электронное научно-техническое издание
НАУКА и ОБРАЗОВАНИЕ
Эл № ФС 77 - 30569. Государственная регистрация №0420900025. ISSN 1994-0408

Метод статистической оценки технического состояния оптико-электронных систем получения видовой информации

11, ноябрь 2010

автор: Веселов Ю. Г.

МГТУ имени Н.Э. Баумана

Введение

В последние годы приобретает все большую популярность метод эксплуатации авиационной техники по техническому состоянию. С внедрением программ обслуживания и ремонта по состоянию появляются необходимая база и реальная возможность осуществления безресурсной эксплуатации (использования) большинства изделий авиационной техники или, как ее называют многие специалисты, “эксплуатации по состоянию”.

Адаптация программы эксплуатации по техническому состоянию к оптико-электронным системам (ОЭС) и комплексам получения видовой информации (ПВИ) не только позволяет сократить временные и материальные затраты на их эксплуатацию, но также дает возможность иметь постоянную систему контроля за их характеристиками с целью оценки эффективности применения в определенных условиях.

Развитие системы контроля технического состояния ОЭС ПВИ исторически сложилось следующим образом:

1. Оценка технического состояния ОЭС ПВИ посредством визуального контроля качества изображения;
2. Визуальный контроль качества изображения параллельно с использованием контрольно-проверочной аппаратуры;
3. Оценка технического состояния ОЭС ПВИ посредством автоматизированной оценки показателей качества изображения.

Отечественный и зарубежный опыт свидетельствует, что эксплуатация ОЭС ПВИ, основанная на программе технического обслуживания по состоянию, наилучшим образом обеспечивает заданные уровни надежности, готовности и эффективности применения средств ПВИ по назначению при оценке их технического состояния на основе способов автоматизированного контроля качества изображения параллельно с использованием систем встроенного контроля.

ОЭС ПВИ в настоящее время представлены широким классом систем работающих во всех областях оптического диапазона (ультрафиолетовый, видимый и инфракрасный) и имеют различные принципы формирования изображения (кадровые, линейного сканирования, панорамные и т.д.).

Реализация стратегии эксплуатации по состоянию возможна только при наличии достоверной информации о текущем техническом состоянии объекта контроля (диагностирования), причем средства и методы контроля должны обеспечивать оценку технического состояния по возможности без демонтажа оборудования с летательного аппарата и с применением минимального числа контрольно-проверочной аппаратуры.

С учетом этих требований основными способами оценки технического состояния при техническом обслуживании по состоянию могут являться контроль бортовой аппаратуры средств ПВИ с помощью встроенных систем контроля и по материалам их применения.

Цифровая съемка новая, исключительно быстро развивающаяся, область техники. Особенности конструкции цифровых ОЭС ПВИ и принципы получения изображения выдвигают несколько иные требования к оценке показателей качества получаемых изображений и встроенному контролю. Также анализ алгоритмов функционирования встроенных систем контроля оптико-электронных комплексов ПВИ показал, что они не обеспечивают требуемой достоверности оценки их технического состояния. Таким образом, наиболее приемлемым способом оценки технического состояния цифровых ОЭС ПВИ является способ оценки технического состояния по материалам применения (цифровым изображениям визуализируемым на ВКУ).

Использование статистической теории распознавания образов для оценки технического состояния ОЭС ПВИ

Оценка технического состояния ОЭС ПВИ по материалам применения основывается на определении качества получаемых аэроснимков, посредством анализа значений показателей качества изображения. Таким образом, показатели качества являются параметрами контроля технического состояния ОЭС ПВИ. Под качеством будем понимать свойство изображения, характеризующее его способность нести в себе сведения о геометрических и фотометрических характеристиках и параметрах объектов. Показатель, качества изображения - это величина, служащая конкретным индикатором этого свойства. К показателям качества изображения предъявляется ряд требований: они должны однозначно характеризовать свойства изображения и их изменение, быть применимыми для анализа каждого звена и оптико-электронной системы в целом; однозначно характеризовать дешифрируемость изображения.

