

Висновки

Таким чином, в роботі проведено аналіз довідника стандартних профілів захищеності на предмет їх складу та властивостей. Здійснено математичний опис профілю, а також визначено важливий підхід щодо проведення процесу порівняння профілів за певною шкалою. Саме завдяки сформульованому підходу виявилася можливість отримати загальні оцінки рівня захищеності конкретних АС в термінах ймовірностей, а також оцінки трудомісткості побудови СЗІ. Причому слід підкреслити, що запропонований формалізм базується на основі лише детального аналізу існуючих нормативних документів і досить загальних міркувань.

В подальшому отримані результати дозволять розглянути важливу задачу формального опису процесу вибору найбільш придатного профілю для конкретних АС, а також суттєво полегшити розв'язок проблеми формального опису вимог щодо критеріїв гарантії [3].

Література: 1. Загальні положення щодо захисту інформації в комп'ютерних системах від несанкціонованого доступу. – НД ТЗІ 1.1-002-99, ДСТСЗІ СБ України, Київ, 1999. 2. Термінологія в галузі захисту інформації в комп'ютерних системах від несанкціонованого доступу. – НД ТЗІ 1.1-003-99, ДСТСЗІ СБ України, Київ, 1999. 3. Критерії оцінки захищеності інформації в комп'ютерних системах від несанкціонованого доступу. – НД ТЗІ 2.5-004-99, ДСТСЗІ СБ України, Київ, 1999. 4. Класифікація автоматизованих систем і стандартні функціональні профілі захищеності оброблюваної інформації від несанкціонованого доступу. – НД ТЗІ 2.5.-005 -99, ДСТСЗІ СБ України, Київ, 1999. 5. Антонюк А. О. Про деякі важливі поняття захисту інформації в автоматизованих системах // Наукові записки НаУКМА. – 2002. – № 2. – 8 с. 6. Мельников В. В. Защита информации в компьютерных системах. – М.: Финансы и статистика, 1997.

УДК681.391

АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ ЧАСТОТЫ ДИСКРЕТИЗАЦИИ НА ТОЧНОСТЬ ЦИФРОВОЙ ОБРАБОТКИ РЕЧЕВЫХ СИГНАЛОВ В СИСТЕМАХ БИОМЕТРИЧЕСКОЙ ИДЕНТИФИКАЦИИ

Владимир Журавлев

Запорожский национальный технический университет

Аннотация: Проведен анализ критериев выбора оптимальной частоты дискретизации при создании эталона идентификации речевых сигналов. Теоретически обоснована и экспериментально подтверждена точность алгоритма расчета частоты дискретизации, основанная на критерии заданной максимальной дисперсии и интервальной вероятности аппроксимации автокорреляционной функции сигнала на интервале корреляции.

Summary: The analysis of optimal discretization frequency during speech signals identification standard creating is given in present article. The precision of sampling frequency calculation algorithm, based on criteria of established maximum dispersion and interval approximation probability of signal autocorrelation function on correlation window is theoretically based and experimentally confirmed.

Ключевые слова: Идентификация, речевой сигнал, частота дискретизации, максимально допустимая дисперсия.

I Введение

Традиционные методы идентификации абонента точки доступа сети связи, в основе которых применяются различные идентификационные карты, ключи или уникальные данные, такие как, например, пароль, не являются надежными в той степени, которая требуется на сегодняшний день. Естественным направлением в повышении надежности систем разграничения доступа стало внедрение в системы безопасности биометрических технологий.

Биометрическая система аутентификации по характеристикам и параметрам речи включает в себя технологический этап создания эталонов идентификации, которые должны отражать индивидуальные особенности речеобразующего тракта разрешенных абонентов точки доступа.

В связи с тем, что речевой сигнал в общем случае представляет собой нестационарный стохастический процесс, создание эталона идентификации с определенными статистическими параметрами является сложной научно технической задачей, не решенной до настоящего времени, что определяется невысокой

точностью биометрических систем речевой аутентификации [1].

Точность цифровой обработки речевого сигнала на интервале идентификации можно повысить путем выбора оптимальной частоты дискретизации. В качестве критерия оптимизации предлагается максимально допустимое значение параметра дисперсии погрешности определения математического ожидания точечной интервальной оценки значения сигнала. Статистические параметры точности обработки анализируются на интервале корреляции автокорреляционной функции исходного речевого сигнала.

II Постановка задачи

Речевые технологии являются частью систем доступа, в связи с этим, по соображениям безопасности, разработчики предпочитают не публиковать конкретные алгоритмы и их параметры.

Известна [2] система VIS (Voice Identification System) идентификации личности по голосу, разработанная в Киевском НИИ судебных экспертиз. Она представляет собой программный пакет для автоматической текстонезависимой идентификации по голосу, основанный на долговременном усреднении параметров речи.

