

АЛГОРИТМЫ АДАПТИВНОЙ И РАНГОВОЙ КЛАССИФИКАЦИИ ШУМОВ ДЫХАНИЯ

В. Т. ГРИНЧЕНКО, В. В. КРИЖАНОВСКИЙ, В. В. КРИЖАНОВСКИЙ-м.л.

Институт гидромеханики НАН Украины, Киев

Получено 14.06.2002

На основе статистического подхода сформулирована задача классификации состояния органов дыхания человека. В качестве основной информативной характеристики использована спектральная плотность мощности шумов дыхания. С целью минимизации априорной информации рассмотрен случай разделения спектральных характеристик шумов дыхания на два класса, включающих пациентов со здоровыми и больными органами дыхания. Синтезирован алгоритм адаптивной классификации, использующий для обучения эталонную выборку шумов дыхания здоровых пациентов. Выполнен анализ структуры алгоритма и проведено его упрощение, повышающее устойчивость к амплитудным характеристикам, несущественным для задачи классификации. Рассмотрена задача классификации при отсутствии эталонных обучающих записей шумов дыхания. Предложены алгоритмы классификации, использующие информацию о структуре рангов отсчетов спектральной плотности мощности шумов дыхания. Показано, что указанная методика обработки сигнала нечувствительна к амплитудным множителям, учитывающим ритмику дыхания и влияние тракта регистрации. Выполнена экспериментальная проверка синтезированных алгоритмов. Определены условия, обеспечивающие повышение их эффективности и надежности.

На основі статистичного підходу сформульовано задачу класифікації стану органів дихання людини. Як основну інформативну характеристику використано спектральну щільність потужності шумів дихання. З метою мінімізації априорної інформації розглянуто випадок поділу спектральних характеристик шумів дихання на два класи, які включають пацієнтів зі здоровими й хворими органами дихання. Синтезовано алгоритм адаптивної класифікації, який використовує для навчання еталонну вибірку шумів дихання здорових пацієнтів. Виконано аналіз структури алгоритму й проведено його спрощення, яке підвищує стійкість до амплітудних характеристик, несуттєвих для задачі класифікації. Розглянуто задачу класифікації при відсутності еталонних навчальних записів шумів дихання. Запропоновано алгоритми класифікації, які використовують інформацію про структуру рангів відліків спектральної щільності потужності шумів дихання. Показано, що вказані методики є нечутливими до амплітудних множників, які враховують ритміку дихання та вплив тракту реєстрації. Виконано експериментальну перевірку синтезованих алгоритмів. Визначені умови, що забезпечують підвищення їхньої ефективності й надійності.

Originating from statistical approach the problem of classification of the state of human respiratory tract is formulated. At that the power spectral density of the breath sounds is used as the basic informational characteristic. To minimize an a priori information, the case of separation of spectral characteristics into two classes is considered. These classes cover the persons with healthy and those with pathological respiratory tracts. Using a training data sample of the breath sounds from healthy persons the algorithm of adaptive classification is synthesized. Analysis of the algorithm's structure is conducted and its simplification is carried out in order to increase the algorithm's stability to amplitude coefficients being insignificant for the classification problem. The problem of classification at absence of the training breath sounds data is considered. The algorithms of classification using the information on structure of ranks of the spectral power density are offered. It is shown that mentioned techniques are not sensitive to the amplitude characteristics accounting the amplification factors and a rhythmicity of respiration. The developed algorithms are checked experimentally. Conditions for increase of their efficiency and reliability are determined.

ВВЕДЕНИЕ

Как известно, шумы дыхания являются основным неинвазивным источником информации состоянии органов дыхания человека при профилактических обследованиях. В последнее время интенсивно развиваются методы автоматизации диагностики заболеваний легких с помощью компьютерных инструментальных средств. В связи с этим приобретает актуальность задача разработки эффективных вычислительных алгоритмов классификации шумов дыхания. Пути ее решения с использованием как эвристических, так и статистических методов рассматривалось рядом исследователей [1–5].

Так как шумы дыхания представляют собой случайные процессы, естественной оказалась более

высокая эффективность применения статистического подхода. В частности, в работе [5] синтезирован алгоритм классификации, в максимальной степени учитывающий имеющуюся информацию о шумах дыхания. Вместе с тем, для его реализации требуется наличие банка данных, включающего верифицированные эталоны записей шумов дыхания, характерные для того или иного типа легочных заболеваний. При этом необходимо обеспечить идентичность условий, при которых получают обучающие и рабочие записи шумов дыхания. В частности, это касается масштабирующих коэффициентов, зависящих от чувствительности датчиков, и коэффициентов усиления тракта регистрации данных. Кроме того, результаты классификации зависят от помеховой обстановки. Наконец, следует учитывать возможный разброс

физиологических характеристик пациентов, шумы дыхания которых используются в качестве эталонных данных. Несоблюдение этих требований приводит к ошибкам классификации. Исходя из этого, особый интерес представляет разработка алгоритмов классификации, которые сохраняли бы эффективность при ограниченной информации о шумах дыхания и были бы устойчивы к нежелательным факторам.

