УДК 681.518.54

Д.А. Ницын

Национальный технический университет «ХПИ», Харьков

БАЙЕСОВСКАЯ ПРОЦЕДУРА ПРОВЕРКИ ГИПОТЕЗ НА ОСНОВЕ АНАЛИЗА ИХ АПОСТЕРИОРНЫХ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

Предлагается байесовская процедура принятия решений, основанная на анализе апостериорных вероятностей гипотез. Предложенная процедура предусматривает минимизацию среднего риска принятия ошибочного решения.

Ключевые слова: *правило Байеса, процедура принятия решения.*

Введение

Постановка проблемы. Целью классификации изображений является выбор класса, к которому с наибольшей вероятностью принадлежит объект наблюдения. Однако при классификации медицинских изображений по правилу Байеса реализация данного метода связана с преодолением некоторых трудностей. Например, если диагностику проходят пациенты, среди которых здоровых людей гораздо больше, чем больных, то большая часть медицинских изображений, принадлежащих больным пациентам, будет классифицирована как изображения, не имеющие признаков болезни. Это обусловлено тем, что если априорная вероятность данной гипотезы гораздо выше априорной вероятности других гипотез, то и апостериорная вероятность данной гипотезы окажется существенно выше апостериорных вероятностей других гипотез. Одним из решений этой проблемы является присвоение каждой гипотезе некоторого веса, определяющего ценность данной гипотезы. Введение таких весов позволяет оценивать потери, связанные с той или иной ошибочной классификацией [1].

Анализ литературы. Выбору решающего правила в байесовском классификаторе медицинских изображений посвящено достаточное число публикаций. Одним из наиболее простых решающих правил является процедура, основанная на минимизации среднего риска принятия решения. При этом средний риск от принятия ошибочного решения при наличии двух гипотез H_1 и H_2 выражается формулой [2]:

$$R = C_{21}P(H_1)\times \times\int\limits_{S_2} f(S/H_1)dS + C_{12}P(H_2)\int\limits_{S_1} f(S/H_2)dS, \quad (1)$$

где $f(S/H_1)$ – плотность распределения условной вероятности данного сочетания диагностических признаков при условии, что рентгеновское изображение не содержит симптомов болезни; $f(S/H_2)$ – плотность распределения условной вероятности данного сочетания диагностических признаков при условии, что рентгеновское изображение содержит симптомы болезни; C_{12} – стоимость решения о том, что рентгенограмма не содержит патогенных зон, в то время как рентгенограмма принадлежит пациенту, больному туберкулезом; C_{21} – стоимость решения о том, что рентгенограмма содержит патогенные зоны, в то время как рентгенограмма принадлежит здоровому пациенту.

Заметим, что в данной формуле используются плотности распределения вероятностей $f(S/H_i)$, $i=1,2$, того, что результаты наблюдения имеют определенное сочетание при условии, что справедлива та или иная гипотеза. Опыт показывает [3], что как для одной, так и для другой гипотезы результаты наблюдения имеют одну и ту же область определения. Это значит, что сочетание диагностических признаков, которые встречаются у больных пациентов, можно найти и у здоровых людей, подвергшихся медицинскому обследованию. Более того, плотности распределения вероятностей $f(S/H_i)$, $i=1,2$, для отдельных гипотез описываются функциями с близкими по значению параметрами и задаются на одном и том же интервале изменения аргумента [3]. Следовательно, применение формулы (1) для решения практических задач не обеспечивает достаточной точности принятия решения о принадлежности объекта наблюдения к тому или иному классу.

Цель работы. Таким образом, целью статьи является модификация формулы (1), которая способствует повышению точности принятия решения о принадлежности объекта наблюдения к тому или иному классу.

