

---

---

# ТЕОРИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ И МАТЕМАТИЧЕСКАЯ СТАТИСТИКА

---

## THEORY OF PROBABILITY AND MATHEMATICAL STATISTICS

---

---

УДК 519.2

### ВАРИОГРАММНЫЙ АНАЛИЗ СЛУЧАЙНЫХ ПРОЦЕССОВ

Т. В. ЦЕХОВАЯ<sup>1)</sup>

<sup>1)</sup>Белорусский государственный университет, пр. Независимости, 4, 220030, г. Минск, Беларусь

Исследованы некоторые свойства семивариограммы внутренне стационарного случайного процесса с конечным моментом второго порядка и непрерывным временем. Найдены необходимые и достаточные условия для того, чтобы непрерывная функция была семивариограммой. Определены границы центральных доверительных интервалов для семивариограммы действительного стационарного гауссовского случайного процесса. Представленный подход интервального оценивания семивариограммы основан на свойствах  $\chi^2$ -распределения. Предложенные интервальные оценки более информативны, чем ранее построенные точечные.

**Ключевые слова:** случайный процесс; внутренняя стационарность; семивариограмма; доверительный интервал.

### VARIOGRAM ANALYSIS OF STOCHASTIC PROCESSES

T. V. TSEKHAVAYA<sup>a</sup>

<sup>a</sup>Belarusian State University, Niezaliežnasci Avenue, 4, 220030, Minsk, Belarus

Properties of the semivariogram of an intrinsically stationary continuous-time random process with finite second moment are investigated. A necessary and sufficient conditions for a continuous function to be semivariogram are found.

---

**Образец цитирования:**

Цеховая Т. В. Вариограммный анализ случайных процессов // Журн. Белорус. гос. ун-та. Математика. Информатика. 2017. № 2. С. 23–27.

**For citation:**

Tsekhavaya T. V. Variogram analysis of stochastic processes. *J. Belarus. State Univ. Math. Inform.* 2017. No. 2. P. 23–27 (in Russ.).

---

**Автор:**

**Татьяна Вячеславовна Цеховая** – кандидат физико-математических наук, доцент; доцент кафедры теории вероятностей и математической статистики факультета прикладной математики и информатики.

**Author:**

**Tatsiana Tsekhavaya**, PhD (physics and mathematics), docent; associate professor at the department of probability theory and mathematical statistics, faculty of applied mathematics and computer sciences.  
[tsekhavaya@bsu.by](mailto:tsekhavaya@bsu.by)

Confidence intervals for the semivariogram of Gaussian stationary stochastic process are defined. Properties of  $\chi^2$ -distribution are used for constructing confidence intervals for semivariogram. The proposed confidence intervals are more informative compared with point estimates of the semivariogram.

**Key words:** stochastic process; intrinsic stationarity; semivariogram; confidence interval.

Геостатистические методы интерполяции в последнее время получают широкое практическое применение. Ключевым понятием геостатистики является вариограмма – момент второго порядка, характеризующий степень линейной зависимости между составляющими рассматриваемого процесса. В связи с этим актуальны задачи исследования свойств вариограммы, а также построения и изучения оценок этой функции. Настоящая работа является продолжением исследований [1–3] в области вариограммного анализа случайных процессов.

### Некоторые свойства семивариограммы

Рассмотрим действительный внутренне стационарный случайный процесс  $X(t)$ ,  $t \in \mathbb{R} = (-\infty, +\infty)$ , с математическим ожиданием  $E\{X(t)\} = 0$  и вариограммой

$$2\gamma(t-s) = D\{X(t) - X(s)\},$$

где  $t, s \in \mathbb{R}$ ;  $D$  – символ дисперсии. Функция  $\gamma(t)$  называется семивариограммой. Заметим, что  $\gamma(0) = 0$ ;  $\gamma(t) = \gamma(-t)$  и  $\gamma(t) \geq 0$ .

Предположим, что момент второго порядка  $E\{X^2(t)\} < \infty$  при любом  $t \in \mathbb{R}$ .

Пусть

$$\Psi_{X(t_1), \dots, X(t_n)}(z_1, \dots, z_n) = E \exp \left\{ i \sum_{k=1}^n z_k X(t_k) \right\} \quad (1)$$

есть характеристическая функция  $n$ -го порядка случайного процесса  $X(t)$ , где  $t_k \in \mathbb{R}$ ,  $k = 1, 2, \dots, n$ ;  $(z_1, \dots, z_n)$  – действительный вектор;  $n \in \mathbb{N} = \{1, 2, 3, \dots\}$ .

