



УДК 621.396.96

В. А. Варгаузин

Санкт-Петербургский государственный политехнический университет

Алгоритм оценки неизвестной сетки частот источника радиоизлучения с псевдослучайной перестройкой рабочей частоты

Предложен алгоритм оценки неизвестной сетки частот источника радиоизлучения с псевдослучайной перестройкой рабочей частоты по результатам длительного контроля измерений рабочих частот. Алгоритм основан на методах регрессионного и дискретного спектрального анализа и может быть использован при радиомониторинге на основе многочастотной панорамной радиопеленгационной системы.

Радиомониторинг, псевдослучайная перестройка рабочей частоты, многочастотное пеленгование, вторичная обработка, линейная регрессия, метод наименьших квадратов, дискретное преобразование Фурье

Рассмотрим задачу оценки неизвестных параметров сетки рабочих частот источника радиоизлучения (ИРИ) с псевдослучайной перестройкой рабочей частоты (ППРЧ) [1], [2] по итогам длительного наблюдения за результатами измерений рабочих частот. Под параметрами понимается охват частотного диапазона сеткой и разнос рабочих частот в этом диапазоне.

Указанная задача актуальна при радиомониторинге и может быть решена, например, с использованием многочастотной панорамной радиопеленгационной системы [1]–[3]. В подобных системах выделение информации производится вторичной обработкой потока результатов измерений частотно-пеленгационных панорам (ЧПП) вида "частота–пеленг", полученных после первичной обработки сигналов различных частот, принятых с различных пеленгов. При вторичной обработке ЧПП выделяется траектория пеленгов ИРИ, например фильтром Калмана с заданной марковской стохастической моделью движения ИРИ [4], [5] (простейшей из которых является модель с неизменным пеленгом). В процессе выделения траектории с ней связываются результаты измерений частот, что позволяет идентифицировать ИРИ с ППРЧ и оценить неизвестную сетку рабочих частот после длительной вторичной обработки потока ЧПП.

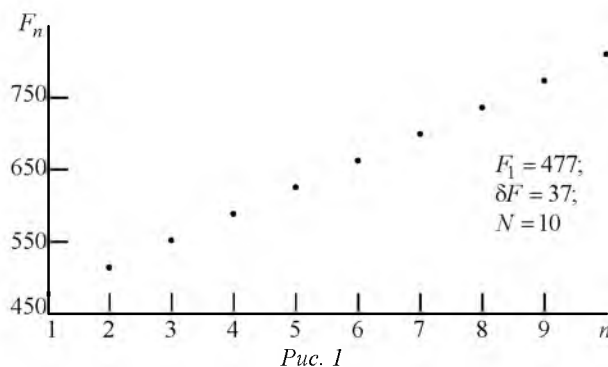
Пусть после длительной вторичной обработки получено L результатов измерений частот g_k ($k = 1, 2, \dots, L$), связанных с траекторией пеленгов ИРИ. Требуется по этим результатам получить оценку истинной сетки из N рабочих частот F_n ($n = 1, 2, \dots, N$).

Как известно, для ИРИ с "классической" ППРЧ справедливо соотношение [1]

$$F_n = F_1 + (n - 1)\delta F,$$

где $\delta F = \text{const}$ – постоянный разнос соседних рабочих частот. При этом рабочая частота линейно связана с номером на сетке частот (рис. 1).

Кроме того, известно, что вероятность появления в эфире каждой из N рабочих частот одина-



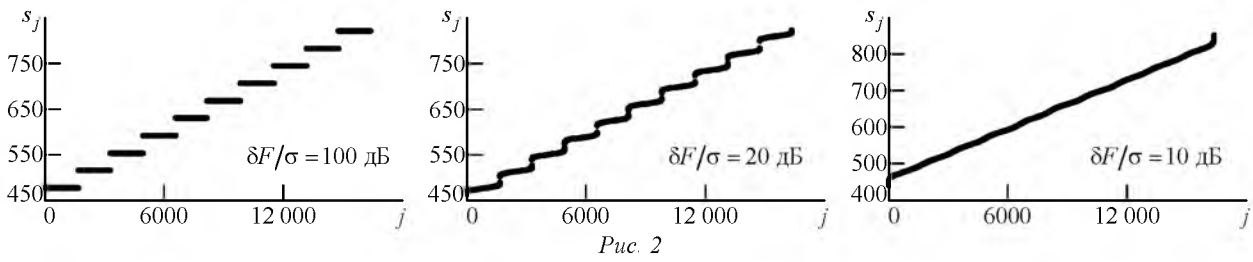


Рис. 2

кова и равна $1/N$. В рамках такой линейной по номеру и равной по вероятности (ЛНРВ) модели ИРИ с ППРЧ необходимо оценить параметры N , δF и F_1 (или, что эквивалентно, N , F_1 и F_N).