Статистическая оценка распределения апостериорной вероятности

Напомним правило Байеса, на котором основывается предлагаемая система классификации медицинских изображений. Согласно правилу при наличии двух гипотез H_1 и H_2 апостериорная вероятность $P(H_1/S_k)$ гипотезы H_1 о том, что данное медицинское изображение не имеет симптомов заболевания, при условии, что диагностические признаки имеют данное сочетание S_k выражается формулой [4, 5]:

$$P\left(H_1/S_k\right)=\frac{P\left(H_1\right)P\left(S_k/H_1\right)}{P\left(H_1\right)P\left(S_k/H_1\right)+P\left(H_2\right)P\left(S_k/H_2\right)}, \quad (2)$$

где $P(H_1)$ – априорная вероятность гипотезы о том, что рентгенограмма не содержит патогенных зон; $P(H_2)$ – априорная вероятность гипотезы о том, что рентгенограмма содержит патогенные зоны; $P\left(S_k/H_1\right)$ – условная вероятность данного сочетания диагностических признаков при условии, что рентгеновское изображение не содержит симптомов болезни; $P\left(S_k/H_2\right)$ – условная вероятность данного сочетания диагностических признаков при условии, что рентгеновское изображение содержит симптомы болезни.

Если для каждого сочетания диагностических признаков вычислить апостериорные вероятности $P\left(H_i/S_k\right)$, $i=1,2$, то получим распределения соответствующих апостериорных вероятностей на пространстве *S* диагностических признаков.

Обратим внимание на противоречие, которое появляется при построении процедуры принятия решения с помощью формулы (1). С одной стороны, процедура принятия решения по правилу Байеса основывается на анализе апостериорных вероятностей $P\left(H_i/S_k\right)$, $i=1,2$, а с другой стороны, в формуле (1) ни одна апостериорная вероятность не применяется. Чтобы устранить это противоречие, необходимо, по мнению автора, разработать такую процедуру принятия решения, которая в соответствии с правилом Байеса основывается на выборе гипотезы, имеющей наибольшую апостериорную вероятность.

Выполним статистическую оценку величин, входящих в формулу (2). Предположим, что существуют две гипотезы H_1 и H_2, а принятие решения о том, какая из гипотез верна, осуществляется по двум независимым признакам S^1 и S^2, которые могут принимать значения $S^1=S^1{}_1,\cdots,S^1{}_i,\cdots,S^1{}_n$, $S^2=S^2{}_1,\cdots,S^2{}_j,\cdots,S^2{}_m$. Будем называть сочетанием диагностических признаков S_{ij} событие, при котором диагностические признаки S^1 и S^2 одновременно принимают значения $S^1{}_i$ и $S^2{}_j$. Представим графическую модель данного события в виде таблицы, показанной на рис. 1, а.

Зададим статистическую выборку, состоящую из N объектов наблюдения. Пусть выборка включает в себя N^1 объектов наблюдения, для которых верна гипотеза H_1, и N^2 объектов наблюдения, для которых верна гипотеза H_2. Естественно, что выборки N^1 и N^2 связаны между собой равенством $N^1+N^2=N$.

Распределим объекты наблюдения из выборок N^1 и N^2 по ячейкам таблицы, приведенной на рис. 1, а. Представим графическую модель данных распределений в виде таблицы, показанной на рис. 1, б.

		$S^1{}_i$	
$S^2{}_j$		S_{ij}	

а

		$S^1{}_i$	
$S^2{}_j$		$N^1{}_{ij}$	

б

Рис. 1. Графическая модель
а – сочетания диагностических признаков
б – распределения объектов наблюдения

Естественно, что между содержимым ячеек и выборками N^1 и N^2 существуют соотношения

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}N^1{}_{ij}=N^1, \quad \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}N^2{}_{ij}=N^2.$$

Выполним статистическую оценку величинам, входящим в формулу (2). Пусть априорные вероятности гипотез $P(H_1)$, $P(H_2)$ и условные вероятности $P\left(S_{ij}/H_1\right)$ и $P\left(S_{ij}/H_2\right)$ определяются из соотношений:

$$P\left(H_1\right)=\frac{N^1}{N}, \quad P\left(H_2\right)=\frac{N^2}{N},$$

$$P\left(S_{ij}/H_1\right)=\frac{N^1{}_{ij}}{N^1}, \quad P\left(S_{ij}/H_2\right)=\frac{N^2{}_{ij}}{N^2}.$$

