



проводящей земли ($\epsilon'_2 = 4 + i0$), только незначительно отличаются от приведенных на рисунке 3 в направлении более быстрого возрастания \tilde{N} выше критического значения N .

Предлагаемый метод создает удобный критерий выбора числа N в зависимости от остальных параметров, чем уменьшает степень неопределенности системы и позволяет избежать длительных численных экспериментов.

Литература

- [1] Ф. Р. Гантмакер, *Теория матриц*, Изд. II, Москва 1966.
- [2] Д. К. Фаддеев, В. Н. Фаддеева, *О плохо обусловленных системах линейных уравнений*, Журн. вычисл. матем. и матем. физики 1.3 (1961), стр. 412.
- [3] А. Н. Тихонов, В. Я. Арсенин, *Методы решения некорректных задач*, Москва 1974.
- [4] L. A. Węgrowicz, *Inverse electromagnetic problem for line and strip sources over the plane imperfectly conducting ground*, 1974 URSI Symposium on Electromagnetic Wave Theory, London 1974, стр. 145–147.
- [5] —, *Zagadnienie odwrotne dla anten elektrycznych umieszczonej nad nieidealnie przewodzącą powierzchnią ziemi*, Prace IPPT PAN, Nr. 17/1975, Warszawa 1975.
- [6] —, *Aperture radiation and superdirective*, Bull. Acad. Polon. Sci., Ser. Sci. Techn. 16.4 (1968), стр. 27–33.

Presented to the Semester
Mathematical Models and Numerical Methods
(February 3–June 14, 1975)

ОБ ИДЕНТИФИКАЦИИ ЛИНЕЙНЫХ МОДЕЛЕЙ

А. М. ФЕДОТОВ

Вычислительный Центр СО АН СССР, Новосибирск, СССР

1

Будем называть модель некоторой системы *линейной*, если в ответ на возмущение $x(s)$, $-\infty \leq s \leq t$, её фазовое состояние описывается уравнением вида

$$(1) \quad y(t) = \int_{-\infty}^t \tilde{w}(t, s) x(s) ds,$$

где $\tilde{w}(t, s)$ — кусочно-непрерывная функция, которая называется весовой функцией уравнения (1), или режимом работы рассматриваемой системы. Будем рассматривать системы с однородными во времени режимами работы, т.е.

$$\tilde{w}(t, s) = w(t-s), \quad t \geq s$$

и кроме того

$$\int_0^\infty |w(\tau)| d\tau < \infty, \quad \int_0^\infty |w(\tau)|^2 d\tau < \infty.$$

2

Будем считать, что мы можем измерять внешнее воздействие $x(t)$ и фазовое состояние $y(t)$ нашей системы. Нашей задачей является определение режима работы системы, описываемой моделью (1), если измерения проводятся с аддитивной ошибкой. Пусть $\xi(t)$ и $\eta(t)$ результаты измерений функций $x(t)$ и $y(t)$ соответственно, тогда

$$\xi(t) = x(t) + \delta_1(t),$$

$$\eta(t) = y(t) + \delta_2(t),$$

где $\delta_1(t)$ и $\delta_2(t)$ — ошибки измерений.

Будем предполагать, что ошибки измерений можно считать реализацией (выборочной функцией) стационарного случайного процесса с нулевым математическим ожиданием, который допускает спектральное представление вида:

$$\delta_k(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\lambda t} d\Phi_k(\lambda), \quad k = 1, 2,$$

где $\Phi_k(\lambda)$ ($k = 1, 2$) — спектральная мера соответствующего случайного процесса (см. [1]): стационарный случайный процесс с независимыми приращениями, с нулевым математическим ожиданием и с корреляционной функцией $f_k(\lambda)$ ($k = 1, 2$).

3

Пусть функции $x(t)$, $y(t)$ и $w(t)$ являются элементами гильбертовых пространств X , Y и W соответственно (L_2 для модели (1)). Результаты измерений тогда тоже принадлежат пространствам: $\xi(t) \in X$, $\eta(t) \in Y$.

