

УДК 629.7

А. Н. Мащенко¹, А. И. Федякин²

¹Державне конструкторське бюро «Південне», Дніпропетровськ

²Інститут технічної механіки НАН України і НКА України, Дніпропетровськ

Методологические аспекты создания космических ракетных комплексов с учетом требований безопасности

Надійшла до редакції 26.10.06

Пропонуються моделі для розробки космічних ракетних комплексів за критерієм бюджетної ефективності з урахуванням збитків від можливих аварій, для оцінки ймовірності яких використовується принцип гарантованого результату.

При осуществлении космической деятельности необходимо обеспечивать выполнение требований безопасности для жизни и здоровья населения, имущества всех форм собственности и окружающей среды. Безопасность достигается при проектировании, доказывается при сертификации, реализуется при изготовлении и подтверждается в эксплуатации [17].

Учитывая, что создание космического ракетного комплекса требует существенных затрат, реализация такого проекта может проводиться в рамках транснациональной компании, но со значительным государственным финансированием. При привлечении бюджетных средств критерием оптимальности при выборе облика космического ракетного комплекса и обосновании параметров его подсистем становится критерий бюджетной эффективности (отношение поступлений в бюджет к отчислениям из бюджета [15]).

Процесс проектирования ракеты-носителя (РН) разбивается на пять основных этапов [11]. На первом проводится анализ альтернативных вариантов РН, отличающихся массой полезной нагрузки m_n , компоновочной схемой, видом топлива, комплектующими и т. п., в результате которого, с учетом прогноза рынка запусков,

определяется масса полезной нагрузки m_n , обеспечивающая максимум показателя k_3 бюджетной эффективности

$$k_3 = \frac{D k_n}{Z}, \quad (1)$$

где D — прибыль (чистый доход), k_n — коэффициент, характеризующий долю отчисления прибыли в бюджет, Z — бюджетные затраты.

Прибыль i -го варианта на данном этапе прогнозируется с учетом приближенных исходных данных по аналогам:

$$D_i = [C_i(m_{ni}, P_i) - C_i(\omega_T)] Q_\Sigma k_i - Y_i, \quad (2)$$

где $C_i(m_{ni}, P_i)$ — цена пуска [11], P — надежность, $C_i(\omega_T)$ — себестоимость, зависящая от вектора технических параметров ω_T и определяемая по статистическим данным разработчика, Q_Σ — прогнозируемая суммарная потребность в пусках массы m_{ni} на требуемую орбиту, k_i — коэффициент конкурентоспособности (доля рынка), Y_i — величина ущерба вследствие возможных аварий.

Величину ущерба Y_i будем определять как математическое ожидание смешанной случайной величины со смесью распределений:

$$Y = \int_{y_{\min}}^{y_{\max}} y F'(y) dy,$$

где y_{\min} и y_{\max} — наименьшее и максимально возможное значение ущерба, $F(y)$ — закон распределения ущерба:

$$F(y) = \begin{cases} 0 & \text{при } y < 0, \\ P_0 & \text{при } 0 \leq y \leq y_{\min}, \\ \sum_{i=1}^{n_0} q_i F_i(y) & \text{при } y_{\min} \leq y \leq y_{\max}, \end{cases} \quad (3)$$

Здесь q_i — вероятность возникновения аварий на i -м этапе ($i = 1, \dots, n_0$) жизненного цикла РН,

$$P_0 = 1 - \left[q_1 + (1 - q_1)q_2 + \dots + q_{n_0} \prod_{i=1}^{n_0-1} (1 - q_i) \right],$$

$F_i(y)$ — функции распределения ущерба на i -м этапе жизненного цикла.

Величина ущерба рассчитывается в зависимости от последствий аварий. При этом ориентировочно эквивалентом летального исхода могут быть следующие значения [9] (млн дол.): в США — 1.98, в Швейцарии — 1.71, Швеции — 1.63, Великобритании — 1.12, Финляндии — 1.1, Дании — 0.53, Испании — 0.07, Франции — 0.02, Бельгии — 0.02.