Подставим правые части найденных выражений в формулу (2) и получим статистическую оценку апостериорных вероятностей $P(H_1/S_{ij})$ и $P(H_2/S_{ij})$:

$$P\left(H_1/S_{ij}\right)=\frac{\frac{N^1}{N}\frac{N^1{}_{ij}}{N^1}}{\frac{N^1}{N}\frac{N^1{}_{ij}}{N_1}+\frac{N^2}{N}\frac{N^2{}_{ij}}{N^2}}=\frac{N^1{}_{ij}}{N^1{}_{ij}+N^2{}_{ij}},$$

$$P\left(H_2/S_{ij}\right)=\frac{\frac{N^2}{N}\frac{N^2{}_{ij}}{N^2}}{\frac{N^1}{N}\frac{N^1{}_{ij}}{N_1}+\frac{N^2}{N}\frac{N^2{}_{ij}}{N^2}}=\frac{N^2{}_{ij}}{N^1{}_{ij}+N^2{}_{ij}}.$$

Представим графическую модель распределения апостериорных вероятностей $P(H_1/S_{ij})$ и $P(H_2/S_{ij})$ в виде таблицы, показанной на рис. 2.

		$S^1{}_i$	
$S^2{}_j$		$P(H_1/S_{ij})$	

Рис. 2. Графическая модель
распределения апостериорных вероятностей

Выполним суммирование величин, содержащихся в ячейках данных таблиц, и получим

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m} P\left(H_1/S_{ij}\right) = \frac{N^1{}_{11}}{N^1{}_{11}+N^2{}_{ij}} + \dots + \frac{N^1{}_{ij}}{N^1{}_{ij}+N^2{}_{ij}} + \dots$$

$$\dots + \frac{N^1{}_{nm}}{N^1{}_{nm}+N^2{}_{nm}},$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m} P\left(H_2/S_{ij}\right) = \frac{N^2{}_{11}}{N^1{}_{11}+N^2{}_{ij}} + \dots + \frac{N^2{}_{ij}}{N^1{}_{ij}+N^2{}_{ij}} + \dots$$

$$\dots + \frac{N^2{}_{nm}}{N^1{}_{nm}+N^2{}_{nm}}.$$

Заметим, что сумма апостериорных вероятностей $P(H_1/S_{ij})$ и $P(H_2/S_{ij})$, размещенных в одинаковых ячейках таблиц, приведенных на рис. 2, т.е. в ячейках с одними и теми же индексами i, j, равна единице:

$$P\left(H_1/S_{ij}\right)+P\left(H_2/S_{ij}\right) =$$

$$= \frac{N^1{}_{ij}}{N^1{}_{ij}+N^2{}_{ij}} + \frac{N^2{}_{ij}}{N^1{}_{ij}+N^2{}_{ij}} = \frac{N^1{}_{ij}+N^2{}_{ij}}{N^1{}_{ij}+N^2{}_{ij}} = 1.$$

Представим соотношение между апостериорными вероятностями $P(H_1/S_{ij})$ и $P(H_2/S_{ij})$, вычисленными при одном и том же сочетании диагностических признаков S^{ij}, в виде тождества

$$P\left(H_1/S_{ij}\right)+P\left(H_2/S_{ij}\right) = 1. \qquad (3)$$

Следовательно, суммы апостериорных вероятностей $P\left(H_1/S_{ij}\right)$ и $P\left(H_2/S_{ij}\right)$, содержащихся во всех ячейках одной таблицы, приведенной на рис. 2, не равны единице:

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m} P\left(H_1/S_{ij}\right) \neq 1,\ \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m} P\left(H_2/S_{ij}\right) \neq 1.$$

