УДК 621.396.96

МЕТОДИКА АНАЛИЗА ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА УСТРОЙСТВА ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО РАСПОЗНАВАНИЯ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ ОБЪЕКТОВ

А.С. ХРАМЕНКОВ, С.Н. ЯРМОЛИК, А.С. СОЛОНАР

Военная академия Республики Беларусь, Республика Беларусь

Поступила в редакцию 15 мая 2017

Аннотация. Качество функционирования устройства последовательного распознавания радиолокационных объектов предложено характеризовать совокупностью условных вероятностей принимаемых решений о классе наблюдаемого радиолокационного объекта, а также средней длительностью процедуры классификации. Разработана методика аналитического оценивания выбранных показателей качества. Основу данной методики составляет представление многомерной плотности вероятностей межканальных разностей, лежащих в основе принимаемых решений, усеченным рядом по ортогональным полиномам с оптимально подобранной весовой функцией. Гипотеза о продолжении наблюдения учитывается при вычислениях посредством численного метода Монте-Карло. В пределах анализируемого диапазона отношений сигнал-шум получены значения требуемых показателей качества. Полученные результаты были подтверждены методом статистического моделирования процесса принятия решения устройством последовательного распознавания.

Ключевые слова: последовательное радиолокационное распознавание, характеристики распознавания, полиномиальная аппроксимация, метод Монте-Карло.

Abstract. Set of conditional probabilities of accepted decisions and average duration of classification procedure it is offered to characterize functioning quality of the sequential recognition device. The analytical calculation technique of quality indicators is developed. The technique basis is made by representation of interchannel differences multidimensional density of probabilities by the truncated number on orthogonal polynoms with optimum picked up weight function. At calculations the hypothesis about supervision continuation is considered to means of a numerical method of Monte-Carlo. Within preset values of the relation a signal-noise qualities demanded indicators are received. The received results have been confirmed by a method of statistical modelling.

Keywords: sequential radar recognition, polynomial approximation, method of Monte-Carlo.

Doklady BGUIR. 2017, Vol. 106, No. 4, pp. 62–69
The analysis quality technique of the sequential recognition device of radar-tracking objects
A.S. Khramenkov, S.N. Yarmolik, A.S. Solonar

Введение и постановка задачи

Для повышения качества классификации радиолокационных объектов могут быть использованы последовательные процедуры [1, 2]. Последовательное радиолокационное распознавание на каждом шаге классификации предполагает определение принадлежности наблюдаемого объекта к одному из M различаемых классов или о продолжении наблюдения (гипотеза $M+1$). При необходимости минимизации среднего риска принимаемых решений на каждом шаге наблюдения может применяться оптимальный последовательный алгоритм распознавания, приведенный в [1]. Оптимальный алгоритм классификации позволяет повысить эффективность распознавания радиолокационных объектов по сравнению с одноэтапными процедурами, однако требует использования ряда априорных данных, что может затруднять его практическое применение. С целью упрощения реализации в [2] получен квазиоптимальный алгоритм последовательного распознавания радиолокационных объектов, обеспечивающий минимизацию среднего риска принимаемых решений о классе объекта и о продолжении наблюдения, характеризующийся достаточной простотой и высокими показателями качества классификации. Статья посвящена оценке качества функционирования именно квазиоптимального алгоритма последовательного распознавания.

Разработка любого радиолокационного устройства предполагает анализ его эффективности на этапе проектирования до изготовления и проведения полигонных испытаний. Исключением не является и квазиоптимальное устройство последовательного радиолокационного распознавания. Наиболее полными показателями качества устройства последовательного распознавания являются: M^2 условных вероятностей распознавания объекта *k*-го класса при условии наличия объекта g-го класса $P_{k/g} = P(A_k^* / A_g)$, $g, k = \overline{1, M}$, причем условию $g = k$ соответствует M условных вероятностей правильного распознавания объекта *k*-го класса $D_k = P(A_k^* / A_k)$, а условию $g \neq k$ – $M(M-1)$ условных вероятностей ошибочного распознавания объекта *k*-го класса $F_{k/g} = P(A_k^* / A_g)$ и M условных средних числа наблюдений при условии наличия объекта g-го класса $\overline{N}_g$ для различных отношений сигнал-шум (γ).