Примем модель измерений g_k рабочих частот (ИРЧ) в виде: $g_k = f_k + \xi_k$, где f_k – рабочая частота, выбранная в момент времени t_k с вероятностью $1/N$ из множества частот $\{F_1, F_2, \dots, F_N\}$; ξ_k – значение в момент времени t_k нормального шума измерения с нулевым математическим ожиданием и стандартным отклонением σ . Величину $\delta F/\sigma$ будем трактовать как относительную точность измерения каждой из рабочих частот и далее представлять ее в децибелах.

Условие длительной вторичной обработки потока ЧПП может иметь вид $L \gg N$. К сожалению, при неизвестном N (которое на практике может находиться в достаточно широких пределах, например от 10 до 10 000) нет возможности заранее выбрать размер выборки L , достаточный для получения статистически надежных результатов оценивания. Поэтому для получения таких результатов следует иметь сведения о максимально возможном числе рабочих частот N_{\max} для ИРИ с ППРЧ. Если такие сведения имеются, то L выбирается из условия $L \gg N_{\max}$, что далее и предполагается. Это условие означает, что в среднем каждая из неизвестных $N \leq N_{\max}$ рабочих частот будет измерена не менее чем $L/N_{\max} \gg 1$ раз при шуме измерения с дисперсией σ^2 .

Принципы построения алгоритма. На основе рассмотренных выше моделей ЛНРВ и ИРЧ далее продемонстрированы принципы, лежащие в основе предложенного алгоритма оценки неизвестной сетки частот, базирующегося на методах линейного регрессионного и дискретного спектральных анализов.

Сортировка. Отсортируем выборку g_1, g_2, \dots, g_L в порядке возрастания ее элементов, тем

самым получив упорядоченную выборку (вариационный ряд – ВР) $s_1 \leq s_2 \leq s_j \leq \dots \leq s_L$. На рис. 2 приведены примеры ВР для $L = 16\,384$, $N = 10$ и трех значений $\delta F/\sigma$. Рисунок иллюстрирует очевидный факт, что данные в ВР группируются в N кластеров со средним размером $Q = L/N$ (в рассмотренном примере $N = 10$, $Q = 1638.4$). Поэтому исходная задача может быть переформулирована как задача оценки числа кластеров в ВР и вычисления их центров тяжести, которые могут служить оценками истинных значений рабочих частот ИРИ с ППРЧ.

Линейная регрессия. Вычислим линейный тренд ВР. Для этого может быть использован, например, метод оптимальной линейной регрессии (ЛР) [6], [7]. При этом оптимальная линия задается двумя коэффициентами, которые находятся методом наименьших квадратов (МНК), т. е. в соответствии с критерием минимума суммы из L квадратов отклонений значений ВР от линии регрессии.

Вычисление отклонений от линии регрессии. Предположим, что оптимальные коэффициенты ЛР найдены и соответствующая им оптимальная линия представлена L значениями l_j , $j = \overline{1, L}$. Тогда выборка отклонений вида

$$e_j = s_j - l_j, \quad j = \overline{1, L},$$

имеет явно выраженную периодическую составляющую (рис. 3). На представленных зависимостях выражена периодичность, причем число периодов в анализируемой выборке размера L равно N .

Дискретный спектральный анализ. На основании изложенного для определения неизвестного числа частот N предлагается использовать дискретный спектральный анализ выборки e_1, e_2, \dots, e_L . Для этого следует выполнить дискретное преобразование Фурье (ДПФ) размера L этой выборки и проанализировать модули значений ДПФ (амплитудный спектр – АС) A_i , которые соответствуют целому числу периодов анализа $i = \overline{1, N_{\max}}$.