При этом сумма величин, содержащихся в ячейках как одной, так и другой таблицы, равняется произведению чисел, определяющих максимальное количество значений диагностических признаков S^1 и S^2:

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m} P\left(H_1/S_{ij}\right)+\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m} P\left(H_2/S_{ij}\right) =$$

$$= \frac{N^1{}_{11}+N^2{}_{11}}{N^1{}_{11}+N^2{}_{ij}} + \dots + \frac{N^1{}_{ij}+N^2{}_{ij}}{N^1{}_{ij}+N^2{}_{ij}} + \dots$$

$$\dots + \frac{N^1{}_{nm}+N^2{}_{nm}}{N^1{}_{nm}+N^2{}_{nm}} = n \times m.$$

После того как были установлены основные зависимости между апостериорными вероятностями $P(H_1/S_{ij})$ и $P(H_2/S_{ij})$ гипотез для событий, при которых диагностические признаки S^1 и S^2 одновременно принимают некоторые значения, разработаем процедуру принятия решения, основанную на выборе гипотезы, имеющей наибольшую апостериорную вероятность.

Преобразуем формулу (1) посредством введения априорных вероятностей $P(H_1)$, $P(H_2)$ в подынтегральные выражения и получим эквивалентную формулу

$$R = C_{21}\int_{S_2} P(H_1) f(S/H_1) dS + C_{12}\int_{S_1} P(H_2) f(S/H_2) dS.$$

Обратим внимание, что в данной формуле подынтегральные выражения представляют собой плотности распределения полных вероятностей $f\left(S_{ij},H_1\right)$ и $f\left(S_{ij},H_2\right)$ данного сочетания S_{ij} диагностических признаков при условии, что верна гипотеза H_1 или H_2:

$$P(H_1) f\left(S_{ij}/H_1\right) = f\left(S_{ij},H_1\right),$$

$$P(H_2) f\left(S_{ij}/H_2\right) = f\left(S_{ij},H_2\right).$$

При этом полные вероятности $P\left(S_{ij},H_1\right)$ и $P\left(S_{ij},H_2\right)$ определяются по формулам [4]:

$$P\left(S_{ij},H_1\right) = P(H_1) P\left(S_{ij}/H_1\right),$$

$$P\left(S_{ij},H_2\right) = P(H_2) P\left(S_{ij}/H_2\right).$$

Выполним статистическую оценку полных вероятностей $P\left(S_{ij},H_1\right)$ и $P\left(S_{ij},H_2\right)$ посредством статистических оценок величин, входящих в данные формулы

$$P\left(S_{ij},H_1\right) = \frac{N^1}{N}\frac{N^1{}_{ij}}{N^1} = \frac{N^1{}_{ij}}{N}, \qquad (4)$$

$$P\left(S_{ij},H_2\right) = \frac{N^2}{N}\frac{N^2{}_{ij}}{N^1} = \frac{N^2{}_{ij}}{N}.$$

Выразим полные вероятности $P\left(S_{ij},H_1\right)$ и $P\left(S_{ij},H_2\right)$ через соответствующие апостериорные вероятности $P(H_1/S_{ij})$ и $P(H_2/S_{ij})$ с помощью формулы (2):

$$P\left(S_{ij},H_1\right) = \left(P(H_1) P\left(S_{ij}/H_1\right) + P(H_2) P\left(S_{ij}/H_2\right)\right) \times$$

$$\times P\left(H_1/S_{ij}\right),$$

$$P\left(S_{ij},H_2\right) = \left(P(H_1) P\left(S_{ij}/H_1\right) + P(H_2) P\left(S_{ij}/H_2\right)\right) \times$$

$$\times P\left(H_2/S_{ij}\right).$$

Тогда плотности распределения полных вероятностей $f\left(S_{ij},H_1\right)$ и $f\left(S_{ij},H_2\right)$ определяются посредством соотношений

$$f\left(S_{ij},H_1\right) =$$

$$= \left(P(H_1) f\left(S_{ij}/H_1\right) + P(H_2) f\left(S_{ij}/H_2\right)\right) \cdot f\left(H_1/S_{ij}\right);,$$

$$f\left(S_{ij},H_2\right) =$$

$$\left(P(H_1) f\left(S_{ij}/H_1\right) + P(H_2) f\left(S_{ij}/H_2\right)\right) \cdot f\left(H_2/S_{ij}\right).$$