Для нахождения приведенных вероятностей рассмотрим событие A_k^{*n}, состоящее в том, что на *n*-м шаге принято решение в пользу *k*-го класса. Тогда при наличии на входе устройства распознавания объекта g-го класса соответствующая условная вероятность равна $P(A_k^{*n} / A_g) = P_{k/g}^n \prod_{i=0}^{n-1} P_{obs/g}^i$, где $P_{k/g}^n$ – условная вероятность распознавания $P(A_k^* / A_g)$ на *n*-м шаге процедуры классификации; $P_{obs/g}^i = 1 - \sum_{k=1}^{M} P_{k/g}^i$ ($P_{obs/g}^0 = 1$) – условная вероятность продолжения наблюдения на *i*-м этапе процедуры классификации при наличии на входе устройства объекта g-го класса. В дальнейшем предполагается, что максимальная длительность последовательной процедуры распознавания ограничена и равна K. Тогда условная вероятность распознавания объекта *k*-го класса при условии наличия на входе объекта g-го класса за *K* шагов находится из соотношения $P_{k/g} = \sum_{n=1}^{K} P_{k/g}^n \prod_{i=1}^{n-1} P_{obs/g}^i$.

Вероятность события, заключающегося в принятии решения в пользу одного из наблюдаемых классов на *n*-м шаге (т. е. события об окончании процедуры классификации на *n*-м шаге), определяется выражением $\prod_{i=0}^{n-1} P_{obs/g}^i \sum_{k=1}^{M} P_{k/g}^n$. При этом среднее количество шагов процедуры распознавания при условии наличия объекта g-го класса представляет собой математическое ожидание дискретной случайной величины n, определяющей случайную длительность последовательной процедуры: $\overline{N}_g = \sum_{n=1}^{K} n \prod_{i=0}^{n-1} P_{obs/g}^i \sum_{k=1}^{M} P_{k/g}^n$.

Таким образом, определив условные вероятности принимаемых решений на каждом шаге классификации $P_{k/g}^n$ можно получить значения показателей качества алгоритма последовательного радиолокационного распознавания ($P_{k/g}$ и $\overline{N}_g$).

Для нахождения условных вероятностей на *n*-м шаге запишем решающее правило квазиоптимального устройства последовательного радиолокационного распознавания [2]:

$$\text{если } \begin{cases} P_k^n \Lambda_{k/g}^n \geq P_l^n \Lambda_{l/g}^n, \ l = \overline{1, M}, l \neq k \\ P_k^n C_{obs}^n \Lambda_{k/g}^n \geq (1 - C_{obs}^n) \sum\limits_{i=1, i \neq k}^{M} P_i^n \Lambda_{i/g}^n \end{cases}, \text{ то } A_k^*, \tag{1}$$

иначе A_{M+1}^*,

где P_k^n (P_l^n) – априорная вероятность наличия объекта *k* (*l*)-го класса на *n*-м шаге; $\Lambda_{k/g}^n$ ($\Lambda_{k/g}^n$) – отношение правдоподобия объекта *k* (*l*)-го класса на *n*-м шаге процедуры распознавания при наличии на входе устройства объекта g-го класса; C_{obs}^n – цена за принятое решение о продолжении наблюдения на *n*-м шаге.

В соответствии с последовательным алгоритмом классификации для получения априорной вероятности появления объекта i-го класса на n-м шаге используется апостериорная вероятность с $(n-1)$-го шага [1, 2]:

$$P_i^n \cong \frac{P_i^{n-1}\Lambda_{i/g}^{n-1}}{\sum_{r=1}^{M} P_r^{n-1}\Lambda_{r/g}^{n-1}},\ i=\overline{1,M}. \tag{2}$$

Для анализа квазиоптимального устройства последовательного распознавания удобно воспользоваться эквивалентным (1) решающим правилом. С этой целью осуществим переход к логарифму отношения правдоподобия и, последовательно подставляя значения априорной вероятности (2) в решающее правило (1), начиная с $P_i^1 = 1/M$, получим:

$$\text{если} \begin{cases} Z_{kl/g}^n \ge 0,\ l=\overline{1,M}, l \ne k \\ Y_g^n = \ln\left[\sum\limits_{i=1, i\ne k}^{M} e^{-Z_{ki/g}^n}\right] \le \ln\dfrac{C_{obs}^n}{1-C_{obs}^n} \end{cases}, \text{ то } A_k^*, \tag{3}$$

иначе A_{M+1}^*,

где $Z_{kl/g}^n = \sum_{r=1}^{n} z_{kl/g}^r$ – результирующее значение логарифма отношения правдоподобия в k-м и l-м каналах (межканальная разность) после n шагов; $z_{kl/g}^n = z_{k/g}^n - z_{l/g}^n = \ln(\Lambda_{k/g}^n / \Lambda_{l/g}^n) = (\xi_g^n)^{*\mathrm{T}} \mathbf{R}^{kl} \xi_g^n + a_{kl}$ – текущее значение логарифма отношения правдоподобия в k-м и l-м каналах (межканальная разность) на n-м шаге; ξ_g^n – N-элементный вектор принятого сигнала на n-м шаге, представляющий собой аддитивную смесь сигнальной составляющей радиолокационного портрета (РЛП) объекта g-го класса и фона; $\mathbf{R}^{kl}$ – межканальная матрица обработки; a_{kl} – межканальная разность смещений.

