

Постоянные K_2 и K_3 определим из условий сопряжения

$$K_2 + (p - i\lambda)^{-1} = K_3 + p^{-1}, \quad -K_2 \sqrt{\frac{2(p - i\lambda)}{\sigma_1}} = K_3 \sqrt{\frac{2p}{\sigma_2}}.$$

Отсюда $K_3 = i\lambda [p(p - i\lambda)(1 + \sqrt{\sigma_1 p [\sigma_2(p - i\lambda)]^{-1}})]^{-1}$. Заметим, что $U(0, 0) = W(t, 0)$ является характеристической функцией τ_t , значит, достаточно знать $V(p, 0)$. Имеем

$$\begin{aligned} V(p, 0) &= p^{-1} + i\lambda [p(p - i\lambda)(1 + \sqrt{\sigma_1 p [\sigma_2(p - i\lambda)]^{-1}})]^{-1} = \\ &= (p - \beta)^{-1} - \alpha\beta [p(p - \beta)]^{-1} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(2k-1)!!}{(2k)!!} \left(\frac{i\lambda}{p}\right)^k, \end{aligned}$$

где $\alpha = \sqrt{\sigma_1 \sigma_2^{-1}}$, $\beta = i\lambda(1 - \alpha^2)^{-1}$.

Найдем оригинал, соответствующий изображению $V(p, 0)$:

$$\begin{aligned} W(t, 0) &= \exp\{\beta t\} - 2\alpha\beta\pi^{-1} \int_0^t \int_0^{\pi/2} \exp\{\beta(t-s) + i\lambda s \sin^2 \varphi\} d\varphi ds = \\ &= \frac{2}{\pi} \int_0^t \exp\{i\lambda y\} d\left[\arcsin \sqrt{\frac{y\sigma_1}{\sigma_2 t - y(\sigma_2 - \sigma_1)}}\right]. \end{aligned}$$

Отсюда следует утверждение теоремы. Очевидно, при $\sigma_1 = \sigma_2$ получим известный закон арксинуса.

1. Гихман И. И., Скороход А. В. Теория случайных процессов М., 1975, т. 3. 496 с. 2. Житарашу Н. В. Шаудеровские оценки и разрешимость общих краевых задач для общих параболических систем с разрывными коэффициентами.— Докл. АН СССР, 1966, 169, № 3, с. 511—514. 3. Гирсанов И. В. О стохастическом уравнении Ито.— Докл. АН СССР, 1961, 138, № 1, с. 18—21. 4. Дынкин Е. Б. Функционалы от траекторий марковских случайных процессов.— Докл. АН СССР, 1955, 104, № 5, с. 691—694. 5. Гирсанов И. В. Стохастические уравнения Ито и некоторые их обобщения.— В кн.: Тр. VI Всесоюз. совещания по теории вероятностей и мат. статистике. Вильнюс, 1962, с. 133—142. 6. Крылов Н. А. Управляемые процессы диффузионного типа. М., 1977. 400 с.

Поступила в редколлегию 11.12.81

УДК 519.21

В. В. БУЛДЫГИН, канд. физ.-мат. наук
Институт математики АН УССР

ОБ ОДНОМ НЕРАВЕНСТВЕ СРАВНЕНИЯ ДЛЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ МАКСИМУМА ГАУССОВСКОГО ПРОЦЕССА

1. Пусть на конечном (или счетном) параметрическом множестве T заданы две центрированные гауссовские случайные функции $\xi = (\xi(t), t \in T)$, $\zeta = (\zeta(t), t \in T)$. Согласно неравенству Слепяна [1]

если

$$M\zeta^2(t) = M\xi^2(t), \quad t \in T, \quad M\zeta(t)\zeta(s) \geq M\xi(t)\xi(s), \quad t \neq s$$

то для любой вещественной функции $a(t)$, $t \in T$

$$P \left\{ \sup_T (\zeta(t) - a(t)) > 0 \right\} \leq P \left\{ \sup_T (\xi(t) - a(t)) > 0 \right\}.$$