Для оценки вероятностей аварий на данном этапе целесообразно использовать значения, полученные по аналогии с использованием принципа гарантированного результата [3, 6], которые будут уточнены по результатам эскизного проектирования, когда появятся данные по режимам функционирования, λ -характеристикам комплектующих, геометрическим размерам несущих конструкций и т. п.

При отсутствии статистических данных принцип гарантированного результата может быть дополнением к методам математической статистики при обосновании законов распределения, типов случайных процессов, определении доверительных интервалов. Рассмотрим его использование на примере сферического баллона, нагруженного внутренним давлением, функция работоспособности которого зависит от пяти независимых случайных величин x_i [6]:

$$Z = \frac{2x_1 x_2}{r} x_3 - x_4 x_5,$$

где x_1 — предел прочности, x_2 — толщина, r — радиус (величина неслучайная), x_4 — действующее давление, x_3, x_5 — величины, учитывающие погрешности принятых моделей, влияние технологии изготовления с учетом человеческого фактора и т. п. Для каждого x_i предполагаются известными интервал изменения (допуск) и математическое ожидание (номинальное значение). Отметим, что для x_3 такая информация может быть получена по результатам контрольно-выборочных испытаний до разрушения, а для x_5 — по результатам телеметрии при полете ранее эксплуатировавшихся РН. При этом несущая способность выразится формулой $R = 2x_1 x_2 x_3 / r$, внутреннее давление — формулой $Q = x_4 x_5$.

Вероятность q возникновения аварии в рассматриваемом случае равна

$$q = \int_{z_{\min}}^0 f(z) dz = \iint_{R=Q} f(R) f(Q) dR dQ = \iiint_{Z < 0} \prod_{i=1}^5 f_i(x_i) dx_i, \quad (4)$$

где $f(z)$, $f(x_i)$ — плотности распределения, которые предполагаются неизвестными.

Численное моделирование проводилось для четырех случаев. Вначале оценка (4) вычислялась для случая, когда плотности $f(x_i)$ — распределения Пирсона I типа

$$f_i(x_i) = C \left(1 + \frac{x_i - \mu_i}{x_i^{\max} - \mu_i} \right)^l \left(1 - \frac{x_i - \mu_i}{\mu_i - x_i^{\min}} \right)^k, \quad (5)$$

где μ_i — математическое ожидание, x_i^{\min} и x_i^{\max} — минимальное и максимальное значения, l, k — показатели степеней.

Значения этих параметров приведены в табл. 1.

Затем по этим же данным определялись начальные моменты распределений от первого до четвертого порядков случайных величин Z, R, Q, x_i ($i = 1, \dots, 5$), которые являлись ограничениями при нахождении максимумов соответствующих выражений функционалов (4), зависящих от неизвестных плотностей $f(Z), f(R), f(Q)$,

Таблица 1. Исходные значение факторов

Фактор	μ_i	x_i^{\min}	x_i^{\max}	l	k
x_1	3221	3000	3500	29.06	24.32
x_2	0.2235	0.19	0.257	7.329	7.329
x_3	1.0	0.8	1.2	1	1
x_4	5.9	3.6	7.0	3.182	1
x_5	1.025	0.95	1.1	1	1

Таблица 2. Значения моментов функции работоспособности Z , несущей способности R и нагрузки Q

Порядок момента	Z	R	Q
1	4.35	10.4	6.05
2	20.33	109.09	36.98
3	100.99	1155.25	128.51
4	527.73	12344.2	1425.55

Таблица 3. Значения максимальных оценок вероятности аварии в зависимости от объема используемой информации

Количество моментов	Z	R, Q	x_i
1	0.6425	0.4695	0.2784
2	0.0702	0.0346	0.0303
3	0.0471	0.0135	0.0116
4	0.009	0.003	0.00011

$f(x_i)$. Значения моментов Z, R, Q , найденные по данным табл. 1, приведены в табл. 2.

