

Научная статья

УДК 338.24 © К. К. Логинов

DOI: 10.24412/2225-8264-2024-4-871

Ключевые слова: экономическая безопасность, регион, индикаторы, оценка вероятности, метод Монте-Карло, безопасная область, нормальное распределение

Keywords: economic security, region, indicators, probability estimation, Monte Carlo method, safe area, normal distribution

Работа выполнена по государственному заданию Омского научного центра СО РАН (номер государственной регистрации проекта 121022000112-2).

ОЦЕНКА ВЕРОЯТНОСТИ ПОПАДАНИЯ ИНДИКАТОРОВ РЕГИОНАЛЬНОЙ ЭКОНОМИЧЕСКОЙ БЕЗОПАСНОСТИ В БЕЗОПАСНУЮ ЗОНУ (на материалах Омской области)

Логинов К. К.¹

***Аннотация.** Статья посвящена методике оценки вероятности попадания множества социально-экономических индикаторов в область безопасных значений, характеризующую приемлемый уровень экономической безопасности с точки зрения проведения текущей социально-экономической политики. Целью работы является изучение закона совместного распределения важнейших экономических индикаторов Омской области, рассматриваемых как непрерывные случайные величины, а также вычисление вероятности их попадания в некоторую условную благоприятную область значений. По официальным статистическим данным с использованием различных проверочных критериев установлено, что темпы изменения таких индикаторов Омской области как объемы промышленного производства, продукции сельского хозяйства, инвестиций в основной капитал и других, имеют нормальное распределение с соответствующими параметрами. К используемым методам относятся методы Монте-Карло, алгоритмы моделирования на основе которых позволяют строить интервальную оценку вероятности попадания всех индикаторов в свой заданный безопасный интервал значений. Результаты исследования могут быть использованы органами исполнительной власти в случае изменения пороговых значений индикаторов и предельных отклонений от них, а также при прогнозировании временных статистических рядов индикаторов. Практические вычисления позволили прийти к выводу об относительно высоком уровне экономической безопасности Омской области с точки зрения выбранного набора индикаторов, пороговых величин и области безопасных значений в совокупности с выбранным диапазоном статистических данных.*

¹Логинов Константин Константинович — кандидат физико-математических наук, научный сотрудник сектора методов исследования проблем развития регионов, Омский научный центр Сибирского отделения Российской академии наук (Россия, г. Омск, пр. Карла Маркса, 15)
E-mail: kloginov85@mail.ru
ORCID: 0000-0001-8473-0411
Web of Science
ResearcherID: F-7679-2013
Scopus AuthorID: 57192101093

ESTIMATION OF THE PROBABILITY OF REGIONAL ECONOMIC SECURITY INDICATORS HITTING THE SAFE ZONE (based on materials from Omsk region)

Konstantin K. Loginov

Candidate of physical and mathematical sciences, researcher, Omsk Scientific Center of Siberian Branch of the Russian Academy of Sciences

***Abstract.** The methodology for estimation the probability of hitting a set of socio-economic indicators into the safe value range, characterizing the acceptable level of economic security from the point of view of the current socio-economic policy, is considered in the article. The aim of the work is analysis of the law of joint distribution of the most important economic indicators of the Omsk region, considered as continuous random variables, as well as calculation of the probability of their hitting into a certain conditional favorable range of values. According to official statistical data, using various verification criteria, it has been established that the rates of change of such indicators of the Omsk region as industrial production volume, agricultural products volume, investments in basic assets volume and others has a normal distribution with the corresponding parameters. The Monte Carlo-based modeling algorithms are presented that allow to calculate an interval estimate of the probability of all indicators hitting into their specified safe value interval. The results of the research can be used by executive authorities in the event of changes in the threshold values of indicators and maximum deviations from them, as well as in forecasting time statistical series of indicators. Practical calculations allowed us to conclude a relatively high level of economic security of the Omsk region from the point of view of the selected set of indicators, threshold values and the safe value area in conjunction with the selected range of statistical data.*

Поступила в редакцию:
14.10.2024

ВВЕДЕНИЕ

В связи с ужесточением санкций в отношении России со стороны недружественных стран актуальным остается направление, связанное с анализом рисков в различных сферах предпринимательской деятельности и экономике в целом. Теории оценки рисков и управления в условиях неопределенности посвящено значительное количество публикаций (см., например, [1, 2, 3, 4]). К методам данной теории, которые можно применять и для оценки уровня экономической безопасности, относят экспертные оценки [5], статистический анализ [6], SWOT-анализ [7], ABC-анализ [8] и др. В указанных работах, в основном, рассматривается мониторинг текущего состояния региональной экономической безопасности с использованием сравнения социально-экономических индикаторов с их пороговыми значениями, а также вычисление интегрального индекса экономической безо-

пасности, представляющего собой взвешенную сумму нормированных значений индикаторов. Для прогнозирования временных рядов индикаторов широко применяются модели авторегрессии и проинтегрированного скользящего среднего (ARIMA). Вопросам оценки вероятности попадания индикаторов в некоторую область риска уделено гораздо меньше внимания, при этом обычно исследуется не совместное распределение множества индикаторов из какой-либо сферы, а вероятностные распределения отдельных индикаторов для последующей временной экстраполяции. В настоящей работе представлен вероятностный подход, основанный на анализе совместного распределения индикаторов экономической безопасности как непрерывных случайных величин и позволяющий оценить вероятность попадания набора индикаторов в так называемую область безопасных значений, которая характеризует приемлемый уровень экономической безопасности.

