

УДК 621. 396

МОНИТОРИНГ КАНАЛОВ ПОЛЬЗОВАТЕЛЕЙ СЕТИ БЕСПРОВОДНОГО ДОСТУПА

С.Б. САЛОМАТИН, А.А. ОХРИМЕНКО, Т.М. КАЗУБОВИЧ

Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники
П. Бровка, 6, Минск, 220013, Беларусь

Поступила в редакцию 26 октября 2015

Приведена методика решения задачи мониторинга каналов сети беспроводного доступа на основе алгоритма идентификации пространственно-временного характера сигнала. Приведены результаты моделирования градиентной адаптивной процедуры, позволяющей идентифицировать параметры канала сети, с использованием авторегрессионной модели.

Ключевые слова: идентификация сигнала, пространственно-временная модель канала, статистическое тестирование источника излучения.

Введение

Одним из критериев оценки эффективности защиты радиоэлектронной системы, работающей в условиях жестких ограничений техногенной модели, является принцип эффективного наблюдателя, который требует осуществления мониторинга каналов взаимодействия в их взаимосвязи с показателями политики безопасности [1, 2]. Задача мониторинга может быть решена на основе идентификации пространственно-временного характера сигналов пользовательских терминалов.

Модели радиоканалов

Частотная характеристика канала. На приемной стороне хранится версия частотной характеристики канала $H_0(f)$ измеренная заранее. Кроме того, на приемной стороне имеется возможность получать текущую частотную характеристику канала $H_l(f)$. Образум по результатам измерений два вектора, \mathbf{H}_0 и \mathbf{H}_l , каждый длиной L . Каждую l -ю выборку вектора \mathbf{H}_0 в момент времени kT_d , где T_d – интервал дискретизации, можно представить в виде суммы трех компонент: усредненного отклика среды распространения $\bar{H}_0[l]$, переменного параметра $\mu_0[l, k]$ и шума приемника $\xi_0[l, k]$ [2]: $H_0[l, k] = \bar{H}_0[l] + \mu_0[l, k] + \xi_0[l, k]$, $1 \leq l \leq L$, где $\xi_0[l, k]$ – шум комплексный, гауссовский с нулевым средним значением и дисперсией σ_ξ^2 , $\xi_0[l, k] \sim CN(0, \sigma_\xi^2)$.

Профиль задержки и временной фединг. Импульсная характеристика многолучевого канала определяется как $h(t, \tau)$, где t – время наблюдения, $m\Delta\tau$ – величина задержки m -й компоненты $U_m(t)$ многолучевого сигнала; $\Delta\tau = 1/F$. Преобразование Фурье $h(t, \tau)$ позволяет вычислить переменную компоненту $\mu_0[l, k]$.

Положим, что спектр мощности задержки описывается односторонней экспоненциальной зависимостью $P_\tau[m] = \sigma_\tau^2 (1 - \exp(-\gamma\Delta\tau)) \exp(-\gamma m\Delta\tau)$, где $\gamma = 2\pi W_c$ – коэффициент, учитывающий величину когерентности переменной компоненты; W_c – ширина полосы частот когерентной части переменной компоненты.

Модель временной функции амплитуды $U_m[k]$ представляет собой авторегрессионный процесс первого порядка (АР-1): $U_m[k] = aU_m[k-1] + \sqrt{(1-a^2)}P_{\tau}[m]\zeta_m[k]$, где a – коэффициент АР-1; $\zeta_m[k] \sim CN(0,1)$ – случайная инновационная компонента, независимая от $U_m[k]$.

Пространственная корреляция. Пространственная корреляция в канале взаимодействия двух пользователей влияет как на функцию \bar{H}_c , так и на переменную μ_c . Для второй составляющей μ_c можно выделить следующие граничные соотношения.

1. Переменные μ_c и μ_0 пространственно независимы и имеют одинаковые статистические распределения.

2. Полная пространственная корреляция переменных μ_c и μ_0 , $\mu_c = \mu_0$. В этом случае $H_c[l, k] = \bar{H}_c[m] + \mu_0[l, k] + \xi_c[l, k]$.

Алгоритм распознавания пользователей

Сформулируем две гипотезы. Гипотеза Γ_0 предполагает, что передающий терминал принадлежит авторизованному пользователю и находится в разрешенной пространственной зоне. Проверка гипотезы состоит в статистическом тестировании источника излучения на соответствие эталонной частотной характеристики канала $\Gamma_0: \mathbf{H}_l[k] = \mathbf{H}_0[k]$. Положительное решение выносится, если значение решающей статистики Z не превысит заданный порог Π .

