

**А. К. Горшенин** (Москва, ФИЦ ИУ РАН, ВМК МГУ). **О выявлении смешанного нормального сигнала на фоне смешанного гауссовского шума.**

Предположим, что исходные наблюдения представляют собой реализацию с.в.  $Z = X + Y$ , где с.в.  $X$  соответствует полезному сигналу в данных, а с.в.  $Y$  описывает шум измерительного оборудования, обусловленный набором факторов, в том числе случайного характера. При этом с.в.  $X$  и  $Y$  являются независимыми. Будем считать, что до начала эксперимента есть возможность получить набор наблюдений, являющихся реализацией только с.в.  $Y$ . Данная ситуация соответствует случаю, когда при регистрации сигналов в реальном эксперименте за счет его организации возможно заранее получить набор наблюдений, которые описывают только шум, распределение которого существенно отличается стандартного нормального, а параметры неизвестны [1].

Пусть распределение с.в.  $Y$  может быть представлено в виде конечной смеси нормальных законов с неизвестными параметрами. Тогда, используя, например, одну из версий EM-алгоритма и метода скользящего разделения смесей [2], можно получить оценки максимального правдоподобия соответствующих параметров и считать данное распределение заданным, т. е.

$$Y \sim \sum_{j=1}^{\tilde{k}} \tilde{p}_j \Phi\left(\frac{x - \tilde{a}_j}{\tilde{\sigma}_j}\right)$$

со стандартными ограничениями на известные (оцененные) параметры. Предположим, что распределение с.в.  $X$  также может быть описано конечной смесью нормальных распределений, т. е.

$$X \sim \sum_{j=1}^k p_j \Phi\left(\frac{x - a_j}{\sigma_j}\right) \quad (1)$$

со стандартными ограничениями на неизвестные параметры. Возникает задача восстановления данного распределения с помощью метода скользящего разделения смесей для реализаций с.в.  $Z$ , распределение которой, как несложно показать, имеет вид:

$$Z \sim \sum_{l=1}^{k \cdot \tilde{k}} \hat{p}_l \Phi\left(\frac{x - \hat{a}_l}{\hat{\sigma}_l}\right),$$

причем для неизвестных параметров справедливы следующие представления:

$$\hat{p}_{(r-1)\tilde{k}+j} = p_r \tilde{p}_j, \quad \hat{a}_{(r-1)\tilde{k}+j} = a_r + \tilde{a}_j, \quad \hat{\sigma}_{(r-1)\tilde{k}+j}^2 = \sigma_r^2 + \tilde{\sigma}_j^2 \quad (2)$$

сразу для всех индексов  $r = \overline{1, k}$  и  $j = \overline{1, \tilde{k}}$ . Относительно параметров  $p_r$ ,  $a_r$  и  $\sigma_r^2$ ,  $r = \overline{1, k}$ , система (2) является переопределенной, так как количество уравнений превышает число переменных. Рассмотрим несколько возможных вариантов решения на основе метода наименьших квадратов (МНК) и максимизации логарифмической функции правдоподобия. Введем следующие обозначения ( $r = \overline{1, k}$ ,  $\oplus$  — прямая

сумма соответствующих матриц [3]):

$$\begin{aligned}\tilde{A} &= \tilde{\mathbf{a}} \mathbf{1}_{\tilde{k} \times 1}, \quad \tilde{\Sigma} = \tilde{\boldsymbol{\sigma}} \mathbf{1}_{\tilde{k} \times 1}, \quad \mathcal{E} = \bigoplus_{r=1}^{\tilde{k}} \mathbf{1}_{\tilde{k} \times 1}, \\ \tilde{\mathbf{a}} &= (a_1, \dots, a_{\tilde{k}}), \quad \tilde{\boldsymbol{\sigma}} = (\sigma_1^2, \dots, \sigma_{\tilde{k}}^2), \quad \hat{\mathbf{p}}_r = (\hat{p}_{(r-1)\tilde{k}+1}, \dots, \hat{p}_{r\tilde{k}}), \\ \hat{\mathbf{a}}_r &= (a_{(r-1)\tilde{k}+1}, \dots, a_{r\tilde{k}}), \quad \hat{\boldsymbol{\sigma}}_r = (\sigma_{(r-1)\tilde{k}+1}^2, \dots, \sigma_{r\tilde{k}}^2), \quad \hat{\mathbf{p}}_r^{-1} = (\hat{p}_1^{-1}, \dots, \hat{p}_{\tilde{k}}^{-1}).\end{aligned}$$