С учетом полученного решающего правила (3) нахождение условных вероятностей распознавания предполагает вычисление интеграла от многомерной плотности вероятности (МПВ) межканальных разностей $Z_{k1/g}^n, \ldots, Z_{k,k-1/g}^n, Z_{k,k+1/g}^n, \ldots, Z_{kM/g}^n$ и случайной величины Y_g^n, характеризующей гипотезу о продолжении наблюдения:

$$P_{k/g}^n = \int\limits_0^{+\infty} \cdots \int\limits_0^{+\infty} \int\limits_{-\infty}^{\ln\frac{C_{obs}^n}{1-C_{obs}^n}} p_{k/g}(Z_{k1/g}^n, \ldots, Z_{k,k-1/g}^n, Z_{k,k+1/g}^n, \ldots, Z_{kM/g}^n, Y_g^n) dZ_{k1/g}^n \ldots dZ_{k,k-1/g}^n dZ_{k,k+1/g}^n \ldots dZ_{kM/g}^n dY_g^n. \tag{4}$$

В дальнейшем перечисление величин типа $Z_{k1/g}^n, \ldots, Z_{k,k-1/g}^n, Z_{k,k+1/g}^n, \ldots, Z_{kM/g}^n$ обозначается $\mathbf{Z}^n = Z_{k1/g}^n \ldots Z_{kM/g}^n$, подразумевая, что в этом перечне отсутствует величина $Z_{kk/g}^n = 0$. Тогда выражение (4) может быть записано в следующей форме:

$$P_{k/g}^n = \int\limits_0^{+\infty} \cdots \int\limits_0^{+\infty} \int\limits_{-\infty}^{\ln\frac{C_{obs}^n}{1-C_{obs}^n}} p_{k/g}(\mathbf{Z}^n, Y_g^n) dZ_{k1/g}^n \ldots dZ_{k,k-1/g}^n dZ_{k,k+1/g}^n \ldots dZ_{kM/g}^n dY_g^n. \tag{5}$$

Мерность интеграла (5) с учетом гипотезы о продолжении наблюдения определяется количеством распознаваемых классов M.

Целью статьи является разработка аналитического метода расчета показателей качества квазиоптимального последовательного устройства распознавания радиолокационных объектов применительно к нормально распределенным элементам входного РЛП.

Метод анализа

Сложность аналитического вычисления интеграла (5) обусловлена многомерностью плотности вероятности $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n, Y_g^n)$. Однако следует отметить, что случайная величина Y_g^n, характеризующая гипотезу о продолжении наблюдения, является результатом нелинейного преобразования (3) над межканальными разностями $\mathbf{Z}^n$. Тогда анализ МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n, Y_g^n)$

может быть сведен к анализу МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n)$, зависящей только от $\mathbf{Z}^n$, с последующим учетом гипотезы о продолжении наблюдения. Для учета этой гипотезы предлагается использовать численный метод Монте-Карло, преимуществом которого является простота представления плотности вероятности случайной величины (любой мерности), над которой выполнено нелинейное преобразование.

Таким образом, методика расчета показателей качества квазиоптимального последовательного устройства распознавания может быть сведена к следующей последовательности операций:

1) получение приближенного аналитического выражения для МПВ межканальных разностей $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n)$ без учета гипотезы о продолжении наблюдения;

2) аппроксимация МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n)$ численным методом Монте-Карло;

3) учет гипотезы о продолжении наблюдения путем формирования дискретных отсчетов МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n, Y_g^n)$;

4) интегрирование полученной аппроксимации МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n, Y_g^n)$ методом Монте-Карло.

Приближенное аналитическое представление МПВ межканальных разностей. Для аналитического представления МПВ межканальных разностей $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n)$ целесообразно воспользоваться ее разложением в полиномиальный ряд. Обобщенная методика аналитического представления МПВ межканальных разностей с использованием системы классических ортогональных полиномов впервые получена в [3]. Ее дальнейшее развитие предложено в [4]. Согласно [3, 4], аппроксимация МПВ межканальных разностей может быть представлена в виде:

$$p_{k/g}(\mathbf{Z}^n) = \sum_{q1=0}^{\infty}\dots\sum_{qM=0}^{\infty}\sum_{s1=0}^{q1}\dots\sum_{sM=0}^{qM}\sum_{p1=0}^{q1}\dots\sum_{pM=0}^{qM} m\{(Z_{k1/g}^n)^{s1}\dots(Z_{kM/g}^n)^{sM}\}\prod_{l=1}^{M} r_{ql/sl}^{kl/g} r_{ql/pl}^{kl/g}\varphi_l(Z_{kl/g}^n)(Z_{kl/g}^n)^{pl}, \quad (6)$$

