

УДК 621.396 + 519.2

## ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ИЗМЕНЕНИЯ КАЧЕСТВА СВЯЗИ ПО ВРЕМЕННЫМ ИСКАЖЕНИЯМ

А.Ф. Барышников, аспирант МТУСИ; tara@nm.ru

**Ключевые слова:** временные искажения, прогнозирование, фазоманипулированный сигнал, L-моменты.

Для повышения надежности систем связи в них вводят блоки оценки и прогнозирования состояния канала связи. Учитывая, что в радиоканале сигнал зашумлен смесью аддитивных и мультипликативных помех, трудно определить степень влияния каждой из помех на верность приема. Поэтому существует потребность в интегральных оценках воздействия всех искажающих факторов на качество связи. Подобной оценкой могут служить временные искажения (ВИ) сигнала. В данном случае под ВИ будем понимать краевые искажения.

Функция плотности ВИ фазоманипулированного сигнала (ФТ) для канала с замираниями и сосредоточенной по спектру помехой [1]:

$$f_{\text{ФТ}}(\delta) = \frac{1}{\pi} \sum_{k=0}^{m_n-1} \binom{m_n-1}{k} \frac{B(1/2 + m_c, 1/2 + k)}{B(m_c, m_n)} \left[ \frac{\frac{2\tau_0}{\tau_n} \beta^{2(m_c+k)} \left(\frac{2\tau_0}{\tau_n} \delta\right)^{2(m_n-1-k)}}{\left[\beta^2 + \left(\frac{2\tau_0}{\tau_n} \delta\right)^2\right]^{m_c+m_n-1/2}} D(\delta) + \sum_{n=0}^{m_n-1+k} \binom{m_n-1+k}{n} \frac{(-1)^n}{m_n-1/2-k+n} \left[1 - \left(\frac{1}{1+\beta^2}\right)^{m_n-1/2-k+n}\right] \right]; |\delta| \leq 0,5,$$

где  $\binom{\cdot}{\cdot}$  – биномиальный коэффициент;  $B$  – бета-функция;

$$D(\delta) = \begin{cases} 1, & \text{если } |\delta| \leq \tau_n/2\tau_0; \\ 0, & \text{если } |\delta| > \tau_n/2\tau_0; \end{cases}$$

$m_c, m_n$  – коэффициенты, характеризующие замирания сигнала и помехи;  $\beta^2 = \frac{m_c}{m_n} h_0^{-2}, h_0^2$  – отношение средних мощностей сигнала и помехи на входе детектора;  $\tau_0$  – длительность элементарного сигнала;  $\tau_n$  – длительность переходного процесса в узкополосном тракте приемника;  $\tau_n/\tau_0 = 1$  – значение по умолчанию.

Функция плотности ВИ частотно-манипулированного сигнала (ЧТ) мало отличается по форме от функции плотности ВИ для ФТ-сигнала.

Задача прогнозирования заключается в обнаружении изменения тренда помеховой обстановки в канале по изменению ФПВ ВИ. У канала будут два возможных состояния (две гипотезы):  $H_0$  – помеховая обстановка не меняется;  $H_1$  – ме-

няется. Также  $H_0$  указывает на основное распределение ВИ, а  $H_1$  – на альтернативное, приходящее на смену основному.

Введем три вида преобразований выборки ВИ. Они представляют собой статистики с распределениями, близкими к нормальному:

$$X1 = \sqrt{\frac{1}{n}} \sum_{i=1}^n |\delta_i|; \quad X2 = \sqrt{\frac{1}{n}} \sum_{i=1}^n \delta_i^2; \quad X3 = \ell_4/\ell_2;$$

$$\ell_2 = \frac{1}{2} \binom{n}{2}^{-1} \sum_{i=1}^n \left\{ \binom{i-1}{1} - \binom{n-i}{1} \right\} \delta_{(i)};$$

$$\ell_4 = \frac{1}{4} \binom{n}{4}^{-1} \sum_{i=1}^n \left\{ \binom{i-1}{3} - 3 \binom{i-1}{2} \binom{n-i}{1} + 3 \binom{i-1}{1} \binom{n-i}{2} - \binom{n-i}{3} \right\} \delta_{(i)},$$

где  $X3$  – это  $L$ -эксцесс [2];  $\delta_{(i)}$  –  $i$ -я порядковая статистика;  $n$  – размер выборки.