1. ПОСТАНОВКА И РЕШЕНИЕ ЗАДАЧИ КЛАССИФИКАЦИИ

Первым шагом на пути разработки алгоритмов, указанных во введении, является сокращение набора эталонных файлов (реализаций), необходимых для работы классификационной методики.

Для практики важна задача разделения шумов дыхания на два класса:

- 1) шумы дыхания пациентов со здоровыми органами дыхания;
- 2) шумы дыхания пациентов, имеющих патологию органов дыхания.

Тогда задача классификации может быть сформулирована следующим образом. Пусть имеется реализация $u(t_i)$, $i=1, M$, содержащая M отсчетов смеси шумов дыхания и помехи, взятых с одинаковым интервалом $\Delta t = t_{i+1} - t_i$. На основе обработки этой реализации необходимо принять решение в пользу одной из двух гипотез:

- 1) $H_0 : u(t_i) = s_0(t_i) + N(t_i)$ – реализация содержит шумы дыхания пациента с диагнозом “здоров”;
- 2) $H_\infty : u(t_i) = s_\infty(t_i) + N(t_i)$ – реализация содержит шумы дыхания пациента с диагнозом “болен”.

Здесь $s_0(t_i) \neq s_\infty(t_i)$ – сигналы шумов дыхания, соответствующие проверяемым гипотезам. Структура этих сигналов может быть представлена как нестационарный гауссовский процесс $s(t_i)$ вида $s(t_i) = m(t_i)S(t_i)$, где $m(t_i)$ – модулирующая функция с периодом T_m , равным одному циклу дыхания, а $S(t_i)$ – стационарный гауссовский процесс с нулевым математическим ожиданием и корреляционной функцией $K_S(l\Delta t) = \langle S(t_i)S(t_{i+l}) \rangle$ (здесь $\langle \cdot \rangle$ – символ статистического усреднения). Помеху $N(t_i)$, характеризующую действие окружающих шумов за время регистрации одной реализации сигналов дыхания, можно считать квазистационарным гауссовским процессом с нулевым математическим

ожиданием и корреляционной функцией $K_N(l\Delta t)$. Как известно, алгоритм решения этой задачи по критерию минимума ошибки классификации может быть найден из отношения правдоподобия (ОП) [6]:

$$\lambda(u) = \frac{W(u/H_\infty)}{W(u/H_0)}, \tag{1}$$

где $W(u/H_\infty)$ и $W(u/H_0)$ – условные плотности вероятности наблюдаемых процессов при соответствующих гипотезах.

С целью упрощения структуры ОП (1) целесообразно провести линейное преобразование векторов входных сигналов, позволяющее рассматривать компоненты выходных векторов как независимые случайные величины. Для этого разобьем последовательность выборок входных отсчетов $u(t_i)$ на Q одинаковых подпоследовательностей, длительность которых $T_\delta = M_\delta \Delta t$ превышает интервал корреляции шумов дыхания, определяемый матрицей K_S и значительно меньше периода модулирующей функции T_m , так что справедливо равенство

$$D_q \simeq m^2(t_q), \quad t_q \in [qM_\delta \Delta t, (q+1)M_\delta \Delta t].$$

Выполнив дискретное преобразование Фурье каждой q -ой подпоследовательности, получим

$$U_q(\omega_k) = \frac{1}{M_\delta} \sum_{i=qM_\delta+1}^{(q+1)M_\delta} u(t_i) \exp(-j\omega_k i \Delta t). \tag{2}$$

При определенной расстановке частотных каналов $\omega_k = 2\pi k / M_\delta \Delta t$, $k = 0, M_\delta - 1$ с достаточной для практики точностью можно считать, что полученные спектральные отсчеты на частотах $\omega_k \neq \omega_n$ некоррелированы, а следовательно, независимы. Тогда ОП (1) можно представить в виде

$$\hat{\lambda}(u) = \prod_{q=0}^{Q-1} \prod_{k_n}^{k_b} \frac{W(|U_q(\omega_k)|^2/H_\infty)}{W(|U_q(\omega_k)|^2/H_0)}. \tag{3}$$

Здесь номера k_n и k_b определяют границы рабочего диапазона частот; $W(|U_q(\omega_k)|^2/H_\infty)$ и $W(|U_q(\omega_k)|^2/H_0)$ – одномерные условные плотности вероятности статистики $|U_q(\omega_k)|^2$, удовлетворяющей экспоненциальному закону распределения. В частности, при гипотезе H_0 эта плотность вероятности имеет вид

$$W(|U_q(\omega_k)|^2/H_0) = \frac{1}{M_\delta \Delta t G_{SN0q}(\omega_k)} \times \exp\left(-\frac{|U_q(\omega_k)|^2}{M_\delta \Delta t G_{SN0q}(\omega_k)}\right), \tag{4}$$

где

$$G_{SN0q}(\omega_k) = G_N(\omega_k) + D_{0q}G_{S0}(\omega_k) = \langle |U_q(\omega_k)|^2 \rangle_{H_0}.$$

