Анализ влияния пространственной вариации агрометеорологических опасных явлений на фактор продуктивности

Analysis of the Influence of Spatial Variation of Dangerous Agrometeorological Phenomena on the Productivity Factor

Захарян / Zakharyan Y.

Юрий Гайказович (dzhem.m@yandex.ru) кандидат технических наук, профессор. ФГБНУ Агрофизический научно-исследовательский институт, старший научный сотрудник. г. Санкт-Петербург

Ключевые слова: пространственная вариация spatial variation; агроклиматический риск - agroclimatic risk; фактор продуктивности – productivity factor; универсальный кригинг – universal krigging; климатическая изменчивость – climatic variability.

Показано, что влияние пространственной вариации рисков агрометеорологических фактор продуктивности обладает высокой чувствительностью к климатическим изменениям и зависит от заданного закона распределения вероятностей учетом геоинформационных данных геостатистических анализов.

Исследуется вопрос, состоящий в том, что риск неурожаев для стандартного логнормального закона распределения больше, чем различных законах пространственно распределения варьирующих значений повторяемости рассматриваемого агрометеорологического явления.

It is shown that the influence of spatial variation of agrometeorological risks on the productivity factor is highly sensitive to climatic changes and depends on the specified probability distribution law, taking into account geo-informational data and geostatistical analyzes. A problem studied is that the risk of crop failure for standard lognormal distribution law is higher than for the case of various laws of distribution of spatially varying repeatability values of the agrometeorological phenomena under consideration.

Введение

Оценка аномальных последствий изменения климата сельскохозяйственных территорий, необходимые условия обеспечения стабильного функционирования потенциального выигрыша в области аграрии служат основой для разработки детально-дифференцированной стра- чены для случая, когда потенциальные распределения

тегии, которая сказывается на интенсивности агрометеорологических рисков при вариации почвенноклиматических факторов [9, 10]. В основе изучаемого материала лежат следующие критерии:

- предложенный материал определяется величиной фактора продуктивности, который теоретически может быть получен за счет детальной дифференциации решений с учетом варьирующих агрометеорологических элементов от точки к точке во времени и в пространстве с заданным законом распределения геостатистики:
- оценка аномальных последствий изменения климата в области сельского хозяйства зависит от характеристик распределения потенциально возможного фактора продуктивности;
- вместо традиционных оценок средней урожайности главное значение придается анализу и прогнозу чувствительности риска хозяйственно-опасных явлений.

Многочисленные исследования по геостатистической структуре [3] в рамках обслуживаемой методологии показали, что фактический фактор продуктивности зависит не только от климата, но и от применяемых агротехнологических решений в системе точного земледелия (ТЗ) [10] и других, антропогенной неоднородности, являющейся количественной характеристикой агрометеорологических факторов [7].

Следует отметить, что вне зависимости от конкретного вида выбранного показателя фактора продуктивности во всех случаях он будет являться определяющей величиной, для нахождения которой могут использоваться различные математические модели для расчета эффективности агротехнологии.

Результаты и обсуждение

В последние годы численные оценки были полу-

урожая отличаются от нормального закона, в частности, когда оно обладает выраженной функцией $P_{\rm kp}$ при различных законах распределения пространственно варьирующих значений повторяемости рассматриваемого опасного агрометеорологического явления. Этот вопрос является темой обсуждения в настоящей работе с учетом изменчивости почвенно-климатических ресурсов.

