1965]. Последнее наблюдалось в следующие годы: 1509, 1530, 1534, 1536, 1538, 1540, 1564, 1575, 1585, 1590, 1616, 1631, 1642, 1652, 1653, 1657, 1669, 1678, 1681, 1684, 1686, 1705, 1706, 1719, 1759, 1766, 1800, 1810, 1811, 1822, 1834, 1835, 1836, 1842.

Средняя плотность потока $\lambda=0{,}10$ (1/год), т. е. она была в 2 раза меньше, чем по каталогу лет с жарким и сухим летним сезоном в Бельгии за тот же период (см. табл. 42 и 43). Число лет, совпадающих с приведенными в этом каталоге, равно 12. Соответствующее значение $\lambda_{\text{сов}}=0{,}04$ характерно для редких засух, и оно хорошо согласуется с соответствующей величиной для наиболее сильных засух в Западной Европе за инструментальный период. Функция распределения $f(\tau)$ характеризуется основным максимумом при $\tau=0$ и вторичным — при $\tau=9$—10 лет. Следует отметить, что величина λ для XVIII в. оказалась в 2 раза ниже, чем для всего рассматриваемого периода.

Рассмотрим связь экстремумов урожайности с динамикой лет с дефицитом весенне-летних осадков. Выборка по Франции, Великобритании, Германии (до 1945 г.) и ФРГ показывает, что число таких лет, совпадающих с отрицательными или положительными экстремумами урожайности, во Франции, Германии и ФРГ одинаково, а в Великобритании их совпадение с положительными экстремумами даже выше, чем с отрицательными (табл. 45).

На первый взгляд такое соотношение представляется несколько неожиданным. Однако следует иметь в виду, что в рассматриваемых климатических условиях при весьма высоких абсолютных суммах осадков

Таблица 45

Соотношение числа лет с дефицитом весенне-летних осадков с экстремумами урожайности

Показатель	Франция	Великобритания	Германия (до 1945 г.) и ФРГ
С отрицательным экстремумом $\leqslant \pm 10\%$ (N_-)	30	22	19
С положительным экстремумом $\geqslant \pm 10\%$ (N_+)	39	20	15
С дефицитом осадков в годы с пониженной урожайностью (n_-)	8	8	4
С дефицитом осадков в годы с повышенной урожайностью (n_+)	8	13	4
Отношение $\frac{n_-}{N_-}$	0,27	0,36	0,21
$\frac{n_+}{N_+}$	0,20	0,65	0,27

вегетационного периода даже их 50%-ный дефицит в течение двух месяцев не всегда приводит к снижению почвенного увлажнения ниже критического уровня. К этому следует добавить, что наличие озимых посевов, развивающихся в условиях относительно благоприятного гидротермического режима осенне-зимнего периода, также способствует сохранению стабильности урожая даже при отрицательном экстремуме весенне-летнего атмосферного увлажнения. Последний, как правило, сопровождается повышением уровня термических ресурсов и инсоляционного режима, что, по-видимому, может в конечном счете приводить в отдельных случаях к некоторому повышению урожайности пшеницы (см., например, 1921 и 1938 гг. в табл. 44).

Характерным примером в этом отношении может служить также жестокая засуха 1976 г. в Западной Европе, при которой в некоторых районах вообще не выпадало осадков в течение целого месяца. Однако даже при этих условиях уровень отклонения урожайности пшеницы по всем трем странам не превысил 15% ее среднего значения, причем более устойчивыми оказались осенние культуры [Hallaire, 1977].

Для дополнительного анализа полученного выше соотношения экстремальных по урожайности и сухих лет мы сопоставили индекс цен на европейскую пшеницу по Бевериджу [Beveridge, 1921] за период 1501—1868 гг. с материалами каталогов:

Индекс цен, %	Число лет с дефицитом осадков
<-20	17
$-20 \div 0$	28
$0 \div +20$	17
$>+20$	9

Как видно из приведенных цифр, отмечается явное преобладание сухих сезонов, совпадающих с годами с пониженными ценами, которые, в свою очередь, в значительной мере отражают условия повышенной урожайности и валового сбора.

Таким образом, в Западноевропейском зерновом регионе засушливые явления хотя и вносят определенный вклад в дисперсию отрицательных отклонений многолетней последовательности неурожайных лет, их роль проявляется значительно слабее, чем в зерновых районах Северной Америки и СССР. Следовательно, эти факторы мало влияют на проявление декомпенсационного эффекта, который тем не менее имеет место и в Западной Европе, как было проиллюстрировано выше. Его возникновение формируется под воздействием других неблагоприятных погодно-климатических комплексов, что в известной мере служит подтверждением универсальности его проявления в системе «климат — урожайность зерновых».

Аномальные годы в Японии и Китае и их влияние на урожайность риса

Для систематизации экстремальных лет, влияющих на динамику урожайности риса, мы составили каталог экстремально холодных вегетационных сезонов в Японии, особенно характерных для ее северной части. Основой послужили данные Иошино [Yoshino, 1974] и Тани [см. Uchijima, 1976a], относящиеся к XX в., и данные Х. Аракавы [1975] по отрицательным экстремумам урожайности в Северной Японии в 1881—1953 гг., а за более ранний период XIX в.— данные по урожайности в Риого-Муру (префектура Тотиги к северу от Токио).

Средние значения плотности потока экстремально холодных вегетационных сезонов в XIX и XX вв. оказались весьма близкими (λ=0,18 и λ=0,21), что позволяет принять среднее значение за весь период λ=0,20 (1/год), т. е. один такой сезон за 5 лет. Как указывают Иное, Михара и Цубои [Inoue et al., 1965], за последние 360 лет холодная летняя погода в Северной Японии, приводившая к резкому снижению урожайности риса, отмечалась 56 раз, т. е. в среднем один раз в 6 лет, что весьма близко совпадает с полученной выше оценкой.

По материалам каталога была построена функция интегрального распределения интервалов между двумя соседними по времени аномально холодными вегетационными сезонами (кривая *3* на рис. 56). 90%-ная обеспеченность достигается при τ_F=12 лет, что весьма близко к соответствующей цифре, полученной для отрицательных экстремумов.

Таким образом, основной вклад в дисперсию неурожайных лет в целом по всей зерновой зоне Японии вносят годы с аномально холодными летними сезонами в ее северной части, которые обусловлены адвекцией морских воздушных масс, охлажденных над холодным Курильским течением. Такие холодные летние сезоны подразделяются на три группы: 1) с низкими температурами в июне — июле, 2) с низкими температурами в середине лета (в июле — августе) и 3) с двумя холодными периодами (в июне — июле и в августе — сентябре) или продолжительным холодным периодом (в течение всего вегетационного сезона) — смешанный тип [Agricultural meteorology of Japan, 1974]. В качестве примеров холодных летних сезонов первого типа могут служить 1903, 1931, 1945, 1954 гг., второго типа — 1906, 1934, 1941 гг., третьего типа — 1905, 1913, 1953 гг.

Засушливые явления в Японии имеют в основном локальный характер. Они приурочены к равнинному району Канто (район Токио и окружающие префектуры), к западному Кюсю и к прибрежным областям Внутреннего Японского моря. В обзоре по засухам [Логинов и др., 1976] приводится хронология засушливых лет в Японии за период с 1648 по 1967 г. (табл. 46).

Плотность потока по отдельным столетиям невысока λ=0,05—5 лет с засушливыми явлениями за 100-летний интервал. Вместе с тем для XX в.

Таблица 46

Каталог лет с аномальными погодными условиями в Северной Японии

Годы с холодными весенне-летними сезонами *	Годы с засушливыми явлениями **
1825, 1833, 1936, 1838, 1843, 1845, 1850, 1862, 1866, 1867, 1868, 1869, 1879, 1884, 1897, 1902, 1905, 1906, 1913, 1926, 1931, 1934, 1935, 1941, 1945, 1956, 1964, 1966, 1969, 1971, 1976, 1977	1648, 1660, 1663, 1680, 1697, 1714, 1725, 1737, 1786, 1796, 1809, 1852, 1854, 1861, 1894, 1922, 1929, 1934, 1939, 1944, 1949, 1958, 1960, 1967

* 1977 г. отнесен в эту группу лет по предварительной оценке [Sekiguti, 1977].

** 1949 и 1958 гг. включены в эту группу нами. 1958 г. идентифицируется в японском справочном издании [Agricultural meteorology of Japan, 1974] как засушливый год и сравнивается с 1939 г., в котором наблюдалась засуха. 1949 г. отнесен к засушливым, согласно данным Накагавы [Uchijima, 1976a].

отмечается более высокая плотность λ=0,12 (1/год), что, по-видимому, связано с более надежной документацией засушливых явлений за инструментальный период. Аналогичные соотношения между числом фиксируемых событий в доинструментальный и инструментальный периоды сохраняются и в других каталогах засушливых лет, как это было показано выше (см. табл. 42).

Средняя плотность потока за весь период невысокая, т. е. засушливые явления в данной зерновой зоне не только локальны, но и редки. При сопоставлении неурожайных лет в XIX и XX вв. с данными каталога лет с аномальными погодными условиями был выявлен только один совпадающий год (1934 г.), который, однако, связан с аномально холодным вегетационным сезоном в северной части страны. Таким образом, засухи в данных климатических условиях не вносят какого-либо вклада в дисперсию неурожайных лет в среднем для всей зерновой зоны Японии.

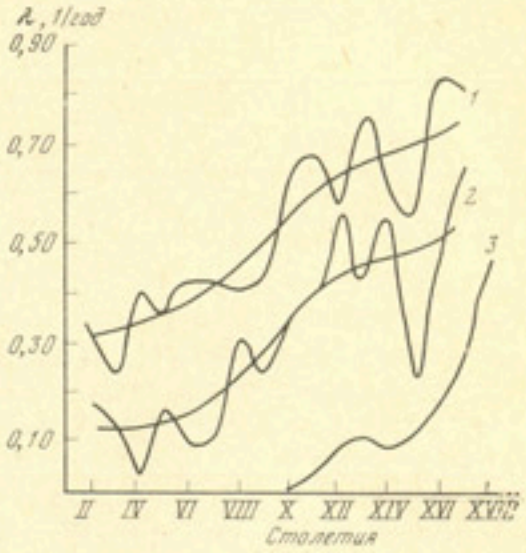


Рис. 74. Динамика величины λ

1 — засушливые годы в КНР; *2* — годы с наводнениями в КНР; *3* — засушливые годы в Западной Европе

Равнинные и особенно приморские районы Китая, к которым приурочены посевы риса, пшеницы и других зерновых культур, входят в зону с муссонным типом климата. Для этой территории, несмотря на относительно стабильный сезонный режим, характерна значительная изменчивость атмосферного увлажнения в отдельные периоды. С. П. Хромов [1956] указывает, что в Пекине при средней норме июльских осадков в 256 мм, за 46 лет (1891—1936 гг.) отмечался 21 год с осадками меньше 50 мм и 5 лет практически бездождных (меньше 5 мм). К. Брукс [1952] приводит число засух и наводнений в Китае за исторический период, которые представлены нами на графике (рис. 74) в виде плотности потока λ, на котором нанесены и некоторые средние линии, характеризующие повышение надежности документации событий. По-видимому, применительно к эпохе XIV—XVI вв. можно говорить о достаточно надежном фиксировании этих природных явлений в исторических документах. На этом графике для сравнения показана также аналогичная кривая засух в Западной Европе, построенная по данным табл. 42, которая отражает этот же эффект. К концу рассматриваемого периода для лет с наводнениями λ=0,5 (1/год), а для засушливых лет λ=0,7 (1/год), т. е. соответственно один раз в 2 года и 2 раза в 3 года. Вековые флуктуации экстремумов следует оценивать не по абсолютным, а по относительным колебаниям от линии тренда.

Согласно оценке Яао [Yao, 1969], для северных районов Великой Китайской равнины минимальное количество осадков в мае и июне, при отклонении от которого возникают засушливые условия, равно соответственно 75 и 100 мм, причем вероятность таких ситуаций весьма часта — 4 года из 5. В долине Хуанхэ один раз в 20 лет обеспечено не менее 6 месяцев с отклонением осадков от нормы более чем на 50%, т. е. довольно резкая и длительная засушливая ситуация [Yang, Hao, 1956]. Как указывает Яао [Yao, 1969], для равнинных и приморских районов муссонной зоны характерно в вероятностном отношении преобладание крайних режимов — либо засушливого, либо избыточно влажного, причем первый может переходить во второй в зависимости от особенностей синоптического режима в данном сезоне.

В этой связи представилось интересным оценить функции $f(\tau)$ и $F(\tau)$ для таких лет с сопряженными экстремумами, при которых засухи могут сменяться наводнениями и таким образом может наноситься двойной ущерб продуктивности зерновых. Для их оценки был привлечен длинный ряд по осадкам в регионе Сеул-Инчхон, хотя и расположенном на западном берегу п-ва Корея, но входящем в ту же климатическую область. Приведем результаты расчета за период 1770—1949 гг. (табл. 47).

Таблица 47

Функция плотности распределения для лет с сопряженными экстремумами (по Сеулу)

Годы	Число случаев	Годы	Число случаев	Годы	Число случаев	Годы	Число случаев
0	2	7	0	14	0	21	0
1	3	8	2	15	0	22	0
2	1	9	1	16	1	23	0
3	3	10	1	17	1	24	0
4	3	11	1	18	0	25	0
5	3	12	0	19	0	26	0
6	1	13	0	20	1		

В качестве критерия для отбора за сухие принимались месяцы с количеством осадков меньше 75—100 мм, а за избыточно влажные — с количеством осадков, составляющим 150% нормы и больше. Характер функции свидетельствует о нестационарном потоке событий (λ=0,14 1/год). Обеспеченность $F(\tau)$ такого года на уровне 90% достигается в интервале τ_p= =9—10 лет, а на уровне 95% — в интервале τ_p=16—17 лет.

Приведенные оценки свидетельствуют о том, что на фоне общей весенней засушливости резкие климатические аномалии, в том числе годы с сопряженными экстремумами увлажнения разного знака, в условиях зерновой зоны Китая сравнительно редки. Это проявляется в динамике урожайности риса и пшеницы. Для последней максимальные отрицательные отклонения за период 1949—1974 гг. не превосходят —15% при весьма низком среднем абсолютном уровне урожайности этой культуры — 8÷ 11 ц/га [Сельское хозяйство КНР, 1978]. Согласно имеющимся данным, китайские метеорологи проанализировали аномальные режимы засушливости на территории Китая за 500 лет, использовав описания, содержащиеся в исторических источниках, для составления климатических карт с распределением засушливых и влажных периодов за это время [Всемирная конференция по климату, 1979].

СИНХРОННОСТЬ ЗАСУХ В ЗЕРНОВЫХ РЕГИОНАХ СЕВЕРНОГО ПОЛУШАРИЯ

Некоторые общие замечания

Как было показано выше, временная последовательность засушливых лет за достаточно длительный период (порядка 100—150 лет и более) может интерпретироваться как стохастический поток событий пуассоновского типа. Такая закономерность довольно хорошо проявляется при анализе каталогов засух по отдельным районам зерновой зоны СССР. Для характеристики динамики событий, охватывающих два или больше районов или всю зерновую зону, распределение Пуассона стационарного типа (41) заменяется обобщенным распределением, характерным для нестационарного потока событий. При этом чередование событий может подчиняться не только регулярной последовательности типа Пальма—Эрланга, но и чисто

случайной. В этом случае параметры синхронного потока можно определять на основании теоремы умножения вероятностей для независимых событий.

Поскольку величина λ существенно меньше единицы, то ее значение должно резко убывать по мере возрастания числа отдельных независимых рядов лет. Например, для характерных значений λ совокупности из трех рядов, т. е. трех каталогов засух для трех крупных регионов при λ порядка 0,30, 0,20 и 0,10, плотность синхронного потока событий $\lambda_{\text{син}}=0{,}006$, т. е. в среднем одно событие в 150 лет.