В частности, для любого $c > 0$

$$P \left\{ \sup_T \zeta(t) > c \right\} \leq P \left\{ \sup_T \xi(t) > c \right\}.$$

Неравенство Слепяна и различные его модификации играют важную роль при изучении гауссовских процессов. Так, при оценке «хвоста» распределения максимума гауссовского процесса с помощью удается получить асимптотически точные оценки для широкого класса процессов [2]. Если условие (1) заменить более строгим условием

$$M|\zeta(t) - \zeta(s)|^2 \leq M|\xi(t) - \xi(s)|^2, \quad t, s \in T,$$

то неравенства (2), (3), вообще говоря, не имеют места.

Пример. Пусть $\zeta(t) = \varepsilon\xi(t) + \sigma\gamma$, $t \in T$, где $\varepsilon \in (0, 1)$, $\sigma > 0$, а $\gamma - N(0, 1)$ -распределенная случайная величина, независимая от ξ . Тогда

$$M|\zeta(t) - \zeta(s)|^2 = \varepsilon^2 M|\xi(t) - \xi(s)|^2 < M|\xi(t) - \xi(s)|^2,$$

но при достаточно больших σ и c

$$P \left\{ \sup_T (\varepsilon\xi(t) + \sigma\gamma) > c \right\} \gg P \left\{ \sup_T \xi(t) > c \right\}.$$

В работе [3] показано, что при условии (4) неравенство (3) справедливо в среднем, точнее, $M \sup_T \zeta(t) \leq M \sup_T \xi(t)$.

В предлагаемой статье устанавливается неравенство типа (3), справедливое при условии (4), и рассматривается конкретный пример, с помощью которого решается задача о построении функционального доверительного интервала для оценки ковариационной функции стационарного гауссовского процесса.

2. Пусть $a(t) \geq 0$, $t \in T$.

Теорема 1. Если выполнено неравенство (4), то

$$P \left\{ \sup (|\zeta(t)| - a(t)) > 0 \right\} \leq 2P \left\{ \sup (\xi(t) + \gamma g(t) - a(t)) > 0 \right\},$$

где $g^2(t) = \alpha^2 - M\xi^2(t) + M\zeta^2(t)$, $t \in T$; $\alpha^2 = \sup_T (\max(0, M\xi^2(t) - M\zeta^2(t)))$, а $\gamma - N(0, 1)$ -распределенная случайная величина, независимая от ξ .

Доказательство теоремы 1, кроме неравенства Слепяна, использует неравенство Андерсена [4].

Лемма 1. Пусть X — гауссовский центрированный вектор R^n , $n \geq 1$; $A \subset R^n$ — выпуклое центрально-симметричное множество

Тогда для любого $h \in R^T$

$$\mathbf{P}\{X \in A\} \geq \mathbf{P}\{X - h \in A\}. \quad (6)$$

Доказательство теоремы. Пусть множество T конечно. Положим $\bar{\zeta}(t) = \zeta(t) + \alpha\gamma$, $\bar{\xi}(t) = \xi(t) + \gamma g(t)$, $t \in T$. Заметим, что по определению $\alpha^2 \geq 0$, $g^2(t) \geq 0$, следовательно, $\bar{\zeta}(t)$ и $\bar{\xi}(t)$ являются вещественными центрированными гауссовскими случайными функциями. Случайную величину γ выбираем независимой как от процесса ξ , так и от процесса ζ . Легко показать, что

$$\mathbf{M}|\bar{\zeta}(t)|^2 = \mathbf{M}|\bar{\xi}(t)|^2, \quad t \in T. \quad (7)$$

Далее, в силу неравенства (4)

$$\begin{aligned} \mathbf{M}|\bar{\zeta}(t) - \bar{\zeta}(s)|^2 &= \mathbf{M}|\zeta(t) - \zeta(s)|^2 \leq \mathbf{M}|\xi(t) - \xi(s)|^2 \leq \\ &\leq \mathbf{M}|\xi(t) - \xi(s)|^2 + |g(t) - g(s)|^2 = \mathbf{M}|\bar{\xi}(t) - \bar{\xi}(s)|^2. \end{aligned}$$

