НАУЧНОЕ ИЗДАНИЕ МГТУ ИМ. Н. Э. БАУМАНА
НАУКА и ОБРАЗОВАНИЕ
Эл № ФС77 - 48211. Государственная регистрация №0421200025. ISSN 1994-0408
электронный научно-технический журнал

Адаптация нейросетевого алгоритма к скоростям движения классифицируемых по акустическим излучениям объектов

 # 10, октябрь 2012
DOI: 10.7463/1012.0462849
Павлов Г. Л., Хохлов В. К.
УДК 621.396.96

Россия, МГТУ им. Н.Э. Баумана
gregory-l-pavlov@yandex.ru
khokhlov2010@yandex.ru

Введение

В последние годы возрос интерес к использованию в ближней локации (БЛ) пассивных акустических информационных систем (ИС), осуществляющих обнаружение, распознавание и пеленгацию аэродинамических и наземных объектов. В статье [1] для решения задач классификации аэродинамических и наземных объектов по их акустическим излучениям обоснованы информативные признаки сигналов и робастные нейросетевые алгоритмы формирования областей принятия решений, использующие априорную информацию о начальных статистических характеристиках акустических сигналов. В [1] показано, что для распознавания (классификации) сигналов в качестве информативного признака целесообразно использовать гистограммы распределений длительностей интервалов между нулями (РДИН) входных реализаций.

Актуальной является проблема адаптации алгоритмов обработки сигналов к скоростям движения аэродинамических и наземных объектов.

Научная новизна

В статье для решения поставленной задачи обоснован способ адаптации нейросетевого алгоритма, основанный на оценке (измерении) средней частоты флуктуаций в реализации входного сигнала, связанной с его энергетическим спектром и скоростью движения объекта, и подстройке тактовой частоты при оценке количества отсчетов в течение каждого интервала между нулями реализации сигнала. Априорная

информация о РДИН входных реализаций используются при формировании входных каналов нейросети (НС) и обосновании весовых коэффициентов межнейронных связей.

В процессе адаптации при классификации объектов отсчеты РДИН подаются на входы НС.

Постановка задачи

Осуществить адаптацию НС к скорости движения объектов можно на основании оценок характеристик спектров входных реализаций акустических сигналов. При изменении скорости движения объектов, например самолета, вертолета, бронетанковой техники и т.д., происходит изменение частоты вращения турбины, винтов, коленчатого вала. Результирующий сигнал можно рассматривать как сигнал с изменяющимся масштабом времени в a раз.

Обоснование способа адаптации

Из теоретической радиотехники известно, что при изменении масштаба времени сигнала в a раз спектр сигнала изменяется в $1/a$ раз, т.е.

$$S_a(\omega) = \frac{1}{a} S\left(\frac{\omega}{a}\right), \tag{1}$$

где $S(\omega)$ – спектр сигнала с a=1.

В [2] показано, что при проверке гипотезы о нормальном распределении выборочных значений акустических сигналов от рассматриваемых объектов с помощью χ^2–критерия, последняя может быть принята при уровне значимости 10 %. За время принятия решения в НС, в рассматриваемой системе около 1 секунды, входные реализации акустических сигналов можно рассматривать, как стационарные (2).

На основании [3] для стационарного нормального случайного процесса среднее число пересечений уровня $x = x_0$ с заданным знаком производной равно

$$\lambda_1 = \frac{\omega_1}{2\pi} \exp\left(-\frac{x_0^2}{2\sigma^2}\right), \tag{2}$$

где: σ^2 – дисперсия случайного процесса; ω_1 определяется уравнением

$$\omega_1^2 = \frac{C_{\xi'}(0)}{C_\varsigma(0)} = -C_\varsigma''(0) = \frac{\int_0^\infty \omega^2 S_\varsigma(\omega) d\omega}{\int_0^\infty S_\xi(\omega) d\omega}, \tag{3}$$

ω_1^2 – отношение средних мощностей производной $\xi'(t)$ и процесса $\xi(t)$,

$S_\xi(\omega)$ – спектральная плотность случайного процесса.

