

О фильтрации преобразований случайных последовательностей

Пусть $\xi(n)$, $\eta(n)$ — некоррелированные стационарные случайные последовательности со значениями в гильбертовом пространстве. Обозначим через $A\xi$ преобразование случайной последовательности вида $A\xi = \sum_{j=0}^{\infty} \langle \xi(j), a(j) \rangle$. Для того чтобы найти оптимальную линейную оценку значения преобразования $A\xi$ по наблюдениям последовательности $\xi(n) + \eta(n)$ в точках $n = -1, -2, \dots$, необходимо знать спектральные характеристики случайных последовательностей $\xi(n)$ и $\eta(n)$. Во многих случаях точные значения спектральных характеристик неизвестны, но можно предполагать, что спектральные плотности последовательностей $\xi(n)$, $\eta(n)$ существуют и принадлежат некоторым классам спектральных плотностей F, G , описанным ниже. Тогда можно найти оценку значения величины ошибки оптимальной линейной оценки преобразования $A\xi$.

Пусть X — сепарабельное гильбертово пространство со скалярным произведением $\langle x, y \rangle$ и $\{e_k\}$, $k = 1, 2, \dots$, — ортонормированный базис в X . Случайная последовательность $\xi(n)$ со значениями в X стационарна, если ее компоненты $\xi_k(n) = \langle \xi(n), e_k \rangle$ удовлетворяют условиям [1, 2]

$$M\xi_k(n) = 0, \quad M \|\xi(n)\|^2 = \sum_{k=1}^{\infty} M |\xi_k(n)|^2 < \infty,$$

$$M\xi_k(n) \overline{\xi_j(m)} = \langle B(n-m)e_k, e_j \rangle.$$

Корреляционная функция $B(n, m) = B(n-m)$ последовательности является операторной функцией в X , а корреляционный оператор $B = B(0)$ — ядерным: $\sum_{k=1}^{\infty} \langle Be_k, e_k \rangle = M \|\xi(n)\|^2 < \infty$.

Последовательность $\xi(n)$ имеет спектральную плотность, если существует положительная операторная функция $f(\lambda)$ в X такая, что

$$\langle B(n-m)e_k, e_j \rangle = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i(n-m)\lambda} \langle f(\lambda)e_k, e_j \rangle d\lambda, \quad k, j = 1, 2, \dots$$

Спектральная плотность $f(\lambda)$ при почти всех λ является ядерным оператором и ее ядерная норма интегрируема [1]:

$$\int_{-\pi}^{\pi} \sum_{k=1}^{\infty} \langle f(\lambda)e_k, e_k \rangle d\lambda = \sum_{k=1}^{\infty} \langle B(0)e_k, e_k \rangle = M \|\xi(n)\|^2 < \infty.$$

(В дальнейшем будем использовать обозначение $\langle f(\lambda)e_k, e_k \rangle = f_k(\lambda)$).

В зависимости от свойств замкнутого линейного многообразия $H_n(\xi)$, порожденного в гильбертовом пространстве H случайных величин второго порядка [3] величинами $\xi_k(s)$, $s \leq n$, $k = 1, 2, \dots$, случайная последовательность $\xi(n)$ может быть регулярной ($\bigcap_n H_n(\xi) = 0$), сингулярной

($\bigcap_n H_n(\xi) = H_s(\xi)$, $\forall s \in N$) или ортогональной в H суммой регулярной и сингулярной последовательностей. Достаточные условия регулярности приведены в [1].

Определим $F \times G$ как множество пар спектральных плотностей $(f(\lambda), g(\lambda))$ стационарных случайных последовательностей $\xi(n)$, $\eta(n)$, удовлетворяющих условиям:

$$a) \sum_{k=1}^{\infty} \int_{-\pi}^{\pi} f_k(\lambda) d\lambda = M \|\xi(n)\|^2 \leq R^2;$$

$$б) \sum_{k=1}^{\infty} \int_{-\pi}^{\pi} \ln f_k(\lambda) d\lambda > -\infty;$$

в) стационарная последовательность $\xi(n) + \eta(n)$ регулярна. Через $F \times G_1$ обозначим множество пар спектральных плотностей, удовлетворяющих кроме условий а — в условию

$$г) \sum_{k=1}^{\infty} \int_{-\pi}^{\pi} f_k(\lambda) g_k(\lambda) [f_k(\lambda) + g_k(\lambda)]^{\oplus} d\lambda \leq R_1^2;$$

а через $F \times G_2$ — множество пар спектральных плотностей, удовлетворяющих кроме условий а — в условию

$$д) \sum_{k=1}^{\infty} \int_{-\pi}^{\pi} g_k(\lambda) d\lambda = M \|\eta(n)\|^2 \leq R_2^2.$$

$([f(\lambda)]^{\oplus})$ обозначает псевдообращение функции $f(\lambda)$ [3].