На рис. 1 изображены ФПВ ВИ при следующих параметрах:  $H_0 - 5, 1, 2$  (ОСШ,  $m_c, m_n$ ),  $H_1 - 8, 1, 2$ . При вероятности ложной тревоги  $\alpha = 2 \cdot 10^{-2}$  и размере выборки  $n=200$  наиболее мощным критерием из предложенных оказывается  $X1$  (корень из среднего модуля ВИ), его мощность равна 0,72.

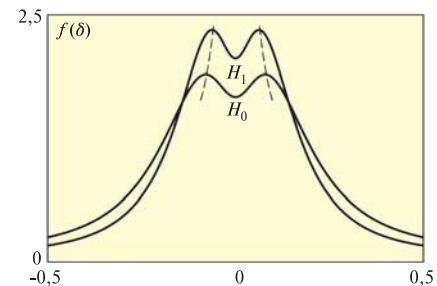


Рис. 1

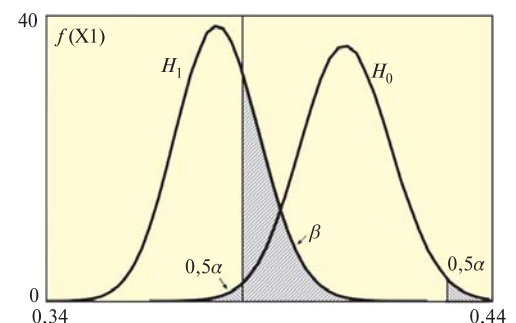


Рис. 2

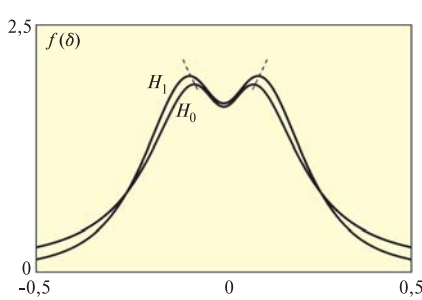


Рис. 3

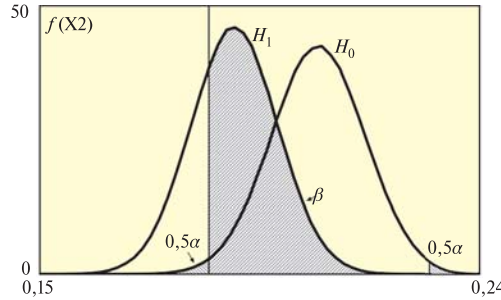


Рис. 4

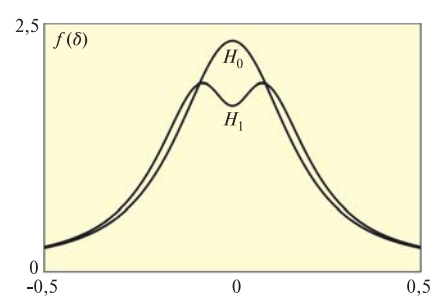


Рис. 5

Аналогичные расчеты мощности для критериев X2 и X3 дают значения 0,61 и 0,34.

На рис. 2 изображена функция плотности статистики X1 при тех же параметрах ВИ, что и на рис. 1 ( $\beta$  – вероятность пропуска сигнала,  $1-\beta$  – вероятность правильного обнаружения или мощность критерия). Видно, что различия в плотностях становятся более заметными благодаря трансформациям, которые производит статистика X1.

Параметры ВИ на рис. 3:  $H_0 - 5, 1, 2$ ,  $H_1 - 5, 2, 2$ . Значения  $\alpha$  и  $n$  те же, что и в предыдущем эксперименте. В данном случае наибольшую мощность демонстрирует X2 – среднеквадратичное отклонение ВИ. Мощности критериев X1–X3: 0,17; 0,28; 0,05. На рис. 4 изображена функция плотности статистики X2 при тех же параметрах ВИ, что и на рис. 3.

