

В Республике Беларусь вопросы влияния погодных условий на урожайность культур изучены Т. Н. Кулаковской, И. М. Богдевичем, Р. В. Шаталовой [205, 606]. Ими разработана регрессионная модель индекса погоды, позволяющего оценить влияние среднесуточной температуры воздуха и осадков по периодам вегетации (посев-кущение, кущение-колошение, колошение-восковая спелость) на продуктивность зерновых (ячменя). А. П. Лихацевичем, В. Н. Карнауховым [231] предложена эмпирико-статистическая модель влияния факторов окружающей среды (солнечной активности, удобрений) на урожай сельскохозяйственных культур. М. Г. Голченко выполнено гидролого-климатическое районирование минеральных почв Беларуси, рассчитано влияние условий их естественного увлажнения и теплообеспеченности (осадков, ГТК, влагозапасов и т. д.) на продуктивность культур; проведена оценка уровней и прибавок урожая от орошения сельскохозяйственных угодий с учетом агрофона, бонитета почв [95].

Несмотря на широкий круг вопросов, изученных в отношении влияния климата на продуктивность агроценозов, нерешенными или недостаточно разработанными, в частности для Беларуси, остаются вопросы:

- определение роли климатической и агротехнической составляющих во временной изменчивости урожайности продовольственных, кормовых и других культур в различных регионах страны;
- дифференциация территории Беларуси по устойчивости урожаев основных культур к климатическим изменениям и уровню агротехники;
- анализ динамики и причин недоборов урожаев за длительный отрезок времен; оценка снижения урожайности сельхозкультур вследствие неблагоприятных погодно-климатических условий;
- выявление факторов пространственной изменчивости урожайности культур на территории Беларуси; классификация районов по продуктивности агроценозов.

5.2.2. Научно-методические основы исследований пространственно-временных колебаний урожайности сельскохозяйственных культур

Источники исходной информации

Основу исследований составили многолетние ряды наблюдений за урожайностью озимой ржи и многолетних трав за период с 1954 по 2005 год и картофеля с 1960 по 2005 год. Использованы данные Министерства статистики и анализа Республики Беларусь об урожайности культур, опубликованные и фондовые материалы стационарной гидрометеорологической сети Республиканского гидрометеороцентра Министерства природных ресурсов и охраны окружающей среды Республики Беларусь о среднемесячных количествах осадков, среднемесячных температурах воздуха и запасах почвенной влаги 50 см слоя почвы и других климатических характеристиках по 16 районам Брестской области за период инструментальных наблюдений.

Основы исследований пространственно-временных колебаний урожайности сельскохозяйственных культур

Для описания связи между значениями урожайности в различных точках использованы пространственные корреляционные функции (ПКФ), которые в нашем случае имели вид

$$R(\rho) = R(0) - \alpha \cdot \rho, \quad (5.25)$$

где $R(\rho)$ – значение эмпирической ПКФ; $R(0)$ – экстраполированное значение эмпирической ПКФ до значения $\rho = 0$; ρ – расстояние между центрами районов; $\alpha = dR(\rho)/d\rho$ – градиент поля, т. е. показатель величины изменения ПКФ на единицу расстояния.

В рамках поставленной задачи нами исследовалась асинхронность урожайности основных сельскохозяйственных культур.

Для количественной оценки асинхронности колебаний погодной составляющей урожайности использовались функции пространственной асинхронности (ФПА)

$$K_{ac}(P) = f(\rho, P), \quad (5.26)$$

где $K_{ac}(P)$ – коэффициент пространственной асинхронности расчетной обеспеченности $P\%$.

Коэффициенты асинхронности определялись по соотношению

$$K_{ac}(P) = \frac{\left(\sum_{j=1}^K \Delta Y_j(P) \right)_{XP}}{\left(\sum_{j=1}^K \Delta Y_j(P) \right)_{PO}}, \quad (5.27)$$

где $\Delta Y_j(P)$ – погодная составляющая урожайности j -го района расчетной обеспеченности $P\%$; K – количество районов; XP – индекс хронологических рядов погодной составляющей урожайности; PO – индекс равнообеспеченных рядов погодной составляющей урожайности.