Преобразование $A\xi$ задается последовательностью $a(j)$, $j = 0, 1, \dots$, со значениями в X , удовлетворяющей условиям:

$$А) \sum_{j=0}^{\infty} \|a(j)\| < \infty;$$

$$Б) \sum_{j=0}^{\infty} (j+1) \|a(j)\|^2 < \infty.$$

Величину ошибки линейной оценки $\hat{A}\xi$ значения преобразования $A\xi$ будем вычислять по формуле

$$\rho(\hat{A}\xi) = M \|A\xi - \hat{A}\xi\|^2 = \sum_{k=1}^{\infty} M |\langle A\xi - \hat{A}\xi, e_k \rangle|^2.$$

Рассмотрим сначала задачу для преобразования $A_N \xi = \sum_{j=0}^N \langle \xi(j), a(j) \rangle =$

$= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{j=0}^N a_k(j) \xi_k(j)$, $a_k(j) = \langle e_k, a(j) \rangle$. Обозначим через $\sup_{F \times G_1}$ супремум по всем парам спектральных плотностей $(f(\lambda), g(\lambda)) \in F \times G_1$, а через $\inf_{\hat{A}_N}$ — инфимум по всем линейным оценкам преобразования $A_N \xi$ по наблюдениям $\xi(n) + \eta(n)$, $n = -1, -2, \dots$

Теорема 1. Пусть $\hat{A}_N \xi$ — линейная оценка значения $A_N \xi$ по наблюдениям $\xi(n) + \eta(n)$, $n = -1, -2, \dots$, при фиксированных плотностях $(f(\lambda), g(\lambda)) \in F \times G_1$. Тогда

$$\sup_{F \times G_1} \inf_{\hat{A}_N} \rho(\hat{A}_N \xi) = \inf_{\hat{A}_N} \sup_{F \times G_1} \rho(\hat{A}_N \xi) = \max_k [\nu_{kN}^2 R_1^2 + \mu_{kN}^2 (R^2 - R_1^2)],$$

где μ_{kN}^2 — наибольшее собственное значение оператора Q_{kN} в пространстве R^{N+1} , заданного матрицей с элементами $Q_{kN}(p, q) = \sum_{u=0}^{\min(N-p, N-q)} a_k(u +$

$+ p) \overline{a_k(u + q)}$, $p, q = 0, 1, \dots, N$, $\nu_{kN}^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \nu_{knN}^2$, ν_{knN}^2 — максимум эрмитовой формы $S_{knN} = \sum_{d=0}^n |a_k(N) u_p + a_k(N-1) u_{p+1} + \dots + a_k(N-n+p) u_n|^2$

при условии $\sum_{p=0}^n |u_p|^2 = 1$. Последовательность ν_{knN}^2 , $n = 1, 2, \dots$, неубывающая и $\nu_{kNN}^2 = \mu_{kN}^2$.

Доказательство. Предположим, что спектральные плотности $f(\lambda)$, $g(\lambda)$ последовательностей $\xi(n)$, $\eta(n)$ заданы и $(f(\lambda), g(\lambda)) \in F \times G_1$.

Обозначим через $\check{\xi}_k(j) = \hat{M}(\xi_k(j) | H(\xi_k + \eta_k))$ оптимальную в среднеквадратическом смысле линейную оценку значения $\xi_k(j)$ по наблюдениям всех значений $\xi_k(n) + \eta_k(n)$, $n = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$, а через $\hat{\xi}_k(j)$ — линейную оценку $\xi_k(j)$ по наблюдениям $\xi_k(n) + \eta_k(n)$, $n = -1, -2, \dots$. Тогда можно записать