При выполнении алгоритма идентификации система VIS определяет вокализованные участки фонем, на которых измеряет 5 групп параметров среди которых: спектральные коэффициенты, кепстральные коэффициенты, частоты: основного тона, первых трех формант и антиформанты, отношения формантных частот. Измеренные параметры усредняются. После этого находится расстояние между векторами средних значений параметров, измеренных в исследуемой фонограмме и фонограмме с эталонами речи. Если это расстояние меньше определенного порога, речевые сигналы считаются совпадающими. Работы по идентификации личности, проведенные с собранной базой данных речевых сигналов, дали 92% правильных решений.

В описании программного пакета VIS не приведены точность измерения групп параметров и частота дискретизации обрабатываемых речевых сигналов, однако определен аппаратный состав персональной ЭВМ, в котором указана 16-разрядная звуковая карта типа Sound Blaster 16, позволяющая устанавливать частоты дискретизации речевых сигналов от 8 кГц до 44,1 кГц.

Исходя из вышеизложенного и опубликованного в открытых изданиях [3,4] можно констатировать, что:

- при идентификации частотных компонент фонемы (формант) практически все разработчики систем речевой идентификации применяют цифровой спектральный анализ как основу цифровой обработки сегментов речевого сигнала и создания эталонов идентификации;
- для определения параметра частоты дискретизации исходного речевого сигнала во всех публикациях рекомендуется применение частотного критерия Котельникова;
- статистические оценки параметров эталона идентификации не приводятся.

Можно сделать вывод о том, что в настоящее время основным методом цифровой обработки речевых сигналов является алгоритм вычисления спектральной плотности мощности методом дискретного либо быстрого преобразования Фурье, усредненной на участке квазистационарного состояния вокализованных фонем, с частотой дискретизации, определяемой в соответствии с частотным критерием Котельникова.

Частотный критерий Котельникова обоснован для идеальных финитных по спектру и бесконечных во времени континуальных сигналов, он не дает рекомендаций по оптимизации частоты дискретизации при исследовании стохастических сигналов, к которым относятся речевые сигналы.

Целью данной статьи является анализ влияния частоты дискретизации на точность цифровой обработки речевого сигнала на интервале идентификации. Заданными критериями оптимизации являются статистические параметры точечной интервальной оценки погрешности определения сигнала. Критерий анализируется на интервале корреляции автокорреляционной функции (АКФ) сегмента идентифицируемого речевого сигнала.

III Предлагаемые алгоритмы и решения

Теоретические предпосылки

Пусть задан сегмент континуального речевого сигнала $s(t)$, который на интервале времени анализа T_i ($t \in T_i$) содержит идентифицируемую фонему, которая определяется верхней граничной частотой ω_v .

Так как речевой сигнал $s(t)$ представляет собой стохастический процесс с бесконечным (в пределе) количеством реализаций, то, согласно центральной предельной теореме теории вероятностей в формулировке Ляпунова, плотность его вероятности $w[s(t)]$ подчиняются нормальному закону распределения [5]

$$w[s(t)] = \frac{1}{D\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{[s(t) - M]^2}{2D}\right\} \quad (1)$$

где $M = M[s(t)] = \int_0^n s(t)w[s(t)]ds$ – математическое ожидание сигнала $s(t)$,

$$D = D[s(t)] = \int_0^n \{s(t) - M[s(t)]\}^2 w[s(t)]ds$$
 – дисперсия сигнала $s(t)$.

Математическое ожидание M и дисперсия D сигнала $s(t)$ характеризуют изменение сигнала в отдельные моменты времени t и не затрагивают связей сигнала в различные моменты времени интервала T_u . Эти связи можно определить, рассчитав автокорреляционную функцию (АКФ) $R_{ss}(\tau)$ сигнала $s(t, \tau \in t)$

$$R_{ss}(\tau) = \int_0^t s(t)s(t-\tau)d\tau \quad (2)$$

где τ - временной сдвиг определения круговой свертки сигнала $s(t)$.

Стационарными, в широком смысле (по А. Я. Хинчину) [6], понимаются такие случайные процессы, у которых математическое ожидание и дисперсия не зависят от времени, а АКФ зависит только от времени τ

$$\begin{aligned} M[s(t)] &= M(s), \\ D[s(t)] &= D(s), \\ R_{ss}(\tau) &= R_{ss}(t+\tau), \end{aligned} \quad (3)$$

где s любое значение сигнала $s(t)$ на интервале времени T_u .

Для стохастического стационарного процесса всегда имеется значение $\tau = \tau_0$ такое, что при $\tau > \tau_0$ значения сигналов $s(t)$ и $s(t, t+\tau_0)$ становятся независимыми, при этом абсолютная величина АКФ должна быть меньше заданной величины μ

$$|R_{ss}(\tau, \tau = \tau_0)| < \mu. \quad (4)$$

Значение τ_0 , называемое интервалом корреляции, связано с верхней граничной частотой сигнала фонемы и определяется как

$$\tau_0 = \frac{\pi}{\omega_s}. \quad (5)$$

Исходя из вышеизложенного, можно сделать вывод о том, что речевой сигнал $s(t)$ можно считать стационарным на интервале корреляции τ_0 .