Аппроксимация коэффициентов асинхронности осуществлялась по зависимости

$$K_{ac}(P, \rho) = K_0(P) + \alpha(P) \cdot \rho. \quad (5.28)$$

Для реализации приведенной методики нами разработаны алгоритмы расчета и реализованы пакетом прикладных программ, составленных в системе Windows Visual Basic.

Методы оценки колебаний урожайности

Основу исследований составили многолетние ряды наблюдений за урожайностью основных сельскохозяйственных культур. Статистическим расчетам предшествовал специальный анализ исходной информации с точки зрения ее однородности (статистическими и графическими методами). Когда было установлено, что имеет место нарушение в пределах критических статистик, в процедуру расчетов дополнительно включались стандартные статистические методы, а именно:

- для выявления тенденций изменений использовались хронологические графики колебаний и разностные интегральные кривые;
- динамика изменения временных рядов оценивалась с помощью линейных и квадратических трендов

$$Y = a_0 + a_1 \cdot t; \quad (5.29)$$

$$Y = a_0 + a_1 \cdot t + a_2 \cdot t^2, \quad (5.30)$$

где Y – урожайность; a_0, a_1, a_2 – коэффициенты регрессии; t – время, год.

Для оценки различий в статистических параметрах использовался критерий Стьюдента

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{n_x \cdot \hat{\sigma}_x^2 + n_y \cdot \hat{\sigma}_y^2}} \cdot \sqrt{\frac{n_x \cdot n_y \cdot (n_x + n_y - 2)}{n_x + n_y}}, \quad (5.31)$$

где \bar{x}, \bar{y} – выборочные средние; $\hat{\sigma}_x^2$ и $\hat{\sigma}_y^2$ – выборочные дисперсии; n_x и n_y – объемы выборок.

Полученное значение t -критерия Стьюдента сравнивалось с его критическим значением при заданном уровне значимости $\alpha = 5\%$. Если $t > t_\alpha$, принимается гипотеза статистического различия двух выборочных средних.

Для оценки различий в дисперсиях применялся критерий Фишера

$$F = \hat{\sigma}_x^2 / \hat{\sigma}_y^2, \quad (5.32)$$

где $\hat{\sigma}_x^2$ и $\hat{\sigma}_y^2$ – выборочные дисперсии: в числителе берется большая из дисперсий.

Гипотеза статистического различия выборочных дисперсий принималась, если имело место неравенство $F > F_\alpha$, где F_α – критическое значение критерия Фишера.

Основные проблемы моделирования и прогнозирования урожайности

Прогнозирование является одним из важнейших инструментов при разработке схем управления. В самом кратком виде требования к методам прогнозирования урожайности сводятся к построению зависимости: «воздействие – урожайность». Естественным здесь является использование математических моделей [28, 519].

Несмотря на несомненную важность, прогнозирование урожайности, по существу, еще не имеет достаточно разработанной теории. Не всегда уровень современных знаний позволяет вскрыть необходимые для прогноза причинно-следственные связи в очень сложных природных процессах [17].

При использовании *метода математического моделирования* для прогноза урожайности сложная биологическая система представляется в виде отдельных подсистем, связанных между собой функциональными зависимостями, имитирующими либо потоки вещества, либо регулирующие воздействия, либо пространственную миграцию, либо развитие организмов. Однако в настоящее время этот метод применяется очень ограниченно.

Широкие возможности для развития прогнозирования урожайности открывают современные *геоинформационные системы* (ГИС), позволяющие выполнять пространственно-временной анализ. Современные ГИС-технологии используют возможности и картографического метода. В частности, они позволяют выполнить пространственный анализ частных прогнозов и сопоставить полученные результаты между собой. Детальность рассмотрения может быть выбрана по желанию исследователя.

Помимо этого, ГИС предоставляет возможность связать разномасштабные процессы, происходящие на любом выбранном участке территории.

Для прогнозирования урожайности более всего подходят стохастические модели, использующие достаточно продолжительные ряды наблюдений и оперирующие понятиями вероятности. Вследствие того, что стохастические модели основаны на эмпирических данных, их вероятностные прогнозы имеют определенную достоверность. Хотя они и не дают детерминированных оценок, с их помощью решают множество важных прогнозных задач, например вероятность тех или иных урожайностей в случае изменения внешних условий.