В табл. 3 приведены значения максимальных оценок вероятностей аварий (МОВА) в зависимости от количества моментов для случая, когда плотности в функционалах (4) неизвестны. Данные табл. 3 позволяют сделать два вывода. Во-первых, применение подхода [5, 10] мало пригодно для практических целей, так как оценки вероятности аварий по сравнению со случаем, когда плотности распределений известны ($q = 10^{-9}$), получаются слишком завышенными. Во-вторых, при увеличении информации, используемой при расчете МОВА, точность возрастает, в связи с чем необходимо привлекать дополнительную информацию. В качестве такой информации предлагается использовать вид распределений факторов, характеризующих работоспособность, который может быть установлен

по статистическим данным об аналогах. Таким распределением, которое ограничено, отличается разнообразием форм, имеет простой вид и широкое распространение для аппроксимации статистических данных, является распределение Пирсона I типа (5).

В зависимости от знака производной функции работоспособности $\partial z / \partial x_i$ и асимметрии распределения при унимодальном виде кривой Пирсона I типа МОВА обеспечиваются следующими значениями параметров l и k распределений факторов:

при $\frac{\partial z}{\partial x_i} > 0$ —

$$l = 1, \quad k = 2 \frac{A_2}{A_1} - 1, \quad \text{если } A_1 < A_2,$$

$$l = \frac{A_1}{A_2} - 1, \quad k = 0, \quad \text{если } A_1 > A_2;$$

при $\frac{\partial z}{\partial x_i} < 0$ —

$$l = 0, \quad k = \frac{A_2}{A_1} - 1, \quad \text{если } A_1 < A_2,$$

$$l = 2 \frac{A_1}{A_2} - 1, \quad k = 1, \quad \text{если } A_1 > A_2.$$

В этом случае значения МОВА значительно меньше, чем приведенные в табл. 3: при использовании информации о допуске и математическом ожидании z оценка q оказалась равной 0.029, при известных допусках и математических ожиданиях R и Q она равна 0.0061, при известных допусках и математических ожиданиях четырех факторов (x_1, x_2, r, x_4) $q = 9 \cdot 10^{-5}$. Отметим, что и в этом случае подтверждается свойство уменьшения МОВА при увеличении информации о числе факторов.

Для многих систем и элементов РН при оценке времени t до отказа используется экспоненциальное распределение с известной интенсивностью отказов:

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t},$$

которое дает верхнюю оценку вероятности отказа на интервале времени от нуля до математического ожидания [2]. Однако если для λ известен только интервал изменения $|\lambda^{\min}, \lambda^{\max}|$ и

математическое ожидание μ_λ , то для расчета МОВА также целесообразно использовать распределение Пирсона I типа (5). В этом случае

$$F(t) = 1 - c \int_{\lambda^{\min}}^{\lambda^{\max}} e^{-\lambda t} \left(1 + \frac{\lambda - \mu_\lambda}{A_1}\right)^l \left(1 - \frac{\lambda - \mu_\lambda}{A_2}\right)^k d\lambda.$$

Если факторы, характеризующие работоспособность, представляются случайными процессами, то для расчета МОВА может быть использована методика на основе [6]. Многомерное распределение, характеризующее случайный процесс, в работе [6] представлено в виде разложения в кратный ряд по системе ортонормированных полиномов с весовыми функциями в виде маргинальных распределений в сечениях процесса и коэффициентами разложения, зависящими от моментов, в том числе и смешанных различных порядков.

Подход к оценке МОВА при отсутствии статистики реализаций заключается в следующем. Для определенного числа сечений случайного процесса моделируются случайные величины, имеющие распределение Пирсона I типа (5). По этим данным строятся реализации случайного процесса таким образом, чтобы вычисленные по ним смешанные моменты давали верхнюю оценку вероятности выброса функции работоспособности за нулевой уровень (т. е. МОВА). При этом необходимо использовать статистическую информацию (по аналогам) о допусках факторов в сечениях процесса и интервал возможных изменений реализаций от сечения к сечению. Количество итераций для обоснования необходимого числа сечений процесса определяется требуемой точностью расчетов.

С учетом того, что значительная часть аварий (45 % на АЭС, 60 % в авиации, 80 % на море [8]) происходит из-за человеческих ошибок, при оценке безопасности необходимо учитывать надежность человека [7].