МЕТОДОЛОГИЯ

Рассмотрим некоторый набор индикаторов экономической безопасности $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$, где каждый индикатор ξ_i представлен в виде абсолютно непрерывной случайной величины, распределенной на интервале (a_i, b_i) , $-\infty \leq a_i < b_i \leq +\infty$, с функцией распределения $F_{\xi_i}(x)$, $i = 1, \dots, n$:

$$F_{\xi_i}(x) = \mathbf{P}(\xi_i < x) = \int_{a_i}^x f_{\xi_i}(u) du, \quad x \in (a_i, b_i),$$

где $f_{\xi_i}(x)$ – плотность распределения случайной величины ξ_i ; $f_{\xi_i}(x) > 0$, $x \in (a_i, b_i)$, $\int_{a_i}^{b_i} f_{\xi_i}(x) dx = 1$; $f_{\xi_i}(x) = 0$, $x \notin (a_i, b_i)$. В случае конечных a_i, b_i , т.е. при $-\infty < a_i < b_i < +\infty$, выполнено

$$F_{\xi_i}(x) = 0 \text{ при } x \leq a_i; \quad F_{\xi_i}(x) = 1 \text{ при } x \geq b_i.$$

При $a_i = -\infty$ и/или $b_i = +\infty$ выполнено

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F_{\xi_i}(x) = 0 \text{ и/или } \lim_{x \rightarrow +\infty} F_{\xi_i}(x) = 1.$$

Определим пороговое значение $L_i \in (a_i, b_i)$ для каждого индикатора ξ_i ; допустимые отклонения $\Delta_i^- \geq 0, \Delta_i^+ \geq 0, \Delta_i^- + \Delta_i^+ > 0$, от порогового значения L_i ; интервал безопасных (приемлемых, допустимых, благоприятных) значений индикатора (L_i^-, L_i^+) , где $L_i^- = L_i - \Delta_i^-, L_i^+ = L_i + \Delta_i^+, (L_i^-, L_i^+) \subset (a_i, b_i)$, $i = 1, \dots, n$. В общем случае возможны варианты $\Delta_i^- = 0$ или $\Delta_i^+ = 0$, а также $L_i^- = -\infty$ или $L_i^+ = +\infty$ (в этом случае значения Δ_i^- или Δ_i^+ не задаются).

Обозначим $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)$ – абсолютно непрерывный случайный вектор с функцией распределения

$$F_{\xi}(x_1, \dots, x_n) = \mathbf{P}(\xi_1 < x_1, \dots, \xi_n < x_n) = \int_{a_1}^{x_1} \dots \int_{a_n}^{x_n} p_{\xi}(u_1, \dots, u_n) du_1 \dots du_n,$$

где $p_{\xi}(x_1, \dots, x_n) > 0$ – плотность вектора ξ , $x_i \in (a_i, b_i)$, $i = 1, \dots, n$,

$$\int_{a_1}^{b_1} \dots \int_{a_n}^{b_n} p_{\xi}(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n = 1.$$

Функция распределения $F_{\xi}(x_1, \dots, x_n)$ обладает следующими свойствами согласованности:

- $\lim_{x_n \rightarrow -\infty} F_{\xi}(x_1, \dots, x_n) = 0$;
- $\lim_{x_n \rightarrow +\infty} F_{\xi}(x_1, \dots, x_n) = F_{(\xi_1, \dots, \xi_{n-1})}(x_1, \dots, x_{n-1})$.

Вероятность попадания вектора ξ в некоторую область безопасных значений \mathbf{S} определяется как

$$\mathbf{P}^{(\mathbf{S})} = \mathbf{P}(\xi \in \mathbf{S}) = \int_{\mathbf{S} \subset \mathbb{R}^n} p_{\xi}(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n. \quad (1)$$

В общем случае при произвольной области \mathbf{S} и плотности $p_{\xi}(x_1, \dots, x_n)$ вычисление интеграла (1) с использованием классических численных методов интегрирования представляет собой достаточно трудную задачу, поэтому будем использовать метод Монте-Карло [9].