Параметры ВИ на рис. 5:  $H_0 - 5, 1, 1$ ;  $H_1 - 5, 1, 2$ . Здесь высокая мощность отмечается у критерия X3 (L-экссесса). Мощности критериев X1–X3: 0,17; 0,07; 0,25.

Теперь на основании предложенных критериев можно создать устройство прогнозирования. На рис. 6 изображена структурная схема подобного устройства ( $\alpha$  – ошибка I типа для одного критерия; для трех критериев  $\alpha_3 = 1 - (1 - \alpha)^3 \approx 3\alpha$ ). В основе устройства три буфера, в которых будут храниться последние  $N$  значений статистик X1, X2, X3. Особенностью данных статистик является то, что они хорошо аппроксимируются нормальным распределением. Это упрощает как моделирование, так и практическую реализацию устройства на их базе.

Накапливая последние  $N$  значений статистики в буфере, можно найти параметры выборочного распределения статистики ( $\mu$  и  $\sigma$ ). Для каждой статистики существует свой доверительный интервал, зависящий от доверительной вероятности  $(1-\alpha)$  и параметров нормального распределения. Если значение статистики, полученное для выборки из буфера, не попадает в доверительный интервал, то данное значение маловероятно и может свидетельствовать об изменении выборочного распределения статистики. Подобное изменение, в свою очередь, говорит об изменении помеховой обстановки в канале. Выход за границы доверительного интервала любой из трех статистик служит сигналом для смены канала.

Память буфера делится на две области: активную (для вычисления параметров распределения) и пассивную (для образования защитного интервала). Пассивная область (размером  $N_p$ ) повышает эффективность обнаружения изменений тренда, поскольку значения статистики из другого распределения (гипотеза  $H_1$ ) не попадают напрямую в активную область (размером  $N-N_p$ ) и, соответственно, не сразу начинают влиять на параметры выборочного распределения ( $\mu$  и

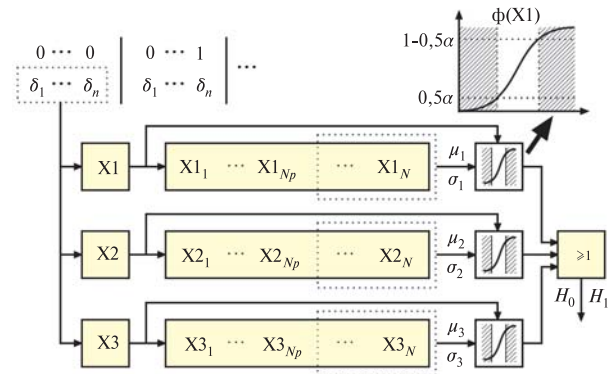


Рис. 6

$\sigma$ ). Значения статистики из другого распределения попадают в активную область с задержкой в  $N_p$  значений.

Размеры буфера и выборки выбираются из соображений стационарности характеристик канала на интервале наблюдения. Чем больше  $N_p$  (размер пассивной области буфера), тем выше вероятность правильного обнаружения, однако уменьшение размера активной области буфера снижает точность определения параметров критерия ( $\mu$  и  $\sigma$ ), что, в свою очередь, может привести к росту вероятности ложной тревоги.

Увеличение  $n$  (размера выборки) также повышает вероятность правильного обнаружения. Данный параметр позволяет установить такую чувствительность системы, при которой она не реагирует на незначительные изменения помеховой обстановки.

**Для обнаружения изменений тренда процесса, имеющего различные причинно-следственные связи, предложены критерии, отличающиеся простотой и высокой мощностью. Другим важным достоинством критериев является близость распределения статистик к нормальному. Все эти качества позволяют реализовать эффективный комплекс прогнозирования изменений тренда процесса.**

ЛИТЕРАТУРА

1. **Гузев В.Е.** Методика получения плотности распределения временных искажений двоичных сигналов на выходе канала с замираниями и сосредоточенной по спектру помехой. – М.: МЭИС, 1987 (Деп. в ЦНТИ «Информсвязь» 15.12.87, № 1230).
2. **Hosking J.R.M.** L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics // Journal of the Royal Statistical Society. – 1990. – Series B, 52. – С. 105–124.

Получено после доработки 5.04.11