Учитывая (7), устанавливаем, что выполнены условия (1) и по неравенству Слепяна

$$\mathbf{P}\{\sup_T (\bar{\zeta}(t) - a(t)) > 0\} \leq \mathbf{P}\{\sup_T (\bar{\xi}(t) - a(t)) > 0\}. \quad (8)$$

Множество $\{x(\cdot) \in R^T : \sup_T (|x(t)| - a(t)) \leq 0\}$ является выпуклым центрально-симметричным множеством в R^T . В силу неравенства Андерсена

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\{\sup_T (|\bar{\zeta}(t)| - a(t)) \leq 0\} &= \mathbf{P}\{\sup_T (|\zeta(t) + \alpha\gamma| - a(t)) \leq 0\} = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{P}\{\sup_T (|\zeta(t) + \alpha u| - a(t)) \leq 0\} e^{-u^2/2} du \leq \\ &\leq \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \mathbf{P}\{\sup_T (|\zeta(t)| - a(t)) \leq 0\} e^{-u^2/2} du = \\ &= \mathbf{P}\{\sup_T (|\zeta(t)| - a(t)) \leq 0\}. \end{aligned}$$

Теперь, воспользовавшись неравенством (8) и симметричностью центрированной гауссовской меры, получаем следующую цепочку неравенств:

$$\begin{aligned} \mathbf{P}\{\sup_T (|\zeta(t)| - a(t)) > 0\} &\leq \mathbf{P}\{\sup_T (|\bar{\zeta}(t)| - a(t)) > 0\} \leq \\ &\leq 2\mathbf{P}\{\sup_T (\bar{\zeta}(t) - a(t)) > 0\} \leq 2\mathbf{P}\{\sup_T (\bar{\xi}(t) - a(t)) > 0\} \leq \\ &\leq 2\mathbf{P}\{\sup_T (\xi(t) + \gamma g(t) - a(t)) > 0\}. \end{aligned}$$

Крайние члены в этой цепочке приводят к искомому неравенству (5). В случае счетного T нужно сделать предельный переход в их частях неравенства. Теорема доказана.

Замечание 1. Если выполнены условия (1), то $g(t) \equiv 0$ и неравенство (5) имеет вид

$$P \left\{ \sup_T (|\zeta(t)| - a(t)) > 0 \right\} \leq 2P \left\{ \sup_T (\xi(t) - a(t)) > 0 \right\}.$$

Это неравенство вполне согласуется с неравенством Слепяна, поскольку сомножитель 2 в правой части неизбежен при оценке «та» максимума модуля гауссовского процесса в общем случае.

Замечание 2. Пусть

$$\kappa^2 = \sup_{\substack{t, s \in T \\ t \neq s}} \frac{M |\zeta(t) - \zeta(s)|^2}{M |\xi(t) - \xi(s)|^2}.$$

Если выполнено условие (4), то $\kappa \leq 1$. Могут возникнуть ситуации, когда $\kappa < 1$. В этом случае неравенство (5) уточняется, если в нем $\xi(t)$ подставить $\kappa \xi(t)$.

Возвращаясь к примеру п. 1, видим, что $\kappa = \varepsilon$ и неравенство (5) с учетом замечания 2 дает точную оценку.

Замечание 3. Пусть параметрическое множество T является парабельным метрическим пространством. Тогда теорема 1 остается верной, если $(\xi(t), t \in T)$, $(\zeta(t), t \in T)$ — сепарабельные центрированные гауссовские поля, а $(a(t), t \in T)$ — непрерывная функция.