$$\begin{aligned} \inf_{\hat{A}_N} \rho(\hat{A}_N \xi) &= \sum_{k=1}^{\infty} \inf_{\hat{\xi}_N} M \left| \sum_{j=0}^N a_k(j) \xi_k(j) - \sum_{j=0}^N a_k(j) \hat{\xi}_k(j) \right|^2 = \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \left[M \left| \sum_{j=0}^N a_k(j) (\xi_k(j) - \check{\xi}_k(j)) \right|^2 + \inf_{\hat{\xi}_k} M \left| \sum_{j=0}^N a_k(j) (\check{\xi}_k(j) - \hat{\xi}_k(j)) \right|^2 \right] = \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} \left[\int_{-\pi}^{\pi} |A_{kN}(e^{i\lambda})|^2 f_k(\lambda) g_k(\lambda) [f_k(\lambda) + g_k(\lambda)]^{\oplus} d\lambda + \right. \\ &\quad \left. + \inf_{\hat{\xi}_N} M \left| \sum_{j=0}^N a_k(j) (\check{\xi}_k(j) - \hat{\xi}_k(j)) \right|^2 \right]. \end{aligned}$$

Здесь $A_{kN}(e^{i\lambda}) = \sum_{j=0}^N a_k(j) e^{ij\lambda}$, а $\inf_{\hat{\xi}_k}$ обозначает инфимум по всем линейным оценкам значений $\xi_k(j)$ по наблюдениям $\xi_k(n) + \eta_k(n)$, $n = -1, -2, \dots$.

Случайные последовательности $\check{\xi}_k(j)$ имеют спектральные плотности $f_k^2(\lambda) [f_k(\lambda) + g_k(\lambda)]^{\oplus}$ и в силу условий а — в регулярны. Следовательно, их можно представить в виде одностороннего скользящего суммирования

$\check{\xi}_k(j) = \sum_{u=-\infty}^j h_k(j-u) \theta_k(u)$, где $\theta_k(u)$ — некоррелированная случайная по-

следовательность с единичной дисперсией и $\sum_{u=0}^{\infty} |h_k(u)|^2 = \int_{-\pi}^{\pi} f_k^2(\lambda) [f_k(\lambda) + g_k(\lambda)]^{\oplus} d\lambda$. Тогда

$$\begin{aligned} \inf_{\hat{\xi}_k} M \left| \sum_{j=0}^N a_k(j) (\check{\xi}_k(j) - \hat{\xi}_k(j)) \right|^2 &= M \left| \sum_{j=0}^N a_k(j) \sum_{u=0}^j h_k(j-u) \theta_k(u) \right|^2 = \\ &= \sum_{j=0}^N \sum_{m=0}^N a_k(j) \overline{a_k(m)} \sum_{u=0}^{\min(m,j)} h_k(j-u) \overline{h_k(m-u)} = \\ &= \sum_{p=0}^N \sum_{q=0}^N h_k(p) \overline{h_k(q)} \sum_{u=0}^{\min(N-p, N-q)} a_k(u+p) \overline{a_k(u+q)} = \\ &= \sum_{p=0}^N \sum_{q=0}^N Q_{kN}(p, q) h_k(p) \overline{h_k(q)} = \\ &= \sum_{p=0}^N \sum_{q=0}^N Q_{kN}(p, q) \overline{\tilde{h}_k(p)} \tilde{h}_k(q) \int_{-\pi}^{\pi} f_k^2(\lambda) [f_k(\lambda) + g_k(\lambda)]^{\oplus} d\lambda, \end{aligned}$$

где $\tilde{h}_k(p) = h_k(p) \left[\int_{-\pi}^{\pi} f_k^2(\lambda) [f_k(\lambda) + g_k(\lambda)]^{\oplus} d\lambda \right]^{-1/2}$, $\sum_{p=0}^N |\tilde{h}_k(p)|^2 = 1$.

Таким образом,

$$\begin{aligned} \inf_{\hat{A}_N} \rho(\hat{A}_N \xi) &= \sum_{k=1}^{\infty} \left[\int_{-\pi}^{\pi} |A_{kN}(e^{i\lambda})|^2 f_k(\lambda) g_k(\lambda) [f_k(\lambda) + g_k(\lambda)]^{\oplus} d\lambda + \right. \\ &\quad \left. + \sum_{p=0}^N \sum_{q=0}^N Q_{kN}(p, q) \overline{\tilde{h}_k(p)} \tilde{h}_k(q) \int_{-\pi}^{\pi} f_k^2(\lambda) [f_k(\lambda) + g_k(\lambda)]^{\oplus} d\lambda \right]. \quad (1) \end{aligned}$$

Отсюда

$$\begin{aligned} \sup_{F \times G_1} \inf_{\hat{A}_N} \rho(\hat{A}_N \xi) &= \max_k [\max_{\lambda} |A_{kN}(e^{i\lambda})|^2 R_1^2 + \\ &+ \mu_{kN}^2 (R^2 - R_1^2)] = \max_k [\nu_{kN}^2 R_1^2 + \mu_{kN}^2 (R^2 - R_1^2)], \end{aligned}$$

так как [4] $\max_{\lambda} |A_{kN}(e^{i\lambda})|^2 = \nu_{kN}^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \nu_{knN}^2$.