Проблема выбора контролируемых параметров (признаков технического состояния) из полного набора показателей качества изображения является одной из ключевых в постановке задачи по оценке технического состояния ОЭС ПВИ. Контролируемые параметры должны быть наиболее информативными параметрами контролируемой системы.

Наиболее информативный параметр ОЭС ПВИ это такой параметр, который оказывает наибольшее влияние на качество получаемого этой системой изображения.

При эксплуатации ОЭС ПВИ по состоянию основной задачей является идентификация вида технического состояния объекта эксплуатации. Для более объективной оценки состояния используются, как правило, несколько параметров (признаков) контроля, желательно не коррелированных друг с другом. Для оценки технического состояния ОЭС ПВИ в силу случайности параметров контроля целесообразно воспользоваться статистической теорией распознавания образов. В качестве объектов распознавания будем рассматривать виды технического состояния ОЭС ПВИ (работоспособное, предотказное, неработоспособное), а в качестве признаков объектов распознавания параметры (признаки) объекта контроля.

Часто достоверная информация об априорных сведениях отсутствует. В этом случае в качестве решающего правила классификации, по которому расчетные значения вектора признаков сравниваются с эталонными, выберем критерий максимума функции правдоподобия.

Необходимо также отметить, что одной из особенностей ОЭС ПВИ является то, что в получаемых ими материалах содержится информация не только об их техническом состоянии, но и об условиях применения. Причем влияние внешних условий настолько велико, что может ухудшить значения контролируемых параметров до значений, соответствующих неработоспособному состоянию оптико-электронного средства, хотя объективно исследуемое средство находится в работоспособном состоянии. Учесть влияние внешних условий на значение контролируемых параметров позволяет математическая модель ОЭС ПВИ базирующаяся на линейной теории ОЭС и реализующая аналитический способ оценки разрешающей способности, а также специализированная методика оценки возможностей рассматриваемых систем ПВИ [1].

Во время разработки системы распознавания определяются эталонные признаки объектов для каждого класса. Причем эталонные признаки могут формироваться с использованием собранного статистического материала по результатам эксплуатации контролируемых систем (если он имеется), а также с использованием экспертных систем. Коррекция эталонных признаков под условия применения осуществляется с использованием математических моделей ОЭС ПВИ и алгоритмов оценки возможностей рассматриваемых систем.

Рассматриваемый в работе вероятностный подход предполагает знание оценок математических ожиданий вектора признаков и разброс или связи внутри класса, задаваемые ковариационной матрицей. Из априорных данных формируется полное множество гипотез по классам. Расчетные признаки сравниваются с эталонными признаками. По минимуму расстояния принимается решение о принадлежности наблюдения к гипотезе [2].

Рассмотрим математическую модель наблюдения вектора признаков $x = \left(x_1, x_2, \ldots, x_m \right)$

$$\tilde{x} = x + \xi , \tag{1}$$

где, $\tilde{x}-$ наблюдения вектора признаков, например, $\tilde{x}=\left(\tilde{x}_1,\tilde{x}_2,\ldots,\tilde{x}_m\right)$;

ξ – центрированный случайный вектор погрешностей.

Причем количество элементов вектора признаков для оптико-электронного комплекса ПВИ равно сумме элементов для каждого средства входящего в состав рассматриваемого комплекса.