Точечная оценка вероятности $\mathbf{P}^{(\mathbf{S})}$ попадания вектора $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)$ в благоприятную область \mathbf{S} равна

$$\hat{\mathbf{P}}^{(\mathbf{S})} = \hat{\mathbf{P}}(\xi \in \mathbf{S}) = \frac{N^{(\mathbf{S})}}{N},$$

где $N \gg 1$ – общее количество сгенерированных выборочных реализаций ξ_j вектора ξ , $j = 1, \dots, N$; $N^{(\mathbf{S})} \geq 0$ – количество реализаций ξ_j , попавших в область \mathbf{S} . Интервальная оценка вероятности $\mathbf{P}^{(\mathbf{S})}$ на уровне доверия 0.95 имеет вид [10]:

$$\hat{\mathbf{P}}^{(\mathbf{S})} - 1.96 \left(\frac{\hat{\mathbf{P}}^{(\mathbf{S})} (1 - \hat{\mathbf{P}}^{(\mathbf{S})})}{N} \right)^{1/2} < \mathbf{P}^{(\mathbf{S})} < \hat{\mathbf{P}}^{(\mathbf{S})} + 1.96 \left(\frac{\hat{\mathbf{P}}^{(\mathbf{S})} (1 - \hat{\mathbf{P}}^{(\mathbf{S})})}{N} \right)^{1/2}. \quad (2)$$

Считается, что большинство социально-экономических показателей подчиняются закону распределения, близкому к нормальному закону. Поэтому далее полагаем, что случайная величина ξ_i распределена по нормальному закону с математическим ожиданием m_i и дисперсией σ_i^2 ; $\xi_i \sim \mathcal{N}(m_i, \sigma_i^2)$, $i = 1, \dots, n$:

$$F_{\xi_i}(x) = \int_{-\infty}^x f_{\xi_i}(u) du = \frac{1}{\sigma_i \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(u-m_i)^2}{2\sigma_i^2}} du, \quad -\infty < x < +\infty,$$

$$m_i = \mathbf{E}\xi_i = \int_{-\infty}^x x f_{\xi_i}(x) dx, \quad \sigma_i^2 = \mathbf{D}\xi_i = \mathbf{E}(\xi_i - \mathbf{E}\xi_i)^2 = \mathbf{E}\xi_i^2 - (\mathbf{E}\xi_i)^2.$$

Если компоненты ξ_1, \dots, ξ_n являются независимыми, то плотность их совместного распределения (плотность распределения вектора ξ) имеет вид

$$p_{\xi}(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \sigma_1 \cdot \dots \cdot \sigma_n}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - m_i)^2}{\sigma_i^2}\right).$$

В этом случае формула для моделирования выборочных значений ξ_{ij} отдельных компонент ξ_i вектора ξ для получения оценки (2) имеет вид:

$$\xi_{ij} = m_i + \sigma_i \tilde{\gamma}_{ij}, \quad i = 1, \dots, n, \quad j = 1, \dots, N,$$

где $\tilde{\gamma}_{ij}$ – выборочные значения случайной величины $\gamma \sim \mathcal{N}(0, 1)$, т.е. случайной величины, имеющей нормальное распределение с математическим ожиданием 0 и дисперсией 1. Выборочные значения $\tilde{\gamma}_{ij}$ моделируются парами [11] по формулам

$$\tilde{\gamma}_{ij} = \sqrt{-2 \ln \tilde{\alpha}_j} \sin(2\pi \tilde{\alpha}_{j+1}), \quad \tilde{\gamma}_{i,j+1} = \sqrt{-2 \ln \tilde{\alpha}_j} \cos(2\pi \tilde{\alpha}_{j+1}), \quad (3)$$

где $\tilde{\alpha}_j, \tilde{\alpha}_{j+1}$ – выборочные значения случайной величины $\alpha \sim Unif(0,1)$, равномерно распределенной в интервале (0,1), с плотностью распределения

$$p_{\alpha}(x) = 1, x \in (0,1); \quad p_{\alpha}(x) = 0, x \notin (0,1).$$

Однако на практике трудно предполагать независимость между всеми индикаторами ξ_1, \dots, ξ_n , поэтому далее полагаем, что случайный вектор $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)$ имеет многомерное нормальное распределение с зависимыми компонентами $\xi_i \sim \mathcal{N}(m_i, \sigma_i^2)$, которое однозначно определяется вектором математических ожиданий $\mathbf{m} = (m_1, \dots, m_n)^T$ (здесь и далее символ T означает операцию транспонирования), $m_i = \mathbf{E}\xi_i, i = 1, \dots, n$, и ковариационной матрицей $\mathbf{R} = \{R_{ij}\}_{i,j=1}^n$, где ковариации

$$R_{ij} = \mathbf{cov}(\xi_i, \xi_j) = \mathbf{E}((\xi_i - m_i)(\xi_j - m_j)).$$

Пусть $\mathbf{R}^* = \mathbf{R}^{-1} = \{R_{ij}^*\}_{i,j=1}^n$ – обратная матрица к \mathbf{R} . Тогда плотность вектора ξ имеет вид:

$$p_{\xi}(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det(\mathbf{R})}} \exp\left(-\frac{1}{2} Q(\mathbf{x} - \mathbf{m})\right), \quad \det(\mathbf{R}) \neq 0,$$

где $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^T, \det(\mathbf{R})$ – определитель матрицы $\mathbf{R}, Q(\mathbf{y}) = Q(y_1, \dots, y_n) = \sum_{i,j=1}^n R_{ij}^* y_i y_j$ – квадратичная форма с коэффициентами R_{ij}^* .