где $m\{(Z_{k1/g}^n)^{s1}\dots(Z_{kM/g}^n)^{sM}\}$ – смешанные моменты системы случайных величин $((Z_{k1/g}^n)^{s1}\dots(Z_{kM/g}^n)^{sM})$; $r_{ql/i}^{kl/g}$ – коэффициент *ql*-го ортонормированного полинома, стоящий у переменной $(Z_{kl/g}^n)^i$; $\varphi_l(Z_{kl/g}^n)$, $l=\overline{1,M}$, $l \neq k$ – весовые функции используемого полинома.

В соответствии с выражением (6) для аналитического представления МПВ межканальных разностей необходимо: выбрать наиболее подходящую весовую функцию; определить требуемые смешанные моменты и коэффициенты ортогональных полиномов.

На сегодняшний момент не существует оптимального правила выбора весовых функций $\varphi_l(Z_{kl/g}^n)$, однако в [4] приведен способ получения наиболее предпочтительных весовых функций и рассмотрена методика синтеза соответствующей системы ортогональных полиномов. Предложенный подход обеспечивает высокое качество аппроксимации МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n)$ и быструю сходимость степенного ряда. Для получения весовых функций $\varphi_l(Z_{kl/g}^n)$ целесообразно использовать способ вычисления закона распределения квадратичных форм комплексных нормальных векторов, приведенный в [4]. В связи с этим в качестве весовой функции на 1-м шаге используется оценка одномерного распределения квадратичной формы:

$$\varphi_l(Z_{kl/g}^1) \cong \hat{p}_l(Z_{kl/g}^1) = \frac{1}{\pi}\left(\int_0^{+\infty}\left(A(\nu_l^1)\cos(\nu_l^1 Z_{kl/g}^1) + B(\nu_l^1)\sin(\nu_l^1 Z_{kl/g}^1)\right)d\nu_l^1\right), \ -\infty \le Z_{kl/g}^1 \le +\infty. \quad (7)$$

Выражения для реальной и мнимой частей характеристической функции $A(\nu_l^1)$ и $B(\nu_l^1)$ имеют следующий вид:

$$A(\nu_l^1) = \mathrm{Re}[\exp(j\nu_l^1 a_{kl}) / \prod_{i=1}^{N}(1 - j\nu_l^1\lambda_i^{kl})], \ B(\nu_l^1) = \mathrm{Im}[\exp(j\nu_l^1 a_{kl}) / \prod_{i=1}^{N}(1 - j\nu_l^1\lambda_i^{kl})],$$

где $\boldsymbol{\lambda}^{kl}$ – вектор собственных значений определяющей матрицы $\boldsymbol{\chi}_{kl} = \mathbf{R}^g\mathbf{R}^{kl}$; $\mathbf{R}^g$ – ковариационная матрица РЛП объекта *g*-го класса и фона; j – мнимая единица.

Предполагается, что значения решающей статистики на каждом шаге $\mathbf{Z}^1, \mathbf{Z}^2, \ldots, \mathbf{Z}^n$ являются независимыми случайными величинами, поэтому на последующих шагах ($n = \overline{2, K}$) в качестве весовой функции используется свертка плотности вероятности первого шага и предыдущего [5]:

$$\hat{p}_l(Z_{kl/g}^n) = \int_{-\infty}^{+\infty} \hat{p}_l(Z_{kl/g}^{n-1} - Z)\hat{p}_l(Z_{kl/g}^1)dZ \,. \tag{8}$$

Для нахождения смешанных моментов распределения на каждом шаге процедуры распознавания используется свойство многомерной характеристической функции совокупности случайных величин [3, 5]:

$$\Theta_z(\mathbf{v}^n) = m_1\{\exp(j\mathbf{v}\mathbf{Z}^n)\} = \int_{\mathbf{Z}^n} p_{k/g}(\mathbf{Z}^n)\exp(j\mathbf{v}^n\mathbf{Z}^n)d\mathbf{Z}^n \,.$$

На основании методики, приведенной в [5], выражение для характеристической функции квадратичной формы с учетом нормально распределенной случайной величины ξ_g^n имеет вид

$$\Theta_z(\mathbf{v}^n) = \left[\frac{\exp(j\sum_{l=1,l\neq k}^{M}\nu_l^n a_{kl})}{\det[\mathbf{I} - j\sum_{l=1,l\neq k}^{M}\nu_l^n \boldsymbol{\chi}_{kl}]}\right]^n .$$