Далее будем считать, что множества допустимых возмущений и режимов рассматриваемой системы являются компактными множествами, т.е.

$$x(t) \in C \subset X,$$

$$w(t) \in D \subset W,$$

причём элементы множеств C и D являются априорно равновероятными (плотности функций распределений постоянны на них).

С учётом ошибки решение уравнения (1) сводится к решению следующей задачи:

$$(2) \quad \begin{aligned} \xi(t) &= x(t) + \delta_1(t), \\ \eta(t) &= \int_0^{\infty} w(\tau) x(t-\tau) d\tau + \delta_2(t). \end{aligned}$$

Таким образом пространства X и Y превращаются в измеримые пространства с σ -алгебрами и мерами индуцированными уравнениями системы (2). Тогда спектральные меры на пространствах измерений будут иметь вид:

$$\Phi_{\xi}(\lambda) = \int_{-\infty}^{\lambda} \tilde{x}(\lambda) d\lambda + \Phi_1(\lambda),$$

$$\Phi_{\eta}(\lambda) = \int_{-\infty}^{\lambda} \tilde{w}(\lambda) \tilde{x}(\lambda) d\lambda + \Phi_2(\lambda),$$

где $\tilde{x}(\lambda)$ — преобразование Фурье от функции (возмущения) $x(t)$, $\tilde{w}(\lambda)$ — частотная характеристика весовой функции (режима) $w(t)$.

Следовательно мы можем рассматривать нашу задачу на следующей статистической структуре:

(3)

$$(\Omega, B; \Phi_{\xi\eta}(w), w \in D),$$

где $\Omega = X \times Y$, B — индуцированная (2) σ -алгебра на Ω ,

$$\Phi_{\xi\eta}(w(t))(\lambda) = \Phi_{\xi} \otimes \Phi_{\eta}(x(t), w(t))(\lambda).$$

4

Пусть $D = \{w_1(t), w_2(t), \dots, w_N(t)\}$. Обозначим через L множество функций (статистик) таких, что:

$$L = \{\varphi: \Omega \rightarrow \langle 1, \dots, N \rangle\}.$$

Будем называть функцию $\varphi_0 \in L$ наилучшей оценкой неизвестного режима $w_k(t)$, если вероятность ошибки минимальна, т.е.

$$P\{\varphi_0(\xi, \eta) \neq k\} = \min_{\varphi \in L} P\{\varphi(\xi, \eta) \neq k\}.$$

Способом, примененным в [1] (стр. 278), можно доказать следующую теорему:

Теорема 1. Для статистической структуры (3) наилучшей оценкой неизвестного режима работы системы (1) является оценка, полученная по методу наибольшего правдоподобия, т.е.

$$\varphi_0(\xi, \eta) = \hat{k}: P\{\hat{k}|(\xi, \eta)\} = \max_{1 \leq k \leq N} P\{k|(\xi, \eta)\},$$

где $P\{k|(\xi, \eta)\}$ — апостериорная вероятность того, что система работает в k -ом режиме, при условии, что результатами измерений были функции $\xi(t)$ и $\eta(t)$.

5

Пусть $D = \{w_1, w_2\}$. Оценим как сильно должны различаться функции w_1 и w_2 , чтобы задача (2) была разрешимой. Следуя [2], введём на W информационную метрику

$$\varrho(w_1, w_2) = \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{i=0}^{\infty} g_{ik}(w_1^i - w_2^i)(w_1^k - w_2^k),$$

где g_{ik} — компоненты информационной матрицы Фишера, а $\{w_1^i\}_{i=0}^{\infty}$ и $\{w_2^i\}_{i=0}^{\infty}$ — коэффициенты разложения функций w_1 и w_2 по базису в гильбертовом пространстве W . Используя явное представление для коэффициентов информационной матрицы Фишера [2] и оценки спектральных плотностей процессов измерений (см. [3], стр. 162), нетрудно показать, что

$$(4) \quad \varrho(w_1, w_2) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|\tilde{x}(\lambda)|^2 |\tilde{w}_1(\lambda) - \tilde{w}_2(\lambda)|^2}{f_2(\lambda) |\tilde{w}_1(\lambda) - \tilde{w}_2(\lambda)|^2 + f_1(\lambda)} d\lambda,$$

где $\tilde{x}(\lambda)$ — преобразование Фурье от оптимальной оценки (см. [4]) функции возмущения $x(t)$.

