

1. Бондарчук П. И., Скоробогатько В. Я. Гіллясті ланцюгові дроби та їх застосування. — К.: Наук. думка, 1974.—272 с.
2. Воеводин В. В. Численные методы алгебры: Теория и алгоритмы. — М.: Наука, 1966.—248 с.
3. Дмитришин Р. В. Оптимизация электронных схем на ЭВМ. — Киев: Техніка, 1980.—224 с.
4. Недашковский Н. А. Решение систем линейных алгебраических уравнений ветвящимися цепными дробями: Автореф. дис. ... канд. физ.-мат. наук. — Киев, 1980.—16 с.
5. Недашковский Н. А. Прямой метод решения систем линейных алгебраических уравнений ветвящимися цепными дробями. — Докл. АН УССР. Сер. А, 1980, № 8, с. 24—28.

Тернопольский финансово-экономический ин-т

Получено 06.04.84

УДК 519.251 + 621.542

Л. И. Липкович, В. Э. Лянце, Д. Б. Потягайло

**О ВОССТАНОВЛЕНИИ ПЕРЕДАТОЧНОЙ ХАРАКТЕРИСТИКИ  
ЛИНЕЙНЫХ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ ПРЕОБРАЗОВАТЕЛЕЙ  
ПО ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫМ ДАННЫМ**

1. Рассматривается задача определения передаточной характеристики (ПХ) по результатам измерений. ПХ является функцией вида

$$K(j\omega) = M(j\omega)/N(j\omega),$$

где  $j = \sqrt{-1}$ ;  $N(j\omega) = 1 + \sum_{\nu=1}^n a_{\nu} (j\omega)^{\nu}$ ;  $M(j\omega) = \sum_{\mu=0}^m a_{n+1+\mu} (j\omega)^{\mu}$ . Предпола-

гается, что  $m \leq n$ ,  $a_n \neq 0$ ,  $a_{n+m+1} \neq 0$  и многочлены  $M$  и  $N$  не имеют общих корней.  $K(j\omega)$  — передаточная характеристика [1], зависящая от комплексного аргумента (комплексной частоты  $j\omega$ ). Для физически реализуемых линейных преобразователей многочлен  $N(j\omega)$  имеет нули строго в левой полуплоскости и все коэффициенты ПХ — действительные числа.

2. Задача восстановления ПХ по результатам измерений — частный случай известной интерполяционной задачи Коши [4]. Пусть  $m$  и  $n$  — натуральные числа,  $(z_i, w_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, m+n+2$  — заданные пары комплексных чисел. Требуется построить функцию  $f$  вида

$$f(z) = M(z)/N(z)$$

(где  $M$  — многочлен степени  $m$ , а  $N$  — многочлен степени  $n$ ), такую, что  $f(z_i) = w_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, m+n+2$ . В столь общей постановке задача Коши некорректна, ее решение, вообще говоря, не существует, а если существует, то не единственно. Нетрудно построить соответствующие примеры [5, 6].

Пусть  $k_i = \operatorname{Re} k_i + j \operatorname{Im} k_i$  — результаты эксперимента, полученные при прохождении через преобразователь синусоидального сигнала с частотой  $\omega_i$ . Покажем, что в условиях п. 1 имеем  $K(j\omega_i) = k_i$ , или в развернутом виде

$$-k_i \sum_{\nu=1}^n a_{\nu} (j\omega_i)^{\nu} + \sum_{\mu=0}^m a_{n+1+\mu} (j\omega_i)^{\mu} = k_i. \quad (1)$$

Пусть  $i = 1, 2, \dots, n+m+1$  и  $\omega_i \neq \omega_{i'}$  при  $i \neq i'$ . Тогда (1) образует систему  $n+m+1$  уравнений для неизвестных  $a_1, a_2, \dots, a_{n+m+1}$ . Убедимся, что определитель  $\Delta$  этой системы отличен от нуля. Предположим, что наряду с функцией  $K = M/N$  равенства (1) выполняются также для функции  $\tilde{K} = \tilde{M}/\tilde{N}$ , где  $\tilde{M}$  и  $\tilde{N}$  удовлетворяют тем же условиям п. 1, что  $M$  и  $N$ . Тогда многочлен  $N\tilde{M} - \tilde{N}M$  имеет  $n+m+1$  различных корней  $s_1, \dots, s_{n+m+1}$ , а так как его степень  $\leq n+m$ , то он тождественно равен нулю. Таким образом, функция  $K$  однозначно опреде-

ляется интерполяционными данными  $(\omega_i, k_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n + m + 1$ . По  $K$  однозначно определяются корни многочленов  $M$  и  $N$ , а по ним — коэффициенты  $a_1, a_2, \dots, a_{n+m+1}$ . Поскольку система (1) имеет единственное решение, то  $\Delta \neq 0$ . Очевидно,  $\Delta$  зависит непрерывно от  $(\omega_i, k_i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, n + m + 1$ , что и обеспечивает корректность.