Для моделирования реализаций вектора ξ с зависимыми компонентами используется следующий алгоритм [12]:

1. Реализуем случайный вектор $\tilde{\gamma} = (\tilde{\gamma}_1, \dots, \tilde{\gamma}_n)^T$, где независимые $\tilde{\gamma}_i \sim \mathcal{N}(0,1), i = 1, \dots, n$ (значения $\tilde{\gamma}_i$ моделируются по формулам (3));

2. Полагаем $\tilde{\xi} = \mathbf{A} \tilde{\gamma} + \mathbf{m}$, где \mathbf{A} – нижняя треугольная матрица

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & a_{22} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_{n1} & a_{n2} & \dots & a_{nn} \end{pmatrix},$$

коэффициенты которой равны

$$a_{11} = \sqrt{R_{11}} = \sqrt{\mathbf{D}\xi_1},$$

$$a_{21} = \frac{R_{12}}{a_{11}} = \frac{R_{12}}{\sqrt{R_{11}}}, \quad a_{22} = \left(R_{22} - \frac{R_{12}^2}{R_{11}}\right)^{1/2},$$

и в общем виде

$$a_{ij} = \frac{R_{ij} - \sum_{l=1}^{j-1} a_{il} a_{jl}}{a_{jj}}, \quad a_{jj} = \left(R_{jj} - \sum_{l=1}^{j-1} a_{jl}^2\right)^{1/2}, \quad 1 \leq j \leq i \leq n,$$

при этом $\sum_{l=1}^0 a_{il} a_{jl} = 0$.

Обычно исследователи располагают ограниченным набором (выборкой) данных (наблюдаемых значений) по индикаторам ξ_i из различных баз данных органов государственной и региональной статистики. Обозначим через $\{x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik}\}$ выборку данных объема $k > 1$ по индикаторам $\xi_i, i = 1, \dots, n$. Параметры нормального распределения $\xi_i \sim \mathcal{N}(m_i, \sigma_i^2)$ вычисляются как

$$m_i = \mathbf{E}\xi_i \approx \hat{m}_i, \quad \sigma_i^2 = \mathbf{D}\xi_i \approx \hat{\sigma}_i^2, \quad \text{где}$$

$$\hat{m}_i = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k x_{ij}, \quad \hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{j=1}^k x_{ij}^2 - \frac{k}{k-1} \hat{m}_i^2, \quad i = 1, \dots, n. \quad (4)$$

Ковариационная матрица $\mathbf{R} \approx \hat{\mathbf{R}} = \{\hat{R}_{ij}\}_{i,j=1}^n$, где выборочные ковариации равны

$$\hat{R}_{ij} = \frac{1}{k} \sum_{l=1}^k (x_{il} - \hat{m}_i)(x_{jl} - \hat{m}_j) = \frac{1}{k} \sum_{l=1}^k x_{il}x_{jl} - \hat{m}_i\hat{m}_j.$$

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Рассмотрим тестовый пример вычисления интервальной оценки (2) вероятности $\mathbf{P}^{(S)}$ на наборе из пяти индикаторов, представленных в табл. 1, где также приведены пороговые значения L_i индикаторов и допустимые отклонения Δ_i^-, Δ_i^+ для каждого индикатора $\xi_i, i = 1, \dots, 5$ (размерность – доли единицы). Зададим простейшую область \mathbf{S} безопасных значений вектора $\boldsymbol{\xi}$ в виде n -мерного параллелепипеда:

$$\mathbf{S} = \{(x_1, \dots, x_n) : L_i^- < x_i < L_i^+\}, \quad (5)$$

который соответствует случаю попадания каждого индикатора ξ_i в соответствующий интервал благоприятных значений $(L_i^-, L_i^+), i = 1, \dots, n$.