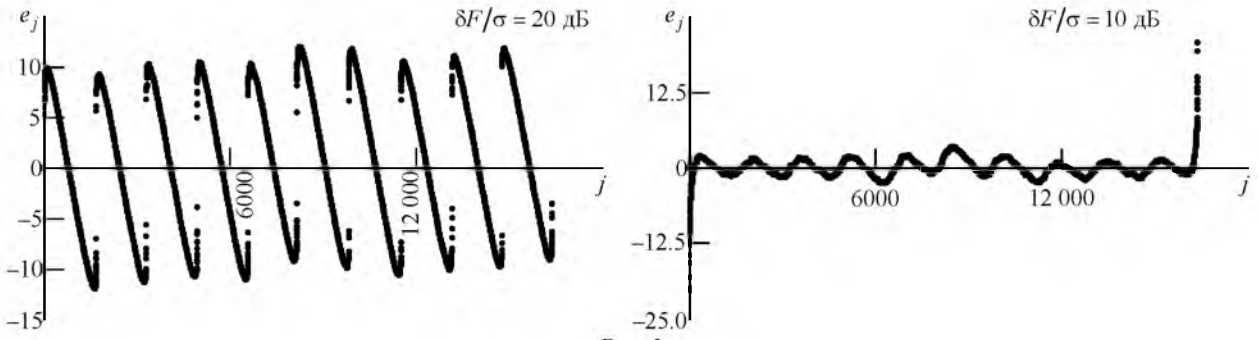


Рис. 3

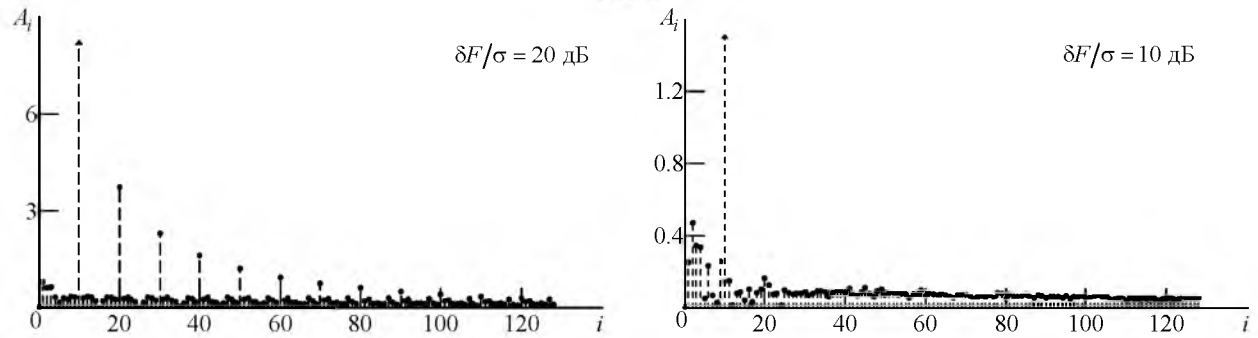


Рис. 4

В качестве иллюстрации на рис. 4 представлен АС для $L=16\,384$, $N_{\max}=128$. АС нормирован к значению $L/2$, как это принято при спектральном анализе амплитуд дискретных гармоник, входящих в анализируемую выборку. В представленных спектрах периодическая составляющая, имеющая максимальное значение (отмечена треугольным маркером), соответствует целому количеству периодов анализа $N'=N$.

Вычисление центров кластеров. После определения числа кластеров N' найдем центры тяжести кластеров F'_n ($n=1, 2, \dots, N'$) следующим образом.

Пусть Q' – целая часть величины L/N' (для рассматриваемого примера $Q'=1638$), а $L'=N'Q'$ (в общем случае $L' \leq L$; в рассматриваемом примере $L'=16\,380$). Отсортируем выборку $g_1, g_2, \dots, g_{L'}$ из L' измерений в порядке возрастания ее элементов, тем самым получив ВР вида $s'_1, s'_2, \dots, s'_{L'}$. В этом ВР имеется N' кластеров одинакового размера Q' , на основании чего можно вычислить средние значения (медианы) каждого из N' кластеров. Эти значения и будем считать оценками F'_n ($n=1, 2, \dots, N'$) их центров тяжести.

Линейная регрессия центров кластеров. Обратим внимание, что оценки F'_n ($n=1, 2, \dots, N'$) в

общем случае не обязательно должны лежать на одной линии, как исходные значения рабочих частот F_n , $n=1, 2, \dots, N$ (см. рис. 1). В такой ситуации к найденной выборке $F'_1, F'_2, \dots, F'_{N'}$ можно применить линейную регрессию (как ранее к выборке e_1, e_2, \dots, e_L), коэффициенты которой находятся на основе МНК. Если оптимальные коэффициенты найдены, то соответствующая им оптимальная линия представлена N' значениями F''_n ($n=1, 2, \dots, N'$), которые и принимаются в качестве окончательных оценок рабочих частот ИРИ с ППРЧ.

Результат. Качество представленного алгоритма оценивания неизвестной сетки рабочих частот для рассматриваемой модели с линейной зависимостью рабочей частоты от номера можно охарактеризовать значением коэффициента корреляции:

$$r = \frac{\sum_{n=1}^N \hat{F}_n F_n}{\sqrt{\left(\sum_{n=1}^N \hat{F}_n^2\right) \left(\sum_{n=1}^N F_n^2\right)}}$$

Анализ показывает, что для рассмотренного ранее примера при $\delta F/\sigma=10$ дБ $r=0.9997$. Столь высокое значение коэффициента корреляции иллюстрирует рис. 5, где оценки частот (точечные маркеры) почти точно попадают в центры