3. Ввиду погрешностей измерений величин  $k_i$  надежность восстановления ПХ по данным  $(\omega_i, k_i)$  требует дополнительного исследования. В дальнейшем мы применяем методику, близкую к предложенной в работе [3], однако в дополнение к этой методике мы предлагаем использование некоторой априорной информации, полученной, например, из технической документации на соответствующий преобразователь.

4. Обозначим через  $\mathcal{H}_i$  случайную величину — результат измерения, получаемого при подаче на вход преобразователя сигнала частоты  $\omega_i$ . Определяя из уравнений  $K(j\omega_i) = \mathcal{H}_i$  значения коэффициентов многочленов  $M$  и  $N$ , вместо истинных значений  $a_\nu$  получим случайные значения  $A_\nu$ . Обозначим

$$\xi_\nu = A_\nu - a_\nu, \quad \eta_i = \mathcal{H}_i - k_i, \quad (2)$$

где  $k_i$  — истинное значение передаточной характеристики. Если пренебречь произведениями вида  $\eta_i \xi_\nu$ , как имеющими второй порядок малости, то для  $\xi_\nu$  и  $\eta_i$  получаем равенство

$$-k_i \sum_{\nu=1}^n \xi_\nu (j\omega_i)^\nu + \sum_{\mu=0}^m \xi_{n+1+\mu} (j\omega_i)^\mu = \eta_i \left[ 1 + \sum_{\nu=1}^n a_\nu (j\omega_i)^\nu \right]. \quad (3)$$

Подходящей системой таких равенств можно воспользоваться для нахождения уточненных значений  $a_\nu + \xi_\nu$ , искомым коэффициентам ПХ, считая известными некоторые их приближения  $a_\nu$ . Так же, как и в работе [3], мы применим некоторую модификацию метода наименьших квадратов (ММНК). Введем квадратичный функционал

$$\mathcal{F}_1(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^N \lambda_i^2 \left| k_i \sum_{\nu=1}^n x_\nu (j\omega_i)^\nu - \sum_{\mu=0}^m x_{n+1+\mu} (j\omega_i)^\mu + \zeta_i \right|^2, \quad (4)$$

где  $\omega_1, \dots, \omega_N$  — заданные вещественные числа;

$$\rho_i = 1 + \sum_{\nu=1}^n a_\nu (j\omega_i)^\nu; \quad \zeta_i = \eta_i \rho_i; \quad \lambda_i = |\rho_i|^{-4}. \quad (5)$$

В качестве оценки случайного вектора  $\xi = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_{n+m+1})$  принимаем вектор  $\hat{\xi} = (\hat{\xi}_1, \hat{\xi}_2, \dots, \hat{\xi}_{n+m+1})$  такой, что при  $\mathbf{x} = \hat{\xi}$  функционал (4) принимает минимальное значение в комплексном арифметическом пространстве  $\mathbb{C}^{n+m+1}$ .

Формулу (4) можно записать в виде

$$\mathcal{F}_1(\mathbf{x}) = \|\Lambda \mathbf{Q} \mathbf{x} - \xi\|^2, \quad (6)$$

где  $\|\cdot\|$  — обычная норма  $\mathbb{C}^N$ ;  $\mathbf{Q}$  — оператор  $\mathbb{C}^{n+m+1} \rightarrow \mathbb{C}^N$ , отвечающий матрице коэффициентов при  $\xi_1, \dots, \xi_{n+m+1}$  в равенствах (3);  $\Lambda$  — диагональная матрица (здесь и далее мы отождествляем оператор и его матрицу относительно стандартных базисов) с диагональными элементами  $\lambda_1, \dots, \lambda_N$ ;  $\xi$  — вектор с компонентами  $\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_N$  (см. (5)). Несложные соображения, основанные на теореме об ортогональной проекции элементарной теории комплексных гильбертовых пространств, показывают, что искомым минимум достигается при  $\mathbf{x} = \hat{\xi}$ , где

$$\hat{\xi} = S^{-1} T_0^* \xi, \quad T_0 = \Lambda \mathbf{Q}, \quad S = T_0^* T_0, \quad (7)$$