Конечные выражения для смешанных моментов определяются различными частными производными характеристической функции по вещественной переменной ν_l^n при $\nu_l^n = 0$:

$$m_g\{(Z_{k1/g}^n)^{s1}, \ldots, (Z_{kM/g}^n)^{sM}\} = (-j)^{\sum_{l=1,l\neq k}^{M} sl} \left.\frac{\partial^{s1+\cdots+sM}}{(\partial\nu_1^n)^{s1}\ldots(\partial\nu_M^n)^{sM}}\Theta_z(\mathbf{v}^n)\right|_{\nu_l^n=0} . \tag{9}$$

Способ нахождения производных (9), называемый «методом следа», детально изложен в [5]. Несколько первых смешанных моментов для системы случайных величин $Z_k^n = \sum_{j=1}^{n}\left((\xi_g^j)^{*\mathrm{T}}\mathbf{R}^k\xi_g^j + a_k\right)$, найденные указанным способом, имеют вид: $m\{Z_1^n\} = n\left[tr(\chi_1) + a_1\right]$, $m\{Z_1^n, Z_2^n\} = n\left[tr(\chi_1\chi_2) + n(tr(\chi_1) + a_1)(tr(\chi_2) + a_2)\right]$, $m\{Z_1^n, Z_2^n, Z_3^n\} = n[2tr(\chi_1\chi_2\chi_3) + n(tr(\chi_1) + a_1)tr(\chi_2\chi_3) + n(tr(\chi_2) + a_2)tr(\chi_1\chi_3) + n(tr(\chi_3) + a_3)tr(\chi_1\chi_2) + n^2(tr(\chi_1) + a_1)(tr(\chi_2) + a_2)(tr(\chi_3) + a_3)]$, где $tr(\chi_k)$ – след определяющей матрицы χ_k.

Выбранная весовая функция $\hat{p}_l(Z_{kl/g}^n)$ полностью определяет используемую систему ортогональных многочленов [4]. Предложенная весовая функция достаточно точно описывает закон распределения соответствующего квадратичного функционала [4], в связи с чем для аппроксимации МПВ достаточно нескольких первых полиномов. Выражения для первых двух полиномов, полученные путем представления многочлена на основе определителей Грама и степенных моментов весовой функции (7), имеют вид:

$$r_{0/0}^{kl/g} = 1,\; r_{1/0}^{kl/g} = -m\{Z_{kl/g}^n\}\Big/\sqrt{m\{Z_{kl/g}^n, Z_{kl/g}^n\} - m\{Z_{kl/g}^n\}^2}\,,\; r_{1/1}^{kl/g} = 1\Big/\sqrt{m\{Z_{kl/g}^n, Z_{kl/g}^n\} - m\{Z_{kl/g}^n\}^2}\,.$$

Аппроксимация МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n)$ *численным методом Монте-Карло.* Аппроксимация плотности вероятности методом Монте-Карло предполагает, что исходная МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n)$ на n-м шаге заменяется совокупностью N_{mc} случайных отсчетов (координат) $\boldsymbol{\alpha}_i^n$, $i = \overline{1, N_{mc}}$, распределенных по закону распределения $q(\boldsymbol{\alpha}^n)$, и их нормированными весами ω_i^n [6–8]:

$$p_{k/g}(\boldsymbol{\alpha}^n) \approx \sum_{i=1}^{N_{mc}}\omega_i^n\delta(\boldsymbol{\alpha}^n - \boldsymbol{\alpha}_i^n), \tag{10}$$

где $\tilde{\omega}_i^n = p_{k/g}(\boldsymbol{\alpha}_i^n)/q(\boldsymbol{\alpha}_i^n)$ – ненормированные веса на n-м шаге; $\omega_i^n = \tilde{\omega}_i^n \Big/ \sum_{i=1}^{N_{mc}}\tilde{\omega}_i^n$ – нормированные веса на n-м шаге.

При аппроксимации МПВ методом Монте-Карло сохраняются все требуемые характеристики исходного распределения (6), поскольку на каждом шаге процедуры распознавания обеспечивается однозначное соответствие значений случайных отсчетов $\boldsymbol{\alpha}_i^n$ и нормированных весов этих отсчетов ω_i^n для всех $i = \overline{1, N_{mc}}$, а также равенство единице суммы ω_i^n. В зарубежных источниках пары $\{\boldsymbol{\alpha}_i^n, \omega_i^n\}$ называют *частицами* (*particle*) [6, 8].