В материале последующего анализа лежит предложенная математическая модель с учетом пространственной дифференциации, когда варьирующие переменные от точки к точке внутри поля изменяются и создают неоднородность агроклиматических элементов. В рамках этой модели потенциальный урожай У, отражающий агроклиматические ресурсы рассматриваемого сельскохозяйственного региона, интерпретируется как случайная величина с конкретными значениями y, средним значением \overline{Y} и известным распределением вероятностей, заданным функцией плотности g(y) или интегральным законом G(y), и определяется через геостатистическую интерполяцию переменной х, ориентированной на средние условия варьирующего фактора X. В таких случаях используется «универсальный кригинг». Универсальный кригинг или кригинг с трендом - среднее значение варьирующего фактора m(x) плавно меняется во всей территории исследования с площадью S[11]. В некоторых случаях даже невозможно предположить локальное постоянство среднего в окрестности оцениваемой точки x - W(x). Одним из возможных в таком случае подходов является именно универсальный кригинг геостатистики. Предполагается, что детерминистическая компонента случайной переменной (тренд) моделируется как линейная комбинация k+1 базисных (известных) функций $f_k(x)$ (по принятому соглашению $f_0(x)=1$) с коэффициентами $a_k(x)$, неизвестными и постоянными внутри окрестности оцениваемой точки x - W(x):

$$m(x') = \sum_{k=0}^{k} a_k(x') f_k(x'), \ a_k(x') = a_k, \ \forall x' \in W(x).$$
 (1)

Важной концепцией является значительно более высокая климатическая чувствительность рисков. Численные оценки, подтверждающие данный факт, были получены для случая, когда варьирование урожаев подчиняется нормальному закону. Возникает вопрос: в какой степени сделанные ранее выводы могут быть распространены на ситуации, когда распределение потенциального урожая отличается от нормального, в частности, когда оно обладает выраженной асимметрией, а также предметом обсуждения являются графические иллюстрации влияния изменений климата на урожай как геостатистическую величину [8] при современном и будущем климате.

Дополнительным фактором роста рисков может стать климатообусловленное изменение формы кривой распределения, в частности возрастание дисперсии колебания фактора продуктивности. Последнее кажется вполне

вероятным, поскольку, как показывают исследования, происходящие в настоящее время изменения климата проявляются не только в положительном тренде температур, но также в росте аномальности климата, что в свою очередь, объективно ведет к снижению устойчивости климатозависимых отраслей экономики.

В рамках принятой вероятностной концепции [2] последствия изменений климата оцениваются с помощью относительного показателя

$$\eta = P_1/P_0, \qquad (2)$$

который в случае $P_1 > P_0$, т.е. при неблагоприятных климатических изменениях, приобретает смысл коэффициента повышения риска.

В нормальном распределении интересующая вероятность потенциального фактора продуктивности Y является симметричной и, как очевидно, полностью определяется двумя параметрами: средним многолетним фактором продуктивности \overline{Y} и средним квадратическим отклонением сельскохозяйственной продуктивности σ . Этот случай ранее уже подробно исследовался [3] и поэтому здесь достаточно будет воспроизвести лишь некоторые из полученных результатов с целью последующего сопоставления их с аналогичными результатами для логнормального закона, которым предполагается моделировать распределения урожая с выраженной асимметрией.

При задании в качестве начального условия некоторого критически низкого фактора сельскохозяйственной продуктивности $Y=Y_{\rm kp}$ и известных параметрах $\overline{Y}=\overline{Y_0}$ и $\sigma=\sigma_0$, характеризующих современные климатические условия, коэффициент повышения риска η [5], отвечающий климатообусловленному сдвигу кривой распределения фактора продуктивности на величину $\Delta Y=\overline{Y_1}-\overline{Y_0}$, можно рассчитать по формуле:

$$\eta = \frac{\frac{1}{2} + \Phi\left(\frac{\theta Y_{\text{kp}} - \theta \overline{Y}_{1}}{C_{V}}\right)}{\frac{1}{2} + \Phi\left(\frac{\theta Y_{\text{kp}}}{C_{V}}\right)}$$
(3)

В указанном выражении $\theta Y_{\rm kp} = (\theta Y_{\rm kp}/\overline{Y_0}) \times 100\%$ и $\theta \overline{Y_1} = (\Delta \overline{Y_1}/\overline{Y_0}) \times 100\%$ — процентные отклонения величин $Y_{\rm kp}$ и $\overline{Y_1}$ от $\overline{Y_0}$; $C_V = (\sigma_0/\overline{Y_0}) \times 100\%$ — коэффициент вариации сельскохозяйственной продуктивности, рассчитанный для современных условий; Φ — интеграл вероятностей (нормированная функция Лапласа). Выражение (3) записано в предположении неизменной формы исходной кривой распределения, что для рассматриваемой нормальной модели эквивалентно равенству $\sigma_1 = \sigma_0$.