Среднее число пересечений нулевого уровня $x_0 = 0$ в единицу времени с заданным знаком производной на основании (2) равно

$$\lambda_1(0) = \left(\frac{\omega_1}{2\pi}\right). \quad , \quad (4)$$

При изменении масштаба времени в a раз на основании (1 и 3) средняя частота пересечения нулевого уровня $\lambda_{1a}(0)$ будет

$$\lambda_{1a}(0) = \frac{1}{2\pi}\left(\frac{\int_0^\infty \omega^2 S_\xi\left(\frac{\omega}{a}\right)d\omega}{\int_0^\infty S_\xi(\omega)d\omega}\right)^{\frac{1}{2}} = a\lambda_1(0).$$

Т.е. при изменении масштаба времени в a раз средняя частота пересечения нулевого уровня $\lambda_{1a}(0)$ также изменяется в a раз. Тогда при оценке вектора РДИН и получения инвариантных к частоте характеристик необходимо тактовую частоту F_T при измерении длительностей интервалов межу нулями изменять в соответствии с a, т.е.

$$F_{Ta} = F_T a$$

Стационарный в широком смысле случайный процесс может быть представлен аналитической зависимостью

$$\xi(t) = E(t)\cos[\omega_0 t - \varphi(t)],$$

где $E(t)$ – огибающая случайного процесса $\{\xi(t)\}$; $\varphi(t)$ – случайная составляющая полной фазы процесса; ω_0 – средняя частота энергетического спектра процесса.

Примем допущение о том, что количество нулей процесса определяется не огибающей $E(t)$, а совпадает с количеством нулей $\cos[\omega_0 t - \varphi(t)]$ (рис.1), поэтому, полагая

$$t_{k+1} - t_k = \tau_k$$

получаем

$$\omega_0\tau_k - [\varphi(t_{k+1}) - \varphi(t_k)] = \pi,$$

откуда

$$\tau_k = [\pi + \varphi(t_{k+1}) - \varphi(t_k)]\omega_0^{-1}.$$

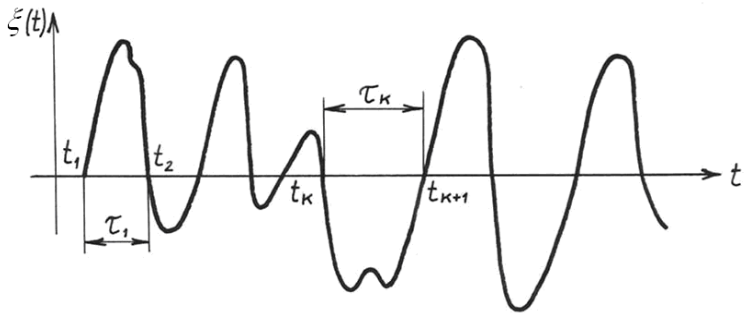


Рисунок 1– Отрезок реализации случайного процесса

Рассмотрим центрированную случайную величину:

$$\overset{0}{\tau}_k = \tau_k - \mu_{\tau k},$$

где $\mu_{\tau k}$ – математическое ожидание случайной величины $t_{k+1} - t_k = \tau_k$. Тогда при принятом допущении для стационарного случайного процесса

$$\mu_{\tau k} = \frac{\pi}{\omega_0}, \tag{5}$$

поэтому

$$\overset{0}{\tau}_k = \left[\varphi\left(t_{k+1}\right) - \varphi\left(t_k\right)\right]\omega_0^{-1}. \tag{6}$$

На основании (6) дисперсия интервалов между нулями будет

$$\sigma_\tau^2 = M\left[\overset{0}{\tau}^2\right] = M\left[\left(\varphi\left(t_{k+1}\right) - \varphi\left(t_k\right)\right)^2\right] = \frac{2}{\omega_0^2}\left[B_\varphi(0) - B_\varphi\left(\frac{\pi}{\omega_0}\right)\right], \tag{7}$$

где $B_\varphi(\tau)$ – корреляционная функция случайной фазы процесса $\{\xi(t)\}$.