Если принять в целях упрощения, что новая временная последовательность подчиняется стационарному распределению типа (41), то по формуле (45) нетрудно подсчитать, что для 95%-ной обеспеченности появления одного синхронного события длина такого ряда должна быть порядка 500 лет. Указанные цифры можно рассматривать как характерные при определении длины ряда лет каталогов синхронных засушливых явлений.

Получение необходимой информации требует специальной каталогизации засушливых лет путем последовательного составления каталогов разного типа, полностью описывающих всю матрицу таких явлений.

1. Прежде всего составляются исходные (базовые) каталоги засушливых лет для каждого достаточно однородного в климатическом отношении района; каталог этого типа содержит исходную информацию по хронологии засушливых лет на основе инструментальных или косвенных оценок.

2. По этим материалам путем сопоставления выделяются засушливые годы, имевшие место в двух или более районах, а также в целом по всей исследуемой территории (например, по всей зерновой зоне СССР); составление каталогов подобного типа по существу является процедурой «чередования» для потока синхронных событий.

3. Далее на этой основе может быть составлен реестр лет, включающий сведения о всех засухах — несинхронных и синхронных применительно к какому-либо региону, включающему два и более районов; такой кумулятивный (сквозной) каталог содержит сведения о потенциально возможном количестве засушливых лет для всей рассматриваемой территории за соответствующий интервал времени.

4. Наконец, на основании кумулятивных каталогов выделяются годы, в которые засушливые явления ни в одном из двух или нескольких районов или по всей рассматриваемой территории не отмечались (каталоги синхронных незасушливых лет).

Фрагмент совокупности описанных типов каталогов в наиболее наглядной и удобной для анализа матричной форме для шести основных зерновых районов СССР приведен на рис. 75.

Следует подчеркнуть, что для выделения генетически однородных территорий (районов или регионов) по условиям и происхождению эффектов засушливости могут быть использованы обычные показатели типа гидротермических коэффициентов или индексов аридности. Для наших целей возможно применение статистических параметров для функции $f(\tau)$, имея в виду, что их количественные градации и устойчивость могут рассматриваться как определенные критерии. Из них важным критерием является сохранность стационарности пуассоновского распределения.

Для более высокого уровня географического обобщения желательно в качестве первого приближения и упрощения анализа не включать районы с муссонными и средиземноморскими типами климатического режима, которые характеризуются резко выраженной регулярностью увлажнения. Для климатических областей подобного типа необходима специальная каталогизация экстремальных лет.

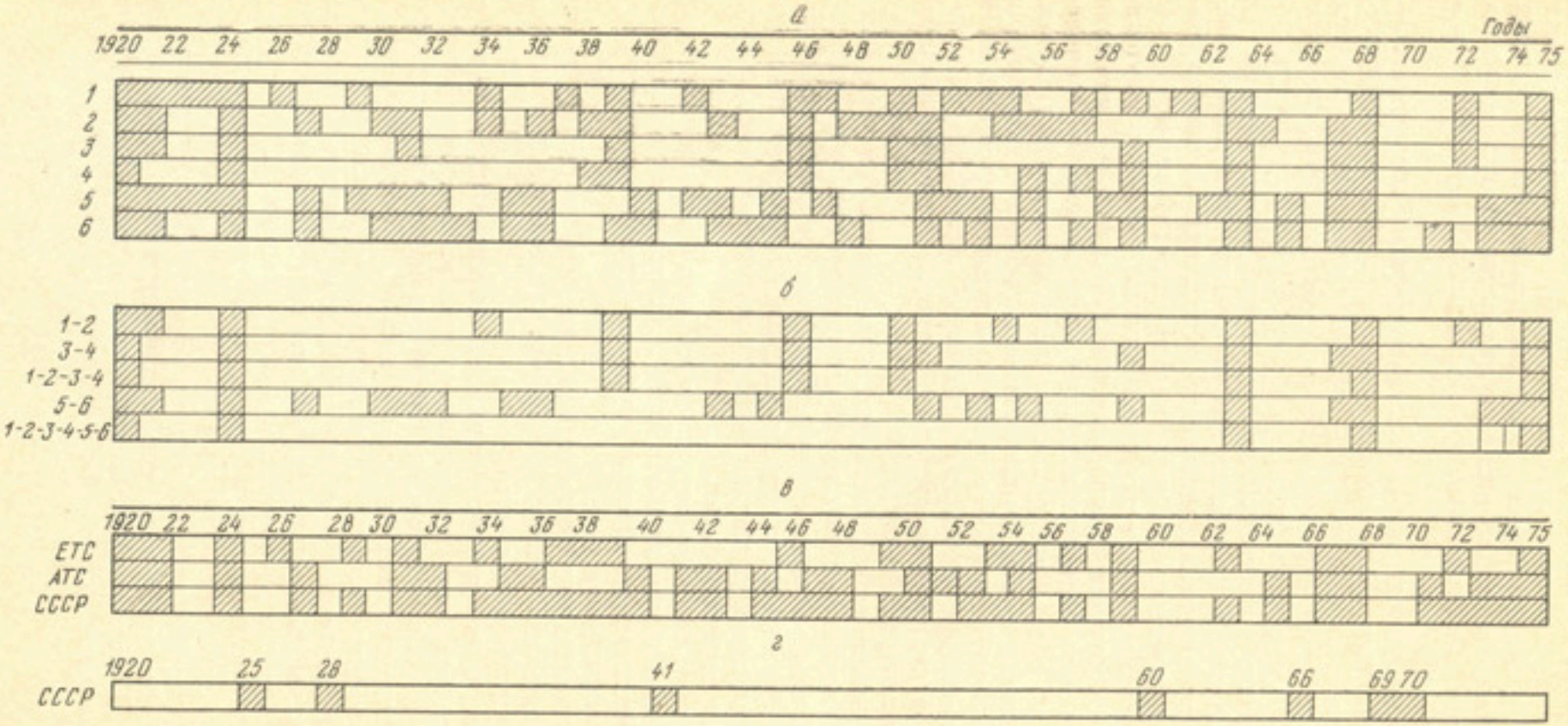


Рис. 75. Система каталогов засух разных типов, составленная в матричной форме для зерновой зоны СССР (фрагмент за 1920—1975 гг.)

а — каталог исходный по 6 основным районам; *б* — то же, синхронных засух; *в* — то же, кумулятивный; *г* — то же, для синхронно незасушливых лет по всей зерновой зоне СССР. *1* — Украина; *2* — Поволжье; *3* — Центрально-Черноземная область; *4* — Северный Кавказ; *5* — Западная Сибирь; *6* — Казахстан

Синхронность засушливых лет в основных районах зерновой зоны СССР

Основываясь на сводном каталоге засушливых лет (см. табл. 35), мы составили каталог синхронных засух (табл. 48).

По материалам этого каталога была произведена оценка функции плотности распределения синхронных засух, некоторые примеры которой представлены на рис. 76. Для Западной Сибири — Казахстана максимум $f(\tau)_{син}$ приходится на $\tau=0$ и $\tau=1$, т. е. наиболее вероятна сопряженность засушливых процессов в обеих частях Срединного региона ежегодно или с интервалом через год. В этом случае выполняется формула (41). Для пары Украина — Поволжье максимум $f(\tau)_{син}$ приходится на $\tau=2-4$ года. Для большей части территории зерновой зоны (т. е. сумма лет пары Европейская территория СССР — Западная Сибирь и пары — Срединный регион — какие-либо два из четырех районов Европейской территории СССР) максимум смещается в сторону еще больших значений τ (3—6 лет). Контроль выделенных в каталоге засушливых и незасушливых лет для СССР выполнен на основе величин индекса урожайности и ГТК. Система изолиний параметра $\gamma=I\cdot a_1$ (где I — индекс урожайности и a_1 — первый коэффициент разложения ГТК по естественным ортогональным функциям) дает весьма наглядную ординацию поля точек и подтверждает надежность выделенных лет (рис. 77).

В табл. 49 приводятся сводные результаты статистической параметризации синхронных засух в двух или трех районах по всей зерновой зоне СССР.

Для комбинаций Украина — Поволжье и Центрально-Черноземная область — Северный Кавказ, условно характеризующих широтное и меридиональное распределение зерновых районов на Европейской территории СССР, различие в параметрах $\lambda_{син}$ и $\tau_{0,90}$ указывает на значительно бóльшую сопряженность в динамике засушливых явлений для первой пары. Это в целом соответствует общей пространственной ориентации засушливой зоны (запад — юго-запад и восток — северо-восток). Для пары Украина — Северный Кавказ и Поволжье — Северный Кавказ также характерно существенное различие обоих параметров, свидетельствующее о большей сопряженности в этом отношении Северного Кавказа с районами Поволжья (особенно южными). Для комбинации Поволжье — Центрально-Черноземная область и Украина — Центрально-Черноземная область также характерна несколько более тесная статистическая связь Центрально-Черноземной области с районами Поволжья.

Синхронность засух в каких-либо двух из четырех зерновых районов на Европейской территории СССР в любой последовательности обеспечивается при $\tau_p=6$ лет и имеет максимальное значение $\lambda_{син}=0{,}3$. Функция $f(\tau)_{син}$ для этого случая характеризуется нестационарным потоком событий и может аппроксимироваться двухмодальным распределением в виде линейной комбинации (1) и (10). При сопоставлении синхронных засушливых лет в трех районах наибольшее значение интервала 90%-ной обеспеченности (9 лет) имеет место для группы Поволжье — Центрально-Черноземная область — Северный Кавказ, а для группы Украина — Поволжье — Центрально-Черноземная область значение $\tau_p=16$ лет.

В связи с этими данными можно считать, что практическая обеспеченность синхронной засухи на всей территории зерновых районов Европейской территории СССР должна достигаться при $\tau_p=20$ лет, т. е. 5 раз в 100 лет. Одновременный охват засухой Украины, Поволжья и Казахстана достигается на уровне 90%-ной обеспеченности один раз в 17 лет. Можно считать также, что бóльшая часть зерновой зоны СССР охватывается синхронными засушливыми явлениями при $\lambda_{син}=0{,}155$ (1/год), т. е. с 50%-ной обеспеченностью один раз в 6—7 лет, а на уровне 90%-ной обеспеченности — один раз в 10—11 лет (см. рис. 78, *а*, кривая *2*). Охват засухой всех шести зерновых районов, т. е. полностью всей территории зерновой зоны СССР, за последние 87 лет отмечался 5 раз,

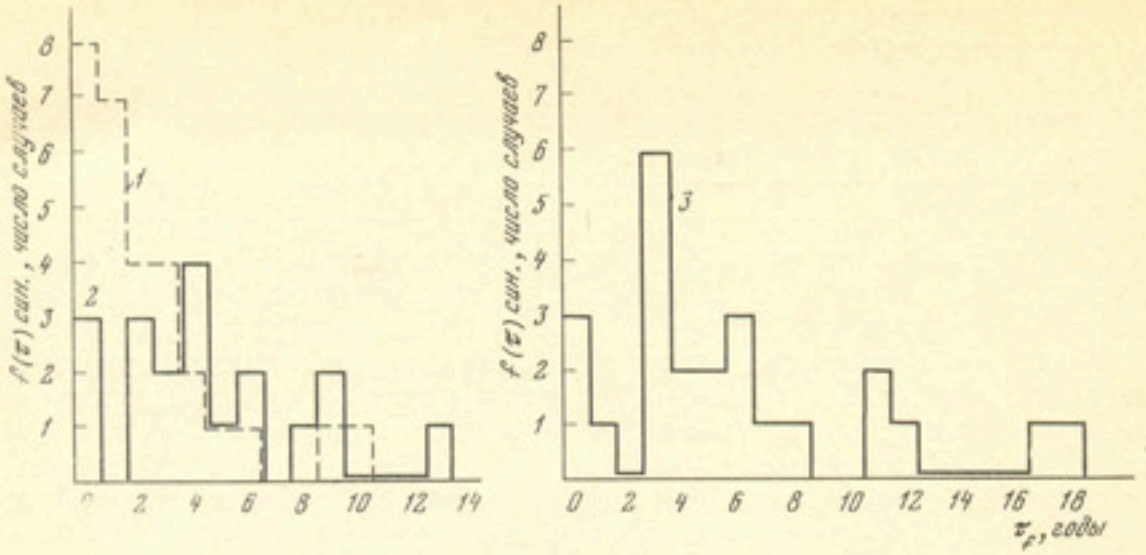


Рис. 76. Функция плотности распределения для интервалов между двумя засухами

1 — Западная Сибирь — Казахстан; *2* — Украина — Поволжье; *3* — Европейская территория СССР — Западная Сибирь; Азиатская территория СССР — какие-либо два района Европейской территории СССР

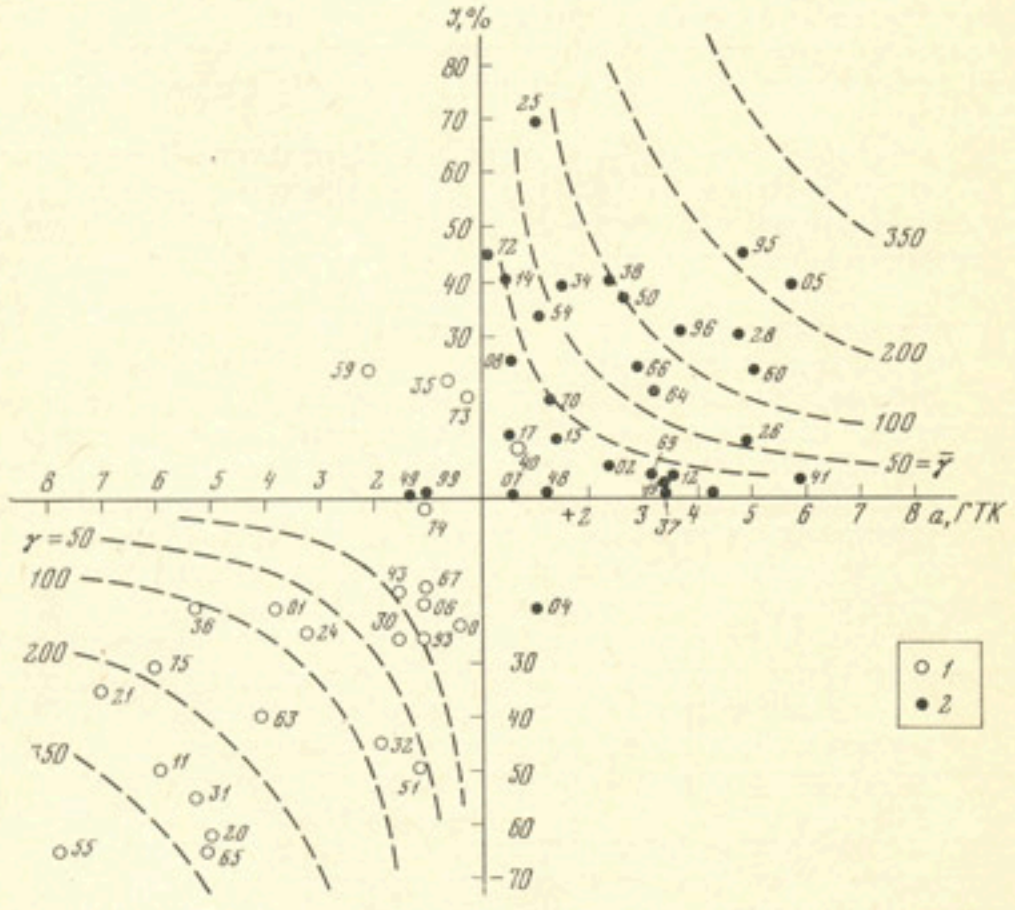


Рис. 77. Ординация синхронно-засушливых (*1*) и синхронно-незасушливых (*2*) лет на основе параметра $\gamma = I \times a_1$ ГТК, где I — индекс урожайности, a_1 — первый коэффициент разложения ГТК по естественным ортогональным функциям [Мещерская, Блажевич, Ильинская, 1978]

а максимальный интервал между ближайшими засушливыми годами (1924—1963 гг.) составил 39 лет. Следовательно, для приближенных оценок значение $\tau_{0,95}$ может быть принято равным 40 годам при значении $\lambda_{син}$=0,06 (1/год), т.е. в среднем несколько больше пяти засух за 100 лет.