Известно преобразование Хинчина – Винера [6], в соответствии с которым, спектральную плотность $S(\omega)$ стационарного случайного сигнала $s(t)$ можно представить как преобразование Фурье его АКФ

$$S(\omega) = \frac{1}{\pi} \int_0^{\tau_0} R_{ss}(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau. \quad (6)$$

Таким образом, спектральная плотность мощности стохастического сигнала $s(t)$ строго определяется только на временном интервале его стационарности τ_0 .

Стохастический сигнал будет эргодическим, если усреднение его значений по множеству реализаций равно усреднению по времени одной реализации с вероятностью, сколь угодно близкой к единице. Следовательно, если сигнал $s(t)$ считать эргодическим на интервале времени τ_0 , то

$$\begin{aligned} M(s) &= M[s(\tau_0)], \\ D(s) &= D[s(\tau_0)], \\ R_{ss}(\tau) &= s(\tau_0)s(\tau_0 + \tau). \end{aligned} \quad (7)$$

Для эффективной цифровой обработки речевых сигналов необходимо определить интервал времени τ_0 , на котором сигнал $s(t)$ обладает свойствами стационарности и эргодичности. На таком интервале возможна строгая оценка параметров сигнала одной выборкой $s(\tau_0)$ и данный интервал можно считать максимальным интервалом определения частоты дискретизации f_s сигнала $s(t)$. На данном интервале возможна оценка статистических параметров погрешности определения математического ожидания значений сигнала $s(t)$.

IV Анализ существующих критериев выбора частоты дискретизации

Частотный критерий Котельникова

Фундаментальное значение теоремы Котельникова [7] состоит в том, что она доказывает возможность восстановления сигнала $s^k(t)$ по его отсчетам, взятым через интервал $\text{tsk} \leq \pi/\omega$. На модель континуального сигнала по Котельникову $s^k(t)$ теоремой накладываются следующие требования:

- он должен быть бесконечен во времени,
- обладать финитным спектром.

Данным требованиям реальные речевые сигналы не удовлетворяют. Однако применение данного критерия подтверждает его работоспособность с определенными погрешностями при неудачном выборе интервала дискретизации tsk .

На основании выражений (7) можно заключить, что модель сигнала по Котельникову $\text{sk}(t)$ соответствует требованиям стационарности и эргодичности на интервале tsk . Требование финитности спектра в теореме Котельникова удовлетворяет требованиям стационарности, а требование бесконечности сигнала во времени требованиям эргодичности, с последующим усреднением параметров выборки отсчетов по ансамблю реализаций $\text{sk}(t)$, при условии несовпадения частот спектральных составляющих с субгармониками частоты дискретизации $\text{fsk}=1/\text{tsk}$.

Корреляционный критерий Железнова

Модель континуального сигнала $\text{ssh}(t)$ по Железнову [8] должна удовлетворять следующим требованиям:

- сигнал, взятый на конечной длительности T_u , представляет собой недетерминированный стационарный либо квазистационарный процесс,
- спектр сигнала сплошной и отличен от нуля на всей оси существования частот,
- интервал корреляции сигнала $\tau_0 \ll T_u$, АКФ $R_{ss}(\tau)=0$ вне интервала τ_0 ,
- мгновенная мощность сигнала ограничена.

Железновым Н. А. было доказано, что сигнал $s^{sh}(t)$ можно восстановить со сколь угодно малой ошибкой, если брать его отсчеты через интервалы времени $\text{tssh} \leq \tau_0$

Из теоремы следует, что квазистационарный сигнал $s^{sh}(t)$ на интервале $\text{tssh} \leq \tau_0$ можно считать стационарным (4) и, дополнительно, эргодическим (7). Требование сплошного спектра удовлетворяет условия стационарности, а требование равенства АКФ нулю вне интервала $\tau_0 \ll T_u$ удовлетворяет условия эргодичности.

Если принять во внимание выражение (5), то определение минимальной частоты дискретизации по Железнову $\text{fssh}=1/\text{tssh} \leq \tau_0$ соответствует теореме Котельникова.

Спектры идентифицируемых фонем речевого сигнала $s(t)$, в основном состоят из нескольких частотных областей, называемых формантами, поэтому спектр речевого сигнала не удовлетворяет второму требованию теоремы Железнова.

Требование $\tau_0 \ll T_u$ расплывчато, однако, если в качестве интервала идентификации T_u принимается значение слоговой постоянной (15-30мс), то для части фонем данное требование теоремы Железнова не выполняется.