Таблица 1

Пороговые значения L_i индикаторов и допустимые отклонения Δ_i^-, Δ_i^+

Индикатор		Пороговое значение L_i	Отклонение Δ_i^-	Отклонение Δ_i^+
ξ_1	Темп изменения объема промышленного производства	0	0.05	0.3
ξ_2	Темп изменения объема производства продукции сельского хозяйства	0.03	0.1	0.5
ξ_3	Темп изменения оборота розничной торговли	0.01	0.15	0.4
ξ_4	Темп изменения объема работ, выполненных по виду экономической деятельности «Строительство»	0	0.17	0.2
ξ_5	Темп изменения объема инвестиций в основной капитал	0.02	0.15	0.7

Индикаторы из табл. 1 отражают важнейшие показатели регионального развития и выбирались, исходя из наличия достаточного количества статистических данных для проверки нормальности распределений. Для расчета использовались данные территориального органа Федеральной службы государственной статистики по Омской области по показателям соответствующих индикаторов (в сопоставимых ценах в % к соответствующему периоду предыдущего года), выраженных в долях единицы, в период с января 2015 года по ноябрь 2023 года по месяцам [13]. Следует отметить, что для проведения вычислений пороговые значения индикаторов и допустимые отклонения из табл. 1 заданы достаточно условно и должны, конечно, выбираться исходя из целевых значений показателей, к которым должен стремиться определенный регион (например, из стратегии социально-экономического развития региона). Так, для индикатора ξ_1 задано пороговое значение $L_1 = 0$ (общий объем промышленного производства не изменяется, например, год к году), значения отклонений $\Delta_1^- = 0.05$ (объем промышленного производства может уменьшаться не более, чем на 5%, год к году), $\Delta_1^+ = 0.3$ (желательно, чтобы объем промышленного производства увеличивался не более, чем на 30%, год к году).

Распределения индикаторов ξ_i проверялись на соответствие нормальному распределению. Существует достаточно много критериев проверки выборки на нормальность, таких как критерии Колмогорова-Смирнова и Лиллиефорса, Шапиро-Уилка, Д'Агостино, Саркади и другие. Существует также значительное количество пакетов прикладных программ, с помощью которых удобно пользоваться этими критериями, например, STATISTICA [14], SPSS Statistics [15], R [16] и т.д. В данной работе проверка на нормальность выборок по индикаторам проводилась в системе STATISTICA с использованием критерия Колмогорова-Смирнова и Лиллиефорса, а также теста Шапиро-Уилка (уровень значимости 0.05) [10]. Дополнительно для контроля применялся критерий асимметрии и эксцесса. Распределения индикаторов $\xi_i, i = 1, \dots, 5$, из табл. 1 таковы (параметры представлены с точностью до трех десятичных знаков):

- $\xi_1 \sim \mathcal{N}(\hat{m}_1, \hat{\sigma}_1^2)$, где $\hat{m}_1 = 0.017, \hat{\sigma}_1 = 0.030$;
- $\xi_2 \sim \mathcal{N}(\hat{m}_2, \hat{\sigma}_2^2)$, где $\hat{m}_2 = 0.003, \hat{\sigma}_2 = 0.115$;
- $\xi_3 \sim \mathcal{N}(\hat{m}_3, \hat{\sigma}_3^2)$, где $\hat{m}_3 = 0.057, \hat{\sigma}_3 = 0.081$;
- $\xi_4 \sim \mathcal{N}(\hat{m}_4, \hat{\sigma}_4^2)$, где $\hat{m}_4 = -0.045, \hat{\sigma}_4 = 0.214$;
- $\xi_5 \sim \mathcal{N}(\hat{m}_5, \hat{\sigma}_5^2)$, где $\hat{m}_5 = -0.003, \hat{\sigma}_5 = 0.147$.

В качестве примера на рис. 1 представлена гистограмма распределения индикатора ξ_1 («Темп изменения объема промышленного производства») и колоколообразная кривая, соответствующая ожидаемому нормальному распределению (с математическим ожиданием \hat{m}_1 и дисперсией $\hat{\sigma}_1^2$, посчитанными по формулам (4)), а также статистики указанных критериев.

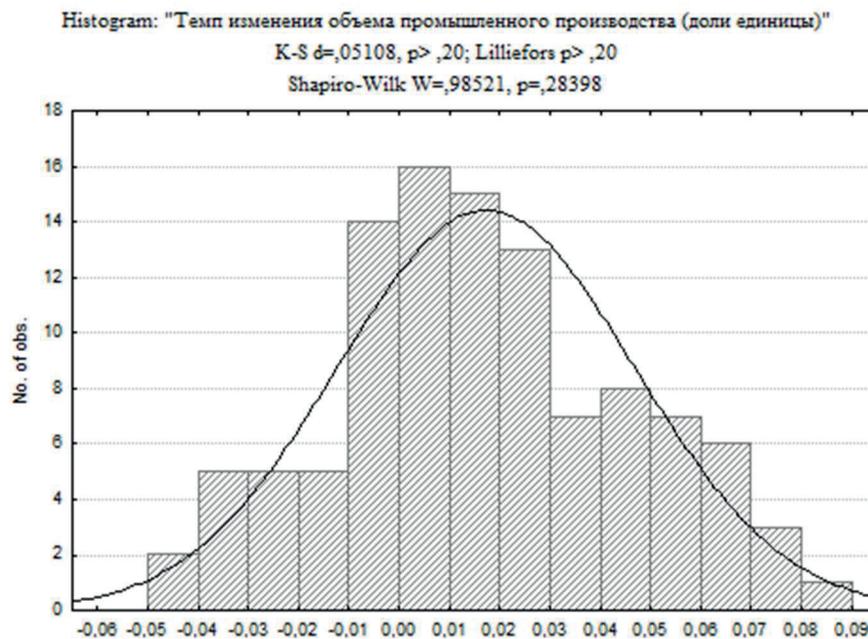


Рис. 1. Гистограмма распределения индикатора «Temp изменения объема промышленного производства»