По материалам табл. 48 были выделены годы, в которых засушливые явления не отмечались ни в одном из шести зерновых районов, т. е. имело место нормальное увлажнение по всей зерновой зоне (табл. 50).

Таблица 48

Каталог синхронных засушливых лет в разных районах зерновой зоны СССР

Территория	Период	Годы
1. Украина – Поволжье	1861–1976 гг.	1862, 1863, 1871, 1875, 1885, 1890, 1891, 1892, 1897, 1906, 1920, 1921, 1924, 1934, 1939, 1946, 1950, 1954, 1957, 1963, 1968, 1972, 1975
2. Украина – Центрально-Черноземная область	1871–1976 гг.	1875, 1920, 1921, 1924, 1939, 1946, 1950, 1963, 1968, 1972, 1975
3. Украина – Северный Кавказ	1891–1976 гг.	1891, 1892, 1897, 1906, 1920, 1924, 1946, 1950, 1959, 1968, 1975
4. Поволжье – Центрально-Черноземная область	1871–1976 гг.	1875, 1901, 1914, 1920, 1921, 1924, 1931, 1939, 1946, 1950, 1951, 1963, 1967, 1968, 1972, 1975
5. Поволжье – Северный Кавказ	1891–1976 гг.	1891, 1892, 1897, 1901, 1911, 1920, 1924, 1938, 1939, 1946, 1950, 1951, 1955, 1957, 1963, 1967, 1968, 1975
6. Центрально-Черноземная область – Северный Кавказ	1891–1976 гг.	1901, 1920, 1924, 1939, 1946, 1950, 1951, 1959, 1963, 1967, 1968, 1975
7. Последовательный охват минимум двух из четырех районов Европейской территории СССР (все синхронные годы)	1861–1976 гг.	1862, 1863, 1871, 1875, 1885, 1890, 1891, 1892, 1897, 1901, 1906, 1911, 1914, 1920, 1921, 1924, 1931, 1934, 1938, 1939, 1946, 1950, 1951, 1954, 1955, 1957, 1959, 1963, 1967, 1968, 1972, 1975
8. Украина – Поволжье – Центрально-Черноземная область	1871–1976 гг.	1875, 1920, 1921, 1924, 1939, 1946, 1950, 1963, 1968, 1972, 1975
9. Украина – Поволжье – Северный Кавказ	1891–1976 гг.	1891, 1892, 1897, 1906, 1920, 1924, 1939, 1946, 1950, 1957, 1963, 1968, 1975
10. Поволжье – Центрально-Черноземная область – Северный Кавказ	1891–1976 гг.	1901, 1920, 1924, 1939, 1946, 1950, 1951, 1963, 1967, 1968, 1975
11. Украина – Центрально-Черноземная область – Северный Кавказ	1891–1976 гг.	1920, 1924, 1939, 1946, 1950, 1959, 1963, 1968, 1975
12. Зерновой регион Европейской территории СССР в целом	1891–1976 гг.	1920, 1924, 1939, 1946, 1950, 1963, 1968, 1975
13. Западная Сибирь и Алтай – Казахстан	1885–1976 гг.	1888, 1890, 1893, 1900, 1901, 1906, 1911, 1920, 1921, 1924, 1927, 1930, 1931, 1932, 1935, 1936, 1940, 1943, 1945, 1951, 1953, 1955, 1959, 1963, 1965, 1967, 1968, 1973, 1974, 1975
14. Украина – Поволжье – Западная Сибирь	1871–1976 гг.	1871, 1890, 1906, 1920, 1921, 1924, 1963, 1968, 1975
15. Украина – Поволжье – Казахстан	1885–1976 гг.	1890, 1891, 1897, 1906, 1920, 1921, 1924, 1939, 1957, 1963, 1968, 1975
16. Украина – Поволжье – Северный Кавказ – Западная Сибирь	1891–1976 гг.	1920, 1924, 1963, 1968, 1975
17. Украина – Поволжье – Северный Кавказ – Казахстан	1891–1976 гг.	1891, 1897, 1906, 1920, 1924, 1939, 1957, 1963, 1968, 1975
18. Европейская территория СССР – Западная Сибирь	1815–1976 гг.	1822, 1824, 1842, 1848, 1855, 1859, 1871, 1906, 1920, 1924, 1963, 1968, 1975
19. Азиатская территория СССР – минимум два района Европейской территории СССР	1885–1976 гг.	1890, 1901, 1906, 1911, 1920, 1921, 1924, 1931, 1951, 1955, 1959, 1963, 1967, 1968, 1975
20. Зерновая зона, бóльшая часть (№ 18 и № 19)	1815–1976 гг.	1822, 1824, 1842, 1848, 1855, 1859, 1871, 1890, 1901, 1906, 1911, 1920, 1921, 1924, 1931, 1951, 1955, 1959, 1963, 1967, 1968, 1975
21. Зерновая зона в целом	1891–1976 гг.	1920, 1924, 1963, 1968, 1975

Таблица 49

Параметры $\lambda_{син}$ и $\tau_{0,90}$ синхронных засух в различных районах зерновой зоны СССР

Территория	$\lambda_{син}$, (1/год)	$\tau_{0,90}$, лет
1. Украина – Поволжье	0,20	9–10
2. Украина – Центрально-Черноземная область	0,13	9–10
3. Украина – Северный Кавказ	0,13	14–15
4. Поволжье – Центрально-Черноземная область	0,18	10–11
5. Поволжье – Северный Кавказ	0,22	7–8
6. Центрально-Черноземная область – Северный Кавказ	0,14	13–16
7. Два (не меньше) из четырех районов Европейской территории СССР в любой комбинации	0,29	6
8. Украина – Поволжье – Центрально-Черноземная область	0,12	16
9. Украина – Поволжье – Северный Кавказ	0,15	14
10. Поволжье – Центрально-Черноземная область	0,13	19
11. Украина – Центрально-Черноземная область – Северный Кавказ	0,11	15
12. Европейская территория СССР в целом	0,09	20 *
13. Западная Сибирь (Алтай) – Казахстан (Срединный регион в целом)	0,33	6–7
14. Украина – Поволжье – Западная Сибирь	0,07	35
15. Украина – Поволжье – Казахстан	0,13	17
16. Украина – Поволжье – Северный Кавказ – Западная Сибирь	0,06	35
17. Украина – Поволжье – Северный Кавказ – Казахстан	0,13	17–18
18. Европейская территория СССР – Западная Сибирь, бóльшая часть зерновой зоны	0,10	20
19. Азиатская часть СССР – не меньше двух районов Европейской части СССР, бóльшая часть зерновой зоны	0,16	10
20. Бóльшая часть зерновой зоны СССР, последовательный охват засухой в комбинации № 12 и часть № 13, № 13 и часть № 12)	0,15	13
21. Зерновая зона СССР в целом	0,06	40 *

* Значения при малых выборках, для которых $\tau_{0,90}$ округлено с точностью до 5 лет.

Таблица 50

Сводный каталог незасушливых лет в зерновой зоне СССР

Территория	Годы
Европейская территория СССР	1881, 1882, 1886, 1888, 1893, 1894, 1896, 1898, 1899, 1902, 1908, 1910, 1912, 1913, 1915, 1916, 1919, 1925, 1928, 1932, 1933, 1935, 1940, 1941, 1944, 1945, 1947, 1952, 1956, 1958, 1960, 1962, 1965, 1966, 1969, 1970, 1971, 1973, 1974, 1976, 1978
Азиатская территория СССР	1885, 1886, 1887, 1892, 1895, 1896, 1898, 1899, 1903, 1904, 1905, 1912, 1913, 1914, 1915, 1917, 1918, 1919, 1925, 1926, 1928, 1934, 1937, 1938, 1941, 1946, 1949, 1950, 1954, 1960, 1961, 1964, 1966, 1969, 1970, 1972, 1976, 1978
Зерновая зона в целом	1886, 1896, 1898, 1899, 1908, 1912, 1913, 1915, 1919, 1925, 1928, 1941, 1960, 1966, 1969, 1970, 1976, 1978

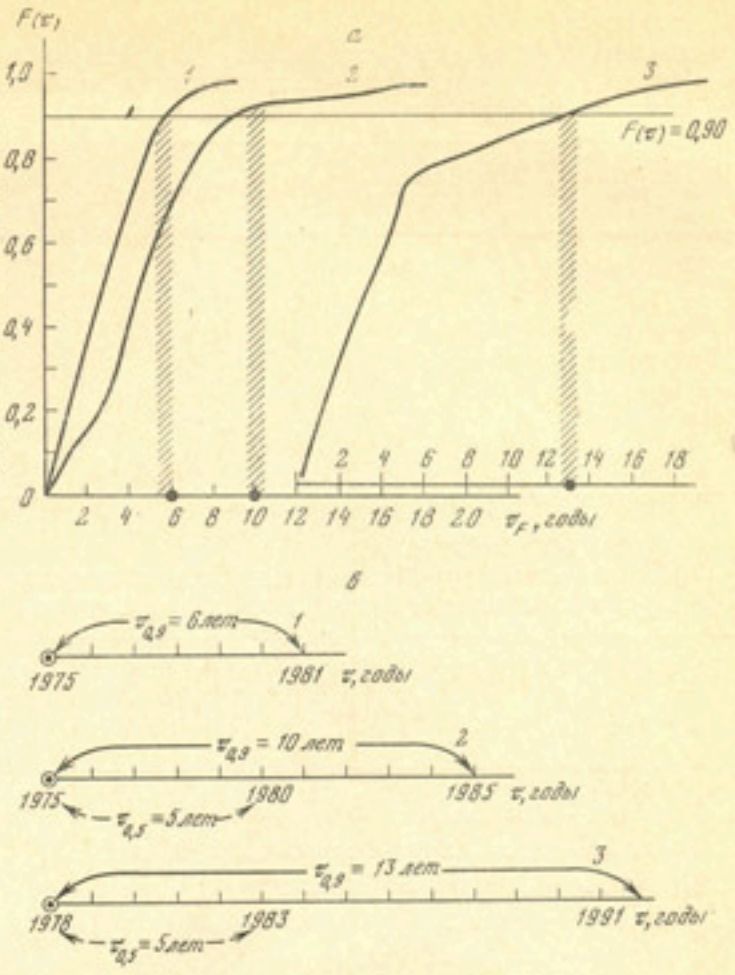


Рис. 78. Интегральная вероятность синхронных засух и незасушливых лет (*а*) и их статистическая экстраполяция до 1990 г. (*б*)

1 — синхронный охват засухами двух из четырех зерновых районов Европейской территории СССР;
2 — то же, большей части зерновой зоны СССР;
3 — синхронные незасушливые годы по всей зерновой зоне СССР

За 90-летний период общая сумма лет без засух составила 18, т. е. плотность потока $\lambda=0{,}20$ (1/год) — одно событие за 5 лет. По существу, такая плотность может рассматриваться как относительно редкое явление. Функция интегральной вероятности показывает, что величина $F(\tau)=0{,}9$ достигается в интервале 13—14 лет. Таким образом, появление очередного незасушливого года в целом по всей Европейской и Азиатской территориям СССР (синхронная незасушливость) может быть гарантирована в интервале не менее 13 лет (см. рис. 78, *а*, кривая *3*). Статистическая экстраполяция для рассмотренных выше случаев показана на рис. 78, *б*. Процедура статистической экстраполяции рассмотренных синхронных явлений на ближайшие 5—10 лет видна из рис. 78.

Для иллюстрации динамики синхронных незасушливых и засушливых лет в целом для всей зерновой зоны определена также структура этого импульсного процесса и вычислена функция плотности $f(\tau)$ для переходов из трех основных состояний увлажнения: «0»→«+1», «0»→«—1», «+1»→«—1» и «—1»→«+1», которая характеризовалась следующими значениями (табл. 51).

Полученное распределение свидетельствует о том, что переход в два предельных состояния увлажнения + и — представляет собой случайную стационарную последовательность пуассоновского типа. Интересно отметить, что «нулевой» переход (при $\tau=0$) от «—» к «+», т. е. непосредственно от синхронной засухи к синхронной незасушливости, отмечался 4 раза, а обратный переход — всего 2 раза (всего 6 случаев).

Обобщение данных по группировкам синхронных засушливых лет в тех районах, в которых они отмечены, показало, что на Европейской территории СССР имеют место только четыре случая двухлетней группировки (Поволжье — Северный Кавказ) и один случай трехлетней группировки (Украина — Поволжье). Для районов Украина — Поволжье — Казахстан отмечаются две двухлетние группировки, а для Европейской части СССР — Западной Сибири — только однолетние засухи. Для большей части территории зерновой зоны отмечаются три двухлетние группировки

Таблица 51

Функция плотности распределения для импульсного процесса синхронно засушливых (−1) и синхронно незасушливых (+1) лет, а также лет с асинхронным увлажнением (0)

Годы	Число случаев	Годы	Число случаев	Годы	Число случаев
0	6	5	1	10	1
1	4	6	1	11	0
2	4	7	0	12	0
3	2	8	0	13	0
4	2	9	0	14	0

Таблица 52

Распределение группировок синхронных засушливых лет в разных районах зерновой зоны, число случаев

Территория	τ_c, лет подряд				
	1	2	3	4	5
1. Украина – Поволжье	16	2	1	0	0
2. Украина – Центрально-Черноземная область	9	1	0	0	0
3. Поволжье – Северный Кавказ	11	4	0	0	0
4. Поволжье – Центрально-Черноземная область	10	3	0	0	0
5. Украина – Северный Кавказ	9	1	0	0	0
6. Западная Сибирь – Казахстан	15	6	2	0	0
7. Украина – Поволжье – Казахстан	8	2	0	0	0
8. Европейская территория СССР – Западная Сибирь	4	1	0	0	0
9. Зерновая зона (бóльшая часть)	20	3	0	0	0

засушливых лет. Синхронность засушливых явлений продолжительностью 4 года подряд и более за период XIX—XX вв. не отмечена (табл. 52).

