ме сигналов благодаря высокой крутизне фронтов функций свертки в области малых смещений по временной оси.

2. Максимальная крутизна фронтов функций свертки взаимно смещенных по оси амплитуд сигналограмм при прочих равных условиях выше, чем у несмещенных.

3. Смещенные по оси амплитуд сигналограммы имеют нулевое значение функций свертки при смещении, большем, чем ширина трассы.

4. Закон распределения двумерного сигнала по ширине трассы незначительно уменьшает крутизну фронта функции свертки сигналограмм, записанных методом широкой трассы.

5. Крутизна фронтов функций свертки сигналограмм неединичного масштаба незначительно меньше крутизны фронтов функций свертки сигналограмм единичного масштаба.

6. Координаты максимумов функций свертки смещенных по оси амплитуд сигналограмм не совпадают с координатами максимумов функций свертки несмещенных сигналограмм.

ЛИТЕРАТУРА

1. Иванченков В. П., Ковалев Г. Г., Кувшинов А. М. Анализ различных способов записей при корреляционной обработке измерительной информации.— Материалы семинара «Применение оптико-электронных приборов в контрольно-измерительной технике». М., изд. МДНТП им. Ф. Э. Дзержинского, 1976, с. 71—74.
2. Тарасенко В. П., Рябышкин Б. С., Афримзон А. Ф. Оптические корреляторы и их применение.— В кн.: Итоги исследований по кибернетике к 50-летию Советской власти. Томск, изд. Томского ун-та, 1968, с. 137—160.
3. Joseph W. Brouillette. Electronic curve follower and analog computer.— Пат. США, кл. 235—189, № 2980332, заявл. 26.10.1956, опубл. 18.04.61.
4. Миллер В. А., Куракин Л. А. Приемные электронно-лучевые трубки. М., «Энергия», 1971. 360 с.

Поступила в редакцию 24 июня 1976 г.;
окончательный вариант — 2 февраля 1977 г.

УДК 62—503.5

С. А. ВИКУЛИН, М. П. КРУЧЕК, Е. В. НОВОСЕЛОВ, О. Л. СОКОЛОВ, О. И. СУДАВНАЯ

(Ленинград)

ОБ ОЦЕНКЕ ПАРАМЕТРОВ ДВИЖУЩЕГОСЯ ИСТОЧНИКА ЗВУКА

Оценка параметров движущегося источника звука является одной из актуальных задач прикладной радиотехники и акустики [1]. Для различных приложений известны общие принципы построения функций, описывающих поведение измеряемого объекта (сигнала, устройства и т. д.) [2, 3]. Здесь в отличие от результатов [2, 3] ставится цель не только оценить параметры движения источника, но и предсказать его положение в различные моменты времени, в частности момент сближения источника с приемником.

Введем обозначения: $P^2(t_1) = P_1^2$, $P^2(t_2) = P_2^2$, $\ldots$, $P^2(t_n) = P_n^2$ — значения квадрата звукового давления, измеренные в моменты времени $t_1, t_2, \ldots, t_n$; $P^2(t)$ — квадрат звукового давления на входе приемника; $P_{0п}^2$ — постоянный шумовой фон среды; $P_{0с}^2(t)$ — квадрат звукового давления источника на единичном расстоянии от него.

Определим соотношения между параметрами движения источника шума: скоростью v, минимальным расстоянием d от источника до приемника, моментом времени t_0 достижения этого расстояния и средним квадратом звукового давления b_0^2 источника на единичном расстоянии от него.

Рассмотрим случай, когда справедлив сферический закон распространения, а частично-зависимое затухание отсутствует. Уравнение проходной характеристики при этом имеет вид

$$M\{P^2(t)\} = P_{0п}^2 + \frac{M\{P_{0c}^2(t)\}}{v^2(t-t_0)^2+d^2}. \tag{1}$$

Здесь M — символ математического ожидания.

Величина $P_{0c}^2(t)$ — стационарный гауссовский процесс с математическим ожиданием $M\{P_{0c}^2\} = b_0^2$ и дисперсией $DP_{0c}^2 = \sigma_0^2$. Математическое ожидание и дисперсия процесса $P^2(t)$, который также является гауссовским, определяются следующими соотношениями:

$$\begin{aligned} M\{P^2(t)\} &= P_{0п}^2 + \frac{b_0^2}{v^2(t-t_0)^2+d^2} = P_{0п}^2 + \frac{\widetilde{b}_0^2}{(t-t_0)^2+\widetilde{d}^2};\\ DP^2(t) &= \frac{\sigma_0^2}{[v^2(t-t_0)^2+d^2]^2} = \frac{\widetilde{\sigma}_0^2}{[(t-t_0)^2+\widetilde{d}^2]^2}, \end{aligned} \tag{2}$$

где $\widetilde{b}_0 = b_0/v$; $\widetilde{d} = d/v$; $\widetilde{\sigma}_0 = \sigma_0/v$.