Плотность вероятности $W(|U_q(\omega_k)|^2/H_\infty)$ определяется аналогично выражению (4) с заменой $G_{SN0q}(\omega_k)$ на

$$G_{SNq}(\omega_k) = G_N(\omega_k) + D_qG_S(\omega_k) = \langle |U_q(\omega_k)|^2 \rangle_{H_\infty}.$$

Как видно, даже при существенном преобладании звуков дыхания над помехой для реализации этого алгоритма требуется априорная информация о спектральных плотностях мощности (СПМ) $G_S(\omega_k)$, $G_{S0}(\omega_k)$ и модулирующих функциях D_q , D_{q0} классифицируемых шумов дыхания. При отсутствии этих данных необходимо использовать оценки указанных характеристик [7]. В частности, они могут быть получены на основе эталонных записей $y_0(t_i)$ шумов дыхания.

2. АДАПТИВНЫЙ АЛГОРИТМ КЛАССИФИКАЦИИ

Предположим, что мы располагаем эталонами шумов дыхания пациентов с диагнозом “здоровые”. Алгоритм обработки в этом случае будет определяться ОП вида

$$\hat{\lambda}(u, y_0) = \frac{\hat{W}(u, y_0/H_\infty)}{\hat{W}(u, y_0/H_0)}, \quad (5)$$

в котором фигурируют совместные условные плотности вероятности рабочей $u(t_i)$ и обучающей $y_0(t_i)$ реализаций, а вместо неизвестных функций модуляции и СПМ подставлены их оценки максимального правдоподобия, определяемые для каждой q -ой подпоследовательности соотношениями

$$\hat{G}_S(\omega_k) = \frac{1}{Q} \sum_{q=0}^{Q-1} \frac{|U_q(\omega_k)|^2}{\hat{D}_q}, \quad (6)$$

$$\hat{G}_{S0}(\omega_k) = \frac{1}{Q} \sum_{q=0}^{Q-1} \frac{|Y_q(\omega_k)|^2}{\hat{D}_{0q}}, \quad (7)$$

$$\hat{D}_q = \frac{1}{M_\delta} \sum_{i=qM_\delta+1}^{(q+1)M_\delta} u^2(t_i), \quad (8)$$

$$\hat{D}_{0q} = \frac{1}{M_\delta} \sum_{i=qM_\delta+1}^{(q+1)M_\delta} y_0^2(t_i), \quad (9)$$

где

$$Y_{q0}(\omega_k) = \frac{1}{M_\delta} \sum_{i=qM_\delta+1}^{(q+1)M_\delta} y(t_i) \exp(-j\omega_k i \Delta t). \quad (10)$$

После ряда преобразований с учетом очевидно для надежной классификации предположения о существенном преобладании спектральных компонент сигналов дыхания над помехой алгоритм классификации с обучением может быть представлен как

$$F(u, y_0) = Q \sum_{k=k_H}^{k_B} \ln \left[0.5 + 0.25 \times \left(\frac{\hat{G}_{S0}(\omega_k)}{\hat{G}_S(\omega_k)} + \frac{\hat{G}_S(\omega_k)}{\hat{G}_{S0}(\omega_k)} \right) \right] + \sum_{q=0}^{Q-1} \ln \left(\frac{\hat{D}_q}{\hat{D}_{q0}} \right). \quad (11)$$

Как видно, статистика (11) зависит от соотношения уровней нормированных оценок СПМ рабочей и обучающей реализаций, а также от соотношения их модулирующих функций, включающих масштабирующие коэффициенты трактов регистрации сигналов. Кроме того, результаты зависят от синхронности модуляций дыхания в рабочей и обучающей реализациях. При естественной ритмике дыхания синхронность изменения модулирующих функций, как правило, не выполняется. Поэтому члены, зависящие от них, можно не учитывать. Это позволяет также снизить требования к идентичности масштабирующих коэффициентов трактов регистрации шумов дыхания. В этом случае алгоритм классификации принимает вид

$$F_G(u, y_0) = Q \sum_{k=k_H}^{k_B} \ln \left[0.5 + 0.25 \times \left(\frac{\hat{G}_{S0}(\omega_k)}{\hat{G}_S(\omega_k)} + \frac{\hat{G}_S(\omega_k)}{\hat{G}_{S0}(\omega_k)} \right) \right]. \quad (12)$$

Для иллюстрации эффективности алгоритма классификации (12) с его помощью были протестированы шумы дыхания группы из семи человек. Для большей объективности использовались записи шумов дыхания, полученные на одном и том же комплексе аппаратуры, но в разное время и в условиях разных клиник. Предварительно квалифицированными специалистами было проведено медицинское освидетельствование состояния органов дыхания пациентов и поставлены следующие диагнозы:

- 1) “болен” (левосторонняя нижнедолевая пневмония);