К примеру, для оценки технического состояния цифровых аэрофотоаппаратов в качестве параметров контроля используются, такие как разрешающая способность R, количество передаваемых градаций яркости m, количество дефектных элементов фоточувствительного прибора с зарядовой связью k и составляющие дисторсии по координатным осям $\delta x_{ВД}$, $\delta y_{ВД}$ [3]. Вектор признаков будет иметь вид $x=\left(R, m, k, \delta x_{ВД}, \delta y_{ВД}\right)$. Для инфракрасной системы в качестве параметров контроля используются угловое разрешение γ, энергетическое разрешение ΔT, количество дефектных элементов многоэлементного приемника излучения k и составляющие дисторсии по координатным осям $\delta x_{ИК}$, $\delta y_{ИК}$, вектор признаков $x=\left(\gamma, \Delta T, k, \delta x_{ИК}, \delta y_{ИК}\right)$. Вектор параметров контроля технического состояния оптико-электронного комплекса ПВИ состоящего из двух систем цифрового аэрофотоаппарата и инфракрасной системы будет иметь вид $x=\left(R, m, k, \delta x_{ВД}, \delta y_{ВД}, \gamma, \Delta T, k, \delta x_{ИК}, \delta y_{ИК}\right)$.

Сформулируем задачу идентификации вектора состояния объекта контроля x следующим образом.

Для оценки вида технического состояния с использованием предлагаемой методики, посредством определения наиболее вероятных вектора математических ожиданий M_x и ковариационной матрицы R_x вектора x, необходимо иметь единственную реализацию $\tilde{x}$ (она формируется с использованием специализированного методического обеспечения оценки параметров контроля технического состояния) и методику оценки эталонных признаков для каждого вида технического состояния с учетом условий применения.

Для решения задачи определим полное множество гипотез $G=\left\{\Omega_0,\ldots,\Omega_k,\ldots,\Omega_{l-1}\right\}$ $i=0,\ldots,l-1$ и предположим, что вектор $\boldsymbol{x}$ характеризуется условной нормальной многомерной плотностью распределения

$$P\left(x/\Omega_\nu\right)\in N\left\{M\left(x/\Omega_\nu\right), R\left(x/\Omega_\nu\right)\right\}, \tag{2}$$

зависящей от гипотезы, Ω_ν которая имеет место во время проведения измерения. В определении (2) с помощью $M\left(x/\Omega_\nu\right)$ обозначен вектор математических ожиданий эталонных признаков, с помощью $R\left(x/\Omega_{\nu}\right)$ обозначена ковариационная матрица вектора признаков.

Пусть во время измерений имеет место произвольная гипотеза $\Omega_k \in G,$ тогда $\boldsymbol{x}$ можно представить в виде

$$\tilde{x} = M\left(x/\Omega_k\right) + \xi,$$

где, ξ – центрированный случайный вектор с ковариационной матрицей $R\left(x/\Omega_k\right)$, а $M\left(x/\Omega_k\right)$ – вектор математических ожиданий эталонных признаков или образов, имеющихся в системе наблюдения.

Таким образом, $\boldsymbol{x}$ является случайным вектором, принадлежащим одной из $\boldsymbol{l}$ совокупностей (гипотез), причем $\boldsymbol{x}$ распределен нормально с плотностью [2]

$$P\left(x/\Omega_k\right) = \left(2\pi\right)^{-m/2} \left|R\left(x/\Omega_k\right)\right|^{-1/2} exp\left[-\frac{1}{2}\left(\tilde{x} - M\left(x/\Omega_k\right)\right)^T R_x^{-1}\left(x/\Omega_k\right)\left(\tilde{x} - M\left(x/\Omega_k\right)\right)\right]. \quad (3)$$

Разумно отнести наблюдение $\tilde{x}$ к той гипотезе, для которой функция правдоподобия максимальна. Максимум функции правдоподобия достигается минимизацией функционала $J_k = \left\|\tilde{x} - M\left(x/\Omega_k\right)\right\|^2_{R\left(x/\Omega_k\right)^{-1}}$ где $\left\|\tilde{x} - M\left(x/\Omega_k\right)\right\|^2_{R\left(x/\Omega_k\right)^{-1}}$ квадратичная форма вектора $\tilde{x} - M\left(x/\Omega_k\right)$, взвешенная с матрицей $R^{-1}\left(x/\Omega_k\right)$, т.е. $\left\|\tilde{x} - M(x/\Omega_k)\right\|^2_{R\left(x/\Omega_k\right)^{-1}} = \left(\tilde{x} - M\left(x/\Omega_k\right)\right)^T R^{-1}\left(x/\Omega_k\right)\left(\tilde{x} - M\left(x/\Omega_k\right)\right).$