3. Рассмотрим одно следствие теоремы 1. Пусть $(\xi(t), t \in T)$ — стационарный центрированный гауссовский процесс с постоянной дисперсией и конечным вторым спектральным моментом ω^2 ; $(\zeta(t), t \in [0, \tau])$ — центрированный сепарабельный гауссовский процесс, такой что $\sup_{t \in [0, \tau]} M \zeta^2(t) \leq \Delta^2 < \infty$ и выполнено неравенство

Теорема 2. Для любого $c > 0$ справедливо неравенство

$$P \left\{ \sup_{t \in [0, \tau]} |\zeta(t)| > c \right\} \leq \left(\frac{1}{\sqrt{\pi}} + \frac{\tau\omega}{2\pi} \right) e^{-c^2/2} + \frac{2}{\sqrt{\pi}} e^{-c^2/2\Delta^2} + \frac{2}{\sqrt{\pi}(1+\Delta^2)} \left(1 + \frac{\tau\omega}{2\sqrt{\pi}} \right) e^{-c^2/2(1+\Delta^2)}. \quad (1)$$

Заметим, что подобные оценки при наличии неравенства (1) можно получать, используя общее неравенство Ферника [3, с. 9] или различные его модификации и уточнения. Однако неравенство (10) более точное.

Доказательство. Если $g(t)$ — функция, определенная в теореме 1, то положим $g_+ = \sup_{t \in [0, \tau]} g(t)$, $g_- = \inf_{t \in [0, \tau]} g(t)$. Легко показать, что $g_+ \leq \Delta$. Считая $a(t) \equiv c$ и используя неравенство (5) простые оценки, получаем

$$P \left\{ \sup_{t \in [0, \tau]} |\zeta(t)| > c \right\} \leq 2P \left\{ \sup_{t \in [0, \tau]} (\xi(t) + \gamma g(t)) > c \right\} \leq$$

$$\leq \sqrt{\frac{2}{\pi}} \left[\int_0^{\infty} \{ \mathbf{P} \{ \sup_{t \in [0, \tau]} \xi(t) > c - u g_+ \} + \mathbf{P} \{ \sup_{t \in [0, \tau]} \xi(t) > c + u g_- \} \} \times \right. \\ \left. \times e^{-u^2/2} du \right] \leq \mathbf{P} \{ \sup_{t \in [0, \tau]} \xi(t) > c \} + \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_0^{c/\Delta} \mathbf{P} \{ \sup_{t \in [0, \tau]} \xi(t) > c - u \Delta \} \times \\ \times e^{-u^2/2} du + \sqrt{\frac{2}{\pi}} \int_{c/\Delta}^{\infty} e^{-u^2/2} du.$$

Если $N_b[0, \tau]$ — число пересечений снизу вверх уровня $b \geq 0$ процессом $\xi(t)$ за время $[0, \tau]$, то в силу формулы Райса

$$\mathbf{P} \{ \sup_{t \in [0, \tau]} \xi(t) > b \} \leq \mathbf{P} \{ \xi(0) > b \} + \mathbf{P} \{ N_b[0, \tau] \geq 1 \} \leq \\ \leq \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_b^{\infty} e^{-u^2/2} du + M N_b[0, \tau] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_b^{\infty} e^{-u^2/2} du + \frac{\tau \omega}{2\pi} e^{-b^2/2}.$$

Отметим, что полученная оценка сверху является асимптотически точной [2]. Подставляя ее в установленное выше неравенство, после ряда простых преобразований, вычислений и оценок приходим к искомому неравенству. Теорема 2 доказана.

4. Следующая статистическая задача является примером, где полученные оценки могут оказаться полезными. Пусть на интервале $[0, H_0 + H]$ наблюдается центрированный стационарный выборочно непрерывный гауссовский процесс $\xi(t)$ с неизвестной корреляционной функцией $R(h)$; $M \xi^2(t) \equiv 1$. Через $f(\lambda)$ обозначим спектральную плотность процесса $\xi(t)$. Одной из классических задач статистики случайных процессов является оценивание корреляционной функции $R(h)$ по наблюдениям за одной реализацией процесса. В качестве оценки часто выбирают функцию

$$\hat{R}_H(h) = \frac{1}{H} \int_0^H \xi(t+h) \xi(t) dt, \quad h \in [0, H_0].$$