Возможна и другая постановка той же задачи. А именно, вместо того, чтобы заранее, как сделано выше, априори фиксировать некоторую критически низкую продуктивность $Y_{\kappa p}$ и исходя из нее рассчитывать риски,

можно, наоборот, заранее выбрать некоторый уровень риска P_0 и относить далее к «крупным факторам продуктивности» любые отрицательные аномалии потенциальной эффективности, имеющие в современных условиях вероятность более низкую чем P_0 В данном случае расчетная формула для нахождения коэффициента повышения риска будет иметь вид:

$$\eta = \frac{\frac{1}{2} - \Phi\left(t_0 + \frac{\theta \overline{Y}_1}{C_{\nu}}\right)}{P_0} \tag{4}$$

Здесь t_0 — корень уравнения

$$\Phi(t) = \frac{1}{2} - P_0 \ , \tag{5}$$

а остальные обозначения такие же, как и ранее, причем выражение (4) как и (3), записано в предположении, что $\sigma_{l} = \sigma_{0}$. В настоящей работе использовалось логнормальное распределение, точнее — некоторые его простые модификации, о которых будет сказано ниже.

Очевидно, что распределения, предназначенные для моделирования случайных вариаций урожая, должны выглядеть несколько иначе. Во-первых, как продемонстрировано на рис. 1, в зависимости от конкретных условий в данном случае может потребоваться воспроизводить не только положительную, но и отрицательную асимметрию. Во-вторых, близкие к нулю значения урожая всегда крайне маловероятны. Поэтому соответствующие аппроксимирующие распре-

деления должны «начинаться» или «заканчиваться» на некотором удалении от нуля. Стандартный логнормальный закон данным условиям, очевидно, не удовлетворяет. Для описания положительно асимметричных распределений, сдвинутых относительно нуля на a единиц вправо от переменной у к разности y—a. Полученный в результате такого преобразования модифицированный логнормальный закон в интегральной форме имеет вид:

$$G(y) = \begin{cases} 0, & y \le a \\ \frac{1}{2} + \Phi\left(\frac{1}{y} \ln \frac{y-a}{m}\right), y > a \end{cases}$$
 (6)

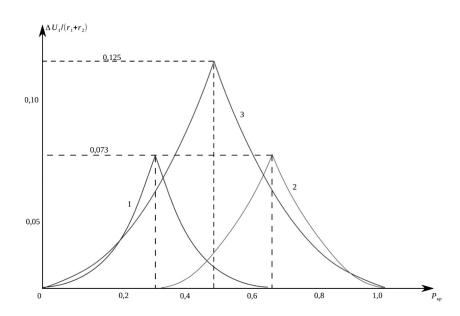
Входящие в указанное выражение параметры m и V определяют форму и числовые характеристики логнормального распределения. При любых m и V стандартное логнормальное распределение обладает более или менее выраженной положительной асимметрией и имеет приближающийся асимптотически к нулю.