Для решения задачи отыскивается минимальный функционал J_k. Наиболее вероятный вектор математических ожиданий $M\left(x/\Omega_k\right)$ и наиболее вероятная ковариационная матрица $M\left(x\,x^T\right)$ определяются наиболее вероятной гипотезой Ω_k, выбранной в результате операции $\min_k J_k$.

В дальнейшем J_k будем называть оценочным функционалом или просто функционалом

$$J_k = \left(\tilde{x} - M_k\right)^T R_k^{-1}\left(\tilde{x} - M_k\right), \quad (4)$$

где $R_k = R\left(x/\Omega_k\right), \quad M_k = M\left(x/\Omega_k\right).$

Оценка погрешности классификации состояний ОЭС ПВИ

Оценим погрешность классификации состояний средней вероятностью ошибки [4], позволяющей заранее оценить качество признаков и решающего правила для любого количества гипотез. Для вычисления средней вероятности ошибки $P_{ош}$ рассмотрим следующие величины: P_{kq} – условные вероятности того, что при наличии гипотезы Ω_q принята гипотеза Ω_k; Π_{kq} – потери неправильного решения.

Запишем математическое ожидание потерь

$$R_n = M\left(\Pi_{kq}\right) = \sum_{k=0}^{l-1}\sum_{q=0}^{l-1}\Pi_{kq}P_{kq},$$

которое обычно называют средним риском. Для простой функции потерь

$$\Pi_{kq} = \begin{cases} 0, & k = q, \\ 1, & k \neq q \end{cases}$$

риск равен средней вероятности ошибки $P_{ош}$ неправильного решения

$$P_{ош} = \sum_{k=0}^{l-1}\sum_{q=0}^{l-1}P_{kq}\text{, при } k \neq q. \qquad (5)$$

Для нахождения вероятностей P_{kq} необходимо знать условное совместное распределение $P\left(J/\Omega_q\right)$ вектора оценочных функционалов

$$J = \left(J_0, \ldots, J_k, \ldots, J_{l-1}\right), \qquad (6)$$

тогда

$$P_{kq} = \int_{-\infty}^{+\infty} dJ_k \int_{-\infty}^{J_k}\cdots\int_{-\infty}^{J_k} P\left(J/\Omega_q\right)dJ_0\cdots dJ_{k-1}dJ_{k+1}\cdots dJ_{l-1}. \qquad (7)$$

Рассмотрим функционал J_k как случайную величину

$$J_k = \left(\tilde{x} - M_k\right)^T R_k^{-1}\left(\tilde{x} - M_k\right). \qquad (8)$$

Условное распределение $P\left(J/\Omega_q\right)$ имеет место, когда

$$\tilde{x} = M_q + \xi,\ \ M_q = M\left(\Omega_q\right). \qquad (9)$$

«Ошибочный» функционал J_k^q (вместо q-й гипотезы рассматривается k-я гипотеза) получается при подстановке (9) в (8)

$$J_k^q = \left[M_q - M_k + \xi\right]^T R_k^{-1}\left[M_q - M_k + \xi\right].$$

Раскроем квадратичную форму

$$J_k^q = \left(M_q - M_k\right)^T R_k^{-1}\left(M_q - M_k\right) + 2\xi^T R_k^{-1}\left(M_q - M_k\right) + \xi^T R_k^{-1}\xi.$$