**Теорема 1.** Для того чтобы непрерывная функция  $\gamma(t)$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , была семивариограммой некоторого внутренне стационарного случайного процесса  $X(t)$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , с конечным моментом второго порядка, необходимо и достаточно, чтобы для любого  $a > 0$  функция  $e^{-a\gamma(t)}$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , была неотрицательно определена.

Доказательство. Необходимость. Пусть  $\gamma(t)$  – семивариограмма внутренне стационарного случайного процесса  $X(t)$ . Покажем, что для любого  $a > 0$  функция  $e^{-a\gamma(t)}$  неотрицательно определена. По [3, теорема 1] найдутся вероятностное пространство и заданный на нем действительный гауссовский случайный процесс  $Y(t)$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , имеющий  $E\{Y(t)\} = 0$  и  $D\{Y(t) - Y(s)\} = 2\gamma(t-s)$  при всех  $t, s \in \mathbb{R}$ . Заметим, что процесс  $Y(t)$  внутренне стационарен.

Положим, что  $Z(s) = e^{-i\sqrt{a}Y(s)}$ , и вычислим корреляционную функцию этого процесса. По определенную корреляционной функции комплексного случайного процесса имеем

$$R_Z^0(s, s+t) = E\{Z(s)\overline{Z(s+t)}\} = E\left\{e^{i\sqrt{a}(Y(s+t) - Y(s))}\right\}. \quad (2)$$

С учетом (1) и свойств процесса  $Y(t)$  правая часть (2) для любого  $t \in \mathbb{R}$ , очевидно, равна

$$\Psi_{Y(s+t) - Y(s)}(\sqrt{a}) = e^{-\frac{a}{2}D\{Y(s+t) - Y(s)\}} = e^{-a\gamma(t)}, \quad a > 0.$$

Таким образом, для любого  $a > 0$  функция  $e^{-a\gamma(t)}$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , является характеристической. Следовательно, согласно теореме Бохнера – Хинчина [4, с. 305]  $e^{-a\gamma(t)}$  – неотрицательно определенная функция.

Достаточность. Пусть  $e^{-a\gamma(t)}$ ,  $a > 0$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , – неотрицательно определенная функция. Тогда по теореме Бохнера – Хинчина эта функция характеристическая. Дальнейшее доказательство данной теоремы повторяет доказательство достаточности теоремы 1 [1].

**Следствие.** Пусть  $\gamma(t)$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , – семивариограмма внутренне стационарного случайного процесса  $X(t)$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , удовлетворяющего условию  $E\{X^2(t)\} < \infty$  при любом  $t \in \mathbb{R}$ . Тогда для любого  $a > 0$  функция  $e^{-a\gamma(t)}$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , есть корреляционная функция некоторого случайного процесса.

**Теорема 2.** В случае непрерывности семивариограммы  $\gamma(t)$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , внутренне стационарного случайного процесса  $X(t)$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , с конечным моментом второго порядка эквивалентны следующие утверждения:

- 1)  $\gamma(t)$  – условно отрицательно определенная функция;
- 2)  $e^{-a\gamma(t)}$  – неотрицательно определенная функция для любого  $a > 0$ ,  $t \in \mathbb{R}$ .

**Доказательство.** Доказательство следует из теоремы 1 настоящей работы и из [1, теорема 1].

Полученные результаты будут использованы в дальнейшем для статистического анализа случайных процессов в частотной области, в частности для поиска спектральных представлений внутренне стационарных случайных процессов и их семивариограмм.

### Интервальное оценивание семивариограммы

Рассмотрим действительный стационарный гауссовский случайный процесс  $Y(t)$ ,  $t \in \mathbb{Z} = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ , с нулевым математическим ожиданием и неизвестной семивариограммой  $\gamma(t)$ ,  $t \in \mathbb{Z}$ .