Критерий допустимого отклонения

Для стохастических сигналов $\text{sd}(t)$, у которых известна одна реализация [9], целесообразно в некоторых случаях задавать критерий допустимого отклонения (ДО) ε аппроксимирующей функции $s^*d(t)$ от исходного сигнала $\text{sd}(t)$. Максимальный интервал дискретизации tsd определяется из условия, чтобы отклонение аппроксимирующей ломаной $s^*d(\Delta\text{tsd})$ от исходной функции $\text{sd}(t)$ не превышало по модулю заданного ДО ε

$$s^*d(\Delta t_s^d) - s^d(t) \leq |\varepsilon| \quad (8)$$

Данную задачу решают с помощью интерполяционной формулы Ньютона, в соответствии с которой значение функции $s^*d(\Delta\text{tsd})$ внутри интервала $\Delta\text{tsd}=t_{i+1}-t_i$ ($t_i \in t$) определяется выражением

$$s^*d(\Delta t_s^d) = s^d(t_i) + k_i [s^d(t_{i+1}) - s^d(t_i)], \quad (9)$$

где $k_i = \frac{t - t_i}{t_{i+1} - t_i}$.

При ступенчатой аппроксимации полиномом нулевого порядка максимальное абсолютное значение погрешности ε аппроксимации равно

$$|\varepsilon|_{\max} = \left(\frac{ds^d(t)}{dt} \right)_{\max} t_s^d, \quad (10)$$

а $\left(\frac{ds^d(t)}{dt} \right)_{\max}$ определяется для частоты ω_b .

Следовательно, минимальная частота дискретизации f_s^d определяется выражением

$$f_s^d \geq \frac{\left(\frac{ds^d(t)}{dt} \right)_{\max}}{|\varepsilon|_{\max}}. \quad (11)$$

В выражении (11) максимальная первая производная от сигнала $sd(t)$ предполагает известную амплитуду гармонической составляющей с максимальной частотой ω_b , что трудноосуществимо для стохастических речевых сигналов $s(t)$.

В Анализ максимально допустимой дисперсии на интервале корреляции АКФ

Предположим, что идентифицируемый сегмент стохастического речевого сигнала $s(t)$ стационарен (7) на интервале корреляции τ_0 его АКФ. Проведем его дискретизацию с частотой f_s на N эквидистантных тактовых интервалах времени (Δt_s). В результате получим стохастический сигнал $s^*(\Delta t_s)$, который с некоторой точностью аппроксимирует исходный сигнал $s(t)$. Потребуем, чтобы сигнал $s^*(\Delta t_s)$ на тактовом интервале Δt_s обладал свойством эргодичности.

Таким образом, на интервале корреляции τ_0 можно определить оценку математического ожидания $M[s^*(\tau_0)]$, которая будет случайной величиной, и являться приближенным значением вероятностной характеристики математического ожидания $M[s(t)]$ сигнала $s(t)$.

Погрешность приближения, равная

$$\Delta M = M[s^*(\tau_0)] - M[s(t)], \quad (12)$$

также будет случайной величиной.

Потребуем, чтобы оценка ΔM была несмещенной $M(\Delta M)=0$, состоятельной $\lim_{N \rightarrow \infty} D(\Delta M) = 0$, и эффективной.

Вследствие случайного характера погрешности ΔM для конкретизации точности приближенного равенства $M[s^*(\Delta t_s)] \approx M[s(t)]$ необходимо задать доверительную вероятность P_d того, что абсолютное значение погрешности $|\Delta M|$ не превысит некоторого предела ошибки ε

$$P_d = P(|\Delta M| \leq \varepsilon). \quad (13)$$

Вероятность ΔP_d симметричных доверительных границ $\Delta M \pm \varepsilon$ зададим

$$\Delta P_d = (1 - P_d) / 2. \quad (14)$$

Исходя из определения центральной предельной теоремы теории вероятностей по Лапласу [5] для сигналов $s(t)$, распределенных по нормальному закону выражение (13) будет иметь вид:

$$P_d \approx \Phi \left[\frac{\varepsilon}{\sigma(\Delta M)} \right] - \Phi \left[\frac{-\varepsilon}{\sigma(\Delta M)} \right] = 2\Phi \left[\frac{\varepsilon}{\sigma(\Delta M)} \right] = 2\Phi(z), \quad (15)$$

где $\Phi(z)$ – функция Лапласа для интервальной вероятности P_d , $\sigma(\Delta M)$ – задаваемая максимальная допустимая оценка среднеквадратического отклонения математического ожидания ΔM (13)

$$\sigma(\Delta M) = \frac{1}{\sqrt{N-1}} \sigma\{M[s^*(\Delta t_s)]\}. \quad (16)$$

Полагая $z = \varepsilon / \sigma(\Delta M)$, получим

$$\frac{\varepsilon \sqrt{N-1}}{\sigma\{M[s^*(\Delta t_s)]\}} = \Phi^{-1}(P_d / 2), \quad (17)$$

где Φ^{-1} – обратная функция Лапласа.