Оценка влияния на безопасность надежности функционирования персонала включает [16]:

— оценку вероятности безотказной работы отдельного исполнителя с учетом надежности сопряженных с ним технических средств информационного и моторного полей:

$$F = \{F_0 F_1 [F_2(1 - F_0) + F_0] F_3(1 - F_4) + F_4\} \times \\ \times [1 - Q_T(1 - F_0)]^2,$$

где F_0 — вероятность выполнения требуемых действий, F_1 — вероятность своевременного приема и обработки информации, F_2 — вероятность правильного решения, F_3 — вероятность правильной реализации решения, F_4 — реализация самоконтроля, Q_T — вероятность отказа технических средств,

— рекуррентную процедуру оценки вероятностей обеспечения «страховки» от неправильных действий:

$$f_k = f_{k-1}^d + \sum_{i=1}^d C_d^i f_{k-1}^{\beta(i)} (1 - f_{k-1})^i,$$

где C_d^i — биномиальные коэффициенты, $\beta(i) = [(d + 1 - i)^2 + d]/(d + 1 - i)$, d — норма управляемости, $k = 0, \dots, L$ — уровни иерархии.

Для f_0 имеем

$$f_0 = F^d + i = 1 \sum_{i=1}^d C_d^i F^{\beta(i)} (1 - F)^i.$$

Для всего персонала организационной структуры $F_n = f_L$, где f_L — конечное значение рекуррентной процедуры при шаге $k = L$.

В качестве примера исходных данных для расчетов по этой схеме может служить информация, приведенная в работе [1], где указаны возможные виды потенциальных ошибок, совершаемых операторами, даны причины ошибок, вероятности ошибок и их исправления. При этом учитываются вид работы (рутинная или нет), наличие инструкций, стресса, стаж.

Далее остановимся на оценке конкурентоспособности, которая определяется многими локальными показателями: техническими, экономическими, нормативными, экологическими, национальными и др. При этом отметим два момента. Построение интегрального показателя невозможно без привлечения дополнительной информации. Учитывая, что прогнозирование конкурентоспособности — ключевой момент разработки, определяющий целесообразность создания комплекса, в качестве дополнительной информации необходимо использовать систему предпочтений Лица, принимающего решение, как ответственного за проект в целом. При этом целесообразно применить алгоритмы теории многокритериальной полезности [11, 16] при количественных локальных показателях или вербального анализа решений [8] при качественных локальных показателях. Оба подхода

используют попарное сравнение двух градаций двух показателей, при котором, как показали психологические эксперименты [8], человек совершает меньше всего ошибок при принятии решений.

Коэффициент конкурентоспособности k_i (доля рынка), от которого зависит прибыль (2), предлагается определять по формуле

$$k_i = \frac{\xi_i(\omega)}{\xi_i(\omega) + \sum_{j=1}^{N_k} \xi_j(\omega)} + \xi_0,$$

где $\xi_i(\omega)$, $\xi_j(\omega)$ — интегральные функции ценности (ИФЦ) i -го изделия и j -х изделий-конкурентов, $\omega = \{\omega_1, \dots, \omega_k\}$ — вектор локальных функций ценности ω_i ($i = 1, \dots, k$), учитываемых при расчете ξ_i , ξ_j , $\xi_0 = \delta_\phi - \delta_p$ — разность между фактической и расчетной долями рынка (коэффициентами конкурентоспособности), определяемая с учетом статистических сведений об изделиях-аналогах, причем

$$\delta_\phi = \frac{D_{i\phi}}{\sum_{j=1}^{N_{k\phi}} D_{j\phi}}, \quad \delta_p = \frac{\xi_{ia}(\omega)}{\xi_{ia}(\omega) + \sum_{j=1}^{N_{k\phi}} \xi_{ja}(\omega)},$$

где $D_{i\phi}$, $D_{j\phi}$ — фактические значения суммарного дохода за период T , $N_{k\phi}$ — фактическое число эксплуатировавшихся изделий за период T , $\xi_{ia}(\omega)$, $\xi_{ja}(\omega)$ — ИФЦ изделий, эксплуатировавшихся в период T .