Нетрудно видеть, что при фиксированных  $t, h \in \mathbb{Z}$  величина

$$\{Y(t+h) - Y(t)\}^2 = 2\gamma(h)\chi_1^2,$$

где  $\chi_1^2$  – случайная величина, распределенная по закону  $\chi^2$  с одной степенью свободы. Следовательно,

$$E\{Y(t+h) - Y(t)\}^2 = 2\gamma(h); \quad D\{Y(t+h) - Y(t)\}^2 = 2\{2\gamma(h)\}^2.$$

Пусть  $Y(1), \dots, Y(n)$  –  $n$  последовательных отсчетов процесса  $Y(t)$ ,  $t \in \mathbb{Z}$ . В качестве оценки семивариограммы рассмотрим статистику вида

$$\tilde{\gamma}(h) = \frac{1}{2(n-h)} \sum_{t=1}^{n-h} (Y(t+h) - Y(t))^2, \quad h = 0, 1, \dots, n-1. \quad (3)$$

Положим,  $\tilde{\gamma}(-h) = \tilde{\gamma}(h)$ ,  $h = 0, 1, \dots, n-1$ , и  $\tilde{\gamma}(h) = 0$  для  $|h| \geq n$ .

Выражения для математического ожидания и дисперсии оценки семивариограммы  $\tilde{\gamma}(h)$  были получены в [2] и имеют вид

$$E\{\tilde{\gamma}(h)\} = \gamma(h);$$

$$D\{\tilde{\gamma}(h)\} = \frac{1}{2(n-h)^2} \sum_{s,t=1}^{n-h} \{\gamma(s-t+h) + \gamma(s-t-h) - 2\gamma(s-t)\}^2,$$

где функция  $\gamma(h)$  – семивариограмма рассматриваемого случайного процесса.

В [2] найдено также предельное распределение статистики (3) и на основе нормальной аппроксимации распределения  $\tilde{\gamma}(h)$  построен центральный доверительный интервал для семивариограммы  $\gamma(h)$ .

Как известно [5; 6], случайная величина  $\chi^2$  применяется для приближения случайной величины, принимающей только положительные значения. В частности, в задачах аппроксимации распределений сглаженных оценок спектральных плотностей  $\chi^2$ -распределение занимает центральное место [5]. В настоящей статье рассмотрим подход, основанный на  $\chi^2$ -приближении к распределению оценки семивариограммы  $\tilde{\gamma}(h)$  вида (3). Здесь и далее будем предполагать, что  $h$  выбирается фиксированным:  $h = 0, 1, \dots, n-1$ .

Согласно [5] распределение статистики (3) может быть аппроксимировано распределением случайной величины  $c\chi_m^2$ , где  $c$  – константа;  $\chi_m^2$  – случайная величина, имеющая  $\chi^2$ -распределение с  $m$  степенями свободы. Найдем параметры  $c$  и  $m$  методом моментов. Для этого приравняем математическое ожидание и дисперсию случайной величины  $c\chi_m^2$  к математическому ожиданию и дисперсии оценки  $\tilde{\gamma}(h)$  семивариограммы. Предполагается, что моменты первого и второго порядков оценки семивариограммы известны. Тогда имеем

$$E\{\tilde{\gamma}(h)\} = cm; \quad D\{\tilde{\gamma}(h)\} = 2c^2m.$$

Решая эти уравнения относительно  $c$  и  $m$ , получим

$$m = \frac{2(E\{\tilde{\gamma}(h)\})^2}{D\{\tilde{\gamma}(h)\}}; \quad c = \frac{E\{\tilde{\gamma}(h)\}}{m}.$$

Принимая во внимание несмещенность оценки (3), запишем выражения для параметров аппроксимирующего распределения  $\chi^2$  в виде

$$\hat{m} = \frac{2(\gamma(h))^2}{D\{\tilde{\gamma}(h)\}}; \quad \hat{c} = \frac{\gamma(h)}{\hat{m}}.$$

Таким образом, величина  $\frac{\hat{m}\tilde{\gamma}(h)}{\gamma(h)}$  имеет  $\chi^2$ -распределение с  $\hat{m}$  степенями свободы. Построим для нее доверительный интервал с коэффициентом доверия  $(1 - \varepsilon)$ ,  $0 < \varepsilon < 0,5$ . Согласно [6] имеем

$$P\left\{\chi_{\hat{m}}^2\left(\frac{\varepsilon}{2}\right) < \frac{\hat{m}\tilde{\gamma}(h)}{\gamma(h)} < \chi_{\hat{m}}^2\left(1 - \frac{\varepsilon}{2}\right)\right\} = 1 - \varepsilon;$$

$$P\left\{\frac{\hat{m}\tilde{\gamma}(h)}{\gamma(h)} \leq \chi_{\hat{m}}^2\left(\frac{\varepsilon}{2}\right)\right\} = P\left\{\frac{\hat{m}\tilde{\gamma}(h)}{\gamma(h)} \geq \chi_{\hat{m}}^2\left(1 - \frac{\varepsilon}{2}\right)\right\} = \frac{\varepsilon}{2},$$