**Утверждение 1.** *Оценки параметров неизвестного распределения с. в.  $X$  (1) на основе МНК могут быть записаны в следующем виде:*

$$\mathbf{p} = \tilde{k}^{-1} [(\tilde{\mathbf{p}}_1^{-1} \tilde{\mathbf{p}}_2^{-1} \dots \tilde{\mathbf{p}}_{\tilde{k}}^{-1}) \circ \tilde{\mathbf{p}}] \mathcal{E}, \quad \mathbf{a} = \tilde{k}^{-1} (\hat{\mathbf{a}} \mathcal{E} - \tilde{A} \mathbf{1}_{1 \times \tilde{k}}), \quad \Sigma = \tilde{k}^{-1} (\hat{\boldsymbol{\sigma}} \mathcal{E} - \tilde{\Sigma} \mathbf{1}_{1 \times \tilde{k}}),$$

где  $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_k)$ ,  $\mathbf{a} = (a_1, \dots, a_k)$ ,  $\Sigma = (\sigma_1, \dots, \sigma_k)$ ,  $\hat{\mathbf{p}} = (\hat{\mathbf{p}}_1 \dots \hat{\mathbf{p}}_{\tilde{k}})$ ,  $\hat{\mathbf{a}} = (\hat{\mathbf{a}}_1 \dots \hat{\mathbf{a}}_{\tilde{k}})$ ,  $\hat{\boldsymbol{\sigma}} = (\hat{\boldsymbol{\sigma}}_1 \dots \hat{\boldsymbol{\sigma}}_{\tilde{k}})$ , а символ  $\circ$  обозначает произведение Адамара [4].

Теперь рассмотрим подход на основе функции правдоподобия. Введем следующие обозначения ( $a_{r,j}$ ,  $\sigma_{r,j}$  и  $p_{r,j}$  определяются на основе формул (2),  $(Z_1, \dots, Z_n)$  — наблюдаемая выборка,  $\varphi(\cdot)$  — плотность стандартного нормального распределения):

$$\begin{aligned}\varphi_{h,j} &= \left( \varphi \left( \frac{Z_h - a_{1,j}}{\sigma_{1,j}} \right), \dots, \varphi \left( \frac{Z_h - a_{k,j}}{\sigma_{k,j}} \right) \right), \quad \mathbf{p}_j = (p_{1,j}, \dots, p_{k,j}), \\ \mathcal{J}_j &= \left( \log (\mathbf{p}_j \varphi_{h,j}^T) \right)_{h=1, \dots, n}.\end{aligned}$$

**Утверждение 2.** *Оценки параметров неизвестного распределения с. в.  $X$  (1) на основе максимизации логарифмической функции правдоподобия могут быть записаны в следующем виде для всех  $r = \overline{1, \tilde{k}}$ :*

$$p_r = \hat{p}_{(r-1)\tilde{k}+J} \cdot \tilde{p}_J^{-1}, \quad a_r = \hat{a}_{(r-1)\tilde{k}+J} - \tilde{a}_J, \quad \sigma_r^2 = \hat{\sigma}_{(r-1)\tilde{k}+J}^2 - \tilde{\sigma}_J^2,$$

где номер  $J$  определяется как решение оптимизационной задачи следующего вида:

$$J = \arg \max_{j=\overline{1, \tilde{k}}} \mathcal{J}_j \mathbf{1}_{n \times 1}.$$

Работа выполнена при поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект 17-07-00717).

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Stein D. W. J. Detection of random signals in Gaussian mixture noise. — IEEE Transactions on Information Theory, 1995, v. 41, is. 6, p. 1788–1801.
2. Королев В. Ю. Вероятностно-статистические методы декомпозиции волатильности хаотических процессов. М.: Изд-во Московского ун-та, 2011, 512 с.
3. Ayres F. J. Schaum's Outline of Theory and Problems of Matrices. New York: McGraw Hill Book Company, 1962.
4. Halmos P. R. Finite-Dimensional Vector Spaces. — Annals of Mathematics Studies. Number 7. Princeton: Princeton University Press, 1948.