В настоящее время методы прогнозов базируются на принятии гипотезы стационарности естественного процесса многолетних колебаний урожайности, т. е. возможности переноса прошлого в будущее в их неизменном виде. Статистическая концепция описания многолетних колебаний урожайности в ее традиционной интерпретации не может быть признана перспективной при разработке методов прогнозирования урожайности. Во-первых, предел предсказуемости стохастических моделей урожайности на основе марковской последовательности первого порядка равен одному-двум годам при обеспеченности прогноза $\leq 60\%$. Во-вторых, в результате возрастающей антропогенной нагрузки, глобального изменения климата и других факторов могут измениться статистические параметры временных рядов. Тем не менее опыт прогнозирования показал допустимость данного подхода.

Для описания многолетних колебаний урожайности в основном используются три общие статистические модели: последовательность независимых случайных величин; простая цепь Маркова (учитывается корреляция между смежными членами ряда) и сложная цепь Маркова (допускается наличие ближних и дальних внутривыборочных связей). Кроме того, в последнее время активно разрабатываются нелинейные модели колебаний урожайности. Эти модели характеризуются медленным затуханием автокорреляционной функции, что позволяет по-новому интерпретировать эффект Харста.

Статистическая концепция основывается на идеях стационарности и эргодичности формирования урожайности. Стационарные временные ряды должны иметь неизменные параметры распределения вероятностей, а автокорреляционная функция – зависеть только от временного сдвига. Первое условие подразумевает постоянство климатических и технологических условий формирования урожайности как за период наблюдений, так и на период прогнозирования и не допускает возможности изменения этих условий в будущем. Второе условие рассматривает формирование урожайности чисто как случайный процесс, т. е. отрицая преемственность в развитии процесса формирования урожайности во времени, или допускает существование некоторой зависимости текущих значений урожайности от предшествующих. Свойство эргодичности заключается в том, что одна реакция временного ряда значений стока достаточной продолжительности может заменить множество реализаций той же продолжительности. Для доказательства этого свойства достаточно показать приближение ординат автокорреляционной функции к нулю при возрастании сдвига между временными интервалами.

Когда тренд явно не выражен, необходимо рассматривать выборочную автокорреляционную (АКФ) и частную автокорреляционную (ЧАКФ) функции данного процесса, с помощью которых определяются вид и порядок временного ряда урожайности. При этом используются критерии оценки степени нестационарности процесса и выбора модели [47, 152], приведенные в таблице 5.2.

Таблица 5.2 – Критерии нестационарности процесса и выбора модели

АКФ	ЧАКФ	Вид модели
Экспоненциально затухает	Выброс лишь при $\tau = 1$	(АР(1)) авторегрессия первого порядка
Форма затухания в виде синусоидальной волны или экспоненциально затухает	Выброс лишь при $\tau = 1$ $\tau = 2$	(АР(2)) авторегрессия второго порядка
Выброс при $\tau = 1$, остальные значения нулевые	Экспоненциально затухает или осциллирует с изменением знака	(СС(1)) скользящее среднее первого порядка
Выброс при $\tau = 1$ и $\tau = 2$, остальные значения нулевые	Форма синусоидальной волны или экспоненциально затухает	(СС(2)) скользящее среднее второго порядка
Экспоненциально затухает, начиная с $\tau = 1$ (затухание может быть монотонным или осциллирующим)	Экспоненциально затухающие значения ординат либо монотонно осциллирующие	(АР СС(1)) авторегрессия и скользящее среднее первого порядка

Как показали наши исследования, для большинства временных рядов рассматриваемых сельскохозяйственных культур урожайность может быть идентифицирована моделью АР(1), так как АКФ и ЧАКФ, как правило, имеют значительный выброс при $\tau = 1$, тогда как все остальные значения их

ординат статистически не значимы и характеризуются чередованием положительных и отрицательных значений. Следовательно, рассматриваемый процесс может быть описан моделью вида

$$Y(t) = Y_{cp} + r(1) \cdot [Y(t-1) - Y_{cp}] + \xi(t), \quad (5.33)$$

где $Y(t)$ и $Y(t-1)$ – урожайность сельскохозяйственной культуры в t -й и предшествующий ему $(t-1)$ -й годы, ц/га; $\xi(t)$ – гауссовский «белый шум» с нулевым средним и $\sigma_{\xi} = \sigma_Y \cdot \sqrt{1 - r(1)^2}$.