Из последнего уравнения следует, что для нахождения σ_τ^2 необходимо определить корреляционную функцию $B_\varphi(\tau)$ при фиксированных значениях аргумента

$$\tau = p\frac{\pi}{\omega_0},\ p = 0{,}1\ . \tag{8}$$

Выражение для $B_\varphi(\tau)$ может быть получено в виде степенного ряда по $r_0(\tau)$ [3]

$$B_\varphi(\tau) = \frac{1}{2}\sum_{m=1}^{\infty}\sum_{n=0}^{\infty}\frac{\Gamma^2\left(n+\frac{m}{2}\right)}{n!(n+m)!}r_0^{m+2n} = \frac{\pi}{2}r_0(\tau) + \frac{\pi}{4}r_0^2(\tau) + \frac{\pi}{12}r_0^3(\tau) + \ldots, \tag{9}$$

где $\Gamma\left(n+\frac{m}{2}\right)$ – γ – функция; $r_0(\tau)$ – огибающая нормированного коэффициента корреляции случайного процесса $\{\xi(t)\}$; $r_0^2(\tau)=r_c^2(\tau)+r_s^2(\tau)$.

Причем

$$r_c(\tau)=\int_0^\infty S_\xi(\omega)\cos(\omega-\omega_0)\tau d\omega\left(\int_0^\infty S_\xi(\omega)d\omega\right)^{-1};$$

$$r_s(\tau)=\int_0^\infty S_\xi(\omega)\sin(\omega-\omega_0)\tau d\omega\left(\int_0^\infty S_\xi(\omega)d\omega\right)^{-1},$$

где $S_\xi(\omega)$ – энергетический спектр случайного процесса $\{\xi(t)\}$.

При прямоугольном энергетическом спектре с шириной полосы $\Delta\omega$

$$S_\xi(\omega)=\begin{cases} S_0 & \text{при} \quad |\omega-\omega_0|\le\frac{\Delta\omega}{2}; \\ 0 & \text{при} \quad |\omega-\omega_0|>\frac{\Delta\omega}{2} \end{cases}$$

$r_0(\tau)$ определяется выражением

$$r_0(\tau)=\sin\left(\tau\frac{\Delta\omega}{2}\right)\left(\frac{\tau\Delta\omega}{2}\right)^{-1}. \qquad (10)$$

Если спектральная плотность случайного процесса аппроксимируется гауссоидой

$$S_\xi(\omega)=S_0\exp\left(-\frac{(\omega-\omega_0)^2}{\beta^2}\right),$$

где $\beta=\frac{\Delta\omega}{\sqrt{\pi}}$,

то выражение для $r_0(\tau)$ имеет вид

$$r_0(\tau)=\exp\left(-\frac{\beta^2\tau^2}{4}\right). \qquad (11)$$

Обозначим относительную ширину энергетического спектра $\Delta\omega/\omega_0=\alpha$, тогда интересующие значения $r_0(\tau)$ в соответствии с равенствами (10) и (11) получим в виде:

для прямоугольного энергетического спектра

$$r_0(\tau)=r_0\left(p\frac{\pi}{\omega_0}\right)-\sin\left(p\frac{\pi\alpha}{2}\right)\left(p\frac{\pi\alpha}{2}\right)^{-1}; \qquad (12)$$

для гауссова спектра

$$r_0(\tau) = r_0\left(p\frac{\pi}{\omega_0} \right) = \exp\left(-\frac{\pi}{4}(p\alpha)^2 \right). \quad (13)$$

Коэффициент *p* определяется из равенства (8).