Асимптотические свойства оценки $\hat{R}_H(h)$ в пространстве непрерывных функций $C[0, H_0]$ при $H \rightarrow \infty$ изучались в работах [5—7]. В этих работах установлены ограничения на процесс $\xi(t)$, при которых распределения процессов $\zeta_H(h) = \sqrt{H}(\hat{R}_H(h) - R(h))$, $h \in [0, h_0]$ сходятся (в смысле слабой сходимости мер) в пространстве $C[0, H_0]$ к распределению гауссовского центрированного процесса $(\zeta(h), h \in [0, H_0])$ с корреляционной функцией

$$B(h_1, h_2) = 4\pi \int_{-\infty}^{\infty} \cos \lambda h_1 \cos \lambda h_2 f^2(\lambda) d\lambda.$$

Естественно возникает вопрос об оценке хвостов распределения максимума модуля процесса $\zeta(h)$, поскольку

$$P \left\{ \sup_{h \in [0, H_0]} \sqrt{H} |\hat{R}_H(h) - R(h)| > c \right\} \xrightarrow{H \rightarrow \infty} P \left\{ \sup_{h \in [0, H_0]} |\zeta(h)| > c \right\},$$

и появляется возможность построения равномерного по h доверительного интервала для оценки $\hat{R}(h)$. Заметим, что

$$\begin{aligned} M |\zeta(h_1) - \zeta(h_2)|^2 &= 4\pi \int_{-\infty}^{\infty} |\cos \lambda h_1 - \cos \lambda h_2|^2 f^2(\lambda) d\lambda \leq 8\pi \times \\ &\times \int_{-\infty}^{\infty} \sin^2 \frac{\lambda(h_1 - h_2)}{2} f^2(\lambda) d\lambda \leq 8\pi C \int_{-\infty}^{\infty} \sin^2 \frac{\lambda(h_1 - h_2)}{2} f(\lambda) d\lambda = \\ &= 4\pi C M |\xi(h_1) - \xi(h_2)|^2, \end{aligned}$$

где $C = \sup_{\lambda \in R} f(\lambda)$. Кроме того, $M |\zeta(h)|^2 \leq 4\pi C M |\xi(h)|^2$. Теперь учетом теоремы 2 можно заключить, что для всех $x > 0$

$$\overline{\lim}_{H \rightarrow \infty} \frac{P \left\{ \sup_{h \in [0, H_0]} \sqrt{H} |\hat{R}_H(h) - R(h)| > 2\sqrt{\pi C} x \right\}}{G(H_0, x)} \leq 1,$$

где $G(H_0, x)$ — функция, стоящая в правой части неравенства (10)

$$\text{при } \tau = H_0, \Delta = 1, \omega^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \lambda^2 f(\lambda) d\lambda.$$

1. Slepian D. The one-sided barrier problem for Gaussian noise. — Bell. System Techn. J., 1962, 41, N 2, p. 463—501.
2. Питербарг В. И. Асимптотические разложения для вероятностей больших выбросов гауссовских процессов. — Докл. АН СССР, 1978, 242, № 6, с. 1248—1251.
3. Ферник К. Регулярность траекторий гауссовских случайных функций. — В кн.: Математика/Новое в зарубежной науке. М., 1978, т. 10. с. 63—132.
4. Anderson T. W. The integral of a symmetric unimodal function over a symmetric convex set and some probability inequalities. — Proc. Amer. Math. Soc., 1955, 6, N 2, p. 170—176.
5. Банина О. П., Островский Е. И. Инвариантные статистики и доверительные интервалы для корреляционной функции гауссовского процесса в различных метриках. — В кн.: Материалы Всесоюз. симпозиума по статистике случайных процессов. Киев, 1974, с. 148—149.
6. Иванов А. В. Одна предельная теорема для оценки корреляционной функции. — Теория вероятностей и мат. статистика, 1978, вып. 19, с. 76—81.
7. Иванов А. В., Леоненко Н. Н. О сходимости распределения функционалов от оценки корреляционной функции. — Лит. мат. сб., 1978, 16, № 4, с. 35—44.

Поступила в редколлегию 09.06.81