Оценим теперь $\inf_{\hat{A}_N} \sup_{F \times G_1} \rho(\hat{A}_N \xi)$. Обозначим через C множество линейных оценок преобразования $A_N \xi$, которые имеют вид $\hat{A}_N \xi = \sum_{j=-\infty}^{-1} \check{\xi}(j) c(j) = \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{j=-\infty}^{-1} c_k(j) \check{\xi}_k(j)$ ($\check{\xi}_k(j) \in H_j(\xi_k + \eta_k)$ в силу регулярности $\xi(n) + \eta(n)$). Тогда

$$\begin{aligned} \inf_{\hat{A}_N} \sup_{E \times G_1} \rho(\hat{A}_N \xi) &\leq \inf_{\hat{A}_N \in C} \sup_{F \times G_1} \rho(\hat{A}_N \xi) = \\ &= \inf_{\hat{A}_N \in C} \sup_{F \times G_1} \sum_{k=1}^{\infty} \left[M \left| \sum_{j=0}^N a_k(j) (\xi_k(j) - \check{\xi}_k(j)) \right|^2 + \right. \\ &\quad \left. + M \left| \sum_{j=0}^N a_k(j) \check{\xi}_k(j) - \sum_{j=-\infty}^{-1} C_k(j) \check{\xi}_k(j) \right|^2 \right] = \\ &= \inf_{\hat{A}_N \in C} \sup_{F \times G_1} \sum_{k=1}^{\infty} \left[\int_{-\pi}^{\pi} |A_{kN}(e^{i\lambda})|^2 f_k(\lambda) g_k(\lambda) [f_k(\lambda) + g_k(\lambda)]^{\oplus} d\lambda + \right. \\ &\quad \left. + \int_{-\pi}^{\pi} |A_{kN}(e^{i\lambda}) - C(e^{i\lambda})|^2 f_k^2(\lambda) [f_k(\lambda) + g_k(\lambda)]^{\oplus} d\lambda \right]. \quad (2) \end{aligned}$$

Здесь $C(e^{i\lambda}) = \sum_{s=-\infty}^{-1} c_k(s) e^{is\lambda}$. Учитывая, что $[4] \max_{\lambda} |A_{kN}(e^{i\lambda}) - C(e^{i\lambda})|^2 \geq \mu_{kN}^2$ и равенство в этом соотношении достигается для специально подобранной функции $C(e^{i\lambda})$, из (1), (2) получаем

$$\inf_{\hat{A}_N} \sup_{F \times G_1} \rho(\hat{A}_N \xi) \leq \max_k [\max_{\lambda} |A_{kN}(e^{i\lambda})|^2 R_1^2 + \mu_{kN}^2 (R^2 - R_1^2)] = \sup_{F \times G_1} \inf_{\hat{A}_N} \rho(\hat{A}_N \xi).$$

А так как в последнем соотношении возможно только равенство [5], то теорема доказана.

Анализируя соотношения (1), (2), можно показать справедливость следующих утверждений.

Теорема 2. Пусть $\hat{A}_N \xi$ — линейная оценка $A_N \xi$ при заданных $(f(\lambda), g(\lambda)) \in F \times G_1$. Тогда

$$\begin{aligned} \sup_{F \times G_1} \inf_{\hat{A}_N} \rho(\hat{A}_N \xi) &= \inf_{\hat{A}_N} \sup_{F \times G_2} \rho(\hat{A}_N \xi) = \\ &= \max_k \left[\nu_{kN}^2 \frac{R^2 R_2^2}{R^2 + R_2^2} + \mu_{kN}^2 \frac{R^4}{R^2 + R_2^2} \right]. \end{aligned}$$

Теорема 3. Пусть $\hat{A}_N \xi$ — линейная оценка $A_N \xi$ при заданных $(f(\lambda), g(\lambda)) \in F \times G$. Тогда

$$\sup_{F \times G} \inf_{\hat{A}_N} \rho(\hat{A}_N \xi) = \inf_{\hat{A}_N} \sup_{F \times G} \rho(\hat{A}_N \xi) = \max_k \nu_{kN}^2 R^2.$$

Следствие 1. Величина ошибки $\rho(\hat{A}_N \xi)$ линейной оценки значения преобразования $A_N \xi$ случайной последовательности $\xi(n)$ по наблюдениям последовательности $\xi(n) + \eta(n)$ при $n = -1, -2, \dots$, не превышает величины $\max_k v_{kN}^2 R^2$ для всех стационарных случайных последовательностей.