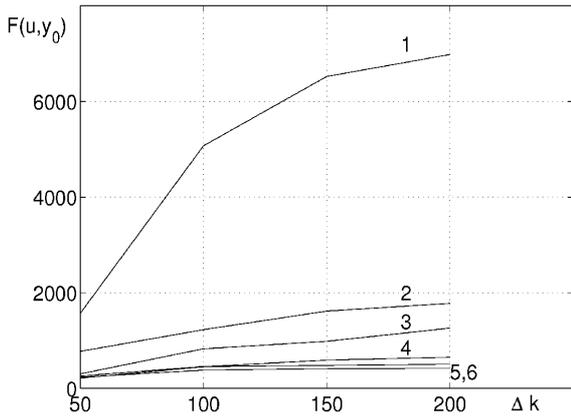
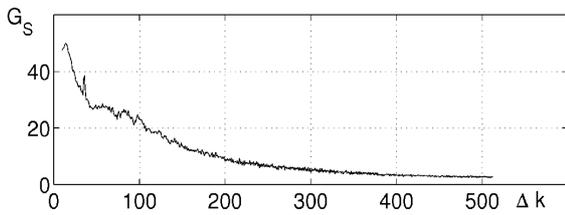
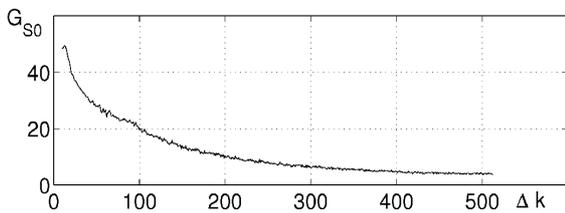


Рис. 1. Эффективность адаптивного алгоритма классификации шумов дыхания пациентов с диагнозами:
 1 – “болен”, 2 – “болен”, 3 – “болен”,
 4 – “болен”, 5 – “здоров”, 6 – “здоров”



а



б

Рис. 2. Спектральная плотность мощности шумов дыхания:
 а – пациент 4 с диагнозом “болен”,
 б – пациент 7 с диагнозом “здоров”

- 2) “болен” (двухсторонний обструктивный бронхит);
- 3) “болен” (левосторонняя нижнедолевая пневмония);
- 4) “болен” (двухсторонняя нижнедолевая пневмония);
- 5) “здоров”;

6) “здоров”.

В качестве эталонных были использованы записи шумов дыхания пациента под номером 7 с диагнозом “здоров”. На графиках по оси абсцисс отложено количество спектральных отсчетов в рабочей полосе частот $\Delta k = k_b - k_n + 1$, а по оси ординат – соответствующие уровни значений статистики (12), определяемые относительно заданной эталонной реализации шумов дыхания пациента с диагнозом “здоров”. Расчеты выполнялись для следующих параметров: $Q = 100$, $M_\delta = 1024$, $\Delta t = 0.4$ мс и $k_n = 10$. Номера кривых соответствуют порядковым номерам пациентов. Все реализации были получены с помощью пьезоэлектрического акселерометра, расположенного под левой лопаткой.

Как видно, кривые, соответствующие классу “здоровых” пациентов, располагаются вблизи оси абсцисс. В идеальном случае они должны совпадать с этой осью. Порог Π , разделяющий рассматриваемые классы, следует определить исходя из заданной вероятности ошибки классификации. Если учитывать только влияние погрешностей оценивания СПМ сигналов дыхания, то его можно вычислить по формуле

$$\Pi = 0.5\Delta k \left(1 + \frac{1}{\sqrt{0.5\Delta k}} \Phi^{-1}(1 - P_{л.т.}) \right), \quad (13)$$

где $\Phi^{-1}(x)$ – функция, обратная интегралу вероятности

$$\Phi(x) = (2\pi)^{-0.5} \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-0.5z^2) dz;$$

$P_{л.т.}$ – вероятность ошибки классификации. На практике, в силу различной физиологии пациентов, влияющей на характеристики дыхания, неточности используемых оценок, а также других неконтролируемых факторов величина порога оказывается более высокой, и ее значение должно быть уточнено в процессе эксперимента [6].

Из рис. 1 хорошо видно, что для всех пациентов с диагнозом “болен” значения статистики (12) превосходят ее значения для класса “здоровых”. Следует отметить, что чувствительность алгоритма (12) выше в низкочастотной области частот, где наблюдается наибольшая скорость изменения СПМ. По этой причине несколько хуже классифицируется пациент 4, для которого СПМ в низкочастотной области практически совпадает с эталонной (ср. графики СПМ \hat{G}_S для пациента 4 (рис. 2, а) и \hat{G}_{S0} для пациента 7 (рис. 2, б)). Здесь

по оси абсцисс отложены номера спектральных отсчетов, а по оси ординат – уровни СПМ в децибелах.

Синтезированный алгоритм позволяет автоматизировать задачу классификации при ограниченном наборе эталонных шумов дыхания. Следующим шагом на пути снижения требований к информационному обеспечению является полное исключение обучающих эталонных реализаций звуков дыхания. Для решения поставленной задачи воспользуемся характерными отличиями в структуре спектров мощности шумов дыхания здоровых и больных пациентов. Анализ показывает [8], что СПМ шумов дыхания, регистрируемых на поверхности грудной клетки здоровых людей, хорошо описывается монотонно спадающей функцией степени частоты. При заболеваниях органов дыхания, как правило, появляются дополнительные шумы в виде хрипов с различной спектральной окраской. Это приводит к появлению неравномерности в структуре СПМ шумов дыхания, что может быть использовано в качестве классификационного признака наличия заболевания.