Подставим полученные плотности распределения полных вероятностей $f\left(S_{ij},H_1\right)$ и $f\left(S_{ij},H_2\right)$ в формулу (1) и получим соотношение, с помощью которого оценивается средний риск от принятия ошибочного решения

$$R = C_{21}\int\limits_{S_2} f\left(S,H_1\right)dS + C_{12}\int\limits_{S_1} f\left(S,H_2\right)dS . \quad (5)$$

Как и в формуле (1), областями интегрирования являются S_1 – подпространство пространства S, точки которого соответствуют сочетаниям диагностических признаков для объектов наблюдения, отнесенных к гипотезе H_1; S_2 – подпространство пространства S, точки которого соответствуют сочетаниям диагностических признаков для объектов наблюдения, отнесенных к гипотезе H_2.

Поскольку целью байесовской процедуры проверки гипотез является сопоставление данного сочетания диагностических признаков из пространства S одному из подпространств S_1 и S_2, подпространства S_1 и S_2 связаны между собой равенством

$$S_1 + S_2 = S .$$

Представим с учетом данного равенства формулу (5), по которой оценивается средний риск от принятия ошибочного решения

$$R = C_{21}\int\limits_{S-S_1} f\left(S,H_1\right)dS + C_{12}\int\limits_{S_1} f\left(S,H_2\right)dS = C_{21}\times$$

$$\times\int\limits_{S} f\left(S,H_1\right)dS + C_{12}\int\limits_{S_1}\left(C_{12}f\left(S,H_2\right) - C_{21}f\left(S,H_1\right)\right)dS .$$

Выполним с учетом формулы (4) статистическую оценку первого слагаемого

$$\int\limits_{S} f\left(S,H_1\right)dS = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}P\left(S_{ij},H_1\right) = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}\frac{N^1_{ij}}{N} = \frac{N^1}{N} = P\left(H_1\right).$$

Следовательно, формулу (5) можно представить в следующем виде

$$R = C_{21}P\left(H_1\right) + C_{12}\int\limits_{S_1}\left(C_{12}f\left(S,H_2\right) - C_{21}f\left(S,H_1\right)\right)dS .$$

Обратим внимание, что первое слагаемое в правой части данного выражения представляет собой постоянную величину. Поэтому величина среднего риска уменьшается, если подынтегральное выражение во втором слагаемом имеет отрицательное значение, и увеличивается, если подынтегральное выражение во втором слагаемом имеет положительное значение.

Следовательно, если при данном сочетании диагностических признаков знак подынтегрального выражения становится отрицательным, то для объекта наблюдения справедлива гипотеза H_1 о том, что данная рентгенограмма не содержит симптомов болезни. С другой стороны, если при данном сочетании диагностических признаков знак подынтегрального выражения становится положительным, то для объекта наблюдения справедлива гипотеза H_2 о том, что данная рентгенограмма имеет признаки болезни.

Таким образом, байесовской процедуре проверки гипотез можно дать следующее определение: если при данном сочетании диагностических признаков выполняется условие

$$C_{21}f\left(S,H_1\right) > C_{12}f\left(S,H_2\right), \quad (6)$$

то объект наблюдения можно отнести к классу, для которого справедлива гипотеза H_1 о том, что рентгенограмма не содержит патогенных зон, и, наоборот, если данное условие не выполняется, то объект наблюдения можно отнести к классу, для которого справедлива гипотеза H_2 о том, что рентгенограмма имеет патогенные зоны.