Альтернативная гипотеза Γ_1 предполагает, что передающий терминал принадлежит другому пользователю $\Gamma_1: \mathbf{H}_l[k] \neq \mathbf{H}_0[k]$. Предположим, что на приемной стороне известны параметры α , W_c и σ_T . В качестве тестовой статистики определим значения:

$Z = \mathbf{z}^H \mathbf{z} = 2(\mathbf{H}_l[k] - \mathbf{H}_0[k-1])^H \mathbf{R}^{-1} (\mathbf{H}_l[k] - \mathbf{H}_0[k-1])$, где $\mathbf{z} = \sqrt{2}(\mathbf{R}_c^H)^{-1} (\mathbf{H}_l[k] - \mathbf{H}_0[k-1])$, \mathbf{R} – ковариационная матрица вектора $\mathbf{H}_0[k] - \mathbf{H}_0[k-1]$; \mathbf{R}_c – матрица разложения Холецки матрицы $\mathbf{R} = \mathbf{R}_c^H \mathbf{R}_c$.

Воспользуемся свойствами, справедливыми для авторегрессионных процессов:

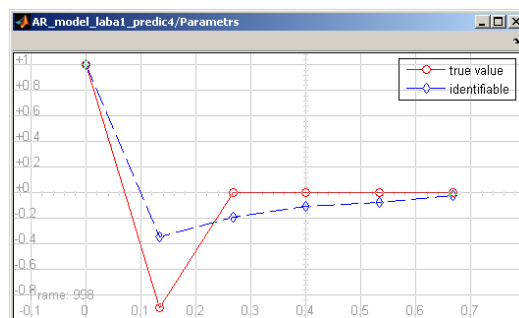
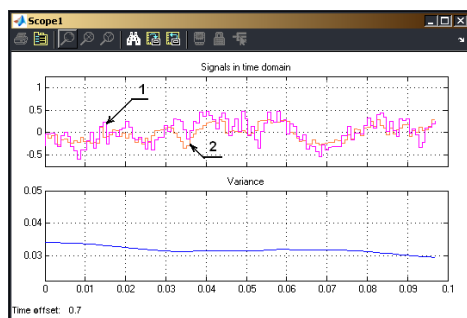
$$\mathbf{H}_0[k] - \mathbf{H}_0[k-1] \sim CN(0, \mathbf{R}),$$

где $\mathbf{R} = [r(i-j)]$, $1 \leq i, j \leq L$ – автокорреляционная матрица, элементы которой равны $r(l) = 2\sigma_T^2(1-a)(1 - \exp(-2\pi W_c / F)) / (1 - \exp(-2\pi W_c / F - j2\pi l / L))$, $1-L \leq l \leq L-1$;

$$\mathbf{H}_c[k] - \mathbf{H}_0[k-1] \sim CN(\bar{\mathbf{H}}_c - \bar{\mathbf{H}}_0, \mathbf{D}), \text{ где } \mathbf{D} \text{ – ковариационная матрица.}$$

Тестовая статистика Z имеет хи-квадрат распределение с $2L$ степенями свободы $Z \sim \chi_{2L}^2$. Вероятность ошибки или вероятность превышения тестовой статистикой порогового значения запишется как $\alpha = \Pr\{Z > \Pi | \Gamma_0\} = 1 - \Phi_{\chi_{2L}^2}(\Pi)$, где $\Phi_{\chi_{2L}^2}(X)$ – интегральная функция распределения случайной величина X .

Градиентная адаптивная процедура идентификации параметров модели. Позволяет рекурсивно идентифицировать p -компонентный вектор АР-параметров в момент времени $n+1$ по его оценке в момент $n = N$ [3]. На рисунке приведены графики процесса идентификации параметров модели радиосигнала с фазовой манипуляцией.



Графики процесса идентификации параметров модели радиосигнала с фазовой манипуляцией: слева – сигнала (1), помехи (2) и дисперсии ошибки; справа – параметры модели после идентификации

Заключение

Рассмотренный метод и алгоритмы позволяют решить задачу идентификации передающих терминалов авторизованных пользователей и обеспечить мониторинг каналов пользователей радиосети и пространственную защиту по радиоканалу от несанкционированного доступа.

CHANNELS OF WIRELESS NETWORK MONITORING

S.B. SALOMATIN, A.A. OKHRIMENKO, T.M. KAZUBOVICH

Abstract

A methodology and space-state algorithm identification signal for decided problem of channel of wireless network monitoring is represented. Computational result simulation of algorithm identification parameters with regression model of channels wireless network is demonstrated.

Список литературы

1. Владимирова В.И., Лихачев В.П., Шляхин В.М. Антагонистический конфликт радиоэлектронных систем. Методы и математические модели. М., 2004.
2. Xiao L., Greenstein L.J., Mandayam N.B. et al. Using the Physical Layer for Wireless Authentication in Time-Variant Channels // arXive 09074919 2009. Vol. 1.
3. Уидроу Б., Стирнз С.Д. Адаптивная обработка сигналов. М., 1989.