3. РАНГОВЫЕ АЛГОРИТМЫ КЛАССИФИКАЦИИ

Для разработки алгоритма классификации, реагирующего на появление неравномерности в структуре СПМ, воспользуемся аппаратом непараметрической статистики [9, 10]. Рассмотрим последовательность отсчетов СПМ шумов дыхания $\hat{G}_S(\omega_k)$, следующих в порядке возрастания номеров частот $k=k_n, k_b$. Ей можно поставить в соответствие вариационный ряд $(\hat{G}_S^{(R)}, R=R_1, \dots, R_{\Delta k})$, в котором элементы упорядочиваются по величине так, что на первом месте располагается наименьший, на втором – следующий по величине, и т. д. до максимального элемента. Порядковый номер элемента в вариационном ряду называется его рангом. Таким образом, каждому отсчету СПМ $\hat{G}_S(\omega_k)$ соответствует свой ранг R_k . Следовательно, порядковая статистика полностью сохраняет информацию об исходной последовательности. Кроме того, она устойчива к преобразованиям масштаба.

Учитывая свойство упорядоченности спадаания уровней СПМ шумов дыхания здоровых пациентов, легко построить соответствующие вариационные ряды, обладающие некоторыми общими свойствами. Так, последовательности отсчетов в этих рядах представляют зеркальное отображение исходных СПМ $\hat{G}_S(\omega_k)$, $k=k_n, k_b$, а последовательности рангов совпадают с рядом, составлен-

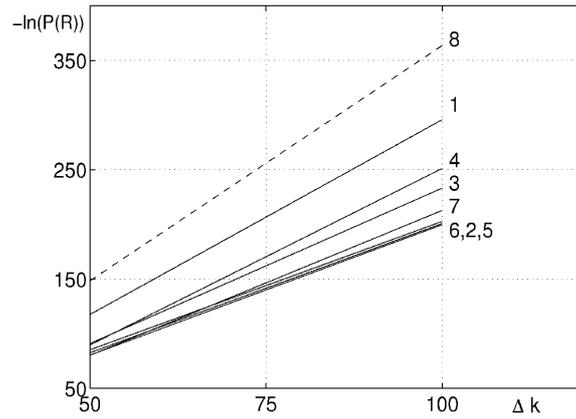
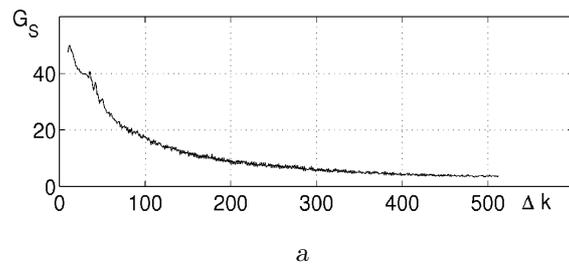
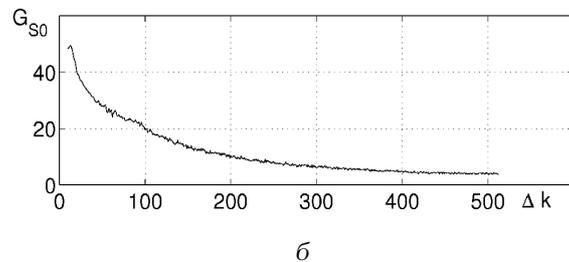


Рис. 3. Эффективность вероятностного рангового алгоритма классификации шумов дыхания пациентов с диагнозами:

1 – “болен”, 2 – “болен”, 3 – “болен”, 4 – “болен”,
5 – “здоров”, 6 – “здоров”, 7 – “здоров”,
8 – для эталона с постоянной СПМ



а



б

Рис. 4. Спектральная плотность мощности шумов дыхания:

а – пациент 2 с диагнозом “болен”,
б – пациент 7 с диагнозом “здоров”

ным из номеров отсчетов СПМ, взятых в обратном порядке. При появлении неравномерности уровней СПМ шумов дыхания, связанной с заболеванием легких, указанный порядок будет нарушаться. Поэтому задачу классификации шумов дыхания по виду их СПМ можно переформулировать как задачу классификации по виду рангового вектора последовательности отсчетов СПМ. С позиций

математической статистики, наиболее полную информацию о структуре рангового вектора дает его распределение вероятностей. Как известно, в явном виде распределение вероятности рангов можно получить для так называемых “альтернатив Лемана” [9]. В частности, к этому классу альтернатив относится экспоненциальное распределение

$$P(Z_{qk}) = 1 - \exp\left(-\frac{Z_{qk}}{2M_\delta \Delta t G_{SNq}(\omega_k)}\right), \quad (14)$$

которому удовлетворяют рассмотренные выше неусредненные периодограммные оценки СПМ $Z_{qk} = |U_q(\omega_k)|^2$. Фигурирующие в $G_S(\omega_k)$ неизвестные параметры D_q и $G_{SNq}(\omega_k)$ могут быть заменены оценками максимального правдоподобия (8) и (6).