Синхронность засушливых явлений в СССР, США и Западной Европе

На основе проведенной каталогизации засушливых лет составлен сводный каталог синхронных засух для зерновых регионов СССР, США и Западной Европы. Наблюдавшиеся в Европейской части СССР и Западной Европе синхронные засушливые годы взяты за период XVIII—XX вв., т. е. за общий интервал времени, в пределах которого статистически однородный поток событий документирован достаточно надежно на обеих территориях. Синхронные в Азиатской части СССР и Западной Европе засушливые годы за 1815—1888 г. взяты из каталога по Западной Сибири и Алтаю, так как сведения по Казахстану отсутствуют (табл. 53). По материалам сводного каталога (см. табл. 53) рассчитаны значения $\lambda_{син}$ и $\tau_{0,90}$ для синхронных засух по соответствующим группам зерновых регионов (табл. 54). Согласно этому расчету, синхронная засушливость в районах СССР и США (№ 1—3) выше, чем в СССР и Западной Европе (№ 4—6), а практическая обеспеченность появления синхронно засушливого года в первой группе зерновых регионов (СССР – США) достигается в значительно более коротком интервале τ_F. Для СССР (бóльшая часть зерновой

Таблица 53

Каталог синхронных засушливых лет в зерновых регионах северного полушария

Зерновой регион	Период	Годы
1. Европейская территория СССР – США	1870–1976	1890, 1901, 1924, 1931, 1934, 1939, 1954, 1955, 1967
2. Азиатская территория СССР – США	1870–1976	1874, 1890, 1894, 1901, 1910, 1924, 1930, 1931, 1933, 1936, 1939, 1955, 1967, 1974
3. СССР – США	1870–1976	1890, 1901, 1924, 1931, 1939, 1955, 1967
4. Европейская территория СССР – Западная Европа	1700–1976	1723, 1747, 1748, 1749, 1783, 1788, 1803, 1822, 1842, 1855, 1859, 1880, 1885, 1892, 1906, 1911, 1921, 1934, 1938, 1959
5. Азиатская территория СССР – Западная Европа	1815–1976	1822, 1842, 1844, 1849, 1855, 1859, 1861, 1870, 1874, 1881, 1893, 1906, 1911, 1921, 1923, 1947, 1959
6. СССР – Западная Европа	1815–1976	1822, 1842, 1855, 1859, 1906, 1911, 1921, 1959
7. Западная Европа – США	1870–1976	1874, 1887, 1904, 1934
8. Европейская территория СССР – США	1870–1976	1934
9. Азиатская территория СССР – Западная Европа	1870–1976	1878
10. СССР – Западная Европа – США	1870–1976	Ни одного синхронного года
11. США – Европейская (или Азиатская) территория СССР	1870–1976	1874, 1890, 1894, 1901, 1910, 1924, 1930, 1931, 1933, 1934, 1936, 1939, 1954, 1955, 1967, 1974
12. Западная Европа – Европейская (или Азиатская) территория СССР (№ 4 + № 5) *	1815–1976	1822, 1842, 1844, 1849, 1855, 1859, 1861, 1870, 1874, 1880, 1881, 1885, 1892, 1893, 1906, 1911, 1921, 1923, 1934, 1938, 1947, 1959
13. СССР – США или Западная Европа (№ 3 + № 6)	1815–1976	1822, 1842, 1855, 1859, 1890, 1901, 1906, 1911, 1921, 1924, 1931, 1939, 1955, 1959, 1967
14. Синхронные годы (№ 11 + № 12)		1822, 1842, 1844, 1849, 1855, 1859, 1861, 1870, 1874, 1880, 1881, 1885, 1890, 1892, 1893, 1894, 1901, 1906, 1910, 1911, 1921, 1923, 1924, 1930, 1931, 1933, 1934, 1936, 1938, 1939, 1947, 1954, 1955, 1959, 1967, 1974
15. Все синхронные годы (№ 7 + № 11 + № 12, а также № 20 из табл. 48)		1822, 1824, 1842, 1844, 1848, 1849, 1855, 1859, 1861, 1870, 1871, 1874, 1880, 1881, 1885, 1887, 1890, 1891, 1892, 1893, 1894, 1897, 1901, 1904, 1906, 1910, 1911, 1921, 1923, 1924, 1930, 1931, 1933, 1934, 1936, 1938, 1939, 1947, 1951, 1954, 1955, 1959, 1963, 1967, 1968, 1974, 1975

* Здесь и далее это порядковые номера комбинаций зерновых регионов, принятые в данной таблице.

зоны) – США и СССР – Западная Европа величины τ_p составляют соответственно 20–25 и 40–45 лет. Следовательно, можно думать, что сопряженность атмосферных процессов северного полушария, приводящих к засушливым явлениям, выражена резче на территории США и СССР, чем в Западной Европе.

Из 22 засушливых лет, имевших место на территории США за 106-летний период, 16 оказались синхронными с наблюдавшимися или на Европейской, или на Азиатской территории СССР, или на обеих этих территориях одновременно (№ 11). В Западной Европе за инструментальный период (XIX–XX вв.) синхронные годы с засушливыми явлениями отмечались лишь в 18 случаях из 40 наблюдавшихся в зерновой зоне СССР.

Таблица 54

Параметры $\lambda_{син}$ и $\tau_{0,90}$ синхронных засух в разных зерновых регионах северного полушария

Территория	$\lambda_{син}$, (1/год)	$\tau_{0,90}$ лет
1. Европейская территория СССР – США	0,10	15–16
2. Азиатская территория СССР – США	0,13	13–14
3. СССР – США	0,08	20–25
4. Европейская территория СССР – Западная Европа	0,07	26–28
5. Азиатская территория СССР – Западная Европа	0,09	20–21
6. СССР – Западная Европа	0,04	40–45
7. Западная Европа – США	0,04	30
8. Европейская территория СССР – Западная Европа – США	0,01	–
9. Азиатская территория СССР – Западная Европа – США	0,01	–
10. СССР – Западная Европа – США	<0,01	–
11. США – Европейская (или Азиатская) территория СССР	0,15	15
12. Западная Европа – Европейская (или Азиатская) территория СССР	0,11	11–12
13. СССР – Западная Европа или США	0,11	12
14. Синхронные годы (№ 11 + № 12)	0,22	7–8
15. Все синхронные годы	0,29	6

Следует также отметить весьма редкие совпадения засушливых лет для пары Западная Европа — США — всего 4 года за более чем 100-летний интервал при $\tau_{0,90}$, ориентировочно составляющей 30 лет.

Таким образом, генетическая связь атмосферных процессов, обусловливающих формирование лет с дефицитом осадков вегетационного периода в Западноевропейском регионе, слабо проявляется как в Североамериканском зерновом поясе, так и в зерновой зоне СССР.

Для территориальных комбинаций из трех регионов (табл. 53, № 8–10) отмечается понижение плотности потока синхронных засушливых лет почти на порядок (т. е. происходит резкое просеивание событий), а для всех четырех регионов, т. е. для зерновой зоны СССР (ее Европейской и Азиатской частей) — Западной Европы — США не отмечено ни одного совпадения за период в 106 лет. Иными словами, глобальная синхронная засушливость, которая охватывала бы все важнейшие внетропические и внемуссонные зерновые регионы северного полушария, имеет величину $\tau_{0,50}=1/\lambda_{син}>100$ лет. Это означает, что в условиях современного климата подобная ситуация с обеспеченностью в 50% может возникать реже чем один раз в 100 лет.

Существенно иная картина наблюдается в динамике синхронных засух в каких-либо двух регионах (в комбинации советский — зарубежный), как это вытекает из анализа табл. 54 (№ 14). При средней частоте таких синхронных засух один раз в 5 лет их 90%-ная обеспеченность достигается в интервале 7–8 лет. Величина $F(\tau)$ для суммы всех синхронных засух, которая характеризует обеспеченность максимально возможной совокупности их в зерновых регионах северного полушария за последние 160 лет (см. табл. 54, № 15), составляет в этом случае 90% при $\tau_p=6$ лет. По стохастическим параметрам подобная ситуация оказывается весьма сходной с аналогичной выборкой по четырем зерновым районам Европейской территории СССР, т. е. для регионального уровня (см. табл. 49, № 7).

Параметризация синхронных засух может оказаться полезной при выявлении уровня достоверности их документации за исторический период.

Это хорошо иллюстрируется сравнением каталогов засушливых лет в Европейской части СССР и Западной Европе за XIV—XX вв..

Столетие	$\lambda_{син}$ (1/год)	Столетие	$\lambda_{син}$ (1/год)
XIV	0,00	XVIII	0,06
XV	0,03	XIX	0,08
XVI	0,01	XX	0,07
XVII	0,00		

Как видим, период XIV—XVII вв. резко отличается от трех последних столетий, которые мы определили выше как интервал с надежной документацией: для него плотность потока синхронных засух 0,06—0,08, причем за XX в. величина $\lambda_{син}$ даже ниже, чем за XIX в. За первые же 400 лет отмечено всего четыре синхронных засушливых года. Вместе с тем обращает на себя внимание некоторое увеличение $\lambda_{син}$ в XV в. Оно может служить косвенным признаком того, что обнаруженное выше уплотнение потока событий за период 1360—1475 гг. по каталогу засушливых лет в Европейской части СССР (см. табл. 35) обусловлено естественным возрастанием засушливости в этот интервал времени.

Динамика засух и климатический мониторинг

В заключение коснемся еще одного аспекта проблемы климатологии засух. Общая засушливость климата является важнейшей причиной формирования аридных и полуаридных зон на земном шаре. В последнее время появились признаки того, что процесс аридизации принимает глобальный характер и имеет тенденцию к усилению, что выражается прежде всего в постоянном сокращении обрабатываемых сельскохозяйственных территорий за счет различных форм опустынивания. Так, например, согласно Маббуту [Mabbut, 1977], в среднем за год соответствующие глобальные потери оцениваются величиной от 50 до 70 тыс. км^2. Естественно, возникает вопрос, является ли это прежде всего отражением систематической тенденции — прогрессирующей засушливости современного климата.

Наиболее резким выражением этого явления несомненно была многолетняя катастрофическая засуха в Судано-Сахельской зоне Африки в конце 60-х — начале 70-х годов, приведшая к тяжелым экономическим последствиям в ряде африканских стран этого региона. За 5 лет около 20 тыс. км^2 земельных угодий превратились в пустыню. Климатологический аспект и механизмы этой засухи неоднократно обсуждались, и основной вывод сводился к тому, что это явление все-таки не должно рассматриваться как тенденция к прогрессирующему возрастанию естественной засушливости климата в этих районах, а скорее как исключительно резкий климатический экстремум [Landsberg, 1975]. При этом его усилению, несомненно, способствовали чисто антропогенные причины, в частности интенсивное и неупорядоченное скотоводство. Явления подобного уровня отмечались в указанном регионе Африки даже за период относительно коротких рядов наблюдений и в XX в. повторялись дважды [Hidore, 1976].

Проанализированные нами выше материалы по существу согласуются с подобной трактовкой, показывая на примере гораздо более длительных рядов наблюдений возможность стохастического появления группировок засушливых лет, которые сопровождаются и наиболее аномальными годами.

Стохастическая особенность пространственно-временной динамики засушливых явлений отражает физическую природу атмосферного увлажнения как одного из наиболее лабильных элементов климата, обладающего свойствами макротурбулентности. Эта важная генетическая особенность климата приводит к двояким последствиям.

Для сравнительно ограниченных географических регионов возникает простая пуассоновская последовательность засух, подчиняющаяся весьма

жесткому и невыгодному для сельскохозяйственного производства правилу, а именно, «наиболее часто с нулевым интервалом» (ежегодно). Та же закономерность сохраняется в значительной мере и в отношении последовательности синхронных засушливых явлений, если рассматривать их в виде суммы лет для любых комбинаций зерновых регионов. Однако при переходе на более высокий ранг географического обобщения (вплоть до субглобального уровня) статистическая независимость отдельных рядов приводит к тому, что результирующий синхронный эффект засушливости по всему северному полушарию резко снижается, препятствуя тем самым появлению хотя и более редких, но гораздо более обширных климатических аномалий увлажнения.

Это, на наш взгляд, также может являться определенным свидетельством в пользу отсутствия какой-либо длительной тенденции естественного происхождения, которая способствовала бы прогрессирующей глобальной аридизации в условиях современного климата. В то же время обнаружение каких-либо тенденций нарушения подобной статистической устойчивости само по себе представляется важным с точки зрения климатического мониторинга.

Как было проиллюстрировано выше, в позднем голоцене для перехода к более засушливому климатическому режиму (суббореальной эпохе климата) потребовался весьма длительный отрезок времени — несколько столетий. В результате скорость нарастания числа засушливых лет в этот период составила 1—2 года за 100 лет. Такие изменения лежат в пределах точности мониторинга современного климата, по крайней мере в пределах инструментального периода.

Однако возрастающее техногенное воздействие на атмосферу может привести к эволюции климата в обратном направлении — возвращению к условиям, в некоторой мере аналогичным условиям дочетвертичного периода [Будыко и др., 1978; Будыко, 1980; Energy and Climate, 1977]. Одним из кардинальных географических последствий ожидаемого процесса может быть сокращение площади современного оледенения в высоких широтах (вплоть до полного освобождения акватории Северного Ледовитого океана от ледяного покрова). Это, в свою очередь, уже на первых этапах указанного процесса определенным образом отразится на тенденциях и структуре засушливости климата в умеренных широтах, причем эти тенденции смогут послужить важным прогностическим признаком его перестройки.

Следует подчеркнуть, наконец, что в разработанных недавно основах климатического мониторинга [Израэль, 1979] важная роль придается выделению антропогенной составляющей изменения глобального климата. Для этого предлагается соответствующая система метеорологических индикаторов — радиационных, оптических, аэрозольных, которые включают необходимую информацию. Подчеркивается, что локальные эффекты легче выявляются по сравнению с крупномасштабными, а тем более глобальными; в полярных широтах эти изменения проявляются более четко по сравнению с умеренными. Использование данных по динамике экстремальных климатических явлений, по нашему мнению, также может оказаться необходимым элементом системы слежения за эволюцией современного климата.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Анализ многолетней динамики климатических экстремумов и колебаний урожайности зерновых культур на основе теории случайных процессов позволил выявить и обобщить их характерные статистические свойства, устойчиво проявляющиеся в условиях современного климата. Многолетняя климатообусловленная изменчивость урожайности в рассмотренных зерновых регионах характеризуется простой статистической структурой, квазистационарностью процесса и преобладанием в нем резко выраженных высокочастотных циклов (2—6 лет).

Анализ взаимных статистических характеристик для двух географических регионов указывает на отсутствие значимых связей на всех характерных частотах. Важным свойством многолетних рядов индекса урожайности, которое необходимо учитывать в практических оценках, является их асимметричность — уклон в сторону отрицательных отклонений. Этот эффект, который мы предложили называть декомпенсационным, приводит к тому, что в северном полушарии потери зерновой продукции из-за климатических воздействий восполняются лишь на 80—90% за счет лет с благоприятными условиями (по отношению к некоторому среднему уровню урожайности за данный интервал). Он проявляется в большей или меньшей степени во всех рассмотренных зерновых регионах и связан в значительной мере с влиянием многолетней динамики засушливых явлений.

Для временной последовательности экстремальных лет характерно наличие пуассоновских эффектов, которые хорошо проявляются не только в длинных рядах осадков по отдельным метеорологическим станциям, находящимся в различных климатических условиях, но и в динамике засух, как комплексных атмосферных явлениях, охватывающих большие территории. Установленный факт представляется принципиальным, так как он отражает характерные статистические свойства атмосферного увлажнения — важнейшего компонента климата. Само же атмосферное увлажнение как наиболее лабильный элемент климатической системы отражает, в свою очередь, макротурбулентный характер крупномасштабных физических процессов, и установленные выше статистические особенности можно отнести за счет проявления характерных свойств этих процессов в многолетней динамике. Прибегая к аналогии с технической кибернетикой, можно рассматривать поток таких явлений как «поток отказов» в нормальном функционировании атмосферных процессов, который воздействует на биоту и обусловливает, в свою очередь, формирование процесса многолетних колебаний ежегодной продукции растительного покрова и особенно урожайности зерновых культур.

Эта генетическая особенность современного климата по отношению к его экстремальным проявлениям имеет двоякую природу и приводит к разным последствиям в зависимости от географического уровня обобщения. Для сравнительно ограниченных географических районов пуассоновская последовательность в статистике засух приводит (особенно в засушливых условиях) к весьма жесткому режиму сельскохозяйственного производства, поскольку наиболее часто экстремумы следуют один за другим с нулевым интервалом из-за частого появления группировок засушливых лет. Однако при переходе на более высокий уровень географи-

ческого обобщения стохастическая независимость климатических процессов приводит к тому, что синхронные эффекты становятся крайне редкими явлениями, в результате чего для глобальной продуктивности биосферы (в том числе и сборов зерновых) характерны более устойчивые условия.

Для преодоления постоянно возникающих отрицательных воздействий климата на зерновое земледелие радикальным средством по-прежнему остается непрерывное повышение средних норм урожайности. Однако темпы прироста урожайности должны быть оптимизированы, т. е. должно обеспечиваться постоянное положение тренда выше некоторого критического уровня. Последний должен определяться для конкретных условий по соответствующим оценкам, вытекающим из динамико-стохастического анализа и долгосрочного прогноза временных рядов, особенно их экстремумов, на основе предлагаемой модели. В этом случае при создании необходимых запасов производимой продукции климатообусловленные декомпенсационные потери не будут приводить к эпизодическому нарушению зернового баланса и к дефициту товарного зерна за тот или иной промежуток времени. Для зерновых районов Европейской территории СССР, вносящих основной вклад в производство зерновой продукции в нашей стране, в этой связи необходимо не только сохранение достигнутых высоких темпов прироста урожайности, но и дальнейшее повышение их. Это позволит гарантировать достаточные валовые сборы зерна даже при наличии резких отрицательных экстремумов.