причем

$$\min_{\mathbf{x} \in \mathbb{C}^{n+m+1}} \mathcal{F}_1(\mathbf{x}) = \|\xi\|^2 - \|T_0 \hat{\xi}\|^2. \quad (8)$$

5. Далее мы исходим из предположения о том, что случайные величины  $\text{Re } \eta_i, \text{Im } \eta_i, i = 1, 2, \dots, N$ , независимы и имеют одно и то же нормальное распределение  $N(0, \sigma^2)$ . Это соответствует предположению о том, что измерения на выходе производятся без систематических погрешностей (случай распределения  $N(m_i, \sigma^2)$  лишь незначительно усложнит следующие формулы). На основании (7) заключаем, что  $\mathbf{M}\hat{\xi}_v = 0, v = 1, 2, \dots, n + m + 1$ , где  $\mathbf{M}$  — операция математического ожидания. Опишем ковариационную матрицу вектора  $\hat{\xi}$ . С этой целью представим матрицу  $S^{-1}T_0^*$  в виде

$$S^{-1}T_0^* = B' + jB'' \quad (9)$$

где  $j = \sqrt{-1}$ , а  $B', B''$  — вещественны. Далее определим

$$c_{vi} = \begin{cases} B'_{vi}, & i = 1, 2, \dots, N, v = 1, 2, \dots, n + m + 1, \\ -B''_{vi}, & i = N + 1, N + 2, \dots, 2N, v = 1, 2, \dots, n + m + 1, \\ B''_{vi}, & i = 1, 2, \dots, N, v = n + m + 2, \dots, 2(n + m + 1), \\ B'_{vi}, & i = N + 1, \dots, 2N, v = n + m + 2, \dots, 2(n + m + 1), \end{cases}$$

где индексам  $vi$  обозначен элемент матрицы на пересечении  $v$ -й строки и  $i$ -го столбца. Положим далее

$$\hat{\mathbf{u}} = (\text{Re } \hat{\xi}, \text{Im } \hat{\xi}) = (\text{Re } \hat{\xi}_1, \dots, \text{Re } \hat{\xi}_{n+m+1}, \text{Im } \hat{\xi}_1, \dots, \text{Im } \hat{\xi}_{n+m+1}).$$

Тогда для ковариационной матрицы  $\Gamma$  вектора  $\hat{\mathbf{u}}$  справедлива формула

$$\Gamma = (\text{cov } (\hat{u}_v, \hat{u}_{v'}))_{v, v'=1}^{2(n+m+1)} = \sigma^2 C \cdot C^T, \quad (10)$$

где  $C^T$  — транспонированная матрица  $C$ .

Важным обстоятельством, вытекающим из доказанного в п. 1 неравенства  $\Delta \neq 0$  ( $\Delta$  — определитель системы (1)), является то, что ковариационная матрица  $\Gamma$  невырождена:

$$\text{rang } \Gamma = 2(n + m + 1), \quad (11)$$

Следовательно, плотность распределения вектора  $\hat{\mathbf{u}}$  есть

$$f_{\hat{\mathbf{u}}}(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{n+m+1} \sqrt{\det \Gamma}} e^{-\frac{1}{2} \sum_{v, v'=1}^{2(n+m+1)} \Omega_{vv'} x_v x_{v'}}, \quad (12)$$

где  $\Omega = \Gamma^{-1}$ .

6. Пусть  $\varphi = F(U)$  — произвольная гладкая функция вектора  $U = \mathbf{a} + \mathbf{u}$ , где  $\mathbf{a} = (a_1, \dots, a_{n+m+1}, 0, \dots, 0)$ ;  $\mathbf{u} = (\text{Re } \hat{\xi}, \text{Im } \hat{\xi})$ . В частности,  $\varphi$  может совпадать с ПХ  $K$  и тогда зависит дополнительно от параметра  $\omega$ . Учитывая, что  $\mathbf{M}\hat{u}_v = 0$ , в качестве оценки случайной величины  $\varphi$  принимаем

$$\hat{\varphi} = F(\mathbf{a}) + \hat{\psi}, \quad \text{где } \hat{\psi} = \sum_{v=1}^{2(n+m+1)} \frac{\partial F}{\partial u_v}(\mathbf{a}) \hat{u}_v. \quad (13)$$

Как легко видеть, оценка  $\hat{\varphi}$  имеет нормальное распределение  $N(F(\mathbf{a}), \sigma^2 \|\mathbf{r}\|^2)$ , где

$$\mathbf{r} = C^T \text{grad } F(\mathbf{a}), \quad (14)$$

причем  $C^T$  — та же транспонированная матрица, что и в формуле (10), а  $\|\mathbf{r}\|^2 = \|\mathbf{r}_1\|^2 + \dots + \|\mathbf{r}_{2N}\|^2$ .