Пусть для всех гипотез совпадают ковариационные матрицы $R_k = R\left(\Omega_k\right)$, т.е. предположим, что дисперсии различных признаков слабо зависят от гипотез. Тогда в обозначении R_k можно убрать индекс k, а слагаемое $\xi^T R_k^{-1}\xi$ не влияет на положение экстремума J_k по Ω_k. Для вывода плотности $P\left(J/\Omega_k\right)$ это слагаемое можно отбросить и рассмотреть соотношение

$$J_k^q = M_{k/q} + \eta,$$

где,

$$M_{k/q} = \left[\left(M_q - M_k\right)\right]^T R^{-1}\left[\left(M_q - M_k\right)\right], \tag{10}$$

$$\eta = 2\xi^T R^{-1}\left(M_q - M_k\right).$$

Возмущение η нормально распределено, центрировано, поэтому случайная величина J_k^q распределена по нормальному закону, следовательно, l-мерная условная плотность вектора $J = \left(J_0, \ldots, J_k, \ldots, J_{l-1}\right)$ имеет вид

$$P\left(J/\Omega_q\right) = \left[\left(\sqrt{2\pi}\right)^l \sqrt{det K_J}\right]^{-1} exp\left[-\frac{1}{2}\left(J - M_J\right)^T K_J^{-1}\left(J - M_J\right)\right],$$

где $M_J = \left[M_{0/q}, M_{1/q}, \ldots, M_{k/q}, \ldots, M_{l-1/q}\right]^T$; K_J – условная ковариационная матрица вектора J

$$K_J = \left[K_{k,n/q}\right] = \left[M\left(\left(J_k^q - M_{k/q}\right)\left(J_n^q - M_{n/q}\right)^T\right)\right].$$

На основании (10) получим

$$M_{n/q} = \left(M_q - M_n\right)^T R^{-1}\left(M_q - M_n\right),$$

$$K_{k,n/q} = 4M\left\{\left[\xi^T R^{-1}\left(M_q - M_k\right)\right]\cdot\left[\xi^T R^{-1}\left(M_q - M_n\right)\right]^T\right\}.$$

Для упрощения дальнейших преобразований обозначим

$$\left(M_q - M_k\right) = m_k,\ \left(M_q - M_n\right) = m_n. \tag{11}$$

Теперь запишем

$$K_{k,n/q} = 4M\left\{\left[\xi^T R^{-1} m_k\right]\left[\xi^T R^{-1} m_n\right]^T / \Omega_q\right\} =$$

$$= 4M\left\{\left[\xi^T R^{-1} m_n\right]^T\left[\xi^T R^{-1} m_k\right] / \Omega_q\right\} =$$

$$= 4M\left\{m_n^T R^{-1}\xi\xi^T R^{-1} m_k / \Omega_q\right\} = 4m_n^T R^{-1} M\left\{\xi\xi^T / \Omega_q\right\} R^{-1} m_k =$$

$$= 4m_n^T R^{-1} m_k\ .$$

С учетом обозначений (11) окончательно имеем

$$K_{k,n/q} = 4\left(M_q - M_n\right)^T R^{-1}\left(M_q - M_k\right); \quad k,n = 0,1,\ldots,l-1. \qquad (12)$$

Диагональные элементы ковариационной матрицы $\left[K_{k,n/q}\right]$ необходимо рассчитывать для $k = n \neq q$. Это условие определяется физическим смыслом «ошибочных» функционалов J_k^q.

Для вычисления интеграла (7) переведем координаты вектора J в ортонормированный базис с помощью преобразования Карунена-Лоева [5]

$$I = CJ,$$

где матрица C составлена по столбцам из ортогонализованных собственных векторов ковариационной матрицы K_J. Важно, что матрица

$$\Lambda = CK_J C^T$$

диагональна, причем на диагонали расположены собственные числа матрицы K_J. Обозначим их $\lambda_{k/q}$, $k = 0,1,2,\ldots,l-1$.