Из выражений (12) и (13) видно, что корреляционные функции случайной фазы (9) для каждого из рассмотренных видов энергетических спектров являются функциями только относительной ширины полосы энергетического спектра и не зависят от средней частоты ω_0

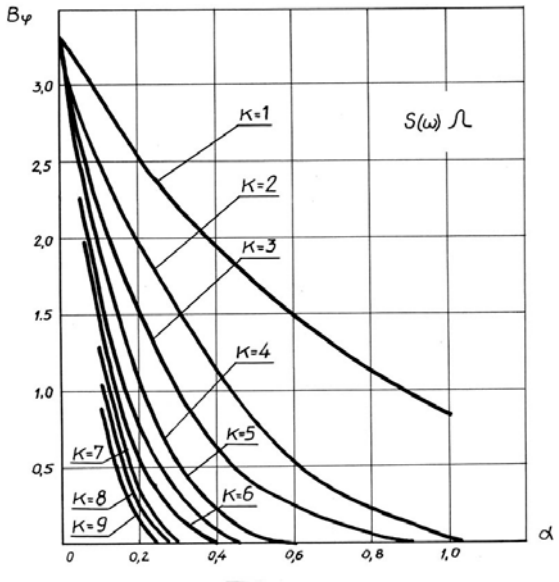


Рисунок 2 – Зависимость корреляционной функции фазы от относительной ширины полосы гауссова энергетического спектра при различных сдвигах между сечениями

Оценку средней частоты $\lambda_{1a}(0)$ при адаптации возможно осуществить путем измерения длительности интервала времени *T*, соответствующего *n*–интервалам между нулями реализации сигнала, т. е.

$$\omega_0 = 2\pi\frac{n}{2T}. \quad (14)$$

Представим относительную погрешность оценки среднего интервала *T* в виде

$$\frac{\overset{\circ}{T}}{\mu_T} = \delta_n^{\ T} \quad , \quad (15)$$

где: $\mu_T = n\frac{\pi}{\omega_0}$.

Аналогично (7) дисперсию n интервалов между нулями получим в виде

$$\sigma_T^2 = M\left[\overset{0}{\tau}^2\right] = \frac{2}{\omega_0^2}\left[B_\varphi(0) - B_\varphi\left(\frac{n\pi}{\omega_0}\right)\right] \quad (16)$$

тогда с учетом (15) и (16) дисперсия относительной погрешности

$$D\left[\delta_n^T\right] = \frac{2}{\pi^2 n^2}\left[B_\varphi(0) - B_\varphi\left(\frac{n\pi}{\omega_0}\right)\right].$$

Для малых значений погрешность оценки средней частоты $\delta_n^{\omega_0}$ на основании (14) можно представить как $\delta_n^{\omega_0} \approx \delta_n^T$, тогда дисперсия оценки средней частоты энергетического спектра с относительной полосой α узкополосного случайного процесса запишется

$$D\left[\delta_n^{\omega_0}\right] = \frac{2}{\pi^2 n^2}\left[B_\varphi(0) - B_\varphi\left(\frac{n\pi}{\omega_0}\right)\right]. \quad (17)$$

При достаточно больших n величиной $B\varphi\ (n\pi/\omega_0)$ в выражении (17) для сигналов с относительной полосой энергетического спектра $\alpha > 0{,}1$–$0{,}2$, по сравнению с $B_\varphi\ (0) = 3{,}28$ [3], можно пренебречь (рис. 2).

Поэтому дисперсию относительной погрешности оценки средней частоты энергетического спектра можно представить в виде

$$D\left[\delta^{\omega_0}{}_n\right] = \frac{2}{\pi^2 n^2} B_\varphi(0) = \frac{0{,}665}{n^2},$$

тогда среднеквадратическое отклонение относительной погрешности

$$\sigma\left[\delta_n^{\omega_0}\right] \approx \frac{0{,}815}{n}.$$

Следовательно, для случайных процессов с $\alpha > 0{,}1$–0.2 относительная погрешность оценки средней частоты не зависит от относительной полосы частот при обработке $n > 10$ периодов средней частоты реализации процесса