Используя эту статистику, можно определить вероятность некоторой ранговой последовательности \mathbf{R} при гипотезе, что она является эталонной последовательностью рангов:

$$\mathbf{R}_0 = [R_{01} = \Delta k, R_{02} = \Delta k - 1, \dots, R_{0\Delta k} = 1].$$

Учитывая, что эталонная последовательность рангов соответствует равномерно спадающей СПМ, указанную вероятность определим в следующем виде:

$$P(\mathbf{R}/\mathbf{R}_0) = \prod_{q=0}^{Q-1} \prod_{k=k_H}^{k_B} \int_{Z_{qk+1}}^{\infty} dP(Z_{qk}) = \left[\prod_{k=k_H}^{k_B} \sum_{i=k_H}^k \frac{\hat{G}_S(\omega_k)}{\hat{G}_S(\omega_i)} \right]^{-Q}. \quad (15)$$

Очевидно, что эта вероятность будет принимать максимальные значения в случае, когда вектор рангов отсчетов тестируемой СПМ \mathbf{R} будет согласован с эталонным вектором рангов \mathbf{R}_0 . Из анализа структуры алгоритма следует также, что он нечувствителен к виду и значениям модулирующей функции шумов дыхания. Это позволяет не учитывать ритмику дыхания и снижает требования к идентичности масштабирующих коэффициентов тракта регистрации данных. На рис. 3 представлены результаты расчетов вероятности по алгоритму (15) для СПМ шумов дыхания группы пациентов, характеристики которых были описаны выше. Дополнительно, под номером 7 приведена вероятностная оценка ранговой последовательности СПМ шумов дыхания, использованной выше в качестве эталонной.

По оси абсцисс отложено количество спектральных отсчетов в рабочем диапазоне Δk , а по оси ор-

динат для удобства сравнительного анализа отложена величина $-\ln(P(\mathbf{R}/\mathbf{R}_0))$, сохраняющая соотношение порядка сопоставляемых вероятностей. Эта характеристика имеет смысл энтропии ранговых последовательностей [11]. Как видно, соответствующие кривые для класса пациентов с диагнозом “здоровые” располагаются ниже, чем кривые для альтернативного класса, которому соответствует более высокая энтропия последовательности рангов. Исключение составляют данные для пациента 2. Анализ показывает, что причина такого поведения заключается в ослабленности дыхания этого пациента. При этом формируемая за счет хрипов дыхания неравномерность СПМ шумов дыхания не обеспечивает заметного изменения последовательности рангов, по сравнению с эталонной (ср. графики СПМ \hat{G}_S для пациента 2 (рис. 4, а) и \hat{G}_{S0} для пациента 7 (рис. 4, б)).

Таким образом, записи шумов дыхания должны проводиться при глубоком дыхании пациентов. Данная рекомендация согласуется с используемым врачами приемом, когда пациенту предлагают дышать глубже, чтобы усилить дополнительные шумы дыхания. Интересно отметить, что ранговый алгоритм улучшает классификацию шумов дыхания пациента 4. Как видно из анализа рис. 2, в этом случае наблюдается выраженная неравномерность СПМ, что повышает чувствительность алгоритма. Следует также обратить внимание на малое рассеяние вероятностных оценок ранговых последовательностей шумов дыхания для класса пациентов с диагнозом “здоровые” по сравнению с аналогичными оценками для класса пациентов с диагнозом “больные”. Это согласуется с утверждением о более высокой энтропии ранговых последовательностей для пациентов с патологией органов дыхания.

Таким образом, последовательность рангов является достаточно информативной характеристикой для классификации шумов дыхания, а рассмотренный вероятностный ранговый алгоритм (15) может быть использован для решения задачи классификации. Следует заметить, что его чувствительность зависит от скорости спада СПМ. В частности, при ее уменьшении вероятность обнаружения эталонной ранговой последовательности снижается. Так, на рис. 3 штриховая кривая 8 соответствует вероятности обнаружения ранговой последовательности отсчетов СПМ с постоянным уровнем шумов дыхания в полосе анализа. Этот случай по вероятности не отличается от ситуации, когда в области анализа преобладает “белая” помеха (например, шумы квантования).

Поэтому, как и для рассмотренного выше алгоритма классификации с обучением, необходимо, чтобы в области анализа преобладали сигналы дыхания. Чем шире полоса частот анализа, в которой выполняется это требование, тем выше эффективность алгоритмов классификации. Из структуры алгоритма (15) видно, что при увеличении числа спектральных компонент существенно возрастает объем вычислительных затрат и снижается точность оценок. Анализ показывает, что ранговый алгоритм классификации можно существенно упростить, если непосредственно оценивать отклонения тестируемой ранговой последовательности от эталонной. При этом получаем следующий дисперсионный ранговый алгоритм классификации

$$F(\mathbf{R}/\mathbf{R}_0) = \sum_{k=k_H}^{k_B} (R_{k-k_H+1} - (k_B - k + 1))^2, \quad (16)$$

где ранги отсчетов

$$R_k = \sum_{n=k_H}^{k_B} \text{sign}(P_q(k) - P_q(n)), \quad (17)$$

определяются с использованием знаковой функции

$$\text{sign}(z) = \begin{cases} 1, & \text{если } z > 0, \\ 0, & \text{если } z \leq 0. \end{cases} \quad (18)$$

Очевидно, что для тех случаев, в которых структура ранговой последовательности тестируемой реализации приближается к эталонной, значения статистики (16) уменьшаются. На рис. 5 представлены результаты расчетов дисперсии ранговых последовательностей СПМ шумов дыхания, выполненных по алгоритму (16). Вычисления проведены по данным той же группы пациентов, что и для рис. 1 и 3.