7. Определим (см. формулу (6))

$$T_1 = T_0 (T_0^* T_0)^{-1} T_0^*, \quad \text{где } T_0 = \Lambda \mathbf{Q}. \quad (15)$$

Непосредственно проверяется, что  $T_1$  является ортопроектором, т. е. удовлетворяет условию идемпотентности  $T_1^2 = T_1$  и самосопряженности  $T_1^* = T_1$ .

$= T_1$ . Используя это, а также тот факт, что  $\hat{\xi}$  является решением уравнения  $\Delta Q \mathbf{x} = \xi$  (см. (5)), построенным по методу наименьших квадратов, заключаем, что

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\|\xi - \Delta Q \hat{\xi}\|^2}{2 \sum_{i=1}^N (1 - T_{ii}^1) |\rho_i|^2} \quad (16)$$

является несмещенной оценкой дисперсии  $\sigma^2$ ,  $M \hat{\sigma}^2 = \sigma^2$ . При этом  $T_{ii}^1$  — диагональные элементы матрицы  $T_1$ , а  $\rho_i$  — те же, что в (5). Полагая

$$\alpha^2 = \min_{1 < i < n} |\rho_i|^2, \quad \beta^2 = \max_{1 < i < n} |\rho_i|^2, \quad (17)$$

на основании (16) и учитывая, что ранг идемпотентной матрицы равен ее следу, получаем двустороннюю оценку:

$$\frac{\|\xi - T_0 \hat{\xi}\|^2}{2\alpha^2(N - n - m - 1)} \leq \hat{\sigma}^2 \leq \frac{\|\xi - T_0 \hat{\xi}\|^2}{2\beta^2(N - n - m - 1)}. \quad (18)$$

8. Построим доверительный интервал для случайной величины  $\hat{\varphi}$  (см. 13). Пусть  $\hat{\mathbf{v}} = (\text{Re } \xi, \text{Im } \xi)$ , где  $\xi = (\rho_1 \eta_1, \dots, \rho_N \eta_N)$  (см. (5)). Тогда  $\tilde{v}_i, \tilde{v}_{i+N}$  являются независимыми случайными величинами с нормальным распределением  $N(0, |\rho_i|^2 \sigma^2)$ ,  $i = 1, 2, \dots, N$ . Однако мы будем считать, что все они имеют одинаковое распределение  $N(0, \gamma^2 \sigma^2)$ , где

$$\gamma^2 = \frac{\|\xi - T_0 \hat{\xi}\|^2}{2(N - n - m - 1) \sigma^2}.$$

Это допустимо, поскольку при этом выполняется оценка  $\alpha^2 \leq \gamma^2 \leq \beta^2$  (см. (17) и (18)). Принимая во внимание, что  $T_1$  — идемпотентная матрица и что  $\text{rang } T_1 = n + m + 1$ , заключаем, что

$$r = \frac{\|\xi - T_0 \hat{\xi}\|^2}{\gamma^2 \sigma^2}$$

является случайной величиной, имеющей центральное  $\chi^2$ -распределение с  $2(N - n - m - 1)$  степенями свободы. Из (13) следует, что случайная величина

$$z = \hat{\psi} / \|r\| \sigma$$

имеет нормальное распределение  $N(0, 1)$ . Заметим, что величину  $z$  можно представить в виде  $z = l\xi$ , где  $l$  — некоторый линейный функционал. Непосредственная проверка показывает, что  $l(1 - T_1) = 0$ , а поэтому [2] случайные величины  $\tau$  и  $z$  являются независимыми и случайная величина

$$t = z \sqrt{\frac{2(N - n - m - 1)}{\tau}} \quad (19)$$

имеет центральное распределение Стьюдента с  $2(N - n - m - 1)$  степенями свободы. С другой стороны, поскольку для случайной величины  $t$  справедлива также формула

$$t = \frac{\hat{\psi}}{\|r\| \sigma} \quad (20)$$

и  $\hat{\psi} = \hat{\varphi} - F(\mathbf{a})$  (см. (13)), то, задаваясь произвольным коэффициентом доверия  $1 - \varepsilon$ ,  $0 < \varepsilon < 1$ , заключаем, что вероятность неравенства

$$F(\mathbf{a}) - \|r\| \hat{\sigma} t_\varepsilon \leq \hat{\varphi} \leq F(\mathbf{a}) + \|r\| \hat{\sigma} t_\varepsilon, \quad (21)$$

где  $t_\varepsilon - \varepsilon$  — процентная точка распределения Стьюдента, равна этому коэффициенту доверия.