Справедливо равенство плотностей

$$P\left(J/\Omega_q\right) = \left[\left(\sqrt{2\pi}\right)^l \sqrt{\det K_j}\right]^{-1} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(J - M_j\right)^T K_J^{-1}\left(J - M_j\right)\right] =$$

$$= \left[\left(\sqrt{2\pi}\right)^l \sqrt{\det\left(CK_j C^T\right)}\right]^{-1} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[C\left(J - M_j\right)\right]^T \left[CK_J C^T\right]^{-1}\left[C\left(J - M_j\right)\right]\right\} =$$

$$= \frac{1}{\left(\sqrt{2\pi}\right)^l \sqrt{\prod\limits_{s=1}^{l-1} \lambda_{s/q}}} \exp\left[-\frac{1}{2}\sum_{\substack{s=0 \\ s\neq q}}^{l-1} \frac{\left(I_s - \tilde{M}_{s/q}\right)^2}{\lambda_{s/q}}\right] = P\left(I/\Omega_q\right),$$

где

$$\tilde{M}_{s/q} = \left[C\left(M_q - M_s\right)\right]^T \left[CRC^T\right]^{-1}\left[C\left(M_q - M_s\right)\right];$$

I_s – координаты вектора $I = CJ$; $\tilde{M}_{s/q}$ – координаты вектора $M_I = CM_J$; $\lambda_{s/q}$ – собственные числа условной ковариационной матрицы K_J (элементы K_J определены выражением (12)). Алгебраические преобразования позволили заменить плотность $P\left(J/\Omega_q\right)$ на плотность $P\left(I/\Omega_q\right)$, система координат $\left\{I_0,\ldots,I_k,\ldots,I_{l-1}\right\}$ повернута так, что функционалы I_k, принимающие значения на своих осях координат, статистически независимы. Благодаря этому необходимо вычислить интеграл

$$P_{kq}=\frac{1}{\left(\sqrt{2\pi}\right)^{l}\sqrt{\prod\limits_{s=1}^{l-1}\lambda_{s/q}}}\times$$

$$\times\int\limits_{-\infty}^{\infty}dI_k\int\limits_{-\infty}^{I_k}\cdots\int\limits_{-\infty}^{I_k}exp\left[-\frac{1}{2}\sum_{\substack{s=0\\ s\neq q}}^{l-1}\frac{\left(I_s-\tilde{M}_{s/q}\right)^2}{\lambda_{s/q}}\right]dI_0\cdots dI_{k-1}dI_{k+1}\cdots dI_{l-1}. \quad (13)$$

Преобразуем (13)

$$P_{kq}=\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_{k/q}}}\int\limits_{-\infty}^{\infty}\left\{\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_{0/q}}}\int\limits_{-\infty}^{I_k}e^{-\frac{\left(I_0-\tilde{M}_{0/q}\right)^2}{2\lambda_{0/q}}}dI_0\cdots\times\right.$$

$$\times\cdots\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_{k-1/q}}}\int\limits_{-\infty}^{I_k}e^{-\frac{\left(I_{k-1}-\tilde{M}_{k-1/q}\right)^2}{2\lambda_{k-1/q}}}dI_{k-1}\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_{k+1/q}}}\int\limits_{-\infty}^{I_k}e^{-\frac{\left(I_{k+1}-\tilde{M}_{k+1/q}\right)^2}{2\lambda_{k+1/q}}}dI_{k+1}\cdots\times$$

$$\left.\times\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_{l-1/q}}}\int\limits_{-\infty}^{I_k}e^{-\frac{\left(I_{l-1}-\tilde{M}_{l-1/q}\right)^2}{2\lambda_{l-1/q}}}dI_{l-1}\right\}e^{-\frac{\left(I_k-\tilde{M}_{k/q}\right)^2}{2\lambda_{k/q}}}dI_k.$$

В каждом интеграле в фигурных скобках сделаем замену переменных $I_s-\tilde{M}_{s/q}=u_s\sqrt{\lambda_{s/q}}$, $s\neq k$. Для примера рассмотрим первый интеграл