При проведении расчетов используется нормированная неполная бэта-функция (так называемое «отношение бэта-функции»)

$$B_{q}(a,b) = \frac{1}{B(a,b)} \int_{0}^{q} P_{1}^{a-1} (1 - P_{1})^{b-1} dP_{1}$$
 (7)

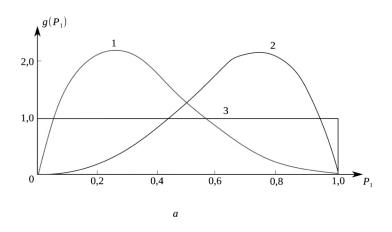
при $\underline{q}=P_{\!\!\scriptscriptstyle {
m KP}}$ по полученным формулам. Подставляя $P_{\!\!\scriptscriptstyle {
m KP}}=\overline{P}_{\!\!\scriptscriptstyle {
m I}}$ для эффективности выигрыша получим $\Delta U_{\!\!\scriptscriptstyle {
m I,max}}$, которая в данном случае равна:

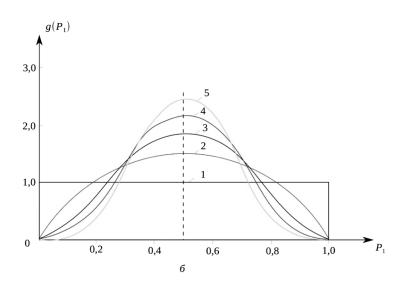
$$\Delta U_{1,\text{max}} = (r_1 + r_2)\overline{P_1} \Big[B_{\overline{R}}(a,b) - B_{\overline{R}}(a+1,b) \Big]$$
 (8)



 $Puc.\ 1.\ C$ редний выигрыш от дифференциации решений как функция $P_{\kappa p}$ при различных законах распределения пространственно варьирующих значений повторяемости рассматриваемого агрометеорологического явления:

$$1. - a = 2$$
; $b = 4$; $2. - a = 4$; $b = 2$; $3. - a = b = 1$





 $Puc.\ 2.\ 3$ ависимость формы распределения пространственно варьирующей переменной — климатической повторяемости \overline{P}_1 от параметров аппроксимирующей бета-функции; a) положительная асимметрия (гр. 1) при a=2; b=4 (кривая 1); при a=4; b=2 (кривая 2); a=4 равномерное распределение при a=b=1 (кривая 3); a=b=k=1...5 (соответственно, графики a=b=k=1...5)

для случая, когда a=b=k, т.е. при $\overline{P}_1=1/2$, из последнего выражения следует, что

$$\Delta U_{1,\text{max}} = \frac{r_1 + r_2}{2} \left[\frac{1}{2} - B_{\frac{1}{2}}(k+1,k) \right]$$

При проведении расчетов по полученным формулам целесообразно пользоваться таблицами значений неполной бэта-функции для a и b.

В качестве конечного результата таких расчетов на рис. 2 изображены кривые, иллюстрирующие зависимость потенциального выигрыша пространственной дифференциации решений ΔU_1 от величины $P_{\rm kp}$ при трех различных вариантах распределения P_1 — равно-

мерного и двух асимметричных, показанных на рис. 1а. Как легко видеть, максимальный экономический эффект всегда получается при $P_{\rm kp}$, равном соответствующему $\overline{P_{\rm l}}$.

Представляет также интерес характер изменения самой величины $\Delta U_{\rm l,max}$ Она оказывается самой большой в случае равномерного распределения $P_{\rm l}$ и уменьшается с ростом асимметрии распределения. График на рис. 3 показывает, что величина $\Delta U_{\rm l,max}$ также уменьшается по сравнению с вариантом равномерного распределения и в случае, когда распределение $P_{\rm l}$ остается симметричным, но становится все более «узким», т.е. когда увеличивается относительная площадь территории, где значения близки к точке симметрии $\overline{P_{\rm l}}=1/2$.