$\xi(n), \eta(n)$ со спектральными плотностями $(f(\lambda), g(\lambda)) \in F \times G$.

Если же $(f(\lambda), g(\lambda)) \in F \times G_1$, то

$$\rho(\hat{A}_N \xi) \leq \max_k [v_{kN}^2 R_1^2 + \mu_{kN}^2 (R^2 - R_1^2)]$$

и

$$\rho(\hat{A}_N \xi) \leq \max_k \left[v_{kN}^2 \frac{R^2 R_2^2}{R^2 + R_2^2} + \mu_{kN}^2 \frac{R^4}{R^2 + R_2^2} \right]$$

для всех пар спектральных плотностей $(f(\lambda), g(\lambda)) \in F \times G_2$.

Рассмотрим теперь задачу для преобразования $A \xi$. Учитывая, что [4]

$\lim_{N \rightarrow \infty} \mu_{kN}^2 = \lim_{N \rightarrow \infty} v_{kN}^2 = \max_{\lambda} |A_k(e^{i\lambda})|^2$, где $A_k(e^{i\lambda}) = \sum_{j=0}^{\infty} a_k(j) e^{ij\lambda}$ и, с другой стороны, [6] $\lim_{N \rightarrow \infty} \mu_{kN}^2 = \mu_k^2$, μ_k^2 — наибольшее собственное значение вполне

непрерывного оператора $Q_k = A_k \bar{A}_k$ в пространстве l_2 , где A_k — оператор, заданный матрицей с элементами $a_k(p, q) = a_k(p + q)$, $p, q = 0, 1, \dots$, получаем такой результат.

Теорема 4. Пусть $\hat{A} \xi$ — линейная оценка значения $A \xi$ по наблюдениям $\xi(n) + \eta(n)$, $n = -1, -2, \dots$, при заданных $(f(\lambda), g(\lambda)) \in F \times G$. Тогда

$$\sup_{F \times G} \inf_{\hat{A}} \rho(\hat{A} \xi) = \inf_{\hat{A}} \sup_{F \times G} \rho(\hat{A} \xi) = \max_k \mu_k^2 R^2,$$

где μ_k^2 — наибольшее собственное значение оператора $Q_k = A_k \bar{A}_k$ в пространстве l_2 , заданного матрицей

$$Q_k(p, q) = \sum_{n=0}^{\infty} a_k(p + n) \overline{a_k(q + n)}, \quad p, q = 0, 1, \dots$$

Результат не изменится при замене множества $F \times G$ на множество пар спектральных плотностей $F \times G_1$ или $F \times G_2$.

Следствие 2. Величина ошибки $\rho(\hat{A} \xi)$ линейной оценки $\hat{A} \xi$ преобразования $A \xi = \sum_{j=0}^{\infty} \langle \xi(j), a(i) \rangle$ случайной последовательности $\xi(n)$ по наблюдениям последовательности $\xi(n) + \eta(n)$ при $n = -1, -2, \dots$, не превышает величины $\max_k \mu_k^2 R^2$ для всех стационарных случайных последовательностей $\xi(n), \eta(n)$ со спектральными плотностями $(f(\lambda), g(\lambda)) \in F \times G$.

1. Розанов Ю. А. Теория обновляющих процессов.— М.: Наука, 1974.— 128 с.
2. Kallianpur G., Mandrekar V. Multiplicity and representation theory of purely non-deterministic stochastic processes.— Теория вероятностей и ее применения, 1965, 10, вып. 4, с. 614—644.
3. Ширяев А. Н. Вероятность.— М.: Наука, 1980.— 576 с.
4. Гранандер У., Сеге Г. Теплицевы формы и их применения.— М.: Изд-во иностр. лит., 1961.— 308 с.
5. Мак-Кинси Дж. Введение в теорию игр.— М.: Физматгиз, 1960.— 420 с.
6. Данфорд Н., Шварц Дж. Линейные операторы.— М.: Изд-во иностр. лит. 1962.— 896 с.

Киев. ун-т

Получено 28.04.84,
после доработки — 15.05.85