Степень разрешимости задачи будем характеризовать вероятностью принятия правильного решения. Используя понятие ёмкости множества D в статистической структуре (3), введенное в [5], можно показать, что вероятность правильных решений

$$(5) \quad P_{np} \leq \frac{1}{2} M(D) \leq \frac{1}{2} [1 + \frac{1}{2} \varrho(w_1, w_2)],$$

где $M(D)$ — ёмкость множества D . Более того, если стационарные случайные процессы, моделирующие ошибку, являются гауссовскими, то вероятность правильных решений равна (см. [4], [6])

$$P_{np} = \frac{1}{2} [1 + F(\varrho/2)]$$

где $F(u)$ — интеграл ошибок.

Неравенство (5) задаёт оценку разрешимости задачи (2), т. е. задаваясь некоторым уровнем значимости мы получаем величину расстояния между режимами, начиная с которой режимы являются неразличимыми. Например при $\varrho \leq 1$ имеем, что вероятность разпознания не больше чем 75%.

6

Отметим, что в первом из неравенств (5) равенство достигается в случае $M(D) = 2$, что соответствует абсолютной различности режимов. Для произвольного числа режимов первое из неравенств (5) модифицируется в следующее:

$$P_{np} \leq (1/N) M(D),$$

где N — число режимов (элементов множества D).

7

Пусть D — компактное множество. Предположим, что на D задано априорное распределение искомых режимов системы (1) P_w . Пусть задано разбиение множества D на априорно равновероятные подмножества:

$$D = D_1 \cup D_2.$$

Наша задача сводится к определению подмножества $D_i \subset D$, $i = 1, 2$, которому принадлежит неизвестный режим. Аналогично способу введения метрики на множестве режимов, введём метрику на множестве всех подмножеств априорного множества режимов. Пусть:

$$w^{(1)} = E_w(D_1),$$

$$w^{(2)} = E_w(D_2),$$

где символом E_w обозначено математическое ожидание по априорному распределению P_w . Тогда

$$\bar{\varrho}(D_1, D_2) = \varrho(w^{(1)}, w^{(2)})$$

и справедлива следующая теорема:

Теорема 2. Задача о проверке гипотез о принадлежности режима работы системы (1) подмножествам D_1 или D_2 разрешима с уровнем значимости h , если $\bar{\varrho}(D_1, D_2) > \varrho(h)$, где $\varrho(h)$ расстояние, определенное в § 5 для уровня значимости h .

8

Теорема 2 даёт возможность определения режима работы системы (1) по экспериментальным данным. Последовательными разбиениями априорного множества режимов на подмножества можно решить задачу с точностью, гарантированной метрикой (4).

Литература

- [1] Ю. А. Розанов, *Случайные процессы*, „Наука”, Москва 1971.
- [2] С. Кульбак, *Теория информации и статистика*, „Наука”, Москва 1967.
- [3] Дж. Бенда, А. Пирсол, *Измерение и анализ случайных процессов*, „Мир”, Москва 1974.
- [4] И. А. Ибрагимов, Ю. А. Розанов, *Гауссовские случайные процессы*, „Наука”, Москва 1970.
- [5] В. П. Козлов, *Ёмкость множества в пространстве сигналов и риманова метрика*, Докл. АН СССР 166, 4 (1966), стр. 779–782.
- [6] —, *О восстановлении высотного профиля температуры по спектру уходящего излучения*, Изв. АН СССР, Физика атмосферы и океана, 2, 2 (1966), стр. 137–148.

Presented to the Semester
Mathematical Models and Numerical Methods
(February 3–June 14, 1975)