После преобразований выражения (17) для симметричных доверительных интервалов получим минимальное количество эквидистантных эргодических интервалов N на интервале корреляции τ_0 :

$$\sqrt{N_{\min} - 1} \geq \frac{\Phi^{-1}(P_D / 2) \sigma \{M[s^*(\Delta t_s)]\}}{\varepsilon}. \quad (18)$$

Введем обозначение

$$\xi(\varepsilon, \sigma, P_D) = \left[\frac{\Phi^{-1}(P_D) \sigma \{M[s^*(\Delta t)]\}}{\varepsilon} \right]^2 - 1. \quad (19)$$

С учетом выражения (5) частота дискретизации f_s , оптимизированная по критерию максимальной ошибки ε (13), максимального среднеквадратического отклонения σ (16) и интервальной вероятности РД, определения сигнала $s(t)$ аппроксимирующим сигналом $s^*(\Delta t_s)$, определится выражением:

$$f_s \geq \frac{\pi \xi(\varepsilon, \sigma, P_D)}{\tau_0}. \quad (20)$$

Таким образом, проведя анализ АКФ сегмента идентифицируемого речевого сигнала $s(t)$ на интервале T_u , можно определить значение интервала корреляции τ_0 . Далее задавая значение максимальной ошибки ε (13), максимального среднеквадратического отклонения σ (16) и интервальной вероятности РД, определения сигнала $s(t)$ аппроксимирующим сигналом $s^*(\Delta t_s)$ в интервале доверительных вероятностей ΔP_D , в соответствии с (15) определяем оптимальное значение частоты дискретизации f_s .

VI Результаты экспериментов

Эксперименты проводились на персональном компьютере, оснащенный звуковой картой Creative SB Audigy 2, позволяющей записывать сигналы с максимальной частотой дискретизации 96 кГц. Расчеты параметров, построение графиков и таблиц выполнялись в программной среде MatLab 6.5.

При помощи программного комплекса Cool Edit 2000 на жесткий диск компьютера записывались морфемы русского языка: «степь», «зерно», «шторм», содержащие щелевые согласные фонемы «с», «з», «ш» с широкополосным высокочастотным спектром. Эксперимент с высокочастотными фонемами позволяет определить максимальную частоту дискретизации речевых сигналов.

На временных интервалах активности морфем произвольно вырезались сегменты идентификации $s(t)$ длительностью 23 мс (рис. 1) и запоминались для последующей обработки.

При помощи программы дискретного преобразования Фурье рассчитывались спектры фонем (рис. 2) и определялись верхние граничные частоты ω_b для дальнейшего расчета частот дискретизации по критерию Котельникова и критерию максимального ДО по выражению (11). Частоты дискретизации по критериям Котельникова и Железнова совпадают.

С учетом аппаратных возможностей звуковой карты после расчета были приняты: $f_k=12\text{кГц}$, $f_d=48\text{кГц}$ (при $|\varepsilon| \leq 0.1$ максимальная амплитуда высокочастотных составляющих сигнала принималась равной единице).

В соответствии с выражением (2) рассчитывалась АКФ сигналов (рис. 3) и определялся интервал корреляции τ_0 .

В соответствии с выражением (19) был задан параметр $\varepsilon=0.1$, $\sigma_{\max}=0.22$ ($D=0.05$) доверительная вероятность $P_D=0.90$, симметричные доверительные интервалы $\Delta P_D=0.1$. По таблицам квантилей нормального распределения [5] определен параметр $\Phi^{-1}(z)$. В соответствии с формулой (20) рассчитана частота дискретизации $f_s=158\text{кГц}$. Исходя из возможностей звуковой карты компьютера $f_s=96\text{кГц}$.

Для частоты дискретизации $f_d=96\text{кГц}$ (критерий максимальной допустимой дисперсии) были рассчитаны сигнал $s(t)$ (рис. 1а), его спектр $S(f)$ (рис. 2а) и АКФ $R_{ss}(\tau)$ (рис. 3а).

Для частоты дискретизации $f_k=12\text{кГц}$ (критерий Котельникова) были рассчитаны сигнал $s(t)$ (рис. 1б), его спектр $S(f)$ (рис. 2б) и АКФ $R_{ss}(\tau)$ (рис. 3б).

Для частоты дискретизации $f_d=48\text{кГц}$ (критерий ДО) были рассчитаны сигнал $s(t)$ (рис. 1в), его спектр $S(f)$ (рис. 2в) и АКФ $R_{ss}(\tau)$ (рис. 3в).