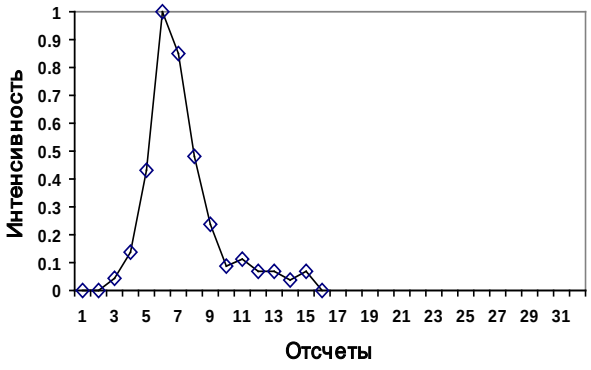
Вычислительный эксперимент

Вычислительный эксперимент проводился на ПК типа Intel L(R) Core™ Duo CPU E7300@2,66GГц, 3,25 ОЗУ.

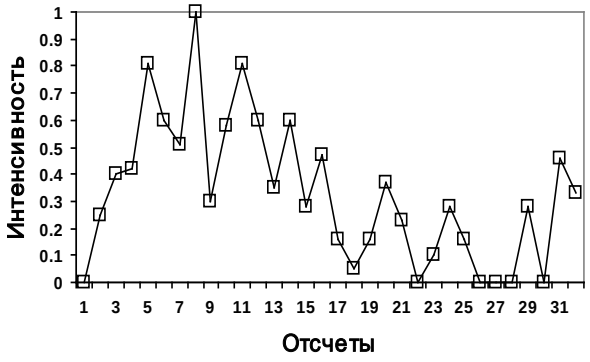
Экспериментальные исследования показали, что при вычислении дисперсии выражение (16) обеспечивает точность не хуже 5 % до относительных полос энергетического спектра α =2. При построении гистограммы распределения количества

отсчетов тактовой частоты в течение одной полуволны сигнала количество N_X компонент вектора РДИН в эксперименте определялось по результатам обучения нейронной сети и было выбрано N_X=32, тактовая частота выбиралась равной f_t=8192 Гц.

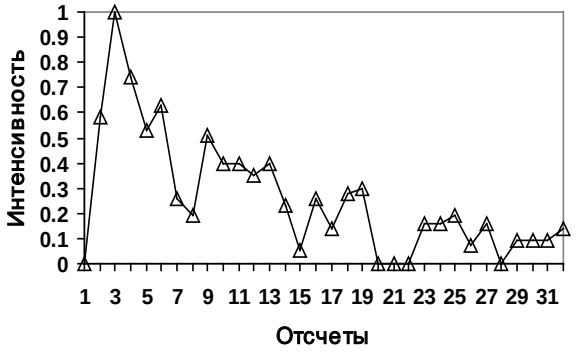
Нормированные гистограммы РДИН выборочных реализаций акустических сигналов длительностью 1 сек. самолета, вертолета и танка, после фильтрации при помощи фильтра высокой частоты 3-го порядка с частотой среза 250 Гц приведены на рисунке 3.



а)



б)



в)

Рисунок 3– Нормированные гистограммы РДИН выборочных реализаций акустических сигналов самолета (а), вертолета (б) и танка (в)

При формировании РДИН был учтен тот факт, что при условии малой длительности реализации акустического сигнала (T=1 сек.) количество интервалов относительно большей длины имеет "потенциально меньшее" число появлений по сравнению с более короткими интервалами, поэтому существует опасность потерять информацию о характерных частотах процесса. Выход из положения заключается в предлагаемом методе формирования гистограмм распределения интервалов между нулями, заключающемся в нормировании частоты появления интервала к его длительности, т.е. чем больше длительность интервала, тем на больший масштабный коэффициент умножается частота его появления. В программе генерирующей базу данных в качестве нормирующего коэффициента используется номер интервала, который равен единице для самого короткого интервала и растет с увеличением длительности последнего.

Заключение

Предложенный способ адаптации нейросетевого алгоритма, основанный на оценке средней частоты флуктуаций в реализации входного сигнала и подстройке тактовой частоты при оценке количества отсчетов в течение каждого интервала между нулями реализации сигнала, позволяет достичь инвариантности РДИН по отношению к скоростям движения классифицируемых нейросетью объектов.