Применение методов динамико-стохастического моделирования для анализа влияния климата на биоту представляется нам необходимым, но, конечно, претендовать при этом на исчерпывающее выяснение исследуемого процесса мы не можем. Скорее, это лишь первый шаг, позволяющий, однако, с достаточной надежностью описать и систематизировать основные статистические правила, по которым он протекает в современных климатических условиях. Это важно прежде всего по отношению к его экстремальным состояниям. Вместе с тем подобный подход, по нашему мнению, можно рассматривать как необходимую часть несравненно более сложной задачи по изучению генезиса и механизмов климатической системы, включающей собственно атмосферно-гидросферные процессы и явления и их влияние на биоту.

Подчеркнем, наконец, что затронутые выше вопросы в значительной мере связаны с важнейшей и постоянно актуальной проблемой обеспечения продовольственными ресурсами. Погодно-климатические аномалии всегда будут сопровождаться ощутимыми потерями продукции земледелия во многих районах земного шара. Абсолютные уровни подобных потерь в настоящее время имеют тенденцию не сокращаться, а возрастать, что подтверждается и нашими исследованиями. В результате мировой баланс производства и потребления зерновой продукции испытывает колебания, достигая в отдельные годы критического уровня. В этой связи климатология начинает играть все более важную роль при углубленном изучении проблемы повышения продуктивности сельскохозяйственного производства и его зависимости от погодно-климатических факторов, что нашло свое подтверждение в рекомендациях Всемирной конференции экспертов по климату [Всемирная конференция по климату, 1979].

Современное учение о климате обладает уже сегодня весьма мощным арсеналом средств познания, который быстро расширяется и совершенствуется. Можно не сомневаться, что это будет способствовать еще более глубокому пониманию климатических механизмов, успешному прогнозированию эволюции климата и его влияния на ресурсы биосферы и их воспроизводство.

ПРИЛОЖЕНИЕ

СВОДНЫЕ ТАБЛИЦЫ ХАРАКТЕРИСТИК УРОЖАЙНОСТИ ЗЕРНОВЫХ КУЛЬТУР ПО ГОДАМ ЗА XIX–XX ВВ.

Таблица I

Ежегодная урожайность зерновых культур на Европейской территории СССР, ц/га *

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1800	Нет данных	3,9	4,4	4,8	5,3	4,2	4,6	4,8	5,0	4,4
1810	4,4	3,7	4,4	4,4	5,2	4,0	4,4	4,8	5,4	5,3
1820	4,5	4,3	4,0	3,8	4,5	4,5	4,8	4,7	5,1	4,9
1830	3,8	4,1	3,7	3,1	4,7	5,1	5,3	5,1	5,1	3,4
1840	2,3	4,4	4,1	5,3	5,3	4,5	4,4	4,7	3,5	5,2
1850	3,6	5,1	5,0	4,7	4,6	3,4	4,3	5,2	5,3	3,7
1860	4,9	4,6	4,7	5,5	4,2	3,9	5,0	4,0	4,8	4,2
1870	6,0	4,5	5,0	5,0	5,6	4,3	4,9	5,4	5,7	4,8
1880	4,6	5,9	5,4	5,3	5,8	4,8	5,5	6,3	6,1	4,7
1890	5,4	4,1	5,2	7,3	7,4	6,8	6,5	5,4	6,3	7,1
1900	6,4	5,8	7,7	7,0	8,1	6,4	5,4	6,3	6,5	8,3
1910	7,7	6,0	8,0	8,8	6,5	8,4	8,0 **	Нет данных		
1920	5,7	5,0	8,1	7,1	5,9	8,3	8,2	7,6	7,9	7,4
1930	8,5	6,6	7,0	8,8	8,5	8,5	7,3	10,9	8,9	10,0
1940	8,7	11,0 **	Нет данных			4,0	2,9	5,4	5,6	6,0
1950	7,5	8,0	10,4	8,6	6,6	10,4	9,8	9,7	14,9	11,3
1960	12,8	13,5	15,0	11,8	13,3	12,7	16,5	15,7	16,0	15,0
1970	19,9	19,0	15,3	22,5	20,0	14,0	22,4			

* Характеристики урожайности на Европейской территории СССР (табл. I, IX, XVII) за период 1801—1882 годы уточнены по оригинальной таблице М. И. Семенова [1922], приведенной О. А. Дроздовым [1980].

** Ориентировочная оценка.

Таблица II

Ежегодная урожайность пшеницы в США, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1860	Нет данных						7,4	8,4	8,6	9,0
1870	9,2	8,1	8,2	7,9	8,6	8,7	7,4	7,3	9,4	8,7
1880	8,8	7,4	10,1	8,2	9,9	7,6	9,4	8,9	8,1	9,4
1890	8,2	10,9	9,5	8,2	9,0	9,3	8,5	9,4	10,3	8,4
1900	8,2	10,1	10,0	9,2	8,6	10,3	10,7	9,5	9,6	10,4
1910	9,2	8,3	10,2	9,6	10,8	11,2	7,4	8,8	9,9	8,7
1920	9,0	8,5	9,3	8,9	10,8	8,5	9,9	9,9	10,5	8,7
1930	9,5	10,9	8,8	7,4	7,4	8,1	8,6	9,1	8,9	9,4
1940	10,3	11,3	13,2	11,0	11,9	11,4	11,5	12,2	12,0	9,5
1950	11,1	10,7	12,3	11,6	12,1	13,3	13,5	14,2	18,4	14,5
1960	17,6	16,0	16,8	17,0	17,3	17,7	17,6	17,3	19,0	20,5
1970	20,7	22,6	21,9	21,3	18,4	20,9	20,4	20,6		

Таблица III

Ежегодная урожайность кукурузы в США, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1860	Нет данных						15,6	15,8	16,8	15,5
1870	14,2	19,1	17,7	18,8	14,6	14,2	17,8	17,1	16,5	18,0
1880	17,5	12,7	17,0	15,5	18,2	18,3	15,5	14,1	18,6	18,8
1890	14,3	19,0	15,7	15,2	12,8	17,8	19,0	16,3	17,1	17,9
1900	18,0	18,0	18,2	17,2	18,0	19,7	20,3	17,4	17,2	16,7
1910	17,9	15,6	18,6	14,5	16,5	18,0	15,4	16,7	15,3	17,1
1920	17,5	19,5	18,2	17,3	14,7	18,1	16,6	17,4	17,4	13,1
1930	15,7	17,2	14,6	10,1	15,2	15,4	10,4	18,1	17,7	18,7
1940	18,2	20,0	22,5	20,6	21,0	21,0	23,4	18,2	27,3	24,1
1950	24,0	23,2	26,2	25,6	24,5	26,1	29,4	30,3	33,1	34,1
1960	35,0	40,0	41,5	43,5	40,3	47,5	46,4	51,3	51,0	55,0
1970	46,3	56,5	62,2	58,6	44,8	53,5				

Таблица IV

Ежегодная урожайность пшеницы в Канаде, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1900									11,4	14,4
1910	10,0	13,9	13,6	14,0	10,5	17,4	10,4	10,5	7,3	6,7
1920	9,7	8,6	11,8	14,5	8,0	12,7	11,9	14,3	15,7	8,1
1930	11,3	8,2	10,9	7,3	7,7	7,8	5,9	4,7	9,3	13,0
1940	12,6	9,6	17,3	11,3	12,2	9,1	11,3	9,4	10,8	9,0
1950	11,4	14,6	17,8	16,0	8,7	15,3	16,8	12,3	11,9	11,8
1960	12,1	7,5	14,2	17,7	13,6	15,4	18,7	13,2	14,9	18,4
1970	17,9	18,4	16,8	16,9	14,9	17,9	21,0	19,4		

Таблица V

Ежегодная урожайность пшеницы в Великобритании, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1850	Нет данных		15,1	13,5	23,8	18,3	18,2	23,2	21,8	17,6
1860	14,2	17,5	20,6	26,7	24,0	20,8	16,8	14,2	23,2	18,5
1870	20,5	16,3	16,3	15,4	19,9	15,7	17,0	18,2	20,5	17,2
1880	16,7	16,4	17,4	19,1	20,0	21,0	18,0	21,4	18,7	19,9
1890	20,4	20,8	17,6	17,2	20,6	17,6	22,5	19,4	23,3	22,0
1900	19,1	20,6	22,0	20,2	18,0	21,8	22,5	22,8	21,6	22,5
1910	20,3	22,0	19,4	21,2	21,8	21,8	19,3	20,2	22,2	19,5
1920	19,3	23,8	21,8	21,3	21,7	22,0	20,0	20,8	21,9	23,0
1930	19,7	19,7	21,2	24,0	25,1	23,4	20,6	20,6	25,6	23,4
1940	22,7	22,4	25,6	25,0	24,5	24,0	24,0	19,3	26,0	28,3
1950	26,4	27,2	28,5	30,1	28,6	33,5	31,1	31,9	30,9	36,2
1960	28,5	35,4	43,5	39,1	42,5	40,7	38,4	41,8	35,4	40,4
1970	41,9	43,9	42,4	43,7	49,7	43,4	38,5	48,7		

Таблица VI

Ежегодная урожайность пшеницы во Франции, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1810	Нет данных					6,7	7,6	8,0	8,9	8,0
1820	7,4	9,6	8,3	9,4	9,9	9,8	9,5	9,8	9,2	9,9
1830	8,2	8,6	12,1	9,8	9,0	10,2	9,4	9,8	9,7	9,2
1840	11,4	9,9	9,9	10,1	11,3	9,8	7,9	12,7	11,5	11,9
1850	11,5	11,1	11,0	8,0	11,8	8,9	10,3	13,1	12,9	10,2
1860	11,8	8,7	11,3	13,2	12,6	10,8	9,6	9,3	12,9	11,9
1870	10,0	8,4	13,6	9,4	15,1	11,3	10,8	11,2	10,9	8,9
1880	11,4	10,9	13,8	11,9	12,6	12,3	12,0	12,6	11,0	12,0
1890	12,9	10,5	12,2	10,8	13,7	13,4	13,6	10,3	14,4	14,4
1900	13,0	12,6	13,7	15,4	12,6	14,2	13,7	15,8	13,3	14,8
1910	10,8	13,5	14,1	13,3	12,7	11,0	11,1	8,7	13,7	10,9
1920	12,6	16,4	12,5	13,5	13,9	16,0	12,0	14,2	14,6	17,0
1930	11,6	13,8	16,6	18,0	17,0	14,5	13,3	13,8	19,4	15,9
1940	11,9	12,8	12,8	15,1	15,3	11,1	16,4	9,6	18,0	19,1
1950	17,8	16,7	19,6	21,3	23,5	22,8	20,7	23,1	23,8	24,6
1960	23,0	24,0	30,8	26,6	31,5	32,7	28,3	36,4	36,6	35,8
1970	34,5	38,9	45,7	44,9	45,9	38,9	37,6	42,3		

Таблица VII

Ежегодная урожайность пшеницы в Германии (до 1945 г.) * и ФРГ, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1870	Нет данных								14,3	12,5
1880	12,9	11,2	13,9	12,1	12,9	13,5	13,9	14,7	13,1	12,1
1890	14,3	12,3	15,9	14,7	15,1	14,5	15,5	15,1	16,6	19,0
1900	18,6	15,7	20,3	19,6	19,7	19,2	20,2	19,8	19,9	20,4
1910	18,8	20,5	22,5	23,5	19,8	19,2	18,2	15,1	17,0	13,3
1920	16,3	20,3	14,2	19,5	16,5	20,6	16,2	18,8	22,3	20,3
1930	20,7	19,1	21,5	23,7	20,3	21,9	21,0	22,4	27,1	23,5
1940	21,7	22,1	20,8	24,2	21,4	19,0	17,3	14,3	21,5	26,8
1950	25,8	28,6	27,6	27,5	26,1	28,8	30,1	31,5	28,3	33,7
1960	35,6	28,9	34,8	35,1	34,9	30,8	32,6	41,1	42,3	40,2
1970	37,9	46,2	40,6	44,5	47,6	44,7	41,1	45,2		

* Данные по Германии относятся к периоду 1878—1944 гг.

Таблица VIII

Ежегодная урожайность риса (очищенного) в Японии, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1880	Нет данных	17,8	18,1	17,8	15,8	19,8	21,6	23,1	21,3	18,4
1890	23,8	21,1	22,9	20,5	23,4	21,9	19,8	18,1	25,7	21,4
1900	22,4	25,2	19,9	24,9	27,5	20,3	24,4	25,8	27,2	27,3
1910	24,2	26,6	25,8	25,5	29,0	28,2	29,3	27,4	27,3	30,2
1920	31,1	27,1	29,9	27,2	28,3	29,1	27,2	30,1	29,1	28,9
1930	31,8	26,2	28,6	34,5	25,3	27,6	32,3	32,1	31,6	33,3
1940	29,8	26,9	32,9	31,9	30,4	20,8	33,5	31,1	34,2	32,2
1950	32,7	30,9	33,7	28,0	30,8	39,6	34,8	36,4	37,9	39,1
1960	40,1	38,7	40,7	40,0	39,6	39,0	40,0	45,3	44,9	43,5
1970	44,2	40,5	46,0	48,0	47,0	49,0	44,0			

Таблица IX

Тренд урожайности зерновых на Европейской территории СССР, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1800	4,7	4,7	4,7	4,7	4,7	4,7	4,7	4,6	4,6	4,6
1810	4,6	4,6	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5
1820	4,5	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4
1830	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4	4,4
1840	4,4	4,4	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5	4,5
1850	4,5	4,5	4,5	4,6	4,6	4,6	4,7	4,7	4,7	4,7
1860	4,8	4,8	4,8	4,8	4,8	4,9	4,9	4,9	4,9	4,9
1870	5,0	5,0	5,0	5,0	5,1	5,1	5,1	5,1	5,2	5,2
1880	5,2	5,2	5,3	5,3	5,4	5,4	5,5	5,5	5,6	5,7
1890	5,7	5,8	5,8	6,0	6,0	6,1	6,2	6,2	6,3	6,4
1900	6,5	6,6	6,6	6,7	6,7	6,8	6,9	7,0	7,1	7,2
1910	7,2	7,3	7,4	7,4	7,5	7,5	Нет данных			
1920	7,1	7,0	6,9	7,0	7,1	7,2	7,3	7,4	7,4	7,5
1930	7,6	7,7	7,8	7,8	8,0	8,3	8,7	9,1	9,5	9,6
1940	9,8	10,0	Нет данных			4,0	4,2	4,6	5,4	6,2
1950	7,0	7,6	8,5	9,0	9,6	10,2	10,7	11,4	12,0	12,5
1960	13,0	13,4	13,6	13,9	14,0	14,2	14,5	15,0	15,5	16,2
1970	17,1	18,0	18,9	19,5	19,9	20,2				

Таблица X

Тренд урожайности пшеницы в США, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1860	Нет данных						7,9	8,1	8,2	8,3
1870	8,4	8,4	8,3	8,4	8,4	8,3	8,2	8,4	8,5	8,6
1880	8,5	8,7	8,8	8,7	8,8	8,7	9,1	9,0	9,0	8,9
1890	9,1	9,0	0,0	9,3	9,2	9,2	9,1	9,1	9,2	9,2
1900	9,3	9,5	9,5	9,5	9,7	9,8	9,6	9,6	9,6	9,9
1910	10,0	9,6	9,6	9,6	9,4	9,4	9,4	9,4	9,2	9,2
1920	9,0	9,2	9,3	9,4	9,4	9,4	9,7	9,6	9,5	9,2
1930	9,1	9,0	8,9	8,8	8,8	8,9	9,0	9,4	9,8	10,2
1940	10,5	10,8	11,1	11,4	11,4	11,5	11,5	11,4	11,4	11,4
1950	11,6	11,8	12,0	12,7	13,2	13,8	14,4	14,8	15,4	15,9
1960	16,3	16,7	17,0	17,1	17,7	18,0	18,6	19,1	19,6	19,7
1970	20,0	20,5	20,2	20,1	19,5	20,2				