где  $\chi_{\hat{m}}^2(\alpha) = F_{\chi_{\hat{m}}^2}^{-1}(\alpha)$  – квантиль уровня  $\alpha$  распределения  $\chi^2$  с  $\hat{m}$  степенями свободы,  $\alpha \in (0, 1)$ .

Отсюда вытекает, что интервал

$$\left( \frac{\hat{m}\tilde{\gamma}(h)}{\chi_{\hat{m}}^2\left(1 - \frac{\varepsilon}{2}\right)}, \frac{\hat{m}\tilde{\gamma}(h)}{\chi_{\hat{m}}^2\left(\frac{\varepsilon}{2}\right)} \right)$$

с доверительной вероятностью  $(1 - \varepsilon)$  является центральным доверительным интервалом для неизвестной семивариограммы  $\gamma(h)$ ,  $h = 0, 1, \dots, n - 1$ .

Отметим, что при достаточно больших  $\hat{m}$  доверительный интервал для семивариограммы  $\gamma(h)$  может быть построен с помощью нормальной аппроксимации распределения  $\tilde{\gamma}(h)$  [2].

Построение доверительных интервалов – одна из основных задач процесса оценивания. Представленные в настоящей работе результаты позволяют получить не только точечные оценки семивариограммы, но и охарактеризовать их точность посредством доверительных интервалов с заданной доверительной вероятностью.

### Библиографические ссылки

1. Цеховая Т. В. Свойства вариограммы внутренне стационарных случайных процессов // Теория вероятностей, математическая статистика и их приложения : материалы Междунар. науч. конф. (Минск, 22 апр. 2004 г.). Минск, 2004. С. 181–186.
2. Цеховая Т. В. Асимптотическое распределение оценки семивариограммы гауссовского случайного процесса // Вестн. БГУ. Сер. 1, Физика. Математика. Информатика. 2015. № 1. С. 89–95.

3. Цеховая Т. В. Свойства внутренне стационарных случайных процессов // Журн. Белорус. гос. ун-та. Математика. Информатика. 2017. № 1. С. 28–33.
4. Ширяев А. Н. Вероятность. М., 1989.
5. Дженкинс Г., Ваттс Д. Спектральный анализ и его приложения : в 2 т. М., 1971. Т. 1.
6. Справочник по прикладной статистике : в 2 т. / под ред. Э. Ллойда, У. Ледермана ; пер. с англ. Ю. Н. Тюрина. М., 1989. Т. 1: Финансы и статистика.

## References

1. Tsekhavaya T. V. [The properties of the variogram of intrinsically stationary random processes]. *Teoriya veroyatnostei, matematicheskaya statistika i ikh prilozheniya* : proc. Int. sci. of conf. (Minsk, 22 April, 2004). Minsk, 2004. P. 181–186 (in Russ.).
2. Tsekhavaya T. V. Asymptotic distribution of the semivariogram estimator of Gaussian stochastic process. *Vestnik BGU. Ser. 1, Fizika. Matematika. Informatika*. 2015. No. 1. P. 89–95 (in Russ.).
3. Tsekhavaya T. V. Properties of the intrinsically stationary stochastic processes. *J. Belarus. State Univ. Math. Inform.* 2017. No. 1. P. 28–33 (in Russ.).
4. Shiryaev A. N. [Probability]. Moscow, 1989 (in Russ.).
5. Djenkins G., Vatts D. [Spectral analysis and its applications] : in 2 vol. Moscow. 1971. Vol. 1 (in Russ.).
6. Lloyd E., Lederman Yu. (eds). *Spravochnik po prikladnoy statistike* [Handbook of applicable mathematics] : in 2 vol. Moscow, 1989. Vol. 1: Finansy i statistika (in Russ.).

Статья поступила в редколлегию 17.01.2017.  
Received by editorial board 17.01.2017.