Для широкополосных процессов ($\alpha > 0{,}1–0.2$) относительная погрешность оценки средней частоты не зависит от относительной полосы частот при обработке $n > 10$ периодов средней частоты реализации процесса.

Предложенный способ адаптации возможно применять для случайных процессов с произвольной относительной шириной полосы энергетического спектра.

Результаты исследований получены в процессе выполнения проекта в рамках мероприятия 1.2.2 «Проведение научных исследований научными группами под руководством кандидатов наук» федеральной целевой программы «Научные и научно-педагогические кадры инновационной России» на 2009 – 2013 годы.

Список литературы

1. Павлов Г.Л., Хохлов В.К. Нейросетевые алгоритмы в задаче классификации объектов по их акустическим излучениям // Наука и образование. МГТУ им. Н.Э. Баумана. Электрон. журн. 2012. № 5. Режим доступа: http://technomag.edu.ru/doc/367620.html (дата обращения 03.10.2012). DOI: 10.7463/0512.0367620

2. Хохлов В.К., Осадчий А.Е., Волчихин И.В. Нейросетевой алгоритм распознавания аэродинамических объектов для акустических пеленгаторов // Фундаментальные проблемы создания перспективных взрывателей и систем управления боеприпасами : отчет о НИР. М.: МГТУ, 1997. Ч. 3. С. 8-26.

3. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. В 3 кн. Кн. 1. М.: Советское радио, 1974. 552 с.

SCIENTIFIC PERIODICAL OF THE BAUMAN MSTU

SCIENCE and EDUCATION

EL № FS77 - 48211. №0421200025. ISSN 1994-0408

electronic scientific and technical journal

Adaptation of neural network algorithm to velocities classified by acoustic radiation facilities

 # 10, October 2012

DOI: 10.7463/1012.0462849

Pavlov G.L., Khokhlov V.K.

Russia, Bauman Moscow State Technical University

gregory-l-pavlov@yandex.ru

khokhlov2010@yandex.ru

The authors propose a way to adapt the neural network algorithm based on an assessment of the average frequency of fluctuations in realization of the input signal and tuning of the clock frequency in estimating the number of samples in each interval between zeros of signal implementation.It allows you to achieve invariance of distribution of duration of intervals between zeros with respect to velocity of objects classified by the neural network.

Publications with keywords: adaptation, classification, neural network algorithm, distribution of intervals between zeros, speed of movement, clock frequency

Publications with words: adaptation, classification, neural network algorithm, distribution of intervals between zeros, speed of movement, clock frequency

References

1. Pavlov G.L., Khokhlov V.K. Neirosetevye algoritmy v zadache klassifikatsii ob"ektov po ikh akusticheskim izlucheniiam [Neural network algorithms for classification problem of objects according to their acoustic radiation]. *Nauka i obrazovanie MGTU im. N.E. Baumana* [Science and Education of the Bauman MSTU], 2012, no. 5. Available at: http://technomag.edu.ru/doc/367620.html , accessed 03.10.2012. DOI: 10.7463/0512.0367620

2. Khokhlov V.K., Osadchii A.E., Volchikhin I.V. Neirosetevoi algoritm raspoznavaniia aerodinamicheskikh ob"ektov dlia akusticheskikh pelengatorov [Neural network algorithm of recognition of aerodynamic objects for acoustic direction finders]. *Fundamental'nye problemy sozdaniia perspektivnykh vzryvatelei i sistem upravleniia boepripasami : otchet o NIR* [Fundamental problems development of perspective detonators and control systems of ammunition: a report on research work]. Moscow, Bauman MSTU Publ., 1997, ch. 3, pp.8-26.

3. Levin B.R. *Teoreticheskie osnovy statisticheskoi radiotekhniki. V 3 kn. Kn. 1* [The theoretical fundamentals of the statistical radio engineering. In the 3 books. Book 1]. Moscow, Sovetskoe radio, 1974. 552 p.