Результаты проведенных исследований закономерностей многолетних колебаний урожайности сельскохозяйственных культур позволяют считать надежно установленным наличие определенной связи между урожаями смежных лет. Это служит основанием для описания урожайности в виде простой цепи Маркова, т. е.

$$Y(t) = r(1) \cdot Y(t-1) + \xi(t), \quad (5.34)$$

где $Y(t)$ – урожайность текущего года; $Y(t-1)$ – урожайность в предшествующий год; $\xi(t)$ – независимая от \bar{Y} случайная величина.

При $Y_{cp} \neq \text{const}$ и $\sigma_{Y_{cp}} \neq \text{const}$ можно сделать вывод о стационарности процесса формирования урожайности лишь на отдельных отрезках периода наблюдений. В этом случае практический интерес представляет выявление закономерностей в динамике: плавного возрастания или убывания (монотонный тренд), периодических изменений (циклический тренд), постоянства в течение каких-то периодов времени и резкого изменения при переходе от одного отрезка к другому (ступенчатый тренд). Все эти ситуации могут быть описаны полиномиальной аппроксимацией тренда вида

$$Y_{cp}(t) = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i \cdot \varphi_i(t), \quad (5.35)$$

где $\varphi_1(t) \dots \varphi_k(t)$ – заданные функции времени; $a_0 \dots a_k$ – коэффициенты регрессии.

Рассматриваемые функции могут быть линейными, степенными, показательными или логарифмическими при монотонном тренде, либо тригонометрическими при циклическом и кусочно-постоянными при ступенчатом тренде. Во всех этих случаях параметры $a_0 \dots a_k$ оцениваются по имеющемуся ряду наблюдений $X_1 \dots X_n$.

Разработка многомерных эмпирико-статистических моделей с использованием уравнений множественной регрессии явилась дальнейшим развитием концепции случайности применительно к анализу и прогнозу значений временных корреляций урожайности в многомерном пространстве вектора-предиктора, выявленных в предшествующий период с помощью уравнений множественной линейной регрессии, кусочно-линейных уравнений линейной регрессии, нейронных сетей и др. При использовании данных моделей определяются прогнозные значения урожайности, при этом необходимо доказательство возможности распространения выявленных зависимостей на прогнозируемый период и требуется прогноз самого вектора-предикта, что является не менее сложной задачей, особенно для значительного периода.

Использование метода цикличности для прогнозирования урожайности

Параллельно с концепцией случайности многолетних колебаний урожайности используется и противоположная концепция цикличности, т. е. повторяемое или обратимое чередование величин урожайности во времени. Сложность в использовании циклов для прогноза урожайности заключается в их аперриодичности, так как фаза, амплитуда и длительность цикла меняются, не обнаруживая видимых закономерностей. Кроме того, пока нет единого мнения о приходе этих циклов, отсутствует и объективная методика выделения и анализа циклов урожайности. Считается, что циклы обусловлены либо влиянием временных (космофизических факторов), либо автоколебательными процессами в системе атмосфера-гидросфера Земли, либо естественными свойствами любой случайной последовательности.

Вместе с тем использование принципа цикличности (квазипериодичности) при анализе и прогнозе многолетних колебаний урожайности имеет право на жизнь, поскольку цикличность является основным свойством рассматриваемых процессов. Кроме того, использование современных способов выявления цикличности позволяет по-новому взглянуть на эту проблему.

В последнее время для более тонких исследований временных рядов применяется спектрально-временной анализ (СВАН). В этом методе спектры вариации вычисляются на скользящих временных отрезках (временное окно) и изображаются в виде СВАН-диаграмм [236, 241]. Длина окна не должна быть слишком малой, поскольку при этом уменьшается точность спектрального анализа, а также не дается четкого представления о низких частотах. Однако завышенная длина окна также не дает полной информации, так как при этом будут сглаживаться высокочастотные колебания.