Рисунок 1 демонстрирует, что в целом распределение значений индикатора примерно совпадает с теоретически ожидаемым нормальным распределением. Помимо этого, из рисунка 1 видно, что в тесте Лиллиефорса вероятность $p > 0.2$, а в тесте Шапиро-Уилка вероятность справедливости гипотезы о совпадении эмпирического и теоретического нормального распределений $p = 0.28398 > 0.05$, поэтому принимаем, что эта гипотеза действительно верна.

Дополнительно на рис. 2 представлен нормально-вероятностный график, на котором фактические значения индикатора «Temp изменения объема промышленного производства» достаточно хорошо «выстраиваются» в теоретически нормальную прямую.

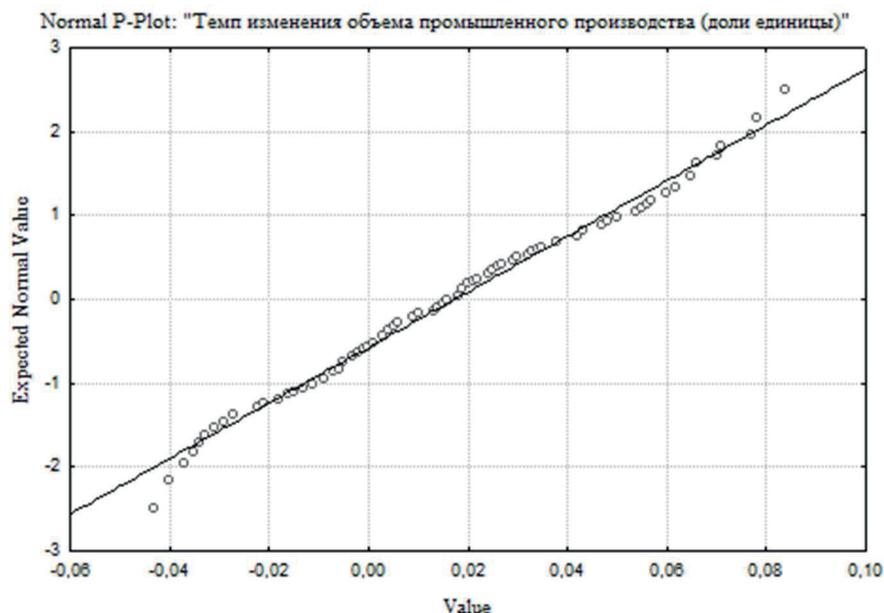


Рис. 2. Нормально-вероятностный график индикатора «Temp изменения объема промышленного производства»

Этот факт также свидетельствует о примерном совпадении эмпирического и теоретически нормального распределений, при этом $\xi_1 \sim \mathcal{N}(\hat{m}_1, \hat{\sigma}_1^2)$, где $\hat{m}_1 = 0.017$, $\hat{\sigma}_1 = 0.030$ (с точностью до трех десятичных знаков).

Для проведения вычислений была разработана моделирующая программа на языке программирования C++ с использованием надежных генераторов псевдослучайных чисел [12], [17], [18], разработанных в Институте вычислительной математики и математической геофизики Сибирского отделения Российской академии наук (Академгородок, г. Новосибирск). В программе реализованы представленный выше алгоритм моделирования выборочных значений вектора $\xi = (\xi_1, \dots, \xi_n)$ с зависимыми компонентами и вычисление интервальной оценки