Преобразуем неравенство (4) к виду

$$\frac{f\left(S,H_1\right)}{f\left(S,H_2\right)} > \frac{C_{12}}{C_{21}} .$$

Введем следующие величины:

$$\lambda\left(S\right) = \frac{f\left(S,H_1\right)}{f\left(S,H_2\right)}; \; \delta = \frac{C_{12}}{C_{21}} .$$

Будем называть величину $\lambda\left(S\right)$ отношением правдоподобия, а величину δ – пороговым значением процедуры проверки гипотез [6 – 8].

Тогда байесовскую процедуру проверки гипотез можно определить следующим образом: если для данного сочетания диагностических признаков отношение правдоподобия превышает пороговое значение $\lambda\left(S\right) > \delta$, то объект наблюдения принадлежит к классу, для которого справедлива гипотеза H_1 о том, что рентгенограмма не содержит патогенных зон; если выполняется неравенство $\lambda\left(S\right) < \delta$, то объект наблюдения относится к классу, для которого справедлива гипотеза H_2 о том, что рентгенограмма имеет патогенные зоны.

Выразим отношение правдоподобия через отношение плотностей распределения апостериорных вероятностей гипотез $f\left(H_1/S\right)$ и $f\left(H_2/S\right)$ с помощью формул, которые связывают их с плотностями распределения полных вероятностей $f\left(S,H_1\right)$ и $f\left(S,H_2\right)$:

$$\frac{f\left(S,H_1\right)}{f\left(S,H_2\right)} =$$

$$= \frac{\left(P\left(H_1\right)f\left(S/H_1\right) + P\left(H_2\right)f\left(S/H_2\right)\right)f\left(H_1/S\right)}{\left(P\left(H_1\right)f\left(S/H_1\right) + P\left(H_2\right)f\left(S/H_2\right)\right)f\left(H_2/S\right)} =$$

$$= \frac{f\left(H_1/S\right)}{f\left(H_2/S\right)} .$$

Пусть значения диагностических признаков S^1 и S^2 распределяются по некоторым интервалам их изменения $\Delta S^1{}_i$ и $\Delta S^2{}_j$, $i = 1,\cdots,n$, $j = 1,\cdots,m$. Тогда сочетание диагностических признаков ΔS_{ij} можно представить как событие, при котором значения диагностических признаков S^1 и S^2: одновременно попадают в интервалы $\Delta S^1{}_i$ и $\Delta S^2{}_j$.

Рассмотрим диагностические признаки S^1 и S^2: как координаты точки плоскости, а интервалы их изменения как отрезки прямых линий, которые определяют прямоугольную область ΔS_{ij} декартовой системы координат. Следовательно, отношение плотностей распределения апостериорных вероятностей гипотез $f(H_1/S_{ij})$ и $f(H_2/S_{ij})$ по интервалам $\Delta S^1{}_i$ и $\Delta S^2{}_j$ будет равняться отношению апостериорных вероятностей гипотез $P(H_1/S_{ij})$ и $P(H_2/S_{ij})$ при условии, что значения диагностических признаков попадают в прямоугольную область ΔS_{ij}.

Покажем справедливость данных рассуждений с помощью следующих преобразований

$$\frac{f(H_1/S_{ij})}{f(H_2/S_{ij})} = \frac{f(H_1/S_{ij})\Delta S_{ij}}{f(H_2/S_{ij})\Delta S_{ij}} = \frac{P(H_1/S_{ij})}{P(H_2/S_{ij})}.$$

Следовательно, неравенство (6), которое определяет байесовскую процедуру проверки гипотез, можно преобразовать к неравенству

$$\frac{P(H_1/S_{ij})}{P(H_2/S_{ij})} > \frac{C_{12}}{C_{21}}. \quad (7)$$

Обратим внимание, что при наличии двух гипотез H_1 и H_2 данное неравенство с учетом тождества (3) можно представить в виде неравенства

$$P(H_1/S_{ij}) > \frac{C_{12}}{C_{21}} \bigg/ \left(1+\frac{C_{12}}{C_{21}}\right).$$