Спектр вариаций есть набор амплитуд гармонических составляющих, которые получаются спектральным разложением флуктуирующей величины на конкретном временном отрезке. Периоды гармоник (или обратные им величины – частоты) на СВАН-диаграммах откладываются на вертикальной оси; время, отвечающее середине окна, – на горизонтальной оси. Глубина тона (степень зачерненности) отвечает соответствующей амплитуде. Более сильная зачерненность на диаграмме соответствует большей амплитуде спектра. Метод используется для анализа многих временных рядов.

Повторяемость доминирующих циклов выражается в виде более или менее продолжительных зачерненных полос. Этот признак показывает продолжительность существования ритмических изменений. Об интенсивности процессов можно судить по прилагаемым справа от СВАН-диаграммы легендам.

Определение параметра хаотизации тоже представляет собой вид спектрально-временного анализа. На оси абсцисс откладывается календарное время, а на оси ординат – степень «заполненности» спектра. Монохроматическому процессу соответствует нулевой уровень, а белому шуму – единица.

Результаты математического моделирования требуют всестороннего осмысления и принятия решения, что является сложной, со многими неизвестными задачей. В ряде работ нами затрагивался вопрос оптимизации эколого-адаптивного природопользования [52, 53, 618].

Таким образом, можно констатировать, что проблема анализа и оценки закономерностей многолетних колебаний урожайности и их долгосрочного прогноза была и остается одной из актуальных и сложных проблем сельского хозяйства.

5.2.3. Оценка влияния климатических факторов на динамику урожайности основных сельскохозяйственных культур в Брестской области

Урожайность определяется наследственными свойствами растений и влиянием энергетического, водного и пищевого режимов почвы и атмосферы. Потребность сельскохозяйственной культуры в тепле, влаге и питании в каждый период вегетационного цикла обусловлена эволюцией и проявляется в виде собственных оптимумов элементов среды. Если комплекс условий среды находится в оптимуме, то растения формируют максимум урожая.

Факторы, влияющие на урожайность сельскохозяйственных культур, можно условно разделить на две группы: к первой группе относятся плодородие почв, уровень агротехники, сорта культур, антропогенные нагрузки и т. д.; ко второй – климатические условия. Тогда урожайность можно представить как

$$Y(t) = Y_{\phi}(t) \pm \Delta Y(t), \quad (5.36)$$

где $Y(t)$ – планируемая урожайность в расчетном календарном году, ц/га; $Y_{\phi}(t)$ – фоновая урожайность в том же году; $\pm \Delta Y$ – отклонение фактической урожайности от фоновой, ц/га.

Влияние технологических факторов, таких как плодородие почв, уровень агротехники, сорта культур, антропогенные нагрузки, с достаточной для практики точностью можно описать многочленом второй степени

$$Y_{\phi}(t) = a \cdot t^2 + b \cdot t + c, \quad (5.37)$$

где t – календарный год, ц/га; a, b, c – эмпирические коэффициенты.

Уравнение (5.37) описывает фоновую урожайность, а разность между фактической урожайностью и фоновой составит отклонения, которые определяются, в основном, погодными условиями.

На рисунке 5.19 представлена динамика средней урожайности по Брестской области за период с 1954 по 2005 год (урожайность картофеля с 1960 по 2005 год).

В урожайности озимой ржи явно прослеживается тренд. Для всех районов выявлена устойчивая тенденция ее возрастания до 1990 г., что обусловлено переходом сельского хозяйства на интенсивный путь развития, совершенствованием технологий, посевного материала и удобрений. В 90-е годы во всех районах начинается постепенный спад урожайности. При этом средняя урожайность по области составляла 19,2 ц/га, а максимальная, равная 37 ц/га, наблюдалась в 1987 г. (рис. 5.19).

Невысокие урожайности сельскохозяйственных культур по Брестской области в начале 60-х годов прошлого столетия были обусловлены отсутствием высокопродуктивных сортов, недостаточным внесением удобрений в послевоенные годы и т. п. Сочетание благоприятных климатических (количество и равномерность осадков в вегетационный период, сумма активных температур) и агротехнических факторов в середине 80-х способствовало получению высоких урожаев. С повышением уровня агротехники, улучшением водно-воздушного и питательного режима почв, с использованием новых сортов урожайность повысилась, и пик ее пришелся на 1986 г. Так, урожайность картофеля в среднем по области составила 252 ц/га. Меньше всего – в Барановичском районе (214 ц/га), максимум