Введение фактора ξ_0 позволяет учесть погрешности расчета коэффициента δ_p из-за невозможности учета влияния на конкурентоспособность маркетинговых, национальных и т. п. факторов.

При построении интегральной функции ценности возникают две основные задачи: обоснование состава локальных критериев, характеризующих с достаточной представительностью ИФЦ, и обоснование формы ИФЦ.

Решение первой задачи основывается на использовании функции доверия [14, 16], а второй — на основе справедливости некоторых аксиом [8, 16].

Рассмотрим пример определения расчетного значения коэффициента конкурентоспособности δ_p с использованием алгоритма ЗАПРОС (Замкнутые Процедуры у Опорных Ситуаций) вер-

Таблица 4. Перечень локальных показателей и их градаций

Код показателя	Название показателя	Код градации	Название градации
A	Цена	A1	Высокая
		A2	Средняя
		A3	Низкая
B	Надежность	B1	Высокая
		B2	Средняя
		B3	Низкая
C	Безопасность	C1	Большая
		C2	Умеренная
		C3	Низкая

Таблица 5. Качественное описание альтернатив

Изделие	Цена	Надежность	Безопасность
X	A1	B2	C3
Y	A2	B3	C1
Z	A3	B1	C2

бального анализа решений [8]. Пусть требуется оценить конкурентоспособность трех вариантов проектов X, Y, Z РН одного класса, характеризующихся показателями, приведенными в табл. 4, 5.

После сбора необходимой информации всем трем альтернативам была дана оценка по перечисленным показателям (табл. 6).

Необходимо сравнить и упорядочить векторные оценки $x = (A1, B2, C3)$, $y = (A2, B3, C1)$, $z = (A3, B1, C1)$, соответствующие вариантам X, Y, Z с учетом системы предпочтений ЛПР.

Рассмотрение начинается с идеальной альтернативы (первая опорная ситуация) $L = (A1, B1, C1)$, имеющей по всем показателям лучшие оценки.

Вместо альтернативы L ЛПР предлагаются на рассмотрение две другие альтернативы L_A и L_B , отличающиеся от L только тем, что:

- по сравнению с L качество альтернативы L_A понизилось по показателю A до градации $A2$, $L_A = (A2, B1, C1)$,
- по сравнению с L качество альтернативы L_B понизилось по показателю B до градации $B2$, $L_B = (A1, B2, C1)$.

Перед ЛПР ставится вопрос: какую из этих двух альтернатив (L_A или L_B) Вы предпочтете?

Таблица 6. Количественные оценки альтернативных проектов

Проект	Вербальная оценка по показателям			Ранговая оценка			Число ранговых оценок	
	A	B	C	по ЕПШ	по убыванию рангов	суммарная	N^+	N^-
X	1	2	3	7 4 1	7 4 1	12	0	4
Y	2	3	1	6 3 7	7 6 3	16	4	0
Z	3	1	2	2 7 5	7 5 2	14	2	2

Возможные варианты ответов ЛПР:

- L_A лучше, чем L_B ,
- L_B лучше, чем L_A ,
- L_A и L_B равноценны.

Пусть ЛПР ответил: L_A лучше, чем L_B . Высказанное предпочтение ЛПР можно записать условно в виде $A2B1C1 \rightarrow A1B2C1$, т. е. понижение качества альтернативы L до градации $A2$ предпочтительнее, чем понижение качества до градации $B2$ ($A2 \rightarrow B2$).

Таким образом, имеем $A1, B1 \rightarrow A2 \rightarrow B2$.

Аналогичный вопрос ставится перед ЛПР при сравнении следующей пары альтернатив L_A и L_B с градациями: $L_A = (A3, B1, C1)$ и $L_B = (A1, B2, C1)$. Пусть ЛПР ответил: L_B лучше, чем L_A . Это означает, что $B2 \rightarrow A3$. Следовательно, $A1, B1 \rightarrow A2 \rightarrow B2 \rightarrow A3$.