Таким образом, байесовскую процедуру проверки гипотез можно выполнить в следующей последовательности:

возьмем обучающую выборку объектов наблюдения, состоящую из некоторого числа рентгенограмм. Вычислим с помощью формулы (2) апостериорные вероятности $P(H_1/S_k)$, $P(H_2/S_k)$ для данного сочетания S_k диагностических признаков;

подставим полученные значения апостериорных вероятностей $P(H_1/S_k)$, $P(H_2/S_k)$ в формулу (7), которая описывает процедуру проверки гипотез, и выполним классификацию объекта наблюдения в зависимости от соотношения между отношением правдоподобия $\lambda(S_k)$ и пороговым значением δ.

Выводы

Таким образом, в статье предложена процедура принятия решения, которая основывается на анализе апостериорных вероятностей гипотез. Разработана стратегия оптимальной классификации медицинского изображения при условии, что его диагностические признаки имеют данное сочетание. Направление дальнейших исследований связано с разработкой процедуры принятия решения для случая, когда евклидова размерность пространства диагностических признаков $E \geq 3$.

Список литературы

1. *Потапов А.С. Распознавание образов и машинное зрение / А.С. Потапов. – СПб.: Политехника, 2007. – 548 с.*
2. *Хайкин С. Нейронные сети: полный курс / С. Хайкин. – М.: Вильямс, 2006. – 1104 с.*
3. *Ницын А.Ю. Прогнозирование результата контрольно-сдаточных испытаний ГТД в условиях капитального ремонта с применением имитационных моделей рабочего процесса: автореф. дис. на соискание ученой степени канд. техн. наук: спец. 05.22.14 «Эксплуатация авиационной техники» / А.Ю. Ницын. – К., 1984. – 16 с.*
4. *Вентцель Е.С. Теория вероятностей / Е.С. Вентцель. – М.: Наука, 1969. – 576 с.*
5. *Биргер И.А. Техническая диагностика / И.А. Биргер. – М.: Машиностроение, 1978. – 240 с.*
6. *Хант Э. Искусственный интеллект / Э. Хант. – М.: Мир, 1978. – 558 с.*
7. *Ту Дж. Принципы распознавания образов / Дж. Ту, Р. Гонсалес. – М.: Мир, 1978. – 412 с.*
8. *Люгер Дж. Искусственный интеллект: стратегии и методы решения сложных проблем / Дж. Люгер. – М.: Издательский дом «Вильямс», 2003. – 864 с.*

Поступила в редколлегию 19.06.2009

Рецензент: д-р техн. наук, проф. П.А. Качанов, Национальный технический университет «ХПИ», Харьков.

БАЙЄСОВСЬКА ПРОЦЕДУРА ПЕРЕВІРКИ ГІПОТЕЗ НА ОСНОВІ АНАЛІЗУ ЇХ АПОСТЕРІОРНИХ ЙМОВІРНОСТЕЙ

Д.О. Ніцин

Пропонується байєсовська процедура прийняття рішень, заснована на аналізі апостеріорних ймовірностей гіпотез. Запропонована процедура передбачає мінімізацію середнього ризику прийняття помилкового рішення.

Ключові слова: *правило Байєса, процедура прийняття рішення.*

BAYESIAN PROCEDURE OF CHECK OF HYPOTHESES ON THE BASIS OF THE ANALYSIS A POSTERIORI OF PROBABILITIES

D.A. Nitsyn

The Bayesian procedure of acceptance of the decisions based on the analysis a posteriori of probabilities of hypotheses is offered. The offered procedure provides minimization of average risk of acceptance of the erroneous decision.

Keywords: *the Bayesian rule, procedure of acceptance of the decision.*