Учет гипотезы о продолжении наблюдения путем формирования дискретных отсчетов МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n, Y_g^n)$. Гипотеза о продолжении наблюдения в решающем правиле (3) характеризуется случайной величиной Y_g^n, полученной в результате нелинейного преобразования $h(\mathbf{Z}^n) = \ln\left[\sum_{i=1, i\neq k}^{M} e^{-Z_{ki/g}^n}\right]$ над значениями межканальных разностей. Достоинством численного метода Монте-Карло является возможность аппроксимации закона распределения случайной величины любой мерности, над которой выполнено нелинейное преобразование [7]. Трансформация распределения из $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n)$ в $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n, Y_g^n)$, обусловленная наличием в решающем правиле (3) гипотезы о продолжении наблюдения, достаточно просто учитывается путем введения в каждый отсчет $\boldsymbol{\alpha}_i^n$ дополнительной случайной величины β_i^n, полученной в результате преобразования координат $\beta_i^n = h(\boldsymbol{\alpha}_i^n)$ каждой из N_{mc} частиц и неизменным сохранением весов ω_i^n $(i = \overline{1, N_{mc}})$. Таким образом, результирующая МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n, Y_g^n)$ аппроксимируется новыми N_{mc} частицами $\boldsymbol{\beta}_i^n = (\boldsymbol{\alpha}_i^n, \beta_i^n)$ с неизменными весами ω_i^n.

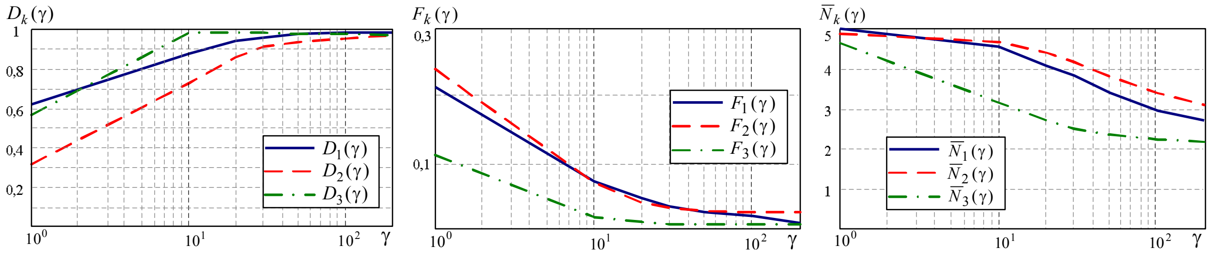
Следует отметить, что нелинейность операции возведения в степень экспоненты, как правило, приводит к явлению «оскуднения» выборки, в результате чего частицы $\boldsymbol{\beta}_i^n$ уже не могут полноценно аппроксимировать искомую МПВ [7, 8]. В качестве средства борьбы с данным явлением используется процедура перевыборки [8]. Перевыборка производится непосредственно после вызвавшей «оскуднение» операции и позволяет перенести отсчеты из областей с малой вероятностью в области с большей вероятностью, что приводит к увеличению числа значимых отсчетов (т.е. приводит к уменьшению дисперсии ошибки аппроксимации). В основе алгоритмов перевыборки лежит отображение вырожденного (старого) случайного множества частиц $\{\boldsymbol{\beta}_i^n, \omega_i^n\}$ $(i = \overline{1, N_{mc}})$ в новое случайное множество $\{\boldsymbol{\beta}_i^{n,new}, \Delta\omega_i^n\}$ с одинаковыми весами $\Delta\omega_i^n = 1/N_{mc}$ [7, 8].

Интегрирование аппроксимации МПВ $p_{k/g}(\mathbf{Z}^n, Y_g^n)$. Интегрирование МПВ методом Монте-Карло [6, 8] сводится к суммированию нормированных весов $\Delta\omega_i^n$ тех частиц, значения отсчетов которых $\boldsymbol{\beta}_i^{n,new}$, $i = \overline{1, N_{mc}}$ попадают в анализируемый объем интегрирования (5).

Результаты расчета показателей качества последовательного распознавания объектов. Для проверки работоспособности представленной аналитической методики был произведен расчет вероятностей последовательного распознавания объектов 3-х классов по флуктуационному РЛП. Исходные данные для расчета: $N = 10$ – число элементов РЛП; время корреляции флуктуаций сигнала для объектов анализируемых классов – $\tau_1 = 100$ мс, $\tau_2 = 50$ мс, $\tau_3 = 20$ мс. Цена за продолжение наблюдения не изменялась в зависимости от номера шага $C_{obs}^n = C_{obs} = 0{,}1$. Максимальное число этапов последовательной процедуры $K = 5$. Расчет условных вероятностей правильного D_k, ложного распознавания $F_{k/g}$ и условных средних числа наблюдений $\overline{N}_g$ производился на основе разработанной методики применительно к интересующему диапазону отношений сигнал-шум. Число случайных отсчетов, используемых в методе Монте-Карло, было выбрано $N_{mc} = 5000$.