1. Гихман И. И., Скороход А. В., Ядренко М. И. Теория вероятностей и математическая статистика. — Киев: Вища шк., 1979.—407 с.
2. Рсо С. Р. Линейные статистические методы и их приложения. — М.: Наука, 1968.—497 с.
3. Солопченко Г. Н. Определение параметров дробно-рациональной передаточной функции средств измерений по экспериментальным данным. — Метрология: Прил. к журн. «Измер. техника», 1978, 5, с. 25—35.
4. Netto E. Zur Cauchy'schen Interpolationsaufgabe. — Math. Ann., 1893, 42, S. 453—456.
5. Wuytack L. On some aspects of the rational interpolation problem. — SIAM J. Numer. Anal., 1974, 11, N 1, p. 52—60.
6. Wuytack L. On the oscillatory rational interpolation problem. — Math. Comput., 1975, 29, N 131, p. 837—843.

Львовский государственный ун-т им. Ив. Франко

Получено 15.02.84

УДК 517.949.8

Р. В. Фильц

### ДИСКРЕТНЫЙ АНАЛОГ ОПЕРАТОРА ГАМИЛЬТОНА

Одним из важнейших этапов разработки численных алгоритмов решения краевых задач математической физики является составление разностных операторов, аппроксимирующих дифференциальные операторы, входящие в ключевые дифференциальные уравнения. Эта процедура выполняется для каждого вновь рассматриваемого оператора в отдельности [1] и при этом не ставится требование, чтобы разностное уравнение, аппроксимирующее исходное тензорное дифференциальное уравнение, сохраняло свойство инвариантности при преобразованиях координат. Игнорирование этого требования приводит в разностную краевую задачу качества, не свойственные исходной дифференциальной краевой задаче, что приводит к зависимости численного решения от выбора системы координат, а при особо неблагоприятном стечении обстоятельств может пагубно отразиться даже на качественной стороне результатов.

Ниже излагается сущность метода, обеспечивающего для дифференциального оператора Гамильтона составление инвариантного разностного аналога.

Рассмотрим в трехмерном евклидовом пространстве скалярную функцию  $U = U[x, y, z]$ , являющуюся полным полиномом  $n$ -й степени. Пусть заданы  $P = (3 + n)!(6n!)^2$  точек  $Q_p = Q[x_p, y_p, z_p]$  ( $p = \overline{1, P}$ ) и в этих точках известны значения функции  $U$  равные соответственно  $U_1, \dots, U_P$ . Эти точки будем называть узлами, их совокупность — комплектом, а значения функции в узлах — дискретами. Будем полагать, что узлы не принадлежат одной поверхности  $n$ -го порядка, а удовлетворяющий этому условию комплект будем называть несингулярным.

Разложение функции  $U$  в ряд Тейлора имеет вид

$$U = u^{(0)} + u^{(x)}x + u^{(y)}y + u^{(z)}z + u^{(xy)}2xy/2! + u^{(yz)}2yz/2! + u^{(zx)}2zx/2! + \\ + u^{(x^2)}x^2/2! + u^{(y^2)}y^2/2! + u^{(z^2)}z^2/2! + \dots + u^{(x^n)}x^n/n! + u^{(y^n)}y^n/n! + \\ + u^{(z^n)}z^n/n!, \quad (1)$$

где буквы  $u$  с верхними индексами, заключенными в скобки, обозначают частные производные функции  $U$  по соответствующим независимым переменным, вычисленные в начале координат.

Вводя в рассмотрение  $P$ -мерное линейное векторное пространство, представим выражение (1) в виде

$$\text{где} \quad U = \vec{T}\vec{u}, \quad (2)$$

$$\vec{T} = \left( 1, x, y, z, \frac{2xy}{2!}, \frac{2yz}{2!}, \frac{2zx}{2!}, \frac{x^2}{2!}, \frac{y^2}{2!}, \frac{z^2}{2!}, \dots, \frac{x^n}{n!}, \frac{y^n}{n!}, \frac{z^n}{n!} \right) \quad (3)$$

—  $P$ -мерный вектор-строка, называемый в дальнейшем вектором Тейлора;