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_{0/q}}}\int\limits_{-\infty}^{I_k}e^{-\frac{\left(I_0-\tilde{M}_{0/q}\right)^2}{2\lambda_{0/q}}}dI_0=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int\limits_{-\infty}^{\frac{I_0-\tilde{M}_{0/q}}{\sqrt{\lambda_{0/q}}}}e^{-\frac{u_0^2}{2}}du_0=\Phi\left(\frac{I_0-\tilde{M}_{0/q}}{\sqrt{\lambda_{0/q}}}\right).$$

Аналогичным образом вычисляются остальные интегралы. После вычислений окончательно запишем определяющее выражение для P_{kq}

$$P_{kq}=\frac{1}{\sqrt{2\pi\lambda_{k/q}}}\int\limits_{-\infty}^{\infty}\prod_{\substack{s=0\\ s\neq k}}^{l-1}\Phi\left(\frac{I_k-\tilde{M}_{s/q}}{\sqrt{\lambda_{s/q}}}\right)e^{-\frac{\left(I_k-\tilde{M}_{k/q}\right)^2}{2\lambda_{k/q}}}dI_k=$$

$$=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int\limits_{-\infty}^{\infty}e^{-\frac{y^2}{2}}\prod_{\substack{s=0\\ s\neq k}}^{l-1}\Phi\left(\frac{y\sqrt{\lambda_{s/q}}+\tilde{M}_{s/q}-\tilde{M}_{k/q}}{\sqrt{\lambda_{s/q}}}\right)dy, \quad (14)$$

где $y=\dfrac{I_k-\tilde{M}_{k/g}}{\lambda_{k/g}}$, $\Phi(\,.\,)$ определяется выражением

$$\Phi(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\cdot\int_{-\infty}^{x} exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)dt\,.$$

Подставляя (14) в (5), получаем окончательное выражение для вычисления средней вероятности ошибки $P_{ош}$ неправильного решения.

Таким образом, выражения (14), (6), (5) можно использовать для оценки значимости параметров контроля ОЭС и комплексов ПВИ, а также можно заранее рассчитать среднюю вероятность ошибки для любого количества гипотез. Если условие независимости ковариационных матриц признаков от гипотезы не выполняется, тогда, по-видимому, вектор функционалов J имеет распределение χ^2. Вывод аналитического выражения плотности в этом случае является трудной задачей, поэтому интегрировать (7) легче методом Монте-Карло.

Заключение

В качестве заключения можно отметить, что в предложенной работе рассмотрены современные способы оценки технического состояния ОЭС ПВИ. Предложено для оценки технического состояния ОЭС и комплексов ПВИ воспользоваться статистической теорией распознавания образов.

Оценку эталонных признаков для каждого вида технического состояния предлагается осуществлять с использованием собранного статистического материала по результатам эксплуатации контролируемых систем, а также с использованием сильных методов решения задач, экспертных систем. Коррекцию полученных эталонных признаков под условия применения, возможно, выполнять на основе физико – аналитических исследований.

В работе подробно изложена теория оценки эффективности системы распознавания технического состояния ОЭС ПВИ. Показано, что на основе аналитического выражения средней вероятности ошибки, имеется возможность оценить качество признаков и решающего правила для любого количества гипотез и признаков рисунки 1, 2.