Здесь по оси абсцисс отложены размеры частотных выборок СПМ, а по оси ординат – значения статистики (16). Нумерация кривых аналогична рис. 3. Очевидно, что предложенный ранговый алгоритм, не уступая по эффективности алгоритму (15), является значительно более удобным для реализации. При этом предполагается, что в рабочем диапазоне частот дисперсия оценок СПМ не превышает перепада средних значений уровней СПМ шумов дыхания, взятых на соседних частотах:

$$\begin{aligned} |G_S(\omega_k) - G_S(\omega_{k+1})| &> \\ &> \sqrt{\frac{G_S^2(\omega_k) + G_S^2(\omega_{k+1})}{Q}}. \end{aligned} \quad (19)$$

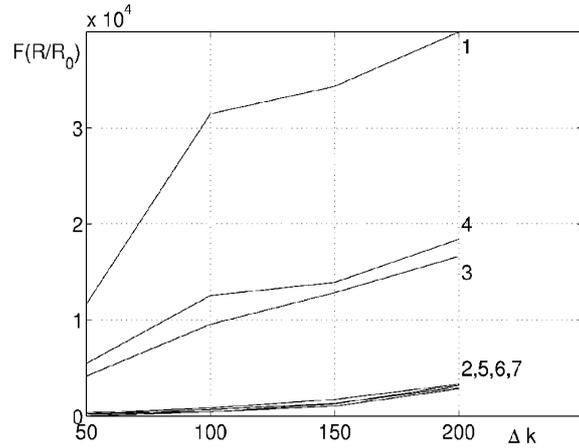


Рис. 5. Эффективность дисперсионного рангового алгоритма классификации по полной реализации шумов дыхания пациентов с диагнозами:

1 – “болен”, 2 – “болен”, 3 – “болен”, 4 – “болен”,
5 – “здоров”, 6 – “здоров”, 7 – “здоров”

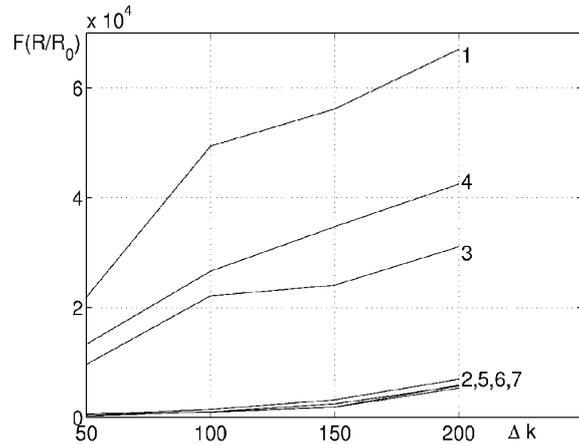


Рис. 6. Эффективность дисперсионного рангового алгоритма классификации по фазам вдоха шумов дыхания пациентов с диагнозами:

1 – “болен”, 2 – “болен”, 3 – “болен”, 4 – “болен”,
5 – “здоров”, 6 – “здоров”, 7 – “здоров”

Статистическая оценка порога, разделяющего рассматриваемые классы, в этом случае может быть выполнена по формуле, которая с точностью до коэффициента 0.5 совпадает с выражением (13). На практике это значение оказывается заниженным и должно уточняться в процессе экспериментов.

Выше уже отмечалось, что для надежной классификации необходимо обеспечить в полосе анализа существенное преобладание шумов дыхания над помехами. Один из способов добиться это-

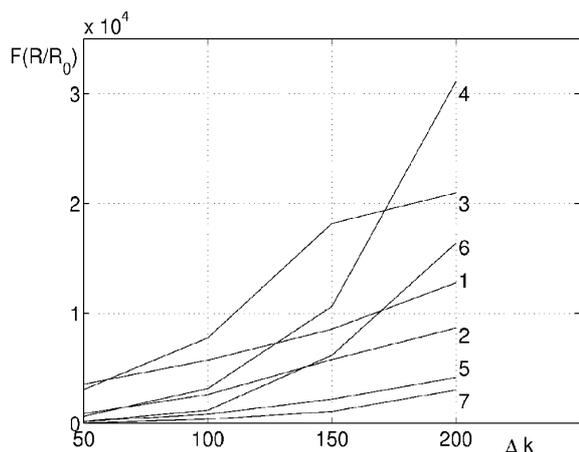


Рис. 7. Ефективність дисперсійного рангового алгоритма класифікації по фазам видоха шумів дихання пацієнтів з діагнозами: 1 – “болен”, 2 – “болен”, 3 – “болен”, 4 – “болен”, 5 – “здоров”, 6 – “здоров”, 7 – “здоров”