Таблица XI

Тренд урожайности кукурузы в США, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1860	Нет данных						16,0	16,2	16,4	16,3
1870	16,2	16,4	16,6	16,6	16,8	17,1	16,5	16,4	16,1	16,5
1880	16,4	16,6	16,3	16,5	16,6	16,3	16,9	16,8	16,8	16,2
1890	16,2	16,5	16,8	16,6	16,5	16,9	16,8	17,0	17,2	17,8
1900	17,9	18,0	18,1	18,2	18,1	18,1	17,8	17,9	17,6	17,4
1910	17,3	16,8	16,7	16,5	16,6	16,5	16,9	16,9	17,2	17,0
1920	17,0	17,1	17,2	17,4	17,0	16,8	16,6	16,2	15,5	15,5
1930	15,3	14,6	14,7	14,8	15,3	15,6	15,8	16,6	17,7	18,3
1940	18,8	20,1	20,1	21,0	21,6	22,2	22,5	22,9	23,4	23,8
1950	24,3	24,9	26,1	26,6	27,6	28,8	30,4	32,0	33,8	35,3
1960	37,5	39,2	41,3	43,1	45,2	46,3	47,9	50,0	51,5	52,0
1970	52,6	52,8	53,0	52,9	52,4	52,6				

Таблица XII

Тренд урожайности пшеницы в Канаде, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1900	Нет данных								11,0	11,2
1910	10,8	11,4	12,6	12,2	11,4	11,4	11,9	11,7	11,7	11,5
1920	11,0	11,2	11,6	12,4	12,5	12,7	11,6	10,8	10,8	10,3
1930	9,7	8,8	8,1	8,6	8,7	8,9	9,5	9,9	10,4	10,5
1940	11,0	11,5	11,7	11,3	11,1	11,6	11,7	12,1	11,8	12,4
1950	13,0	13,3	13,4	13,7	13,7	13,0	12,7	12,8	13,3	13,3
1960	13,5	13,6	13,9	14,6	15,2	16,2	16,5	16,4	16,6	16,8
1970	16,5	16,8	16,0							

Таблица XIII

Тренд урожайности пшеницы в Великобритании, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1850	Нет данных						18,4	18,9	20,2	20,3
1860	20,5	20,4	19,5	19,6	19,7	20,2	20,1	19,7	18,6	18,1
1870	17,6	17,7	18,1	17,8	17,7	17,3	17,3	17,4	17,8	17,8
1880	18,3	18,4	18,7	18,6	18,9	19,3	19,7	19,7	19,6	19,6
1890	19,3	19,8	19,6	20,0	20,2	20,0	20,0	20,4	20,7	20,4
1900	20,9	20,9	21,2	21,0	21,1	21,2	21,4	21,1	21,2	21,6
1910	21,5	21,2	20,9	21,0	20,7	20,6	20,7	20,9	20,9	20,9
1920	21,0	21,1	21,1	21,1	21,5	21,5	21,1	21,1	21,4	21,7
1930	21,9	21,9	21,9	22,3	22,3	22,6	22,9	23,3	23,4	23,4
1940	23,4	23,8	23,6	23,7	24,2	24,5	25,0	25,3	25,8	26,2
1950	36,0	36,7	37,7	38,1	38,6	39,9	40,8	40,6	41,1	41,8
1960	36,0	36,7	37,7	38,1	38,6	39,9	40,8	40,6	41,1	41,8
1970	42,0	42,5	43,2	44,0	44,3	44,7	45,0			

Таблица XIV

Тренд урожайности пшеницы во Франции, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1810	Нет данных					7,7	8,0	8,1	8,2	8,4
1820	8,7	8,9	9,1	10,0	9,3	9,4	9,3	9,6	9,7	9,6
1830	9,6	9,6	9,6	9,7	9,6	9,0	10,0	9,8	9,9	10,1
1840	10,5	9,9	10,2	10,4	10,6	10,6	10,8	10,9	10,7	10,7
1850	10,6	10,9	10,9	11,0	10,9	10,9	10,7	10,7	11,2	11,3
1860	11,5	11,4	11,0	11,0	11,2	11,0	11,0	11,2	10,9	11,1
1870	11,1	11,3	11,5	11,3	11,0	11,1	11,4	11,4	11,6	11,4
1880	11,5	11,6	11,7	11,7	12,0	12,2	12,2	12,0	11,9	12,0
1890	12,1	12,3	12,0	12,4	12,6	12,6	12,8	13,0	13,4	13,3
1900	13,4	13,4	14,0	13,9	13,9	13,7	13,8	13,8	13,6	13,6
1910	13,3	13,0	12,3	12,4	12,0	12,0	12,4	12,3	12,3	12,4
1920	12,9	13,0	13,6	13,7	14,3	14,2	13,9	14,3	14,8	15,1
1930	14,9	15,1	15,0	15,5	15,4	15,4	15,3	14,9	14,6	14,5
1940	14,1	14,4	14,0	13,9	14,2	14,8	15,2	15,9	16,5	17,3
1950	18,5	18,9	20,3	20,8	21,4	21,9	22,5	23,8	24,3	25,1
1960	26,1	26,8	28,2	29,4	30,6	31,7	33,2	34,7	36,5	38,0
1970	38,5	39,5	40,4	41,0	41,5	42,0	42,0			

Таблица XV

Тренд урожайности пшеницы в Германии (до 1945 г.) * и ФРГ, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1870	Нет данных								12,0	12,3
1880	12,5	12,8	13,2	13,1	13,0	13,2	13,3	13,5	13,7	14,0
1890	14,1	14,2	14,3	14,6	15,3	15,7	16,1	16,5	17,0	17,5
1900	17,9	18,4	18,9	19,2	19,3	19,5	19,9	20,2	20,5	20,6
1910	20,6	20,4	19,9	19,6	18,9	18,5	18,5	17,7	17,3	17,0
1920	17,1	16,9	17,3	17,8	18,5	18,9	18,8	19,5	20,0	20,4
1930	20,5	21,0	21,3	21,8	22,1	22,2	22,5	22,4	22,5	22,6
1940	22,3	22,0	21,1	20,6	20,9	21,3	22,0	22,6	23,0	23,4
1950	24,4	25,7	27,4	28,1	28,8	29,8	29,8	30,5	31,3	32,2
1960	32,4	32,6	33,6	35,0	35,6	35,9	37,6	38,2	39,1	40,6
1970	40,8	41,6	42,6	43,4	44,0	44,5	46,0			

* Данные по Германии относятся к периоду 1878—1944 гг.

Таблица XVI

Тренд урожайности риса (очищенного) в Японии, ц/га

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1880	Нет данных	17,4	17,5	17,0	16,5	19,8	20,1	20,6	20,8	21,6
1890	21,8	21,6	21,1	21,6	21,9	21,7	22,1	21,8	22,3	22,7
1900	22,5	23,0	23,8	23,9	24,5	24,7	24,8	25,4	25,5	25,6
1910	26,4	26,9	27,0	27,1	27,4	28,0	28,1	28,5	28,7	28,6
1920	28,7	28,5	28,8	28,9	28,8	28,9	28,8	28,6	29,4	29,1
1930	28,9	29,4	29,6	29,9	30,3	30,1	30,2	30,6	30,4	30,9
1940	30,2	30,3	30,2	30,5	30,4	30,7	31,1	31,1	30,7	30,8
1950	32,7	32,8	33,3	33,7	34,4	35,1	35,9	36,6	37,8	38,7
1960	38,6	39,2	40,0	40,7	41,2	41,6	41,8	42,3	42,5	42,9
1970	43,0	44,0	45,0	46,0	46,8	47,4	47,8			

Таблица XVII

Индекс урожайности зерновых на Европейской территории СССР, %

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1800	Нет данных	83	93	103	112	89	97	105	109	96
1810	96	81	97	98	115	89	98	107	119	117
1820	99	95	91	87	103	103	108	107	115	111
1830	86	94	83	70	107	116	121	117	116	78
1840	53	99	91	118	111	100	98	104	78	116
1850	81	114	109	102	99	73	91	110	113	79
1860	103	95	97	115	88	80	102	82	98	105
1870	119	90	99	100	109	84	95	105	109	92
1880	88	113	102	100	107	89	100	115	108	82
1890	93	71	87	122	122	110	105	85	99	110
1900	102	86	115	104	119	93	76	90	92	116
1910	105	82	107	117	88	111	96	90	120	100
1920	80	72	116	101	83	116	112	103	106	99
1930	111	86	88	121	105	101	84	120	93	104
1940	88	115	100	91	100	130	63	112	102	95
1950	101	102	112	95	83	103	94	90	110	92
1960	101	102	108	90	97	95	108	105	105	95
1970	111	102	86	115	100	75	115			

Таблица XVIII

Индекс урожайности зерновых на Азиатской территории СССР, %

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1810	Нет данных					75	125	100	88	88
1820	110	100	80	123	79	110	118	119	95	95
1830	50	76	67	103	122	110	138	105	69	69
1840	95	125	133	100	72	75	100	105	100 *	100 *
1850	100 *	105	95 *	95 *	95 *	100	110	70	90	85
1860	115	80	Нет данных							
1870	Нет данных									
1880	Нет данных	75	95	75	100	100	120	100	60	140
1890	80	57	100	75	184	145	132	80	125	100
1900	75	80	105	150	70	140	80	130	125	80
1910	80	55	102	98	142	110	120	110	90	105
1920	38	60	75	100	70	170	110	77	141	105
1930	75	45	55	70	135	126	80	100	140	100
1940	110	100	70	83	119	75	100	105	80	100
1950	140	70	102	120	140	50	158	70	130	126
1960	125	85	87	60	120	42	125	82	100	105
1970	118	100	144	122	100	70				

* Ориентировочные данные.

Таблица XIX

Индекс урожайности пшеницы в США, %

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1860	Нет данных						86	100	102	100
1870	109	96	99	94	103	105	90	87	111	101
1880	104	85	114	94	113	87	104	99	90	105
1890	90	121	105	88	98	101	94	103	111	91
1900	88	106	105	97	89	106	112	99	100	105
1910	92	86	107	100	115	119	79	94	107	94
1920	100	92	100	95	115	90	102	103	111	95
1930	104	121	98	84	87	91	96	97	91	92
1940	98	105	119	96	104	99	100	107	105	83
1950	95	90	102	91	92	96	94	96	120	91
1960	108	96	98	100	98	98	94	90	97	104
1970	103	105	100	98	90	100				

Таблица XX

Индекс урожайности кукурузы в США, %

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1860	Нет данных						95	97	103	94
1870	87	116	106	114	87	83	108	104	102	109
1880	104	76	104	94	110	112	91	84	111	116
1890	88	115	94	91	77	105	113	96	99	101
1900	*100*	*100*	*100*	*94*	*100*	*101*	*114*	*97*	*98*	*96*
1910	104	93	111	88	100	109	92	99	89	101
1920	104	114	106	99	86	108	100	107	112	84
1930	103	117	99	68	99	99	65	109	100	102
1940	97	99	118	98	98	94	104	79	117	101
1950	99	93	100	97	89	91	97	95	99	96
1960	93	102	100	101	89	103	97	103	99	106
1970	89	100	106	98	95	100				

Таблица XXI

Индекс урожайности пшеницы в Канаде, %

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1890	98	101	112	93	100	90	70	100	122	105
1900	95	102	110	87	75	108	123	87	99	117
1910	80	108	105	109	84	140	94	95	70	65
1920	94	80	128	133	73	112	106	126	137	76
1930	113	87	113	83	91	93	68	52	96	125
1940	113	83	141	93	102	66	103	86	96	76
1950	84	118	128	118	63	111	121	88	85	85
1960	100	48	112	120	90	100	115	78	89	108
1970	103	108	93	105	88	104	116			

Таблица XXII

Индекс урожайности пшеницы в Великобритании, %

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1850	Нет данных		78	77	122	93	93	111	108	88
1860	73	90	103	125	115	104	86	71	118	96
1870	106	89	91	86	110	89	95	102	112	94
1880	92	86	91	101	106	110	94	110	95	103
1890	105	107	92	89	105	91	110	95	112	105
1900	90	98	104	98	86	102	104	106	100	104
1910	95	103	92	101	104	100	92	95	104	93
1920	90	112	98	100	102	103	95	98	102	107
1930	92	91	98	110	113	105	93	89	111	100
1940	95	94	107	105	103	99	98	76	103	110
1950	100	100	100	102	95	108	98	98	94	106
1960	80	96	115	100	108	102	95	103	85	98
1970	100	102	98	100	113	97	86			

Таблица XXIII

Индекс урожайности пшеницы во Франции, %

Десятилетие	Годы									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1810	Нет данных					90	97	100	101	95
1820	85	108	92	103	107	105	103	102	95	103
1830	85	89	126	101	94	103	93	100	98	91
1840	113	100	97	97	106	92	73	117	107	111
1850	108	102	101	72	108	82	96	122	115	90
1860	103	76	102	119	112	98	87	83	119	107
1870	90	74	119	83	138	102	95	98	94	78
1880	99	94	118	101	104	101	99	105	92	100
1890	106	86	101	87	108	106	106	79	107	108
1900	97	94	98	111	90	104	99	114	97	108
1910	81	104	114	107	106	90	89	71	111	88
1920	97	126	92	98	97	113	86	99	98	112
1930	78	92	110	116	110	94	87	92	132	110
1940	84	88	91	109	108	75	108	60	109	110
1950	96	88	97	102	110	104	91	97	98	98
1960	88	89	109	90	103	103	85	105	100	94
1970	88	98	112	107	109	95	90			

СПИСОК ОСНОВНЫХ ОБОЗНАЧЕНИЙ

τ — время.

τ_p — временной интервал появления события с заданной обеспеченностью (так называемое «время ожидания»).

$\tau_{0,90}$ — то же с обеспеченностью не менее 90%, т. е. временной интервал практически обеспеченного события.

τ_c — продолжительность выброса случайного процесса (длительность группировки экстремальных лет).

τ_0 — масштаб автокорреляции случайного процесса.

T_0, θ_n — расчетный или прогнозный интервал времени.

N, n — число лет (событий).

ν — линейная частота ($1/\tau$).

ω — круговая частота ($2\pi\nu$).

$S(\nu)_x$ — функция спектральной плотности случайного процесса x.

$S(\nu)_{xy}$ — функция взаимного спектра двух случайных процессов x и y (вещественная часть).

$\Theta(\nu)_{xy}$ — спектральная функция разности фаз двух случайных процессов x и y.

$r(\tau)_x$ — нормированная автокорреляционная функция случайного процесса x.

D, σ^2 — дисперсия случайного процесса.

$P(c)$ — плотность вероятности выброса случайной функции за уровень c.

λ — плотность потока событий (1/год).

$\lambda_{\text{син}}$ — плотность потока синхронных событий (1/год).

$f(\tau)$ — функция плотности распределения интервалов между соседними по времени событиями (экстремумами).

$F(\tau)$ — функция интегральной вероятности появления события в интервале.

$F(\tau)_{0,90}$ — вероятность появления события в интервале τ_p с обеспеченностью 90%.

p_i — переходная вероятность для марковской цепи случайного процесса.

$\widetilde{m(\tau)}$ — случайная функция абсолютной урожайности.

$\overline{m(\tau)}$ — тренд урожайности.

$\widetilde{I(\tau)}$ — случайная функция относительной урожайности (индекс урожайности).

$\widetilde{M(\tau)}$ — импульсная функция индекса урожайности.

$\widetilde{I(\tau)}_{\pm}$ — случайная функция индекса урожайности выше (+) или ниже (—) нормы.

$S(\nu)_{\pm}$ — функция спектральной плотности для лет с урожайностью выше (+) или ниже (—) нормы, т. е. тренда.

σ_m — стандартное отклонение для абсолютной урожайности.

σ_I — стандартное отклонение для индекса урожайности.

$\sigma_{\pm}$ — стандартное отклонение для индекса повышенной (+) и пониженной (—) урожайности.

σ_τ — стандартное отклонение для числа интервалов τ_i в распределении $f(\tau)$.

e — вероятная ошибка.

C_v — коэффициент вариации.

m — абсолютная урожайность, ц/га.

s — посевная площадь, млн. га.

M — валовой сбор зерна, млн. т.