Как видно из рис. 1, форма временного представления сигнала $s(t)$ при увеличении частоты дискретизации, что и следовало ожидать, улучшается, при частоте $f_s=96\text{кГц}$ идентифицированы все высокочастотные составляющие. Сигнал, дискретизированный по критерию Котельникова не содержит высокочастотных составляющих (см. 17мс, 25мс).

Спектр сигнала $S(f)$ (рис. 2), интегрированный на сегменте $t=23\text{мс}$ практически идентичен (как по

амплитудам, так и по частотам) для всех частот дискретизации, однако в высокочастотной части (выше 2500Гц) для критерия Котельникова наблюдаются отклонения амплитуд частотных составляющих.

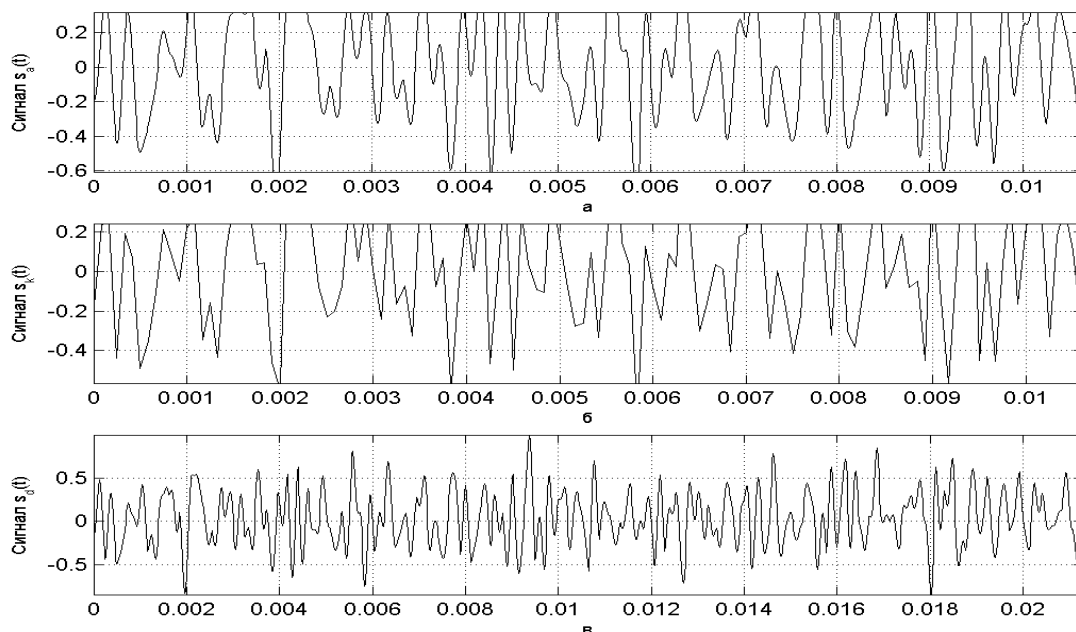


Рисунок 1 – Фонема «ш», сигнал $s(t)$, а – статистический критерий (увеличено); б – критерий Котельникова (Железнова) (увеличено), в – критерий допустимого отклонения.