Нетрудно убедиться, что проводя подобные сравнения, можно упорядочить градации критериев A и B в соответствии с предпочтениями ЛПР и построить для двух критериев объединенную шкалу градаций качества — парную порядковую шкалу (ППШ). Другими словами, ответы ЛПР на приведенные выше вопросы позволяют объединить шкалу критерия A и шкалу критерия B в единую шкалу критериев A и B .

Пусть в результате приведенных сравнений получены следующие ППШ:

$$A1, B1 \rightarrow A2 \rightarrow B2 \rightarrow B3 \rightarrow A3,$$

$$A1, C1 \rightarrow A2 \rightarrow C2 \rightarrow A3 \rightarrow C3,$$

$$B1, C1 \rightarrow C2 \rightarrow B2 \rightarrow B3 \rightarrow C3.$$

С помощью процедуры «разработка графа» [8] строится общая единая порядковая шкала (ЕПШ), начальной точкой которой является сочетание всех лучших оценок ($A1, B1, C1$). Удаляем из графа эту точку и определяем недоминируемую оценку на ППШ (в нашем случае — $A2$). Эту оценку помещаем на ЕПШ и удаля-

ем из графа. Так продолжается до переноса всех оценок на общую ЕПШ, которую условно можно считать ИФЦ для качественных критериев. В рассматриваемом примере ЕПШ имеет вид $A1, B1, C1 \rightarrow A2 \rightarrow C2 \rightarrow B2 \rightarrow B3 \rightarrow A3 \rightarrow C3$.

Присвоим ранг 1 последней точке ЕПШ, ранг 2 — предпоследней и т. д. Укажем в скобках ранги градаций ЕПШ: $A1, B1, C1$ (7) to $A2$ (6) to $C2$ (5) to $B2$ (4) to $B3$ (3) to $A3$ (2) to $C3$ (1).

Заменим в каждой векторной оценке, X, Y и Z , описывающей реальный проект, градации критериев на соответствующие ранги (результат этой операции представлен в 5-й графе табл. 6). Затем полученные ранговые оценки перепишем в порядке убывания рангов (6-я графа табл. 6).

По этим данным подсчитываем суммарный ранг и числа ранговых оценок i -го проекта больших (N^+) и меньших (N^-) величин ранговых оценок альтернативных проектов (графы 7, 8, 9 табл. 6). Например, для проекта X ранг 4 меньше рангов 6 и 5, а ранг 1 меньше рангов 3 и 2, т. е. $N^+ = 0, N^- = 4$.

Расчетное значение коэффициента конкурентоспособности δ_p на основании полученной информации может быть найдено из выражения

$$\delta_{p_i} = \frac{R_i + N_i^+ - N_i^-}{\sum_{i=1}^n R_i},$$

где R_i — сумма рангов i -го проекта ($i = 1, \dots, n$).

В рассматриваемом случае получено $\delta_x = 0.19$, $\delta_y = 0.48$, $\delta_z = 0.33$.

Предложенный подход позволяет для рассматриваемых альтернативных вариантов РН рассчитать прибыль (2), показатель бюджетной эффективности (1) и выбрать наилучший вариант с массой полезной нагрузки m_{ni} и необходимыми параметрами орбиты. Дальнейшие этапы разработки аналогичны предложенным в работе [11]: традиционное детерминированное проектирова-

ние по критерию m_{ni} , построение с учетом полученных данных зависимостей массы и стоимости с надежностью и безопасностью, определение оптимальных значений надежности и безопасности и соответствующих им масс и стоимостей по критерию (1). Для систем стартового комплекса ограничениями являются срок службы [12] и, в большинстве случаев, требование запуска в «стартовом окне» [13].

Как показывают предварительные расчеты, только за счет оптимального распределения надежности и массы подсистем РН имеется возможность увеличения полезной нагрузки до 30 % с соответствующим повышением конкурентоспособности и прибыли.

ВЫВОДЫ

В условиях рыночных отношений и выхода Украины на международный рынок запусков, необходимости сертифицирования космической техники все большее значение приобретает проблема обеспечения ее безопасности [4].