Отмеченная геостатистическая закономерность может

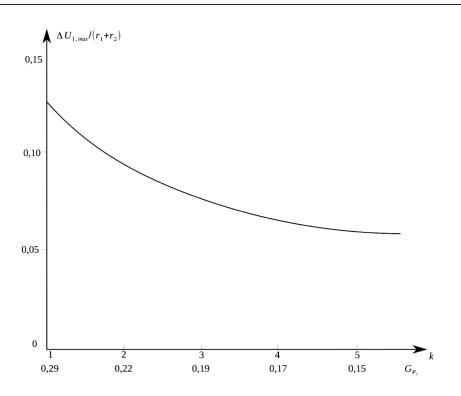


Рис. 3. Уменьшение $\Delta U_{1,\max}$ по мере «сужения» распределения P_1

быть объяснена тем, что при фиксированном диапазоне изменения $P_1 \in [0,1]$ из всех возможных распределений величины P_1 равномерный закон обладает наибольшей дисперсией, а следовательно и наибольшей априорной неопределенностью. «Снятие» этой неопределенности за счет пространственной дифференциации решений и дает максимальный экономический эффект.

Заключение

Численные оценки и рассмотренные геостатистические модели показывают, что бэта-функции закона распределения потенциального урожая являются важным фактором и существенно влияют на уровень климатообусловленных рисков.

При выраженных иллюстрациях климатообусловленные сдвиги кривой влево, в сторону более низких уровней продуктивности повышает агроклиматический риск крупных неурожаев.

Учитывая среднюю эффективность агротехнологических воздействий решений на фактор продуктивности с учетом заданного закона распределения вероятностей, как правило, остается более климаточувствительным показателем и относится к задачам в области теории геостатистики.

Литература

- 1. Гандин, Л. С. Статистические методы интерполяции метеорологических данных / Л.С. Гандин, Р.Л. Каган. Л.: Гидрометеоиздат, 1976. 359 с.
- 2. Жуковский, Е. Е. Метеорологическая информация и экономические решения / Е.Е. Жуковский. Л.: Гидрометеоиздат, 1981. 303 с.
- 3. Жуковский, Е. Е. О пространственной дифференциации агротехнических решений / Е.Е. Жуковский, Ю.Г. Захарян, М.Г. Саноян // Агроклимат и программирование урожая: Сборник научных трудов АФИ. Л.: 1986. С. 100-110.
- 4. Захарян, Ю. Г. Геостатистический анализ неоднородностей агрометеорологических факторов продуктивности полей в системе точного земледелия / Ю.Г. Захарян // Информация и Космос. 2014. \mathbb{N} 94. С. 55–58.
- 5. Захарян, Ю. Г. Об эффективности некоторых вариантов разбиения на градации при районировании территории / Ю.Г. Захарян, О.Н. Насонова // Научно-техн. бюл. по агрономической физике. -1988. -№ 70. C. 21-25.
- 6. Матерон, Ж. Основы прикладной геостатистики / Ж. Матерон. М.: Мир, 1968. 407 с.
- 7. Саноян М. Г., Захарян Ю. Г., Бадалян В. С. Определение параметров оптимальной влагообеспеченности растений. Ереван: Изв. с.-х. науки, 1985, Вып. 9. С. 57-67.

ГЕОИНФОРМАТИКА

- 8. Статистический анализ случайных процессов в приложении к агрофизике и агрометеорологии / Е.Е. Жуковский [и др.] Л.: Гидрометеоиздат, 1978.-408 с.
- 9. Геостатистическая оценка рискованности земледелия РФ по комплексу метеорологических факторов / И.Б. Усков [и др.] // Материалы I Всероссийской открытой конференции «Почвенные и земельные ресурсы: состояние, оценка, использование». М.: Почвенный институт. им В. В. Докучаева, 2014. С. 157–160.
- 10. Якушев, В. П. Климатические изменения и риск в земледелии / В.П. Якушев, Е.Е. Жуковский // Вестник Российской академии сельскохозяйственных наук. 2010. Вып. 2. C. 13-16.
- 11. Geostatistical Portrayal of the Chernobyl Fallout / M. Kanevsky [et al.]; ed. Y. Baafi, N. A. Schofield // Geostatistics Wolongong 96. 1996. Vol. 2. P. 1043–1054.