На практике удобнее использовать среднюю вероятность ложного распознавания объекта k -го класса: $F_k = 0{,}5\sum_{g=1, g\neq k}^{3} F_{k/g}$, $k = 1\ldots3$.

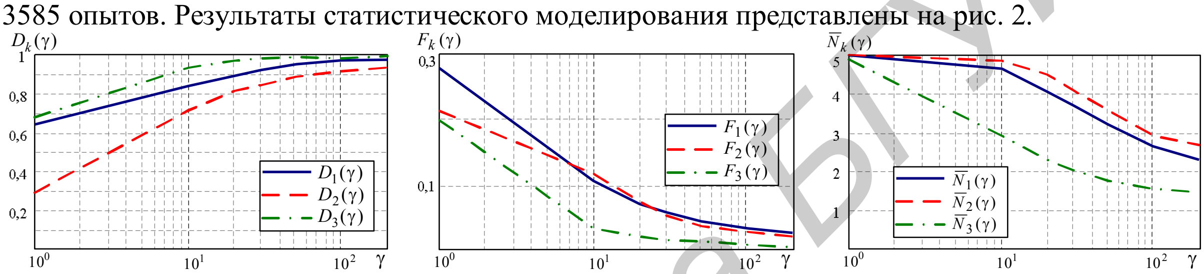
Результаты численно-аналитического расчета вероятностей распознавания и средней длительности в зависимости от значения отношения сигнал-шум приведены на рис. 1.



а *б* *в*

Рис. 1. Показатели качества последовательного распознавания, полученные с помощью аналитического расчета: *а* – условные вероятности правильного распознавания; *б* – условные вероятности ложного распознавания; *в* – среднее число наблюдений

Полученные результаты были подтверждены методом статистического моделирования процесса принятия решения устройством последовательного распознавания. Формирование реализаций входных портретов с аналогичными параметрами осуществлялось с помощью программного комплекса моделирования радиолокационных сигналов [9]. Для обеспечения значения относительной погрешности 5 % и доверительной вероятности 0,95 было проведено 3585 опытов. Результаты статистического моделирования представлены на рис. 2.



а *б* *в*

Рис. 2. Показатели качества последовательного распознавания, полученные с помощью статистического моделирования: *а* – условные вероятности правильного распознавания; *б* – условные вероятности ложного распознавания; *в* – среднее число наблюдений

Высокая степень схожести результатов аналитического расчета и статистического моделирования подтверждают высокое качество аппроксимации результирующей МПВ (3).

Заключение

В статье представлена методика аналитического расчета показателей качества функционирования последовательного алгоритма распознавания радиолокационных объектов, основанная на аппроксимации МПВ межканальных разностей с помощью усеченного ряда по ортогональным полиномам. Особенностью данной методики является использование численного метода Монте-Карло для учета в решающем правиле гипотезы о продолжения наблюдения. Предложенный подход позволяет получать оценки показателей качества принимаемых решений о классе объекта последовательным устройством распознавания на этапе его проектирования, с сокращением в 6,1–2,4 раза времени, затрачиваемого на математическое моделирование.

Список литературы

1. Храменков А.С., Ярмолик С.Н. Алгоритм последовательного распознавания радиолокационных объектов, обеспечивающий минимизацию среднего риска принимаемых решений // Докл. БГУИР. 2016. № 2 (96). С. 37–43.
2. Квазиоптимальный алгоритм распознавания радиолокационных объектов с последовательным уточнением информации о классе объекта и о продолжении наблюдения / А.А. Дятко [и др.] // Труды БГТУ. 2016. № 6 (188). С. 137–141.
3. Шаляпин С.В. Представление рядами ортогональных полиномов многомерной плотности выходных сигналов систем распознавания для оценки их характеристик // Электромагнитные волны и электронные системы. 2000. Т. 1, № 1. С. 12–21.
4. Храменков А.С., Ярмолик С.Н. Выбор системы ортогональных полиномов для решения задачи аппроксимации закона распределения решающей статистики в устройствах радиолокационного распознавания // Докл. БГУИР. 2015. № 6 (92). С. 23–29.