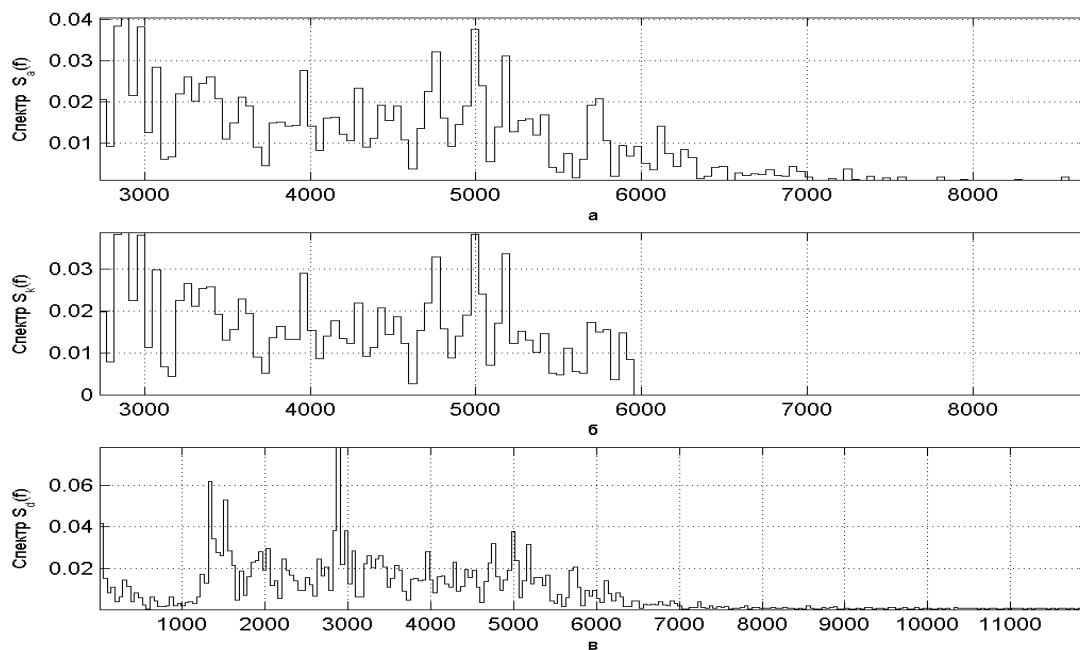


Рисунок 2 – Фонема «ш», спектр $S(f)$ сигнала, а – статистический критерий (увеличено); б – критерий Котельникова (Железнова) (увеличено), в – критерий допустимого отклонения.

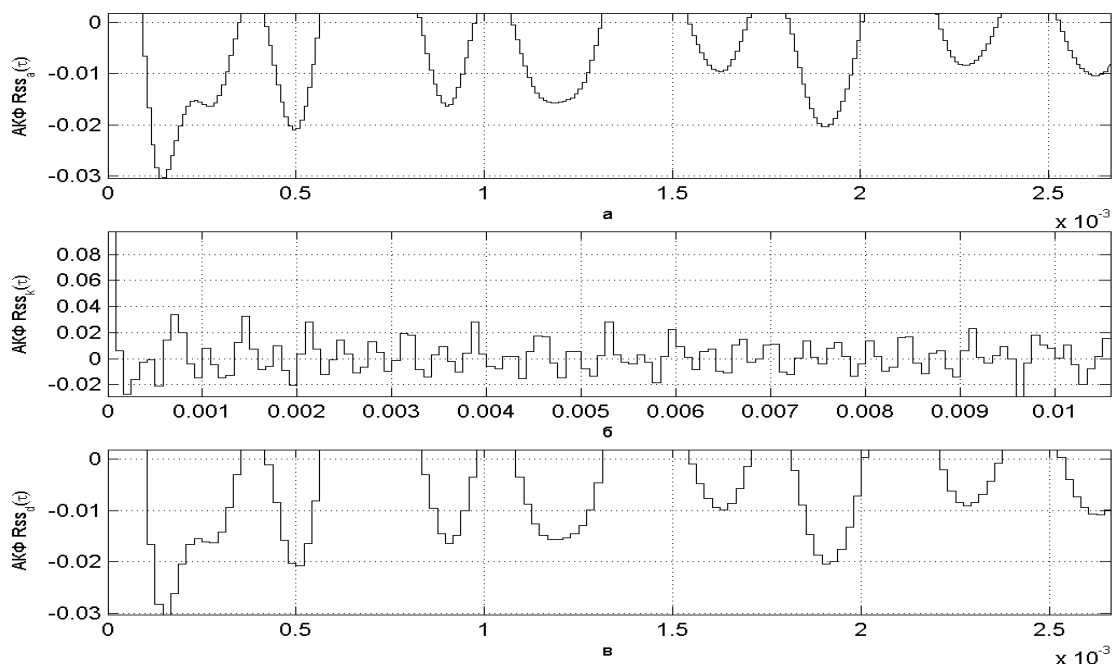


Рисунок 3 – Фонема «ш», АКФ $R_{ss}(\tau)$, а – статистический критерий (увеличено); б – критерий Котельникова (Железнова), в – критерий допустимого отклонения (увеличено).

График АКФ $R_{ss}(\tau)$ (рис. 3) для $f_k=12$ кГц малоинформативен (один – два отсчета на интервале корреляции), в связи с этим дальнейшее применение корреляционного анализа при идентификации фонем может быть малоэффективным, для частот дискретизации $f_s=96$ кГц и $f_d=48$ кГц наблюдаются несущественные искажения формы в районе 2.5мс и 5мс.

Для вышеуказанных фонем на интервале корреляции были рассчитаны: математическое ожидание (M), среднее квадратическое отклонение (σ), интервальные оценки M ($M\pm\sigma$) для доверительной вероятности $\Delta p=0.1$ и интервальной вероятности 0.90), дисперсия (D) и интервал корреляции τ_0 .

Данные расчета сведены в табл. 1.