го состоит в использовании для анализа только тех участков реализаций, которые соответствуют временным интервалам интенсивного дыхания. Обычно эти интервалы совпадают с фазой вдоха. Такой вывод подтверждается результатами сравнения ранговых оценок по алгоритму (16), полученных отдельно для фаз вдоха (рис. 6) и выдоха (рис. 7). Как видно из сравнения с рис. 5, использование сегментов реализации с фазами вдоха заметно улучшило разрешение тестируемых классов. В то же время, для фаз выдоха классы практически не разрешаются.

В заключение заметим, что рассмотренный ранговый алгоритм может быть использован также для выделения участков записей, содержащих дополнительные шумы дыхания в виде хрипов. Кроме того, рассматриваемая ранговая процедура при отсутствии выраженных дополнительных звуков дыхания позволяет проводить разделение участков записей, соответствующих фазам вдоха и выдоха. Более детальное обсуждение этих возможностей будет проведено в следующей работе.

ВЫВОДЫ

1. Рассмотрена задача адаптивной классификации одного из двух состояний респираторного тракта человека, определяемых наличием или отсутствием заболевания. На основе ограниченных априорных данных о шумах дыхания синтезирован алгоритм адаптивной классификации. Для его реализации достаточно

располагать обучающей выборкой эталонных сигналов дыхания здоровых индивидуумов. Показано, что структура алгоритма зависит от двух компонент. Первая из них определяет различия нормированных спектральных плотностей мощности тестируемой и эталонной реализаций шумов дыхания, а вторая характеризует отличия в ритмике дыхания и масштабирующих коэффициентах трактов регистрации сигналов. С целью снижения ошибок классификации предложена квазиоптимальная структура алгоритма, из которой исключена вторая компонента, малоинформативная с точки зрения задачи классификации.

- Исследована возможность классификации состояния органов респираторного тракта человека при отсутствии эталонных записей сигналов дыхания. Предложены алгоритмы классификации, использующие информацию о структуре рангового вектора отсчетов спектральной плотности мощности сигналов дыхания здоровых индивидуумов. Показано, что эти алгоритмы нечувствительны к вариациям амплитудных коэффициентов модуляции дыхания и масштабирующих множителей трактов регистрации.
- Представлены результаты экспериментальной проверки эффективности синтезированных алгоритмов. Определены условия работоспособности алгоритмов классификации, согласно которым спектральные компоненты сигналов дыхания должны существенно (на порядок) преобладать над помехой (сетевой, фоновой, шумами квантования и т. п.). Показано, что эффективность алгоритмов классификации повышается при проведении классификации по участкам реализаций сигналов, соответствующих фазам вдоха. Отмечено, что для повышения надежности классификации целесообразно использовать адаптивный и ранговый алгоритмы классификации совместно.

- Iyer V. K., Ramamoorthy P. A., Ploysongsang Y., Fan H. Reduction of breath sounds from lung sounds by adaptive filtering // IEEE Trans. Biomed. Engng.– 1986.– **BME-33**, N 12.– P. 1141–1148.
- Cohen A., Landsberg D. Analysis and automatic classification of breath sounds // IEEE Trans. Biomed. Engng.– 1984.– **BME-31**, N 9.– P. 585–590.
- Gavriely N., Herzberg M. Parametric representation of normal breath sounds // J. Appl. Physiol.– 1992.– **73**, N 5.– P. 1776–1784.

4. *Urquhart R. B., McGhee J., Macleod J. E. S.* The diagnostic value of pulmonary sounds: a preliminary study by computer aided analysis // *Comput. Biol. Med.*– 1981.– **11**, N 3.– P. 129–139.
5. *Вовк И. В., Гринченко В. Т., Красный Л. Г., Макаренков А. П.* Проблемы регистрации и классификации шумов дыхания человека // *Акуст. ж.*– 1994.– **40**, N 1.– С. 50–56.
6. *Фукунага К.* Введение в статистическую теорию распознавания образов.– М.: Наука, 1979.– 368 с.
7. *Левин Б. Р.* Теоретические основы статистической радиотехники. Том 3.– М.: Сов. радио, 1976.– 288 с.
8. *Gavriely N., Palti Y., Alroy G.* Spectral characteristics of normal breath sounds // *J. Appl. Physiol.: Respirat. Environ. Exercise Physiol.*– 1981.– **50**, N 2.– P. 307–314.
9. *Гаек Я., Шидак З.* Теория ранговых критериев.– М.: Наука, 1971.– 376 с.
10. *Лапий В. Ю., Калужный А. Я., Красный Л. Г.* Устройства ранговой обработки информации.– К.: Техніка, 1986.– 120 с.
11. *Стратонович Р. Л.* Теория информации.– М.: Сов. радио, 1975.– 424 с.