5. Миддлтон Д. Введение в статистическую теорию связи: в 2 т. М.: Сов. радио. 1962. Т. 2. 831 с.
6. Ristic B., Arulampalam S., Gordon N. Beyond the Kalman Filter. Particle filters for tracking applications. London: ArtechHouse. 2004. 300 p.
7. Особенности использования метода Монте-Карло для аппроксимации статистических распределений результатов нелинейных преобразований в радиолокационных задачах / А.С. Солонар [и др.] // Изв. НАН РБ. Серия физ.-техн. науки. 2016. № 4. С. 91–98.
8. Горшков С.А, Солонар А.С., Парахневич А.В. Обобщенный метод Монте-Карло в нелинейной фильтрации байесовско-марковских параметров // Вестн. связи. 2012. № 4. С. 31–36.
9. Конструктор объектов программного комплекса моделирования радиолокационных сигналов / А.С. Солонар [и др.] // Докл. БГУИР. 2014. № 6 (84). С. 60–66.

References

1. Khramenkov A.S, Yarmolik. S.N. Algoritm posledovatel'nogo raspoznavaniya radiolokatsionnykh ob"ektov, obespechivayushchiy minimizatsiyu srednego riska prinimaemykh resheniy // Dokl. BGUIR. 2016. № 2 (96). S. 37–43. (in Russ.)
2. Kvazioptimal'nyy algoritm raspoznavaniya radiolokatsionnykh ob"ektov s posledovatel'nym utochneniem informatsii o klasse ob"ekta i o prodolzhenii nablyudeniya / A.A. Dyatko [i dr.] // Trudy BGTU. 2016. № 6 (188). S. 137–141. (in Russ.)
3. Shalyapin, S.V. Predstavlenie ryadami ortogonal'nykh polinomov mnogomernoy plotnosti vykhodnykh signalov sistem raspoznavaniya dlya otsenki ikh kharakteristik // Elektromagnitnye volny i elektronnye sistemy. 2000. T 1. № 1. S. 12–21. (in Russ.)
4. Khramenkov A.S, Yarmolik. S.N. Vybor sistemy ortogonal'nykh polinomov dlya resheniya zadachi approksimatsii zakona raspredeleniya reshayushchey statistiki v ustroystvakh radiolokatsionnogo raspoznavaniya // Dokady BGUIR. 2015. № 6 (92). S. 23–29. (in Russ.)
5. Middlton D. Vvedenie v statisticheskuyu teoriyu svyazi: v 2 t. M.: Sov. radio. 1962. T. 2. 831 s. (in Russ.)
6. Ristic B., Arulampalam S., Gordon N. Beyond the Kalman Filter. Particle filters for tracking applications. London: ArtechHouse. 2004. 300 p.
7. Osobennosti ispol'zovaniya metoda Monte-Karlo dlya approksimatsii statisticheskikh raspredeleniy rezul'tatov nelineynykh preobrazovaniy v radiolokatsionnykh zadachakh / A.S. Solonar [i dr.] // Izvestiya NAN RB. Seriya fiz.-tekhn. nauki. 2016. № 4. S. 91–98. (in Russ.)
8. Gorshkov S.A., Solonar A.S., Parakhnevich A.V. Obobshchennyy metod Monte-Karlo v nelineynoy fil'tratsii bayesovsko-markovskikh parametrov // Vestnik svyazi. 2012. № 4. S. 31–36. (in Russ.)
9. Konstruktor ob"ektov programmnogo kompleksa modelirovaniya radiolokatsionnykh signalov / A.S. Solonar [I dr.] // Doklady BGUIR. 2014. № 6 (84). S. 60–66. (in Russ.)

Сведения об авторах

Храменков А. С., старший инженер кафедры радиолокации и приемо-передающих устройств Военной академии Республики Беларусь.

Ярмолик С. Н., к.т.н., доцент, профессор кафедры радиолокации и приемо-передающих устройств Военной академии Республики Беларусь.

Солонар А. С., к.т.н., доцент, докторант кафедры радиолокации и приемо-передающих устройств Военной академии Республики Беларусь.

Information about the authors

Khramenkov A.S., senior engineer, the department of radar-location and send-receive devices of Military academy of the Republic of Belarus.

Yarmolik S.N., PhD, assistant professor, professor of the department of radar-location and send-receive devices of Military academy of the Republic of Belarus.

Solonar A.S., PhD, assistant Professor, postdoctoral student of the department of radar-location and send-receive devices of Military academy of the Republic of Belarus

Адрес для корреспонденции

220057, Республика Беларусь,
г. Минск, пр-т Независимости, 220,
Военная академия Республики Беларусь
тел. +375-29-378-70-43;
e-mail: Xras.tech@mail.ru
Храменков Андрей Сергеевич

Address for correspondence

220057, Republic of Belarus,
Minsk, Nezavisimosti Ave., 220,
Military academy of the Republic of Belarus
tel. +375-29-378-70-43;
e-mail: Xras.tech@mail.ru
Khramenkov Andrey Sergeevich