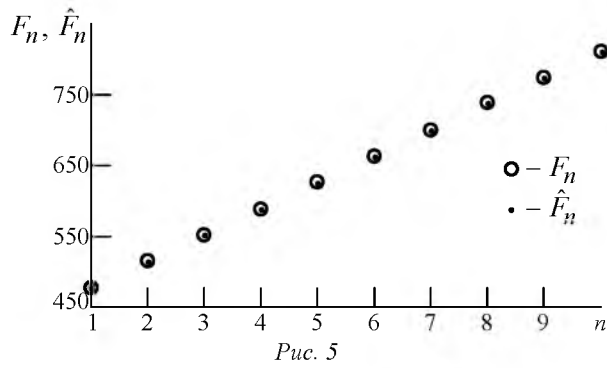


Рис. 5

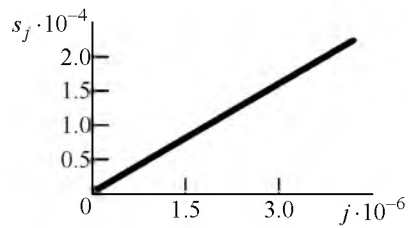


Рис. 6

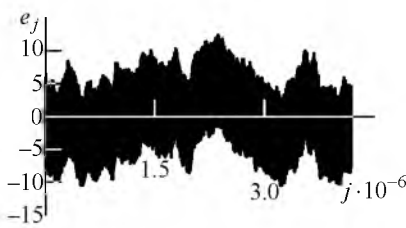


Рис. 7

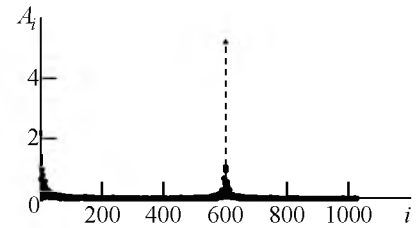


Рис. 8

кругов, соответствующих истинным значениям рабочих частот (см. рис. 1).

Сетка частот большего размера. Для большей наглядности рассмотренного алгоритма на рис. 6–8 приведены ВР $s_j(j)$, $j = \overline{1, L}$, отклонение ВР от ЛР $e_j(j)$, $j = \overline{1, L}$ и АС $A_i(i)$,

$i = \overline{1, N_{\max}}$ соответственно для сетки из $N = 600$ рабочих частот при $\delta F/\sigma = 15$ дБ, $L = 2^{22}$, $N_{\max} = 2^{10}$. В результате оценивания получено $N' = N$, коэффициент корреляции $r = 0.9995$.

В статье предложен и промоделирован алгоритм оценки неизвестной сетки частот ИРИ с ППРЧ после длительного наблюдения за результатами измерения рабочих частот. Алгоритм исполь-

зует классические методы линейного регрессионного анализа на основе МНК и дискретного спектрального анализа на основе ДПФ. Последний метод используется для определения числа рабочих частот сетки ИРИ с ППРЧ.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Кирсанов Э. А., Сирота А. А. Обработка информации в пространственно-распределенных системах радиомониторинга: статистический и нейросетевой подходы. М.: Физматлит, 2012. 344 с.
2. Кирсанов Э. А., Сирота А. А. Адаптивная фильтрация параметров сигнала с псевдослучайной перестройкой рабочей частоты по результатам панорамного обнаружения-пеленгования // Радиосистемы. 2008. № S123. С. 84–90.
3. Радзиевский В. Г., Сирота А. А. Теоретические основы радиоэлектронной разведки. 2-е изд. М.: Радиотехника, 2004. 431 с.
4. Фарина А., Студер Ф. Цифровая обработка радиолокационной информации. Сопровождение целей / пер. с англ. М.: Радио и связь, 1993. 320 с.
5. Brown R. G., Hwang P. Y. C. Introduction to random signals and applied Kalman filtering; with MATLAB exercises and solutions. 3rd ed. New York: Wiley, 2012. 383 p.
6. Дрейпер Н, Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. Множественная регрессия. 3-е изд. М.: Диалектика, 2007. 912 с.
7. Chatterjee S., Hadi A. S. Influential observations, high leverage points, and outliers in linear regression // Statistical science. 1986. Vol. 1. P. 379–416.

V. A. Vargauzin

Saint-Petersburg state polytechnical university

Algorithm of an assessment of an unknown grid of frequencies of a source of a radio emission with pseudorandom reorganization of working frequency

We propose an algorithm for estimating the unknown grid frequency radiation source with operating frequency hopping as a result of long-term observation of measurement of operating frequencies. The algorithm based on the methods of regression and discrete spectral analysis. The algorithm can be used for radio monitoring using multi-frequency panoramic bearing system.

Radio monitoring, frequency hopping, multi-frequency bearing, secondary processing, linear regression, least squares method, discrete Fourier transform

Статья поступила в редакцию 6 декабря 2014 г.