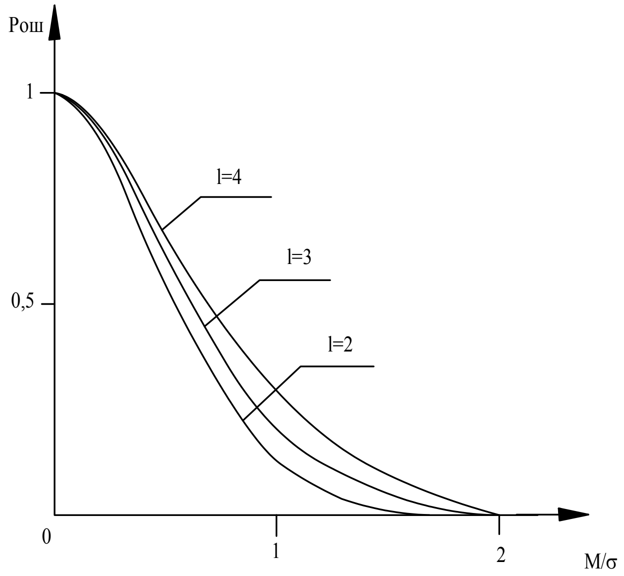

Рисунок 1 - Зависимость вероятности ошибочного распознавания от числа проверяемых гипотез

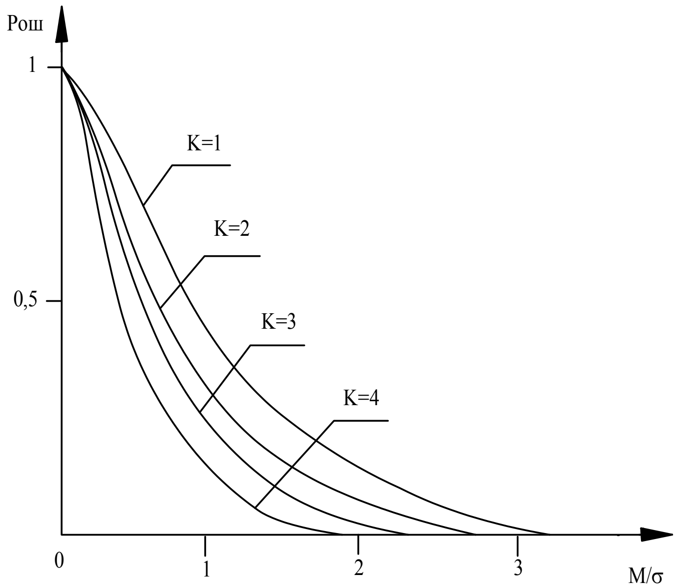

Рисунок 2 - Зависимость вероятности ошибочного распознавания от числа признаков

Из графиков, приведенных на рисунке 1, видно, что при увеличении числа проверяемых гипотез вероятность ошибочного распознавания увеличивается. Зависимости на рисунке 2 показывают целесообразность использования нескольких признаков (параметров контроля) технического состояния.

По оси абсцисс на графиках отложена величина

$$M/\sigma = \sum_{q=0}^{\ell-1} \sum_{\substack{s=0 \\ s \neq k}}^{\ell-1} \left(\frac{\left| \tilde{M}_{s/q} - \tilde{M}_{k/q} \right|}{\sqrt{\lambda_{s/q}}} \right),$$

которая характеризует информативность признаков.

Для развития разработанного метода необходимо детально проработать вопрос оценки информативности параметров контроля технического состояния (показателей качества изображения) ОЭС ПВИ с целью выбора наиболее информативных.

Список литературы

1. Исследование характеристик цифровых фотоаппаратов / Веселов Ю.Г. [и др.] // Техника кино и телевидения, 2003. №6. С. 39-41.
2. Белоглазов И.Н., Казарин С.Н. Совместное оптимальное оценивание, идентификация и проверка гипотез в дискретных динамических системах // Изв. РАН. Теория и системы управления. 1998, №4. С. 26-43.
3. Веселов Ю.Г., Тихонычев В.В., Халтобин В.М. Оценка технического состояния иконических оптико-электронных средств на основе теории распознавания образов. М.: ВВИА им. проф. Н.Е. Жуковского, 2007. С. 16-17.
4. Фукунага К. Введение в статистическую теорию распознавания образов / Под редакцией А.А. Дорофеюка. М.: Наука, 1979. 66 с.
5. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике. М. Наука, 1984. 588 с.

Работа поддержана Российским фондом фундаментальных исследований, проект № 08-08-00157