Таблица 1

Критерий		АКФ	Котельникова	Допустимого отклонения
Фонема	Параметр	$f_s=96$ кГц	$f^k=12$ кГц	$f^d=48$ кГц
с	M	0.077521	0.10523	0.074925
	σ	0.030166	-	0.037646
	$M-\sigma$	0.040064	-	-0.018593
	$M+\sigma$	0.11498	-	0.16844
	D	0.00091001	-	0.0014172
	τ_0	5.2083e-005	8.3333e-005	6.25e-005
ш	M	0.060313	0.052023	0.059118
	σ	0.033934	0.064726	0.038324
	$M-\sigma$	0.034228	-0.52951	0.011533
	$M+\sigma$	0.086397	0.63356	0.1067
	D	0.0011515	0.0041894	0.0014687
	τ_0	9.375e-005	0.00016667	0.00010417

Критерий		АКФ	Котельникова	Допустимого отклонения
Фонема	Параметр	$f_s=96\text{кГц}$	$f^c=12\text{кГц}$	$f^d=48\text{кГц}$
з	M	0.08319	0.086393	0.083668
	σ	0.043433	0.044923	0.043655
	M- σ	0.076574	0.065944	0.074194
	M+ σ	0.089805	0.10684	0.093141
	D	0.0018864	0.0020181	0.0019057
	τ_0	0.00175	0.00175	0.00175

Как видно из результатов расчета параметров критерия заданных статистических оценок погрешности определения сигнала на интервале корреляции с рассчитанной частотой дискретизации $f_s=96\text{кГц}$ для фонем с широкополосным высокочастотным спектром, рассчитанное среднеквадратическое отклонение хуже заданного, т. к. частота дискретизации $f_s=96\text{кГц}$ меньше рассчитанной (20) $f_s=158\text{кГц}$.

Таким образом, при обработке речевых сигналов, дискретизированных с вышеуказанной частотой, целесообразно применять корреляционные алгоритмы. При этом гарантируется заданная статистическая оценка погрешности аппроксимирующего сигнала.

Выводы

Сравнение результатов эксперимента и расчетных исследований позволяет сделать вывод о том, что предложенный критерий оптимизации частоты дискретизации стохастического речевого сигнала, основанный на заданных максимальных статистических оценках погрешности его определения на интервале корреляции, позволяет строго гарантировать точность его цифрового представления.

В связи с тем, что применение данного критерия для сигналов с верхней граничной полосой порядка 10кГц потребует АЦП с высокими граничными частотами, возможно применение АЦП с транскодированием дельта модулированных сигналов в импульсно – кодовую модуляцию и наоборот, которые предложены в авторских свидетельствах [10, 11].

Распространение предложенного критерия на иные виды стохастических сигналов, например с осциллирующей АКФ, требует дополнительных исследований.

Литература: 1. Бекман Д. Аутентификация пользователей при подключении к сети. – М.: Радио и связь, 1997. – 256 с. 2. Новосельский А. Ф., Жариков Ю. Ф. Программный пакет VIS для идентификации по голосу //Тезисы докладов 8-й Международной конференции "Информатизация правоохранительных систем". – М.: 1999. – С 323-324. 3. Рабинер Л., Шафер Р. Цифровая обработка речевых сигналов. – М.: Радио и связь, 1981. – 496 с. 4. Вокoderная телефония. Методы и проблемы. Под ред. А. А. Пирогова – М.: Связь, 1974. – 536 с. 5. Вентцель Е. С., Овчаров Л. А. Теория вероятностей и ее инженерные приложения. – М.: Наука, 1988. – 480 с. 6. Купер Дж., Макгиллем К. Вероятностные методы анализа сигналов и систем: Пер. с англ. – М.: Мир, 1989. – 376с. 7. Котельников В. А. Теория потенциальной помехоустойчивости. – М.: Радио и связь, 1998. – 152 с. 8 Основы теории информации и кодирования/ И. В. Кузьмин, В. А. Кедрус. – К.: Вища школа, 1986. – 238 с. 9. Брандт З. Статистические методы анализа наблюдений. – М.: Мир, 1975. – 312 с. 10. А. с. 282207 СССР. МКИ НОЗМ 7/32. Цифровой преобразователь импульсно-кодово-модулированных в дельта-модулированные сигналы / В. Н. Журавлев, В. И. Жуковицкий, Г. В. Кузнецов (СССР). -N 3185490/24; Заявлено 04.11.87; Зарегистр. в Гос. реестре изобретений СССР 01.09.88. 11. А.с. 288569 СССР, МКИ НОЗМ 3/32. Преобразователь дельта-сигма-модулированного сигнала в сигнал с импульсно-кодовой модуляцией / В. И. Жуковицкий, В. Н. Журавлев, Г. В. Кузнецов и др. (СССР). - N 3192864/24-24; Заявлено 01.03.88; Зарегистр. в Гос. реестре изобретений СССР 01.02.89.

УДК 681.396

МЕТОДИКА АНАЛІЗУ НАДІЙНОСТІ КОМПЛЕКСНИХ СИСТЕМ ЗАХИСТУ ІНФОРМАЦІЇ В АВТОМАТИЗОВАНИХ СИСТЕМАХ

Ігор Павлов

ВІПІ НТУУ “КПІ”

Анотація: Розглядається методика аналізу надійності комплексних систем захисту інформації в автоматизованих системах під час проектувань. Пропонується алгоритм аналізу надійності.