Рассмотрим задачу оценивания величин $\widetilde{\sigma}_0^2$, t_0, $\widetilde{d}$, $\widetilde{\sigma}_0$ по данным независимых наблюдений $P_1^2, P_2^2, \ldots, P_n^2$ в моменты времени $t_1, t_2, \ldots, t_n$. Введем следующие величины:

$$\mathscr{F}_i = (P_i^2 - P_{0п}^2)\left[(t_i - t_0)^2 + \widetilde{d}^2\right]; \quad 1 \leqslant i \leqslant n. \tag{3}$$

Тогда $M\{\mathscr{F}_i\} = \widetilde{b}_0^2$, $D\{\mathscr{F}_i\} = \widetilde{\sigma}_0^2$. Здесь $\mathscr{F}_i$ — независимые гауссовские случайные величины, дающие выборку объема n из нормального распределения $N(\widetilde{b}_0^2, \widetilde{\sigma}_0)$. Следовательно, случайная величина $\overline{\mathscr{F}} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\mathscr{F}_i$ распределена по нормальному закону $N\left(\widetilde{b}_0^2, \frac{\widetilde{\sigma}_0}{\sqrt{n}}\right)$. Таким образом, по известным значениям $\overline{\mathscr{F}}$ и $\widetilde{\sigma}_0$ стандартным методом ([4], с. 233) строится любой доверительный интервал для $\widetilde{b}_0^2$, т. е. параметр $\widetilde{b}_0^2$ можно оценить, если известны t_0, $\widetilde{d}$ и $\widetilde{\sigma}_0$. Если величина $\widetilde{\sigma}_0^2$ не известна, для ее оценки можно использовать статистику $S^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(\mathscr{F}_i - \overline{\mathscr{F}})^2$. Значение S^2 позволяет построить любой доверительный интервал для $\widetilde{\sigma}_0^2$ ([4], с. 238). Наконец, для оценки $\widetilde{\sigma}_0^2$ нет надобности знать точное значение $\widetilde{\sigma}_0^2$: применение статистики

$$t = \sqrt{n-1}\,\frac{\overline{\mathscr{F}} - \widetilde{b}_0^2}{S}$$

позволяет построить любой доверительный интервал для $\widetilde{b}_0^2$ ([4], с. 236).

Итак, мы видим, что из четырех, подлежащих определению величин $\widetilde{b}_0^2$, $\widetilde{\sigma}_0$ и t_0, $\widetilde{d}$, две — $\widetilde{b}_0^2$ и $\widetilde{\sigma}_0$ — определяются при известных t_0 и $\widetilde{d}$. Остановимся теперь на определении t_0 и $\widetilde{d}$.

Рассмотрим преобразование выборки с ортогональной матрицей ([4], с. 229):

$$
\begin{aligned}
\varphi_1 &= 1/\sqrt{1\cdot 2}(\mathcal{F}_1-\mathcal{F}_2);\\
\varphi_2 &= 1/\sqrt{2\cdot 3}(\mathcal{F}_1+\mathcal{F}_2-2\mathcal{F}_3);\\
& \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \qquad (4)\\
\varphi_{n-1} &= 1/\sqrt{(n-1)n}(\mathcal{F}_1+\mathcal{F}_2+\ldots+\mathcal{F}_{n-1}-(n-1)\mathcal{F}_n);\\
\varphi_n &= 1\sqrt{h}(\mathcal{F}_1+\mathcal{F}_2+\ldots+\mathcal{F}_n)=\sqrt{n}\overline{\mathcal{F}}.
\end{aligned}
$$

Случайные независимые величины $\varphi_1, \varphi_2, \ldots, \varphi_{n-1}$ распределены по нормальному закону $N(0, \tilde{\sigma}_0)$. Следовательно, величина $\bar{\varphi}=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n-1}\varphi_i$ распределена по закону $N(0, \tilde{\sigma}_0/(n-1)^{1/2})$ и, значит, стремится по вероятности к 0. Для вычисления $\bar{\varphi}$ удобно использовать следующую формулу:

$$\bar{\varphi}=\alpha-\beta t_0+\gamma\left(t_0^2+\tilde{d}^2\right). \qquad (5)$$

где α, β и γ счевидным образом определяются по результатам наблюдений.