Рассмотренный подход к проектированию космических ракетных комплексов позволяет обосновать количественные требования безопасности к составляющим подсистемам и учесть их при разработке. Для практической реализации предложенного подхода целесообразно создание системы поддержки принятия решений, включающей базы данных о трудоемкости, надежности и безопасности, а также информационные технологии для принятия решений.

1. Безопасность жизнедеятельности: Учебник для вузов. — 4-е изд. и доп. / Под ред. С. В. Белова — М.: Высш. шк., 2004.—606 с.
2. Беляев Ю. К., Богатырев В. А., Болотин В. В. и др. Надежность технических систем: Справочник / Под ред. И. А. Ушакова. — М.: Радио и связь, 1985.—С. 62.
3. Гермейер Ю. Б. Введение в теорию исследования операций. — М.: Наука, 1975.—384 с.
4. Закон України «Про космічну діяльність» від 15 листопада 1996 р. // Відомості Верховної Ради України.—1997.—№ 1.—Ст. 2.—(№ 502/96-ВР).
5. Карлин С., Стадден В. Чебышевские системы и их применение в анализе и статистике. — М.: Наука, 1976.—568 с.

6. Конохов С. Н., Федякин А. И. Вероятностно-статистические методы проектирования систем космической техники. — Днепропетровск: Ин-т технич. мех. НАН Украины и НКА Украины, 1997.—250 с.
7. Кристенсен Ж., Мейстер Д., Фоули П. и др. Человеческий фактор.: Пер. с англ. — М.: Мир, 1991.—Т. 1: Эргономика — комплексная научно-техническая дисциплина.—599 с.
8. Ларичев О. И. Теория и методы принятия решений, а также Хроника событий в Волшебных Странах: Учебник. — М.: Логос, 2000.—296 с.
9. Левицька С. Економічна оцінка безпеки на залізничних переїздах // Экономика Украины.—2004.—№ 7.—С. 88—90.
10. Марков А. А. Избранные труды. — М.-Л.: ОГИЗ, 1948.—412 с.
11. Машенко А. Н., Федякин А. И. Методологические аспекты проектирования ракеты-носителя по критерию экономической эффективности // Космічна наука і технологія.—2004.—10, № 2/3.—С. 68—73.
12. Машенко А. Н., Федякин А. И. Прогнозирование срока службы изделий с учетом информации о параметрах, характеризующих работоспособность // Техн. мех.—2005.—№ 1.—С. 156—162.
13. Машенко А. Н., Федякин А. И., Жук С. С. Оценка вероятности времени выполнения предстартовой подготовки ракеты-носителя // Техн. мех.—2006.—№ 1.—С. 167—170.
14. Машенко А. Н., Федякин А. И., Мамчук В. М. Обоснование интегрального критерия качества наукоемких альтернатив // Питання оптимізації обчислень (ПОО - XXXII), присвяченої пам'яті академіка В. С. Михалевича: Праці Міжнар. конф. — Київ: Ін-т кібернетики ім. В. М. Глушкова, 2005.—С. 148—149.
15. Морозова Т. Г., Пикулькин А. В., Тихонов В. Ф. и др. Прогнозирование и планирование в условиях рынка: Учеб. пособие для вузов / Под ред. Т. Г. Морозовой, А. В. Пикулькина. — М.: ЮНИТА-ДАНА, 1990.—318 с.
16. Николаев В. И., Брук В. М. Системотехника: методы и приложения. — Л.: Машиностроение, 1985.—199 с.
17. Новожилов Г. В., Неймарк М. С., Цесарский Л. Г. Безопасность полета самолета. Концепция и технология. — М: Машиностроение, 2003.—144 с.

METHODOLOGICAL ASPECTS OF SPACE ROCKET COMPLEXE CONSTRUCTION WITH CONSIDERATION FOR SAFETY REQUIREMENTS

A. N. Mashchenko, A. I. Fedjakin

We propose some models for development space rocket complexes with the use of the budgetary effectiveness criteria with taking into account the damages of possible accidents. The assured result principle is used to determine accident probability.