ЛИТЕРАТУРА

Агроклиматический атлас мира. Л.: Гидрометеоиздат, 1972.

Алексеева С. Ф. Агроклиматические условия произрастания зерновых культур в Алтайском крае: Автореф. дис. ... канд. геогр. наук. М., 1974.

Алисов Б. П. Климатические области зарубежных стран. М.: Географгиз, 1950.

Алпатьев А. М., Иванова В. Н. Характеристика и географическое распространение засух.— В кн.: Засухи в СССР, их происхождение, повторяемость и влияние на урожай. Л.: Гидрометеоиздат, 1958.

Алпатьев А. М., Трофимова А. И. Повторяемость засух в районах освоения целинных и залежных земель Казахстана и Западной Сибири.— Там же. Л.: Гидрометеоиздат, 1958.

Аракава Х. Изменение климата.— Избр. статьи: Пер. с англ. Л.: Гидрометеоиздат, 1975.

Афанасьева Е. А. Черноземы Среднерусской возвышенности. М.: Наука, 1966.

Бабкин В. И. Исследования по теории экстраполяции и моделированию речного стока.— Тр. Гос. гидрол. ин-та, 1977, вып. 241.

Батталов Ф. З. Сельскохозяйственная продуктивность климата и сравнительная ее оценка по территории нечерноземной зоны РСФСР для ранних яровых зерновых культур.— В кн.: Сб. работ Горьковской, Волжской и Рыбинской гидрометеорологических обсерваторий, 1977, вып. 13.

Бендат Дж., Пирсол А. Измерение и анализ случайных процессов: Пер. с англ. М.: Мир, 1974.

Битвинскас Т. Т. Дендроклиматические исследования. Л.: Гидрометеоиздат, 1974.

Бойко И. Д. Производительные силы в сельском хозяйстве Украины в XVI — первой половине XVII в.— В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы. 1961. Рига, 1963.

Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов: Прогноз и управление: Пер. с англ. М.: Мир, 1974. Вып. 1, 2.

Болдырев В. А. Итоги переписи населения СССР. М.: Статистика, 1974.

Брукс К. Климаты прошлого: Пер. с англ. М.: Изд-во иностр. лит., 1952.

Будыко М. И. Изменение климата. Л.: Гидрометеоиздат, 1974.

Будыко М. И. Климат в прошлом и будущем. Л.: Гидрометеоиздат, 1980.

Будыко М. И., Винников К. Я., Дроздов О. А., Ефимова Н. А. Предстоящие изменения климата.— Изв. АН СССР. Сер. геогр., 1978, № 6.

Будыко М. И., Давитая Ф. Ф. Влияние человека на климат.— В кн.: Современные проблемы географии. М.: Наука, 1976.

Бучинский И. Е. О засухах на Русской равнине за последнее тысячелетие.— В кн.: Суховеи, их происхождение и борьба с ними. М.: Изд-во АН СССР, 1957.

Бучинский И. Е. Климатическое исследование весенних атмосферных засух на Украине.— Тр. Укр. научн.-исслед. гидрометеорол. ин-та, 1962, вып. 33.

Бучинский И. Е. Климатическое исследование летних и осенних атмосферных засух на Украине.— Тр. Укр. науч.-исслед. гидрометеорол. ин-та, 1963, вып. 38.

Бучинский И. Е. Вековой ход атмосферных засух на Украине.— Метеорология и гидрология, 1966, № 9.

Вентцель Е. С. Исследование операций. М.: Сов. радио, 1972.

Вентцель Е. С., Овчаров Л. А. Теория вероятностей: Задачи и упражнения. М.: Наука, 1969.

Виттельс Л. А., Дроздов О. А. Проявление векового хода осадков США в повторяемости крупных дефицитов осадков и сравнение с аналогичными условиями в засушливых районах СССР.— Тр. Гл. геофиз. обсерватории им. А. И. Воейкова, 1975, вып. 354.

Воейков А. И. Климаты земного шара, в особенности России.— В кн.: Избр. соч. М.; Л.: Изд-во АН СССР, 1948, т. 1.

Воейков А. И. Периодичны ли колебания климата и повсеместны ли они на Земле? — В кн.: Избр. соч. М.: Изд-во АН СССР, 1952, т. 3.

Всемирная конференция по климату: Конф. экспертов — климат и человечество: Расширенные тезисы докл. Женева, 1979.

Вылцан М. А. Методы исчисления зерна в 1933—1944 гг.— Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы. 1965. М., 1970.

Гейнц Е. А. Об отклонениях атмосферных осадков от нормальных величин на речных бассейнах Европейской России в период 1861—1898 гг. СПб., 1900. (Тр. экспедиции для исслед. источников главнейших рек Европейской России).

Герасимов И. П. Мониторинг окружающей среды.— В кн.: Современные проблемы географии. М.: Наука, 1976.

Гидрометеорологические особенности 1973 года. М.: Гидрометеоиздат, 1974.

Гидрометеорологические особенности 1974 года. М.: Гидрометеоиздат, 1975.

Горская И. А. Урожайность зерновых культур в центральной части Русского государства в конце XVI — начале XVII в.— В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы. 1961. Рига, 1963.

Дзердзеевский Б. Л. Общая циркуляция атмосферы и климат. Избр. труды. М.: Наука, 1975.

Дроздов А. В. Продуктивность зональных наземных растительных сообществ и показатели водно-теплового режима территории.— В кн.: Общие теоретические проблемы биологической продуктивности. Л.: Наука, 1969.

Дроздов О. А. Основы климатологической обработки метеорологических наблюдений. Л.: Изд-во ЛГУ, 1956.

Дроздов О. А. О некоторых критериях статистической структуры многолетних метеорологических рядов.— Тр. Гл. геофиз. обсерватории им. А. И. Воейкова, 1975, вып. 354.

Дроздов О. А. О связи увлажнения с термическим режимом при колебаниях климата.— Метеорология и гидрология, 1977, № 4.

Дроздов О. А. Засухи и динамика увлажнения. Л.: Гидрометеоиздат, 1980.

Дроздов О. А., Григорьева А. С. Многолетние циклические колебания атмосферных осадков на территории СССР. Л.: Гидрометеоиздат, 1971.

Ефимова Н. А. Радиационные факторы продуктивности растительного покрова. Л.: Гидрометеоиздат, 1977.

Жуковский Е. Е., Киселева Т. Л., Мандельштам С. М. Статистический анализ случайных процессов. Л.: Гидрометеоиздат, 1976.

Зеленин И. Е. Основные показатели сельскохозяйственного производства в 1928—1935 гг.— В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы. 1965. М., 1970.

Израэль Ю. А. Мониторинг климата и служба сбора климатических данных, необходимых для определения климатических изменений и колебаний: Мониторинг данных, связанных с климатом.— В кн.: Всемирная конференция по климату. Женева, 1979.

Индова Е. И. Урожаи в Центральной России за 150 лет (вторая половина XVII—XVIII в.).— В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы. 1965. М., 1970.

Каган Р. Л., Федорченко Е. И. О расчете статистических характеристик выбросов случайной функции.— Тр. Гл. геофиз. обсерватории им. А. И. Воейкова, 1970, вып. 268.

Казакевич Д. И. Основы теории случайных функций и ее применение в гидрометеорологии. Л.: Гидрометеоиздат, 1977.

Кайсл Ч. Анализ временных рядов гидрологических данных: Пер. с англ. Л.: Гидрометеоиздат, 1972.

Каменькова И. Г. К вопросу об изучении весенне-летних засух на Европейской территории СССР.— Тр. Гл. геофиз. обсерватории им. А. И. Воейкова, 1964, вып. 164.

Кендалл М., Стюарт А. Многомерный статистический анализ и временные ряды: Пер. с англ. М.: Наука, 1976.

Колобов И. В. Климат Среднего Поволжья. Казань: Изд-во Казан. ун-та, 1968.

Кондрашенков А. А. Сельское хозяйство приписных крестьян Зауралья в XVIII веке.— В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы. 1966. Таллин, 1971.

Константинов А. Р. Климат и урожай озимой пшеницы. Л.: Гидрометеоиздат, 1976.

Костин С. И. Засухи на Русской равнине за последнее тысячелетие.— Тр. Гл. геофиз. обсерватории им. А. И. Воейкова, 1975, вып. 330.

Котельников В. Л. Об изменении географической среды сельскохозяйственной деятельностью человека.— Изв. Всесоюз. геогр. об-ва, 1950, т. 82, вып. 2.

Кулик М. С. Использование полигонов в агрометеорологических исследованиях.— Метеорология и гидрология, 1970, № 3.

Курьянов Б. Ф., Медведева Л. Е. Гармонический анализ стационарных случайных процессов (с использованием быстрого преобразования Фурье). М., 1970.

Лапин Н. А. Земледелие Западной Сибири в 1800—1860 годах.— В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы. 1964. Кишинев, 1966.

Летописи природы Центрально-Черноземного государственного заповедника им. проф. В. В. Алехина. 1968—1973 гг.

Лисеев А. С. Методы изучения связей между осадками и приростом сосны: Автореф. ... дис. ... канд. с.-х. наук. Красноярск, 1975.

Логинов В. Ф., Неушкин А. И., Рочева Э. В. Засухи, их возможные причины и предпосылки предсказания: (обзор). Обнинск, 1976.

Лукичев С. С. Состояние основных отраслей сельского хозяйства в Алтайском горном округе в первой половине XIX в.— В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы. 1961. Рига, 1963.

Макарова Л. А., Минкевич И. И. Погода и болезни культурных растений. Л.: Гидрометеоиздат, 1977.

Макквиг Дж. Д. Климатическая изменчивость и сельское хозяйство в районах умеренного климата.— В кн.: Всемирная конференция по климату. Женева, 1979.

Мещерская А. В., Блажевич В. Г. Каталоги площадей комплекса осадки — температура для основных сельскохозяйственных районов юга ЕТС, Северного Казахстана и Западной Сибири.— Тр. Гл. геофиз. обсерватории им. А. И. Воейкова, 1978, вып. 400.

Миклашевский И. Н. Заселение и сельское хозяйство южной окраины Московского государства в XVII веке. М., 1894. Ч. 1.

Монин А. С. Прогноз погоды как задача физики. М.: Наука, 1969.

Мулламаа Ю.-А. Р., Кууск А. Э. Оценка погрешности экспериментального определения функции распределения.—

В кн.: Облачность и радиация. Тарту, 1975.

Ничипорович А. А. Фотосинтетическая деятельность растений и пути повышения их продуктивности.— В кн.: Теоретические основы фотосинтетической продуктивности. М.: Наука, 1972.

Ничипорович А. А. Фотосинтетическая деятельность и первичная продуктивность фитоценозов на современном этапе эволюции биосферы.— В кн.: Проблемы биогеоценологии. М.: Наука, 1973.

Обухов В. М. Урожайность и метеорологические факторы. М.: Госпланиздат, 1949.

Одум Ю. Основы экологии: Пер. с 3-го англ. изд. М.: Мир, 1975.

Основные направления развития сельского хозяйства в десятой пятилетке. М.: Экономика, 1976.

Пасечнюк Л. Е., Жуков В. А., Зоидзе Е. К., Мамаева Л. Г. Характеристика и распространение засух по территории СССР.— Тр. Ин-та экспериментальной метеорологии, 1977, вып. 11(79).

Пасов В. М. О двухлетней цикличности урожаев зерновых культур.— Метеорология и гидрология, 1974, № 11.

Покровская Т. В. Синоптико-климатические и гелиогеофизические долгосрочные прогнозы погоды. Л.: Гидрометеоиздат, 1969.

Покровская Т. В. К вопросу о совместном анализе циркуляционных и гелиогеофизических факторов формирования засух.— Тр. Гл. геофиз. обсерватории им. А. И. Воейкова, 1975а, вып. 354.

Покровская Т. В. Суммарные характеристики количества осадков для основных земледельческих районов Европейской территории СССР в апреле — июне за 1891—1972 г.— Тр. Гл. геофиз. обсерватории им. А. И. Воейкова, 1975б, вып. 330.

Привальский В. Е. Об оценивании спектральной плотности крупномасштабных процессов.— Изв. АН СССР. Физика атмосферы и океана, 1976, т. 12, № 9.

Растительность Центральных Каракумов и ее продуктивность. Ашхабад, 1970.

Раунер Ю. Л. Тепловой баланс растительного покрова. Л.: Гидрометеоиздат, 1972.

Раунер Ю. Л. Энергетическая эффективность продукционного процесса растительных сообществ.— Изв. АН СССР. Сер. геогр., 1973, № 6.

Раунер Ю. Л. Некоторые аспекты физической фитоклиматологии.— В кн.: Физическая и динамическая климатология. Л.: Гидрометеоиздат, 1974.

Раунер Ю. Л. О периодичности засух на территории зерновых районов СССР.— Изв. АН СССР. Сер. геогр., 1976а, № 6.

Раунер Ю. Л. Приложение стохастической модели первичной продуктивности к анализу колебаний урожайности зерновых.— Изв. АН СССР. Сер. геогр., 1976б, № 2.

Раунер Ю. Л. Климатические флуктуации и эффективность минеральных удобрений.— Метеорология и гидрология, 1978, № 3.

Раунер Ю. Л., Ананьев И. П., Самарина И. И., Лозовская Л. А. Энергетические характеристики и эффективность процесса продуктивности зерновой культуры.— Изв. АН СССР. Сер. геогр., 1975, № 3.

Раунер Ю. Л., Лозовская Л. А. Колебания урожайности пшеницы и кукурузы в зерновой зоне Северной Америки.— Изв. АН СССР. Сер. геогр., 1978, № 1.

Робертсон Дж. У. Всемирная служба погоды и пшеница.— Бюл. ВМО, 1974, т. 23, № 3.

Руденко А. И. Типы засух вегетационного периода и их характеристика.— В кн.: Засухи в СССР, их происхождение, повторяемость и влияние на урожай. Л.: Гидрометеоиздат, 1958.

Саушкин Ю. Г. Великое преобразование природы Советского Союза. М.: Географгиз, 1952.

Свешников А. А. Прикладные методы теории случайных функций. М.: Наука, 1968.

Секиринский С. А. Об урожайности зерновых в Таврической губернии (начало XIX — начало XX в.).— В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы, 1966. Таллин, 1971.

Сельское хозяйство капиталистических стран: (Стат. справочник). М.: Соцэкгиз, 1959.

Сельское хозяйство КНР, 1949—1974 гг. М.: Наука, 1978.

Селянинов Г. Т. Происхождение и динамика засух.— В кн.: Засухи в СССР, их происхождение, повторяемость и влияние на урожай. Л.: Гидрометеоиздат, 1958.

Семенов М. И. К вопросу о закономерности колебаний урожаев.— Вестн. статистики, 1922, кн. 11, № 5—8.

Семенова-Тянь-Шанская А. М. Динамика степной растительности. М.; Л.: Наука, 1976.

Сиротенко О. Д., Просвиркина А. Г. Динамические модели в агрометеорологии (вопросы разработки и перспективы применения).— Тр. Ин-та экспериментальной метеорологии, 1977, вып. 8(67).

Сляднев А. П. Засухи на юго-востоке Западной Сибири, их признаки и повторяемость.— Учен. зап. Новосиб. пед. ин-та, 1965, вып. 21.

Сляднев А. П. Методы оценки агроклиматических ресурсов на примере Алтайского края.— В кн.: Почвенная климатология Сибири. Новосибирск: Наука, 1973.

Справочная книга русского сельского хозяина. СПб., 1892.

СССР в цифрах в 1976 году: Краткий стат. сборник. М.: Статистика, 1977.

Тихонов В. И. Выбросы случайных процессов. М.: Наука, 1970.

Тооминг Х. Г. Солнечная радиация и формирование урожая. М.: Гидрометеоиздат, Моск. отд., 1977.

Уланова Е. С. Значение майских осадков для урожаев озимой пшеницы в степных районах Украины и Северного Кавказа.— Метеорология и гидрология, 1966, № 5.