При достаточно большом n соотношение $\bar{\varphi}=0$ практически достоверно. Это позволяет записать следующее уравнение, линейное относительно t_0 и $\left(t_0^2+\tilde{d}^2\right)$:

$$\alpha-\beta t_0+\gamma\left(t_0^2+\tilde{d}^2\right)=0. \qquad (6)$$

Разбивая выборку $P_1^2, P_2^2, \ldots, P_n^2$ на две части, можно получить два независимых уравнения типа (6), которые составят систему двух линейных неоднородных уравнений с двумя неизвестными t_0 и $t_0^2+\tilde{d}^2$. Из системы легко найти t_0 и $\tilde{d}$. Объем выборки n, используемый в этом методе, зависит от наших требований к практической достоверности. Так, например, если будем считать, что соотношение $\bar{\varphi}=0$ практически достоверно при вероятности выполнения неравенства $|\bar{\varphi}/\tilde{\sigma}_0|<\varepsilon$, равной 0,997 ($\varepsilon$ — величина абсолютной погрешности измерительной аппаратуры, отнесенная к единице измерения квадрата звукового давления), то n следует подчинить неравенству $n/2\geqslant 1+9/\varepsilon^2$. При этом мы считаем, что для составления каждого из уравнений типа (6) используется половина выборки.

Второй способ определения параметров t_0 и $\tilde{d}$, предлагаемый нами, состоит в использовании метода наименьших квадратов Параметры t_0 и $\tilde{d}$ находятся из условия минимизации суммы квадратов

$$\sum_{i=1}^{n}\left(\mathcal{F}_i-\overline{\mathcal{F}}\right)^2=nS^2.$$

В результате частного дифференцирования по этим двум параметрам получим два линейных уравнения, решая которые легко получить t_0 и $\tilde{d}$.

Последний метод, по-видимому, является практически предпочтительным во всех случаях. Моделирование на ЭВМ показало высокую его эффективность (на уравнение проходной характеристики налагался гауссов шум N (0,1), а затем определялись параметры уравнения последним методом). При $n=100$ ошибки в определении параметров обнаруживались лишь в 6-м знаке, да и сама система полученных уравнений проста в вычислительном отношении.

Рассмотренный сферический закон не является единственно возможным. Дальнейшее исследование предполагает как учет затухания акустической энергии, так и учет отклонений закона расхождения фронта волны, отличного от сферического, т. е. учет условий, существующих в реальной обстановке.

Проведенная обработка результатов наблюдений показала также реальность предсказания достижений максимума аппроксимированной функции (экстраполяция), а при наличии сведений об одном из параметров (v, b_0^2 или d) остальные параметры легко вычисляются.

ЛИТЕРАТУРА

1. Конторов А. С., Голубев-Новожилов Ю. С. Введение в радиолокационную системотехнику. М., «Сов. радио», 1971.
2. Авербух Г. Ю., Розов Ю. Л., Челпанов И. Б. О погрешности измерения максимальных значений стационарного случайного процесса дискретными методами.— «Автометрия», 1973, № 2, с. 35—43.
3. Калмыков И. В., Куклин Г. Н., Резник А. Л. Аналитический способ приближения функций.— «Автометрия», 1975, № 2 ,с. 69—73.
4. Смирнов Н. В., Дунин-Барковский И. В. Курс теории вероятностей и математической статистики. М., «Наука», 1965.

Поступила в редакцию 28 июня 1976 г.;
окончательный вариант — 18 октября 1976 г.

УДК 532.57 : 621.375.8

В. Л. БУТОВ, А. И. ПОВРОЗИН
(Харьков)

ИЗМЕРЕНИЕ СКОРОСТИ ВОДНЫХ ПОТОКОВ В ШИРОКИХ ЛОТКАХ С ПОМОЩЬЮ ЛДИС

Совсем недавно лазерные допплеровские измерители скорости (ЛДИС) находили применение для исследования характеристик водных потоков в каналах с небольшими поперечными размерами (обычно не превышающими несколько сантиметров) [1—5].

Однако в настоящее время в связи с совершенствованием измерительной техники и методов измерений ЛДИС все чаще применяют для измерений в лотках шириной в десятки сантиметров, как, например, в [6, 7]. В связи с этим представляет интерес выяснение границ применимости ЛДИС для измерения характеристик потоков в широких лотках, особенно при использовании стандартной регистрирующей аппаратуры и наиболее широко применяющихся на практике гелий-неоновых ОКГ.

В качестве стандартной регистрирующей аппаратуры при измерении средних скоростей потоков обычно применяют анализаторы спектров (в экспериментах был использован С4-12). А из гелий-неоновых ОКГ наиболее часто применяют ЛГ-36, мощность излучения которого на длине волны 0,63 мкм в одномодовом режиме составляет 20 мВт (по паспортным данным).

Определялось отношение сигнал/шум в зависимости от скорости потока для различной ширины экспериментального лотка. Измерения проводились аналогично работе [8]. На рис. 1 показана схема экспериментальной установки ЛДИС. В качестве оптической схемы использована дифференциальная схема. Ее выбор основан на преимуществах перед другими схемами: простоте настройки и юстировки, возможно-