(2). Количество сгенерированных выборочных значений вектора ξ равно $N = 10^6$. Область благоприятных значений \mathbf{S} представляет собой параллелепипед (5) с $L_i^- = L_i - \Delta_i^-$, $L_i^+ = L_i + \Delta_i^+$, где L_i , Δ_i^- , Δ_i^+ представлены в табл. 1. В этом случае точечная оценка $\hat{\mathbf{P}}^{(S)} = 0.653512$, интервальная оценка $\mathbf{P}^{(S)}$ на уровне доверия 0.95 задается интервалом (0.653512 ± 0.000933) , что свидетельствует об относительно высоком уровне безопасности с точки зрения выбранного набора индикаторов, пороговых величин и области безопасных значений в совокупности с выбранным диапазоном статистических данных.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Представленные в работе алгоритмы и программа моделирования случайных величин могут быть использованы региональными властями для оценки вероятности попадания набора индикаторов в безопасную зону при изменении или прогнозировании пороговых значений и допустимых отклонений от них (в этом случае меняется область \mathbf{S}), т.к. со временем могут меняться целевые значения индикаторов экономической безопасности вследствие изменения социально-экономической или политической ситуации в регионе. Кроме того, описанные методы могут применяться для прогноза вероятности попадания индикаторов в благоприятную зону при прогнозировании значений системы индикаторов на среднесрочную или долгосрочную перспективу, например, при прогнозировании временных рядов индикаторов [19], [20]. Следует, однако, отметить, что при добавлении новых прогнозных значений индикаторов следует вновь делать проверку на нормальное распределение выборки данных по индикаторам, т.к. в этом случае меняются параметры \hat{m}_i , $\hat{\sigma}_i^2$ и, соответственно, интервальная оценка $\mathbf{P}^{(S)}$. Если распределение хотя бы одного индикатора отличается от нормального, приходится прибегать к более сложным алгоритмам, связанными с моделированием условных распределений случайных величин, что может быть предметом будущих исследований.

Список источников

1. Едренова В. Н. Методология финансового мониторинга: оценка национальных рисков // Финансы и кредит. 2016. № 16 (688). С. 27–39.
2. Гурьянов А. В., Ивановский А. В., Писаревский И. А. Оценка вероятности угроз экономической безопасности оборонно-промышленного комплекса России // Вопросы оборонной техники. Серия 16: технические средства противодействия терроризму. 2016. № 9-10 (99-100). С. 3–10.
3. Пантелеев А. А., Диброва А. Д. Оценка рисков и угроз финансово-экономической безопасности РФ на современном этапе // Международный журнал гуманитарных и естественных наук. 2022. № 10-4 (73). С. 181–185. DOI: 10.24412/2500-1000-2022-10-4-181-185
4. Лобкова Е. В. Применение теории нечетких множеств в оценке рисков экономической безопасности в условиях цифровой трансформации региональной экономики // Экономические науки. 2022. № 3 (208). С. 111–118. DOI: 10.14451/1.208.111
5. Локосов В. В. Оценка социально-экономических рисков методом предельно критических (пороговых) показателей // Народонаселение. 2021. Т. 24. № 3. С. 8–17. DOI: 10.19181/population.2021.24.3.1
6. Карпов В. В., Лагздин А. Ю., Логинов К. К. Экономико-математический подход к прогнозированию показателей экономической безопасности регионов // Вестник Омского университета. Серия «Экономика». 2017. № 4 (60). С. 144–150. DOI: 10.25513/1812-3988.2017.4.144-150
7. Сафиуллин А. Р., Калядина Р. А. SWOT-анализ в мониторинге экономической безопасности корпорации (на примере ПАО «Газпром») // Научный журнал НИУ ИТМО. Серия: экономика и экологический менеджмент. 2020. № 2. С. 152–159. DOI: 10.17586/2310-1172-2020-13-2-152-159
8. Дадабаева Р. А., Голубин А. В. Методика оценки экономических показателей хозяйственной деятельности на основе ABC-анализа // Цифровые модели и решения. 2022. Т. 1. № 3. С. 6. DOI: 10.29141/2782-4934-2022-1-3-6
9. Ермаков С. М., Михайлов Г. А. Курс статистического моделирования. М. : Наука, 1976. 320 с.
10. Крамер Г. Математические методы статистики. М. : Мир, 1975. 648 с.
11. Vox G. E. P., Muller M. E. A note on the generation of random normal deviates. *Annals Math. Stat.* 1958; 29: 610–611.
12. Михайлов Г. А., Войтишек А. В. Численное статистическое моделирование. Методы Монте-Карло. М. : Академия, 2006. 368 с.
13. Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по Омской области [Электронный ресурс]. URL: <https://55.rosstat.gov.ru/> (дата обращения: 01.09.2024 г.).
14. Боровиков В. П. STATISTICA. Искусство анализа данных на компьютере: Для профессионалов. СПб. : Питер, 2003. 688 с.
15. Наследов А. IBM SPSS Statistics 20 и AMOS: профессиональный статистический анализ данных. СПб. : Питер, 2013. 416 с.
16. Мастицкий С. Э., Шитиков В. К. Статистический анализ и визуализация данных с помощью R. Хайдельберг — Лондон — Тольятти, 2014. 401 с.
17. Marchenko M. A., Mikhailov G. A. Parallel realization of statistical simulation and random number generators. *Russ. J. Numer. Anal. Math. Modelling.* 2002; 17(1): 113–124.

18. Marchenko M. PARMONC — a software library for massively parallel stochastic simulation. *Parallel Computing Technologies*. Berlin; Heidelberg: Springer-Verl.; 2011; 6873: 302–316.
19. Логинов К. К., Лагздин А. Ю. Применение статистических пакетов в задаче прогнозирования индикаторов региональной экономической безопасности // Вестник Сибирской государственной автомобильно-дорожной академии. 2016. № 3 (49). С. 152–159.
20. Лукашин Ю. П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов. М. : Финансы и статистика, 2003. 416 с.