Уланова Е. С. Агрометеорологические ус-

ловия и урожайность озимой пшеницы. Л.: Гидрометеоиздат, 1975а.
Уланова Е. С. Агрометеорологические условия произрастания озимой пшеницы и метод прогноза ее урожайности: Автореф. дис.... д-ра геогр. наук. М., 1975б.
Утехин В. Д. Первичная биологическая продуктивность лесостепных экосистем. М.: Наука, 1977.
Утешев А. С. Атмосферные засухи и их влияние на природные явления. Алма-Ата: Наука, 1972.
Федоров Е. К. Погода и урожай. Л.: Гидрометеоиздат, 1973.
Федорченко Е. И. Статистическое описание временных метеорологических рядов с приложением к расчету характеристик выбросов температуры воздуха: Автореф. дис.... канд. физ.-мат. наук. Л., 1975.
Федосеев А. П. Научные основы агрометеорологического прогноза эффективности азотных удобрений— Метеорология и гидрология, 1973, № 5.
Федосеев А. П. Эффективность минеральных удобрений в связи с агроклиматическими условиями. Л.: Гидрометеоиздат, 1974.
Федосеев А. П. Агроклиматические аспекты химизации земледелия.— Метеорология и гидрология, 1976, № 9.
Фукуи Х. Изменчивость климата и сельское хозяйство в тропических влажных районах.— В кн.: Всемирная конференция по климату. Женева, 1979.
Хромов С. П. Муссоны в общей циркуляции атмосферы.— В кн.: А. И. Воейков и современные проблемы климатологии. Л.: Гидрометеоиздат, 1956.
Чемерисский И. А. Сельскохозяйственное производство в СССР 1920—1925 гг. по статистическим данным.— В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы. 1965. М., 1970.
Четыркин Е. М. Статистические методы прогнозирования. 2-е изд., перераб. и доп. М.: Статистика, 1977.
Шашко Д. И. Агроклиматическое районирование СССР. М.: Колос, 1967.
Швец Г. И. Многовековая изменчивость стока Днепра. Л.: Гидрометеоиздат, 1978.
Экономическое положение капиталистических и развивающихся стран: Обзор за 1975 и начало 1976 г. М.: Правда, 1976.
Яцунский В. К. Основные моменты истории сельскохозяйственного производства в России с XVI века до 1917 года.— В кн.: Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы. 1964. Кишинев, 1966.
Agricultural meteorology of Japan / Ed. by Y. Michara. Tokyo, 1974.
Agricultural statistics. Wash.: U. S. Dep. of agriculture, 1936, 1972.
Beveridge W. H. Weather and harvest cycles.— Econ. J., 1921, vol. 31.
Borchart J. R. The climate of the central North American Grassland.— Ann. Assoc. Amer. geogr., 1950, vol. 40, N 1.
Climate change to the year 2000: A Survey of expert opinion. Wash., 1978.
Crop productivity and solar energy utilization in various climates in Japan.— JIBR Synthesis, 1975, vol. 11.
Crop yields and climate change: The year 2000. Wash., 1978.
Curry R. B. Dynamic simulation of plant growth. Pt 1. Development of a model.— Trans. ASAE, 1971, vol. 14, N 5.
Czarnowski M. W. Sprawie mapy i modelu siedliskowej zdolności produkcyjnej Ziemi.— Prz. geogr., 1973, t. 45, N 2.
De-Wit C. T., Brower R., Pening de Vries F. W. T. The simulation of photosynthetic system.— In: Prediction and measurement of photosynthetic productivity. Wageningen: Centre for agr. publ. and documentation, 1970.
Dregne H. E. Desertification in the United States.— Nature and Resour., 1977, vol. 13, N 2.
Drought and agriculture: Report of the CAgM working group on the assessment of draight. Geneva, 1975. (World meteorol. organisation. Technical note, N 138).
Energy and Climate. Wash.: Nat. Acad. Sci., 1977.
FAO Production Yearbook. Rome, 1961—1975.
Flohn H., Flear H. Climatic teleconnections with equatorial Pacific and the role of ocean atmosphere coupling.— Atmosphere, 1975, vol. 12, N 3.
Fritts H. C. An approach to dendroclimatology: Screaning by means of multiple regression techniques.— J. Geophys. Res., 1962, vol. 67, N 4.
Fundamentals of agrometeorology. Tokyo, 1963; Ibid., 2nd ed. Tokyo, 1974.
Hallaire M. La sécheresse de l'année 1976 et la production végétale.— Bul. techn. inform. Min. agr., 1977, N 324/325.
Handbook of agricultural statistics. Ottawa, 1959. Pt 1. Field Crops. 1908—1958.
Harlan J. H. The plants and animals that nourish man.— Sci. Amer., 1976, vol. 235, N 3.
Hidore J. J. The increasing impact of climatic cycles in the Sahel: Intern. Geography — 76. Sect. 2. Moscou, 1976.
Hopper D. W. The development of agriculture in developing countries.— Sci. Amer., 1976, vol. 235, N 3.
Hoyt J. C. Drought of 1930—34. Wash.: U. S. Geol. Survey, 1936. (Water Supply Pap., N 680).
Impact of Climatic fluctuation on major North American food crops. The Inst. of Ecology. Dayton (Ohio): The Charles F. Kettering Foundation, 1976.
Jennings P. R. The amplification of agricultural production.— Sci. Amer., 1976, vol. 235, N 3.
Jnoue E., Mihara Y., Tsuboi Y. Agrometeorological studies on rice growth in Japan.— Agr. meteorol., 1965, vol. 2, N 1.
Landsberg H. E. Sahel Drought: Change of Climate or part of climate? — Arch. Meteorol., Geophys. und Bioklimatol. B, 1975, Bd 23, N 3.
Lieth H. Modelling the primary productivity of the world.— Nature and Resour., 1972, vol. 8, N 2.
Loomis R. S. Agricultural systems.— Sci. Amer., 1976, vol. 235, N 3.
Mabbut J. A. Climatic and ecological as-

pects of desertification.— Nature and Resour., 1977, vol. 13, N 2.
McQuigg J. D. Economic impacts of weather variability. Columbia: Atmos. Sci. Dep. Univ. of Missouri, 1975.
Miller D. Water at the surface of the Earth. An introduction to ecosystem hydrodynamics. N. Y. etc., 1977 (Intern. Geophys. Ser. Vol. 21).
Nkemdrim L. C., Weber L. Wet and dry sequences in precipitation regimes.— Geogr. ann. A, 1976, Bd. 58, N 4.
Oguntoyinbo J. S. The recent Sub-Saharan drought in its global climatological context: Intern. Geography-76. Sect. 2. Moskva, 1976.
Palmer W. C. Meteorological drought. Wash., U. S. Weather Bur., 1965. (Res Pap., N 45).
Percival J. Wheat in great Britain. L., 1934.
Revelle R. Food and population.— Sci. Amer., 1974, vol. 231, N 3.
Schönwiese Ch. D. Spektrale Varianzanalyse klimatologischer Reihen im langperiodischen Bereich.— Univ. München. Meteorol. Inst. Wiss. Mitteil., 1969, N 15.
Sekiguti T. Another «crazy summer» forecast.— Jap. Progr. Climatol., 1977, nov.
Shickedanz P. T., Bowen E. G. The computation of climatological power spectra.— J. Appl. Meteorol., 1977, vol. 16, N 4.
Shida J. Climatic change and historical vicissitudes in the Far East.— Kagakuchishiki, 1935, vol. 15, N 1.
Skaggs R. H. Drought in the United States, 1931—1940.— Ann. Assoc. Amer. Geogr., 1975, vol. 65, N 3.
Sneyers R. Connections thermiques entre saisons consécutives à Bruxelles-Uccle. Uccle-Bruxelles: Inst. Roy. Meteorol. Belgique, 1958 (Publ. Sér. B, N 23).
Sneyers R. La statistique des precipitations à Bruxelles-Uccle. Uccle-Bruxelle: Inst. Roy. Meteorol. de Belgique, 1964. (Contribution N 94).
Splinter W. Center-Pivot irrigation.— Sci. Amer., 1976, vol. 234, N 6.
Stanhill G. Solar radiation effects and crop production.— In: Progress in biometeorology. Division C. Progress in plant biometeorology. Period 1963—1974. Amsterdam, 1975, vol. 1.
Starr Th. B. The role of climate in American agriculture; past, present and future.— Ecologist, 1977, vol. 7, N 7.
Statistics of Rice Production: Rice production in Japan and World. N 1. Dep. of physics and statistics. Tokyo: Inst. Agr. Sci., 1971.
Statistique agricole de la France: Résultats généraux de l'enquête décennale de 1892. P., 1892.
Statistique agricole de la France. 1912. P., 1914.
Taubensee R. E. Weather and circulation of June 1974. Increasing drought in the Southwest.— Mon. Weather Rev., 1974, vol. 102, N 9.
The Global Carbon Dioxide Problem. Oakridge: Nat. Lab. USA, 1976, ORNL-5194.
Thom H. C. S. The analitical foundation of climatology.— Arch. Meteorol., Geophys. und Bioklimatol. B, 1970, Bd 18, N 3/4.
Uchijima Z. Agroclimatological classification of Japan in relation to paddy rice cultivation.— Bull. Nat. Inst. Agr. Sci. Ser. A, 1962, N 9.
Uchijima Z. Climatic change and crop production in South, Southeast and East Asia: a summary (unpublished).— In: Survey of Intern. Symp. on recent climatic changes and the food problem. Tsukuba Univ. (Japan), 1976a, oct.
Uchijima Z. Long-term change and variability of sum of air temperature during period with daily mean above 10° C.— J. Agr. Meteorol., 1976b, vol. 31, N 4.
Vanderlinden E. Chronique des evenments météorologiques en Belgique jusqu-en 1834. Bruxelles, 1924.
Varyo U. Recent climatic trends and the limits of crop cultivation in Finland.— Fennia, 1978, vol. 150.
Waggoner P. E. Micrometeorological models.— In: Vegetation and the atmosphere / Ed. by J. L. Monteith. L. etc., 1975. Vol. 1. Principles.
Waggoner P. E. Variability of annual wheat yields since 1909 and among nations.— Agr. Meteorol., 1979, vol. 20.
Wagner A. J. Weather and circulation of July 1974. Heat wave and drought over the middle third of country.— Mon. Weather Rev., 1974, vol. 102, N 10.
Weikinn C. Katastrophale Dürrenjahre während des Zeitraums 1500—1800 in den Flußgebieten der heutigen Deutschen Demokratischen Republik.— Acta hydrophys., 1965, Bd. 10, H. 1.
Weitz B. C. The trend toward a more effective use of the land as shown by the yield per acre of certain crops. Wash., 1926 (U. S. Dep. Agr. Bul., N 1458).
Wellhausen E. J. The agriculture of Mexico.— Sci. Amer., 1976, vol. 235, N 3.
Williams G. D. V. Geographical variations in yield weather relation-ships over a large wheat growing region.— Agr. Meteorol., 1972, vol. 9, N 3/4.
World weather records. 1899—1920. Wash., 1927.
World weather records, 1921—1930. Wash., 1934.
World weather records, 1931—1940. Wash., 1947.
World weather records, 1941—1950. Wash., 1959.
World weather records, 1951—1960. Wash., 1966.
World wheat statistics. L., 1977.
Yang C. C., Hao S. Y. The pluvial regime and the droughts of the Huang-Ho Valley.— Acta geogr. sinica, 1956, vol. 22, N 4.
Yao A. Y. M. Climatic hazards to the agricultural potential in the North China plain.— Agr. Meteorol., 1969, vol. 6, N 1.
Yokoo T. Studies on the fluctuations of harvest of the more important crops of Japan.— Mem. Indian Meteorol. Dep., 1949, vol. 13(1).
Yoshino M. Agricultural climatology of Japan.— In: Agricultural meteorology of Japan. Tokyo, 1974.

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие 5

Теоретические основы стохастического моделирования 7

Постановка задачи, некоторые принципиальные положения и примеры . . . 7

Динамико-стохастическая модель флуктуаций первичной продуктивности и урожайности 7

Многолетняя динамика продуктивности растительных биогеосистем . . . 14

Статистический анализ временных рядов 17

Некоторые общие положения 17

Тренды и их выявление 19

Обобщенный гармонический анализ 21

Выбросы случайных процессов и функции импульсного типа 23

Модель массового обслуживания и марковская цепь 27

Основы стохастического прогноза 33

Общие соображения о прогнозе климатических колебаний 33

Стохастический прогноз многолетних флуктуаций продуктивности . . . 35

Климатообусловленные колебания урожайности 42

Колебания урожайности зерновых культур на территории СССР 42

Характеристика исходных материалов 42

Динамика трендов урожайности 45

Колебания урожайности на Европейской и Азиатской территориях СССР 48

Многолетняя изменчивость эффективности минеральных удобрений . . . 56

Некоторые оценки на перспективу 61

Многолетняя изменчивость урожайности пшеницы и кукурузы в Североамериканском зерновом поясе 66

Характеристика исходных материалов 66

Климатообусловленная изменчивость урожайности 69

Сравнительные оценки с зерновой зоной СССР 74

Динамика урожайности пшеницы в Западноевропейском зерновом регионе . . 77

Характеристика исходных материалов и оценка трендов 77

Климатообусловленные колебания урожайности 79

Сравнительные оценки изменчивости урожайности в Западной Европе, Северной Америке и СССР 87

Колебания урожайности риса в некоторых странах Азии 92

Общие сведения 92

Климатообусловленная изменчивость урожая риса в Японии 93

Климатообусловленная изменчивость урожайности риса в ряде стран Юго-Восточной Азии и в Китае 99

Динамика климатических экстремумов и их влияние на урожайность 102

Динамика засух в зерновой зоне СССР 102

Стохастическая природа экстремумов осадков 102

Анализ и обобщение существующих каталогов засух 107

Параметризация временных рядов засушливых лет 112

Анализ временного ряда засушливых лет за исторический период на основе модели Пуассона 117

Динамика засух и экстремумы урожайности 120

Динамика климатических экстремумов в некоторых зарубежных странах . . 123
Засушливые годы и их связь с урожайностью в США и Канаде 123
Динамика лет с дефицитом весенне-летних осадков и их связь с экстремумами урожайности в Западной Европе 125
Аномальные годы в Японии и Китае и их влияние на урожайность риса 130
Синхронность засух в зерновых регионах северного полушария 132
Некоторые общие замечания 132
Синхронность засушливых лет в основных районах зерновой зоны СССР 135
Синхронность засушливых явлений в СССР, США и Западной Европе . . 140
Динамика засух и климатический мониторинг 143
Заключение 145
Приложение 147
Список основных обозначений 156
Литература 157

Юрий Львович Раунер

КЛИМАТ И УРОЖАЙНОСТЬ ЗЕРНОВЫХ КУЛЬТУР

Утверждено к печати
Институтом географии АН СССР

Редактор издательства *Л. П. Ладычук*
Художественный редактор *Т. И. Алексеева*
Технические редакторы *Т. Н. Хилькевич*,
Л. Н. Золотухина
Корректоры *О. В. Лаврова, В. С. Федечкина*

ИБ № 21229

Сдано в набор 5.01.81
Подписано к печати 25.06.81
Т-09047. Формат 70×108¹/₁₆
Бумага типографская № 2
Гарнитура обыкновенная
Печать высокая
Усл. печ. л. 14,35. Уч.-изд. л. 15
Усл. кр. отт. 14,85
Тираж 1550 экз. Тип. зак. 182
Цена 2 р. 30 к.

Издательство «Наука»
117864, ГСП-7, Москва, В-485, Профсоюзная ул., 90

2-я типография издательства «Наука»
121099, Москва, Г-99, Шубинский пер., 10

ОПЕЧАТКИ И ИСПРАВЛЕНИЯ

Страница	Строка	Напечатано	Должно быть
51	7 св. после рис.	минимальный	максимальный
77	7 св.	90 %-ный	95 %-ный
81	23 св.	$\tau = 5$	$\tau \geqslant 5$
150	Табл. X 4 гр. слева 9 снизу	0,0	9,0

Раунер Ю. Л. Климат и урожайность зерновых культур
Зак. 182