References

1. Edronova V. N. A financial monitoring methodology: national risk assessment. *Finansy i kredit = Finance and credit*. 2016; 16(688): 27–39. (In Russ.).
2. Gur'janov A. V., Ivanovskij A. V., Pisarevskij I. A. the assessment of the potential economic security threats growth of the military-industrial complex of Russia. *Voprosy oboronnoj tekhniki. Seriya 16: tekhnicheskie sredstva protivodejstviya terrorizmu = Defense Technology Issues. Series 16: Counterterrorism Technical Means*. 2016; 9-10(99-100): 3–10. (In Russ.).
3. Panteleev A. A., Dibrova A. D. Assessment of risks and threats to the financial and economic security of the Russian Federation at the present stage. *Mezhdunarodnyj zhurnal gumanitarnykh i estestvennykh nauk = International Journal of Humanities and Natural Sciences*. 2022; 10-4(73): 181–185. (In Russ.). DOI: 10.24412/2500-1000-2022-10-4-181-185
4. Lobkova E. V. Application of the theory of fuzzy sets in assessing the risks of economic security in the context of digital transformation of the regional economy. *Ekonomicheskie nauki = Economic Sciences*. 2022; 3(208): 111–118. (In Russ.). DOI: 10.14451/1.208.111
5. Lokosov V. V. Assessment of socio-economic risks by method of extremely critical (threshold) indicators. *Narodonaselenie = Population*. 2021; 24, 3: 8–17. (In Russ.). DOI: 10.19181/population.2021.24.3.1
6. Karpov V. V., Lagzdin A. Yu., Loginov K. K. Economic-mathematical approach for forecasting of regions economic security indicators. *Vestnik Omskogo universiteta. Seriya «Ekonomika» = Herald of Omsk University. Series "Economics"*. 2017; 4(60): 144–150. (In Russ.). DOI: 10.25513/1812-3988.2017.4.144-150
7. Safiullin A. R., Kalyadina R. A. SWOT analysis in economic security monitoring of a corporation (by the example of GAZPROM). *Nauchnyj zhurnal NIU ITMO. Seriya: ekonomika i ekologicheskij menedzhment = Scientific journal of NRU ITMO. Series: "Economics and Environmental Management"*. 2020; 2: 152–159. (In Russ.). DOI: 10.17586/2310-1172-2020-13-2-152-159
8. Dadabaeva R. A., Golubin A. V. Methodology for assessing economic indicators of economic activity based on ABC analysis. *Cifrovye modeli i resheniya = Digital models and solutions*. 2022; 1, 3: 6. (In Russ.). DOI: 10.29141/2782-4934-2022-1-3-6
9. Ermakov S. M., Mikhailov G. A. Statistical modeling course. Moscow: Nauka; 1976. 320 p.
10. Kramer G. Mathematical methods of statistics. Moscow: Mir; 1975. 648 p.
11. Box G. E. P., Muller M. E. A note on the generation of random normal deviates. *Annals Math. Stat.* 1958; 29: 610–611.
12. Mikhailov G. A., Voitishchek A. V. Numerical statistical simulation. Monte Carlo methods. Moscow: Akademiya; 2006. 368 p.
13. Territorial body of the Federal state statistics service for Omsk region. URL: <https://55.rosstat.gov.ru/>.
14. Borovikov V. P. STATISTICA. The art of data analysis on a computer: for professionals. Saint-Petersburg: Piter; 2003. 688 p.
15. Nasledov A. IBM SPSS Statistics 20 and AMOS: professional statistical data analysis. Saint-Petersburg: Piter; 2013. 416 p.
16. Mastitsky S. E., Shitikov V. K. Statistical analysis and data visualization with R. Heidelberg — London — Togliatti; 2014. 401 p.
17. Marchenko M. A., Mikhailov G. A. Parallel realization of statistical simulation and random number generators. *Russ. J. Numer. Anal. Math. Modelling*. 2002; 17(1): 113–124.
18. Marchenko M. PARMONC — a software library for massively parallel stochastic simulation. *Parallel Computing Technologies*. Berlin; Heidelberg: Springer-Verl.; 2011; 6873: 302–316.
19. Loginov K. K., Lagzdin A. Yu. Application of statistical packages in the problem of forecasting regional economic security indicators. *Vestnik Sibirskoj gosudarstvennoj avtomobil'no-dorozhnoj akademii = The Russian Automobile and Highway Industry Journal*. 2016; 3(49): 152–159. (In Russ.).
20. Lukashin Yu. P. Adaptive methods for short-term time series forecasting. Moscow: Financy i statistika; 2003. 416 p.